

TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANA BİLİM DALI

SPATIAL (MEKANSAL) EKONOMETRİK MODELLER: YÖNTEM VE
UYGULAMA

Fatma İdil BAKTEMUR

DOKTORA TEZİ

ADANA / 2016

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANA BİLİM DALI**

**SPATIAL (MEKANSAL) EKONOMETRİK MODELLER: YÖNTEM VE
UYGULAMA**

Fatma İdil BAKTEMUR

Danışman: Doç. Dr. Mehmet ÖZMEN

Jüri Üyesi: Prof. Dr. H. Altan ÇABUK

Jüri Üyesi: Prof. Dr. Murat DOĞANLAR

Jüri Üyesi: Prof. Dr. A. Özlem ÖNDER

Jüri Üyesi: Yrd. Doç. Dr. Nazan ŞAK

DOKTORA TEZİ

ADANA / 2016

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne;

Bu çalışma, jürimiz tarafından Ekonometri Ana Bilim Dalında DOKTORA TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Başkan : Doç. Dr. Mehmet ÖZMEN
(Danışman)

Üye : Prof. Dr. H. Altan ÇABUK

Üye : Prof. Dr. Murat DOĞANLAR

Üye : Prof. Dr. A. Özlem ÖNDER

Üye : Yrd. Doç. Dr. Nazan ŞAK

ONAY

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim elemanlarına ait olduklarını onaylarım.

.../.../ 2016

Prof. Dr. Yıldırım Beyazıt ÖNAL

Enstitü Müdürü

NOT: Bu tezde kullanılan ve başka kaynaktan yapılan bildirişlerin, çizelge, şekil ve fotoğrafların kaynak gösterilmeden kullanımı, 5846 sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunu'ndaki hükümlere tabidir.

ETİK BEYANI

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada;

- Tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
 - Tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
 - Tez çalışmada yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi,
 - Kullanılan verilerde ve ortaya çıkan sonuçlarda herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
 - Bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu,
- bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim. 03/03/2016

Fatma İdil BAKTEMUR

ÖZET

SPATIAL (MEKANSAL) EKONOMETRİK MODELLER: YÖNTEM VE UYGULAMA

Fatma İdil BAKTEMUR

Doktora Tezi, Ekonometri Anabilim Dalı

Danışman: Doç. Dr. Mehmet ÖZMEN

Mart 2016, 100 sayfa

Tobler'in (1979) ifade ettiği gibi coğrafya biliminin ilk kuralı "Her şey diğer şeylerle ilişkilidir fakat yakın olanlar uzak olanlardan daha fazla ilişkilidir." şeklindedir. Yani, bölgesel düzeyde incelenen verilerde komşular arasında bağımlılık ve etkileşim ortaya çıkmaktadır. Veri bölgesel düzeyde toplandığında iki problem ortaya çıkabilmektedir. Bunlar veriler arasındaki mekansal bağımlılık ve modellediğimiz ilişkilerde mekansal değişimdir. Klasik ekonometri, bu iki konuyu göz ardı etmektedir. Mekansal ekonometri, kesit veya panel verideki mevcut mekansal etkiyi içeren ekonometrik yöntemlerden oluşan ekonometrinin alt bir alanıdır. Bu çalışma, mekansal etkileşimi ve/veya otokorelasyonu inceleyen mekansal ekonometri ve mekansal panel ekonometri yaklaşımlarını açıklamak amacıyla yapılmıştır. Bu bağlamda, mekansal ekonometrik modeller ve mekansal panel veri modelleri açıklanmıştır. Tezde AB ülkeleri için faiz, işsizlik ve gelir değişkenlerine ilişkin yakınsama analizleri yapılmıştır. Sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde komşu bölgelerin birbirlerini etkilediklerini göstermektedir. Sermaye, emek ve mal piyasası mobilleştikçe faiz farklılıkları, ücret farklılıkları ve fiyat farklılıkları arasındaki farkların zaman içinde azalmaları ve birbirlerine yakınsamaları beklenebilir.

Anahtar Kelimeler: Mekansal ekonometri, yakınsama, AB ülkeleri

ABSTRACT**SPATIAL ECONOMETRIC MODELS: METHOD AND APPLICATION****Fatma İdil BAKTEMUR****Phd Thesis, Department of Econometrics****Supervisor: Doç. Dr. Mehmet ÖZMEN****March 2016, 100 pages**

As Tobler specifies the first law of geography is “everything is related to everything else, but near things are more related than distant things”. It means that dependence and interaction emerge among neighbors in the data analyzed at the regional level. Two problems may occur when data are collected at the regional level. These are spatial dependence among variables and spatial heterogeneity in relations which we have modelled. Classical econometrics ignores these two subjects. Spatial econometrics is a subfield of econometrics that deals with the treatment of spatial interaction and spatial structure in regression models for cross-sectional and panel data. This study has been done for the aim of explaining the spatial econometrics and spatial panel data econometrics approaches that search spatial interaction and/or autocorrelation. In this context, spatial econometrics models and spatial panel data models have been explained. In the thesis, convergence have been searched for the European countries related to interest, unemployment and income variables. The results in general indicate that neighboring regions affect each other. The more capital, labor and goods markets mobilize, it may be expected to decrease interest, wage and price differences and converging each other.

Keywords: Spatial econometrics, convergence, EU countries

ÖNSÖZ

Kendisiyle beraber çalışmaktan gurur ve mutluluk duyduğum danışman hocam Doç. Dr. Mehmet Özmen'e sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Çalışmayı sevdiren, yol gösteren, zaman ayıran hocam Prof. Dr. A. Özlem Önder'e teşekkür ederim. Fikirleriyle yol gösteren hocalarım Prof. Dr. Altan Çabuk, Doç. Dr. Ebru Özgür Güler, Yrd. Doç. Dr. Hüseyin Güler ve Prof. Dr. Murat Doğanlar'a teşekkürleri borç bilirim. Yrd. Doç. Dr. Nazan Şak'a bu süreçte yardımcı olduğu için teşekkür ederim. Maddi ve manevi tüm destekleriyle yanımda olan eşim, annem ve babama teşekkürlerimi sunarım.

F. İdil BAKTEMUR

Adana, Mart, 2016

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	Sayfa iv
ABSTRACT	v
ÖNSÖZ	vi
KISALTMALAR LİSTESİ	xi
TABLolar LİSTESİ	xii
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	xiii

BÖLÜM I

GİRİŞ

1.1 Problem	1
1.2 Araştırmanın Amacı	1
1.3 Araştırmanın Önemi	2

BÖLÜM II

EKONOMETRİK MODELLER

2.1 Ekonometrik Modelleme.....	4
2.2 Makroekonometrik Modellerin Doğuşu	7

BÖLÜM III

MEKANSAL EKONOMETRİ YAKLAŞIMI

3.1 Mekansal Ekonometri.....	9
3.1.1 Mekansal Etki.....	11

3.1.2 Mekansal Ağırlıklandırma ve Mekansal Gecikme Operatörü.....	12
3.1.3 Sınırdışlığa Bağlı Ağırlıklar	13
3.1.4 Uzaklığa Bağlı Ağırlıklar.....	14
3.2 Mekansal Regresyon Modelleri.....	14
3.2.1 Mekansal Otoregresif ve Mekansal Hata Modellerinin EKK ile Tahmini.....	15
3.2.2 Mekansal Regresyon Modellerinin Maksimum Olabilirlik Yöntemi ile Tahmini.....	17
3.2.3 Mekansal İki Aşamalı EKK İle Tahmin.....	18
3.2.4 Genel Mekansal Model.....	19
3.2.5 Mekansal Durbin Modeli ve Ortak Faktörler Testi.....	21
3.2.6 Mekansal Ekonometrik Modellerin Özeti.....	22
3.2.7 Modellerin Yanlış Seçilmesi Durumunda Ortaya Çıkan Sorunlar.....	25
3.3 Spesifikasyon Testleri.....	25
3.3.1 Moran I İstatistiği.....	25
3.3.2 Kelejian ve Robinson Testi (KR) Testi.....	26
3.3.3 ML Temelli Testler.....	26
3.4 Mekansal Hata Korelasyonu İçin Testler.....	27
3.4.1 Dışlanmış Mekansal Gecikmenin Test Edilmesi.....	28
3.4.2 Sağlam Lagrange Çarpan Testleri.....	28
3.4.3 Birleşik LM Testleri.....	29
3.4.4 Değişen Varyansın Varlığında Mekansal Otokorelasyonun Test Edilmesi.....	29
3.5 Belirleme Araştırması.....	30
3.6 Yüksek Mertebeden Modeller.....	31
3.7 Klasik Normal Doğrusal Regresyon Modeli Varsayımlarının Araştırılması...	31
3.7.1 Normallik Varsayımı.....	32

3.7.2 Mekansal Değişen Varyans.....	32
3.7.3 Yapısal İstikrarsızlığın Araştırılması.....	33

BÖLÜM IV

MEKANSAL PANEL EKONOMETRİ YAKLAŞIMI

4.1 Mekansal Panel Ekonometri	34
4.2 Mekansal Havuzlanmış Panel Veri Modeli İçin Tahmin Yöntemi.....	36
4.2.1 Maksimum Olabilirlik Yöntemi.....	36
4.2.1.1 Mekansal Gecikmeli Havuzlanmış Panel Veri Modeli İçin Maksimum Olabilirlik Yöntemi.....	36
4.2.1.2 Mekansal Hatalı Havuzlanmış Panel Veri Modeli İçin Maksimum Olabilirlik Yöntemi.....	37
4.2.2 Araç Değişkenler ve Genelleştirilmiş Moment Metodu.....	37
4.2.2.1 Mekansal Gecikmeli Havuzlanmış Panel Modeli.....	38
4.2.2.2 Mekansal Hatalı Havuzlanmış Panel Modeli.....	38
4.3 Sabit Etkili Mekansal Hata ve Mekansal Gecikme Modeli.....	39
4.4 Rassal Etkili Mekansal Panel Modelleri.....	40
4.5 Dizisel Korelasyonlu, Mekansal Otokorelasyonlu Rassal Etkili Mekansal Panel Veri Modelleri (Baltagi Model).....	44
4.6 Mekansal Havuzlanmış Panel Veri ve Mekansal Sabit Etki Modellerindeki Mekansal Bağımlılığın Test Edilmesi.....	46
4.7 Rassal Etkili Mekansal Panel Veri Modeli İçin Testler.....	47
4.7.1 Birleşik LM Testi.....	47
4.7.2 Marjinal LM Testleri.....	47
4.7.3 Bir Yönlü Birleşik LM Testi.....	49
4.7.4 Olabilirlik Oranı Testi.....	49
4.7.5 Koşullu LM Testleri.....	50
4.8 Dizisel Korelasyonlu ve Mekansal Otokorelasyonlu Rassal Etkili Mekansal Panel Veri Modelleri İçin Testler.....	52

4.9 Mekansal Panel Veri Modelleri İçin Hausman Testi.....	52
4.10 Mekansal SUR Modeli.....	53
4.11 Dinamik Mekansal Panel Veri Metodolojisi.....	54

BÖLÜM V

UYGULAMALI LİTERATÜR TARAMASI

5.1 Literatür Taraması.....	56
-----------------------------	----

BÖLÜM VI

UYGULAMALAR

6.1 AB 27 Ülkeleri İçin Gelir Yakınsaması Üzerine Bir Uygulama.....	69
6.2 Kurucu AB Ülkeleri İçin Faiz Oranları Yakınsaması Üzerine Bir Uygulama.	77
6.3 Gelişmiş AB Ülkeleri İçin İşsizlik Oranları Yakınsaması Üzerine Bir Uygulama.....	84

BÖLÜM VII

SONUÇ VE ÖNERİLER

7.1 Sonuç.....	88
7.2 Öneriler.....	90

KAYNAKÇA.....	91
ÖZGEÇMİŞ.....	100

KISALTMALAR

AR	: Auto Regressive
ARMA	: Auto Regressive Moving Average
EKK	: En Küçük Kareler
2AEKK	: İki Aşamalı EKK
ERM	: Exchange Rate Mechanism
ESDA	: Explanatory Data Analysis
GEKK	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GMM	: Generalized Method of Movements
KR	: Kelejian Robinson
LISA	: Local Indicators of Spatial Association
LM	: Lagrange Multiplier
LR	: Likelihood Ratio
LRCOM	: Likelihood Ratio of Common Factors
ML	: Maximum Likelihood
MVN	: Multivariate Normal
NBM	: Neoklasik Büyüme Modeli
NUTS	: Nomenclature of Territorial Units for Statistics
RS	: Rao Score
SAC	: Spatial Autoregressive Confused Model
SAR	: Spatial Autoregressive
SDM	: Spatial Durbin Model
SEKK	: Sıradan En Küçük Kareler
SEM	: Spatial Error Model
SME	: Small Medium Enterprise
SUR	: Seemingly Unrelated Regression
TEKK	: Tartılı En Küçük Kareler

TABLOLAR LİSTESİ

	Sayfa
Tablo 1. Türkiye İçin Mekansal Ekonometri Yaklaşımı Kullanılarak Yapılan Yakınsama Çalışmalarının Özetleri.....	56
Tablo 2. Diğer Ülkeler İçin Mekansal Ekonometri Yaklaşımı Kullanılarak Yapılan Yakınsama Çalışmalarının Özetleri.....	58
Tablo 3. Diğer Mekansal Ekonometri Yaklaşımı Kullanılarak Yapılan Çalışmaların Özetleri.....	61
Tablo 4. AB-27 Kesit Veri Modeli İçin EKK Tahmini ve Tanısal Testleri.....	74
Tablo 5. AB27 Havuzlanmış Veri İle Gelir Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri.....	74
Tablo 6. AB27 Sabit Etkili Gelir Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri.....	75
Tablo 7. AB27 Gelir Yakınsaması İçin Rassal Etkili SEM Modelinin Tahmini.....	75
Tablo 8. AB27 Gelir Yakınsaması İçin Sabit Etkili SEM Modelinin Tahmini.....	76
Tablo 9. AB27 Gelir Yakınsaması İçin Rassal Etkili SAR Modelinin Tahmini.....	76
Tablo 10. AB27 Gelir Yakınsaması İçin Sabit Etkili SAR Modelinin Tahmini.....	77
Tablo 11. Havuzlanmış Veri İle Faiz Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri.....	80
Tablo 12. Sabit Etkili Faiz Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri.....	80
Tablo 13. Faiz Yakınsaması İçin Sabit Etkili SAR Modelinin Tahmini.....	81
Tablo 14. Faiz Yakınsaması İçin Rassal Etkili SEM Modelinin Tahmini.....	82
Tablo 15. Faiz Yakınsaması İçin Sabit Etkili SEM Modelinin Tahmini.....	82

Tablo 16. Faiz Yakınsaması İçin Sabit Etkili SDM Modelinin Tahmini.....	83
Tablo 17. Faiz SDM İçin LR Test Sonuçları.....	84
Tablo 18. Havuzlanmış Veri İle İşsizlik Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri	85
Tablo 19. Sabit Etkili İşsizlik Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri.....	86
Tablo 20. İşsizlik Yakınsaması İçin Rassal Etkili SEM Modelinin Tahmini.....	86
Tablo 21. İşsizlik Yakınsaması İçin Sabit Etkili SEM Modelinin Tahmini.....	87

ŞEKİLLER LİSTESİ**Sayfa**

Şekil 1. Farklı Mekansal Modeller Arasındaki İlişkiler.....	24
--	----



BÖLÜM I

GİRİŞ

1.1 Problem

Tobler (1979)'in belirttiği coğrafyanın birinci kuralı olarak adlandırılan kural “Her şey diğer şeylerle ilişkilidir fakat yakın olanlar uzak olanlardan daha fazla ilişkilidir.” şeklindedir (Rusche, 2010, s.4). Bölgesel düzeyde incelenen verilerde komşular arasında bağımlılık ve etkileşim ortaya çıkabilmektedir. Veri bölgesel düzeyde toplandığında iki sorun ortaya çıkabilmektedir. Bunlardan ilki veriler arasında mekansal bağımlılık diğeri ise modellediğimiz ilişkilerde mekansal değişimdir (LeSage, 1998, s.2). Klasik ekonometrik analizler bu iki konuyu göz önüne almamaktadırlar (LeSage, 1998, s.2). Mekansal ekonometri ise kesit veya panel verideki mevcut mekansal etkiyi içeren ekonometrik yöntemlerden oluşan ekonometrinin bir alt alanıdır [Paelinck ve Klaassen (1979); Anselin, (1988a)]. Bunlardan mekansal bağımlılığı Anselin (2006) coğrafi alanda konumlarına göre sıralanmış gözlemlerin aralarındaki korelasyon ya da kovaryansların yapısını yatay kesit bağımlılığının özel bir durumu olarak ifade etmektedir. Diğeri mekansal heterojenlik ise, klasik ekonometride olduğu gibi gözlenmiş ya da gözlenmemiş heterojenliğin özel bir durumu olarak ifade etmektedir (Anselin, 2006, s. 902).

1.2 Araştırmanın Amacı

Bu çalışmanın amacı, mekansal ekonometri ve mekansal panel ekonometri yaklaşımlarını ayrıntılı bir şekilde inceleyip yakınsama üzerine yapılan uygulamalarla literatüre katkıda bulunmaktır. Sadece gelir değil; faiz ve işsizlik yakınsama analizleri de büyüme modelleri çerçevesinde tartışılmıştır. Uygulamalarda veri setleri son ekonomik kriz dönemini de içermektedir. Çalışmada doğrudan ve dolaylı etkilere de yer verilmiştir.

Birinci bölüm tezin girişini oluşturmakta olup, ikinci bölümde ekonometrik modelleme ve ekonometrik modellere ilişkin bilgiler verilmiştir.

Üçüncü bölümde ise mekansal ekonometrik modeller ayrıntıları ile incelenmiştir. Bu bağlamda mekansal ekonometrinin ortaya çıkışı ve klasik ekonometrik analizlerden farklılıklarından bahsedilmiştir. Mekansal ekonometrik

modellerin tanımlanması açıklanmıştır. Daha sonra bu modeller için kullanılan tahmin yöntemlerinden ve istatistiksel testlerden bahsedilmiştir.

Tezin dördüncü bölümünde panel veri modellerinde mekansal bağımlılığı veya mekansal otokorelasyonu dikkate alan mekansal panel veri model türleri incelenip, bu modellerin tahmini ve bu modeller için kullanılan testler üzerine odaklanılmıştır.

Beşinci bölümde ise mekansal ekonometrik modellerle ilgili bundan önce yapılmış olan çalışmaların bazıları özetlenmiştir.

Altıncı bölümde, Avrupa Birliği üye ülkeleri için faiz, işsizlik ve gelir yakınsamaları hipotezleri ayrı ayrı mekansal modeller ve mekansal panel veri modelleri ile analiz edilmiş olup, son bölümde ise elde edilen sonuçların mekansal ekonometrik analizler ışığında değerlendirmesi yapılmıştır.

1.3 Araştırmanın Önemi

Mekansal unsurlar bölgesel etkileşimleri içeren bilimlerde önemli bir yer tutmaktadırlar. Klasik ekonometrik modellerde dikkate alınmayan mekansal yayılımın büyüklüğü ve anlamlılığı gibi konular mekansal ekonometrik model analizlerinde test edilebilmektedir (Halleck Vega ve Elhorst, 2013, s. 2).

Mekansal ekonometri, 1970'lerin başlarında Avrupa'da, bölge unsurunu dikkate alan modellere olan ihtiyaçtan dolayı, farklı bir alan olarak ortaya çıkmıştır. Son zamanlarda lokasyon ve mekansal iletişime olan ilgi sadece uygulamada değil, aynı zamanda ekonometri teorisinde de önemli bir yer edinmeye başlamıştır. Geçmişte mekan ilişkisini ve dolayısıyla mekansal ekonometrik analizleri dikkate alan modeller bölgesel ve kentsel ölçekteydi. Artık son zamanlarda mekansal ekonometrik yöntemler daha geniş bir ölçekte kullanılmaya başlanmıştır. Özellikle uluslar arası iktisat konularında, kamu maliyesi konularında, emek piyasasında ve talep analizlerinde olmak üzere birçok alanda yapılmış olan çalışmalar örnek olarak gösterilebilir. Ayrıca, ekonometri yazınında coğrafik etkileri dikkate alan model tanımlamaları, bunların tahmin edicileri ve test istatistikleri ile ilgili çalışmalar da oldukça görülmektedir (Anselin, 1999, s.1).

Bunun yanında özellikle belirlenme ve fonksiyonel form konularına ilişkin mekansal ekonometriye bazı eleştiriler de getirilmektedir.

Mekansal ekonometrideki ağırlık matrisinin içsel ve dışsal gecikme yapısının iktisat kuramıyla ilişkilendirilemediği için Corrado ve Fingleton (2011) tarafından

eleştirilmektedir. Bağımlı değişkenlerinin dışlanmış mekansal etkilerini bir araya getirebileceğinden dolayı mekansal etkileşim katsayısının anlamlılığı yanıltıcı olabileceğini de ifade etmişlerdir. Ayrıca bunlar mekansal ekonometrik analizlerde nedensellik ilişkisinin varlığının da özenli bir şekilde araştırılmasını savunmuşlardır. Mekansal ekonometri yaklaşımı doğru model yapısının önceden bilindiği varsayımına dayanmaktadır.

Gibbons ve Overman (2010) ise, mekansal ekonometrik analiz uygulayan birçok ekonometrisyenin belirlenme sorununun farkında olarak fonksiyonel formlarının bilindiği varsayımı altında tahmin edicilerin türetilmesinde ve model karşılaştırma kriterleri ve teknikleri kullanılarak rakip modeller arasında seçim konusunda dikkatli olmadıkları için eleştirmişlerdir. Ayrıca modellerin veri olarak kabul edilmesinin de doğru olmayabileceğini, ağırlık matrisinin içsel olarak kurulabileceğini ifade etmişlerdir.

McMillen (2010) kurulan mekansal ekonometrik modelin katsayılarda doğrusal olmama ihtimali ve uzayda korelasyonlu olan eksik değişkenlerin bir birleşimi olabilmesi nedeniyle mekansal verileri modellemede temel zorluklar içerebileceğini söylemektedirler. Mekansal ekonometri yaklaşımı doğru model yapısının önceden bilindiği varsayımına dayanmaktadır. Emlak piyasası ile ilgili yaptığı çalışmada parametrik olmayan yöntemlerin standart mekansal ekonometri yöntemlerinden daha iyi sonuçlar verdiğini bulmuştur.

BÖLÜM II

EKONOMETRİK MODELLER

İktisat, matematiksel iktisat ve ekonometrinin yarattıkları bir alan makro ekonometrik model yapımıdır. Ekonometrik makro model yapımının öncüsü Hollandalı iktisatçı Jan Tinbergendir. Tinbergen 1930'lu yıllarda yaptığı çalışmalarda konjonktürel hareketlerin tahmininde ve önlenmesinde kullanılabilecek ekonometrik modeller oluşturmuştur. 1950'li yıllarda başta Lawrance R. Klein ve Arthur S. Goldberg olmak üzere pek çok iktisatçı makro model yapımına yönelmiştir. Bugün pek çok ülkenin ulusal ekonomisine ait ekonometrik modeller mevcuttur (Savaş, 1998, s. 868).

Ekonometrik modellerin gelişimi çerçevesinde, ekonometrik modelleme, makroekonometrik modeller, iyi bir modele ilişkin bilgiler aşağıda özetlenmiştir.

2. 1 Ekonometrik Modelleme

Ekonometrik modelleri kullanılan değişkenin türüne göre mikroekonometrik modeller ve makroekonometrik modeller olarak iki ana başlığa ayırmak mümkündür. Mikro iktisadi değişkenler kullanılarak elde edilen modellere mikroekonometrik model, makro iktisadi değişkenlerin kullanıldığı modellere ise makroekonometrik modeller denilmektedir.

Ekonometrik modellerdeki denklem sayılarına göre ise de tek denklemlilikli ekonometrik modeller ve birden fazla denklem içeren sistemi dikkate alan çok denklemlilikli ekonometrik modeller olarakta tasnif edebiliriz.

Ekonometrik modelleri kullanılan verilerin türlerini de dikkate alarak zaman serisinin, yatay kesit verisi ve panel verilerinin kullanıldığı modeller olarakta sınıflandırabiliriz.

Ekonometrik modeller mekansal etkileşimi dikkate alan ve almayan ekonometrik modeller olarakta sınıflandırılabilir.

Klasik Doğrusal Regresyon Modelinin varsayımlarından birisi regresyon modelinin doğru kurulduğunu vurgular. Önemli değişkenler model dışında kalmış mıdır, gereksiz değişken eklenmiş midir, modelin fonksiyon kalıbı doğru mudur, model kurma hatası var mıdır, hata terimi belirtiliş biçimi doğru mudur gibi sorular modelleme açısından önem göstermektedir (Gujarati, 2004, s. 452-454).

Eğer sapma değişken dışlanmasından kaynaklanıyorsa, araştırmacı modele yeni değişkenler eklemeye başlar. Bu geleneksel yaklaşıma aşağıdan yukarı doğru yaklaşım denir. Gilbert'in ifadesiyle Ortalama İktisadi Regresyon olarak bilinir.

Ortalama İktisadi Regresyon, bir modeli bazı kriterlere göre seçmektedir. Bunlar:

Basitlik: Bir model gerçeğin tam bir betimlemesi olamaz; gerçeği tanımlamak için karmaşık bir model kurmak gerekir bu da uygulamada işe yaramaz. Her model kurmada yalınlaştırma kaçınılmazdır. Occam'ın usturası ya da basitlik ilkesi bir modelin olabildiğince basit tutulması gerektiğini ileri sürer; ya da Milton Friedman'ın ifadesiyle bir model ne kadar az şeyle ne kadar çok şey anlatıyorsa o kadar önemlidir.

Belirlenebilirlik: Belli bir anakütle sayısı için tek bir tahmin olmalıdır.

Uyum iyiliği: Regresyon modellemesinin asıl amacı, bağımlı değişkendeki değişimin olabildiğince büyük bir bölümünün, modele katılan değişkenlerce açıklanabilmesi olduğuna göre; bir modelin iyi olması, $\bar{R}^2$ ile ölçülen bu açıklama düzeyinin olabildiğince yüksek olmasıyla anlaşılır.

Kuramsal tutarlılık: R^2 yüksek olmasına karşın, tahmin edilen katsayılardan biri ya da birkaçının işareti yanlışsa, model iyi olmayabilir.

Kestirim gücü: Friedman bir modelin geçerliliği konusunda tek uygun sınamanın onun kestirimlerini deneyimlerle karşılaştırmak olduğunu ifade etmiştir. Burada aranan, örneklem dönemi dışındaki kestirim gücüdür.

Ortalama İktisadi Regresyon geleneğini eleştirenler; uygulamadaki çoğu iktisadi araştırmada rastlanan, deneysel olmayan yollardan derlenmiş verilerde bu yöntemin kesinlikle sorgulanması gerektiğini ileri sürerler. Model bir kez verildiği zaman, anakütle sayılarını tahmin etmek, hipotez sınamalarıyla uğraşmak önemsizdir; ancak, işe hangi modelle başlanacağını saptanması uğraş gerektirmektedir. Bu görev, spesimetrinin konusudur. Leamer'a göre, Spesimetri, bir araştırmacıyı, o biçimde değil de bu biçimde belirlenmiş bir modeli seçmeye yöneltten süreci betimler; dahası, veri türetme düzeneğinin belirgin olmadığı durumlarda, bir veri kümesinden uygun biçimde yapılabilecek çıkarsamaları belirlemeye çalışır (Gujarati, 2004, s. 480-482).

Leamer'a göre, model kurma arayışına girişmek için altı neden vardır.

Arayışın türü	Amacı
1. Önsav sınavı	Doğru bir model seçmek
2. Yorumlayıcı	Aralarında ilişkili çeşitli değişkenler içeren verilerin yorumlanması
3. Basitleştirme	Verimli bir model kurma
4. Yaklaşık değişken arama	Aynı değişkeni ölçmeyi amaçlayan değişkenler arasındaki seçim
5. Veri seçme	Tahmin ile kestirim için uygun verileri seçme
6. Ardıl model kurma	Varolan bir modeli geliştirme

İktisadi modellemeye Hendry ya da London School of Economics yaklaşımı, yaygın biçimde yukarıdan aşağıya ya da genelden özele doğru yaklaşım olarak bilinir, çok sayıda açıklayıcı değişken içeren bir modelle işe başlanır, bu kesilip biçilerek yalnız önemli değişkenleri kapsayan bir modele ulaşılır (Gujarati, 2004, s. 485-486).

Hendry ile Richard'a göre basitleştirilmiş bir model şu altı ölçüte uymalıdır:

1. *Veri alabilmeli.* Yani modelle yapılan kestirimler mantığa uymalı.
2. *Kuramla uyumlu olmalı.* İktisadi anlamlı olmalı.
3. *Dışsallığı zayıf açıklayıcı değişkenleri olmalı.* Yani açıklayıcı değişkenleri hata terimiyle ilişkisiz olmalı
4. *Katsayı değişmezliği sergilemeli.* Katsayıların değerleri durağan olmalı, aksi halde kestirim güç olur.
5. *Veri uyumluluğu göstermeli.* Modelden tahmin edilen kalıntılar bütünüyle rassal olmalı.
6. *Kapsayıcı olmalı.* Model bütün rakip modelleri kapsamalı, onların bulgularını açıklayabilmeli. Öbür modeller, seçilmiş modelin geliştirilmiş olmamalı.

2.2 Makroekonometrik Modellerin Doğuşu

İktisadi bunalım ve dalgalanmalar, günümüzde olduğu gibi, 19. yüzyılda da, mikro düzeyde olduğu kadar makro düzeyde de gözleniyordu. İktisatçıların bu makro hareketleri de açıklama çabaları vardı. Bu hareketleri istatistiksel ve matematiksel yöntemlerle bir genel çerçevede içinde açıklamak isteyenler bunalımlardan çok dalgalanmaları ele alıyordu. Dalgalanmaları veya devresel hareketleri açıklama çabaları 19. Yüzyıl sonlarında başladı. Fransız iktisatçı Clement Juglar, 1862’de yayınlanan kitabında; ABD, Fransa ve İngiltere’de yaşanan bunalımları ve dalgalanmaları inceledikten sonra, devresel hareketleri yaratan asıl etkenin kredi koşullarındaki değişme olduğu sonucuna vardı. Jevons’ın “güneş lekeleri” (sunspots) kuramına göre ise, devresel hareketler hem düzenliydi, hem de süreleri yaklaşık 11 yıl olmak üzere, aynıydı. Jevons’a göre, güneş lekeleri ile belirlenen bir iklim devresi vardı ve bu da hem tarımsal üretimi hem fiyatları etkiliyor ve devresel hareketler yaratıyordu. Böylece ekonominin genelinde düzenli dalgalanmalar görülüyordu. Jevons’un kuramının bir önemli özelliği, ekonomideki devresel hareketlerin içsel olmayıp, güneş ve iklim gibi dışsal etkenlerden kaynaklanmasıdır (Uygur, 2006).

Devresel hareketler konusunda Jevons’inkine benzer bir açıklamayı Moore 1914’te yayınlanan kitabında yapmıştır. Bu kitapta Moore, ABD’nin belli bir bölgesindeki yağmur miktarı ile tahıl üretimi arasında bir bağlantı kurmuş, sonra da tahıl üretimindeki devresel hareketin ekonomideki genel devresel hareket ile ilişkisini kurmuştur. Sonuçta ekonomide 8 ve 33 yıllık olmak üzere iki devresel hareket olduğunu açıklamıştır. Moore bu çalışmada korelasyon katsayısı ve üç açıklayıcı değişkenli regresyon tahminleri yapmış; ayrıca yıllık zaman serilerini trend, devresel hareket ve geçici/arizi hareket olmak üzere üçe ayırmıştır. Moore çalışmasında o dönemin var olan tüm istatistiksel yöntemlerini kullanmıştır (Uygur, 2006).

ABD’deki devresel hareketleri, istatistikler/veriler temelinde ve diğer ülkelerle karşılaştırarak açıklama çabasında olan bir başka iktisatçı Wesley C. Mitchell’dir. Mitchell, 1913’te yayınlanan kitabında bazı değişkenlere ilişkin verileri inceleyerek devresel hareketlerin düzenli olmadığı sonucuna varıyor, ancak bu hareketlerin dikkatle oluşturulacak iktisadi barometreler (business barometers) ile önceden tahmin edilebileceğini söylüyordu (Uygur, 2006).

1929’da başlayan büyük bunalım ile birlikte, mikro düzeydeki talep, arz ve fiyat dalgalanmalarına duyulan ilgi makro düzeydeki gelişmelere doğru kaydı. Diğer yandan,

devresel hareketleri istatistiğe ve verilere dayanarak açıklama çabaları da yeterli bulunmuyordu. Bu durumda zamanın iktisatçıları, istatistiksel çalışmalara temel oluşturacak dinamik makro iktisadi modeller oluşturma çabası içine girdiler. Bu bağlamda iki Avrupalı iktisatçı Frisch ve Tinbergen'in 1930'lar ortalarında yaptığı çalışmalar en önemli katkıları oluşturmuştur. Bu modelleri gerçek ekonominin verileriyle doğrulama çabaları, ekonometrinin oluşumunda önemli bir aşama olmuştur. O zamanki hakim düşünceye göre, iktisadi ve ekonometrik modellerle bunalımları ve çalkantıları nicel olarak anlamak, bunları öngörmek ve bunlara uygun politika önermeleri geliştirmek mümkün olabilecektir (Uygur, 2006).

1930'lar ortasında büyük bunalımın etkileri sürerken, Avrupa'daki ve ABD'deki hükümetler iktisatçılardan bunalımdan çıkış için çareler ve uygun politikalar sordular. Hollanda hükümetinin de Hollanda İktisat Birliği DEA'ya (Dutch Economic Association) böyle bir soru yöneltmiştir. Bunun üzerine DEA, bunalımın etkilerini azaltabilecek politika önerileri getirebilmesi ve bunların tartışılabilmesi için 1935 sonlarında Tinbergen'i bir çalışma yapmaya davet etmiştir. Bu davet üzerine, devresel hareketler konusunda istatistiksel çalışmalar yapmış olan ve 1929'dan itibaren bu konuda yayın yapan De Nederlandsche Conjunctuur dergisinin editörü olan Tinbergen, ilk olarak Hollanda ekonomisi için dinamik bir makroekonometrik model oluşturmuş ve Ekim 1936'daki DEA toplantısında modeli ve getirdiği politika önerilerini tartışmıştır (Uygur, 2006).

BÖLÜM III

MEKANSAL EKONOMETRİ YAKLAŞIMI

Bölgesel düzeyde incelenen verilerde komşular arasında bağımlılık ve etkileşim ortaya çıkmaktadır. Mekansal ekonometri bu amaçla geliştirilmiş bir yöntemdir.

3.1 Mekansal Ekonometri

Tobler (1979)'in belirttiği coğrafyanın birinci kuralı olarak adlandırılan kural “Her şey diğer şeylerle ilişkilidir fakat yakın olanlar uzak olanlardan daha fazla ilişkilidir.” şeklindedir (Rusche, 2010, s.4). Yani, bölgesel düzeyde incelenen verilerde komşular arasında bağımlılık ve etkileşim ortaya çıkmaktadır. Veri bölgesel düzeyde toplandığında iki problem ortaya çıkabilmektedir (LeSage, 1998, s.2). Bunlar:

- 1) Veriler arasında mekansal bağımlılık
- 2) Modellediğimiz ilişkilerde mekansal değişim

Klasik ekonometri, bu iki konuyu göz ardı etmektedir (LeSage, 1998, s.2). Mekansal sapmalı verilerdeki sapma sadece mekansal asimetriklik ve değişkenliğin değil aynı zamanda karmaşık mekansal kalıpların sonucudur (Griffith ve Pealinc, 2007, s. 224). Mekansal hata; ölçüm hatası, tanımlama hatasının ya da her ikisinin birleşiminin bir sonucu olabilir. Konumdan kaynaklanan bağımlılık ve mekansal verilerin değerleri hataların mekansal karakteristikli olmasına yol açmaktadır. Bu yapı mekansal bağımlılık ve mekansal değişkenlik olmak üzere iki şekildedir. Bağımlılık mekansal yayılma etkisinin varlığının bir sonucudur. Mekansal değişkenlik ise, yerleşkeler arasındaki yapısal farklılıklardan kaynaklanmaktadır; ve farklı hata dağılımlarına yol açabilmektedir (Anselin, 1989, s.5). Mekansal etki, yatay kesit bağımlılığının özel bir boyutu olan mekansal bağımlılığın bir sonucudur; ve mekansal değişkenlik de yatay kesit verilerinin özel bir değişkenlik durumudur. Aralarındaki farklılık ise, yapının bir şekilde mesafe ve konumla ilişkili olmasından kaynaklanmaktadır (Anselin, Le Gallo ve Jayet, 2008, s. 625). Anselin (2006) mekansal bağımlılığı, coğrafi alanda pozisyonlarına göre sıralanmış gözlemlerin aralarındaki korelasyon ya da kovaryansların yapısı anlamında yatay kesit bağımlılığının özel bir durumu olarak ifade etmektedir. Mekansal heterojenlik ise, klasik ekonometride olduğu gibi, gözlenmiş ya da gözlenmemiş heterojenliğin özel bir durumudur. Mekansal bağımlılığın tersine bu sorunun üstesinden gelmek ayrı bir uygulama

gerektirmemektedir. Bu bağlamda, mekansal yapıdan sağlanan ek bilgiye ihtiyaç duyulmaktadır (Anselin, 2006, s. 902).

Mekansal ekonometri, ekonometrinin kesit veya panel verideki mevcut mekansal etkiyi içeren ekonometrik yöntemlerden oluşan alt bir alanıdır [Paelinck ve Klaassen (1979); Anselin, (1988a)]. Bu alan jeoistatistik ve mekansal istatistiğe benzerlik göstermektedir. Fakat, mekansal ekonometri; ekonometri nasıl istatistikten farklılık gösteriyorsa mekansal istatistikten de farklılık göstermektedir (Anselin, 1999, s.1). Mekansal istatistik coğrafi olarak dağıtılmış verilerin içerdiği uzamsallıklar, bölgesel ve kafes tipi ölçümleri, yüzeydeki düzensiz ölçümler ve görüntü analizi gibi problemler ile ilgili olan istatistiğin alt bir dalıdır (Griffith ve Paelinck, 2007, s.1). Tarihsel olarak, mekansal ekonometri 1970'lerin başlarında Avrupa'da, bölgesel ekonometrik modellerde bölge bazlı verilerle çalışan modellere olan ihtiyaçtan dolayı, farklı bir alan olarak ortaya çıkmıştır (Anselin, 1999, s.3). Son zamanlarda, yerleşke ve mekansal iletişime olan ilgi sadece uygulamada değil, ekonometri teorisinde de merkezi bir yer edinmiştir. Geçmişte mekan (ya da coğrafya) ve dolayısıyla mekansal ekonometriyi dahil eden modeller bölgesel, kentsel ekonomi gibi alanlarda yer alıyordu. Fakat, yakın zamanda mekansal ekonometri yöntemleri geniş bir alanda kullanılmaya başlamıştır. Özellikle, talep analizlerinde, uluslar arası iktisat konularında, emek piyasasında, kamu maliyesinde yapılan çalışmalar buna örnek olarak gösterilebilir. Ayrıca, ekonometri literatüründe coğrafyayı içeren model tanımlamaları, tahmin ediciler ve test istatistikleri ile ilgili çalışmalarda da artış görülmektedir (Anselin, 1999, s.1).

Zaman serisi literatürü, zaman boyunca gözlemler arasındaki bağımlılığa odaklanmaktadır ve gecikmeli serileri temsil etmek için $t-1$ sembolünü kullanmaktadır. Mekansal ekonometri literatürü, uzay boyunca gözlemler arasındaki bağımlılıkla ilgilidir; ve örneklemdeki coğrafi birimleri düzenlemek için mekansal ağırlık matrisi W 'yu kullanmaktadır. Mekansal ekonometri bu bağlamda iki açıdan farklılık göstermektedir. Bunlardan birinci önemli farklılık, iki coğrafi birimin karşılıklı olarak birbirini etkileyebilmesidir. Getis (2007)'ye göre ise diğer farklılık birimlerin geniş ölçüm değişkenliği içermesidir (Elhorst, 2014, s.1).

Mekansal yayılımlar bölgesel bilimde (regional science) önemli bir yere sahiptir. Standart ekonometrik modellerin tersine mekansal ekonometrik modeller mekansal yayılımın büyüklüğünü ve anlamlılığını test edebilmektedir (Halleck Vega ve Elhorst, 2013, s. 2).

Lesage (2008) ise, mekansal ekonometriyi gözlemler arasındaki coğrafi bağımlılığı dikkate alan analitik tekniklerin oluşturduğu bir alan olarak tanımlamaktadır (Lesage, 2008, s. 20).

Mekansal ekonometri terimi 1970'lerin başlarında Jean Paelinck tarafından bölgesel ekonometrik modellerin uygulamalarında karşılaşılan test etme ve tahmin problemleriyle yakından ilgili bölgesel bilim literatürünün artışı olarak tanımlamıştır. Paelinck ve Klaassen'e göre (1979), mekansal ekonometri alanını farklılaştıran beş unsur bulunmaktadır (Anselin, 1999, s.3). Bunlar:

1. Mekansal modellerde mekansal bağımlılığın rolü
2. Mekansal ilişkilerdeki asimetri
3. Farklı mekanlarda bulunan açıklayıcı değişkenlerin etkisi
4. Farklı elemanlar arasındaki etkileşimin farklı olması
5. Mekanın belirgin modellenmesidir.

Anselin (1988a), mekansal ekonometriyi, bölgesel modellerin istatistiksel analizindeki mekansallıktan kaynaklanan özelliklerle ilgili tekniklerin uygulanması olarak tanımlamaktadır. Diğer bir ifade ile, mekansal ekonometri, mekansal değişkenlik ve mekansal otokorelasyon gibi mekansal etkileri belirgin olarak ele alan metodolojik bir yaklaşımdır (Anselin, 1999, s.3).

Mekansal ekonometrinin genel olarak dört farklı ilgi alanı vardır (Anselin, 1999, s.3). Bunlar:

1. Ekonometrik modeldeki mekansal etkinin biçimsel yapısının belirlenmesi
2. Mekansal etkiyi içine alan modelin tahmini
3. Mekansal etkinin varlığını belirlemek için spesifikasyon testleri
4. Mekansal öngörüdür.

Bunun yanında mekansal verilerle ilgili iki farklı yaklaşım da bulunmaktadır. Bunlardan birincisi, veri odaklı yaklaşımdır. Bilgi, teori ve ön bilgiye bakılmaksızın veriden elde edilmektedir. İkincisi ise, model odaklı bir yaklaşım olup, teorik tanımlamadan başlamaktadır. Teori mekansal, mekansal süreç veya mekansal iletişim modeli olabilir. Fakat tahmin önemli bir yer tutmaktadır (Anselin, 1989, s.1).

3.1.1 Mekansal Etki

Regresyon bağlamında mekansal etki, mekansal bağımlılık ya da daha açık ifadesiyle mekansal otokorelasyona ve mekansal değişkenliğe aittir. Mekansal

değişkenlik, sıfır olmayan hata varyansları (değişen varyans) veya model katsayılarındaki (değişken katsayıları, mekansal rejim) yapısal kararsızlıktır ve standart ekonometrik yöntemlerle incelenebilmektedir. Mekansal değişkenliğin incelenmesini önemli kılan üç neden bulunmaktadır. Birincisi; gözlemlerdeki değişkenliğin yapısının nedeninin mekansal olması durumunda, mekan yapısının neden olduğu değişkenliğin belirlenmesinin önemli olduğudur. İkincisi, yapı mekansal olduğu için, değişkenliğin mekansal otokorelasyondan kaynaklı olması ve standart ekonometrik yöntemlerin uygun olmamasıdır. Üçüncüsü, yatay kesit verilerinde mekansal otokorelasyon ve mekansal değişkenliğin eşdeğer olabilmesidir (Anselin, 1999, s. 3-4).

Mekansal otokorelasyon, n coğrafik birim içeren S seti veri iken, her biri n lokasyonda gözlemlenmiş değişkenler arasındaki ilişkidir ve n 'den çekilmiş $n(n-1)$ parça coğrafik yakınlığın ölçümüdür (Hubert, Golladge ve Costanzo, 1981, s. 224). Mekansal otokorelasyon ya da değer benzerliğinin mekansal benzerlikle birlikte ortaya çıkması aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\text{cov}(y_i, y_j) = E(y_i y_j) - E(y_i)E(y_j) \neq 0 \quad i \neq j$$

i ve j yerleşkeleri, $y_{i(j)}$ o yerleşkeyi temsil eden rassal değişkendir (Anselin, 1999, s.4).

3.1.2 Mekansal Ağırlıklandırma ve Mekansal Gecikme Operatörü

Ekonometrik kesit veri çalışmalarında mekansal ardışık bağımlılığı, yani komşuluk ilişkisini ifade etmek için genellikle mekansal ağırlık matrisi tanımlanır. Bu ağırlıklar; etkileşim (interaction) veya yayılmanın (spillover) bir ölçüsünü gösterir. (Ord, 1975, s. 120) Gözlemlerin coğrafik düzenlemelerine veya yakınlığına bağlı olarak oluşturulan mekansal ağırlık matrisi W , $n \times n$ boyutludur (Gumprecht, 2005, s. 2). n coğrafyadaki konumların veya objelerin sayısıdır. Her bir coğrafik obje (eyalet, ilçe) için bir satır veya sütun vardır. Bu matristeki her bir eleman (w_{ij}) satır ve sütundaki elemanların komşu olup olmadığını göstermektedir. Kullanım kolaylığı açısından konumlar veya objeler, i ve j olarak gösterilmektedir. Bu matrisin elemanları sınırdaşığa bağlı veya uzaklığa bağlı ağırlıklara göre oluşturulur (Anselin, 1988, s.17-21).

Zaman serisi analizinde komşu gözlemler için değerler geri ve ileri zaman operatörleri (y_{t-k}, y_{t+k}) ile ifade edilirken, mekansal analizde kesin bir operatör bulunmamaktadır (Anselin ve Bera, 1998, s. 245).

Mekansal ekonometride, komşu bölgelerdeki rassal değişkenin ağırlıklı ortalaması olan mekansal gecikme operatörü kullanılmaktadır. Ağırlıklar sabit ve ekzojendir. Mekansal gecikme operatörü mekansal ağırlık matrisi W ile rassal değişken y 'nin vektörü (Wy) ile elde edilmektedir (Anselin ve Bera, 1998, s. 245).

3.1.3 Sınırdışlığa bağlı ağırlıklar

Bu yaklaşım sınırları ayırt edilebilen bir haritanın varlığını varsaymaktadır (Anselin, 1988, s. 17). Komşuluğun basit tanımı iki konum arasındaki yakınlığa bağlıdır. Yani iki konum ortak bir sınırı paylaşıyorlarsa komşu olarak ifade edilir. Genellikle iki değerli ağırlık matrisi kullanılır. s_i konumunun tüm komşuları $N(i)$ kümesi içerisinde gösterilmek üzere iki değerli ağırlık matrisi W 'nin elemanları aşağıdaki kritere göre belirlenir (Arbia, 2006, s. 37):

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & j \in N(i) \\ 0 & \text{diğ.} \end{cases}$$

Bazı durumlarda ağırlık matrisleri satır bazında standartlaştırılır. Öyle ki her satır toplamı $\sum_j w_{ij}^* = 1$ olur. Böylelikle W 'nin standartlaştırılan elemanları aşağıdaki gibi yazılabilir (Arbia, 2006, s. 38).

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}}$$

Anselin (1988), sınır komşuluğunu satranç oyununa benzeterek farklı komşuluk tanımları geliştirmiştir. Bunlar, kale (rook) , fil (bishop) ve vezir (quenn) komşuluğudur. Kale komşuluğuna göre, $w_{ij} = 1$ ise, bölgeler (i ve j) ortak bir kenarı paylaşan komşulardır; fil komşuluğuna, göre $w_{ij} = 1$ ise, i ile j ortak bir köşeyi paylaşan komşulardır; vezir komşuluğunda ise, bölgeler ortak bir kenarı veya köşeyi paylaşırlar (Anselin, 1988, s. 18).

3.1.4 Uzaklığa Bağlı Ağırlıklar

Uzaklığa göre ağırlıklar coğrafyalar arası ortak sınırın uzunluğuna veya onlar arasındaki uzaklığa göre belirlenmektedir. (Anselin, 1988, s. 20) Gözlemler arasındaki uzaklık arttıkça, onlar arasındaki mekansal otokorelasyon da azalır. Bu durum bir *uzaklık bozunma* (*distance decay*) fonksiyonunu ifade etmektedir ve Tobler'in coğrafya ile ilgili yasasıyla da uyushmaktadır (Darmofal, 2006, s.9).

i ve j ülke merkezleri arasındaki uzaklık d_{ij} olmak üzere en yaygın komşuluk tanımları şöyledir (Arbia, 2006, s. 37-38):

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & 0 \leq d_{ij} < d^* \\ 0 & \text{diğ.} \end{cases}$$

En yakın k komşuluk: s_i konumunun k adet komşu konumları olsun. En kısa uzaklıkta olan konuma göre komşu seçilir ve ağırlık matrisinin elemanları buna göre belirlenir. Bu kritere göre s_j , s_i 'nin en yakın komşusu ise $d_{ij} = \min(d_{ik})$ 'dir. k 'nın değeri teorik olarak verilir.

Gravity ağırlıklar (Darmofal, 2006, s.9):

$$w_{ij} = \frac{S_j}{d_{ij}^\alpha}$$

S_j uzaklıktan bağımsız olan farklı etkilere sahip komşuluklara izin veren bir ölçüdür. d_{ij} i ve j arasındaki uzaklığı göstermektedir ve α özel bir uzaklık bozunma yapısı için parametredir.

3.2. Mekansal Regresyon Modelleri

Mekansal gecikme ya da mekansal otokorelasyon modelinin gösterimi (Anselin, 1999, s. 12)

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (1) \text{ şeklinde ifade edilebilir.}$$

Burada ρ mekansal otoregresif katsayı, ε hata terimi vektörü ve W ise komşuluk ağırlık matrisini göstermektedir. Burada, mekansal gecikme terimi Wy hata terimiyle ilişkilidir. Bu durum indirgenmiş modelden görülebilir.

$$y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (2)$$

Mekansal gecikme terimine, içsel değişken gibi muamele edilmeli ve bu içselliği göz önünde bulunduran uygun parametre tahmin metotları uygulanmalıdır (SEKK tahmincileri, eşanlılık sapmasından dolayı sapmalı ve tutarsız olacaktır).

Mekansal hata modeli ise:

$$y = X\beta + \varepsilon \text{ ve } \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (3)$$

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

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}u \quad (4)$$

$$y = \lambda Wy + X\beta - \lambda WX\beta + \varepsilon \quad (5) \text{ 'dir.}$$

Bu model aslında ek olarak gecikmeli dışsal (WX) içeren ve bir dizi katsayılar üzerinde k tane doğrusal olmayan sınırlama içeren mekansal gecikme modelidir. Hata modeli ve saf gecikme modeli arasındaki benzerlik spesifikasyon testlerini zorlaştırmaktadır. Mekansal gecikme alternatifi için tasarlanan test mekansal hata alternatifi için de güçlüdür, tersi durum da geçerlidir.

Pratikte kullanılan çoğu mekansal regresyon modeli tek bir ağırlık matrisi içermektedir. Bunun yanında, prensipte yüksek dereceli modeller kurmak da mümkündür. Yüksek dereceli mekansal otoregresif modeller bağımlı değişkenin yanında, bağımsız değişkenler için de mekansal gecikme değerini içerebilmektedir (Anselin, 1999, s. 12).

3.2.1 Mekansal Otoregresif ve Mekansal Hata Modellerinin EKK ile Tahmini

Ekonometride gecikmeli bir bağımlı değişken olduğunda bile, hata terimi serisel korelasyon göstermediği sürece, EKK tahmin edicisinin tutarlı kaldığı bilinmektedir. Sonuç olarak, tahmin edicinin küçük örneklem özellikleri etkilense bile asimptotik çıkarımlar kullanılabilir (Anselin, 1988, s. 58).

Mekansal otoregresif model için bu sonuç sağlanamamaktadır. Birinci mertebeden pür mekansal otoregresif model aşağıdaki gibi düzenlenebilir (Anselin, 1988, s. 58):

$$y = \rho Wy + \varepsilon$$

ρ için EKK tahmini r ile gösterilirse:

$$r = (y_L' y_L)^{-1} y_L' y$$

$y_L = W_y$ mekansal gecikmeli bağımlı değişken olsun. Buna göre aşağıdaki eşitlik yazılabilir (Anselin, 1988, s. 58):

$$r = \rho + (y'_L y_L)^{-1} y'_L \varepsilon$$

İkinci terimin beklenen değeri 0'a eşit değildir ve EKK tahmin edicisi yanlıdır.

Asimptotik olarak tutarlılığın sağlanması için aşağıdaki iki koşulun yerine getirilmesi gerekmektedir:

$$\rho \lim N^{-1} (y'_L y_L) = \varphi$$

$$\rho \lim N^{-1} (y'_L \varepsilon) = 0$$

Birinci koşul, ρ 'nun değeri ve mekansal ağırlık matrisi üzerine uygun kısıtlamaların koyulmasıyla elde edilir.

$\rho \lim N^{-1} (y'_L \varepsilon) = \rho \lim N^{-1} \varepsilon' W (I - \rho W)^{-1} \varepsilon$ olması nedeniyle ikinci koşul mekansal durumda elde edilemez. Çünkü mekansal ağırlık matrisinin varlığı, hata teriminin karesel bir formda meydana gelmesini sağlar. $\rho = 0$ olduğu durum dışında bu ifadenin sıfıra eşit olması mümkün değildir. Mekansal modelin en küçük kareler (EKK) tahminleri yukarıda ifade edilen nedenlerden dolayı tutarsız ve yanlıdır. W_y ile hata terimi arasındaki korelasyon ile başa çıkmak amacıyla farklı yaklaşımlar kullanılır. Bu yaklaşımlar: Maksimum Olabilirlik Yaklaşımı ve Araç Değişken Yaklaşımıdır (Anselin, 1988, s. 58-81). Bu durumda özellikle maksimum olabilirlik yönteminin kullanımı daha yaygındır. Çünkü araç değişken yönteminde uygun araç değişken sağlama sorunu çıkabilmektedir.

Hata teriminde mekansal bağımlılık $\sigma^2 \Omega(\lambda)$ şeklinde hata kovaryans matrisini ortaya çıkarmaktadır:

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

Bu şekilde EKK tahmin edicisi yansız kalsa bile çıkarımlar yanlış olabilmektedir.

Sapma:

$$E[b - \beta] = E\{(X'X)^{-1} X' \varepsilon\} = 0$$

Varyans:

$$E[b - \beta][b - \beta]' = E\{(X'X)^{-1} X' \varepsilon \varepsilon' X (X'X)^{-1}\}$$

$$= \sigma^2 (X'X)^{-1} X' [(I - \lambda W)'(I - \lambda W)]^{-1} X (X'X)^{-1}$$

şeklindedir (Anselin, 1988, s. 108-109).

3.2.2 Mekansal Regresyon Modellerinin Maksimum Olabilirlik Yöntemi ile

Tahmini

Mekansal gecikme modeli iki bilinmeyen parametreye sahiptir. İlki gecikme parametresi ρ ve diğeri varyans olan σ^2 dir. Genellikle ilgi ρ ve onun tahmincisi üzerindedir (Kalejian ve Prucha, 1997, s. 103).

Mekansal gecikme ve mekansal hata modellerinin tahmini Ord (1975) tarafından geliştirilmiştir (Anselin, 1999, s. 16-17). Mekansal gecikme modeli için log olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$\ln L = -(N/2) \ln(2\pi) - (N/2) \ln \sigma^2 + \ln |I - \rho W| - (1/2\sigma^2)(y - \rho Wy - X\beta)'(y - \rho Wy - X\beta)$$

$$\hat{\beta}_{ML} = (X'X)^{-1} X'(y - \lambda Wy)$$

ya da

$$\hat{\beta}_0 = (X'X)^{-1} X'y \quad e_0 = y - X\hat{\beta}_0$$

$$\hat{\beta}_L = (X'X)^{-1} X'Wy \quad e_L = y - X\hat{\beta}_L$$

$$\hat{\beta}_{ML} = \hat{\beta}_0 - \rho \hat{\beta}_L$$

σ^2 için en çok olabilirlik yöntemi tahmincisi ise;

$$\hat{\sigma}_{ML}^2 = (e_0 - \rho e_L)'(e_0 - \rho e_L) / N$$

Mekansal hata modeli için log olabilirlik fonksiyonu çoklu normal dağılıma dayanır. Yani $\varepsilon \sim MVN(0, \Sigma)$ $\varepsilon = Y - X\beta$ ve $\Sigma = \sigma^2 [(I - \lambda W)'(I - \lambda W)]^{-1}$ 'dir.

$$\ln L = -(N/2) \ln(2\pi) - (N/2) \ln \sigma^2 + \ln |I - \lambda W| - (1/2\sigma^2)(y - X\beta)'(I - \lambda W)'(I - \lambda W)(y - X\beta)$$

$\hat{\beta}_{ML}$, β için en büyük olabilirlik yöntemi tahmincisini göstermek üzere,

$$\hat{\beta}_{ML} = [(X - \lambda WX)'(X - \lambda WX)]^{-1} (X - \lambda WX)'(y - \lambda Wy)$$

σ^2 için en çok olabilirlik yöntemi tahmincisi ise;

$$\hat{\sigma}_{ML}^2 = (e - \lambda We)'(e - \lambda We) / N$$

$$e = y - X\hat{\beta}_{ML}$$

3.2.3 Mekansal İki Aşamalı EKK İle Tahmin

Maksimum olabilirlik yöntemine alternatif olan yöntem momentler yöntemini kullanmaktır (Araç değişkenler, genelleştirilmiş moment yöntemi vb). Bu yaklaşım normallik varsayımı gerektirmemekte ve maksimum olabilirlik yöntemi ile büyük veri setlerinden kaynaklanan hesaplama problemlerinden kaçınmaktadır (Anselin, 2006, 927-930).

Mekansal gecikme modeli $y = Z_{\gamma} + \varepsilon$ şeklinde ifade edilsin. $Z=[W_y, X]$ ve $\gamma=[\rho, \beta]$ endojen W_y ve ekzojen değişken X 'i ifade eden tanımlamalardır.

Endojenlik sorununa klasik bir yaklaşım araç değişkenler kullanmaktır. 2AEKK yaklaşımında Z 'nin tahmin değeri şu şekilde elde edilir:

Birinci aşama:

$$\hat{Z} = Q(Q'Q)^{-1}Q'Z$$

Q nxq araç değişken matrisidir. $q \geq k+1$

$$\hat{W}_y = Q(Q'Q)^{-1}Q'W_y$$

İkinci aşama:

$$\hat{\gamma}_{2AEKK} = (\hat{Z}'\hat{Z})^{-1}\hat{Z}'y$$

$$\hat{\gamma}_{2AEKK} = [Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'Z]^{-1}Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'y$$

γ 'nın asimptotik varyans matrisi:

$$\text{Asy var}[\hat{\gamma}_{2AEKK}] = \hat{\sigma}^2 [Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'Z]^{-1}$$

$$\hat{\sigma}^2 = (y - Z\hat{\gamma}_{2AEKK})(y - Z\hat{\gamma}_{2AEKK})' / n$$

Kelejian ve Prusha (1999) mekansal otoregresif hata sürecindeki λ parametresini tahmin etmek için genelleştirilmiş moment yöntemini önermişlerdir. Üç moment koşulu aşağıdaki gibidir.

$$E[(1/n)u'u] = \sigma^2$$

$$E[(1/n)u'W'Wu] = (1/n)\sigma^2 \text{tr}(W'W)$$

$$E[(1/n)u'W'u] = 0$$

$$u = \varepsilon - \lambda W\varepsilon$$

$$Wu = W\varepsilon - \lambda WW\varepsilon$$

Üç bilinmeyenli denklem sistemine dönüşmektedir.

$$\begin{bmatrix} (2/n)e'e & (-1/n)\bar{e}'\bar{e} & 1 \\ (2/n)\bar{e}'\bar{e} & (-1/n)\bar{e}'\bar{e} & (1/n)\text{tr}(W'W) \\ (1/n)(e'\bar{e} + \bar{e}'e) & (-1/n)\bar{e}'\bar{e} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda \\ \lambda^2 \\ \sigma^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1/n)e'e \\ (1/n)\bar{e}'\bar{e} \\ (1/n)e'\bar{e} \end{bmatrix}$$

SAR kalıntılı mekansal hata modeli için Kelejian ve Prusha (1998)'in geliştirdiği genelleştirilmiş 2AEKK tahmin edicisi üç aşamadan oluşmaktadır. Birinci aşamada, mekansal 2AEKK ile $\hat{y}$ elde edilir. İkinci aşamada, $e = y - Z_{\hat{y}2AEKK}$ denklem sisteminde yerine konulur. Doğrusal olmayan EKK yöntemi ile $\hat{\lambda}$ için tutarlı tahmin elde edilir.

Son aşama:

$$\begin{aligned}\hat{Z}_L &= Q(Q'Q)^{-1}Q'Z_L \\ \hat{\gamma}_{2AEKK} &= [\hat{Z}_L'\hat{Z}_L]^{-1}\hat{Z}_L'y\end{aligned}\quad (\text{Anselin, 2006, 927-930})$$

şeklinde ifade edilmektedir.

3.2.4 Genel Mekansal Model

Son yıllarda birden fazla mekansal iletişimin olduğu modellere yoğun bir ilgi oluşmuştur. Bunlardan birisi de mekansal gecikmeli ve mekansal otokorelasyonlu hata terimini bir arada içeren SAC modelidir (Halleck Vega ve Elhorst, 2013, s. 2).

$$y = X\beta + \rho W^{(1)}y + e \quad (1)$$

$$e = \lambda W^{(2)}e + u \quad (2)$$

e 'yi ilk denklemde yerine yazarsak aşağıdaki model elde edilir.

$$y = X\beta + \rho W^{(1)}y + \lambda W^{(2)}e + u \quad (3)$$

$e = y - X\beta - \rho W^{(1)}y$ ilk denklemden elde edilip 3. denklemde yerine konulur.

$$y = X\beta + \rho W^{(1)}y + \lambda W^{(2)}[y - X\beta - \rho W^{(1)}y] + u \quad (4)$$

$$= X\beta + \rho W^{(1)}y + \lambda W^{(2)}y - \lambda W^{(2)}X\beta - \lambda\rho W^{(1)}W^{(2)}y + u \quad (5)$$

$W^{(1)}$ ve $W^{(2)}$ ortak unsura sahip değilse $W^{(1)}W^{(2)}=0$ olur. Dolayısıyla model şu hale indirgenir:

$$y = X\beta + \rho W^{(1)}y + \lambda W^{(2)}y - \lambda W^{(2)}X\beta + u \quad (6)$$

$W^{(1)} = W^{(2)}$ olduğunda ise

$$y = X\beta + (\rho + \lambda)Wy - \lambda WX\beta - \lambda\rho W^{(2)}y + u \quad (7)$$

Mekansal gecikme teriminden dolayı mekansal gecikme modelinde olduğu gibi sıradan EKK yöntemi tutarlı tahmin ediciler veremez.

Maksimum olabilirlik yöntemine geçebilmek için öncelikle log olabilirlik fonksiyonu oluşturulur.

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

$$e = (I - \lambda W^{(2)})^{-1} u$$

$$(I - \rho W^{(1)} y) = X\beta + (I - \lambda W^{(2)})^{-1} u$$

$$u = (I - \lambda W^{(2)})[(I - \rho W^{(1)})y - X\beta]$$

$$L(\sigma^2; u) = c(u) |V|^{-\frac{1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2} u^T V^{-1} u\right]$$

V burada u'nun varyans kovaryans matrisidir.

$$V^{-1} = \sigma^{-2} I$$

$$L(\sigma^2; u) = c(u) (\sigma^{2n})^{-\frac{1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} u^T u\right]$$

Jacobian dönüşümü şu şekildedir:

$$J = \left| \frac{\partial u}{\partial y} \right| = |I - \lambda W^{(2)}| |I - \rho W^{(1)}|$$

$$L(\rho, \lambda, \sigma^2, \beta; y) = c(y) (\sigma^{2n})^{-\frac{1}{2}} |I - \lambda W^{(2)}| |I - \rho W^{(1)}| \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \left\{ (I - \lambda W^{(2)})[(I - \rho W^{(1)})y - X\beta] \right\}^T \left\{ (I - \lambda W^{(2)})[(I - \rho W^{(1)})y - X\beta] \right\}\right]$$

$$l(\rho, \lambda, \sigma^2, \beta; y) = c(y) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - \lambda W^{(2)}| + \ln |I - \rho W^{(1)}| - \frac{1}{2\sigma^2} \left\{ (I - \lambda W^{(2)})[(I - \rho W^{(1)})y - X\beta] \right\}^T \left\{ (I - \lambda W^{(2)})[(I - \rho W^{(1)})y - X\beta] \right\}$$

Parametrelerde doğrusal olmama durumu olduğu için Lesage (1999) parametre vektörünü TEKK ile tahmin etmiştir.

$$(I - \lambda W^{(2)})y = X\beta + \varepsilon$$

$$\Omega = (I - \rho W^{(1)})^T (I - \rho W^{(1)}) \text{ ağırlık matrisidir.}$$

$$\hat{\beta} = (X^T \Omega X)^{-1} X^T \Omega (I - \lambda W^{(2)})y$$

$$\hat{\varepsilon} = (I - \lambda W^{(2)})y - X\hat{\beta}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{\varepsilon}^T \hat{\varepsilon}}{n}$$

$$l(\rho, \lambda, y) = c(y) + \ln |I - \lambda W^{(2)}| + \ln |I - \rho W^{(1)}| - \frac{1}{2\hat{\sigma}^2}$$

$$\left\{ (I - \lambda W^{(2)})[(I - \rho W^{(1)})y - X\hat{\beta}] \right\}^T \left\{ (I - \lambda W^{(2)})[(I - \rho W^{(1)})y - X\hat{\beta}] \right\}$$

(Arbia, 2006, s. 116-120)

şeklinde ifade edilebilmektedir.

3.2.5 Mekansal Durbin Modeli ve Ortak Faktörler Testi

Durbin modeli zaman serisindeki AR(1) sürecinden çıkmaktadır (Mur ve Angulo, 2005, s.3-5).

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \beta + u_t \\ u_t &= \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

Bu durumda Cochrane ve Orcutt (1949) kademeli bir algoritma geliştirmişlerdir:

$$y_t - \rho^{(r-1)} y_{t-1} = [x_t - \rho^{(r-1)} x_{t-1}]' \beta + \varepsilon_t$$

$\rho^{(r-1)}$ ρ 'nun (r-1). iterasyonundaki tahminidir. Süreç $\rho=0$ 'dan başlamakta olup bu da bazı durumlarda tutarlılık problemi oluşturabilmektedir. Bu uygunsuzluktan kaçınmak için, Durbin (1960) indirgenmiş kısıtsız modeli EKK ile tahmin etmeyi önermektedir.

$$y_t = \rho_{t-1} + x_t' \beta + x_{t-1}' \theta + \varepsilon_t \quad (2)$$

Bu gösterim tutarlı tahmin ediciler vermektedir ve çözümle olanağı konmaktadır. Anselin'in ifadesine göre, bu sonuçların mekansal analize uyarlanması herhangi bir karışıklık içermemektedir.

$$\begin{cases} y = x\beta + u \\ u = \rho W u + \varepsilon \end{cases} \quad y = \rho W y + x\beta + Wx\theta + \varepsilon \quad (3)$$

W ağırlık matrisi; y, u ve ε $R \times 1$; x $R \times k$ ve β $k \times 1$ boyutunda vektörlerdir. ρ otoregresif parametreyi göstermektedir.

Model (3) Wy ile hata terimi ε arasında eşanlılık problemi oluşturduğu için EKK ile tahmin edilemez.

Bu denklemde $\theta = -\rho\beta$ yer almalıdır. Kısıtsız denklemde k tane doğrusal olmayan kısıtı reddedemiyorsak SAR(1) hata terimi süreci elde edilir. Sonuç olarak, LRCOM Burrige (1981) testi kullanılmalıdır. Model Maksimum Olabilirlik Yöntemi ile tahmin edilebilir.

$$y = \rho W y + x\beta + Wx\theta + \varepsilon$$

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

Hatalarda normallik varsayımı yapılmaktadır. Modelin log olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$l(y/\varphi_A) = -\frac{R}{2} \ln(2\pi) - \frac{R}{2} \ln \sigma^2 - \frac{[By - x\beta - Wx\theta]'[By - x\beta - Wx\theta]}{2\sigma^2} + \ln|B|$$

$$\varphi_A = [\beta, \theta, \rho, \sigma^2]$$

$$\ln|B| = |I - \rho W| = \sum_{r=1}^R (1 - \rho \lambda_r)$$

$$\lambda_r, r = 1, 2, \dots, R$$

Kısıtlı model şu şekildedir:

$$y = x\beta + u$$

$$u = \rho Wu + \varepsilon$$

log olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$l(y/\varphi_0) = -\frac{R}{2} \ln 2\pi - \frac{R}{2} \ln \sigma^2 - \left[\frac{(y - x\beta)'B'(y - x\beta)}{2\sigma^2} \right] + \ln|B|$$

$$\varphi_0 = [\beta, \rho, \sigma^2]$$

LRCOM testi şu şekilde ifade edilmektedir:

$$H_0 : \rho\beta + \theta = 0$$

$$H_1 : \rho\beta + \theta \neq 0$$

$$LRCOM = 2[l(y/\tilde{\varphi}_A) - l(y/\tilde{\varphi}_0)] \sim \chi^2(k)$$

3.2.6 Mekansal Ekonometrik Modellerin Özeti

Halleck Vega ve Elhorst (2013) farklı mekansal modelleri Şekil 1’de göstermişlerdir (Halleck Vega ve Elhorst, 2013, s. 3-5).

Şekil 1’deki en basit model doğrusal regresyon modelidir.

$$Y = \alpha \iota_N + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Y, Nx1 boyutunda bağımlı değişken vektörü, ι_N , Nx1 boyutunda sabit terim vektörü ve X, Nxk boyutunda açıklayıcı değişken matrisidir. $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_N)^T$ bağımsız ve özdeş hata terimini temsil etmektedir.

EKK modelinden başlayarak mekansal ekonometri literatürü üç farklı etkileşim etkisi geliştirmiştir. 1) bağımlı değişkenler arasında endojen etkileşim etkisi 2) açıklayıcı değişkenler arasında ekzojen etkileşim etkisi 3) hatalar arasında etkileşim etkisidir.

Şekil 1’e göre tüm muhtemel etkileşim etkileri GNS (genel kapsayıcı model) modeli olarak

$$Y = \rho Wy + \alpha I_N + X\beta + WX\theta + u$$

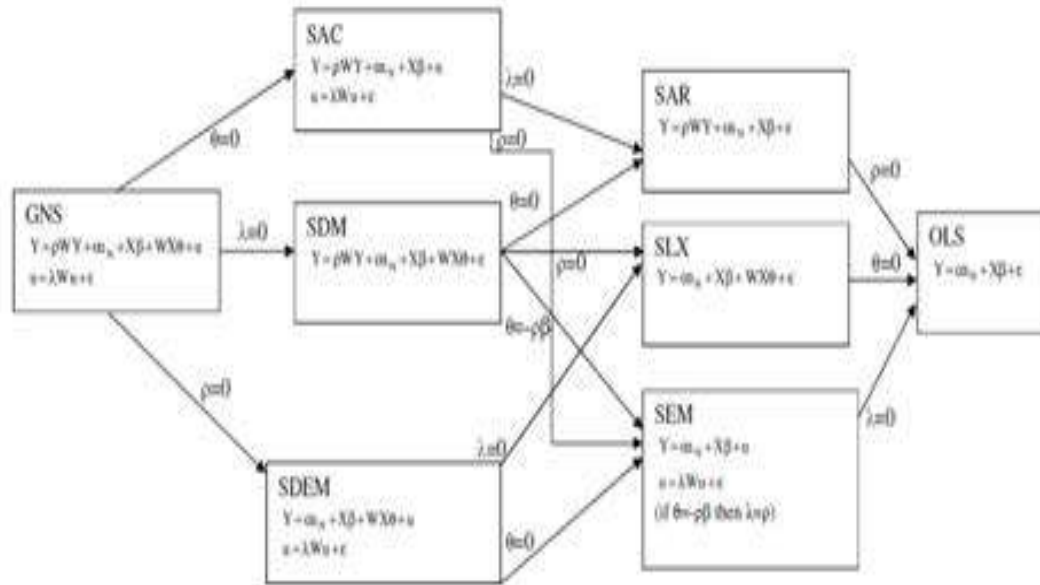
$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

İfade edilmiştir.

W, NxN boyutunda birimler arası bağımlılığı gösteren matris, WY bağımlı değişkenler arasında endojen etkileşim etkisi, WX açıklayıcı değişkenler arasındaki ekzogen etkileşim etkisi ve Wu hatalar arasındaki etkileşim etkisini göstermektedir. Parametrelere birtakım kısıtlar getirilerek model tipleri belirlenmiştir.



Şekil 1. Farklı Mekansal Modeller Arasındaki İlişki



Kaynak: Halleck Vega ve Elhorst, 2013, s. 3-5

3.2.7 Modellerin Yanlış Seçilmesi Durumunda Ortaya Çıkan Sorunlar

1) Veri oluşum süreci SEM modeli ise, SAR, SAC ve SDM modelleri yansız fakat etkin olmayan katsayı tahminleri üretecektir. SAR modelindeki varyans kovaryans matrisine dayanan çıkarımlar hata bağımlılığının ihmal edilmesinden dolayı yanıltıcı olacaktır. Hata bağımlılığı SDM ve SAC modelleri tarafından dikkate alınmaktadır (Lesage ve Pace, 2009, s. 157-158).

2) Veri oluşum süreci SAR modeli ise, SEM modeli yanlı katsayı tahminleri üretecektir. SAR, SDM ve SAC modelleri yansız tahminler üretecektir (Lesage ve Pace, 2009, s. 158).

3) Veri oluşum süreci SDM modeli ise; SEM, SAR ve SAC modellerinin katsayı tahminleri dışlanmış değişkenden (WX) kaynaklanan sapmadan etkilenecektir. SEM modeli ise bağımlı değişkenin gecikmesinin olmamasından dolayı ek bir sapma sorunu yaşayacaktır (Lesage ve Pace, 2009, s. 158).

4) Veri oluşum süreci SAC ise, SAR ve SDM modelleri yansız katsayı tahminleri üretecektir. SEM modeli ise bağımlı değişkenin mekansal gecikmesine izin vermediğinden yanlı tahminler üretecektir (Lesage ve Pace, 2009, s. 158).

3.3 Spesifikasyon Testleri

3.3.1 Moran I İstatistiği

Mekansal otokorelasyon için sık kullanılan bir test tek değişkenli zaman serilerinin korelasyonunun iki boyutlu testi için Moran tarafından geliştirilen istatistikten türetilen bir testtir (Anselin, 1999, s. 20). Matris gösterimiyle Moran istatistiğinin biçimi;

$$I = (N / S_0)(e'We / e'e)$$

e SEKK yöntemi kalıntılar vektörü, $S_0 = \sum_i \sum_j Wij$, sıfırdan farklı ağırlıklar

toplamını gösteren standartizasyon faktörüdür. Bu istatistik bilinen Durbin-Watson istatistiğine çok benzerdir. Anlamlılık testleri normal dağılıma dayanır ve ortalama ve varyansla elde edilen standart normal dağılım değeriyle yapılır. Moran I testinin lokal olarak en iyi tutarlı ve etkin tahminci olduğu ve simülasyon testlerinde diğer testlerden güçlü performans gösterdiği görülmüştür (Anselin, 1999, s. 20). Moran I istatistiğinin pozitif olması, yüksek değerlere sahip birimlerin yüksek, düşük değerlere sahip birimlerin düşük komşularla çevrili olduğunu belirtmektedir (Rusche, 2010, s.11).

3.3.2 Kelejian ve Robinson Testi (KR) Testi

Yayılma testlerden Kelejian ve Robinson testi büyük örneklem testidir (Graaf, 2001, s. 263). Hata terimlerinin normallik varsayımı gerekli değildir. Hem doğrusal, hem de doğrusal olmayan regresyonlar için kullanılabilir. Mekansal otokorelasyonlu kalıntılara regres edilmiş açıklayıcı değişkenlerin çarpımlarının olduğu bir yardımcı regresyona indirgenir. Test istatistiği şu şekildedir:

$$KR = \frac{\gamma'Z'Z\gamma}{\alpha'\alpha / h_n}$$

γ yardımcı regresyonun katsayı vektörü, Z açıklayıcı değişkenlerin çarpımının matris gösterimi, α kalıntı vektörünü temsil eder.

K serbestlik derecesine sahip χ^2 dağılımına uyar (Graaf, 2001, s. 263).

3.3.3 ML Temelli Testler

Mekansal regresyon modeli, maksimum olabilirlik yöntemiyle tahmin edildiğinde, mekansal otoresif katsayıların anlamlılığı Wald ya da asimptotik t testleriyle ya da olabilirlik oranıyla yapılabilir. İki yaklaşım da mekansal modelin tahmin edilmiş olmasını gerektirmektedir. Aksine Lagrange Çarpanı (LM) veya Rao Skorlarıyla (RS) elde edilen test istatistikleri, sadece sıfır hipotezinde ifade edilen modelin tahmin edilmiş olmasını gerektirmektedir. Bunun yanında LM/RS testleri mekansal hata ve mekansal gecikme alternatiflerinin ayırmasına da olanak sağlamaktadır (Anselin, 1999, s. 21-22).

İlk olarak mekansal hata alternatifi için Burridge (1980) tarafından elde edilen LM/RS testi;

$$LM_{\lambda} = LM_{err} = [e'We / (e'e / N)]^2 / [iz(W^2 + W'W)]$$

şeklindedir.

Test istatistiği 1 serbestlik dereceli asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir ve artış faktörleri haricinde Moran I istatistiğinin karesine benzemektedir. Simülasyon denemelerinde, küçük örneklerde Moran I istatistiğinin daha iyi performans gösterdiği, büyük ve orta ölçekli örneklerde ise her iki testin benzer performans gösterdiği görülmüştür.

Anselin tarafından mekansal gecikme alternatifi için geliştirilen şekli ise;

$$LM_{\rho} = LM_{lag} = [e'Wy / (e'e / N)]^2 / D$$

$$D = [(WX\beta)'(I - X(X'X)^{-1}X')(WX\beta/\sigma^2)] + iz(W^2 + W'W)]$$

Bu test istatistiği de 1 serbestlik dereceli asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir. İki test de alternatif durumun geçerli olmasından etkilenmektedir, bu nedenle mekansal hata testi yaparken mekansal gecikme olabileceği ve mekansal gecikme testi yaparken de mekansal hata olabileceği dikkate alınmalıdır (Anselin, 1999, s. 22).

3.4 Mekansal Hata Korelasyonu İçin Testler

Moran'ın testinin aksine ML'ye bağlı testler sıfır ve alternatif hipotezlere göre oluşturulur (Anselin, 1988, s. 103).

$$H_0 : \lambda = 0$$

$$H_1 : \lambda \neq 0$$

Mekansal otokorelasyon içermeyen standart regresyon modeli için olabilirlik fonksiyonu şöyledir:

$$L_0 = (-N/2) \ln(\Pi) - (N/2) \ln(\sigma^2) - (1/2) \sigma^{-2} (y - X\beta)'(y - X\beta)$$

Buna göre de olabilirlik oran test istatistiği şu şekildedir:

$$LR = N[\ln(\sigma_0^2) - \ln(\sigma_1^2)] + 2 \ln |I - \lambda W| \sim \chi^2(1)$$

σ_0^2 basit regresyon modelinin kalıntılarından elde edilen kalıntı varyanslarıdır.

σ_1^2 ise mekansal hata modelinden elde edilmiştir.

Wald testinin genel ifadesi kullanılarak mekansal bağımlılık için geliştirilmiş test ise şöyledir:

$$W = \lambda^2 [t_2 + t_3 - (1/N)(t_1)^2] \sim \chi^2(1)$$

İfadedeki λ , hata terimine ait mekansal otoregresif parametrenin maksimum olabilirlik tahminidir.

$$\begin{aligned} t_1 &= tr \left\{ \left[W(I - \hat{\lambda}W)^{-1} \right] \left[W(I - \hat{\lambda}W)^{-1} \right] \right\} \\ t_2 &= tr \left[W(I - \hat{\lambda}W)^{-1} \right]^2 \\ t_3 &= tr \left[W(I - \hat{\lambda}W)^{-1} \right] \end{aligned} \quad \text{dir.}$$

3.4.1 Dışlanmış Mekansal Gecikmenin Test Edilmesi

Anlamlı bir mekansal gecikmeli açıklayıcı değişkenin modelden dışlanması spesifikasyon hatasına neden olmaktadır. Böyle bir durumda yanlış tahmin ediciler elde edilecektir. Mekansal gecikmeli model için önerilen LM testi şöyledir:

$$LM = \frac{e'W_1e/s^2 - T_1(R\tilde{J}_{\rho-\beta})^{-1}(e'W_1y/s^2))^2}{(T_1 - T_1^2(R\tilde{J}_{\rho-\beta})^{-1})}$$

$$(R\tilde{J}_{\rho-\beta})^{-1} = [T_1 + (W_1X\beta)'M(W_1X\beta)/s^2]^{-1}$$

$$T_1 = tr(W_1W_1 + W_1^2)$$

Dışlanmış bir açıklayıcı değişkenin mevcudiyetini test eder. $W_1X\beta$, standart regresyon modelinin EKK regresyonundan öngörülen mekansal gecikmeli değeridir ve $M = I - X(X'X)^{-1}X'$ 'dir. Bu istatistik asimptotik olarak 1 serbestlik derecesiyle χ^2 dağılımına sahiptir (Anselin ve Florax, 1995, s. 25-27).

3.4.2 Sağlam Lagrange Çarpan Testleri

Bera ve Yoon (1991), local belirleme hatası altında standart LM testlerinin asimptotik dağılımlarını kullanarak sağlam belirleme testini oluşturmuşlardır. Bu test standart LM istatistiğinin ortalamasında ve kovaryansında değişiklik içermektedir. Onların bu çalışmalarına bağlı olarak Anselin, Bera, Florax ve Yoon (1996) mekansal model için bu istatistikleri geliştirmişlerdir. Geliştirilen bu Sağlam LM testleri, mekansal gecikmeli bir modelin varlığında mekansal hatalı ardışık bağımlılık için ve mekansal hatalı ardışık bağımlılığın varlığında ise mekansal gecikmeli değişken için kullanılmaktadır. Mekansal gecikmeli bağımlı değişken içeren bir modelde, mekansal hatalı ardışık bağımlılık için test şöyledir (Anselin, Bera, Florax ve Yoon, 1996, s. 82-85):

$$LM_{\lambda}^* = \frac{[e'W_2e/\hat{\sigma}^2 - T_{21}(n\hat{J}_{\rho,\beta})^{-1}e'W_1y/\hat{\sigma}^2]^2}{T_{22} - (T_{21})^2(n\hat{J}_{\rho,\beta})^{-1}}$$

$$\begin{aligned}
e &= y - X\hat{\beta} \\
\hat{\sigma}^2 &= \frac{e'e}{n} \\
(n\hat{J}_{\rho,\beta})^{-1} &= \hat{\sigma}^2 [(W_1 X \beta)' M (W_1 X \beta) + T_{11} \hat{\sigma}^2]' \\
T_{ij} &= iz(W_i W_j + W_i' W_j) \\
M &= I - X(X'X)^{-1} X'
\end{aligned}$$

Alternatif olarak, mekansal hata sürecinin varlığında mekansal gecikmeli bağımlı değişken için test ise şöyledir:

$$LM_{\rho}^* = \frac{[e'W_1 y / \hat{\sigma}^2 - T_{12} T_{22}^{-1} e'W_2 e / \hat{\sigma}^2]^2}{n\hat{J}_{\rho,\beta} - (T_{21})^2 T_{22}^{-1}}$$

3.4.3 Birleşik LM Testleri

Hata bağımlılığı test edilirken, olası gecikme bağımlılığını da dikkate alma ihtiyacı durumunda veya tam tersi durum söz konusu olduğunda aşağıdaki $LM_{\rho\lambda}$ testi kullanılmaktadır (Anselin, 2006, s.938-939). Bu test birleşik olarak $H_0 = \lambda = \rho = 0$ hipotezini EKK kalıntıları aracılığı ile test eder ve test istatistiği şöyledir.

$$LM_{\rho\lambda} = \frac{[eW y / \hat{\sigma}^2 - eW e / \hat{\sigma}^2]}{n\hat{J}_{\rho,\beta} - T} + \frac{[e'W e / \hat{\sigma}^2]^2}{T}$$

2 serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir.

3.4.4 Değişen Varyansın Varlığında Mekansal Otokorelasyonun Test Edilmesi

Mekansal gecikmeli bağımlı değişkenin olmadığı varsayımı altında ve değişen varyansın varlığında, mekansal hata otokorelasyonu için LM testi şöyledir (Anselin, 2006, s. 940):

$$LM_{H\lambda} = \frac{[e'\hat{\Omega}^{-1}We]^2}{tr(W'W + W'\hat{\Omega}^{-1}W\hat{\Omega})'}$$

e sıfır hipotezi altındaki modelin ML tahmininden elde edilen kalıntı vektörüdür ve değişen varyansı içeren diagonal hata kovaryans matrisine (Ω) sahiptir. Bu istatistik asimptotik olarak $\chi^2(1)$ dağılımına sahiptir.

3.5 Belirleme Araştırması

Mekansal ekonometrik modellemede birkaç belirleme araştırması mevcuttur (Florax, Folmer ve Rey, 2003, s. 557-579). Bunlar karma yaklaşım, klasik yaklaşım ve Hendry'nin belirleme araştırması olarak üçe ayrılmaktadır. Ancak uygulamada karma yaklaşımın kullanımı daha yaygındır.

Karma yaklaşıma göre öncelikle LM_ρ ve LM_λ hesaplanır. Şayet her iki test anlamlı değilse $y = X\beta + \varepsilon$ modeli kullanılır. Her ikisi anlamlı ise sağlam testlerden yararlanılır. Böylesi bir durumda $LM_\rho^* > LM_\lambda^*$ ise, mekansal gecikme modeli geçerlidir. $LM_\rho^* < LM_\lambda^*$ ise mekansal hata modeli geçerlidir. Diğer durumda; yani LM_ρ anlamlıysa fakat LM_λ anlamlı değilse, mekansal gecikme modeli tahmin edilir. LM_λ anlamlıysa ve LM_ρ anlamlı değilse mekansal hata modeli geçerlidir.

Klasik yaklaşıma göre $y = X\beta + \varepsilon$ modeli EKK ile tahmin edilir. LM_ρ ve LM_λ hesaplanır. Her iki test anlamlı değilse, $y = X\beta + \varepsilon$ modeli kullanılır. Anlamlı ise en anlamlı olanı seçilir. $LM_\rho > LM_\lambda$ ise SAR modeli geçerlidir. $LM_\rho < LM_\lambda$ ise SEM modeli geçerlidir. LM_ρ anlamlı ise fakat LM_λ anlamlı değilse, SAR modeli tahmin edilir. LM_λ anlamlı ise ve LM_ρ anlamlı değilse SEM modeli geçerlidir.

Hendry yaklaşımının; Burridge (1980) tarafından önerilen ortak faktör modelinin diğer spesifikasyonları kapsaması nedeniyle, bu yaklaşımda ortak faktörler test edilir.

1) $y = \lambda Wy + X\beta - WX\lambda\beta + \varepsilon$ kısıtsız modeli ile $y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon$ kısıtlı modeli maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilir.

2) Ortak faktör kısıtları test edilir.

3) Ortak faktör kısıtları reddedilirse, 5. basamağa geçilir. Diğer durumda, 4. basamağa geçilir.

4) SAR modeli maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilir ve ρ 'nun anlamlılığı test edilir. Eğer ρ anlamlı ise, geçerli (nihai) model SAR'dır. Şayet anlamsız ise, mekansal etkiden bağımsız model kullanılır.

5) Mekansal hata modeli maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilir ve λ katsayısının anlamlılığı test edilir. Eğer λ katsayısı anlamlı ise, nihai model SEM'dir; λ katsayısı anlamsız ise mekansal olarak bağımsız model geçerlidir.

LM testlerine bağılı klasik ve karma spesifikasyon araştırması yalnızca EKK tahmini gerektirmektedir. Hendry yaklaşımı ise, iki farklı maksimum olabilirlik tahmini gerektirmektedir. Bu nedenle klasik ve karma yaklaşımın kullanımı daha kolaydır. Florax vd, yaptıkları simulasyon çalışmaları ile veriyi temsil edebilecek gerçek modeli bulma olasılığı açısından ve katsayı tahminlerinin ortalama hata kareleri açısından model seçim yaklaşımlarını kıyaslamışlardır. Tüm spesifikasyon yöntemlerinin, aynı örneklem ve bağımlılık düzeyi için mekansal hata bağımlılığına kıyasla mekansal gecikme bağımlılığını belirleme olasılığının daha yüksek olduğunu vurgulamışlardır. Henry yaklaşımına kıyasla LM testine bağılı yaklaşımların mekansal bağımlılığın belirlenmesinde daha baskın olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca onların daha küçük ortalama hata kareleri sağladıklarını tespit etmişlerdir. Karma stratejinin performansı ile klasik stratejinin performansının özdeş olduğunu vurgulamışlardır. Sağlam testlerin, klasik testlerin açık bir sonuca ulaştırmadığı durumda kullanılabileceğini vurgulamışlardır.

3.6 Yüksek Mertebeden Modeller

İkinci dereceden mekansal otoregresif bir süreç şu şekilde ifade edilebilir:

$$Y = \delta_1 W_1 Y + \delta_2 W_2 Y + \varepsilon \quad (1)$$

ve iki mekansal ağırlık matrisine sahip ikinci dereceden çok terimli

$$(I_N - \lambda_1 W_1)(I_N - \lambda_2 W_2)Y = \varepsilon \quad (2)$$

şeklindedir.

$$Y = \lambda_1 W_1 Y + \lambda_2 W_2 Y - \lambda_1 \lambda_2 W_1 W_2 Y + \varepsilon \quad (3)$$

2. model bağımlı değişken Y'yi iki ağırlık matrisi ile regres etmiştir. 3. Modelde $-\lambda_1 \lambda_2 = 0$ veya $W_1 W_2 = 0$ ise ikinci dereceden mekansal otoregresif süreç elde edilmektedir (Elhorst, Lacombe ve Piras, 2012, s. 212-213).

3.7 Klasik Normal Doğrusal Regresyon Modeli Varsayımlarının Araştırılması

Standart ekonometrik modellerde olduğu gibi mekansal regresyon modelleri için de klasik normal doğrusal regresyon modelinin varsayımları araştırılır. Bilindiği gibi bu varsayımlar; normallik, sabit varyans, mekansal otokorelasyon ve yapısal istikrar varsayımlarıdır.

3.7.1 Normallik Varsayımı

Standart ekonometrik modeller için hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığını araştıran testler mekansal modeller için de geçerlidir (Arbia, 2006, s. 121). Bu testler, alternatif hipotezin parametrik veya parametrik olmayışına göre parametrik veya parametrik olmayan testler olmak üzere sınıflandırılır. Kolmogrov-Smirnov ve Shapiro-Wilk testi, parametrik olmayan bir testtir. Jarque-Bera testi ise parametrik bir testtir.

Box-Cox dönüşümü normallik hipotezinin reddedildiği durumlarda verilerin dönüştürülerek normallik varsayımını sağlayan bir testtir (Arbia, 2006, s. 124).

$$Z^* = \frac{Z^\delta - 1}{\delta}$$

δ , 0 ve 1 arasında değer almaktadır. Bu denklem $\delta = -1$, $\delta = 0.5$ ve $\delta = 0$ olarak dönüşümlere tabi tutulur. En yaygın olanı $\delta = 0$ dönüşümüdür.

3.7.2 Mekansal Değişen Varyans

Mekansal regresyon modelinde değişen varyansın test edilmesi klasik testlerden daha farklıdır. Arbia, mekansal bağımlılığın varlığı halinde klasik testlerin gücünün azaldığını belirtmiştir ve bu testlerin olduğundan daha farklı olarak sıfır ve alternatif hipotez lehine sapma gösterdiğini vurgulamıştır (Arbia, 2006, s. 128). Sabit varyansı, mekansal bağımsızlıktan ayrı olarak test etmenin makul olmadığını ve bağımsız örneklem hipotezinin esnetilerek klasik testlerin, mekansal modeller için uyarlanabileceğini detaylı bir şekilde açıklamıştır (Arbia, 2006, s. 128-130).

Anselin (1987b) hem sabit varyansı hem de mekansal bağımsızlığı eşanlı olarak test eden bir test istatistiği geliştirmiştir:

$$SHI = \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^n x_i f_i \right]^T \left[\sum_{i=1}^n x_i x_i^T \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^n x_i f_i \right] + \left[\frac{(y - \beta^T x)^T W (y - \beta^T x)}{\sigma^2 \sqrt{J}} \right]^2$$

$$J = tr[(W^*W + W^2)]$$

$$f_i = [\sigma^{-1}(y_i - x_i \beta)]^2 - 1$$

σ^2 , EKK kalıntılarından elde edilen maksimum olabilirliğe bağlı varyanstır. x , $(n \times k)$ boyutlu değişen varyansa neden olan değişkenler matrisidir. SHI istatistiği k serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir.

3.7.3 Yapısal İstikrarsızlığın Araştırılması

Klasik doğrusal regresyon modelindeki önemli varsayımlardan birisi de parametrelerin gözlemden gözleme değişmediği, yani sabit olduğu varsayımıdır (Arbia, 2006, s. 131). Mekansal veriler için bu sabitlik varsayımı tüm konumlar için geçerlidir. Ancak uygulamalarda yapısal kırılmalarla sıklıkla karşılaşmaktadır.

Consigliere (1981) ve Corsi (1982) bağımsızlık hipotezi reddedildiğinde, Chow testinin geçersiz sonuçlara neden olabileceğini göstermektedirler (Arbia, 2006, s. 133). Anselin (1988) bunun için bir test istatistiği geliştirmiştir:

$$[[e_0^T (I - B)^T (I - B)e_0] - [e_1^T (I - B)^T (I - B)e_1]] / \hat{\sigma}^2$$

σ^2 maksimum olabilirlik tahmin edicisidir.

BÖLÜM IV

MEKANSAL PANEL EKONOMETRİ YAKLAŞIMI

Panel veri, kesit analizi ile zaman serisi analizinin bir bileşimidir. Panel veri yaklaşımı mekansal ekonometride de yerini bulmaktadır.

4.1 Mekansal Panel Ekonometri

Son yıllarda panel veriye dayanan ekonometrik ilişkilerin ifade edilmesinde ve tahmin edilmesinde artan bir ilgi olmuştur. Bu ilgi, panel verinin zaman serisi gibi verilere kıyasla araştırmacıya genişletilmiş modelleme imkanı vermesinden kaynaklanmaktadır. Panel veri genel olarak daha bilgi vericidir ve değişkenler arasında daha az çoklu doğrusallığa neden olmaktadır. Ayrıca serbestlik derecesi için avantaj sağlamakta ve tahminlerde etkinliği arttırmaktadır. Daha karmaşık davranışsal hipotezlere de imkan vermektedir (Elhorst, 2003, s. 244).

Panel veri mekansal unsur içerirse iki sorun ortaya çıkar. Birinci sorun, zamanın her noktasında gözlemler arasında mekansal bağımlılığın ortaya çıkabilmesidir. Mesafenin ekonomik teoriyi etkilemesi temel nedenidir. Bölgesel bilim iktisadi birimlerin kararlarını şu koşullara bağlı olarak değiştirebileceğini söylemektedir (Elhorst, 2003, s. 244):

- 1) Bir bölgedeki piyasa koşullarının diğer bölgedekilere göre
- 2) Bölgeler arasındaki mesafeye göre

Gözlemler arasında mesafe olduğunda model hata teriminde mekansal otoregresif süreç içerebilir ya da mekansal otoregresif bağımlı değişken içerebilir. Birincisi mekansal hata modeli ve ikincisi mekansal gecikme modelidir (Elhorst, 2003, s. 244).

İkinci sorun, panel veri mekansal unsur içerdiğinde parametrelerin uzay boyunca homojen olmaması fakat farklı coğrafi yerlerde değişkenlik göstermesidir. Dolayısıyla katsayılar zaman boyunca değişecektir. Parametre heterojenliği literatürde önemli bir konu olmuştur. Pesaran ve Smith (1995) ve özellikle Fotheringham, Charlton ve Brunsdan (1997) havuzlanmış modellerde homojen parametre varsayımını bırakmamızı

ve ortalama tepki regresyonlarından kaçınmamızı savunmaktadırlar. Geleneksel panel verinin temel problemi sadece ortalama ya da tasviri davranışı yakalamasıdır. Sabit eğimli bir panel veri mekansal birimler arasında ortalama etkiye neden olmakta ve mekansal birimler arasındaki davranışlardaki farklılıkları gösterememektedir (Quah 1996a,1996b). Tahmin edilen ilişkinin mekansal değişim göstermesindeki ikinci neden modelin tanımlama hatası göstermesidir, çünkü bir veya daha çok değişken ya kaza ile modelden çıkarılmıştır ya da yanlış fonksiyonel form ile ifade edilmiştir (Elhorst, 2003, s.245).

Heterojen panel veri kullanımındaki artış da tartışılmıştır. Birincisi heterojen panel veri homojene kıyasla daha az mantıksal tahmin üretmektedir (Baltagi ve Griffin 1997; Baltagi, Griffin, ve Xiong 2000). İkincisi zaman serilerinin tahmini birimlerdeki mekansal hareketleri ihmal etmektedir. Son olarak, gözlem sayısı yeterince geniş ise heterojen paneller makul olmaktadır (Elhorst, 2003, s. 245).

Mekansal ekonometri literatürü sıradan EKK tahmininin mekansal etki içeren modellerde uygun olmadığını göstermiştir. Mekansal otokorelasyonlu hata modeli durumunda EKK tahmin edicisi yansız kalmakta ancak, etkinliğini kaybetmektedir. Mekansal gecikmeli bağımlı değişken olması durumunda EKK tahmin edicisi yansızlığını kaybetmekle kalmamakta aynı zamanda tutarsız olmaktadır. Bu sorunun çözümünde Maksimum Olabilirlik yöntemi kullanılmaktadır (Anselin 1998: Anselin ve Hudak 1992) (Elhorst, 2003, s. 246).

Son zamanlarda yapılan iki çalışma parametrik olmayan kovaryans tekniklerini (özellikle GMM, hatalar arasında mekansal etki olması durumunda sağlam tahminler verir) kullanmıştır. (Conley 1999; Kelejian ve Prucha 1999) Driscoll ve Kraay (1998) ve Bell ve Bockstael (2000) GMM tahmin edicilerini kullanmıştır (Elhorst, 2003, s. 246).

Mekansal otokorelasyonlu hata modelleri mekansal otokorelasyonlu gecikme modellerinden daha çok ilgi toplamıştır. İki modeli incelemede üç neden vardır. Birincisi; mekansal panel veri modelinin geleneksel panel veri yaklaşımından farklı olmasıdır. Fark sabit ve/veya eğim mekana göre değiştiğinde ve katsayılar uzay boyunca rassal dağıldığında çıkmaktadır. İkincisi, geleneksel panel veri modelinin mekansal durumunun basit olmamasıdır. Üçüncüsü, mekansal bağımlı gecikmeli panel modelinin birim kökle, mekansal eşbütünleşme ve mekansal birim köklü durağan

olmayan regresyonlar için uygun olabilmesidir (Fingleton 1999; Mur ve Trivez 2003) (Elhorst, 2003, s. 246).

4.2 Mekansal Havuzlanmış Panel Veri Modeli İçin Tahmin Yöntemi

Mekansal gecikmeli ve mekansal hatalı modeller için literatürde yaygın kullanılan tahmin yöntemleri; maksimum olabilirlik yöntemi, araç değişken yaklaşımı (iki aşamalı EKK) ve genelleştirilmiş moment metodudur (Anselin, Le Gallo ve Jayet, 2008, s. 648).

4.2.1 Maksimum Olabilirlik Yöntemi

Tek bir kesit modeli için, mekansal modellerin ML tahmini ile ilgili oldukça yaygın çalışmalar mevcuttur (Ord, 1975; Mardia and Marshall, 1984; Anselin, 1988a; Cressie, 1993; Anselin and Bera, 1998). Logaritmik olabilirlik fonksiyonu için doğrusal olmayan optimizasyon ile gerçekleştirilen tahmin, birinci mertebe koşullarının nümerik çözümlerden tutarlı bir tahmin edici sağlamaktadır. ML tahmin yönteminin ampirik uygulamalarında karşılaşılan sorun, N boyutlu matrisin jacobian determinantını hesaplamada ortaya çıkmaktadır. Panel veri modellerinde jacobian'ın boyutu $N \times T$ 'dir. Mekansal ağırlık matrisi özdeğerlerine göre Jacobian ayrıştırılarak bu sorun giderilmektedir (Anselin vd, 2008, s. 648).

Havuzlanmış panel veri yapıları için, log-olabilirlik ifadeleri, kesit modelleriyle benzerlik göstermektedir.

4.2.1.1 Mekansal Gecikmeli Havuzlanmış Panel Veri Modeli İçin Maksimum

Olabilirlik Yöntemi

$\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_{NT})$ varsayımıyla log olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilmektedir (Anselin vd, 2008, s. 649):

$$L = \ln |I_T \otimes (I_N - \rho W_N)| - \frac{NT}{2} \ln \sigma_\varepsilon^2 - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} \varepsilon' \varepsilon$$

$$\varepsilon = y - \rho(I_T \otimes W_N)y - X\beta$$

$$|I_T \otimes (I_N - \rho W_N)| \text{ Jacobian determinantını temsil etmektedir.}$$

$\varepsilon \sim N(0, \Sigma)$ genelleştirmesi ile log olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki hale gelmektedir:

$$L = T \ln |I_N - \rho W_N| - \frac{1}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \varepsilon' \Sigma^{-1} \varepsilon$$

4.2.1.2 Mekansal Hatalı Havuzlanmış Panel Veri Modeli İçin Maksimum

Olabilirlik Yöntemi

Hata teriminin $\varepsilon \sim N(0, \Sigma)$ olduğu varsayımı altında log olabilirlik fonksiyonu şu şekildedir (Anselin vd, 2008, s. 650-651):

$$L = -\frac{1}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \varepsilon' \Sigma^{-1} \varepsilon$$

Bu ifadenin determinanı ve tersi sırasıyla şu şekildedir:

$$\begin{aligned} |I_T \otimes (B'_N B_N)^{-1}| &= |B_N|^{-2T} \\ \Sigma_{NT}^{-1} &= \frac{1}{\sigma_u^2} [I_T \otimes (B'_N B_N)] \end{aligned}$$

Bu ifadelerle göre logaritmik olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$L = -\frac{NT}{2} \ln \sigma_u^2 + T \ln |B_N| - \frac{1}{2\sigma_u^2} \varepsilon' [I_T \otimes (B'_N B_N)] \varepsilon$$

$\varepsilon = y - X\beta$ ve β regresyon katsayıları için elde edilen tahminler, mekansal esnek geliştirilmiş en küçük karelerin bir sonucudur ve şöyledir:

$$\hat{\beta} = [X'(I_T \otimes B'_N B_N)X]^{-1} X'(I_T \otimes B'_N B_N)y$$

4.2.2 Araç Değişkenler ve Genelleştirilmiş Moment Metodu

Normalliğin gerçekçi olmayan varsayımının inanırlığına alternatif olarak ve maksimum olabilirlik tahminindeki Jacobian terimiyle ilişkili hesaplama problemlerinden kaçınmak amacıyla genellikle araç değişken yöntemi ve genelleştirilmiş moment metodu kullanılmaktadır. Mekansal gecikmeli panel veri modeli ve mekansal hatalı panel veri modeli için bu tahmin yöntemleri sırasıyla belirtilmiştir (Anselin vd, 2008, s. 652).

4.2.2.1 Mekansal Gecikmeli Havuzlanmış Panel Modeli

Mekansal gecikmeli bağımlı değişkenin içsellığı, doğru bir araç değişkenin kullanımını gerektirmektedir. Genellikle mekansal gecikmeli açıklayıcı değişken WX , araç değişken olarak kullanılmaktadır. Mekansal gecikmeli havuzlanmış bir modelde araçlar, $(I_T \otimes W_N)X$ matrisi ile gösterilmektedir. Bu matrise sabit terim dahil değildir (Anselin vd, 2008, s. 653).

Hata varyans-kovaryans matrisinin tutarlı bir tahmini $\hat{\Sigma}_T \otimes I_N$ olsun. Küresel olmayan genel hata varyanslı araç değişken tahmin edicisi aracılığıyla model parametreleri aşağıdaki gibi tahmin edilir (Anselin vd, 2008, s. 653):

$$\hat{\gamma} = [Z'H[H'(\hat{\Sigma}_T \otimes I_N)H]^{-1}H'Z]^{-1}Z'H[H'(\hat{\Sigma}_T \otimes I_N)H]^{-1}H'y$$

katsayı varyansı için bir tahmin şöyledir:

$$\text{Var}[\hat{\gamma}] = [Z'H[H'(\hat{\Sigma}_T \otimes I_N)H]^{-1}H'Z]^{-1}$$

İteratif mekansal üç aşamalı en küçük kareler tahmin yöntemi kullanılmaktadır. Birinci aşamada mekansal iki aşamalı en küçük kareler ile parametreler tahmin edilir. Daha sonra bu tahminden elde edilen kalıntılar aracılığı ile tutarlı $\hat{\Sigma}$ elde edilir. Bu tahmin edici aracılığı ile $\hat{\gamma}$ ifadesi elde edilir (Anselin vd, 2008, s. 653).

4.2.2.2 Mekansal Hatalı Havuzlanmış Panel Modeli

Tek bir kesit dizisi için tutarlı tahmin ediciler, hata terimleri üzerine getirilen moment koşulları kümesinden elde edilmektedir. Bu koşullar havuzlanmış modeller için de genişletilebilmektedir. Mekansal ağırlık matrisi, $(I_T \otimes W_N)$ havuzlanmış versiyonu ile yer değiştirir. Mekansal otoregresif kalıntılı hatalar şöyledir (Anselin vd, 2008, s. 653-654):

$$\varepsilon = \theta(I_T \otimes W_N)\varepsilon + u$$

Bu ifadedeki ε ve u , $NT \times 1$ boyutlu vektörlerdir ve $u \sim 0$ ortalama ve $\sigma_u^2 I_{NT}$ ile bağımsız ve özdeş dağılmaktadır. Momentler havuzlanmış model için şöyle yazılabilir:

$$\begin{aligned}
E\left[\frac{1}{NT}u'u\right] &= \sigma_u^2 \\
E\left[\frac{1}{NT}u'(I_T \otimes W_N')(I_T \otimes W)u\right] &= \frac{1}{N}\sigma_u^2 \text{tr}(W_N'W_N) \\
E\left[\frac{1}{NT}u'(I_T \otimes W_N)u\right] &= 0 \\
\text{tr}(I_T \otimes W_N'W_N) &= T\text{tr}W_N'W_N \\
\text{tr}(I_T \otimes W_N) &= 0 \\
u &= \varepsilon - \theta(I_T \otimes W_N)\varepsilon
\end{aligned}$$

Kesit serilerinde olduğu gibi denklem sistemi doğrusal olmayan en küçük kareler tekniği ile tahmin edilip $\theta, \theta^2, \sigma_u^2$ için tahminler elde edilir. Elde edilen bu tahminler, $\hat{\beta} = [X'(I_T \otimes B_N'B_N)X]^{-1}X'(I_T \otimes B_N'B_N)y$ ifadesinde yerine koyularak β için tutarlı tahminler sağlanır.

4.3 Sabit Etkili Mekansal Hata ve Mekansal Gecikme Modeli

Geleneksel sabit etkiler modeli mekansal otokorelasyonlu hata modeline genişletilebilir (Elhorst, 2003, s.249-250):

$$Y_t = X_t\beta + \mu + \phi_t, \phi_t = \delta W\phi_t + \varepsilon_t, E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \sigma^2 I_n$$

Ve mekansal bağımlı gecikmeli model şu şekilde ifade edilir:

$$Y_t = \delta WY_t + X_t\beta + \mu + \varepsilon_t, E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \sigma^2 I_n$$

Mekansal gecikme tanımlamasında açıklayıcı değişkenlerin sayısı bir artarken, mekansal hata tanımlamasında, hata yapısının kuralları değişmiştir. Mekansal hata tanımlamasında δ mekansal otokorelasyon katsayısı olarak ve mekansal gecikme tanımlamasında mekansal otoregresif katsayı olarak bilinmektedir.

Mekansal otokorelasyonlu hata modelinin Maksimum Olabilirlik Yöntemi ile tahmininde log olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki şekildedir:

$$-\frac{NT}{2}\ln(2\pi\sigma^2) + T\sum_{i=1}^N \ln(1 - \delta\omega_t) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^T e_t'e_t, e_t = (I - \delta W)[Y_t - \bar{Y} - (X_t - \bar{X})\beta]$$

Ve mekansal gecikmeli bağımlı değişken modeli için

$$-\frac{NT}{2}\ln(2\pi\sigma^2) + T\sum_{i=1}^N \ln(1-\delta\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^T e_i' e_i, e_i = (I - \delta W)(Y_i - \bar{Y}) - (X_i - \bar{X})\beta$$

şeklindedir.

Birinci modelin log olabilirlik fonksiyonunu maksimize edebilmek için iteratif iki aşamalı yöntem ve ikinci model için basit iki aşamalı yöntem kullanılabilir.

Sadece eğim katsayıları, T sabit ve $N \rightarrow \infty$ olduğu durumlarda tutarlı bir şekilde tahmin edilebilmektedir. Sabit birim etki katsayıları tutarlı bir şekilde tahmin edilemez çünkü μ_i 'nin tahmini için mevcut olan gözlem sayısı, T gözlemiyle sınırlıdır. μ_i 'nin tutarsızlığı, kısaltılmış denklemdeki eğim katsayısı tahmin edicilerine etki etmez. Bu eğim katsayıları tahmin edilen μ_i 'nin bir fonksiyonu değildir. Böylelikle $N \rightarrow \infty$ gittiği durumlar için, sabit etki modellerinin büyük örneklem özellikleri, kısaltılmış denklemler için de geçerlidir.

4.4 Rassal Etkili Mekansal Panel Modelleri

Sabit etki modellerinde meydana gelen serbestlik derecesi kaybı nedeniyle daha güçlü tahminler için alternatif olarak rassal etki modelleri kullanılır. μ_i 'ye rassal değişken gibi davranılırsa $E(\mu_i \mu_j') = \sigma_\mu^2$ eğer $i=j$ ve değilse 0 olur (Elhorst, 2003, s. 251-256).

Mekansal hata modeli:

$$\begin{bmatrix} Y_i \\ . \\ Y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_i \\ . \\ X_T \end{bmatrix} \beta + v$$

$$v = (\iota_T \otimes I_N) \mu + (I_T \otimes B^{-1}) \varepsilon$$

ι_T (Tx1) vektör ve $B = I_N - \delta W$ 'dir.

v 'nin kovaryans matrisi

$$\Omega = E(vv') = \sigma_\mu^2 (\iota_T \iota_T' \otimes I_N) + \sigma^2 (I_T \otimes (B'B)^{-1})$$

Magnus'u (1982) takip ederek kovaryans matrisi şu şekilde de ifade edilebilir:

$$\Omega = E(vv') = \frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \otimes (T\sigma_\mu^2 I_N + \sigma^2 (B'B)^{-1}) + \sigma^2 ((I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota_T') \otimes (B'B)^{-1})$$

$$\Omega^{-1} = \frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \otimes (T\sigma_\mu^2 I_N + \sigma^2 (B'B)^{-1})^{-1} + \frac{1}{\sigma^2} (I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota_T') \otimes (B'B)$$

$$|\Omega| = \left| T\sigma_\mu^2 I_N + \sigma^2 (B'B)^{-1} \right| x \left| \sigma^2 (B'B)^{-1} \right|^{T-1} = (\sigma^2)^{NT} \left| T \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma^2} I_N + (B'B)^{-1} \right| x |B|^{-2(T-1)}$$

$\theta^2 = \sigma_\mu^2 / \sigma^2$ olarak tanımlarsak log olabilirlik fonksiyonu şu hale dönüşür:

$$\begin{aligned} \log L = & \frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \log \left| T\theta^2 I_N + (B'B)^{-1} \right| + (T-1) \sum_{i=1}^N \log(1 - \delta\omega_i) \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \tilde{e}' \left(\frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \otimes (T\theta^2 I_N + (B'B)^{-1}) \right)^{-1} \tilde{e} + \frac{1}{2\sigma^2} \tilde{e}' (I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota_T') \otimes (B'B) \tilde{e} \end{aligned}$$

$$\left| T\theta^2 I_N + (B'B)^{-1} \right| = \prod_{i=1}^N \left[T\theta^2 + \frac{1}{(1 - \delta\omega_i)^2} \right], \text{dir.}$$

Sonuç olarak log olabilirlik fonksiyonu şu hale indirgenir:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log(1 + T\theta^2 (1 - \delta\omega_i)^2) + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \delta\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T e_t' e_t$$

$$e_t = Y_t^* - X_t^* \beta$$

$$Y_t^* = P\bar{Y} + B(Y_t - \bar{Y}) = BY_t + (P - B)\bar{Y} = (I_N - \delta W)Y_t - (P - (I_N - \delta W))\bar{Y}$$

$$X_t^* = (I_N - \delta W)X_t - (P - (I_N - \delta W))\bar{X}$$

β ve σ^2 birinci derece merteye maksimizasyon koşulları ile elde edilebilir.

$$\hat{\beta} = (x^{*'} x^*)^{-1} (x^{*'} y^*)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T e_t' e_t}{NT}$$

$$x^* = \begin{bmatrix} X_1^* \\ . \\ X_T^* \end{bmatrix}$$

$$y^* = \begin{bmatrix} Y_1^* \\ . \\ Y_T^* \end{bmatrix}$$

Logaritmik olabilirlik fonksiyonunda bu tahmin değerleri yerine koyularak yoğunlaştırılmış olabilirlik fonksiyonu elde edilir. Bu fonksiyon ise aşağıdaki gibidir:

$$\log L = C - \frac{NT}{2} \log \left(\sum_{i=1}^T e_i' e_i \right) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log(1 + \theta^2 (1 - \delta \omega_i)^2) + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \delta \omega_i)$$

$$C = -NT / 2x \log(2\pi) - NT / 2 + NT / 2x \log(NT)$$

β, δ, σ^2 'nin tahmin edicileri, genelleştirilmiş en küçük kareler (GEKK) tahmin edicileridir. Dönüştürülmüş değişken y 'nin, dönüştürülmüş değişken x üzerine regres edilmesiyle sağlanmaktadır. δ ve θ^2 verildiğinde, σ^2 'nin varyansı dönüştürülmüş kalıntılardan sağlanmaktadır. Tersine β ve σ^2 verildiğinde, θ ve σ^2 'nin tahmin edicileri nümerik metodlarla çözülebilmektedir.

Rassal etkili mekansal gecikme modeli ise şöyledir:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ . \\ Y_T \end{bmatrix} = \delta \begin{bmatrix} WY_1 \\ . \\ WY_T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ . \\ X_T \end{bmatrix} \beta + v$$

$$v = (I_T \otimes I_N) \mu + (I_T \otimes I_N) \varepsilon$$

I_T (Tx1) vektör ve

v 'nin kovaryans matrisi

$$\Omega = E(vv') = \sigma_\mu^2 (I_T I_T' \otimes I_N) + \sigma^2 (I_T \otimes I_N)$$

Magnus'u (1982) takip ederek kovaryans matrisi şu şekilde de ifade edilebilir:

$$\Omega = E(vv') = (T\sigma_\mu^2 I_N + \sigma^2) \left(\frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \otimes I_N \right) + \sigma^2 \left(\left(I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \right) \otimes I_N \right)$$

$$\Omega^{-1} = \frac{1}{T\sigma_\mu^2 I_N + \sigma^2} \left(\frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \otimes I_N \right) + \frac{1}{\sigma^2} \left(\left(I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \right) \otimes I_N \right)$$

$$\begin{aligned} |\Omega| &= |(T\sigma_\mu^2 + \sigma^2)I_N| x |\sigma^2 I_N|^{T-1} \\ &= (T\sigma_\mu^2 + \sigma^2)^N (\sigma^2)^{N(T-1)} = \left(\frac{\sigma^2}{T\sigma_\mu^2 + \sigma^2} \right)^{-N} (\sigma^2)^{NT} \end{aligned}$$

$\theta^2 = \sigma^2 / (T\sigma_\mu^2 + \sigma^2)$ olarak tanımlarsak:

$$\Omega^{-1} = \frac{1}{\sigma^2} \left[\theta^2 \frac{1}{T} e_T e_T' \otimes I_N + \left(I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \right) \otimes I_N \right]$$

$$\Omega^{-1/2} = \frac{1}{\sigma} \left[\theta \frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \otimes I_N + \left(I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \right) \otimes I_N \right] = \frac{1}{\sigma} \left[I_{NT} - (1-\theta) \frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \otimes I_N \right]$$

olabilirlik fonksiyonu

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + \frac{N}{2} \log \theta^2 + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \delta\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T e_T' e_T$$

şeklindedir.

$$e_t = Y_t^* - X_t^* \beta$$

$$Y_t^* = BY_t - (1-\theta)\bar{Y} = (I_N - \delta W)Y_t - (1-\theta)\bar{Y}$$

$$X_t^* = (I_N - \delta W)X_t - (1-\theta)\bar{X}$$

θ^2 , mekansal birimler arasında değişime işaret eden ağırlığı ölçmektedir. Şayet bu ağırlık sıfır ise rassal etkili mekansal gecikmeli model, sabit etkili mekansal gecikmeli modele indirgenmektedir.

β ve σ^2 birinci derece mertebe maksimizasyon koşulları ile elde edilebilmektedir:

$$\hat{\beta} = (x^{*'} x^*)^{-1} (x^{*'} y^*)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^T e_i' e_i}{NT}$$

$$x^* = \begin{bmatrix} X_1^* \\ . \\ X_T^* \end{bmatrix}$$

$$y^* = \begin{bmatrix} Y_1^* \\ . \\ Y_T^* \end{bmatrix}$$

Logaritmik olabilirlik fonksiyonunda bu tahmin değerleri yerine koyularak yoğunlaştırılmış olabilirlik fonksiyonu elde edilir. Bu fonksiyon ise aşağıdaki gibidir:

$$\log L = C - \frac{NT}{2} \log \left(\sum_{t=1}^T e_t' e_t \right) + \frac{N}{2} \log \theta^2 + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \delta \omega_i)$$

$$C = -NT / 2x \log(2\pi) - NT / 2 + NT / 2x \log(NT)$$

β, δ, σ^2 'nin tahmin edicileri, genelleştirilmiş en küçük kareler (G.E.K.K) tahmin edicileridir. Dönüştürülmüş değişken y 'nin, dönüştürülmüş değişken x üzerine regres edilmesiyle sağlanmaktadır. δ ve θ^2 verildiğinde, σ^2 'nin varyansı dönüştürülmüş kalıntılardan sağlanmaktadır. Tersine β ve σ^2 verildiğinde, θ ve σ^2 'nin tahmin edicileri nümerik metodlarla çözülebilmektedir.

$N \rightarrow \infty, T \rightarrow \infty$, veya $N, T \rightarrow \infty$ 'a gittiğinde, rassal etkili mekansal gecikmeli model ile mekansal hata modellerinin parametre tahminleri tutarlıdır.

4.5 Dizisel Korelasyonlu, Mekansal Otokorelasyonlu Rassal Etkili Mekansal Panel

Veri Modelleri (Baltagi Model)

Mekansal elemanlı modellerde zamanın her bir noktasında mekansal birimler arasında mekansal bağımlılık modellenmektedir. Hata terimindeki mekansal bağımlılığın yanı sıra serisel korelasyonun olması da muhtemeldir. Çünkü mevcut dönemdeki gözlenemeyen şoklar, gelecek birkaç dönemdeki davranışsal ilişkileri etkilemektedir. Baltagi v.d (2007), bu amaçla serisel korelasyonlu mekansal hata elemanlı modeli incelemişlerdir ve modeli aşağıdaki gibi göstermişlerdir (Baltagi, Song, Jung ve Koch, 2007, s. 7-8):

$$\begin{aligned}
y_{it} &= X'_{it} \beta + u_{it} \\
u_t &= \mu + \varepsilon_t \\
\varepsilon_t &= \lambda W \varepsilon_t + v_t \\
v_t &= \rho v_{t-1} + e_t
\end{aligned}$$

Hata terimi vektör yapısıyla şu şekilde yazılır:

$$u = (t_T \otimes I_N) \mu + (I_T \otimes B^{-1}) v$$

$v' = (v'_1, v'_2, \dots, v'_T)$, t_T T boyutlu birlerden meydana gelen bir matristir. I_T

birim matristir. Bu varsayımlar altında u'nun varyans kovaryans matrisi şu şekildedir:

$$\Omega = \sigma_\mu^2 (J_T \otimes I_N) + (v \otimes (B'B)^{-1})$$

J_T , T boyutlu 1'lerden meydana gelen matristir ve $E(vv') = V \otimes I_N$ 'dir. V, AR(1) yapıda T boyutlu varyans-kovaryans matristir.

$$\begin{aligned}
V &= \sigma_e^2 \left(\frac{1}{1-\rho^2} \right) V_1 = \sigma_e^2 V_\rho \\
V_1 &= \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{T-1} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{T-2} \\ \rho^{T-1} & \rho^{T-2} & \rho^{T-3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \\
V_\rho &= \left(\frac{1}{1-\rho^2} \right) V_1
\end{aligned}$$

Prais Winsten dönüşümü ise şu şekildedir:

$$C = \begin{bmatrix} (1-\rho^2)^{1/2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\rho & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\rho & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -\rho & 1 \end{bmatrix}$$

$$u^* = (C \otimes I_N) u = (C t_T \otimes I_N) \mu + (C \otimes B^{-1}) v = (1-\rho)(t_T^\alpha \otimes I_N) \mu + (C \otimes B^{-1}) v$$

$$C t_T = (1-\rho) t_T^\alpha$$

$$t_T^\alpha = (\alpha, t'_{T-1})$$

$$\alpha = \sqrt{(1+\rho)/(1-\rho)}$$

Dolayısıyla Prais Winsten dönüşümü şu şekildedir:

$$\Omega^* = E(u^* u^{*'}) = (1 - \rho)^2 \sigma_\mu^2 (\iota_T^\alpha \iota_T^{\alpha'}) + \sigma_e^2 (I_T \otimes (B'B)^{-1})$$

$$\iota_T^\alpha \iota_T^{\alpha'} \text{ yerine idempotenti } d^2 \bar{J}_T^\alpha \text{ konulur. } \bar{J}_T^\alpha = \iota_T^\alpha \iota_T^{\alpha'} / d^2, d^2 = \iota_T^{\alpha'} \iota_T^\alpha = \alpha^2 + (T - 1)$$

$$E_T^\alpha = I_T - \bar{J}_T^\alpha \text{ yerine } E_T^\alpha + \bar{J}_T^\alpha \text{ konulur.}$$

$$\Omega^* = \bar{J}_T^\alpha \otimes [d^2 (1 - \rho)^2 \sigma_\mu^2 I_N + \sigma_e^2 (B'B)^{-1}] + E_T^\alpha \otimes [\sigma_e^2 (B'B)^{-1}]$$

$$\Omega^{*-1} = \bar{J}_T^\alpha \otimes Z + E_T^\alpha \otimes [(\sigma_e^2)^{-1} (B'B)]$$

$$Z = [d^2 (1 - \rho)^2 \sigma_\mu^2 I_N + \sigma_e^2 (B'B)^{-1}]^{-1}$$

Normallik varsayımı altında log olabilirlik fonksiyonu şu şekilde ifade edilir:

$$L(\beta, \sigma_e^2, \rho, \lambda) = \text{const} + \frac{1}{2} N \ln(1 - \rho^2) - \frac{1}{2} \ln |d^2 (1 - \rho)^2 \sigma_\mu^2 I_N + \sigma_e^2 (B'B)^{-1}| \\ - \frac{N(T-1)}{2} \ln(\sigma_e^2) + (T-1) \ln |B| - \frac{1}{2} u^{*'} \Omega^{*-1} u^*$$

4.6 Mekansal Havuzlanmış Panel Veri ve Mekansal Sabit Etki Modellerindeki

Mekansal Bağımlılığın Test Edilmesi

Kesit veriler için kullanılan *LM* testleri, panel verilerdeki mekansal bağımlılığı araştırmak amacıyla Anselin v.d.(2006) tarafından aşağıdaki gibi geliştirilmiştir (Elhorst, 2011, s. 9):

$$LM_\delta = \frac{[e'(I_T \otimes W)Y / \hat{\sigma}^2]^2}{J} \\ LM_\rho = \frac{[e'(I_T \otimes W)e / \hat{\sigma}^2]^2}{TxT_w}$$

I_T birim matris ve e , tahmin edilecek olan modelin türüne göre havuzlanmış regresyon modeli veya sabit birim etkili panel veri modeline ait kalıntılardır. J ve T_w , aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$J = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} \left[((I_T \otimes W)X\hat{\beta})'(I_{NT} - X(X'X)^{-1}X')(I_T \otimes W)X\hat{\beta} + TT_w \hat{\sigma}^2 \right] \\ T_w = \text{tr}(WW' + W'W)$$

tr matrisin izini göstermektedir.

Her iki istatistik asimptotik χ_1^2 dağılımına sahiptir. Bu formülasyonlara göre mekansal modeller için sağlam *LM* testleri ise şöyledir:

$$LM_{\rho}^* = \frac{[e'(I_T \otimes W)y / \hat{\sigma}^2 - e'(I_T \otimes W)e / \hat{\sigma}^2]^2}{J - TT_W}$$

$$LM_{\lambda}^* = \frac{e'(I_T \otimes W)e / \hat{\sigma}^2 - TT_W / J e'(I_T \otimes W)y / \hat{\sigma}^2]^2}{TT_W [1 - TT_W / J]^{-1}}$$

4.7 Rassal Etkili Mekansal Panel Veri Modeli İçin Testler

Baltagi, Song ve Koh, rassal etkili mekansal hata modeli için birleşik ve koşullu LM testlerini geliştirmişlerdir. Birleşik testler, panel veri regresyon modellerindeki rassal bölge etkisinin yanı sıra mekansal hata korelasyonunu birleşik bir şekilde test etmektedir. Koşullu LM testlerinden biri, mekansal hata korelasyonunun varlığında rassal bölge etkisini test etmektedir. Bir diğeri ise, rassal bölge etkisinin varlığında mekansal hata korelasyonunu test etmektedir (Zeren, 2011, s. 128).

4.7.1 Birleşik LM Testi

$H_0^a : \lambda = \sigma_{\mu}^2 = 0$ hipotezini sınavan birleşik LM testi şu şekildedir (Baltagi, Song ve Koh, 2003, s.127):

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

$$G = \tilde{u}'(J_T \otimes I_N) \tilde{u} / \tilde{u}' \tilde{u} - 1$$

$$H = \tilde{u}'(I_T \otimes (W + W') / 2) \tilde{u} / \tilde{u}' \tilde{u}$$

$$b = tr(W + W')^2 / 2 = tr(W^2 + W'W)$$

$\tilde{u}$ EKK kalıntılarını ifade etmektedir.

4.7.2 Marjinal LM Testleri

1) $H_0^b : \sigma_{\mu}^2 = 0$ ($\lambda = 0$ varsayımı altında) (Baltagi vd, 2003, s.127)

$LM_G = (NT / 2(T-1))G^2$ mekansal hata bağımlılığı olmadığını söyleyen $H_0^b : \sigma_{\mu}^2 = 0$ test istatistiğinin temelidir. LM test istatistiği χ_1^2 dağılımına sahiptir. Alternatif hipotezin bir yönlü olduğu durumda Honda testi kullanılmaktadır ve bu test istatistiği şöyledir:

$$LM_1 = \sqrt{\frac{NT}{2(T-1)}} G$$

T sabit olduğunda, $N \rightarrow \infty$ 'a gittiğinde ve alternatif hipotez altında LM test istatistiği asimptotik olarak standart normal dağılıma sahiptir.

Bir yönlü LM testlerinin asimptotik $N(0,1)$ yaklaşımı büyük örneklemelerde zayıf olmaktadır. Açıklayıcı değişken sayısı arttıkça, bu zayıflık artmaktadır ve açıklayıcı değişkenlerin bazıları arasında yüksek korelasyon meydana gelmektedir. Bu nedenle alternatif olarak standartlaştırılmış LM (SLM) test istatistiğini geliştirmişlerdir. Bu test istatistiklerinin kritik değerleri, tam kritik değerlere daha yakındır ve ortalaması 0, varyansı 1 olan bir yönlü LM istatistiğini ölçer. SLM_1 istatistiği şöyledir:

$$SLM_1 = \frac{LM - E(LM_1)}{\sqrt{\text{var}(LM_1)}} = \frac{d_1 - E(d_1)}{\sqrt{\text{var}(d_1)}}$$

$$d_1 = \tilde{v}' D_1 \tilde{v} / \tilde{v}' \tilde{v}$$

$$D_1 = (J_T \otimes I_N)$$

$\tilde{v}$ EKK kalıntılarını gösterir.

$$E(d_1) = \text{tr}(D_1 M) / s$$

$$s = NT - k$$

$$M = I_{NT} - X(X'X)^{-1}X'$$

$$\text{var}(d_1) = 2\{\text{str}(D_1 M)^2 - [\text{tr}(D_1 M)]^2\} / s^2(s+2)$$

SLM_1 , asimptotik olarak $N(0,1)$ dağılımına sahiptir.

2) $H_0^c : \lambda = 0$ ($\sigma_\mu^2 = 0$ varsayımı altında) (Baltagi vd, 2003, s.128)

Rassal bölge etkisinin olmadığı varsayımı altında mekansal hata korelasyonun olmadığını varsayan $H_0^c : \lambda = 0$ hipotezini test etmek amacıyla $LM_H = (N^2 T / b) H^2$ ifadesi, LM test istatistiği için bir temel oluşturur. Sıfır hipotezi altında bu test istatistiği, χ_1^2 dağılımına sahiptir ve şöyle ifade edilir:

$$LM_2 = \sqrt{\frac{N^2 T}{b}} H$$

Bu test istatistiğine karşı gelen standartlaştırılmış LM (SLM) test istatistiği şöyledir:

$$SLM_2 = \frac{LM_2 - E(LM_2)}{\sqrt{\text{var}(LM_2)}} = \frac{d_2 - E(d_2)}{\sqrt{\text{var}(d_2)}}$$

$$d_2 = \tilde{v}' D_2 \tilde{v} / \tilde{v}' \tilde{v}$$

$$D_2 = (I_T \otimes W)$$

ve bu test istatistiği de asimptotik olarak $N(0,1)$ dağılımına sahiptir.

4.7.3 Bir Yönlü Birleşik LM Testi

$H_0^a : \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$ hipotezi için bir yönlü test istatistiği şu şekildedir (Baltagi vd, 2003, s.128):

$$LM^H = (LM_1 + LM_2) / \sqrt{2}$$

H_0^a hipotezi altında asimptotik olarak bu istatistik $N(0,1)$ dağılıma sahiptir. Varyans elemanı σ_μ^2 , küçük ve sıfıra yakın olduğu gibi durumlarda LM_1 , bazen negatif olabilir. λ , küçük ve sıfıra yakın olduğu gibi durumlarda ise LM_2 negatif olabilir. Bu nedenle birleşik sıfır hipotezi için aşağıdaki testleri önermişlerdir:

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

H_0^a hipotezi altında χ_m^2 , χ^2 dağılımına sahiptir.

4.7.4 Olabilirlik Oranı Testi

$H_0^a : \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$ hipotezi için olabilirlik oranı testi hesaplanmıştır (Baltagi vd, 2003, s.129). $\hat{\sigma}_v^2, \hat{\phi}, \hat{\lambda}, \hat{\beta}$ kısıtsız maksimum olabilirlik tahmincileri ve $\hat{B} = I_N - \hat{\lambda}W$, $\hat{u} = y - X\hat{\beta}$ olmak üzere kısıtsız maksimum log olabilirlik tahmin edici fonksiyonu şu şekildedir:

$$L_U = -\frac{NT}{2} \ln 2\pi\hat{\sigma}_v^2 - \frac{1}{2} \ln \left| T\hat{\phi}I_N + (\hat{B}'\hat{B})^{-1} \right| + (T-1) \ln |\hat{B}| - \frac{1}{2\hat{\sigma}_v^2} \hat{u}' \hat{\Sigma}_u^{-1} \hat{u}$$

H_0^a hipotezi altında varyans kovaryans matrisi $\Omega_u^* = \Omega_u = \sigma_v^2 I_{TN}$ indirgenir ve β 'nin kısıtlı maksimum olabilirlik tahmin edicisi $\tilde{\beta}_{EKK}$, ve dolayısıyla $\tilde{u} = y - X\tilde{\beta}_{EKK}$ EKK kalıntılarıdır. $\tilde{\sigma}_v^2 = \tilde{u}'\tilde{u} / NT$

kısıtlı maksimum log olabilirlik tahmin edici fonksiyonu şu şekildedir:

$$L_R = -\frac{NT}{2} \ln 2\pi\tilde{\sigma}_v^2 - \frac{1}{2\tilde{\sigma}_v^2} \tilde{u}'\tilde{u}$$

$H_0^a : \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$ hipotezi için olabilirlik oranı test istatistiği şu şekildedir:

$$LR_j^* = 2(L_U - L_R)$$

H_0^a hipotezi altında χ^2 dağılımına sahiptir.

4.7.5 Koşullu LM Testleri

1) $H_0^c : \lambda = 0$ test etmek için LM_2 kullanılırsa rassal etkilerin olmadığı kabul edilmiş olur (Baltagi vd, 2003, s.129). Bu özellikle σ_μ^2 büyük olduğunda doğru olmayan sonuçlar getirmektedir. Bu sorunun üstesinden gelebilmek için olası rassal etkileri barındıran mekansal korelasyonsuz hatalara izin veren koşullu LM testi geliştirilmiştir.

Model için hipotez $H_0^d : \lambda = 0$ 'dır. ($\sigma_\mu^2 \geq 0$ varsayımıyla)

Sıfır hipotezi altında varyans kovaryans matrisi $\Omega_0 = \sigma_\mu^2 J_T \otimes I_N + \sigma_v^2 I_{NT}$ indirgenir.

LM testi şu şekildedir:

$$LM_\lambda = \frac{\hat{D}(\lambda)^2}{[(T-1) + \hat{\sigma}_v^4 / \hat{\sigma}_1^4]b}$$

$$\hat{D}(\lambda) = \frac{1}{2} \hat{u}' \left[\frac{\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_1^4} (\bar{J}_T \otimes (W' + W)) + \frac{1}{\hat{\sigma}_v^2} (E_T \otimes (W' + W)) \right] \hat{u}$$

$$\hat{\sigma}_v^2 = \hat{u}'(E_T \otimes I_N) \hat{u} / N(T-1)$$

$$\hat{\sigma}_1^2 = \hat{u}'(\bar{J}_T \otimes I_N) \hat{u} / N$$

$\hat{\sigma}_v^2$ ve $\hat{\sigma}_1^2$ maksimum olabilirlik tahminçileridir. $\hat{u}$ da kalıntıları temsil eder.

Dolayısıyla mekansal hata bağımlılığının olmadığını gösteren tek taraflı test ($\sigma_\mu^2 \geq 0$ varsayımıyla)

$$LM_{\lambda}^* = \frac{\hat{D}(\lambda)}{\sqrt{[(T-1) + \hat{\sigma}_v^2 / \hat{\sigma}_1^4]b}} \text{ dir.}$$

$N(0,1)$ dağılımına sahiptir.

2) $H_0^b : \sigma_{\mu}^2 = 0$ test etmek için LM_1 kullanılırsa rassal etkilerin olmadığı kabul edilmiş olur (Baltagi vd, 2003, s.130). Bu özellikle λ istatistiksel olarak sıfırdan farklı olduğunda doğru olmayan sonuçlar getirmektedir. Bu sorunun üstesinden gelebilmek için olası rassal etkileri barındırmayan mekansal hata korelasyonun olduğu koşullu LM testi geliştirilmiştir.

$$LM_{\mu} = \hat{D}_{\mu}' \hat{J}_{\theta}^{-1} \hat{D}_{\mu}$$

$$\hat{D}_{\mu} = -\frac{T}{2\hat{\sigma}_v^2} tr(\hat{B}'\hat{B}) + \frac{1}{2\hat{\sigma}_v^4} \hat{u}' [J_T \otimes (\hat{B}'\hat{B})^2] \hat{u}$$

$$\hat{J}_{\theta} = \begin{bmatrix} \frac{TN}{2\hat{\sigma}_v^2} & \frac{NT}{2\hat{\sigma}_v^2} tr[(W\hat{B} + \hat{B}'W) + (\hat{B}'\hat{B})^{-1}] & \frac{T}{2\hat{\sigma}_v^4} tr[\hat{B}'\hat{B}] \\ \frac{T}{2} tr[((W\hat{B} + \hat{B}'W) + (\hat{B}'\hat{B})^{-1})^2] & \frac{T}{2} tr[W\hat{B} + \hat{B}'W] \\ \frac{T}{2\hat{\sigma}_v^4} tr[(\hat{B}'\hat{B})^2] \end{bmatrix}$$

$$= \frac{T}{2\hat{\sigma}_v^4} \begin{bmatrix} N & \hat{\sigma}_v^2 g & h \\ \hat{\sigma}_v^2 g & \hat{\sigma}_v^4 c & \hat{\sigma}_v^2 d \\ h & \hat{\sigma}_v^2 d & Te \end{bmatrix}$$

$$g = tr [(W\hat{B} + \hat{B}'W)(\hat{B}'W)(\hat{B}'\hat{B})^{-1}]$$

$$h = tr[\hat{B}'\hat{B}]$$

$$c = tr[((W\hat{B} + \hat{B}'W)(\hat{B}'\hat{B})^{-1})^2]$$

$$d = tr[W\hat{B} + \hat{B}'W]$$

$$e = tr[(\hat{B}'\hat{B})^2]$$

$$LM_{\mu} = (\hat{D}_{\mu})^2 \left(\frac{2\hat{\sigma}_v^4}{T} \right) (TN\hat{\sigma}_v^4 ec - N\hat{\sigma}_v^4 d^2 - T\hat{\sigma}_v^4 g^2 e + 2\hat{\sigma}_v^4 ghd - \hat{\sigma}_v^4 h^2 c)^{-1}$$

$$x(N\hat{\sigma}_v^4 c - \hat{\sigma}_v^4 g^2)$$

$\hat{D}_\mu$ ve $\hat{J}_g$ maksimum olabilirlik tahminçileridir. LM_μ varyansın negatif olmaması gerektiğini ihlal etmektedir. Dolayısıyla tek taraflı LM testi geliştirilmiştir.

$$LM_\mu^* = \frac{\hat{D}_\mu \sqrt{(2\hat{\sigma}_v^4/T)(N\hat{\sigma}_v^4 c - \hat{\sigma}_v^4 g^2)}}{\sqrt{TN\hat{\sigma}_v^4 ec - N\hat{\sigma}_v^4 d^2 - T\hat{\sigma}_v^4 g^2 e + 2\hat{\sigma}_v^4 gh d - \hat{\sigma}_v^4 h^2 c}}$$

4.8 Dizisel Korelasyonlu ve Mekansal Otokorelasyonlu Rassal Etkili Mekansal

Panel Veri Modelleri İçin Testler

Baltagi vd.'nin $H_a^0: \rho = \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$ hipotezini test etmek için geliştirdikleri LM istatistiği şu şekildedir (Baltagi vd, 2007, s.10):

$$LM_J = \frac{NT^2}{2(T-1)(T-2)} [A^2 - 4AF + 2TF^2] + \frac{N^2T}{b} H^2$$

$$A = \tilde{u}'(J_T \otimes I_N) \tilde{u} / \tilde{u}'\tilde{u} - 1$$

$$F = \frac{1}{2} (\tilde{u}'(G \otimes I_N) \tilde{u} / \tilde{u}'\tilde{u})$$

$$H = \frac{1}{2} (\tilde{u}'(I_T \otimes (W' + W)) \tilde{u} / \tilde{u}'\tilde{u})$$

$$b = tr(W + W')^2 / 2 = tr(W^2 + W'W)$$

$\tilde{u}$ EKK kalıntılarını göstermektedir. G, bidiagonal elemanlarının tümünün sıfıra eşit olduğu bidiagonal matristir. H_a^0 altında bu istatistik χ_3^2 dağılımına sahiptir.

4.9 Mekansal Panel Veri Modelleri İçin Hausman Testi

Rassal etki modellerini, sabit etki modellerine karşı test etmek amacıyla Hausman'ın spesifikasyon testi kullanılmaktadır (Elhorst, s.22). $H_0: h = 0$ hipotezini test eden Hausman istatistiği şöyledir:

$$h = d'[\text{var}(d)]^{-1} d$$

$$d = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$$

$$\text{var}(d) = \hat{\sigma}_{RE}^2 (X^*{}' X^*)^{-1} - \hat{\sigma}_{FE}^2 (X^*{}' X^*)^{-1}$$

Bu test istatistiği K (sabit terimin dışında modeldeki açıklayıcı değişkenlerin sayısı) serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir. Modeldeki mekansal bağımlılığın

olması durumunda da kullanılmaktadır. Mekansal gecikmeli model, ilave bir açıklayıcı değişkene sahip olduğundan d şöyledir:

$$d = [\hat{\beta}'\hat{\delta}]'_{FE} - [\hat{\beta}'\hat{\delta}]_{RE}$$

Mekansal versiyon için hesaplanmış olan Hausman istatistiği $K + 1$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir. χ^2 (hesaplanan) değeri, tablo değerinden büyük olduğunda rassal etki modeli reddedilerek, sabit etki modeli tercih edilir.

4.10 Mekansal SUR Modeli

Uygulamalı çalışmalarda dikkat çeken geçici heterojenliğin özel bir durumu hata korelasyonu ile bağlantılı yatay kesit denklemleri içeren sistemden oluşmasıdır. Bu sabit etkilerin özel bir durumudur (Anselin, 2006, s. 949-950).

Mekansal gecikmeli SUR modeli zaman unsurlu otoregresif katsayı içeren mekansal gecikmeli bağımlı değişkenin eklenmesiyle elde edilmektedir.

$$y_t = \rho_t W_n y_t + X_t \beta_t + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T$$

Genel form:

$$y = (R_T \otimes W_n) y + X\beta + \varepsilon$$

R_T : $T \times T$ boyutunda köşegen matris (köşegenler ρ_t içermekte)

β : $k \times 1$ boyutlu katsayı vektörü

X : $n \times k \times T$ boyutlu matristir.

$$X = \begin{pmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & X_T \end{pmatrix}$$

Mekansal SUR modelinde $H_0 : \rho_t = \rho$ hipotezi test edilmektedir. Yani yatay kesit bağımlılığına sahip mekansal sürecin her bir süreçte istikrarlı olup olmamasıdır.

Mekansal gecikmeli SUR modeli için log olabilirlik fonksiyonu:

$$L = \sum_t \ln |I_n - \rho_t W_n| - \frac{n}{2} \ln |\Sigma_T| - \frac{1}{2} \varepsilon' (\Sigma_T^{-1} \otimes I_n) \varepsilon$$

$$\varepsilon = [I_{nT} - (R_T \otimes W_n)] y - X\beta$$

Mekansal gecikmeli hata modelinin SUR hali:

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= \lambda_t W_n \varepsilon_t + u_t \\ \varepsilon_t &= (I_n - \theta_t W_n)^{-1} u_t \\ E[uu'] &= \Sigma_T \otimes I_N\end{aligned}$$

Σ_T köşegenlerinde σ_t^2 unsurunu içermektedir. Hata kovaryansı şu şekildedir:

$$\begin{aligned}E[\varepsilon\varepsilon'] &= B_{nT}^{-1} (\Sigma_T \otimes I_n) B_{nT}^{-1'} \\ B_{nT} &= [I_{nT} - (\lambda_T \otimes W_n)] \\ \lambda_T &\text{Tx1 vektördür.}\end{aligned}$$

4.11 Dinamik Mekansal Panel Veri Metodolojisi

Mekan zaman panel veri tahmininde en yüksek olabilirlik tekniği kullanılmaktadır. Geleneksel panel veri modellerinin en yüksek olabilirlikle yapılan tahminleri dinamik olarak nitelendirilir. Bu nedenle, modelleme ve tahmin süreci dinamik mekansal panel veri yöntemine dayanmaktadır.

Elhorst (2012) dinamik mekansal panel veri modellerinin ML, QML, IV/GMM, Bayezyen MCMC methodları ile tahmin edilebileceğini belirtmiştir.

Birinci dereceden mekansal otoregresif panel modeli

$$y_{it} = \mathcal{Y}_{it-1} + \rho_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$i=1, \dots, N$$

$$t=1, \dots, T$$

y_{it} t zamanında i bölgesinde bağımlı değişkendir. x_{it} (1xk) boyutlu açıklayıcı değişkenler vektörüdür. γ ve β (1x1) ve (kx1) boyutlu tahmin edilecek parametrelerdir. w_{ij} w_N matrisinin i, j unsurudur ve w_N (NxN) boyutlu matristir. ρ_1 mekansal gecikme katsayısıdır. $(I_N - \rho_1 w_N)$ tekil matris olmayacak şekilde parametre uzayında tanımlıdır. Determinantının 0'dan farklı olması sağlanmaktadır, yani $\rho_1 \neq 1/r_i$. $(r_i w_N)$ matrisinin öz değerleridir. ρ_1 $1/r_{\min}, 1/r_{\max}$ aralığında olma varsayımı ile garanti edilir. Satır standartlaştırılması durumunda $r_{\max}=1$ olur. Eğer $[(I_N - \rho_1 w_N)^{-1} \gamma]$ 1'den küçük en büyük mutlak özdeğere sahipse model (1) dinamik stabildir. Durağanlık

$|\gamma| < 1$ olmasını gerektirmektedir. Klasik panelin tersine ε_{it} 'nin eşanlı korelasyonlu olmasına izin verilmektedir.

$$\varepsilon_{it} = \rho_2 \sum_{j=1}^N m_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it} \quad (2)$$

$$m_{ij} \neq w_{ij}$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (3)$$

(2) ve (3) numaralı denklemler birleşince SAR tipi rassal etkiler modeli elde edilmektedir (Baltagi, Fingleton ve Pirotte, 2014, s.114-115).



BÖLÜM V

UYGULAMALI LİTERATÜR TARAMASI

5.1 Literatür Taraması

Mekansal ekonometri alanı ile ilgili literatürde pek çok çalışma mevcuttur. Bunlar arasında yakınsama ve doğrudan yabancı yatırımlar temel uygulama alanlarıdır. Bu bölümde bu konuda yapılan belli başlı çalışmalar özetlenmektedir.

Tablo 1

Türkiye İçin Mekansal Ekonometri Yaklaşımı Kullanılarak Yapılan Yakınsama Çalışmalarının Özetleri

Yazar	Dönem	Ülke	Bulunan Sonuç
Gezici ve Hewings (2004)	1980-1997	Türkiye	Yakınsama yok
Tunay ve Silpagar (2007)	1994-2004	Türkiye	Yakınsama var
Yıldırım vd. (2007)	1991-2001	Türkiye	Yakınsama yok

Tablo 1’de Türkiye için yapılan yakınsama çalışmaları görülmektedir. Bunlar arasında Gezici ve Hewings (2004) 1980-97 dönemi için bölgesel yakınsama (mutlak ve koşullu) ve doğu-batı ilişkilerini incelemişlerdir. σ ve β yakınsamaları incelendiğinde iller arasında yakınsama için herhangi bir kanıt bulunamamıştır. Ayrıca yüksek derecede mekansal bağımlılık bulunmaktadır. Bölgelerdeki kişi başına GSYİH komşu bölgelerle ilişkilidir ve ülkenin doğu ve batı kısımlarındaki farklılıklar oldukça açıktır. Kalkınmada öncelikli yöreler politikasına rağmen analiz sonuçları bu bölgelerin gelişmiş bölgelerden daha hızlı büyümediğine işaret etmektedir. Tunay ve Silpagar (2007) farklı coğrafi bölgelerarası enflasyon yakınsaması olgusunu analiz etmişlerdir. Ayrıca, çalışmalarında enflasyon yakınsamasının hızını ve bölgelerarası yayılma ya da taşma etkisinin önemini tahmin etmek de amaçlanmıştır. Çalışmada, ekonometrik yöntem olarak panel bilim kök testleri ve dinamik mekan-zaman panel veri modellerinden yararlanılmıştır. Panel birim kök testleri, kesitsel veya mekansal

bağılılığın belirlenmesinde kullanılmıştır. Diğer taraftan, dinamik mekan-zaman panel veri modelleri de hem yakınsama hızı katsayısı hem de taşma etkisi katsayısının tahmin edilmesinde kullanılmaktadır. Elde edilen bulgular, farklı coğrafi bölgeler itibariyle ciddi bir enflasyon yakınsaması olgusunun varlığını ve yakınsama sürecinin oldukça hızlı olduğunu göstermektedir. Taşma ya da yayılma etkisi ise, güçlü olduğu kadar hem cari döneme hem de geçmiş dönemlere bağlı görünmektedir. Sonuç olarak, para otoritelerinin politik karar alma sürecinde enflasyon yakınsaması ve yayılmasından kaynaklanabilecek kırılganlıklara karşı duyarlı ve dikkatli olmaları gerekmektedir. Yıldırım, Öcal ve Erdoğan (2007) 1991-2001 dönemleri için mekansal panel veri analizi ile finansal gelişim ve ekonomik büyümeyi incelemişlerdir. 1994 krizinin etkileri ilgili dönem 1991-95 ve 1996-2001'e ayrılarak da incelenmiştir. Sonuçlar coğrafik unsurların ve mekansal boyutun yakınsama sürecinde önemini vurgulamıştır. Finansal gelişimin ekonomik büyüme üzerinde anlamlı etkisi olduğu bulunmuştur.

Tablo 2

Diğer Ülkeler İçin Mekansal Ekonometri Yaklaşımı Kullanılarak Yapılan Yakınsama Çalışmalarının Özetleri

Yazar	Dönem	Ülke	Bulunan Sonuç
Rey ve Montouri (1999)	1929-1994	ABD	Yakınsama var
Dall'erba (2003)	1989-1999	Avrupa	Yakınsama var
Badinger vd. (2004)	1985-1999	Avrupa	Yakınsama var
Villaverde (2005)	1985-2002	Avrupa	Yakınsama var
Kosfeld vd. (2006)	1992-2000	Avrupa	Yakınsama var
Piras ve Arbia (2007)	1977-2002	Avrupa	Yakınsama var
Tselios (2009)		Avrupa	Yakınsama var
Zeren (2011)	2000-2007	Avrupa	Yakınsama var
Seya vd. (2012)	1989-2007	Japonya	Yakınsama var
Soundararajan (2013)	1980-2010	Hindistan	Yakınsama var
Chenglin vd. (2013)	1990-2007	Çin	Yakınsama var
Cravo vd.	1980-2004	Brezilya	Yakınsama var
De Dominics (2014)	1991-2004	Avrupa	Yakınsama var
Evans ve Kim (2014)	1985-2011	Kore	Yakınsama var

Tablo 2'de diğer ülkeler için yapılan yakınsama analizleri yer almaktadır. Bunlardan Rey ve Montouri (1999) ABD için 1929-94 dönemini aldıkları çalışmalarında gelir yakınsamasını mekansal ekonometri tekniğiyle incelemişlerdir. Global ve lokal mekansal otokorelasyon bulunmuştur. Mekansal bağımlılıktan dolayı bir bölgedeki şok diğer bölgelere yayılabilmektedir. Dall'erba (2003) 1989-99 dönemini içeren çalışmasında ESDA analizi ile 145 Avrupa bölgesi için gelir ve sermaye arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Global ve lokal mekansal otokorelasyon bulunmuştur. LISA istatistiği zengin ve fakir bölgelerdeki kümelenmeyi gösteren mekansal

heterojenliği göstermektedir. Bu da Avrupa bölgelerindeki güçlü doğu-batı ilişkisi anlamındadır. Büyüme ve başlangıçtaki gelir arasında negatif (β yakınsaması), büyüme ve sermaye arasında pozitif ilişki olduğu bulunmuştur. Badinger, Müller ve Tandler (2004) 196 Avrupa NUTS 2 bölgeleri için gelir yakınsama hızını 1985-1999 periyodunu olarak incelemişlerdir. Kullandıkları yöntem iki aşamalıdır. Birincisinde değişkenler mekansal bağımlılığı izole etmek için filtrelendirilir. İkincisinde GMM tahmin edicisi panele uygulanır. Sonuçlara göre mekansal korelasyonu göz ardı etmek yanıltıcı sonuçlara neden olmaktadır. GMM tahmin edicisi ile yapılan uygulamada %7 oranında yakınsama hızı bulunmuştur. Villaverde (2005) İspanya için 1985-2002 yılları arası işgücü verimliliğindeki yakınsama sürecini incelemiştir. Mekansal ekonometri yaklaşımını kullandığı çalışmasında mekansal etki bulunmuştur ve yakınsama hızı %3'tür. Kosfeld, Eckey ve Dreger'in (2006) çalışması 1992-2000 yılları arası Almanya'da (bütün Almanya, Batı Almanya ve Doğu Almanya) işgücü verimliliği ve kişi başına gelirden yakınsama kavramlarını mekansal ekonometri tekniği ile incelemeye dayanmaktadır. Daha önce yapılan çalışmalar birinci dereceden mekansal modelleri kullanırken bu çalışma daha yüksek dereceli mekansal bağımlılığı dikkate almıştır. Dolayısıyla mekansal ARMA modeli kullanılmıştır. Alman işgücü piyasasının mekansal analizinde beşeri sermaye ve yatırım göstergeleri kullanılmıştır. Batı Almanya'da sadece β yakınsaması bulunmuştur. Piras ve Arbia (2007) 1977-2002 dönemlerini aldıkları çalışmada Avrupa-NUTS2 bölgeleri için yakınsamayı mekansal gecikme ve mekansal hata modelleri ile test etmişlerdir. Sonuçlar yakınsamayı göstermektedir. Tselios (2009) Neoklasik büyüme modelini Avrupa'da 102 bölge için mekansal panel modeli ile incelemiştir. Neoklasik büyüme modeli kişi başına düşen gelir farklılıklarında azalma ve gelir eşitsizliklerinde uzun dönem yakınsaması olacağını öngörmektedir. Sonuçlar eğitim düzeyi, işsizlik, mekansal gecikmeli kişi başına düşen gelir, bölgesel sabit etkiler kontrol edildikten sonra koşullu yakınsama olduğunu göstermektedir. Zeren (2011) çalışmasında Avrupa Birliği üye ülkelerine ait β gelir yakınsama hipotezini 2000-2007 yılları için mekansal modeller ile araştırmıştır. Kesit analizde sınır komşuluğu ve merkezler arası uzaklığa göre belirlenen komşuluklar kıyaslanmıştır. Ancak panel veride sınır komşuluğu tanımına göre anlamlı bulgulara ulaşamamıştır. Bu nedenle panel veri analizinde merkezler arası uzaklığa göre komşuluklar oluşturulmuştur. Kesit veri analizi ile tüm AB ülke grupları için hem mutlak hem de koşullu yakınsama bulgusuna ulaşılmıştır. Panel veri analizine göre ise yalnızca AB-15 için koşullu yakınsama ortaya çıkmıştır. AB-27 ülke grubu için gelir

yakınsaması gerçekleşmemiştir. Hem kesit hem de panel veri modellerinde anlamlı mekansal gecikme katsayı ve mekansal hata katsayı tahminleri elde edilmiştir. Böylelikle üretim faktörleri ve bilgi yayılması sonucu mekanlar arasında etkileşim olduğu görülmüştür. Seya, Tsutsumi ve Yamagata (2012) çalışmalarında Japonya için bölgesel gelir farklılıklarını incelemişlerdir. Veri seti 1989-2007 dönemini kapsamaktadır ve yöntem olarak mekansal bağımlılık ile heterojenliği içeren mekansal Durbin modeli kullanılmıştır. Çalışma σ yakınsamasının mekansal bağımlılık olsa da olmasa da sağlanmadığını göstermektedir. İkinci olarak bölgesel gelir yakınsamasını Bayesyen mekansal Durbin modelinin β yakınsaması yaklaşımına uygulanmasıyla ele almaktadırlar. Sonuçlar β yakınsamasının 1990-2007 yılları arasında sağlandığını göstermektedir. Soundararajan (2013) 1980-2010 dönemini içeren çalışmasında Hindistan için gelir farklılıklarını SDM ile tahmin etmiştir. β yakınsaması reform öncesi dönem ve ilk dönemler için sağlanamazken, reform sonrası dönem için sağlanmıştır. Chenglin, Yingxia ve Chao (2013) Yangzi Nehri deltasında 1990-2007 dönemi için ekonomik büyümeyi incelemişlerdir. Mekansal yayılma ekonomik büyümeyi etkilemekte ve kulüp yakınsama hızı %1.57'dir. Cravo, Becker ve Gourlay (2014) 1980-2004 periyotlarında 508 mikro Brezilya bölgesi için ekonomik büyümeyi ele almışlardır. Sonuçlar mekansal bağımlılığı ve Brezilya'da iki rejim olduğunu göstermiştir. Beşeri sermaye önemli bir açıklayıcıdır; ancak, pozitif bir yayılma yaratmamıştır. SME (Small medium enterprise) için beşeri sermaye daha önemli bulunmuş ve pozitif yayılma yaratmıştır. De Dominics (2014) mekansal ekonometri tekniği ile Solow büyüme modelini 188 Avrupa bölgesi için incelemiştir. Büyüme ve gelir mekansal korelasyonludur. Evans ve Kim (2014) Kore'deki 13 bölge için 1985-2011 yılları arasında yakınsama hipotezini test etmişlerdir. Teknoloji yayılması ve mekansal bağımlılık panel tipi SDM ile analiz edilmiştir. Mekansal sabit etkili SAR modeli kullanıldığında büyüme için pozitif yayılma etkisinin olduğu ve yayılma hızının daha hızlı olduğunu bulmuşlardır. SAR modeli mekansal sabit ve zaman periyotlu kullanıldığında yakınsama sağlanamamıştır.

Tablo 3

Diğer Mekansal Ekonometri Yaklaşımı Kullanılarak Yapılan Çalışmaların Özetleri

Yazar	Dönem	Ülke	Araştırma
Pons Novell ve Viladecans (1999)	1984-1992	Avrupa	Kaldor büyüme modeli
Coughlin ve Segev (2000)	1990-1997	Çin	Doğrudan Yabancı Yatırımlar
Attfield vd. (2000)	1950-1990	Avrupa-ABD	Mesafe-Büyüme
Niebuhr (2003)	1986-2000	Avrupa	İşsizlik
Lopez-Bazo vd. (2005)	1985-1997	Avrupa	İşsizlik
Lundberg (2006)	1981-1999	Avrupa	Göç-Gelir
Baltagi vd. (2007)	1989-1999	ABD	Doğrudan Yabancı Yatırımlar
Blonigen vd. (2007)	1983-1998	ABD	Doğrudan Yabancı Yatırımlar
Kalagirou ve Hatzichristos (2007)	2001	Avrupa	Gelir Tahmini
Bae vd. (2008)	1995-2007	Kore	Populasyon-İstihdam, Altyapı
Ledyaeva (2009)	1995-2005	Rusya	Doğrudan Yabancı Yatırımlar
Artis vd.(2009)	1982-2007	Avrupa-Amerika	İş Çevrimi
Zeren (2010)	2006	Türkiye	Sebze Üretimi
Crocco vd. (2010)	1995-2007	Brezilya	Finansal Sistem
Çelebioğlu ve Dall'erba (2010)	1995-2001	Türkiye	Büyüme-Kalkınma
Yeşilyurt (2011)	1980-2001	Türkiye	İş çevrimi ve Philips Eğrisi
Blanco (2012)	1986-2006	Latin Amerika	Doğrudan Yabancı Yatırımlar

Tablo 3 Devamı

Kelejian vd. (2012)	1991-2006	Avrupa	Yatırımlar
Koramaz ve Dokmeci (2012)	2009	Türkiye	Ticaret
De Castris (2012)	1996-2001	İtalya	Konut Fiyatları
Çetin (2012)	2004-2007	Türkiye	İstihdam
Güçlü (2013)	1990-2000	Türkiye	İhracat
Özcan ve Zeren (2013)	1999-2009	Avrupa	Kaldor Büyüme Modeli
Gamboa (2013)	1994-2004	Meksika	Kalkınma-Sosyal Güven
Wenqing (2013)	1999-2010	Çin	Doğrudan Yabancı Yatırımlar
Blanc Brude (2014)	2004-2007	Çin	Kişi Başına GSYİH
Hoang (2014)	2001-2007	Vietnam	Mesafe-Yatırım
Gökdoğan (2014)	2004-2008	Türkiye	Doğrudan Yabancı Yatırımlar
Chou vd. (2015)	1991-2008	Çin	İstihdam
			İhracat

Tablo 3 Devamı

Abate (2015)	1970-2010	78 ülke	Volatilite-Büyüme
Moussa ve Laurent (2015)	1995-2008	Fransa	İnovasyon

Tablo 3’de yakınsama dışında yapılmış mekansal ekonometrik çalışmaların özetleri yer almaktadır. Bunlardan Pons Novell ve Viladecans Marsal (1999) Kaldor’un büyüme modelini 1984-92 dönemleri için Avrupa ülkeleri çerçevesinde test etmişlerdir. Birinci yasa üretimin ekonomik büyümenin bir motoru olduğunu söylemektedir. İkinci yasa (Verdoorn yasası) üretimdeki verimlilik artışı ile çıktı artışı arasında güçlü pozitif bir ilişki olduğunu ifade etmektedir. Üçüncü yasaya göre ise genel verimlilik artışı üretim artışı ile pozitif, imalat dışı sektör ile negatif ilişkilidir. Mekansal otokorelasyonun düzeltildiği çalışmada sonuçlar ikinci ve üçüncü yasaların bu dönemde Avrupa’da ekonomik büyüme ile uyumlu olduğunu göstermektedir. Coughlin ve Segev (2000) çalışmalarında 1990-1997 yılları arası Çin ekonomisinde doğrudan net yabancı yatırımları incelemişlerdir. Maksimum olabilirlik yönteminin kullanıldığı çalışmada sonuçlar Çin’deki doğrudan net yabancı yatırımlar için pozitif mekansal gecikme bulunduğunu göstermektedir. Attfield vd. (2000) 92 ülke, 90 Avrupa bölgesi ve 48 ABD eyaleti için yaptıkları çalışmalarında ekonomiler arasındaki mesafelerin büyüme oranlarındaki mekansal korelasyonu açıklamada çok fazla rolünün olmadığını göstermişlerdir. Niebuhr (2003) Avrupa ülkeleri için 1986-2000 yılları arasında bölgesel işsizliğin mekansal yapısını incelemiştir. Sonuçlar anlamlı derecede Avrupa’daki bölgesel işgücü piyasalarında mekansal bağımlılık olduğunu göstermiştir. Lopez-Bazo, Del Barro ve Artis (2005) yaptıkları çalışmalarında İspanya’daki kentlerin işsizlik oranlarında büyük farklılıklar olduğunu bulmuşlardır. Lundberg (2006) İsveç için 1981-99 dönemi ortalama gelir artışı ve net göç oranını incelemiştir. Komşu bölgelerde net göç oranları arasında pozitif korelasyon bulunmuştur. Ortalama gelir

artışına gelince sonuçlar 80'lerde hatalar arası mekansal bağımlılığın olduğunu göstermektedir. Baltagi, Egger ve Pfaffermayr (2007) 1989-99 periyodunu aldıkları çalışmalarında ABD ve ev sahibi ülkelerin panel verilerini kullanmışlardır. GM tekniği ile karmaşık doğrudan yabancı yatırımlar tahmini yapmışlardır. Sonuçlara göre üçüncü dünya ülkeleri etkileri anlamlı bulunmuştur. Blonigen, Davies, Waddell ve Naughton (2007) doğrudan yabancı yatırımların mekansal bağımlılığını ilk inceleyenlerdendir ve bu durumu iki şekilde açıklamaktadırlar. İlk olarak, modellerine diğer ülkelerdeki piyasa koşullarını kontrol etmek için bir değişken eklemişlerdir. İkinci olarak, mekansal gecikmeli bağımlı değişken kullanmışlardır. Doğrudan yabancı yatırımlar bağımlılığının doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde anlamlı etkisi olduğunu bulmuşlardır ve bu sonuç farklı örneklemelerde de hassastır. Kalogirou ve Hatzichristos (2007) mekansal ekonometri tekniği ile Atina için 2001 yılının gelir tahmini yapmışlardır. İnsanların gelir düzeyi ile eğitim seviyesi (yüksek lisans, doktora) arasında pozitif ilişki bulunmuştur. Bae, Yoon ve Kim (2008) Kore için ESDA analizi ile populasyon ve bazı sosyal göstergeleri (istihdam, altyapı gibi) incelemişlerdir. Moran I yardımı ile 1995-2007 dönemi için iki olgu bulunmuştur: 1998'de sert bir düşüş ve 1999 sonrası yavaş yavaş iyileşme. Sert düşüşün nedeni bölgeler arası net göçün azalışı ve finansal kriz nedeniyle dönen çiftçi sayısındaki artıştır. Sonuçlara göre SMA bölgesi dışında yaşayanlar krizden çıktığı için SMA'ya göç etmektedirler. 2000-2005 arasında büyüyen bölgeler kümesi SMA ve komşularını kapsarken, büyüemeyenler Kore'nin orta kısımlarıdır. Son olarak istihdam artışları da populasyon artışlarına benzer özellik göstermektedir. Düşük istihdam insanları göç etmeye zorlarken, düşük populasyon da bölgede ekonomik durgunluğa neden olmaktadır. Ledyeva (2009) Rusya için doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerini ve mekansal özelliklerini 1995-2005 (geçiş dönemi) periyotlarında incelemiştir. Büyük şehirlerin önemliliği, petrol ve gaz rezervleri, Avrupa piyasasına yakınlık ve yasal politik risklerin kriz sonrası arttığı sonucuna varılmıştır. Artis, Dreger ve Kholodilin (2009) Avrupa'da 41 bölge ve Amerika'da 48 eyalet için 1982-2007 yılları arasında bölgesel iş çevrimini mekansal modellerle analiz etmişlerdir. Çalışmada iş çevrimi senkronizasyonun her iki örneklem içinde benzer olduğu bulunmuştur. Ayrıca bölgesel iş çevriminde mekansal etkilerin her iki örneklem içinde görüldüğü belirtilmiştir. Zeren'in (2010) çalışmasında mekansal ekonometrik modeller tanıtılmakta ve bu modellerin maksimum olabilirlik yöntemiyle analizi amaçlanmaktadır. Ayrıca mekansal modellere ait belirleme testlerinin yanı sıra verileri en iyi temsil eden uygun modelin nasıl belirlendiği izah edilmeye

çalışılmaktadır. Bu bağlamda örnek olay olarak Türkiye'nin illerine ait 2006 yılı sebze üretim alanları dikkate alınmıştır. Kurulan modelde komşuluğun sebze üretimi üzerine etkisi araştırılmıştır. Ampirik bulgular neticesinde pozitif mekansal etkileşim gözlenmiş, sınır komşuluğunun sebze üretimini artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Crocco, Santos ve Amaral (2010) Brezilya'nın finansal sistemini mekansal panel modeli çerçevesinde incelemişlerdir. Çalışmada mekansal hata ve gecikme modeline yer verilmiştir. GMM tahmin edicisinin uygulandığı çalışmada sonuçlar gelişmiş finansal sisteme sahip bölgelerin etrafının az gelişmiş bölgelerle çevrili olduğunu göstermiştir. Çelebioğlu ve Dall'erba (2010) Türkiye'deki 76 il için büyüme ve kalkınma analizini ESDA analizi ile yapmışlardır. İlgili dönem 1995-2001'dir. Harita gösterimi batı bölgelerin doğu bölgelerden daha çok gelişmiş olduğunu kanıtlamaktadır. Mekansal analiz mekansal bağımlılığı LISA istatistiği ile işaret etmektedir. Çalışma Türkiye'deki büyümenin dağılımına, kamu yatırımları ve beşeri sermaye ile olan ilişkisine ışık tutmaktadır. Yeşilyurt (2011) Türkiye'de 1980-2001 dönemleri iş çevrimi için mekansal teknikler kullanmış ve sonuçlar üzerinde anlamlı bir katkı sağlayarak bölgesel etkileşimin varlığını bulmuştur. Bölgesel etkileşimin, kamunun yaptığı yatırımlar düşünüldüğünde yayılma etkisi ile daha da önemli olduğu görülmektedir. Özellikle birbirine yakın olan illerde, maliyet avantajlarını kullanmak amacıyla diğer ilden işgücü istihdam edilebilmekte ve bu durum yayılma etkisi ile illerin gelirini etkilemektedir. Ayrıca 67 il düzeyinde 1987-2001 dönemi için Philips Eğrisi incelenmiştir. Philips Eğrisi ilişkisinin geçerli olmadığı ancak mekansal ilişkinin geçerli olduğu bulunmuştur. Blanco (2012) 1986-2006 dönemlerini içeren çalışmasında 17 Latin Amerika ülkesini incelemiştir. Doğrudan yabancı yatırımların mekansal bağımlılığının iki türü keşfedilmiştir. Birincisi pazar potansiyeli ve ikincisi mekansal otokorelasyondur. Pazar potansiyelinin net doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde pozitif anlamlı etkisi olduğu bulunmuştur fakat doğrudan yabancı yatırımların mekansal otokorelasyonlu olduğuna dair kanıt bulunamamıştır. Doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde pozitif anlamlı etkisi olan diğer faktörler yolsuzluk kontrolü ve hammadde ihracını içermektedir. ABD'den doğrudan yabancı yatırım girişleri düşünüldüğünde doğrudan yabancı yatırımların mekansal otokorelasyonlu olduğu ve pazar potansiyelinin anlamlı olmadığı bulunmuştur. Kelejian, Tavlas ve Petroulas'ın (2012) çalışmalarında ticaretin mekansal özellikleri olduğunu vurgulamışlardır. Euro'nun ticaret üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Mekansal otokorelasyon ve heterojenlik dikkate alınmıştır. Sonuç olarak önceki literatürde ifade edilen para birliğinin abartıldığı ifade edilmiştir.

Koramaz ve Dokmeci'nin (2012) çalışmalarının amacı konut fiyatları üzerinde mekansal özelliklerin etkisini ölçmek ve konut fiyatlarının tahmin değerleri açısından regresyon modeli ve interpolasyon kurmadır. Konut fiyatlarının şehir merkezine mesafesi, ulaşım arterleri, konut ve mahalle özellikleri dikkate alınmıştır. Çalışma iki aşamada yapılmıştır. Birincisi regresyon analizi ve ikincisi regresyon modelinin güvenilirliği ve tutarlılığı çerçevesinde konut fiyatlarının mekansal yönünü tahmin eden interpolasyon tekniğidir. Sonuçlar konut fiyatlarının mesafe değişkeni olarak adlandırılan mekansal belirleyiciler tarafından etkilendiğini göstermektedir. De Castris ve Pellegrini (2012) Güney İtalya için 1996-2001 dönemi mekansal etkiyi araştırmışlardır. Sübvans edilen bölgelerin komşu bölgelerden istihdam elde ettiği sonucuna varılmıştır. Çetin (2012) Ankara ve İstanbul'da OSB-içi ve endüstri-içi bilgi saçılmalarının olup olmadığını bir ihracat kararı fonksiyonu kullanarak test etmiştir. Çalışmada, bölgesel birimler arasında mekansal bağımlılığı dikkate almasından dolayı mekansal ekonometri metodu tercih edilmiştir. Mekansal bağımlılık gözardı edilmediğinde, Ankara ve İstanbul için OSB içi ve endüstri-içi ilişkilerde firma büyüklüğü (toplam işçilerin logaritması ile temsil edilen), teknoloji (bilgisayar kullanımı ile temsil edilen), organizasyonel yakınlık ve yöneticinin yabancı dil bilgisi, ihracat kararının ortak belirleyicileridir. Bu değişkenlerin yanı sıra, Ankara'da yüksek yetenekli işçilerin oranı, İstanbul'da ise küme yakınlığı anlamlıdır. Ankara'da OSB-içi ilişkilerde toplam etkinin üçte biri mekansal etkilerden kaynaklanırken endüstri-içi ilişkilerde bu oran toplam etkinin dörtte biridir. İstanbul'da her iki ilişki için de toplam etkinin dörtte biri mekansal etkilerden ortaya çıkmaktadır. Güçlü (2013) Türkiye'nin 1990-2000 dönemlerinde bölgesel büyüme sürecini Kaldor kuralları çerçevesinde incelemiştir. Birinci kuralın testinde mekansal bağımlılık tespit edilmiştir. Sonuçlar üretimin bölgesel ekonomik büyümede anahtar rolü olduğunu göstermiştir. Özcan ve Zeren (2013) ekonomik kalkınma ve sosyal güven arasındaki ilişkiyi 27 Avrupa ülkesi için 1999- 2009 döneminde mekansal ekonometri yöntemi kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen bulgular, ülkenin sahip olduğu sosyal güven düzeyinin ekonomik kalkınma üzerinde pozitif etkilere yol açtığını göstermektedir. Gamboa (2013) 1994-2004 dönemini içeren çalışmasında Meksika için doğrudan yabancı yatırımları incelemiştir. Çalışmada devlet düzeyinde veriler ve mekansal ekonometri tekniği kullanmışlardır. Sonuçlara göre yüksek eğitim seviyesi ile az suç oranı doğrudan yabancı yatırımların önemli belirleyicileridir. Ev sahibi ülkeye gelen doğrudan yabancı yatırımlar ve komşu ülkeye giren doğrudan yabancı yatırımlar arasında tamamlayıcı bir ilişki vardır.

Wenqing (2013) Çin’de kişi başına GSYİH’ı incelemiştir. Pozitif global mekansal otokorelasyon olduğu ve zamanla arttığı gözlemlenmiştir. Aynı zamanda lokal korelasyon Çin’deki lokal mekansal kümelenmenin oldukça belirgin olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak mekansal yayılma Çin’de bölgesel ekonomik gelişim için önemli durumdadır. Pazar potansiyelinde her %1’lik artış kişi başına GSYİH’da %0.47’lik artışa neden olmaktadır. Aynı zamanda mekansal yayılma bölgeler arası mesafe arttıkça azalmaktadır. Blanc- Brude vd (2014) mesafenin yabancı yatırımcıların kararlarını nasıl etkilediğini araştırmışlardır. Mesafenin firmaların doğrudan yabancı yatırım kararlarını nasıl ve neden etkilediği üzerine teorik gerekçeler geliştirip farklı coğrafi ölçümler geliştirmişlerdir. Ekonomik mesafeye dayalı şehirler arasında mekansal bağımlılık bulunmuştur. Hoong ve Goujon (2014) Asya krizi sonrasında Vietnam’a giren doğrudan yabancı yatırım belirleyicilerini ele almışlardır. EKK tahmini sonucunda mekansal otokorelasyon bulunmuştur. Doğrudan yabancı yatırımlar ve belirleyicileri arasındaki ilişki mekansal bağımlılığa karşı sağlam çıkmıştır. Sonuçlar bölgesel ticarete doğrudan yabancı yatırımların ve bölgesel yayılma etkilerinin baskınlığını göstermiştir. Yığılma etkileri ile ulusal ve bölgesel iktisat politikalarının doğrudan yabancı yatırım çekimi için önemli olduğu ifade edilmiştir. Gökdoğan Gül (2014) Türkiye’de düzey 2 bölgeleri için istihdamın belirleyicilerini tespit etmek amacıyla, mekansal komşuluk ilişkisinin istihdamın büyümesi üzerine etkisini araştırmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti yıllık olup, 2004-2008 yılları arasında kapsamaktadır. Elde edilen bulgulara göre, beşeri sermayenin eğitim düzeyinin kalitesi ve girişimcilik potansiyeli istihdamın büyümesine pozitif etki göstermektedir. Firmaların yenilik düzeylerinin geliştirilmesinin, istihdama olumlu etkisi olduğu; sonuç olarak Türkiye’de istihdam büyümesinin, mekansal komşuluk ilişkisinden etkilendiği belirlenmiştir. Chou, Chen ve Mai (2015) Çin’in ihracatının politik riskler, ekonomik entegrasyon ve mekansal etkilerden etkilenip etkilenmediğini araştırmışlardır. Sonuçlar Çin ekonomisinin büyüdüğünü ve yurtiçi piyasa etkisinin ihracatı için kanıt olduğunu göstermiştir. Ekonomik entegrasyon Çin’in ihracatı için faydalıdır. Abate (2015) makalesinde mekansal ekonometri yöntemiyle makroekonomik volatilité ve ekonomik büyüme arasındaki bağlantıyı incelemiştir. Kısıtsız mekansal Durbin Ramey Ramey modeli kullanılmıştır. Çalışmada 78 ülkeden oluşan geniş bir panel ile makroekonomik volatilité ve ekonomik büyüme arasındaki bağlantıyı etkileyebilecek tüm olası boyutlar test edilmiştir. Büyüme üzerindeki oynaklığın doğrudan ve dolaylı etkileri negatif bulunmuştur. Komşu ülkelerde gözlenen büyüme oranları belirli bir ülkenin büyüme

oranları üzerinde olumlu bir etkiye sahiptir. Moussa ve Laurent (2015) 1995-2008 yılları arası Fransız NUTS 3 bölgesi üzerinde 1995-2008 yılları arasında inovasyon sürecinde coğrafi yakınlığın rolünü ölçmeyi amaçlamışlardır. Çalışmada patent uygulamaları ve AR-GE arasındaki ilişki incelenmiş ve bağımsız değişkenlere mekansallık yansıtılmıştır. AR-GE harcamalarının güçlü inovasyon aktiviteleri olan bölgeler için patent uygulamaları üzerinde pozitif doğrudan ve dolaylı etkileri olduğu bulunmuştur. Bu bölgeler için yayılım etkisi birinci derece komşularında gözlemlenmiştir fakat mekansal gecikme katsayısının pozitif geri bildirim için anlamlı olmadığı bulunmuştur.

Ayrıca Islam'ın (2003) da literatür taraması yakınsama çalışmalarını kapsamaktadır.

Literatürde bildiğimiz kadarıyla ülke bazında AB ülkelerinin kriz dönemini de kapsayan yakınsama analizi yoktur, ayrıca aynı dönem için AB ülkelerinde faiz ve işsizlik yakınsama analizi yer almamıştır.

BÖLÜM VI

UYGULAMALAR

Bu kısımda gelir, faiz ve işsizlik değişkenlerine ilişkin yakınsama analizleri AB ülkeleri için uygulanmıştır. Sonuçlar detaylı olarak tartışılmıştır.

6.1 AB27 Ülkeleri İçin Gelir Yakınsaması Üzerine Bir Uygulama

Ekonomi literatüründeki önemli tartışmalardan biri, “görelî yoksul ülkelerin ya da bölgelerin, daha zengin olanlara göre daha yüksek bir büyüme oranına sahip olup olmayacağı”dır. Bu anlamda, ülkeleri kişi başına gelir düzeyleri bakımından yakınsama sürecine doğru sürükleyen otomatik bazı mekanizmalar var mıdır? Özellikle 1980’li yılların ortalarından sonra yakınsama konusundaki tartışmaların artışı iki temel nedene bağlanmaktadır (Sala-i-Martin, 1996): Birincisi, ekonomik büyüme teorisinin temel parametrelerinden birine yönelik olarak bilgi sağlamak için yakınsama hızının saptanmasıdır. Bu parametre, sermayenin toplam çıktıdaki payıdır. İkincisi, 1980’lerin ortalarından sonra, çok sayıda ülkeyi kapsayan istatistiklerin varlığıdır. Bu çerçevede yakınsama süreci yeniden gözden geçirilmeye başlanmıştır. “Neoklasik büyüme modelinde” (NBM) kişi başına gelirin büyüme oranı, ele alınan dönemin başlangıcındaki kişi başına gelir düzeyi ile ters yönlü bir korelasyon izler. Eğer ekonomilerin (ülkeler ya da bölgeler) fayda ve üretim fonksiyonları benzer yapıdaysa, görelî yoksul ekonomiler, daha zengin olanlardan daha yüksek bir büyüme oranına sahip olacaktır. Bu nedenle, kişi başına gelir düzeylerinde yakınsama sürecini yaratan bir mekanizmadan, NBM çerçevesinde söz edilebilmektedir (Sanlı, 1996, s.1).

β yakınsama, ekonomilerin kişi başına gelirlerinin büyüme oranları ile başlangıç yılına ait kişi başına gelir düzeyleri arasındaki ilişkinin araştırılmasına dayanmaktadır. Bu ilişki negatif işarete sahipse yakınsama, aksi durumda uzaklaşma (divergence) söz konusudur. β yakınsama, mutlak yakınsama (absolute convergence) ya da koşulsuz yakınsama (unconditional convergence) ve koşullu yakınsama (conditional convergence) olarak ikiye ayrılmaktadır. Mutlak yakınsamada, ekonomilerin teknoloji, kurumsal yapı, tasarruf oranı gibi faktörler açısından aynı durumda olduğu varsayılmaktadır. Koşullu yakınsamada ise ekonomiler arasındaki bu tür farklılıkları yansıtacak değişkenler modele eklenmektedir. σ yakınsama, ekonomilerin kişi başına gelirlerinin yayılımının incelenmesine dayanmaktadır. Yayılım ölçüsü olarak standart

sapma kullanılmaktadır. Standart sapmanın zamana bağlı olarak azalması yakınsamanın varlığını, aksi durum ise uzaklaşmanın söz konusu olduğunu göstermektedir. σ -yakınsamaya alternatif olarak standart sapmanın ortalamaya bölünmesiyle hesaplanan varyasyon katsayısı da (coefficient of variation) kullanılabilir. Varyasyon katsayısında da zaman içindeki azalma yakınsamanın varlığına, aksi durum uzaklaşmaya işaret etmektedir (Karaca, 2004, s.2-3).

n nüfusun büyüme oranı

g teknolojideki ilerleme oranı

δ aşınma oranı

s tasarruflar

$$\frac{d \ln y}{dt} = \lambda [\ln y^* - \ln y] \quad (6.2)$$

λ yakınsama hızını vermektedir.

Bu denklemin 1. dereceden fark denklemi etkin işgücü başına yakınsama hızını vermektedir (Mankiw, 1992, s.422-423).

$$\ln y_t = e^{-\lambda t} \ln y^* + (1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0) \quad (6.3)$$

Denklemin her iki tarafından kişi başına başlangıç gelirini ($y(0)$) çıkarırsak,

$$\ln y - \ln y(0) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln y^* + (1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0) \quad (6.4)$$

Buradan durağan durum gelir düzeyine ulaşılmaktadır.

$$\begin{aligned} \ln y - \ln y(0) = & -(1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0) - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) \\ & + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) \end{aligned} \quad (6.5)$$

(6.5) numaralı denklemde gelirdeki büyüme, fiziki ve beşeri sermayeye yapılan yatırım ile aynı yönde değişirken; başlangıç geliri, emekteki artış, teknoloji ve sermayedeki aşınma ile ters yönde değişmektedir. (6.5) numaralı denklem koşullu yakınsamayı verir. Mutlak yakınsama durumunda (6.6) numaralı denklem ile yapısal farklılıklar ihmal edilmektedir.

$$\ln y - \ln y(0) = -(1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0) \quad (6.6)$$

(6.5) numaralı denklem durağan durumda beşeri sermayeye yapılan yatırım yerine beşeri sermaye ile tekrar yazılabilir:

$$\begin{aligned} \ln y - \ln y(0) = & -(1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0) - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) \\ & + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln h^* \end{aligned} \quad (6.7)$$

Ampirik uygulamalarda teknoloji düzeyi bilinmediği için modelde kullanılan değişkenler sadece işgücüne bölünmektedir. Bu durumda koşullu yakınsama aşağıda bulunan denklemler ile elde edilir (Temple, 1999, s.122).

$$\begin{aligned} \ln y - \ln y(0) = & -(1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0) - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) \\ & + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln h^* + (1 - e^{-\lambda t}) \ln A(0) + g_t \end{aligned} \quad (6.8)$$

$y=Y/L$ kişi başına gelir

$y(0)=Y(0)/L(0)$ başlangıç geliri

$h^*=H/L$ beşeri sermaye

(6.8) numaralı denklem T zaman boyunca gelirdeki büyüme oranını vermektedir. Ortalama büyüme oranı için aynı ifade koşullu ve mutlak yakınsama için sırasıyla (6.9) ve (6.10) denklemleri yardımı ile tekrar yazılabilir:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y}{y(0)} \right) = \alpha + \beta \ln(y_0) + \eta \quad \text{koşullu yakınsama denklemi (6.9)}$$

η ülkeler ya da bölgelerarası farklılıklardır.

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y}{y(0)} \right) = \alpha + \beta \ln(y_0) + \varepsilon \quad \text{mutlak yakınsama denklemi (6.10) ortalama}$$

gelir büyümesinin başlangıç geliri ile ters yönde ilişkili olduğunu ifade etmektedir (Yeşilyurt, 2011, s. 22-24).

β negatif ve anlamlı bulunduğu yakınsamadan bahsedilebilir.

Bu durumda kesit analizi için kullanılacak denklemler aşağıdaki gibidir (Gorna, Gorna ve Szulc, 2013, s.134-135):

$$\frac{1}{T} \ln \left[\frac{y_{iT}}{y_{i1}} \right] = \alpha + \beta \ln[y_{i1}] + \varepsilon_i$$

Burada y_{i1} başlangıç gelirini, ε_i hata terimini simgeler.

Burada kesit ver için SAR modeli:

$$\frac{1}{T} \ln \left[\frac{y_{iT}}{y_{i1}} \right] = \alpha + \beta \ln[y_{i1}] + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln \left[\frac{y_{jT}}{y_{j1}} \right] + \varepsilon_i$$

şeklindedir. SEM modeli ise:

$$\begin{aligned} \frac{1}{T} \ln \left[\frac{y_{iT}}{y_{i1}} \right] &= \alpha + \beta \ln[y_{i1}] + \eta_i \\ \eta_i &= \lambda \sum_{j \neq i} w_{ij} \eta_j + \varepsilon_i \end{aligned}$$

şeklindedir.

Panel analizi için

$$\ln \left(\frac{y_{t,i}}{y_{t-1,i}} \right) = \alpha_i + \beta \ln(y_{t-1,i}) + \varepsilon_{i,t} \quad (6.11)$$

denklemini kullanılmaktadır (Piras ve Arbia, 2007, s.161).

SAR havuzlanmış:

$$\ln \left[\frac{y_{it}}{y_{it-1}} \right] = \alpha + \beta \ln[y_{it-1}] + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln \left[\frac{y_{jt}}{y_{jt-1}} \right] + \varepsilon_{it}$$

iken SEM havuzlanmış:

$$\begin{aligned} \ln \left[\frac{y_{it}}{y_{it-1}} \right] &= \alpha + \beta \ln[y_{it-1}] + \eta_{it} \\ \eta_{it} &= \lambda \sum_{j \neq i} w_{ij} \eta_{jt} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

şeklindedir.

SDM havuzlanmış:

$$\ln\left[\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right] = \alpha + \beta \ln[y_{it-1}] + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln\left[\frac{y_{jt}}{y_{jt-1}}\right] + \theta \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln[y_{it-1}] + \varepsilon_{it}$$

SAR sabit etkili:

$$\ln\left[\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right] = \alpha_i + \beta \ln[y_{it-1}] + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln\left[\frac{y_{jt}}{y_{jt-1}}\right] + \varepsilon_{it}$$

SEM sabit etkili:

$$\ln\left[\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right] = \alpha_i + \beta \ln[y_{it-1}] + \eta_{it}$$

$$\eta_{it} = \lambda \sum_{j \neq i} w_{ij} \eta_{jt} + \varepsilon_{it}$$

SDM sabit etkili:

$$\ln\left[\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right] = \alpha_i + \beta \ln[y_{it-1}] + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln\left[\frac{y_{jt}}{y_{jt-1}}\right] + \theta \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln[y_{it-1}] + \varepsilon_{it}$$

SAR rassal etkili:

$$\ln\left[\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right] = \alpha_0 + \beta \ln[y_{it-1}] + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln\left[\frac{y_{jt}}{y_{jt-1}}\right] + \zeta_{it}$$

SEM rassal etkili:

$$\ln\left[\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right] = \alpha_0 + \beta \ln[y_{it-1}] + \zeta_{it}$$

$$\zeta_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$$

$$\eta_{it} = \lambda \sum_{j \neq i} w_{ij} \eta_{jt} + \varepsilon_{it}$$

SDM rassal etkili:

$$\ln\left[\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right] = \alpha_0 + \beta \ln[y_{it-1}] + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln\left[\frac{y_{jt}}{y_{jt-1}}\right] + \theta \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln[y_{it-1}] + \zeta_{it}$$

AB'ne yeni katılan ülkelerin yakınsama üzerindeki etkisini görebilmek amacıyla AB 27 ülkeleri için kesit ve panel analizi (sınır komşuluğuna göre) yapılmıştır. İlgili dönem son yıllarda AB'ye dahil olan ülkelerin üyelik tarihi göz önüne alınarak 2007-

2013 olarak seçilmiştir. Kıbrıs ve Malta ada ülkeleri olduğu için sınır komşuluğu hesaplanırken analizden çıkarılmıştır. Matlab programı kullanılmıştır.

Tablo 4

AB-27 Kesit Veri Modeli İçin EKK Tahmini ve Tanısal Testleri

Değişken	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\alpha}$	.1836299	2.94	0.007
$\hat{\beta}$	-.0180137	-3.00	0.006
Moran's I	= 1.201 0.230		
LM testi (gecikme)	= 0.414 0.520		
robust LM testi (gecikme)	= 3.156 0.076		
LM testi (hata)	= 0.002 0.967		
robust LM testi (hata)	= 2.744 0.098		

AB -27 ülkeleri için kesit analizinde (Tablo 4) Moran's I ve LM test istatistikleri reddedilemediği için mekan etkisi bulunamamış ve model tipi belirlenememiştir. EKK tahmin sonuçları yakınsamanın varlığını göstermektedir.

Tablo 5

AB27 Havuzlanmış Veri İle Gelir Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri

Değişken	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\alpha}$	12.680346	1.421880	0.157165
$\hat{\beta}$	-1.252438	-1.456274	0.147435
LM testi (gecikme)	= 7.0423 0.008		
robust LM testi (gecikme)	= 4.5485 0.033		
LM testi (hata)	= 7.7939 0.005		
robust LM testi (hata)	= 5.3001 0.021		
Log-Olabilirlik	= -420.8554		

Tablo 6

AB27 Sabit Etkili Gelir Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri

Değişken	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\beta}$	-1.797443	-2.063544	0.040796
LM testi (gecikme)	= 6.1562	0.013	
robust LM testi (gecikme)	= 0.5759	0.448	
LM testi (hata)	= 6.5697	0.010	
robust LM testi (hata)	= 0.9893	0.320	
Log-Olabilirlik	= -414.5901		

Havuzlanmış model ve sabit etkiler modeline göre (Tablo 5 ve Tablo 6) SAR ve SEM modelleri değerlendirilecektir. Havuzlanmış ve sabit etkili modelde LM gecikme ve hata test istatistikleri anlamlı bulunmuştur.

Tablo 7

AB27 Gelir Yakınsaması İçin Rassal Etkili SEM Modelinin Tahmini

Değişken	Katsayı	Asimptotik t istatistiği	z olasılık değeri
$\hat{\alpha}$	17.902549	2.387543	0.016961
$\hat{\beta}$	-1.754334	-2.423570	0.015369
$\hat{\lambda}$	-.194100	-2.475037	0.013322
Gözlem sayısı:			150
Grup sayısı:			25
Gruptaki gözlem sayısı:			6
Logaritmik Olabilirlik:			-415.19647
Hausman Testi Olasılık Değeri			0.1919

Tablo 7’de Hausman testi uygun modelin rassal etkiler modeli olduğunu göstermektedir. Mekansal hata korelasyon katsayısı negatif ve anlamlıdır. Komşu bölgede gerçekleşecek bir şokun etkisi ilgili ülkeye negatif yönlüdür. Yakınsamayı gösteren katsayı istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bulunmuştur. AB-27 ülkeleri için yakınsama gerçekleşmiştir. Çalışmada sabit etkili modelin sonuçlarına da yer verilmiştir.

Tablo 8

AB27 Gelir Yakınsaması İçin Sabit Etkili SEM Modelinin Tahmini

Değişken	Katsayı	Asimptotik t istatistiği	z olasılık değeri
$\hat{\beta}$	-2.018778	-2.724379	0.006442
$\hat{\lambda}$	-0.183953	-2.308561	0.020968
Gözlem sayısı:			150
Grup sayısı:			25
Gruptaki gözlem sayısı:			6
Logaritmik Olabilirlik:			-411.56806

Rassal etkili modelde olduğu gibi sabit etkili modelde de (Tablo 8) mekansal hata korelasyon katsayısı negatif ve anlamlıdır. Komşu bölgede gerçekleşecek bir şokun etkisi ilgili ülkeye negatif yönlüdür. Yakınsamayı gösteren katsayı istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bulunmuştur. AB-27 ülkeleri için yakınsama gerçekleşmektedir.

Tablo 9

AB27 Gelir Yakınsaması İçin Rassal Etkili SAR Modelinin Tahmini

Değişken	Katsayı	Asimptotik t istatistiği	z olasılık değeri
$\hat{\alpha}$	18.366972	2.135129	0.032751
$\hat{\beta}$	-1.805590	-2.176012	0.029554
$\hat{\rho}$	-0.236068	-3.028717	0.002456
Gözlem sayısı:			150
Grup sayısı:			25
Gruptaki gözlem sayısı:			6
Hausman Testi Olasılık Değeri			0.6219

Tablo 9’da Hausman testi uygun modelin rassal etkiler modeli olduğunu göstermektedir. Mekansal gecikme katsayısı negatif ve anlamlıdır. Yakınsamayı

gösteren katsayı istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bulunmuştur. AB-27 ülkeleri için yakınsama söz konusudur. Tablo 10'da sabit etkili modelin sonuçlarına da yer verilmiştir.

Tablo 10

AB27 Gelir Yakınsaması İçin Sabit Etkili SAR Modelinin Tahmini

Değişken	Katsayı	Asimptotik t istatistiği	z olasılık değeri
$\hat{\beta}$	-2.347790	-2.763651	0.005716
$\hat{\rho}$	-0.236068	-3.034999	0.002405
Gözlem sayısı:			150
Grup sayısı:			25
Gruptaki gözlem sayısı:			6

Rassal etkiler modelinde olduğu gibi sabit etkili modelde de (Tablo 10) mekansal gecikme katsayısı negatif ve anlamlıdır. Yakınsamayı gösteren katsayı istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bulunmuştur. AB-27 ülkeleri için söz konusu dönemde yakınsama gerçekleşmektedir.

6.2 Kurucu AB Ülkeleri İçin Faiz Oranları Yakınsaması Üzerine Bir Uygulama

1970'lerden bu yana dünya finans piyasalarında göze çarpan değişikliklerden birisi sermaye hareketlerindeki kısıtlamaların gevşetilmesiyle beraber entegrasyondaki (bütünleşme) büyüme derecesidir. Özellikle, döviz kuru mekanizmasına (ERM) üye olan çoğu ülke için sermaye kontrollerinin kaldırılması 1980'li yıllarda ilerlemiş ve 1 Temmuz 1990'da tamamlanmıştır. Sabit döviz kurunun olduğu bir ortamda finansal piyasaların uluslar arası entegrasyonunun artan derecesi reel faiz oranının denk olmasını sağlar. Esnek döviz kuru altında ise, reel faiz oranı yakınsaması döviz kuru üzerindeki beklentiler ve yabancı döviz kurlarıyla ilgili risk primlerinden ötürü elde edilemez. 1973 yılında esnek döviz kurunun gelişyle bazı endüstrileşmiş ülkelerde sermaye hareketlerinin serbestleşmesinin reel faiz oranları yakınsamasında ters etkileri olmuştur. Fakat ERM'ye üye ülkelerde 1980'li yıllardaki sermaye hareketlerinin serbestleşmesi

artan reel faiz oranı yakınsaması beklentilerine yol açmıştır (Fountas ve Wu, 1999, s.158).

Faiz oranı paritesi yaklaşımı, döviz kurlarının belirlenmesinde makro ekonomik yapıyı göz önüne almakta ve ödemeler bilançosunun sermaye hareketleri hesabını analize dahil etmektedir. Bu yaklaşım ile faiz oranları, spot ve forward döviz kurları ve spekülörlerin beklentileri arasında bir bağ kurulmaya çalışılmaktadır. Faiz oranı paritesi yaklaşımı ile spot ve vadeli döviz kurları ile nominal faiz oranları arasında bir bağ kurulmaktadır. Yurtiçi ve yurtdışı finansal varlıkların birbirleri yerine kullanılabilirliği olduğunda finansal varlıkların getiri oranları eşitlenmektedir. Bu eşitlik faiz oranı paritesi olarak ifade edilmektedir. Bu yaklaşımın en temel önerisi aynı riske sahip iki finansal varlığın aynı getiriye sahip olmasıdır. Eğer aynı risk özelliğine sahip iki varlık aynı getiriye sahip değil ise, iktisadi ajanların iki varlığın getiri oranı eşitleninceye kadar arbitraj yapmaları kaçınılmaz olacaktır (Classen, 1998, s. 39). Döviz kurlarında denge sağlanabilmesi için ülkeler arası faiz oranları farklılıklarının spot ve forward kurları arasındaki farka eşitlenmesi gerekmektedir. Çok büyük bir risk olmaması durumunda yurtdışı ve yurtiçi faiz oranlarının farklılık taşıması ülkeler arası parasal hareketlilikler doğurmaktadır. Arbitrajda (uluslararası mal fiyatlarının eşitlenmesine yol açmakta) olduğu gibi ödünç verilen fonların da sağladığı getirilerin uluslararası alanda eşitlenmesi gerekmektedir. Tasarruf sahipleri ellerindeki mali fonları belli bir risk düzeyinde faiz oranları en yüksek piyasalara yatırmakta iken, ödünç para almak isteyenler de faiz oranlarının en düşük olduğu piyasalardan borçlanmak istemektedir. Ülkeler arasındaki faiz farklılıkları bir yandan faiz arbitrajını doğurmakta, öte yandan spot kurlar ile forward kurlar arasındaki ilişkiyi belirlemektedir. Bu yaklaşıma göre, düşük faizli ülkenin parası yüksek faizli ülkenin parası karşısında, bu farkın tutarı kadar prim yapmaktadır. Yüksek faizli ülkenin parası ise, faiz farkı kadar vadeli iskonto doğurmaktadır. İki ülke arasında oluşan faiz oranları farklılıkları bu ülkelerin ulusal paraları arasındaki kuru etkilemektedir. Genelleştirilmiş Fisher Etkisi olarak bilinen bu yaklaşıma göre, bir ülkede faiz oranları, diğer ülkelerin faiz oranlarından yüksekse, mali fonlar iki ülke arasındaki reel faiz getirileri eşitleninceye kadar, faizin yüksek olduğu ülkeye gitmektedir. Enflasyon oranları yüksek olan ülkelerde faiz oranlarının, diğer ülkelere göre enflasyon oranından daha yüksek olması gerekmektedir. Bu bağlamda, uluslararası Fisher etkisi ortaya çıkmaktadır. Uluslararası Fisher etkisine göre, ulusal piyasalarda yüksek faiz oranlarına sahip olan ülkelerin ulusal paraları, faiz oranları ölçüsünde değer kaybetmektedir. Bu olgunun doğal bir

sonucu olarak, enflasyon oranları düşükse faiz oranları da düşük olmakta ve ulusal para döviz piyasasında değer kazanmaktadır. Bu yaklaşımın kısa dönemde istikrarlı sonuçlar öngöremediği ancak uzun dönemde gerçekçi sonuçlar ortaya çıkardığı söylenebilmektedir (Öztürk ve Bayraktar, 2010, s. 175-177).

Hedefi, kuruluşundan itibaren siyasal bir birlik, tek devlet olan Avrupa Birliği, bu sürecin zorluğundan ötürü öncelikli olarak Ekonomik ve Parasal Birliği gerçekleştirmeyi amaçlamıştır. Girişimlerin başladığı ilk günlerden günümüze kadar dünya ekonomisinde yaşanan bunalımlar veya ülkelerin kendi ekonomileri üzerine yaptığı değerlendirmeler, çıkar çatışmalarının yol açtığı aksaklıklar dolayısıyla bu amaç 1993’de yürürlüğe giren Avrupa Birliği (Maastricht) Anlaşmasına kadar gerçekleşmemiştir. Bununla beraber, ortaya konan dirençli irade ile günümüzde tek devletin simgesi olan tek paranın (Euro) çıkarılmasına ve tek merkez bankasının kurulmasına kadar önemli mesafeler kat edilmiştir. 2002 yılında 12 üye devletin (Belçika, Almanya, Yunanistan, İspanya, Fransa, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Avusturya, Portekiz, Finlandiya) ulusal paralarından vazgeçerek, birliğin tek parası olan Euro’yu kabul edip, kullanmaya başlamaları önemli bir dönüm noktası olmuştur (Bal ve Özalp, 2011, s.91).

Parasal birliğin beraberinde getirdiği önemli statik kazanç, döviz kuru riskini gidermesi ve ülkeler arasındaki faiz oranı farklılıklarını azaltarak fiyat mekanizmasının daha etkin bir şekilde işlemesine yol açmasıdır. Diğer bir ifadeyle, döviz kuru riskine ilişkin maliyetler azaldıkça, parasal birliğe üye ülkelerin kaynak dağılımı etkinliğinde olumlu yönde bir artış ortaya çıkacaktır. Azalan maliyetler üretimin daha ileri entegrasyonuna ve parasal birliğe üye ülkeler arasındaki ticaretin ve yatırım akımlarının artmasına neden olacaktır (Değer ve Öztürk, 2003, s.116).

Bu çalışmanın amacı Avrupa Birliği kurucu ülkeleri arasındaki faiz oranı yakınsamasını analiz etmektir. 1986-2014 dönemi ele alınmıştır. Uzun dönem reel faiz oranları kullanılmıştır. Veriler Eurostat’tan elde edilmiş ve Stata ile Matlab programları kullanılmıştır.

$$\ln\left(\frac{r_{t,i}}{r_{t-1,i}}\right) = \alpha_i + \beta \ln(r_{t-1,i}) + e_{i,t}$$

Eşitlikte bağımlı değişken faizin büyüme oranını ve bağımsız değişken bir önceki dönemin faiz oranını göstermektedir. Mekansal ağırlık matrisi her birimin (bölgenin) tüm komşuları arasında ağırlıkların eşit olarak paylaştırılmasıyla elde

edilmiştir. Dolayısıyla her satırdaki ağırlıklar toplamı bire eşit olacaktır. Ülkeler sırasıyla Almanya, Belçika, Hollanda, Lüksemburg, Fransa ve İtalya'dır.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 0.25 & 0.25 & 0.25 & 0.25 & 0 \\ 0.25 & 0 & 0.25 & 0.25 & 0.25 & 0 \\ 0.5 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.33 & 0.33 & 0 & 0 & 0.33 & 0 \\ 0.25 & 0.25 & 0 & 0.25 & 0 & 0.25 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

Tablo 11

Havuzlanmış Veri İle Faiz Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri

Değişken	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\alpha}$	1.076458	8.670100	0.000000
$\hat{\beta}$	-0.658493	-8.874029	0.000000
LM testi (gecikme)	= 10.7348	0.001	
robust LM testi (gecikme)	= 63.0143	0.000	
LM testi (hata)	= 34.0223	0.000	
robust LM testi (hata)	= 86.3017	0.000	
Log-Olabilirlik	= -109.4721		

Tablo 12

Sabit Etkili Faiz Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri

Değişken	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\beta}$	-0.656343	-8.852557	0.000000
LM testi (gecikme)	= 10.5101	0.001	
robust LM testi (gecikme)	= 39.4857	0.000	
LM testi (hata)	= 34.0887	0.000	
robust LM testi (hata)	= 63.0642	0.000	
Log-Olabilirlik	= -109.3306		

Tablo 11 ve Tablo 12’deki havuzlanmış ve sabit etkili model sonuçlarına göre hem SAR hem de SEM modelleri değerlendirilmiştir. Havuzlanmış ve sabit etkili modelde LM gecikme ve hata test istatistikleri anlamlı bulunmuştur.

Tablo 13

Faiz Yakınsaması İçin Sabit Etkili SAR Modelinin Tahmini

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\beta}$	-.4259145	.074674	-5.70	0.000
$\hat{\rho}$	.4552344	.064142	7.10	0.000
Doğrudan etki				
$\hat{\beta}$	-.4675886	.0668201	-7.00	0.000
Dolaylı etki				
$\hat{\beta}$	-.3282184	.0858305	-3.82	0.000
Toplam etki				
$\hat{\beta}$	-.795807	.1323579	-6.01	0.000
Gözlem sayısı:			168	
Grup sayısı:			6	
Gruptaki gözlem sayısı:			28	
Logaritmik Olabilirlik:			-89.6547	
Hausman Testi Olasılık Değeri			0.0001	

Tablo 13’de SAR model tipi için uygun olan model sabit etkiler modelidir. Mekansal açıklayıcı değişkenin katsayı değeri pozitif ve anlamlıdır, bu da veri bölgedeki faiz oranlarının komşu bölgelerdeki faiz oranlarıyla aynı yönlü (pozitif) bir etkileşim içinde olduğunu göstermektedir. Komşu bölgenin gelirindeki büyüme oranı ilgili ülkeyi 0.45 birim arttırmaktadır. β katsayısının negatif olması yakınsamanın olduğuna işaret etmektedir. Bir önceki dönemin faiz oranındaki artışın artışın ilgili ülkenin faiz büyüme oranına doğrudan etkisi -0.47’dir. β katsayısı olan -0.42 ile arasındaki fark geribesleme etkisinden kaynaklanmaktadır. Dolaylı etki de aynı yönlü olarak negatif bulunmuştur. Komşu bölgenin büyüme oranına dolaylı etki -0.33’dür.

Tablo 14

Faiz Yakınsaması İçin Rassal Etkili SEM Modelinin Tahmini

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\alpha}$	1.191715	.1839095	6.48	0.000
$\hat{\beta}$	-.722857	.1066422	-6.78	0.000
$\hat{\lambda}$	.4988214	.0627683	7.95	0.000
Gözlem sayısı:			168	
Grup sayısı:			6	
Gruptaki gözlem sayısı:			28	
Logaritmik Olabilirlik:			-87.1107	
Hausman Testi Olasılık Değeri			0.6404	

Tablo 14’de SEM model tipi için uygun olan model rassal etkiler modelidir. Mekansal hata değişkenin katsayı değeri pozitif ve anlamlıdır, bu da komşu bölgede gerçekleşecek beklenmedik bir şokun ilgili ülkeye etkisinin 0.50 birim olacağını göstermektedir. β katsayısının negatif olması yakınsamanın olduğuna işaret etmektedir. Tablo 15’de sabit etkili modelin sonuçlarına da yer verilmiştir.

Tablo 15

Faiz Yakınsaması İçin Sabit Etkili SEM Modelinin Tahmini

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\beta}$	-.83543	.1255311	-6.66	0.000
$\hat{\lambda}$	.5178987	.0632981	8.18	0.000
Gözlem sayısı:			168	
Grup sayısı:			6	
Gruptaki gözlem sayısı:			28	
Logaritmik Olabilirlik:			-84.9775	

Rassal etkiler modelinde olduğu gibi sabit etkiler modelinde de (Tablo 15) mekansal hata değişkenin katsayı değeri pozitif ve anlamlıdır, bu da komşu bölgede gerçekleşecek beklenmedik bir şokun ilgili ülkeye etkisinin 0.52 birim olacağını göstermektedir. β katsayısının negatif olması yakınsamanın olduğuna işaret etmektedir.

Karma yaklaşımın yanında Hendry'nin genelden özele yaklaşımı da değerlendirilmiştir.

Tablo 16

Faiz Yakınsaması İçin Sabit Etkili SDM Modelinin Tahmini

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\beta}$	-1.317473	.236637	-5.57	0.0000
W*bağımsız değişken	.976912	.2455457	3.98	0.0000
$\hat{\rho}$	.510104	.0611211	8.35	0.0000
Doğrudan etki				
$\hat{\beta}$	-1.247954	.1764598	-7.07	0.0000
Dolaylı etki				
$\hat{\beta}$	.5542611	.2233309	2.48	0.013
Toplam etki				
$\hat{\beta}$	-.6936931	.1431648	-4.85	0.0000
Gözlem sayısı:			168	
Grup sayısı:			6	
Gruptaki gözlem sayısı:			28	
Logaritmik Olabilirlik:			-82.2475	
Hausman Testi Olasılık Değeri 0.0022				

Tablo 16'da Hausman testi uygun modelin sabit etkiler modeli olduğunu göstermektedir. Mekansal etkileşim katsayısı ρ pozitif ve anlamlıdır, bu da pozitif mekansal bağımlılığa neden olmaktadır. Komşu bölgenin gelirindeki büyüme oranı ilgili ülkeyi 0.51 birim arttırmaktadır. Yakınsamayı gösteren katsayı istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bulunmuştur. Kurucu AB ülkeleri için faiz yakınsaması gerçekleşmiştir. Komşu bölgedeki faiz oranındaki bir artışın ilgili ülkenin faiz büyüme oranına etkisinin anlamlı olduğu bulunmuştur. Geribesleme etkisi (dolaylı etki) negatif

bulunamamıştır, aynı yönde değildir. SDM'nin SAR ve SEM tipi modellere indirgenip indirgenemeyeceği LR testi ile belirlenecektir.

Tablo 17

Faiz SDM İçin LR Test Sonuçları

LR Testi (Mekansal gecikme)	LR Testi (Mekansal hata)
0.0001	0.0245

Tablo 17'de LM test istatistikleri sonuçları hipotezler reddedildiği için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir. Model SDM olarak kalmalıdır.

6.3 Gelişmiş AB Ülkeleri İçin İşsizlik Oranları Yakınsaması Üzerine Bir Uygulama

Eğer işgücü piyasaları uzun vadede dengeye yaklaşıyorsa işsizlik oranlarında yakınsama vardır; çünkü, işsiz olanlar diğer alanlarda iş bulur veya düşük işgücü maliyetinin avantajından faydalanmak için düşük ücretli yerlere sermaye girer. Uyarılama hızı düşükse işsizlikteki farklılıklar negatif talep şoklarından dolayı artabilir (Bayer ve Juessen, 2007, s.512-513).

1995-2013 dönemlerinin ele alındığı bu çalışmada; Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Portekiz, İspanya, İsveç ve İngiltere ülkeleri için işsizlik yakınsaması araştırılmıştır. Yunanistan'ın sınır komşuları gelişmiş AB ülkelerinden oluşmadığı için Yunanistan analizden çıkarılmıştır. Veriler Dünya Bankasından elde edilmiş ve Stata ile Matlab programları kullanılmıştır.

Model aşağıdaki gibi ifade edilmiştir.

$$\ln\left(\frac{u_{t,i}}{u_{t-1,i}}\right) = \alpha_i + \beta \ln(u_{t-1,i}) + e_{i,t}$$

Eşitlikte bağımlı değişken işsizliğin büyüme oranını ve bağımsız değişken bir önceki dönemin işsizlik oranını göstermektedir. Mekansal ağırlık matrisi her birimin (bölgenin) tüm komşuları arasında ağırlıkların eşit olarak paylaştırılmasıyla elde edilmiştir. Dolayısıyla her satırdaki ağırlıklar toplamı bire eşit olacaktır.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.25 & 0.25 & 0 & 0 & 0.25 & 0.25 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0.2 & 0 & 0 & 0 & 0.2 & 0 & 0.2 & 0.2 & 0 & 0 & 0.2 & 0 & 0 \\ 0.16 & 0.16 & 0.16 & 0 & 0.16 & 0 & 0 & 0 & 0.16 & 0.16 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.33 & 0 & 0 & 0.33 & 0.33 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Tablo 18

Havuzlanmış Veri İle İşsizlik Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri

Değişken	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\alpha}$	-0.084578	-2.147899	0.032683
$\hat{\beta}$	0.044804	2.262327	0.024536
LM testi (gecikme)	= 1.8543	0.173	
robust LM testi (gecikme)	= 30.0393	0.000	
LM testi (hata)	= 3.1576	0.076	
robust LM testi (hata)	= 31.3427	0.000	
Log-Olabilirlik	= 128.1509		

Tablo 19

Sabit Etkili İşsizlik Yakınsama Modelinin Tahmini ve Tanısal Testleri

Değişken	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\beta}$	0.045059	2.294447	0.022591
LM testi (gecikme)	= 2.0875	0.149	
robust LM testi (gecikme)	= 16.6780	0.000	
LM testi (hata)	= 3.5116	0.061	
robust LM testi (hata)	= 18.1021	0.000	
Log-Olabilirlik	= 130.9213		

Uygun model tipi hem havuzlanmış modelde (Tablo 18) hem de sabit etkili modelde (Tablo 19) LM hata istatistiklerinin daha anlamlı olmasından dolayı SEM olarak belirlenmiştir.

Tablo 20

İşsizlik Yakınsaması İçin Rassal Etkili SEM Modelinin Tahmini

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\alpha}$	-.0627719	.1017405	-0.62	0.537
$\hat{\beta}$	.0357289	.0509834	0.70	0.483
$\hat{\lambda}$	.3642039	.0528673	6.89	0.000
Gözlem sayısı:			252	
Grup sayısı:			14	
Gruptaki gözlem sayısı:			18	
Logaritmik Olabilirlik:			147.9368	
Hausman Testi Olasılık Değeri			0.2874	

Tablo 20’de SEM model tipi için uygun olan model rassal etkiler modelidir. Mekansal hata değişkenin katsayı değeri pozitif ve anlamlıdır, bu da komşu bölgede gerçekleşecek beklenmedik bir şokun ilgili ülkeye etkisinin 0.36 birim olacağını göstermektedir. β katsayısının pozitif ve anlamlı olmaması yakınsamanın varlığı ile ilgili yorum yapamayacağımızı göstermektedir. Tablo 21’de sabit etkili modelin sonuçlarına da yer verilmiştir.

Tablo 21

İşsizlik Yakınsaması İçin Sabit Etkili SEM Modelinin Tahmini

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\beta}$	.1493188	.0297294	5.02	0.000
$\hat{\lambda}$	.3771708	.0506481	7.45	0.000
Gözlem sayısı:			252	
Grup sayısı:			14	
Gruptaki gözlem sayısı:			18	
Logaritmik Olabilirlik:			162.5038	

Rassal etkili modelde olduğu gibi sabit etkili modelde de (Tablo 21) mekansal hata değişkenin katsayı değeri pozitif ve anlamlıdır, bu da komşu bölgede gerçekleşecek beklenmedik bir şokun ilgili ülkeye etkisinin 0.38 birim olacağını göstermektedir. β katsayısı bu modelde ise pozitif ve anlamlı bulunduğu için ıraksamadan bahsedilebilir.

BÖLÜM VII

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu kısımda uygulama bölümünden elde edilen sonuçlar toplanıp iktisadi açıdan yorumlanmıştır.

7.1 Sonuç

Bu çalışmanın amacı, mekansal ekonometri ve mekansal panel ekonometri yaklaşımlarını ayrıntılı bir şekilde inceleyip yakınsama üzerine yapılan uygulamalarla literatüre katkıda bulunmaktır. Sadece gelir değil; faiz ve işsizlik yakınsama analizleri de büyüme modelleri çerçevesinde gerçekleştirilmiş ve tartışılmıştır. Uygulamalarda kullanılan veri setleri son finansal kriz ve borç krizi dönemlerini de içermektedir. Çalışmada doğrudan ve dolaylı etkilere de yer verilmiştir. Literatürde daha çok AB ülkeleri için bölge bazında gelir yakınsaması çalışmaları bulunmaktadır. Bu çalışma ülkeler bazında gerçekleştirilmiş, kesit ve panel veri analizleri ile genişletilmiştir.

Mekansal ekonometri yaklaşımı, mekansal otokorelasyonu ve mekansal heterojenliği modellemek amacıyla geliştirilmiştir.

Tobler (1979)'in belirttiği coğrafyanın birinci kuralı olarak adlandırılan kural “Her şey diğer şeylerle ilişkilidir fakat yakın olanlar uzak olanlardan daha fazla ilişkilidir.” şeklindedir (Rusche, 2010, s.4). Yani, bölgesel düzeyde incelenen verilerde komşular arasında bağımlılık ve etkileşim ortaya çıkmaktadır. Veri bölgesel düzeyde toplandığında iki problem ortaya çıkabilmektedir (LeSage, 1998, s.2). Bunlar:

- 1) Veriler arasında mekansal bağımlılık
- 2) Modellediğimiz ilişkilerde mekansal değişim

Klasik ekonometri, bu iki konuyu göz ardı etmektedir (LeSage, 1998, s.2). Mekansal ekonometri, ekonometrinin kesit veya panel verideki mevcut mekansal etkiyi içeren ekonometrik yöntemlerden oluşan alt bir alanıdır [Paelinck ve Klaassen (1979); Anselin, (1988a)].

Birinci bölüm tezin girişini oluşturmaktadır ve araştırmanın amacı, önemi ve problem ortaya konmuştur. İkinci bölümde ekonometrik modelleme ve ekonometrik modellere ilişkin bilgiler verilmiştir.

Üçüncü bölümde ise mekansal ekonometrik modeller ayrıntıları ile incelenmiştir. Bu bağlamda mekansal ekonometrinin ortaya çıkışı ve klasik ekonometrik analizlerden farklılıklarından bahsedilmiştir. Mekansal ekonometrik modellerin tanımlanması açıklanmıştır. Daha sonra bu modeller için kullanılan tahmin yöntemlerinden ve istatistiksel testlerden bahsedilmiştir.

Tezin dördüncü bölümünde panel veri modellerinde mekansal bağımlılığı veya mekansal otokorelasyonu dikkate alan mekansal panel veri model türleri incelenip, bu modellerin tahmini ve bu modeller için kullanılan testler üzerine odaklanılmıştır.

Beşinci bölümde ise mekansal ekonometrik modellerle ilgili bundan önce yapılmış olan çalışmaların bazıları özetlenmiştir.

Altıncı bölümde gelir, faiz ve işsizlik yakınsamaları AB ülkeleri için uygulanmıştır. Yakınsama analizi kesit ve panel veri ile gerçekleştirilmiştir.

Sermaye, emek ve mal piyasası mobilleştikçe faiz farklılıkları, ücret farklılıkları ve fiyat farklılıkları arasındaki farklar azalmakta ve yakınsama beklenmektedir. Çalışmada faiz için mekansal etki bulunmuş ve yakınsama olgusu desteklenmiştir. Bu ülkeler AB'nin gelişmiş ülkeler topluluğundan oluştuğu için birbirleri arasında benzer özellikler göstermektedirler. İşsizlik için mekansal etki bulunmuş fakat yakınsama olgusu desteklenememiştir. Son dönemlerde Avrupa'da yaşanan finansal krizlerin yakınsamanın bulunamamasında etkisi bulunmaktadır. AB-27 kesit veri analizlerinde mekan etkisi bulunamamıştır. Panel analizinde AB-27 ülkeleri için mekansal ilişki bulunmuştur ve sonuçlar bu ülkeler için yakınsamanın varlığına işaret etmektedir.

Çalışma Zeren'in (2011) AB ülkeleri üzerine yapmış olduğu gelir yakınsama analizi ile benzerlik göstermektedir. Her iki çalışmada da mekan etkisi ve yakınsama bulunmuştur. Bu çalışmada ise veri seti daha geniş tutulmuştur. Ayrıca faiz ve işsizlik ile yapılan analizler ile uygulama çeşitlendirilmiştir. Doğrudan ve dolaylı etkilere de yer verilmiştir. Bu konu ile ilgili bildiğimiz kadarıyla faiz ve işsizlik üzerine yakınsama analizleri mekansal analiz içerecek şekilde literatürde daha önceden uygulanmamıştır.

7.2 Öneriler

Mekansal ekonometri, ekonometrinin kesit veya panel verideki mevcut mekansal etkiyi içeren ekonometrik yöntemlerden oluşan alt bir alanıdır. Bölgesel verilerle çalışanlar için mekansal etki göz ardı edilmemelidir. Yakınsama, göç, doğrudan yabancı yatırımlar gibi konular için mekansal ekonometri yaklaşımı yol gösterici olmaktadır.

Bölgesel eşitsizliklerin giderilmesinde ve bölgesel politika geliştirmede bölge dinamiklerinin göz önüne alınması gerekmektedir.



KAYNAKÇA

- Abate, G. D. (2015). On the link between volatility and growth: a spatial econometrics approach, *Spatial Economic Analysis*, 1–19.
- Angeloni, I. & Ehrmann, M. (2004). Euro Area Inflation Differentials, *ECB Working Papers*, No: 388.
- Anselin L. (1988). *Spatial Econometrics Methods and Models*, Kluwer: The Netherlands.
- Anselin, L. (1989). What is Special About Spatial Data? Alternative Perspectives on Spatial Data Analysis (89-4). *Santa Barbara: National Center for Geographic Information and Analysis*.
- Anselin, L. (1999). *Spatial Econometrics*, Texas: Bruton Center.
- Anselin, L. (2006). Spatial Econometrics. In T. Mills, K. Patterson (eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics: Econometric Theory* (pp. 901-969). Vol: 1, Basingstoke Palgrave Macmillan.
- Anselin L. & Bera, A. K. (1998). *Spatial Dependence in Linear Regression Models with and Introduction to Spatial Econometrics*. In A. Ulah and D.E.A. Giles (eds.), *Handbook of Applied Statistics* (pp. 237-289). Marcel Dekker: New York.
- Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R. & M. J. Yoon (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 77–104.
- Anselin, L. & Florax, R. J. G. M. (1995). Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models. In L. Anselin & R. G. J. M. Florax (eds.), *New Directions in Spatial Econometrics* (pp. 21-74). Berlin: Springer-Verlag.
- Anselin, L., Le Gallo, J. & Jayet, H. (2008). Spatial Panel Econometrics. In L. Matyas, P. Sevestre (eds.), *The Econometrics of Panel Data* (pp. 625-660). Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. & Hudak, S. (1992). Spatial Econometrics in Practice: A Review of Software Options, *Regional Science And Urban Economics*, 22, 509-536.
- Arbia, G. (2006). *Spatial Econometrics: Statistical Foundations And Applications to Regional Convergence*, Berlin: Springer-Verlag.
- Artis, M. J., Dreger, C. & Kholodilin, K. (2009). Common and Spatial Drivers in Regional Business Cycles, *CEPR Discussion Papers*, No 7206.

- Ateş, S. (1996). Ekonomik Büyümeye Yaklaşımlar ve Yakınsama Sorunu, *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(1), 1-16.
- Attfield C. L. C., Cannon E., Demery L. & Duck F. (2000). Economic growth and geographic proximity, *Econ. Letters*, 68(1), 109–12.
- Badinger, H. , Müller, W. & Tondl, G. (2004). Regional Convergence in the European Union, 1985- 1999: A Spatial Dynamic Panel Analysis, *Regional Studies*, 38(3), 241-253.
- Bae, Y. , Yoon, M. & Kim, E. (2008). Spatial Patterns of Population Growth and Social Indicators' Change in Korea: an Exploratory Spatial Data Analysis, *International Journal of Urban Sciences*, 12(2), 61-72.
- Bal, H. & Özalp, H. (2011). Avrupa’da Parasal Birlik Düşüncesi Ve Euro’ya Geçiş, *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 15(2), s.77-94.
- Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Re-Appraisal, *Journal of Political Economy*, 72, 584-596.
- Baltagi, B. H., Egger, P. & Pfaffermayr, M. (2007) . Estimating models of complex FDI: are there third country effects?, *Journal of Econometrics* ,140, 260-281.
- Baltagi, B. H., Fingleton, B. & Pirotte, A. (2014). Estimating and Forecasting with a Dynamic Spatial Panel Data Model, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76 (1), 112-138.
- Baltagi, B. H & Griffin, J. M. (1997). Pooled estimators vs their heterogeneous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline, *Journal of Econometrics*, 77, 303-27.
- Baltagi, B. H., Griffin, J. M. & Xiong, W. (2000). To pool or not to pool: Homogeneous versus heterogeneous estimators applied to cigarette demand. *Review of Economics and Statistics*, 82, 117-26.
- Baltagi, B.H., Song, S.H., Jung, B. C. & Koh, W. (2007). Testing for serial correlation, spatial autocorrelation and random effects using panel data, *Journal of Econometrics*,140, 5–51.
- Baltagi, B.H., Song, S.H. & Koh, W. (2003). Testing panel data regression models with spatial error correlation. *Journal of Econometrics*,117, 123–150.
- Bayer, C. & Juessen, F. (2007). Convergence in West German Regional Unemployment Rates, *German Economic Review*, 8, 510-535.
- Beck, G. W. & Weber, A. A. (2005). Inflation Rate Dispersion and Convergence in Monetary and Economic Unions: Lessons for the ECB, *Center for Financial*

- Studies Working Papers*, No: 2005/31, Frankfurt: Goethe University. http://www.ifk.cfs.de/papcrs/05_31.pdf (2.05.2006).
- Blanc-Brude, F., Cookson, G., Piesse, J. & Strange, R. (2014). The FDI Location Decision: Distance and the Effects of Spatial Dependence, *International Business Review*, 23, 797-810.
- Blanco, L. R. (2012). The Spatial Interdependence of FDI in Latin America, *World Development*, 40(7), 1337–1351.
- Blonigen, B.A., Davies, R.B., Waddell, G.R. & Naughton, H.T. (2007). FDI in space: Spatial autoregressive relationships in foreign direct investment, *European Economic Review*, 51, 1303–1325.
- Burridge, P. (1980). On the Cliff-Ord test for Spatial Autocorrelation, *Journal of Royal Statistical Society, B*(42), 107-8.
- Celebioglu, F. & Dall’erba, S. (2010). Spatial Disparities across the Regions of Turkey: An Exploratory Spatial Data Analysis, *Ann Reg. Sci.*, 45, 379-400.
- Chenglin, Q. , Yingxia, L. & Chao, L. (2013). Spatial Spillovers and the Convergence of Regional Economic Growth: A Case Study Based on the Yangtze River Delta, *Social Sciences in China*, 34(3), 159-173.
- Chou, K.H., Chen, C.H. & Mai, C.C. (2015). Factors Influencing China’s Exports with a Spatial Econometric Model, *The International Trade Journal*, 29(3), 191-211.
- Claassen, E.mil M. (1998). Global Monetary Economics, Oxford University Press, New York.
- Conley, T. G. (1999). GMM estimation with cross-sectional dependence, *Journal of Econometrics*, 92, 1–45.
- Corrado, L. & Fingleton, B. (2011). Where is Economics in Spatial Econometrics?, SERC Discussion Paper 71.
- Coughlin, C.C. & Segev, E. (2000). Foreign direct investment in China: a spatial econometric study, *The World Economy*, 23, 1–23.
- Cravo, T.A., Becker, B. & Gourlay, A. (2014). Regional Growth and SMEs in Brazil: A Spatial Panel Approach, *Regional Studies*.
- Cressie, N. (1993). *Statistics for Spatial Data*. Wiley, New York.
- Crocco, M., Santos, F. & Amaral, P.V. (2010). The Spatial Structure of Financial Development in Brazil, *Spatial Economic Analysis*, 5(2), 181-203.
- Çetin, D. (2012). Exports and clusters: A spatial econometric analysis on Ankara and İstanbul OİZS / İhracat ve kümeler: Ankara ve İstanbul OSB'leri üzerine

mekansal ekonometrik analiz, Orta Doğu Teknik Üniversitesi / Sosyal Bilimler Enstitüsü / İktisat (İngilizce) Anabilim Dalı.

- Dall'erba, S. (2003). Distribution of regional income and regional funds in Europe 1989-1999: An exploratory spatial data analysis, *73th Annals of Regional Science*, 39, 121-148.
- Darmofal, D. (2006). Spatial Econometrics and Political Science, *Society for Political Methodology*, Working Paper
Archive: <http://polmeth.wustl.edu/workingpapers.php>.
- De Castris, M. & Pellegrini, G. (2012). Evaluation of Spatial Effects of Capital Subsidies in the South of Italy, *Regional Studies*, 46(4), 525-538.
- De Dominicis, L. (2014). Inequality and Growth in European Regions: Towards a Place-based Approach, *Spatial Economic Analysis*, 9(2), 120-141.
- Değer, M.K. & Öztürk, L. (2003). Parasal Birliğin Üye Ülkeler Açısından Fayda ve Maliyetleri, *Ankara Avrupa Çalışmaları Dergisi*, 2(4), 103-121.
- Driscoll, J. C. and Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data, *The Review of Economics and Statistics*, 80, 549-560.
- Elhorst, J. P. (2003). Specification And Estimation Of Spatial Panel Data Models, *International Regional Science Review*, 26(3), 244-268.
- Elhorst, J. P. (2010). Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar, *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9-28.
- Elhorst, J. P. (2012). Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences, *J Geogr Syst*, 14, 5-28.
- Elhorst, J. P. (2014). Spatial Econometrics From Cross-Sectional Data to Spatial Panels, Springer Briefs in Regional Science.
- Elhorst, J.P., Lacombe, D. J. & Piras, G. (2012). On model specification and parameter space definitions in higher order spatial econometric models, *Regional Science and Urban Economics*, 42, 211-220.
- Evans, P. & Kim, J. U. (2014). The Spatial Dynamics of Growth and Convergence in Korean Regional Incomes, *Applied Economics Letters*, 21(16), 1-5.
- Fingleton, B. (1999). Spurious spatial regression: Some Monte Carlo results with a spatial unit root and spatial cointegration, *Journal of Regional Science*, 39, 1-19.

- Florax, R.J., .Folmer H. & Rey S. J. (2003). Specification Searches in Spatial Econometrics: The Relevance of Hendry's Methodology, *Regional Science and Urban Economics*, 33(5), 557-579.
- Fotheringham, A. S., Charlton, M. & Brunsdon, C. (1997). Measuring spatial variations in relationships with geographically weighted regression. In *Recent developments in spatial analysis*, edited by M. M. Fischer and A. Getis, 60-82. Berlin: Springer.
- Fountas, S. & Wu J. (1999). Testing for Real Interest Rate Convergence in European Countries, *Scottish Journal of Political Economy*, 46, 158–74.
- Gamboa, O.R.E (2013). Foreign direct investment (FDI) determinants and spatial spillovers across Mexico's states, *The Journal of International Trade & Economic Development: An International and Comparative Review*, 22(7), 993-1012.
- Gezici, F. & Hewings G. J. D. (2004). Regional Convergence and The Economic Performance of Peripheral Areas in Turkey, *Review of Urban & Regional Development Studies*, 16(2), 113-132.
- Gibbons, S. & Overman, H. G. (2010). Mostly Pointless Spatial Econometrics?, SERC Discussion Paper 61.
- Górna J., Górna K. & Szulc E. (2013a). Analysis of β -Convergence. From Traditional Cross-Section Model to Dynamic Panel Model, *Dynamic Econometric Models*, Nicolaus Copernicus University, vol. 13, Wydawnictwo UMK, Toruń, ss. 127-144.
- Gökdoğan Gül, T. (2014). Türkiye İçin İstihdamın Belirleyicileri: İBBS-2 Bölge Düzeyi, Mekansal Analiz Uygulaması, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 29(1), 105-135.
- Graaf, T., Florax, R.J. & Nijkamp P. (2001). A General Misspecification Test for Spatial Regression Models: Dependence, Heterogeneity and Nonlinearity, *Journal of Regional Science*, 41(2), 255-276.
- Griffith, D. A. & Pealinck, J. H. P. (2007). An Equation by Any Other Name is Still The Same: On Spatial Econometrics And Spatial Statistics, *Ann Reg Sci*, 41, 209-227.
- Gujarati, D. (2004). Basic Econometrics, McGraw-Hill Companies.
- Gumprecht, D. (2005). Spatial Methods in Econometrics: An application to R&D spillovers, Wirtschaftsuniversität Wien Working Paper n_ 26.

- Güçlü, M. (2013). Manufacturing and Regional Economic Growth in Turkey: A Spatial Econometric View of Kaldor's Laws, *European Planning Studies*, 21(6), 854-866.
- Halleck Vega S. M. & Elhorst J. P. (2013, August). *On spatial econometric models, spillover effects, and W*. Paper presented at the 53rd European Regional Science Association (ERSA) Congress, Palermo, Italy.
- Hoang, H.H. & Goujon, M. (2014). Determinants of foreign direct investment in Vietnamese provinces: a spatial econometric analysis, *Post-Communist Economies*, 26(1), 103-121.
- Hubert, L.J., Golledge, R.G. & Costanzo, C.M. (1981). Generalized procedures for evaluating spatial autocorrelation, *Geographical Analysis*, 13(3), 224–233.
- Islam, N. (2003). What Have We Learnt From The Convergence Debate?, *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309-62.
- Kalogirou, S. & Hatzichristos, T. (2007). A Spatial Modelling Framework for Income Estimation, *Spatial Economic Analysis*, 2(3), 297-316.
- Kalejian, H. H. & Prucha, I. R. (1997). Estimation of Spatial Regression Models With Autoregressive Errors By Two-Stage Least Squares Procedures: A Serious Problem, *International Regional Science Review*, 20, 103-111.
- Kalejian, H., Tavlas, G. S. & Petroulas, P. (2012). In the Neighbourhood: the Trade Effects of the Euro in a Spatial Framework, *Regional Science and Urban Economics*, 42, 314–322.
- Karaca, O. (2004). Türkiye’de Bölgelerarası Gelir Farklılıkları: Yakınsama Var mı?, Discussion Paper, Turkish Economic Association, No. 2004/7.
- Koramaz, T.K. & Dokmeci, V. (2012). Spatial Determinants of Housing Price Values in Istanbul, *European Planning Studies*, 20(7), 1221-1237.
- Kosfeld, R., Eckey, H. F. & Dreger, C. (2006). Regional productivity and income convergence in the unified Germany, 1992–2000, *Regional Studies*, 40(7), 755-767.
- Ledyeva, S. (2009). Spatial econometric analysis of foreign direct investment determinants in Russian regions. *The world economy*, 32 (4), 643–666.
- LeSage, J. P. (1998). *Spatial Econometrics*, Toledo: University of Toledo.
- Lesage, J. P. (2008). An Introduction to Spatial Econometrics, *Revue d'économie industrielle*, 123, 19-44.

- Lesage, J. P. & Pace, R.K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*, Taylor and Francis Group.
- López-Bazo E., Del Barrio T. & Artís, M. (2005). Geographical Distribution of Unemployment in Spain, *Regional Studies*, 39(3), 305-318.
- Lundberg, J. (2006). Using spatial econometrics to analyse local growth in Sweden, *Regional Studies*, 40(3), 303-316.
- Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 407-437.
- Mardia, K.V. and Marshall, R.J. (1984). Maximum likelihood estimation of models for residual covariance in spatial regression. *Biometrika*, 71, 135–146.
- McMillen, D. P. (2010). Issues in Spatial Data Analysis, *Journal of Regional Science*, 50(1) , pp. 119–141.
- Moussa, I. & Laurent, T. (2015). Indirect and Feedback Effects as Measure of Knowledge Spillovers in French Regions, *Applied Economics Letters*, 22(7), 511–14.
- Mur, J. & Angulo, A. (2005, August). *A Closer Look At The Spatial Durbin Model*, European Regional Science Association 45th. Congress, Amsterdam.
- Mur, J. & Trávez, F. J. (2003). Unit roots and deterministic trends in spatial econometric models, *International Regional Science Review*, 26, 289-312.
- Niebuhr, A. (2003). Spatial interaction and regional unemployment in Europe, *European Journal of Spatial Development*, www.nordregio.se/EJSD, Article 5.
- Ord, J.K. (1975). Estimation Methods for Models of Spatial Interaction, *Journal of The American Statistical Association*, 70, 120-126.
- Özcan, B. & Zeren, F. (2013). Sosyal Güven ve Ekonomik Kalkınma: Avrupa Ülkeleri Üzerine Mekansal Ekonometri Analizi, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, Nisan 2013, 8(1), 7-36.
- Öztürk, N. & Bayraktar, Y. (2010). Döviz Kurlarını Açıklamaya Yönelik Yeni Yaklaşımlar, *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1).
- Paelinck, J. and Klaassen, L. (1979). *Spatial Econometrics*. Saxon House, Farnborough.
- Pesaran, M. H. & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- Piras, G. & Arbia, G. (2007). Convergence in per-capita GDP across EU NUTS2 regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects, *Statistica*, forthcoming.

- Pons-Novell, J. & Viladecans-Marsal, E. (1999). Kaldor's Laws and Spatial Dependence: Evidence for the European Regions, *Regional Studies*, 33(5), 443-451.
- Quah, D. T. (1996a). Empirics for economic growth and convergence, *European Economic Review*, 40, 1353-75.
- Quah, D. T. (1996b). Aggregate and regional disaggregate fluctuations, *Empirical Economics*, 21, 137-62.
- Rey, S. J. & Montouri, B. D. (1999). US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective, *Regional Studies*, 33(2), 143-156.
- Rusche, K. (2010). Quality of Life in The Regions: An Exploratory Spatial Data Analysis For West German Labor Markets, *Jahrb Reg wiss*, 30, 1-22.
- Salai Martin & Xavier X. (1996a). The Classical Approach to Convergence Analysis, *The Economic Journal*, 106 (437), 1019-1036.
- Salai Martin & Xavier X. (1996b). Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence, *European Economic Review*, 40(6), 1325-1352.
- Samuelson, P. (1964). Theoretical Notes on Trade Problem", *Review of Economics and Statistics*, 46 (2), 145-154.
- Savaş, V. F. (1998). İktisatın Tarihi, 2. Basım Avcıol Basım-Yayın.
- Seya, H., Tsutsumi, M. & Yamagata, Y. (2012). Income convergence in Japan: a Bayesian spatial Durbin model approach, *Economic Modelling*, 29(1), 60–71.
- Soundararajan, P. (2013). Regional income convergence in India: A Bayesian Spatial Durbin Model approach. MPRA Paper No. 48453.
- Temple, J. (1999). The New Growth Evidence, *Journal of Economic Literature*, 37(1), 112-156.
- Tselios, V. (2009). Growth and Convergence in Income Per Capita and Income Inequality in the Regions of the EU, *Spatial Economic Analysis*, 4(3), 343-370.
- Tunay, K.B. & Silpagar, A.M. (2007). Dinamik Mekan-Zaman Panel Veri Modelleriyle Türkiye’de Bölgesel Enflasyon Yakınsamasının Analizi, *Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(1),1-27.
- Uygur, E. (2006). Ekonometrinin Gelişimi: İktisadın "Bilim" Olma Çabası, <http://www.tek.org.tr/dosyalar/EKONOMETRI-T3.pdf>.
- Villaverde, J. (2005). Provincial convergence in Spain: a spatial econometric approach, *Applied Economics Letters*, 12(11), 697-700.

- Wenqing, P. (2013). Regional Correlation and Spatial Spillovers in China's *Regional Economic Growth, Social Sciences in China*, 34(3), 125-139.
- Yeşilyurt, F. (2011). Bölgesel ekonomide ekonometrik yöntemler: Türkiye örneği. Yayınlanmamış Doktora Tezi, Ege Üniversitesi, İzmir.
- Yıldırım, J., Öcal, N. & Erdoğan, M. (2007, July). *Financial Development and Economic Growth in Turkey: A Spatial Effect Analysis*, Spatial Econometrics Conference, Fitzwilliam College, University of Cambridge, UK.
- Zeren, F. (2010). Mekansal Etkileşim Analizi, *Ekonometri ve İstatistik*, 12, 18–39.
- Zeren, F. (2011). *Mekansal Ekonometri Ve Mekansal Panel Ekonometri Yaklaşımları: AB Üye Ülkeleri İçin Gelir Yakınsama Hipotezi Üzerine Bir Uygulama*. Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi, İstanbul.



ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı: Fatma İdil (KOÇAK) BAKTEMUR

Doğum Tarihi: 26.08.1986

Doğum Yeri: Adana

Uyruğu: T.C.

Medeni Hali: Evli

EĞİTİM DURUMU

2011-2016 Doktora, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü,

Ekonometri Anabilim Dalı, Adana.

2009 - 2011 Yüksek Lisans, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü,

Ekonometri Anabilim Dalı, Adana.

2005 – 2009 Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,

Ekonometri Bölümü, Adana.

2004 – 2005 Çukurova Üniversitesi YADİM İngilizce Hazırlık

1997 – 2004 A.T.O Anadolu Lisesi (Almanca hazırlık, ortaokul, lise)

YABANCI DİLLER: İngilizce (İyi Seviyede)

STAJ VE İŞ DENEYİMİ

2011 –2013 Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi İ.İ.B.F Ekonometri Bölümü Arş. Gör.

2014-2016 Çukurova Üniversitesi İ.İ.B.F Ekonometri Bölümü Arş. Gör.