

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

**BÜYÜMEYE MEKÂN ETKİSİ: OECD ÜLKELERİ İÇİN MEKÂNSAL
PANEL VERİ ANALİZİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Tuğçe ÇAĞLAYAN

İSTANBUL,2018

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

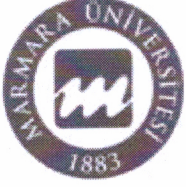
**BÜYÜMEYE MEKÂN ETKİSİ: OECD ÜLKELERİ İÇİN MEKÂNSAL
PANEL VERİ ANALİZİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Tuğçe ÇAĞLAYAN

Tez Danışmanı
Prof. Dr. Selahattin GÜRİŞ

İSTANBUL,2018



T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ

TEZ ONAY BELGESİ

EKONOMETRİ Anabilim Dalı EKONOMETRİ Bilim Dalı TEZLİ YÜKSEK LİSANS öğrencisi TUĞÇE ÇAĞLAYAN'ın BÜYÜMEYE MEKÂN ETKİSİ : OECD ÜLKELERİ İÇİN MEKÂNSAL PANEL VERİ ANALİZİ adlı tez çalışması, Enstitümüz Yönetim Kurulunun 5.04.2018 tarih ve 2018-10/22 sayılı kararıyla oluşturulan jüri tarafından oy birliği / oy çokluğu ile Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Tez Savunma Tarihi18/04/2018

Öğretim Üyesi Adı Soyadı

İmzası

	Öğretim Üyesi Adı Soyadı	İmzası
1.	Tez Danışmanı Prof. Dr. SELAHATTİN GÜRİŞ	
2.	Jüri Üyesi Dr. Öğr. Üyesi TURGUT ÜN	
3.	Jüri Üyesi Prof. Dr. BURAK GÜRİŞ	

ÖZET

BÜYÜMEYE MEKÂN ETKİSİ: OECD ÜLKELERİ İÇİN MEKÂNSAL PANEL VERİ ANALİZİ

ÇAĞLAYAN, Tuğçe
Yüksek Lisans Tezi
Ekonometri ABD
Ekonometri Programı
Tez Danışmanı: Prof. Dr. Selahattin GÜRİŞ
Mart 2018, 89 sayfa

Ülkelerin zenginlik göstergesi olarak kabul edilen büyüme oranının uluslar ve zamanlar boyunca farklılaşması, iktisatçılardan tarafından uzun yıllardan beri tartışılmaktadır. Bu kapsamda uluslar ve zamanlar boyunca görülen farklılaşmanın nedenleri sorgulanmış, pek çok araştırmacı tarafından etkisi olabilecek belirleyiciler ile açıklanmıştır. Örneğin geleneksel büyüme modelleri, büyüme oranlarının ülkeden ülkeye farklılaşmasını her ülkenin sahip olduğu sermaye birikiminin aynı olmaması ile açıklamaktadır. Yeni büyüme teorileri ise iktisadi büyümenin belirleyici unsurlarını genişletmiştir.

Özellikle son otuz yıllık dönemde coğrafi konumun ekonomide kapladığı yer giderek artmaktadır. Dünyada gelirin coğrafi dağılımı incelendiğinde bazı ülkelerin büyüme mucizeleri, bazı ülkelerin ise büyüme felaketleri olarak nitelendirilmesi mekânsal etkilerin önemini de ortaya koymaktadır. Bu çalışmada, teorik yaklaşımlar ve ampirik çalışmaların incelenmesi sonucunda verisi bulunabilen iktisadi büyümeyi etkileyen değişkenler ile büyüme modeli tahmin edilmiştir. Daha sonra 2000-2014 yılları arasında 14 OECD ülkesi için iktisadi büyüme farklılıklarının açıklanmasında mekânsal etkilerin varlığı sınanmıştır.

Anahtar Kelimeler: İktisadi Büyüme, Mekânsal Etki, Mekânsal Panel Veri Analizi

ABSTRACT

SPATIAL EFFECT ON GROWTH: SPATIAL PANEL DATA ANALYSIS FOR OECD COUNTRIES

ÇAĞLAYAN, Tuğçe

Master Thesis

Econometrics Department

Econometrics Programme

Adviser of Thesis: Prof. Dr. Selahattin GÜRIŞ

March 2018, 89 Pages

The rate of growth is considered to be the country's wealth indicators vary across nations and over time are discussed by the economists for many years. In this context, the causes of the differentiation seen over the nations and times are questioned and explained by the determinants that may be influenced by many researchers. For example, traditional growth models explain the differentiation of growth rates from country to country by the fact that the capital accumulation of each country is not the same. New growth theories have expanded the determinants of economic growth.

Especially in the last thirty years period, the geographical position has increased in the economy. When the geographical distribution of income in the world is examined, it is described as the growth miracles of some countries and growth disasters of some countries so that the importance of spatial effects arises. In this study, as a result of examining theoretical approaches and empirical studies, the growth model with the variables affecting the economic growth which can be found in the data is estimated. Then, the existence of spatial effects has been tested in explaining the differences in economic growth for 14 OECD countries between 2000 and 2014.

Keywords: *Economic Growth, Spatial effect, Spatial Panel Data Analysis*

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	i
ABSTRACT	ii
İÇİNDEKİLER.....	iii
KISALTMALAR DİZİNİ.....	vi
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	vii
TABLolar DİZİNİ	viii
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM MEKÂNSAL EKONOMETRİ

1.1. Mekânsal Ekonometrinin Gelişimi.....	4
1.2. Mekânsal Ekonometrinin Sosyal Bilimlerde Kullanımı	6
1.3. Mekânsal Etkiler	9
1.3.1. Mekânsal Heterojenlik.....	9
1.3.2. Mekânsal Otokorelasyon	10
1.4. Mekânsal Ağırlıklar.....	12
1.4.1. Sınırdışılaşa Bağlı Ağırlıklandırma.....	13
1.4.2. Uzaklığa Bağlı Ağırlıklandırma	14
1.4.3. Sosyo – Ekonomik Ölçütlere Bağlı Ağırlıklandırma	16
1.5. Mekânsal Regresyon Modelleri	16
1.5.1. Mekânsal Gecikme Modeli (SAR Modeli).....	19
1.5.2. Mekânsal Hata Modeli (SEM Modeli)	21
1.5.3. Genel Mekânsal Model (SAC Modeli).....	22

İKİNCİ BÖLÜM PANEL VERİ MODELLERİ

2.1. Panel Veri Analizi	23
2.2. Panel Veri Modellerinin Avantaj ve Dezavantajları	24

2.3. Panel Veri Modelleri	26
2.3.1. Klasik Model	27
2.3.2. Sabit Etkili Modeller	28
2.3.2.1. Birim Sabit Etkili Modeller	28
2.3.2.2. Birim ve Zaman Sabit Etkili Modeller.....	29
2.3.3. Tesadüfi Etkili Modeller.....	29
2.3.3.1. Birim Tesadüfi Etkili Modeller.....	30
2.3.3.2. Birim ve Zaman Tesadüfi Etkili Modeller.....	30
2.4. Panel Veri Modelleri Tahmini.....	31
2.4.1. Havuzlanmış En Küçük Kareler Yöntemi	31
2.4.2. Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi	32
2.4.3. İlk Farklar Yöntemi	33
2.4.4. Grup İçi Tahmin Yöntemi	34
2.4.5. Gruplar Arası Tahmin Yöntemi.....	35
2.4.6. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi.....	36
2.4.7. Uygulanabilir Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi	37
2.4.8. En Çok Benzerlik Yöntemi.....	38
2.5. Panel Veri Modelleri Arasında Seçim Testleri	39
2.5.1. F Testi	40
2.5.2. Olabilirlik Oran (LR) Testi.....	40
2.5.3. Breusch Pagan (LM) Testi.....	41
2.5.4. Hausman Testi	41

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELERİ VE TAHMİN YÖNTEMLERİ

3.1. Mekânsal Modellerin Maksimum Olabilirlik Yöntemi ile Tahmini	43
3.1.1. Mekânsal Sabit ve Tesadüfi Etkili Panel Veri Modelleri	46
3.1.1.1. Sabit Etkili Mekânsal Modeller	46
3.1.1.2. Tesadüfi Etkili Mekânsal Modeller	48

3.2. Mekânsal Modellerin Araç Değişkenler Yaklaşımı ve Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi ile Tahmini	51
3.3. Tanımlayıcı Testler	53
3.3.1. Mekânsal Bağımlılığı Belirleme İstatistikleri.....	54
3.3.1.1. Moran I İstatistiği.....	54
3.3.1.2. Geary C İstatistiği	57
3.3.1.3. Getis Ord G İstatistiği	58
3.3.1.4. Kelejian – Robinson Testi.....	59
3.3.2. Mekânsal Modeller İçin Testler.....	60
3.3.2.1. Mekânsal Havuzlanmış ve Mekânsal Sabit Etkili Panel Veri Modellerinde Mekânsal Bağımlılık.....	60
3.3.2.2. Mekânsal Tesadüfi Etkili Panel Veri Modellerinde Mekânsal Bağımlılık.....	61

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA: OECD ÜLKELERİ İÇİN MEKÂNSAL PANEL VERİ ANALİZİ

4.1. Uygulamanın Kapsamı.....	66
4.1.1. Uygulamanın Konusu	66
4.1.2. Uygulamanın Amacı.....	68
4.1.3. Uygulamanın Önemi.....	68
4.1.4. Uygulamada Yer Alan Ülkeler	69
4.1.5. Veri Seti.....	71
4.2. Tahmin Edilen Modeller, Sonuçları ve Yorumlanması	73
SONUÇ	78
KAYNAKÇA	80

KISALTMALAR DİZİNİ

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
EKK	: En Küçük Kareler Yöntemi
GM	: Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi
GLS	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi
LM	: Langrange Çarpanı
ML	: Maksimum Olabilirlik Yöntemi
POLS	: Havuzlanmış En Küçük Kareler Yöntemi
LSDV	: Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi
FGLS	: Uygulanabilir En Küçük Kareler Yöntemi
FE	: Sabit Etkiler Modeli
RE	: Tesadüfi Etkiler Modeli
SAC	: Mekânsal Otokorelasyon Modeli
SAR	: Mekânsal Gecikme Modeli
SEM	: Mekânsal Hata Modeli
SDEM	: Mekânsal Durbin Hata Modeli
SAR-FE	: Sabit Etkili Mekânsal Gecikme Modeli
SAR-RE	: Tesadüfi Etkili Mekânsal Gecikme Modeli
OECD	: Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü
OEEC	: Avrupa Ekonomik İşbirliği Örgütü
TCKB	: T.C Kalkınma Bakanlığı
WB	: Dünya Bankası
GSYH	: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 1.1: Sınırsal Komşuluk Çeşitleri.....	14
Şekil 1.2: Farklı Mekânsal Ekonometrik Modellerin Özelliklerinin Karşılaştırılması.....	18
Şekil 4.1: OECD Üye Ülkeler Haritası	70



TABLolar DİZİNİ

Tablo 4.1: Uygulamada Yer Alan Ülkeler.....	71
Tablo 4.2: Veri Seti	72
Tablo 4.3: Tanımlayıcı İstatistikler	73
Tablo 4.4: Korelasyon Matrisi.....	73
Tablo 4.5: POLS Tahmin Sonuçları	75
Tablo 4.6: Belirleme Test Sonuçları.....	75
Tablo 4.7: SAR Modeli ML ile Tahmin Sonuçları.....	77

GİRİŞ

Ülkelerin büyüme süreçlerinde görülen farklılıklara ilişkin açıklamalar iktisadın bilim olarak doğuşuna zemin hazırlayan Adam Smith'in "Ulusların Zenginliği" eserini yayımladığı 1776 yılından bu yana süregelmiştir. Dolayısıyla iktisatçıların cevap aradıkları en temel soruların başında gelen ekonomik büyüme olgusuna Smith'in yaklaşımı ile başlamak daha anlamlı olacaktır. Smith'in öncül kaygısı bireysel refaha en fazla katkı sağlayıcı sosyal ve ekonomik güçleri araştırmak, bireysel mutluluk temelinde politika önerilerinde bulunmaktır.

Bugün günümüz dünya ekonomisi içinde yer alan ülkelere baktığımız da ise temel hedeflerinin gelecek nesiller için en az bugünkü ve/veya daha yüksek refah düzeyi yaratacak büyüme oranlarını yakalamak olduğu görülmektedir. Büyümenin altın kuralı olarak kabul ettiğimiz bu hedef pek çok politika uygulamasını gerektirmektedir. Zira ekonomik büyüme kendiliğinden gerçekleşmeyen bir süreçtir. Üstelik bütün ekonomilerin büyümesini mutlak bir modelle açıklamak mümkün değildir. Bu bağlamda ekonomik büyümenin kaynakları hem iktisadi hemde ekonometrik olmak üzere temel bilim dallarında her zaman önemini korumuştur. Klasik büyüme modelleri büyüme farklılıklarını ülkelerin sahip olduğu sermaye birikimine dayandırırken, yeni büyüme teorileri bu farklılıklara yeni açılımlar eklemiştir. Ülkelerin dış ticareti, beşeri sermayeleri, coğrafi dağılımları, kültürel zenginlikleri kullanılan faktörlerden bazılarıdır.

Özellikle son otuz yıllık dönemde büyümenin kaynakları ekonomik faktörlerden sosyal faktörlere doğru kaymış, çalışmalar ülkelerin coğrafi konumları üzerine incelenmiştir. Her ne kadar başlangıçta mekân ile ekonomi arasındaki ilişki analiz dışı bırakılmış olsa da ekonomi mekânsal öğeden ayrı düşünülemez. Ekonomi bir bütün olarak iktisadi sistemler dahilinde yaşayan sosyal bir olgudur. Mekân ise yalnızca piyasa arz ve talebinin karşılaştığı yeri çağrıştırmamaktadır, sosyal süreçleri de kapsamaktadır. Ülkelerin sahip olduğu doğal ve toplumsal kaynakların mekânsal konumlara göre eşit olmaması da, ülkeler arası farklılıklar yaratmış ve dengesizlikler yaşanmasına neden olmuştur. Bu sebeple ülkeler arası dengesizlikleri giderme ülkelerin öncelikli konusu olmuştur. Mekânsal ekonometrik modelleri tanıtmayı hedeflemiş bu çalışmada, örnek olay olarak iktisadi büyümede mekânsal etki faktörü incelenmiştir. Çalışma dört bölümden oluşmaktadır;

İlk bölümde mekânsal ekonometrinin gelişimine yer verilmiş, diğer bilim dalları ile ilişkisine değinilmiştir. Daha sonra mekânlar arasındaki ilişki şeklinde tanımlanan mekânsal etki kavramından, bu etkinin oluşum yapılarından ve mekânsal ağırlıklandırmadan söz edilmiştir. Ülkeler arasındaki mekânsal etkileşimin modellenenebilmesi için analize dahil edilen mekânsal ağırlık matrisi farklı uzaklık biçimlerine göre seçilebilmektedir. Çalışmamız da sınırsal komşuluk tanımı kapsamında bağımsız değişkenlerin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri değerlendirilmiştir. Son olarak ise mekânsal regresyon modelleri incelenmiştir.

İkinci bölümde panel veri modellerine giriş yapmakla beraber, katsayıların birimlere ve/veya zamana göre değişip değişmediğine bağlı olarak sunulan alternatif modellere yer verilmiştir. Yatay kesit analizine göre panel veri modelleri heterojenliği hesaba katması ile değişkenliği yansıtmakta, çoklu doğrusallığı azaltmakta ve daha yüksek serbestlik derecesi ile etkinlik sağlamaktadır. Bölüm sonunda ise söz konusu panel veri modelleri için geliştirilen tahmin yöntemleri ve uygun model seçimi için kullanılan testler aktarılacaktır.

Panel veri yapıları ile hem birimde hemde zamanda ortaya çıkabilecek olası değişimlerin gözlenebilme imkanı taşımasını bir önceki bölümde aktarmıştık. Bir bilim dalı olarak mekânsal ekonometrinin gelişimiyle de mekânsal modellerin kullanımı yatay kesit verilerden panel verilere doğru geçerlilik kazanmıştır. Panel veri modellerinin kullanımı ile yatay kesit birimlerinin gözlenen ve/veya gözlenemeyen değişkenliği ortaya çıkarken; mekânsal panel veri modellerinin kullanımında hem kesit birimlerinin değişkenliği hem de mekânsal korelasyon belirlenir. Böylece panel veri modellerine, bağımlı değişkene ait mekânsal gecikme, mekânsal bağımlılığı barındıran hata terimi yada her ikisi de eklenebilmektedir. Üçüncü bölümde taşıdığı etkiler bakımından birbirinden farklılaşan mekânsal modellere ve bu modellerin tahmini için geliştirilen yöntemlere yer verilmiştir.

Çalışmanın son bölümünde ise iktisadi büyümenin mekânsal etki taşıyıp taşımadığının belirlenmesine yönelik yapılan analizin amacına, önemine, örneklem veri setine ve ulaşılan bulgulara yer verilmiştir. Ekonomik büyümeyi etkileyen değişkenlerin seçiminde, teorik yaklaşımlar ve ampirik çalışmalar incelenmiş olup açıklayıcı olarak temel makroekonomik değişkenler tercih edilmiştir. Söz konusu ülke ve dönem aralığı için aynı değişkenlerle öncelikle mekânsal etkiler dahil edilmeden sonrasında ise mekânsal etkiler dikkate alınarak yapılan model tahminleri sunulmuştur. Havuzlanmış en küçük kareler kalıntıları kullanılarak

mekânsal etkinin olup olmadığı, eğer mekânsal etki var ise mekânsal yapının hangi etkinin altında olduğunu belirlemek amacıyla belirleme testler yapılmıştır. Sonuç olarak, mekânsal gecikme etkisinin varlığına karar verilmiştir. Dolayısıyla uygun olan mekânsal gecikme modeli (SAR)'dir. Mekânsal korelasyon belirlendiğinde en küçük kareler tahmincileri yanlı olabilir, dolayısıyla uygun mekânsal ekonometrik araçların kullanımı gereklidir. Bu noktada Anselin (1988)'in önerisi en küçük kareler yöntemine (EKK) alternatif olarak maksimum olabilirlik (ML) yöntemidir. Ülkelerin işsizlik rakamları, enflasyon oranı, tasarruf oranı, kamu harcamaları, sanayi üretimi, faiz oranı, döviz kuru, cari işlemler dengesi, dış ticareti, nüfus yoğunluğu gibi temel makroekonomik değişkenler ile model tahminleri yapılmıştır. Ancak faiz oranı, tasarruf oranı, kamu harcamaları, sanayi üretimi, cari işlemler dengesi olmak üzere tüm değişkenlerinin 0.05 hata payı ile istatistiki olarak anlamlı ve katsayı işaretlerinin iktisadi olarak uygun olduğu model ile analize devam edilebilmiştir.

Mekânsal bağımlılığı temsil eden ρ 'nun da 0.95 güven düzeyi altında anlamlı çıkmıştır. Mekânsal gecikme teriminin pozitif olması bir ülkede ekonomik büyüme eğilimi ne yönde ise o ülkenin komşularında da aynı yönde olacağına işaret etmektedir. Dolayısıyla her bir ülkenin ekonomik büyümesi tüm bu değişkenlerden etkilenmenin yanında komşu ülkelerin ekonomik büyüme potansiyelinden de etkilendiği anlamına gelmektedir. Genel bir değerlendirme yapacak olursak büyüme modellerinin mekânsal ilişkileri gözeterik geliştirilebileceği önerisinde bulunmak mümkündür. Çünkü bir ülke de yapılacak olan sosyal, ekonomik ve yönetim politikaları aynı sınırı paylaştığı komşularına da yansıtacaktır.

BİRİNCİ BÖLÜM

MEKÂNSAL EKONOMETRİ

Bu bölümde öncelikle mekânsal ekonometrinin gelişimine ve diğer bilim dalları ile ilişkisine yer verilecektir. Daha sonra mekânlar arasındaki ilişki şeklinde tabir edilen mekânsal etki kavramından, bu etkinin oluşum şekillerinden ve mekânsal ağırlıklandırmadan söz edilecektir. Son olarak ise, mekânsal regresyon modellerinden bahsedilecektir.

1.1. Mekânsal Ekonometrinin Gelişimi

Ekonometri genel anlamıyla “ekonomik ölçüm” anlamına gelmektedir. Ölçüm, ekonometrinin önemli bir parçası olmasına rağmen, ekonometri kapsamı çok daha geniş olan bir bilim dalıdır (Gujarati ve Porter,2009: 1). Özele indirgediğimizde ekonometri, ekonomik verilerin matematik ve istatistik bilimi aracılığıyla sınanmasını ve ekonomik ilişkilerin yorumlanmasını sağlayan bir disiplindir. Ekonomik ölçüm için yapılan analizlerde üç tür veri seti kullanılır: zaman serileri, yatay kesit verileri ve panel veri. Bir değişkenin eşit zaman aralıklarında (haftalık, aylık, yıllık vb.) gözlemlenen değerleri o değişkenin zaman serisini oluşturmaktadır. Yatay kesit veriler ise bireyler, hanehalkları, firmalar, ülkeler vb. birimlere ait zamanın belli bir noktasındaki gözlemleri kapsar. Son olarak panel veri bireyler, hanehalkları, firmalar, ülkeler vb. kesit gözlemlerinin belli bir zaman dönemi için birlikte değerlendirilmesidir.

Ekonomik, siyasi, sosyo-kültürel, coğrafi ve ekolojik, teknolojik dönüşümler ile bireyler, hanehalkları, firmalar, ülkeler vb. kesit gözlemleri daha çok sorgulanır olmuştur. Bu dönüşümler avantajlı gruplar için sınırları kaldırmış, nispeten avantajlı olmayan gruplar için ise yeni sınırlar çizmiştir. Örneğin yüksek suç oranına sahip bir şehrin etrafındaki şehirlerde yüksek suç oranına sahip olma potansiyelindedir (Anselin,1992: 1). Nitekim coğrafyanın temel yasası, “Her şey diğer her şeyle ilişkilidir, fakat uzak şeylere göre yakın şeyler daha ilişkilidir” şeklindedir (Tobler,1979: 379). Mekânsal ilişki olarak nitelendirilen bu ilişkinin ortaya konmasında geleneksel ekonometrik yöntemler yetersiz kalmaktadır. Zira mekânsal ekonometri de temel odak noktası, mekânlar arasında gözlemlenen ilişki yapısını ortaya koyacak mekânsal etkilerdir. Bu etki mekânsal ağırlık matrisi olarak adlandırılmakta ve W ile gösterilmektedir. Mekânsal ağırlık matrisi ile bağımlı/bağımsız değişkenlerin çarpımı

sonucunda oluşan değişkenlerin modele dahil edilmesiyle mekânsal etki analiz edilir. Çarpım sonucu oluşan değişkenlerin modele bağımsız değişken olarak dahil edilmesi durumunda içsellik (endogeneity) sorunu ile; hata terimine dahil edilmesi halinde ise değişen varyans (heteroscedasticity) sorunu ile karşılaşılabilir. Bu durumda Klasik En Küçük Kareler Yöntemi ile yapılan tahminler sapmalı ve tutarsız olacaktır (Anselin,1988, 2001). Bunun sonucu olarak mekânsal etkilerin varolan ekonometrik yöntemler ile çözümünün hatalı olması, mekânsal ekonometrinin kendine özgü farklı tekniklere ihtiyaç duyması ile ekonometrinin bir alt dalı olarak mekânsal ekonometri literatürde yerini almıştır (Lesage ve Pace,2009: 45).

Mekânsal ekonometri, yatay kesit ve panel veri analizleri için regresyon modellerindeki mekânsal etkileşim (otokorelasyon) ve mekânsal yapı (heterojenlik) etkilerini dikkate alan bir bilim dalı şeklinde tanımlanabilir (Anselin,2001: 311). Mekânsal ekonometrik modeller ilk olarak yatay kesit veri analizlerinde görülmüştür (Elhorst,2014: 37). Ancak günümüzde sağladığı bir takım avantajlar ile panel veri analizlerinde de mekânsal ekonometrik modeller sıklıkla tercih edilmektedir. Panel veri analizlerinde mekânsal ekonometrik yöntemlerden ilk olarak Anselin tarafından bahsedilmiştir (Anselin, 1988). Daha sonra ise Kappor, Kelejian ve Purcha (2007), Anselin, Le Gallo ve Jayet (2008), Baltagi ve Liu (2008), Elhorst (2008,2009,2010), Elhorst, Piras ve Arbia (2010), Debarsy ve Ertur (2010), Lee ve Yu (2010), Pesaran ve Tosetti (2011) mekânsal panel veri analizlerine yer veren çalışmalar arasındadır. Geçmişten bugüne mekânsal ekonometri alanındaki çalışmalar arasında Whittle (1954), Hordijk (1974,1979), Ord (1975), Hordijk ve Paelinck (1976), Cliff ve Ord (1981), Upton ve Fingleton (1985), Anselin (1988,1992,2003), Anselin ve Hudak (1992), Anselin ve Florax (1995)'ın çalışmaları mekânsal süreçlerin anlaşılması bakımından birer bilgi kaynağıdır. Artan ilgi ile birlikte uygulama alanında yer bulan çalışmalar ise Case (1991), Anselin, Bera, Florax ve Yoon (1996), Rey ve Montouri (1998), Anselin ve Bera (1998), Anselin (2002), Florax ve Van Der Vlist (2003), Vreyer ve Spielvogel (2005) şeklinde sayılabilir.

Literatürdeki tüm bu gelişmelerin yanında Paelinck ve Klaassen (1979) tarafından yazılan Mekânsal Ekonometri kitabı ile mekânsal ilişkileri modele dahil eden ve bu modellerin tahmin yöntemlerine ilişkin olarak karşılaşılabilecek sorunların niteliklerine işaret etmişlerdir:

- Mekânsal analizlerde bağımsızlığın rolü

- Mekânsal ilişkilerde asimetri
- Diğer alanlarda yer alan açıklayıcı değişkenlerin önemi
- Gerçekleşen ve tahmin edilen etkileşimin birbirinden farklı olması
- Uzayın belirgin olarak modellenmesi

1.2. Mekânsal Ekonometrinin Sosyal Bilimlerde Kullanımı

Son yıllarda sosyal bilim alanına kazandırılan çalışmaların ortak noktasının mekânsal ilişkiler olduğunu görmekteyiz. Özellikle son 30 yılı değerlendirdiğimizde mekânsal ekonometrik modeller ile pek çok alanda karşılaşmaktayız (Anselin, 2010). Çevre bilimi, coğrafya, istatistik, demografi bilimi ve iktisat bilimi nicel olarak belli bir alanı temsil etmektedir. Örneğin Nelson (2002), Florax ve van der Vlist (2003), Anselin (2003), LeSage ve Pace (2004), Getis vd. (2004) iktisat bilimi alanında mekânsal modellere yer veren çalışmalardan birkaçıdır. Bartlett (1975), Griffith (1987), Ripley (1981), Wringley (1979) çalışmaları mekânsal istatistik biliminin temel kaynaklarıdır.

Analize konu olan modeller özü gereği mekân ve coğrafya ile ilişkilendirildiğinden öncelik bölgesel çalışmalara verilmektedir. Bölgesel bilim alanındaki çalışmalara ise Paelinck ve Klaassen (1979), Cliff ve Ord (1981), Upton ve Fingleton (1985) örnek verilebilir. Bu çalışmalarla komşuluğun etkisi, diğerlerini taklit etmenin etkisi ve yahut birbirine eş diğer bir ifadeyle emsal gruplar arasındaki etkileşim vurgulanmaktadır (Anselin,2001: 310). Burada sözü geçen komşuluk, birimler arasındaki ilişkiyi anlamlandıran mekânsal ağırlık matrisi ile modele dahil edilmektedir. Bu ilişki yada ölçülmeye çalışılan yakınlık derecesi coğrafi olarak belirlenebileceği gibi sosyo-ekonomik uzaklıklar gibi soyut olarak da tanımlanabilmektedir (Anselin,1988; Pesaran ve Tosetti,2007; Anselin, Le Gallo ve Jayet,2008). Dolayısıyla buradan hareketle birimler arasındaki ilişkiyi yansıtan ağırlık matrisi mekânsal analizin bel kemiğini oluşturmaktadır.

Mekânsal ağırlık matrisi (W), i ve j konumundaki gözlemler arasında gerçekleşebilecek etkileşimi $N \times N$ boyutunda gösteren pozitif bir matristir (Anselin, Le Gallo ve Jayet, 2008). Analiz yapılacak model için ise doğru matris ilişkisine karar vermek ve bu yönde oluşturulacak matrisin teorik çerçevesinin belirlenmesi araştırmacı için ayrı bir sorun teşkil

etmektedir. Gerek mekânsal ağırlık matrisinin önemi gerekse doğru seçimin yapılması adına coğrafi uzaklığa ve/veya sosyo-ekonomik uzaklığa bağlı olarak ağırlıklandırma literatürdeki çalışmaları ikiye bölmüştür.

Ülkelerin dünya üzerindeki konumları, sahip olduğu doğal kaynakların miktarı, çevre iklimi, ulaşım imkanları ve bilgi teknolojilerinin bölgeler arasındaki yayılımı coğrafyanın temel belirleyicileridir ve uzun dönemde ülkelerin iktisadi büyüme ve kalkınmalarında önemli bir rol oynamaktadır (Bloch ve Tang,2004; Rodrik, Subramanian ve Trebbi,2002). Olumlu sayılabilecek bu geri dönüşler ile coğrafi uzaklıkları sorgulayan çalışmalar artış göstermiştir. Bu çalışmalardan bir tanesi Rey ve Montouri (1999)'ye aittir. Çalışmalarında bölgesel olarak ekonomik kalkınmanın coğrafi konumdan bağımsız düşünülmemeyeceğini savunmaktadırlar. Çünkü bölgelerin birbirleriyle ekonomik yakınsama içinde olmalarını sağlayan ulaşım ve teknoloji aktarımı gibi faktörler coğrafi uzaklıklar tarafından şekillenmektedir. Nitekim 1929-1994 döneminde ABD'nin farklı bölgelerini kapsayan çalışmanın sonucunda gelir düzeyi yüksek olanlar ve gelir düzeyi düşük olanlar ayrı iki küme oluşturmuştur. Gelir grupları arasında yüksek ve düşük olmak üzere neden keskin bir ayırım olduğunu sorgulayan diğer bir çalışma Ertur ve Koch (2007)'un çalışmasıdır. Bu ikili ayrımı ülkeler arasındaki bilgi ve teknoloji aktarımı nispetinde değerlendirmişlerdir. Ülkeler arasındaki coğrafi uzaklığa göre ve coğrafi uzaklığın karesinin tersi ile oluşturdukları iki ayrı matris yapısından yararlanmışlardır. Çalışmanın sonucunda ise bilgi ve teknolojin üretildiği ülkenin sınırlarını aştığı ve bu genişlemenin uzaklık ile ters orantılı olduğunu göstermişlerdir. Komşuluğun büyüme üzerindeki etkisini ölçmek adına ülke ve bölgelerin konumlarına bağlı olarak gelir yakınsaması hipotezini sınavan çalışmalar da coğrafyanın önemini vurgulamaktadır. Yıldırım, Öcal ve Özyıldırım (2009) ve Zeren (2011)'in çalışmaları örnek olarak verilebilir.

Coğrafi konumun önemi ülke ve bölgelerin makro ölçümlerinin yanında iktisadi birimlerin tercihleri doğrultusunda da ölçülmüştür. İktisadi birimlerin konut talebini etkileyen faktörlerin başında gelir düzeyi gelse de Holly, Pesaran ve Yamagata (2010) konumsal farklılıkların birbirini etkileyeceği üzerinde durmuşlardır. ABD'nin konut sektöründeki fiyat farklılaşmasını mekânsal yöntemlerle incelemişler ve bireylerin yüksek konut fiyatlı bölgelerden daha düşük fiyatlı bölgelerde ev arayışı içinde oldukları sonucuna ulaşmışlardır.

ABD’de yapılan bir başka çalışma da uzaklığın bankaların performansı üzerindeki etkisini incelemektedir. Tirtiroğlu vd. (2011), komşuluk ilişkisi içinde bulunan eyaletlerdeki bankaların performanslarını, birbirlerini nasıl etkilediklerini ve bu etkileşimin ne kadar uzağa yayılabildiğini sorgulamışlardır.

Sosyal bilimler alanındaki diğer çalışmalar ise mekânsal etkileri coğrafi uzaklıklar dışında sosyo-ekonomik uzaklıklara bağlı olarak modele dahil etmişlerdir. Sosyo-ekonomik uzaklık göstergesi olarak ulaşım maliyetlerinin, ticaret hacimlerinin, antropolojik farklılıkların kullanılması önerilmektedir. Zira sıkı ilişkiler içinde bulunan ülke,şehir ve bölgeler arasındaki uzaklık coğrafi uzaklıklardan daha kısa görülebilir. Bu sebeptir ki mekânsal ekonometri literatüründe uzaklık kavramının farklı ölçütlerine ihtiyaç duyulmuştur.

Dow vd. (1984), kültürlerarası farklılığı mekânsal ilişkiler başlığı altında dil benzerliği yoluyla yansıtmışlardır. Analizde kullanılan mekânsal ağırlık matrisi dil ağacı ailesinde yer alan düğümlerin karşılaştırılması ile elde edilmiş ve bu şekilde iki dilin benzerliği tespit edilmiştir. Çalışmaları hem antropoloji alanında mekânsal ilişkileri dikkate alması ile hem de coğrafi uzaklıkların ötesinde oluşturdukları matris yapısı ile örnek teşkil etmektedir. Farklı matris yapısıyla literatüre katkıda bulunan bir başka çalışma Conley ve Dupor (2003)’a aittir. Çalışmalarında ABD’deki sektörlerin verimlilikleri arasındaki etkileşimi analiz etmeyi amaçlamışlardır. Bunun için sektörler arasındaki mekânsal ilişki, girdi-çıkıtı yapılarındaki benzerliğe göre oluşturulmuştur. Benzer üretim yapan sektörlerin, üretim sonrası çıkıtı yapısı da benzer olacaktır ön kabulünde bulunmuşlardır. Çalışmanın sonucu ise bu olguyu desteklemiştir; girdi mesafesi kısa olan diğer bir ifadeyle girdi yapısı benzer olan sektörlerde verimlilik artış oranları yüksek korelasyona sahiptir.

Simmons ve Elkins (2004) ise ülkeler arasındaki ilişkileri tanımlamak için coğrafyanın ötesine geçerek “rekabetçi uzaklık” kavramını geliştirmişlerdir. Rekabetçi uzaklığın tanımladığı, iki ülkenin üçüncü bir piyasadaki rekabetinin ölçümü şeklindedir. Bunu her bir ülkenin diğer ülkelerle yaptığı toplam ihracat rakamlarını içeren korelasyon matrisi ile oluşturmuşlardır. Bu matris yapısıyla dikkate aldıkları mekânsal ilişki ile ülkelerin dış ticarete uyguladıkları politika seçimlerinde diğer ülkelerin rolüne işaret etmeyi

amaçlamışlardır. Simmons ve Elkins (2004)'in analiz sonuçları, ülkelerin ekonomi politikalarını belirleme sürecinin mekânsal etkilerden bağımsız olmadığı yönündedir.

Yukarıda örneklerini gördüğümüz çalışmalar gerek coğrafya temelinde gerekse farklı ölçütlerce tanımlanmış uzaklıkların dikkate alındığı mekânsal ilişkilerin sosyal bilimler alanında ne denli önemli olduğu göstermektedir. Bununla birlikte birbirine bağımlı birimleri (örneğin birey, hanehalkı, ülke) mekânsal olarak birbirinden bağımsız kabul etmenin de hatalı modellemeler ile sonuçlanacağını göstermektedir. Dow vd. (1984)'nin çalışması geleneksel yöntemlerin yetersizliğini ortaya koymuştur; EKK tahmincileri sapmasızlık özelliğini korusa da etkinliğini kaybetmiştir.

1.3. Mekânsal Etkiler

Mekânsal veri analizinin tamamlayıcı bileşeni mekânsal etkidir ve bu etki mekânlar arasındaki etkileşim olarak adlandırılır. Anselin (1988), mekânsal etki olarak ortaya çıkan bu etkileri mekânsal otokorelasyon ve mekânsal heterojenlik şeklinde ikiye ayırmaktadır. Mekânsal etkilerin ilki olan mekânsal otokorelasyon (bağımlılık) farklı bölgelerin gözlemleri arasındaki korelasyonu ifade etmektedir. Mekânsal heterojenlik (değişkenlik) ise ilgili değişkenin konumdan konuma değiştiğini, sabit varyans olmama durumunu ifade etmektedir.

Söz konusu mekânsal etkilerin tam olarak kavranması için mekânsal otokorelasyon ve mekânsal heterojenlik kavramları aşağıda açıklanmıştır.

1.3.1. Mekânsal Heterojenlik

Mekânsal heterojenite, bir coğrafi bölgenin kendine özgü karakteristik özellikleri sebebiyle bölgesine ait gözlemlerin, diğer bölgelerdeki aynı değişkene ait gözlemler ile homojenlik göstermemesi şeklinde ifade edilebilir (Anselin, 1988: 13). En basit tanımıyla konumsal farklılığa göre sabit olmayan varyans problemi olarak da tanımlanabilir (Griffith ve Paelinck, 2011). Gözlenen mekânsal değişkenlik, klasik regresyon modelinin kalıntı varyansının sabit olmadığı veya regresyon katsayılarının değişken olduğu durumlarda ortaya çıkmaktadır. Kalıntı varyansının mekânsal heterojenite etkisi altında olması, regresyondaki kalıntıların bağımsızlığı varsayımını bozmaktadır. Regresyondaki değişkenlerin katsayılarının değişken olması da yapısal durağan olmama olarak adlandırılmaktadır; bağımlı ve bağımsız değişken

parametreleri mekânla birlikte değişim içindedir. Bu durumda mekânla birlikte değişen model yapıları için coğrafi ağırlıklandırılmış regresyon modelleri, tesadüfi katsayılar modelleri ve switching (geçişli) regresyon modellerinin kullanımı önerilmektedir (Anselin,1988). Mekânsal heterojenitenin regresyon modeli üzerindeki gösterimi ise şu şekildedir,

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

$i = 1, 2, \dots, n$ olmak üzere söz konusu alandaki noktalardan elde edilen gözlemleri ifade etmektedir (Lesage,1999: 7). x_i , $(1 \times k)$ boyutunda açıklayıcı değişkenler matrisidir. y_i , bağımlı değişken vektörüdür. β_i , i alanına ait $(1 \times k)$ boyutlu parametreler vektörüdür. Son olarak ε_i ise i alanındaki bozulumu diğer bir ifadeyle hata terimini göstermektedir. Gösterilen regresyon modeli n gözlemlili değişkenler ile n alanın her birine göre k tane parametrelili model tahmini yapılamayacağından uygulanabilirliği olan bir model değildir. Bu durum serbestlik derecesinin hesaplanması imkanını kaldırdığı için, gözlem sayısının parametre sayısından daha fazla olmasına ($n > k$) dikkat edilmelidir.

Dünya üzerinde yer alan tüm alanların belirli ölçütlere göre sınıflandırmalara tabi tutulması mekânsal etkilerin sabit olmayacağı gerçeğini yansıtmaktadır. Merkez ve çevre ülkeler, gelişmiş, gelişmekte olan ve gelişmemiş ülkeler vb. ayrımlar sınıflandırmalar için örnek verilebilir. Bu tür bir sınıflandırmanın kapsamına giren ülkelerin yada daha genel tanımıyla alanların kendine has coğrafi, sosyo-ekonomik özelliklere sahip olması analizlerin yöntem ve sonuçlarını etkilemektedir.

1.3.2. Mekânsal Otokorelasyon

Mekânsal otokorelasyon en basit anlatımıyla mekânsal verilerin özü olarak kabul edilen uzaydaki herhangi bir alanın başka bir alan ve/veya alanlarla etkileşimidir. Anselin (2010) ise “coğrafi/şebeke uzayı üzerinde yer alan gözlemlerin birbirine göre konumundan kaynaklanan ve klasik yöntemlerle çözülemeyen bir tür çapraz kesit korelasyon” şeklinde formel bir tanımlama yapmıştır.

Uzayda i konumundaki bir gözlemin herhangi bir j konumundaki gözlem veya gözlemlerle bağıllığın gösterimi,

$$y_{si} = f(y_{sj})$$

şeklindedir (LeSage,1999: 3). S coğrafik konuma ilişkin bir indeks, $i = 1,2, \dots n$ ve $i \neq j$ 'dir. Gözlemler arasındaki bu etkileşim, otokorelasyonun yapısı gereği pozitif veya negatif olabilirken herhangi bir etkileşimin söz konusu olmaması da mümkündür. Pozitif otokorelasyonun varlığı halinde tesadüfi değişkene ait yüksek değerler yüksek değerlerce, düşük değerler düşük değerlerce kümelenme eğilimindedir. Negatif otokorelasyon durumunda tam tersi olarak yüksek değerler düşük değerlerce, düşük değerlerde yüksek değerlerce kümelenme eğilimindedir (Gumprecht,2007: 10). Diğer bir ifadeyle değişkenin farklı değerleri arasında yakınlık söz konusudur. Tesadüfi değişkene ait yüksek veya düşük değerlerin olmaması ise mekânsal otokorelasyonun olmadığı şeklinde yorumlanmaktadır.

Mekânsal bağımlılık bu haliyle zaman serilerinde ve gecikmesi dağıtılmış modellerde ortaya çıkan ardışık korelasyona benzetilebilir (Anselin,1988: 9). Fakat zaman serilerinde bağımlılık tek yönlü iken; mekânsal bağımlılıkta gözlemler çok yönlü bir etkileşim içindedir. Diğer bir ifadeyle mekânsal otokorelasyonun söz konusu olması, uzaydaki herhangi bir i konumuna komşu olabilecek sınırsız sayıda muhtemel j konumu var demektir. Bu çok yönlülükte klasik ekonometrik yöntemlerin kullanımını sınırlamaktadır.

LeSage (1999) ve Zeren (2011) mekânsal otokorelasyonun neden kaynaklanabileceği konusuna ölçüm hatası ve dışlanmış değişken sorunu bağlamında açıklık getirmişlerdir. Veri toplama sürecinde ortaya çıkan bir takım kısıtlar veya hatalar sebebiyle toplanan bilgilerin gerçeği yansıtmaması ölçüm hatası olarak tanımlanmaktadır. Mekânlar arasındaki sosyal, demografik, ekonomik ilişkilerin ihmal edilerek modele katılmaması ise dışlanmış değişken sorunu olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu tür nedenlerle kaynaklanan mekânsal bağımlılığa, mekânsal heterojeniteye göre literatürde daha çok yer verilmektedir. Çünkü mekânsal heterojenite mekânsal yapı ile sağladığı bilgi sayesinde klasik ekonometrik yöntemlerle çözüme kavuşturulabilir. Bununla birlikte mekânsal otokorelasyonun ve mekânsal

heterojenliğin birlikte ortaya çıktığı durumlarda mevcuttur ve Anselin (2010) tarafından “ters problem” olarak adlandırılmaktadır.

Sonuç olarak yukarıda tanımlanan mekânsal etkiler analiz edilecek modele ya bağımsız değişken olarak yada hata terimine eklenerek farklı şekillerde dahil edilebilir. Modele dahil edilmesi ise W ile gösterilen mekânsal ağırlık matrisi suretiyle olmaktadır. Dolayısıyla mekânsal analizlerde mekânsal etkiler kadar mekânsal ağırlık matrisi de kritik öneme sahiptir.

1.4. Mekânsal Ağırlıklar

Mekânsal ekonometrik analizlerde konumlar arasındaki etkileşimin bir ölçüsü olarak mekânsal ağırlıklar kullanılır. Bu ağırlıklara göre mekânsal ekonometrik model oluşturulur ve model tahmin edilir. Bu sebeple belirli kriterlere göre tanımlanan bir bölgenin diğer bölgelerle olan komşuluğu mekânsal analizlerin en önemli noktasıdır.

Ağırlıklandırılmış mekânsal etkileşim $N \times N$ boyutlu pozitif ve simetrik bir matris yapısıyla modele dahil edilmektedir. Böylelikle matriste yer alan her bir satır ile sütunlardaki diğer bölgelerin komşulukları görülecektir. Örneğin i bölgesi ile j bölgesi komşu ise matriste bu iki elemanın kesişimi (w_{ij}) 1 değerini alacak; komşuluk ilişkisi yoksa da (w_{ij}) 0 değerini alacaktır. Diğer bir ifadeyle Cliff ve Ord (1973,1981) tarafından da ileri sürüldüğü gibi eğer i ve j bölgeleri ortak sınıra sahipse 1, ortak sınıra sahip değilse 0 değerini alacaktır.

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

Her bir bölgenin kendi ile olan komşuluğunu gösteren $w_{ii} - w_{jj}$ kesişimleri ile matris köşegenide 0 değerini almaktadır. Görülen bu mekânsal bağımlılık mekânsal gecikme operatörü ile analize dahil edilir. Mekânsal düzeltici olarak da adlandırabileceğimiz mekânsal gecikme operatörü, komşu bölgelerdeki tesadüfi değişkenlerin ağırlıklı ortalamasıdır (Anselin,2001: 313). Daha açık anlatımla mekânsal ağırlık matrisi ile tesadüfi değişkene ait gözlemler vektörünün çarpımıdır. j konumundaki tesadüfi değişken y için mekânsal gecikme,

$$L(y_j) = \sum_j w_{ij} y_j$$

şeklinde gösterilir (Anselin ve Bera,1998: 246). Diğer bir nokta ise yorumlamada kolaylık sağlması adına ağırlık matrisinin standartlaştırılmasıdır. Satır standartlaştırılması ile tüm birimlerin ağırlıkları 0-1 aralığında olur, bu da mekânsal gecikme operatörü olarak adlandırılan komşu bölgelerin ortalama değerini vermektedir (Ullah ve Giles'ten aktaran Erer, 2014).

Bölgelerin komşuluğu coğrafi konumlarına veya komşuluğun yapısına bağlı olarak sosyo-ekonomik kriterlerce ağırlıklandırılabilir. Coğrafi konuma göre oluşturulabilecek ağırlık matrisi elemanları ise sınırdaşlığa ve uzaklığa göre iki yöntemle oluşturulur (Anselin,1988; Anselin ve Bera,1998; LeSage ve Pace,2009). Hangi yöntemin tercih edileceği ise ele alınan konuya göre araştırmacı tarafından belirlenir ve dışsal olarak hazırlanan ağırlık matrisi modele dahil edilir.

1.4.1. Sınırdaşlığa Bağlı Ağırlıklandırma

Mekânsal birimler arasındaki ilişkinin harita üzerinde ayırt edilebilir sınırlar çizdiği varsayımı ile oluşturulur (Anselin,1988: 17). Buradaki mekânsal ilişki ortak bir sınırın/köşelerin paylaşıldığı komşuluk çeşididir. Dolayısıyla yaygın kullanımı iki değerli ağırlık matrisi şeklindedir, komşusu veya komşusu değil. Formel olarak ifade edilirse, $N(i)$ kümesi tüm birimlerin komşuluğunu göstermek üzere iki değerli ağırlık matrisinin elemanları;

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

kriterine göre belirlenir.

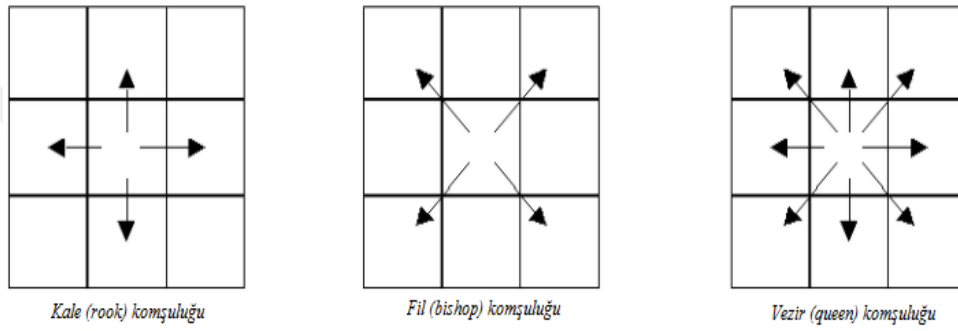
Bu tür sınırdaşlık için satranç tahtasındaki hareketler referans alınarak kale, fil ve vezir olmak üzere üç komşuluk tanımı geliştirilmiştir (Anselin,1988; 18).

Kale (rook) komşuluğu: $w_{ij} = 1$ ise, i ve j bölgeleri konumlandıkları alan itibariyle birbirlerine sağ,sol,üst ve alt taraftan ortak kenara sahipse komşudur. Dolayısıyla çapraz yönlere görülen komşuluk bu tanımlamaya dahil değildir ve matristeki karşılığı 0'dır.

Fil (bishop) komşuluğu: $w_{ij} = 1$ ise, i ve j bölgeleri kuzey doğu-batı, güney doğu-batı yönlerinde ortak bir köşe paylaşıyorsa sınırsal komşudur.

Vezir (queen) komşuluğu: i ve j bölgelerinin ortak bir kenarı ve köşeyi paylaştığı komşuluk türüdür, kale ve fil komşulukları bir arada görülmektedir.

Şekil 1.1: Sınırsal Komşuluk Çeşitleri



Kaynak, <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

Literatürde kale, fil ve vezir komşulukları kadar sık kullanılmamakla birlikte diğer bir komşuluk çeşiti de doğrusal komşuluktur. Bu komşuluğa sahip i ve j bölgeleri sağ veya sol taraftan birbiriyle kesişim içindedir (Viton,2010: 4).

1.4.2. Uzaklığa Bağlı Ağırlıklandırma

Mekânsal birimlerin ortak sınırının uzunluğuna veya birimlerin aralarındaki uzaklığa göre oluşturulur (Anselin,1988: 20). Coğrafyanın temel yasasında olduğu gibi, birimler arasındaki mekânsal etkileşim uzaklık arttıkça azalmaktadır (Darmofal, 2006: 9).

Genel gösterimiyle uzaklığa dayalı ağırlık matrisin uzaklık azalan fonksiyonu şu şekildedir,

$$w_{ij} = g(d_{ij})$$

Burada birimler arasındaki mesafe (d_{ij}) ile gösterilmektedir.

Coğrafi ağırlıklandırmanın bir çeşiti olan bu yaklaşım, iki gözlemin ters mesafe ile düzeltilen ortak sınırının mukayeseli uzunluğunu içeren Cliff-Ord ağırlığının genelleştirilmesidir. Cliff ve Ord ağırlığında iki gözlem arasındaki uzaklık öklid veya uygun bir metrik uzaklık yapısında olabilir (Cliff ve Ord,1981: 17).

$$w_{ij} = \frac{b_{ij}^{\beta}}{d_{ij}^{\alpha}}$$

şeklinde ifade edilir. β ve α parametrelerdir. b_{ij} , i 'nin çevresi boyunca i ve j birimleri arasındaki ortak paylaşılan sınırın payıdır; bu da b_{ij} , b_{ji} 'ye eşit olmak zorunda değil demektir (Anselin ve Bera,1998: 244).

Arbia (2006), birimler arasındaki komşuluk tanımlarına göre de uzaklık oluşturulabileceğinden bahsetmiştir. Literatürde en yaygın görülenleri kritik (eşik) değer ve en yakın k (kısa) komşuluklarıdır.

Kritik (eşik) değer komşuluğu: d^* , komşuluk tanımı için eşik değerdir. $0 \leq d_{ij} < d^*$ koşulunda, s_i ve s_j komşu olan konumlardır. Bu durumda W matrisinin elemanları şöyledir,

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

En yakın k komşuluğu: s_i konumu için k adedinde komşu konumu olsun. En kısa uzaklıkta yer alan komşu konumları ağırlık matrisinin elemanlarını oluşturur. Bu bağlamda s_j eğer s_i 'nin en yakınında yer alan komşu komunda ise $d_{ij} = \text{Min}(d_{ik})$ 'dir. k , teorik olarak belirlenen bir değer alır.

“Komşunun komşuları” yaklaşımı diyebileceğimiz bir başka komşuluk türü de ikinci derece komşuluklar içindir (Viton,2010: 5). Bu yaklaşıma göre i bölgesi ile komşuluk içinde bulunan j bölgesinin komşuları, i bölgesinin de komşuları olarak tanımlanmaktadır.

Teorik olarak alt yapısı sunulmaya çalışılan ve analizler için kritik önem taşıyan çeşitli ağırlık matris yapıları tanımlanmıştır. Fakat literatürde ele alınan model için uygunluğu ve seçilen matrisin gerçeği birebir ve doğru olarak yansıtıp yansıtmadığı noktasında eleştirilere maruz kalmaktadır. Bu yüzden Elhorst (2010), analiz edilecek konu kapsamında oluşturulabilecek olası farklı matris yapılarıyla da model tahminlerinin yapılmasını ve sonuçların güvenilirliğinin test edilmesini önermektedir. Farklı ağırlık matrislerinin karşılaştırılması noktasında ise en kolay yol, her birinin olabilirlik yöntemi ile uygunluğunu belirlemektir (Anselin,1992: 25).

1.4.3. Sosyo – Ekonomik Ölçütlere Bağlı Ağırlıklandırma

Analize dahil edilecek ağırlık matrisinin ele alınan konu kapsamında araştırmacı tarafından belirlenmesi farklı komşuluk tanımlamalarına olanak sağlamıştır. Bazen üzerinde çalışılan konunun içeriği coğrafyanın ötesinde olabilir yada ekonomik bir ölçüte göre değerlendirildiğinde daha iyi tahmin sonuçları elde edilebilir. Bu sebeple iktisadi alandaki çalışmalarda sosyo-ekonomik ölçütlerce oluşturulan ağırlıklandırmaların kullanımı tercih edilmektedir. Örneğin sosyo-ekonomik karakteristiği yansıtacak x değişkeni, kişi başına gelir veya etnik kökenli bir grubun toplam nüfus oranı olsun. Bu durumda ağırlıklar,

$$w_{ij} = \frac{1}{|x_i - x_j|}$$

ile oluşturulur (Anselin ve Bera,1998: 243).

1.5. Mekânsal Regresyon Modelleri

Klasik doğrusal regresyon modeli, mekânsal analizler için başlangıç ve kıyas modelidir. Mekânsal analize geçmeden önce ilk olarak mekânsal etkilerin bulunmadığı doğrusal regresyon modeli tahmin edilir. Ardından tahmin edilen model için mekânsal etkilerin varlığı test edilmekte ve mekânsal etkilerin varlığında söz konusu model genişletilmektedir. Literatürde bu süreç özelden genele yaklaşım olarak adlandırılmaktadır (Elhorst,2014: 7). Mekânsal ilişkilerin dahil edilmediği bu model şöyle gösterilebilir,

$$y = at_N + X\beta + \varepsilon$$

Burada t_n , $n \times 1$ boyutlu bağımlı değişken vektörü; β , $n \times k$ boyutlu açıklayıcı değişkenler vektörü; ε ise $n \times k$ boyutlu tesadüfi hata terimleri vektörüdür. Hata terimi klasik regresyon modeli varsayımlarını sağlamaktadır. Bu varsayımlar; ($E[\varepsilon_i] = 0$) beklenen değerinin tüm i 'ler için 0 olduğu varsayımı, hata terimlerinin bağımsız ve özdeş dağıldığı varsayımı, ($var[\varepsilon_i] = \sigma^2$) hata terimi varyansının tüm i 'ler için sabit olduğu varsayımı, ($E[\varepsilon_i \varepsilon_j] = E[\varepsilon_i] E[\varepsilon_j] = 0$ $i \neq j$) hata terimlerinin ilişkisiz olması varsayımdır (Fischer ve Wang,2011: 32).

Tanımlanan bu model üzerinden mekânsal etkilerin araştırılması ile analize devam edilir. Mekânsal etkilerin tespiti sapmasız ve tutarlı parametre tahmincileri için önem arz etmektedir. Aksi takdirde göz ardı edilen bağımlı değişken, açıklayıcı değişken ve hata terimi arasındaki olası mekânsal ilişki tanımlama hatası ile sonuçlanacaktır. Bu yüzden var olan mekânsal bağımlılık mutlaka modele yansıtılmalıdır.

Klasik doğrusal regresyon modellerinde mekânsal bağımlılık farklı iki model ile tanımlanmaktadır. Bu modellerden ilki bağımlı değişkendeki mekânsal korelasyonu, ikincisi de hata teriminde görülen mekânsal korelasyonu ifade etmektedir. Mekânsal ilişkinin varlığını ve gücünü araştırmak amacıyla genel bağımlılık yapısını ortaya koyan Mekânsal Gecikme Modelinde, mekânsal gecikme terimi bağımsız bir değişken olarak modelin sağ tarafında yer alır. Mekânsal Hata Modelinde ise söz konusu mekânsal bağımlılık, farklı mekânlarda gözlenen birimlerdeki hata terimlerinin ilişkili yapısını ($E[\varepsilon_i \varepsilon_j] \neq 0$) gösterir (Gülel,2013: 10). Mekânsal bağımlılığın tanımlandığı bu her iki model de, genel mekânsal model çerçevesinde genişletilmiştir.

Mekânlar arasındaki etkileşimin tüm etkilerinin dahil edildiği genel mekânsal model, yuvalanmış mekânsal model veya Manski modeli olarak adlandırılmaktadır. Manski (1993), mekândaki bir gözlemin neden diğer gözlemlerle bağımlılık içinde olduğunu açıklayan üç tür etkileşimden söz eder;

İçsel etkileşim : Mekânsal bir birim diğer mekânsal birim/birimler ile uyumlu hareket eğiliminde olabilir.

Dışsal etkileşim : Mekânsal birim, etkileşim halindeki diğer tüm birimlerin bağımsız açıklayıcı değişkenlerinin kararına benzer olarak karar alabilir.

Korelasyon etkisi : Etkileşim içindeki birimler, benzer çevresel özelliklere sahip oldukları için aynı şekilde davranma eğilimindedirler.

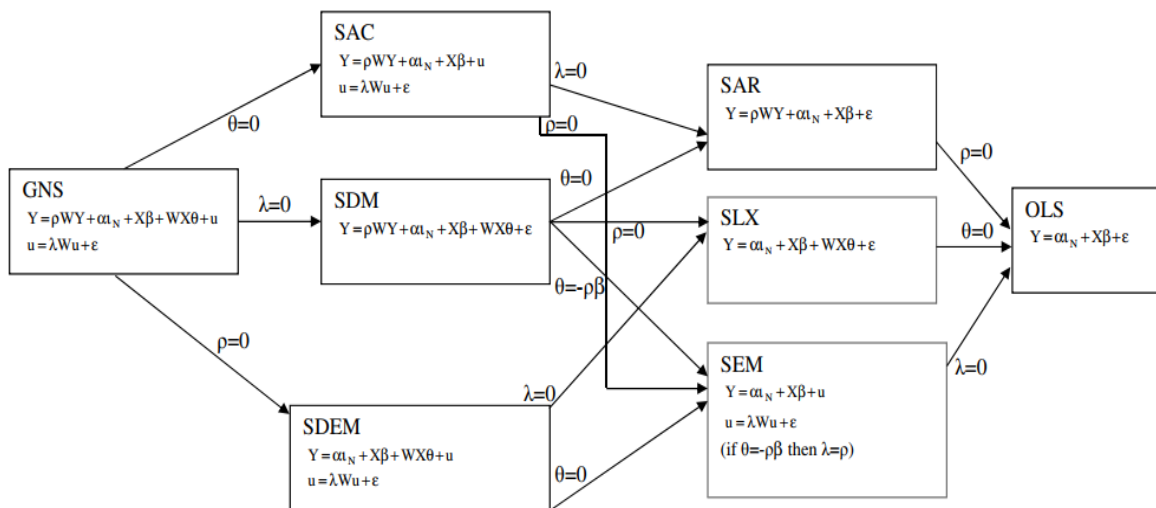
Bu üç etkileşimin etkilerini taşıyan genel mekânsal model,

$$Y = \rho WY + \alpha_N + X\beta + WX\theta + \mu$$

$$\mu = \lambda Wu + \varepsilon$$

şeklinde gösterilmektedir (Vega ve Elhorst,2013: 24). Burada içsel etkileşim etkisini WY , dışsal etkileşim etkisini WX ve son olarak hata terimleri arasındaki etkileşimi de Wu göstermektedir. Modeldeki ρ mekânsal otoregresif parametre olarak, λ mekânsal otoregresif katsayı olarak adlandırılır (Elhorst,2010: 11). $k \times 1$ boyutlu parametrelerin yanıt vektörü β ve θ iken, $n \times n$ boyutlu, pozitif ve örnek birimlerinin bağımlılık yapısını gösteren matris W 'dur (Vega ve Elhorst,2013: 5). Genel mekânsal modelin parametrelerine kısıt koyularak altı farklı mekânsal model oluşturulabilir (Elhorst,2014: 9). Şekil 1.2' de genel mekânsal modelden başlanarak kısıtlar altında mekânsal olmayan model yapısına kadar tüm modeller gösterilmektedir.

Şekil 1.2: Farklı Mekânsal Ekonometrik Modellerin Özelliklerinin Karşılaştırılması



Kaynak, Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, On Spatial Econometric Models, Spillover Effects, and W

Tümden gelim metodu ile söz konusu mekânsal modellerin detaylı sınıflandırması için Elhorst (2010,2014)'un çalışmalarına da bakılabilir. Burada karşılaştırılan altı mekânsal model içerisinde uygulamada daha çok mekânsal otokorelasyon modeli (SAC), mekânsal gecikme modeli (SAR) ve mekânsal hata modelinin (SEM) kullanıldığı görülmektedir (LeSage vd.,2007; Piras ve Arbia,2007; Elhorst,2010). Bununla birlikte Elhorst (2014) altı farklı mekânsal model içerisinde bazılarının gerek teorik gerek ampirik çalışmalar olsun ekonometri teorisyenleri tarafından çok az tercih edildiğini ifade etmekte ve mekânsal durbin hata modelini (SDEM) buna örnek göstermektedir. Tüm modeller içerisinde uygulanabilirlikleri nispeten daha fazla olduğundan SEM, SAR ve SAC modelleri tanıtılacaktır.

1.5.1. Mekânsal Gecikme Modeli (SAR Modeli)

Mekânsal gecikme modeli, i bölgesindeki bağımlı değişken Y 'nin mekânsal gecikmesinin bağımsız değişken olarak modelin sağ tarafına eklenmesi ile elde edilir. Başlangıçta Anselin (1988) tarafından mekânsal otoregresif model olarak adlandırılrsa da, LeSage ve Pace (2009)'in çalışmalarında kullandığı mekânsal gecikmeli model ismi daha yaygın olmuştur. Diğer bir ifade şekli ile 1.dereceden mekânsal otoregresif model yapısı şu şekildedir (Fischer ve Wang,2011: 33),

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

Burada W_{ij} ; $n \times n$ boyutunda, tüm değerleri dışsal ve pozitif olan mekânsal ağırlık matrisidir. Ayrıca satır stokastik olduğu kabul edilir yani satır toplamı 1'e eşit standartlaştırılmış matris yapısındadır. Mekânsal otoregresif katsayı olarak adlandırılan ρ ise mekânsal bağımlılığın ölçüsüdür ve gözlemler arasındaki komşuluğun derecesini gösterir. ρ 'nun değeri W matrisinin en küçük ve en büyük özdeğerleri aralığında tanımlanmaktadır. Satır standartlaştırılması yapılmış ağırlık matrisinin en küçük özdeğeri $-1 \leq w_{min} < 0$ ve en büyük özdeğeri $w_{max} = 1$ olduğu için ρ 'nun tanım aralığı $(-1,1)$ 'dir. Pozitif mekânsal bağımlılık halinde ρ 'nun tanım aralığı $[0, 1)$ olacaktır. Bu durumda birbiri ile benzer özelliklere sahip konumlar bir arada kümelenecektir. $\rho = 0$ durumunda ise, mekânsal bağımlılık söz konusu değildir ve model klasik regresyon modeli halini almaktadır.

Matris notasyonu ile ise,

$$Y = \rho WY + at_N + X\beta + \varepsilon$$

biçiminde gösterilir (Vega ve Elhorst,2013: 24). W , mekânsal ağırlık matrisinin birinci sıra sınır komşuluklarına dayandığını göstermektedir. W 'nin kuvvetinin artması ele alınan bölgedeki tüm gözlemlerin komşuluk derecelerinin artması şeklinde yorumlanır. Burada mekânsal gecikmeli bağımlı değişken WY ile de komşu bölgelerin ağırlıklı ortalama değeri eklenmiş olur. Komşulardaki ortalama değişim de i bölgesindeki bağımlı değişkeni ρ 'nin değerince etkileyecektir. Rey ve Montouri (1999), ABD'de bir eyaletin kişi başına gelir artışının, sadece kendi iç dinamiklerine bağlı olmadığını, komşu eyaletlerin kişi başına gelir düzeyinin de etkili olduğunu bu model yapısıyla incelemiştir. Fakat buradaki ilişki yapısı çift yönlüdür; yani i bölgesindeki bağımlı değişkenin değişimi de komşularına yansiyacaktır. Karşılıklı olarak toplam etkiyi artıran ve bölgelerin birbirini etkilediği içsel etkileşimden kaynaklanan bu ilişki yapısı Anselin (2003) tarafından “mekânsal çarpan” olarak adlandırılmaktadır.

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

Buradan Y 'nin beklenen değeri,

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

şeklindedir. $(I - \rho W)^{-1}$ ters matrisi mekânsal çarpanıdır. Yukarı da örnek üzerinden tanımlanmaya çalışılan mekânsal çarpan, komşu gözlemlerce belirlenen X değerlerinin doğrusal kombinasyonu ile tüm Y_i gözlemlerinin beklenen değerini içerir.

Mekânsal gecikmeli model oluşum şekli itibarıyla, i bölgesindeki bağımlı değişken Y 'nin mekânsal gecikmesinin bağımsız değişken olarak modelin sağ tarafına eklenmesi, içsellik sorununa yol açmaktadır. Klasik En Küçük Kareler yöntemi (EKK) ile tahmin edilmesi durumunda ise tutarsız ve sapmalı parametre tahminleriyle karşılaşılır. Bu sebeple tutarlı ve

sapmasız parametre tahminleri için mekânsal gecikme modeli Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GM) ve Maksimum Olabilirlik Yöntemi (ML) ile tahmin edilmektedir.

1.5.2. Mekânsal Hata Modeli (SEM Modeli)

Mekânsal etkileri analize dahil eden bir diğer model de, ölçme hataları sonucu regresyonun hata teriminde görülen bağımlılığı dikkate alan mekânsal hata modelidir. Ward ve Gleditsch (2007)'e göre eğer i bölgesindeki bağımlı değişken Y 'nin, direkt olarak komşuların Y değerleriyle ilişkisi yoksa ve buna rağmen mekânsal ilişkilerin oluşturduğu bir otokorelasyondan söz ediliyorsa mekânsal hata modeli tercih edilmelidir. 1. dereceden mekânsal otoregresif model yapısı,

$$\mu_i = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \mu_j + \varepsilon_i$$

şeklinde gösterilmektedir (Fischer ve Wang,2011: 34). Burada μ_i , bağımsız ve özdeş dağılan hata terimidir. Matris notasyonu ile formüle edilirse,

$$\mu = \lambda W \mu + \varepsilon$$

şeklinde gösterilir. λ , söz konusu konumun hata terimiyle komşu konumlara ait hata terimleri arasındaki mekânsal bağımlılığın ölçümüdür. Genellikle $|\lambda| < 1$ olarak kabul edilir. μ için eşitlik formülasyonu,

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

olarak elde edilir. Bu eşitliğin regresyon modeline dahil edilmesiyle mekânsal hata modeline ulaşılır. Bu haliyle mekânsal hata modeli gösterimi,

$$Y = at_N + X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon$$

şeklindedir (Vega ve Elhorst,2013: 24). $E[\varepsilon\varepsilon'] = \sigma^2 I$ olduğu için hata varyans kovaryans matrisi de aşağıdaki şekilde tanımlanır (Fischer ve Wang,2011: 34),

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

Elhorst (2014)'a göre mekânsal hata modelinde, mekânsal gecikme modeli gibi teorik anlamda konumsal ve/veya sosyal etkileşim süreci aranmaz. Modelleme aşamasında ihmal edilmiş değişkenin beraberinde mekânsal bağımlılığı getirdiğini ifade eder. Bu yönüyle, Manski (1993) tarafından ortaya konan korelasyon etkisine maruz kalırlar; etkileşim içindeki birimlerin aynı grupta yer alması ile benzer davranma eğilimindedirler. Mekânsal hata modelinin tahmini için Kelejian ve Prucha (1999)'ın önerisi ile Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GM) ve Maksimum Olabilirlik Yöntemi (ML) kullanılır. Büyük örneklerde Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi daha iyi sonuç vermektedir (Gülel,2013: 13).

1.5.3. Genel Mekânsal Model (SAC Modeli)

Mekânsal gecikmeli bağımlı değişken ile mekânsal otoregresif hata terimi içeren model yapısındadır (Vega ve Elhorst,2013: 2). LeSage ve Pace (2009) tarafından SAC modeli olarak tanımlanmıştır. Genel mekânsal modelin gösterimi,

$$Y = \rho WY + at_N + X\beta + \mu$$

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon$$

şeklindedir (Vega ve Elhorst,2013: 24).

İKİNCİ BÖLÜM

PANEL VERİ MODELLERİ

Yatay kesit verilerde dinamik analiz imkanı sağlaması panel verileri tercih sebebi yapmaktadır. Bu bölümde panel veri modellerine giriş yapmakla beraber, katsayıların birimlere ve/veya zamana göre değişip değişmediğine bağlı olarak sunulan alternatif modellere yer verilecektir. Bölüm sonunda ise söz konusu panel veri modelleri için geliştirilen tahmin yöntemleri ve uygun model seçimi için kullanılan testler aktarılacaktır.

2.1. Panel Veri Analizi

Ekonometrik araştırmaların başlangıç için en önemli aşaması değişkenlere ait verilerin elde edilmesidir. Bununla birlikte kullanılacak model için doğru ve araştırılacak konu için uygun verinin bulunabilmesi de tahmin sonuçlarının güvenilirliğini etkilemektedir. Bu veriler yatay kesit, farklı frekanslarda zaman serisi ve her iki veri yapısını da içerisinde barındıran panel verilerdir.

Yatay kesit verilerde dinamik analiz imkanını yaratan panel verilerle ilk olarak, Hildreth (1950), Kuh (1959), Grunfeld ve Griliches (1960), Zellner (1962), Balestra ve Nerlove (1966) ve Swamy (1970) tarafından sunulan çalışmalarda karşılaşmaktayız (Tatoğlu,2012: 3). Bununla beraber ekonomik araştırmalarda giderek daha fazla kullanılmaktadır. İyi bilinen panel veri setlerinden bazıları (Gujarati,2004: 640),

- Michigan Üniversitesi'nde Sosyal Araştırma Enstitüsü tarafından yürütülen *Gelir Dinamiklerinin Panel Çalışması (PSID)*'dir. Enstitü 1968'den beri her yıl çeşitli sosyo-ekonomik ve demografik değişkenler hakkında yaklaşık 5000 ailye ilişkin veriler toplar.
- Ticaret Bakanlığı'nın Sayım Bürosu, *Gelir ve Program Katılımı Anketi (SIPP)* adı altında PSID'e benzer bir anket gerçekleştirmektedir. Yılda dört kez olmak üzere, anket katılımcılarına ekonomik durumları hakkında röportaj yapmaktadır.

Bu çalışmaların dışında çeşitli devlet kurumları tarafından yürütülen birçok anket daha bulunmaktadır.

Panel veri ile bireyler, hanehalkları, firmalar ve ülkeler gibi birimlere ait yatay kesit gözlemleri belirli bir zaman aralığı içinde bir araya getirilmektedir (Baltagi,2005: 12). Böylelikle hem birimde hemde zamanda meydana gelen değişimler gözlenebilir. Herhangi bir zaman dönemine ilişkin toplanan değerler panel veri için kesit boyutunu ifade ederken, zaman içerisinde gözlenen değerler panel veri için zaman boyutunu ifade etmektedir. Diğer bir ifadeyle, panel veri modelleri N tane birime ve bu birimlere karşılık gelen T adet gözleme sahiptir. Örnekleme yer alan birimlerin tüm zamanlar için değerleri gözleniyorsa bu tür dengeli panel olarak adlandırılmaktadır. Eğer panel veri setinde birimlere zaman boyutunda eksik gözlemler karşılık geliyorsa dengesiz panel söz konusudur (Wooldridge,2009: 488).

2.2. Panel Veri Modellerinin Avantaj ve Dezavantajları

Panel veriler, yatay kesit ve zaman serisi verisi olmak üzere her iki veri türüne de hakim olduğundan, bu tür verilerin ayrı kullanımına kıyasla daha elverişlidir. Panel verilerin sağladığı üstünlükleri Hsiao (2003,2007) ve Baltagi (2005) şu şekilde ifade etmişlerdir,

- En başta panel verilerin kullanımı, gözlem sayısındaki artışla beraber serbestlik derecesini artırması ve açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı problemini azaltması ile daha etkin tahminlere olanak sağlamaktadır (Hsiao,2003: 3).
- Yatay kesit ve zaman serisi analizlerinde birimlerin heterojenliği kontrol edilememektedir. Panel veri ise birimlerin heterojen olduğunu varsaymakla birlikte heterojenlik temel araştırma konularından biridir.
- Zaman serisi veya yatay kesit verilerine göre karmaşık insan davranışları için daha büyük model yapılarının kurulmasına imkan tanımaktadır (Hsiao,2007: 3).
- Dinamik ilişkilerin ortaya konması adına ilk akla gelen veri türü zaman serileri olmasına karşın seriyi oluşturan değişkenin şimdiki ve geçmiş değerleri arasındaki görülebilecek doğrusal bağlantı durumu belli kısıtlamaları getirir. Panel verilerin birimler arasındaki farklılık ile bunun önüne geçmesi dinamik uyarlamalar için daha uygun olmuştur.
- Durağan olmayan zaman serisi analizlerinde büyük örneklem için En Küçük Kareler ve/veya En Çok Olabilirlik tahmin edicileri normal dağılıma sahip değildir. Panel veri analizlerinde ise tahminciler asimptotik olarak normal dağılmaktadır (Baltagi,2005: 4-6).

- İhmal edilmiş değişkenlerin yol açabileceği etkilerin kontrolünü sağlar (Baltagi,2005: 4).
- Panel verinin en az iki boyutu içermesi tahmin sürecinin zorlu olacağını düşündürse de, aksine istatistiksel ve ekonometrik hesaplamaları kolaylaştırmaktadır.

Panel veri kullanımının sağladığı üstünlüklerin yanında getirdiği bir takım dezavantajlar da mevcuttur. Yaygın olarak bu dezavantajların başında veri toplama problemleri, ölçüm hataları ve kısa zaman boyutu gelmektedir,

- Verilerin toplanması ve düzenlenmesi sürecinde yaşanan aksaklıklar panel verilerin ana kütleyi temsiliyetini zayıflatmaktadır. Hedeflenen kitleye ulaşamama, görüşmeyi yapan kişinin hatası yada katılımcıların eksik cevapları, görüşme sıklıkları gibi aksaklıklar örnek verilebilir (Baltagi,2005: 7).
- Karşılaşma olasılığı nispeten daha yüksek olan diğer bir problemde ölçüm hatalarıdır. Görüşmecinin sorularının açık ve anlaşılır olmaması halinde yanlış cevapların alınması, dil farklılığı nedeniyle iletişimde yaşanabilecek kopukluklar ve beraberinde çeviri hataları, görüşmecinin katılımcılar üzerindeki etkisi gibi durumlar ölçüm hatalarına kaynaklık etmektedir.
- Genel olarak mikro panel verilerde birim boyutu zaman boyutuna göre daha uzundur (Baltagi,2005: 8). Bu da asimptotik özelliklerin fazlaca olan birim sayısına bağlı olduğunu göstermektedir. Doğrusal olmayan panel veri modelleri için zaman boyutunun kısalığı ise çözülmesi zor bir hal almaktadır. Zaman boyutunun artırılması yoluna gidildiğinde de hem verilerin yıpranma payı artmakta hemde özellikle sınırlı nitel bağımlı değişkenli modellerin hesaplanması güçleşmektedir (Baltagi,2005: 6-7). Verilerin yıpranma payının artması sonucu ortaya çıkacak sapmayı azaltmak için Rotating ve Pseudo panellerden yararlanılabilmektedir. Aynı zamanda yıpranmanın söz konusu olduğu modeller için de uygun tahmin yöntemi olarak maksimum olabilirlik yöntemi önerilmektedir.
- Özellikle dinamik panel veri modellerinde görülen yatay kesit ve zaman boyutunda birimlerin heterojenliği göz ardı edildiğinde tutarsız tahminler ve olası yanlış çıkarımlar söz konusu olmaktadır. Bu durumda Pretesting ve Stein-Rule yöntemleri ile Tesadüfi katsayı, Kalman filtresi ve Bayesian model seçim yaklaşımları kullanılabilmektedir (Matyas ve Sevestre,1996: 307).

2.3. Panel Veri Modelleri

N tane birim ve her birime karşılık gelen T adet gözlemin birlikte ele alınması panel verileri, panel veriler ile kurulan regresyon modelleri de panel veri modellerini oluşturmaktadır. Doğrusal bir panel veri modeli genel olarak şu şekildedir,

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} x_{kit} + \mu_{it}$$

Burada, $i = 1, 2, \dots, N$ tane birim ve $t = 1, 2, \dots, T$ tane zaman dönemi olmak üzere, panelin hacmi $N \times T$ 'dir.

y_{it} = i 'inci birimin t zamanındaki bağımlı değişken değerini,

x_{kit} = i 'inci birimin t zamanındaki k 'inci tesadüfi olmayan açıklayıcı değişken değerini,

μ_{it} = sıfır ortalama $E(\mu_{it}) = 0$ ve sabit varyanslı $E(\mu_{it}^2) = \sigma_{\mu}^2$ stokastik hata terimini,

β_{kit} ise bilinmeyen katsayıları ifade etmektedir.

Panel veri modelleri, katsayıların birimlere ve/veya zamana göre değişip değişmediğine bağlı olarak alternatif modeller sunmaktadır,

- Sabit ve eğim katsayısı olmak üzere bütün katsayıların sabit olduğu yani birimlere ve/veya zamana göre değişmediği model;

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_{it}$$

şeklinde ve *Klasik Model* olarak adlandırılmaktadır. En kısıtlı model olarakta bilinmektedir (Cameron ve Triverdi, 2005: 699).

- Eğim katsayıları sabit iken sabit katsayının birimlere göre değişken olduğu model;

$$y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_{it}$$

şeklinde ve *Birim Etkiler Modeli* olarak adlandırılmaktadır.

- Eğim katsayıları sabit iken sabit katsayının hem birimlere hem zamana göre değişken olduğu model;

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_{it}$$

şeklindedir ve *Birim ve Zaman Etkileri Modeli* olarak adlandırılmaktadır.

- Bütün katsayıların birimlere göre değiştiği, zamana göre sabit kaldığı model;

$$y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_{ki} x_{kit} + \mu_{it}$$

şeklindedir.

- Sabit ve eğim katsayısı olmak üzere bütün katsayıların birimlere ve zamana göre değiştiği model;

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} x_{kit} + \mu_{it}$$

şeklindedir (Hsiao,2014: 15).

2.3.1. Klasik Model

Başlangıç modeli olarak nitelendirebileceğimiz klasik model, yukarıda da belirtildiği gibi sabit ve eğim katsayısı olmak üzere bütün katsayıların sabit olduğu model yapısındadır. Katsayıların birimlere ve/veya zamana göre değişmemesi tüm gözlemlerin aynı anakütleyi temsil etmesi sonucuna götürmektedir ve gözlemler tam homojenlik varsayımını sağlamaktadır. Klasik model;

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_{it}$$

şeklinde ifade edilebilir. Klasik model en küçük kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmektedir. Ancak doğrusal panel veri modeline ait hata teriminin $\mu_{it} =$ sıfır ortalama $E(\mu_{it}) = 0$ ve sabit varyanslı $E(\mu_{it}^2) = \sigma_\mu^2$ stokastik olması varsayımının sağlanamadığı

durumlarda genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) yöntemi ile tahmini, EKK tahmincilerine göre daha etkin olacaktır (Ün,2007: 9).

Klasik model üzerinden hareket ederek sadece birimlerde, sadece zamanda veya eşanlı olarak birimlerde ve zamanda değişime izin veren, gözlemlerin tam homojenlik varsayımını reddeden panel veri yapıları elde edilebilir (Hsiao,2005: 27). Söz konusu değişimin ele alınış şekline göre panel veri yapısı sabit etkili veya tesadüfi etkili modeller olarak isimlendirilir.

2.3.2. Sabit Etkili Modeller

Panel veri modellerinde gözlenen birimlere ve/veya zamana göre oluşan değişimlerin sabit katsayıda ortaya çıkardığı farklılığı dikkate alan modellerdir. Bu modellerde, eğim katsayısı tüm kesit birimler için aynıdır. Sabit katsayıdaki söz konusu değişimlerin modele dahil edilmesiyle “Kukla Değişkenli Model” veya “Kovaryans Modeli” kullanılmaktadır.

Sabit etkili modeller yalnızca birimlere veya yalnızca zamana göre değişimi ele alıyorsa “Tek Faktörlü Sabit Etkili Model”, hem birimlere hemde zamana göre değişimi ele alıyorsa “İki Faktörlü Sabit Etkili Model” olarak isimlendirilirler (Gürüş,2015: 13).

2.3.2.1. Birim Sabit Etkili Modeller

Birim etki, birimlere bağlı ancak zaman döneminden bağımsız bir parametre ile modele dahil edilmektedir. Birimlere bağlı bu etki sabit etkili modellerde, modelin sabit katsayısı üzerinden ifade edilmektedir. Modelin sabit katsayısı birimden birime değişirken, modelin değişken katsayıları ise birim ve zamandan bağımsız, sabittir (Matyas,1996;Greene,1997). Geçerli model aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$y_{it} = (\bar{a}_1 + \mu_i)e + \sum_{k=2}^K a_k x_{kit} + \varepsilon_t$$

Burada,

\bar{a}_1 = tüm birimlere ait sabit katsayıların ortalamasını

μ_i = i 'inci birime ait sabit katsayısının sabit katsayı ortalaması farkını

$\bar{a}_1 + \mu_i$ = i 'inci birimin tahmini sabit katsayı değerini temsil etmektedir.

Modelin hata teriminin ise sıfır ortalama ve sabit varyans ile bağımsız ve özdeş dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır ($\varepsilon_{it} \sim ud(0, \sigma_\varepsilon^2)$). Diğer bir varsayım modelin hata teriminin açıklayıcı değişkenlerle ilişkisiz olduğu görülürken, birim etki ile açıklayıcı değişkenler arasında ilişki görülebileceğidir (Tatoğlu,2012: 80). Bu varsayımlar ile en küçük kareler tahmincisi (EKK) en iyi doğrusal sapmasız tahminciyi vermektedir.

2.3.2.2. Birim ve Zaman Sabit Etkili Modeller

Sabit etkili modelde, sabit katsayının birim ve zaman olmak üzere her iki etkiyi de içinde barındırdığı model yapısıdır. Birim etkili modelde olduğu gibi birim ve zaman bazında görülen farklılaşma modelin sabit katsayısı üzerinden ifade edilmektedir. Modelin değişken katsayıları ise birim ve zamandan bağımsızdır. Buradan hareketle model;

$$y_{it} = (\bar{a}_1 + \mu)e + \theta_t + \sum_{k=2}^K a_k x_{kit} + \varepsilon_t$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Birim etkili modelde söz konusu olan varsayımlar bu model yapısı içinde geçerlidir. Yani modelin genel hata terimi sıfır ortalama ve sabit varyans ile bağımsız ve özdeş dağılıma sahiptir. Modelin hata teriminin açıklayıcı değişkenlerle korelasyonsuz olduğu kabul edilirken, birim etki ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyona izin verilmektedir. Ancak burada birim ve zaman yönünde görülen farklılık iki farklı kukla değişken ile ifade edileceğinden, kukla değişkenler arasında görülen korelasyon diğer bir ifadeyle çoklu doğrusal bağlantı belirlenme problemine neden olacaktır. Bu da μ ve θ olmak üzere katsayıların tek tek tahminine izin vermemektedir (Hsiao,2005: 53). Tahminin yapılabilmesi birim ve zamanla ilişkili kukla değişkenlerin herhangi birinin ihmali şartına bağlıdır (Matyas ve Sevestre,1996: 39).

2.3.3. Tesadüfi Etkili Modeller

Modelde var olan birim ve/veya zaman etkileri modele dahil etmenin diğer bir yolu, hata teriminin (ε_{it}) bileşeni olarak ele almaktır. Hata teriminin bir parçası olarak ele alınması ile, modele dahil edilemeyen dolayısıyla model dışında kalan faktörlerin de etkisini içeriyor olmaktadır. Böylece gözlemlenemeyen etkilerin kontrolü sağlanmaktadır (Ün,2007: 16). Örnekleme sürecinin bir sonucu olan tesadüfi etkiler modelinde etkileri temsil eden katsayılar

sabit etkili modelin aksine parametre olarak değil, tesadüfi bir değişken olarak modelde yer almaktadır. Ayrıca sabit etkili modelde parametre sayısının fazla olması serbestlik derecesinde düşme meydana getirirken, tesadüfi etkili modellerde bu düşüş gerçekleşmemektedir (Baltagi, 1995: 13).

2.3.3.1. Birim Tesadüfi Etkili Modeller

Panel veri modelinde tesadüfi örnekleme süreci sonucunda olası birim ve/veya zaman etkileri modelin sadece sabit parametresinde değişim yaratıyorsa birim tesadüfi etkili modeller adını almaktadır. Literatürde “Hata Bileşenleri Modeli” olarak adlandırılmaktadır (Erlat,1997: 13). Modelde hata terimi;

$$\mu_{it} = a_i + \varepsilon_{it}$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada a_i birimler arası tesadüfi farkı göstermektedir. Panel veri modeli ise;

$$y_{it} = \phi_i + a_{1it} x_{1it} + \dots + a_{kit} x_{kit} + \mu_{it}$$

$$\phi_i = \bar{\phi} + a_i$$

şeklinde yazılabilir. Birimden birime farklılığı yansıtan birim etki hata teriminin bileşeni olarak kabul edildiğinden, hata terimi ile açıklayıcı değişkenlerin ilişkisizliği varsayımı birim etki içinde geçerli olmaktadır. Yani tesadüfi etkili modellerde birim etki ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon görülemez. Bununla birlikte, tıpkı hata terimi gibi birim etki de sıfır ortalama ve sabit varyans ile bağımsız ve özdeş dağılmaktadır (Matyas ve Sevestre,1996: 51).

2.3.3.2. Birim ve Zaman Tesadüfi Etkili Modeller

Hata teriminin bir bileşeni olarak ele alınan birim ve zaman etkilerinin birlikte görüldüğü model yapısıdır. Modelde birim ve zamanda değişim gösteren iki yönlü etki tesadüfi özelliktedir.

$$y_{it} = \phi_{it} + a_{1it} x_{1it} + \dots + a_{kit} x_{kit} + \mu_{it}$$

$$\phi_{it} = \lambda_t + a_i + \bar{\phi}$$

Burada birim tesadüfi etki modelindeki hata terimi bileşenine ek olarak zaman içindeki tesadüfi değişimler de (λ_t) ilave edilmiştir. Yine birim tesadüfi etki modelinde geçerli olan hata teriminin açıklayıcı değişkenlerle olan ilişkisizliği varsayımı bu model yapısı içinde geçerlidir.

İki yönlü hata bileşeni modeli;

$$\mu_{it} = a_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

şeklinde gösterilebilir. Gözlenemeyen hata terimi, birim etki ve zaman etkisi değişkeni sıfır ortalama ve sabit varyans ile bağımsız ve özdeş dağılmaktadır; $\varepsilon_{it} \sim ud(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $\lambda_t \sim ud(0, \sigma_\lambda^2)$, $a_i \sim ud(0, \sigma_a^2)$.

2.4. Panel Veri Modelleri Tahmini

Bir önceki başlıkta genel hatları ile tanıttığımız panel veri modellerinin tahmini için kullanılan çok sayıda tahmin yöntemi bulunmaktadır. Her bir model taşıdığı özellikler doğrultusunda birbirinden farklılaşmaktadır. Dolayısıyla sağladıkları varsayımlar ile nitelendirilen her bir modelin tahmini de farklı olacaktır. Bu başlık altında her bir model için uygun tahmin yönteminin seçimine öncelik verilerek, uygulamada yaygın olarak kullanılan tahmin yöntemlerine değinilecektir.

2.4.1. Havuzlanmış En Küçük Kareler Yöntemi

Panel veri modelinde yer alan sabit ve eğim parametrelerinin birimlere ve/veya zamana göre değişmediği varsayımı altında kullanılan tahmin yöntemidir. Bu modeller birimlerin kendine özgü özellikleri ile veya zaman boyutunda farklılık yaratmaması ile homojen bir yapı gösterirler. Katsayıların birimlere ve/veya zamana göre değişmediği klasik model;

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_{it}$$

şeklinde ifade edilebilir. Matris notasyonu ise;

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

şeklinde. Notasyonda yer alan β sabit ve eğim katsayısının bileşimi ile ifade edilen katsayılar vektörüdür ve toplam hata karenin $(\sum (Y_i - \hat{Y})^2)$ minimize edilmesi ile çözümlenir.

Havuzlanmış En Küçük Kareler (POLS) yönteminin uygulanması ile;

$$\hat{\beta}_{POLS} = (X'X)^{-1}(X'Y)$$

sonucu elde edilir (Greene,2008: 186). Tahmin edilen parametrelerin “En İyi Doğrusal Sapmasız Tahminci” (BLUE) özelliğini taşımaları noktasında sağlamaları gereken varsayımlar bulunmaktadır;

- Hata terimleri açıklayıcı değişkenler ile ilişkili değildir ($E(\varepsilon_i/x_{1i}, \dots, x_{ki}) = 0$).
- Hata terimleri homoskedastiktir ($Var(\varepsilon_i/x_{1i}, \dots, x_{ki}) = \sigma^2$).
- Hata terimlerinde otokorelasyon yoktur ($Cor(\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}/x_{it} x_{is}) = 0 ; t \neq s$).
- Hata terimleri, sıfır ortalama ve sabit varyans ile normal dağılım göstermektedir ($\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$).

2.4.2. Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi

Klasik modeli temel alarak ve genişleterek sadece birimlerde, sadece zamanda veya eşanlı olarak birimlerde ve zamanda değişime izin veren panel veri yapılarının elde edilebileceğine yer vermiştik. Bu tür panel veri yapılarının tahmini için varsayımların tanımlanmasına göre yöntemler mevcuttur. Birimler arası farklılığa yer veren sabit etkili panel veri modellerinde her bir birim kukla (gölge) değişkenle temsil edilmektedir. Temsili kuklalar zamana göre sabittir, birim etkiyi içermesi dolayısıyla da sabit bir parametre olarak tahmin edilmektedirler. Ancak tahmin aşamasına geçmeden önce modele eklenecek kukla sayısının belirlenmesi önem arz etmektedir. Genel olarak N yatay kesit birimli ve T zaman periyotlu sabit etkili bir modelde, birim etkilerin modele dahil edilmesi $(N - 1) + (T - 1)$ kukla değişken ile gerçekleşir (Kennedy,1998: 227).

Birim etkileri temsil eden kukla değişkenlerin dahil edildiği panel veri yapısı;

$$Y_{it} = a_1 + \sum_{i=2}^N a_i D_i + \sum_{j=1}^k X_{jit} \beta_j + \varepsilon_{it}$$

şeklinde oluşturulabilir. Burada D_i her bir birim için tanımlanacak kukla değişkendir. Örneğin i. birim için $D_i = 1$, diğer birimler için $D_i = 0$ 'dır. a_i 'ler ise kukla değişken katsayılarıdır. Her birimin etkisi a_i 'ler tarafından belirlenmekte ve incelenen birim dışında kalan diğer birimlerden farklılığını ortaya koymaktadır. Diğer bir nokta modelin hata teriminin sağlaması gereken varsayımlardır; eğer modelin hata terimi sıfır ortalama ve sabit varyans ile bağımsız ve özdeş dağılım gösteriyorsa $\varepsilon_{it} \sim ud(0, \sigma_\varepsilon^2)$ kukla değişkenli en küçük kareler tahmincisi sapmasız olacaktır.

Birim etkili model örneği üzerinden aktarılan söz konusu model yapısı ve özellikleri zaman etkileri taşıyan model için de geçerli olmaktadır. Zaman etkileri içeren modellerde, her bir zaman periyodu için birbirinden bağımsız kukla eklenerek tahmin yapılır. Birimde ve zamanda olmak üzere etkilerin gösterimini kukla değişkenler ile çözümlen LSDV yönteminin uygulanması kolaydır; birim sayısı kadar sabit katsayı mevcut olacaktır (Güriş,2015: 27). Modelin özü itibariyle kukla değişkenlere yer vermesi birimsel farklılığı çıkarsaması yanında sabit varyans varsayımında görülecek olası sapmaları da kontrol altına alır. Bununla birlikte LSDV tahmincisi birim sayısı arttıkça dezavantajlı olmaktadır; şöyle ki birim sayısı kadar kukla değişken eklenmesi, birim sayısının çokluğu durumunda serbestlik derecesini düşürecektir.

2.4.3. İlk Farklar Yöntemi

Birim sayısı arttıkça her bir birim için modele ilave edilen kukla değişken sayısı ve sonucunda sayıca çokluğu serbestlik derecesinde düşüşe neden olacağı ifade edilmişti. Bununla birlikte kukla değişkenlerin fazlalığı sonuçların yorumlanmasını da güçleştirebilir (Güriş,2015: 28). Bu sebepler alternatif tahmin yöntemlerinin seçimine olanak vermiştir ve bu yöntemlerden biri ilk farklar (first differences) yöntemidir. Adından da anlaşılacağı üzere bu yöntem modeldeki değişkenlerin her bir değerinin, bir önceki zaman dönemine ilişkin değerinden çıkarılması ile yani ilk farklarının alınması ile çözümlenir. Kısıtsız model (birim ve zaman etkili) üzerinden ifade etmek istersek;

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + v_{it} + \mu_i$$

ve v_{it} birim ve zaman, μ_i birim etkiyi göstermek üzere bir önceki fark alınırsa;

$$-Y_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{1t-1} + v_{it-1} + \mu_i$$

$$(Y_{it} - Y_{it-1}) = 0 + \beta_1(X_{it} - X_{it-1}) + v_{it} - v_{it-1} + \mu_i$$

olur;

$$(Y_{it} - Y_{it-1}) = \beta_1(X_{it} - X_{it-1}) + v_{it} - v_{it-1}$$

ifadesi kalacaktır.

$$\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-1}$$

$$\Delta X_{it} = X_{it} - X_{it-1}$$

$$\Delta v_{it} = v_{it} - v_{it-1}$$

ile gerekli dönüşüm yapıldığında;

$$\Delta Y_{it} = \Delta X_{it}\beta + \Delta v_{it}$$

modelini elde ederiz (Wooldridge,2002: 279). Görüldüğü üzere fark dönüşümü ile birlikte sabit katsayı ve birim etkisini temsil eden hata terimi modelden düşmüştür. Model dönüşümüyle birlikte bir sonraki aşama EKK yöntemi ile tahmin etmektir. Modelde X_{it} ile v_{it} arasında korelasyon yoktur. Hata terimi homoskedastik özelliktedir ve otokorelasyon içermemektedir (Wooldridge,2002: 281).

2.4.4. Grup İçi Tahmin Yöntemi

Grup içi tahmin yöntemi (Within Estimate Method) esas itibariyle ilk farklar yöntemine benzemektedir. İlk farklar yöntemi gibi dönüşüm gerektirmekte ancak dönüşümün içeriği bakımından farklılaşmaktadır. Yukarıda aktarıldığı üzere ilk farklar yönteminde değişkenlerin bir önceki zamana göre farkı alınmaktaydı; bu yöntemde ise değişkenlerin tüm zamanlara göre ortalamasından farkı alınmaktadır (Hsiao,2002: 194). Birimsel farklılığın sabit katsayı üzerinden ifade edildiği model yapısı;

$$y_{it} = \bar{\beta}_1 + \mu_i + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_{it}$$

şeklindedir. $\bar{y}_i = \sum_{t=1}^T y_{it} / T$, $\bar{x}_{ki} = \sum_{t=1}^T x_{kit} / T$ olarak tanımlanmak üzere zamana göre ortalamadan farkı;

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = - \sum_{k=2}^K \beta_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + \mu_i - \frac{\sum_{t=1}^T \mu_{it}}{T}$$

haliyle elde edilmektedir. İlk farklar yönteminde olduğu gibi fark alma işlemi sonucu sabit katsayı ve birim etkisini temsil eden hata terimi modelden düşmüştür. Model en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilir ve tahminciler “Sabit Etki Tahmincisi” yada “Grup İçi Tahmincisi” olarak isimlendirilirler (Güriş,2015: 30).

2.4.5. Gruplar Arası Tahmin Yöntemi

Gruplar arası tahmin yöntemi ile grup içi tahmin yöntemi birbirinin devamı niteliğindedir. Grup içi tahmin yöntemini her bir birim için zamana bağlı değişimler üzerinden açıklamıştık. Gruplar arası tahmin yöntemi ise birimler arasındaki değişim üzerinden açıklanmaktadır. Dolayısıyla grup içi tahmin yönteminde olduğu gibi bir dönüşüm gerektirmektedir ve bunun ilk aşaması da her bir gözlem için zamana göre birim ortalamasının elde edilmesidir. Örneğin modelimiz;

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + v_{it} + \mu_i$$

olsun. Ortalamalar ile elde edilmiş hali ise;

$$\bar{Y}_i = \beta_1 \bar{X}_i + \mu_i + \bar{v}_i$$

şeklinde olacaktır. Buradan hata terimini;

$$\mu_{it} = \mu_i + \bar{v}_i$$

ile gösterebiliriz. Modele en küçük kareler yönteminin uygulanması ile de katsayılar tahmin edilecektir. Ancak model tahmini ile birlikte, grup içi tahmin yönteminden farklı olarak burada dönüşüm sonucunda sabit katsayı ve birim etkisini temsil eden hata terimi modelden düşmemiştir. Bu sebeple açıklayıcı değişkenler ile birim etkiler arasında ilişkiye izin veren sabit etkili model yapısı için gruplar arası tahminci sapmalı ve tutarsız olacaktır. Bu ilişkinin yokluğu üzerine kurulan tesadüfi etkili model yapısı için ise gruplar arası tahminci tutarlıdır. Dolayısıyla bu noktada gruplar arası tahmin yönteminin tesadüfi etkili modeller için daha uygun olduğu sonucunu çıkarabiliriz (Hausman ve Taylor,1981: 1380).

2.4.6. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi

Tesadüfi etkili panel veri modelleri tahmini için uygun olan yöntemlerden biri de genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) yöntemidir. Tesadüfi etkili modeller bildiğimiz gibi açıklayıcı değişkenler ile birim etkilerin ilişkisiz olduğu varsayımına dayanır ve birim etkilere hata teriminin bir bileşeni olarak modelde yer verilir. Dolayısıyla tesadüfi etkili modele ait parametrelerin tahmini için hata teriminin varyans-kovaryans matrisinin bilinmesi önemlidir. Önemli olmasının bir diğer sebebi de hata teriminin yapısı değiştikçe tahminde kullanılacak varyans-kovaryans matrisinin de değişecek olmasıdır (Gürüş,2015: 31). Matrisi Ω ile gösterecek olursak, bu durumda (Ω_i) hata teriminin varyans-kovaryans matrisini temsil edecektir. Genelleştirilmiş EKK tahmincileri ise;

$$\hat{\beta}_{GLS} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}(X'\Omega^{-1}Y)$$

olarak tahmin edilecektir (Greene,2008: 202). Bu durumda matris gösterimi ile tahmincilerin varyansları;

$$Var(\hat{\beta}_{GLS}) = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}$$

şeklinde tahmin edilecektir. Genelleştirilmiş EKK yöntemi ile birlikte, tesadüfi etkili modellerde gerekli dönüşümler yapıldıktan sonra EKK yöntemi ile tahmin yapmakta mümkündür. Örneğin tek yönlü tesadüfi etkili model üzerinden hareket edersek, gerekli dönüşüm;

$$Y^* = Y_{it} - \theta\bar{Y}_i$$

$$X^* = X_{it} - \theta\bar{X}_i$$

olarak yapılır. Bu dönüşümü açıklamak üzere burada;

$$\theta = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\mu^2}}$$

dir. σ_ε^2 ölçülemeyen hata terimi varyansını, σ_μ^2 ise birim etki varyansını ifade etmektedir. Burada $\theta = 0$ için elde edilen tahminciler Havuzlanmış EKK tahmincilerine eş değer olurken,

$\theta = 1$ durumunda elde edilen tahminler ise Kukla Değişkenli EKK tahminleri ile aynı olacaktır (Cameron ve Trivedi,2005: 705).

Dönüşüm uygulanmış modelin en küçük kareler yöntemi ile parametre tahmini;

$$\hat{\beta}_{GLS} = (X^{*'} X^*)^{-1} (X^{*'} Y^*)$$

matrisi yardımıyla tahmin edilecektir.

2.4.7. Uygulanabilir Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi

Genelleştirilmiş EKK yöntemini açıklarken, tesadüfi etkili modele ait parametrelerin tahmini için hata teriminin varyans-kovaryans matrisinin bilinmesinin önemli olduğuna yer vermiştik. Çünkü söz konusu matris yapısının bilinmesi durumunda tahminler en iyi doğrusal sapmasız tahminci olma özelliğini koruyacaklardır. Ancak teorik geçerliliği olan bu varsayım, ölçülemeyen hata terimi ve birim etki varyansının belirlenememesi sebebiyle uygulamada her zaman karşılık bulamamaktadır. Dolayısıyla genelleştirilmiş EKK yöntemi ile tahmin yapmanın ilk koşulu varyans-kovaryans matrisinin belirlenmesidir. Varyans-kovaryans matrisinin tahmini ile birlikte genelleştirilmiş EKK yönteminin uygulanması sonucu elde edilen tahminler Uygulanabilir En Küçük Kareler (FGLS) tahminleri adını alırlar. Literatürde “Tesadüfi Etkiler Tahmincisi” olarakta anılmaktadırlar (Verbeek,2004: 350). Bu tahminler;

$$\hat{\beta}_{FGLS} = (X' \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} (X' \hat{\Omega}^{-1} Y)$$

matrisinde yer alan ve hata terimi varyans bileşimini temsil eden Ω 'nın tahmini ile elde edilir. Bu tahmini gerçekleştirmek için de farklı yöntemler mevcuttur. Öne çıkanlardan bir tanesi, tek yönlü tesadüfi etkili modele ait varyans bileşiminin tahmini için kullanılan Wallace ve Hussain yöntemidir. “Walhus Tahmincisi” en küçük kareler tahmini ile elde edilen kalıntıları kullanır, etkin olmasalar da sapmasızlık ve tutarlılık özelliklerini korurlar. Diğer bir yöntem ise kukla değişkenli en küçük kareler tahmini ile elde edilen kalıntıları kullanan Amemiya yöntemidir. Tahminler, Walhus tahmincisi ile aynı özelliktedir (Güriş,2015: 32).

2.4.8. En Çok Benzerlik Yöntemi

Tahmin sürecinin karmaşıklığı sebebiyle pratikte çok fazla tercih edilmeyen bir yöntemdir. Maksimum Olabilirlik (ML) yönteminin kullanımında öncelikle logaritmik olabilirlik fonksiyonu oluşturulur ve tahmin edilmek istenen parametreler için oluşturulan fonksiyonun türevleri alınarak tahminciler elde edilir. Örneğin tek yönlü hata bileşenleri modeline ait logaritmik olabilirlik fonksiyonu;

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N}{2} \log |V| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (Y_i - \delta_i - X_i \beta)' V^{-1} (Y_i - \delta_i - X_i \beta)$$

biçimindedir. Hata teriminin normal dağılıma sahip olduğu varsayımı altında hata terimlerinin varyansı yerine;

$$|V| = \sigma_v^{2(T-1)} (\sigma_v^2 + T\sigma_a^2)$$

tersi olan;

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_v^2} + \left[I_i + \frac{\sigma_a^2}{\sigma_v^2 + T\sigma_a^2} J_i \right]$$

yazılırsa logaritmik olabilirlik fonksiyonu;

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N(T-1)}{2} \log \sigma_v^2 - \frac{N}{2} \log (\sigma_v^2 + T\sigma_a^2)$$

$$- \frac{1}{2\sigma_v^2} \sum_{i=1}^N (Y_i - \delta_i - X_i \beta)' I_i (Y_i - \delta_i - X_i \beta) - \frac{1}{2(\sigma_v^2 + T\sigma_a^2)}$$

$$\sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \delta - \beta' \bar{X}_i)^2$$

olacaktır. Olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonunu sağlayan $(\delta, \beta', \sigma_v^2, \sigma_a^2) = \tilde{y}'$ parametreleri en çok benzerlik tahmincileri olacaktır (Güriş,2015: 33). İki yönlü modellerin en çok benzerlik yöntemi ile tahmini için ise bazı iteratif yöntemlerin (Newton-Raphson gibi) kullanımı gerekmektedir. Bununla birlikte en çok benzerlik tahmincisinin büyük örnek özellikleri, birim boyutunun sabit zaman boyutunun sonsuza gittiği durumda $(\delta, \beta, \sigma_v^2)$ 'nin

tahmincilerinin tutarlı, (σ_a^2) 'nin tahmincisinin ise tutarlı olmadığı yönündedir. Aksine zaman boyutunun sabit birim boyutunun sonsuza gittiği durumda tüm tahminciler tutarlı olmakla birlikte asimtotik olarak etkindirler (Matyas ve Sevestre,1996: 64-66).

2.5. Panel Veri Modelleri Arasında Seçim Testleri

Yukarıdaki başlıklarda panel veri modellerini ve modellerin tahmin yöntemlerini incelediğimizde, her bir model yapısının ve bu bağlamda da tahminin kendi nezdinde diğer model yapılarından farklılaştığı görülmektedir. Dolayısıyla yapılacak araştırmanın amacına göre uygun veri yapısıyla birlikte uygun model seçimi önem kazanmaktadır. Örneğin birim ve/veya zaman etkisi olmaksızın bütün gözlemlerin homojen olarak tek bir anakütleyi temsil etmesi durumunda klasik modelin; gözlemlerin birim ve/veya zaman etkisi taşıyor olması durumunda ise sabit yada tesadüfi etkili modellerin kullanılması uygun olacaktır. Bununla birlikte bir sonraki aşamada karar verilmesi gereken birim ve/veya zaman etkilerinin olması halinde bu etkilerin modele nasıl dahil edileceğidir. Eğer söz konusu etkiler modelde sabit parametre üzerinden temsil edilecekse sabit etkili modeller, hata teriminin bir bileşeni olarak temsil edilecekse tesadüfi etkili modeller tercih edilecektir. Pratikte pek çok araştırmacı daha gerçekçi varsayıma sahip olduğunu düşündüğü sabit etkili modelleri kullanmaktadır. Bu varsayım modeldeki açıklayıcı değişkenler ile birim etkiler arasında korelasyon görüleceği yönündedir. Tesadüfi etkili modeller ise bu korelasyona izin vermemektedir. Bu noktada iki yorum yapılabilir;

- Modeldeki açıklayıcı değişkenler ile birim etkiler ilişkisiz ise tesadüfi etkili tahminci tutarlı ve etkin iken, sabit etkili tahminci tutarlı ancak etkin değildir.
- Modeldeki açıklayıcı değişkenler ile birim etkiler korelasyonlu ise sabit etkili tahminci tutarlı ve etkin iken, tesadüfi etkili tahminci tutarsızlık özelliği göstermektedir.

İki model arasında diğer bir ayrım da modelin tahmin amacına göre yapılabilir. Model de ele alınan veri seti büyük bir anakütleden alınmamışsa, dolayısıyla araştırmacı için önemli olan her bir birimin modele katkısını belirlemek ise sabit etkili modellerin kullanımı daha uygun olacaktır. Eğer ele alınan veri seti büyük bir anakütleden seçilmişse ve önemli olan birimsel farklılık değil anakütlenin genel seyri ise bu durumda tesadüfi etkili modeller sabit etkili modellere göre daha uygun olacaktır (Verbeek,2004: 351).

Sonuç olarak panel veri modelleri arasından araştırma amacımıza ve veri setimizin uygunluğuna göre önsel bilgileri kullanarak seçim yapmamız mümkündür. Ancak en uygun modeli seçme noktasında daha sağlıklı karar vermemize yardımcı olacak bir takım testler de mevcuttur. Burada model seçimi için öne çıkan testlere yer verilecektir.

2.5.1. F Testi

Modelin birim etkilerin altında olup olmadığının belirlenmesi için kullanılan bir testtir. Kısıtlı ve kısıtsız olmak üzere iki model analize dahil edilir. Sınaması yapılan sıfır hipotezi, modelin birim etkiler içermediği yönündedir. Eğer sıfır hipotezi reddedilemez yani modelin birim etki taşımadığı doğrulanır ise analize klasik model ile devam edilir. Belirleme de kullanılan test istatistiği;

$$F = \frac{(SSR_{Res} - SSR_{Unres})/(N - 1)}{SSR_{Unres}/(NT - N - k)}$$

formülü ile hesaplanır. Burada, SSR_{Res} kısıtlı model olarak nitelenen klasik modelden elde edilen artık kareleri toplamını, SSR_{Unres} ise kısıtsız modeli işaret eden sabit etkiler modelinden elde edilen artık kareleri toplamını göstermektedir. Hesaplanan test istatistiği $(N - 1)$ ve $(NT - k)$ serbest dereceli F dağılımıdır. Test istatistiği hesaplandıktan sonra belirtilen serbestlik derecesine ait F tablo değeri ile karşılaştırılır. Eğer test istatistiği tablo değerinden küçük ise sıfır hipotezi kabul edilir ve klasik model ile devam edilir. Aksi durumda ise diğer bir ifadeyle hesaplanan test istatistiği, F tablo değerini aşarsa alternatif hipotez kabul edilir ve birim sabit etkili model kullanılır.

2.5.2. Olabilirlik Oran (LR) Testi

LR testi, benzer amacı ifa etmesi bakımından F testi ile ikame edilebilecek bir testtir. Dolayısıyla test hipotezleri de benzerdir. Sıfır hipotezinin öne sürdüğü kısıtlı ve kısıtsız olmak üzere her iki modelin artık kareleri toplamı arasında fark olmadığı; alternatif hipotezin öne sürdüğü ise bu farkın olduğu yönündedir. Logaritmik olabilirlik fonksiyonları kullanılarak hesaplanan test istatistiği;

$$LR = -2[\log l(H_0) - \log l(H_a)]$$

$$LR = 2[L(H_a) - L(H_0)]$$

şeklindedir. LR test istatistiği, q serbestlik derecesine sahip χ^2 dağılımı göstermektedir. Test istatistiği ile ki-kare (χ^2) tablo değerini mukayese ettiğimizde, eğer test istatistiği değeri tablo değerinin altında kalırsa sıfır hipotezi kabul edilir ve bu klasik modelin uygun olduğu anlamına gelir. Eğer test istatistiği değeri tablo değerinden büyük elde edilirse bu sefer de alternatif hipotez kabul edilir ve analize sabit etkili model ile devam edilir.

2.5.3. Breusch Pagan (LM) Testi

Klasik model ve tesadüfi etkili model arasında seçim yapmak adına EKK kalıntılarına dayanan bir testtir. Birim etki varyansının sıfıra eşit olduğu ($H_0: \sigma_\mu^2 = 0$) sıfır hipotezi üzerine kuruludur (Breusch ve Pagan,1980: 246). Testin öne sürdüğü, birim etki varyansının sıfıra eşit olduğu durumda modelin en küçük kareler ile tahmin edilebildiği aksi durumda tesadüfi etkili model yapısı için genelleştirilmiş en küçük kareler yönteminin uygun olduğudur. LM test istatistiği;

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T u_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2} - 1 \right]^2$$

ile hesaplanır. Bu test istatistiği serbestlik derecesi 1 olan ki-kare (χ^2) dağılımı ile değerlendirilir. Test istatistiği ile tablo değeri karşılaştırıldığında, sıfır hipotezi reddedilirse tesadüfi etkili model geçerli olacaktır. Sıfır hipotezinin reddedilemediği durumda ise birim etkiler model dışı kalacaktır. Bu sonuca ulaşılması halinde yani tesadüfi etkili modelin geçerli olmaması halinde, bir sonraki aşama F ve/veya LR testleri yardımıyla klasik model ile sabit etkili model arasında seçim yapmaktır (Greene,2008: 205).

2.5.4. Hausman Testi

Yukarıda yer alan son üç başlıkta bahsedilen testler sıfır hipotezinde klasik modeli sınanan testlerdir. Sadece birim etkilerin varlığı ve yokluğu ile ilgilenir. Etkilerin yokluğu üzerine kurulan sıfır hipotezinin reddedilememesi klasik model varsayımlarının kabulü demektir. Hausman testi ise etkilerin varlığını kabul eder ve modelde nasıl yer aldığını değerlendirir. Dolayısıyla Hausman testi sabit etkili model ile tesadüfi etkili model arasında seçimi önceleyen bir testtir (Hausman,1978: 1262). Daha önce belirtildiği gibi, sabit etkili ve tesadüfi etkili modelleri farklılaştıran temel ayırım açıklayıcı değişkenlerle birim etkilerin

ilişkili/ilişkisiz olma durumuydu. Bu durum tahmincilerin sağladığı varsayımlar bakımından önem kazanmaktadır; eğer birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yoksa tesadüfi etkili tahminci yansız,tutarlı ve etkin olacaktır. Hausman testinin sıfır hipotezi de bu ilişkinin yokluğuna başka bir ifadeyle tesadüfi etkili modele işaret etmektedir. Tablo değeri ile karşılaştırılacak hesaplanan test istatistiği;

$$H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})'(\Sigma_{FE} - \Sigma_{RE})^{-1}(\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})$$

formülasyonu ile hesaplanır ve k serbestlik dereceli ki-kare (χ^2) dağılımına sahiptir. Burada Σ_{FE} ve Σ_{RE} , sırasıyla sabit etkili ve tesadüfi etkili modellerin kovaryans matrisini temsil etmektedir. Hesaplanan ve tablo değeri karşılaştırıldığında, sıfır hipotezi reddedilemezse tesadüfi etkili model geçerlilik kazanır. Aksi durumda yani sıfır hipotezinin reddedilmesi halinde, tesadüfi etkili model varsayımlarının sağlanmadığı, sapmalı ve tutarsız GEKK tahmincilerin elde edildiği ve dolayısıyla da sabit etkili modelin daha uygun olduğu sonucu çıkmaktadır (Güriş,2015: 70).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELERİ VE TAHMİN YÖNTEMLERİ

Panel veri yapıları ile hem birimde hemde zamanda ortaya çıkabilecek olası değişimlerin gözlenebilme imkanı taşımasını bir önceki bölümde aktarmıştık. Bir bilim dalı olarak mekânsal ekonometrinin gelişimiyle de mekânsal modellerin kullanımı yatay kesit verilerden panel verilere doğru geçerlilik kazanmıştır. Panel veri modellerinin kullanımı ile yatay kesit birimlerinin gözlenen ve/veya gözlenemeyen değişkenliği ortaya çıkarken; mekânsal panel veri modellerinin kullanımında hem kesit birimlerinin değişkenliği hem de mekânsal korelasyon belirlenir. Böylece panel veri modellerine, bağımlı değişkene ait mekânsal gecikme, mekânsal bağımlılığı barındıran hata terimi yada her ikisi de eklenebilmektedir. Bu bölümde taşıdığı etkiler bakımından birbirinden farklılaşan mekânsal modellere ve bu modellerin tahmini için geliştirilen yöntemlere yer verilecektir. Literatürde yaygın olarak kullanılan tahmin yöntemleri “Maksimum Olabilirlik Yöntemi”, “Araç Değişkenler Yaklaşımı” ve “Genelleştirilmiş Momentler Metodu”dur (Anselin vd.,1996: 22).

3.1. Mekânsal Modellerin Maksimum Olabilirlik Yöntemi ile Tahmini

Mekânsal otokorelasyonu mekânsal gecikme ve mekânsal hata terimi yapısı ile birleştiren modellerin maksimum olabilirlik yöntemi ile tahminine ilk defa Ord tarafından kapsamlı bir açıklama getirilmiştir (Ord, 1975: 120-126). Ord tarafından yapılan bu açıklamanın başlangıç noktası olabilirlik fonksiyonu üzerinden elde edilen hataların normal dağıldığı varsayımdır. Olabilirlik fonksiyon dönüşümünün Jacobian olması da önemli bir nitelik taşımaktadır; mekânsal ağırlık matrisi W ve mekânsal otoregresif katsayılar ρ ve λ olmak üzere $|I - \lambda W|$ ve $|I - \rho W|$ mekânsal hata ve mekânsal gecikme modelini temsil etmektedir (Anselin ve Bera,1998: 255). Burada dikkat edilmesi gereken zaman serilerindeki tanımlamanın aksine, açıklayıcı değişkenlerle birlikte yer alan mekânsal gecikmeli terimin, kendi gecikmelisi ile hata terimi arasında ilişki olmasıdır. ω_i mekânsal matrisin özdeğerlerini göstermek üzere ;

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

fonksiyonu ile ifade edilir. Normallik varsayımı altında ve Ord tarafından önerilen bu fonksiyonun kullanımı ile mekânsal gecikme modeli için oluşturulan log-olabilirlik fonksiyonu;

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

şeklindedir (Anselin ve Bera, 1998: 255). Log-olabilirlik fonksiyonun maksimizasyonu ile birlikte mekânsal gecikmeli modelin maksimum olabilirlik tahminlerine ulaşılır. σ^2 ve β 'ye göre türev alınıp sıfıra eşitlendiğinde;

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

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

eşitlikleri elde edilir. Bu eşitlikler fonksiyona yerleştirildiğinde, ρ parametresinin doğrusal olmayan log-olabilirlik fonksiyonuna ulaşılır (Anselin ve Bera,1998: 256);

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

Fonksiyonda e_0 terimi Y'nin X'e göre, e_L terimi ise Wy'nin X'e göre regresyon kalıntılarıdır. Buradaki log-olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonu ile ρ için maksimum olabilirlik tahmini elde edilir. Parametrelerin asimptotik varyans matrisi ise;

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

ile gösterilir (Anselin ve Bera,1998: 256).

Gösterimin kolaylaştırılması adına $W(I - \rho W)^{-1} = W_A$ eşitliğinden yararlanılmıştır. Burada ayırt edici durum ρ ve hata varyansı arasında görülen kovaryansın sıfırdan farklı olabilirken, klasik regresyon modelinde olduğu gibi hata varyansı ve β arasında kovaryans sıfırdır.

Mekânsal hata korelasyonlu modeller için ise maksimum olabilirlik tahmininden, $E[\varepsilon\varepsilon'] = \sigma^2\Omega(\theta)$ küresel olmayan bir kalıntı varyansı türetilebilir. Burada θ parametre vektörünü temsil etmektedir. Örnek olarak asimptotik varyans matrisinden;

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

mekânsal otopregresif hata terimi elde edilebilir (Anselin ve Bera, 1998: 257). Mekânsal hata modeli için normallik varsayımı altında oluşturulan log-olabilirlik fonksiyonu;

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

şeklinde elde edilir (Anselin ve Bera, 1998: 257). Eğer burada $\Omega(\lambda) = [(I - \lambda W)'(I - \lambda W)]^{-1}$ biçiminde tanımlanırsa β 'nin maksimum olabilirlik tahmini genelleştirilmiş en küçük kareler tahmininden farksız olacaktır (Anselin ve Bera, 1998: 257);

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

λ biliniyorsa maksimum olabilirlik tahmini mekânsal filtreli değişkenler için kullanılan en küçük kareler tahminine benzer sonuçlanmaktadır. Çünkü mekânsal hata modellemesi için $\Omega(\lambda)^{-1} = (I - \lambda W)'(I - \lambda W)$ 'dir. Benzer bir çözüm olarak λ 'nın doğrusal olmayan log-olabilirlik fonksiyonu, yerine yazılabilir;

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

Burada $\mu' \mu = y_L' y_L - y_L' X_L [X_L' X_L]^{-1} X_L' y_L$ 'dir. y_L ve X_L ise $y - \lambda W y$ ve $X - \lambda W X$ mekânsal filtreli değişkenleri temsil etmektedir. Jacobian terim $\ln|\Omega(\lambda)| = 2 \ln|I - \lambda W|$ ise W 'nin özdeğerlerinde Ord sadeleştirilmesine gidilmiştir (Anselin ve Bera, 1998: 258). Hata parametrelerinin asimptotik varyans matrisi ise;

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

şeklindedir (Anselin ve Bera, 1998: 258).

Gösterimin kolaylaştırılması adına $W(I - \lambda W)^{-1} = W_B$ eşitliğinden yararlanılmıştır.

Maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilen mekânsal gecikme ve mekânsal hata modellerinin uygunluğunun belirlenmesi noktasında R^2 dikkate alınmamalıdır. Modellerin uygunluğu için log-olabilirliklerin kıyası yapılarak maksimum olan veya bilgi kriterlerince (AIC, SC vb.) minimum olan değerler tercih edilebilir (Anselin ve Bera,1998: 258).

3.1.1. Mekânsal Sabit ve Tesadüfi Etkili Panel Veri Modelleri

Havuzlanmış modeller, katsayıların birimlere ve/veya zamana göre değişmediği tüm gözlemlerin aynı anakütleyi temsil ettiği ve dolayısıyla heterojenliği dikkate almayan en kısıtlı model yapısındadırlar. Klasik model üzerindeki kısıtları kaldıran sadece birimlerde, sadece zamanda veya birimlerde ve zamanda olmak üzere değişime izin veren panel veri yapıları geliştirilebilir. Panel veri modellerinde gözlenen birimlere ve/veya zamana göre oluşan değişimlerin modelde etki ettiği değişkene ve ele alınış biçimine göre sabit ve tesadüfi etkili olmak üzere ikili bir ayrıma tabi tutulur. Söz konusu modeller ile mekânsal ilişkiler incelenebilir, ancak sabit ve tesadüfi olarak mekânsal etkilerin tahmin edilmesi ile sadece bu etkilerin modeldeki yer alış biçimleri belirlenir. Dolayısıyla burada önemli olan konular arası yapılanmayı ifade eden mekânsal ağırlık matrisinin modele dahil edilmesidir. Aksi takdirde var olan mekânsal etkinin komşulardan mı yoksa tesadüfi alandan mı kaynaklandığı çıkarımı yapılamaz. Bu noktada Elhorst (2003) çalışmasında sabit etkili ve tesadüfi etkili panel veri modellerinde mekânsal ilişkilere açıklama getirmiştir.

3.1.1.1. Sabit Etkili Mekânsal Modeller

Birimlere ve/veya zamana göre oluşan değişimlerin panel veri modelinin sabit katsayısında gösterildiği modellerdir. Sabit etkili modellerde eğim katsayısı tüm birimler için aynı iken, sabit katsayıda ortaya çıkan değişimlerin modele dahil edilmesi kukla değişkenli veya kovaryans modeli kullanılarak elde edilir. Mekânsal ilişkilerin dahil edilmesi noktasında ise mekânsal bağımlılığın türüne göre mekânsal gecikmeli sabit etkili ve mekânsal hatalı sabit etkili modeller şeklinde ikili bir ayrıma tabi tutulur.

Yatay kesit verisi üzerinden geliştirilen mekânsal gecikme modelini Elhorst (2003) panel veri için genişletmiştir. $E(\mu_t) = 0, E(\mu_t \mu_t') = \sigma^2 I_N$ ve α birim etkiyi göstermek üzere mekânsal gecikmeli sabit etki modeli;

$$y_t = \rho W_N y_t + x_t \beta + \alpha + \mu_t$$

şeklindedir (Elhorst,2003: 249). Söz konusu model mekânsal gecikmeli bağımsız değişken içermesinden dolayı EKK yöntemi ile değil, ML yöntemi ile tahmin edilir. Çünkü modele eklenen mekânsal gecikme ile klasik model varsayımı olan açıklayıcı değişken ile hata teriminin ilişkisizliğini ifade eden içsellik olmadığı varsayımı çiğnenmektedir. Model tahmini için logaritmik olabilirlik fonksiyonu;

$$\ln L = -\frac{N}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \rho w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \mu_t' \mu_t$$

olarak gösterilmektedir.

$\mu_t = (I_N - \rho W_N)(y_t - \bar{y}) - (x_t - \bar{x})\beta$, $\bar{y} = (\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_N)$ ve $\bar{x} = (\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_N)$ 'dir. Fonksiyonun maksimizasyonu ile de modelin maksimum olabilirlik tahminleri elde edilir.

Mekânsal hata modeli için ise literatürde doğrudan temsil, mekânsal hata süreci, mekânsal hata bileşenler ve ortak faktör modelleri olmak üzere dört yaklaşım mevcuttur (Anselin, 2008: 632). Bu çalışmada, bir bölge ve bölgenin komşuları arasındaki olası ilişkiyi mekânsal ağırlık matrisi ile modele dahil eden mekânsal hata süreci yaklaşımı esas alınmıştır. $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sigma_\varepsilon^2 I_N$ olmak üzere mekânsal hatalı sabit etki modeli;

$$y_t = x_t \beta + \alpha + \mu_t$$

$$\mu_t = \lambda W_N \mu_t + \varepsilon_t$$

şeklindedir (Elhorst, 2003: 249-250). Model tahmini için logaritmik olabilirlik fonksiyonu;

$$\ln L = -\frac{N}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \lambda w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' \varepsilon_t$$

olarak gösterilmektedir. Her iki model yapısı değerlendirildiğinde, mekânsal gecikme modeli için açıklayıcı değişken sayısında artış olurken mekânsal hata modeli için hata yapısının değiştiği görülmektedir.

3.1.1.2. Tesadüfi Etkili Mekânsal Modeller

Tanımlama hatasına sebebiyet veren gözlenemeyen etkilerin model de içirilmesinin bir yolu da tesadüfi etkiler modelidir. Bu etkiler hata teriminin bir parçası olarak ele alınmakta ve modeldeki açıklayıcı değişkenlerle ilişkisiz olduğu varsayılmaktadır. Bununla birlikte tesadüfi etkili modeller, sabit etkili modellerde serbestlik derecesinde düşme meydana gelmesi nedeniyle, daha güçlü tahminler için alternatif modellerdir (Elhorst, 2003: 251; Baltagi, 1995: 13). Mekânsal ilişkilerin tesadüfi etkiler modeli için uygulanabilirliği birim sayısına bağlıdır, N sonsuza yaklaşmalıdır. Bilindiği üzere tesadüfi etkili modellerde etkileri temsil eden katsayılar, tesadüfi bir değişken olarak modelde yer almaktadır. α_i birim etkiyi göstermek üzere varyans yapısı;

$$E(\alpha_i \alpha_j') = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 & i = j \\ 0, & \text{diğer } d \end{cases}$$

Mekânsal bağımlılık türüne göre ise mekânsal gecikmeli tesadüfi etkili ve mekânsal hatalı tesadüfi etkili modeller şeklinde ayrılırlar. Tüm $N \times T$ gözlemleri için tesadüfi etkili mekânsal gecikme modeli;

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \cdot \\ y_T \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} W_N y_1 \\ \cdot \\ W_N y_T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_1 \\ \cdot \\ x_T \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} v_1 \\ \cdot \\ v_T \end{bmatrix}$$

olmak üzere ve $v = (l_T \otimes I_N)\alpha + (I_T \otimes I_N)\mu$ 'dir (Elhorst, 2003: 253-254). v 'nin kovaryans matrisi ise;

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

şeklindedir. Daha basit haliyle tersi ve determinatı şöyledir;

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

$\theta^2 = \sigma^2 / (T\sigma_\alpha^2 + \sigma^2)$ ile ifade edilmek üzere yukarıdaki fonksiyondan hareketle matrisin tersi ve determinatı ise;

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

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

olarak yazılabilir. Model tahmini için tesadüfi etkili mekânsal gecikme modelinin log-olabilirlik fonksiyonu;

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

'dir. Burada $y_t^* = B y_t - (1 - \theta)\bar{y} = (I_N - \rho W)y_t - (1 - \theta)\bar{y}$, $x_t^* = (I_N - \rho W)x_t - (1 - \theta)\bar{x}$ ve $\mu_t = y_t^* - x_t^* \beta$ olarak ifade bulmaktadır. Log-olabilirlik fonksiyonunda yer alan θ^2 ise mekânsal birimler arasında oluşabilecek değişimin ölçüsüdür. Eğer $\theta^2 = 0$ olursa mekânsal gecikme modeli için tesadüfi etki, sabit etki modeline indirgenecektir. Maksimizasyon ile birlikte β ve σ^2 şu şekilde elde edilir;

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

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

'dir. $x^* = \begin{bmatrix} x_1^* \\ \cdot \\ x_T^* \end{bmatrix}$ ve $y^* = \begin{bmatrix} y_1^* \\ \cdot \\ y_T^* \end{bmatrix}$ olarak tanımlanmaktadır. Elde edilen bu tahmin değerlerinin

olabilirlik fonksiyonunda yerine yazılması ile de yoğunlaştırılmış olabilirlik fonksiyonuna ulaşılır (Elhorst,2003: 255). Bu fonksiyon;

$$\text{Log}L = C - \frac{NT}{2} \log \left(\sum_{t=1}^T \mu_t' \mu_t \right) + \frac{N}{2} \log\theta^2 + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \rho w_i)$$

şeklindedir. Fonksiyondaki $C = \frac{NT}{2} \times \log 2\pi - \frac{NT}{2} + \frac{NT}{2} \times \log(NT)$ 'dir. ρ, β ve θ^2 'nin tahmin edicileri ise, genelleştirilmiş en küçük kareler tahmin edicileridir.

Tesadüfi etkili mekânsal hata modeline yer verirsek;

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \cdot \\ y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_1 \\ \cdot \\ x_T \end{bmatrix} \beta + v$$

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

şeklindedir (Elhorst,2003: 252). Burada $B = (I_N - \lambda W)$ olarak temsil edilmektedir. v 'nin kovaryans matrisi;

$$\Omega = E(vv') = \frac{1}{T} l_T l_T' \otimes (T\sigma_\alpha^2 I_N + \sigma^2 (B'B)^{-1}) + \sigma^2 \left[\left(I_T - \frac{1}{T} l_T l_T' \right) \otimes (B'B)^{-1} \right]$$

biçiminde yazılabilir. Bu ifadenin tersi ve determinatı;

$$\Omega^{-1} = E(vv') = \frac{1}{T} l_T l_T' \otimes (T\sigma_\alpha^2 I_N + \sigma^2 (B'B)^{-1})^{-1} + \frac{1}{\sigma^2} \left[\left(I_T - \frac{1}{T} l_T l_T' \right) \otimes (B'B) \right]$$

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

$\theta^2 = \sigma_\alpha^2 / \sigma^2$ olmak üzere tesadüfi etkili mekânsal hata modelinin logaritmik olabilirlik fonksiyonu Baltagi (2005) ve Elhorst (2003) tarafından;

$$\log L = \frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \log |T\theta^2 I_N + (B'B)^{-1}| + (T-1) \sum_{i=1}^N (1 - \lambda w_i)$$

$$- \frac{1}{2\sigma^2} \tilde{\mu}' \left(\frac{1}{T} l_T l_T' \otimes (T\theta^2 I_N + (B'B)^{-1}) \right)^{-1} \tilde{\mu} + \frac{1}{2\sigma^2} \tilde{\mu}' \left(I_T - \frac{1}{T} l_T l_T' \right) \otimes (B'B) \tilde{\mu}$$

olarak ifade edilmektedir. Olabilirlik fonksiyonunda $\tilde{\mu} = (\tilde{\mu}_1, \dots, \tilde{\mu}_T)$, $\tilde{\mu}_t = y_t - x_t \beta$ 'dir.

$\left(\frac{1}{T} l_T l_T' \otimes I_N \right)$, zamanın tüm dönemlerinde her bir mekânsal birimin gözlemleri ortalamasını;

$\left(I_T - \frac{1}{T} l_T l_T' \right) \otimes I_N$, her bir mekânsal birimin gözlemlerinin ortalamadan farkını gösterir.

$|T\theta^2 I_N + (B'B)^{-1}|$ 'nin determinatı ise W 'nin köklerinin fonksiyonu olarak değerlendirilir.

Daha açık bir ifadeyle;

$$|T\theta^2 I_N + (B'B)^{-1}| = \prod_{i=1}^N \left[T\theta^2 + \frac{1}{(1 - \lambda w_i)^2} \right]$$

şeklindedir. Tüm bu ifadelerle log-olabilirlik fonksiyonun basit gösterimi;

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log(1 + T\theta^2 (1 - \lambda w_i)^2)$$

$$+T \sum_{i=1}^N \log(1 - \lambda w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \mu_t' \mu_t$$

halini alır. Burada $\mu_t = y_t^* - x_t^* \beta$ 'dir (Elhorst,2003: 253).

$y_t^* = P\bar{y} + B(y_t - \bar{y}) = By_t + (P - B)\bar{y} = (I_N - \lambda W)y_t - (P - (I_N - \lambda W))\bar{y}$ ve $x_t^* = (I_N - \lambda W)x_t - (P - (I_N - \lambda W))\bar{x}$ 'dir. P ise matrisi tanımlamak üzere $P'P = (T\theta^2 I_N + (B'B)^{-1})^{-1}$ 'dir. Maksimizasyon koşullarından β ve σ^2 şu şekilde elde edilir;

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

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

'dir. $x^* = \begin{bmatrix} x_1^* \\ \cdot \\ x_T^* \end{bmatrix}$ ve $y^* = \begin{bmatrix} y_1^* \\ \cdot \\ y_T^* \end{bmatrix}$ olarak tanımlanmaktadır.

Elde edilen bu tahmin değerlerinin olabirlik fonksiyonunda yerine yazılması ile λ ve θ^2 için yoğunlaştırılmış olabirlik fonksiyonuna ulaşılır. Bu fonksiyon;

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

$$C = -\frac{NT}{2} \times \log(2\pi) - \frac{NT}{2} + \frac{NT}{2} \times \log(NT)$$

olmak üzere bağımsız bir sabittir. ρ, β ve θ^2 'nin tahmin edicileri ise, genelleştirilmiş en küçük kareler tahmin edicileridir.

3.2. Mekânsal Modellerin Araç Değişkenler Yaklaşımı ve Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi ile Tahmini

Hata terimleri için öngörülen normallik varsayımının geçerliliğinin sorgulanması ve tahmin sürecindeki Jacobian teriminin hesaplanması ile ilgili problemlerle karşılaşılması sebebiyle maksimum olabirlik yöntemi yerine araç değişkenler ve genelleştirilmiş momentler yöntemi kullanılabilir (Anselin vd.,1996: 26). Mekânsal hata ve mekânsal gecikme panel veri modelleri için söz konusu tahmin yöntemleri şu şekildedir.

Mekânsal gecikme modelinde, bağımlı değişkenin mekânsal gecikmesinin (W_y) içsellik sorununu beraberinde getirmesi uygun bir araç değişkenin kullanımına izin vermektedir (Anselin,1990: 141-163; Anselin vd.,1996: 27). Araç değişkenin uygunluğu tutarlı tahminler elde etmek için ön koşuldur ve çoğunlukla araç değişken olarak açıklayıcı değişkenin mekânsal gecikmesi (W_x) modele dahil edilir (Kelejian ve Robinson,1993: 302). Havuzlanmış mekânsal gecikmeli bir modelde araç değişkenler matrisi ($I_T \otimes W_N$) x olarak gösterilir. Burada X , $NT \times (K - 1)$ boyutunda sabit terimin dahil edilmediği açıklayıcı değişkenler matrisidir. Hata varyans-kovaryans matrisi için tutarlı tahminin $\hat{\Sigma}_T \otimes I_N$ olması şartıyla, modeldeki katsayı tahminleri;

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

ile tahmin edilecektir. Burada $Z_t = [W_N y_t \ X_t]$, bağımlı değişkenin mekânsal gecikmesi ve açıklayıcı değişkenler için oluşturulan matrisi; $\gamma_t = [\rho_t \ \beta_t']'$ tahmin edilecek parametre vektörünü; $H_t = [X_t \ W_N X_t]$ ise araç değişken matrisini göstermektedir. Katsayılara ilişkin varyans tahmini;

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

ile gerçekleştirilir.

Sonuç olarak havuzlanmış mekânsal gecikme modeli, iteratif mekânsal üç aşamalı EKK yöntemi ile tahmin edilmiş olur. Tahmin sürecinin ilk aşamasında mekânsal iki aşamalı EKK ile her bir regresyon tahmin edilir. İkinci aşamada bir önceki tahminden elde edilen kalıntılar ile tutarlı $\hat{\Sigma}$ tahmincisi hesaplanır. Son kısımda ise elde edilen $\hat{\Sigma}$ tahmincisi, $\hat{\gamma}$ ' da yerine koyulur ve tahmin süreci tamamlanır.

Havuzlanmış mekânsal hata modeli tahmini için maksimum olabilirlik yönteminde hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu varsayılmaktaydı. Bu varsayımın sağlanması ile de tutarlı λ ve β tahminleri yapılmaktaydı. Fakat bu varsayımın sağlanamadığı durumlar da söz konusudur. Dolayısıyla Kelejian ve Prucha (1999)'nın yatay kesit mekânsal hata modelleri için geliştirdiği genelleştirilmiş momentler tahmincisinin moment koşulları panel veri

yapılarına uyarlanarak kullanılabilir. Bunun ilk aşaması mekânsal ağırlık matrisinin $(I_T \otimes W_N)$ şeklinde düzenlenmesidir. Mekânsal gecikmeli hatalar şu şekildedir;

$$v = \lambda(I_T \otimes W_N)v + \mu$$

Burada μ ve v , $NT \times 1$ boyutunda hata terimi vektörleridir ve μ , 0 ortalama ve $\sigma_\mu^2 I_{NT}$ varyans ile bağımsız ve özdeş dağılmaktadır. Panel veri yapılarına uyarlanması söz konusu olan moment koşulları ise şöyle yazılabilir;

$$E \left[\frac{1}{NT} \mu' \mu \right] = \sigma_\mu^2$$

$$E \left[\frac{1}{NT} \mu' (I_T \otimes W_N') (I_T \otimes W_N) \mu \right] = \frac{1}{N} \sigma_\mu^2 \text{tr}(W_N' W_N)$$

$$E \left[\frac{1}{NT} \mu' (I_T \otimes W_N) \mu \right] = 0$$

$\text{tr}(I_T \otimes W_N' W_N) = T \text{tr}(W_N' W_N)$ ve $\text{tr}(I_T \otimes W_N) = 0$ 'dir.

$\mu = v - \lambda(I_T \otimes W_N)v$ olarak μ yeniden tanımlanır. Panel veri yapıları için geliştirilen denklem sisteminin doğrusal olmayan EKK yöntemi ile tahmini sonucunda λ , λ^2 ve σ_μ^2 elde edilir. Bu tahminler;

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

denkleminde yerleştirilerek tutarlı β tahmini sağlanır.

3.3. Tanımlayıcı Testler

Mekânsal modellerin analizine geçmeden önce yanıt bulması gereken ilk soru ele alınan birimler ve zaman dönemleri boyunca mekânsal etkilerin varlığıdır. Mekânsal etkilerin olmaması halinde klasik ekonometrik yöntemlerle analize devam edilebilir. Mekânsal etkilerin varlığında ise klasik ekonometrik yöntemlerle analize devam edilmesi durumunda tahminler etkinlik özelliğini kaybedeceklerdir. Dolayısıyla mekânsal modelleme de mekânsal etkilerin analize dahil edilmesi gerekmektedir. Söz konusu etkilerin araştırılması noktasında da çeşitli istatistikler ve testler geliştirilmiştir.

3.3.1. Mekânsal Bağımlılığı Belirleme İstatistikleri

Ekonometrinin bir alt dalı olarak literatürde yer alan mekânsal ekonometrideki belirleme testi Moran'ın (1950a,1950b) otokorelasyon testi ile başlamıştır. Belirleme testlerinin temelini oluşturan bu test Cliff ve Ord (1972) tarafından ayrıntılı olarak ele alınmıştır. Burridge (1980) ise mekânsal otokorelasyon testine Lagrange Çarpan yöntemini baz alarak katkıda bulunmuştur.

Söz konusu belirleme testlerinin model uygulamaları beraberinde daha karmaşık süreçleri getirdiğinden mekânsal ekonometri klasik ekonometriden farklılaşmaktadır, ancak bu testlerin pek çoğunun EKK temelinde olması iki bilim dalının ortak noktasını oluşturmaktadır (Anselin ve Bera,1998: 265). Bu noktada mekânsal bağımlılığın tespiti için ele alınacak ilk test klasik ekonometride kullanılan Durbin-Watson otokorelasyon testine benzeyen yapısıyla Moran I testidir (Anselin ve Kelejian,1997: 153-182). Moran I testi mekânsal bağımlılığı belirleme noktasında diğer testlerden öncelikli olmasına rağmen, alternatif hipotezler için tüm türlerdeki bağımlılık yapısı geliştirilmemiştir. Daha sonra bu eksiklik mekânsal hata ya da mekânsal gecikme bağımlılığı türündeki alternatif hipotez testine odaklanan Kelejian ve Robinson (1992) testinin gelişimiyle giderilmiştir.

Bu başlık altında analize dahil edilen tüm mekânsal gözlemlerin tek bir katsayı ile ifade edildiği Moran I istatistiği, Geary C istatistiği, Getis – Ord G istatistiği ve akabinde geliştirilen Kelejian - Robinson testine yer verilecektir.

3.3.1.1. Moran I İstatistiği

Mekânsal bağımlılığın varlığını test etmek ve düzeyini ölçmek için yaygın olarak kullanılan istatistiksel bir yöntemdir. Yöntemin esası mekânsal bir stokastik süreçte mekânsal bağımlılığın şiddetini ölçme üzerinedir. Moran I istatistiği, öncelikli olarak ikili komşuluk yapısı için geliştirilmiş olsa da standartlaştırılması yapılmış mekânsal bağımlı matrislerde de kullanılmaktadır (Gumprecht,2007: 15).

Moran I istatistiği;

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

şeklindedir ve bu formülasyon da n birim sayısını, \bar{x} ise x 'in ortalamasını göstermektedir (<http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>).

Moran I saçılım diyagramı, bu istatistik yardımıyla mekânsal bağımlılığı geometrik bir biçimde göstermek için kullanılan tanımlayıcı bir araçtır. Grafikselleştirme bir y değişkeni ile bu değişkenin mekânsal gecikmesi arasındaki ilişkidir. Grafiğin dikey eksenini değişkenin mekânsal gecikmesini, yatay eksenini değişkenin kendisini ve regresyon doğrusunun eğimi de Moran I istatistiğini göstermektedir. Gözlemlerin diyagramdaki konumu ise mekânsal bağımlılığın yönü hakkında bilgi vermektedir. Eğer gözlemler 2. ve 4. bölgede yer alıyorsa Moran I istatistiği negatif yönlüdür, mekânsal uç değerler vardır. Gözlemler 1. ve 3. bölgede yer alıyor ise de Moran I istatistiği pozitif yönlüdür ve mekânsal kümelenme olmuştur. Son olarak gözlemlerin dağılımı pozitif ya da negatif olarak bir yön belirtmiyorsa diğer bir ifadeyle rastgele biçiminde ise Moran I istatistiği sıfır çıkacaktır.

İstatistiksel hesaplama ve saçılım grafiği ile ön bilgi sağlandıktan sonra anlamlılık sınaması Moran I testi ile yapılabilir. Bu test mekânsal bağımlılık düzeyi ρ 'nun anlamlılık sınaması için kullanılan hipotez testidir. Mekânsal bağımlılığın varlığını tespit etmek için hipotezler;

H_0 : Mekânsal otokorelasyon yoktur, $\rho = 0$

H_A : Mekânsal otokorelasyon vardır, $\rho \neq 0$

şeklinde kurulur. Normallik varsayımı ile birlikte Moran I'nin varyansı;

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

olarak gösterilir. Normallik varsayımının olmadığı durumda ise Moran I'nin varyansı aşağıdaki gibidir;

$$Var_R(I) = \frac{(\{n[(n^2 - 3n + 3)S_1 - nS_2 + 3S_0^2]\} - \{k[(n^2 - n)S_1 - 2nS_2 + 6S_0^2]\})}{(n - 1)(n - 2)(n - 3)S_0^2} E_R(I)^2$$

Burada E_N ve E_R olarak gösterilen;

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

$$E_R(I) = E_N(I)$$

eşitlikleridir (<http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>). S_0 ise mekânsal ağırlık matrisinin toplamını göstermektedir. Daha açık ifadesi;

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}$$

şeklinde yazılır. S_1 ;

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

olmak üzere ve ağırlık matrisi simetrik halde ise;

$$S_1 = 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}$$

şeklinde tekrar yazılabilir ve matrisin i . satır ve sütun toplamı olan S_2 ;

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

olarak gösterilir (<http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>). Burada S_2 de simetrik ise;

$$S_2 = 4 \sum_{i=1}^n W_{i.}^2$$

biçimini alır. Son olarak varyans formülasyonundaki k ;

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

olarak ifade edilebilir.

Beklenen değeri 0, varyansı 1 olan asimptotik normal dağılım varsayımı ile beraber, normal dağılıma sahip regresyon hataları ve mekânsal ağırlık matrisi için anlamlılık sınaması adına Moran I'nin skoru;

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

ile hesaplanır (Gumprecht,2007: 19). Buradan Moran I'nin standart sapması;

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

olarak bulunur.

Hesaplanan $Z(I)$, beklenen değeri 0 ve varyansı 1 olan standart normal dağılımlı kritik değerlerle mukayese edilir. Hesaplanan Z istatistik değeri tablo değerini aşıyorsa, Moran I sınaması anlamlı bir şekilde sonuçlandı demektir. Diğer bir anlatımla ele alınan gözlemler arasında mekânsal bağımlılık çıkmıştır.

3.3.1.2. Geary C İstatistiği

Mekânsal bağımlılığın tespiti için Roy C. Geary (1954) tarafından geliştirilen bir istatistiktir. Geary C istatistiği;

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

formülasyonundan elde edilmektedir. Çıkan istatistik değeri 0-2 aralığında yer almaktadır. İstatistik değerinin 1 olması mekânsal bağımlılığın olmadığını ifade ederken 1'den büyük istatistik değeri negatif mekânsal bağımlılığa, 1'den küçük istatistik değeri ise pozitif mekânsal bağımlılığa işaret etmektedir. Benzer değerlerin kümelenme eğilimine göre de çıkan istatistik değeri 0 yada 2 olmak üzere uç değerleri alacaktır. Normallik varsayımı altında Geary C istatistiğinin varyansı;

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

ile elde edilir. Tesadüfîlik varsayımı altında ise varyansı;

$$Var_R(C) = \frac{[(n-1)S_1(n^2 - 3n + 3 - (n-1)k)]}{n(n-2)(n-3)S_0^2}$$

$$- \frac{\left[\frac{1}{4}((n-1)S_2(n^2 + 3n - 6 - (n^2 - n + 2)k))\right]}{n(n-2)(n-3)S_0^2} + \frac{[S_0^2(n^2 - 3 - (n-1)^2k)]}{n(n-2)(n-3)S_0^2}$$

şeklinde elde edilir. Varyans formülasyonlarında yer alan S_0, S_1 ve S_2 eşitlikleri de Moran I testinde tanımlandığı haliyledir. Yapılan çalışmalar Moran I ve Geary C istatistik değerlerinin aynı olmadıklarını ancak birbirine yakın değerlerce sonuçlandığını ortaya koymuştur (Sokal ve Oden,1978: 199-228).

3.3.1.3. Getis Ord G İstatistiği

Mekânsal bağımlılığın düzeyini ölçmek için geliştirilen diğer bir istatistiktir. i ve j farklı bölgeleri temsil etmek üzere tüm mekânsal gözlemler için;

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

ile G istatistiği hesaplanabilir (Getis ve Ord,1992: 194). Burada $w_{i,j}$ farklı bölgeler arasında görülen mekânsal ağırlığı temsil etmektedir. G istatistiği için beklenen değer;

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

şeklinde dir. Varyansı ise aşağıdaki gibidir.

$$V[G] = E[G^2] - E[G]^2$$

G istatistiği anlamlılık sınaması için standartlaştırılmış skorlar;

$$Z_G = \frac{G - E[G]}{\sqrt{V[G]}}$$

ile hesaplanır. G istatistiği için sınanan temel hipotez i ve j gibi farklı bölgelerce gözlenen değerler arasında mekânsal kümelenme olmadığı şeklindedir. Hesaplanan istatistik, istatistiksel olarak anlamlı ise ve bu durumda temel hipotezin reddi söz konusu ise Z skor

değerinin işareti önemli olacaktır. Eğer skor değeri pozitif elde edilmişse gözlenen G istatistiği, beklenen G istatistik değerinden daha büyük demektir ve bunun anlamı söz konusu bölge içinde yüksek değerlerin kümelenmesidir. Skor değeri negatif elde edilmişse de tam tersi durum geçerli olmaktadır.

3.3.1.4. Kelejian – Robinson Testi

Kelejian ve Robinson (1992) testi, hata teriminin türetilme aşamasının açık bir spesifikasyona bağlı olmaması ile Moran I testine benzer yapıdan gelmektedir. Ayrıca bu test doğrusal olsun yada olmasın tüm modeller için kullanılabilir ve hata teriminin normallik varsayımını sağlaması beklenmez. Diğer testlerden mekânsal bağımlılığın ölçümünü yapmak yerine daha çok mekânsal bağımlılığın varlığına odaklandığı için ayrılır. Buna rağmen komşu bölgelerin hata terimleri arasında kovaryansın sıfır olmadığı şeklinde varsayımına sahiptir ve aşağıdaki gibi gösterilmiştir;

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

Burada Z_{ij} , i ve j bölgeleriyle ilişkili kovaryansların oluşturduğu $(1 \times q)$ boyutlu vektörü temsil etmektedir. Kovaryansın diğer bir ifadeyle mekânsal bağımlılığın olmadığını varsayan temel hipotez;

$$H_0 : \rho = 0$$

şeklindedir (Anselin ve Bera,1998: 268). Bu testte C'nin elemanları gözlemlenemediği için $\hat{C}_{ij} = e_i e_j$ kalıntılarının çapraz çarpımlardan tahmin edilmektedir. $\hat{y} = (Z'Z)^{-1}Z'\hat{C}$ tahmininin ardından;

$$KR = \frac{\hat{y}'Z'Z\hat{y}}{\tilde{\sigma}^4}$$

şeklinde test istatistiği elde edilir (Anselin ve Bera,1998: 268). $\tilde{\sigma}^4$, σ^4 'ün tutarlı tahmin edicisidir.

$$\tilde{\sigma}^4 = (\hat{C} - Z\hat{y})'(\hat{C} - Z\hat{y})/h_N$$

olarak ifade edilir. Hesaplanan test istatistiğinin değeri, açıklayıcı değişken sayısını göstermek üzere q serbestlik dereceli χ^2 dağılım tablosu ile sınılanır.

3.3.2. Mekânsal Modeller İçin Testler

Analize ait veri setini en iyi temsil edecek modelin seçimi için pek çok test geliştirilmiştir. Uygun modelin seçimi ile birlikte de model tahmini yapılır. Panel veri modellerinde mekânsal bağımlılığın testi temel olarak $H_0 : \rho = 0$ ve $H_0 : \lambda = 0$ hipotezlerinin sınanması ile gerçekleşir. Bu sınama için hem temel hipotez altındaki modelin tahmininin yeterli olmasından hem de hesaplama kolaylığı açısından tercih edilebilirliği yüksek LM testi kullanılmaktadır.

3.3.2.1. Mekânsal Havuzlanmış ve Mekânsal Sabit Etkili Panel Veri Modellerinde Mekânsal Bağımlılık

Mekânsal modellerde mekânsal etkinin testi model türüne göre farklılık göstermektedir. Dolayısıyla mekânsal etkiler altında model tahminine geçmeden önce, mekânsal bağımlılığın mekânsal hata ya da mekânsal gecikme olarak mı modele dahil edileceği araştırılmalıdır. Bu durum için Anselin (1988), Langrange Çarpanı (*Langrange Multiplier – LM*) testini önermiştir. Daha sonra bu test Bera ve Yoon'un (1993) katkılarıyla geliştirilmiş ve ardından Anselin vd. (1996) mekânsal modellere uygulamıştır. Bununla birlikte mekânsal bağımlılık için EKK tahminleri üzerinden basit tanımlayıcı testler öne sürmüşlerdir. Yatay kesit için mekânsal bağımlılığı sınamada kullanılan LM testlerinin mekânsal hata ve mekânsal gecikme modellerini ve bunların dirençli (robust) hallerini geliştirmişlerdir.

Panel veri için mekânsal ilişkilerin incelenmesi yaygınlaştıktan sonra ise panel verilerde mekânsal bağımlılığı test etmek amacıyla Anselin vd. (2006) ile geliştirilen LM testleri;

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

$$LM_{\lambda} = \frac{[e'(I_T \otimes W)e/\hat{\sigma}^2]^2}{T \otimes T_W}$$

şeklindedir. Burada \otimes , Kronecker çarpanını; I_T , birim matrisi, e ise tahmin edilecek model yapısına göre havuzlanmış regresyon modeli ya da sabit etki panel veri modeline ait kalıntıları temsil etmektedir. J ve T_W ise aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$J = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} [((I_T \otimes W)x\hat{\beta})'(I_{NT} - x(x'x)^{-1}x')(I_T \otimes W)x\hat{\beta} + TT_W\hat{\sigma}^2]$$

$T_W = tr(W'W + W'W)$ 'dir.

Mekânsal modeller için bu testlerin dirençli (robust) dönüşümleri aşağıdaki gibidir;

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

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

LM test istatistiği asimptotik $\chi^2(1)$ dağılımı göstermektedir. Uygun modele karar verme sürecinde mekânsal gecikme modeline ait LM testi anlamlı ve mekânsal hata modeline ait LM testi anlamsız ise SAR modeli seçilir. Ters durumda yani mekânsal hata modeline ait LM testi anlamlı ve mekânsal gecikme modeline ait LM testi anlamsız ise SEM modeli seçilir. Mekânsal gecikme ve mekânsal hata modeline ait LM testlerinin her ikisinin de anlamlı olması halinde testlerin dirençli (robust) dönüşümlerine göre uygun model kararı verilecektir. Eğer robust dönüşümlerine ait LM testlerinin her ikisi de anlamlı elde edilirse, bu seferde tekrar LM-Lag ve LM-Err testlerine bakılır ve hangisi daha anlamlı ise o modelin tahmini uygun olacaktır.

3.3.2.2. Mekânsal Tesadüfi Etkili Panel Veri Modellerinde Mekânsal Bağımlılık

Baltagi, Song ve Koh (2003), tesadüfi etki mekânsal hata modeline yönelik birleşik ve koşullu LM testlerini geliştirmişlerdir.

- Birleşik LM Testi

Birleşik test, hem panel regresyon modelindeki tesadüfi etkiyi hem de mekânsal hata bağımlılığını birlikte ele almaktadır. Teste ait temel hipotez;

$$H_0^a: \lambda = \sigma_a^2 = 0$$

şeklinde kurulmaktadır (Baltagi vd.,2003: 127). Bu hipotezin sınanması için hesaplanan LM testi ise;

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

ile elde edilir. Burada;

$$G = \frac{\tilde{v}'(J_T \otimes I_N)\tilde{v}}{\tilde{v}'\tilde{v}} - 1$$

$$H = \frac{\tilde{v}'(I_T \otimes W)\tilde{v}}{\tilde{v}'\tilde{v}}$$

$$b = \frac{\text{tr}(W + W')^2}{2} = \text{tr}(W^2 + W'W)$$

olarak ifade edilmektedir.

-Marjinal LM Testleri

Birbirinden farklı olmak üzere iki koşullu LM testi kullanılmaktadır (Baltagi vd.,2003: 127).

1- $\lambda = 0$ varsayımına dayalı tesadüfi etkinin varlığını araştıran temel hipotez;

$$H_0^b: \sigma_a^2 = 0$$

olarak kurulur. Birleşik LM testine ait formülasyonun ilk terimi olan $LM_G = \frac{NT}{2(T-1)} G^2$, kurulan bu hipotezi sınamaktadır. Alternatif hipotezin tek yönlü olduğu durumda Honda testi kullanılır ve test istatistiği birleşik LM testine ait formülasyondaki ilk terimin kareköküdür.

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

Alternatif hipotez altında T sabit ve N sonsuza giderken, asimptotik standart normal dağılıma sahiptir.

2- $H_0^c: \lambda = 0$ temel hipotezinin sınanması birleşik LM testine ait formülasyonun ikinci terimi olan $LM_H = \left(\frac{N^2T}{b}\right)H^2$ 'nin aracılığı ile gerçekleştirilir. Temel hipotez tesadüfi bölge etkisi olmadığı varsayımı ile birlikte mekânsal hata korelasyonunun da olmadığını varsayar. Test istatistiği ise;

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

şeklindedir ve χ_1^2 dağılımına sahiptir.

-Tek Yönlü Birleşik LM Testi

$H_0^a: \lambda = \sigma_a^2 = 0$ temel hipotezi için;

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

şeklinde tek yönlü test istatistiği ifade edilir (Baltagi vd.,2003: 128). Bu istatistik asimptotik olarak $N(0,1)$ dağılımı gösterir. Varyans elemanını temsil eden σ_a^2 , sıfıra yakın bir değer aldığımda LM_1 , λ 'nın sıfıra yakın bir değer aldığı durumda ise LM_2 negatif çıkabilir. Bu haliyle birleşik temel hipotezi için karar kuralı aşağıdaki şekliyle kabul edilmiştir;

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

Temel hipotez ile beraber χ_m^2 test istatistiği, χ^2 dağılımına sahiptir.

$$\chi_m^2 = 1/4 \chi^2 0 + 1/2 \chi^2 1 + 1/4 \chi^2 2$$

ile hesaplanır.

-Koşullu LM Testleri

1- $\sigma_a^2 \geq 0$ varsayımı ile $H_0^d: \lambda = 0$ temel hipotezinin testi;

$H_0^c: \lambda = 0$ temel hipotezinin sınamak için tesadüfi bölge etkisi olmadığı varsayımı yapılmış ve test istatistiği LM_2 ile hesaplanmıştır. Ancak burada varyans bileşeni σ_a^2 , büyük olduğunda testin sonuçları doğru olmayabilir. Bu duruma önlem olarak Baltagi vd. (2003) koşullu LM testlerini geliştirmişlerdir. Söz konusu test tesadüfi bölge etkisinin olduğu yada olmadığı varsayımı ile mekânsal korelasyonsuz hatalar için türetilmiştir.

$\theta = (\sigma_\mu^2, \sigma_a^2, \lambda)$ olması şartıyla LM istatistiği;

$$LM = \tilde{D}'_\theta \tilde{J}_\theta^{-1} \tilde{D}_\theta$$

ifadesine göre oluşturulur (Baltagi vd.,2003: 141-142).

Burada $\tilde{D}_\theta = (\partial L / \partial \theta)(\tilde{\theta})$ olarak açılabilir ve θ 'nın her elemanına göre kısmi türevi alınmış (3×1) boyutunda bir vektörü ifade etmektedir. $\tilde{J} = E[-\partial^2 L / \partial \theta \partial \theta'](\tilde{\theta})$ ise bilgi matrisidir. Ayrıca her ikisinin de kısıtlı maksimum olabilirlik tahmini için değerlendirme $\tilde{\theta}$ 'ya göre yapılır. Sonuç olarak LM test istatistiği;

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

olarak elde edilir (Baltagi vd., 2003: 130).

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} \Big|_{H_0^d} = \hat{D}(\lambda) = \frac{1}{2} \hat{v}' \left[\frac{\hat{\sigma}_\mu^2}{\hat{\sigma}_1^4} (\bar{J}_T \otimes (W' + W)) + \frac{1}{\hat{\sigma}_\mu^2} (E_T \otimes (W' + W)) \right] \hat{v}$$

$b = \text{tr}(W^2 + W'W)$ 'dir. H_0^d hipotezi altında, σ_μ^2 ve σ_1^2 'nin sırasıyla maksimum olabilirlik tahminleri aşağıda verilmiştir.

$$\hat{\sigma}_\mu^2 = \frac{\hat{v}'(E_T \otimes I_N)\hat{v}}{N(T-1)}$$

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

2- $\lambda \neq 0$ varsayımı ile $H_0^b: \sigma_a^2 = 0$ temel hipotezinin testi;

$H_0^b: \sigma_a^2 = 0$ temel hipotezi sınaması mekânsal hata korelasyonu olmadığı varsayımı altında LM_1 istatistiği ile gerçekleşir. Ancak λ sıfırdan farklı bir değer aldığıında bu sınama doğru bir şekilde sonuçlanmayabilir. Bu sorunu gidermek için mekânsal hata korelasyonunun varlığına izin veren tesadüfi bölge etkisinin ise olmadığını varsayan koşullu LM testinden yararlanılır. $\lambda = 0$ olup olmamasına göre söz konusu model için temel hipotez $H_0^e = 0$ şeklindedir. LM test istatistiği ise;

$$LM_a = \hat{D}'_a \hat{J}_0^{-1} D_a$$

'dir. Temel hipotez altında, \hat{D}_a ve \hat{J}_0 maksimum olabilirlik tahmincileridir (Baltagi vd.,2003: 130). Varyans elemanlarının negatif çıkmayacağı savına karşılık LM_a 'nın;

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

tek yönlü versiyonu kullanılır (Baltagi vd.,2003: 131). ,

$$\hat{D}_a = \frac{\partial L}{\partial \sigma_a^2} |_{H_0^e} = -\frac{T}{2\hat{\sigma}_\mu^2} tr(\hat{B}'\hat{B}) + \frac{1}{2\hat{\sigma}_\mu^4} \hat{\mu}' [J_T \otimes (\hat{B}'\hat{B})^2] \hat{\mu}$$

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

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

$$d = tr[W'\hat{B} + \hat{B}'W], e = tr[(\hat{B}'\hat{B})^2] \text{ 'dir.}$$

Her iki test istatistiği de T'nin sabit ve N'in sonsuza gittiği durum için temel hipotez altında asimptotik olarak $N(0,1)$ dağılım gösterir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA: OECD ÜLKELERİ İÇİN MEKÂNSAL PANEL VERİ ANALİZİ

Çalışmanın bu bölümünde iktisadi büyümenin mekânsal etki taşıyıp taşımadığının belirlenmesine yönelik yapılan uygulamanın amacına, önemine, örneklem veri setine ve ulaşılan bulgulara yer verilmiştir.

4.1. Uygulamanın Kapsamı

4.1.1. Uygulamanın Konusu

Dünya üzerinde farklı büyüklüklerde ekonomiler mevcuttur. Çok zengin ülkelerle birlikte çok yoksul ülkeler de bu dünya üzerinde konumlanmıştır. Bazı ülkeler büyüme mucizeleri devinimi yaratırken, bazıları da büyüme felaketleri olarak tarihte yer almaktadır. Bu sınıflandırmanın dışında kalan ülkelerin çoğunluğu ise iki uç arasında adeta sıkışmıştır. Dolayısıyla iktisadi büyüme zengin ülkeler, görece yoksul ülkeler ve iki uç arasında yer değiştirebilen ülkeleri konu edinmiştir.

Ülkeler arasındaki bu farklılık iktisatçıları yüzyıllarca meşgul etmiş, dünya ekonomileri farklı kriterlerce sıralanmaya çalışılmıştır. Ülke para biriminin diğer ülke para birimleri karşısındaki değeri, emek piyasası, üretimi, tüketimi, kamu politikaları, mutlak yada karşılaştırmalı üstünlük sağlayan ticareti o ülkenin ekonomik gücünü temsil etmektedir. Gücü ve büyüklüğü eş değer kabul edersek, bir ülkenin ekonomik büyüklüğünü ölçen istatistik verilerin başında büyüme rakamları gelmektedir. Ekonomik büyüme bir yıllık dönemde ülke içinde üretilen mal ve hizmet miktarındaki artış olarak tanımlanmaktadır. Tanımlamanın da işaret ettiği gibi ekonomik büyüme için aklımıza ilk gelen rakamsal açıklamalardır. Fakat *“Yalnızca gözlemlenebilen büyüklüklere dayanarak teori oluşturmaya çalışmak çok yanlıştır... Neleri gözlemleyeceğimizi belirleyen, teorinin bizzat kendisidir”* (Heisenberg, 1971: 63). Bunun nedeni ülkelerin ekonomik verileri değerlendirildiğinde, büyüme rakamlarının ve etkileşim gösterdikleri faktörlerin farklı olmasıdır. Dolayısıyla günümüzde ekonomik büyüme sadece rakamlarla değil nitel verilerle de desteklenmektedir. Ülkelerin ekonomik büyümelerini etkileyen ve etkileyebilecek pek çok faktör bulunmaktadır. Bu faktörleri temsil eden

değişkenler ile büyümeyi açıklamak oldukça güçtür. Üstelik faktörler ve bu faktörlerin açıklayıcı güçleri iktisatçılar arasında kapanmamış bir tartışma konusudur.

Lucas (1988) ve Romer (1989) tarafından da tartışılmış büyümenin temel olguları ülkeler arasındaki farklılıkları özetlemektedir;

- Ülke ekonomilerinin fert başına gelir düzeyleri farklıdır. En yoksul ülkeler, en zengin ülkelerin fert başına gelir düzeylerinin %5'inin bile altındadır.
- Büyüme oranları, ülkeleri birbirine göre farklılaştırmaktadır.
- Büyüme dinamik bir kavramdır, zaman içinde sabit kalmamaktadır.
- Bir ülkenin dünya ekonomisi içindeki görece konumu zamanla değişebilmektedir. Ülkeler iki uç nokta olarak nitelendirdiğimiz zenginlikten yoksulluğa yada yoksulluktan zenginliğe geçiş yapabilirler.
- Bir ülkenin GSYİH büyümesi ile uluslararası ticaret hacminde görülen artış yakından ilişkilidir.
- Nitelikli yada niteliksiz olsun, işgücü yoksul ülkelere zengin ülkelere doğru göç eğilimindedir. Bu durum mekânın önemini ortaya koymakta; göç veren ve göç alan her iki ülkenin makroekonomik değişkenlerin de farklılık yaratmaktadır.

Tartışılan bu olgular literatürde yakınsama hipotezi ile ilişkilendirilmektedir. Ülkeler arası farklılıkların zamanla kapanıp kapanmayacağı yakınsama hipotezinin testi ile anlaşılabilir. Yakınsama tartışmaları; “Bazı ülkelerin neden zengin, bazı ülkelerin ise neden yoksul olduğu”, “Ülkelerin fert başına gelir düzeylerini birbirine yaklaştıran ekonomik güç nedir, böyle bir güç var mıdır?”, “Fakir ülkeler hep fakir, zengin ülkelere hep zengin olarak mı kalacaktır?”, “Ülkeler arasındaki bu fark zaman içinde azalacak yada artacak mıdır?” soruları üzerinden gerçekleşmektedir (Kalyoncu,2001: 122).

Yakınsama hipotezi, neoklasik büyüme teorisine dayanmaktadır. Söz konusu teori; görece olarak fakir ülkelerin fert başına gelirleri zengin ülkelerin fert başına gelirinden daha hızlı büyüme trendine sahip olduğunu varsaymaktadır. Fakir ülkeler daha düşük sermaye/emek oranına sahip olduğu için azalan verimlerin geçerliliği zengin ülkelerdeki kadar güçlü değildir. Daha açık bir ifadeyle fakir ülkelerin bir birim sermaye artışı karşısında gelir seviyesi zengin ülkelere göre çok daha fazla artış göstermektedir.

Ekonomik bütünleşmenin ivme kazandığı günümüzde ister aynı coğrafi bölgede ister ekonomik bir topluluğa üye ülkeler arasında yakınsama olgusu pek çok çalışma ile test edilmiştir. Çalışmalar ekonomik, siyasi, sosyo-kültürel, coğrafi ve ekolojik, teknolojik dönüşümlerin avantajlı gruplar için sınırları kaldırdığına, nispeten avantajlı olmayan gruplar için ise yeni sınırlar çizdiğine işaret etmektedir. Dolayısıyla ekonomik büyüme kavramı gelişmişlik düzeyine bakılmaksızın tüm ülkeler için sosyal refah düzeyinin artması ile yakından ilişkili olması sebebiyle hayati önem taşımaktadır.

4.1.2. Uygulamanın Amacı

Bu çalışmanın amacı iktisadi büyümede mekânsal etki olup olmadığını, diğer bir ifadeyle iktisadi büyümede mekânın faktör olarak etkili olup olmadığını incelemektir. Bu amaçla Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (OECD)'na üye ülkelerden seçilen 14 ülkenin 2000-2014 dönemine ait büyüme verilerinden yararlanarak, ülkelerin sınırsal komşuluklarını dahil ederek en uygun mekânsal model tahmin edilmeye çalışılacaktır. Analiz sonuçları doğrultusunda komşuluğun iktisadi büyüme üzerindeki etkisi tespit edilmiş olacak ve böylece büyüme modellerinin mekânsal ilişkileri gözetererek geliştirilebilirliği noktasında katkı sağlanacaktır.

4.1.3. Uygulamanın Önemi

İktisadi modeller, gerçek dünyanın basite indirgenmiş mantıksal bir temsilcisidir. Bu bakımdan geliştirilen büyüme teorileri karmaşık ekonomik süreçlerin açıklanması noktasında yardımcı bir araçtır. Örneğin geleneksel büyüme modelleri, büyüme oranlarının ülkeden ülkeye farklılaşmasını her ülkenin sahip olduğu sermaye birikiminin aynı olmaması ile açıklamaktadır. Yeni büyüme teorileri ise iktisadi büyümenin belirleyici unsurlarını genişletmiştir. Teknoloji düzeyi, istihdam ve demografi yapısı, sosyal sermaye, dış ticaret hadleri, enflasyon oranı, işsizlik rakamları ve coğrafi konumları iktisadi büyümenin belirleyici unsurlarından bazılarıdır. Özellikle son otuz yıllık dönemde coğrafi konumun iktisadi olaylara etkisi teknolojik gelişmeye bağlı olarak giderek artmaktadır. Ülkelerin dünya üzerindeki konumları, sahip oldukları doğal kaynakların miktarı, çevrelerinin iklimi, ulaşım imkanları ve bilgi teknolojilerinin bölgeler arasındaki yayılımı coğrafyanın temel belirleyicileridir ve uzun dönemde ülkelerin iktisadi büyüme ve kalkınmalarında önemli bir rol oynamaktadır (Bloch ve Tang,2004).

Neo-klasik teoride mekân ile ekonomi arasındaki ilişki analiz dışı bırakılmıştır, oysa ekonomi mekânsal bir öğeden fazlası değildir. Zira dünya üzerinde yer alan tüm alanların belirli ölçütlere göre sınıflandırmalara tabi tutulması mekânsal etkilerin sabit olamayacağı gerçeğini yansıtmaktadır. Merkez ve çevre ülkeler, gelişmiş, gelişmekte olan ve gelişmemiş ülkeler vb. ayrımlar sınıflandırmalar için örnek verilebilir. Bu tür bir sınıflandırmanın kapsamına giren ülkelerin veya daha genel tanımıyla alanların kendine has coğrafi ve sosyo-ekonomik özelliklere sahip olmaları analizlerin yöntem ve sonuçlarını etkilemektedir. Analiz dışı bırakılan bu etkileşim, mekânsal ekonometrinin gelişimiyle birlikte modellenmektedir. Açıkça anlaşılacağı üzere geliştirilen her bir model bir önceki modelin yıkımı değil, tamamlayıcısı konumundadır.

4.1.4. Uygulamada Yer Alan Ülkeler

Bu başlık altında OECD ülkelerinin ekonomik büyüme göstergelerinde mekândan kaynaklı bir etkileşim olup olmadığını incelemeye önce kısaca OECD'nin tarihine, kuruluş amacına ve üye ülkelerine değinilecektir.

“İktisadi İşbirliği ve Gelişme Teşkilatı” veya “Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü” olarak bilinen OECD, II. Dünya Savaşı sonrası Batı Avrupa ekonomilerinin tekrar ayağa kaldırılması amacıyla, Marshall Planı öncülüğünde ABD ve Kanada'nın o dönem yaptıkları mali yardımın dağıtımına hizmet etmek ve Avrupa ülkeleri arasında gerçekleşecek ticari ödemelerin serbestleşmesini kolaylaştırmak amacıyla 1947-1960 döneminde faaliyette bulunan “Avrupa Ekonomi İşbirliği Teşkilatı (OEEC)” nın devamı niteliğinde kurulmuş uluslararası bir ekonomi örgütüdür (<http://www.mfa.gov.tr>, 02.03.2018).

14 Aralık 1960'ta imzalanan “Convention on the Organisation for Economic Co-operation and Development” anlaşması ile 30 Eylül 1961 tarihinde Paris'te kurulmuştur. Örgütün amacı anlaşmanın 1. Maddesinde;

- Mali istikrarı gözeterek, sürdürülebilir en yüksek ekonomik büyüme ve istihdam zemini yaratacak, üye ülkelerin hayat standardını iyileştirecek ve böylece dünya ekonomisini bir bütün olarak geliştirecek,
- Üye olsun yada olmasın dünya genelinde tüm ülkelerde sağlıklı ekonomik kalkınma süreçleri oluşturacak,

- Uluslararası sorumlulukların bilinci ile hareket ederek ayırım yapmadan dünya ticaretinin büyümesine katkı sağlayacak yönetsel tavsiyelerde bulunmak olarak belirtilmektedir.

Örgütün 20 kurucu üye olmak üzere 34 üyesi bulunmaktadır. Kurucu üyeler ABD, Kanada, Hollanda, Belçika, Almanya, Fransa, İspanya, Lüksemburg, Portekiz, İtalya, Danimarka, İrlanda, İngiltere, İsviçre, Avusturya, Yunanistan, Norveç, İsveç, İzlanda ve Türkiye'dir. Sonradan katılan ülkeler ise Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Finlandiya, Avustralya, Meksika, Yeni Zelanda, Japonya, Polonya, Güney Kore, Slovakya, Estonya, Şili, İsrail ve Slovenya'dır.

Bugün 34 üye ülke ile birlikte OECD, hükümetlere tecrübelerini birbirleriyle paylaşabilecekleri ve problemler karşısında ortak çözüm üretebilecekleri tarafsız bir platform sunmaktadır (disiliskiler.kulturturizm.gov.tr, 02.03.2018).

Analize dahil edilen ülkeler öncelikle bağımlı değişken olarak incelenen ekonomik büyümeye ve bağımsız değişkenlere ait verilerin elde edilebilirliğine, daha sonra da mekânsal etkileşimi ortaya çıkarmak adına ülkelerin sınırsal komşuluklarına göre seçilmiştir. Bu bağlamda 34 OECD ülkesi içinden çoğunluğu kurucu üye olmak üzere sadece 14 ülke ile çalışmaya devam edilebilmiştir. Bu ülkelerin komşuluklarının tespiti için haritada gösterimi ve listesi aşağıda verilmiştir.

Şekil 4.1: OECD Üye Ülkeler Haritası



Çalışmada bağımlı değişken olarak ekonomik büyüme alınmış ve ülkelerarası komşuluk ilişkilerini yansıtan ağırlık matrisi ile açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki olası etkileri ülkelerin coğrafi konumları nispetinde incelenmiştir. Mekânsal ağırlık matrisi ülkelerin sınırsal komşuluklarına göre oluşturulmuştur. Buna göre eğer iki ülke ortak sınırı paylaşıyor ise 1, paylaşmıyorsa 0 değeri verilerek matris yapısı belirlenmiştir. Mekânsal ağırlık matrisinin modele dahil edilmesinden önce ise yorumlama kolaylığı sağlaması açısından satır toplamı 1 olacak şekilde standartlaştırma işlemi yapılmıştır.

Tablo 4.1: Uygulamada Yer Alan Ülkeler

Avusturya	İspanya	İngiltere	İtalya	Portekiz
Almanya	Finlandiya	Yunanistan	Hollanda	Türkiye
Danimarka	Fransa	İrlanda	Norveç	

4.1.5. Veri Seti

Çalışmada ekonomik büyümeyi etkileyen değişkenlerin seçiminde, teorik yaklaşımlar ve ampirik çalışmalar incelenmiş olup açıklayıcı olarak temel makroekonomik değişkenler tercih edilmiştir.

Veriler başta OECD olmak üzere World Bank (WB) ve T.C. Kalkınma Bakanlığı (TCKB)'nın resmi veritabanından temin edilmiştir. Değişkenlerin gayri safi yurtiçi hasıla (GSYH) içindeki oranları dikkate alınmıştır. Söz konusu değişkenler ve değişkenlere ait verilerin hangi kaynaklardan alındığı tablo olarak gösterilmiştir.

Tablo 4.2: Veri Seti

Ekonomik Büyüme	GR (%GSYH)	WB
Faiz Oranı	INT (%GSYH)	OECD, WB, TCKB
Tasarruf Oranı	SR (%GSYH)	OECD
Endüstriyel Üretim	IND (%GSYH)	OECD
Kamu Harcamaları	GOV (%GSYH)	OECD
Cari İşlemler Dengesi	CAB (%GSYH)	OECD, WB

Analizde kullanılan deęişkenlerin genel yapısı hakkında bilgi edinmek için tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.3'te ve aralarındaki korelasyon tablo 4.4'te verilmiştir.

Tablo 4.3: Tanımlayıcı İstatistikler

<i>Deęişken</i>	<i>Ortalama</i>	<i>Standart Sapma</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maksimum</i>
Ekonomik Büyüme	1.522	3.048	-9.1	9.9
Faiz Oranı	6.027	7.817	1.16	74.7
Tasarruf Oranı	6.981	7.354	-13	27.6
Endüstriyel Üretim	102.5	12.385	62.3	130.1
Kamu Harcamaları	20.06	3.212	11.7	28.1
Cari İşlemler Dengesi	2.122	7.055	-12.6	18.8

Tablo 4.4: Korelasyon Matrisi

	GR	INT	SR	IND	GOV	CAB
GR	1.0000					
INT	0.0502	1.0000				
SR	0.4199	0.1983	1.0000			
IND	0.1285	-0.3946	-0.1905	1.0000		
GOV	-0.4232	-0.5307	-0.1968	0.1971	1.0000	
CAB	0.0424	-0.1460	0.6051	-0.4103	0.1226	1.0000

Tablo 4.3 ve 4.4'göre, 14 OECD ülkesi için ekonomik büyüme deęişkeni en düşük deęeri - 9.1 iken, en yüksek deęeri 9.9 olup en küçük standart sapmaya sahiptir. Faiz oranı deęişkeni, ortalama 6.027 iken, en düşük deęeri 1.16 ve en yüksek deęeri 74.7 olduęu görülmektedir. Endüstriyel üretim deęişkeni en yüksek ortalamaya sahip olup, sırasıyla en küçük ve en büyük olmak üzere 62.3 ve 130.1 deęerleri arasında yer almaktadır. Deęişkenler arasındaki ilişkinin yönü ve derecesi hakkında bilgi veren korelasyon matrisi ise çoklu doğrusal bağlantı sorunu için ön kontrol amacıyla verilmiştir.

Analizin amacı ile beraber incelenmek istenen konu birim ve zaman boyutuna göre deęerlendirmek istenildięi için panel veri yapısı tercih edilmiştir. Mekânsal ilişkilerin dahil

edilmesi ile de hem panel veri hemde mekânsal analizin avantajları biraraya getirilmiştir. Böylece daha yüksek serbestlik derecesi ile beraber daha çok değişkenlik sağlanmaktadır. Bunun yanında çoklu doğrusal bağlantı sorununun görülme olasılığı azalmakta, tahmincilerin etkinliği arttırılmaktadır. Söz konusu mekânsal etkileşimin modelde yer alması ise daha sağlıklı sonuçlar verecektir.

Bir sonraki başlıkta belirtilen ülke ve dönem aralığı için aynı değişkenlerle öncelikle mekânsal etkiler dahil edilmeden sonrasında ise mekânsal etkiler dikkate alınarak yapılan model tahminlerine yer verilecektir. Literatür de tercih sıklığı ve modelin uygunluğu sebebiyle mekânsal modeller maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmiştir.

4.2. Tahmin Edilen Modeller, Sonuçları Ve Yorumlanması

Bilindiği gibi regresyon analizi, sosyal bilimlerde en sık kullanılan istatistiki modelleme yöntemidir. Mekânsal etkilerin söz konusu olduğu bir model için bu tekniğin kullanılması, analize dahil edilen verilerin boşlukta sabit noktalar üzerindeymiş gibi algılanmasına neden olur. Dolayısıyla mekânsal ekonometri bir alt dal olarak geleneksel ekonometriden ayrılmaktadır ve söz konusu veriler için regresyon modellerindeki mekânsal bağımlılığı ve mekânsal heterojeniteyi dikkate alan bir yöntem kullanır.

Klasik doğrusal regresyon modeli, mekânsal analizler için başlangıç ve karşılaştırma modeli olabilir. İlişki yapısını yansıtan mekânsal modelin belirlenmesi için yapılacak belirleme testleri havuzlanmış en küçük kareler (Pooled Ordinary Least Square: POLS) kalıntılarına dayanmaktadır. Bu sebeple ilk olarak mekânsal etkilerin bulunmadığı POLS modeli tahmin edilmiştir. Ardından tahmin edilen model için mekânsal etkilerin varlığı test edilmekte ve mekânsal etkilerin varlığında söz konusu model genişletilmektedir. Literatürde bu süreç özelden genele yaklaşım olarak adlandırılmaktadır (Elhorst,2014:7).

Tablo 4.5: POLS Tahmin Sonuçları

<i>Değişken</i>	<i>Katsayı</i>	<i>Standart Hata</i>	<i>t</i>	<i>Olasılık</i>
Bağımlı Değişken: Ekonomik Büyüme				
Faiz Oranı	-.0861739	.0229387	-3.76	0.000*
Tasarruf Oranı	.3093954	.0378954	8.16	0.000*
Endüstriyel Üretim	.044292	.0124372	3.56	0.000*
Kamu Harcamaları	-.2300395	.0507027	-3.98	0.000*
Cari İşlemler Dengesi	-.2123924	.0507027	-4.19	0.000*
R ² =0.5463		F(5,205)=49.37		
Adj. R ² =0.5352		F(prob.)=0.0000		

* , %5 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlılığı göstermektedir.

$$GR_{it} = -0.08INT_{it} + 0.30SR_{it} + 0.04IND_{it} - 0.23GOV_{it} - 0.21CAB_{it} + \varepsilon_{it}$$

Ülkelerin işsizlik rakamları, enflasyon oranı, tasarruf oranı, kamu harcamaları, sanayi üretimi, faiz oranı, döviz kuru, cari işlemler dengesi, dış ticareti, nüfus yoğunluğu gibi temel makroekonomik değişkenler ile model tahminleri yapılmıştır. Ancak faiz oranı, tasarruf oranı, kamu harcamaları, sanayi üretimi, cari işlemler dengesi olmak üzere tüm değişkenlerinin 0.05 hata payı ile istatistiki olarak anlamlı ve katsayı işaretlerinin iktisadi olarak uygun olduğu model ile analize devam edilebilmiştir. Özetle oluşturduğumuz modelin sonuçları anlamlı ve yorumlanabilir niteliktedir.

Mekânsal ekonometriden söz edebilmek için önce mekânsal ekonometrinin kaynağı olan mekânsal etkiden söz etmek gerekir. Havuzlanmış en küçük kareler kalıntıları kullanılarak mekânsal etkinin olup olmadığı, eğer mekânsal etki var ise mekânsal yapının hangi etkinin altında olduğunu belirlemek amacıyla belirleme testleri yapılmıştır. Testlere ilişkin sonuçlar Tablo 4.6'da verilmektedir.

Tablo 4.6: Belirleme Test Sonuçları

<i>Test</i>	<i>Hesap Değeri</i>	<i>Olasılık</i>
Mekânsal Hata:		
LM _λ	0.003	0.955
RobustLM _λ	2.341	0.126
Mekânsal Gecikme:		
LM _ρ	4.107	0.043
RobustLM _ρ	6.445	0.011

Uygun bağımlılık yapısının belirlenmesi için kullanılan testlerden LM_λ mekansal hata bağımlılığını, LM_ρ mekansal gecikme bağımlılığını sınamak amacıyla kullanılır. Sonuçlar incelendiğinde, mekansal hata bağımlılığını test eden LM_λ 'nin temel hipotezi ($H_0: \lambda = 0$) %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak reddedilememektedir. Bu sonuç, klasik regresyon varsayımının geçerli olduğu ve mekansal hata etkisinin olmadığını ifade etmektedir. Mekansal gecikme bağımlılığını test eden LM_ρ 'nin temel hipotezi ise ($H_0: \rho = 0$) %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak reddedilmektedir. Klasik regresyon varsayımı geçerli değildir ve mekansal gecikme etkisi vardır. Mekansal ardışık bağımlılık söz konusudur, başka bir ifadeyle komşuluk ilişkisi içinde değerlendirilen ülkelerin büyüme oranlarının açıklanmasında ele alınan dönem aralığı itibariyle mekansal bir etkileşim vardır.

Çalışmamızda mekansal hata etkisi anlamsız mekansal gecikme etkisi anlamlı olduğundan robust dönüşümlerinin değerlendirilmesine gerek bulunmamaktadır. Sonuç olarak, mekansal gecikme etkisinin var olduğuna karar verilmiştir. Dolayısıyla uygun olan mekansal gecikme modeli (SAR)'dir. Mekansal korelasyon belirlendiğinde en küçük kareler tahmincileri yanlı olabilir, dolayısıyla uygun mekansal ekonometrik araçların kullanımı gereklidir. Bu noktada Anselin (1988)'in önerisi EKK'ya alternatif olarak ML yöntemidir. Zira mekansal hata ve mekansal gecikme modellerinin tahminine ilişkin ilk çalışmalardan birini gerçekleştiren Ord (1975)'un elde ettiği sonuç EKK ve ML'yi kıyaslaması ile yalnız ML'nin etkin ve sapmasız tahminler sağladığı şeklinde olmuştur. Mekansal gecikme modeline ait tahmin sonuçları Tablo 4.7'de özetlenmektedir.

Tablo 4.7: SAR Modeli ML İle Tahmin Sonuçları

<i>Değişken</i>	<i>Mekânsal Gecikme Modeli (SAR)</i>	<i>Mekânsal Gecikme Modeli (SAR-FE)</i>	<i>Mekânsal Gecikme Modeli (SAR-RE)</i>
Bağımlı Değişken: Ekonomik Büyüme			
w1y_Ekonomik Büyüme	-	.7114049 (0.000)*	.7040282 (0.000)*
Endüstriyel Üretim	-.0243697 (0.022)*	-	-
Tasarruf Oranı	.1813537 (0.000)*	.1926406 (0.000)*	.1988524 (0.000)*
Kamu Harcamaları	-.1683443 (0.001)*	-.1614046 (0.001)*	-.1678585 (0.000)*
Cari İşlemler Dengesi	-.1784667 (0.000)*	-.1692865 (0.000)*	-.1738233 (0.000)*
Sabit	6.464604 (0.000)*	2.895216 (0.007)*	3.01036 (0.008)*
Faiz Oranı	-	-.0889261 (0.000)*	-.0915706 (0.000)*
Rho (ρ)	.4355864 (0.000)*	0.7114 (0.000)*	0.7040 (0.000)*
R ²	0.2560	0.4301	0.4401
Adj. R ²	0.2451	0.3764	0.3874
F(prob.)	0.0000	0.0000	0.0000

* , %5 önem seviyesinde istatistikî olarak anlamlılıđı göstermektedir.

Tablo 4.7’de yer alan tahmin sonuçları incelendiđinde her bir mekânsal modelin anlamlı olduđu görölmektedir. Mekânsal bağımlılıđı temsil eden ρ ’nun da %95 güven düzeyi altında anlamlı olduđu görölmektedir. Mekânsal gecikme teriminin pozitif olması bir ülkede ekonomik büyüme eğilimi ne yönde ise o ülkenin komşularında da aynı yönde olacağına işaret etmektedir. Dolayısıyla her bir ülkenin ekonomik büyümesi tüm bu deđişkenlerden etkilenmenin yanında komşu ülkelerin ekonomik büyüme potansiyelinden de etkilendiđi anlamına gelmektedir. Bununla beraber ekonomik büyümeyi açıklayıcı deđişkenlerin etkililiđi ekonomik konjonktüre ve genel ekonomik politikanın seçimine göre şekillenmektedir. Örneđin tasarruf oranının yüksekliđi daha yüksek büyüme oranının gerçekleşmesi için belirleyici olarak kabul edilebilir. Fakat söz konusu deđişkenin büyüme için pozitif bir şoka dönüşmesi makro ekonomik görünümün sağladığı yatırım ortamının kurulması ile mümkündür. Ayrıca bu yatırım ortamı da tercih edilen büyüme politikasından etkilenecektir.

$$GR_{it} = 0.18SR_{it} - 0.02IND_{it} - 0.16GOV_{it} - 0.17CAB_{it} + \varepsilon_{it}$$

Tahmin sonucuna göre diğer değişkenler sabitken endüstriyel üretim hacmindeki %1’lik artış %0.24, kamu harcamalarındaki %1’lik artış %16, cari işlemler dengesindeki %1’lik artış ise %17 olarak ekonomik büyüme üzerinde azaltıcı etkiye sahipken; tasarruf oranındaki %1’lik artış %18 nispetinde artırıcı etkiye sahiptir.

Sabit etkili mekânsal gecikme modeli (Spatial Panel Fixed-Effects Lag Regression: SAR-FE) ve tesadüfi etkili mekânsal gecikme modeli (Spatial Panel Random-Effects Lag Regression: SAR-RE) tahmin sonuçlarına yer verilmesi ile de birimler arasında gözlenen mekânsal etkileşimin modelde nasıl yer bulduğuna, diğer bir ifadeyle etkinin komşu gözlemlerden mi yoksa tesadüfi bölge etkisi olarak adlandırabileceğimiz hata teriminden mi kaynaklandığı gösterilmektedir. Sabit etkili mekânsal gecikme modeli tahminine göre ele alınan ülkeler içerisinde herhangi bir *i* ülkesinin komşusu olan ülkelerdeki büyüme oranı %1 arttığında *i* ülkedeki büyüme oranı % 0.7114 artacaktır. Sonuç olarak pozitif ardışık bağımlılığın güçlü olduğu mekânsal yapı ile bir ülkede büyüme eğilimi ne yönde ise o ülkenin komşularının da aynı eğilim içinde olacağını; komşu ülkelerdeki büyüme oranının ülkenin büyüme oranını arttırdığı şeklinde yorumlanabilir. Tesadüfi etkili mekânsal gecikme tahminine göre ise ele alınan ülkeler içerisinde herhangi bir *i* ülkesinin komşusu olan ülkelerdeki büyüme oranı %1 arttığında tesadüfi bölge dahilinde *i* ülkedeki büyüme oranı % 0.7040 artacaktır.

SONUÇ

“Bazı ülkelerin neden zengin, bazı ülkelerin ise neden yoksul olduğu” sorusu iktisat yazınında son yirmi yıldır önemini korumaktadır. Ekonomik veriler ışığında, ülkelerin iktisadi büyüme oranlarının ve kaynaklarının farklı olduğu görülmektedir. Bu farklılık literatürde büyüme ilişkilerini inceleyen çeşitli çalışmalarda yer almış, geleneksel ve içsel büyüme teorileri genişletilmiştir.

Birim boyutunun ülkeler olması ve ülkeler arasında komşuluk ilişkilerinin görülebileceği ihtimali ile mekânsal bağımlılıkları analize dahil eden model tahminlerinin yapılması ise bu noktada daha gerçekçi olacaktır. Aksi takdirde modelin özünü oluşturan ama dahil edilmeyen mekânsal yapılar bağımlı değişkende yanlı ve tutarsız; hata teriminde de etkisiz tahmincilere neden olabilmektedir. Ayrıca analizin mekânsal ilişkileri göz ardı etmesi yanlış yorumlamalara da sebebiyet verebilir. Diğer taraftan ülkelerin ekonomik verilerinin ve diğer ülkelerle ilişkilerinin coğrafi konumlarıyla değerlendirilmesi iktisadi açıdan da pek çok gerekçeye dayandırılmaktadır. Sosyoekonomik ve siyasi şartları birbirine benzer olan ülkeler, kendi aralarındaki etkileşimi pozitif yönde etkilemekte ve bu durum büyüme olanaklarını artırmaktadır. İkincil olarak, emek piyasası ve büyüme için önem arz eden emek, sermaye, yatırım ve nüfus gibi değişkenlerin birbirine yakın bölgeler arasında nakliye maliyeti ve ulaşım kolaylığı gibi sebeplerle daha kolay yer değiştirdiği vurgulanmaktadır. Dayandırılan diğer bir gerekçe, komşu ülkelerin girdi-çıkıtı malları ile ilgilidir. Şöyleki bir ülkenin ürettiği ürün diğer bir ülke için ara malı olabilmekte ve bu birbirine bağımlılık durumu mekânsal yakınlık nispetinde daha da artmaktadır. Dolayısıyla söz konusu ülkenin şartlarındaki iyileşme/kötüleşme durumunda bağımlılık içinde olan ülkenin büyüme potansiyeli de etkilenecektir. Son olarak ise bir ülkede görülebilecek olası şoklar (terör, doğal afetler vs.) şüphesiz yayılma etkisiyle öncelikle kendisine yakın olan ülkeler üzerinde etkili olacaktır.

Mekânsal ekonometrik modellerin tanıtımı ve maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin sürecini gösteren bu analizde, örnek olay olarak ekonomik büyüme olgusu değerlendirilmiştir. Ekonometrik analize dahil edilen değişkenler işsizlik rakamları, enflasyon oranı, faiz oranı, tasarruf oranı, kamu harcamaları, döviz kuru, dış ticareti, nüfus yoğunluğu, cari işlemler dengesi ve sanayi üretimini kapsamaktadır. Ancak faiz oranı, tasarruf oranı, kamu harcamaları, sanayi üretimi, cari işlemler dengesi değişkenlerinin yer aldığı model anlamlı

bulunmuştur. OECD'ye üye 14 ülkenin 2000-2014 dönemine ait verileri kullanılarak iktisadi büyüme üzerinde etkili olası mekânsal ilişki araştırılmış ve iktisadi büyüme açısından OECD ülkeleri arasında mekânsal etkileşim olduğu ortaya çıkmıştır. Bir coğrafyaya ait ekonomik değişken değerinin komşu coğrafyadaki ülkelerin değerinden etkilendiği tespit edilmiştir. Komşuluğun iktisadi büyüme üzerinde pozitif etkisinin bulunması ile büyüme modellerinin mekânsal ilişkileri gözeterak geliştirilebileceği sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla çalışma amacına uygun olarak elde edilen analiz çıktıları ile mekânsal ekonometrik yöntemlerin geçerliliği ile birlikte üstünlüğü de kanıtlanmıştır.



KAYNAKÇA

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L. (1988). Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*. 20, 1-17.

Anselin, L. (1988). Model Validation in Spatial Econometrics: A Review and Evaluation of Alternative Approaches. *International Regional Science Review*. 11(3). 279-316.

Anselin, L.(1990). Some Robust Approaches to Testing and Estimation in Spatial Econometrics. *Regional Science and Urban Economics*. C.20, No:2.

Anselin, L. (1992). *Spatial Data Analysis with GIS: A Introduction to Application in the Social Sciences*. www.ncgia.ucsb.edu/Publications/Tech_Reports/92/92-10 (14.07.2017)

Anselin, L. ve S. Hudak. (1992). Spatial Econometrics in Practice: A Review of Software Options. *Regional Science And Urban Economics*. 22, 509-536.

Anselin, L. ve J.G.M. Florax. (1995). Small Sample Properties of Tests For Spatial Dependence in Regression Models. *New Directions In Spatial Econometrics*, Ed.By L.Anselin & R.J.G.M.Florax, Berlin, SpringerVerlag.

Anselin, L., A.K.Bera, R.J. Florax, ve M. Yoon. (1996). Simple Diagnostics Tests for Spatial Dependence. *Regional Science and Urban Economics*. 26, 77-104.

Anselin, L. ve H.H. Kelejian. (1997). Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors. *International Regional Science Review*. 20(1-2). 153-182.

Anselin, L. ve A.K.Bera. (1998). Spatial Dependence in Linear Regression Models With an Introduction to Spatial Econometrics. *Handbook of Applied Economic Statistics*, Ed.By A.Ulah, D. Giles New York , Marcel Dekker.

Anselin, L. (2001). Spatial Econometrics, A Companion to Theoretical Econometrics (Chapter:14). *Blackwell Publishing*. 310-330.

Anselin, L. (2002). Under the Hood Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models. *Agricultural Economics*. C.27, No:3. 247-267

Anselin, L. (2003a). Spatial Externalities. *International Regional Science Review*. 26(2).147–152.

Anselin, L. (2003b). Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics. *International Regional Science Review*. 26(2). 153–166.

Anselin, L., Le Gallo J., ve H. Jayet. (2006). Spatial panel econometrics. In: Matyas L, Sevestre P. (eds) The econometrics of panel data, fundamentals and recent developments in theory and practice, 3rd edn. Kluwer, Dordrecht. 901-969.

Anselin, L., J.L. Gallo, ve H. Jayet (2008). Spatial Panel Econometrics, The Econometrics of Panel Data (Chapter:19). *Springer Berlin Heidelberg*. 625-660.

Anselin, L. (2010). Thirty Years of Spatial Econometrics. *Papers in Regional Science*, Wiley Blackwell. Vol. 89(1). 3-25.

Arbia, G. (2006). *Spatial Econometrics*. Springer Berlin Heidelberg: New York.

Balestra, P. ve M. Nerlove. (1966). Pooling Cross-section and Time-series Data in the Estimation of a Dynamic Economic Model: The Demand for Natural Gas. *Econometrica* 34.

Baltagi, Badi H.(1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons Ltd.

Baltagi, B.H., S.H. Song ve W. Koh. (2003). Testing panel data regressions models with spatial error correlation. *Journal of econometrics*. 117(1). 123-150.

Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3.Ed.Wiley

Baltagi, B. H. ve L. Liu. (2008). Testing for random effects and spatial lag dependence in panel data models. *Statistics & Probability Letters*. 78(18). 3304-3306.

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

Bera, A.K. ve M.J. Yoon (1993). Specification Testing with Misspecified Alternatives. *Econometric Theory*. C.9, No:4. 649-658.

Burridge, P. (1980). On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation. *Journal of the Royal Statistical Society B*. C.42, No:1. 107-108.

Breusch, T. S. ve A. R. Pagan. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications To Model Specification In Econometrics. *The Review Of Economic Studies*. 47/1. 239-253.

Bloch, H. ve S. H. K. Tang. (2004). Deep Determinants of Economic Growth: Institutions, Geography and Openness to Trade. *Progress in Development Studies*. 4 (3): 245-255.

Case, A.C. (1991). *Spatial Patterns in Household*, *Econometrica*. 59:4. 953-965

Cameron , A. ve P. Trivedi. (2005). *Microeconometrics Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.

Conley, Timothy G. ve B. Dupor. (2003). A Spatial Analysis of Sectoral Complementarity. *Journal of Political Economy*. 111 (2): 311-352.

- Cliff, A. ve K. Ord. (1972). Testing for spatial autocorrelation among regression residuals Geographical analysis. 4(3). 267-284.
- Cliff, A.D. ve J. Keith Ord (1981). Spatial Processes.London: Pion.
- Darmofal, D. (2006). Spatial Econometrics and Political Science. *Annual Meeting of Southern Political Science Association*. Atlanta. GA. <http://people.cas.sc.edu/darmofal/Spatial%20Econometrics.pdf> (22.08.2017)
- Debarsy, N. ve C. Ertur. (2010). Testing For Spatial Autocorrelation In A Fixed Effects Panel Data Model. *Regional Science And Urban Economics*. 40/6. 453-470.
- Dow, Malcolm M., Micheal L. Burton, Douglas R. White ve Karl P. Reitz. (1984). Galton's Problem as Network Autocorrelation. *American Ethnologist*, 11 (4): 754-770.
- Elhorst, J.P. (2003). Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Science Review*. C.26, No:3. 244-268.
- Elhorst, J.P. (2008). Serial and spatial error correlation. *Economics Letters*. 100(3). 422-424.
- Elhorst, J.P. (2009). Spatial Panel Data Models. In MM Fischer, A Getis (eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer-Verlag A. Getis, eds. Berlin, Heidelberg, New York:Springer.
- Elhorst, J.P. (2010). Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Econometrics Analysis*. C.5, No:1. 9-28.
- Elhorst, P., G. Piras ve G. Arbia. (2010). Growth and Convergence in a Multiregional Model with Space- Time Dynamics. *Geographical Analysis*. 42(3). 338-355.
- Elhorst, J.P. (2014). Linear Spatial Dependence Models for Cross-Section Data. *Spatial Econometrics (Chapter2)*. Springer Berlin Heidelberg. 5-36.
- Erer, E. ve D. Erer. (2014). AB Ülkelerinde Küreselleşmenin İşsizlik Üzerine Etkileri: Mekansal Panel Veri Analizi. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*. 18 (2). 21-36.
- Erlat, H. (1997). Panel Data: A Selective Survey,METU, *Discussion Paper Series* No: 97-04.
- Ertur, C. ve W. Koch. (2007). Growth, Technological Interdependence And Spatial Externalities: Theory and Evidence. *Journal of Applied Econometrics*. 22/6. 1033-1062.
- Fischer, Manfred M. ve J. Wang (2011). Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques. *Springer Science & Business Media*.

- Florax, R. JGM. ve Arno J. Van Der Vlist. (2003). Spatial Econometric Data Analysis: Moving Beyond Traditional Models. *International Regional Science Review*. C.26, No:3. 223-243.
- Geary, R. C. (1954). The Contiguity Ratio and Statistical Mapping. *The Incorporated Statistician*. C.5, No:3. 115-146.
- Getis, A. ve J.K.Ord. (1992). An analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistic. *Geographical Analysis*. C.24, No:3.189-206.
- Green William H. (1997). *Econometric Analysis*. Third Edition. Prentice Hall International, Inc.
- Greene, W. (2008). *Econometric Analysis*. 6. Edit. New Jersey: Pearson Education, Inc.
- Griffith, D. A. (1987). Toward a Theory of Spatial Statistics: Another Step Forward. *Geographical Analysis*, C.19, No:1. 69-82.
- Griffith, Daniel A. ve Jean H. P. Paelinck. (2011). Non-Standard Spatial Statistics and Spatial Econometrics. *Advances in Geographic Information Science*: v-xxix.
- Gumprecht, D. (2007). *Spatial Methods in Econometrics: An Application to R&D Spillovers*, <http://epub.wu.ac.at/290/1/document.pdf> (27.08.2017)
- Gujarati, D. (2004). *Basic Econometrics*. 4. Edit. New York: The McGraw-Hill Companies.
- Güriş, S. (2015). Panel Veri ve Panel Veri Modelleri. S. Güriş içinde, Stata ile Panel Veri Modelleri (1-38). İstanbul: Der Yayınları.
- Gujarati, D.N. ve D. Porter. (2009). *Basic Econometrics*. Mc Graw-Hill International Edition.
- Günel, F.E. (2013). *Mekânsal Panel Veri Modelleri ve Avrupa Ülkelerindeki İntihar Oranları Üzerine Uygulaması. Doktora Tezi. Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi, Fen Bilimler Enstitüsü, İstanbul.*
- Hausman, J. ve W. Taylor. (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*. 1377-1398.
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*. 1251-1271.
- Heisenberg, W. (1971). *Physics and Beyond; Encounters and Conversations*. Akt. Arnold J.Pomerans. New York: Harper & Row.
- Hordijk, L. (1974). Spatial Correlation in the Disturbances of a Linear İnterregional Model. *Regional and Urban Economics*. C.4, No:2.117-140.

- Hordijk, L. ve Jean H.P. Paelinck. (1976). Some Principles and Results in Spatial Econometrics. *Recherches Économiques de Louvain/Louvain Economic Review*. C.42, No:3. 175-197.
- Hordijk, L. (1979). Problems in Estimating Econometric Relations in Space. *Papers in Regional Science*, C.42, No:1. 99-115.
- Holly, S., M. Hashem Pesaran ve T. Yamagata. (2010). A Spatio-Temporal Model of House Prices in the USA. *Journal of Econometrics*. 158 (1). 160-173.
- Hsiao, C. (2002). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis for Panel Data*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Hsiao, C. (2007). Panel data analysis—advantages and challenges. *Test*, 16(1). 1-22.
- Hsiao, C. (2014). *Analysis of Panel Data*. 3. Edit. New York: Cambridge University Press.
- Kalyoncu, H. (2001). Yakınsama Analizine Neoklasik Yaklaşım: Türkiye'nin 67 İlinin Gelir Yakınsaması Üzerine Bir Uygulama. Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 8/ 8.
- Kapoor, M., Harry H. Kelejian ve Í. J. Prucha. (2007). Panel Data Models with Spatially Correlated Error Components. *Journal of Econometrics*, C.140, No:1. 97-130.
- Kelejian, Harry H. ve D. P. Robinson. (1992). Spatial Autocorrelation: A new Computationally Simple Test with an Application to Per capita County Police Expenditures. *Regional Science and Urban Economics*. C.22, No:3. 317-331.
- Kelejian, Harry H. ve D. P. Robinson. (1993). A Suggested Method of Estimation for Spatial Interdependent Models with Autocorrelated Errors, and an Application to a County Expenditure Model. *Papers in Regional Science*. C.72, No:3. 297-312.
- Kelejian, H.H. ve I. Prucha. (1999). A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review*. 40: 509–533.
- Kennedy, P. (1998). *A Guide To Econometrics*. Oxford, Blackwell Publishers.
- Kulh, E. (1959). The Validity of Cross-sectionally Estimated Behavior Equations in Time-series Applications. *Econometrica* 27.
- Lee, L. F. ve J. Yu. (2010). Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects. *Journal Of Econometrics*. 154/22. 165-185.
- LeSage, J.P. (1999). *Spatial econometrics*. www.spatial econometrics.com/html/sbook.pdf (18.09.2017)

- LeSage, J. P. ve R. K. Pace. (2004). *Advances in Econometrics: Spatial and Spatiotemporal Econometrics*. Elsevier Science Ltd., Oxford, UK.
- LeSage, J. P. ve R. K. Pace. (2004). *Advances in Econometrics: Spatial and Spatiotemporal Econometrics*. Elsevier Science Ltd., Oxford, UK.
- LeSage, J.P. ve R. K. Pace. (2009). *Introduction and Spatial Econometrics*, *Taylor and Francis Group*.
- LeSage, J.P., C. Ertur ve J. Le Gallo. (2007). Local Versus Global Convergence in Europe: A Bayesian Spatial Econometric Approach. *The Review of Regional Studies*. 37(1). 82.
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* 22. 3-42.
- Manski, Charles F. (1993). Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. *The Review of Economic Studies*, C.60, No:3.531-542.
- Matyas, L. (1996). *The Econometrics of Panel Data*. Kluwer Academic Publication.
- Matyas, L. ve P. Sevestre. (1996). *The Econometrics of Panel Data: Handbook of the Theory with Applications*. *Kluwer Academic Publishers*.
- Moran, P. (1950a). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*. 37, 17-23.
- Moran, P. (1950b). A Test for The Serial Independence of Residuals. *Biometrika*.37, 178-181.
- Nelson, G. C. (2002). Introduction to the special issue on spatial analysis. *Agricultural Economics*. 27(3). 197–20.
- Ord, K. (1975). Estimation Methods for Models of Spatial Interaction. *Journal of the American Statistical Association*, C.70, No:349. 120-126.
- Paelinck, Jean H.P. ve Leo H. Klaassen. (1979). *Spatial Econometrics*, Farnborough: Saxon House.
- Pesaran, H. ve E. Tosetti. (2007). Large Panels with Common Factors and Spatial Correlations. Cambridge University, *working paper*.
- Pesaran, M.H. ve E. Tosetti. (2011). Large panels with common factors and spatial correlation. *Journal of Econometrics*. 161(2). 182-202.
- Piras, G. ve G. Arbia. (2007). Convergence in per-capita GDP across EU-NUTS2 Regions using panel data models extended to spatial. *Statistica*. 67(2).157-172.

Rey, S.J. ve B.D. Montouri. (1998). *U.S. Regional Income Convergence: Spatial Econometric Perspective*, Department of Geography. San Diego State University.

Rey, Sergio J. ve Brett D. Montouri. (1999). US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective. *Regional Studies*. 33 (2).143-156.

Ripley, B. D. (1981). *Spatial Statistics*. Wiley, New York.

Rodrik, D., A. Subramanian ve F. Trebbi. (2002). Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development. *National Bureau of Economic Research*. NBER Working Paper No. 9305, 1-44.

Romer, P. M. (1989). Capital Accumulation in the Theory of Long Run Growth. In *Modern Business Cycle Theory*. Ed. Robert J. Barro. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Swamy, P.A.V.B. (1970). Efficient Inference In A Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, Vol.38, No.2. 311-322.

Simmons, Beth A. ve Z. Elkins. (2004). The Globalization of Liberalization: Policy Diffusion in the International Political Economy. *American Political Science Review*. 98 (1). 171-189.

Sokal, Robert R. ve Neal L. Oden. (1978). Spatial Autocorrelation in Biology: 1. Methodology. *Biological journal of the Linnean Society*. C.10, No:2.199-228.

Tirtiroglu, D., B. Tanyeri, E. Tirtiroglu ve Kenneth N. Daniels. (2011). Banking Geography and Cross-Fertilization in the Productivity Growth of US Commercial Banks. Koç University-*TÜSİAD Economic Research Forum Working Paper Series*. No:1108.

Tobler, Waldo R. (1979). Cellular Geography. *Philosophy in Geography*. Springer Netherlands. 379-386.

Ullah ve Giles. (1998). *Handbook of Applied Economic Statistics*. Marcel Dekker, New York.

Upton, Graham J. ve B. Fingleton. (1985). *Spatial Data Analysis by Example Vol.1: Point Pattern and Quantitative Data*, Wiley.

Ün, T. (2007). Çok seçenekli nitel bağımlı değişkenli panel veri modelleri ve mevduat bankaları üzerine bir uygulama. Doktora Tezi.

Vega, Solmaria H. ve J. Paul Elhorst. (2013). On Spatial Econometric Models, Spillover Effects, and W. *53rd ERSA Congress, Palermo, Italy*. http://www.sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA_2013_paper_00222.pdf (21.07.2017)

Vega, Solmaria H. ve J. Paul Elhorst. (2013). *On Spatial Econometric Models, Spillover Effects, and W. 53rd ERSA Congress, Palermo. Italy*. http://www.sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA_2013_paper_00222.pdf (23.07.2017)

Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics*. 2.Edit. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.

Viton, Philip A. (2010). *Notes on Spatial Econometric Models*. City and Regional Planning.

Vreyer P. ve G. Spielvogel. (2005). *Spatial Externalities Between Brazilian Municipios and Their Neighbours*. University of Lillie 2 and IRD-DIAL.

Yerdelen Tatođlu, F. (2012). *Panel Veri Ekonometrisi*. İstanbul: Beta Yayıncılık.

Yıldırım, J., Nadir Öcal ve Süheyla Özyıldırım. (2009). Income Inequality and Economic Convergence in Turkey: A Spatial Effect Analysis. *International Regional Science Review*, 32 (2): 221-254.

Zellner, A. (1962). An Efficient Method Of Estimating Seemingly Unrelated Regressions And Tests For Aggregation Bias. *Journal Of American Statistical Association*. 57: 348-368.

Zeren, F. (2011). Mekânsal Etkileşim Analizi. *Ekonometri ve İstatistik*. (12): 18-39.

Ward, Michael D. ve K. Skrede Gleditsch. (2007). *An Introduction to Spatial Regression Models in the Social Sciences*.

http://dces.wisc.edu/wpcontent/uploads/sites/30/2013/08/W4_W7_WardGleditsch.pdf

Whittle, P. (1954). On Stationary Processes in the Plane. *Biometrika*. C.41, No:3/4. 434-449.

Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*, England, The MIT Pres.

Wooldridge, J.M. (2009). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Publisher: South-Western.

Wringley, N. (1979). *Statistical Applications in the Spatial Science*, London: Pion.

<http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm> (12.07.2017)

<http://www.mfa.gov.tr> (24.01.2018)

disiliskiler.kulturturizm.gov.tr (24.01.2018)