



T. C.

**ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI**

**TÜRKİYE'DE BÖLGESEL İŞSİZLİK YAKINSAMASI:
MEKÂNSAL BİR YAKLAŞIM**

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Rüya ÇİFÇİ

BURSA - 2016



T. C.

**ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI**

**TÜRKİYE'DE BÖLGESEL İŞSİZLİK YAKINSAMASI:
MEKÂNSAL BİR YAKLAŞIM**

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Rüya ÇİFÇİ

Danışman:

Doç. Dr. Kadir Yasin ERYİĞİT

BURSA - 2016

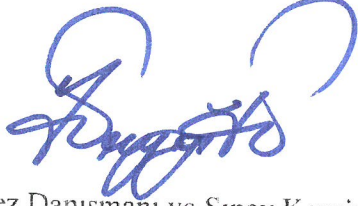
TEZ ONAY SAYFASI

T. C.

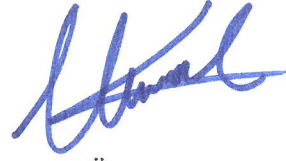
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

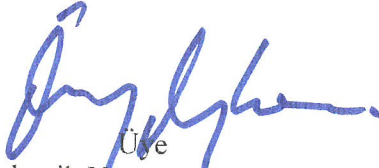
Ekonometri Anabilim Dalı, Ekonometri Bilim Dalı'nda 701317001 numaralı Rüya ÇİFÇİ'nin hazırladığı "Türkiye'de Bölgesel İşsizlik Yakınsaması: Mekânsal Bir Yaklaşım" konulu Yüksek Lisans Tezi ile ilgili tez savunma sınavı, 02/06/2016 günü 13.00 - 14.30 saatleri arasında yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin başarılı olduğuna ay birliği ile karar verilmiştir.



Üye (Tez Danışmanı ve Sınav Komisyonu
Başkanı)
Akademik Unvanı, Adı Soyadı
Üniversitesi



Üye
Akademik Unvanı, Adı Soyadı
Üniversitesi



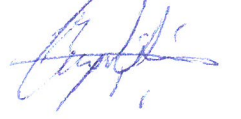
Üye
Akademik Unvanı, Adı Soyadı
Üniversitesi

02/06/2016

YEMİN METNİ

Yüksek Lisans tezi olarak sunduğum “**Türkiye’de Bölgesel İşsizlik Yakınsaması: Mekânsal Bir Yaklaşım**” başlıklı çalışmanın bilimsel araştırma, yazma ve etik kurallarına uygun olarak tarafımdan yazıldığına ve tezde yapılan bütün alıntıların kaynaklarının usulüne uygun olarak gösterildiğine, tezimde intihal ürünü cümle veya paragraflar bulunmadığına şerefim üzerine yemin ederim.

08.06.2016



Adı Soyadı : Rüya ÇİFÇİ

Öğrenci No : 701317001

Anabilim Dalı : Ekonometri

Programı : Ekonometri

Statüsü : Yüksek Lisans

ÖZET

Yazar Adı ve Soyadı : Rüya ÇİFÇİ
Üniversite : Uludağ Üniversitesi
Enstitü : Sosyal Bilimler Enstitüsü
Anabilim Dalı : Ekonometri
Bilim Dalı : Ekonometri
Tezin Niteliği : Yüksek Lisans
Sayfa Sayısı : XII+95
Mezuniyet Tarihi : 08/ 06/ 2016
Tez Danışmanı : Doç. Dr. Kadir Yasin ERYİĞİT

TÜRKİYE’DE BÖLGESEL İŞSİZLİK YAKINSAMASI: MEKÂNSAL BİR YAKLAŞIM

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin neredeyse tümünde en önemli sorunların başında gelen işsizlik olgusu, iktisat literatüründe yıllardır tartışılmaktadır. Sosyo-ekonomik gelişmişlik düzeylerine bağlı olarak farklılık gösteren işsizlik sorununun varlığı ülkeler için endişe oluşturmaktadır. Bunun yanı sıra ülkeler arasında mevcut olan sosyo-ekonomik gelişmişlik farklılıkları ülke içerisinde bölgeler arasında da mevcut olabilmektedir. Söz konusu durum işsizlik kavramının bölgesel olarak incelenmesi gerekliliğini ortaya çıkarmaktadır.

Bu çalışma, Türkiye’ de bölgeler arası işsizlik kapsamında yakınsamanın varlığını mekânsal boyutları dikkate alarak analiz etmeyi amaçlamaktadır. Bu bağlamda öncelikle işsizlik kavramı, işsizlik türleri, teorik çerçevede yer alan doğal oran ve histeri yaklaşımları genel hatları ile açıklanmıştır. İkinci aşamada mekânsal ekonometri ve mekânsal panel ekonometri yaklaşımları izah edilmiştir. Uygulama aşamasında ise 2004-2014 arası yıllar ele alınarak Türkiye’ de NUTS 2 düzeyinde yer alan bölgelere ait işsizlik oranları genç işsizlik, yetişkin işsizlik ve toplam işsizlik şeklinde incelenmiştir. Çalışmada mekânsal ekonometri yaklaşımından yararlanılmış ve β –yakınsama analizi gerçekleştirilmiştir. Ampirik bulgular bölge bazında genç işsizlik, yetişkin işsizlik ve toplam işsizlikte yakınsayan bir yönelim olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: İşsizlik, bölgesel yakınsama, mekânsal ekonometri, mekânsal panel veri modeli

ABSTRACT

Name and Surname : Rya İFİ
University : Uludağ University
Institution : Social Science Institution
Field : Econometrics
Branch : Econometrics
Degree Awarded : Master
Page Number : XII+ 95
Degree Date : 08/ 06/ 2016
Supervisor : Assoc. Prof. Dr. Kadir Yasin ERYİĞİT

REGIONAL UNEMPLOYMENT CONVERGENCE IN TURKEY: A SPATIAL APPROACH

Unemployment which is the main problem of almost all developed and developing countries has been discussed for years in economics literature. The existence of unemployment problem varies depending on the level of socio-economic development constitutes a concern for the countries. On the other hand, socio-economic development discrepancies existing between countries may also occur between regions within the countries. This case reveals that the concept of unemployment has to be examined locally.

This study aims to analyze the presence of convergence within interzonal unemployment in Turkey, taking into account the spatial dimensions. In this regard, first of all, the concept of unemployment, types of unemployment, natural rate and hysteria approaches in the theoretical framework have been explained in general terms. In the second phase, spatial econometrics and spatial panel econometrics models have been clarified. In the implementation phase, by considering the years between 2004-2014, unemployment rates which belong to the regions in the level of NUTS 2 in Turkey have been examined as youth unemployment, adult unemployment and total unemployment. In the study, spatial econometrics approach has been used and analysis of β -convergence has been implemented. The empirical evidence demonstrate that there is a converging trend in youth unemployment, in adult unemployment and in total unemployment on a regional basis.

Keywords: Unemployment, regional convergence, spatial econometrics, spatial panel data model

ÖNSÖZ

Yüksek lisans tezimin hazırlanması sırasında, benden yardımını ve desteğini esirgemeyen danışman hocam Sayın Doç. Dr. Kadir Yasin ERYİĞİT' e ve bana vermiş oldukları emeklerden dolayı değerli bölüm hocalarıma teşekkürü bir borç bilirim.

Tez yazım sürecinde gösterdikleri sabır, fedakârlık ve destekleri için aileme ve arkadaşlarıma sonsuz teşekkürlerimi sunarım.



Rüya ÇİFÇİ

İÇİNDEKİLER

TEZ ONAY SAYFASI.....	ii
YEMİN METNİ	iii
ÖZET.....	iv
ABSTRACT	v
ÖNSÖZ.....	vi
İÇİNDEKİLER	vii
TABLolar	x
ŞEKİLLER	xi
KISALTMALAR	xii
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

İŞSİZLİK

1. İŞSİZLİK KAVRAMI	3
2. İŞSİZLİK ORANI.....	4
3. İŞSİZLİK TÜRLERİ.....	5
3.1. AÇIK İŞSİZLİK	6
3.1.1. Açık İşsizlik Türleri	6
3.1.1.1. Friksiyonel (Arızı- Geçici) İşsizlik	6
3.1.1.2. Yapısal İşsizlik	8
3.1.1.3. Konjonktürel (Devrevi-Eksip Talep) İşsizlik.....	10
3.1.1.4. Mevsimsel İşsizlik.....	12
3.1.1.5. Teknolojik İşsizlik.....	12
3.1.2. İşsizlik Türlerinin Ayırt Edilmesi: Beveridge Eğrisi	13
3.2. GİZLİ İŞSİZLİK	15
3.3. SÜREKLİ DURGUNLUK İŞSİZLİĞİ	16
4. TEORİK ÇERÇEVE: DOĞAL ORAN VE HİSTERİ	16
4.1. DOĞAL ORAN HİPOTEZİ.....	17
4.2. HİSTERİ HİPOTEZİ.....	20

İKİNCİ BÖLÜM
MEKÂNSAL EKONOMETRİ

1. MEKÂNSAL EKONOMETRİ YAKLAŞIMI.....	24
1.1. MEKÂNSAL BAĞIMLILIK	25
1.2. MEKÂNSAL AĞIRLIKLANDIRMA	26
1.3. MEKÂNSAL GECİKME OPERATÖRÜ VE STOKASTİK SÜREÇLER.....	27
1.4. MEKÂNSAL MODELLER	28
1.4.1. Genel Mekânsal Model	29
1.4.2. Mekânsal Otoregresif Model	29
1.4.3. Mekânsal Hata Modeli.....	30
1.5. MEKÂNSAL MODELLERDE TAHMİN YÖNTEMİ	30
1.5.1. Maksimum Olabilirlik (Maksimum Likelihood-ML) Yöntemi.....	30
1.6. MEKÂNSAL BAĞIMLILIK İÇİN BELİRLEME TESTLERİ	31
1.6.1. Moran I Testi	32
1.6.2. Lagrange Çarpan Testleri.....	33
1.6.3. Dirençli Lagrange Çarpan Testleri	34
1.6.4. Genel Mekânsal Modeller İçin Testler	35
1.7. SPESİFİKASYON ARAŞTIRMASI	36
2. MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELLERİ	39
2.1. SABİT ETKİLİ VE RASSAL ETKİLİ MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELLERİ	43
2.1.1. Sabit Etkili Modeller	44
2.1.2. Rassal Etkili Modeller	45
2.2. MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELLERİNDE TAHMİN	47
2.3. MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELLERİ İÇİN TANIMLAYICI TESTLER	48
2.3.1. Sabit Etkili Modellerde Mekânsal Bağımlılığın Test Edilmesi	48
2.3.2. Birleşik LM Testi.....	49
2.3.3. Marjinal LM Testleri	50

2.3.3.1. Mekânsal Hata Bağımlılığının Olmadığı Varsayımı Altında Rassal Etkinin Test Edilmesi	50
2.3.3.2. Rassal Etkinin Olmadığı Varsayımı Altında Mekânsal Hata Bağımlılığının Test Edilmesi	51
2.3.4. Tek Yönlü Birleşik LM Testi.....	52
2.3.5. Koşullu LM Testleri.....	52
2.3.5.1. Rassal Etkinin Varlığında Mekânsal Hata Bağımlılığının Test Edilmesi	53
2.3.5.2. Mekânsal Hata Bağımlılığının Varlığında Rassal Etkinin Test Edilmesi	53
2.3.6. Hausman Testi	54
2.4. UYGUN MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELİNİN BELİRLENMESİ.....	55

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE'DE BÖLGESEL İŞSİZLİK YAKINSAMASINA MEKÂNSAL YAKLAŞIM

1. BÖLGELER ARASI İŞSİZLİK İÇİN YAKINSAMA	57
2. MEKÂNSAL DAĞILIM	58
3. KUTU DİYAGRAMLARI	63
4. MORAN SERPİLME DİYAGRAMLARI	66
5. MEKÂNSAL BAĞIMLILIĞIN LOKAL YAPISI	71
6. β - YAKINSAMA MODELİ.....	75
7. AMPİRİK BULGULAR.....	76
SONUÇ.....	83
KAYNAKLAR	86

TABLÖLAR

	<u>Sayfa No</u>
Tablo 1. Türkiye düzey 2 bölgeleri.....	59
Tablo 2. Mekânsal bağımlılığın gözlemlendiği bölgelerin toplu gösterimi.....	74
Tablo 3. Ağırlık Matrisine Ait Özet İstatistikler	77
Tablo 4. Genç İşsizlik İçin Sabit Etkili Modellerin Tahmin Sonuçları.....	77
Tablo 5. Genç İşsizlik İçin Sabit Etkili Mekânsal Modellere İlişkin Dirençli LM Test İstatistikleri.....	78
Tablo 6. Genç İşsizlik İçin Sabit Etkili SEM Modeli Tahmini.....	78
Tablo 7. Yetişkin İşsizlik İçin Sabit Etkili Modellerin Tahmin Sonuçları	79
Tablo 8. Yetişkin İşsizlik İçin Sabit Etkili Mekânsal Modellere İlişkin Dirençli LM Test İstatistikleri.....	80
Tablo 9. Yetişkin İşsizlik İçin Sabit Etkili SEM Modeli Tahmini	80
Tablo 10. Toplam İşsizlik İçin Sabit Etkili Modellerin Tahmin Sonuçları.....	81
Tablo 11. Sabit Etkili Mekânsal Modellere İlişkin Dirençli LM Test istatistikleri.....	82
Tablo 12. Toplam İşsizlik İçin Sabit Etkili SEM Modeli Tahmini	82

ŞEKİLLER

	<u>Sayfa No</u>
Şekil 1.	Türkiye’de işsizlik oranları.....5
Şekil 2.	Reel ücret- İşgücü.....8
Şekil 3.	Yıllık asgari ücret artış oranları.....9
Şekil 4.	Konjonktürel işsizlik.....11
Şekil 5.	Beveridge eğrisi ve işsizlik türlerinin birbirinden ayırt edilmesi.....14
Şekil 6.	Cari işsizlik ve denge işsizlik arasındaki ilişkinin “doğal oran” görünümü.19
Şekil 7.	“Zaman- değişkenli” NAIRU’ nun hysteresis görünümü.....21
Şekil 8.	Klasik yaklaşımda izlenen adımlar.....37
Şekil 9.	Karma yaklaşımda izlenen adımlar.....38
Şekil 10.	2004 yılı genç işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım.....60
Şekil 11.	2014 yılı genç işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım.....60
Şekil 12.	2004 yılı yetişkin işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım.....61
Şekil 13.	2014 yılı yetişkin işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım.....61
Şekil 14.	2004 yılı işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım.....62
Şekil 15.	2014 yılı işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım.....62
Şekil 16.	2004 ve 2014 yıllarına ilişkin genç işsizlik kutu diyagramları.....64
Şekil 17.	2004 ve 2014 yıllarına ilişkin yetişkin işsizlik kutu diyagramları.....65
Şekil 18.	2004 ve 2014 yıllarına ilişkin işsizlik kutu diyagramları.....66
Şekil 19.	Mekânsal serpilme diyagramı.....67
Şekil 20.	Genç işsizliğe ait Moran I serpilme diyagramları.....68
Şekil 21.	Yetişkin işsizliğe ait Moran I serpilme diyagramları.....69
Şekil 22.	Toplam işsizliğe ait Moran I serpilme diyagramları.....70
Şekil 23.	2014 yılı genç işsizliğe ilişkin LISA kümelenme haritası.....72
Şekil 24.	2014 yılı yetişkin işsizliğe ilişkin LISA kümelenme haritası.....72
Şekil 25.	2014 yılı toplam işsizliğe ilişkin LISA kümelenme haritası.....73

KISALTMALAR

EKK	: En Küçük Kareler Yöntemi
ESDA	: Keşfedici Mekânsal Veri Analizi
GEKK	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi
GMM	: Genelleştirilmiş Momentler Metodu
ILO	: Uluslararası Çalışma Örgütü
LM	: Lagrange Çarpan
LR	: Olabilirlik Oranı
ML	: Maksimum Olabilirlik
NAIRU	: Enflasyonu Artırmayan İşsizlik Oranı
NIRU	: Enflasyonist Olmayan İşsizlik Oranı
SAC	: Mekânsal Hata Otokorelasyonlu Otoresif Model
SAR	: Mekânsal Otoresif Model
SDM	: Mekânsal Durbin Model
SEM	: Mekânsal Hata Modeli
SLM	: Standartlaştırılmış Lagrange Çarpan
SMA	: Mekânsal Hareketli Ortalama Süreci
SUR	: Görünürde İlişkisiz Model
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu

GİRİŞ

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin önemli sosyo-ekonomik sorunlarından birisi işsizlik olgusudur. Söz konusu olgu üretim kaybına sebep olmasının yanında bireylerin gelir kaybından kaynaklı kendisine ve topluma maliyet yüklemesi bakımından ciddi bir sorun olarak karşımıza çıkmaktadır. Aynı zamanda sosyo-ekonomik gelişmişlik düzeylerine bağlı olarak farklılık gösteren işsizlik sorununun varlığı ülkeler açısından da endişeye sebep olmaktadır. Bu durumun yanı sıra ülkeler arasında mevcut olan gelişmişlik farklılıkları ülke içerisinde bölgeler arasında da mevcut olabilmektedir. Bu nedenle işsizlik olgusunun bölgesel düzeyde araştırılması önem arz etmektedir.

Geleneksel ekonometrinin mekânsal etkileşimi göz önünde bulundurmaması, yapılan çalışmaların yetersiz olmasına yol açabilmektedir. Söz konusu durum örneklem verilerinin bir konuma ait olması ile mekânsal etki kavramının ön plana çıkmasından kaynaklanmaktadır. Bu sebeple mekânsal bağımlılık ve mekânsal farklılık kavramlarını dikkate alan modeller geliştirilmiştir.

Bu çalışma Türkiye’de bölgeler arası işsizlik kapsamında yakınsamanın varlığını mekânsal boyutları dikkate alarak analiz etmeyi amaçlamaktadır. Bu doğrultuda çalışma bölgesel bazda doğal oran hipotezinin geçerliliğine odaklanmaktadır. Söz konusu amaç doğrultusunda mekânsal ekonometri ve β – yakınsaması yaklaşımlarından yararlanılmıştır.

Bu çalışmanın birinci bölümünde ilk olarak işsizliğin kavramsal çerçevesine yer verilerek işsizlik kavramı ve işsizlik türlerinden bahsedilmiştir. Sonraki aşamada işsizliğin dinamik eğilimlerine ilişkin olarak iki önemli hipotez ele alınmıştır. Bu bağlamda teorik çerçevede yer alan doğal oran ve histeri hipotezleri genel hatları ile açıklanmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde mekânsal ekonometri ve mekânsal panel ekonometri yaklaşımlarına odaklanılmıştır. Mekânsal bağımlılığı dikkate alan modeller ve bu modellerin tahmin yönteminden bahsedilmiştir. Ayrıca mekânsal bağımlılık için belirleme testleri ile mekânsal panel veri modelleri için tanımlayıcı testler açıklanmaya çalışılmıştır.

Çalışmanın üçüncü bölümü olan uygulama kısmında Türkiye’ de NUTS 2 düzeyinde yer alan 26 bölge arasındaki işsizlik yakınsaması 2004-2014 dönemi ele alınarak mekânsal panel veri modelleri ile incelenmiştir. Bu bağlamda ilk olarak işsizlik oranlarının yapısı genç işsizlik, yetişkin işsizlik ve toplam işsizlik kapsamında betimleyici istatistikler ile görsel olarak ele alınmıştır. Daha sonra bölgesel işsizlik oranları için mekânsal bağımlılık dikkate alınarak β – yakınsama analizi gerçekleştirilmiştir. İzleyen aşamada ise elde edilen ampirik bulgular değerlendirilmiştir.



BİRİNCİ BÖLÜM

İŞSİZLİK

İşsizlik kavramı birey ve toplum çerçevesinde ekonomik, sosyal ve psikolojik etmenlerin birleşmesinden oluşarak karşımıza çıkmaktadır. Bu olgu üretim kaybına sebep olması ve kişilerin gelir kaybindan kaynaklı kendisine ve topluma maliyet yüklemesi bakımından ciddi bir sorun haline dönüşmektedir. Bu kapsamda işsizlik olgusunun araştırılması önem arz etmektedir.

1. İŞSİZLİK KAVRAMI

İşsiz kavramı Büyük Türkçe Sözlük'te "iş olmayan", "kendisini geçindirecek bir uğraşı olmayan" şeklinde ifade edilmekte olup bu olguya ise "işsizlik" denilmektedir. İşsizlik ile ilgili literatür incelendiğinde ise bu kavram kapsamında çok sayıda tanım ile karşılaşmaktadır.

Korkmaz ve Mahiroğulları (2007) işsizliği, "iş aramasına karşın iş bulamayanlar ile hali hazırda işleri varken, ekonomik koşullar nedeniyle işlerini kaybedenlerin oluşturduğu sosyal yönü ağır basan ekonomik bir olgu" olarak ifade etmiştir.

Ekin, Gelişen Ülkelerde ve Türkiye'de İşsizlik adlı çalışmasında işsizliği "genellikle iş olanaklarının mevcut olmayışından dolayı işgücünün katlanmak zorunda kaldığı ihtiyari olmayan bir boşta gezerlik" şeklinde tanımlamıştır (1971: 28).

Başka bir tanımlamada ise işsizlik, ücret talebindeki düzenleme ya da işgücü piyasası hakkında daha iyi bilgi edinmenin ortadan kaldırılamayacağı durum olarak açıklanmaktadır (Yıldırım, Karaman ve Taşdemir, 2013: 363).

Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO) bir kişinin işsiz olarak kabul edilebilmesi için belirli kriterlerin sağlanması gerektiğini belirtmektedir. Bu kriterler ise; bireyin referans dönemi boyunca istihdamda olmaması, istihdam edilmek için yakın geçmişte iş aramak amacı ile etkin adımlar atmış olması ve bireye iş teklif edilmesi durumunda işe başlamaya hazır olması şeklindedir. İş arama süresi geçmiş dört hafta şeklinde tanımlanmasına rağmen bu ülkeden ülkeye değişebilmektedir. İş arama faaliyeti ise

kamu veya özel istihdam iş kurumuna kaydolmak, gazete ilanlarını araştırmak, arkadaş veya akrabalarından yardım istemek, kendi iş yerini açmak için arazi, bina, makine ya da ekipman arayışında olmak şeklinde nitelendirilmektedir.

Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ise; “referans dönemi içinde istihdam halinde olmayan (kâr karşılığı, yevmiyeli, ücretli ya da ücretsiz olarak hiçbir işte çalışmamış ve böyle bir iş ile bağlantısı da olmayan) kişilerden iş aramak için son dört hafta içinde iş arama kanallarından en az birini kullanmış ve on beş gün içinde işbaşı yapabilecek durumda olan kurumsal olmayan çalışma çağındaki tüm kişileri işsiz” olarak tanımlamaktadır. Ayrıca iş bulmuş veya kendi işini kurmuş olan fakat çeşitli eksikliklerini tamamlamak amacı ile bekleyenlerden on beş gün içinde işbaşı yapabilecek durumda olanlar da işsiz olarak nitelendirilmektedir.

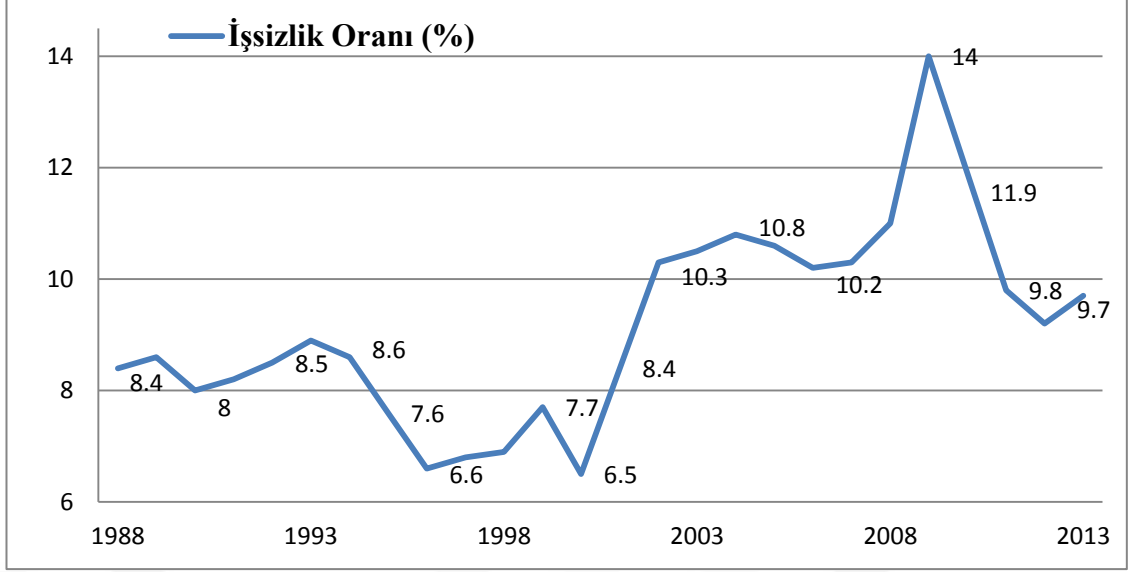
İşsizlik kavramı genel olarak; üretim faktörlerinden emeğin tam olarak üretime katılmaması durumunun yanında, çalışma istek ve gücünde olan aynı zamanda piyasadaki cari ücret düzeyinden çalışmaya razı olmasına rağmen iş bulamayan işgücünün varlığı şeklinde ifade edilmektedir.

2. İŞSİZLİK ORANI

İşsizlik oranı, toplam işgücü içinde işsizlerin görece ağırlığını göstermektedir. Ayrıca emek piyasasında işsizlik kavramı ile ilgili en önemli göstergelerin başında işsizlik oranı gelmektedir (Lordođlu ve Özkaplan, 2003: 68). Bunun sebebi ise, ekonomik ve politik tartışmaların temelinde önemli bir yeri olan işsizlik oranı, ekonominin konjonktürel performansını göstermesinin yanında ekonomik etkinliğin bir göstergesi olmasıdır. Bu duruma ilaveten işsizlik oranı bir sıkıntı göstergesi olarak da ifade edilmektedir (Biçerli, 2014: 428). Toplam işgücü içinde işsizlerin oranını ifade eden işsizlik oranı aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\text{İşsizlik oranı (\%)} = \frac{\text{İşsizler}}{\text{İşgücü}} \times 100$$

Burada işsizler, işgücü ile istihdam edilenler arasındaki fark olarak ifade edilmiştir.



Şekil 1. Türkiye’de işsizlik oranları

Türkiye’deki işsizlik oranları Şekil 1’ de grafik yardımı ile incelenmiştir. Türkiye için işsizlik oranlarının; 1988-2013 dönemine ait ortalama değeri % 9.1 seviyesinde gerçekleşmiştir. İşsizlik oranları iki alt dönem olarak ele alındığında 1988-2000 yıllarına ait ortalama işsizlik oranı % 7.7 seviyesinde gerçekleşirken, 2001-2013 yıllarına ait dönemde ise % 10.5 seviyesinde gerçekleşmiştir. 1988-2013 dönemi kapsamında yaşanan en düşük işsizlik oranı % 6.5 değeri ile 2000 yılına aittir. 2000 yılından itibaren artma eğilimine giren işsizlik oranları 2009 yılında % 14 ile en yüksek seviyesine ulaşmıştır.

3. İŞSİZLİK TÜRLERİ

Literatür incelendiğinde işsizlik ile ilgili çeşitli sınıflandırmalarla karşılaşılmaktadır. Bunlardan bazıları derece yönünden; “tam-kısmi”, istem yönünden; “gönüllü-gönülsüz”, süre yönünden; “kısa-uzun süreli” olarak sınıflandırılmaktadır (Tokol,200: 97). İşsizliğin en sık kullanılan sınıflandırması ise “açık ve gizli işsizlik” şeklindedir (Korkmaz ve Mahiroğulları, 2007: 33). Bu çalışmada işsizliğin sınıflandırılmasına ilişkin açık ve gizli işsizlik sınıflandırması ile sürekli durgunluk kavramı üzerinde durulacaktır.

3.1. AÇIK İŞSİZLİK

Açık işsizlik, bireyin para kazanması veya geçimini sağlaması amacı ile bir işe sahip olmama durumunu ifade etmektedir (Yıldırım vd., 2013: 362). Nitekim açık işsizlik, “çalışma arzu ve gücünde olduğu halde, cari ücret düzeyinde aktif olarak iş arayışta bulamayanların toplamı” olarak tanımlanmaktadır (Korkmaz ve Mahiroğulları, 2007: 33). İşsizliğe ilişkin istatistiklerin kapsadığı veriler açık işsizlik verilerinden oluşmaktadır. Makro bir gösterge olarak değerlendirilen işsizlik kavramı genel anlamda türlerine göre sınıflandırılmakta ancak bu doğrultuda bir hesaplama yöntemine gidilmemektedir. Bu durumun yerine hesaplanması nispeten daha basit olan açık işsizlik, veri olarak kullanılmaktadır (Lordoğlu ve Özkaplan, 2003: 395).

Açık işsizliğin nedenleri incelendiğinde bu nedenlere bağlı olarak çok sayıda açık işsizlik türünün ortaya çıktığı ifade edilmektedir (Kocaoğlu, 1997: 154). Söz konusu nedenler bireye ve ekonomiye bağlı olarak iki ana başlık altında toplanmaktadır. Ekonomik ve sosyal yapıdan kaynaklanan nedenler büyük önem taşımasının yanında, ülkelerin gelişmişlik düzeylerine ve dönemlerine bağlı olarak farklılık gösterebilmektedir (Koray, 2000: 139).

3.1.1. Açık İşsizlik Türleri

Bireye bağlı nedenler kapsamında açık işsizlik türleri “gönüllü işsizlik” ve “gayri iradi işsizlik” olarak ikiye ayrılmaktadır. Gönüllü işsizliğin nedenleri arasında kişinin cari ücret ve çalışma şartlarını kabul etmemesi, çalışma isteğinde olmaması ya da daha iyi şartlarda iş araması şeklinde ifade edilmektedir (Koray, 2000: 140). Bireyin istemi dışında oluşan gayri iradi işsizlik ekonomik ve sosyal bakımdan büyük ölçüde önemli bir sorundur. Gayri iradi işsizlik çeşitli nedenlere bağlı olarak oluşabilmektedir (Tokol ve Alper, 2015: 134).

Bu bölümde nedenlerine bağlı olarak açık işsizlik türlerinden bahsedilecektir.

3.1.1.1. *Friksiyonel (Arızı- Geçici) İşsizlik*

Friksiyonel işsizlik, işçilerin iş arama süreleri sebebi ile meydana gelen işsizlik türü olarak tanımlanmaktadır. Başka bir ifade ile, bir ekonomideki mevcut kaynakların

tam olarak kullanılma durumunda dahi friksiyonel işsizliğin ortadan kaldırılması mümkün olmamaktadır (Yıldırım vd., 2013: 364).

Geçici işsizliği diğer işsizlik türlerinden ayıran özelliği; geçici işsizliğin sadece belirli grupları değil aynı zamanda bütün demografik grupları, endüstriler ve bölgeler arasında çok sayıda kişiyi de etkilemesidir. Geçici işsizliğin başka bir özelliği ise kısa süreli olmasıdır. Geçici işsizlik emek piyasasının dinamik yapısından kaynaklandığından iş piyasası ne kadar iyi işlerse işlesin sıfıra indirilmesi söz konusu olmamaktadır. Son olarak diğer işsizlik türleri ekonomiye maliyet yüklerken geçici işsizlik ekonomik fayda da sağlamaktadır. Ekonomide meydana gelen değişiklikler bir miktar friksiyonel işsizliğe katlanılması gerekliliğini kaçınılmaz kılmaktadır (Mankiw, 2010: 181).

Friksiyonel işsizliğin nedenleri ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Aydın, 2012: 29-30):

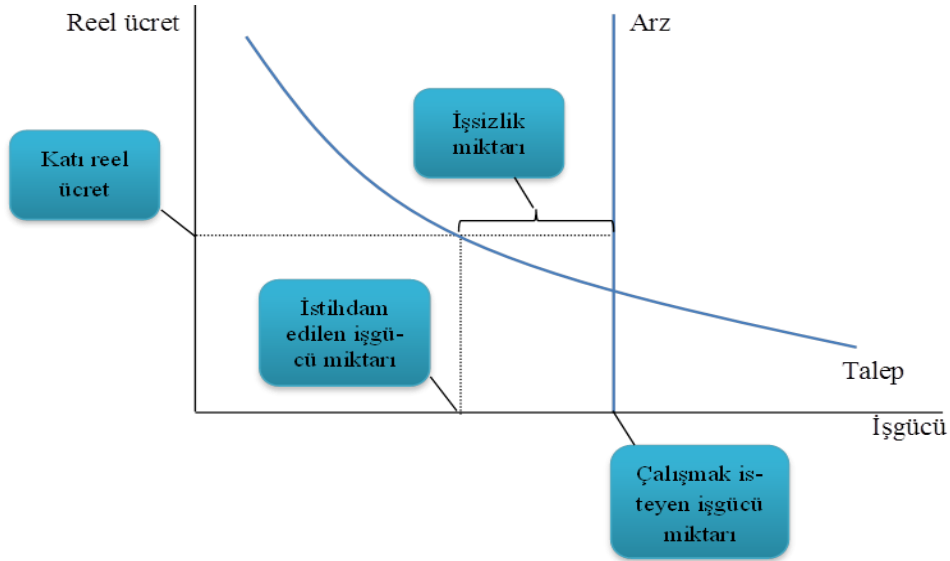
- Açık işler ile işçilerin eşleşmesinin zaman alması
- Firmalar arasındaki işgücü arz ve talebinde değişmelerin yaşanması
- İşgücünün becerilerine ve beklentilerine göre daha iyi şartlarda iş aramaları
- İşgücünün kariyerini değiştirmek amacı ile şehir veya kurum değişikliği sonucunda işsizliğin oluşması
- Eğitim, kurs ve staj kapsamındaki işgücünün varlığı

Kamu politikalarının çoğu friksiyonel işsizliği aşağı çekerek işsizlik oranında daha düşük oranlara ulaşmayı amaçlamaktadır. Devlete ait istihdam ajanslarının etkin bir şekilde işlemesi sayesinde açık işler ile işçiler arasındaki eşleştirmenin yapılması sağlanabilmektedir. Finansmanın kamu tarafından sağlandığı eğitim programları, işçilerin küçülen endüstrilerden büyüyen endüstrilere geçişlerini kolaylaştırmak amacını gütmektedir. İşsizlik sigortası uygulaması ise, friksiyonel işsizliği düşürmek amacı ile uygulanan dolaylı bir hükümet politikasıdır (Mankiw, 2010: 181-182).

3.1.1.2. Yapısal İşsizlik

Toplumun ekonomik, sosyal ve kültürel yapısında meydana gelen değişimler sonucunda oluşan işsizlik türü “yapısal işsizlik” olarak adlandırılmaktadır (Özdemir, Ersöz ve Sarıoğlu, 2006: 70). Bir ekonomide yapısal işsizliğin bulunması durumunda işçilerin bireysel becerilerine en uygun olan işi aktif bir şekilde aramalarına rağmen aranan işin bulunamaması söz konusu olmaktadır. Yapısal işsizlik, çalışmak isteyen insanların sayısı ile açık iş sayısı arasındaki farklılıktan kaynaklanarak söz konusu kişilerin istihdam edilememesi durumunu ifade etmektedir (Mankiw, 2010: 184). Bir ekonomide tüketicilerin tercihleri ve teknoloji sürekli olarak değişkenlik göstermektedir. Bu sebepten ötürü belirli kanallar aracılığı ile işsizlik ortaya çıkmaktadır. Nitekim iktisatçılar, tercihler ve teknolojideki değişimler sonucu meydana gelen işsizliği de yapısal işsizlik olarak ifade etmektedirler (Ünsal, 2013: 109).

Yapısal işsizlik, ücret katılıkları ve iş tayinlemesinden kaynaklanabilmektedir. Arz edilen işgücü miktarı, piyasada oluşan ücret düzeyinde talep edilen işgücü miktarını aşması sonucunda çok sayıda işçi yeni açılacak olan işleri beklemeye başlayacaktır. Bu bağlamda firmaların ücret düzeyini düşürmede başarısız olmaları yapısal işsizliği meydana getirmektedir (Mankiw, 2010: 184). Bu durum grafik ile aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

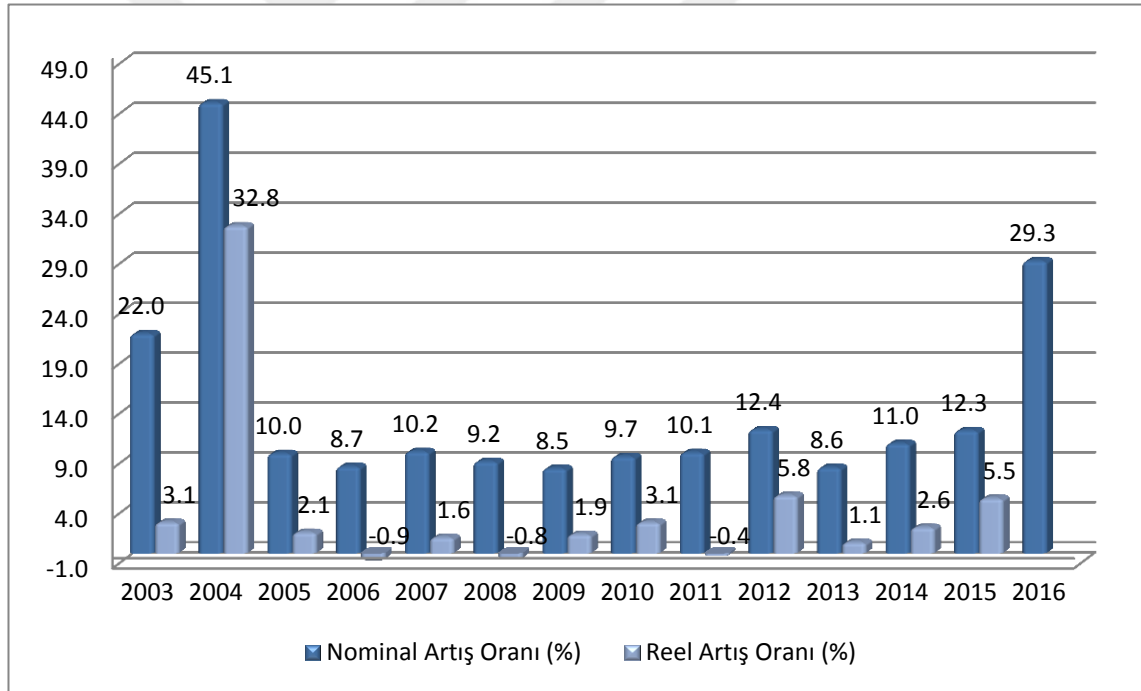


Şekil 2. Reel ücret- İşgücü

Kaynak: Mankiw, 2010: 186.

Reel ücretin denge ücret düzeyini aşması sonucunda, işgücü arzı işgücü talebini aşacaktır. Nitekim asgari ücret yasaları, sendikaların tekel gücü ve etkin ücretten kaynaklanan reel ücret katılıkları iş tayinlemesine neden olmaktadır. Dolayısı ile piyasada işsizlik olgusu oluşmaktadır (Mankiw, 2010: 186).

Reel ücret katılıklarının sebeplerinden biri olan asgari ücret yasaları ile firmaların işçilerine ödediği ücretlerin inebileceği yasal bir düzey belirlenmektedir. İktisatçılar tarafından asgari ücret uygulamasının genç işsizlik üzerindeki etkisinin diğer gruplara göre daha fazla olduğu öne sürülmektedir. Türkiye’ de asgari ücret uygulaması ilk defa 1969 yılında 26 ilde başlamıştır ve 1974 yılına gelindiğinde ise, söz konusu uygulama tüm ülkeyi kapsayacak biçimde genişletilmiştir (Mankiw, 2010: 184-187). Aşağıdaki şekilde 2003-2016 yılları arası Türkiye için yıllık asgari ücret artış oranları gösterilmektedir.



Şekil 3. Yıllık asgari ücret artış oranları

Kaynak: Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı

Şekil 3’ te görüldüğü üzere nominal asgari ücret sürekli bir artış göstermesine rağmen reel asgari ücret için aynı durum söz konusu olmamaktadır. Asgari ücret 2003 yılından itibaren nominal olarak % 407.6, reel olarak ise % 69.49 oranında artış göstermiştir.

Yapısal işsizliğin nedenlerinden birisi de mevcut işgücünün beceri, meslek, sektör ve coğrafi yapı gibi açılardan işgücü talebi ile örtüşmemesidir (Yıldırım vd., 2009: 364). Bir ekonomide tüketicilerin tercihlerinde zaman içinde meydana gelen değişimler de, bölge ve sektör kapsamında talebe yönelik değişmelere yol açarak yapısal işsizliğe neden olabilmektedir (Ünsal, 2013: 109). Yapısal işsizlik türünün bir diğer nedeni ise; teknolojik gelişmelerin istihdam üzerinde oluşturduğu etkilerdir (Gündoğan ve Biçerli, 2003: 207).

Yapısal işsizlik geçici işsizlikten farklı olarak teknolojik değişme ya da firmaların bir kesimden başka bir kesime geçmesi ile zarar gören belli gruplar arasında yoğunlaşmaktadır. Yapısal işsizliğin bir diğer özelliği; uzun süreli olmasıdır. Dolayısıyla yapısal işsizliğin ortadan kaldırılması mümkün olmamaktadır. Son olarak ise; eğitim düzeyindeki iyileşmeler yapısal işsizliği azaltmaktadır. Başka bir ifade ile, eğitim düzeyi ve yapısal işsizlik arasında negatif yönlü bir ilişki mevcuttur (Biçerli, 2014: 452).

Yapısal işsizlik sorununa yetiştirme programları ve eğitim ile çalışanların beşeri sermaye özelliklerini geliştirmek, diğer bölgelerdeki iş arama ve işgücü hareketliliğine özendirme önerilen çözümler arasında yer almaktadır (Bakkal, 2013: 12).

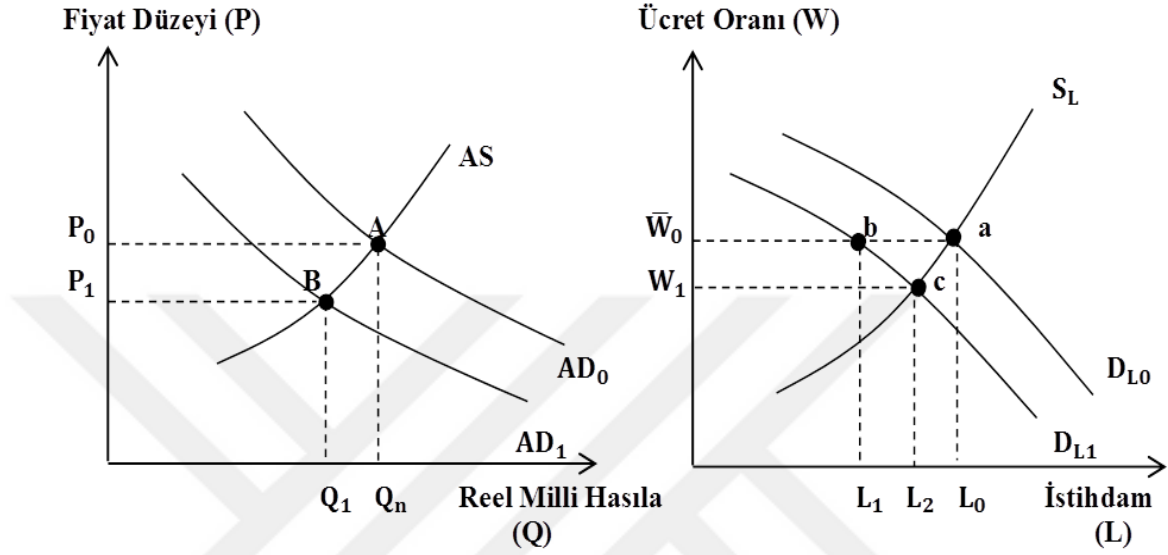
3.1.1.3. Konjonktürel (Devrevi-Eksip Talep) İşsizlik

Konjonktürel işsizlik, çıktının tam istihdam düzeyinin altında iken gerçekleşen işsizlik türüdür. Nitekim yapısal işsizliği aşan işsizlik, konjonktürel işsizlik olarak ifade edilmektedir (Dornbush, Fischer ve Startz, 2007: 165). Konjonktürel işsizlik, olumsuz devrevi dalgalanma dönemlerinde meydana gelirken kısır döngüye sebebiyet vermektedir. Üretim ve yatırımlarda artış olmasına karşın toplam talep yetersiz kalmakta dolayısı ile ekonomi daralma dönemine girmektedir (Lordoğlu ve Özkaplan, 2003: 397).

Konjonktürel işsizlik, geçici ve yapısal işsizlik ile kıyaslandığında dönemden döneme daha sık dalgalanma göstermektedir. Konjonktürel işsizlik, geçici işsizliğe benzer bir şekilde ekonominin birçok kesiminde yaşanan bir işsizlik türü olarak karşımıza çıkmaktadır. Son olarak, süre kapsamında konjonktürel işsizlik ele

alındığında işsizliğin süresi geçici işsizlikten uzun ancak yapısal işsizlikten kısa sürmektedir (Biçerli, 2014: 462).

Konjonktürel işsizliği şekil yardımı ile de açıklamak mümkündür (Biçerli, 2014: 454-455).



Şekil 4. Konjonktürel işsizlik

Kaynak: Biçerli, 2014: 454.

Şekil 4' ün A panelinde toplam arz ve toplam talep eğrileri yardımı ile mal piyasasındaki denge, B panelinde ise emek piyasasındaki denge gösterilmektedir. Başlangıçta toplam arz eğrisi AS ile toplam talep eğrisi AD₀' nin kesiştiği A noktasında mal piyasası dengeye gelmektedir. Nitekim bu durumda denge fiyat düzeyi P₀ ve reel hâsıla düzeyi ise Q_n olarak belirlenmektedir. Bahsi geçen denge fiyat düzeyi ve reel hâsıla düzeyi kapsamında emek arzı S_L ve emek talebi D_{L0} iken emek arz ve talebinin kesiştiği "a" noktasında emek piyasası dengeye gelmektedir. Dolayısı ile "L₀" denge istihdam düzeyini gösterirken "W₀" ise nominal ücret oranını göstermektedir. Ekonomide toplam talebin azalması, toplam talep eğrisinin AD₀ 'dan AD₁' e kaydırmaktadır. Nitekim P₁ ve Q₁' in kesiştiği "B" noktasında daha düşük bir fiyat ve reel hâsıla düzeyinde ekonominin yeni dengesi oluşacaktır. Mal piyasasında toplam talepte meydana gelen azalma emek talebinde de azalmaya sebep olacaktır. Bu nedenle işverenlerin işçi çıkarma yoluna gitmesi sonucunda emek talep eğrisi D_{L0}' dan D_{L1} konumuna gelecektir. Toplam talepteki azalma ile birlikte emek talebinde meydana

gelen azalma sonucunda, ücretlerin esnek olması durumunda, yeni denge “c” noktasında oluşacaktır. Fakat ücretlerin esnek olmadığı durum söz konusu ise ücretlerde herhangi bir uyarlanma olmayacaktır. Ücretlerin W_0 oranında sabit olması durumunda emek talebi L_1 konumuna (b noktası) gelirken emek arzı L_0 (a noktası) düzeyinde kalacaktır. Sonuç olarak ekonomide $L_1 - L_0$ kadar işsizlik meydana gelecektir.

3.1.1.4. Mevsimsel İşsizlik

Mevsimsel işsizlik; “mevsim koşulları ve değişimleri sonucu bazı mal ve hizmetlerin üretiminin azalması veya bazı mal ve hizmetlerin talebinde meydana gelen düşüşler sonucunda ortaya çıkan” işsizlik türü olarak tanımlanmaktadır (Gündoğan ve Biçerli, 2003: 209). Emek talebinde meydana gelen dalgalanmalar sonucunda oluşan mevsimsel işsizlik tarım, inşaat ve turizm sektörlerinde yaygın bir şekilde görülmektedir.

Genellikle gelişmekte olan ülkelerde görülen mevsimsel işsizliğin iki önemli nedeni bulunmaktadır. Bunlardan birincisi, hava koşulları ve mevsim değişimlerinin üretimde aksamalara sebep olduğu arz yönlü mevsimsel işsizliktir. İkincisi ise; üretilen bazı mal ve hizmetlerin talebinde meydana gelen düşmelerin yol açtığı talep yönlü mevsimsel işsizliktir (Tokol ve Alper, 2015: 135).

3.1.1.5. Teknolojik İşsizlik

Üretim sürecinde emek yerine makinenin ikame edilmesi, üretimin yeniden organizasyonu, yeni teknolojilerin geliştirilmesi ve gelişmiş idari yöntemlerin uygulanması sonucunda meydana gelen işsizlik türü “teknolojik işsizlik” olarak tanımlanmaktadır (Tokol, 2000: 98). Teknolojik işsizlik, bazı iktisatçılar tarafından yapısal işsizliğin bir parçası olarak ele alınmakta ve yapısal işsizliğin içerisinde değerlendirilmektedir.

Sermaye yoğun ya da emek tasarrufunu gerçekleştiren yeni buluşların üretim süreçlerinde etkin bir şekilde kullanılması, daha fazla üretimin daha az emek kullanımı ile gerçekleştirilmesini mümkün kılmaktadır. Başka bir ifade ile yüksek teknolojilerin üretimde kullanılması emeğe olan gereksinimi azaltarak istihdamda daralmaya yol

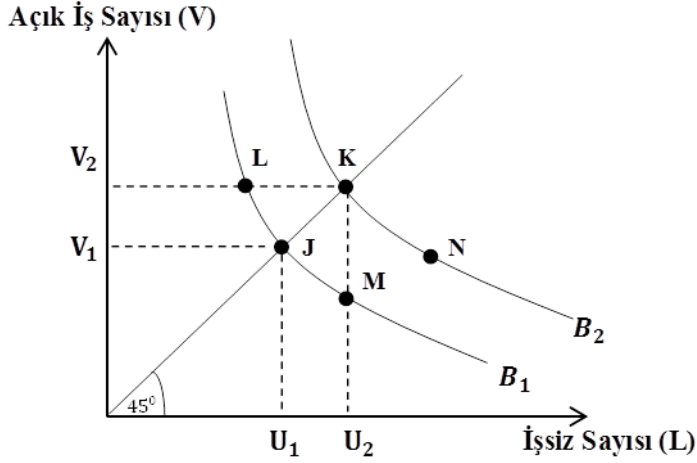
açmaktadır. Söz konusu daralma sonucunda ekonomide teknolojik gelişmeye bağlı olarak işsizlik oluşmaktadır (Özdemir vd., 2006: 73).

Teknolojik gelişmenin gerçekleşmesi sonucunda iki tür etki ile karşılaşılabilir. Bunlarda ilki, teknolojik gelişme ile birlikte aynı miktar mal ve hizmetin daha az işgücü kullanılarak üretilmesidir. Teknolojik gelişmeler bazen eski teknolojilerin kullanıldığı bazı mesleklerin tamamen ortadan kalkmasına sebep olabilmektedir. Nitekim bu durumda ekonomide işsizlik sorunu ortaya çıkacaktır. Teknolojik gelişmenin ikinci etkisi ise, kısa dönemde meydana gelen işsizliğin uzun dönemde telafi edilmesi durumudur. Ancak bu durum kısa dönem ve fert kapsamında incelendiğinde ikinci etkinin başlangıçta oluşan işsizliği tamamen telafi edebilmesi mümkün olmamaktadır (Biçerli, 2014: 451).

Teknolojik işsizlik sonuçları bakımından ele alındığında gelişmekte olan ülkeler için ciddi sonuçlar doğurabilmektedir. Bununla birlikte; teknolojiye gelişen hızlı gelişmeler gelişmiş ülkelerde yapısal işsizliğe sebep olmaktadır (Kocaoğlu, 1997: 154).

3.1.2. İşsizlik Türlerinin Ayırt Edilmesi: Beveridge Eğrisi

Ekonomide işsizlik sorunu ile mücadele edilmesinde izlenecek politikaların belirlenmesi son derece önem arz etmektedir. Bu durumun sebebi ise uygulanacak politikaların işsizliğin türlerine göre farklılık göstermesinden kaynaklanmaktadır. Yüksek maliyetler ve yetersiz sermayenin yol açtığı yapısal işsizliğin mevcut olduğu bir durumda toplam talebin artırılması yönünde uygulanacak politikalar işsizliği azaltmamasının yanında enflasyona da sebep olabilecektir. İşsizlikle mücadelede izlenecek politikaların doğru bir şekilde belirlenebilmesi için işsizlik türlerinin birbirinden ayırt edilmesi gerekmektedir. Bu amaç kapsamında en yaygın kullanılan araçlardan birisi Sir William Beveridge tarafından geliştirilen “Beveridge Eğrisi” dir. Beveridge eğrisi aynı zamanda belirli bir zaman içerisinde işsizlik oranında meydana gelen artışların nedenini açıklamaya yardımcı olmaktadır (Biçerli, 2014: 464).



Şekil 5. Beveridge eğrisi ve işsizlik türlerinin birbirinden ayırt edilmesi

Kaynak: Biçerli, 2014: 464.

Beveridge Eğrisi Şekil 5’ te görüldüğü üzere, dikey eksende yer alan açık iş sayısı ile yatay eksende yer alan işsiz sayısı arasındaki ters yönlü ilişkiyi göstermektedir. Şekil 5’ te “B” ile ifade edilen Beveridge eğrisinin sol üst bölümünde (L noktası gibi) yer alan noktalarda düşük işsizlik ile yüksek açık iş sayısı bileşimleri ifade edilmektedir. Bununla birlikte; eğrinin bahsi geçen bölümünde ürün talebi dolayısı ile işgücü talebinde artışın meydana geldiği noktalar ekonominin genişleme döneminde olduğunu ifade etmektedir. Diğer taraftan söz konusu eğrinin sağ alt bölümünde yer alan noktalarda ise (M ve N noktaları gibi) yüksek işsizlik ile düşük açık iş sayısı söz konusu olmaktadır. Bu durumda ekonomi resesyonist (daralma) bir süreç içerisinde (Bleakley ve Fuhrer, 1997: 5). Şekil 5’ teki 45° ’ lik doğru, açık iş sayısı ile işsiz sayısının birbirine eşit olduğu noktaların bileşiminden meydana gelmektedir. Başka bir ifade ile açık iş sayısı ile işsiz sayısının eşit olduğu noktaların bileşimi olan 45° ’ lik doğru tam istihdam durumunu ifade etmektedir. Bu doğrunun üzerinde yer alan noktalarda emek talep fazlası ve bu doğrunun altında yer alan noktalarda ise, emek arz fazlası söz konusu olmaktadır (Biçerli, 2014: 466).

45° ’ lik doğru üzerinde yer alan J noktası ekonominin tam istihdamda olduğu durumda yaşanan geçici ve yapısal işsizliği göstermektedir. İşgücünde meydana gelen bir büyüme sonucunda Beveridge eğrisi B_1 konumundan B_2 konumuna geçecektir. Bu durumda J noktasından K noktasına gelmesi ekonomide geçici ve yapısal işsizlikte artış meydana geldiğini göstermektedir (Bleakley ve Fuhrer, 1997: 5). Ayrıca Beveridge

eğrisi belirli bir zaman içerisinde işsizlik oranında meydana gelen artışların nedenini açıklamada yardımcı olmaktadır. Bu duruma örnek olarak konjonktürel işsizlikte meydana gelen bir artış sonrasında açık iş sayısının azalması J noktasından M noktasına hareketi ifade etmektedir. Bu duruma ek olarak geçici ya da yapısal işsizlikte meydana gelen bir artış sonrasında ise; açık iş sayısı ve işsizliğin artması, B_1 eğrisi üzerindeki J noktasından B_2 eğrisi üzerindeki K noktasına gelinmesini ifade etmektedir. Diğer taraftan işsizlikte meydana gelen bir artış konjonktürel ve yapısal işsizliğin her ikisinden de kaynaklanabilmektedir. Bu duruma örnek olarak J noktasından N noktasına olan geçiş gösterilmektedir (Biçerli, 2014: 466).

3.2. GİZLİ İŞSİZLİK

Gizli işsizlik durumunda fiilen “işsizim” diyerek iş arayan bireylerin bulunmamasına rağmen marjinal verimliliğin sıfır veya sıfıra yakın olması, hatta bazı durumlarda negatif olması söz konusu olabilmektedir (Korkmaz ve Mahiroğulları, 2007: 39). Gizli işsizlik üretim teknolojisini sabit kalması varsayımı altında herhangi bir üretim aşamasında bulunan bir kısım işgücünün üretim sürecinden çekilmesi durumunda üretim hacminde bir değişimin olmaması olarak ifade edilmektedir. Başka bir deyişle; gizli işsizlik olgusunda birey teknik anlamda işsiz olmamaktadır (Işığışok, 2014: 104). Bu kapsamda açık işsizlik kavramı istatistiksel bir olgu olarak ele alınırken, gizli işsizlik kavramı analitik bir olgu olarak incelenmektedir. Yeteneklerin tam anlamı ile kullanılmaması, gelir düşüklüğü ve düşük verim gizli işsizliğin temel özellikleri arasındadır (Biçerli, 2014: 438).

Gizli işsizliğin özellikle gelişmekte olan ülkeler kapsamında sıkça ortaya çıktığı alanlar; tarım sektörü, marjinal kayıt dışı sektör ve kamu sektörüdür (Gündoğan ve Biçerli, 2003: 206). Bu çerçeveden bakıldığında gizli işsizlik yaygın olarak tarım sektöründe kendi hesabına çalışan ücretsiz aile işçileri arasında görülmektedir. Tarımsal alet ve ekipman kullanımının yaygınlaşması, tarımsal ürün kompozisyonunun değişmesi gibi unsurlarda tarım kesiminde gizli işsizliğin nedenleri arasında sayılmaktadır (Biçerli, 2014: 438). Kamu sektöründe ise; yükselen işsizlik kaygısını ve sosyal bunalımları önlemek amacı ile izlenen popülist politikalar sonucunda gizli işsizlik yaşanmaktadır. Bu sebeple gizli işsizlik genel anlamda gelişmekte olan ülkelerin tarım

sektöründe yaşanırken gelişmekte olan ve gelişmiş ülkelerde ise; sanayi ve kamu sektöründe yaşanan bir işsizlik türü olarak ifade edilmektedir (Tokol, 2000: 100).

Gizli işsizliğin sebebi; yalnızca tarım kesimi ve kamu kuruluşlarından ibaret değildir. Genellikle durgunluk dönemlerinde iş bulma olasılığının düşük olması sebebi ile iş aramaktan vazgeçen kişiler gücünmüş işçiler olarak adlandırılmaktadır. Ayrıca bazı iktisatçılar gücünmüş işçileri de gizli işsizlik kapsamında ele alınması gerektiği görüşündedirler. Bu bağlamdaki kişiler emek arzını azaltmaktadır ve bu durum “gücünmüş işçi etkisi” olarak ifade edilmektedir (Biçerli, 2014: 438).

Gizli işsizlik, genellikle işsizlik sigortasının bulunmadığı ülkelerde, çoğu zaman işsizliği tazmin edici bir görev üstlenmesi bakımından olumlu karşılanmaktadır (Gündoğan ve Biçerli, 2003: 206). Ancak gizli işsizlik ekonomik açıdan ele alındığında son derece olumsuz sonuçları olan ciddi bir sorun olarak karşımıza çıkmaktadır (Tokol ve Alper, 2015: 140).

3.3. SÜREKLİ DURGUNLUK İŞSİZLİĞİ

Belirli bir ekonomik büyüme sonrasında bazı ekonomilerde meydana gelen ekonomik durgunluğun ardından üretim hacminde yaşanan daralma ve kronik işsizliğin oluşması “ sürekli durgunluk” olarak tanımlanmaktadır (Korkmaz ve Mahiroğulları, 2007: 40). Sürekli durgunluk kavramı, 1929 Dünya Ekonomik Krizi’ nin ardından ekonomik yapının işleyişinin sağlıklı olmaması ve uygulanan kapitalist sistemin yarattığı işsizliğin zamanla kronik hale geleceği görüşleri kapsamında ileri sürülmüştür (Zaim, 1997: 193).

Sürekli durgunluğa yol açan sebepler ülkelere özgü olmakla birlikte; bu durum içsel ve dışsal faktörlerden de kaynaklı olabilmektedir. 1929 Dünya Ekonomik Krizi ve 1973 Petrol Krizi beraberinde yaşanan kronik işsizlik sorunu bu duruma örnek olarak ifade edilebilmektedir (Tokol, 2000: 101).

4. TEORİK ÇERÇEVE: DOĞAL ORAN VE HİSTERİ

Geçmişten günümüze kadar ekonomik hayatı ilgilendiren önemli problemlerden biri de işsizlik olgusudur. Bu nedenle işsizlik günümüze kadar farklı yaklaşımlar

kapsamında incelenmiştir. Bu çalışmada işsizliğin dinamik eğilimlerine ilişkin iki önemli hipotez ele alınacaktır. Bunlardan birincisi, Friedman (1968) ve Phelps (1967, 1968) tarafından öne sürülen “doğal oran” hipotezidir. Bu çalışmada incelenen diğer yaklaşım ise “histeri” hipotezidir.

4.1. DOĞAL ORAN HİPOTEZİ

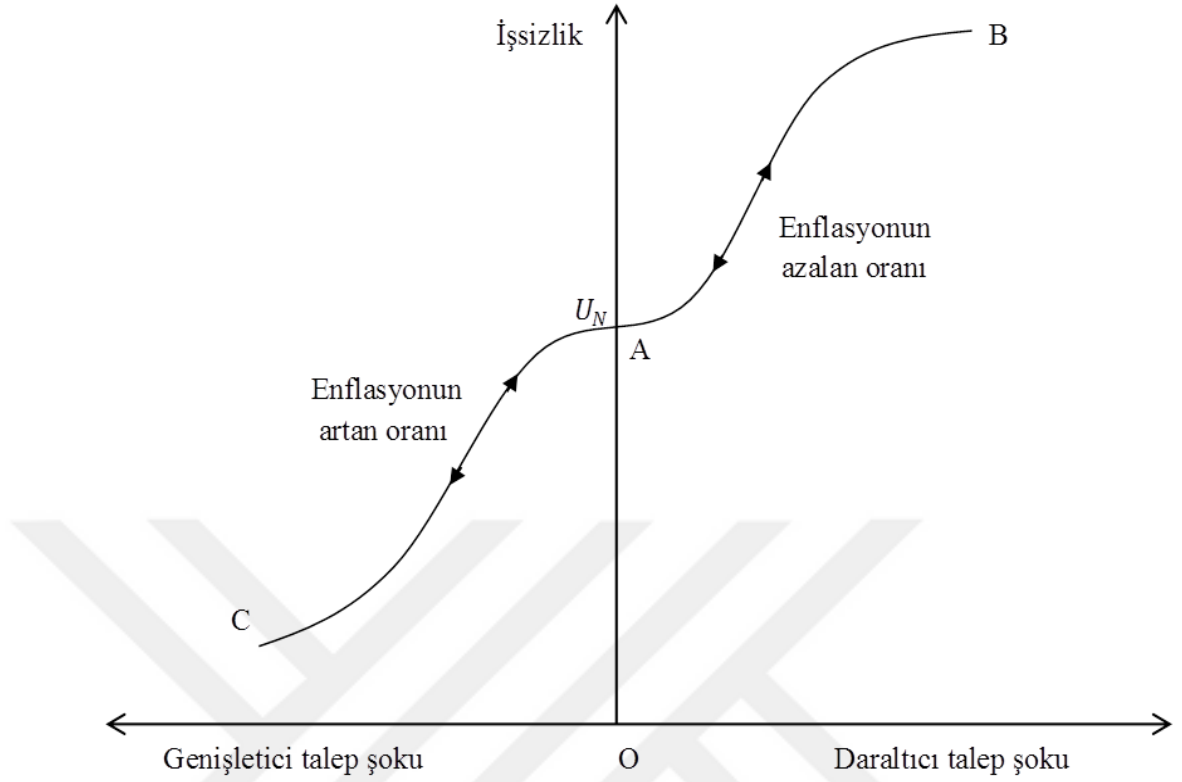
Friedman’ın tartışmasının temelinde, emek piyasasını dengeleyen ve çoklu piyasa dengesi ile uyumlu bir reel ücret oranı oluşturan gönüllü işsizlik düzeyi olarak tanımlanan “doğal işsizlik oranı” kavramı bulunmaktadır. Başka bir ifade ile Friedman, doğal işsizlik oranını, bir denge kavramı olarak ele almış ve herhangi bir andaki reel ücretler üzerinde değişme baskısı yaratmayan işsizlik düzeyi olarak tanımlamıştır (Yıldırım vd., 2013: 365). Doğal işsizlik oranı kavramı Wicksell’ in “doğal faiz oranı” kavramının bariz bir taklidi şeklinde de ifade edilmektedir (Blaug, 2014: 832).

Philips eğrisinin beklentiler ile artırılmış modelleri 1960’ lı yılların sonrasında Friedman ve Phelps tarafından ileri sürülmüştür. Friedman’ ın çalışmasında doğal işsizlik oranı, işsizliğin piyasayı temizleme oranı olarak ifade edilmekte ve istikrarlı bir enflasyon oranı ile birlikte ele alınmaktadır. Diğer taraftan uzun dönemli işsizlik tartışmalarında ise; doğal oran yerine “NAIRU” kavramı (enflasyonu artırmayan işsizlik oranı) birçok iktisatçı (özellikle Keynesyenizme sempati duyanlar) tarafından tercih edilmektedir (Snowdon ve Vane, 2012: 356). Modigliani ve Papademos (1975) NAIRU terminolojisinden bahsederken “işsizliğin enflasyon üzerinde olduğu süre boyunca, enflasyonun azalmasının beklendiği oran” olarak açıklanan “NIRU” (enflasyonist olmayan işsizlik oranı) şeklinde ifade etmişlerdir. Doğal işsizlik oranının tahmininin tanımlanmasında “NAIRU” kısaltması ilk olarak James Tobin (1980) tarafından kullanılmıştır. Ball ve Mankiw (2002) NAIRU kavramını “doğal işsizlik oranının yakın eş anlamlısı” şeklinde açıklamaktadırlar. Nitekim bu çalışmada da iki kavram birbirlerinin yerine kullanılabilir olarak ele alınacaktır.

Doğal oran hipotezi kapsamında ücret enflasyonu ve çıktı arasında uzun dönemde bir değiş-tokuş (trade-off) ilişkisi söz konusu olmamaktadır. Başka bir ifade ile, Philips eğrisi yatay eksene dik bir doğru şeklinde oluşmaktadır ve uzun dönemde işsizlik oranları için tek bir denge mevcut olmaktadır. Diğer taraftan kısa dönem ele

alındığında ise; negatif eğimli Philips eğrisi geçerli olacaktır (Cuestas ve Gil-Alana, 2011: 4). Enflasyon ve işsizlik arasında kısa dönemde değiş-tokuş ilişkisinin varlığı, enflasyonun zaman içerisinde durmadan arttığı ya da azaldığı dönemlerde, tüm insanların kandırılabilmesinin mümkün olması ile açıklanmaktadır. Diğer taraftan enflasyona ilişkin sürprizlerin ortadan kalktığı ve beklentilerin tamamen fark edilmesi durumunda, işsizlik uzun dönem doğal oranına geri dönecektir. Bahsedilen oran, enflasyon ve işsizlik arasında kalıcı bir ödünleşme gerçekleşmediğinin yanında reel ekonomi değişkenlerinin uzun vadeli denge durumunda nominal ekonomi değişkenlerinden bağımsız olduğunu göstermektedir (Blaug, 2014: 836). Kısa dönem kapsamında uzun dönem dengesinden geçici sapmaların söz konusu olması, şokların geçici bir etkiye sahip olduğu ve işsizlik serisinin durağan olduğu şeklinde açıklanmaktadır (Cuestas ve Gil-Alana, 2011: 4). Genel bir ifade ile ekonomide yaşanan bir şokun ardından işsizlik oranı, uzun dönem denge seviyesine geri dönecektir. Söz konusu sürecin ekonometrik yorumu ise; işsizlik serisinin trend durağan veya ortalamada durağan olduğu şeklindedir (Güloğlu ve İspir, 2011: 205).

Friedman'ın doğal oran hipotezi çerçevesinde, toplam talepte meydana gelen dalgalanmaların reel arz-yanlı etkiler tarafından belirlenen doğal işsizlik oranı üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmadığı öne sürülmektedir. Geleneksel doğal oran hipotezini savunan görüş, toplam talebi değiştirecek parasal ve diğer talep şoklarının mevcut işsizlik oranını kısa dönemde etkilediğini ifade etmektedir. Diğer taraftan enflasyonist beklentilerin uyarlanması işsizliğin uzun-dönem denge (doğal) seviyesine geri dönmesini sağlamaktadır. Yeni klasik modeller kapsamında, toplam talepte beklenmeyen bir değişimin meydana gelmesi sonucunda tam esnek fiyatlar ve rasyonel beklentilerin birleşik etkisi ile işsizliğin kendi doğal oranına hızlı bir şekilde geri dönmesi sağlanmaktadır (Snowdon ve Vane, 2012: 357). Bahsedilen geleneksel görüş şekil yardımı ile aşağıdaki gibi açıklanmaktadır.



Şekil 6. Cari işsizlik ve denge işsizlik arasındaki ilişkinin “doğal oran” görünümü

Kaynak: Snowdon ve Vane, 2012: 357.

Şekil 6’ da doğal işsizlik oranı (U_N), A noktası ile gösterilmektedir. Toplam talepte meydana gelen bir büyüme sonucunda mevcut işsizlik azalacak ve ekonomi geçici olarak “C” noktasına doğru hareket edecektir. Diğer taraftan, toplam talepte meydana gelecek herhangi bir düşme ise mevcut işsizlik oranının yükselmesine sebep olacak ve ekonominin hareketi “B” noktasına doğru gerçekleşecektir. Ancak işsizlik uzun dönem kapsamında doğal işsizlik oranı seviyesi olan “A” noktasına geri dönecektir (Snowdon ve Vane, 2012: 357).

Doğal işsizlik oranının belirleyicileri; işsizlik sıklığı ve işsizlik süresi çerçevesinde incelenmektedir. İşsizlik sıklığı, işgücünün bir dönem kapsamında ortalama olarak işsiz kaldıkları süre şeklinde ifade edilmektedir. İşsizlik sıklığını belirleyen temel faktörler ise iki başlık altında toplanmaktadır: Bunlardan ilki, ekonomide yer alan farklı firmalar arasında emeğe olan talepteki değişkenliktir. İkincisi; yeni işçilerin emek piyasasına katılma oranıdır. Doğal işsizlik oranının diğer belirleyicisi olan işsizlik süresini etkileyen faktörler ise, konjonktürel etkenler, emek

piyasasındaki örgütlenme, emek piyasasının demografik yapısı ve işsizlik sigortasının varlığı şeklindedir (Dornbusch vd., 2007: 168-169).

4.2. HİSTERİ HİPOTEZİ

İşsizliğin fiili ve denge oranlarının birlikte artışı toplam talebin doğal oranı (veya NAIRU) etkilemesine imkân veren farklı bir açıklamayı gerekli kılmıştır. Doğal oranın denge oranının geçmişi ile açıklandığı düşüncesini kapsayan modeller literatürde “hysteresis” teorileri altında toplanmıştır (Blanchard ve Summers, 1987: 288). Fizik biliminde bir kavram olarak kullanılan histeri, dışsal bir şok sonucunda değeri değişmiş bir nesnenin şoka sebep olan etkinin ortadan kalkmasına karşı başlangıçtaki değerine dönememe durumu şeklinde tanımlanmıştır (Ball ve Mankiw, 2002: 119). Blanchard ve Summers (1986, 1987), Barro (1988) ve Layard, Nickell ve Jackman (1991) tarafından şekillenen histeri yaklaşımı ile şokların işsizlik düzeyi üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olması iş piyasasındaki katılıklar ile açıklanmaya çalışılmıştır. Histeri hipotezi yaklaşımında işsizlik serisinin ortalamaya geri dönme özelliği taşımadığı belirtilmiştir. Söz konusu süreç ekonometrik olarak işsizlik serisinin durağan olmadığı veya işsizlik serisinin birim kök sürecine sahip olduğu şeklinde açıklanmaktadır (Camarero, Carrion-i-Silvestre ve Tamarit, 2006: 168).

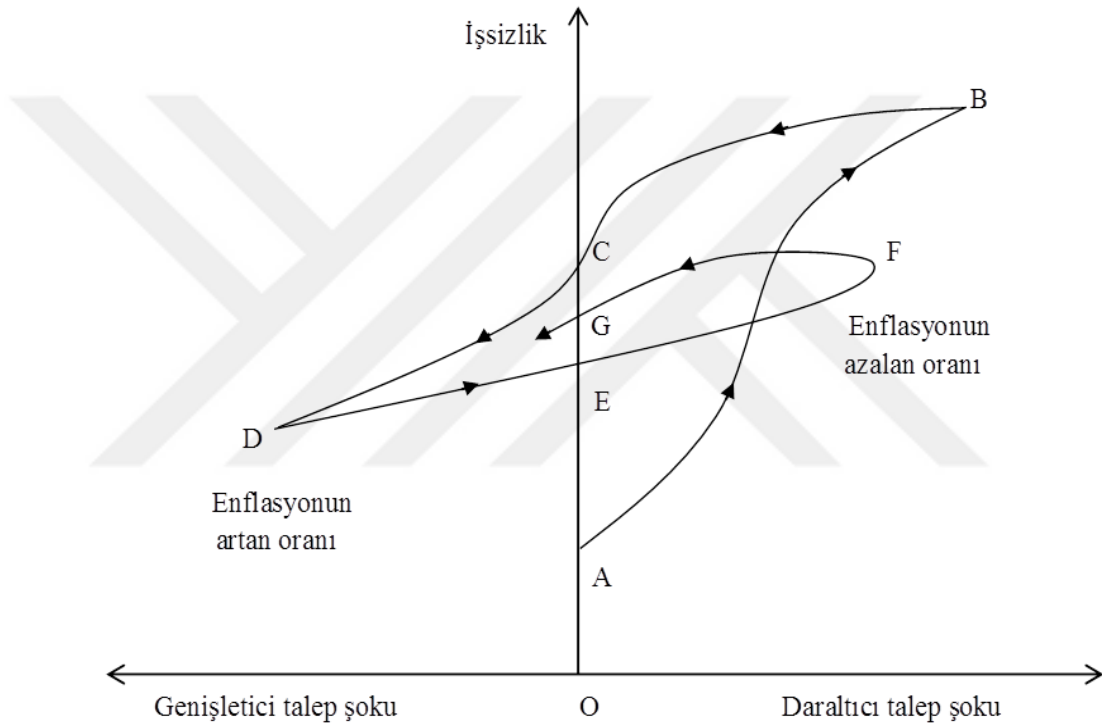
Hargreaves- Heap (1980) çalışmasında histeri etkisini açıklarken önceki döneme ait olan fiili işsizlik oranının önceki döneme ait doğal oranı aşması sonucunda doğal işsizlik oranının yükselmesi şeklinde ifade etmiştir. Bu durum aşağıdaki gibi gösterilmiştir.

$$U_{Nt} = U_{Nt-1} + a(U_{t-1} - U_{Nt-1}) + b_t \quad (1.1)$$

Burada U_{Nt} ; t zamanındaki doğal işsizlik oranını, U_{Nt-1} ; önceki döneme ait doğal işsizlik oranını, U_{t-1} ; önceki döneme ait fiili işsizlik oranını ve b_t ise doğal oran üzerindeki diğer etkileri ifade etmektedir. $b_t = 0$ olduğu durum için (1.1) denklemini yeniden düzenlendiğinde

$$U_{Nt} - U_{Nt-1} = a(U_{t-1} - U_{Nt-1}) \quad (1.2)$$

şekline dönüşecektir. Denklem (1.2)' den anlaşılacağı üzere $U_{t-1} > U_{Nt-1}$ olması durumunda $U_{Nt} > U_{Nt-1}$ durumu söz konusu olacaktır. Başka bir ifade ile fiili işsizlik oranının değişimi, doğal işsizlik oranının aynı yönde hareket etmesine sebep olacaktır. Kısa dönemde toplam talebin U_N üzerinde herhangi bir etkiye sahip olması söz konusu olmamaktadır. Diğer taraftan aşırı seviyede yüksek ya da düşük ekonomik faaliyetlerin uzun süre devam etmesi doğal işsizlik oranının değişmesine sebep olabilmektedir. Histeri etkisinin grafik ile gösterimi aşağıdaki gibidir (Snowdon ve Vane, 2012: 358).



Şekil 7. “Zaman- değişkenli” NAIRU’ nun histeresis görünümü

Kaynak: Snowdon ve Vane, 2012: 359.

Şekil 7’ de başlangıç denge işsizlik seviyesi “A” noktası ile gösterilmektedir. Ekonomide negatif bir toplam talep şokunun meydana gelmesi durumunda üretimdeki düşme ile birlikte işsizlik seviyesi artarak ekonomi “B” noktasına geçmektedir. Ekonominin daralma döneminden çıkması ile işsizlik seviyesi başlangıçtaki işsizlik seviyesi olan “A” noktasına değil histeri etkisi ile, yeni NAIRU, “C” noktasında oluşacaktır. Bahsi geçen noktada ekonomide pozitif bir talep şokunun yaşanması durumunda işsizlik seviyesi düşme eğilimi göstererek “D” noktasına gelmektedir. Bir

sonraki aşamada yeni denge “E” noktasında oluşacaktır. Bu duruma ek olarak ekonomide meydana gelecek bir daralma sonucunda ekonomi “E” noktasından “F” noktasına daha sonra ise “G” noktasına gelecektir. Başka bir ifade ile toplam talep tarafından oluşan fiili işsizlik oranı NAIRU’ yu etkilemektedir.

İşsizlik histerisinin ortaya çıkmasına sebep olan faktörlerle ilgili literatürde farklı yaklaşımlar mevcuttur. Blanchard ve Summers, (1986) bu durumu “içerdekiler-dışardakiler (insider- Outsider) teorisi” çerçevesinde açıklanabileceğini ifade etmişlerdir. Bu yaklaşımda içerdekiler ile sendika üyelerinden bahsedilmektedir. Bahsi geçen yaklaşım kapsamında ekonomide meydana gelen negatif talep şoku işsizliğin artmasına sebep olmakta ve pazarlık gücüne sahip olmayan işçileri emek piyasasının dışına itmektir. Bu durumun sebebi ise, sendika üyelerinin sahip oldukları hakları kullanarak dışarıdakilerin işe alınmasını engellemeleridir. Söz konusu süreçte işverenler başka firmalardaki çalışanları işe almak durumunda kalması ile fiili işgücünde bir artış meydana gelmemekte ve işsizlik devam etmektedir.

Histerinin varlığı ile ilgili başka bir yaklaşımda ise, işsizliğin bir leke (stigma) etkisi taşıdığından bahsedilmektedir. Bu yaklaşıma göre, uzun süre kapsamında yaşanan işsizlik seviyesi işsiz kalmanın yol açtığı sosyal utancı ve leke etkisini azaltmaktadır. Nitekim bu durum etkin ücretlerde kalıcı artışa sebep olmakta dolayısıyla istihdamda bir azalış meydana gelmektedir (Sessions, 1998: 14).

Histeri etkisine neden olan etkenleri inceleyen bir başka yaklaşım ise “süre (duration) teorisi”, bir yıl ya da daha uzun süreli işsizliğin yaşanması sonucunda iş arayanların motivasyonlarında bir düşüşe ve kendilerine olan güven duygularını yitirmelerine sebep olabilmektedir. Söz konusu durum efektif emek arzında bir daralma ile sonuçlanabilmektedir. Diğer taraftan işverenlerin uzun süre iş arayanları düşük vasıflı işçiler olarak görmeleri sonucunda emek taleplerini kısabilmektedirler (Graafland, 1991: 155).

“Etkinlik ücretleri teorisi” histeri etkisinin sebeplerini araştıran bir başka yaklaşımdır. Bu teori çerçevesinde firmalar kalıcı işsizliğin olması durumunda dahi ücretleri aşağı çekme yoluna gitmemektedirler. Bu durumun sebebi; firmaların ücretleri aşağı çekmelerinin sonucunda emek verimliliğinin azalması, firmaya bağlılığın azalması

ve işten kaytarma gibi olumsuzluklarla karşı karşıya kalmak istememeleridir (Greenwald ve Stiglitz, 1987: 124). Histerinin diğer potansiyel kaynakları olarak işten çıkarma maliyetleri, sermaye yetersizliği ve koordinasyon hataları gösterilmektedir (Christopoulos ve Leon- Ledesma, 2007: 81).

Histerinin mevcut olduğu durumda, uzun dönemde yüksek işsizlik oranı ile mücadele hükümet müdahalesini gerekli kılmaktadır. İşsizlik histerisinin varlığı daralma dönemlerinde yüksek işsizlik seviyelerinde aktif hükümet politikalarını ön plana çıkarmaktadır (Smyth, 2003: 181). Söz konusu durum makroekonomi politikalarının işsizlik üzerinde sürekli bir etkiye sahip olduğu şeklinde ifade edilmektedir. Nitekim ampirik araştırmacılar ve politika yapıcılar için işsizlik histerisinin mevcudiyetinin araştırılması önem taşımaktadır (Özcan, 2012: 99).

İKİNCİ BÖLÜM

MEKÂNSAL EKONOMETRİ

Geleneksel ekonometrinin mekânsal etkileşimi dikkate almaması önemli sorunlara yol açabilmektedir. Bu sebeple mekânsal bağımlılık ve mekânsal farklılık kavramlarını dikkate alan modeller geliştirilmiştir. Bu bölümde mekânsal ekonometri ve mekânsal panel ekonometri yaklaşımları ele alınacaktır. Bu bağlamda mekânsal bağımlılığı dikkate alan modeller, söz konusu modeller için belirleme testleri ve mekânsal panel veri modelleri için tanımlayıcı testler incelenecektir.

1. MEKÂNSAL EKONOMETRİ YAKLAŞIMI

Mekânsal ekonometri; mekânsal etkileri dikkate alan modellerin tahmini, söz konusu modeller için spesifikasyon testlerini ve gelecek öngörüsü için gerekli tekniklerin tümünü ifade etmektedir (Anselin, 2001: 311).

Örneklem verilerinin bir konuma ait olması mekânsal etki kavramını ön plana çıkarmaktadır. Mekânsal etki ise, gözlemler arasındaki mekânsal bağımlılık ve modellenen ilişkide mekânsal farklılık kavramlarını içermektedir (Florax ve Vlist, 2003: 227). Mekânsal bağımlılık, bölgeler arasında üretim faktörleri ve bilgi açısından yayılma veya bölgelerin birbirlerini taklit etmeleri sonucunda ortaya çıkmaktadır (Özcan ve Zeren, 2013: 21). Mekânsal heterojenlik ise model katsayılarındaki veya sabit olmayan hata varyansındaki yapısal istikrarsızlık olarak ifade edilmektedir. Mekânsal ekonometri, bahsedilen mekânsal etki kavramlarını dikkate alarak geleneksel ekonometriden ayrılmaktadır (Anselin, 2001: 311).

Whittle (1954), zaman serilerindeki durağan süreçler ile uzaydaki durağan süreçlerin birbirinden farklılaştığını öne sürerek mekânsal ekonometrik modellerin tahmin ve test edilmesi gerekliliğini önermiştir (Zeren, 2011: 4). Anselin (1988) ise; mekânsal ekonometrik modelleri, bu modellerin tahmini ve söz konusu modellere ait spesifikasyon testlerini açıklamıştır. Mekânsal ekonometrinin gelişiminde Anselin (1992), Anselin, Bera, Florax ve Yoon (1996), Anselin ve Smirnov (1996) ve Anselin ve Bera (1998) çalışmaları ile bu alana önemli katkıları bulunmaktadır.

Son yıllarda mekânsal yöntemlerin kullanıldığı çalışmalar Türkiye’de de artmaktadır. Gezici ve Hewings (2004), Türkiye’ de iller arasındaki kişi başına milli gelir yakınsamasını 1980-1997 dönemi için araştırmışlardır. Çalışmanın sonucunda ise, herhangi bir σ veya β yakınsama bulgusuna ulaşamamışlardır. Önder, Karadağ ve Deliktaş (2007), Türkiye için kamu sermayesi ve ekonomik büyüme ilişkisini bölgesel bazda inceleyerek mekânsal etkileşim sonucunu elde etmişlerdir. Atan, Özcan ve Arslantürk (2015), hane halklarının tüketim düzeylerini yaşadığı coğrafi bölgenin ekonomisinden ne yönde etkilendiğini araştırmışlar ve bir ilin etkinliğinin artmasının açıklık sınırını azalttığı sonucunu ortaya koymuşlardır. Enerji kaynakları içerisinde doğal gazın kullanım oranlarının bölgesel kalkınma üzerindeki etkisini keşfedici mekânsal veri analizi ile inceleyen Yılmaz ve Durman (2015), doğal gaz kullanımı ve sosyo-ekonomik gelişmişlik seviyesinde mekânsal kümelenmenin varlığını vurgulamışlardır.

1.1. MEKÂNSAL BAĞIMLILIK

Mekânsal ekonometrinin temel konularından biri olan mekânsal bağımlılık, mekânsal lokasyondaki bir değişkenin aldığı değer sadece içsel koşullar tarafından belirlenmediği ve bunun yanında aynı değişkenin komşu lokasyonlardaki değerinin de önemli olduğu şeklinde açıklanmaktadır (Frexedas ve Yvaya, 2005: 154). Başka bir ifade ile mekânsal bağımlılık veya otokorelasyon, konumlara ait değerlerin benzeşmesinin sebebi olarak konumsal benzerliği göstermektedir (Anselin ve Bera, 1998: 241).

i ve j bireysel konumlara ait gözlemleri göstermek üzere mekânsal bağımlılık aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Viton, 2010: 3).

$$Corr[y_i, y_j] = E(y_i y_j) - E(y_i) E(y_j) \neq 0 \quad i \neq j \text{ için} \quad (2.1)$$

(2.1) ifadesi y rassal değişkenine ait i ve j konumundaki değerlerin birbiri ile ilişkili olduğunu göstermektedir.

Mekânsal bağımlılığın temelde iki nedeni bulunmaktadır. Bunlardan birincisi, mekânsal birimlere ait verilerin ölçme hatası içermesi durumunda meydana gelen mekânsal taşmadır. İkincisi ise, bölgesel bilimciler tarafından sosyo-demografik,

ekonomik veya bölgesel faaliyetlerde mekân ve uzaklığın önem arz etmesi olarak gösterilmektedir (LeSage, 1999: 3).

Mekânsal bağımlılık, zaman serileri analizinde ve gecikmesi dağıtılmış modellerde rastlanan zaman boyu bağımlılığından farklılaşmaktadır. Bahsedilen durum, mekânsal bağımlılık ile zaman boyu bağımlılık boyutlarının farklı olmasından kaynaklanmaktadır. Mekânsal bağımlılıkta uzaydaki çok yönlü bağımlılık söz konusu iken zaman serilerinde ise, sadece geçmişin geleceği etkilediği tek boyuttan söz edilmektedir (Anselin, 1988: 9).

1.2. MEKÂNSAL AĞIRLIKLANDIRMA

Mekânsal bağımlılık veya komşuluk etkisi mekânsal ağırlık matrisi aracılığı ile ölçülmektedir. $N \times N$ boyutlu bu matris, etkileşimin (interaction) ya da yayılmanın (spillover) ölçüsünü gösterdiğinden önem arz etmektedir (Zeren, 2010: 22). Söz konusu matris “W” ile ifade edilmekte ve dışsal olarak belirlenmektedir. Mekânsal ağırlık matrisi, satır ve sütundaki elemanların komşu olup olmadığını gösteren w_{ij} ’lerden oluşmaktadır (Anselin ve Bera, 1998: 244).

Mekânsal ağırlık matrisinin oluşturulmasında sınırdaşlığa ve uzaklığa bağlı olmak üzere iki temel yaklaşımdan faydalanılmaktadır. Konumlar arasındaki benzerlik veya ortak bir sınır paylaşımı söz konusu olduğunda sınırdaşlığa bağlı ağırlık yaklaşımı kullanılmaktadır. Sınır komşuluğu satranç oyununa benzetilerek söz konusu yaklaşımla ilgili farklı tanımlamalar geliştirilmiştir. Bunlar; ortak bir kenar paylaşma durumunda kale komşuluğu, ortak bir köşe paylaşma durumunda fil komşuluğu ve bölgelerin ortak bir kenar veya köşe paylaşma durumunda ise, vezir komşuluğu olarak adlandırılmaktadır (Anselin, 1988: 17-21). Ağırlık matrislerinin yorumlanmasını kolaylaştırmak amacı ile satır standardizasyonu işlemi uygulanmaktadır. Standartlaştırılma ile elde edilen matrisin elemanları aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Viton, 2010: 5-6).

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad (2.2)$$

(2.2) ifadesindeki elemanların satır toplamı ise $\sum_j w_{ij}^* = 1$ olmaktadır.

Uzaklığa bağlı ağırlık yaklaşımına ait farklı komşuluk tanımları bulunmaktadır. Literatürde sıkça karşılaşılan komşuluk tanımlamalarından biri kritik değer komşuluğudur. Kritik değer komşuluğunda d^* kritik değer olmak üzere $0 \leq d_{ij} < d^*$ ise i ve j birbirlerine komşu olan konumlar olarak kabul edilmektedir. Söz konusu yaklaşımdan yararlanılarak oluşturulan ağırlık matrisinin elemanları aşağıdaki gibidir (Viton, 2010: 7).

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & 0 \leq d_{ij} < d^* \text{ ise} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad (2.3)$$

Uzaklığa bağlı ağırlık yaklaşımında kullanılan bir diğer tanımlama ise; Cliff ve Ord ağırlıklarıdır. Söz konusu ağırlıkların gösterimi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Anselin ve Bera, 1998: 244).

$$w_{ij} = \frac{b_{ij}^\beta}{d_{ij}^a} \quad (2.4)$$

Burada b_{ij} , farklı etkilere sahip komşuluklara izin veren ve uzaklıktan bağımsız olan bir ölçü olarak tanımlanmaktadır. d_{ij} , i ve j konumları arasındaki uzaklığı ifade etmektedir. a ve β ise parametrelerdir.

1.3. MEKÂNSAL GECİKME OPERATÖRÜ VE STOKASTİK SÜREÇLER

Mekânsal gecikme operatörü, komşu lokasyondaki rassal değişkenlerin ağırlıklandırılmış bir ortalaması olarak tanımlanmaktadır. Söz konusu işlemciden mekânsal bağımlılığın ekonometrik analize dahil edilmesinde yararlanılmaktadır. Her bir gözlem için bir komşu kümesinin tanımına dayanan mekânsal gecikme operatörü i konumundaki y için aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Anselin, 2001: 312-313).

$$[Wy]_i = \sum_{j=1, \dots, N} w_{ij} y_j \quad (2.5)$$

(2.5) ifadesinden anlaşılacağı üzere mekânsal gecikme operatörüne mekânsal ağırlık matrisi W ile rassal değişken y' ye ait gözlem vektörünün çarpılması sonucunda ulaşılmaktadır.

Zaman serilerinde olduğu gibi kesit birimleri için de mekânsal stokastik süreçler mevcuttur. Belirli bir lokasyondaki rassal bir değişken ile farklı lokasyonlardaki aynı

rassal deęişkenler arasındaki fonksiyonel iliřki olarak ifade edilen mekânsal stokastik süreçler; mekânsal hareketli ortalama süreci (Spatial Moving Average - SMA) ve mekânsal otoregresif süreç (Spatial Autoregressive - SAR) altında incelenmektedir (Anselin, 2001: 315).

Mekânsal hareketli ortalama süreci (SMA) ařaęıdaki gibi tanımlanmaktadır (Gumprecht, 2005: 3).

$$y = \lambda W\epsilon + \epsilon$$

$$y = (I + \lambda W)\epsilon \quad (2.6)$$

(2.6) ifadesinde Wy , mekânsal gecikme operatörü ve λ , hareketli ortalama parametresidir. ϵ , sıfır ortalamalı ve σ^2 ortak varyanslı hata terimidir. I ise $(n \times n)$ boyutlu birim matrisi göstermektedir.

Mekânsal otoregresif alan için veri üretme süreci (SAR) ise ařaęıdaki gibidir (LeSage, 2008: 21).

$$y = \rho Wy + \epsilon$$

$$y = (I - \rho W)^{-1}\epsilon \quad (2.7)$$

(2.7) ifadesinde ρ , otoregresif parametredir ve genellikle $|\rho| < 1$ olarak kabul edilmektedir.

1.4. MEKÂNSAL MODELLER

Geleneksel ekonometrinin mekânsal etkileřimi göz önünde bulundurmaması sonuçların yetersiz olmasına yol açabilmektedir. Bu nedenle mekânsal baęımlılık kavramını dikkate alan mekânsal modeller geliřtirilmiřtir. Mekânsal baęımlılıęın modellenmesinde mekânsal gecikmeli süreç ve mekânsal hata sürecinden faydalanılmaktadır. Bu çalışmada genel mekânsal model, mekânsal otoregresif model ve mekânsal hata modeli ele alınmaktadır.

1.4.1. Genel Mekânsal Model

Genel mekânsal model, mekânsal gecikme bağımlılığını ve mekânsal hata bağımlılığını birlikte ele almaktadır. Yüksek mertebeden model olarak da adlandırılan genel mekânsal model aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Anselin, 1988: 34).

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \epsilon \quad (2.8)$$

$$\epsilon = \lambda W_2 \epsilon + u \quad u \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Burada y , $(N \times 1)$ boyutlu kesit birimlerden oluşan bağımsız değişken vektörü iken X , $(N \times k)$ boyutlu açıklayıcı değişkenler vektörüdür. W_1 ve W_2 ise $(N \times N)$ boyutlu birer mekânsal ağırlık matrisleridir. Ayrıca ρ , mekânsal otoregresif parametredir. λ ise, ϵ için mekânsal otoregresif yapının katsayısıdır.

1.4.2. Mekânsal Otoregresif Model

Mekânsal otoregresif model (Spatial Autoregressive Model – SAR), konumlar arası etkileşim nedeni ile ortaya çıkabilecek olan bağımlılığı dikkate almayı amaçlamaktadır. Bu nedenle bağımlı değişkenin gecikmesi modele açıklayıcı değişken olarak dahil edilmektedir. Mekânsal otoregresif model genel mekânsal modele getirilen kısıtlara bağlı olarak iki kısımda incelenmektedir.

- Genel mekânsal modele $\lambda = 0$ ve $X = 0$ kısıtları getirilerek birinci mertebeden pür mekânsal otoregresif model elde edilmektedir. Bu model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Zeren, 2011: 22).

$$y = \rho W_1 y + \epsilon \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_N) \quad (2.9)$$

(2.9) modeli bağımlı değişken y ' deki değişimi komşu birimlerin doğrusal bir fonksiyonu olarak açıklamaktadır.

- Genel mekânsal modele $\lambda = 0$ kısıtı getirilerek elde edilen karma mekânsal otoregresif model matris notasyonu ile aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Anselin, 1988: 35).

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \epsilon \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (2.10)$$

Burada, bağımlı değişken y 'deki değişimi açıklamak için ek olarak açıklayıcı değişken X matrisi modele dahil edilmektedir.

1.4.3. Mekânsal Hata Modeli

Genel mekânsal modelde $\rho = 0$ olması durumunda mekânsal hata modeli (Spatial Error Model - SEM) elde edilmektedir. Bu modelin matris notasyonu ile gösterimi;

$$y = X\beta + \epsilon$$

$$\epsilon = \lambda W_2 \epsilon + u \quad u \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (2.11)$$

şeklindedir. Bu model ölçme hataları nedeni ile ortaya çıkan bağımlılığı dikkate almaktadır.

1.5. MEKÂNSAL MODELLERDE TAHMİN YÖNTEMİ

Mekânsal hata modeli, mekânsal gecikme modeli ve genel mekânsal model kapsamında sıkça kullanılan tahmin yöntemi 'Maksimum Olabilirlik (ML)' yöntemidir. Bunun dışında mekânsal modellerin tahmini için İki Aşamalı En Küçük Kareler (mekânsal gecikme modeli için), Genelleştirilmiş Momentler Metodu (mekânsal hata modeli için), Bayesyen Yaklaşımı ve Semi-Parametrik Yaklaşımı da kullanılmaktadır (Anselin, 2001: 319-323). Bu çalışmada Maksimum Olabilirlik Metodu ele alınmaktadır.

1.5.1. Maksimum Olabilirlik (Maksimum Likelihood-ML) Yöntemi

En küçük kareler yöntemi (EKK) mekânsal modellerin tahmini için uygun olmadığından dolayı tutarlı ve etkin tahmincileri olan maksimum olabilirlik yöntemi tercih edilmektedir (Anselin, 1988: 59). Maksimum olabilirlik yönteminde anakütle parametreleri gözlenen bağımlı değişkenin (y) birleşik olasılık değerine göre tahmin edilmektedir. Burada gözlenebilir bağımlı değişkenin dağılımını türetmek amacı ile kullanılan bir dağılım varsayımı yapılmaktadır.

Mekânsal gecikmeli modelin tahmin aşamaları Anselin (1988) tarafından aşağıdaki gibi özetlenmiştir.

- 1. Adım:** $y = X\beta_0 + \epsilon_0$ modeli EKK yöntemi ile tahmin edilerek $\hat{\beta}_0$ elde edilmektedir.
- 2. Adım:** $Wy = X\beta_L + \epsilon_L$ modeli EKK yöntemi ile tahmin edilerek $\hat{\beta}_L$ elde edilmektedir.
- 3. Adım:** Birinci ve ikinci adımdaki indirgenmiş modellerden elde edilen kalıntılar;

$$\hat{\epsilon}_0 = y - X\hat{\beta}_0 \text{ ve } \hat{\epsilon}_L = Wy - X\hat{\beta}_L$$

şeklindedir.

- 4. Adım:** Uygun doğrusal olmayan bir optimizasyon aracılığı ile ρ nun optimal değeri tahmin edilmektedir.
- 5. Adım:** Dördüncü adımdan yararlanılarak $\hat{\beta}$ ve $\hat{\sigma}^2$ değerleri hesaplanmaktadır.

Anselin (1988), mekânsal hata modeli için tahmin aşamalarını aşağıdaki gibi özetlemiştir.

- 1. Adım:** $y = \beta X + \epsilon$ modeline EKK uygulanarak kalıntılar elde edilmektedir.
- 2. Adım:** Yoğunlaştırılmış olabilirlik fonksiyonu lnL_c , λ ' ya göre maksimum kılınmaktadır.
- 3. Adım:** Yeni değişkenler $\tilde{y} = (I - \lambda W)y$ ve $\tilde{X} = (I - \lambda W)X$ hesaplanmaktadır.
- 4. Adım:** \tilde{y} ve \tilde{X} değişkenleri kullanılarak EKK aracılığı ile $\tilde{\beta}$ değeri hesaplanmaktadır.
- 5. Adım:** $\tilde{\beta}$ yardımı ile $\tilde{\epsilon} = y - X\tilde{\beta}$ oluşturulmaktadır.
- 6. Adım:** Uygulanılan bu adımlar sonrasında yakınsama kriteri elde edilerek $\hat{\sigma}^2$ değerlerine ulaşılmaktadır.

1.6. MEKÂNSAL BAĞIMLILIK İÇİN BELİRLEME TESTLERİ

Mekânsal modellerin tahmin edilme aşamasından önce EKK ile regresyon modelinin oluşturulması ve kalıntılarda mekânsal bağımlılığın araştırılması gerekmektedir. Mekânsal bağımlılığın olup olmadığını tespit etmek amacı ile uygulanan

belirleme testlerinin temeli Moran'a (1950a, 1950b) ait otokorelasyon testine dayanmaktadır. Moran I istatistiği mekânsal bağımlılığın var olup olmadığını belirlemede önemli bir güce sahip olmasına rağmen alternatif bir model önermemektedir (Anselin ve Bera, 1998: 264-265). Bu bağlamda mekânsal bağımlılığın belirlenmesinin yanında modelden yanlışlıkla dışlanan mekânsal gecikmeli bağımlı değişkenin olup olmadığını araştıran maksimum olabilirlik temelli testler geliştirilmiştir (Graaff, Florax, Nijkamp ve Reggiani, 2001: 263).

1.6.1. Moran I Testi

Moran I testi, mekânsal bağımlılığın araştırılmasında sıkça kullanılan testlerden biridir. Hataların normal dağıldığı varsayımına dayanan bu test matris notasyonu ile aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Anselin, 2001: 23).

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

Burada N gözlem sayısını, $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ mekânsal ağırlık matrisi elemanlarının toplamını ve ϵ , $(N \times 1)$ boyutlu EKK kalıntılarını göstermektedir.

Ağırlık matrisine satır standardizasyonu işlemi uygulandığında ($S_0 = N$ olduğundan) Moran I istatistiği aşağıdaki forma dönüşmektedir (Anselin, 1988: 102).

$$I = \frac{\epsilon' W \epsilon}{\epsilon' \epsilon} \quad (2.12)$$

Moran I testinin uygulanmasının sonucunda elde edilen Moran I katsayısının pozitif ve anlamlı olması durumunda pozitif mekânsal ardışık bağımlılığın varlığından söz edilmektedir. Başka bir ifade ile benzer özellikteki bölgelerin mekânsal olarak birbirlerini çevrelediği söylenmektedir. Negatif mekânsal bağımlılıkta ise, birbirine benzer özelliklere sahip olmayan bölgelerin birbirlerini çevrelemesi söz konusudur (Rusche, 2010: 11).

Mekânsal bağımlılığın varlığının araştırılmasında Moran I testi güçlü performansa sahip olmasına rağmen bağımlılığın yapısı hakkında bilgi içermemektedir.

Bu durum alternatif hipotez altındaki modelde mekânsal bağımlılık yapısının belirsiz olmasından kaynaklanmaktadır (Anselin ve Bera, 1998: 265).

1.6.2. Lagrange Çarpan Testleri

Mekânsal otoregresif katsayıların anlamlılığının belirlenmesinde kullanılan Wald, Olabilirlik Oranı (LR) ve Lagrange Çarpan (LM) testleri maksimum olabilirlik tahminine dayanmaktadır (Anselin, 1988: 66). Ampirik uygulamalarda LM testi daha sık tercih edilmektedir. Bu durumun sebebi ise, Wald ve LR testleri mekânsal modelin (alternatif model) tahminini gerektirirken LM ile elde edilen test istatistikleri sadece sıfır hipotezi altındaki modelin tahminini gerektirmesidir (Anselin, 2001: 324).

▪ Mekânsal Hata Bağımlılığı İçin Lagrange Çarpan Testi

Mekânsal hata bağımlılığını belirlemede kullanılan sıfır hipotezi ve alternatif hipotez aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır (Anselin, 1988: 3).

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

Mekânsal hata modeli için elde edilen LM test istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Anselin, 2001: 324).

$$LM_{err} = LM_{\lambda} = \frac{(\epsilon' W \epsilon / (\epsilon' \epsilon / N))^2}{tr(W^2 + W' W)} \quad (2.13)$$

Bu test istatistiği serbestlik derecesi 1 olan χ^2 dağılımına sahiptir.

▪ Mekânsal Gecikme Bağımlılığı İçin Lagrange Çarpan Testi

Mekânsal gecikme bağımlılığını belirlemede kullanılan sıfır hipotezi ve alternatif hipotez aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır (Anselin ve Bera, 1998: 272).

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

Mekânsal gecikme modeli için geliştirilen LM test istatistiği aşağıdaki gibidir (Anselin, 2001: 324).

$$LM_{lag} = LM_{\rho} = \frac{[\epsilon'Wy/(\epsilon'\epsilon/N)]^2}{[(WX\beta)'(I - X(X'X)^{-1}X')(WX\beta)/\sigma^2 + tr(W^2 + W'W)]} \quad (2.14)$$

(2.14) ifadesindeki LM test istatistiği serbestlik derecesi 1 olan χ^2 dağılımına sahiptir. Burada LM test istatistiği dışlanmış bir açıklayıcı değişkenin varlığını sınamaktadır. Modelden dışlanmış bir açıklayıcı değişkenin varlığı belirleme hatasına sebep olmakta ve elde edilen tahmincilerin yanlı olmasına neden olmaktadır (Anselin ve Florax, 1995: 26).

1.6.3. Dirençli Lagrange Çarpan Testleri

LM_{λ} ve LM_{ρ} test istatistikleri alternatif durumun geçerli olmasından etkilenmektedir. Bu sebeple mekânsal hata bağımlılığı araştırılırken mekânsal gecikme bağımlılığının olup olmadığı veya mekânsal gecikme bağımlılığı araştırılırken mekânsal hata bağımlılığının olup olmadığı göz önünde bulundurulmalıdır. Söz konusu durumu dikkate almak amacı ile dirençli testler geliştirilmiştir (Anselin, 2001: 324).

Mekânsal gecikmeli bağımlı değişkenin varlığında ($\rho \neq 0$ varsayımı altında) mekânsal hata sürecinin araştırılması için geliştirilen LM testine ait sıfır hipotezi ve test istatistiği sırasıyla aşağıdaki ifade edilmektedir (Anselin vd., 1996: 82).

$$H_0: \lambda = 0$$

$$LM_{\lambda}^* = \frac{[\epsilon' M_2 \epsilon / \hat{\sigma}^2 - T_{21} (N \hat{J}_{\rho, \beta})^{-1} \epsilon' W_1 y / \hat{\sigma}^2]^2}{T_{22} - (T_{21})^2 (N \hat{J}_{\rho, \beta})^{-1}} \quad (2.15)$$

Burada $\epsilon = y - X\hat{\beta}$, $\hat{\sigma}^2 = \epsilon'\epsilon/n$ ve $(N \hat{J}_{\rho, \beta})^{-1} = \hat{\sigma}^2 [(W_1 X \beta)' M (W_1 X \beta) + T_{11} \hat{\sigma}^2]^{-1}$ şeklinde tanımlanmaktadır. Ayrıca $T_{ij} = tr(W_i W_j + W_i' W_j)$ ve $M = I - X(X'X)^{-1}X'$ dir.

Mekânsal hata otokorelasyonunun varlığı durumunda ($\lambda \neq 0$ varsayımı altında) mekânsal gecikme bağımlılığının araştırılması için oluşturulan LM testine ait sıfır

hipotezi ve test istatistiği sırasıyla aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Anselin vd., 1996: 83).

$$H_0: \rho = 0$$

$$LM_{\rho}^* = \frac{[\epsilon' W_1 y / \hat{\sigma}^2 - T_{12} T_{22}^{-1} \epsilon' W_2 \epsilon / \hat{\sigma}^2]^2}{N \hat{J}_{\rho, \beta} - (T_{21})^2 T_{22}^{-1}} \quad (2.16)$$

1.6.4. Genel Mekânsal Modeller İçin Testler

Genel mekânsal modellerde mekânsal hata ve mekânsal gecikme bağımlılığının varlığının araştırılmasında, birleşik LM testi ve koşullu LM testlerinden yararlanılmaktadır. Birleşik LM testi modelin EKK ile tahminine dayanırken koşullu LM testleri uygun modelin maksimum olabilirlik yöntemi ile tahminini gerektirmektedir (Baltagi ve Li, 2001: 197).

- **Birleşik LM Testi**

Genel mekânsal model için $H_0: \lambda = 0$ ve $\rho = 0$ hipotezini test eden birleşik LM testine ait istatistik aşağıdaki gibidir (Baltagi ve Li, 2001: 197).

$$LM_{\rho\lambda} = \frac{[\epsilon' W y / \hat{\sigma}^2 - \epsilon' W \epsilon / \hat{\sigma}^2]^2}{N \hat{J}_{\rho, \beta} - T} + \frac{[\epsilon' W \epsilon / \hat{\sigma}^2]^2}{T} \quad (2.17)$$

$LM_{\rho\lambda}$ test istatistiği 2 serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir. Ayrıca $LM_{\rho\lambda} = LM_{\rho} + LM_{\lambda}^* = LM_{\lambda} + LM_{\rho}^*$ olduğu görülmektedir (Anselin vd., 1996: 85).

- **Koşullu LM Testleri**

Genel mekânsal model için uygulanan diğer bir yaklaşım ise, koşullu LM testleridir. Hata bağımlılığı varlığında $H_0: \rho = 0$ hipotezini araştıran $LM_{\rho\setminus\lambda}$ istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Anselin ve Bera, 1998: 275).

$$LM_{\rho\setminus\lambda} = \frac{[\epsilon' B' B W_1 y]^2}{H_{\rho} - H_{\theta\rho} \widehat{Var}(\hat{\theta}) H'_{\theta\rho}} \quad (2.18)$$

Burada ϵ , $y = X\beta + (I - \lambda W_2)^{-1}u$ modelinden elde edilen kalıntılardır. Bu modele ait parametre vektörü $\theta = (\beta', \lambda, \sigma^2)'$ ve $B = I - \hat{\lambda}W_2'$ dir. Ayrıca $\widehat{Var}(\hat{\theta})$, θ parametre vektörüne ait tahmin edilen varyans-kovaryans matrisini ifade etmektedir H_ρ ve $H'_{\theta\rho}$ ise

$$H_\rho = trW_1^2 + tr(BW_1B^{-1})'(BW_1B^{-1}) + [(BW_1X\beta)'(BW_1X\beta)]/\sigma^2 \quad (2.19)$$

$$H'_{\theta\rho} = \begin{bmatrix} \frac{(BX)'BW_1X\beta}{\sigma^2} \\ tr(W_2B^{-1})'BW_1B^{-1} + tr(W_2W_1B^{-1}) \\ 0 \end{bmatrix} \quad (2.20)$$

şeklindedir (Anselin ve Bera, 1998: 276).

Mekânsal gecikme bağımlılığı varlığında $H_0: \lambda = 0$ hipotezini araştıran test istatistiği ise aşağıdaki gibidir.

$$LM_{\lambda \setminus \rho} = \frac{[(\epsilon'W\epsilon)/(\epsilon'\epsilon/N)]^2}{T_{22} - [T_{21A}^2 Var(\hat{\rho})]} \quad (2.21)$$

(2.21) ifadesinde yer alan $T_{21A} = tr[(W_2W_1A^{-1} + W_2'W_1A^{-1})]$ ve $A = I - \hat{\rho}W$ olarak tanımlanmaktadır. LM test istatistiği serbestlik derecesi 1 olan χ^2 dağılımına sahiptir (Anselin ve Bera, 1998: 275).

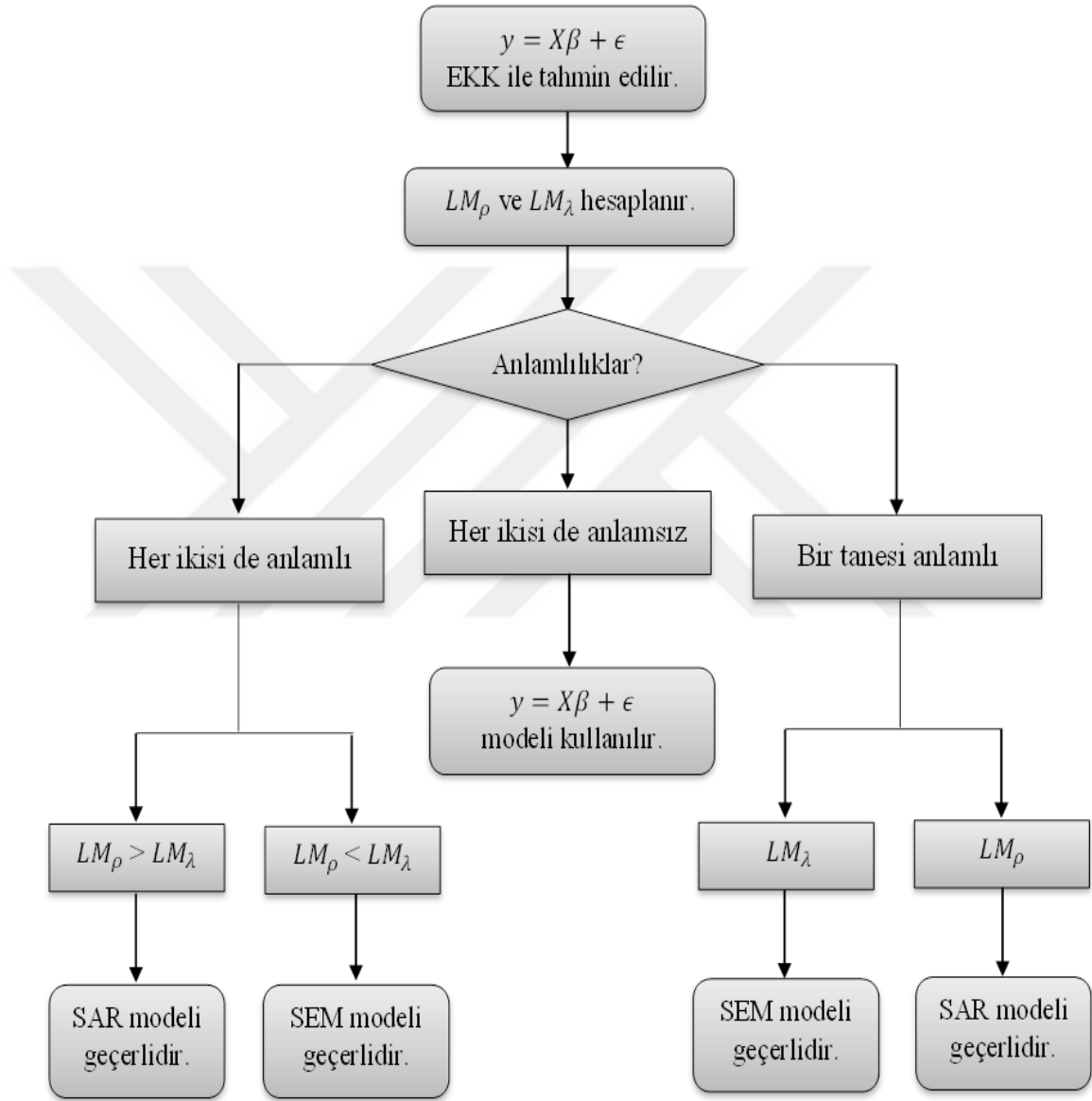
1.7. SPESİFİKASYON ARAŞTIRMASI

Mekânsal ekonometri kapsamında spesifikasyon araştırması için izlenecek adımlar aşağıdaki gibidir.

1. **Adım:** Ağırlık matrisi oluşturulmalıdır.
2. **Adım:** Mekânsal bağımlılığı araştırmak için gerekli testler uygulanmalıdır.
3. **Adım:** Belirlenen mekânsal bağımlılık yapısına göre uygun olan regresyon modeli tahmin edilmelidir.

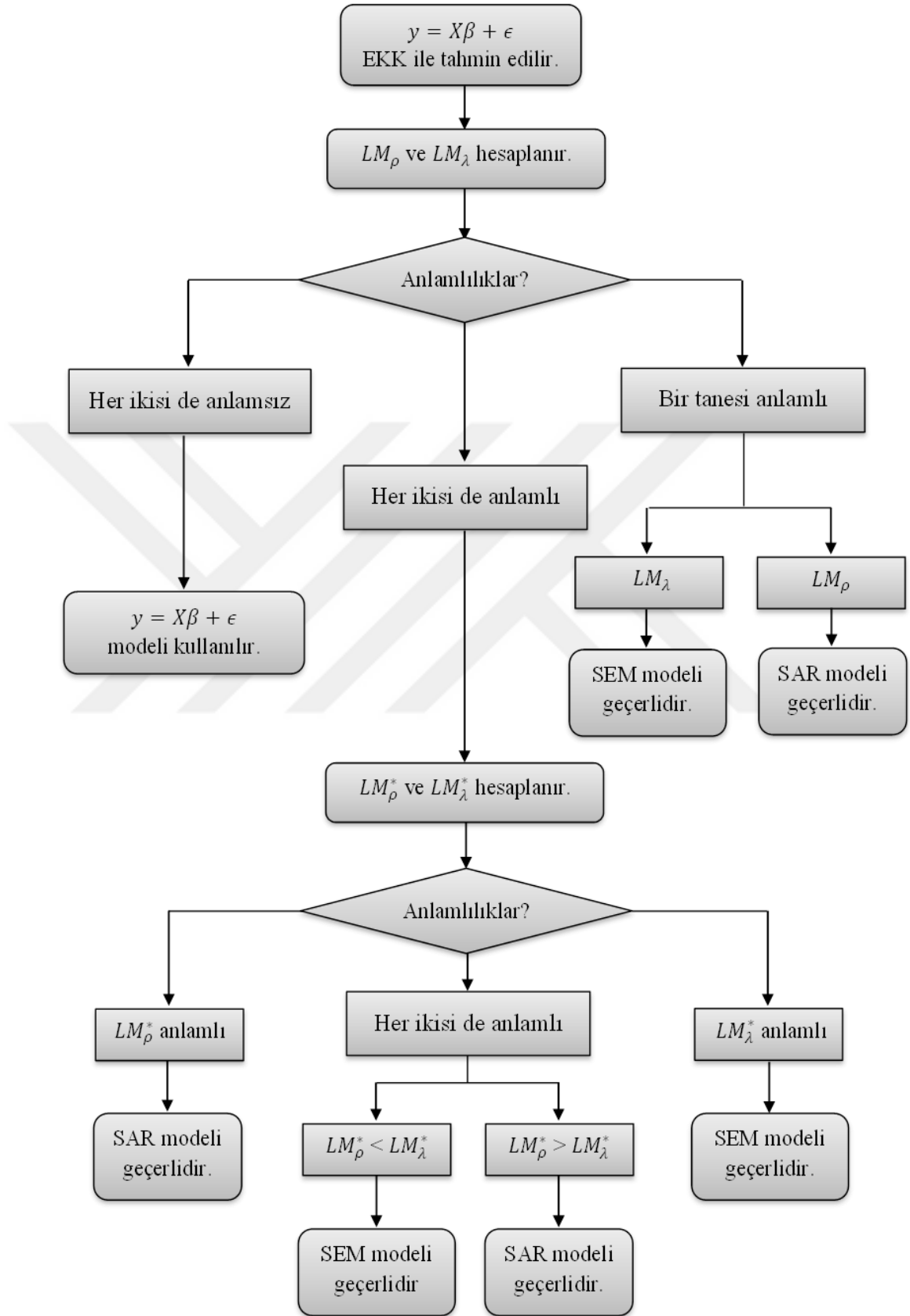
Florax, Folmer ve Rey tarafından mekânsal ekonometrik modelleme çerçevesinde çeşitli spesifikasyon yöntemleri öne sürülmüştür. Bunlar klasik yaklaşım,

karma yaklaşım ve Hendry' nin spesifikasyon araştırmasıdır. Bu çalışmada klasik yaklaşım ve karma yaklaşımdan bahsedilmiştir. Bunun sebebi ise, Hendry yaklaşımının mekânsal kolerasyon bakımından aşırı parametrelili genel bir model gerektirmesidir. Klasik yaklaşım için izlenecek yol aşağıdaki gibidir (2003: 561).



Şekil 8. Klasik yaklaşımda izlenen adımlar

Dirençli testlerin ele alındığı karma spesifikasyon araştırması için gerekli olan adımlar aşağıdaki gibidir (Florax vd., 2003: 562).



Şekil 9. Karma yaklaşımda izlenen adımlar

2. MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELLERİ

Panel veri; bireyler, hane halkları, firmalar ve ülkeler gibi birimlere ait yatay kesit gözlemlerinin belli bir zaman dönemi kapsamında bir araya getirilmesidir. Panel verilerle ilgili ilk çalışmalar Kuh (1959), Grunfeld ve Griliches (1960), Zellner (1962), Balestra ve Nerlove (1966) ve Swamy (1970) tarafından yapılmıştır. Ancak bu alandaki uygulamalı çalışmalara ise, 1990' lı yılların başından itibaren rastlanılmaktadır (Tatoğlu, 2013: 3). Panel veri, araştırmacıya daha fazla veri ile çalışma imkânı sunduğundan yatay kesit ve zaman serisi verisine göre daha fazla avantaja sahiptir. Panel veri kullanımı ile gözlem sayısındaki artış serbestlik derecesini de arttırmaktadır. Söz konusu durum sonucunda açıklayıcı değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantı derecesinin azalması ile birlikte ekonometrik tahminler daha etkin ve daha güvenilir olmaktadır. Bu duruma ilaveten panel veri, yatay kesit verileri veya zaman serisi verileri ile çözülemeyecek iktisadi problemlerin araştırılmasına da imkan sağlamaktadır (Hsiao, 2003: 3).

Mekânsal panel veri kümesi, mekânsal birimlere ait zaman serilerinin birleşiminden meydana gelmektedir. Başlangıçta yatay kesit verisi çalışmalarında kullanılan mekânsal ekonometrik modeller geliştirilerek panel veri için de kullanılmaya başlanmıştır. Bu alanda önemli çalışmaları olan Baltagi, panel veri ekonometrisi kitabının ikinci baskısında mekânsal panel veri ekonometrisine yer vermiştir (Baltagi, 2001). Mekânsal panel veri modelleri yatay kesitteki değişkenliği araştırmasının yanısıra mekânsal bağımlılık kavramını da dikkate almaktadır (Zeren, 2011: 108).

Mekânsal panel veri ekonometrisi metodolojik ilerlemenin yaşandığı bir bilim dalıdır. Son zamanlarda mekânsal ekonometri kapsamında panel veri için yapılan çalışmalardan bazıları Kelejian ve Prucha (1998), Anselin (2001), Elhorst (2001), Baltagi, Song ve Koh (2003), Elhorst (2003a), Lee (2003), Pesaran (2004), Baltagi (2005), Kapoor, Kelejian ve Prucha (2007), Baltagi, Song, Jung ve Koh (2007), Baltagi, Egger ve Pfaffermayr (2007), Baltagi, Kelejian ve Prucha (2007), Baltagi ve Liu (2008), Anselin, Le Gallo ve Jayet (2008), Lee ve Yu (2009), Millo ve Piras (2009), Yu ve Lee (2010), Lee ve Yu (2010), Elhorst, Piras ve Arbia (2010), Pesaran ve Tosetti

(2011), Millo ve Piras (2012), Baltagi, Egger ve Pfaffermayr (2013), Elhorst (2014) olarak sayılabilir.

Son yıllarda mekânsal panel ile ilgili çalışmalar Türkiye’de de artmaktadır. Yeşilyurt (2008), Türkiye İmalat Sanayinde mekânsal ilişkilerin varlığını ve yapısını 1988-2001 dönemi için incelemiştir. Üretimde mekânsal ilişkinin varlığında zaman peryotlu ve sabit etkili modelin uygun model olduğu sonucuna ulaşmıştır. Yıldırım, Öcal ve Erdoğan (2007), finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisini Türkiye illeri kapsamında 1991-2001 dönemi için mekânsal panel veri modelleri çerçevesinde araştırmışlardır. Yakınsama sürecinde mekânsal etkinin önemli bir rol oynadığı ve finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu sonucuna varmışlardır. Akçagün, Öcal ve Yıldırım (2013), Türkiye’ de sektörel ve bölgesel istihdamın yapısını 2004-2011 yıllarını ele alarak mekânsal panel veri modelleri ve görünürde ilişkisiz (SUR) mekânsal panel veri modelleri ile incelemiştir. Son zamanlarda Türkiye’ de Nuts 2 düzeyinde tüm bölgelerde pozitif etkiye sahip olan hizmetler sektörüne geçişin gerçekleştiğini ve tarım sektörünün önemini yitirdiğini vurgulamışlardır.

Mekânsal bağımlılığın varlığı genelde yatay kesit birimleri arasındaki ilişki mevcudiyetini gerektirmektedir. Hata terimlerinin mekânsal olarak ilişkili olduğunu söyleyebilmek için belli bir t dönemi kapsamında $i \neq j$ için yatay kesit birimleri arasında $E[\epsilon_{it} \epsilon_{jt}] \neq 0$ olması gerekmektedir. Bu duruma ek olarak sıfırdan farklı kovaryanslar belirli bir komşuluk ilişkisine uygun olmalıdır (Anselin vd., 2008: 627).

Mekânsal bağımlılığı dikkate almak için çeşitli şekillerde belirlenebilen ağırlık matrisinden yararlanılmaktadır. Panel veri kapsamında $NT \times NT$ boyutlu olan ağırlık matrisinde (W) mekânsal ağırlıkların zaman boyunca sabit kaldığı varsayılmaktadır. Zaman boyunca gerçekleşecek olan etkileşime bağlı değişiklikler bağımlı değişken y' deki değişim ile açıklanmaktadır. Bunun sebebi ise, mekânsal ağırlıklar ile bağımlı değişken çarpımının modelin sağ tarafında yer almasıdır. Mekânsal ağırlık matrisi W ile bağımlı değişken y' nin çarpılması sonucunda elde edilen mekânsal gecikme işlemcisi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Anselin vd., 2008: 628-629).

$$Wy = W_{NT}y = (I_T \otimes W_N)y \quad (2.22)$$

(2.22) ifadesindeki $I_T; T$ boyutlu birim matrisi göstermektedir.

Mekânsal panel veri modellerinin genel bir gösterimi eşitlik (2.23) ile verilmektedir (Belotti, Hughes ve Mortari, 2013)

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{ti-1} + \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K x_{jtk} \beta_k + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{jtk} \theta_k + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

$$\epsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n m_{ij} \epsilon_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.23)$$

(2.23) ile verilen eşitlikte y_{it} bağımlı değişkeni, α kesme terimini, w satır standardizasyonuna dayalı ağırlık matrisini, y_{jt} mekânsal gecikmeli bağımlı değişkeni, x_{jtk} açıklayıcı değişkenler vektörünü, β açıklayıcı değişkenler için parametre vektörünü, θ mekânsal gecikmeli açıklayıcı değişkenler için parametre vektörünü göstermektedir. Ayrıca μ_i birim sabit etkilerini γ_t zaman sabit etkilerini ifade etmektedir.

Eşitlik (2.23)' e getirilen kısıtlar ile çeşitli mekânsal panel veri modelleri elde edilmektedir. Burada dikkat edilmesi gereken hususlardan biri $\tau = 0$ olması statik modelleri ifade ederken $\tau \neq 0$ olması ise modelin dinamik bir yapı sergilediği anlamını taşımaktadır (Yu, de Jong ve Lee, 2008: 118).

$\lambda = 0$ kısıtlaması altında elde edilen model Mekânsal Durbin Model (SDM)' i olarak adlandırılmaktadır. Söz konusu model (2.24)' teki eşitlik ile gösterilmektedir (LeSage ve Pace, 2009: 28).

$$(I_n - \rho W)y = (I_n - \rho W)x\beta + x\beta + x\gamma + \epsilon$$

$$y = \rho W y + x(\beta + \gamma) + Wx(-\rho\beta) + \epsilon \quad (2.24)$$

Bu modelde Wy ; bağımlı değişkenin mekânsal gecikmesini, x açıklayıcı değişkeni ve Wx ise, mekânsal gecikmeli açıklayıcı değişkeni ifade etmektedir.

Mekânsal panel veri modellerinin genel gösteriminde $\lambda = 0$ ve $\theta = 0$ olması Mekânsal Otoresif Model (SAR)' i oluşturmaktadır. Bağımlı değişkenin mekânsal gecikmesinin modele dahil olduğu otoresif panel veri modeli:

$$y = \rho(I_T \otimes W_N)y + X\beta + \epsilon \quad (2.25)$$

şeklinde gösterilmektedir. (2.25) ifadesinde yer alan ρ , mekânsal otoresif parametredir (Anselin vd., 2008: 630).

Genel mekânsal modele $\rho = 0$ ve $\theta = 0$ kısıtları getirilerek elde edilen model ise, Mekânsal Hata Modeli (SEM)' dir. Mekânsal otokorelasyonlu hatalar içeren ancak mekânsal gecikme içermeyen söz konusu mekânsal panel veri modeli ise aşağıdaki gibidir (Baltagi, 2013: 320-321).

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \epsilon \\ \epsilon &= \lambda(I_T \otimes W_N)\epsilon + u \end{aligned} \quad (2.26)$$

(2.26) ifadesindeki $N \times I$ boyutlu hata vektörü ϵ_t aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Anselin vd., 2008: 633).

$$\epsilon_t = \lambda W_N \epsilon_t + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.27)$$

(2.27) eşitliğinde yer alan W_N ; $N \times N$ boyutlu ağırlık matrisi ve θ ; mekânsal hata otoresif katsayısıdır. $N \times I$ boyutlu hata vektörü u_t ; σ_u^2 sabit varyans ile bağımsız ve özdeş dağılıma sahiptir. (2.27) ifadesinin matris notasyonu yardımı ile gösterilmesi ise,

$$\epsilon_t = (I_N - \lambda W_N)^{-1} u_t \quad (2.28)$$

biçimindedir ve t zamanına ait kesit boyutu için hata kovaryans matrisi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Anselin vd., 2008: 633).

$$\Omega_{t,N} = E[\epsilon_t \epsilon_t'] = \sigma_u^2 (I_N - \lambda W_N)^{-1} (I_N - \lambda W_N')^{-1} \quad (2.29)$$

(2.29) ifadesi $B_N = I_N - \lambda W_N$ dönüşümü yapılarak daha basit bir notasyonla gösterimi sağlanmaktadır.

$$\Omega_{t,N} = \sigma_u^2 (B_N' B_N)^{-1}$$

Kesit kovaryansı zaman içerisinde deęişkenlik göstermemektedir. Nitekim tüm gözlemleri içeren $NT \times NT$ boyutlu kovaryans matrisi aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Anselin vd., 2008: 633).

$$\Sigma_{NT} = \sigma_u^2 [I_T \otimes (B'_N B_N)^{-1}] \quad (2.30)$$

Mekânsal panel veri modellerinde ele alınan son model ise, Mekânsal Hata Otokorelasyonlu Otoregresif Model (SAC)' dir. Genel mekânsal modelde $\theta = 0$ ile elde edilen model aşağıdaki gibi gösterilmektedir (LeSage ve Pace, 2009: 32).

$$y = \alpha \iota_n + \rho W_1 y + x\beta + \epsilon$$

$$\epsilon = \lambda W_2 \epsilon + u \quad u \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (2.31)$$

Mekânsal modeller içerisinde daha az kullanım alanına sahip olan modelde mekânsal gecikmeli bağımsız deęişken ve mekânsal otokorelasyonlu hatalar söz konusudur.

LeSage ve Pace (2009), mekânsal etkileşimlerin detaylı bir şekilde ortaya konabilmesi için SDM, SAR ve SEM modellerinde doğrudan, dolaylı ve toplam etkinin ayrıştırılmasını önermişlerdir. Doğrudan mekânsal etki, herhangi bir birime ait açıklayıcı deęişkenlerdeki bir birim deęişiminin aynı birime ait bağımlı deęişkende meydana getirdiđi deęişimi ifade etmektedir. Dolaylı mekânsal etki, herhangi bir birim dışında kalan tüm birimlere ait açıklayıcı deęişkenlerdeki bir birim deęişme karşısında ele alınan birimin bağımlı deęişkeni üzerinde gerçekleşen deęişmeyi açıklamaktadır. Toplam mekânsal etki ise, tüm birimlere ait açıklayıcı deęişkenlerdeki deęişiminin ele alınan birimin bağımlı deęişkeninde yol açtığı deęişmeyi göstermektedir.

2.1. SABİT ETKİLİ VE RASSAL ETKİLİ MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELLERİ

Panel veride sabit etkiler ve rassal etkiler çerçevesinde, mekânlar arası etkileşimi ifade eden ağırlık matrisi dikkate alınmadığında mekânsal etkilerin mevcudiyeti araştırılabilmektedir. Fakat mekânsal bağımlılığın yapısı ile ilgili herhangi bir bilgi edinilememektedir. Bu sebeple mekânsal bağımlılığın yapısının araştırılabilmesi için

sabit ve rassal etkiler kapsamında mekânsal gecikme ve mekânsal hata modellerinden faydalanılmaktadır (Güriş, 2015: 156).

2.1.1. Sabit Etkili Modeller

Ekonometrik analizlerde yer alan birimler genel olarak heterojen bir yapıya sahiptir. Panel veri analizi, zaman serisi ve yatay kesit verileri analizinden farklı olarak söz konusu heterojenliği dikkate almaktadır. Diğer taraftan panel veri kullanımı ile tüm birimler için gözlenemeyen birim etkileri söz konusu olabilmektedir. Sabit etkili modellerde kesme teriminin birimden birime farklılık göstermesinin sebebi, kesme teriminin birim etkisi içermesi ile açıklanmaktadır. Bir başka ifade ile kesme terimindeki farklılıklar birimler arası farklılıkları ifade etmektedir. Söz konusu modellerde kesme terimindeki değişkenlik kukla değişkenler yardımı ile araştırılmaktadır (Baltagi, 2005: 4-12). Sabit etkili modeller içerdikleri mekânsal bağımlılık yapısına göre; sabit etkili mekânsal hata modeli ve sabit etkili mekânsal gecikme modeli çerçevesinde incelenmektedir. Sabit etkili mekânsal hata modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Elhorst, 2003a: 249).

$$\begin{aligned} Y_t &= X_t\beta + \mu + \epsilon_t \\ \epsilon_t &= \lambda W\epsilon_t + u_t \end{aligned} \quad (2.32)$$

(2.32) ifadesinde μ birim etkiyi göstermektedir ve $E(u_t) = 0$, $E(u_t u_t') = \sigma^2 I_N$ şeklindedir. Sabit etkili mekânsal gecikme modeli ise;

$$Y_t = \rho W Y_t + X_t\beta + \mu + \epsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.33)$$

biçimindedir. (2.33) eşitliğinde $E(\epsilon_t) = 0$, $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \sigma^2 I_N$ ' dir.

Sabit etkiler modellerinin standart yöntem ile tahmininde, Y ve X değişkenlerindeki dönüşüm yardımı ile regresyon modeli birim etkisinden arındırılmaktadır (Baltagi, 2013: 14-17). Aynı zamanda modelin tahmini maksimum olabilirlik yöntemi ile de gerçekleştirilmektedir. Sabit etkili mekânsal hata ve sabit etkili mekânsal gecikme modellerine ait logaritmik olabilirlik fonksiyonları aşağıda sırası ile ifade edilmektedir (Elhorst, 2001: 6).

$$\ln L = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \lambda\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T u_t' u_t \quad (2.34)$$

(2.34) ifadesindeki $u_t = (I - \lambda W)[Y_t - \bar{Y} - (X_t - \bar{X})\beta]$ şeklinde tanımlanmaktadır.

$$\ln L = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \rho\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \epsilon_t' \epsilon_t \quad (2.35)$$

(2.35) ifadesindeki $\epsilon_t = (I - \rho W)[Y_t - \bar{Y} - (X_t - \bar{X})\beta]$ biçimindedir.

(2.34) ve (2.35) ifadelerindeki logaritmik olabilirlik fonksiyonların maksimizasyonu standart teknikler yardımı ile gerçekleştirilmektedir (Anselin, 1988: 181-182).

Sabit etkiler modellerinde $N \rightarrow \infty$ ve T 'nin sabit olduğu durum çerçevesinde sadece eğim katsayısının tahmini tutarlı bir şekilde gerçekleştirilebilmektedir. Mekânsal sabit etkiler modeli katsayıları tutarlı bir şekilde tahmin edilememektedir. Bunun sebebi ise; birim etkisinin tahmini için geçerli olan gözlem sayısının T gözlemleri ile sınırlı olmasıdır (Anselin, 2001: 318).

2.1.2. Rassal Etkili Modeller

Rassal etkiler yaklaşımında gözlenemeyen etkiler, modelin hata teriminde yer almaktadır. Rassal etkili modeller serbestlik derecesi problemi içeren sabit etkili modellere alternatif olarak tercih edilmektedir. Rassal etkili modeller mekânsal bağımlılık yapılarına göre; rassal etkili mekânsal hata ve rassal etkili mekânsal gecikme modelleri çerçevesinde incelenmektedir. Rassal etkili mekânsal hata modelinin NT gözlemleri için matris notasyonu ile gösterimi aşağıdaki gibidir (Elhorst, 2003a: 251-252).

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_T \end{bmatrix} \beta + \epsilon \quad (2.36)$$

(2.36) ifadesinde $\epsilon = (\iota_T \otimes I_N)\mu + (I_T \otimes B^{-1})u$ olmaktadır. ι_T , $(Tx1)$ boyutlu $1'$ lardan oluşan vektördür. Ayrıca $B = (I_N - \lambda W)'$ dir. ϵ' a ait kovaryans matrisi ise

$$\Omega = E(\epsilon\epsilon') = \sigma_\mu^2(\iota_T\iota_T' \otimes I_N) + \sigma^2[I_T \otimes (B'B)^{-1}] \quad (2.37)$$

biçiminde gösterilmektedir.

Gerekli dönüşümlerin yapılması sonucunda oluşan yoğunlaştırılmış logaritmik olabilirlik fonksiyonu ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Elhorst, 2003a: 252-253).

$$\begin{aligned} \text{Log } L = C - \frac{NT}{2} \log \left(\sum_{t=1}^T \epsilon_t' \epsilon_t \right) \\ - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log(1 + \theta^2(1 - \lambda\omega_i)^2) + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \lambda\omega_i) \end{aligned} \quad (2.38)$$

(2.38) ifadesinde $C = -NT/2 \times \log(2\pi) - NT/2 + NT/2 \times \log(NT)$ tanımlanmaktadır.

Rassal etkili mekânsal gecikme modelinin NT gözlemleri için matris notasyonu ile aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Elhorst, 2003a: 253-254).

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_T \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} WY_1 \\ \vdots \\ WY_T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_T \end{bmatrix} \beta + \epsilon \quad (2.39)$$

(2.39) ifadesinde $\epsilon = (\iota_T \otimes I_N)\mu + (I_T \otimes I_N)v$ olarak tanımlanmaktadır. ι_T , $(Tx1)$ boyutlu $1'$ lardan oluşan vektördür. ϵ' a ait kovaryans matrisi ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\Omega = E(\epsilon\epsilon') = \sigma_\mu^2(\iota_T\iota_T' \otimes I_N) + \sigma^2(I_T \otimes I_N) \quad (2.40)$$

Gerekli dönüşümlerin yapılması sonucunda elde edilen yoğunlaştırılmış logaritmik olabilirlik fonksiyonu

$$\text{Log } L = C - \frac{NT}{2} \log \left(\sum_{t=1}^T v_t' v_t \right) + \frac{N}{2} \log \theta^2 + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \rho\omega_i) \quad (2.41)$$

biçimindedir. (2.41) ifadesindeki $C = -NT/2 \times \log(2\pi) - NT/2 + NT/2 \times \log(NT)$ şeklinde tanımlanmaktadır (Elhorst, 2003a: 254-255).

Rassal etkili mekânsal hata ve mekânsal gecikme modellerinde $N \rightarrow \infty$, $T \rightarrow \infty$ veya $N, T \rightarrow \infty$ durumları için parametre tahminleri tutarlı olmaktadır (Elhorst, 2003a: 255).

2.2. MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELLERİNDE TAHMİN

Mekânsal hata ve mekânsal gecikme panel veri modellerinin tahmini için literatürde iki temel yaklaşım öne sürülmektedir. Bahsedilen ilk yaklaşım, modelin olabilirlik fonksiyonunun belirlenmesine dayanan Maksimum Olabilirlik tahminidir. Diğer yaklaşım ise; modele ilave değişken eklenmesini gerekli kılan araç değişkenler yaklaşımı (iki aşamalı EKK) veya Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM)' dur (Anselin vd., 2008: 648).

Teorik çerçevede mekânsal modellerin tek bir kesit kapsamında maksimum olabilirlik yaklaşımı kullanılarak tahmini ile ilgili çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Logaritmik olabilirlik fonksiyonuna doğrusal olmayan optimizasyon uygulanarak birinci mertebe koşullarına nümerik çözümler yardımı ile tutarlı bir tahmin edici sağlanmaktadır. Ampirik uygulamalarda tek bir kesit modelinin maksimum olabilirlik ile tahmininde karşılaşılan temel sorun, N boyutlu matrisin Jacobian determinantının hesaplanmasına ihtiyaç duyulmasıdır. Jacobian, panel veri modelleri kapsamında $N \times T$ boyutludur (Anselin vd., 2008: 648-649). Söz konusu problem için klasik çözüm Jacobian' ın mekânsal ağırlık matrisi özdeğerlerine göre ayrıştırılmasıdır (Ord, 1975: 121). Jacobian determinantının hesaplanmasından kaçınmak için alternatif çözümlerden bir diğeri ise polinom fonksiyonu veya simülasyon metodları ile yaklaşık bir değerin hesaplanmasıdır (Barry ve Pace, 1999).

Mekânsal panel veri modellerini tahmin etmek amacı ile kullanılan yaklaşımlardan bir diğeri ise; araç değişkenler yöntemi ve Genelleştirilmiş Momentler Metodudur. GMM yaklaşımında hata terimi ϵ_{it} ' lerin sıfır ortalama ve σ^2 varyans ile tüm i ve t gözlemleri için bağımsız ve özdeş dağılıma sahip oldukları varsayılmaktadır (Güriş, 2015:155). $N \rightarrow \infty$ durumu söz konusu olduğunda maksimum olabilirlik

tahmincisinin hesaplanma zorluğundan dolayı Kelejian ve Prucha (1998) tarafından araç değişkenler yaklaşımı ortaya atılmıştır. Kelejian ve Prucha (1999) daha sonraki aşamalarda bahsedilen yaklaşımlarını geliştirerek mekânsal hata modelleri için genelleştirilmiş momentler tahmincisini öne sürmüşlerdir.

2.3. MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELLER İÇİN TANIMLAYICI TESTLER

Mekânsal panel veri modelleri çerçevesinde tanımlayıcı testler iki ana başlık altında toplanmaktadır. Bu kısımda mekânsal panel veri modellerinde mekânsal bağımlılık veya mekânsal etkinin yapısını araştıran LM testleri ile mekânsal panel veri modelleri tahmincilerinin belirlenmesinde kullanılan Hausman testi incelenmiştir.

2.3.1. Sabit Etkili Modellerde Mekânsal Bağımlılığın Test Edilmesi

Yatay kesit çalışmalarında mekânsal bağımlılığı test etmek amacı ile Langrange Çarpanı testleri ve bunların sağlam karşılıkları kullanılmaktadır. Ampirik çalışmalarda sıkça karşılaşılan söz konusu testler mekânsal panel veri modelleri için de genişletilmiştir. Mekânsal hata kolerasyonu içeren yapıya ait LM_λ test istatistiği ve söz konusu test için sıfır hipotezi aşağıdaki biçimde tanımlanmaktadır (Elhorst, 2014: 57).

$$LM_\lambda = \frac{[\epsilon'(I_T \otimes W)\epsilon/\hat{\sigma}^2]^2}{T \times T_W}, \quad H_0: \lambda = 0 \quad (2.42)$$

(2.42) ifadesinde ϵ , havuzlanmış regresyon modeli veya sabit birim etkili panel veri modeline ait kalıntı vektörüdür. Burada $T_W = tr(WW + W'W)$ şeklinde tanımlanmaktadır.

Mekânsal gecikmeli yapı için geliştirilen LM_ρ test istatistiği ve teste ait sıfır hipotezi ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Elhorst, 2014: 57).

$$LM_\rho = \frac{[\epsilon'(I_T \otimes W)Y/\hat{\sigma}^2]^2}{J}, \quad H_0: \rho = 0 \quad (2.43)$$

(2.43) ifadesinde yer alan J aşağıdaki gibidir.

$$J = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} \left[\left((I_T \otimes W) X \hat{\beta} \right)' (I_{NT} - X(X'X)^{-1}X') (I_T \otimes W) X \hat{\beta} + TT_W \hat{\sigma}^2 \right] \quad (2.44)$$

Söz konusu testlerin karşılıkları olan sağlam LM test istatistikleri ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Elhorst, 2010a: 386).

$$robust LM_\lambda = \frac{[\epsilon'(I_T \otimes W)\epsilon/\hat{\sigma}^2 - TT_W/J \times \epsilon'(I_T \otimes W)Y/\hat{\sigma}^2]^2}{TT_W[1 - TT_W/J]} \quad (2.45)$$

$$robust LM_\rho = \frac{[\epsilon'(I_T \otimes W)Y/\hat{\sigma}^2 - \epsilon'(I_T \otimes W)\epsilon/\hat{\sigma}^2]^2}{J - TT_W} \quad (2.46)$$

Burada bahsedilen klasik ve sağlam LM testleri serbestlik derecesi 1 olan χ^2 dağılımına sahiptirler (Elhorst, 2010a: 386).

2.3.2. Birleşik LM Testi

Birleşik LM testi, $H_0^a: \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$ hipotezi altında panel veri regresyon modellerindeki rassal bölge etkisinin ve mekânsal hata bağımlılığının birleşik anlamlılığını ele almaktadır. Başka bir ifade ile söz konusu test kullanılarak rassal bölge etkilerinin yanında mekânsal hata bağımlılığının varlığı eş zamanlı olarak araştırılmaktadır. H_0^a hipotezini sınanan birleşik test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Baltagi vd., 2003: 124).

$$LM_J = \frac{NT}{2(T-1)} G^2 + \frac{N^2T}{b} H^2 \quad (2.47)$$

(2.47) ifadesinde yer alan G, b ve H sırası ile aşağıdaki biçimde tanımlanmaktadır.

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

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

$$H = \tilde{\epsilon}'(I_T \otimes (W + W')/2)\tilde{\epsilon}/\tilde{\epsilon}'\tilde{\epsilon} \quad (2.48)$$

(2.48)' te yer alan $\tilde{\epsilon}$ EKK kalıntılarını göstermektedir (Baltagi vd., 2003: 127).

2.3.3. Marjinal LM Testleri

Baltagi ve diğerleri (2003), rassal etkili panel veri modelleri çerçevesinde marjinal LM testlerini iki başlık altında incelemiştir. Söz konusu testlerden birincisinde mekânsal hata bağımlılığının olmadığı durum kapsamında rassal etkinin varlığı araştırılmaktadır. Diğer marjinal LM testinde ise, rassal etkinin olmadığı durum için mekânsal hata bağımlılığının mevcudiyeti incelenmektedir.

2.3.3.1. Mekânsal Hata Bağımlılığının Olmadığı Varsayımı Altında Rassal Etkinin Test Edilmesi

$\lambda = 0$ varsayımı altında $H_0^b: \sigma_\mu^2 = 0$ hipotezini sınanan marjinal LM test istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Baltagi, vd., 2003: 127).

$$LM_G = \frac{NT}{2(T-1)} G^2 \quad (2.499)$$

(2.49) ifadesi (2.44)' te yer alana LM_J istatistiğine ait ilk ifadeden oluşmaktadır. LM_G istatistiği $N \rightarrow \infty$ asimptotik olarak χ_1^2 dağılımına sahiptir. Fakat alternatif hipotezin çift yönlü olduğu durum çerçevesinde LM_G istatistiği yerine Honda testi tercih edilmektedir. Honda (1985) tarafından önerilen test istatistiği aşağıdaki biçimde tanımlanmaktadır.

$$LM_1 = \sqrt{\frac{NT}{2(T-1)}} G \quad (2.50)$$

(2.50) ifadesi $N \rightarrow \infty$ ve T ' nin sabit olduğu durumda asimptotik olarak standart normal dağılıma sahiptir. Moulton ve Randolph (1989), tek yönlü LM testleri için asimptotik $N(0,1)$ yaklaşımın zayıf olabileceğini göstermişlerdir. Söz konusu zayıflığın nedeni ise; açıklayıcı değişken sayısındaki artış veya açıklayıcı değişkenler arasında meydana gelebilecek kolerasyon ilişkisidir. Bu sebeple önerilen standartlaştırılmış LM (SLM) test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$SLM_1 = \frac{LM_1 - E(LM_1)}{\sqrt{var(LM_1)}} = \frac{d_1 - E(d_1)}{\sqrt{var(d_1)}} \quad (2.51)$$

(2.51) ifadesindeki $d_1 = \tilde{\epsilon}' D_1 \tilde{\epsilon} / \tilde{\epsilon}' \tilde{\epsilon}$, $D_1 = (J_T \otimes I_N)$ ve $\tilde{\epsilon}$ EKK kalıntılarıdır. $E(d_1)$ ve $var(d_1)$ ise sırası ile aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Baltagi vd., 2003: 127).

$$E(d_1) = tr(D_1 M) / s$$

$$var(d_1) = 2\{s tr(D_1 M)^2 - [tr(D_1 M)]^2\} / s^2 (s + 2) \quad (2.52)$$

(2.52) ifadesindeki $s = NT - k$ ve $M = I_{NT} - X(X'X)^{-1}X'$ şeklinde tanımlanmaktadır (Baltagi vd., 2003: 128).

H_0^b hipotezi altındaki SLM_1 , asimptotik olarak standart normal dağılıma sahiptir.

2.3.3.2. *Rassal Etkinin Olmadığı Varsayımı Altında Mekânsal Hata Bağımlılığının Test Edilmesi*

$\sigma_\mu^2 = 0$ varsayımı altında $H_0^c: \lambda = 0$ hipotezini sıyanan marjinal LM test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Baltagi vd., 2003: 128).

$$LM_H = \frac{N^2 T}{b} H^2 \quad (2.53)$$

(2.53) ifadesi (2.47) eşitliğindeki ikinci kısımdan meydana gelmektedir. LM_H istatistiği sıfır hipotezi altında asimptotik olarak χ_1^2 dağılımına sahiptir. LM_H istatistiğine alternatif olarak LM_2 test istatistiği aşağıdaki biçimde tanımlanmaktadır.

$$LM_2 = \sqrt{\frac{N^2 T}{b}} H \quad (2.54)$$

(2.54) ifadesindeki LM_2 test istatistiği sıfır hipotezi altında asimptotik olarak $N(0,1)$ dağılımına sahiptir ve söz konusu test için standartlaştırılmış LM (SLM) test istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$SLM_2 = \frac{LM_2 - E(LM_2)}{\sqrt{var(LM_2)}} = \frac{d_2 - E(d_2)}{\sqrt{var(d_2)}} \quad (2.55)$$

(2.55) ifadesinde yer alan $d_2 = \tilde{\epsilon}'D_2\tilde{\epsilon}/\tilde{\epsilon}'\tilde{\epsilon}$ ve $D_2 = (I_T \otimes W)$ olarak tanımlanmaktadır. Sıfır hipotezi altındaki SLM_2 test istatistiği asimptotik olarak $N(0,1)$ dağılımına sahiptir.

2.3.4. Tek Yönlü Birleşik LM Testi

Tek yönlü birleşik LM testi için sıfır hipotezi ve LM test istatistiği sırası ile aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Baltagi vd., 2003: 128).

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

$$LM^H = (LM_1 + LM_2)/\sqrt{2} \quad (2.56)$$

(2.56) ifadesindeki LM^H istatistiği H_0^a hipotezi altında asimptotik olarak $N(0,1)$ dağılımına sahiptir.

LM^H test istatistiği için LM_1 ve LM_2 ' nin bazı durumlarda negatif olma ihtimali sebebi ile alternatif test istatistikleri önerilmiştir. Söz konusu istatistikler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Baltagi vd., 2003: 128).

$$\chi_m^2 = \begin{cases} LM_1^2 + LM_2^2 & ; \quad LM_1 > 0, \quad LM_2 > 0 \\ LM_1^2 & ; \quad LM_1 > 0, \quad LM_2 \leq 0 \\ LM_2^2 & ; \quad LM_1 \leq 0, \quad LM_2 > 0 \\ 0 & ; \quad LM_1 \leq 0, \quad LM_2 \leq 0 \end{cases} \quad (2.57)$$

2.3.5. Koşullu LM Testleri

Rassal etkili panel veri modelleri kapsamında koşullu LM testleri iki başlık altında incelenmektedir. Bahsedilen koşullu testlerden birisi rassal bölge etkisinin varlığı durumunda mekânsal hata bağımlılığını araştırırken diğeri ise, mekânsal hata bağımlılığının varlığı durumunda rassal etkiyi araştırmaktadır (Baltagi vd., 2003: 129-131).

2.3.5.1. *Rassal Etkinin Varlığında Mekânsal Hata Bağımlılığının Test Edilmesi*

(2.51) ile verilen LM_2 istatistiği, $H_0^c: \lambda = 0$ hipotezini test ederken rassal etkinin olmadığını varsaymaktadır. Söz konusu durum σ_μ^2 büyük değerler aldığı anda yanlış kararların verilmesine yol açmaktadır. Bu sorunu giderebilmek amacı ile koşullu LM testleri öne sürülmüştür. $\sigma_\mu^2 \geq 0$ varsayımı altında $H_0^d: \lambda = 0$ hipotezini sınanan koşullu LM test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Baltagi vd., 2003: 130).

$$LM_\lambda^* = \frac{\widehat{D}(\lambda)}{\sqrt{[(T-1) + \hat{\sigma}_u^4 / \hat{\sigma}_1^4]b}} \quad (2.58)$$

$N \rightarrow \infty$ ve T ' nin sabit olduğu durumlarda H_0^d hipotezi altındaki LM_λ^* istatistiği asimptotik olarak normal dağılmaktadır. (2.58) ifadesindeki $\widehat{D}(\lambda)$ ise aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$\widehat{D}(\lambda) = \frac{1}{2\hat{\sigma}_u^2} [\hat{v}'(E_T \otimes (W + W'))\hat{v}] + \frac{\hat{\sigma}_u^2}{2\hat{\sigma}_1^4} [\hat{v}'(\bar{J}_T \otimes (W + W'))\hat{v}] \quad (2.59)$$

Burada $\hat{\sigma}_u^2 = \hat{v}'(E_T \otimes I_N)\hat{v}/N(T-1)$ ve $\hat{\sigma}_1^2 = \hat{v}'(\bar{J}_T \otimes I_N)\hat{v}/N$ ' dir. Ayrıca $\hat{\sigma}_u^2$ ve $\hat{\sigma}_1^2$ maksimum olabilirlik tahminleridir. \hat{v} ise maksimum olabilirlik kalıntılarıdır (Baltagi vd., 2003: 145).

2.3.5.2. *Mekânsal Hata Bağımlılığının Varlığında Rassal Etkinin Test Edilmesi*

(2.47) ile verilen LM_1 istatistiği, $H_0^b: \sigma_\mu^2 = 0$ hipotezini test ederken mekânsal hata bağımlılığının olmadığını varsaymaktadır. Söz konusu durum özellikle λ ' nın istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı olduğunda yanlış kararların verilmesine sebep olabilmektedir. Bahsedilen sorunu gidermek amacı ile olası mekânsal hata bağımlılığı varlığında rassal bölge etkisinin olmadığını araştıran koşullu LM testine ait sıfır hipotezi ve test istatistiği sırası ile aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Baltagi vd., 2003: 130).

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

$$LM_\mu = \widehat{D}_\mu' \widehat{J}_\theta^{-1} \widehat{D}_\mu \quad (2.60)$$

(2.60) ifadesindeki \widehat{D}_μ ve \widehat{J}_θ ise sırası ile aşağıdaki gibidir.

$$\widehat{D}_\mu = -\frac{T}{2\widehat{\sigma}_u^2} \text{tr}(\widehat{B}'\widehat{B}) + \frac{1}{2\widehat{\sigma}_u^4} \widehat{v}' [J_T \otimes (\widehat{B}'\widehat{B})^2] \widehat{v}$$

$$\widehat{J}_\theta = \frac{T}{2\widehat{\sigma}_u^4} \begin{bmatrix} N & \widehat{\sigma}_u^2 g & h \\ \widehat{\sigma}_u^2 g & \widehat{\sigma}_u^2 c & \widehat{\sigma}_u^2 d \\ h & \widehat{\sigma}_u^2 d & T e \end{bmatrix} \quad (2.61)$$

(2.61) ifadesinde $g = \text{tr}[(W'\widehat{B} + \widehat{B}'W)(\widehat{B}'\widehat{B})^{-1}]$, $h = \text{tr}[\widehat{B}'\widehat{B}]$,
 $c = \text{tr}\left[\left((W'\widehat{B} + \widehat{B}'W)(\widehat{B}'\widehat{B})^{-1}\right)^2\right]$, $d = \text{tr}[W'\widehat{B} + \widehat{B}'W]$ ve $e = \text{tr}[(\widehat{B}'\widehat{B})^2]$
şeklindedir. Ayrıca \widehat{D}_μ ve \widehat{J}_θ , H_0^e hipotezi altında maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmektedir. Fakat LM_μ istatistiği varyans bileşenlerinin negatif olamayacağını göz ardı ettiği için aşağıdaki tek yönlü LM istatistiği önerilmektedir (Baltagi vd., 2003: 131).

$$LM_\mu^* = \frac{\widehat{D}_\mu \sqrt{(2\widehat{\sigma}_u^4/T)(N\widehat{\sigma}_u^4 c - \widehat{\sigma}_u^4 g^2)}}{\sqrt{TN\widehat{\sigma}_u^4 e c - N\widehat{\sigma}_u^4 d^2 - T\widehat{\sigma}_u^4 g^2 e + 2\widehat{\sigma}_u^4 g h d - \widehat{\sigma}_u^4 h^2 c}} \quad (2.62)$$

H_0^e hipotezi altında $N \rightarrow \infty$ ve T 'nin sabit olduğu durum için LM_μ^* istatistiği asimptotik olarak normal dağılıma sahiptir.

2.3.6. Hausman Testi

Panel veri modellerinin önemli varsayımlarından biri hata terimlerinin bağımsız değişkenlerle ilişkisiz olmasıdır. Hausman (1978), model katsayı tahminlerinin $H_0: E(u_{it}/X_{it}) = 0$ hipotezi altında tutarlı olup olmadıklarını Hausman belirleme testi ile incelemiştir. Genelleştirilmiş EKK (GEKK) ile elde edilen tahminler H_0 hipotezinin rededilemediği durumlarda en iyi doğrusal yansız, tutarlı ve asimptotik olarak etkin tahminler olmaktadır. Fakat H_0 hipotezinin rededildiği durumlarda tahminler tutarsızdır.

Sabit etkili modeller söz konusu olduğunda ise, elde edilen tahminler her iki durum için de tutarlı olmaktadır. Hausman'ın belirleme testi, tutarlı tahminlere ulaşabilmek amacı ile rassal etkili modelleri sabit etkili modellere karşı test etmektedir (Baltagi, 2013: 76-80).

$H_0: h = 0$ hipotezini sınavan Hausman belirleme testine ait istatistik aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Elhorst, 2010a: 399).

$$h = d'[\text{var}(d)]^{-1}d \quad (2.63)$$

(2.63) ifadesinde $d = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$ ve $\text{var}(d) = \hat{\sigma}_{RE}^2(X^{*'}X^*)^{-1} - \hat{\sigma}_{FE}^2(X^{*'}X^*)^{-1}$ şeklinde tanımlanmaktadır.

(2.63) eşitliğindeki h test istatistiği, modelde kesme terimi dışında kalan açıklayıcı değişkenlerin sayısı olarak ifade edilen K serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir. Hausman'ın belirleme testi mekânsal hata bağımlılığı veya mekânsal gecikmeli yapı içeren modellerde de kullanılmaktadır. Mekânsal gecikmeli modelin ek bir açıklayıcı değişkene sahip olmasından dolayı d istatistiği aşağıdaki biçimde hesaplanmaktadır (Elhorst, 2010a: 399).

$$d = [\hat{\beta}' \hat{\rho}]'_{FE} - [\hat{\beta}' \hat{\rho}]'_{RE} \quad (2.64)$$

(2.64) ifadesindeki test istatistiği $K+1$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir. Karar aşamasına gelindiğinde H_0 hipotezinin rededilmesi, rassal etkili model yerine sabit etkili modelin kullanılması gerektiğini göstermektedir.

2.4. UYGUN MEKÂNSAL PANEL VERİ MODELİNİN BELİRLENMESİ

Mekânsal panel veri modellerinin tahmin aşaması gerçekleştirildikten sonra uygun olan modelin belirlenmesi gerekmektedir. Bu bağlamda ilk olarak mekânsal Durbin modeli (SDM) tahmin edilmektedir. Bu durumun sebebi ise, bahsi geçen modelin hem mekânsal gecikme hem de mekânsal hata veri üretme süreçlerinde sapmasız parametre tahmini yapabilmesidir (Elhorst, 2010b: 10).

İkinci aşamada ise, tahmin edilen mekânsal Durbin modeline parametre kısıtları getirilerek dirençli LM testleri gerçekleştirilmektedir. Söz konusu kısıtlar aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

(i) SAR modeli için kısıt; $\lambda = \theta = 0$

(ii) SEM modeli için gerekli kısıt; $\theta = -\rho\beta$

Dirençli LM testleri gerçekleştirildiğinde (i) kısıtının sağlanması durumunda uygun model SAR iken, (ii) kısıtının sağlanması durumunda ise, uygun model SEM olarak karşımıza çıkmaktadır. Söz konusu iki kısıtın birlikte sağlanması sonucunda uygun modelin SDM olduğu söylenebilmektedir. Eğer iki kısıt birden reddediliyor ise, uygun mekânsal model SAC olmaktadır (LeSage ve Pace, 2009: 46-52). Panel veri modellerinin uygunluğu için ise geleneksel Hausman testinden yararlanılabilmektedir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE'DE BÖLGESEL İŞSİZLİK YAKINSAMASINA MEKÂNSAL YAKLAŞIM

Bu bölümde amaç Türkiye’ de NUTS 2 düzeyindeki 26 bölgede gerçekleşen işsizlik oranlarının 2004-2014 yılları arasında nasıl değiştiğini mekânsal boyutu dikkate alarak ortaya koymaktır. Türkiye’ de 25 yaş altı nüfusun toplam nüfus içindeki payı oldukça yüksektir. Bu bağlamda işsizliğin sonuçlarından en çok etkilenen kesimin gençler olması nedeniyle, daha detaylı sonuçlar elde edebilmek için analiz üç kategoride gerçekleştirilmiştir. ILO ve benzeri kuruluşlar 15-24 yaş aralığındaki bireyleri genç olarak adlandırmaktadır. Bu doğrultuda söz konusu grupta yer alan kişilerin karşı karşıya kaldıkları işsizlik kategorisi “genç işsizlik” olarak ifade edilmektedir. Benzer şekilde 25 yaş ve üzeri grupta yer alan kişilerin karşı karşıya kaldığı işsizlik kategorisi “yetişkin işsizlik” , 15 yaş ve üzeri için ise, “toplam işsizlik” kavramları kullanılmıştır. Bu bağlamda ilk olarak işsizlik oranlarının yapısı genç işsizlik, yetişkin işsizlik ve toplam işsizlik kapsamında betimleyici istatistikler ile görsel olarak incelenecektir. Daha sonra bölgesel işsizlik oranları için mekânsal bağımlılık dikkate alınarak β -yakınsama analizi gerçekleştirilecektir. İzleyen aşamada ise, tahmin sonucunda elde edilen bulgular yorumlanacaktır.

1. BÖLGELER ARASI İŞSİZLİK İÇİN YAKINSAMA

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin önemli ekonomik sorunlarının başında işsizlik olgusu gelmektedir. Ekonomik kayıplara yol açmasının yanında bireyler ve aileler üzerinde psikolojik baskılar oluşturması sonucunda işsizlik sosyal açıdan da ciddi bir problem olarak karşımıza çıkmaktadır. Ülkeler arasında mevcut olan sosyo-ekonomik gelişmişlik farklılıkları ülke içerisinde bölgeler arasında da mevcut olabilmektedir. Bu sebeple, işsizlik kavramının ulusal düzeyinin yanında bölgesel olarak da incelenmesi gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Elhorst, işsizliği bölgesel düzeyde incelemenin gerekliliğini üç temel nedene dayandırmaktadır (2003b: 709-710). İlk

olarak ÷lkedeki bölgeler arası işsizlik farklılıklarının gözlenmesinin ÷lkeler arası işsizlik farklılıkları kadar önemli olduğunu belirtmiştir. İkinci olarak, makro iktisadi çalışmalar bölgesel işsizlik farklılıkları için herhangi bir açıklamada bulunmamaktadır. Son olarak ise, ciddi işsizlik farklılıklarının ekonominin bütününde verimsizliğe neden olarak büyümeyi yavaşlattığından söz etmektedir. Yapılan çalışmalar işsizlik oranlarının yapısını açıklamak için iki farklı yaklaşımdan faydalanmaktadır. Bunlardan birincisi, ekonomide meydana gelen şokların geçici etkiye sahip olduğu ve işsizlik oranlarının uzun dönem denge seviyesine geri döneceğini ifade eden modeldir. İkinci yaklaşım ise, ayarlama mekanizmasındaki bazı yavaşlıklar sebebi ile şokların işsizliğin doğal oranında kalıcı değişimlere yol açtığı ve bölgesel işsizliğin dengede olmadığı modeldir. Başka bir ifade ile yakınsama gerçekleşmeden önce yeni şokların oluşması bölgeler arasındaki farklılıkların artması sonucunu doğurmaktadır (Rios, 2014: 2).

Literatürde işsizliğin yapısını inceleyen çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Tyrowicz ve Wójcik (2009), Polonya’ da NUTS 4 seviyesinde işsizlik oranlarındaki yakınsamayı doğrusal olmayan teknikler ile araştırmışlar ve yakınsamanın nadir görülen bir olgu olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bayer ve Jüssen (2007), Batı Almanya’ daki bölgesel işsizlik farklılıklarını yapısal kırılmalı panel testler ile inceleyerek yakınsama bulgusu elde etmişlerdir. Perugini (2008), istihdam ve işsizlik göstergelerinden yararlanarak İtalyan emek piyasasının β -yakınsama analizi ile incelemiştir. Çalışmanın sonucunda ekonomide meydana gelen şokların değişkenler üzerinde kalıcı etkiler yarattığı ve yakınsamanın gerçekleşmediğini ifade etmiştir. Filiztekin (2009), Türkiye’ de 1980-2000 döneminde iller arasındaki işsizlik oranlarındaki farklılaşmayı mekânsal ve parametrik olmayan teknikler yardımı ile inceleyerek bölgeler arasındaki farklılaşmanın arttığını ve mekânsal kümelenmenin meydana geldiğini vurgulamıştır. Barışık ve Çevik (2008), işsizlik oranlarında yapısal kırılmanın varlığını 1923-2006 dönemini ele alarak araştırmış ve şokların kalıcı etki yarattığı sonucunu elde etmiştir.

2. MEKÂNSAL DAĞILIM

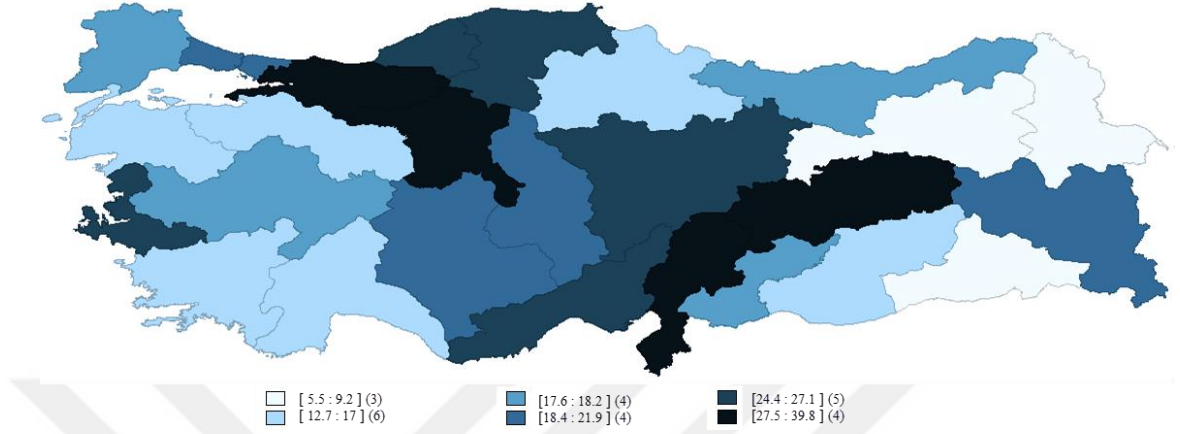
Mekânsal bağımlılığın incelenmesinde mekânsal analize geçilmeden önce genel olarak görsel tekniklerden yararlanılmaktadır. Söz konusu tekniklerden bir tanesi olan mekânsal dağılım haritası, belirli bir konumdaki gözlem ile diğer konumlardaki

gözlemler arasındaki ilişkiyi görsel olarak yansıtmaktadır. Bu başlık altında Türkiye’ de NUTS 2 düzeyinde yer alan 26 bölge için 2004 ve 2014 yıllarına ait işsizlik oranlarının mekânsal dağılımına ilişkin haritalar analiz edilmiştir. Mekânsal dağılım haritalarına geçilmeden önce çalışmada ele alınan söz konusu 26 bölge aşağıdaki tabloda verilmektedir.

Tablo 1. Türkiye düzey 2 bölgeleri

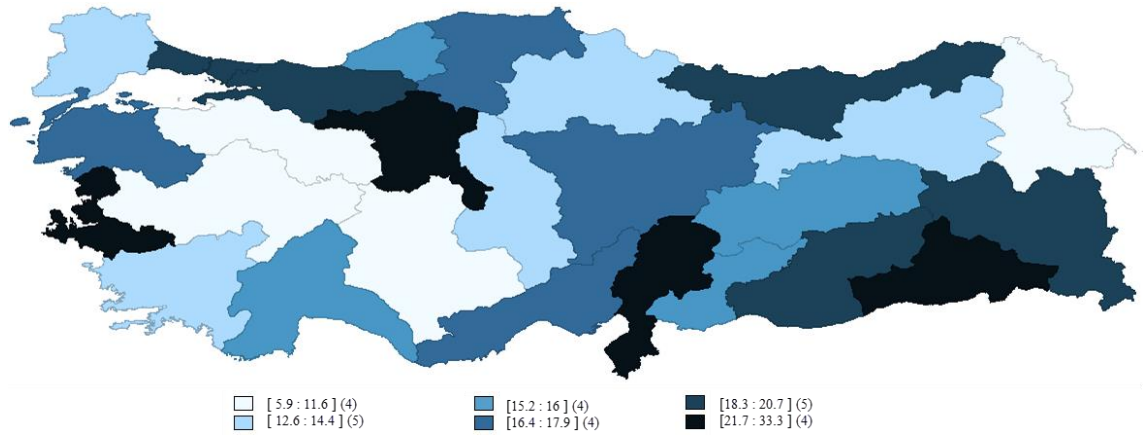
Bölge Kodu	Düzye 2 (26 Bölge)	Kapsadığı İller
TR10	İstanbul alt bölgesi	İstanbul
TR21	Tekirdağ alt bölgesi	Tekirdağ, Edirne, Kırklareli
TR22	Balıkesir alt bölgesi	Balıkesir, Çanakkale
TR31	İzmir alt bölgesi	İzmir
TR32	Aydın alt bölgesi	Aydın, Denizli, Muğla
TR33	Manisa alt bölgesi	Manisa, Afyonkarahisar, Kütahya, Uşak
TR41	Bursa alt bölgesi	Bursa, Eskişehir, Bilecik
TR42	Kocaeli alt bölgesi	Kocaeli, Sakarya, Düzce, Bolu, Yalova
TR51	Ankara alt bölgesi	Ankara
TR52	Konya alt bölgesi	Konya, Karaman
TR61	Antalya alt bölgesi	Antalya, Isparta, Burdur
TR62	Adana alt bölgesi	Adana, Mersin
TR63	Hatay alt bölgesi	Hatay, Kahramanmaraş, Osmaniye
TR71	Kırıkkale alt bölgesi	Kırıkkale, Aksaray, Niğde, Nevşehir, Kırşehir
TR72	Kayseri alt bölgesi	Kayseri, Sivas, Yozgat
TR81	Zonguldak alt bölgesi	Zonguldak, Karabük, Bartın
TR82	Kastamonu alt bölgesi	Kastamonu, Çankırı, Sinop
TR83	Samsun alt bölgesi	Samsun, Tokat, Çorum, Amasya
TR90	Trabzon alt bölgesi	Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane
TRA1	Erzurum alt bölgesi	Erzurum, Erzincan, Bayburt
TRA2	Ağrı alt bölgesi	Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan
TRB1	Malatya alt bölgesi	Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli
TRB2	Van alt bölgesi	Van, Muş, Bitlis, Hakkari
TRC1	Gaziantep alt bölgesi	Gaziantep, Adıyaman, Kilis
TRC2	Şanlıurfa alt bölgesi	Şanlıurfa, Diyarbakır
TRC3	Mardin alt bölgesi	Mardin, Batman, Şırnak, Siirt

İşsizlik oranlarına ait mekânsal ardışık bağımlılığın varlığı açıktan koyuya giden 6 kategori ile görsel olarak incelenmiştir. 2004 yılına ait mekânsal dağılım haritası aşağıda yer alan Şekil 10 yardımı ile gösterilmektedir.



Şekil 10. 2004 yılı genç işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım

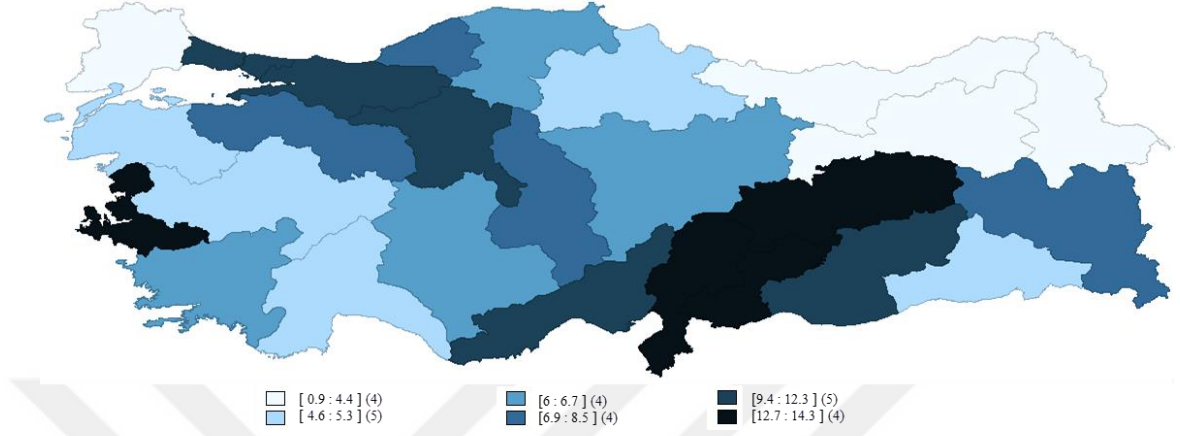
Şekil 10 incelendiğinde genç işsizliğin en düşük seviyelerde görüldüğü bölgelere ilişkin işsizlik oranları % 5.5 ile % 9.2 değerleri arasında gerçekleşmiştir. Söz konusu bölgeler TRA2, TRA1 ve TRC3 olarak karşımıza çıkmaktadır. Genç işsizliğin en yüksek seviyelerde yaşandığı bölgelere ilişkin işsizlik oranları ise, % 27.5 ile % 39.8 değerleri arasında değişmektedir. TR42, TR63, TR51 ve TRB1 bölgelerinde gerçekleşen genç işsizlik oranlarının en yüksek seviyeleri izlediği görülmektedir.



Şekil 11. 2014 yılı genç işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım

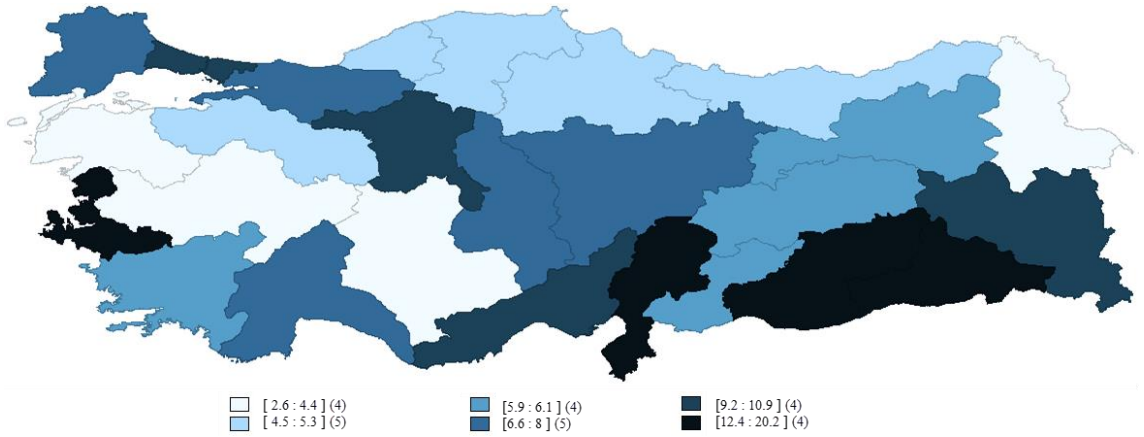
2014 yılı genç işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım haritası ele alındığında % 5.9 ile % 11.6 arasında yaşanan en düşük işsizlik oranları kategorisinde yer alan dört bölge bulunmaktadır. Bunlar TRA2, TR33, TR41 ve TR52 bölgeleridir. Genç işsizliğin

en yüksek düzeylerde yaşandığı bölgeler ise; TR51, TR31, TR63 ve TRC3 olarak karşımıza çıkmaktadır. Bahsedilen bu dört bölgede gerçekleşen işsizlik oranları ise, % 21.7 ile % 33.3 değerleri arasında değişkenlik göstermektedir.



Şekil 12. 2004 yılı yetişkin işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım

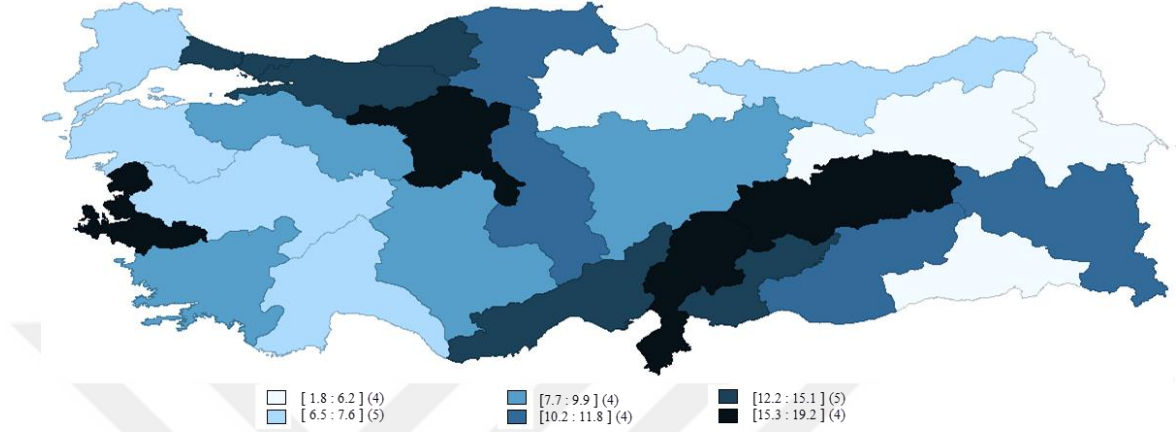
Şekil 12 ele alındığında, en düşük işsizlik oranları kategorisinde dört bölgenin bulunduğu görülmektedir. Bu bölgelerde yaşanan işsizlik oranları % 0.9 ile % 4.4 değerleri arasında değişmektedir. TRA2, TRA1, TR90 ve TR21 işsizlik oranlarının en düşük seviyelerde izlendiği bölgelerdir. 2004 yılı yetişkin işsizlik oranlarındaki en yüksek düzeyler ise, % 12.7 ile % 14.3 oranları arasında gerçekleşmektedir. Söz konusu oranlarının gözlemlendiği bölgeler ise; TR31, TRB1, TR63 ve TRC1 olduğu anlaşılmaktadır.



Şekil 13. 2014 yılı yetişkin işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım

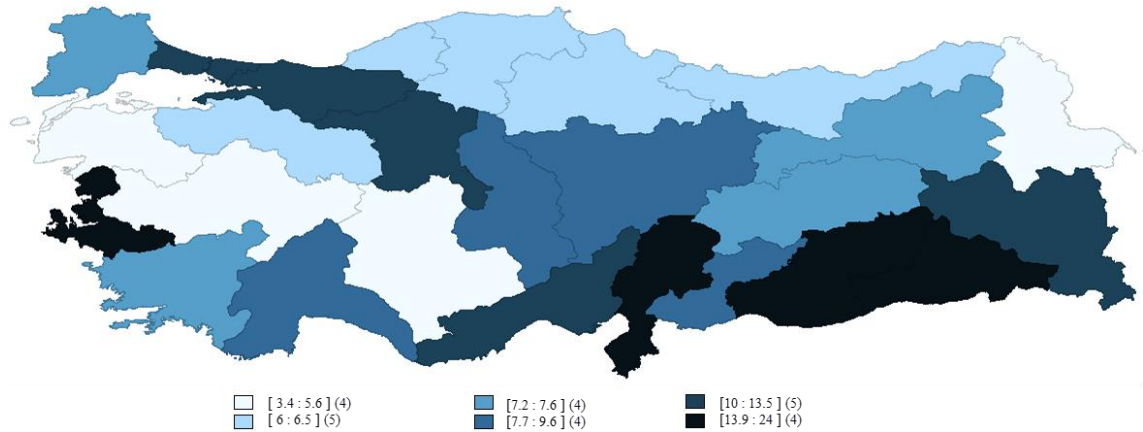
Şekil 13' te gösterilen harita incelendiğinde, yetişkin işsizliğe ait en düşük % 2.6 ile % 4.4 değerleri arasında değişen dört bölgenin bulunduğu gözlenmektedir. TRA2,

TR33, TR22 ve TR52 yetişkin işsizliğin en düşük düzeyde yaşandığı bölgelerdir. Yetişkin işsizliğin en yüksek seviyelerde görüldüğü bölgeler ele alındığında ise, işsizlik oranlarının % 12.4 ile % 20.2 değerleri arasında değişkenlik gösterdiği anlaşılmaktadır. TR31, TR63, TRC2 ve TRC3 yetişkin işsizliğe ait en yüksek oranlara sahip bölgelerdir.



Şekil 14. 2004 yılı işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım

Şekil 14' te yer alan 2004 yılına ilişkin mekânsal dağılım haritası ele alındığında, işsizlik düzeyinin en düşük olduğu kategoride TRA2, TRA1, TRC3 ve TR83 bölgelerinin bulunduğu gözlenmektedir. Bahsedilen dört bölgeye ait işsizlik oranları % 1.8 ile % 6.2 değerleri arasında değişkenlik göstermektedir. 2004 yılına ait en yüksek düzeyleri içeren kategoride ise, % 15.3 ile % 19.2 değerleri arasındaki işsizlik oranları TR51, TR31, TR63 ve TRB1 bölgelerinde görülmektedir.



Şekil 15. 2014 yılı işsizlik oranlarına ait mekânsal dağılım

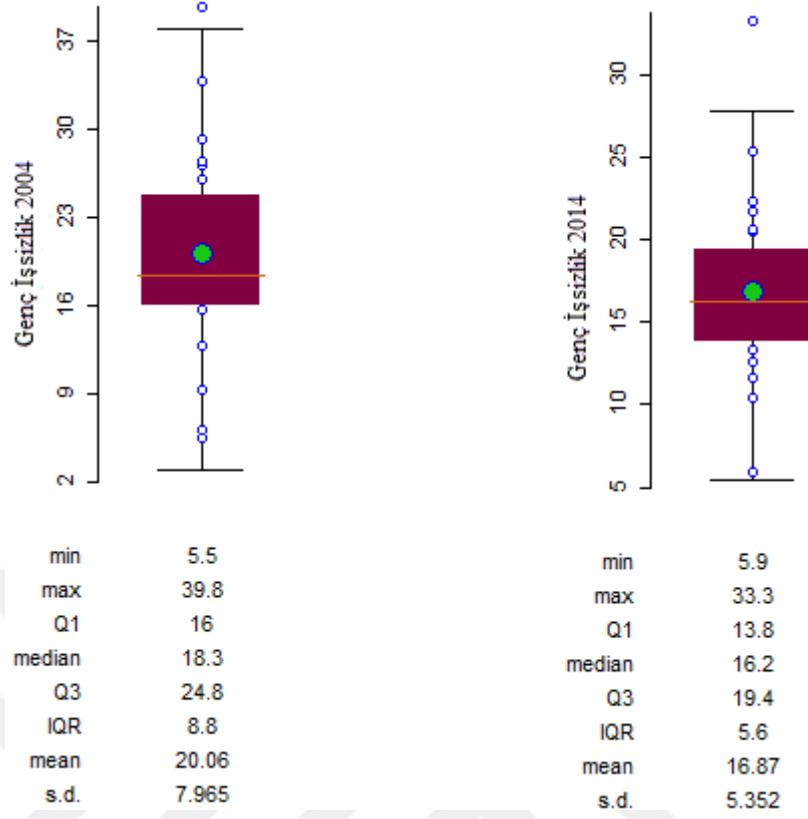
2014 yılına ait mekânsal dağılım haritasının verildiği şekil 15' te % 3.4 ile % 5.6 değerleri arasında değişen en düşük işsizlik oranlarının TRA2, TR33, TR52 ve TR22

bölgelerinde yaşandığı görülmektedir. 2014 yılındaki en yüksek işsizlik oranları ise, % 13.9 ile % 24 değerleri arasında yer alan TR31, TR63, TRC2 ve TRC3 bölgelerine aittir. TRC3 bölgesinin 2004 yılında en düşük işsizlik oranları kategorisinde iken 2014 yılına gelindiğinde en yüksek işsizlik oranları kategorisinde yer aldığı görülmektedir.

Genç işsizlik, yetişkin işsizlik ve toplam işsizliğe ilişkin 2004 ve 2014 yıllarına ait mekânsal dağılım haritaları dikkate alındığında genellikle birbirine benzer özelliklere sahip bölgelerin aynı renkte olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca söz konusu haritalarda birbirine komşu olan bölgeler genel olarak benzer renk yoğunluğuna sahiptir. 2004 yılında genç işsizlik, yetişkin işsizlik ve toplam işsizliğin en düşük seviyelerde yaşandığı bölgeler TRA2 ve TRA1 iken 2014 yılına gelindiğinde ise, TR33 ve TR52 bölgelerinde işsizlik oranları en düşük seviyelerde gerçekleşmiştir. Genç işsizlik, yetişkin işsizlik ve toplam işsizlik kategorilerinde 2004 yılında en yüksek oranların TRB1 ve TR63 bölgelerinde yaşanmış olduğu görülmektedir. 2014 yılına gelindiğinde ise, TR31 ve TR63 bölgeleri söz konusu oranların en yüksek seviyelerde görüldüğü bölgeler arasında yer almaktadır. TRA2 bölgesi 2004 ve 2014 yıllarına ilişkin genç işsizlik, yetişkin işsizlik ve toplam işsizlik kategorilerinde en düşük işsizlik oranına sahip iken TR63 bölgesi ise, en yüksek işsizlik oranlarının yaşandığı bölge olarak karşımıza çıkmaktadır.

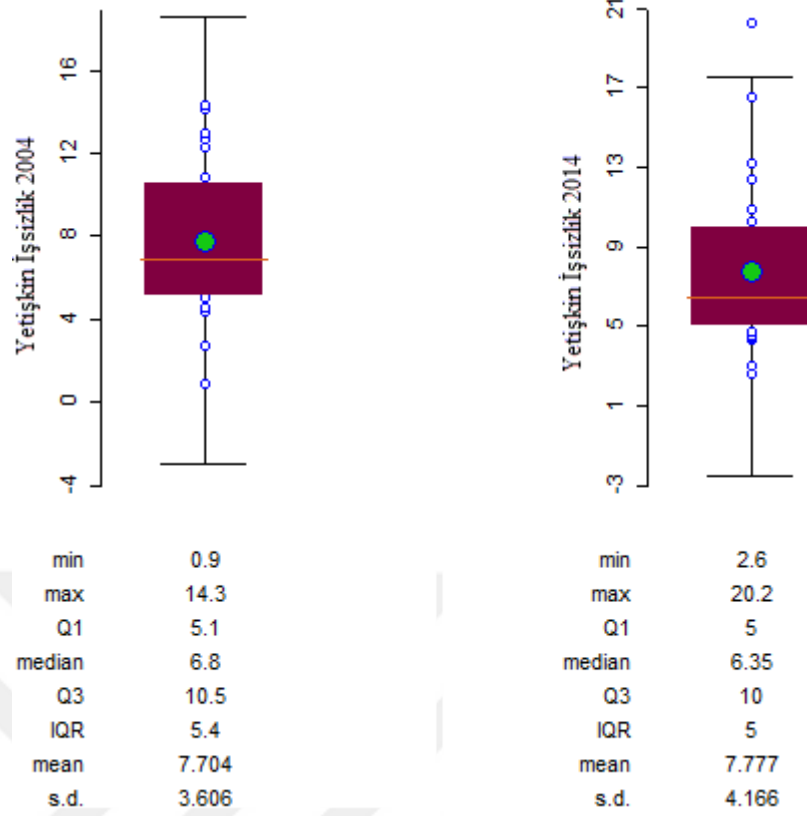
3. KUTU DİYAGRAMLARI

1977 yılında Tukey tarafından tasarlanan kutu diyagramları keşfedici mekânsal veri analizinde (ESDA) yaygın olarak kullanılan bir başka görsel analiz aracıdır (Çelebioğlu ve Dall'ërba, 2010: 386). Bu başlık altında genç işsizlik, yetişkin işsizlik ve toplam işsizlik değişkenlerinin 2004 ve 2014 yılları kapsamındaki kutu diyagramları ele alınmıştır.



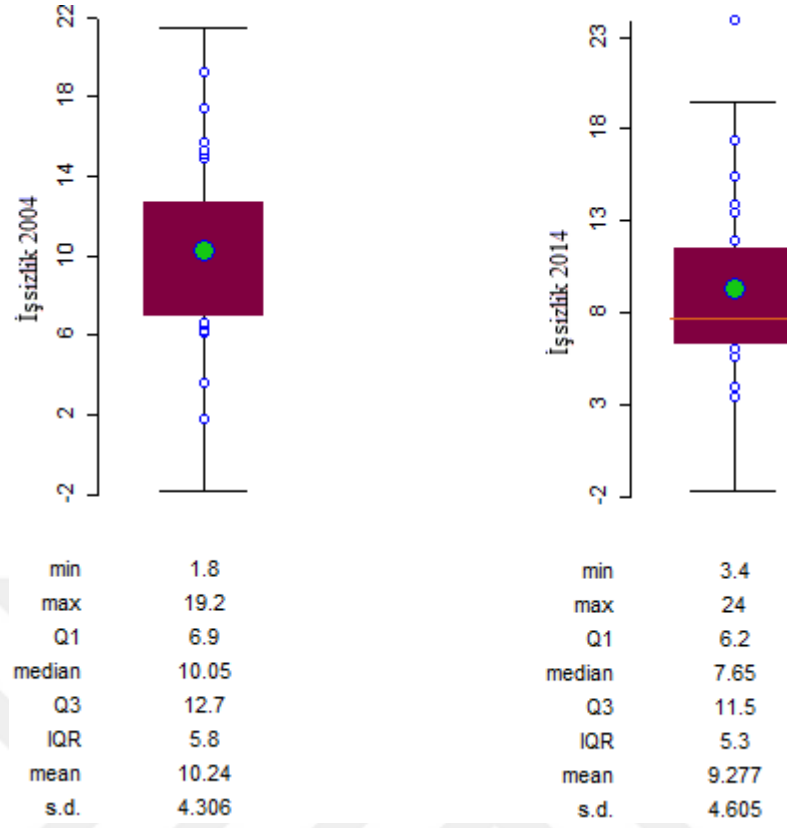
Şekil 16. 2004 ve 2014 yıllarına ilişkin genç işsizlik kutu diyagramları

2004 yılı kapsamında genç işsizlik en düşük % 5.5 oranı ile TRA2 bölgesinde gerçekleşmiştir. TRB1 ise, % 39.8 oranı ile en yüksek genç işsizliğin yaşandığı bölge olarak karşımıza çıkmaktadır. 2014 yılı kapsamında genç işsizlik ele alındığında, en düşük genç işsizlik oranınının % 5.9 değeri ile TRA2 bölgesinde gerçekleştiği gözlenmektedir. TRC3, % 33.3 genç işsizlik oranı ile en yüksek seviyeye sahip bölgedir.



Şekil 17. 2004 ve 2014 yıllarına ilişkin yetişkin işsizlik kutu diyagramları

Şekil 17’ de yer alan 2004 yılına ilişkin kutu diyagramı ele alındığında, en düşük yetişkin işsizlik oranı % 0.9 ve en yüksek yetişkin işsizlik oranı ise, % 14.3 düzeylerinde gerçekleştiği gözlenmektedir. 2014 yılına ait diyagram dikkate alındığında ise, en düşük yetişkin işsizlik oranı % 2.6 iken; en yüksek yetişkin işsizlik oranının % 20.2 değerine ulaşmış olduğu anlaşılmaktadır. 2004 ve 2014 yıllarına ilişkin en düşük yetişkin işsizlik oranları TRA2 bölgesinde görülmektedir. TRC1 bölgesinde 2004 yılına ilişkin yetişkin işsizlik oranları en yüksek düzeyde gerçekleşirken, 2014 yılına ait yetişkin işsizlik oranları TRC3 bölgesinde en yüksek seviyede gözlenmiştir.



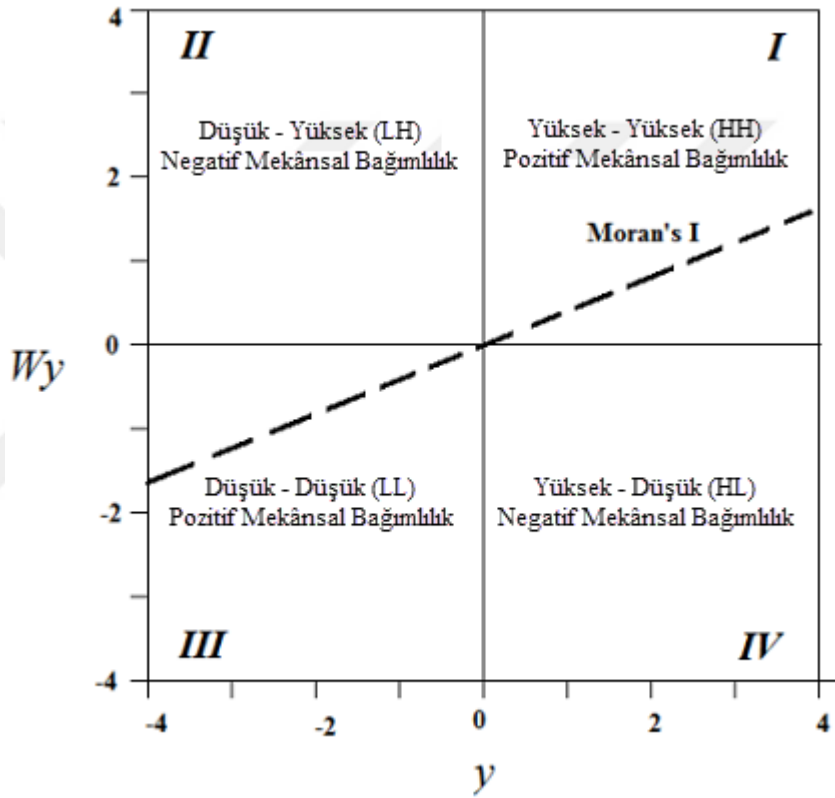
Şekil 18. 2004 ve 2014 yıllarına ilişkin işsizlik kutu diyagramları

Şekil 18’ te yer alan 2004 yılına ilişkin kutu diyagramı incelendiğinde, en düşük işsizlik oranı % 1.8 düzeyinde gerçekleşirken en yüksek işsizlik oranı % 19.2 düzeyinde gerçekleşmiştir. 2014 yılına ait diyagramda ise, en düşük işsizlik oranı % 3.4 iken en yüksek işsizlik oranının % 24 değerine ulaşmış olduğu anlaşılmaktadır. TRA2 bölgesinde 2004 ve 2014 yıllarına ilişkin en düşük işsizlik oranları görülmektedir. TRB1 bölgesi, 2004 yılında işsizlik oranlarının en yüksek seviyede yaşandığı bölge olarak karşımıza çıkarken 2014 yılına gelindiğinde ise, TRC3 bölgesinde işsizlik oranları en yüksek seviyede gerçekleşmiştir.

4. MORAN SERPİLME DİYAGRAMLARI

Mekânsal ardışık bağımlılığın varlığı araştırılırken yararlanılan bir diğer görsel analiz aracı Moran’ ın serpilme diyagramıdır. Söz konusu diyagramda belli bir bölge ve komşuları arasındaki lokal mekânsal ilişki dört farklı kadranın birleştirilmesi ile oluşturulmaktadır. Yüksek – Yüksek (HH) olarak adlandırılan birinci kadran, ilgili değişkene ait yüksek değerlere sahip bölgelerin yüksek değerli bölgeler ile

çevrelendiğini göstermektedir. İkinci kadranda, Düşük – Yüksek (LH) olarak adlandırılmakta ve bu kadranda düşük değerli bölgeler ile yüksek değerli bölgeler komşuluk ilişkisi içerisinde yer almaktadır. Düşük – Düşük (LL) olarak ifade edilen üçüncü kadranda ise, düşük değerli bölgeler ilgili değişkene ait düşük değerli komşular ile çevrelenmiştir. Moran'ın serpilme diyagramında son olarak, yüksek değerleri olan bölgelerin ilgili değişkene ait düşük değerli komşulara sahip olduğu dördüncü kadranda yer almaktadır (Dall'ërba, 2005: 131-132). Mekânsal ayrışma ile ilgili bilgileri içeren mekânsal serpilme diyagramı aşağıda şekil 19' da gösterilmektedir.

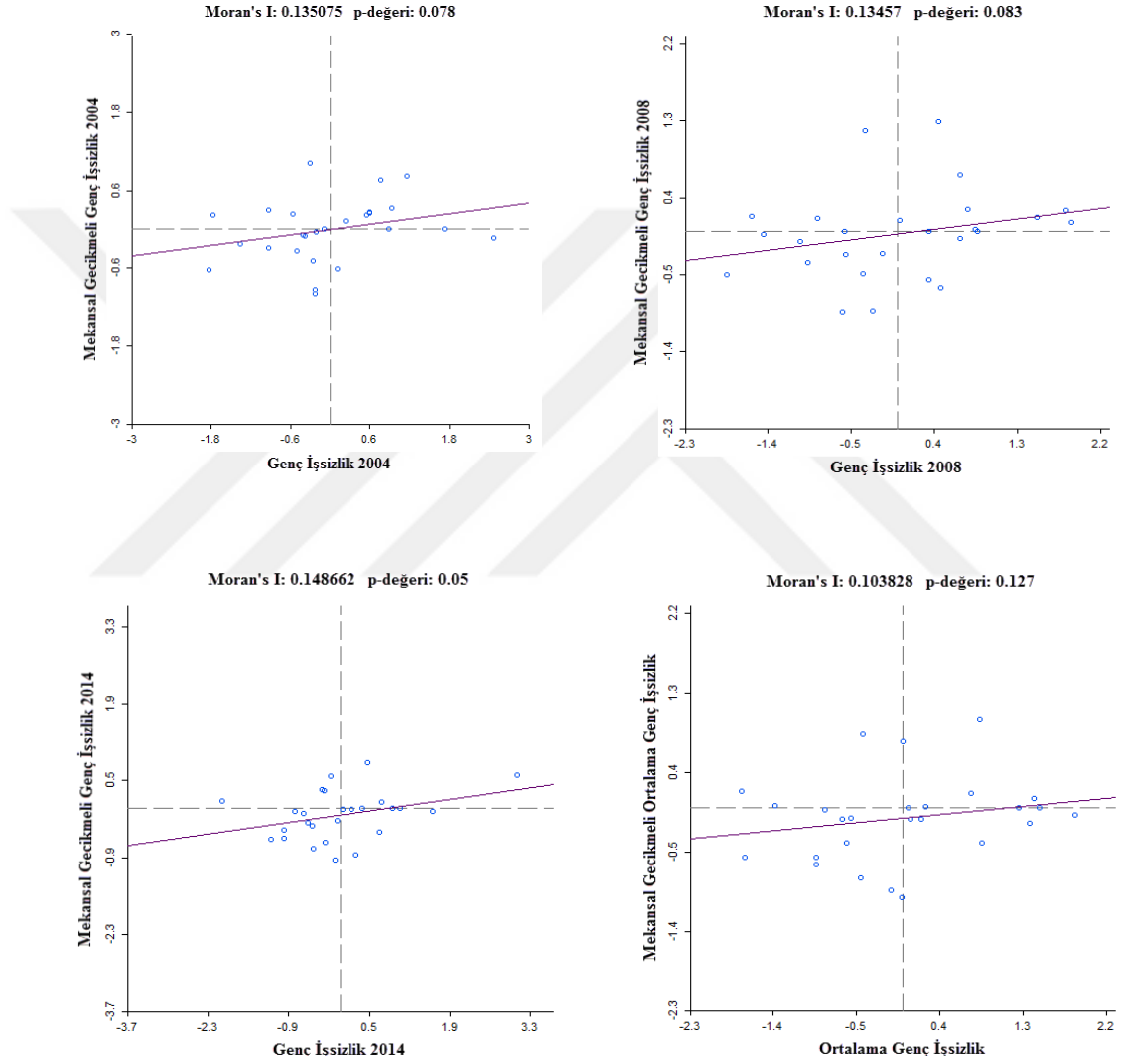


Şekil 19. Mekânsal serpilme diyagramı

Kaynak: Gutoiu, 2015: 9.

Şekil 19 incelendiğinde, I. ve III. kadranda yer alan bölgeler pozitif mekânsal bağımlılığı ifade ederken benzer değerlere sahip gözlemlerin kümelenme halinde olduğu anlaşılmaktadır. Bu durumun aksine II. ve IV. kadranda yer alan bölgelerde ise; benzer olmayan gözlemlerin mekânsal kümelenme içerisinde olduğu negatif mekânsal bağımlılık söz konusu olmaktadır (Dall'ërba, 2005: 132).

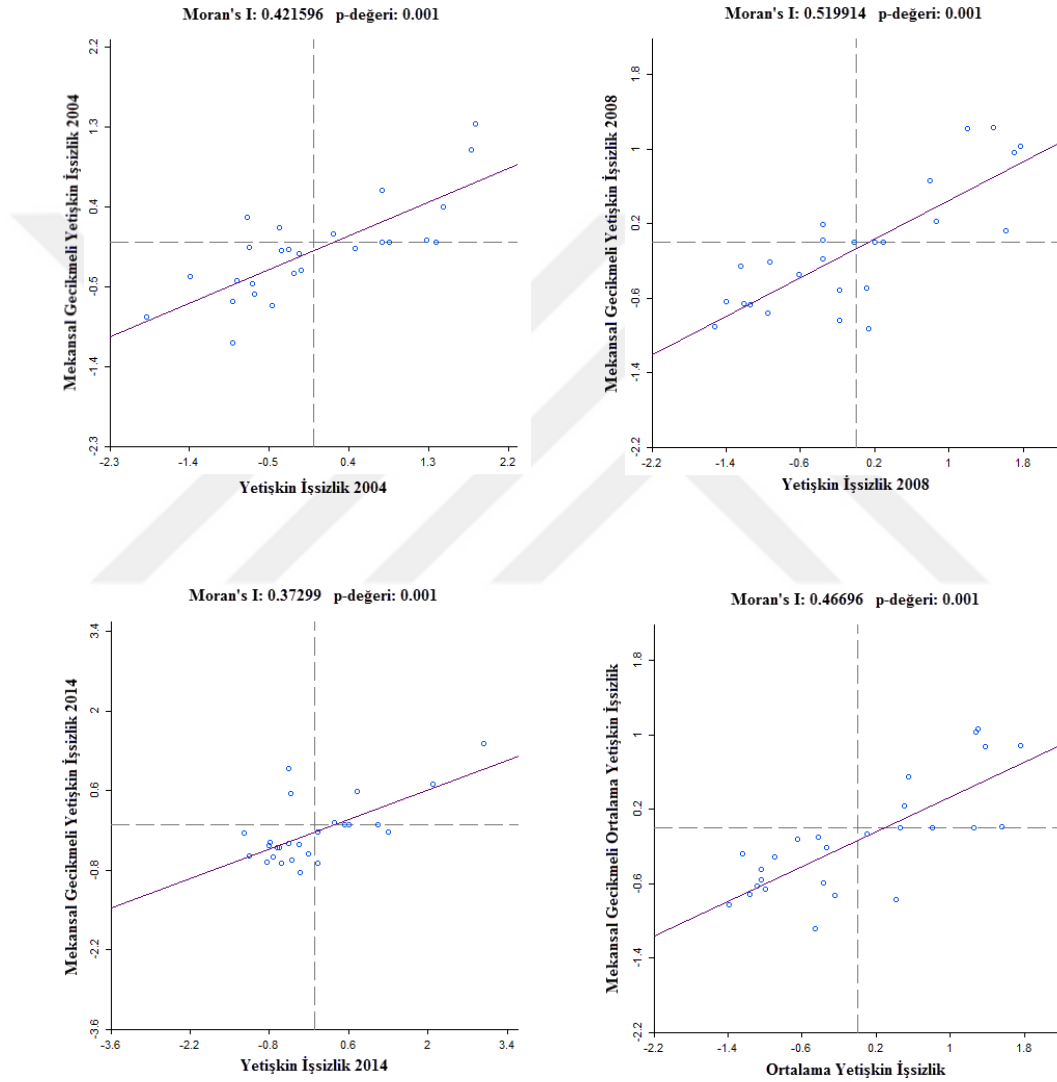
Mekânsal dağılım haritaları ve kutu diyagramları görsel olarak önbilgi sağlamasına rağmen mekânsal eşitsizliğin araştırılmasında tek başına yeterli olmamaktadır. Bu sebeple genç, yetişkin ve toplam işsizliğe ilişkin Moran I değerleri hesaplanarak serpilme diyagramları elde edilmiştir. Genç işsizliğin 2004, 2008 ve 2014 yıllarına ait serpilme diyagramı ile 2004-2014 yılları arasındaki ortalama genç işsizliğe ait serpilme diyagramı aşağıda Şekil 20’de gösterilmektedir.



Şekil 20. Genç işsizliğe ait Moran I serpilme diyagramları

Şekil 20’de yer alan serpilme diyagramlarında x ekseninde genç işsizlik oranı ve y ekseninde ise, komşulardaki genç işsizlik oranını ifade eden değerler bulunmaktadır. 2004 ve 2008 yıllarına ilişkin genç işsizlik Moran I değerleri 0.1 seviyesinde anlamlı iken 2014 yılına ait genç işsizlik 0.05 seviyesinde anlamlıdır. 2004

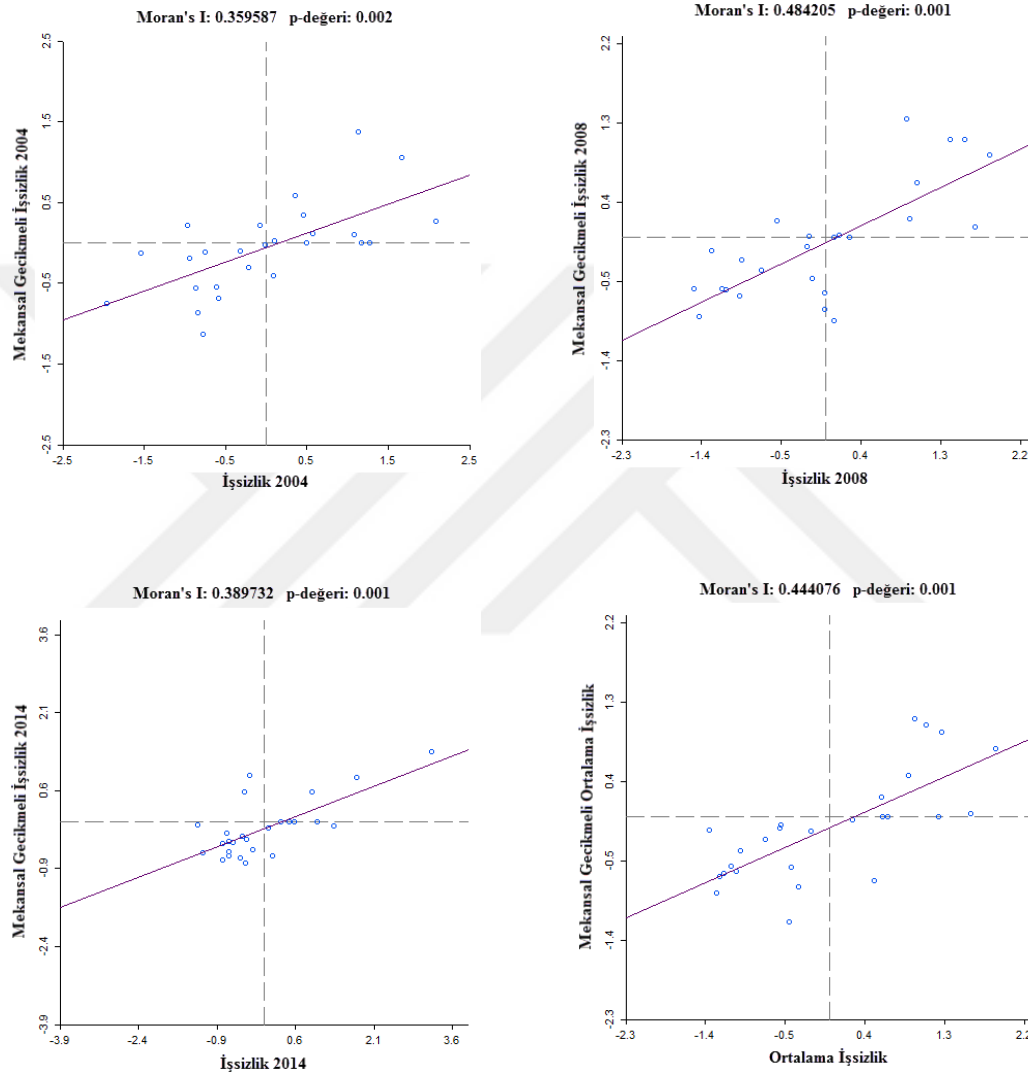
yılına ait diyagramda 0.135 olan Moran I değeri 2014 yılına gelindiğinde ise, 0.148 değerine ulaşmıştır. Söz konusu değerler düşük düzeyde istatistiksel olarak anlamlı, pozitif bir mekânsal bağımlılık ilişkisini göstermektedir. Ortalama genç işsizliğe ait Moran I değerinin istatistiksel olarak anlamsız olması, mekânsal bir ilişkinin olmadığını ifade etmektedir. Ayrıca söz konusu değişkene ait serpilme diyagramındaki değerlerin rassal olarak dağılması bu durumun başka bir göstergesidir.



Şekil 21. Yetişkin işsizliğe ait Moran I serpilme diyagramları

Şekil 21' de yer alan diyagramlar incelendiğinde, gözlem değerlerinin rassal olarak dağılmadığı ve söz konusu değerlerin genellikle I. ve III. kadranda yer aldıkları gözlenmektedir. Ayrıca yetişkin işsizliğe ait tüm Moran I değerleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durumlar göz önünde bulundurulduğunda yetişkin işsizliğe ilişkin

istatistiksel olarak anlamlı pozitif mekânsal bağımlılıktan söz edilebilmektedir. 2004 yılında 0.421 olan Moran I değerinin 2014 yılında 0.372 değerine gerilemiş olması yetişkin işsizlik kapsamında mekânsal ayrışmanın azaldığının bir göstergesidir. 2008 yılına ait Moran I değerinin 0.519 değerine ulaşmış olması ise, 2004 yılından 2008 yılına gelindiğinde bölgesel farklılıkların artmış olduğunu ifade etmektedir.



Şekil 22. Toplam işsizliğe ait Moran I serpilme diyagramları

Şekil 22' de yer alan tüm Moran I değerlerine ilişkin p istatistiklerinin 0.05' ten küçük olması anlamlı bir mekânsal bağımlılık ilişkisi olduğunu göstermektedir. Serpilme diyagramları incelendiğinde gözlem değerlerinin rassal olarak dağılmadığı ve genellikle I. ve III. kadranda yoğunlaştığı gözlenmektedir. Bahsedilen durum toplam işsizlik çerçevesinde pozitif mekânsal bağımlılık ilişkisinin olduğu anlamını

taşımaktadır. Regresyon çizgisinin eğimine karşılık gelen Moran I değeri 2004 yılında 0.359 olarak hesaplanırken 2014 yılında 0.389 olarak elde edilmesi bölgesel ayrışmanın arttığını ifade etmektedir.

5. MEKÂNSAL BAĞIMLILIĞIN LOKAL YAPISI

Mekânsal bağımlılığın lokal yapısının belirlenmesinde lokal Moran I istatistiğine dayanan LISA yönteminden yararlanılmaktadır. Söz konusu yöntem kapsamında her bir lokasyon için ayrı mekânsal bağımlılık değeri hesaplanmaktadır. LISA analizi bu sayede her bir lokasyon için anlamlı mekânsal kümelenme ve/veya aykırılığın (spatial outliers) varlığını tespit etmeyi olanaklı hale getirmektedir (Anselin, 1995: 94-95). Mekânsal bağımlılığın lokal yapısının araştırılmasında kullanılan sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

H_0 : i bölgesine ait gözlem değerleri ile komşu bölgelerdeki gözlem değerleri arasında mekânsal bir ilişki yoktur.

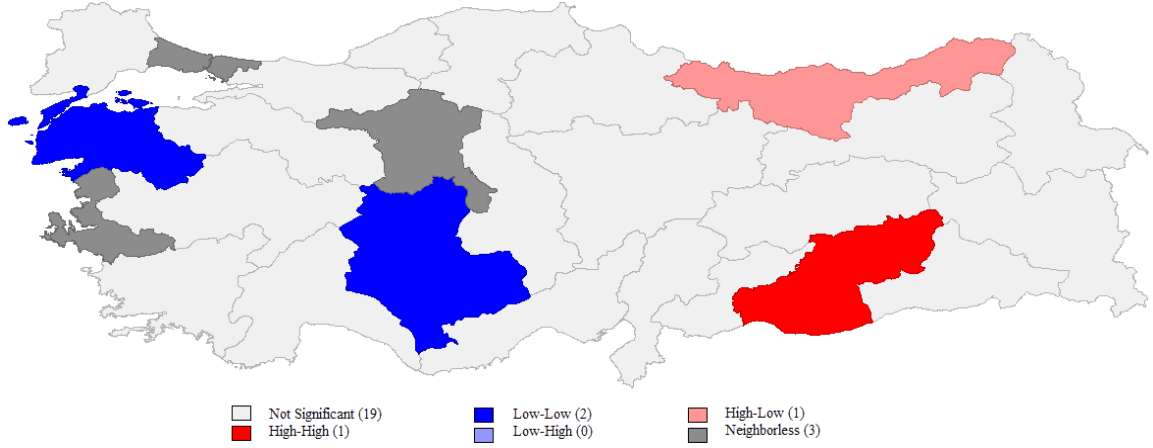
H_1 : i bölgesine ait gözlem değerleri ile komşu bölgelerdeki gözlem değerleri arasında mekânsal bir ilişki vardır.

Her bir i bölgesi ve t yılı için Moran istatistiği aşağıdaki gibi formüle edilmektedir (Dall'Erba, 2005: 140).

$$I_i = \left(\frac{x_{it}}{m_0} \right) \sum_j w_{ij}^* x_{jt} \quad m_0 = \frac{1}{n} \sum_i x_{it}^2 \quad (3.1)$$

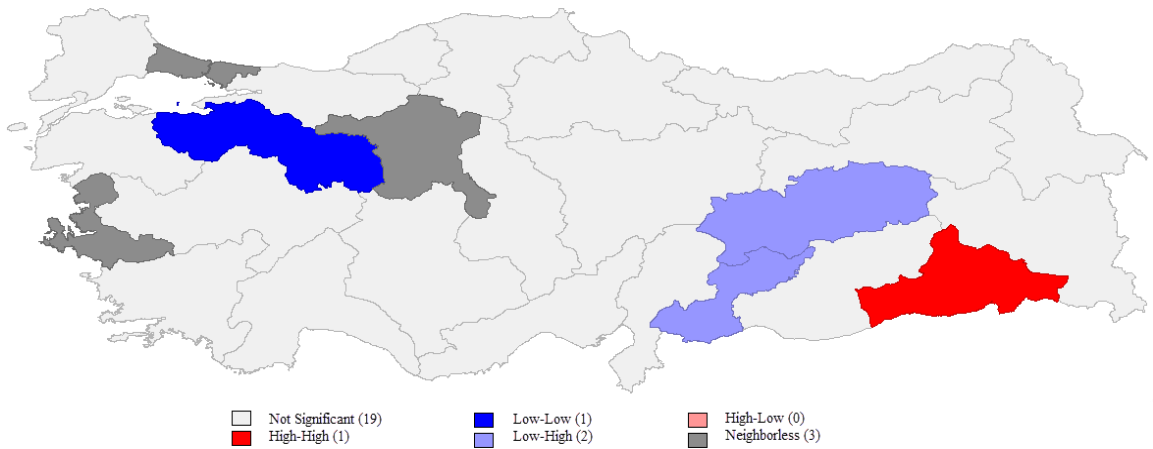
(3.1) ifadesinde $x_{it}(x_{jt})$ t yılına ilişkin $i(j)$ bölgesine ait gözlem değerlerini göstermektedir. Söz konusu gözlem değerleri ortalamadan sapmalar cinsinden hesaplanmaktadır.

Lokal Moran I katsayısının pozitif değer alması mekânsal kümelenmenin varlığını ifade etmektedir. Bir başka deyişle, i bölgesine ait gözlem değerleri ile komşu bölgelerdeki gözlem değerleri benzerlik göstermektedir. Lokal Moran I katsayısının negatif değer alması ise, mekânsal aykırılığın göstergesidir ve i bölgesine ilişkin gözlem değerleri ile komşu gözlem değerlerinin ayrışması söz konusudur (Anselin, 1995: 102).



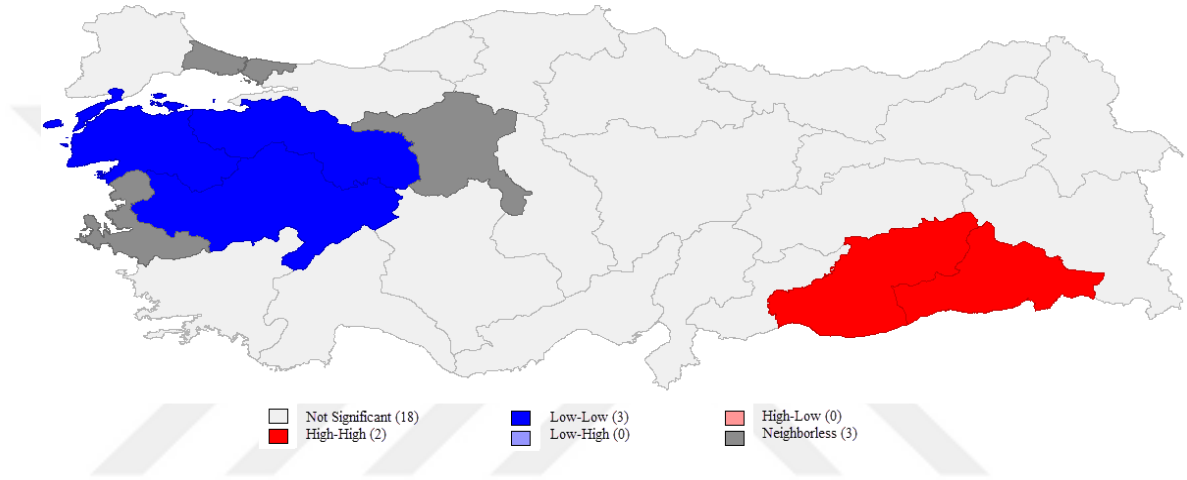
Şekil 23. 2014 yılı genç işsizliğe ilişkin LISA kümelenme haritası

Her bir bölgeye ilişkin mekânsal bağımlılık yapısının belirlenmesinde yararlanılan LISA analiz sonuçları şekil 23’ te yer alan kümelenme haritasıyla ifade edilmektedir. Genç işsizliğe ait harita incelendiğinde, TRC2 bölgesinde kümelenmenin gerçekleştiği ve pozitif mekânsal bağımlılığın olduğu anlaşılmaktadır. Bir başka ifade ile yüksek genç işsizlik oranına sahip olan TRC2 bölgesi aynı zamanda yüksek genç işsizlik oranına sahip bölgeler ile çevrenmiştir. TR22 ve TR52 bölgelerinde kümelenmenin negatif yönde olduğu gözlenmektedir. Bahsedilen durum düşük genç işsizlik oranlarının gerçekleştiği TR22 ve TR52 bölgelerinin düşük genç işsizlik oranlı bölgeler ile çevrili olduğunu ifade etmektedir. TR90 bölgesinde ise, negatif mekânsal bağımlılığın gerçekleştiği mekânsal ayrışma söz konusudur. TR90 bölgesinde genç işsizliğe ilişkin gözlem değerleri ile komşu gözlem değerleri benzeşmemektedir.



Şekil 24. 2014 yılı yetişkin işsizliğe ilişkin LISA kümelenme haritası

Yetişkin işsizliğe ilişkin kümelenme haritası ele alındığında, iki bölgede mekânsal aykırılık ve iki bölgede ise, mekânsal kümelenme olduğu anlaşılmaktadır. Nispeten düşük yetişkin işsizlik oranlarının gerçekleştiği TRB1 ve TRC1 bölgeleri yüksek yetişkin işsizlik oranlı bölgeler ile çevrenmiştir. Bahsedilen bölgelerde negatif mekânsal bağımlılık söz konusu olmaktadır. TRC3 ve TR41 bölgelerinde ise, pozitif mekânsal bağımlılık gözlenmektedir. Ancak TRC3 bölgesi Yüksek-Yüksek sınıflandırmasında yer alırken TR41 bölgesi Düşük-Düşük sınıflandırmasında yer almaktadır.



Şekil 25. 2014 yılı toplam işsizliğe ilişkin LISA kümelenme haritası

Toplam işsizliğe ilişkin mekânsal bağımlılığın lokal yapısı şekil 25’ te yer alan harita ile incelendiğinde, pozitif mekânsal bağımlılık söz konusudur ve hiçbir bölgede mekânsal aykırılık gözlenmemektedir. TRC2 ve TRC3 bölgeleri Yüksek-Yüksek sınıflandırmasında yer almaktadır. TR22, TR33 ve TR41 bölgeleri ise, Düşük-Düşük sınıfında yer aldığı gözlenmektedir.

Genç, yetişkin ve toplam işsizliğin 2004, 2008, 2014 ve 2004-2014 yılları arasındaki ortalamalarına ilişkin LISA kümelenme ve anlamlılık haritalarından yararlanılarak mekânsal bağımlılığın lokal yapısı tablo 2’ de özetlenmektedir.

Tablo 2. Mekânsal bağımlılığın gözlemlendiği bölgelerin toplu gösterimi

LISA MAPS	Yüksek-Yüksek (High-High)	Düşük-Düşük (Low-Low)	Düşük-Yüksek (Low-High)	Yüksek-Düşük (High-Low)	Neighborless
G-2004	TR63**	TR90**	TRC1**	-	TR10 TR31 TR51
G-2008	TR63*	TR90**	TRC2**	-	TR10 TR31 TR51
G-2014	TRC2**	TR22** TR52**	-	TR90**	TR10 TR31 TR51
G-Ort.	TR63**	TR90*	TRC2**	-	TR10 TR31 TR51
Y-2004	TR63* TRC1*	TR90* TRA2**	-	-	TR10 TR31 TR51
Y-2008	TR63* TRC1* TRC2* TRB1** TRC3**	TR82** TR83** TR90**	-	-	TR10 TR31 TR51
Y-2014	TRC3*	TR41**	TR31** TRC1**	-	TR10 TR31 TR51
Y-Ort.	TR63* TRC1* TRC2* TRB1**	TR90**	-	-	TR10 TR31 TR51
T-2004	TR63* TRC1**	TR90* TRA2**	-	-	TR10 TR31 TR51
T-2008	TR63* TRC1* TRC2* TRB1** TRC3**	TR90**	-	-	TR10 TR31 TR51
T-2014	TRC2** TRC3*	TR22** TR33** TR41**	-	-	TR10 TR31 TR51
T-Ort.	TR63* TRC1* TRC2* TRB1**	TR33** TR90**	-	-	TR10 TR31 TR51

** ve * sırasıyla p=0.05, p=0.01 seviyesinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 2 incelendiğinde, genellikle bölgelerin Yüksek-Yüksek ve Düşük-Düşük sınıflandırmasında yer aldığı ve pozitif mekânsal bağımlılığın gerçekleştiği gözlenmektedir. Ayrıca bazı bölgelerde negatif mekânsal bağımlılığın varlığı ile mekânsal aykırılıkların varlığı anlaşılmaktadır. Son olarak TR10, TR31 ve TR51 bölgelerine ilişkin gözlem değerleri ile komşu gözlem değerleri arasında mekânsal bir bağlantı söz konusu değildir. Başka bir ifade ile bahsi geçen bölgelerin mekânsal olarak bağımsız olduğu söylenebilmektedir.

6. β - YAKINSAMA MODELİ

Yakınsama (converge) genel biçimde “tek bir noktaya eğilim gösterme”, “gittikçe daha yakın/ benzer hale gelme” ya da “süreç içinde özdeşleşme” durumu olarak ifade edilmektedir (Doğan, 2006: 1). Yakınsama kavramı iktisadi açıdan ele alındığında ise; ülkeler veya bölgeler arasında mevcut olan sosyo-ekonomik farklılıkların uzun dönemde ortadan kalkması şeklinde tanımlanmaktadır (Çınarlı, 2007: 19).

İktisadi bir değişkene ilişkin uzun dönem yapısını araştırmak amacı ile yararlanılan β - yakınsaması, mutlak yakınsama (absolute convergence) ve koşullu yakınsama (conditional convergence) olarak iki başlık altında incelenmektedir. Mutlak yakınsamada aynı durağan dengeye ulaşma eğilimi söz konusu iken; koşullu yakınsamada ise, her bir bölgenin kendi durağan dengesine ulaşma eğiliminden bahsedilmektedir. Mutlak yakınsamadan farklı olarak koşullu yakınsamada bölgeler veya ülkeler arasındaki yapısal farklılıkları açıklayan değişkenler modele ilave edilmektedir (Barro ve Sala-i-Martin, 1992: 224-227).

Yatay kesit veri seti için mutlak yakınsama aşağıdaki gibi formüle edilmektedir (Arbia, Basile ve Piras, 2005: 10-11).

$$\ln \left[\frac{U_{T,i}}{U_{0,i}} \right] = \alpha + \beta \ln U_{0,i} + \epsilon_i \quad (3.2)$$

(3.2) ifadesinde $U_{T,i}$, i ülkesi veya bölgesi için T dönemine ait işsizlik oranını göstermektedir. Ayrıca $U_{0,i}$ ise i ülkesine veya bölgesine ilişkin başlangıç dönemindeki işsizlik oranını ifade etmektedir. Mutlak yakınsamanın varlığından söz edebilmek için

tahmin edilen β katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Mutlak yakınsamanın varlığı, tüm bölgelerin aynı işsizlik oranına yakınsayacağı anlamını taşımaktadır.

Panel veri seti için mutlak yakınsama ise aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Arbia vd., 2005: 14).

$$\ln \left[\frac{U_{t+k,i}}{U_{t,i}} \right] = \alpha + \beta \ln U_{t,i} + \epsilon_{t,i} \quad (3.3)$$

(3.2) ve (3.3) ile belirtilen modeller işsizliğin mekânsal boyutunu dikkate almamaktadır. Söz konusu modeller mekânsal etkiler göz önünde bulundurularak genişletilmiştir. Çalışmada ele alınacak model genel olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\ln \left[\frac{U_{t+k,i}}{U_{t,i}} \right] = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln \left[\frac{U_{t+k,i}}{U_{t,i}} \right] + \beta \ln U_{t,i} + \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln U_{t,i} \theta + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{t,i}$$

$$\epsilon_{t,i} = \lambda \sum_{j=1}^n m_{ij} \epsilon_{t,i} + u_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.4)$$

Burada bağımlı değişken, i . bölge ve t dönemi için işsizlik oranlarının başlangıç yılına göre değişimini göstermektedir. (3.4) ifadesinde ρ , mekânsal otoregresif parametreyi ifade etmektedir. Tahmin edilen ρ parametresi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı ise, pozitif mekânsal bağımlılık söz konusu olmaktadır. $\epsilon_{t,i}$, beyaz gürültülü hata bileşenidir. $\sum_{j=1}^n w_{i,j}$, mekânsal ağırlık matrisini ifade etmektedir ve $w_{i,j}$, satır ve sütundaki bölgelerin komşu olup olmadıklarını göstermektedir. λ ise, mekânsal hata katsayısıdır ve $k=5$ olarak alınmıştır. Ayrıca eşitlik (3.4)' ten anlaşılacağı üzere model statik yapıdadır.

7. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın bu bölümünde öncelikli olarak NUTS 2 düzeyindeki 26 bölgeye ilişkin komşulukları dikkate alan ve satır standardizasyonuna dayanan ağırlık matrisine ait özet bilgiler Tablo 3 ile aşağıda sunulmaktadır.

Tablo 3. Ağırlık Matrisine Ait Özet İstatistikler

Matris	Tanım
Boyut	26x26
Dolu Hücre	26x26
Toplam	110
Minimum	2
Ortalama	4.231
Maksimum	7

Ağırlık matrisine ait özet istatistiklerin verilmesinin ardından genç işsizliğe ilişkin sabit etkili mekânsal modeller aşağıda sunulmaktadır.

Tablo 4. Genç İşsizlik İçin Sabit Etkili Modellerin Tahmin Sonuçları

Model	Bağımlı Değişken: Başlangıç Yılına Göre Değişim	Tahmin	Standart Hata	Marjinal Anlamlılık
SDM	Ana Etki	-1.045	0.083	0.000
	Mekânsal Açıklayıcı Değişken	0.345	0.158	0.030
	Mekânsal (ρ)	0.481	0.072	0.000
	Doğrudan Etki	-1.072	0.081	0.000
	Dolaylı Etki	-0.282	0.221	0.203
	Toplam Etki	-1.354	0.243	0.000
SAR	Ana Etki	-1.003	0.082	0.000
	Mekânsal (ρ)	0.388	0.062	0.000
	Doğrudan Etki	-1.051	0.081	0.000
	Dolaylı Etki	-0.603	0.145	0.000
	Toplam Etki	-1.654	0.181	0.000
SEM	Ana Etki	-1.053	0.084	0.000
	Mekânsal (λ)	0.493	0.072	0.000
SAC	Ana Etki	-1.049	0.176	0.000
	Mekânsal (ρ)	-0.017	0.684	0.981
	Mekânsal (λ)	0.507	0.560	0.365
	Doğrudan Etki	-3.166	35.032	0.928
	Dolaylı Etki	0.728	50.784	0.989
	Toplam Etki	-2.438	38.047	0.949

Tablo 4 ile verilen tahmin sonuçlarına göre; SDM, SAR ve SEM' e ilişkin açıklayıcı değişkenlerin parametreleri % 5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. SAC modelinde ise; β katsayısı dışındaki açıklayıcı değişkenlere ilişkin parametrelerin istatistiksel olarak anlamsız olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca söz konusu tüm modeller için istatistiksel olarak anlamlı olan β katsayısının negatif işarete sahip olması mutlak yakınsamanın varlığını ifade etmektedir.

Mekânsal panel veri modellerinin tahmin aşaması gerçekleştirildikten sonra genç işsizliğe ilişkin uygun modelin belirlenmesi gerekmektedir. Bu bağlamda tahmin edilen mekânsal Durbin modeline getirilecek kısıtların sağlanması durumuna göre uygun modele karar verilmektedir. SAR ve SEM modeli için gerekli kısıtların birlikte sağlanıyor olması uygun modelin SDM olduğunun göstergesidir. Diğer taraftan SAR ve SEM' e ilişkin iki kısıtın reddediliyor olması sonucunda uygun model SAC olarak karşımıza çıkmaktadır.

Tablo 5. Genç İşsizlik İçin Sabit Etkili Mekânsal Modellere İlişkin Dirençli LM Test İstatistikleri

Model	Hipotezler	LM İstatistiği	Marjinal Anlamlılık	Karar
SAR	$H_0: \theta = 0$	$\chi^2_{(1)} = 4.74$	0.030	H_0 red edilir
SEM	$H_0: \theta = -\rho\beta$	$\chi^2_{(1)} = 1.65$	0.198	H_0 red edilemez

Tablo 5' te verilen istatistikler incelendiğinde, yalnızca SAR modeline ait sıfır hipotezinin reddedilmesi genç işsizliğe ilişkin uygun modelin sabit etkiler altındaki SEM olduğunun göstergesidir. Söz konusu model Tablo 9 ile aşağıda sunulmaktadır.

Tablo 6. Genç İşsizlik İçin Sabit Etkili SEM Modeli Tahmini

Bağımlı Değişken: Başlangıç Yılına Göre Değişim	Tahmin	Standart Hata	Marjinal Anlamlılık
Ana Etki	-1.053	0.084	0.000
Mekânsal (λ)	0.493	0.072	0.000
R-kare	0.538	Grup sayısı	26
Log-olabilirlik	37.288	AIC	-68.576
Gözlem sayısı	156	BIC	-59.426

Genç işsizlik için sabit etkiler altındaki SEM' e ilişkin tahmin sonuçları incelendiğinde, açıklayıcı değişkenlere ait parametre katsayılarının istatistiksel olarak

anlamli olduklari görülmektedir. Mekânsal bağımlılığın derecesini ölçen λ katsayısı, söz konusu modelde 0.493 olarak tahmin edilmiştir. λ katsayısının elde edilen bu değeri, pozitif ardışık bağımlılığın güçlü bir yapıya sahip olduğunun göstergesidir. Başka bir ifade ile, bölgeler arasında mekânsal etkileşim söz konusudur. Bu duruma ek olarak tahmin edilen modelde β katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olarak elde edilmiştir. Nitekim bu durum Türkiye’ de 26 bölge bazında işsizlik için mutlak yakınsamanın varlığına işaret etmektedir.

Genç işsizlik için uygun modelin elde edilmesinin ardından aynı aşamalar yetişkin işsizlik için uygulanmıştır. Yetişkin işsizliğe ilişkin sabit etkili mekânsal modeller aşağıda sırası ile sunulmaktadır.

Tablo 7. Yetişkin İşsizlik İçin Sabit Etkili Modellerin Tahmin Sonuçları

Model	Bağımlı Değişken: Başlangıç Yılına Göre Değişim	Tahmin	Standart Hata	Marjinal Anlamlılık
SDM	Ana Etki	-1.043	0.083	0.000
	Mekânsal Açıklayıcı Değişken	0.361	0.151	0.017
	Mekânsal (ρ)	0.461	0.073	0.000
	Doğrudan Etki	-1.063	0.078	0.000
	Dolaylı Etki	-0.206	0.183	0.262
	Toplam Etki	-1.268	0.188	0.000
SAR	Ana Etki	-0.963	0.078	0.000
	Mekânsal (ρ)	0.352	0.061	0.000
	Doğrudan Etki	-1.001	0.075	0.000
	Dolaylı Etki	-0.496	0.116	0.000
	Toplam Etki	-1.497	0.143	0.000
SEM	Ana Etki	-1.070	0.081	0.000
	Mekânsal (λ)	0.472	0.073	0.000
SAC	Ana Etki	-1.003	0.145	0.000
	Mekânsal (ρ)	-0.301	0.383	0.431
	Mekânsal (λ)	0.681	0.210	0.001
	Doğrudan Etki	-1.064	0.201	0.000
	Dolaylı Etki	0.118	0.724	0.870
	Toplam Etki	-0.946	0.824	0.251

Yetişkin işsizliğe ilişkin sabit etkili mekânsal modeller ele alındığında SDM, SAR ve SEM' e ait açıklayıcı değişken parametrelerinin % 5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları anlaşılmaktadır. SAC modelinde ise; β katsayısı %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı iken ρ , mekânsal otoregresif katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Söz konusu tüm modellerde istatistiksel olarak anlamlı olan β katsayısının negatif işarete sahip olduğu gözlenmektedir. Bu bağlamda yetişkin işsizlik için mutlak yakınsamanın gerçekleştiğinden söz edilebilir.

Yetişkin işsizliğe ilişkin uygun modeli belirlemek amacı ile dirençli LM testi uygulanarak elde edilen sonuçlar Tablo 8 ile sunulmaktadır.

Tablo 8. Yetişkin İşsizlik İçin Sabit Etkili Mekânsal Modellere İlişkin Dirençli LM Test İstatistikleri

Model	Hipotezler	LM İstatistiği	Marjinal Anlamlılık	Karar
SAR	$H_0: \theta = 0$	$\chi^2_{(1)} = 5.74$	0.017	H_0 red edilir
SEM	$H_0: \theta = -\rho\beta$	$\chi^2_{(1)} = 1.30$	0.255	H_0 red edilemez

Tablo 8 incelendiğinde, % 5 anlamlılık düzeyinde SAR modeline ilişkin sıfır hipotezinin reddedildiği anlaşılmaktadır. Bu bağlamda yetişkin işsizlik için uygun model sabit etkiler altındaki SEM olarak karşımıza çıkmaktadır.

Tablo 9. Yetişkin İşsizlik İçin Sabit Etkili SEM Modeli Tahmini

Bağımlı Değişken: Başlangıç Yılına Göre Değişim	Tahmin	Standart Hata	Marjinal Anlamlılık
Ana Etki	-1.070	0.081	0.000
Mekânsal (λ)	0.472	0.073	0.000
R-kare	0.589	Grup sayısı	26
Log-olabilirlik	19.945	AIC	-33.890
Gözlem sayısı	156	BIC	-24.740

Yetişkin işsizliğe ilişkin sabit etkiler SEM tahmin sonuçları ele alındığında, tahmin edilen katsayıların istatistiksel olarak anlamlı oldukları anlaşılmaktadır. Söz konusu modelde ilgili konunun hata terimi ile komşu konuların hata terimleri arasındaki mekânsal etkileşimin derecesini ölçen λ ' nın katsayısı 0.472 olarak tahmin edilmiştir. Bu bağlamda pozitif ardışık bağımlılığın güçlü olduğundan bahsedilebilir.

Başka bir ifade ile mekânsal ardışık bağımlılık katsayısı, bölgeler arasında pozitif taşıma etkisinin varlığını göstermektedir. Ayrıca ele alınan modelde β katsayısının negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olması nedeni ile bölge bazında işsizlikte mutlak yakınsamadan söz edilmektedir.

Genç ve yetişkin işsizliğe ilişkin uygun modelin belirlenmesinde uygulanan adımlar toplam işsizlik için de gerçekleştirilmiştir. İlk olarak sabit etkiler altındaki modellerin tahmin sonuçları Tablo 10 yardımı ile verilmektedir.

Tablo 10. Toplam İşsizlik İçin Sabit Etkili Modellerin Tahmin Sonuçları

Model	Bağımlı Değişken: Başlangıç Yılına Göre Değişim	Tahmin	Standart Hata	Marjinal Anlamlılık
SDM	Ana Etki	-1.048	0.085	0.000
	Mekânsal Açıklayıcı Değişken	0.447	0.153	0.003
	Mekânsal (ρ)	0.512	0.068	0.000
	Doğrudan Etki	-1.066	0.081	0.000
	Dolaylı Etki	-0.169	0.221	0.444
	Toplam Etki	-1.235	0.236	0.000
SAR	Ana Etki	-0.956	0.082	0.000
	Mekânsal (ρ)	0.399	0.061	0.000
	Doğrudan Etki	-1.005	0.081	0.000
	Dolaylı Etki	-0.599	0.138	0.000
	Toplam Etki	-1.604	0.174	0.000
SEM	Ana Etki	-1.060	0.084	0.000
	Mekânsal (λ)	0.517	0.068	0.000
SAC	Ana Etki	-0.949	0.101	0.000
	Mekânsal (ρ)	-0.431	0.194	0.026
	Mekânsal (λ)	0.756	0.083	0.000
	Doğrudan Etki	-1.002	0.086	0.000
	Dolaylı Etki	0.315	0.125	0.011
	Toplam Etki	-0.687	0.160	0.000

Tablo 10 ile ifade edilen tahmin sonuçlarına göre; SDM, SAR, SEM ve SAC modellerinde açıklayıcı değişkenlere ilişkin parametrelerin % 5 düzeyinde istatistiksel

olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Ayrıca negatif işaretli β katsayısı da mutlak yakınsamanın varlığına işaret etmektedir.

Toplam işsizlik için ele alınan modellerden uygun olanını belirleyebilmek adına uygulanan dirençli LM testine ilişkin sonuçlar Tablo 11 ile gösterilmektedir.

Tablo 11. Sabit Etkili Mekânsal Modellere İlişkin Dirençli LM Test İstatistikleri

Model	Hipotezler	LM İstatistiği	Marjinal Anlamlılık	Karar
SAR	$H_0: \theta = 0$	$\chi^2_{(1)} = 8.57$	0.003	H_0 red edilir
SEM	$H_0: \theta = -\rho\beta$	$\chi^2_{(1)} = 0.62$	0.433	H_0 red edilemez

Tablo 11 ile verilen istatistikler ele alındığında, % 5 anlamlılık düzeyinde SAR modeline ilişkin sıfır hipotezi reddedilirken SEM için aynı durum söz konusu olmamaktadır. Nitekim bu durum toplam işsizliğe ilişkin uygun modelin sabit etkiler altındaki SEM modeli olduğunun göstergesidir.

Tablo 12. Toplam İşsizlik İçin Sabit Etkili SEM Modeli Tahmini

Bağımlı Değişken: Başlangıç Yılına Göre Değişim	Tahmin	Standart Hata	Marjinal Anlamlılık
Ana Etki	-1.060	0.084	0.000
Mekânsal (λ)	0.517	0.068	0.000
R-kare	0.533	Grup sayısı	26
Log-olabilirlik	29.515	AIC	-53.031
Gözlem sayısı	156	BIC	-43.881

Tablo 12 ile verilen sonuçlar incelendiğinde, mekânsal hata modeline ilişkin katsayıların istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Söz konusu modelde mekânsal bağımlılığın katsayısı λ ' nın tahmin edilen değeri 0.517 olarak elde edilmiştir. Bu bağlamda güçlü pozitif ardışık bağımlılığın varlığından söz edilebilir. Ele alınan bölgeler birbirinden farklı özelliklere sahip olmasına rağmen bölgeler arasında etkileşim söz konusudur. Ayrıca istatistiksel olarak anlamlı olan β katsayısının negatif işarete sahip olması, Türkiye' de bölge bazında mutlak işsizlik yakınsamasının gerçekleştiğini ifade etmektedir.

SONUÇ

Günümüzde gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin önemli sosyo-ekonomik sorunlarından birisi işsizlik olgusudur. Ülkelerde bölgesel düzeyde gözlemlenen işsizlik oranlarındaki farklılıkların ülkeler arasında gerçekleşen farklılıklar kadar önemli olması, makro iktisadi çalışmaların bölgesel işsizlik için herhangi bir açıklamada bulunmaması ve ciddi işsizlik farklılıklarının ekonominin bütününde verimsizliğe neden olması işsizlik oranlarının bölgesel olarak da incelenmesi gerekliliğini ortaya koymaktadır. Bu çalışma ile ekonomide meydana gelen şokların işsizlik oranları üzerinde yarattığı etkinin geçici olup olmadığı bölgesel düzeyde ele alınmıştır. Söz konusu analizin gerçekleştirilmesinde komşuluk ilişkilerinin de dikkate alındığı mekânsal ekonometri yaklaşımından yararlanılmıştır.

Örneklem verilerinin bir konuma ait olması mekânsal etki kavramını ön plana çıkarmaktadır. Geleneksel ekonometrinin mekânsal etkileşimi göz önünde bulundurmaması önemli sorunlara yol açabilmektedir. Mekânsal ekonometri ise, bahsi geçen etkileşimi dikkate alan bilim dalı olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu çalışmada mekânsal ekonometri ve mekânsal panel ekonometri yaklaşımları tanıtılmaya çalışılmıştır. Bu bağlamda, mekânsal bağımlılığı dikkate alan modeller ve bu modellerin tahmin yöntemlerine değinilmiştir. Ayrıca mekânsal bağımlılık için belirleme testleri ile mekânsal panel veri modelleri için tanımlayıcı testler detaylı bir şekilde ele alınmıştır.

Ekonomik ve sosyal açıdan ciddi bir problem olarak karşımıza çıkan işsizlik, en çok 15-24 yaş grubu arasında bulunan genç kesimi etkilemektedir. Bu doğrultuda daha detaylı fikir edinebilmek amacı ile genç işsizlik (15-24 yaş arası), yetişkin işsizlik (25 yaş ve üzeri) ve toplam işsizlik (15 yaş ve üzeri) kapsamında analiz gerçekleştirilmiştir. Türkiye’ de NUTS 2 düzeyindeki bölgeleri ele alan çalışma 2004-2014 dönemini kapsamaktadır.

Çalışmada mekânsal analize geçilmeden önce görsel teknikler yardımı ile mekânsal bağımlılığın varlığı incelenmiştir. Mekânsal dağılım haritaları ele alındığında, birbirine komşu olan bölgelerin genel olarak benzer renk yoğunluğuna sahip olduğu anlaşılmıştır. Ayrıca Ağrı, Kars, Iğdır ve Ardahan illerinden oluşan TRA2 bölgesi, 2004 ve 2014 yıllarına ilişkin genç işsizlik, yetişkin işsizlik ve toplam işsizlik kategorilerinde

en düşük işsizlik oranlarının yaşandığı bölge olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu durumun sebepleri olarak; bölgenin gizli işsizliği içeren tarım ve hayvancılığa dayalı bir ekonomik yapıya sahip olması ile yüksek oranda göç vermesi gösterilebilir. Mardin, Batman, Şırnak ve Siirt illerinden oluşan TRC3 bölgesinde 2004 yılında düşük işsizlik oranları gerçekleşirken 2014 yılına gelindiğinde ise, işsizlik oranlarının en yüksek seviyelerde gerçekleştiği görülmüştür. Söz konusu bölge turizm, imalat sanayi, sınır ticareti, tarım, enerji ve doğal kaynak bakımından yüksek bir potansiyele sahip olmasına rağmen istihdam oranlarının çok düşük seviyelerde seyretmesi, bölgede yaşanan terör eylemleri ve sermaye göçü gibi nedenler bu durumun sebepleri olarak gösterilebilir. Bir sonraki aşamada genç, yetişkin ve toplam işsizliğe ilişkin LISA kümelenme ve anlamlılık haritalarından yararlanılarak mekânsal bağımlılığın lokal yapısı incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre genellikle bölgelerin Yüksek-Yüksek ve Düşük-Düşük sınıflandırmasında yer aldığı ve pozitif mekânsal bağımlılığın gerçekleştiği gözlenmiştir. Ayrıca İstanbul, İzmir ve Ankara bölgelerine ilişkin gözlem değerleri ile komşu gözlem değerleri arasında mekânsal bir bağlantının söz konusu olmadığı anlaşılmıştır. Başka bir ifade ile bahsi geçen bölgelerin mekânsal olarak bağımsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Türkiye’ de 26 bölge arasındaki işsizliğe ilişkin β -yakınsama analizi mekânsal panel veri modelleri ile araştırılmıştır. Türkiye’ de NUTS 2 düzeyindeki tüm bölgeler analize dahil edildiğinden uygulamada sabit etkili mekânsal panel veri modelleri kullanılmıştır. Bir sonraki aşamada ise, dirençli LM testleri yardımı ile uygun modeller belirlenmiştir. Elde edilen bulgular doğrultusunda genç, yetişkin ve toplam işsizliğe ilişkin uygun modelin sabit etkiler altındaki mekânsal hata modeli (SEM) olduğu tespit edilmiştir. Söz konusu durum, i bölgesine ilişkin işsizliğin başlangıç yılına göre değişimi ile komşu işsizliğin başlangıç yılına göre değişimi arasında doğrudan bir ilişki olmadığını ancak mekânsal ilişkilerden kaynaklanan otokorelasyonun mevcut olduğunu ifade etmektedir. Bahsi geçen modelde ilgili konumun hata terimi ile komşu konumların hata terimleri arasındaki mekânsal ilişki λ katsayısı ile ölçülmektedir. İşsizliğe ilişkin tüm kategorilerde λ katsayısına ait bulgular güçlü pozitif ardışık bağımlılığın varlığına işaret etmektedir. Burada bahsedilen mekânsal bağımlılığın, modele dahil edilmeyen bir değişken yardımı ile açıklanabileceği kabul edilmektedir. Ayrıca uygun modellerin tahmin sonuçları değerlendirildiğinde elde edilen β

katsayılarının negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olması, bölge bazında işsizlikte mutlak yakınsamanın olduğu anlamını taşımaktadır. Bir başka ifade ile ele alınan bölgeler kendine özgü farklı sosyo-ekonomik yapıya sahip olmalarına rağmen işsizlik oranlarında mekânsal etkileşimin varlığı söz konusudur. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda, ekonomide meydana gelen şokların 2004-2014 döneminde işsizlik oranları üzerinde uzun dönemde kalıcı etkiye sahip olmadığı söylenebilir. Ayrıca söz konusu dönemde işsizlik düzeyleri itibari ile bölgeler arası eşitsizliğin azaldığı tespit edilmiştir. Bu durum tarım sektöründe azalan istihdamın tarım dışı sektörlerde artması ile desteklenebilir. Aynı zamanda işsizliğin, bölgesel işsizlik farklılıklarının ve işçilerin statüsünün bölgesel işgücü hareketliliği üzerinde bir etkiye sahip olması ile açıklanabilir.

KAYNAKLAR

Kitaplar

- ANSELIN Luc, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, London, Kluwer Academic Publishers, 1988.
- BALTAGI Badi H., *Econometric Analysis of Panel Data, Fifth Ed.*, Chichester, John Wiley and Sons, 2013.
- BALTAGI Badi H., *Econometric Analysis of Panel Data, Third Ed.*, John Wiley and Sons, Chichester, 2005.
- BALTAGI Badi H., *Econometric Analysis of Panel Data, Second Ed.*, Wiley, Chichester, 2001.
- BİÇERLİ Mustafa Kemal, *Çalışma Ekonomisi*, 8. B., İstanbul, Beta Yayınları, 2014.
- BLAUG Mark, *İktisat Kuramının Geçmişine Bakış* (Çev. Ömer Faruk Çolak), Ankara, Efil Yayınevi, 2014.
- DORNBUSH Rudiger, FİSCHER Stanley, STARTZ Richard, *Makroekonomi* (Çev. Salih Ak) 9. B., Ankara, Gazi Kitabevi, 2007.
- EKİN Nusret, *Gelişen Ülkelerde ve Türkiye’de İşsizlik*, İstanbul, İstanbul Üniversitesi Yayınları, 1971.
- ELHORST J. Paul, PIRAS Gianfranco, ARBIA Giuseppe, “Growth and Convergence in a Multiregional Model With Space-Time Dynamics”, *Geographical Analysis*, Vol. 42, No: 3 2010, ss. 338-355.
- ELHORST J. Paul, *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, New York, Springer, 2014.
- GÜNDOĞAN Naci, BİÇERLİ Mustafa Kemal, *Çalışma Ekonomisi*, Eskişehir, Açıköğretim Fakültesi Yayınları, 2003.
- GÜRİŞ Selahattin, *Stata ile Panel Veri Modelleri*, İstanbul, Der Yayınlar, 2015.
- HSIAO Cheng, *Analysis of Panel Data, Second Ed.*, Cambridge, Cambridge University Press, 2003.
- İŞİĞİÇOK Özlem, *İstihdam ve İşsizlik*, İstanbul, Dora Yayıncılık, 2014.
- KOÇAOĞLU Mehmet, *Sosyal Politika*, Ankara, TÜHİS Yayını, 1997.
- KORAY Meryem, *Sosyal Politika*, Bursa, Ezgi Kitabevi Yayınları, 2000.
- KORKMAZ Adem, MAHİROĞULLARI Adnan, *İşsizlikle Mücadelede Emek Piyasası Politikaları Türkiye ve AB Ülkeleri*, Bursa, Ekin Yayınevi, 2007.

- LAYARD Richard, NICKELL Stephen, JACKMAN Richard, *Unemployment: Macroeconomic Performance and Labor Market*, Oxford, Oxford University Press. 1991.
- LESAGE James P., *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, Ohio, University of Toledo, 1999.
- LESAGE James, PACE R. Kelley, *Introduction To Spatial Econometrics*, Taylor & Francis, CRC Press, 2009.
- LORDOĞLU Kuvvet, ÖZKAPLAN Nurcan, *Çalışma İktisadı*, İstanbul, Der Yayınları, 2003.
- MANKIW N. Gregory, *Makroekonomi* (Çev. Ömer Faruk Çolak), Ankara, Efil Yayınevi, 2010.
- SNOWDON Brian, VANE Howard R., *Modern Makroekonomi* (Çev. Barış Kablamacı), Ankara, Efil Yayınevi, 2012.
- TATOĞLU Ferda Yerdelen, *Panel Veri Ekonometrisi Stata Uygulamalı*, 2.B., İstanbul, Beta Yayınları, 2013.
- TOBİN James, “Stabilization Policy Ten Years After”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 4, 1980, ss. 19-89.
- TOKOL Aysen, ALPER Yusuf, *Sosyal Politika*, 6.B., İstanbul, Dora Yayıncılık, 2015.
- TOKOL Aysen, *Sosyal Politika*, 2. B., Bursa, Vipaş Yayınları, 2000.
- ÜNSAL Erdal M, *Makro İktisat*, 10. B., Ankara, İmaj Yayınevi, 2013.
- YILDIRIM Kemal, KARAMAN Doğan, TAŞDEMİR Murat, *Makro Ekonomi*, 11. B., Ankara, Seçkin Yayıncılık, 2013.
- ZAIM Sebahattin, *Çalışma Ekonomisi*, 10. B., İstanbul, Filiz Kitabevi, 1997.

Makaleler

- ANSELIN Luc, “Local Indicators of Spatial Association—LISA”, *Geographical Analysis*, Vo. 27, No: 2, 1995, ss. 93-115.
- ANSELIN Luc, “Spatial Econometrics”, *A Companion to Theoretical Econometrics*, Ed. by Baltagi, Badi H., John Wiley & Sons, 2001, ss. 310-330.
- ANSELIN Luc, BERA Anil K., “Spatial Dependence in Linear Regression Models With an Introduction to Spatial Econometrics”, *Handbook of Applied Economic Statistics*, Ed. by AmanUllah, New York, 1998, ss. 237-290.

- ANSELIN Luc, BERA Anil K., FLORAX Raymond, YOON Mann, “Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, No: 1, 1996, ss. 77-104.
- ANSELIN Luc, FLORAX Raymond JGM., “Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models: Some Further Results”, *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer Berlin Heidelberg, 1995, ss. 21-74.
- ANSELIN Luc, LE GALLO Julie, JAYET Hubert, “Spatial Panel Econometrics”, *The Econometrics of Panel Data Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice (Third Ed.)*, Springer Berlin Heidelberg, Vol. 46, 2008, ss. 625-660.
- ANSELIN Luc, SMIRNOV Oleg, “Efficient Algorithms for Constructing Proper Higher Order Spatial Lag Operators”, *Journal of Regional Science*, Vol. 36, No:1, 1996, ss. 67-89.
- ATAN Murat, ÖZCAN Mehmet, ARSLANTÜRK Yalçın, “Açlık Ve Yoksulluk Sınırı Belirlemede Düzey 2 Bazında Bölgesel Etkinliğe Dayalı Mekânsal İlişkiler: Türkiye Örneği”, *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*, Vol. 1, No: 2, 2015.
- BALESTRA Pietro, NERLOVE Marc, “ Pooling Cross-Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas”, *Econometrica*, Vol. 34, No: 3, 1966, ss. 585-612.
- BALL Laurence, MANKIW N. Gregory, “The NAIRU in Theory and Practice”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No: 8940, 2002, ss. 115-136.
- BALTAGI Badi H., EGGER Peter, PFAFFERMAYR Michael, “A Generalized Spatial Panel Data Model With Random Effects”, *Econometric Review*, Vol. 32, No: 5-6, 2013, ss. 650-685.
- BALTAGI Badi H., EGGER Peter, PFAFFERMAYR Micheal, “Estimating Models of Complex FDI: Are There Third-Country Effects?”, *Econometric Review*, Vol. 140, No: 1, 2007, ss. 260-281.
- BALTAGI Badi H., KELEJIAN Harry H., PRUCHA Ingmar R., “Analysis of Spatially Dependent Data”, *Journal of Econometrics*, Vol. 140, No:1, 2007, ss. 1-4.
- BALTAGI Badi H., LI Dong, “LM Tests for Functional Form and Spatial Error Correlation”, *International Regional Science Review*, Vol. 24, No: 2, 2001, ss. 194-225.
- BALTAGI Badi H., LIU Long, “ Testing for Random Effects and Spatial Lag Dependence in Panel Data Models”, *Statistic & Probability Letters*, Vol. 78, No: 18, 2008, ss. 3304-3306.
- BALTAGI Badi H., SONG Seuck Heun, JUNG Byoung Cheol, KOH Won, “Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects Using Panel Data”, *Journal of Econometrics*, Vol. 140, No:1, 2007, ss. 5-51.

- BALTAGI Badi H., SONG Seuck Heun, KOH Won, "Testing Panel Data Regression Models With Spatial Error Correlation", *Journal of Econometrics*, Vol. 117, No: 1, 2003, ss. 123-150.
- BARIŞIK Salih, ÇEVİK Emrah İsmail, "Türkiye'de İşsizlik Histerisinin Yapısal Kırılma ve Güçlü Hafıza Modellemesi ile Sektörel Analizi", *TİSK Akademi*, Vol. 3, No: 6, 2008, ss. 66-87.
- BARRO Robert J., "The Natural Rate Theory Reconsidered: The Persistence of Unemployment", *American Economic Review*, Vol. 78, No: 2, 1988, ss. 32-37.
- BARRO Robert J., SALA-I-MARTIN Xavier, "Convergence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No: 2, 1992, ss. 223-251.
- BARRY Ronald, PACE R. Kelley, "Monte Carlo Estimates of the Log Determinant of Large Sparse Matrices" *Linear Algebra and its applications*, Vol.289, No:1, 1999, ss. 41-54.
- BAYER Christian, JUESSEN Falko, "Convergence in West German Regional Unemployment Rates", *German Economic Review*, Vol. 8, No: 4, 2007, ss. 510-535.
- BLANCHARD Olivier J., SUMMERS Lawrence H., "Hysteresis and the European Unemployment Problem", *NBER Working Paper Series*, No: 1950, 1986, ss. 15-90.
- BLANCHARD Olivier J., SUMMERS Lawrence H., "Hysteresis in Unemployment", *European Economic Review*, Vol. 31, No: 1, 1987, ss. 288-295.
- BLEAKLEY Hoyt – FUHRER Jeffrey C., "Shifts In The Beveridge Curve, Job Matching and Labor Market Dynamics", *New England Economic Review*, 1997, ss. 3-19.
- CAMARERO Mariam, CARRION-I-SILVESTRE Josep Lluís, TAMARIT Cecilio, "Testing for Hysteresis in Unemployment in OECD Countries: New Evidence Using Stationarity Panel Tests with Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statics*, Vol. 68, No: 2, 2006, ss. 167-182.
- CHRISTOPOULAS Dimitris K., LEON-LEDESMA Miguel A., "Unemployment Hysteresis in EU Countries: What Do We Really Know About It?", *Journal of Economic Studies*, Vol. 34, No: 2, 2007, ss. 80-89.
- CUESTAS Juan Carlos, GİL-ALANA A., "Unemployment Hysteresis, Structural Changes, Non-Linearities and Fractional Integration in European Transition Economies", *Working Papers 2011005*, 2011, ss. 1-35.
- ÇELEBİOĞLU Fatih, DALL'ERBA Sandy, "Spatial Disparities Across the Regions of Turkey: An Exploratory Spatial Data Analysis", *The Annals of Regional Science*, Vol. 45, No: 2, 2010, ss. 379-400.

- DALL'ERBA Sandy, "Distribution of Regional Income and Regional Funds in Europe 1989–1999: An Exploratory Spatial Data Analysis", *The Annals of Regional Science*, Vol. 39, No: 1, 2005, ss. 121-148.
- ELHORST J. Paul, "Spatial Panel Data Models", *Handbook of Applied Spatial Analysis*, Berlin, Springer, 2010a, ss. 377-407.
- ELHORST J. Paul, "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models", *International Regional Science Review*, Vol. 26, No: 3, 2003a, ss. 244-268.
- ELHORST J. Paul, "The Mystery of Regional Unemployment Differentials: Theoretical and Empirical Explanations", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 17, No: 5, 2003b, ss. 709-748.
- ELHORST J. Paul, "Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar", *Spatial Economic Analysis*, Vol. 5, No: 1, 2010b, ss. 9-28.
- FILIZTEKIN Alpay, "Regional Unemployment in Turkey", *Papers in Regional Science*, Vol. 88, No: 4, 2009, ss. 863-878.
- FLORAX Raymond JGM, FOLMER Hendrik, REY Sergio J., "Specification Searches in Spatial Econometrics: The Relevance of Hendry's Methodology", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 33, No: 5, 2003, ss. 557-579.
- FLORAX Raymond, VAN DER VLIST Arno, "Spatial Econometric Data Analysis: Moving Beyond Traditional Models", *International Regional Science Review*, Vol.26, No: 3, 2003, ss. 223-243.
- FREXEDAS Villar Oscar, YVAYA Esther, "Financial Contagion Between Economies: an Exploratory Spatial Analysis", *Estudios de Economia Aplicada*, Vol. 23, No: 1, 2005, ss. 151-165.
- FRIEDMAN Milton, "The Role of Monetary Policy", *The American Economic Review*, Vol. 58, No: 1, 1968, ss.1-17.
- GEZICI Ferhan, HEWINGS Geoffrey JD., "Regional Convergence and the Economic Performance of Peripheral Areas in Turkey", *Review of Urban & Regional Development Studies*, Vol. 16, No: 2, 2004, ss. 113-132.
- GRAAFF De Thomas, FLORAX Raymond, NIJKAMP Peter, REGGIANI Aura, "A General Misspecification Test for Spatial Regression Models: Dependence, Heterogeneity, and Nonlinearity", *Journal of Regional Science*, Vol. 41, No: 2, 2001, ss. 255-276.
- GRAAFLAND Johan, "On the Causes of Hysteresis in Long-Term Unemployment in the Netherlands", *Oxford Bulletin of Economics and Statics*, Vol. 53, No: 2, 1991, ss. 155-170.
- GREENWALD Bruce, STIGLITZ Joseph, "Keynesian, New Keynesian and New Classical Economics", *Oxford Economic Papers*, Vol.39, No: 1, 1987, ss.119-132.

- GRUNFELD Yehuda, GRILICHES Zvi, “ Is Aggregation Necessarily Bad?”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 42, No: 1, 1960, ss. 1-13.
- GUȚOIU Giorgian-Ionuț, “Spatial Polarization at the 2014 Romanian Presidential Election. A Case Study on The Electoral Geography of Bucharest”, *South- East European Journal of Political Science*, Vol. 3, No: 2, 2015, ss. 1-18.
- GÜLOĞLU Bülent, İSPIR M. Serdar, “Doğal İşsizlik Oranı? İşsizlik Histerisi mi? Türkiye için Sektörel Panel Birim Kök Sınaması Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, Vol. 11, No: 2, 2011, ss. 205-215.
- HARGREAVES HEAP Shaun, “Chosing the Wrong Natural Rate: Accelerating or Decelerating Employment and Growth?” *The Economic Journal*, Vol. 90, No: 359, 1980, ss. 611-620.
- HAUSMAN Jerry, “Specification Tests in Econometrics”, *Econometrica*, Vol. 46, No: 6, 1978, ss. 1251-1271.
- HONDA Yuzo, “Testing the error components model with non-normal disturbances”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 52 No: 4, 1985, ss. 681-690.
- KAPOOR Mudit, KELEJIAN Harry H., PRUCHA Ingmar R., “Panel Data Models With Spatially Correlated Error Components”, *Journal of Econometrics*, Vol. 140, No:1, 2007, ss. 97-130.
- KELEJIAN Harry H., PRUCHA Ingmar R., “A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model”, *International economic review*, Vol. 40 No: 2, 1998a, ss. 509-533.
- KELEJIAN Harry H., PRUCHA Ingmar R., “A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model With Autoregressive Disturbances”, *Journal of Real Estate Finans and Economics*, Vol. 17 No: 1, 1998b, ss. 99-121.
- KUH Edwin, “The Validity of Cross-Sectionally Estimated Behavior Equations in Time Series Applications”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 27, No: 2, 1959, ss. 197-214.
- LEE Lung Fei, “Best Spatial Two-Stage Least Squares Estimators for a Spatial Autoregressive Model With Autoregressive Disturbances”, *Econometric Reviews*, Vol. 22, No: 4, 2003, ss.307-335.
- LEE Lung Fei, YU Jihai, “ A Unified Estimation Approach for Spatial Dynamic Panel Data Models: Stability, Spatial Co-integration and Explosive Roots”, *Handbook of Applied Economic Statistics*, Ed. by AmanUllah, New York, 2009, ss. 397-432.
- LEE Lung Fei, YU Jihai, “Some Recent Developments İn Spatial Data Models”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40, No: 5, 2010, ss. 255-271.

- LESAGE James P., “An Introduction to Spatial Econometrics”, *Revue D'économie Industrielle*, Vol. 123, 2008, ss. 19-44.
- MILLO Giovanni, PIRAS Gianfranco, “ Splm: Spatial Panel Data Models in R” *Journal of Statistical Software*, Vol. 47, No: 1, 2012, ss. 1-38.
- MODIGLIANI Franco, PAPADEMOS Lucas, “Targets for Monetary Policy in the Coming Year”, *Brookings Papers o Economic Activity*, Vol. 1975, No: 1 1975, ss. 141-165.
- MORAN Patrick, “A Test fort the Serial İndependence of Residuals”, *Biometrika*, Vol. 37, No: 1/2, 1950b, ss. 178-181.
- MORAN Patrick, “Notes on Continuous Stochastic Phenomena”, *Biometrika*, Vol. 37, No: 1/2, 1950a, ss. 17-23.
- MOULTON Brent R., RANDOLPH William C., “Alternative Tests of the Error Components Model”, *Econometrica*, Vol. 57, No: 3, 1989, ss. 685-693.
- ORD Keith, “Estimation Methods for Models of Spatial İnteraction”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 70, No: 349, 1975, ss. 120-126.
- ÖNDER A. Özlem, KARADAĞ Metin, DELİKTAŞ Ertuğrul, “The Effects of Public Capital on Regional Convergence in Turkey”, *Ege University Department of Economics Working Paper Series*, No: 07/01, 2007.
- ÖZCAN Burcu, “İşsizlik Histerisi Hipotezi OECD Ülkeleri İçin Geçerli mi? Yapısal Kırılmalı Birim Kök Analizi” *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Sayı: 40, 2012, ss. 95-117.
- ÖZCAN Burcu, ZEREN Fatma, “Sosyal Güven ve Ekonomik Kalkınma: Avrupa Ülkeleri Üzerine Mekânsal Ekonometri Analizi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Vol.8, No: 1, 2013, ss. 7-36.
- PERUGINI Cristiano, “Employment and Unemployment in the Italian Provinces”, *Università di Perugia, Dipartimento Economia*, 2008.
- PESARAN M. Hashem, TOSETTI Elisa, “Large Panels With Common Factors and Spatial Correlation” *Journal of Econometrics*, Vol. 161, No:2, 2011, ss. 182-202.
- PESERAN M. Hashem, “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence İn Panels”, *CESifo Working Papers*, No: 1229, 2004, ss. 1-40.
- PHELPS Edmund S., “Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, Vol. 76, No: 4, 1968, ss. 678-711.
- PHELPS Edmund S., “Philips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time”, *Economica*, Vol. 34, No: 135, 1967, ss. 254-281.

- RUSCHE Karsten, "Quality Of Life İn The Regions: An Exploratory Spatial Data Analysis for West German Labor Markets", *Jahrbuch Für Regionalwissenschaft*, Vol. 30, No: 1, 2010, ss. 1-22.
- SMYTH Russell, "Unemployment Hysteresis İn Australian States and Territories: Evidence From Panel Data Unit Root Tests", *The Australian Economic Review*, Vol. 36, No:2, 2003, ss. 181-192.
- SWAMY P. A. V. B., "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model", *Econometrica*, Vol. 38, No:2, 1970, ss. 311-323.
- TYROWICZ Joanna, WÓJCİK Piotr, "Nonlinear Stochastic Convergence Analysis of Regional Unemployment Rates in Poland", *MPRA Paper*, No: 15384, 2009, ss. 1-12.
- VITON Philip A., "Notes on Spatial Econometric Models", *City and Regional Planning*, Vol. 870, No: 03, 2010, ss. 1-23.
- WHITTLE Peter, "On Stationary Processes in the Plane", *Biometrika*, Vol. 41, No: 3/4, 1954, ss. 434-449.
- YEŞİLYURT M. Ensar, "Türkiye İmalat Sanayinde Mekânsal Komşuluk İlişkileri", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Vol. 22, No: 1, 2008, ss. 165-172.
- YILMAZ Adem, DURMAN Mustafa, "Türkiye'de Doğalgaz Kullanımı ve Kalkınmanın Mekânsal Analizi", *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Sayı: 43, No: 43, 2015.
- YU Jihai, DE JONG Robert, LEE Lung-fei, "Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both N and T Are Large", *Journal of Econometrics*, Vol. 146, No:1, 2008, ss. 118-134.
- YU Jihai, LEE Lung Fei, "Estimation of Unit Root Spatial Dynamic Panel Data Models", *Econometric Theory*, Vol. 26, No: 5, 2010, ss. 1332-1362.
- ZELLNER Arnold, "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 57, No: 298, 1962, ss. 348-368.
- ZEREN Fatma, "Mekânsal Etkileşim Analizi", *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, Sayı: 12, 2010, ss. 18-39.

Diğer Kaynaklar

- AKÇAGÜN Pelin, ÖCAL Nadir, YILDIRIM Jülide, "Reconsidering the Regional Employment Convergence Problem in Turkey: Spatial Panel Data Estimation in

- an SUR Framework”, *The VII World Conference of the Spatial Econometrics Association*, Washington DC, 2013.
- ANSELIN Luc, *Spatial Data Analysis with GIS: An Introduction to Application in the Social Sciences*, Santa Barbara, Technical Report 92/10, 1992, <http://ncgia.ucsb.edu/technical-reports/PDF/92-10.pdf>, (27.02.2016).
- AYDIN Noyan, *Türkiyede İşsizlik Olgusu ve Çözümüne İlişkin Politikaların Etkinliği*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, (Yayımlanmamış Doktora Tezi), İstanbul, 2012.
- BAKKAL Hakan, *Seçilmiş Dinamikler Bağlamında Türkiye’de İşsizlik (1980-2012)*, Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, (Doktora Tezi), Kocaeli, 2013.
- BELOTTI Federico, HUGHES Gordon, MORTARI Andrea Piano. “SMLE-A Command to Estimate Spatial Panel Models in Stata”, *Material from the 2013 German Stata Users Group Meeting*, 2013.
- Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı, Asgari Ücret Bilgi Notu, <http://www.ia.com.tr/2015-yl-sirkuelerleri/259-calma-sosyal-ve-guevenlik-bakanl-asgari-uecret-bilgi-notu.html>, (15.04.2016).
- ÇINARLI Feryal, *Avrupa Birliği Ülkeleri Arasında Yakınsama Analizi*, Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), İzmir, 2007.
- DOĞAN Gülay, *Yakınsama Teorileri: Türkiye ve Avrupa Birliği Bölgeleri Örneği*, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Adana, 2006.
- ELHORST J. Paul, Panel Data Models Extended to Spatial Error Autocorrelation or Spatially Lagged Dependet Variable, *University of Groningen*, 2001, ss. 1-21.
- GUMPRECHT Daniela (2005), “Spatial Methods in Econometrics: An Application to R&D Spillovers”, Research Report Series, <http://epub.wu.ac.at/290/1/document.pdf>, (27.02.2016).
- International Labour Office, Decent Work Indicators Concepts and Definitions, (2012), http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---integration/documents/publication/wcms_229374.pdf, (15.04.2016).
- MILLO Giovanni, PIRAS Gianfranco, “Splm: Econometric Analysis of Spatial Panel Data”, *UseR Conference*, Dortmund, 2009.
- ÖZDEMİR Süleyman, ERSÖZ Halis Yunus, SARIOĞLU İbrahim, *İşsizlik Sorununun Çözümünde KOBİ’lerin Desteklenmesi*, İstanbul, İstanbul Ticaret Odası Yayınları, Yayın No: 2006-45, 2006.
- RIOS, Vicente. What Drives Regional Unemployment Disparities in European Regions? A Space-Time Econometric Modeling Approach, 2014,

<http://www.reunionesdeestudiosregionales.org/Zaragoza2014/htdocs/pdf/p954.pdf>
(04.04.2016).

SESSIONS John G., *Unemployment, Earnings and Absence: British and European Labour Market Experience*, London School of Economics and Political Science (Phd Thesis), London, 1998.

Türkiye İstatistik Kurumu, İşgücü İstatistikleri Mikro Veri Seti 2014, http://www.tuik.gov.tr/MicroVeri/Hia_2014/turkce/metaveri/tanim/index.html,
(15.04.2016).

YILDIRIM Jülide, ÖCAL Nadir, ERDOĞAN Mahmut, “Financial Development and Economic Growth in Turkey: A Spatial Effect Analysis”, *Spatial Econometrics Conference*, 2007.

ZEREN Fatma, *Mekânsal Ekonometri ve Mekânsal Panel Ekonometri Yaklaşımları: AB Üye Ülkeleri İçin Gelir Yakınsama Hipotezi Üzerine Bir Uygulama*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü (Yayımlanmamış Doktora Tezi), İstanbul, 2011.

ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ

TEZ ÇOĞALTMA VE ELEKTRONİK YAYIMLAMA İZİN FORMU

Yazar Adı Soyadı	Rüya ÇİFÇİ
Tez Adı	Türkiye'de Bölgesel İşsizlik Yakınsaması: Mekânsal Bir Yaklaşım
Enstitü	Sosyal Bilimler Enstitüsü
Anabilim Dalı	EKONOMETRİ
Tez Türü	Yüksek Lisans
Tez Danışman(lar)ı	Doç. Dr. Kadir Yasin ERYİĞİT
Çoğaltma (Fotokopi Çekim) izni	<input type="checkbox"/> Tezimden fotokopi çekilmesine izin veriyorum <input type="checkbox"/> Tezimin sadece içindekiler, özet, kaynakça ve içeriğinin % 10 bölümünün fotokopi çekilmesine izin veriyorum <input checked="" type="checkbox"/> Tezimden fotokopi çekilmesine izin vermiyorum
Yayımlama izni	<input type="checkbox"/> Tezimin elektronik ortamda yayımlanmasına izin Veriyorum

Hazırlamış olduğum tezimin belirttiğim hususlar dikkate alınarak, fikri mülkiyet haklarım saklı kalmak üzere Uludağ Üniversitesi Kütüphane ve Dokümantasyon Daire Başkanlığı tarafından hizmete sunulmasına izin verdiğimi beyan ederim.

Tarih : 27/06/2016

İmza :

