

T.C.

İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü

Ekonometri Bölümü Ekonometri Anabilim Dalı

MEKANSAL EKONOMETRİ VE BİR UYGULAMA

Gökhan KONAT

Yrd. Doç. Dr. Fatma ZEREN

Yüksek Lisans Tezi

Malatya, 2014

MEKANSAL EKONOMETRİ VE BİR UYGULAMA

Gökhan KONAT

İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Ana Bilim Dalı

Yrd. Doç. Dr. Fatma ZEREN

Yüksek Lisans Tezi

Malatya, 2014

ONUR SÖZÜ

Yüksek lisans tezi olarak sunduğum “Mekansal Ekonometri ve Bir Uygulama” başlıklı bu çalışmanın, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurulmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün yapıtların hem metin içinde hem de kaynakça da yöntemine uygun biçimde gösterilenlerden oluştuğunu belirtir, bunu onurumla doğrularım.

Gökhan KONAT

BİLDİRİM

Hazırladığım tezin tamamen kendi çalışmam olduğunu ve her alıntıya kaynak gösterdiğimi taahhüt eder, tezimin kâğıt ve elektronik kopyalarının İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü arşivlerinde aşağıda belirttiğim koşullarda saklanmasına izin verdiğimi onaylarım.

- ☐ Tezimin/Raporumun 1 yıl süreyle erişime açılmasını istemiyorum. Bu sürenin sonunda uzatma için başvuruda bulunmadığım takdirde, tezimin/raporumun tamamı her yerden erişime açılabilir.

Gökhan KONAT

ÖZET

Gökhan Konat. Mekansal Ekonometri ve Bir Uygulama, Yüksek Lisans Tezi, Malatya, 2014.

Mekansal ekonometri, regresyon modellerinde mekansal etkilerle başa çıkmak için yöntemler topluluğudur. Mekansal etkiler, mekansal okorelasyon (kesitsel bağımlılık) ve mekansal heterojenlik (kesitsel durağanlık) içerir. Mekansal ekonometri, yatay kesit ve panel verilere uygulanan regresyon modellerinin mekansal otokorelasyon ve mekansal değişkenlik etkileriyle uğraşan alt dalıdır. Waldo Tobler’e göre doğanın temel kuralı “Her şey diğer şeylerle ilişkilidir. Fakat yakın olanlar uzak olanlardan daha fazla ilişkilidir.” şeklindedir. Yani yakınsal düzeyde incelenen verilerde bağımlılık ve etkileşim (otokorelasyon) ortaya çıkmaktadır. Mekansal etki yatay kesit bağımlılığın özel bir boyutu olan mekansal bağımlılığın bir sonucu ve mekansal değişkenlik de yatay kesit verilerinin özel bir değişkenlik durumudur. Geçmiş kaynaklarda model, mekan ve coğrafya ile ilgilenmiştir. Bu nedenle mekansal ekonometrik uygulamalar öncelikli olarak bölgesel olarak sonra şehir ve mülk iktisadında ve sonra da coğrafyada kullanılmıştır. Buna rağmen güncel kaynaklarda ve son zaman çalışmalarında mekansal ekonometrik metotlar yukarıda sayılanlarla birlikte talep analizi çalışmalarında, uluslar arası iktisat, iş gücü iktisadı, milli iktisat ve yerel milli finans, tarımsal ve çevresel iktisat gibi iktisadın daha geleneksel ampirik çalışmalarında kullanılmaya başlanılmıştır. Mekansal hata ölçüm hatasının ya da model belirleme hatasının sonucu olabilir veya her ikisinin birleşiminin sonucu olabilir.

Anahtar Kelimeler: Mekansal otokorelasyon, mekansal değişkenlik, mekansal hata, mekansal bağımlılık, mekansal etki.

ABSTRACT

Gökhan KONAT. Spatial Econometri and An Application, Master Thesis, Malatya, 2014.

Spatial econometri is collection of methods to deal with spatial effects in regression models. Spatial effects consists of spatial autocorrelation (cross-sectional dependence) and spatial heterogeneity (cross-sectional stability). Spatial econometri is sub branch which is interested in effects of spatial autocorrelation and spatial variable effects of regression models applied to cross sectional and panel data of econometrics. According to Woldo Tobler, basic rule of nature "is that everythings is connected other things but ones near is more connected than ones far away." That is in data which is studied in proximal level dependence and effection (autocorrelation) occurs spatial effect is a result of spatial dependence which is a special dimension of cross sectional dependence and spatial variability is also a special variaty case of cross sectional data. The model was interested in spatial and geography in past literature. Therefore, spatial econometric application was used at first locally and then in city and property economy and last in geography. Despite of that, spatial econometric methods in contemporary resourches and recent studies is began to be used in more tradational empirically studies of economy (such as in studies of demend analysis, international economy, labour economy, national economy, local finance, agriculture and envirementional economy) together ones mentioned before. Spatial error can be result of measure error or model misspecification or of combining of both.

Key Words: Spatial autocerralation, spatial variability, spatial error, spatial dependence, spatial effect.

TEŞEKKÜR

Tez çalışmam süresince bilgi ve öneri anlamında hiçbir zaman desteğini esirgemeyen ve bu tezin oluşmasında büyük rol oynayan çok değerli ve saygıdeğer hocam Yrd. Doç. Dr. Fatma ZEREN'e,

Çalışmalarım sırasında bana yardımcı olan bütün bölüm hocalarım ve araştırma görevlisi arkadaşlarıma,

Tezi hazırlama aşamasında bana maddi ve manevi her türlü desteği veren aileme,

Sonsuz teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

ONUR SÖZÜ	i
BİLDİRİM	ii
ÖZET	iii
ABSTRACT.....	iv
TEŞEKKÜR.....	v
ŞEKİLLER DİZİNİ	viii
TABLolar DİZİNİ.....	ix
KISALTMALAR LİSTESİ	x
GİRİŞ	1
BÖLÜM 1: MEKANSAL MODELLER	3
1.1. MEKANSAL EKONOMETRİ	3
1.2. MEKANSAL MODEL TÜRLERİ.....	4
1.2.1. Anselin'in Genel Mekansal Modeli	5
1.2.2. Mekansal Gecikme Modeli (SLM).....	6
1.2.3. Mekansal Hata Modeli (SEM).....	7
1.2.4. Mekansal Hareketli Ortalama Süreci (SMA).....	9
1.3. MEKANSAL AĞIRLIKLAR	10
1.3.1. Sınırdışlığa Bağlı Ağırlık Matrisi.....	11
1.3.2. Uzaklığa Bağlı Ağırlık Matrisi	12
1.4. MEKANSAL MODELLERİN TAHMİN YÖNTEMLERİ.....	13
1.4.1. Maksimum Olabilirlik Tahmin Yöntemi	14
1.4.1.1. Mekansal Gecikme Modeli İçin Olabilirliğin Türetilmesi ve Maksimum Olabilirlik Yöntemi.....	14
1.4.1.2. Mekansal Gecikme Modelinin Tahmini	16
1.4.1.3. Mekansal Hata Modeli İçin Olabilirliğin Türetilmesi ve Maksimum Olabilirlik Yöntemi	18
1.4.1.4. Mekansal Hata Modeli İçin Tahmin	20

BÖLÜM 2: SPESİFİKASYON TESTLERİ VE ARAŞTIRMASI	23
2.1. SPESİFİKASYON TESTLERİ	23
2.1.1. Moran <i>I</i> Testi	23
2.1.2. Kelejian-Robinson Testi	24
2.1.3. Mekansal Hata Otokorelasyonu İçin Testler	25
2.1.4. Mekansal Gecikme Bağımlılığının Test Edilmesi	27
2.1.5. Lokal Spesifikasyon Hatası Varlığında Sağlam Testler	27
2.1.6. Hem Mekansal Hata Hem de Gecikme Otokorelasyonun Olası Varlığında Test.....	29
2.2. SPESİFİKASYON ARAŞTIRMASI	31
BÖLÜM 3 :UYGULAMA.....	34
3.1. YAKINSAMA HİPOTEZİ.....	34
3.2. FİNANSIN ÖNEMİ	36
3.3. VERİ.....	38
3.4. AMPİRİK BULGULAR	39
3.5. SONUÇ	43
Ek-1: UYGULAMA SONRASI ELDE EDİLEN EKK TAHMİN ÇIKTISININ ÖZETİ	45
Ek-2: MEKANSAL HATA MODELİ İÇİN MAKSİMUM OLABİLİRLİK TAHMİNİ.....	47
KAYNAKÇA.....	49

ŞEKİLLER DİZİNİ

	Sayfa No
Şekil 1 Türkiye'nin İllere Ait Kamu Bankalarında Çekilen Nakdi Kredi Verilerinin Mekansal Dağılımı	39
Şekil 2 Mekansal Hata Modeline Ait Kalıntıların Serpilme Çizimi	42

TABLÖLAR DİZİNİ

	Sayfa No
Tablo 1 Kamu Bankalarında Çekilen Nakdi Krediler İçin EKK Sonuçları	40
Tablo 2 Spesifikasyon (Belirleme) Testleri	40
Tablo 3 Mekansal Hata Modeli - Maksimum Olabilirlik Tahmini	41

KISALTMALAR LİSTESİ

LM	Lagrange Çarpanı
SAR	Mekansal Otoregresif Süreç
SMA	Mekansal Hareketli Ortalama Süreci
SEM	Mekansal Hata Modeli
EKK	En Küçük Kareler
GEKK	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
SLM	Mekansal Gecikme Modeli
ML	Maksimum Olabilirlik
RS	Rao Skoru
LR	Olabilirlik Oranı
W	Wald Testi
UMP	Değişmez En Güçlü
AIC	Akaike Bilgi Ölçütü
SC	Schwarz Ölçütü
MLERR	Mekansal Hata Modeli İçin Maksimum Olabilirlik
MLLAG	Mekansal Gecikme Modeli İçin Maksimum Olabilirlik

GİRİŞ

Bu çalışmanın amacı, mekansal ekonometriyi tanıtmaktır. Mekansal ekonometri, uzay zaman gözlemlerinde ve kesitsel yapılarda sunulan mekansal yönle ilgili olan ekonometrik metodun bir alt kümesini içerir. Konumuyla ilgili değişkenleri, mesafeyi ve düzenlemeleri modelin tanımlamasında, tahmininde, test edilmesinde ve değerlendirilmesinde açık bir şekilde ilgilenir. Daha ayrıntılı olarak mekansal ekonometri mekansal bağımlılık ve mekansal heterojenlik olarak kategorize edilen regresyon modellerinde mekansal etkilerin iki temel şekliyle ilgilenir.

Birinci bölümde teorinin terimlerine odaklanılacak ve mekansal model türleri tanıtılacaktır. Mekansal model türlerinin işlevliğinden bahsedilecektir. Mekansal model türleri arasındaki ayrımlar anlatılacak ve ondan sonra mekansal ağırlıklardan bahsedilecektir. Mekansal ağırlık matrisleri sınırdaşığa bağlı ağırlıklar ve uzaklığa bağlı ağırlıklar olmak üzere iki başlıkta anlatılacaktır. Kısaca formülasyonları verilecek ve kısaca anlatılacaktır. Daha sonra ise mekansal modellerin tahmin yöntemlerinden maksimum olabilirlik yöntemi anlatılacaktır.

İkinci bölümde spesifikasyon testleri genel olarak anlatılacaktır. Bu testlerin sonuçları hakkında nasıl yorum yapılacağına değinilecektir. Mekansal gecikme modeli için, mekansal hata modeli için ya da hem mekansal gecikme hem de mekansal hata modeli için spesifikasyon testlerinin olabileceğinden bahsedilecektir. Bu testlerin formülasyonları verilip daha sonra ise spesifikasyon araştırması konusuna kısaca anlatılacaktır. Spesifikasyon araştırması, Lagrange Çarpanı (LM) temelli testler baz alınarak yapılacak yorumlar neticesinde mekansal hata tahmini mi mekansal gecikme tahmini mi yapılır yapılmayacağı açıklanmaya çalışılacaktır.

Üçüncü ve son bölüm ise uygulama kısmı olup 1999 ve 2012 yıllarına ait Türkiye'de iller bazında kamu bankalarından çekilen nakdi krediler baz alınarak finansal yakınsamanın ve mekansal bağımlılığın olup olmadığı araştırılacaktır. Mekansal bağımlılığın yanı sıra yakınsama hipotezi de araştırılacaktır. Öncelikle finansın makroekonomi açısından öneminden bahsedilecektir. Sonuç kısmı için yorumlar yapılarak Türkiye açısından önemine vurgu yapılacaktır. Daha sonra hem mekansal bağımlılık hem de yakınsama hipotezi ile ilgili ampirik bulgular değerlendirilecektir.

BÖLÜM 1: MEKANSAL MODELLER

1.1. MEKANSAL EKONOMETRİ

Mekansal ekonometri, uzay zaman gözlemlerinde ve kesitsel yapılarda sunulan mekansal yönle ilgili olan ekonometrik metodun bir alt kümesini içerir. Konumuyla ilgili değişkenleri, mesafeyi ve düzenlemeleri modelin tanımlamasında, tahmininde, test edilmesinde ve değerlendirilmesinde açık bir şekilde ilgilenir. Daha ayrıntılı olarak mekansal ekonometri, mekansal bağımlılık ve mekansal heterojenlik olarak kategorize edilen regresyon modellerinde mekansal etkilerin iki temel şekliyle ilgilenir (Anselin, 1988).

Mekansal bağımlılık farklı bölgelerdeki gözlemler arasında korelasyon ve kovaryans yapısının coğrafik alanda (genel olarak ağ alanında) gözlemlerin ilişkili pozisyonuyla (uzaklık, mesafe, mekansal düzenlemeler) tanımlanan belirli bir düzenden türetildiği anlamında kesitsel bağımlılığın özel bir durumudur. Zaman alanında korelasyon benzerken, mekansal bağımlılığın farklı doğası iki boyutta zaman serisi yöntemlerin basit bir uzantısı olmayan tekniklerin özel bir dizisini gerektirir (Anselin, 1988).

Mekansal heterojenlik klasik ekonometride benzer bir problem olan gözlenebilen veya gözlenemeyen heterojenliğin özel bir durumudur. Mekansal bağımlılığın aksine, ele alınan bu konu metodların ayrı bir dizisini gerektirmez. Sadece heterojenliğin mekansal yönü mekansal yapı ile sağlanabilen ek bir bilgidir. Örneğin varyans, mekansal olarak değişen katsayılar, rassal katsayılar ve mekansal yapısal değişim için bu yapılar verilebilir.

Mekansal ekonometrinin ayrı bir tanımı, kesitsel yapıdaki çoklu bölgesel ekonometrik modelleri içeren bağımlılıkla ilgili metodolojik yönleri ifade etmek için

1970'lerin başında Belçikalı ekonomist Jean Paelinck tarafından ilk olarak önerilmiştir. Mekansal ekonometriye ilk genel bakış, Paelinck ve Klaassen tarafından 1979 da yazılan "Spatial Econometrics" kitabında yer alır. Onlar kitapta alanın beş önemli özelliğini özetlemiştir:

1. Mekansal bağımlılığın rolü.
2. Mekansal ilişkilerde asimetriklik.
3. Diğer alanlarda (uzaylarda) bulunan açıklayıcı faktörlerin önemi.
4. Uygulama sonrası ve uygulama öncesi etkileşim arasındaki farklılaşma.
5. Alanın (uzayın) açık modellenmesi.

1.2. MEKANSAL MODEL TÜRLERİ

Mekansal model türleri genel olarak iki başlık altında toplanmaktadır: Mekansal Gecikme Modeli ve Mekansal Hata Modeli. Mekansal bağımlılık, klasik regresyon modeline mekansal gecikmeli bağımlı değişken yapısında ek bir değişken olarak sunulabilir. Burada hedeflenen temel amaç mekansal ilişkinin gücünü ve varlığını araştırmaktır. Ya da mekansal bağımlılık, klasik regresyon modeline mekansal hata formunda sunulabilir. Mekansal hata modeli, mekansal otokorelasyonun modele dahil edilmeyen bazı veriler ile açıklanabileceğini varsayar. Yani mekansal hata, ölçüm hatası ya da model belirleme hatasının bir sonucu olabilir. Hem mekansal hata modeli hem de mekansal gecikme modeli, genel mekansal modelden türetilmiştir. Ayrıca zaman serilerine benzer olarak mekansal hareketli ortalama modeli de mevcuttur.

1.2.1. Anselin'in Genel Mekansal Modeli

Anselin (1988) tarafından sunulan genel mekansal model, hem mekansal gecikme bağımlılığını hem de mekansal hata yapısını taşır. Yani genel mekansal model otoregresif yapının her iki türünü bünyesinde taşır. Anselin (1988) tarafından önerilen genel mekansal model aşağıdaki gibi tanımlanmıştır (Arbia, 2006: 116).

$$y_i = \rho \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}^{(1)} y_j + \beta^T x_i + \varepsilon_i \quad (1.1)$$

Burada β , $k \times 1$ boyutlu parametre vektörüdür; x_i , i indisli açıklayıcı değişkenlerin $k \times 1$ boyutlu vektörüdür; ρ , otoregresif bir parametredir; $w_{ij}^{(1)} \in W_1$ ağırlık matrisinin bir elemanıdır ve ε , otoregresif bir mekansal rassal alandır. Ayrıca ε_i otoregresif mekansal alan;

$$\varepsilon_i = \lambda \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}^{(2)} \varepsilon_j + u_i \quad (1.2)$$

şeklinde tanımlanır. Burada $w_{ij}^{(2)} \in W_2$ ağırlık matrisi olarak tanımlanır. Otoregresif parametre λ ve Gauss mekansal saf rassal (white noise) süreç, $f_u(u|X) \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ dır ve bu ifadedeki I_n , $n \times n$ boyutlu birim matristir. Burada W_1 ve W_2 ağırlık matrisleri mutlaka aynı olmak zorunda değildir, W_1 ve W_2 tam olarak aynı olmadığı zaman modelin mekansal otoregresif parametreleri tanımlanamamaktadır (Anselin, 1988: 34). Bunu göstermek için (1.1) ve (1.2) denklemleri genel bir yapıda yazılırsa;

$$y = X\beta + \rho W_1 y + \varepsilon \quad (1.3)$$

ve

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + u \quad (1.4)$$

elde edilir. (1.3) ve (1.4) denklemleri yeniden düzenlenirse;

$$y = X\beta + \rho W_1 y + \lambda W_2 \varepsilon + u \quad (1.5)$$

ve (1.5) eşitliğinde $\varepsilon = y - X\beta + \rho W_1 y$ ifadesi yerine yazılırsa;

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \rho W_1 y + \lambda W_2 [y - X\beta - \rho W_1 y] + u \\ &= X\beta + \rho W_1 y + \lambda W_2 y - \lambda W_2 X\beta - \lambda \rho W_1 W_2 y + u \end{aligned} \quad (1.6)$$

elde edilir (Arbia, 2006: 117). Burada iki kayda değer durum analizi yapılabilir. İlk olarak W_1 ve W_2 komşuluğun farklı sırasını temsil ettiklerinde bile ortak herhangi bir elemana sahip olmadığı durumdur. Böyle bir durumda, $W_1 W_2 = 0$ olduğu gözlenmiştir. (1.6) eşitliğinde $W_1 W_2 = 0$ ifadesi yerine yazılırsa;

$$y = X\beta + \rho W_1 y + \lambda W_2 y - \lambda W_2 X\beta + u \quad (1.7)$$

eşitliği elde edilir. Aksine $W_1 = W_2 = W$ olduğu durumda ise (1.7) denklemini aşağıdaki gibi olur (Anselin ve Bera, 1998):

$$y = X\beta + (\rho + \lambda)Wy - \lambda WX\beta - \lambda \rho W^2 y + u \quad (1.8)$$

1.2.2. Mekansal Gecikme Modeli (SLM)

Mekansal model yapısının bir diğer türü olan mekansal gecikme modeli, standart regresyon modeline ek bir değişken olarak eklenmektedir. Mekansal gecikme modelinin temel amacı mekansal bağlamda ilişkinin varlığını ölçmek ve mekansal olarak gücünü araştırmaktır. Doğrusal regresyon modelinin bir alternatifi olan mekansal gecikme modeli şöyledir:

$$y_i = \beta^T x_i + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j + u_i \quad (1.9)$$

Burada β , $k \times 1$ boyutlu parametre vektörüdür; x_i , $k \times 1$ boyutlu vektörüdür; ρ , otoregresif parametredir; $w_{ij} \in W$ bir ağırlık matrisinin elemanıdır ve u ise bir Gauss mekansal rassal alandır (Arbia, 2006: 111). Öyle ki;

$$f_u(u|X) \sim (0, \sigma^2 I_n) \quad (1.10)$$

dır ve I_n bir $n \times n$ boyutlu birim matrisidir. Daha genel olarak Mekansal gecikme modeli;

$$y = X\beta + \rho Wy + u \quad (1.11)$$

şeklinde (Anselin ve Bera, 1998). Burada ρ , mekansal otoregresif katsayı; u , hata terimi vektörü; W , ağırlık matrisi ve X , $n \times k$ boyutlu bir gözlem matrisidir Burada Wy mekansal gecikme terimi, hata terimi ile ilişkilidir.

Biçimsel olarak bu model yeniden aşağıdaki gibi yazabilir.

$$y = \rho Wy + \varepsilon \quad (1.12)$$

$\varepsilon = X\beta + u$ olarak tanımlanan sistematik olmayan bir ε bileşenidir ve u mekansal saf rassal süreçtir ve $u \approx N(0; \sigma^2 I_n)$ olan mekansal saf rassal (white noise) bir süreçtir (Arbia, 2006: 112). Saf rassal (white noise) bileşeninin üzerinde Gauss varsayımının bir sonucu olarak $\varepsilon \approx N(X\beta; \sigma^2 I)$ 'dir, fakat sıfır olmayan beklenen değer ile aynı zamanda ε , Gauss yapısındadır.

1.2.3. Mekansal Hata Modeli (SEM)

Mekansal süreç için göz önünde bulundurulan en ilk ve en basit tanımlamalardan biri Whittle (1954) tarafında önerilen mekansal otoregresif model (SAR)'dir (Anselin, 1988). Bu tanımlama verinin regüler bir dikdörtgenel kafes üzerinde bulunduğu özel bir durum için geçerlidir. Eşitliğin sağ tarafı her birine ayrı

bir parametre atanmış olan Kuzey, Güney, Doğu ve Batı kafes komşularının basitçe bir ağırlık toplamıdır.

Regresyon hata terimi için ε ve satırda (r) ve sütunda (c) ile gösterilen dikdörtgen kafes üzerindeki komşular ile bu model;

$$\varepsilon_{r,c} = \lambda_1 \varepsilon_{r-1,c} + \lambda_2 \varepsilon_{r+1,c} + \lambda_3 \varepsilon_{r,c-1} + \lambda_4 \varepsilon_{r,c+1} + u_{r,c} \quad (1.13)$$

şeklindedir ve mekansal otoregresif parametre olarak $\lambda_k, k = 1,2,3,4$ dir ve u kendine özgü bir hata terimidir. İrregüler kafes düzenlerinde (ilçe veya kent mahallelerinde bir kesit gibi) bu basit tanımlama uygulanamaz. Çünkü komşuların sayısı genellikle gözleme göre değişir ve mekansal değişim kavramı hiç bir ortalamaya sahip olmaz (Anselin, 1988). Bunun yerine bir mekansal ağırlık matrisi;

$$\varepsilon_i = \lambda \sum_j w_{ij} \varepsilon_j + u_i \quad (1.14)$$

olarak kullanılır. Burada λ , otoregresif katsayıdır. Genel lineer regresyon modeli ise;

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1.15)$$

şeklindedir. Matris notasyonunda alternatif olarak $n \times 1$ boyutlu hata terimi vektörü ε , şöyledir:

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (1.16)$$

ve

$$\varepsilon = (I - \lambda W)^{-1}u \quad (1.17)$$

şeklindedir. (1.15) ve (1.17) eşitliklerinden;

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}u \quad (1.18)$$

elde edilir. (1.17) ve (1.18) eşitliklerinden ise;

$$y = \lambda W y + X\beta - \lambda W X\beta + \varepsilon \quad (1.19)$$

eşitliği elde edilir. Aslında bu model ilave olarak gecikmeli dışsal WX 'i içeren ve bazı katsayılar üzerinde k tane lineer olmayan kısıtlar bulunduran mekansal gecikme modelidir (Anselin, 1999).

Hata varyans-kovaryans matrisi ise;

$$E[\varepsilon\varepsilon'] = (I - \lambda W)^{-1}E[uu'](I - \lambda W')^{-1} \quad (1.20)$$

şeklindedir. $E[uu'] = \sigma^2 I$ ile bağımsız ve özdeş değişken u hatalarının standart varsayımı altında bu ifade, terimler yeniden düzenlendikten sonra basitçe aşağıdaki gibi olur:

$$E[\varepsilon\varepsilon'] = \sigma^2 [(I - \lambda W)'(I - \lambda W)]^{-1} \quad (1.21)$$

1.2.4. Mekansal Hareketli Ortalama Süreci (SMA)

Zaman serileri analizinde olduğu gibi mekansal bağımlılık hareketli ortalama süreci ile de ifade edilmektedir (Anselin, 2003). Hata terimleri için bu model;

$$\varepsilon_i = \gamma \sum_j w_{ij} u_j + u_i \quad (1.22)$$

şeklindedir. Burada γ hareketli ortalama parametresidir. Matris notasyonunda ε rassal vektörü için karşılık gelen ifade aşağıdaki gibidir:

$$\varepsilon = \gamma Wu + u \quad (1.23)$$

Burada u hatalarının bağımsız ve özdeş olduğu varsayılır ve ε hata terimi kovaryans matrisi;

$$E[\varepsilon\varepsilon'] = \sigma^2[I + \gamma(W + W') + \gamma^2 WW'] \quad (1.24)$$

eşitliğindeki gibidir.

1.3. MEKANSAL AĞIRLIKLAR

Ekonometrik kesit veriler çalışmalarında mekansal bağımlılığı, yani komşuluk ilişkisini ifade etmek için genellikle mekansal ağırlık matrisi tanımlanır (Zeren, 2010: 22). Bu ağırlıklar; mekanlar arası etkileşimin veya mekanlar arası bilgi yayılımının bir ölçüsünü gösterir. Bu ağırlıklara bağlı olarak mekansal ekonometrik model oluşturulur ve daha sonra modelin tahmin aşaması gerçekleştirilir.

Mekansal ağırlık matrisi W , $n \times n$ boyutlu pozitif bir matrisidir (Anselin ve Bera, 1998). Bir konum (gözlem), i (satırı) ve j (kolonu) gözlemleri arasında bir komşuluk ilişkisini gösteren sıfır olmayan w_{ij} matris elemanı ile hem satır hem sütun olarak görünür. Bu matrisin elemanları sınırdaşlığa ve uzaklığa bağlı ağırlıklara göre oluşturulur. Aynı zamanda, ağırlık matrisi $w_{ij}^s = w_{ij} / \sum_j w_{ij}$ ağırlıklarıyla satır formunda sıklıkla kullanılır. Satır standardizasyonu $\sum_j w_{ij} z_j$, mekansal gecikme operatörü olarak isimlendirilen komşuluk değerlerinin bir ortalama yapısı olarak ağırlıkların yorumlamasını kolaylaştırır (Anselin, 1988).

Verilen bir model tanımlaması için "uygun" mekansal ağırlıkların seçiminde çok az resmi kaynak var. Genellikle, komşuluğun tanımı çokgenlerin ortak bir sınırı olan (bitişiklik, komşuluk) ya da noktaların kritik bir mesafe içinde olması gibi coğrafi kriterlere dayandırılır. Diğer coğrafi kriterler sınırdaşlık kombinasyonları ve sınır uzunluğu ya da en yakın k komşularını içermektedir. Mekansal ağırlıkların

tanımlanmasında literatür kapsamlıdır. İlk tartışmayı Cliff ve Ord (1973, 1981), Upton ve Fingleton (1985) ve Anselin (1988) yapmıştır ve son teknik görüşler Dietz (2002), Leenders (2002) ve Anselin (2002) tarafından ortaya konulmuştur.

Mekansal ağırlıklar yalnızca coğrafik konularla sınırlı değildir. Sosyal ağlar ya da ekonomik mesafeler gibi soyut alanlarda da uzantıları mevcuttur (Conley ve Topa, 2002).

Case (1991,1992) deki gibi, bir hiyerarşik yapı ya da bir grup yapısı veri tarafından önerildiğinde "ekonomik" ağırlıklar, ilginç bir formu takip eder (Lee, 2002; Kelejian ve Prucha, 2002). Aynı gruba ait bütün gözlemler (örneğin bir bölge) komşu olarak kabul edilir, fakat komşuluk ilişkisi grup geneline uzanmaz.

1.3.1. Sınırdışlığa Bağlı Ağırlık Matrisi

Bu yaklaşım sınırları ayırt edilebilen bir haritanın varlığını varsayar (Zeren, 2010: 22). Komşuluğun kısa bir tanımı iki konum arasındaki yakınlıktır. Yani iki konum ortak bir sınırı paylaşıyorsa komşu olarak ifade edilir.

Sınırdışlığa bağlı ağırlık matrisinde genellikle iki değerli ağırlık matrisi kullanılır. s_i konumunun tüm komşuları $N(i)$ kümesi içerisinde gösterilsin. Bu durumda iki değerli ağırlık matrisi W 'nin elemanları aşağıdaki kritere göre belirlenir.

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

Bazı durumlarda ağırlık matrisleri satır bazında standartlaştırılır. Satır bazında standartlaştırılma durumunda her satır toplamı $\sum_j w_{ij}^* = 1$ değerinde olur (Anselin ve Bera, 1998). Bu durumda W matrisinin standartlaştırılan elemanları;

$$w_{ij}^* = w_{ij} / \sum_j w_{ij} \quad (1.25)$$

şeklinde yazılabilir. Bu tüm ağırlıkların 0 ve 1 arasında olmasını sağlar ve komşuluk değerlerinin bir ortalaması olarak ağırlık matrisiyle ilgili uygulamaların yorumuna kolaylık sağlar. Aynı zamanda çoğu mekansal rassal süreçte, mekansal parametrelerin modeller arasında karşılaştırılabilmesini sağlar. Bu açıkça sezgisel değildir, fakat maksimum olabilirlik tahmin çerçevesinde dayatılan kısıtlarla ilgilidir. Bunun geçerli olması için, mekansal otoregresif parametrelerin $1/w_{min}$ ve $1/w_{max}$ aralığında olmalıdır. Burada w_{min} ve w_{max} sırasıyla W matrisinin en küçük ve en büyük özdeğerleridir.

Anselin (1988) sınırdaşlığa bağlı komşulukları satranç oyununa benzeterek farklı komşuluk tanımlamaları geliştirmiştir (Zeren, 2010: 23). Bunlar kale (rook), fil (bishop) ve vezir (quenn) komşuluklarıdır. Kale (rook) komşuluğuna göre $w_{ij} = 1$ ise i ve j bölgeleri ortak bir kenarı paylaşan komşulardır. Fil (bishop) komşuluğuna göre $w_{ij} = 1$ ise i ve j ortak bir köşeyi paylaşan komşulardır. Vezir (quenn) komşuluğunda ise bölgeler ortak bir kenarı veya köşeyi paylaşırlar.

1.3.2. Uzaklığa Bağlı Ağırlık Matrisi

Uzaklığa göre ağırlıklar; bölgeler, konumlar veya iller arasında ortak sınırın mesafesine ya da bölgeler, konumlar veya iller arasındaki mesafeye göre oluşturulur (Anselin, 1988). Tobler (1997)'e göre "Doğadaki her şey diğer şeylerle ilgilidir. Ancak doğada birbirine yakın olan şeyler birbirine uzak olan şeylere göre daha fazla ilgilidir." şeklindedir. Yani Tobler (1997)'in dediği kurala göre, gözlemler arası mesafe arttıkça gözlemler arasındaki mekansal otokorelasyon gitgide azalacağı yorumu yapılabilir. Ağırlık matrisinin uzaklık fonksiyonun en genel gösterimi;

$$w_{ij} = g(d_{ij}) \quad (1.26)$$

şeklinde olup burada d_{ij} uzaklık fonksiyonudur (Anselin ve Bera, 1998). Geleneksel yaklaşımda coğrafya ya da ortak bir sınır (birinci dereceden sınırdışlık) var olduğunda komşular, alansal birimleri tayin eden gözlemlerin mekansal düzenlemesine göre oluşturulur veya birbirinden belirli bu uzaklık içinde bulunmaktadır, yani $d_{ij} \leq \delta$ iken $w_{ij} = 1$ 'dir, diğer durumlarda 0'dır. Burada d_{ij} , i ve j birimleri arasındaki uzaklıktır, δ ise bir uzaklık kesme değeridir. Bu coğrafik yaklaşım iki gözlem arasında ters uzaklık ile düzeltilen ortak sınırın göreceli uzunluğunun bir fonksiyonunu içeren Cliff-Ord ağırlıklar diye isimlendirilerek genelleştirilmiştir (Cliff ve Ord, 1973, 1981). Genel olarak Cliff-Ord ağırlıklar;

$$w_{ij} = b_{ij}^{\beta} / d_{ij}^{\alpha} \quad (1.27)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada b_{ij} , i 'nin çevresi içinde i ve j birimleri arasında ki ortak sınırın payıdır (ve bu yüzden b_{ij} , b_{ji} 'ye eşit olmak zorunda değildir) ve α ve β parametrelerdir.

1.4. MEKANSAL MODELLERİN TAHMİN YÖNTEMLERİ

Genel mekansal model, mekansal hata modeli ve mekansal gecikme modeli gibi mekansal modeller için kullanılan en yaygın tahmin yöntemleri; Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK), İki Aşamalı En Küçük Kareler, Genelleştirilmiş Momentler Metodu, Bayesian Yaklaşımı, Semi Parametrik Yaklaşım ve Maksimum Olabilirlik Yöntemi başlıkları altında özetlenebilir. Fakat bu çalışmada sadece Maksimum Olabilirlik Yöntemi sunulmaya çalışılmıştır.

1.4.1. Maksimum Olabilirlik Tahmin Yöntemi

Maksimum olabilirlik tahmin yöntemi, bir istatistiksel modelin parametrelerini tahmin etme yöntemlerinden biridir. Bir veri setine uygulandığında ve bir istatistiksel model verildiğinde, maksimum olabilirlik tahmin yöntemi modelin parametreleri için tahminler sağlar. Genellikle maksimum olabilirlik yöntemi, gözlenen bağımlı değişken olan y 'nin ana kütle parametrelerini tahmin eder. Bu tahmini, y 'nin birleşik olasılık değerine göre yapar. Bunun için bir dağılım varsayımı yapılır. Bu varsayım gözlenebilen bağımlı değişkenin dağılımını elde etmek için kullanılır. Mekansal modellerin EKK yöntemi ile tahmini arzu edilen istatistiksel özellikleri sağlamamaktadır. Bu nedenle maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmektedir. Bu tezde Mekansal Gecikme Modeli ve Mekansal Hata Modeli için Maksimum olabilirlik yöntemi izleyen bölümlerde anlatılacaktır.

1.4.1.1. Mekansal Gecikme Modeli İçin Olabilirliğin Türetilmesi ve Maksimum Olabilirlik Yöntemi

Mekansal gecikme terimi formunda mekansal otokorelasyonu birleştiren regresyon modellerin maksimum olabilirlik tahmininin ilk geniş kapsamlı işleyişi Ord (1975) tarafından verilmiştir (Baltagi, 2003). Yöntemin çıkış noktası hata terimlerinin bir normal dağıldığı varsayımdır. y için birleşik olabilirlik çok değişkenli bir normal dağılım izler. Klasik regresyon modeli için geçerli olan durumun aksine, mekansal regresyon için birleşik log-olabilirlik bireysel gözlemlerle ilgili log-olabilirliğin toplamına eşit değildir (Anselin ve Bera, 1998).

Zaman serisinin benzer tanımlamasındaki durumun aksine, açıklayıcı değişkenler arasında mekansal gecikmeli terimin varlığı, onun kendi gecikmeli değişkeni ve hata terimi arasında bir ilişkisini gösterir (Anselin ve Bera, 1998). Bu yüzden EKK bu tanımlamada tutarlı tahmin ediciler sağlamaz. Anselin (1988)

tarafından ispat edilen bu önemli sonuca dikkat edilmelidir. 1.1.2 bölümünde mekansal gecikme için formüller verilmişti. Şimdi tekrardan yazılırsa;

$$y = X\beta + \rho W y + u \quad (1.28)$$

$$y = \rho W y + \varepsilon \quad (1.29)$$

$$\varepsilon = X\beta + u \quad (1.30)$$

(1.29) denkleminde y değişkeni ayrılmıştır ve model yeniden formülize edilmiştir.

$$y = (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (1.31)$$

Şimdi rassal y alanının özelliklerini türetmek mümkündür. Rassal y alanının beklenen değeri;

$$E(y) = E[(I - \rho W)^{-1} \varepsilon] = (I - \rho W)^{-1} X\beta \quad (1.32)$$

eşitliğindeki gibidir. İkinci olarak rassal alanın varyans-kovaryans matrisi;

$$E(yy^T) = V(\sigma^2, \rho) = \sigma^2 (I - \rho W)^{-1} (I - \rho W)^{-T} \quad (1.33)$$

şeklindedir. Gözlemlere ait bir örneğin Gauss olabilirlik fonksiyonu şöyledir:

$$L_0(\sigma^2, \rho, \beta; y) = c(y) |V(\sigma^2, \rho)|^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} [y - (I - \rho W)^{-1} X\beta]^T V^{-1} [y - (I - \rho W)^{-1} X\beta] \right\} \quad (1.34)$$

log-olabilirlik fonksiyonu ise

$$l(\sigma^2, \rho, \beta; y) = c(y) - \frac{1}{2} \ln |V(\sigma^2, \rho)| - \frac{1}{2} [y - (I - \rho W)^{-1} X\beta]^T V^{-1} [y - (I - \rho W)^{-1} X\beta] \quad (1.35)$$

eşitliğindeki gibidir. (1.29) denklemi göz önünde bulundursun, $V(\sigma^2, \rho)$ matrisinin determinantı ise şöyledir:

$$|V(\sigma^2, \rho)| = |\sigma^2(I - \rho W)^{-1}(I - \rho W)^{-T}| = \sigma^{2n} |(I - \rho W)^{-1}(I - \rho W)^{-T}|$$

Bu ifade aşağıdaki gibi de gösterilebilir (Arbia, 2006: 113).

$$|V(\sigma^2, \rho)| = \sigma^{2n} |(I - \rho W)|^{-2} \quad (1.36)$$

Log-olabilirlik fonksiyonuna geri dönülürse ve (1.35) denkleminde, (1.33) ve (1.36) eşitlikleri yeniden yazılırsa;

$$\begin{aligned} l(\sigma^2, \rho, \beta; y) &= c(y) - \frac{1}{2} \ln(\sigma^{2n} |I - \rho W|^{-2}) + \\ &\quad - \frac{1}{2} [y - (I - \rho W)^{-1} X\beta]^T [\sigma^2(I - \rho W)^{-1}(I - \rho W)^{-T}]^{-1} [y - (I - \\ &\quad \rho W)^{-1} X\beta] \\ &= c(y) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - \rho W| + \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma^2} [y - (I - \rho W)^{-1} X\beta]^T (I - \rho W)^T (I - \rho W) [y - (I - \rho W)^{-1} X\beta] \end{aligned} \quad (1.37)$$

elde edilir ve $(I - \rho W)[y - (I - \rho W)^{-1} X\beta] = (I - \rho W)y - X\beta$ olduğu için sonuç olarak;

$$l(\sigma^2, \rho, \beta; y) = c(y) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} [(I - \rho W)y - X\beta]^T [(I - \rho W)y - X\beta] \quad (1.38)$$

yapısı elde edilir. Bu ifade bir mekansal gecikmeli lineer regresyon modelin olabilirliğin biçimsel ifadesini temsil eder.

1.4.1.2. Mekansal Gecikme Modelinin Tahmini

Mekansal gecikmeli lineer regresyon modelinin maksimum olabilirlik tahminleri, log-olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesiyle elde edilir.

Mekansal gecikme modelinin tahmini dört adımda ulaşılabilir. Bu dört adım aşağıda verilmiştir.

İlk adımda y değişkeni X değişkenleri üzerine regres edilerek kısmi model oluşturulmuştur (Arbia, 2006: 113):

$$y = X\beta_0 + u_0 \quad (1.39)$$

ve β_0 in EKK tahmini olan $\beta_0 = (X^T X)^{-1} X^T y$ ifadesi türetilmiştir.

İkinci adımda, mekansal gecikme Wy , X değişkenleri üzerine regres ederek ikinci kısmi bir model oluşturulur.

$$Wy = X\beta_L + u_L \quad (1.40)$$

ve β_L nin EKK tahmini olan $\hat{\beta}_L = (X^T X)^{-1} X^T Wy$ ifadesi türetilir.

Üçüncü adımda (1.39) ve (1.40) denklemlerinin içerdiği iki eksik modelin kalıntılarının tahmini;

$$\hat{u}_0 = y - X\hat{\beta}_0 \quad (1.41)$$

ve

$$\hat{u}_L = Wy - X\hat{\beta}_L \quad (1.42)$$

şeklinde hesaplanır.

Dördüncü adımda kısmi log-olabilirliği oluşturmak için (1.41) ve (1.42) denklemlerinden elde edilen kalıntılar kullanılmıştır.

$$l(\rho; \hat{u}_0, \hat{u}_L) = c(\hat{u}_0, \hat{u}_L) - \frac{n}{2} \ln \left[\frac{1}{n} (\hat{u}_0 - \rho \hat{u}_L)^T + (\hat{u}_0 - \rho \hat{u}_L) \right] + \ln |I - \rho W| \quad (1.43)$$

ve ρ nun tahmini olan $\hat{\rho}$ yı türetmek için bu fonksiyon maksimize edilir.

Son olarak β ve σ^2 nin son tahminleri elde etmek için $\hat{\rho}$ kullanılır. Bu tahminler şöyledir (Arbia, 2006: 115):

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} (\hat{u}_0 - \rho \hat{u}_L)^T + (\hat{u}_0 - \rho \hat{u}_L) \quad (1.44)$$

ve

$$\hat{\beta} = (\hat{\beta}_0 - \hat{\rho} \hat{\beta}_L) \quad (1.45)$$

her biri ayrı olarak bu yapıdadır.

1.4.1.3. Mekansal Hata Modeli İçin Olabilirliğin Türetilmesi ve Maksimum Olabilirlik Yöntemi

Eğer rassal bir SAR alanı olarak sistematik olmayan bileşen modellenmeye karar verilmişse, temel denklem ilave edilerek lineer regresyon modeli yeniden tanımlanmaya ihtiyaç duyulur (Arbia, 2006: 102). Denklem;

$$y_i = \beta^T x_i + \varepsilon_i \quad (1.46)$$

şeklinde yazılabilir. Hata teriminin eş zamanlı oto regresif ifadesi;

$$\varepsilon_i = \lambda \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n w_{ij} \varepsilon_j + u_i \quad (1.47)$$

şeklindedir. Burada u_i bir Gauss mekansal saf rassal (white-noise) süreçtir ve $w_{ij} \in W$ ve W , uygun bir biçimde tanımlanmış bir ağırlıklar matrisidir. (1.46) ve (1.47) denklemlerindeki genel gösterimi sırasıyla;

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1.48)$$

X , $n \times k$ boyutlu gözlemler matrisidir ve

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \quad (1.49)$$

dır. u bir Gauss saf rassal (white noise) süreç olduğundan, ε de aynı zamanda bir Gauss dur (Arbia, 2006: 102). Bu varsayımlar üzerinde, problem $\theta = (\beta, \sigma^2, \lambda)$ bilinmeyen parametreler vektörüdür.

Bir SAR süreci varyans-kovaryans matrisi tarafından karakterize edilir.

$$V = (I - B)^{-1} \Sigma (I - B)^{-T} \quad (1.50)$$

dir. $B = \{\lambda_{ij}\}$, $\lambda_{ij} = \lambda w_{ij}$ ve Σ , üretken elemanı $\sigma_i^2 = \text{Var}(u_i)$ olan diyagonal matristir. Bu matris çıkarsamalı ilişkinin parametreleri cinsinden ifade etmek için $V(\lambda, \sigma_i^2)$ olarak gösterilmiştir. Sabit varyansların $\sigma_i^2 = \sigma^2$ olması durumunda, V matrisi (1.50) denklemindeki gibi olur.

$$V = V(\lambda, \sigma^2) = \sigma^2 (I - B)^{-1} (I - B)^{-T} \quad (1.51)$$

(1.48) denkleminde;

$$\varepsilon = y - X\beta \quad (1.52)$$

denklemini elde edilir ve ε , Gauss SAR rassal alanı olarak dağılımlı olması nedeniyle aşağıda verilen olabilirlik fonksiyonuna kolaylıkla ulaşılmıştır (Arbia, 2006: 103).

$$L(\lambda, \sigma^2, \beta; \varepsilon) = c(\varepsilon) |V(\lambda, \sigma^2)|^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \varepsilon^T V(\lambda, \sigma^2)^{-1} \varepsilon \right\} \quad (1.53)$$

Bu son denklemde $\varepsilon = y - X\beta$ ifadesi yerine yazıldığında aşağıda ki eşitlik elde edilir:

$$L(\lambda, \sigma^2, \beta; y, X) = c(y, X) |V(\lambda, \sigma^2)|^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (y - X\beta)^T V(\lambda, \sigma^2)^{-1} (y - X\beta) \right\} \quad (1.54)$$

(1.51) eşitliğindeki V matrisi denklemde yerine yazıldığında ise eşitlik şöyle olur:

$$L(\lambda, \sigma^2, \beta; y, X) = c(y, X) (\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} |(I - B)^{-1} (I - B)^{-T}|^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (y - X\beta)^T [(I - B)^{-1} (I - B)^{-T}]^{-1} (y - X\beta) \right\} \quad (1.55)$$

log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibidir;

$$l(\lambda, \sigma^2, \beta; y, X) = c(y, X) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2} \ln |(I - B)^{-1} (I - B)^{-T}| - \frac{1}{2\sigma^2} (y - X\beta)^T [(I - B)^{-1} (I - B)^{-T}]^{-1} (y - X\beta) \quad (1.56)$$

(1.55) denklemi parametrelerde yüksek derecede doğrusal olmadığından analitik olarak maksimize edilemez.

1.4.1.4. Mekansal Hata Modeli İçin Tahmin

Mekansal hata modeli için log-olabilirlik fonksiyonu yüksek derecede doğrusal olmadığından maksimize edilemediğinden tahminler elde etmek zordur. Bu yüzden literatürde genel manada yaklaşık tahmin teknikleri kullanılmaktadır. Fakat bu çalışmada yaklaşık tahmin tekniklerinden ziyade mekansal hata terimi için tahminlerin nasıl yapılacağı anlatılmaya çalışılmıştır.

Daha önceki başlıkta mekansal hata modeli;

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1.48)$$

ve

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (1.49)$$

şeklinde verilmişti. Burada (1.49) denkleminde;

$$A\varepsilon = u \quad (1.57)$$

$$A = I - \lambda W \quad (1.58)$$

şeklinde yazılabilir. Log-olabilirlik fonksiyonu bir önceki başlıkta tanımlanmıştı. Burada Au değişen varyanslıdır (Viton, 2010). Mekansal hata modeli için GEKK kullanılarak β tahmin edilebilir ve σ^2 nin tahmini; $\beta_0 = (X^T X)^{-1} X^T y$ ve $\beta_L = (X^T X)^{-1} X^T W y$ olmak üzere;

$$\varepsilon_0 = y - X\beta_0 \quad (1.59)$$

$$\varepsilon_L = W y - X\beta_L \quad (1.60)$$

şeklinde EKK'nın kalıntıları olarak yazılır. σ^2 nin ML tahmini;

$$S^2 = (1/R)(\varepsilon_0 - \lambda \varepsilon_L)^T (\varepsilon_0 - \lambda \varepsilon_L) \quad (1.61)$$

şeklinde gösterilebilir. Eğer λ biliniyorsa σ^2 tahmin edilebilir. Yoğunlaştırılmış log-olabilirlik fonksiyonu;

$$\ln L^* = C - (R/2) \ln[(1/R)\varepsilon' A' A \varepsilon] + \ln|I - \lambda W| \quad (1.62)$$

şeklindedir. Burada $\varepsilon = y - X\beta_{GEKK}$ 'dir. β_{GEKK} 'nın problemi λ 'nın kendisine bağlı olmasıdır. Bunun üzerine Anselin (1988) bir iteratif prosedür önermiştir. Prosedür aşağıdaki gibidir.

1. y , X üzerine regres edilir. β_{EKK} katsayısı tahmin edilir ve $\varepsilon = y - X\beta_{EKK}$ kalıntılar vektörü hesaplanır.
2. ε , yoğunlaştırılmış log-olabilirlik fonksiyonunda kullanılır ve $\hat{\lambda}$ 'yı bulmak için optimize edilir.
3. β_{GEKK} tahmincisini GEKK ile hesaplamak için $\hat{\lambda}$ kullanılır ve ondan sonra yeni kalıntılar vektörü $\varepsilon = y - X\beta_{GEKK}$ elde edilir.
4. Eğer kalıntılar yakınsamıyorsa 2. adıma gidilir ve λ yeniden tahmin edilir. Yakınsama varsa 5. adıma geçilir.
5. Bu adımda λ 'nın yakınsanan tahmini ($\hat{\lambda}$ diye söylenen), ilişkili ε kalıntı vektörü ve β 'nın GEKK tahmincisi elde edilir. Bundan sonra $(1/R)\varepsilon'A'A\varepsilon$ ile σ^2 tahmin edilebilir.

BÖLÜM 2: SPESİFİKASYON TESTLERİ VE ARAŞTIRMASI

2.1. SPESİFİKASYON TESTLERİ

Temel ekonometrik literatürde olduğu gibi, mekansal ekonometride gelişmenin ilk aşamaları tahmin üzerindeki bir vurgu ile karakterize edilir (Anselin ve Bera, 1998). Mekansal ekonometride spesifikasyon testinin temeli, otokorelasyon için Moran (1950a, 1950b) testine kadar takip edebilir. Bu test Cliff ve Ord (1972) tarafından yeniden çalışılncaya kadar bilinmezlik içindeydi. RS testi olarak Burridge (1980) daha da ivme kazandırmıştır. Fakat test üzerinde ilk mekansal ekonometrik literatürde Wald (W) ve Olabilirlik Oranı (LR) testleri tarafından hakim olunmuştur. Daha sonra doğrusal olmayan optimizasyon vasıtasıyla alternatif modelin tahmini gerektiği için, RS testi tarafından sunulan sıfır hipotezindeki modelin en küçük kareler regresyonu üzerine bir teste dayalı avantajları çabucak fark edilmiştir (Anselin 1988). Son 25 yıl boyunca bir çok test geliştirilmiştir.

2.1.1. Moran *I* Testi

Mekansal ardışık bağımlılığa karşı yapılan bu testte alternatif hipotez altındaki mekansal korelasyonun yapısı belirgin değildir (Anselin ve Bera, 1998). Bundan dolayı Moran *I* testi sadece ardışık bağımlılığın var olup olmadığını araştırır, ayrıca bağımlılığın cinsi hakkında bilgi vermez. Cliff ve Ord (1972, 1973)'a göre Moran *I* istatistiği şöyledir:

$$I = \frac{N}{S_0} \left(\frac{\varepsilon' W \varepsilon}{\varepsilon' \varepsilon} \right) \quad (2.1)$$

Burada $\varepsilon = y - X\hat{\beta}$, EKK kalıntılarının bir vektörüdür; $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$ dir, W , mekansal ağırlık matrisidir; N , gözlemlerin sayısıdır ve S_0 , $\sum_i \sum_j w_{ij}$ mekansal

ağırlıkların toplamına eşit bir standardizasyon faktörüdür. W ağırlık matrisinin satır standardizasyonu için S_0 , N ye sadeleşir (her satır toplamı 1'e eşit olduğu için) ve bu istatistik;

$$I = \frac{\varepsilon' W \varepsilon}{\varepsilon' \varepsilon} \quad (2.2)$$

olur. Moran, herhangi bir temel ilkedan istatistiği elde etmemiştir, bunun yerine, Moran (1948) de onun daha önceki testlerini genelleştiren en yakın komşular arasındaki korelasyon için basit bir test olarak önerilmiştir. Sonuç olarak, testin farklı yorumları verilebilir. İlk çarpıcı özellik Moran I ve bildik Durbin-Watson istatistiği arasındaki benzerliktir ve bu benzerlik;

$$DW = \frac{\varepsilon' A \varepsilon}{\varepsilon' \varepsilon} \quad (2.3)$$

şeklinde. DW testinin $\varepsilon_t = \lambda \varepsilon_{t-1} + u_t$ hata dağılımıyla tek taraflı alternatifler için değişmez en güçlü (UMP) test olduğu çok iyi bilinir. Benzer şekilde Moran I optimal olarak bazı özelliklere sahiptir. Moran katsayılarına ait asimptotik dağılım Cliff ve Ord (1981) tarafından geliştirilmiştir. Bu dağılım standart normal dağılımdır (Zeren, 2010: 26).

2.1.2. Kelejian-Robinson Testi

Kelejian ve Robinson (1992) tarafından geliştirilen test, hata terimini üreten sürecin açık bir spesifikasyonuna dayalı olmayan anlamda Moran I testi ile aynı felsefeye sahiptir (Anselin ve Bera, 1998). Aynı zamanda test doğrusal bir model gerektirmez ya da normal dağılım bir hata terimi gerektirmez. Kelejian ve Robinson (1992) mekansal otokorelasyon hakkında;

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \sigma_{ij} = Z_{ij} \gamma \quad (2.4)$$

varsayımını yapmıştır. Burada Z_{ij} , X bağımsız değişkeninden üretilebilen $1 \times q$ boyutlu vektördür, γ parametrelerin $q \times 1$ vektörüdür ve i, j gözlemlerinin genel mekansal düzeninde komşuluk anlamında bitişiktir (Kelejian ve Robinson, 1992). Mekansal korelasyonun olmadığını varsayan sıfır hipotezi aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \gamma = 0 \quad (2.5)$$

N boyutlu verilen bir örneklem için C , $i < j$ için σ_{ij} 'nin sıfır olmayan elemanlarından oluşan $h_N \times 1$ boyutlu vektördür. Bu yüzden $\gamma = 0$ için Z_{ij} değerlerini içeren $h_N \times q$ boyutlu bir test Z matris gözlemleri üzerindeki C 'nin regresyonu işletilerek elde edilebilir. C 'nin elemanları gözlemlenemediği için, onlar $\varepsilon_i \varepsilon_j$ EKK kalıntılarının çapraz ürünleriyle değiştirilir. Elde edilen $h_N \times 1$ vektörü $\hat{C}$ ile gösterilir. Test $\hat{\gamma} = (Z'Z)^{-1}Z'\hat{C}$ temeline dayanmaktadır ve;

$$KR = \frac{\hat{\gamma}' Z' Z \hat{\gamma}}{\hat{\sigma}^4} \quad (2.6)$$

ile verilir. Burada $\hat{\sigma}^4$, σ^4 ün bir tutarlı tahmincisidir.

2.1.3. Mekansal Hata Otokorelasyonu İçin Testler

Moran I ve Kelejian-Robinson testlerinin aksine alternatif hipotez, ε un veri üreten süreci boyunca açıkça belirtilmiştir (Anselin ve Bera 1998). Yani;

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \quad (2.7)$$

dır ve $\lambda = 0$ eşitliği test edilir. Olabilirlik Oranı (LR), Wald (W) ve Rao Skor (RS) testlerinin genel ilkeleri uygulanabilir. Üçünün dışında, Rao (1947) de tanımladığı gibi RS testi, sıfır hipotezi altında sadece tahmin gerektirdiği için bu testi kullanmak daha makuldür. RS testi, $y = X\beta + \varepsilon$ regresyon modelinin EKK tahminine dayalıdır.

Rao'nun skor formuna rağmen Burrridge (1980), $\lambda = 0$ test etmek için aşağıdaki istatistiği önermiştir:

$$RS = d'(\tilde{\theta})I(\tilde{\theta})^{-1}d(\tilde{\theta}) \quad (2.8)$$

(2.8) denkleminde $d(\theta) = \partial L(\theta)/\partial(\theta)$ skor vektörüdür, $I(\theta) = -E[\partial^2 L(\theta)/\partial(\theta) \partial(\theta)']$ bilgi matrisidir, $L(\theta)$ log-olabilirlik fonksiyonudur ve $\tilde{\theta}$, θ parametre vektörünün maksimum olabilirlik tahmincisinin (test edilen hipotez altında) kısıtıdır. $\theta = (\beta^T, \sigma^2, \lambda)^T$ mekansal hata otokorelasyon modeli ve log-olabilirlik fonksiyonu 1.3.1.1. başlığında verilmişti. Test temelde λ ile ilgili olarak skora dayanır, yani;

$$d_\lambda = \left. \frac{\partial L}{\partial \lambda} \right|_{\lambda=0} = \frac{\varepsilon' W \varepsilon}{\sigma^2} \quad (2.9)$$

şeklinde. Moran I istatistiği ile bunun bağlantısını görülebilir. H_0 altında $I(\theta)$ hesaplandıktan sonra;

$$RS_\lambda = \frac{d_\lambda^2}{T} = \frac{[\varepsilon' W \varepsilon / \sigma^2]^2}{T} \quad (2.10)$$

test istatistiği elde edilir. Burada $T = \text{tr}[(W' + W)W]$ dir. Bu yüzden test sadece EKK tahminleri gerektirir ve H_0 altında $RS_\lambda \xrightarrow{D} \chi_1^2$ dir.

RS testinin çarpıcı bir özelliği farklı alternatifler altında onun değişmezliğidir (invaryansdır) (Bera ve McKenzie, 1986). RS testi, $\theta = \tilde{\theta}$ da $\partial L / \partial \theta$ eğimini kullanır ve oradan $\tilde{\theta}$ da aynı eğime sahip olan bir çok olabilirlik fonksiyonları (modelleri) olabilir. Eğer mekansal hareketli ortalama süreci $\varepsilon = \gamma W u + u$ ve $H_0: \gamma = 0$ testi alternatif hipotez olarak belirtilirse, Rao'nun aynı skor istatistiği RS_λ elde edilir. Bu yüzden RS_λ , hem otoregresif hem de hareketli ortalama alternatifleri için lokal olarak optimal olacaktır.

2.1.4. Mekansal Gecikme Bağımlılığının Test Edilmesi

Verilen modelde mekansal gecikme bağımlılığının test edilmesi, mekansal gecikmenin var olup olmadığını ölçer. Daha önceki bölümlerde mekansal gecikme modeli;

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (2.11)$$

şeklinde verilmiştir. Bu model ile ilgili $H_0: \rho = 0$ sıfır hipotezini test etmek amacıyla log-olabilirlik fonksiyonunu kullanan testlerden birisi LM testidir (Anselin, 1988).

Mekansal gecikmeli model için LM testi Anselin ve Florax (1995) tarafından aşağıdaki gibi verilmiştir.

$$LM_\rho = \frac{\varepsilon' W y / \sigma^2}{[(WX\beta)' M (WX\beta) / \sigma^2 + T]} \quad (2.12)$$

Bu denklem mekansal gecikmenin olup olmadığını ölçer. Denklemdaki; $(WX\beta)$, klasik regresyon modelindeki EKK yönteminden tahmin edilen gecikme değeridir. M , $I - X(X'X)^{-1}X'$ ifadesine; σ^2 , $\varepsilon'\varepsilon/N$ ifadesine ve T ise $tr[(W' + W)W]$ ifadesine eşittir. Mekansal gecikmeli test istatistiği 1 serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir.

2.1.5. Lokal Spesifikasyon Hatası Varlığında Sağlam Testler

Anselin (1988) tarafından verilen genel mekansal model;

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W_2 \varepsilon + u \quad u \sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned} \quad (2.13)$$

şeklindedir. $\rho = 0$ olduğunda $H_0: \lambda = 0$ hipotezini test etmek için LM_λ istatistiğinden faydalanılmaktadır (Anselin ve Bera, 1998). $H_0: \lambda = 0$ hipotezinin doğru olması durumunda testin lokal olarak optimal olduğu yorumu yapılabilir. Fakat aksi durumda alternatif model yanlış belirlendiğinden LM_λ istatistiği, $H_0: \lambda = 0$ hipotezini reddeder denilir.

Bera ve Yoon (1993), lokal spesifikasyon hatası varlığında asimptotik olarak dağılan standart LM testlerinin sağlam spesifikasyon türlerini önermiştir. Bu test standart LM istatistiğinin ortalamasında ve kovaryansında değişiklik içermektedir.

Sağlam LM testleri $\lambda \neq 0$ olduğunda $H_0: \rho = 0$ hipotezi için ya da $\rho \neq 0$ olduğunda $H_0: \lambda = 0$ hipotezlerini test eder. Yani özetle mekansal gecikmeli bağımlı değişkenin varlığında mekansal hata otokorelasyonunun ya da mekansal hata otokorelasyonunun varlığında mekansal gecikme bağımlılığını test eder.

ρ 'nun lokal varlığında yani mekansal gecikmeli bağımlı değişkenin varlığında $H_0: \lambda = 0$ için değiştirilmiş test aşağıdaki gibi verilebilir (Anselin ve Bera, 1998):

$$LM_\lambda^* = \frac{[\varepsilon' W_2 \varepsilon / \hat{\sigma}^2 - T_{21} (n \hat{f}_{\rho\beta})^{-1} \varepsilon' W_1 y / \hat{\sigma}^2]^2}{T_{22} - (T_{21})^2 (n \hat{f}_{\rho\beta})^{-1}} \quad (2.14)$$

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

$W_1 = W_2 = W$ olması durumunda ise;

$$LM_\lambda^* = \frac{[\varepsilon' W \varepsilon / \hat{\sigma}^2 - T_{21} (n \hat{f}_{\rho\beta})^{-1} \varepsilon' W y / \hat{\sigma}^2]^2}{T[1 - T(n \hat{f}_{\rho\beta})]^{-1}} \quad (2.15)$$

olur. Yukarıdaki işlemleri benzer olarak λ 'nın lokal varlığında, yani mekansal hata otokorelasyonu varlığında $H_0: \rho = 0$ için test edilebilir. Bu durumda;

$$LM_{\rho}^* = \frac{[\varepsilon' W_{1y} / \hat{\sigma}^2 - T_{12} T_{22}^{-1} \varepsilon' W_2 \varepsilon / \hat{\sigma}^2]^2}{n \hat{f}_{\rho\beta} - (T_{21})^2 T_{22}^{-1}} \quad (2.16)$$

olur. Yine aynı şekilde $W_1 = W_2 = W$ olması durumunda ise;

$$LM_{\rho}^* = \frac{[\varepsilon W y / \hat{\sigma}^2 - \varepsilon W \varepsilon / \hat{\sigma}^2]^2}{n \hat{f}_{\rho\beta} - T} \quad (2.17)$$

eşitliği elde edilir.

2.1.6. Hem Mekansal Hata Hem de Gecikme Otokorelasyonun Olası Varlığında Test

2.1.3. ve 2.1.4. bölümlerde tanımlanan testler, tek yönlü testlerdir. Geçerli istatistiksel çıkarımlar için hata bağımlılığı ve tam tersi durumu test ederken olası gecikme bağımlılığını hesaba katmak gerekir. Bu amaçla Anselin (1988) iki farklı yaklaşım önermiştir. İlki LM istatistiği kullanılarak $H_0: \lambda = \rho = 0$ hipotezi test edilir. Böylece test EKK kalıntıları ile uygulanabilir (Anselin 1988). Genel mekansal modelin yüksek derecede bir model olduğu varsayılır. Genel mekansal modele ait mekansal parametrelerin hepsinin sıfır olduğu kabul eden sıfır hipotezi, $LM_{\rho\lambda}$ test istatistiği ile yani birleşik test istatistiği ile test edilir. $H_0: \lambda = \rho = 0$ hipotezini ve EKK kalıntılarını kullanan test istatistiği;

$$LM_{\rho\lambda} = \frac{[\varepsilon W y / \hat{\sigma}^2 - \varepsilon W \varepsilon / \hat{\sigma}^2]^2}{n \hat{f}_{\rho\beta} - T} + \frac{[\varepsilon' W \varepsilon / \hat{\sigma}^2]^2}{T} \quad (2.18)$$

şeklindedir. Burada $LM_{\rho\lambda} = LM_{\rho} + LM_{\lambda}^* = LM_{\lambda} + LM_{\rho}^*$ olduğuna dikkat edilmelidir. $LM_{\rho\lambda}$, 2 serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir.

İkincisi ise; diğer modellerin kısıtlı formları için LM testi uygulanır. Örneğin $\rho = 0$ iken $\lambda \neq 0$ için model araştırılır ya da $\lambda = 0$ iken $\rho \neq 0$ için model araştırılır. Fakat bu test uygun modelin maksimum olabilirlik tahmininin kalıntılarına dayanan tahminini gerektirmektedir.

Mekansal gecikmeli model için $H_0: \lambda = 0$ hipotez test istatistiği;

$$LM_{\lambda|\rho} = \frac{[(\varepsilon' W y)/\hat{\sigma}^2]^2}{T_{22} - (T_{21A})^2 \text{Var}(\hat{\rho})} \quad (2.19)$$

şeklindedir. Burada "şapka" ile gösterilen nicelikler doğrusal olmayan optimizasyonun ortalaması ile elde edilen $y = \rho W_1 y + X\beta + u$ modelin parametrelerinin maksimum olabilirlik tahminleridir. (2.19) denkleminde T_{21A} , $A = I - \hat{\rho} W_1$ ile $\text{tr}[W_2 W_1 A^{-1} + W_2' W_1 A^{-1}]$ açılımına denktir. $H_0: \lambda = 0$ altında $RS_{\lambda|\rho}$ 1 serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir.

Benzer şekilde hata bağımlılığının varlığında $H_0: \rho = 0$ için bir LM testi geliştirilebilir (Anselin v.d. , 1996). Bu test istatistiği;

$$LM_{\rho|\lambda} = \frac{[\varepsilon' B' B W_1 y]^2}{H_{\rho} - H_{\theta\rho} \text{Var}(\hat{\theta}) H_{\theta\rho}'} \quad (2.20)$$

şeklindedir. Burada ε' , $\theta = (\beta', \lambda, \sigma^2)'$ ile $y = X\beta + (I - \lambda W_2)^{-1} u$ ve $B = I - \hat{\lambda} W_2$ mekansal otoregresif hatalarla sıfır hipotezin ML tahmininde kalıntıların bir vektörüdür. (2.20) ifadesinin paydadaki ifadeleri;

$$H_{\rho} = \text{tr} W_1^2 + \text{tr}(B W_1 B^{-1})' (B W_1 B^{-1}) + \frac{(B W_1 X \beta)' (B W_1 X \beta)}{\sigma^2} \quad (2.21)$$

$$H_{\theta\rho}' = \begin{bmatrix} \frac{(B X)' B W_1 X \beta}{\sigma^2} \\ \text{tr}(W_2 B^{-1})' B W_1 B^{-1} + \text{tr} W_2 W_1 B^{-1} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (2.22)$$

şeklindedir ve $Var(\hat{\theta})$, θ parametre vektörünün tahmin edilen varyans-kovaryans matrisidir.

2.2. SPESİFİKASYON ARAŞTIRMASI

Mekansal süreç modellerin kapsamında ekonometrik modelleme de klasik yaklaşım açık olarak Anselin ve Rey (1991) tarafından bahsedilmiştir ve onun performansı deneysel olarak Florax ve Folmer (1992) tarafından incelenmiştir (Florax v.d. , 2003).

Florax, Folmer ve Rey mekansal ekonometrik modelleme için birkaç çeşit spesifikasyon stratejisi geliştirmişlerdir. Bu çalışmada sadece klasik yaklaşımdan ve karma yaklaşımdan bahsedilecektir.

Üç farklı tahmincinin model spesifikasyonuna bağlı olarak uygun olduğuna dikkat edilmelidir (Florax v.d. , 2003): Hata tahminiyle ve mekansal gecikmeli bağımlı değişken olmaksızın spesifikasyon için EKK, mekansal otoregresif hata modeli için maksimum olabilirlik tahmincisi (MLERR) ve mekansal gecikmeli bağımlı değişken içeren model (MLLAG). Florax, Folmer ve Rey'in belirlemiş olduğu klasik yaklaşım spesifikasyonu;

1. EKK yöntemi ile $y = X\beta + \varepsilon$ modeli tahmin edilir.
2. Dışlanmış bir mekansal gecikme yüzünden ya da mekansal otoregresif hata yüzünden sırasıyla LM_ρ ve LM_λ test istatistiklerini kullanarak mekansal bağımlı olmayan hipotez test edilir.
3. Eğer her iki test anlamlı değil ise son spesifikasyon olarak 1. adımdaki tahmin kullanılır. Aksi taktirde 4. adıma geçilir.
4. Her iki test anlamlı ise iki testten daha fazla anlamlı olana odaklanılır ve o seçilir. Yani $LM_\rho > LM_\lambda$ ise MLLAG'ı kullanan SLM denklemi tahmin edilir.

Yok $LM_\rho < LM_\lambda$ ise o zaman MLERR'ı kullanan SEM denklemi tahmin edilir. Aksi taktirde 5. adıma geçilir.

5. Eğer LM_ρ anlamlı fakat LM_λ anlamlı değil ise MLLAG'ı kullanan SLM denklemi tahmin edilir. Yoksa 6. adıma geçilir.
6. MLERR'ı kullanan SEM denklemi tahmin edilir.

şeklinde özetlenebilir.

Sağlam testleri dikkate alan karma yaklaşım, aşağıda gösterildiği gibi klasik yaklaşım ve sağlam testlerin kombine kullanımına dayalıdır. Karma yaklaşım spesifikasyonu aşağıda belirlendiği gibidir (Florax v.d. , 2003):

1. Başlangıç modeli $y = X\beta + \varepsilon$ EKK vasıtası ile tahmin edilir.
2. Dışlanmış bir mekansal gecikme yüzünden ya da mekansal otoregresif hata yüzünden sırasıyla LM_ρ ve LM_λ test istatistiklerini kullanarak mekansal bağımlı olmayan hipotez test edilir.
3. Eğer her iki test anlamlı değil ise son spesifikasyon olarak 1. adımdaki tahmin kullanılır. Aksi taktirde 4. adıma geçilir.
4. Eğer her iki test anlamlı ise iki sağlam testten daha fazla anlamlı olana odaklanılır ve spesifikasyon tahmin edilir. Eğer $LM_\rho^* > LM_\lambda^*$ ise o zaman MLLAG'ı kullanan SLM denklemi tahmin edilir. Eğer $LM_\rho^* < LM_\lambda^*$ ise o zaman MLERR'ı kullanan SEM denklemi tahmin edilir. Aksi halde beşinci adıma geçilir.
5. Eğer LM_ρ anlamlı fakat LM_λ anlamlı değil ise MLLAG'ı kullanan SLM denklemi tahmin edilir. Yoksa 6. adıma geçilir.
6. MLERR'ı kullanan SEM denklemi tahmin edilir.

şeklinde özetlenebilir.

Yukarıda özetlenen yaklaşımlar incelendiğinde, araştırmacılar tarafından klasik ve karma yaklaşımın uygulanmasının kolay olduğunu vurgulamışlardır (Zeren, 2011:

63). Çünkü klasik yaklaşımda ve karma yaklaşımda sadece EKK tahmini gerekmektedir.

BÖLÜM 3 :UYGULAMA

Mekansal otokorelasyon Türkiye'de iller bazında finans göstergesi açısından incelenmiştir. Mekansal otokorelasyonun yanı sıra finansal yakınsama hipotezi de araştırılmıştır.

3.1. YAKINSAMA HİPOTEZİ

Neoklasik büyüme modeli, büyüme aşamasında fiziksel sermaye birikiminin ve iş gücünün öneminden bahsederken; kalıcı büyümenin kaynağı olarak dışsal teknolojik gelişmeyi işaret eder (Özdemir, 2003). Neoklasik büyüme modeli, ülkeler ya da bölgeler arasında hem gelir düzeyi hem de büyüme oranları bakımından yakınsamanın olacağı tahmininde bulunur. Yakınsama, Beta (β) ve Sigma (σ) Yakınsaması olarak iki türe sahiptir. Bu çalışmada Beta (β) Yakınsaması araştırıldığı için kısaca Beta (β) Yakınsamasına değinilmiştir. Beta (β) Yakınsaması ise mutlak yakınsama ve koşullu yakınsama diye iki başlığa ayrılır. Yapılan bu çalışmanın uygulama kısmında mutlak yakınsama araştırılmıştır.

Solow büyüme modeline göre tasarruf haddinin, yıpranma haddinin nüfus büyüme haddinin ve teknoloji düzeyinin aynı olduğu ülkeler, aynı durağan durum düzeyine sahiptirler. Bu ise aynı durağan durumla karşı karşıya olan ülkelere fakir olanlar zengin olanları bir süre sonra yakalayacaklarını içerir. Bu yakalama olgusuna Mutlak Yakınsama Hipotezi denir. Fakat tüm ülke ya da bölgelerin aynı durağan durum düzeyine sahip olamayacağı göz önünde bulundurularak koşullu yakınsama kavramı ortaya atılmıştır.

Mutlak yakınsama hipotezi, başlangıçtaki gelir seviyesi ile büyüme oranı arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu ve bundan dolayı yoksul ülkelerin daha gelişmiş ülkelere göre daha hızlı bir şekilde büyüyeceği tezini savunur (Zeren ve

Yılancı, 2011: 144). Ülkeler bölgeler veya herhangi bir konum için kesit veri yapısı aşağıda verilen yakınsama formülü vasıtası ile yapılabilir (Piras ve Arbia, 2007):

$$\ln(y_{it}/y_{i0}) = \alpha + \beta \ln y_{i0} + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

Mutlak β yakınsamasının olup olmadığı genellikle verilen bu eşitlik ile test edilir (Karaalp ve Erdal, 2012). Burada y_{it} , t dönemindeki örnek olayı (mevduat, kamu yatırımı, finans, kişi başı gayri safi yurt içi hasıla, kredi vb.) ve y_{i0} ise başlangıç zamanındaki örnek olayı gösterir. (3.1) eşitliğindeki ilişkinin analizi sonucunda tahmininden elde edilen β katsayısının işareti negatif ise örnek olayın alındığı ülke, bölge veya herhangi bir konum arasında mutlak yakınsama hipotezinin olduğu kabul edilir. Fakat β katsayısının işareti pozitif ise mutlak yakınsama hipotezinin olmadığı koşullu yakınsama hipotezinin olduğu yorumu yapılabilir. Aşağıdaki gibi kısaca formülize edilebilir:

$$\begin{cases} \beta < 0, & \text{ise mutlak yakınsama} \\ \beta > 0, & \text{ise koşullu yakınsama} \end{cases}$$

Mekansal gecikmeli mutlak yakınsama modeli ise (Piras ve Arbia, 2007):

$$\ln(y_{it}/y_{i0}) = \alpha + \beta \ln y_{i0} + \rho W \ln(y_{it}/y_{i0}) + \varepsilon_i \quad (3.2)$$

şeklinde. Burada W , ağırlık matrisi ve ρ ise belirlenen komşuluk matrisine göre örnek olay üzerindeki etkiyi ölçmektedir.

Mekansal hatalı mutlak yakınsama modeli ise:

$$\ln(y_{it}/y_{i0}) = \alpha + \beta \ln y_{i0} + \lambda W u_i + \varepsilon_i \quad (3.3)$$

şeklindedir. Burada W ağırlık matrisi ve λ ise örnek olaya göre modele dahil edilmeyen unsurların etkisini gösterir ya da ölçme hatası sonucu oluşan korelasyondur.

3.2. FİNANSIN ÖNEMİ

Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki talep takipli ve arz öncüllü nedenselliğe göre iki başlıkta ifade edilebilir (Ağayev, 2012). Talep artışı finansal sistemin yarattığı olanaklara olan talebi arttırır, talep arttığı için ekonomik büyüme finansal gelişmeyi doğurur. Arz öncüllü nedensellikte ise finansal gelişme, tasarrufların miktarını arttırarak ve yatırımların işe yararlılığı onarılarak daha yüksek oranda ekonomik gelişmeye yol açar (Aslan ve Korap, 2006).

Finansal gelişmişlik seviyesi ile ekonomik büyümenin ilişkisi yapılan çeşitli çalışmalarda temellenmiştir (Ağayev, 2012). Finansal gelişmişlik seviyesi finansal piyasaların ve finansal araçların ekonomik büyüme üzerindeki etkilerinin araştırıldığı çalışmalarda bunların sermaye birikimi ve etkinlik üzerindeki etkileri dikkate alınmakta, finansal piyasaların ve araçların fonksiyonlarından hareketle finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi önem arz etmekte ve bu konuda çeşitli araştırmalar yapılmaktadır.

Çalışmalarda finansal gösterge olarak reel faiz oranları kullanılabilmekteyken finansal araçların borç hanesindeki likitleri de finansal gösterge olarak kullanılmaktadır (Erim ve Türk, 2005). Çeşitli para çarpanları ya da parasal büyüklüklerin finansal aracılığın ölçütü olduğu varsayılan durumlar da gözlemlenmektedir. Bu finansal göstergeler haricinde özel sektöre verilen kredilerin toplamı ya da gayri safi yurt içi hasıla (GSYİH) içindeki payı gibi değişkenler de finansal gösterge olarak kullanılmaktadır. Benzer şekilde finansal değişkenlerin etkisi araştırıldığında makroekonomik gösterge olarak tasarruf oranları ya da tasarruf

miktarının tercih edildiği durumlara da rastlanılmaktadır. Finansal büyümenin belirleyicileri olarak ise reel faiz oranları, tasarruflar, yatırımlar ya da büyüme oranları kullanılmaktadır.

Literatürde yapılan diğer çalışmalarda finansal gösterge olarak ise; yurt içi kredilerin ekonomideki miktarı, likit borçlanma, likit rezervler, banka mevduat borçlarının nominal GSYİH'ya oranı ve özel sektör kredilerinin nominal GSYİH'ya oranı vb. kullanılmıştır (Özcan ve Arı, 2011).

Bu çalışmada ise finansal gösterge olarak kredi kullanılmıştır. Türkiye için iller bazında finansal yakınsamanın olup olmadığı araştırılmıştır. Bunun için 1999 ve 2012 yıllarına ilişkin Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası iller bazında nakdi kredi verileri esas alınmıştır. Finansal araçlar, işlem maliyetlerini azaltmakta, risk paylaşımına olanak sağlamaktadır (Ağayev, 2012). Böylelikle ekonomide etkinlik artışında önemli bir rol oynamaktadır. Finansal sistemde önemli bir yere sahip olan bankalar, ekonomide verimsiz likit varlıklar şeklindeki parçalı tasarrufları birleştirir ve sermayenin yanlış tahsisini azaltır. Bankalar, mevduat toplamakla likidite riskini azaltır, likit olmayan fakat yüksek getiriye sahip olan yatırımlara fon sağlayarak ekonomik büyümede önemli bir rol oynar. Finansal sistemde özellikle bankacılık sistemindeki gelişmeler, yatırımları desteklemenin haricinde nakdi krediler vasıtası ile reel ekonomiye etki eder. Bankacılık sistemi gelişmeleri nakdi krediler hacminin artmasına ve maliyetlerinin azalmasına neden olur. Bu sonuç ise toplam talebi artırır ve dolayısıyla ekonomik büyümeye katkıda bulunur.

Kredinin genel olarak tanımı, belli bir süre sonra ödemek koşulu ile mal, hizmet veya para cinsinden satın alma gücünün sağlanması ya da mevcut olan satın alma gücünün belli bir süre sonra geri almak üzere başka birine devretmesidir (Parasız, 2000: 203). Kredinin bankacılık açısından tanımı ise; bir bankanın edineceği bilgiler neticesinde gerçek ya da tüzel kişilere yasaları, iç kurallarını ve kendi kaynaklarını da göz önünde bulundurarak teminatlı ya da teminatsız olarak para, teminat ya da kefalet vermek şeklinde sunduğu imkanlar ya da kısıtlardır.

Çolak ve Çermikli (1997)'ye göre kredi ise; mali kurumlarca kişi veya kuruluşlara verilen borç para ya da belirli bir dönem için belirli bir bedel karşılığında geri ödemek şartı ile borç verilen paradır. Çalışmada finansal gösterge olarak kamu bankalarında alınan nakdi kredi verileri kullanıldığı için nakdi kredilerden bahsedilmiştir.

Nakdi krediler; faiz ya da komisyon karşılığında verilen ödünçlere nakdi krediler denir (Parasız, 2000: 207). Nakdi krediler imza karşılığı nakit krediler ve maddi karşılıklı nakit krediler olarak iki kısma ayrılabilir. İmza karşılığı nakit krediler ise; açık kredi, kefalet karşılığı kredi, iskonto-iştira kredisi, tüketici kredisi, ve orta vadeli krediler olarak alt başlıklara sahiptir. Maddi karşılıklı nakit krediler ise; vesikalı iştira, istihkak temliki karşılığı kredi, emtia karşılığı kredi, emtia vesaiki karşılığı kredi, ipotek karşılığı kredi, işletme rehni karşılığı kredi, borsaya kote edilmiş pay senedi ve tahvil karşılığı kredi ve son olarak diğer güvenceler karşılığı krediler olarak alt başlıklarda toplanabilir. Bankaların elde ettiği faiz gelirlerinin önemli bir kısmı nakdi krediler tarafından sağlanmaktadır. Bankalar tarafından gerçek kişilere verilen nakdi krediler bireysel krediler olarak da tanımlanmakta. Tüketici kredileri ise bu nakdi kredilerin bir bölümünü oluşturmaktadır. Bireysel nakdi kredilerin, tüketici kredisi sayılması için kredinin mal veya hizmet edinme amacı ile verilmesi gerekmektedir. Bu amacın gerçekleşmesi için gerçek kişinin mal veya hizmet edinmek amacı ile bankalardan kredi talep etmesi ve bankaların tüketici kredisi vermeyi kabul etmesi gerekir.

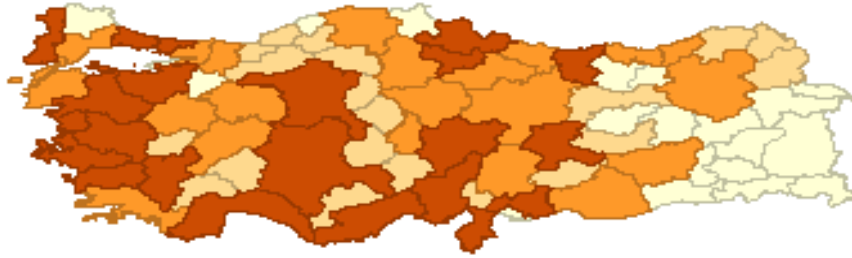
3.3. VERİ

Bu çalışma 1999 ve 2012 yıllarına ilişkin Türkiye'deki iller bazında kamu bankalarının vermiş olduğu nakdi kredi verileri kullanılmış ve veriler reelleştirilmiştir. Finansal yakınsama hipotezi 81 il bazında 1999-2012 yılları için araştırılmıştır. Finansal yakınsamanın yanı sıra çalışmanın asıl amacı mekansal

bağımlılığı araştırmaktır. Veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası resmi internet sitesi üzerinden temin edilmiştir. Uygulama çalışması GeoDa programı ile gerçekleştirilmiştir.

3.4. AMPİRİK BULGULAR

Mekansal korelasyonun varlığını araştırmak amacıyla yapılan bu çalışmada kredilerin mekansal dağılımına ait harita Şekil 1'de gösterilmiştir. Şekil 1'deki haritaya bakarak mekansal ardışık bağımlılıktan söz edilebilir. Çünkü birbirine benzeyen iller kümelenmiş ve aynı renktedir. Haritada görülen en koyu renkler kamu bankalarında en fazla nakdi kredi çeken illere işaret etmektedir.



Şekil 1:Türkiye'nin İllere Ait Kamu Bankalarında Çekilen Nakdi Kredi Verilerinin Mekansal Dağılımı

Mekansal ardışık bağımlılığın gerçekten olup olmadığı Moran I ve LM test istatistikleri ile araştırılmıştır. Mekansal ağırlık matrisi 81×81 boyutlu olup ağırlık matrisi hem sınırdaşlığa hem de uzaklığa bağlı olarak oluşturulmuştur. Sınırdaşlığa bağlı olarak kale ve vezir komşuluk tanımına göre ağırlık matrisi oluşturulmuştur.

Uzaklığa bağlı olarak da en yakın 4 komşu ve kritik değer komşuluğu tanımına bağlı olarak ağırlık matrisi oluşturulmuştur. Ancak bu ağırlık matrisleri ile ilgili yapılan uygulamada mekansal bağımlılık yalnızca kale komşuluğunda çıkmıştır. Bu ağırlık matrisi vasıtası ile Moran I ve LM istatistikleri hesaplanarak uygun model seçimi yapılmıştır.

Kamu bankalarında çekilen nakdi krediler için oluşturulan klasik regresyon modelinin en küçük kareler tahminleri aşağıda Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1: Kamu Bankalarında Çekilen Nakdi Krediler İçin EKK Sonuçları

Değişken Adı	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> istatistiği	Olasılık (<i>p</i>)
Sabit Terim (c)	7,033	0,435	16,157	0,000
β	-0,316	0,043	-7,284	0,000
$R^2 = 0,402$		F = 53,051		Olasılık (F) = 2,134
Düzeltilmiş $R^2 = 0,394$		AIC = 129,382		SC = 134,171

Komşuluk tanımına göre hesaplanan Moran I ve LM istatistikleri ise aşağıdaki Tablo 2'de gösterilmiştir.

Tablo 2: Spesifikasyon (Belirleme) Testleri

Mekansal Bağımlılık İçin Testler		
Testin Adı	Hesaplanan Değer	Olasılık Değeri
Moran I	3,262	0,001
LM_ρ	3,300	0,069
LM_λ	8,596	0,003
$LM_{\rho\lambda}$	8,605	0,014
Sağlam LM_ρ	0,009	0,926
Sağlam LM_λ	5,305	0,021

Tablo 2'de verilen Moran I istatistiğine göre, verilerde mekansal ardışık bağımlılık olduğu görülmüştür. Uygun mekansal ardışık bağımlılık yapısına karar verme aşamasında LM istatistikleri göz önünde bulundurulur. $LM_{SARMA}(LM_{\rho\lambda})$

istatistiği ardışık bağımlılığın her iki yapısının mevcut olacağına işaret etmektedir. $LM_{LAG}(LM_\rho)$ ve $LM_{ERROR}(LM_\lambda)$ istatistiklerinin her ikisi anlamlı olduğunda sağlam LM istatistiklerine bakılır. Sağlam LM istatistiklerine göre Sağlam LM_λ istatistiği daha anlamlı olduğuna göre Nakdi Krediler için uygun model, mekansal hata modelidir. Bu modele ait tahmin sonuçları aşağıdaki Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3: Mekansal Hata Modeli - Maksimum Olabilirlik Tahmini

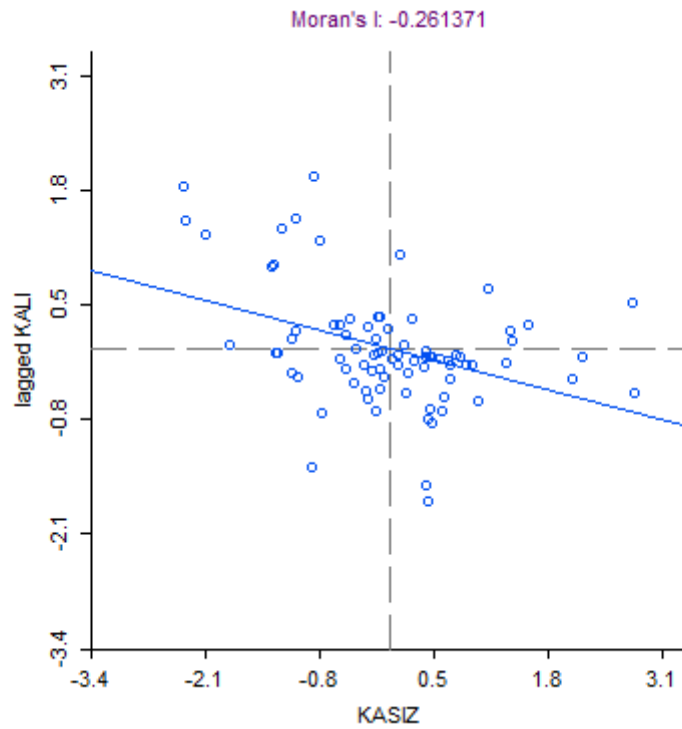
Değişken Adı	Katsayı	Standart Hata	z değeri	Olasılık (p)
Sabit Terim (c)	6,826	0,444	15,359	0,000
β	-0,296	0,044	-6,669	0,000
λ	0,473	0,128	2,885	0,003
$R^2 = 0,998$		Logaritmik Olabilirlik = -58,947		
AIC = 121,894		SC = 126,683		

Mekansal hata modelinin tahmin edilen katsayıları klasik regresyon modeline nazaran daha anlamlıdır. Mekansal hata modelindeki mekansal bağımlılık veya mekansal etkileşimin katsayısı λ 'nın tahmin edilen değeri 0,473'tür. Burada pozitif ardışık bağımlılığın güçlü olduğu söylenebilir. Uygulama sonuçları göstermektedir ki finans açısından iller bazında yayılma etkisi vardır. Bu durum nakdi kredi politikaları açısından önemlidir.

Yaşanılan ilde ya da bölgede birbirinden farklı sosyo-ekonomik seviye, kültür, yaşayış vb. farklılıklara sahip olduğu kabul edilmesine rağmen bölgeler arasındaki etkileşim görmezden gelinemez. Finansal yakınsamanın olup olmadığı Tablo 3'teki tahmin edilen β katsayısının anlamlılığına ve işaretine bağlıdır. Bu katsayı istatistiksel olarak anlamlı olduğundan ve işareti negatif olduğundan Türkiye'de iller bazında yakınsama olduğu görülmektedir.

AIC ve SC değerleri açısından mekansal hata modelinin, klasik regresyon modeline göre çok daha küçük AIC ve SC değerlerine sahip olduğu görülmektedir. Bu da verilerimiz için uygun modelin mekansal ekonometrik model olduğunun diğer bir kanıtıdır.

Mekansal hata modelinin maksimum olabilirlik yöntemiyle tahmin sonucunda elde edilen kalıntıların serpilme çizimi ise aşağıda şekil 2'de verilmiştir.



Şekil 2: Mekansal Hata Modeline Ait Kalıntıların Serpilme Çizimi

Şekil 2'de görüldüğü gibi Moran I istatistiği -0,261371 değerine sahip olup bu değer sıfıra oldukça yakındır. Bu nedenle verilerin mekansal hata modeli ile tahmin edilmesinin mekansal ardışık bağımlılığı giderdiği söylenebilir.

3.5. SONUÇ

Mekansal ekonometri, kesit ve panel verilerdeki var olan mekansal etkiyi içeren ekonometrik yöntemlerden oluşan ekonometrinin bir alt dalıdır. Mekansal analiz, verilerden bilgiye ulaşma ve analitik yöntemlerin coğrafi veriler ile test edilmesidir. Bir çok sosyal bilim dallarına ait verilerin uzayda bulunan konumları ekonometri bilimi adına önemlidir. Çünkü uzayda bulunan konumlar nedeniyle gözlemlenen veriler arasında mekansal bağımlılık ortaya çıkar. Mekansal ekonometri ise bu mekansal bağımlılık temelleri üzerine kurulmuştur.

Mekansal ekonometrik modellerin tanıtımı ve maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin yöntemini gösteren bu çalışmada, örnek olay olarak finans göstergelerinden biri olan nakdi krediler kullanılmıştır. Mekansal bağımlılığın yanı sıra yakınsama analizi de araştırılmıştır. Türkiye'de 81 il için 1999 ve 2012 yıllarına ait veriler kullanılmıştır. Yakınsama analizi yapılarak model kurulmuştur. Komşu illere ait çekilen nakdi kredi verileri için mekansal ağırlıklar oluşturulmuştur.

Mekansal bağımlılığı araştırmak amacıyla kale, vezir, en yakın 4 komşu ve kritik değer gibi komşuluk tanımları dikkate alınmıştır. Bu komşuluk tanımlarına göre kale komşuluğunda mekansal bağımlılık bulgusuna ulaşılmıştır. Kale komşuluğuna göre model tahmini yapılmış ve LM istatistiklerine göre uygun modelin mekansal hata modeli olduğu tespit edilmiştir. Böylece iller arasında finansal yayılma etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Mekansal hata modeline ait sonuçların EKK sonuçlarına göre hem katsayıların anlamlılığı hem de AIC ve SC kriterleri açısından daha iyi olduğu gözlemlenmiştir.

Mekansal hata modeli sonuçlarına göre 1999 ve 2012 yıllarında iller bazında finansal yakınsama olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu da az gelişmiş illerin ya da bölgelerin çok gelişmiş il ya da bölgeleri belli bir süre sonra yakalayacağı anlamına gelir. Böylece iller arasında finansal yayılma etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

İller arasındaki farklı sosyo-ekonomik seviye, kültür, yaşayış vb. farklılıklara rağmen iller arasında bilgi yayılımı, birbirinden etkilenme gibi bulgulara ulaşılmıştır.

81 il bazında incelenen verilere göre, bir yakınsama bulgusu elde edilmiştir ve Türkiye'de 81 ilin finansal açıdan birbirini yakalayacağı anlaşılmıştır. Uzun dönem açısından da değerlendirildiğinde bu mümkündür. Şekil 1'de de görüleceği üzere iller arasında eşitsizlik mevcut olup yakınsama analizine göre iller arası eşitsizlik belli bir zamandan sonra kapanabilir. Nitekim yapılan analizlerde yıllar sonra 81 il arasında finansal açıdan bir fark olmayacağı söylenebilir.

Ek-1: UYGULAMA SONRASI ELDE EDİLEN EKK TAHMİN ÇIKTISININ ÖZETİ

SUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION

Data set : tez

Dependent Variable : KALI Number of Observations : 81

Mean dependent var : 3.89197 Number of Variables : 2

S.D. dependent var : 0.67834 Degrees of Freedom : 79

R-squared : 0.401746 F-statistic : 53.051

Adjusted R-squared : 0.394174 Prob(F-statistic) : 2.1335e-010

Sum squared residual : 22.298 Log likelihood : -62.6909

Sigma-square : 0.282253 Akaike info criterion : 129.382

S.E. of regression : 0.531275 Schwarz criterion : 134.171

Sigma-square ML : 0.275284

S.E of regression ML : 0.524675

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Probability
----------	-------------	-----------	-------------	-------------

CONSTANT	7.033485	0.4353341	16.15652	0.00000
----------	----------	-----------	----------	---------

KASIZ	-0.3155898	0.04332875	-7.283612	0.00000
-------	------------	------------	-----------	---------

REGRESSION DIAGNOSTICS

MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 14.681340

TEST ON NORMALITY OF ERRORS

TEST	DF	VALUE	PROB
Jarque-Bera	2	33.7903	0.00000

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	1	18.1661	0.00002
Koenker-Bassett test	1	7.5710	0.00593

SPECIFICATION ROBUST TEST

TEST	DF	VALUE	PROB
White	2	16.7631	0.00023

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

FOR WEIGHT MATRIX : tez.gal

(row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.2344	3.2626	0.00110
Lagrange Multiplier (lag)	1	3.2996	0.06930
Robust LM (lag)	1	0.0087	0.92581
Lagrange Multiplier (error)	1	8.5963	0.00337
Robust LM (error)	1	5.3054	0.02126
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	8.6050	0.01353

Ek-2: MEKANSAL HATA MODELİ İÇİN MAKSİMUM OLABİLİRLİK TAHMİNİ

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL ERROR MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION

Data set	: tez		
Spatial Weight	: tez.gal		
Dependent Variable	: KALI	Number of Observations	: 81
Mean dependent var	: 3.891966	Number of Variables	: 2
S.D. dependent var	: 0.678340	Degrees of Freedom	: 79
Lag coeff. (Lambda)	: 0.368184		
R-squared	: 0.473473	R-squared (BUSE)	: -
Sq. Correlation	: -	Log likelihood	: -58.947223
Sigma-square	: 0.242279	Akaike info criterion	: 121.894
S.E of regression	: 0.492218	Schwarz criterion	: 126.683

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
CONSTANT	6.826399	0.4444499	15.35921	0.00000
KASIZ	-0.2956421	0.0443289	-6.669287	0.00000
LAMBDA	0.3681844	0.1276001	2.885455	0.00391

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	1	17.2852	0.00003

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL ERROR DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : tez.gal

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	7.4874	0.00621

KAYNAKÇA

Ağayev S., (2012), *Geçiş Ekonometrilerinde Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi*, Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi YIL 2012, CİLT XXXII, SAYI I, S. 155-164.

Anselin, L. (1988a), *Spatial Econometrics, Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht.

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

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

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

Anselin, L. and O. Smirnov (1996), Efficient Algorithms for Constructing Proper Higher Order Spatial Lag Operators, *Journal of Regional Science*, 36, 67-89.

Anselin, L. (2003a), Spatial Externalities, *International Regional Science Review*, 26 (2), 147-52.

Anselin, L. (2003b), Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics. *International Regional Science Review*, 26 (2), 153 - 66.

Anselin L. and A. Bera (1998) Spatial Dependence in Linear Regression Models with An Introduction to Spatial Econometrics. In A. Ullah and D.E. Giles (eds), *Handbook of Applied Economic Statistics*. New York: Marcel Dekker, ss. 237 - 89.

Anselin, L. (2006), Spatial Econometrics, *Palgrave Handbook of Econometrics: Econometry Theory*, Vol: , Ed. by T. Mills, K. Patterson, Basingstoke Palgrave Macmillan.

Arbia, G. (2005), Spatial Econometrics, *Statistical Foundations and Application to Regional Convergence*, Springer-Verlag, Berlin.

Aslan, Ö. ve H. L. Korap, (2006), *Türkiye’de Finansal Gelişme Ekonomik Büyüme İlişkisi*, Muğla Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi (İLKE), Güz, Sayı: 17.

Baltagi B. H. and D. Li (2001a) Double Length Artificial Regressions for Testing Spatial Dependence. *Econometric Reviews* , 20(1), 31-40.

Baltagi B. H. and D. Li (2001b) LM Tests for Functional Form and Spatial Error Correlation. *International Regional Science Review* , 24(2), 194-225.

Bera A. K. and C. R McKenzie (1986), Alternative Forms and properties of the Score Test, *Journal of Applied Statistics*, 13, 13 - 25.

Bera, A.K. and M.J. Yoon (1993), Specification Testing with Misspecified Alternatives, *Econometric Theory*, 9, 649-658.

Burridge, P. (1980), On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation, *Journal of the Royal Statistical Society B*, 42, 107-108.

Cliff, A. and J. K. Ord (1972) , Testing for Spatial Autocorrelation among Regression Residuals, *Geographic Analysis*, 4, 267-284.

Cliff, A. and J. K. Ord (1973), *Spatial Autocorrelation*, Pion, London.

Cliff, A. and J. K. Ord (1981), *Spatial Processes: Models and Application*, Pion, London.

Conley, T. G. and G. Topa (2002), Socio - Economic Distance and Spatial Patterns in Unemployment. *Journal of Applied Econometrics*. 17, 303-27.

Çolak, Ö. F., Çermikli, A. H. (1997), *Para Banka Sözlüğü*, Ankara: Alkım Kitapçılık Yayıncılık.

Erim, N. ve A. Türk, (2005), *Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme*, Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi (10) 2005 / 2 : 21-45.

Florax, R. , S. Rey (1995), The Impacts of Misspecified Spatial Interaction in Linear Regression Models, in L. Anselin and R. Florax (eds.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer-Verlag, Berlin, 111-135.

Karaalp, H. S. , F. Erdal, (2012), *Sanayileşmenin Bölgesel Yıkılması ve Komşu İllerin Büyümesi Gelir Farklılıklarını Arttırır mı? Türkiye için Bir β Yakınsama Analizi*, Ege Akademik Bakış, Cilt. 12, S. 4, s.s. 745-486, Erişim tarihi: 07.07.2014
http://www.onlinedergi.com/makaledosyaları/51/pdf2012_4_4.pdf

Kelejian, H. H. and D. P. Robinson (1992), Spatial Autocorrelation: A New Computationally Simple Test with an Application to Per Capita Country Police Expenditures, *Regional Science and Urban Economics*, 22, 317-331.

Kelejian, H. H. and D. P. Robinson (1992), Spatial Autocorrelation: Any Computationally Simple Test with an Application to per Capita Country Police Expenditures. *Regional Science and Urban Economics*. 22, 317-33.

Kelejian, H. H. and I. R. Prucha, (2002) 2SLS and OLS in a Spatial Autoregressive Model with Equal Spatial Weights. *Regional Science and Urban Economics*. 32(6), 691-707.

Lee, L. - F. (2002), Consistency and Efficiency of Least Squares Estimation for Mixed Regressive, Spatial Autoregressive Models. *Econometrics Theory* 18(2), 252-77.

Moran, P (1950a), "Notes on Continuous Stochastic Phenomena", *Biometrika*, 37, 17-23.

Moran, P (1950b), "A Test for the Serial Independence of Residuals", *Biometrika* 37, 178-181.

Özcan, B. ve A. Arı, (2011), *Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Ampirik Bir Analizi: Türkiye Örneği*, Business and Economics Research Journal Volume 2 .Number 1 . 2011 pp. 121-142 ISSN: 1309-2448. Erişim Tarihi: 01.07.2014

[http://www.berjournal.com/wpcontent/plugins/downloadsmanager/upload/BERJ%202\(1\)11%20article7%20pp.121-142.pdf](http://www.berjournal.com/wpcontent/plugins/downloadsmanager/upload/BERJ%202(1)11%20article7%20pp.121-142.pdf)

Özdemir, D. (2003), *Türkiye'de Bölgeler Arası Gelir Farklılıkları ve Yakınsama*, Yüksek Lisans Tezi, Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı.

Piras, G. and G. Arbia, (2007), *Convergence Unper-Capita GDP Across EU-Nuts2 Regions Using Panel Data Models Extended To Spatial Autocorrelations Effects*, *Statistica*, Anno LXVII, n. 2, Erişim Tarihi: 08.07.2014
file:///C:/Users/DELL/Downloads/3513-8911-1-SM.pdf

Parasız, İ. (2000), *Para Banka ve Finansal Piyasalar*, Bursa: Ezgi Kitabevi 7. Baskı Ocak 2000.

Viton, P. A. (2010), *Notes on Spatial Econometric Models*, City And Regional Planning 870.03, March 2, 2010, Erişim Tarihi: 07.06.2014
<http://facweb.knowlton.ohio-state.edu/pviton/courses2/crp8703/spatial.pdf>

Zeren, F. (2010), Mekansal Etkileşim Analizi, *Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Sayı: 12, İstanbul, ss. 20-31.

Zeren, F., Yılcı, V. (2011), *Türkiye'de Bölgeler Arası Gelir Yakınsaması: Rastsal Katsayılı Panel Veri Analizi Uygulaması*, Business and Economics Research Journal Volume 2 Number1, 2011 ss. 143-151.

<https://www.tcmb.gov.tr>