

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

**MEKÂNSAL PSEUDO PANEL VERİ MODELLERİ:  
TÜRKİYE İÇİN MİNCER ÜCRET DENKLEMLERİNİN  
İNCELENMESİ**

Doktora Tezi

GİZEM KAYA AYDIN

İSTANBUL, 2021



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

**MEKÂNSAL PSEUDO PANEL VERİ MODELLERİ:  
TÜRKİYE İÇİN MİNCER ÜCRET DENKLEMLERİNİN  
İNCELENMESİ**

Doktora Tezi

GİZEM KAYA AYDIN

Danışman: PROF. DR. SELAHATTİN GÜRİŞ

İSTANBUL, 2021



## ÖZ

# MEKANSAL PSEUDO PANEL VERİ MODELLERİ: TÜRKİYE İÇİN MINCER ÜCRET DENKLEMLERİNİN İNCELENMESİ

KAYA AYDIN, Gizem

Doktora Tezi

Ekonometri ABD

Ekonometri Programı

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Selahattin GÜRİŞ

Ağustos 2021, 159 sayfa

Panel veriler aynı birimlere ait yatay kesit verilerinin belirli bir dönem için bir araya getirilmesiyle oluşturulur. Fakat mikro veri setleri göz önünde bulundurulduğunda aynı birimleri ilgili dönem içinde takip etmek zorlaştığı bilinmektedir. Bu nedenle tekrarlı kesit verilerinden kümeler oluşturularak elde edilen verilere panel veri modellerinin uygulanmasıyla pseudo panel veri modelleri geliştirilmiştir. Kesit verilerinin analizinden her bir yıl için ayrı ayrı sonuçların elde edilmesinden, bu veriler her dönem için tekrarlı olduğu takdirde, karakteristik özellikleri takip etmek bakımından pseudo panel veri modellerinin kullanılması daha doğru sonuçlar verecektir. Türkiye’de ekonometrik yöntem olarak bilindiği kadarıyla pseudo panel verileri kullanılarak yapılan çalışma sayısı oldukça azdır. Ayrıca mekânsal etkilerin de pseudo panel veri modellerine adapte edilmesi ekonometri literatüründe yeni bir uygulama alanı yaratmaktadır. Bu nedenle pseudo panel veri modellerinin mekânsal modellere uygulanmasıyla elde edilen modellerin ekonometrik olarak incelenmesinin amaçladığı bu tezin literatüre katkısı olacağı düşünülmektedir. Coğrafi etkilerin mikro verilerdeki değişkenler üzerindeki etkisi, Türkiye İstatistik Kurumu’nun (TÜİK) Hanehalkı işgücü araştırması (HİA) mikro veri setleri kullanılarak 2004-2015 yıllarında işgücü istatistiklerine dair parametreler

yardımıyla incelenmiştir. Öncelikle doğum yıllarına göre kümeler oluşturularak pseudo panel veri seti elde edilmiş, sonrasında ücret denklemleri olarak da bilinen Mincer ücret denklemleri Türkiye’de 12 bölge için mekânsal panel veri modelleri ile tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre iktisadi olarak ücretlerde bölgelere göre mekânsal ilişkinin var olduğu gözlemlenmiştir.

Sonuç olarak, mekânsal pseudo panel veri modellerinin tanıtımı ve uygulanması, panel verilerinin yokluğunda ve birimler arasında mekansal ilişkilerin varlığında çalışmalarında tekrarlanan yatay kesit verileri kullanan diğer araştırmacılar için faydalı olacaktır.

**Anahtar Sözcükler:** *Ücret Denklemleri, Pseudo Panel Veri Analizi, Mekânsal Panel Veri Analizi*

## **ABSTRACT**

# **SPATIAL PSEUDO PANEL DATA MODELS: INVESTIGATION OF MINCER'S WAGE EQUATION FOR TURKEY**

KAYA AYDIN, Gizem

Ph.d Thesis

Econometrics Department

Econometrics Programme

Adviser of Thesis: Prof. Dr. Selahattin GÜRİŞ

August 2021, 159 pages

Panel data are created by combining the cross-sectional data of the same units for a specific period. However, considering micro data sets, it is known that it becomes difficult to keep track of the same units in the relevant period. For this reason, pseudo panel data models have been developed by creating clusters from repeated cross-sectional data. Rather than obtaining separate results for each year from the analysis of the cross-sectional data, if they are repeated for each period, using pseudo panel data models to follow the similar characteristic features gives more accurate results. As far as is known, number of studies done using the pseudo data panel are quite poor in Turkey. In addition, the adaptation of spatial effects to pseudo panel data models creates a new application area in econometrics literature. For this reason, this thesis, which aims to econometrically examine the models obtained by applying pseudo panel data models to spatial models, will contribute to the literature. The impact on the effects of geographical variables in the microdata of Household Labor Force Survey which is collected by Turkish Statistical Institute (Turkstat) were examined using parameters about the labor statistics in the years from 2004 to 2015. First, it is obtained a pseudo panel data by creating clusters according to birth-years, after Mincer wage equations were estimated with

spatial panel data models for 12 regions in Turkey. Finally, it has been observed that there is a spatial relationship in terms of economic wages between regions.

As a result, the introduction and application of spatial pseudo panel data models will be useful for other researchers who use repeated cross-sectional data in their research in the absence of panel data and the presence of spatial relations between units.

**Keywords:** *Wage Equations, Pseudo Panel Data Analysis, Spatial Panel Data Analysis*



## ÖNSÖZ

*Doktora öğrenimim boyunca bana gerek bir tez danışmanı olarak gerekse karamsarlığa kapıldığım da bir büyüğüm olarak desteğini hiçbir zaman esirgemeyen Saygıdeğer Hocam Prof. Dr. Selahattin Güriş'e, bir akademisyen olarak örnek aldığım ve bilgileri ile her zaman desteğini gördüğüm Prof. Dr. Ebru Çağlayan'a teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca 16 yıldır bana her türlü destek olan, iyi kötü her anımda yanımda olan dosttan öte insanlar Gizem Erkunt ve Feyza Yedikardeş'e; beni yetiştiren, beni iyi şekilde yönlendiren ve hep bana destek olan güzel ailem; anneme babama ve ablama; bilgileri, tavsiyeleri ve dost desteğiyle yüksek lisansımdan beri yanımda olan Merve Kumaş'a; sevgili dostlarım Özge Uyumaz ve Berker Pandır'a; harika bir akademisyen olacağına inandığım Aycan Pekpazar'a; tez sürecinde bana her anlamda umut olan sevgili eşim Umut Aydın'a; yüksek lisanstan beri desteğini hep hissettiğim başta çok sevdiğim hocam Prof. Dr. Raziye Selim'e ve Prof. Dr. Özgür Kayalica'ya; tez formatında bana yardımcı olan Tuğçe Çağlayan'a, İTÜ İşletme Mühendisliği Sayısal Yöntemler çalışma grubuna ve son olarak idolüm olan zekâsına ve akademik bilgisine gıpta ettiğim bana her türlü her zaman bir baba gibi destek olan tatlı hocam Prof. Dr. Burç Ülengin ve sevgili eşi Prof. Dr. Füsun Ülengin'e sonsuz teşekkürlerimi sunarım.*

İstanbul, 2021

Gizem KAYA AYDIN



## İÇİNDEKİLER

Sayfa No.

|                                                                                                                 |      |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------|
| ÖZ .....                                                                                                        | i    |
| ABSTRACT .....                                                                                                  | iii  |
| ÖNSÖZ .....                                                                                                     | v    |
| İÇİNDEKİLER .....                                                                                               | vii  |
| TABLO LİSTESİ .....                                                                                             | xiii |
| ŞEKİL LİSTESİ .....                                                                                             | xv   |
| KISALTMALAR .....                                                                                               | xvii |
| GİRİŞ .....                                                                                                     | 1    |
| 1. PANEL VERİ VE PSEUDO PANEL VERİ MODELLERİ .....                                                              | 5    |
| 1.1 Panel Veri Modellerinin Tanıtımı .....                                                                      | 5    |
| 1.2 Sabit Katsayılarla Sahip (Klasik) Modeller .....                                                            | 7    |
| 1.3 Tek Yönlü Modeller .....                                                                                    | 8    |
| 1.3.1 Birim Etkiler Modeli .....                                                                                | 8    |
| 1.3.1.1 Sabit Etkiler Modeli .....                                                                              | 8    |
| 1.3.1.1.1 Birinci Farklar Yöntemi .....                                                                         | 9    |
| 1.3.1.1.2 Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi .....                                                       | 10   |
| 1.3.1.1.3 Grup İçi Tahmin Yöntemi .....                                                                         | 11   |
| 1.3.1.1.4 Gruplar Arası Tahmin Yöntemi .....                                                                    | 12   |
| 1.3.1.1.5 En Yüksek Olabilirlik Yöntemi .....                                                                   | 12   |
| 1.3.1.1.6 Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi ve Esnek<br>Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi ..... | 13   |
| 1.3.1.2 Tesadüfi Etkiler Modeli .....                                                                           | 13   |

|                                                                          |           |
|--------------------------------------------------------------------------|-----------|
| 1.3.1.2.1 En Yüksek Olabilirlik Yöntemi.....                             | 14        |
| 1.3.1.2.2 Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi .....                | 15        |
| 1.3.2 Zaman Etkileri Modeli.....                                         | 17        |
| 1.4 Çift Yönlü Modeller .....                                            | 17        |
| 1.5 Panel Veri Modellerinin Testi .....                                  | 19        |
| 1.5.1 F Testi, Olabilirlik Oranı (LR) ve Breusch-Pagan Testi.....        | 19        |
| 1.5.2 Hausman Testi .....                                                | 20        |
| 1.5.3 Değişen Varyans, Otokorelasyon ve Yatay Kesit Bağımlılığı .....    | 21        |
| 1.6 Pseudo Panel Veri Modelleri.....                                     | 22        |
| 1.6.1 Pseudo Panel Veri Modellerinin Tanıtımı .....                      | 22        |
| 1.6.1.1 Tek Yönlü Sabit Katsayılı Pseudo Panel Veri Modelleri .....      | 23        |
| 1.6.2 Pseudo Panel Veri Kullanılarak Literatürde Yapılan Çalışmalar..... | 30        |
| <b>2. MEKÂNSAL MODELLER .....</b>                                        | <b>35</b> |
| 2.1 Mekânsal Ekonometri.....                                             | 35        |
| 2.2 Mekânsal Heterojenlik ve Mekânsal Bağımlılık .....                   | 36        |
| 2.3 Mekânsal Matrislerin Çeşitleri ve Oluşturulması.....                 | 37        |
| 2.4 Mekânsal Bağımlılığın Testi .....                                    | 39        |
| 2.4.1 Moran I Testi .....                                                | 40        |
| 2.4.2 Lagrange Çarpanı (LM) Testi .....                                  | 41        |
| 2.4.3 Robust (Berk) LM Testi.....                                        | 42        |
| 2.5 Mekânsal Kesit Veri Modelleri .....                                  | 43        |
| 2.5.1 Mekânsal Gecikme Modeli (SAR) .....                                | 44        |
| 2.5.2 Mekânsal Hata Modeli (SEM).....                                    | 45        |
| 2.5.3 Mekânsal Durbin Modeli (SDM ve SDEM).....                          | 45        |

|                                                                                    |           |
|------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| 2.5.4 Mekânsal Otokorelasyon Modeli (SAC) .....                                    | 46        |
| 2.5.5 Mekânsal Gecikme Modeli (SLX).....                                           | 46        |
| 2.6 Mekânsal Modellerin Tahmininde Kullanılan Yöntemler .....                      | 46        |
| 2.6.1 En Yüksek Olabilirlik Yöntemi (ML) .....                                     | 46        |
| 2.6.2 Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GMM) .....                               | 48        |
| 2.6.3 Araç Değişkenler Yöntemi (IV) .....                                          | 49        |
| 2.7 Doğrudan ve Dolaylı Etkiler .....                                              | 50        |
| 2.8 Mekânsal Kesit Modellerinde Çalışmalarda Uygulanan Adımlar .....               | 53        |
| <b>3. MEKÂNSAL PANEL VERİ VE MEKÂNSAL PSEUDO PANEL VERİ<br/>MODELLERİ.....</b>     | <b>57</b> |
| 3.1 Mekânsal Panel Veri Modellerinin Tanıtımı.....                                 | 57        |
| 3.2 Sabit Etkiler Mekânsal Panel Veri Modelleri.....                               | 61        |
| 3.2.1 Sabit Etkiler Mekânsal Gecikme Panel Veri Modeli (SAR FE).....               | 61        |
| 3.2.2 Sabit Etkiler Mekânsal Hata Panel Veri Modeli (SEM FE) .....                 | 62        |
| 3.2.3 Sabit Etkiler Modellerinde Sapma Düzetmesi.....                              | 64        |
| 3.3 Tesadüfi Etkiler Mekânsal Panel Veri Modelleri .....                           | 65        |
| 3.3.1 Tesadüfi Etkiler Mekânsal Gecikme Panel Veri Modeli (SAR RE) 65              |           |
| 3.3.2 Tesadüfi Etkiler Mekânsal Hata Panel Veri Modeli (SEM RE).....               | 66        |
| 3.4 Sabit Etkiler Mi Tesadüfi Etkiler Mi? .....                                    | 68        |
| 3.5 Mekânsal Panel Veri Modellerinde Çalışmalarda Uygulanan Adımlar ..             | 71        |
| 3.6 Mekânsal Ekonometrik Modeller Kullanılarak Yapılan İşgücü Çalışmaları<br>..... | 73        |
| 3.7 Mekânsal Pseudo Panel Veri Modelleri .....                                     | 75        |
| 3.7.1 Mekânsal Pseudo Panel Veri Modellerinin Tanıtımı .....                       | 76        |
| 3.7.2 Mekânsal Pseudo Panel Veri Modellerinin Gösterimi .....                      | 76        |

|                                                                                           |    |
|-------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| 3.7.2.1 Sabit Etkiler Mekânsal Gecikmeli Pseudo Panel Veri Modeli ....                    | 77 |
| 3.7.2.2 Sabit Etkiler Mekânsal Pseudo Panel Hata Modeli .....                             | 79 |
| 3.7.3 Mekânsal Pseudo Panel Veriler Kullanılarak Literatürde Yapılmış Örnek Çalışma ..... | 81 |

#### **4. UYGULAMA: MEKÂNSAL PSEUDO PANEL VERİ MODELLERİ KULLANILARAK ÜCRET DENKLEMLERİNİN TAHMİN EDİLMESİ..**

|                                                              |     |
|--------------------------------------------------------------|-----|
| .....                                                        | 85  |
| 4.1 Uygulamanın Konusu .....                                 | 85  |
| 4.2 Uygulamada Kullanılan Veri .....                         | 88  |
| 4.2.1 Ücret / Gelir .....                                    | 89  |
| 4.2.2 Deneyim .....                                          | 89  |
| 4.2.3 Eğitim Seviyesi .....                                  | 90  |
| 4.2.4 Cinsiyet .....                                         | 90  |
| 4.2.5 Medeni Durum .....                                     | 90  |
| 4.2.6 Çalışma Şekli .....                                    | 90  |
| 4.2.7 Çalışma Saati .....                                    | 91  |
| 4.2.8 İş Kodu .....                                          | 91  |
| 4.2.9 Bölge .....                                            | 91  |
| 4.2.10 Doğum Yılı .....                                      | 91  |
| 4.2.11 Kümelerin ve Mekânsal Matrislerin Oluşturulması ..... | 92  |
| 4.3 Tanımlayıcı İstatistikler .....                          | 93  |
| 4.4 Analiz Sonuçları .....                                   | 101 |
| 4.4.1 Yatay Kesit Verisinin Regresyon Sonuçları .....        | 101 |
| 4.4.2 Havuzlanmış Verinin Regresyon Sonuçları .....          | 103 |
| 4.4.3 Pseudo Panel Verinin Regresyon Sonuçları .....         | 108 |

|                                                                                               |            |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------|------------|
| 4.4.3.1 İki Yönlü Sabit Etkiler Pseudo Panel Veri Modeli .....                                | 109        |
| 4.4.4 Mekânsal Pseudo Panel Veri Regresyon Sonuçları .....                                    | 111        |
| 4.4.4.1 İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal Gecikmeli/Otoregresif Pseudo Panel Veri Modeli ..... | 111        |
| 4.4.4.2 İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal Hata Pseudo Panel Veri Modeli .....                  | 112        |
| 4.4.4.3 İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal Otokorelasyon Pseudo Panel Veri Modeli .....         | 114        |
| 4.4.4.4 İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal Durbin Pseudo Panel Veri Modeli .....             | 116        |
| 4.4.4.5 İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal Durbin Hata Pseudo Panel Veri Modeli .....        | 118        |
| 4.4.4.6 İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal X'in Gecikmesi Pseudo Panel Veri Modeli .....     | 120        |
| 4.5 Modellerin Karşılaştırılması .....                                                        | 122        |
| 4.6 Uygulamanın Yorumlanması .....                                                            | 134        |
| <b>SONUÇ .....</b>                                                                            | <b>141</b> |
| <b>EKLER .....</b>                                                                            | <b>145</b> |
| <b>KAYNAKÇA .....</b>                                                                         | <b>153</b> |



## TABLO LİSTESİ

|                                                                                                 |     |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| <b>Tablo 1.1:</b> N, C ve $n_c$ Değerlerine Göre Uygun Tahminciler.....                         | 28  |
| <b>Tablo 1.2:</b> Literatürdeki Çalışmalarda Kullanılan Büyüklükler.....                        | 28  |
| <b>Tablo 2.1:</b> Mekânsal Modellere Göre Doğrudan ve Dolaylı Etkiler.....                      | 52  |
| <b>Tablo 3.1:</b> Farklı Modeller için Uygun Uyum İyiliği Ölçüsü.....                           | 71  |
| <b>Tablo 4.1:</b> Yıllara Göre İstihdam Edilenlerin Doğum Yılı Gruplarına Göre<br>Dağılımı..... | 93  |
| <b>Tablo 4.2:</b> Yıllara Göre Ortalamalar Ve Standart Sapmalar.....                            | 94  |
| <b>Tablo 4.3:</b> Kümelere Göre Ortalamalar.....                                                | 96  |
| <b>Tablo 4.4:</b> Kategorik Değişkenlerin Bölgelere Göre Ortalama Frekansları .....             | 98  |
| <b>Tablo 4.5:</b> 2015 Yılı İçin Ücret Denkleminin Tahmini.....                                 | 101 |
| <b>Tablo 4.6:</b> Havuzlanmış Veriye Ait Regresyon Modeli Sonuçları .....                       | 104 |
| <b>Tablo 4.7:</b> Pseudo Verinin Havuzlanmış EKK Yöntemiyle Tahmin Sonuçları .....              | 107 |
| <b>Tablo 4.8:</b> Mekânsal Korelasyon Testlerinin Sonuçları.....                                | 108 |
| <b>Tablo 4.9:</b> İki Yönlü Sabit Etkiler Pseudo Panel Veri Modeli Sonuçları.....               | 109 |
| <b>Tablo 4.10:</b> Sabit Etkiler Mekânsal Gecikmeli/Otoregresif Pseudo Panel<br>Modeli.....     | 112 |
| <b>Tablo 4.11:</b> İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal Hata Pseudo Panel Veri Modeli.....          | 113 |

|                                                                                        |     |
|----------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| <b>Tablo 4.12:</b> İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal Otokorelasyon Pseudo Panel Veri    |     |
| Modeli.....                                                                            | 115 |
| <b>Tablo 4.13:</b> İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal Durbin Pseudo Panel Veri Modeli | 117 |
| <b>Tablo 4.14:</b> İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal Durbin Hata Pseudo Panel Veri   |     |
| Modeli.....                                                                            | 119 |
| <b>Tablo 4.15:</b> İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal Durbin Hata Pseudo Panel Veri   |     |
| Modeli.....                                                                            | 121 |
| <b>Tablo 4.16:</b> Havuzlanmış Veri ve Yatay Kesit Verisinin EKK Yöntemi ile Tahmin    |     |
| Sonuçları.....                                                                         | 122 |
| <b>Tablo 4.17:</b> Pseudo Panel Veri Modellerin Karşılaştırılması .....                | 131 |
| <b>Tablo 4.18:</b> Robust (Berk) Standart Hatalı İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal      |     |
| Otokorelasyon Pseduo Panel Veri Modeli.....                                            | 135 |
| <b>Tablo 4.19:</b> Katsayı Yorumlarının Özeti (%).....                                 | 138 |

## ŞEKİL LİSTESİ

|                                                                                              |     |
|----------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| Şekil 2.1: Mekansal Matrislerde Sırasıyla Kale, Fil ve Vezir Komşuluğu.....                  | 37  |
| Şekil 2.2: LM Testlerine Göre Mekânsal Modellerin Seçimi.....                                | 43  |
| Şekil 2.3: Mekânsal Modeller ve Kısıtlara Göre Elde Edilmesi.....                            | 44  |
| Şekil 4.1: Bölgelere Göre Reel Ortalama Ücretin Haritası.....                                | 95  |
| Şekil 4.2: Ortalama Reel Ücretler ve Deneyim Değişkenleri Arasındaki Serpilme<br>Çizimi..... | 99  |
| Şekil 4.3: 12 Bölgede Çalışanların 12 yıllık Ortalama Eğitim Yılı Değerleri.....             | 100 |
| Şekil 4.4: 12 Bölgede Çalışanların 12 yıllık Ortalama Deneyim Yılı Değerleri.....            | 100 |
| Şekil 4.5: 12 Bölgede Çalışanların 12 yıllık Ortalama Çalışma Saati Değerleri.....           | 100 |
| Şekil 4.6: Kümelerin Yıllar İçindeki Ortalama Reel Ücretleri.....                            | 127 |



## KISALTMALAR

|                                 |                                                       |
|---------------------------------|-------------------------------------------------------|
| <b><i>AR(1)</i></b>             | : 1. Dereceden Gecikmeli Otoregresif Model            |
| <b><i>AIC</i></b>               | : Akaike Bilgi Kriteri                                |
| <b><i>BIC</i></b>               | : Bayesyen Bilgi Kriteri                              |
| <b><i>CORR</i></b>              | : Korelasyon Katsayısı                                |
| <b><i>Düz-R<sup>2</sup></i></b> | : Düzeltilmiş R <sup>2</sup>                          |
| <b><i>EKK</i></b>               | : En Küçük Kareler Yöntemi                            |
| <b><i>EUROSTAT</i></b>          | : Avrupa İstatistik Ofisi                             |
| <b><i>GEKK</i></b>              | : Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi           |
| <b><i>GMM</i></b>               | : Genelleştirilmiş Moment Yöntemi                     |
| <b><i>GNS</i></b>               | : Yuvalanmış Genelleştirilmiş Mekânsal Model          |
| <b><i>HEKK</i></b>              | : Havuzlanmış En Küçük Kareler                        |
| <b><i>HİA</i></b>               | : Hanehalkı İşgücü Anketi                             |
| <b><i>IV</i></b>                | : Araç Değişkenler Yöntemi                            |
| <b><i>iid</i></b>               | : Bağımsız Özdeş Dağılım                              |
| <b><i>İBBS 1</i></b>            | : İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması-Düzey 1 |
| <b><i>İBBS 2</i></b>            | : İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması-Düzey 2 |

|                     |                                                |
|---------------------|------------------------------------------------|
| <b><i>LL</i></b>    | : Logaritmik Olabilirlik                       |
| <b><i>LM</i></b>    | : Lagrange arpanı                             |
| <b><i>LR</i></b>    | : Olabilirlik Oranı                            |
| <b><i>ML</i></b>    | : En Yksek Olabilirlik                        |
| <b><i>NACE</i></b>  | : Avrupa’da Ekonomik Faaliyetlerin Sınıflaması |
| <b><i>NUTS1</i></b> | : 1. Dereceden İstatistiksel Blge Birimleri   |
| <b><i>NUTS2</i></b> | : 2. Dereceden İstatistiksel Blge Birimleri   |
| <b><i>SAC</i></b>   | : Meknsal Otokorelasyon Modeli                |
| <b><i>SAR</i></b>   | : Meknsal Gecikme Modeli                      |
| <b><i>SEM</i></b>   | : Meknsal Hata Modeli                         |
| <b><i>SDM</i></b>   | : Meknsal Durbin Modeli                       |
| <b><i>SDEM</i></b>  | : Meknsal Durbin Hata Modeli                  |
| <b><i>SLX</i></b>   | : Meknsal X’in Gecikme Modeli                 |
| <b><i>SUR</i></b>   | : Grnrde İlişkisiz Regresyon                |
| <b><i>TFE</i></b>  | : Tketiciler Fiyat Endeksi                    |
| <b><i>TİK</i></b>  | : Trkiye İstatistik Kurumu                    |
| <b><i>Var</i></b>   | : Varyans                                      |
| <b><i>VŞÇ</i></b>   | : Varyans Şişirme arpanı                      |

## GİRİŞ

Ekonometri bilimi literatürdeki katkılarla beraber gelişmeye devam eden bir bilim dalıdır. Aynı birimlere ait kesit ve zaman serilerinin bir araya getirilmesiyle oluşan panel veri modelleri literatürde uzunca bir süredir birçok alanda kullanılmaktadır. Mikro düzeyde toplanan panel verilerdeki birimlerin, “panel aşınması” olarak belirtilen, çeşitli sebeplerle kayıp olması nedeniyle panel veriler genelde makro düzeyde ele alınmaktadır. Fakat son yıllarda literatürde Nobel ödüllü ekonomist Angus Deaton’ın (1985) katkılarıyla, mikro düzeydeki tekrarlı yıllara ait kesit verilerinden değişmeyen özellikler göz önünde bulundurularak kohort (cohort) olarak adlandırılan kümelerin oluşturulmasıyla pseudo panel veya literatürde diğer anılan isimleriyle sentetik/sözde panel veriler elde edilebilmektedir. Ayrıca sadece kesit verilerinin analizinden her bir yıl için ayrı sonuçların elde edilmesinden, bu veriler tekrarlı olduğu takdirde, pseudo panel veri modellerinin kullanılmasının daha doğru sonuçlar vereceği düşünülmektedir.

Hanehalkı ücretlerinin belirleyicileri ise literatürde Mincer’ın (1958, 1974) katkısıyla ilerlemiş gerek Türkiye bazında gerekse Dünya çapında birçok çalışmaya konu olmuştur. Fakat literatür ayrıntılı olarak incelendiğinde bu çalışmaların genellikle mikro düzeyde yatay kesit verileri ile yapıldığı görülmektedir. Ayrıca ücretleri bölgesel olarak inceleyen bazı çalışmalarda bölgeler arası etkileşimi modelleyen ve tutarlı sonuçlar veren mekânsal ekonometrik yöntemlerin ihmal edildiği görülmüştür. Bölgelerin sahip olduğu beşeri ve işgücü kaynakların mekânsal konumlara göre farklılık göstermesi, ücretlerde bölgeler arasında farklılıklar yaratmaktadır. Bu nedenle ücretin belirleyicilerinin modellenmesinde mekânsal etkilerin modele dâhil edilmesi daha doğru sonuçların elde edilmesine neden olacaktır. Ayrıca bilindiği gibi yatay kesit veri analizine göre panel veri modelleri heterojenliği hesaba katması ile değişkenliği yansıtmakta, çoklu doğrusal bağlantı problemini azaltmakta ve daha yüksek serbestlik derecesi ile etkinlik sağlamaktadır. Bilindiği kadarıyla literatürde pseudo panel verilere mekânsal etkileri dâhil edilen çalışma bulunmamaktadır. Bu nedenle bu tez çalışmasında Türkiye İstatistik Kurumu’nun (TÜİK) 2004-2015 yılları için Hanehalkı işgücü anketleri (HİA) kullanılarak tekrarlı kesit verileri doğum yılı gruplarına göre kümeler oluşturularak pseudo panel veri haline getirilmiş ve ücretin belirleyicileri mekânsal etkiler de

modele dâhil edilerek, kısacası mekânsal pseudo panel verilerin tanıtılarak kullanılması amaçlanarak, Mincer ücret denklemlerinin Türkiye için incelenmesi amaçlanmıştır. Çalışmada ilk olarak havuzlanmış ve bir yıla ait kesit veriler ile çalışılmış, küme ve mekân etkisi analiz dışı bırakılmıştır. Sonrasında ise veri 12 bölge ve 9 doğum yılı grubuna göre pseudo panel veri haline getirilerek havuzlanmış EKK yöntemi, sabit etkiler pseudo panel veri modelleri ve sabit etkiler mekânsal pseudo panel veri modelleriyle ücret denklemleri analiz edilmiş ve farklılıklar incelenmiştir.

Çalışma giriş ve sonuç bölümü hariç toplamda 4 bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünde çalışmanın genel çerçevesinden bahsedilmiştir. Birinci bölümde panel veri modelleri genel olarak tanıtılıp katsayıların birimlere ve/veya zamana göre değişip değişmediğine bağlı olarak sunulan modellere yer verilmiştir. Ayrıca panel veri modelleri için kullanılan tahmin yöntemleri ve uygun model seçimi için kullanılan testlerden de bahsedilmiştir. Yine bu bölümde pseudo panel verilerin tanıtımına yer verilerek pseudo panel verilerin bilinen panel verilerden farkına, hangi durumlarda kullanılabilirliğine, hangi tip verilerden pseudo panel veri yaratılabileceğine, literatürde pseudo panel veri modelleri kullanılarak yapılan çalışmalara yer verilmiştir. İkinci bölümde ise mekânsal modeller ele alınmış, mekânlar arasındaki ilişki kavramından bahsedilerek mekânsal modellerde kullanılan matris çeşitlerinden ve ağırlıklandırmalardan söz edilmiştir. Sonrasında mekânsal modeller tanıtılmış, mekânsal etkileşimde önemli olan doğrudan ve dolaylı etkilerden bahsedilmiştir. Son olarak mekânsal ekonometrik modellerin seçiminde önemli olan adımlar ve tahmininde kullanılan yöntemler anlatılmıştır. Üçüncü bölümde panel verilerde mekânsal ilişkilerin kullanımını ele alan mekânsal panel veri modelleri tanıtılmış, mekânsal panel veri modellerinde çalışmalarda uygulanan adımlardan bahsedilerek, mekânsal panel veri modelleri kullanılarak yapılan işgücü çalışmalarına yer verilmiştir. Yine bu bölümde tezin asıl konusu olan mekânsal pseudo panel veri modelleri tanıtılmıştır. Mekânsal pseudo panel verinin uygulanabileceği modeller ve veriler anlatılmıştır. Dördüncü bölümde ise çalışmada ilk olarak uygulamanın konusundan ve uygulamada kullanılan veriden bahsedilmiştir. Ücretin bileşenleri olan değişkenler anlatılmış ve literatürdeki Mincer ücret denklemlerinin kullanıldığı çalışmalardan bahsedilmiştir. Sonrasında kümelerin ve mekânsal matrislerin oluşturulması anlatılmıştır. Çalışmada kullanılacak olan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler ve istatistiklerin görsel

olarak özetlendiği ArcGIS programında hazırlanan haritalara da yine bu bölümde yer verilmiştir. Bir sonraki adımlarda ise STATA 14 programı kullanılarak yatay kesit veri, havuzlanmış veri ve pseudo panel veri ile modeller kurularak katsayılar incelenmiş ve uygun modeller testler kullanılarak belirlenmiştir. Uygun bulunan modele yönelik uygulanan diagnostik testler sonucunda uygun tahmincilerle model tekrardan tahmin edilerek daha etkin sonuçların elde edilmesine olanak sağlanmıştır. Sonuç bölümünde ise yapılan adımlar özetlenmiş, çalışmanın diğer çalışmalardan farkı ve literatüre katkısından bahsedilerek çalışma sonlandırılmıştır.

Çalışmada hanehalkı işgücü anketleri kullanılarak 2004-2015 dönemi için 12 bölge ve 9 doğum yılı grubuna göre 108 küme, toplamda 1296 gözlem ( $12 \times 108$ ) oluşturulmuştur. Bu veriye uygulanan mekânsal panel veri modelleri sonucunda mekânsal etkinin ücret denklemleri üzerindeki varlığına karar verilmiştir. Uygun olan model sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel veri modeli (SAC)'dir. Pseudo paneller söz konusu olduğunda sabit etkiler modelinin kullanılması gerekmektedir. Eğer model tesadüfi etkilere sahipse verinin pseudo panel veri haline getirilmesi uygun değildir. Bağımlı değişkende mekânsal korelasyon söz konusu olduğu zaman en küçük kareler tahmincileri sapmalı olabilmektedir, dolayısıyla uygun mekânsal ekonometrik araçların kullanımı gereklidir. SAC modeli ise hem hata terimlerinde hem de bağımlı değişken olan ücrette mekânsal etkilerin varlığı istatistiksel olarak anlamlı bulunduğundan tercih edilmiştir. Modelin sonucunda deneyim, eğitim yılı, evlilik değişkenlerinin kümelerin ortalama ücretleri üzerinde 0.05 hata payı ile istatistiki olarak anlamlı ve katsayı işaretlerinin iktisadi olarak uygun olduğu görülmüştür. Katsayı işaretlerine göre deneyim, eğitim yılı ve evli çalışanların yüzdesinin ilgili kümelerde artması kümelerdeki ortalama ücretleri arttırmaktadır. Mekânsal bağımlılığı gösteren  $\rho$ 'nun da 0.95 güven düzeyinde anlamlı çıktığı görülmüştür. Mekânsal gecikme teriminin negatif olması ise düşük ve yüksek ücret ortalamalarına sahip bölgelerin bir arada toplandığına işaretir.

Sonuç olarak makro düzeyde veya mikro düzeyde panel veriler bulunmadığı durumlarda tekrarlı kesit verilerinden kümeler oluşturularak elde edilen pseudo panel verilerin yardımıyla ücret denklemleri gibi modellerin mekânsal ilişkileri gözeterek tahmin edilmesi daha sapmasız ve/veya etkin sonuçların elde edilmesine neden olacak ve daha uygun

politikaların bölgesel bazda uygulanmasına olanak sağlayacaktır. Bu çalışmada da mekânsal pseudo panel veri modelleri tanıtılıp uygulamasının ekonometrik olarak gösterimi amaçlanmıştır. Yöntemsel açıdan bu farklılıklar nedeniyle bu çalışmanın ekonometri literatürüne katkısının olacağını düşünülmektedir.



## BİRİNCİ BÖLÜM

### PANEL VERİ VE PSEUDO PANEL VERİ MODELLERİ

Bu bölümde panel veri modelleri tanıtilarak panel veri modellerinin avantajları ve dezavantajlarından söz edilecek, katsayıların birimlere ve/veya zamana göre değişip değişmediğine göre modeller incelenecektir. Son olarak panel veri modellerinin tahminde kullanılan tahmin yöntemleri ve model tahmininde oluşabilecek sorunların diagnostik testlerinden bahsedilecektir.

#### 1.1 Panel Veri Modellerinin Tanıtımı

Zaman serisi verilerinde bir veya birkaç değişkenin zaman içinde aldığı değerler gözlemlenir. Öte yandan yatay kesit verilerinde değerler bir veya birkaç değişken için zaman içinde tek bir noktada çeşitli örneklem birimlerinden veya deneklerden derlenir. Panel verilerde ise aynı kesit birimleri zaman içinde gözlenir. Kısaca panel veriler hem zaman hem de birim/mekân boyutunu içermektedir.

Panel verilerin üstünlüklerini Baltagi (1995) şöyle sıralamaktadır:

- Yatay kesit veriler kişileri, firmaları, ülkeleri zaman içinde ele aldığından bu birimler ister istemez türdeş değildir.
- Yatay kesit ve zaman serisini birleştiren panel verisi daha çok bilgi verir ve daha değişkendir. Değişkenler arasında ortak doğrusallık daha azdır, serbestlik derecesi daha yüksektir ve etkindir.
- Sadece yatay kesit verilerde veya zaman serisinde hiç gözlemlenemeyen etkileri panel bilgisi daha iyi ortaya çıkabilir.
- Panel verisi daha karmaşık davranış modellerinin incelenmesine olanak sağlamaktadır.

- Panel verisi binlerce birimlik verileri ele alırken kişileri veya firmaları geniş aralıklarda toplulaştırınca ortaya çıkarabilecek sapmayı da en az da indirmektedir (Gujarati ve Porter, 2009).

Panel verilerin kendilerine ait özellikleri vardır. Bunlar şu şekilde belirtilebilir. Bir panel verisinde her birim aynı gözlem sayısına sahipse panelin **dengeli** olduğu söylenir. Her birimin zamana göre gözlem sayısı farklıysa **dengesiz panel** durumu söz konusudur. Panel veriler birçok birimin bir araya getirilmesinden oluştuğu için **birimlerin etkisi** bazı değişkenlerde görülebilmektedir. Birim etkiler birimlere göre değişirken zamana göre sabit değişkenlerdir. **Zaman etkisi** de yine panel verilerde gözlemlenebilmektedir. Zaman etkisi birimlere göre sabit, zamana göre değişen bir etkidir. Örneğin, belirli bir yıla ait kriz o yıla ait zaman etkisini göstermektedir. Fakat genellikle birim etkilerin daha çok olduğu durumla karşılaşılmaktadır. Bu etkiler ayrıca gözlemlenemeyen etkiler de olabilir. Öte yandan, panel verilerde kullanılan birimlerin **heterojen** olması istenmektedir. Bu yüzden modellerde sabit parametre birimlere göre değişen, eğim parametresi ise her birim için değişmeyen olabilmektedir. Bunun yanında eğim parametresi her birim için değişken de olabilmektedir. Bu çalışmada ise sadece sabit parametrenin değiştiği durumlara göre panel veri modelleri incelenecektir. Ayrıca panel veri modellerine özgü birimlerin hata terimleri arasında korelasyon sorunu olabilmektedir. Bu duruma **yatay kesit bağımlılık** denilmektedir. Birimler arası korelasyon varsa bu hata terimleri arasında korelasyona neden olacaktır, bu nedenle bu durum test edilmeli ve uygun tahminci veya düzeltmelerle bu sorun çözülmelidir. Son olarak, **kısa panelde** birim sayısı N, zaman dönemi sayısı T'den fazladır. **Uzun panelde** ise T > N durumu söz konusudur. Tahmin teknikleri panelin uzun veya kısa olmasına bağlıdır. Kısacası panel verilerinin bu tip özelliklerine göre tahmin teknikleri değişmektedir.

Bir panel veri modeli genel olarak şu şekilde gösterilmektedir:

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

Burada i birimi, t zaman indisini göstermektedir.  $X_{kit}$  değişkeni k. açıklayıcı değişkenin t. zamanında i. birim için değerini,  $Y_{it}$  bağımlı değişkeni i. birimin t. zamanındaki

değerini temsil etmektedir.  $\beta_{1it}$  sabit parametre vektörünü,  $\beta_{kit}$  ise parametreler vektörünü göstermektedir. Birim ve zamana göre panel veri modellerinin sınıflandırılması değişecektir. Hem sabit hem de eğim katsayılarının birim ve zaman göre sabit olduğu modeller **klasik modeller**; eğim katsayısının sabit, sabit katsayının birimlere göre değiştiği **birim etkiler modeli**; eğim katsayısının sabit, sabit katsayının hem birim hem de zamana göre değiştiği modeller **birim ve zaman etkiler modeli** olarak adlandırılırken; tüm katsayıların birimlere göre değişken zaman göre sabit olduğu modeller; tüm katsayıların hem birime hem de zamana göre değişken olduğu modeller de yer almaktadır. Bu modellere göre yukarıdaki modelin yazımı indislere göre değişmektedir.

## 1.2 Sabit Katsayılarla Sahip (Klasik) Modeller

Klasik modellerde hem eğim hem de sabit terim birim ve zamana göre değişmemekte yani gözlemlerin homojen olduğu varsayılmaktadır. Genel olarak model aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

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

Katsayıların tahmini için havuzlanmış en küçük kareler yöntemi kullanılmaktadır. Bu durumda havuzlanmış en küçük kareler tahmincisi aşağıdaki gibi elde edilebilir:

Matris gösterimi aşağıdaki şekilde ifade edilir ise;

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

$\beta$  sabit ve eğim katsayısı ile ifade edilen katsayılar vektörüdür ve toplam hata karenin minimize edilmesi ile bulunur.

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

Havuzlanmış en küçük kareler yönteminin varsayımları, en küçük kareler yönteminin varsayımları ile benzerdir. Hata terimlerinde birim veya zaman etkileri yoksa havuzlanmış en küçük kareler tahmincileri tutarlı olacaktır. Eğer birim veya zaman etkisi varsa bu etkiler

açıklayıcı değişkenler ile korelasyonsuz olduğu takdirde tutarlı olacaktır. Tahmin edilen katsayıların en iyi tahminci özelliklerini taşımaları için gereken varsayımlar aşağıda özetlenmiştir;

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

### **1.3 Tek Yönlü Modeller**

Tek yönlü modeller sadece birim veya zaman etkisinin olduğu modellerdir. Birim etkinin açıklayıcı değişkenlerle korelasyonlu veya korelasyonsuz olmasına göre tahmin yöntemleri farklılaşmaktadır. Korelasyonsuz olduğu durumda model tesadüfi etkiler modeli adını almakta, korelasyonlu olduğu durumda ise sabit etkiler model adını almaktadır.

#### **1.3.1 Birim Etkiler Modeli**

Birim etkiler modeli gözlemlenemeyen etkilerin birimlere özgü olduğunu, zaman içinde değişmediğini varsayan modellerdir. Bu modeller sabit ve tesadüfi etkiler modeli olarak ayrılmaktadır.

##### **1.3.1.1 Sabit Etkiler Modeli**

Panel verilerde her birimde olabilecek gözlemlenemeyen etkilerin her bir birim için tahmin edilen bir katsayı olarak modele yansması sonucunda modelde sabit etkiler söz konusu olmaktadır. Analize dahil edilen veri spesifik bir veri ise genelde sabit etkiler modeli gözlemlenmektedir. Bu modellerde birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasındaki korelasyonun sıfırdan farklı olmasına izin verilmekte ve aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Yerdelen-Tatoğlu, 2016).

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

Fakat bu modellerde zaman değişmezi değişkenlere izin verilmemektedir. Bağımsız değişkenler ise hata terimleri ile korelasyonsuz olmalıdır ( $E(X_{it}, u_{it})=0$ ). Tahmin yöntemleri olarak birinci farklar yöntemi, gölge değişkenli en küçük kareler yöntemi, grup içi tahmin yöntemi, gruplar arası tahmin yöntemi kullanılmaktadır. Bu yöntemlerde katsayıların tahmin edilmesinde ise birinci farklar yöntemi, kukla değişkenli en küçük kareler yöntemi, grup içi ve gruplar arası tahmin yöntemi, en yüksek olabilirlik yöntemi ve genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi kullanılmaktadır.

#### 1.3.1.1.1 Birinci Farklar Yöntemi

Birim etkiler bir veya birden fazla açıklayıcı değişken ile korelasyonlu olursa  $E(X_{it}, u_{it})=0$  varsayımı sağlanmayacağından bu durumda havuzlanmış en küçük kareler yöntemi kullanılamamaktadır. Bu durumda birim etkileri elimine edip model çözme gerekmektedir. Her bir değişken için birimlerde birinci fark alınır ve birim etki modelden düşmektedir ve varsa sabit terim de yok olmaktadır. Zaman kukla değişkeni varsa bu değişken modelin sabit terimi haline gelir. Bu yöntem modeldeki değişkenlerin her bir değerinin, bir önceki zaman dönemine ilişkin değerinden çıkarılması ile yani ilk farklarının alınması ile çözümlenir. Sabit etkiler modeli aşağıdaki gibi ifade edildiğinde havuzlanmış en küçük kareler tahmin edicisi şu adımlarla elde edilmektedir:

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

$v_{it}$  birim ve zaman,  $\mu_i$  birim etkiyi göstermek üzere bir önceki döneme göre fark alınır;

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

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

olur;

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

ifadesi kalacaktır.

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

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

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

ile gerekli dönüşüm yapıldığında;

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

modelini elde ederiz (Wooldridge, 2002).

Bir sonraki aşama dönüştürülmüş modeli EKK yöntemi ile tahmin etmektir (Çağlayan, 2018). Modelde  $X_{it}$  ile  $v_{it}$  arasında korelasyon yoktur. Hata terimi homoskedastik özelliktedir ve otokorelasyon içermemektedir (Wooldridge, 2002).

### 1.3.1.1.2 Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi

Modele birim sayısından bir eksik kadar kukla değişken eklenmesiyle ve sabit terimin birim etkiyi içermesiyle model aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

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

Bu model en küçük kareler yöntemiyle çözülmektedir. Burada  $D_i$  her bir birim için tanımlanan kukla değişkenlerdir. Mesela  $i$ . birim için  $D_i = 1$ , diğer birimler için  $D_i = 0$ 'dır.  $a_i$ 'ler ise kukla değişkenlerin katsayılarını göstermektedir. Diğer bir nokta modelin hata teriminin sağlanması gereken varsayımlardır; eğer modelin hata terimi sıfır ortalama, sabit varyans ile bağımsız ve özdeş dağılım gösteriyorsa  $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$  kukla değişkenli en küçük kareler tahmincisi sapmasız olacaktır (Çağlayan, 2018).

Zaman boyutu küçük olduğunda kukla değişkenli en küçük kareler yönteminin tahmincisi tutarlı olacaktır. Kesit boyutu büyükse kukla değişken kullanılması serbestlik derecesini düşürecektir. Bu yöntemle sadece zamana göre değişkenlik hesaba katılmakta, yatay kesit değişkenlik ise kaybolmaktadır. Bu modelde  $R^2$ 'yi yorumlamak açıklayıcı değişken sayısının fazlalığı nedeniyle doğru değildir. Çünkü değişkenliğin ne kadarının bağımsız değişkenlerin zaman değişimi ile açıklandığı ayırt edilememektedir.

### 1.3.1.1.3 Grup İçi Tahmin Yöntemi

Bu yöntemde her bir değişkenden zaman boyutuna göre birim ortalamalarının çıkarılmasıyla elde edilen modele havuzlanmış en küçük kareler yönteminin uygulanması ile katsayılar elde edilmektedir. Zamana göre değişmeyen değişkenler modelden kaybolmaktadır. Model ve tahmin edicisinin gösterimi aşağıdaki gibidir (Çağlayan, 2018):

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

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

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

Bu model de EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. Bu modele genel olarak **sabit etkiler** modeli de denilmektedir. Sabit etkiler modelinde daha önce de bahsedildiği gibi birim etkiler açıklayıcı değişkenler ile korelasyonlu olabilmektedir. Korelasyonlu birim etkilerin olması durumunda bile katsayılar tutarlı ve tesadüfi etkiler modeline göre daha sağlamdır. Tahminci sapmasızdır, fakat hem zaman boyutu hem de birim sayısı sonsuza giderken tutarlıdır. Birim etkilerinin tahmincisi ( $\mu$ ) sapmasızdır fakat zaman sayısı sonsuza giderken tutarlıdır.

#### 1.3.1.1.4 Gruplar Arası Tahmin Yöntemi

Bu tahmin yöntemi yatay kesit boyutundaki gözlemlerde değişkenlik durumu olduğunda daha çok kullanılmaktadır. Her değişken için zamana göre birim ortalamaları hesaplanmaktadır. Sabit parametre ve zaman değişmezi değişkenler modelden düşmektedir. Model şu şekilde oluşturulur:

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

Ortalamalar alınmış hali ise;

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

şeklinde olacaktır. Hata terimini ise;

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

şeklinde dir. Modelin katsayıları ise bu dönüşümler sonunda yine EKK yöntemi ile tahmin edilir.

Bu modelde birim etkiler düşmediğinden  $E(\bar{X}, M_i) \neq 0$  durumu olabileceğinden katsayılar tutarlı olmayabilir. Ayrıca katsayılar tutarlı olsa bile bu tahminde ortalamalardan hareket edildiği için zaman bilgisi kaybolduğundan katsayılar etkin olmayacaktır. Öte yandan, genelde birim etkilerin olmadığı, fakat açıklayıcı değişkende ölçme hatasının olduğu durumlarda bu yöntem zamana göre ortalama aldığından sapmayı azaltmaktadır.

#### 1.3.1.1.5 En Yüksek Olabilirlik Yöntemi

Sabit etkiler modelinin en yüksek olabilirlik yöntemi ile tahmini zaman etkileri sabitken, birim etki ve eğim parametrelerinin tutarlı tahmin edilemeyeceği belirtilmiştir. Sadece zaman boyutu sonsuza giderken parametreler tutarlı tahmin edilebilmektedir. Bu yöntemin tahmini tesadüfi etkiler modelinde daha doğru sonuçlar vermektedir (Yerdelen-Tatoğlu, 2016).

#### **1.3.1.1.6 Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi ve Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi**

En küçük kareler yönteminin varsayımlarından olan hata terimlerinin koşullu ve koşulsuz varyansın sabit ve birbirine eşit olması şartının sağlanmaması durumunda hata terimleri korelasyonu ve değişen varyansa sahip olur. Bu durumda dirençli tahminciler elde etmek için hata terimleri arasındaki ilişkiyi gösteren Omega matrisi kullanılmaktadır. Sabit etkiler modeli için kullanılan genelleştirilmiş EKK tahmincisi sabit etkiler tahmincisinden daha etkindir (Yerdelen-Tatoğlu, 2016 ).

Bu yöntem omega matrisi bilindiği durumlarda kullanılmaktadır. Bilinmediği durumlarda bu matrisin tahmin edilmesi gerekmektedir. Omega matrisine AR(1) ilişkisinin ( $\rho$ ) dâhil edilmesiyle elde edilen matrise göre katsayıların tahmin edilmesi yöntemine ise esnek genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi denilmektedir.

#### **1.3.1.2 Tesadüfi Etkiler Modeli**

Sabit etkiler modelinde birim etkiler birimlere göre sabittir, fakat birim etkilerin örnekte tesadüfi olarak değiştiği durumlar da olabilir. Birim etkilerle açıklayıcı değişkenler korelasyonlu ise sabit etkiler modelinde birimlerin zaman ortalamalarına göre farkları almakta ve katsayıların tahminini öyle gerçekleştirmektedirler. Bu durumda tutarlı tahminciler elde edilmektedir, fakat birim etkilerle açıklayıcı değişken arasında korelasyon yoksa bu yöntem birim boyutundaki bütün bilgiyi yok ettiği için etkin tahminciler elde edilmeyecektir. Eğer birim etkiler açıklayıcı değişkenlerle ilişkili değilse havuzlanmış en küçük kareler veya dirençli yöntemler kullanılmalıdır. Fakat havuzlanmış en küçük kareler yöntemi daha önce de bahsedildiği gibi içinde hem birim etkiyi hem de artık hata terimini içerdiğinden etkin olmayacaktır. Bu yüzden birim etkiyi hata terimi içerisine dahil eden ve bunu araştıran tesadüfi etkiler modelinin tahmini daha uygun olacaktır. Tesadüf etkiler modelinde zaman değişmezi değişkenler de modele eklenebilirler.

Tesadüfi etkiler modeli “hata bileşenleri modeli” olarak da adlandırılmaktadır. Modelde hata terimi;

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

şeklinde ifade edilebilir. Burada  $\alpha_i$  birimler arası tesadüfi farkı göstermektedir. Panel veri modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

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

Burada birim etkileri ve hata terimleri birbirinden bağımsızdır. Ayrıca birim etkilerin ve hata terimlerinin ortalamaları sıfırdır ve ikisi de normal dağılıma uymaktadır. Tesadüf etkiler modelinde havuzlanmış en küçük kareler yöntemi, en yüksek olabilirlik yöntemi, kovaryans tahmini yöntemi yani grup içi tahmin yöntemi, genelleştirilmiş en küçük kareler, esnek genelleştirilmiş en küçük kareler, iki aşamalı genelleştirilmiş en küçük kareler, genel esnek geliştirilmiş en küçük kareler ve kitle ortalaması yöntemleri kullanılarak katsayı tahminleri yapılabilir. Bu yöntemlerden havuzlanmış en küçük kareler yönteminden elde edilen katsayılar daha önce de bahsedildiği gibi tutarlı, fakat etkin olmayacaktır. Grup içi tahmin yönteminde ise birimlerin zamana göre ortalamasının varyanslarının bir oranıyla çarpılarak her bir değişkenden bu değerin çıkarılmasıyla hesaplanmaktadır, fakat küçük örneklerde bu tahminler en iyi tahminci olmayacaktır.

#### 1.3.1.2.1 En Yüksek Olabilirlik Yöntemi

En yüksek olabilirlik yöntemiyle tesadüf etkiler modeli aşağıdaki gibi tahmin edilebilmektedir. Olabilirlik fonksiyonu şu şekildedir.

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

Katsayıların tahmini bu fonksiyonun sabit terim, eğim katsayısı, birim etkiler varyansı ve hata terimi varyasına göre türevlerinin alınıp sıfır eşitlenmesi ile eş anlı olarak çözülerek yapılabilir. Fakat bu durumda çözüm zorlaşacaktır. Bu yüzden eş anlı çözüm yöntemleri yerine Newton-Raphson iterasyon yönteminin kullanılması daha uygun olacaktır (Yerdelen-Tatoğlu, 2016).

Hata terimlerinin varyansı ise aşağıdaki gibi yazılmaktadır (Çağlayan,2018):

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

tersi olan;

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

şeklinde yazılırsa logaritmik olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\begin{aligned} \log L = & -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N(T-1)}{2} \log \sigma_v^2 - \frac{N}{2} \log(\sigma_v^2 + T\sigma_a^2) \\ & - \frac{1}{2\sigma_v^2} \sum_{i=1}^N (Y_i - \delta_i - X_i\beta)' I_i (Y_i - \delta_i - X_i\beta) - \frac{1}{2(\sigma_v^2 + T\sigma_a^2)} \\ & \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \delta - \beta' \bar{X}_i)^2 \end{aligned}$$

Olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonunu sağlayan  $(\delta, \beta', \sigma_v^2, \sigma_a^2) = \tilde{y}'$  parametreleri en çok benzerlik yönteminin tahmincileri olacaktır (Güriş, 2015). T'nin sabit olduğu, N'in sonsuza gittiği durumlarda bu tahminciler tutarlı olacaktır. Fakat N'in sabit olduğu, T'nin sonsuza gittiği durumlarda birim varyansının tahmincisi tutarsız olmaktadır. Zaman boyutunun sabit, birim boyutunun sonsuza gittiği durumda tüm tahminciler tutarlı olmakla birlikte asimptotik olarak da etkindirler.

### 1.3.1.2.2 Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi

Havuzlanmış en küçük kareler yönteminden farklı olarak burada en küçük kareler yöntemindeki değişkenler omega matrisi ile ağırlıklandırılarak katsayı tahminleri yapılmaktadır. Matrisi  $\Omega$  ile gösterecek olursak, bu durumda  $\Omega_i$  hata teriminin varyans-kovaryans matrisini temsil edecektir (Çağlayan, 2018). Genelleştirilmiş EKK tahmincileri ve varyansları ise aşağıdaki gibi olacaktır:

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

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

Tesadüfi etkiler modeli için gerekli dönüşüm aşağıdaki gibi yapılmaktadır:

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

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

Burada;

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

Burada  $\sigma_\varepsilon^2$  hata terimi varyansını,  $\sigma_\mu^2$  ise birim etki varyansını göstermektedir. Eğer  $\theta = 0$  olursa tahminciler havuzlanmış EKK tahmincilerine eşit olurken,  $\theta = 1$  durumunda tahminciler Kukla Değişkenli EKK tahmincileri ile aynı olacaktır (Cameron ve Trivedi, 2005). Dönüşüm uygulanmış bu tahmincilere EKK yönteminin uygulanmasıyla tahminciler elde edilecektir.

Omega ( $\Omega$ ) değeri tam bilinmediği için Genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisi tutarlı, fakat küçük örneklemde sapmalı olacaktır. Hata terimlerinin varyans kovaryans matrisinin tahmin edildiği varsayımı altında esnek genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi de kullanılabilmektedir. Bu tahminciler tutarlı ve etkindir.

Hata terimi değişen varyanslı ve otokorelasyonlu olduğu zaman ise genel esnek genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi kullanılmakta ve böylece etkin tahminciler elde edilmektedir.

İki aşamalı genelleştirilmiş en küçük kareler yönteminde ise varyans bileşenlerinin bilinmesine gerek yoktur. Varyans bileşenleri iki aşamada tahmin edilmektedir. Birinci adımda grup içi ve gruplar arası tahminciler kullanılarak varyans bileşenleri elde edilir, buradan da artık hata varyansı matrisi hesaplanmaktadır. İkinci adımda bu değerler kullanılarak katsayıların genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisi elde edilmektedir. Gözlem sayısı büyükse bu

yöntem grup içi tahminci ile aynı etkinliğe sahip olacaktır. Örnek büyüklüğü daha düşük olduğu zaman bu yöntem grup içi tahmininden daha etkin olacaktır (Yerdelen-Tatoğlu, 2016).

Bu yöntemlerin haricinde tesadüfi etkiler modelinin tahmini için literatürde alternatif yaklaşımlar da vardır. Bu yöntemlerin içinde modelin doğrusal olduğu varsayımı altında göreceli olarak genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi etkin olacağından avantajlıdır. Ayrıca bu yöntem tesadüfi etkiler tahmincisi olarak da bilinmektedir (Yerdelen-Tatoğlu, 2016 ).

### 1.3.2 Zaman Etkileri Modeli

Zaman etkileri zamana göre değişen birimlere göre değişmeyen bir değişkendir. Bazen modellerde sadece zaman etkileri ( $\gamma_t$ ) var olabilir. Bu durumda model aşağıdaki gibi olacaktır:

$$Y_{it} = B_o + X_{it}B + \gamma_t + u_{it}$$

Tek yönlü zaman etkileri sabit etkiler modeli ve tesadüfi etkiler modeli olarak ikiye ayrılmaktadır. Tek yönlü sabit zaman etkiler modelinin tahmini için gölge değişkenli havuzlanmış en küçük kareler yöntemi kullanılabilir, fakat daha önce de bahsedildiği gibi gölge değişkenlerin kullanılması serbestlik derecesine düşürecek ve etkinlik problemine neden olacaktır. Grup içi tahmin yöntemiyle değişkenlerin farkları alınarak dönüştürülmüş model kullanılabilir. Tek yönlü tesadüfi zaman etkileri modeli tahmini içinse en yüksek olabilirlik yöntemi kullanılabilir. Hata teriminin içinde artık hatanın yanında zaman etkilerini de yer aldığı olabilirlik fonksiyonunun zaman etkisinin standart hatası, artık hatanın standart hatası ve diğer parametrelere göre türevi alınarak tahmin edilmesi ile model çözülerek katsayılar elde edilebilir.

### 1.4 Çift Yönlü Modeller

Çift yönlü ya da iki yönlü/iki faktörlü modeller hem zaman hem de birim etkisinin olduğu modellerdir. Yine birim etkinin açıklayıcı değişkenlerle korelasyonlu veya korelasyonsuz olmasına göre tahmin yöntemleri farklılaşmaktadır. Sabit etkiler modeli için model aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$Y_{it} = B_o + B X_{it} + v_{it}$$

$$v_{it} = \gamma_t + \mu_i + u_{it}$$

İki yönlü sabit etkiler modeli gölge değişkenliği küçük kareler yöntemi ile tahmin edilebilir, fakat burada (N-1) + (T-1) tane kukla değişken kullanılması durumunda serbestlik derecesi kaybolacak ve çoklu doğrusal bağlantı problemi modele dahil olacaktır. Grup içi tahmin yönteminde ise birim boyutu ve zaman boyutundaki etkiler, modelden ortalamalar alınarak düşürülerek grup içi dönüşüm yapılmış olur ve model aşağıdaki gibi yazılır:

$$QY = \beta QX + Qv$$

Q burada yukarıda bahsedilen dönüşümü yapan matristir. Katsayıların tahmini de aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\bar{\beta} = (X'Q^{-1}X)^{-1}(X'Q^{-1}Y)$$

İki yönlü tesadüf etkiler modelinde ise birim etki, zaman etkisi ve artık hata terimi korelasyonsuz olmalıdır. Ayrıca sıfır ortalamalı ve normal dağılıma uymaları da gerekmektedir. Bu model genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ile çözebilmektedir. Omega matrisinin en küçük kareler yöntemine dâhil edilmesi ile katsayılar tahmin edilir. Yine tesadüfi iki yönlü etkiler modelinin tahmini için en yüksek olabilirlik yöntemi de kullanılabilir. Bunun için logaritmik olabilirlik fonksiyonunun sırasıyla birim etki varyansının, zaman etkisi varyansı, artık hata teriminin varyansına ve parametrelere göre fonksiyonun türevinin alınıp sıfıra eşitlenmesi ile tahminler yapılabilmektedir. Fakat en yüksek olabilirlik tahmincisinin çözümü karmaşık olduğundan genelde tercih edilmemektedir.

Bunun haricinde iki yönlü modellerden birim etkisinin sabit, zaman etkisinin tesadüfi veya zaman etkisinin sabit, birim etkisinin tesadüfi olduğu modeller de olabilir. Bunların tahmin yöntemlerine burada yer verilmeyecektir.

Tahminciler karşılaştırırken şunlara dikkat edilmelidir. Sabit etkiler modelinde eğer N veya T büyükse gölge değişkenli en küçük kareler yöntemi kullanılması dezavantaj olacaktır. Çünkü serbestlik derecesi kaybı çok olacaktır. Bu durumda grup içi tahmincisi sabit etkiler modeli için kullanılırsa daha tutarlı sonuçlar verecektir. Eğer zaman boyutu ikiden büyükse

grup içi tahminciler birinci farklar tahmincisinden daha iyi sonuç verecektir. Tesadüfi etkiler modeli içinse hata terimlerinde otokorelasyon varsa esnek genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisi, havuzlanmış en küçük kareler tahmincisinden daha iyi sonuç verecektir.

## 1.5 Panel Veri Modellerinin Testi

### 1.5.1 F Testi, Olabilirlik Oranı (LR) ve Breusch-Pagan Testi

Modeller arasında tercih yapabilmek için çeşitli testler mevcuttur. Örneğin sabit katsayılarla sahip havuzlanmış en küçük kareler yöntemi ile çözülen kısıtsız modelin katsayılarının, birimlere göre havuzlanmış en küçük kareler yöntemi kullanılarak tahmin edilen kısıtlı modelin katsayılarının kıyaslanması F testi ile yapılmaktadır. Böylece birim etkinin varlığı kontrol edilmektedir.  $H_0$  hipotezi ve F istatistiği aşağıdaki gibi olacaktır:

$$H_0 : \beta_i = \beta$$

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

Burada,  $SSR_{kısıtlı}$  kısıtlı model olan klasik modelden elde edilen hata kareleri toplamını,  $SSR_{kısıtsız}$  ise kısıtsız model olan sabit etkiler modelinden elde edilen hata kareleri toplamını göstermektedir. Yukarıda hesaplanan F test istatistiği  $(N - 1)$  ve  $(NT - k)$  serbest dereceli F dağılımına uymaktadır. Burada eğer  $H_0$  reddedilirse birim etkinin varlığı kabul edilecektir. Aynı şekilde bu teste olabilirlik oranı yardımıyla da bakılmaktadır. Bu durumda formül aşağıdaki gibi olacaktır:

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

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

Sıfır hipotezi her iki modelin hata kareleri toplamı arasında farkın olmadığını, alternatif hipotez ise farkın olduğunu ileri süren hipotezdir. LR test istatistiği, q serbestlik derecesine sahip  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir (Çağlayan, 2018).

Özetle tesadüfi birim etkiler yardımı ile elde edilen model veya sabit etkiler yardımı ile elde edilen modelin katsayıları, sabit katsayılı modelin katsayıları ile karşılaştırılarak (F testi ile) birim etkinin varlığı sınanabilir. Aynı şekilde zaman etkisinin varlığı da sınanabilir. Yine aynı şekilde hem zaman hem de birim etkisinin var olduğu modelin tahmin edilmesiyle katsayıların sabit katsayılara (klasik model) sahip olan modelle karşılaştırılan F istatistikleri veya LR testiyle modeller seçilebilir.

Bu iki testin haricinde yine birim etkilerin varlığını sınamak için klasik modele karşı tesadüfi birim etkiler modelini test etmek için Breush-Pagan testi de literatürde kullanılmaktadır. Bu test birim etki varyansının sıfıra eşit olduğu sıfır hipotezi üzerine kuruludur.

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

LM test istatistiği;

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

şeklinde hesaplanmaktadır. Bu istatistik serbestlik derecesi 1 olan Ki-Kare ( $\chi^2$ ) dağılımına uymaktadır.

### 1.5.2 Hausman Testi

Sabit etkiler modeli ile tesadüfi etkiler modeli arasında seçim yapmak için genelde Hausman testi (1978) kullanılmaktadır. Eğer birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yoksa tesadüfi etkiler tahmincisi yansız, tutarlı ve etkin olacaktır. Tesadüfi etkiler modelinde birim etkilerle açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon olmadığı varsayılmaktadır. Sabit etkiler modelinde ise birim etkilerle açıklayıcı değişken arasında korelasyon olduğu varsayılmaktadır. İki modeli arasında tercih yapmak için Hausman testine ihtiyaç vardır.

Test istatistiği de aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

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

Bu test istatistiği k serbestlik dereceli Ki-Kare ( $\chi^2$ ) dağılımına uymaktadır. Burada  $\Sigma_{FE}$  sabit etkiler,  $\Sigma_{RE}$  ise tesadüfi etkiler modellerinin kovaryans matrisini göstermektedir.  $H_0$  hipotezi reddilmezse tesadüfi etkiler modeli geçerlilik kazanır. Sıfır hipotezinin reddedilmesi halinde ise, tesadüfi etkiler modeli varsayımlarının sağlanmadığı, sapmalı ve tutarsız GEKK tahmincilerin elde edildiği ve dolayısıyla da sabit etkiler modelinin daha uygun olduğu sonucu çıkmaktadır (Güriş, 2015). Fakat bazen dikkat edilmesi gereken bir durum vardır. Tahminciler arasındaki fark küçük olmasına rağmen temel hipotez reddedilmemekte veya büyük olmasına rağmen büyük standart hatalar yüzünden  $H_0$  hipotezi reddedilmemektedir. Bu durum ikinci tip hata yapmaya sebep olabilmektedir. Ayrıca bu test hem zaman hem de birim etkilerinin olduğu iki yönlü modeller içinde kullanılabilir. Bu testler dışında Wald, t ve F testleri de kullanılabilir.

### 1.5.3 Değişen Varyans, Otokorelasyon ve Yatay Kesit Bağımlılığı

Hata terimleri panel veri modellerinde birim içi ve birimler arasında eş varyanslı olmalıdır. Ayrıca hata terimlerinin hem zamansal hem de mekânsal olarak korelasyonsuz olduğu varsayılmaktadır. Değişen varyans durumu genelde birimler arasında görülmektedir. Geliştiren testler de birimler arasındaki değişen varyans durumunu incelemektedirler. Fakat birim içerisinde otokorelasyona ( $\text{corr}(u_{it}, u_{is}) \neq 0$ ) ve birimler arası korelasyona ( $\text{corr}(u_i, u_k) \neq 0$ ) da sık rastlanabilmektedir. Modelde bu gibi sorunların olması tahmincilerin standart hatalarını yani tahmincilerin etkinliklerini etkileyeceğinden; F, t istatistikleri ve güven aralıklarına da güvenilmeyecektir.

Klasik modelde yani EKK yöntemi ile çözülen havuzlanmış veriye ait modelde değişen varyans araştırılırken genelde Breusch-Pagan ve White testleri; otokorelasyon araştırılırken ise Durbin-Watson ve Breusch-Godfrey testleri kullanılmaktadır.

Sabit etkiler modelinde değişen varyans sorunun testi için değiştirilmiş Wald testi, otokorelasyonun varlığının sınanması için Baltagi-Wu'nun testi; birimler arası korelasyon

sorunun sınanması içinse  $T < N$  durumunda Bresuch- Pagan lagrange çarpanı testi aksi durum için Pesaran'ın testi kullanılmaktadır.

Tesadüfi etkiler modelinde değişen varyansı test etmek için Breusch-Pagan lagrange çarpanı testi; otokorelasyon kontrolü için Baltagi-Wu'nun yerel en iyi değişmez testi, Lagrange çarpanı ve düzeltilmiş Lagrange çarpanı testi; birimler arası korelasyon içinse Pesaran, Friedman ve Frees'in testleri ayrı ayrı kullanılabilir.

Modellerde bu gibi sorunlar olduğunda hata terimlerinin varyans - kovaryans matrislerindeki sapmaya göre bir düzeltme yöntemi seçilmelidir. Örneğin; modelde sadece değişen varyans sorunu varsa klasik, sabit etkiler ve tesadüfi etkiler modeli için Huber, White ve Eicker tahmincileri; hem değişen varyans durumu hem de otokorelasyon durumu varsa Arellano, Froot, Roger tahmincileri; hem değişen varyans durumu hem otokorelasyon durumu hem de birimler arası korelasyon durumunun var olduğu durumda Parks-Kmenta ve Driscoll-Kraay tahmincileri regresyonda kullanılarak dirençli katsayılar elde edilebilmektedir.

Ayrıca model spesifikasyonunun testi için genelleştirilmiş Wald testi ve Score testleri de literatürde sıklıkla kullanılmaktadır.

## **1.6 Pseudo Panel Veri Modelleri**

Panel verilerin var olmadığı durumlarda kullanılan pseudo panel veriler, yatay tekrarlı yılların olması durumunda kesit verilerinden kümeler oluşturularak oluşturulabilmekte ve çalışmalarda kullanılabilir. Bu bölümde pseudo panel veri modellerinin tanıtımından bahsedilerek bu verilerin bilinen panel veriden avantajları ve dezavantajları açıklanıp hangi tip modellerde ve hangi tip yöntemlerle kullanımının uygun olduğu anlatılacaktır. Bunun yanında ulusal ve uluslararası literatürde pseudo panel veri modelleri kullanılarak yapılan çalışmalar anlatılacaktır.

### **1.6.1 Pseudo Panel Veri Modellerinin Tanıtımı**

Bazı ülkeler için panel veriler var olmayabilir. Fakat araştırmacılar bunun yerine anakütlenin büyük bir kısmının kullanıldığı yıllık hanehalkı anketlerinin verilerine daha kolay

erişim sağlayabilirler. Yatay kesit verilerine örnek olarak her yıl tekrarlanan tüketici harcamaları anketleri gösterilebilir. Örneğin; İngiltere’de her yıl yapılan aile harcama anketleri yaklaşık 7000 haneyi içermektedir ve genelde daha az gelişmiş ülkelerde de bu anketler daha da fazladır. Amerika’da tüketici anketleri, ulusal sağlık anketleri ve eğitim ile ilgili anketler de her yıl tekrarlı olarak yapılmaktadır. Bunun gibi tekrarlı kesit verileri anketlerinde aynı haneleri yıllar boyunca izlemek zor olacaktır. Bu yüzden Deaton 1985’te tekrarlı kesit verilerinden küme (cohort) oluşturmayı ve ekonomik ilişkileri kümeye bağlı ortalamalara göre incelemeyi önermiştir. Örneğin; bir küme 1945 ve 1950 arasında doğan tüm erkeklerin yaş ortalaması değişkeni olabilir. Bu küme doğum yılı kümesi olarak tanımlanmaktadır ve veri setinden kolaylıkla çıkarılabilmektedir. Bu tip tekrarlı kesit veri setlerinden kümeler oluşturarak panel veri seti elde edilmekte ve bu veri setlerine “Pseudo panel” veya diğer isimlerle “sentetik/sözde/yapay panel” adı verilmektedir. Bu panellerin avantajı gerçek panellerdeki gibi aşınma (verilerin kaybolması) probleminden etkilenmemesidir. Ayrıca yeteri kadar uzun süre tekrarlı kesit verileri varsa gerçek panel veri setleri ile pseudo panel veri setleri karşılaştırılabilir. Kümeler oluşturulurken genelde zamana göre çok değişmeyen değişkenlere göre gruplandırılma işlemi yapılmaz. Örneğin, gelire göre gruplandırma yapmak yanlış olacaktır. Genellikle doğum yılı, cinsiyet, bölge veya ırk değişkenleri kullanılmaktadır. Modelde kullanılan değişkenlerin ise ortalamaları alındığından zaman içinde değişme göstermesi istenmektedir (Baltagi, 2008).

#### **1.6.1.1 Tek Yönlü Sabit Katsayılı Pseudo Panel Veri Modelleri**

Pseudo panel veri literatüründe genellikle sabit birim etkiler modellerin tahmini kullanılmaktadır. Tesadüfi etki modelleri, geleneksel olarak panel verilerinde kullanılan başka bir modelleme türüdür. Bu modeller de bireysel bir etki içermekte ve zaman içinde sabitlenen bireyin gözlemlenmemiş özelliklerinin, modellemeye hata terimleri yoluyla dâhil edilmesine olanak kılar. Bununla birlikte, tesadüfi etkiler modeli sabit etkiler modelinden farklı olarak, bireysel etkinin açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olmadığı varsayımına dayanır. Böyle bir varsayımda bulunabilirsek, pseudo panel verileri kullanmanın bir anlamı yoktur. Bağımsız yatay kesit verilerinde, her birey yalnızca bir kez gözlemlendiğinden gözlemler arasında bir ilişki yoktur. Bu nedenle, modeller doğrudan toplanmış bireysel verilere dayanarak tahmin

edilebilmektedir ve verinin pseudo panel veri haline getirilmesine gerek yoktur (Guillerm, 2017). Bu yüzden küme ortalamaları alınarak oluşturulan pseudo panel verilerin sabit etkiler varsayımına uyduğu varsayılmaktadır. Ayrıca karakteristik etkiler de zamana göre değişmemektedir.

Standart bir panel veri modeli tekrar hatırlamak amacıyla aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$Y_{it} = X'_{it} \beta + \mu_i + u_{it}$$

Burada  $i$  birimleri,  $t$  ise zamanı göstermektedir. Her bir zaman diliminde farklı sayılarda gözlem birimleri bulunacaktır ve bu  $N$  ile tanımlanmaktadır. Basitlik açısından açıklayıcı değişkenlerin hata terimleri ile korelasyonsuz olduğu varsayılabilir. Burada  $\mu_i$  ile gösterilen birim etkiler açıklayıcı değişkenler ile ilişkisiz ise tekrarlı gözlem verileri havuzlandırılarak bir araya getirilerek model en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilebilir. Fakat aksi durum yani birim etkilerin açıklayıcı değişkenlerle korelasyonlu olduğu durum da söz konusu olabilir. Gerçek panel veri setlerinde bu model sabit etkiler modelinde grup içi tahminci yardımıyla her değişkenin kendi ortalamasından zamana göre farkı alınarak çözülmektedir. Fakat tekrarlı kesit verilerinde aynı birimler yer almadığından bu yöntem kullanılamaz. Daha önce de bahsedildiği gibi Deaton (1985) tekrarlı kesit verilerinde tutarlı tahminçiler elde edebilmek için küme yaklaşımını önermiştir. Belirli ortak özelliklere göre oluşturulan kümeler benzer birim etkilerini içerecektir. Browning, Deaton ve Irish (1985) çalışmasında bu kümeleri hanehalkı reislerinin 5 farklı yaş grubuna göre oluşturmuşlardır. Blundell, Duncan ve Meghir (1998) kişilerin doğum yılları ve eğitim gruplarına göre 10 yıllık veri seti ile kümeler oluşturmuşlardır. Bunların dışında küme kullanılan çalışmalara Banks, Blundell ve Preston (1994), Propper, Rees ve Green (2001) vb. çalışmaları örnek gösterilebilir.

Warunsiri ve McNown (2010), yukarıdaki denklemde açıklayıcı değişkenlerle ilişkilendirilen tüm hata terimlerinin küme aşamasından sonra aşağıdaki denklemde hata teriminden arındırıldığını belirterek sabit etki tahmininin tutarlı olacağını belirtmişlerdir. Eğer tüm gözlemler kümeler bazında birleştirilirse model aşağıdaki gibi elde edilecektir:

$$\bar{Y}_{ct} = \bar{X}'_{ct} \beta + \mu_{ct} + u_{ct}$$

Burada t zamanı c küme numarasını göstermektedir. N ise her bir periyottaki hanehalkı sayısını temsil etmektedir. Denklemden de görüldüğü üzere değişkenler ortalamalar cinsinden tanımlanmıştır. Burada  $\bar{Y}_{ct}$  c. kümede t. zamandaki kümedeki tüm bireylerin Y değişkenine göre ortalamasını göstermektedir. Ayrıca bu model sabit küme etkisini de temsil etmektedir. Yani her yılda küme içinde farklı sayıda kişi varsa birim etkisi de zamana göre değişecektir. Zamana göre değişen birim etkiler genellikle açıklayıcı değişken ile tesadüfî etkiler modellerinde korelasyonlu olabilmekte, bu durum da tutarsız tahmincilerin elde edilmesine neden olabilmektedir. Aynı zamanda bu birim etki, sabit etkiler modelinde ise tanımlama problemine neden olacaktır. Fakat birim etki sadece kümelerle göre değiştiğinde, yani zaman değişmez olduğunda ve her bir kümedeki gözlem sayısı yeterince büyük olduğu zaman model aşağıdaki gibi yazılabilmektedir ve oluşturulan model sabit etkiler modeli olarak tahmin edilebilmektedir (Deaton, 1985) :

$$\bar{Y}_{ct} = \bar{X}'_{ct} \beta + \mu_c + u_{ct}$$

Sabit etkiler modelinde kullanılan tahmin, grup içi tahminci yöntemidir ve tahminci aşağıdaki gibi hesaplanır (Verbeek, 2008):

$$\hat{B}_w = (\sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)(\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)')^{-1} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)(\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c)$$

Fakat Deaton (1985)  $\bar{x}_{ct}, \bar{y}_{ct}$  formülünden dolayı bu ortalamaların anakütlenin ortalamasının ölçüm hatalı ortalama tahmincisi olduğunu belirtmiştir. Bu yüzden grup içi tahmin yönteminde ölçüm hatasını düzeltmek için hataların  $\bar{x}_{ct} - x_{ct}, \bar{y}_{ct} - y_{ct}$  varyans kovaryans matrislerinin kullanılmasını gerektiğini söylemiştir. Bu durumda tahminci aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\hat{B}_D = (\sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)(\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)' - T\hat{\Sigma})^{-1} (\sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)(\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c) - T\hat{\sigma})$$

Bu denklemde  $\sigma$  ölçme hatalarının varyansı göstermekte olup  $\Sigma$  ise kovaryansı göstermektedir.  $T$  katsayısı genelde 1 olarak alınmaktadır. Deaton (1985) ölçme hatası düzeltilmiş grup içi tahminci yönteminin ikinci durum söz olduğunda, yani statik sabit birim

etkiler model için N ve C yeterince büyük olup küme başına ( $n_c$ ) sabit gözlem olması durumunda, tutarlı tamirciler verdiğini belirtmiştir. Bu tahminci N büyük C sabit ve  $n_c$ 'nin yeterince büyük olması durumunda sabit birim etkiler tahmincisi ile aynı sonucu verecektir. Verbeek ve Nijman (1993) ise Deaton'ın bu tahmincisini küme başına sabit birey sayısı ( $n_c$ ) olması durumunda tahmincilerin tutarlılığı olmasını sağlayan modeli geliştirmişlerdir. Eğer her bir kümedeki gözlem sayısı fazla ise ortalama küme büyüklüğü  $n_c = N/C$  sonsuza gidecektir. Bu nedenle ölçüm hatası sıfıra doğru yaklaşacak ve  $B_w$  katsayısı Deaton'ın tahmin ettiği katsayı ile benzer olacaktır. Bunun yanında eğer  $n_c$  yeterince büyükse bazı araştırmacılar ölçüm hatasını göz ardı etmektedir. Fakat pseudo panelleri oluştururken bir seçim yapılmak zorunda kalınabilir. Çok fazla küme olması durumunda kümenin içerdiği birey sayısı az olabilir. Bu durumda c büyük olacak ve birimlere göre alınan ortalamalar anakütlenin ortalamalarını temsil etmeyecektir. Tam tersi olarak küme sayısı küçük olduğunda küme içindeki birey sayısı büyükse tutarlılıkla ilgili durumlarda kafa karışıklığı olacaktır.

Moffit (1993) ise küme sayısı (c) sabit, N yeterince büyük ve  $n_c$  yeterince büyük olduğu zaman araç değişken yaklaşımını geliştirmiştir. Bu yöntemle göre her bir bireysel etki küme etkisine göre aşağıdaki formülle ayrıştırılmaktadır:

$$a_i = \sum_{c=1}^C a_c z_{ci} + v_i$$

Bu formülde ilk olarak her bir bireysel etki ( $a_i$ ) küme etkisine ( $a_c$ ) göre ayrıştırılır. Burada eğer birey ilgili kümenin üyesi ise  $z_{ci}$  değişkeni "1" değerini alan, değilse "0" değerini alan kukla değişkenlerden oluşacaktır. Bu birim etkinin sabit etkiler modeline eklenmesiyle model aşağıdaki gibi elde edilecektir:

$$y_{it} = x'_{it} \beta + z'_i \alpha + v_i + u_{it}$$

Burada (sabit etki yaklaşımına göre) birim etkiler ve açıklayıcı değişkenler korelasyonlu olursa  $x_{it}$  ile  $v_i$ 'nin de korelasyonlu olması beklenmektedir. Bu nedenle  $x_{it}$  yerine  $v_i + u_{it}$  ile ilişkisiz olan araç değişken kullanılmalıdır. Bu durumda hem küme etkisi ( $\alpha_c$ ) hem de  $\beta$  parametreleri için tutarlı tahminciler elde edilecektir. Bu nedenle  $z_i$ 'de kullanılan

değişkenlerin genelde zamana bağlı küme üyeliğini gösteren kukla değişkeni olması önerilmiştir. Bu durumda indirgenmiş form aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$x_{k,it} = z_i' \delta_{kt} + w_{k,it}$$

$\delta$  katsayısı bilinmeyen katsayıları temsil etmektedir. Buradan tahmin edilen  $x_{it} = \bar{x}_{ct}$  eşit olacaktır ve katsayı tahmini aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\hat{B}_{1iv} = (\sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)(\bar{x}_{it})')^{-1} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)(\bar{y}_{it})$$

Özetle pseudo panel veri modellerinde aşağıdaki durumlar söz konusu olacaktır ve çalışmalarda genellikle bu gibi durumlarda tahmincilerin özellikleri Monte-Carlo simülasyonları ile test edilmiştir.

- 1) N büyük, C sabit,  $n_c$  büyük (Moffitt, 1993)
- 2) N büyük, C büyük,  $n_c$  sabit (Deaton, 1985)
- 3) N ve T büyük, C ve  $n_c$  sabit

Tekrar hatırlatmak gerekirse N gözlem sayısı, C küme sayısı,  $n_c$  ise her bir kümedeki kişi sayısıdır. Literatürde genelde doğrudan  $n_c$ 'nin yeterince büyük olduğu varsayılarak Deaton'ın sabit birim etkiler tahmincisi kullanılmaktadır.  $n_c$ 'nin kaç olması gerektiğine dair kesin bir bilgi yoktur, fakat Verbeek ve Nijman (1992) iki tahminci arasındaki tutarlılığı  $n_c$ , C, N ve T sayılarına göre çalışmışlardır. Çalışmaları sonucunda  $n_c$ 'nin yeterince büyük olduğu durumda grup içi tahminci yönteminin tutarlı olduğunu,  $n_c$ 'nin sonlu olduğu N veya T'nin sonsuza gittiği durumda ise Deaton'ın tahmincisinin tutarlı olduğunu belirtmişlerdir. Fakat  $n_c$  yeterince büyük olsa bile küme varyansının zamana göre değişken olması tutarlılığı sağlamak için avantaj olacaktır. Çünkü bu durumda ölçüm hatasının varyans kovaryans matrisine oranı küçük olacaktır. Çalışmalarında ayrıca kümeleri doğru seçmenin önemini de belirtmişlerdir. Ölçme hatasının varyansının minimize edilmesi için her bir kümedeki bireylerin homojen ve kümelerin ise birbiri arasında heterojen olması istenmektedir. Devereux (2007) ise çalışmasında

$n_c$ 'nin 2000 ve daha fazla olması gerektiğini belirtmiştir. Guillermin (2017) ise küme sayısı ile kümelerin içereceği gözlem sayısı arasında sapma ve varyans ikilemi olduğunu belirtmiştir.

Verbeek (1992)'e göre  $\beta$  katsayısının tutarlı elde edilebilmesi için gerekli  $N$ ,  $C$ ,  $n_c$  ve  $T$  boyutuna göre Deaton'ın tahmincisi veya grup içi tahmincisinin uygun olup olmadığı Tablo 1.1'de özetlenmiştir.

**Tablo 1.1**  
 **$N$ ,  $C$  ve  $n_c$  Değerlerine Göre Uygun Tahminciler**

|           | $N$ sabit   | $N$ büyük   | $N$ büyük   | $N$ büyük   |
|-----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
|           | $C$ sabit   | $C$ sabit   | $C$ büyük   | $C$ büyük   |
|           | $n_c$ sabit | $n_c$ büyük | $n_c$ sabit | $n_c$ büyük |
| $T$ sabit |             | *           | $B_D$       | $B_D, B_W$  |
| $T$ büyük | $B_D$       | $B_D, B_W$  | $B_D$       | $B_D, B_W$  |

Literatürde kullanılan ve  $T$ ,  $C$  ve ortalama  $n_c$  değerlerine Tablo 1.2'deki çalışmalar örnek gösterilebilir (Verbeek, 2008) :

**Tablo 1.2**  
**Literatürdeki Çalışmalarda Kullanılan Büyüklükler (Kaynak: Verbeek, 2008)**

|                                      | $T$ | $C$ | $\overline{n_c}$ |
|--------------------------------------|-----|-----|------------------|
| Browning, Deaton and Irish (1985)    | 7   | 16  | 190              |
| Banks, Blundell and Preston (1994)   | 20  | 11  | 354              |
| Blundell, Browning and Meghir (1994) | 17  | 9   | 520              |

|                                    |    |    |       |
|------------------------------------|----|----|-------|
| Alessie, Devereux and Weber (1997) | 14 | 5  | >1000 |
| Blundell, Duncan and Meghir (1998) | 25 | 8  | 142   |
| Propper, Rees and Green (2001)     | 19 | 70 | 80    |

Propper, Rees ve Green (2001) küme ortalamasının tahmininde küme sayısının fazla, küme başına düşen kişi sayısı az olduğu durumdaki hata ve küme sayısının az, küme başına düşen kişi sayısının fazla olduğu durumdaki bilgi eksikliği arasında bir seçim yapılması gerektiğini belirtmişlerdir. Genelde Moffitt (1993) ve Verbeek ve Vella (2005) 1. durumu incelemişken; Deaton (1985), Verbeek ve Nijman (1993) ve Collado (1997) 2. durumu (ya T için varsayım yapmadan veya  $T \rightarrow \infty$  varsayımı altında) kullanmışlardır. 1. Tip varsayım altında sabit birim etkiler pseudo panel katsayısı tutarlı tahminci olacaktır.

Moffitt (1993) ve Collado (1997) farklı bir yönden bakarak Deaton'ın yaklaşımını doğrusal olmayan ve dinamik modeller ile genişletmişlerdir. Bireysel dinamiklerin olduğu modeller ise Girma (2000) ve Verbeek ve Vella (2005) tarafından değerlendirilmiştir. Verbeek (2008) küme yaklaşımının Moffitt'in (1993) araç değişkenler yöntemi yaklaşımı ile benzer olduğunu belirtmiştir. Gruplandırılmış değişkenin de araç değişkendeki gibi tutarlılık için rank koşulunu sağlamış olması gerekmektedir. Aksi halde aynı araç değişkenler yaklaşımında olduğu gibi kümelerde zayıf araç değişken gibi davranıp kötü tahminciler elde edilmesine neden olabilir.

Fields ve Viollaz (2013) Şili için 1996-2006 yılları için tekrarlı kesit verilerini kullanarak oluşturdukları pseudo panel ve gerçek panellerle gelirin yakınsama hipotezini araştırdıkları çalışmada iki veri tipinin sonuçlarını karşılaştırmışlardır. Çalışmanın sonucunda pseudo panel veri ile tahmin edilen sonuçların panel verideki sonuçlarla benzerlik göstermediğini belirtmişlerdir. Fakat pseudo panelde söz konusu tahmin yöntemi bilinen ortalamalara dayalı tahmin yöntemi olduğu zaman, diğer tahmin yöntemlerine kıyasla, gerçek panel veri ile elde edilen katsayılar daha yakın elde edilmiştir.

### 1.6.2 Pseudo Panel Veri Kullanılarak Literatürde Yapılan Çalışmalar

Pseudo panel modelleri kullanılarak literatürde yapılan çalışma sayıları gün geçtikçe artmaktadır. Bunlardan biri olan Russel ve Fraas (2005) çalışmalarında cinsiyet, ırk, nesil ve yaşa göre kümeler oluşturarak, 1940-2000 yılları arasında 10 yıl aralıklı Birleşik Devletler için gelir verilerine pseudo panel veri modelini uygulamışlardır. Hücre büyüklüğünü ağırlık olarak kullanarak, farklı sayıdaki gözlemlerden kaynaklanan farklı küme ortalamalarının büyüklüğünü, başka bir deyişle değişen varyans problemini düzeltmeye çalışmışlardır. Sabit ve tesadüfi etkiler modellerinin de sonuçlarını vererek çocuk sayısı arttıkça iki eşin de gelire sahip olma olasılığının azaldığını belirtmişlerdir.

Warunsiri ve Mcnown (2010) Tayland'da eğitimin getirisinin araştırılması için ulusal işgücü anketlerini kullanmış, 1946-1967 yılları arasında doğanlar seçilip kümeler oluşturularak pseudo panel veri oluşturulmuştur. Bireysel etkilerin endojenlik sorunundan kaynaklı sapma yaratmasından dolayı çalışmada pseudo panel verilerin kullanılmasını önermişlerdir. En küçük kareler, araç değişkenler, pseudo panel araç değişkenler yöntemleri ve pseudo panel veri modeli uygulanarak modellerin karşılaştırılması yapılmış ve sapmalar olduğu açıkça görülmüştür. Analiz sonucunda getiriler kadınlarda %14-%16 daha fazla bulunmuştur.

Bourguignon ve Moreno (2020) Meksika'da 2002-2005 yılları için gerçek bir panel anketine dayalı olarak iki ardışık gelir kesiti verilerini kullanarak ampirik bir analiz gerçekleştirmişlerdir. Logaritmik gelir değişkeninin otoregresif olarak dahil edildiği modelde otoregresif terimin katsayısı, sentetik (pseudo) ve orijinal panellerde kabaca benzer çıkmış ve istatistiksel olarak farklı bulunmamıştır. Fakat yine de farklı örneklem için pseudo panel veri modeline yönelik Monte Carlo yaklaşımı ile katsayılar üretilmiş ve gelir hareketliliği modelleri için ortaya çıkan sonuçların gerçek paneller için önemli olduğunu belirtmişlerdir. Fakat bu durumun diğer ülkeler için de test edilmesinde yarar olduğundan söz etmişlerdir.

Meng (2014) ve diğerleri, İngiltere için alkol talebinin çapraz fiyat esnekliğini 2001-2009 yıllarını kapsayan yaşam maliyeti ve gıda anketlerini kullanarak bulmuşlardır. Buradaki kümeler doğum yılı, cinsiyet ve sosyo-ekonomik statü gruplarına göre oluşturulmuştur. Sabit

ve tesadüfi etki modelleri tahmin edilmiş, Hausman testi ile sabit etkiler modelinin kullanılmasının uygun olduğu görülmüştür.

Cruces, Fields ve Viollaz (2013), Şili için gelir hareketliliğini incelemişlerdir. Çalışmalarında gelir hareketliliği için pseudo panel veri modelini diğer modellerin yanında kullanmışlardır. Karşılaştırmalar sonucunda pseudo panel verilerin gelir hareketliliği ölçülerinin tahmininde iyi sonuç vermediğini belirtmişlerdir. Literatürde gelir hareketliliğinin ölçülmesi ile ilgili çalışmalarda genellikle dinamik pseudo-panel modeli kullanılmıştır. Yine Navarro (2006), Arjantin için yaptığı çalışmada aynı modeli kullanarak 1985-2004 yılları arasında gelirden yakınsama olup olmadığını uzun dönemde incelemiştir.

Dasgupta ve diğerleri (2015), Amerika Birleşik Devletleri'nin gelir dağılımı veri setlerini kullanarak hem gerçek panellerden hem de pseudo panellerden kümeler oluşturarak doğrusal sabit etkiler modeli tahmin etmişlerdir. Hem grafiksel olarak hem de modelde elde edilen katsayılar ve standart hatalar bakımından pseudo panel veri ile gerçek panel veri modellerinin sonuçlarını birbirine yakın bulmuşlardır.

Türkiye için yapılan çalışmalar incelendiğinde birkaç çalışma göze çarpmaktadır. Aykaç (2016), Türkiye İstatistik Kurumu hanehalkı bütçe anketleri mikro verilerini kullanarak ücret dışı gelir düzeylerine göre %5'lik sıralı grupları toplulaştırılarak kümeler oluşturmuştur. Oluşturulan 20 adet ücret dışı gelir grubunun her birine özgü birimsel sabit etkinin kullanılan uygun tahmin yöntemi yardımıyla arındırılması gerektiğini ve ücret dışı gelir etkisinden arındırılmış model ile işgücü arz esnekliğine ulaşılabilmenin mümkün kılındığını belirtmiştir. Çalışma sonucunda ücret dışı gelire göre yapılan hane toplulaştırmasının, Türkiye'nin işgücü arzı ücret esnekliğinin tahmini açısından anlamlı olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Şengül ve Sigeze (2013) hanehalkı tüketim harcama esnekliklerini, Sigeze'nin 2012 yılında hazırladığı yüksek lisans tezinden yola çıkarak, 2005 ve 2009 yılları için eğitim ve yaş durumuna göre kümeler oluşturarak grup içi ve gruplar arası tahminciler yardımıyla tahmin etmişlerdir. Hausman testine göre grup içi tahmincisi daha iyi sonuç vermiştir. Kuadratik yaklaşık ideal talep sistemine göre gıda ve alkolsüz içecekler, giyim ve ayakkabı, konut, su, elektrik, yakıt, mobilya ve ev aletleri, haberleşme, alkollü içecek, sigara ve tütün gruplarının

harcama esneklikleri 1'den küçük hesaplayarak, bu harcama gruplarını zorunlu mal olarak bulmuşlardır.

Giovanis ve Özdamar (2017) 2002-2011 yıllarını kapsayan Türkiye İstatistik Kurumu'nun hanehalkı bütçe anketlerini kullanarak 2008'de gerçekleşen sağlık reformunun sağlık harcamaları üzerindeki etkisini sözde (pseudo) panel veri modeliyle incelemişlerdir. Analiz sonucunda kamusal sigorta sahiplerinin yeşil kart sahiplerine göre daha az sigorta harcaması yaptığını tespit edilmiştir. Yine Özdamar ve Giovanis (2017) 2006-2012 yılları arasında Türkiye'de sağlık değişkenlerinin yardımıyla hava ve gürültü kirliliğini azaltmak için kişilerin ödeme gönüllüğünü pseudo panel veri modeli kullanarak araştırmışlardır. Yaş ve bölge kümeleri oluşturularak araç değişkenler yöntemi ile tercih modelleri kullanılarak tahminler üretmişlerdir. Analiz sonucuna göre kişilerin gürültü ve hava kirliliğinin azalması için ödemeye gönüllü oldukları miktar 20-25 TL arası olarak elde edilmiştir.

Dayıoğlu ve Kırdar (2010) Türkiye'de kadınların işgücüne katılımını etkileyen etmenleri araştırırken TÜİK'in hanehalkı işgücü anketlerinden yola çıkarak yaş, doğum kuşağı ve takvim yılı etkilerini ayrıştırarak pseudo panel veri modelini kullandıklarını belirtmişlerdir. Kırsal ve kentsel alana göre yapılan regresyon sonuçlarına göre işgücüne katılımın genç kuşaklarda daha fazla olduğunu, ayrıca yaşın katılım üzerinde önemli bir değişken olduğunu bulgulamışlardır.

Ceritoğlu (2018) TÜİK'in 2003-2016 yılları arasındaki hanehalkı bütçe anketlerini kullanarak tüketimdeki risk paylaşımı hipotezinin geçerliliğini test etmek için yaş gruplarına göre kümeler oluşturularak pseudo panel veri modellerini kullanmıştır. Ampirik analiz sonucuna göre, Türkiye'de doğum yılındaki kümeler arasında yetersiz tüketim riski paylaşımının olduğu görülmüştür.

Grun ve diğerleri (2013) Türkiye için hazırladıkları raporda 2008-2011 yıllarını kapsayan işgücü anketlerini kullanarak kriz öncesi ve kriz sonrası istihdam oranlarındaki değişimleri kümeler kurularak pseudo panel veri modelleri yardımıyla incelemişlerdir. Son olarak Aktuğ, Kuzubaş ve Torul (2020) hanehalkı işgücü anketi verilerini 2004-2018 dönemi

için kullanarak ücret denklemlerinin determinantlarını yaş gruplarına göre kümeler oluşturarak pseudo panel veri yöntemiyle incelemişlerdir.





## İKİNCİ BÖLÜM

### MEKÂNSAL MODELLER

Bireysel düzeyde tesadüfi olarak çekilen örneklerin kesitler arasında korelasyon var olması durumu herhangi bir araştırmacıyı endişelendirebilir. Eğer ülkeler, bölgeler veya devletlerarasında toplulaştırılmış verilerle çalışılıyorsa veride birimler arası korelasyon olabilecektir. Genelde mekânsal istatistik bu tip korelasyonların ölçülmesi için çalışmaktadır. Bu tip modeller mekânsal otokorelasyon ve mekânsal heterojenlikle başa çıkmaktadır. Anselin'in çalışmaları ve kitapları mekânsal ekonometri literatürüne önemli katkılar sağlamıştır. Bu nedenle hem mikro hem de makro düzeydeki kesitler için mekânsal modellerin kullanımı literatürde git gide artmaktadır.

Bu bölümde mekânsal modellerin tanıtımından bahsedilecektir. Öncelikle mekânsal matrislerin oluşturulmasından söz edilerek mekânsal ilişkilerin test edilmesine yer verilecek, sonrasında yatay kesit veri ve panel veride mekânsal modellemenin ayrıntısına girilecektir. Son olarak mekânsal modelleme kullanan çalışmalarda izlenen adımlar özetlenecektir.

#### 2.1 Mekânsal Ekonometri

Standart doğrusal regresyon modelinde mekânsal ilişki bakımından üç farklı etkileşim türü bulunmaktadır: Bağımlı değişkende bulunan endojen etkileşim, bağımsız değişkenlerde bulunun ekzojen etkileşim ve hata terimleri arasındaki etkileşimler. Bu etkileşimlerden yola çıkılarak mekânsal korelasyonu modellemek için literatürde en çok modeller kullanılan modeller sırasıyla mekânsal gecikme veya mekânsal otoregresif modeli (SAR), mekânsal hata modeli (SEM), mekânsal Durbin modeli (SDM), mekânsal otokorelasyon modelidir (SAC). Mekânsal gecikme modeli endojen etkileşim modeline, mekânsal hata modeli ise hata terimlerinde etkileşim modeline örnektir. 2007 yılına kadar bu iki modelin kullanımı literatürde yaygındı. Fakat 2007'de yapılan "Dünya Mekânsal Ekonometri Konferansı"nda Kellejian hem hata terimlerinde hem de endojen etkileşim olarak bağımlı değişkende mekânsal etkilerin yer aldığı Mekânsal otokorelasyon modelini (SAC) 1998 yılındaki çalışmalarına dayanarak tanıttı.

Bunlara ek olarak, Gibbons ve Overman (2012) ise SAR, SEM ve SDM modellerini tanımlama problemi açısından eleştirmiş ve mekânsal X'in gecikmesi modelini (SLX) tanıtmışlardır.

Mekânsal modeller ile çalışılırken genelde literatürde STATA, R ve Matlab yazılımları kullanılmakta olup haritalar bazında mekânsal korelasyonların gösterimi için coğrafik GIS, Geoda yazılımları kullanılmaktadır.

## **2.2 Mekânsal Heterojenlik ve Mekânsal Bağımlılık**

Mekânsal etkiler literatürde iki şekilde ortaya çıkmaktadır: Mekânsal bağımlılık ve mekânsal heterojenlik. Mekânsal bağımlılık bir mekânın o mekâna komşu olan diğer mekânlarla olan ilişkisini ifade etmektedir. Mekânsal bağımlılık genelde ölçüm hatası ve tanımlama hatasından kaynaklanmaktadır. Gözlemler arasındaki bu etkileşim, otokorelasyonun yapısı gereği pozitif veya negatif olabilirken herhangi bir etkileşimin söz konusu olmaması da mümkündür. Pozitif otokorelasyonun varlığı halinde tesadüfi değişkene ait yüksek değerler yüksek değerlerce, düşük değerler ise düşük değerlerce kümelenme eğilimindedir. Negatif otokorelasyon durumunda tam tersi olarak yüksek değerler düşük değerlerce, düşük değerlerde yüksek değerlerce kümelenme eğilimindedir (Gumprecht, 2007; Çağlayan, 2018).

Mekânsal heterojenlik ise mekânın konumuna göre değişen veri boyunca homojen olmayan katsayıları temsil etmektedir. Hata varyanslarında da ortaya çıkabilecek olan bu durum klasik regresyonda hataların ilişkisiz olma varsayımını bozar. Genelde açıklayıcı değişkenlerin katsayılarında mekânsal etkilerin gözlemlendiği modeller heterojenliği iyi modellemektedirler. Diğer bir tanımla mekânsal heterojenlik mekânsal farklılığa göre sabit olmayan varyans problemi olarak da tanımlanabilir (Griffith ve Paelinck, 2011).

Mekânsal etkiler bu etkilerin giderilmesi veya modele dâhil edilmesi ile modellenebilir. Bu tip mekânsal etkilerin göz ardı edilmesi modellerde yanlış veya etkin olmayan tahminlerin elde edilmesine neden olmaktadır (Gülel, 2015).

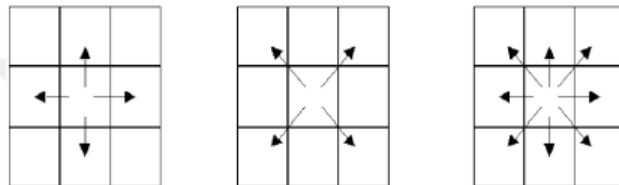
### 2.3 Mekânsal Matrislerin Çeşitleri ve Oluşturulması

Mekânsal ekonometri literatürü gözlemler arasında bağımlılık ile ilgilenmektedir. Uzayda, mekânsal bağımlılığı açıklamak için mekânsal ağırlıklar matrisi  $W$  ile gösterilmektedir. Literatürde genellikle mekânsal matrisi tanımlamak için dört tür matris kullanılmaktadır. i) 1. dereceden veya 2. dereceden komşulukları belirten ve komşu değerler için “1”, olmayan değerler için “0” değerini alan simetrik komşuluk matrisi; ii) mesafe matrisinin tersi (kesim noktası ile veya kesim noktası olmaksızın); iii)  $q$  tane en yakın komşuluk matrisi; iv) her bir bloğun bir grup mekânsal birimi temsil ettiği blok diyagonal matrisler (Elhorst, 2014).

Komşuluk matrisinde  $i$  bölgesi ile  $j$  bölgesi komşu ise matriste bu iki elemanın kesişimi ( $w_{ij}$ ) 1 değerini alacak; komşuluk ilişkisi yoksa ( $w_{ij}$ ) 0 değerini alacaktır. Ayrıca köşegen elemanlar da 0 değerini alacaktır. Genel olarak bir mekânsal matrisin gösterimi aşağıdaki gibidir:

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

Sınırdışlığa bağlı ikili komşuluk matrislerinde komşuluklar kale, fil ve vezir komşulukları şeklinde belirlenebilir. Kale komşuluğunda bir ilin komşularının kuzey, güney, batı ve doğu komşulukları gözönünde bulundurulurken; fil komşuluğunda köşe yönleri (kuzeybatı, güneybatı, güneydoğu, kuzeydoğu gibi) önemsenir. Vezir komşuluğunda ise hem köşe hem de yan komşuluk önemsenmektedir. Bu ilişki Şekil 2.1’deki gibi gösterilebilir:



**Şekil 2.1:** Mekansal Matrislerde Sırasıyla Kale, Fil ve Vezir Komşuluğu (Kaynak: Anselin, 1988b)

Regresyonda mekânsal yakınlığı hesaba katmak için komşuluk ilişkileri matematiksel bir yapıda tanımlanmıştır. Matrislerdeki hücreler, iyi tanımlanmış ağırlıklara göre yakınlık derecesini temsil etmektedir. Sadece iki değer alan komşuluk matrisi ortak bir sınırı paylaşan illerin komşuları olarak kabul edildiğini ima eder ve matriste 1 değerini alır. Öte yandan komşu olmayan bölgeler ve diyagonaldeki elemanlar sıfır değerini almaktadırlar. Her bir satır toplam değerlerine göre aşağıdaki gibi normalize edilmektedir.

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad \sum_j w_{ij}^* = 1$$

Mekânsal matrisler simetrik olmak zorundadır. Çünkü satır bazında normalize edildiğinden bu özellik gereklidir. Kelejian ve Prucha (1998, 1999) ve Lee (2004) SAR ve SAC modellerinin genelleştirilmiş momentler yöntemi ile ve SAR modeli için en yüksek olabilirlik yöntemi ile tahmin edilen parametrelerin tutarlığı için mekânsal matrisin negatif olmayan tanımlı olması gerektiğini ve diyagonaldeki tüm sayıların “0” olması gerektiğini belirtmiştir. Diğer bir deyişle bir birimin kendisi ile olan komşuluğu “0” ile gösterilmelidir. LeSage ve Pace (2009) matris simetrik olmadığı durumda satır bazında normalize edildiğinde negatif karmaşık köklere sahip olunacağını belirtmişlerdir. Kelejian ve Prucha (1998, 1999) ve Lee (2004) matrislerin tutarlı sonuçlar verebilmesi için iki şartın da sağlanması gerektiğini belirtmiştir. Birincisi, matrisin normalize edilmeden önce satır ve sütun toplamı toplam gözlem sayısı sonsuza giderken belirli bir sayı ile sınırlandırılmalıdır. İkincisi, matrisin normalize edilmeden önce satır ve sütun toplamının toplam gözlem sayısına eşit veya daha hızlı bir şekilde sonsuza gitmemesi gerekmektedir. Bu iki şartı da sağlayan matris ise “komşuluk matrisi” olarak belirtilmiştir. Çünkü bir birim “q” sayıdan daha fazla birimin komşusu genelde olamamaktadır, böylece ikinci şart sağlanmaktadır. Ayrıca komşuluk derecelendirmesi de “p” ile sınırlandırıldığından ve “p” de küçük olduğu takdirde birinci şart sağlanmış olacaktır. Fakat uzaklık matrisinin tersi eğer kesim noktası içermiyorsa ikinci şartı sağlarken birinci şartı sağlamamaktadır. Çünkü burada “p” belirtilmemiştir sadece uzaklıklar belirtilmiştir. İkinci şart ise tersi alınan elemanların satır ve sütun toplamı alındığından N sonsuza gittiğinde bu toplam sıfıra doğru yaklaşacaktır. Fakat kesim noktası içeriyorsa beklenmedik sonuçlar elde edilebilir. Çünkü genellikle gözlem sayıları örneklerde sonlu sayıda olmakta ve sonsuza

gitmemektedir. Diğer bir durumda mekânsal bir birimin diğer tüm birimlerle komşuluğunun olduğu durumlardır. Köşegen değerler “0” olduğundan bu matrislerde satır ve sütun toplamı  $N-1$  olacaktır. Yani  $N$  sonsuza giderken  $N-1$  de sonsuza gidecektir ve ağırlıklar  $1/(N-1)$  olacaktır. Bu durumda bu matrislerde tutarlılık için iki şart da sağlamayacaktır.

Alternatif olarak sütun toplamı “1” olacak şekilde  $W$  matrisi normalize edilebilir. Burada sütun elementi belirli bir birimin diğer birimler üzerindeki etkisini gösterirken, satır elementi ise bir birime diğer birimlerin etkisini göstermektedir. Bu nedenle her ikisinde normalize edilen durum farklıdır. Satır normalizasyonunda diğer birimlerin her birim üzerindeki etkisi normalize edilirken, sütun normalizasyonunda her birimin diğer birimler üzerindeki etkisi normalize edilmektedir. Fakat Kelejian ve Prucha (2010) satır normalizasyonunu eleştirmişlerdir. Ters matrisler satırlar bazında normalize edildiğinde ekonomik yorumda problem yaşanmaktadır. Bunun iki nedeni vardır. Birincisi satır bazında normalize edilmiş matrisler asimetric olabilmektedirler. Bu durumda  $i$ . birimin  $j$ . birim üzerindeki etkisi,  $j$ . birimin  $i$ . birim üzerindeki etkisi ile aynı olmayacaktır. İkinci olarak, satır normalizasyonunun sonucu olarak merkezde olan bölgeler aynı etki ile sonuçlanacaktır. Merkezde konumlanmış bir birim ve uzakta yer alan bir birimin iki adet komşusu olduğu varsayalım. Birinci birimin komşularına olan uzaklığı  $d$  olsun, ikinci birimin komşularına olan uzaklığı  $d$ 'nin katları olsun. Bu mesafelerdeki farklılıklara rağmen ters matristeki birimler her iki durumda da  $\frac{1}{2}$  olacaktır. Bu nedenle Kelejian ve Prucha (2010) yeni bir normalizasyon prosedürü önermiştir. Bu prosedüre göre  $W_0$  olarak tanımlanan mekânsal matris en büyük karakteristik köküne bölünmelidir ( $W=(1/r_{\max})*W_0$ ). Bu şekilde ekonomik yorumda problem yaşanmayacaktır (Elhorst, 2014).

## 2.4 Mekânsal Bağımlılığın Testi

Regresyon modellerinde mekânsal bağımlılığın belirlenmesinde en yaygın kullanılan testlerden biri olan Moran'ın testi (1950) otokorelasyon testi olarak kullanılan Durbin-Watson testine benzemektedir. Fakat bu test mekânsal bağımlılığın hata terimlerinde mi yoksa bağımlı değişken mi görülüp görülmediğine dair bilgi vermemektedir. Bu nedenle literatürdeki

mekânsal modelleri içeren çalışmalarda öncelikle Moran'ın testi kullanıldıktan sonra Lagrange çarpanı testlerine ve çeşitlerine bakılmaktadır.

Bu başlık altında literatürde genellikle kullanılan ve paket programlarda genellikle çıktısı daha çok verilen mekânsal bağımlılık testleri olan Moran I, Lagrange çarpanı, robust (berk) Lagrange çarpanı testlerinin anlatımına yer verilecektir.

### 2.4.1 Moran I Testi

Moran'ın I testi hem özel konumlara hem de özel değerlere aynı anda dayalı olan mekânsal otokorelasyonu ölçer. Bir dizi özellik ve ilişkili bir nitelik verildiğinde, ifade edilen modelin kümelenmiş, dağılmış veya rastgele olup olmadığını değerlendirir.

Test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanır:

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

Komşu özellikler için değerler ortalamadan daha büyükse ya da ortalamadan daha küçükse, Moran I indeksi pozitif olacaktır. Bir değer ortalamadan küçük, diğeri ortalamadan büyük olduğunda, Moran I indeksi negatif olacaktır. Her durumda, ortalamadan sapma arttıkça, Moran I indeksi de artmaktadır. Veri kümesindeki değerler mekânsal olarak kümelenme eğilimindeyse (yüksek değerler diğere yüksek değerlerin yanında kümelenir; düşük değerler diğere düşük değerlerin yanında kümelenir), Moran I indeksi pozitif olacaktır. Yüksek değerler diğere yüksek değerleri itip düşük değerlere yaklaşma eğilimi gösterdiğinde, indeks negatif olacaktır. Öte yandan, pozitif çapraz değerler negatif çapraz değerlerini dengelerse, indeks sifıra yakın olacaktır. Bu indeksin testi için aşağıdaki hipotezler kurularak Z istatistiği hesaplanabilir.

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

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

Varyansı ise aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

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

Burada  $E_N(I) = \frac{-1}{(n-1)}$ 'dir.  $S_0$  ise mekânsal ağırlık matrisinin toplamını ifade etmektedir ve  $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}$  şeklinde gösterilir.  $S_1 = 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}$  olarak tanımlanmaktadır. Matrisin i. satır ve sütun toplamı olan  $S_2$  ise  $S_2 = 4 \sum_{i=1}^n W_i^2$  şeklinde ifade edilir (Çağlayan, 2018).

Bu durumda Z istatistiği aşağıdaki gibi olacaktır:

$$Z = \frac{I - E_N(I)}{\sqrt{Var_n(I)}}$$

Burada bulunan Z değeri Z tablosu ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan değer kritik değeri aşıyorsa gözlemler arasında mekânsal bağımlılık söz konusudur.

#### 2.4.2 Lagrange Çarpanı (LM) Testi

Anselin (1988a) mekânsal gecikme ve mekânsal hata modelleri için Lagrange çarpanı (LM) testini mekânsal etkileşimi test etmek için geliştirmiştir. Daha önce de bahsedildiği gibi LM testleri  $H_a$  hipotezi altındaki modelin tahminini gerektirmektedir. En yüksek olabilirlik yöntemi kullanılarak hesaplanan testlerin hipotezi mekânsal hata modeli için aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : \lambda = 0$$

$$H_a : \lambda \neq 0$$

Mekânsal gecikme modeli içinse aşağıdaki gibi olacaktır:

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_A : \rho \neq 0$$

Hata modeli için lagrange çarpanı istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$LM \lambda = (e' W e / \sigma^2) / tr(W' W + W^2)$$

Gecikme modeli içinse lagrange çarpanı istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$LM \rho = (e' W y / \sigma^2) / \{(W x b)' M W x b / \sigma^2 + tr(W' W + W^2)\}$$

Burada  $\sigma^2 = e'e/n$  ve  $M = I - x(x'x)^{-1}x'$  şeklinde ifade edilir. b, katsayı vektörü, EKK tahminlerine aittir. Bu istatistik, 1 serbestlik derecesiyle  $X^2$  dağılımına sahiptir (Zeren, 2010).

### 2.4.3 Robust (Berk) LM Testi

Anselin ve diğerleri (1996), LM istatistiklerini sağlam benzerlerini yerel yanlış tanımlama problemi altında türetmişlerdir. Olası uzamsal gecikme bağımlılığı varlığında uzamsal hatayı tespit etmek için sağlam/berk LM istatistiklerini aşağıdaki gibi tanımlamışlardır:

Hata modeli için robust (berk) lagrange çarpanı istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

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

Gecikme modeli içinse robust (berk) lagrange çarpanı istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

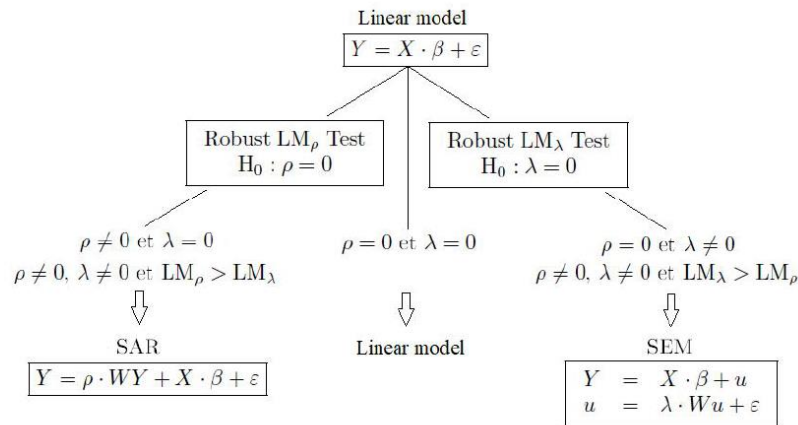
$$LM_{\rho}^* = \frac{\left[ \frac{e'(I_T \otimes W)y}{\hat{\sigma}^2} - \frac{e'(I_T \otimes W)e}{\hat{\sigma}^2} \right]^2}{J - TT_W}$$

Burada ilgili değerler aşağıda gösterilmiştir:

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

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

Literatürde yapılan çalışmalarda uygun modele karar vermek için öncelikle Moran testi yapılmaktadır. Moran testi sonucunda mekânsal etkinin var olmadığına dair hipotez reddedilmezse, çalışmada mekânsal yöntemlere genelde geçilmez. Moran I testi reddedildiği takdirde mekânsal etkinin bağımlı değişkende mi yoksa hata teriminde mi olup olmadığını anlamak için mekânsal gecikme ve mekânsal hata modeline ait LM testinden anlamlı olan seçilmelidir. Mekânsal gecikme ve mekânsal hata modeline ait LM testlerinin her ikisinin de anlamlı olması halinde testlerin dirençli (robust) hallerine göre karar verilecektir. Eğer robust dönüşümlerine ait LM testlerinin her ikisi de anlamlı elde edilirse, bu seferde tekrar LM-Lag ve LM-Err testlerine bakılır ve hangisi daha anlamlı ise o modelin tahmini uygun olacaktır (Çağlayan, 2018). Buna bağlı adımlar aşağıdaki Şekil 2.2’de gösterilmiştir.



**Şekil 2.2:** LM Testlerine Göre Mekânsal Modellerin Seçimi (Kaynak: Florax, Folmer ve Rey, 2003)

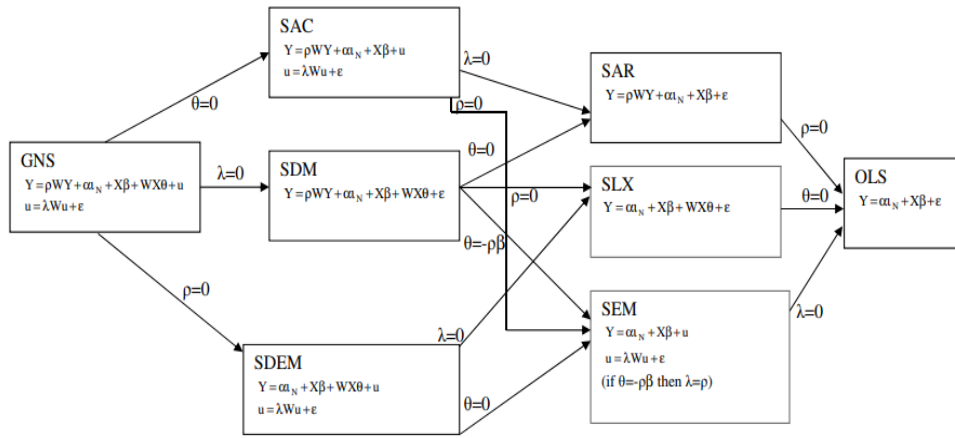
## 2.5 Mekânsal Kesit Veri Modelleri

Genel olarak tüm mekânsal etkilerin yer aldığı yuvalanmış genelleştirilmiş mekânsal model (GNS) aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

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

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

Burada  $W$  mekânsal matrisi,  $Y$  bağımlı değişken vektörü,  $X$  bağımsız değişkenler matrisini,  $\beta$  eğim katsayılarını,  $\alpha$  sabit terimi göstermektedir.  $\rho$ ,  $\theta$  ve  $\lambda$  katsayıları ise sırasıyla bağımlı değişkendeki, açıklayıcı değişkenlerdeki ve hata terimlerindeki mekânsal katsayıları temsil etmektedir. Bu modeldeki mekânsal katsayılara çeşitli kısıtlar koyularak mekânsal modeller spesifik hale getirilmektedir. Bu kısıtlar aşağıdaki Şekil 2.3'te belirtilmiştir.



**Şekil 2.3:** Mekânsal Modeller ve Kısıtlara Göre Elde Edilmesi (Kaynak: Elhorst, 2014)

### 2.5.1 Mekânsal Gecikme Modeli (SAR)

Mekânsal gecikme modeli ya da mekânsal otoregresif modelinde bağımlı değişken için bir birimin değeri başka bir birimin bağımlı değişken değerine bağlı olmaktadır. Bu model GNS modelinde  $\lambda$  ve  $\theta$  katsayılarının sıfır olması durumunda oluşmaktadır. Bu durumda mekânsal etkiler aşağıdaki gibi modellenmektedir:

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

$W$  mekânsal etkilerin modellendiği matrisi göstermektedir. Bağımlı değişkenin bir gecikmeli hali modele eklenip bu matrisle çarpılarak endojen etkiler regresyon modelinde modellenmektedir.

Mekânsal gecikmeli model bağımlı değişkenin gecikmeli halinin modelin sağ tarafında bulunması nedeniyle içsellik sorunu bulundurmaktadır. En küçük kareler yöntemi ile

tahmin edilmesi parametrelerin tutarsız ve sapmalı elde edilmesine neden olabilmektedir. Bu nedenle literatürde genellikle bu modelin tahmini için Genelleştirilmiş Momentler (GMM) ve En Yüksek Olabilirlik (ML) yöntemleri kullanılmaktadır.

### 2.5.2 Mekânsal Hata Modeli (SEM)

Mekânsal hata modelinde bir birimin hata terimi diğer bir birimin hata terimi ile ilişkili olduğunda ortaya çıkmaktadır. Diğer modellerde olduğu gibi mekânsal etkilerin değişkenlerde modellenmesine bu modellerde gerek yoktur. Genelde gözlemlenemeyen şoklar modelde mekânsal bir korelasyon gösterirse hata terimlerinde mekânsal etkiler söz konusu olacak ve bu etkilerin modellenmesi gerekecektir. GNS modelinde  $\rho$  ve  $\theta$  katsayılarının sıfır olması durumunda oluşmaktadır. Model aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Elhorst, 2014):

$$Y = at_N + X\beta + u$$

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

Ward ve Gleditsch (2007) bir bölgedeki birimin bağımlı değişken değerinin doğrudan komşularının bağımlı değişkeni ile ilişkili olmadığı halde mekânsal etkileşim oluyorsa ve ölçme hatalarının modellenmesi isteniyorsa mekânsal hata modelinin tercih edilmesi gerektiğini belirtmişlerdir. Bu modelin tahmini için genellikle Genelleştirilmiş Momentler (GMM) ve En Yüksek Olabilirlik (ML) yöntemleri kullanılmaktadır (Çağlayan, 2018).

### 2.5.3 Mekânsal Durbin Modeli (SDM ve SDEM)

Mekânsal Durbin modelinde bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında ekzojen olarak mekânsal etkileşim bulunmaktadır. GNS modelinde  $\lambda$  katsayılarının sıfır olması durumunda oluşmaktadır. Model aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Elhorst, 2014):

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

Durbin modelinde bağımlı değişkenlerin haricinde mekânsal etki hata terimlerinde de olabilir. GNS modelinde  $\rho$  katsayısının sıfır olması durumunda **mekânsal Durbin hata modeli (SDEM)** söz konusu olacaktır ve model aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$Y = at_N + X\beta + WX\theta + u$$

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

#### 2.5.4 Mekânsal Otokorelasyon Modeli (SAC)

Mekânsal otokorelasyon modelinde hem bağımlı değişkende birimler arasında hem de hata terimlerinde birimler arasında mekânsal etki bulunmaktadır. GNS modelinde  $\theta$  katsayısının sıfır olması durumunda oluşmaktadır. Model aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Elhorst, 2014):

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

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

#### 2.5.5 Mekânsal Gecikme Modeli (SLX)

Gibbons ve Overman (2012)'ın geliştirdiği mekânsal gecikme modeli (SLX), GNS modelinde  $\rho$  ve  $\lambda$  katsayılarının sıfır olması durumunda aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$Y = at_N + X\beta + WX\theta + \varepsilon$$

### 2.6 Mekânsal Modellerin Tahmininde Kullanılan Yöntemler

Mekânsal ekonometri modelleri literatürde genellikle en yüksek olabilirlik (ML), araç değişkenler (IV) ve genelleştirilmiş momentler (GMM) yöntemleri ile tahmin edilebilmektedir.

#### 2.6.1 En Yüksek Olabilirlik Yöntemi (ML)

Mekânsal modellerde en yüksek olabilirlik yöntemi kullanılarak parametre tahminlerinin yapılması, aşağıdaki adımlarla mekânsal gecikme modeli ile anlatılmıştır.  $\omega_i$  mekânsal matrisin özdeğerlerini göstermektedir ve aşağıdaki gibi gösterilir:

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

Bu fonksiyon kullanılarak oluşturulan olabilirlik fonksiyonu (LL) aşağıdaki gibi olacaktır:

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

Bu fonksiyonun  $\sigma^2$  ve  $\beta$ 'ye göre türev alınıp sıfıra eşitlenmesiyle fonksiyonu maksimum yapan parametre tahmincileri aşağıdaki gibi elde edilecektir:

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

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

Bu eşitlikler LL fonksiyonuna yerleştirildiğinde,  $\rho$  için LL fonksiyonu elde edilebilir (Anselin ve Bera, 1998):

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

Fonksiyonda  $e_0$  terimi  $Y$ 'nin  $X$ 'e göre,  $e_L$  terimi ise  $W_y$ 'nin  $X$ 'e göre regresyonundan elde edilen hata terimleridir. Bu LL fonksiyonunun maksimizasyonu ile  $\rho$  tahmini yapılabilir. Parametrelerin asimptotik varyans matrisi ise aşağıda gösterildiği gibidir:

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

Logaritmik olabilirliklerin en yükseği veya AIC bilgi kriterlerinin minimumu seçilerek modeller arasında tercih yapılabilir ve en uygun model belirlenebilir (Anselin ve Bera, 1998).

Mekânsal hata modelinde ise mekânsal hata teriminin elde edilebilmesi için asimptotik varyans matrisinden,

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

tahmin edildikten sonra bu değer aşağıdaki logaritmik olabilirlik fonksiyonuna dahil edildikten sonra, fonksiyon parametrelere göre maksimize edilir:

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

Bu durumda  $\beta$  tahmincisi aşağıdaki gibi olacaktır:

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

$\lambda$ 'nın doğrusal olmayan log-olabilirlik fonksiyonu ise aşağıdaki gibi olacaktır:

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

Hata parametrelerinin asimptotik varyans matrisi ise aşağıdaki gibidir:

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

## 2.6.2 Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GMM)

En yüksek olabilirlik yönteminde hata terimleri normal dağılıma uymadığı zaman yatay kesit mekânsal hata modelleri için Kelejian ve Prucha (1999) genelleştirilmiş momentler tahmincisini önermiştir. Mekânsal ağırlık matrisi  $(I_T \otimes W_N)$  şekilde tanımlanmaktadır. Mekânsal gecikmeli hatalar modelde aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

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

Bu denklemde  $\mu$  ve  $v$  hata terimi vektörleridir ve  $\mu$ , 0 ortalama ve  $\sigma_\mu^2 I_{NT}$  varyans ile bağımsız ve özdeş dağılmaktadır. Panel veri modellerinde söz konusu olan moment koşulları aşağıdaki gibidir:

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

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

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

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

$\mu = v - \lambda(I_T \otimes W_N)v$  olarak  $\mu$  tekrardan tanımlanır. Panel veri yapıları için geliştirilen denklem sisteminin doğrusal olmayan EKK yöntemi ile tahmini sonucunda  $\lambda$ ,  $\lambda^2$  ve  $\sigma_\mu^2$  elde edilir (Çağlayan, 2018).  $\beta$  vektörü ise aşağıdaki gibi tahmin edilir:

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

### 2.6.3 Araç Değişkenler Yöntemi (IV)

Mekânsal gecikme modelinde bağımlı değişkenin gecikmeli halinin modelin sağ tarafında olması nedeniyle EKK yöntemiyle parametrelerin tahmininde içsellik sorunu olabileceğinden araç değişkenler yöntemiyle (IV) tutarlı tahmincilerin elde edilmesi mümkündür. Genellikle bu tahminlerde araç değişken olarak açıklayıcı değişkenin mekânsal gecikmesi modele dâhil edilir (Kelejian ve Robinson, 1993). Hata varyans-kovaryans matrisi  $\hat{\Sigma}_T \otimes I_N$  şeklinde gösterilirken katsayı tahminleri aşağıdaki vektör yardımıyla tahmin edilecektir:

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

Bu denklemde  $Z_t = [W_N y_t \ X_t]$ ,  $\gamma_t = [\rho_t \ \beta_t']'$ ,  $H_t = [X_t \ W_N X_t]$  araç değişken matrisini tanımlamaktadır. Katsayıların varyans matrisi de aşağıdaki gibidir (Çağlayan, 2018):

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

Bu yöntem üç aşamalı EKK yöntemi ile çözülmektedir. Tahmin sürecinin ilk aşamasında mekânsal iki aşamalı EKK yöntemi ile her bir regresyon modeli tahmin edilir. İkinci aşamada bir önceki tahminden elde edilen kalıntıların tutarlı  $\hat{\Sigma}$  tahmincisi hesaplanır. Son kısımda ise elde edilen  $\hat{\Sigma}$  tahmincisi,  $\hat{\gamma}'$  da yerine koyulur ve tahmin süreci tamamlanır (Çağlayan, 2018).

IV ve GMM yöntemleri hata terimlerinin normal dağılma varsayımına gerek duymaz, fakat bağımsız ve özdeş dağılıma (i.i.d) sahip olmalarını ister. Fakat IV ve GMM yöntemlerinin tek dezavantajı SAR veya SEM modellerinde tahmin edilen korelasyon katsayısının tanımlanan parametre uzayı dışında elde edilebilme durumudur. Bu aralık Jakobien terimi içeren ML yönteminde  $(1/rmin, 1)$  olarak tanımlıyken, IV ve GMM yöntemlerinde bu terim içerilmediğinden sonuç bu şekilde çıkabilmektedir. Fakat yine de genellikle mekânsal kesit verileri için GMM yöntemi tercih edilmektedir. Baltacı ve Li 2004 yılında hata teriminde mekânsal korelasyon olduğu durumda sigara için talep fonksiyonlarını 46 ülke ve 1963-1992 yıllarını kapsayan bir veri seti ile araştırmış ve beş yıl ötesi için talep tahmini yapmaya çalışmıştır. Modeller arasında en küçük kareler yöntemi, sabit etkiler modeli, tesadüfi etkiler modeli ve bunların mekânsal versiyonları yer almıştır. Ortalama hata karelerin kökü yöntemiyle mekânsal modellerin en iyi örnek dışı performans sergilediğini kanıtlamışlardır. En yüksek olabilirlik yöntemi en kolay yöntem olmasına rağmen N büyük olduğu zaman problem olabilmektedir. Bu durumda Kellejian ve Prucha 1999 yılında genelleştirilmiş momentler yönteminin kullanılmasının daha uygun olacağını belirtmiştir. Özellikle T küçük N de büyük olduğu zaman bu yöntemi kullanılması gerektiğini savunmuşlardır.

## 2.7 Doğrudan ve Dolaylı Etkiler

Genellikle literatürde çalışmaların çoğu mekânsal etkilerin doğrudan etkilerini yorumlamakta, dolaylı etkilerinse incelenmesini göz ardı etmektedir. Örneğin, bir SAR modelinde mekânsal katsayı negatif ve anlamsız olabilirken, dolaylı etkilerde mekânsal etki

pozitif ve anlamlı olabilmektedir. Bu nedenle sadece doğrudan etkileri inceleyen biri mekânsal etkilerin geçerli olmadığı sonucuna kapılabilir (Elhorst, 2014).

Genel yuvalanmış mekânsal model (yani tüm mekânsal etkileri içeren model) aşağıdaki gibi yazılabilir:

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

Burada R hata terimlerini ve sabit terimi içermektedir. Bağımlı değişkenin beklenen değerinin her bir açıklayıcı değişkene göre kısmi türevleri alınırsa matris şu şekilde elde edilecektir:

$$\begin{bmatrix} \frac{dE(Y)}{dx_{1k}} & \dots & \frac{dE(Y)}{dx_{Nk}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{dE(y_1)}{dx_{1k}} & \dots & \frac{dE(y_1)}{dx_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{dE(y_N)}{dx_{1k}} & \dots & \frac{dE(y_N)}{dx_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix}$$

$W_{ij}$  mekânsal matris olan  $W$ 'nin  $i$ . ve  $j$ . elementini göstermektedir. Bu matris bağımlı değişkenin bağımsız değişkenlere göre olan kısmi türevinin üç önemli sonucu olduğunu göstermektedir. Birincisi eğer belirli bir birimin bir açıklayıcı değişkeninde değişme olursa bağımlı değişkenin sadece bu biriminde değişme olmaz, bağımlı değişkenin diğer birimlerinde de değişme olur. İkincisi sadece bağımlı değişkendeki ilgili birimde olan değişme “doğrudan etki”, diğer birimlerdeki değişme etkisi ise “dolaylı etki” olarak adlandırılmaktadır. Burada matristeki köşegenler doğrudan etkiyi gösterirken, köşegen dışı elemanlar ise dolaylı etkileri göstermektedir. Üçüncüsü, eğer mekânsal korelasyon katsayısı sıfıra eşit olursa matristen de anlaşılabacağı gibi dolaylı etkiler sıfır olacaktır. Her birim için doğrudan ve dolaylı etkilerin birbirinden farklı olacağı yine matristen görülebilir. Dolaylı etkilerde eğer  $\theta_k \neq 0$  ise bu etki “yerel etki” adını almaktadırlar. Çünkü yerel etki bu etkiyi komşuluk ilişkisinden almaktadır. “Global dolaylı etki” ise  $\rho_k \neq 0$  olduğunda oluşmaktadır. Bu etki de birimin komşuluğundaki etkiden ziyade kendi komşuluğu dışındaki etkileri içermektedir.

Örneklerde veya yapılan çalışmalarda dolaylı ve doğrudan etkilerin birimlerden birimlere değişmesi nedeniyle bu etkilerin gösterimi problem olmaktadır. Eğer  $N$  tane birim  $K$  tane açıklayıcı değişken varsa  $K$  tane  $N \times N$ 'lik bir matris oluşacaktır. Küçük  $N$  ve  $K$

değerlerinde bile bu matrisin gösterimi zor olacaktır. Bu nedenle LeSage ve Pace (2009) doğrudan etkiler için matrisin köşegenlerindeki değerlerin ortalamasının alınmasını, dolaylı etkiler içinse köşegen elemanları dışındaki elementlerin satır veya sütun ortalamalarını içeren özet istatistiklerin sunulmasını önermişlerdir. Burada satır ortalaması bağımsız değişkendeki tüm birimlerdeki bir birimlik artış karşılığında bağımlı değişkendeki belirli bir elemente ortalama etkiyi göstermektedir. Sütun ortalaması ise bağımsız değişkendeki belirli bir birimdeki değişimin bağımlı değişkenin diğer birimleri üzerindeki ortalama etkisini temsil etmektedir. İki hesaplama da aynı sonucu vermektedir. Bu nedenle hangisinin kullanıldığı önemli değildir. Fakat dolaylı etkilerin tanımı gereği sütun etkisinin kullanılması daha doğru olacaktır (Elhorst, 2014).

Farklı mekânsal modellere göre doğrudan ve dolaylı etkilerin nasıl hesaplandığı aşağıdaki Tablo 2.1’de gösterilmiştir.

**Tablo 2.1**  
**Mekânsal Modellere Göre Doğrudan ve Dolaylı Etkiler (Kaynak: Vega ve Elhorst, 2013)**

|         | <b>Doğrudan Etki</b>                    | <b>Dolaylı Etki</b>                     |
|---------|-----------------------------------------|-----------------------------------------|
| EKK/SEM | $\beta_k$                               | 0                                       |
| SAR/SAC | $(I-\rho W)^{-1} \beta_k$               | $(I-\rho W)^{-1} \beta_k$               |
| SLX/SDM | $\beta_k$                               | $\theta_k$                              |
| SDM/GNS | $(I-\rho W)^{-1} (\beta_k + W\theta_k)$ | $(I-\rho W)^{-1} (\beta_k + W\theta_k)$ |

Dolaylı etkiler doğrudan etkiler gibi modelde doğrudan gözlemlenemediğinden direkt matrsten anlamlılıklarının hesaplanması zordur. Bu nedenle LeSage ve Pace (2009) doğrudan ve dolaylı etkilerin dağılımının en yüksek olasılık tahminden elde edilen varyans-kovaryans matrisi kullanılarak simüle edilmesini önermişlerdir. Bu nedenle genel yuvalanmış mekânsal model (GNS) için parametrelere ait varyans kovaryans matrisinden D adet parametre kombinasyonu çekildiği varsayılarak dolaylı etkiler için ortalama etkilerin aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\bar{\mu}_k = \left(\frac{1}{D}\right) * \sum_{d=1}^D \mu_{kd}$$

Genelde D 1000 olarak alınmakta fakat yüksek N için azaltılabilmektedir. Burada  $\mu_{kd}$  k. açıklayıcı değişkenin d. çekilen parametre kombinasyonundan elde edilen dolaylı etkiyi göstermektedir. Bu değere ait t istatistiği aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$t = \bar{\mu}_k / \left[ \frac{1}{D-1} \sum_{d=1}^D (\mu_{kd} - \bar{\mu}_k)^2 \right]$$

## 2.8 Mekânsal Kesit Modellerinde Çalışmalarda Uygulanan Adımlar

Mekânsal kesit veri modelleri ile yapılan literatürde birçok çalışma mevcuttur. Özellikle Anselin'in çalışmalarıyla mekânsal ekonometri literatürü oldukça ilerlemiştir. Anselin (1988b) kesit verilerine mekânsal modellerin performansını ölçmek için ampirik bir çalışma uygulamıştır. Bu çalışmadaki veri seti, Amerika Ohio'da komşuluklara dayalı gelir ve suç oranlarına bağlı olarak 49 mekânsal birimi içermektedir. Mekânsal matris, komşuluk durumuna göre "0" ve "1" değerlerini almış ve satır bazında normalize edilmiştir. Çalışmada EKK, SAR, SEM, SLX, SAC, SDM, SDEM ve GNS modelleri olmak üzere 8 farklı mekânsal model denenmiştir. Parametre tahminleri ise en yüksek olabilirlik (ML) yöntemi ile elde edilmiştir. Hangi modelin en iyi tahmin verdiğini anlamak için olabilirlik oranı (LR) testi kullanılmıştır. Ayrıca kısıtlı ve kısıtsız modeller için hesaplanan logaritmik olabilirlik fonksiyonları (LL) kıyaslanmıştır. Bu durumda test istatistiği  $-2*(\log L_r - \log L_{ur})$  olmuş ve Ki-Kare dağılımına uygun olarak kısıt sayısı kadar serbestlik derecesi ile dağılmıştır. Ayrıca çalışmada her açıklayıcı değişken için doğrudan ve dolaylı etkiler hesaplanmıştır.

Çalışmada tüm modellerin logaritmik olabilirlik fonksiyonları (LL) EKK modelinki ile karşılaştırılmıştır. EKK modeline açıklayıcı değişkendeki mekânsal etkilerin dâhil edilmesiyle oluşturulan SLX modelinin logaritmik olabilirlik fonksiyon değerinin arttığı ve LR testi ile SLX modelinin EKK modeline tercih ettiği gözlemlenmiştir. Modele bağımlı veya bağımsız değişkendeki mekânsal etkilerin de dâhil edilmesiyle LL değerlerinin daha da arttığı bulgulanmıştır. Fakat SAR veya SEM modellerinin karşılaştırılması yuvalanmış modeller

olmadıkları için zordur. Bu nedenle Anselin'in (1988a) önerdiği Lagrange çarpanı (LM) testi veya robust Lagrange çarpanı (robust LM) testlerinin kullanılmasını önermiştir. Hem LM hem de robust LM testi için EKK modelinden elde edilen kalıntıların mekânsal otokorelasyon içerip içermediği test edilmesi ve LM testinde reddedilen durum % 10 düzeyinde de olsa robust LM testlerinin de reddedilmesi gerektiğini belirtmiştir. SAC modeli ise SEM ve SAR modelleri ile karşılaştırıldığında mekânsal katsayıların SAC modelinde anlamsız olduğu görülmüştür. Ayrıca SAR ve SEM modellerinde LL değerleri SAC modelinin LL değerleri ile karşılaştırıldığında  $H_0$  reddedilememekte ve bu nedenle SAR ve SEM modelleri SAC modeline göre tercih edilmiştir. Son olarak ise LL değerinin yüksek olmasından dolayı da SAR modelinin SEM modeline tercih edilebileceği belirtilmiştir.

SAR, SEM ve SLX modelleri ise, SDM modeli daha genel olduğundan, SDM modeli ile karşılaştırılabilir. Bu nedenle LR testi ile karşılaştırma yapılmıştır. Test sonucuna göre SDM modeli SLX modeline, SAR modeli SDM modeline, SEM modeli SDM modeline tercih edilmiştir.

Ayrıca SDEM modeli SLX ve SEM modeli ile karşılaştırılabilir. LR testi sonucuna göre SDEM modeli SLX modeline, SEM modeli de SDEM modeline tercih edilmiştir. Fakat SDEM ve SDM modellerinin bu şekilde karşılaştırılması uygun olmayacaktır.

Bu testlerin haricinde doğrudan ve dolaylı etkilerin model seçiminde etkili olup olmadığı da çalışmada incelenmiştir. Doğrudan etkiler karşılaştırıldığında bu etkilerin sadece EKK modelinde büyük olduğu diğer modellerde farklılıkların küçük olduğu gözlemlenmiştir. SEM, SLX ve SDEM modellerinin doğrudan etkiler değerleri; SAR, SDM, SAC ve GNS modellerindeki doğrudan etkiler değerlerinden farklı bulunmuş, bunun nedeni SAR, SDM, SAC ve GNS modellerinde endojen etkileşim etkisinin var olması olarak gösterilmiştir. Bu etkileşim etkilerinde geri besleme (feedback) vardır. Yani belirli bir komşuluktaki suç oranı diğer komşuları etkilemekte ve bu etkileme geri dönmektedir. Örneğin, GNS modelinde gelir değişkenindeki doğrudan etki -1.032 bulunmuştur. Katsayı tahmini ise -0.951 olarak elde edilmiştir. Bu durumda -0.081'lik, diğer bir deyişle % 8.5'lik, kısım geri besleme etkisini göstermektedir. Fakat bunun yanında dolaylı etkilerin farklılaştığı da gözlemlenmiştir. Ayrıca

bu etkilerin anlamlı olup olmadığı t testleri ile incelenerek karşılaştırma yapma imkanı sağlanmıştır.

Bu çalışmadan bahseden Elhorst (2014) SDEM ve SDM modelleri arasında seçim yapılabilmesi için test üretilmesi gerektiğini belirtilmiştir. GNS modelinde ise fazla parametrelendirme sorunu olduğundan katsayıların anlamlılıklarının etkilendiğini belirtilmiştir. Ayrıca farklı mekânsal matris (W) spesifikasyonlarına göre modellerin mekânsal matrise göre dayanıklı olup olmadığının logaritmik olabilirlik (LL) fonksiyonuna göre karşılaştırılması gerektiğini belirtilmiştir.



## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### MEKÂNSAL PANEL VERİ VE MEKÂNSAL PSEUDO PANEL VERİ MODELLERİ

Ekonometri literatürü geliştikçe mekânsal modeller, kesit verilerin yanında panel verilere de uygulanmaya başlanmıştır. Uygulamada ve tahminde bazı noktalarda panel veri modellerinin tahmini farklılaşmaktadır. Bu bölümde de öncelikle mekânsal panel veri modellerinin tanıtımına yer verilecek, mekânsal sabit ve tesadüfi etkiler modellerinden ve tahmin yöntemlerinden bahsedilecektir. Ayrıca literatürde mekânsal panel veri modellerinde çalışmalarda uygulanan adımlar ve mekânsal ekonometrik yöntemler kullanılarak yapılan işgücü çalışmalarından bahsedilecektir. Son olarak bu bölümde, bu tezin konusu olan mekansal ekonometrik yöntemlere pseudo panel veri yaklaşımı ile bakılarak mekânsal pseudo panel veri modelleri tanıtımı yapılacaktır.

#### 3.1 Mekânsal Panel Veri Modellerinin Tanıtımı

Son on yılda, mekânsal ekonometri literatürü mekânsal modellere dayalı ekonometrik ilişkilerin özellikleri ve tahmini ile büyümektedir. Mekânsal paneller tipik olarak zaman serisi gözlemlerini içeren bir dizi coğrafi birim verilerinden oluşmaktadır.

Tek denklemlerle çözülen kesit verileri uzun zamandır mekânsal ekonometri literatürünün odak noktasıdır. Panel verileri ise genellikle kesit verilere göre daha fazla bilgilendirici olup daha fazla varyasyon içermektedir. Panel verilerinin kullanımı ile serbestlik derecelerinin daha fazla kullanılabilirliği sağlanmış ve dolayısıyla tahminlerde verimliliğin artması amaçlanmıştır. Panel veriler ayrıca daha karmaşık özelliklerin de belirlenmesini sağlamaktadır. Saf kesit verileri kullanılarak ele alınamayan etkiler de dâhil olmak üzere panel verilerde davranışsal hipotezler de incelenebilir.

Mekânsal kesit verilere dayanan çalışmalar literatürün birinci nesil çalışmalarını oluşturmaktadır. Daha sonra panel verilerin mekânsal çalışmalara eklenmesiyle literatür gelişmiştir. İkinci nesil mekânsal panel veri literatürü ise dinamik olmayan modelleri

içermektedir. Bu modeller yalnızca zaman serisi ve kesit verilerini bir araya toplar, sabit veya tesadüfi mekânsal (birim) ve / veya zaman periyodu etkilerini kontrol ederler. Sınırlı sayıda çalışma ise, her bir ünite için bir denklemi olan modelleri dikkate almaktadır.

Açıklayıcı değişkenlerin eğim katsayılarının değiştiği sabit veya tesadüfi etkiler modellerinde de mekânsal panel veri modellerinde söz konusu olabilir. Hem sabit hem de rastgele çoklu katsayılar modeli de bu model sınıfına sınıflandırılabilir. Bunlara ek olarak heterojen mekânsal zaman serileri de bu gruba girmektedir. Bazı çalışmalar da her zaman periyodu için bir tane veya birden fazla bağımlı set için açıklayıcı değişkenleri kullanarak denklemler tahmin eden görünürde ilişkisiz regresyon modelleri (SUR) mekânsal etkileşimi içerecek şekilde kullanmaktadırlar.

Mekânsal panel veri modelleri çalışmalarında genellikle beş tür panel veri modeli kullanılmaktadır. Bunlar sabit etkiler modeli, tesadüfi etkiler modeli, sabit katsayılar modeli, tesadüfi katsayılar modeli ve çoklu etkiler modelidir. Bu nedenle bir mekânsal ekonometri çalışmanı kendine iki soruyu sormalıdır. Birincisi hangi tür mekânsal etkileşim etkisi göz önünde bulundurulmalı, ikincisi mekânsal spesifik veya zaman spesifik etkiler göz önünde bulundurulacaksa bu etkiler tesadüfi mi yoksa sabit mi varsayılacaktır (Elhorst, 2014). Elhorst (2014) kitabında bu durumu açıklamak için Baltagi ve Li (2004)'nin Amerika Birleşik Devletleri'nin 46 eyaleti için 1963-1992 yılları arasında sigara talebini incelemek amacıyla kullandığı veri seti ile yapılan çalışmayı örnek göstermiştir. Bu çalışmanın içeriğine bölüm sonunda değinilecektir.

Bir mekânsal zaman modeli olarak yuvalanmış genelleştirilmiş mekânsal model (GNS) şeklinde şu şekilde yazılabilir:

$$Y_t = \rho WY_t + \alpha I_N + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \epsilon_t I_N + u_t$$

$$u_t = \lambda Wu_t + \varepsilon_t$$

Burada  $\mu$  mekân etkisini,  $\epsilon_t$  ise zaman etkisini göstermektedir. Bu etkiler sabit veya tesadüfi etki halinde olabilmektedir.

Mekânsal panel verilerde kesit verilerindeki gibi  $W$  matrisi varsayımından farklı olarak satır normalizasyonundan önce satır ve sütun toplamalarının  $N$ 'den yani gözlem sayısından daha hızlı veya eşit oranda sonsuza ulaşmasına gerek yoktur.

Mekânsal panel veri modellerinde modeller öncelikle sabit ve tesadüfi etkiler modelleri olarak incelenecek sonrasında endojen etkileşim etkisinin veya hata terimlerindeki etkileşim etkisinin modellere dâhil edilmesiyle genişletilecektir. Fakat bazı durumlarda eğim parametreleri de birimlere göre değişebilmektedir. Daha önce de bahsedildiği gibi bu değişen parametreler birimlere göre sabit veya tesadüfi olabilmektedirler. Ayrıca hem sabit hem de tesadüfi etkilerin olabileceği çoklu modeller de vardır. Mekânsal görünürde ilişkisiniz regresyon (SUR) modelleri ise katsayıların birimlere göre değişmediği fakat zamana göre değişmekte olduğu modellerdir.

Havuzlanmış veriye ait sabit katsayılar modeli, mekânsal (birim) etkiler olarak şu şekilde yazılabilir (Elhorst, 2014):

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \mu_i + u_{it}$$

Burada  $i=1,\dots,N$  mekânsal birimi,  $t=1,\dots,T$  zaman boyutunu göstermektedir. Burada veri oluşturulurken mekânsal panel veri seti normal panel veri setinden farklı olarak önce **zaman sonra birime göre** sıralanmalıdır.

Panel veride sabit etkiler modeli her birimin açıklayıcı ve bağımlı değişkenler bakımından ortalamalardan farkı alınarak en küçük kareler (EKK) yöntemi ile aşağıdaki gibi tahmin edilebilmektedir:

$$y_{it}^* = y_{it} - \sum_{t=1}^T y_{it} / T \quad x_{it}^* = x_{it} - \sum_{t=1}^T x_{it} / T$$

Bu dönüşümlerin EKK fonksiyonu ile minimize edilmesiyle katsayılar elde edilmektedir. En küçük kareler yöntemi haricinde bu denklem en yüksek olasılık (ML) yöntemi ile de tahmin edilebilir. Mekânsal panel veri modellerinde genellikle en yüksek olasılık yöntemi kullanılmaktadır. Bu durumda logaritmik olasılık fonksiyonu aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it}^* - x_{it}^* \beta)^2$$

Burada en küçük kareler yönteminin (EKK) en yüksek olabilirlik yönteminden (ML) tek farkı bilindiği gibi hataların varyansının tahminidir, diğer parametreler aynı elde edilecektir. Özetle  $\beta = (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} Y^*$  ve  $\sigma^2 = (Y^* - X^* \beta)^T (Y^* - X^* \beta) / NT$  olarak tahmin edilir. Parametrelerin asimptotik varyansı aşağıdaki gibi olacaktır:

$$AVar[\beta, \sigma^2] = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma^2} X^{*T} X^* & 0 \\ 0 & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1}$$

Sabit (mekânsal/birim) etkilerse her birim için aşağıdaki gibi tahmin edilecektir:

$$\mu_i = 1/T \sum_{t=1}^T (y_{it} - x_{it} \beta)$$

Sabit etkilerin asimptotik varyansı ise aşağıdaki gibidir:

$$Asy. Var(\hat{\mu}_i) = \left( \frac{\hat{\sigma}^2}{T} \right) + \hat{\sigma}^2 \left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \right) (X^{*T} X^*)^{-1} \left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \right)^T$$

Tesadüfi etkiler modelinin iki aşamalı logaritmik fonksiyonu (LL) aşağıdaki gibidir:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + \frac{N}{2} \log \emptyset^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - x_{it} \beta)^2$$

Burada  $\emptyset$  yatay kesit veri bileşeninin ağırlığını göstermekte ve şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$0 \leq \emptyset^2 = \sigma^2 / (T\sigma_M^2 + \sigma^2) \leq 1$$

Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin dönüşümü ise aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = y_{it} - (1 - \emptyset) \sum_{t=1}^T y_{it} / T$$

$$\ddot{x}_{it} = x_{it} - (1 - \emptyset) \sum_{t=1}^T x_{it} / T$$

Bu dönüşümlerin olabilirlik fonksiyonuna yerleştirilip maksimize edilmesiyle katsayı tahminleri EKK tahminindeki gibi elde edilecektir. Özetle  $\beta = (X''^T X'')^{-1} X''^T Y''$  ve  $\sigma^2 = (Y'' - X''\beta)^T (Y'' - X''\beta) / NT$  olarak tahmin edilir. Yukarıdaki formüllerde  $\emptyset$  katsayısı “0” ise model sabit etkiler modeline dönüşecektir. Bu dönüşümlerin yukarıdaki logaritmik olabilirlik fonksiyonuna eklenip parametrelere göre türevinin alınmasıyla  $\emptyset$  tahminleri elde edilmektedir. Parametrelerin asimptotik varyans matrisi ise aşağıdaki gibi olacaktır:

$$AVar [\beta, \emptyset, \sigma^2] = \begin{bmatrix} X''^T X'' & 0 & 0 \\ 0 & N(1 + \frac{1}{\emptyset^2}) & -\frac{N}{\sigma^2} \\ 0 & -\frac{N}{\sigma^2} & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1}$$

Burada  $\emptyset$  katsayısının 1’e eşit olup olmadığı LR testi ile test edilerek tesadüfi etkiler modelinin mi, yoksa havuzlanmış EKK yöntemi ile çözülen modelin mi uygun olduğu anlaşılabilir.  $H_0: \emptyset=1$  hipotezi reddedilirse tesadüfi etkiler modeli uygundur.

Mekânsal panel veri modelleri ise bu modellere mekânsal matrislerin eklenmesiyle çözümlerin değişmesi sonucu oluşur.

### 3.2 Sabit Etkiler Mekânsal Panel Veri Modelleri

#### 3.2.1 Sabit Etkiler Mekânsal Gecikme Panel Veri Modeli (SAR FE)

Anselin (2006)’da sabit etkiler mekânsal gecikme panel veri modelinde iki sorun olduğundan bahsetmiştir. Öncelikle  $\sum_j w_{ij} y_{jt}$  durumunun standart regresyon modelinin  $E(\sum_j w_{ij} y_{jt}) e_{it} = 0$  varsayımını ihlal ettiği, fakat bu durumun model tahmininde göz önünde bulundurulabileceğini belirtmiştir. İkincisi gözlemler arasındaki mekânsal bağımlılık (her nokta ve her zamandaki) sabit etkilerin tahminini etkileyebilmektedir.

Birinci durum logaritmik olasılık fonksiyonunda aşağıdaki gibi belirtilmiştir:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log|I_N - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \rho \sum_j w_{ij} y_{jt} - x_{it}\beta - \mu_i)^2$$

Bu fonksiyonun birim etkilere göre türevi alınıp sıfıra eşitlenirse birim etkiler aşağıdaki gibi bulunabilir:

$$\mu_i = 1/T \sum_{t=1}^T (y_{it} - \rho \sum_j w_{ij} y_{jt} - x_{it}\beta)$$

Yukarıda elde edilen birim etkilerin logaritmik olasılık fonksiyonuna dâhil edilmesiyle  $\beta$ ,  $\rho$  ve  $\sigma^2$  parametrelerine göre türev alınarak parametre tahminleri elde edilebilir. Fakat  $\rho$ 'nin tahmini kapalı formda nümerik ve iteratif olarak fonksiyonun maksimize edilmesiyle çözülmektedir. Verili bir  $\rho$  için  $\beta$  ve  $\sigma^2$  tahminleri aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\beta = b_0 - \rho b_1 = (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} [Y^* - \rho(I_T \otimes W)Y^*]$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{NT} (e_0^* - \rho e_1^*)^T (e_0^* - \rho e_1^*)$$

Katsayıların asimptotik varyans kovaryans matrisi aşağıdaki gibidir:

$$AVar [\beta, \rho, \sigma^2] = \begin{bmatrix} (X^{*T} X^*)/\sigma^2 & (X^{*T} ((I_T \tilde{W}) X^* \beta))/\sigma^2 & 0 \\ (X^{*T} ((I_T \otimes \tilde{W}) X^* \beta))/\sigma^2 & T * tr((\tilde{W} \tilde{W} + \tilde{W}^T \tilde{W}) + (B^T X^{*T} ((I_T \otimes \tilde{W}^T \tilde{W}) X^* \beta)))/\sigma^2 & \frac{T}{\sigma^2} tr(\tilde{W}) \\ 0 & \frac{T}{\sigma^2} tr(\tilde{W}) & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1}$$

Burada  $\tilde{W} = W(I_N - \rho W)^{-1}$ 'dir.

### 3.2.2 Sabit Etkiler Mekânsal Hata Panel Veri Modeli (SEM FE)

Anselin ve Hudak (1992) mekânsal otokorelasyonlu hata terimli modelin  $\beta$ ,  $\lambda$  ve  $\sigma^2$  parametrelerinin en yüksek olabilirlik modeli ile tahmin edilmesini kesit modelindeki fonksiyona sabit etkilerin dâhil edilmesiyle belirtmişlerdir. Bu durumda logaritmik olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \lambda W|$$

$$- \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left\{ y_{it}^* - \lambda \left[ \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} \right]^* - \left( x_{it}^* - \lambda \left[ \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} \right]^* \right) \beta \right\}^2$$

Verili  $\lambda$  için  $\beta$  ve  $\sigma^2$  parametrelerine göre türev alınıp sıfıra eşitlenerek parametre tahmincileri aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\beta = [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]^T [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]^{-1}$$

$$* [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]^T [Y^* - \lambda(I_T \otimes W)Y^*]$$

$$\sigma^2 = \frac{e(\lambda)^T e(\lambda)}{NT}$$

Burada  $e(\lambda) = Y^* - \lambda(I_T \otimes W)Y^* - [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]\beta$  şeklinde tanımlanarak olabilirlik fonksiyonuna dâhil edilir ve  $\lambda$ 'a göre türevi alınıp  $\lambda$  tahmin edilir.

Asimptotik varyans kovaryans matrisi ise aşağıdaki gibi olacaktır:

$$AVar [\beta, \lambda, \sigma^2] = \begin{bmatrix} (X^{*T} X^*)/\sigma^2 & 0 & 0 \\ 0 & T * tr(\tilde{W}\tilde{W} + \tilde{W}^T \tilde{W}) & \frac{T}{\sigma^2} tr(\tilde{W}) \\ 0 & \frac{T}{\sigma^2} tr(\tilde{W}) & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1}$$

Burada  $\tilde{W} = W(I_N - \lambda W)^{-1}$  dir.

Mekânsal etkiler ise aşağıdaki gibi tahmin edilebilir:

$$\mu_i = 1/T \sum_{t=1}^T (y_{it} - x_{it}\beta)$$

### 3.2.3 Sabit Etkiler Modellerinde Sapma Düzetmesi

Sabit etkiler modellerinde ortalamalardan farkların alınmasının bazı parametrelerin sapmalı olarak tahmin edilmesine neden olabileceğini Lee ve Yu (2010) ve Baltagi (2005) belirtmiştir. Mekânsal otokorelasyon (SAC) modelinden başlayarak sapmanın boyutunu bulmaya çalışmışlardır. Eğer mekânsal model sabit birim etki içeriyor fakat zaman etkisi içermiyorsa N büyük ve T sabit olduğunda  $\sigma^2$  tahmini sapmalı olacaktır. Eğer model hem mekânsal yani birim etki hem zaman etkisi içeriyor ve N ve T yeterince büyük olsa dahi tüm parametrelerin tahminleri sapmaları olacaktır. Tersine eğer T sabitse zaman etkisi bu regresyona kukla değişkenler konularak dâhil edilebilir (Elhorst, 2014).

Bu bulgulara dayanarak Lee ve Yu (2010) tutarlı sonuçlar elde edilebilmesi için iki yöntem geliştirmişlerdir. Birincisi birim (veya mekânsal) sabit etki söz konusu olduğunda her birimden bir gözlem azaltarak tahmin yapmaktır. Bu durumda gözlem sayısı NT'den N(T-1)'e düşecektir. Hem zaman hem de mekân etkisi varsa bu sayı (N-1)(T-1) olacaktır. İkinci yaklaşım ise en yüksek olabilirlik (ML) ile tahmin edilen prosedürde parametre tahminlerindeki sapmayı düzeltmeyi amaçlamaktadır. Daha önce de belirtildiği gibi eğer SAR, SEM, SDM ve SDEM modelleri mekânsal birim sabit etki içeriyor fakat zaman etkisi içermiyorsa standart hata tahminleri sapmalı olacaktır. Bu durumda sapma şu şekilde düzeltilmektedir:

$$\hat{\sigma}_{BC}^2 = \left( \frac{T}{T-1} \right) * \hat{\sigma}^2$$

Fakat bu düzeltme genellikle yüksek T gerektirmektedir. Günümüzde yüksek T ile çalışılan veri sayısı finansal veriler dışında daha azdır. Bu yüzden ikinci bir teorem önermişlerdir. Burada SDM ve SDEM modellerinde X matrisi  $X=[XWX]$  şeklinde değiştirilirse ve standart hata yerine de yukarıdaki düzeltmeler yazılırsa SAR, SEM, SDM ve SDEM modelleri için tutarlı varyans tahminleri elde edilebilir.

Tam tersi sadece sabit zaman etkisi varsa bu durumda aşağıdaki formül kullanılır:

$$\hat{\sigma}_{BC}^2 = \left( \frac{N}{N-1} \right) * \hat{\sigma}^2$$

Eğer SAR, SEM, SDM ve SDEM modelleri hem birim hem zaman etkisi içeriyorsa bu durumda parametrelerde sapma olacağından tahmincilerde düzeltmeye ihtiyaç vardır. Tüm etkileri barındıran genel yuvalanmış mekânsal (GNS) modelden yola çıkılarak düzeltme şu şekilde yapılabilir:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\theta} \\ \hat{\rho} \\ \hat{\lambda} \\ \hat{\sigma} \end{bmatrix}_{BC} = \begin{bmatrix} I_K \\ I_K \\ 1 \\ 1 \\ T \\ T-1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\theta} \\ \hat{\rho} \\ \hat{\lambda} \\ \hat{\sigma} \end{bmatrix} - \left( \frac{1}{N} \right) \left[ - \sum (\beta, \theta, \rho, \lambda, \hat{\sigma}^2) \right]^{-1} \begin{bmatrix} 0_K \\ 0_K \\ 1/(1-\hat{\rho}) \\ 1/(1-\hat{\lambda}) \\ 1 \\ \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} \end{bmatrix}$$

Burada  $\sum$  içindeki formül olabilirlik fonksiyonunun 2. dereceden türevinin beklenen değerinin  $-1/NT$  ile çarpılmış halini göstermektedir. SAR modeli için 2. ve 4., SEM modeli için 2. ve 3., SDM modeli için 4., SDEM modeli için 3. satırlar çıkarıldıktan sonra formül bu modellere uygulanarak düzeltme yapılmış olur. Bu düzeltme sonucunda düzeltilmiş parametre tahminleri, doğrudan yaklaşımın parametre tahminlerini sayısal olarak değiştirdiğinden, parametre tahminlerinin standart hataları ve t değerleri değiştiğini Lee ve Yu (2010) kanıtlamıştır.

### 3.3 Tesadüfi Etkiler Mekânsal Panel Veri Modelleri

Tesadüfi etkiler mekânsal panel veri modelleri, sabit etkiler mekânsal modellerin logaritmik fonksiyonuna yatay kesit veri bileşeninin ( $\emptyset$ ) dâhil edilmesiyle tahmin edilmektedir.

#### 3.3.1 Tesadüfi Etkiler Mekânsal Gecikme Panel Veri Modeli (SAR RE)

Eğer mekânsal/birim etkiler tesadüfi ise logaritmik olasılık fonksiyonu aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \rho W| + \left( \frac{N}{2} \right) \log \emptyset^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it}'' - \rho \left[ \sum_j^N w_{ij} y_{jt} \right] - x_{it}'' \beta)^2$$

$\emptyset$  daha önce de bahsedildiği gibi yatay kesit veri bileşenidir. Verili bir  $\delta$ ,  $\beta$  ve  $\sigma^2$  için  $\emptyset$  aşağıdaki logaritmik olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesinden elde edilebilir:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log[e(\emptyset)^T e(\emptyset)] + \frac{N}{2} \log(\emptyset)^2$$

Burada  $e(\emptyset)_{it}$  aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$e(\emptyset)_{it} = y_{it} - (1 - \emptyset) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \rho \left[ \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - (1 - \emptyset) \left( \frac{1}{T} \right) \sum_{j=1}^T \sum_{i=1}^N w_{ij} y_{jt} \right] - \left[ x_{it} - (1 - \emptyset) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \right] \beta$$

Burada tahmin edilen  $\beta$  ve  $\sigma^2$  değerleri logaritmik olabilirlik fonksiyonunda yerine yazılarak,  $\emptyset$  ve  $\lambda$  tahmini yapılabilir. Sonrasında olabilirlik fonksiyonun farklı bir  $\beta$ ,  $\sigma^2$  ve  $\emptyset$ ,  $\lambda$  değerleri için yakınsama sağlanana kadar tahmine devam edilecektir (Elhorst, 2014).

Parametrelerin varyans kovaryans matrisi ise aşağıdaki gibi olacaktır:

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

$$\begin{bmatrix} \left(\frac{1}{\sigma^2}\right) X^{*T} X^{*} & \left(\frac{1}{\sigma^2}\right) X^{*T} (I_T \tilde{W}) X^{*} \beta & 0 & 0 \\ \left(\frac{1}{\sigma^2}\right) X^{*T} (I_T \otimes \tilde{W}) X^{*} \beta & T * tr(\tilde{W} \tilde{W} + \tilde{W}^T \tilde{W}) + \left(\frac{1}{\sigma^2}\right) \beta^T X^{*T} (I_T \otimes \tilde{W}^T \tilde{W}) X^{*} \beta & (-1/\sigma^2) tr(\tilde{W}) & (T/\sigma^2) tr(\tilde{W}) \\ 0 & (-1/\sigma^2) tr(\tilde{W}) & N(1 + \frac{1}{\phi^2}) & -\frac{N}{\sigma^2} \\ 0 & (T/\sigma^2) tr(\tilde{W}) & -\frac{N}{\sigma^2} & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1}$$

### 3.3.2 Tesadüfi Etkiler Mekânsal Hata Panel Veri Modeli (SEM RE)

Eğer birim etkiler tesadüfi ise logaritmik olasılık fonksiyonu mekânsal hata modeli için aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\begin{aligned} \log L = & -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \left(\frac{1}{2}\right) \log|V| + (T-1) \sum_{i=1}^N \log|B| - \frac{1}{2\sigma^2} e^T \left( \left(\frac{1}{T}\right) \iota_T \iota_T^T V^{-1} \right) e \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} e^T \left( I_T - \left(\frac{1}{T}\right) \iota_T \iota_T^T \right) \otimes (B^T B) e \end{aligned}$$

Burada sırasıyla  $V$ ,  $\beta$ ,  $e$ ,  $\log|\beta|$  ve  $\log|V|$  aşağıdaki gibidir:

$$V = T\phi I_N + (B^T B)^{-1}$$

$$B = I_N - \lambda W$$

$$e = Y - XB$$

$$\log|B| = \log|I_N - \lambda W|$$

$$\log|V| = \log|T\phi I_N + (B^T B)^{-1}| = \sum_{i=1}^N \log [T\phi + 1/(1 - \omega_i \lambda)^2]$$

Elhorst (2003) ise aşağıdaki transformasyonu önermiştir. Yukarıdaki denklemi aşağıdaki fonksiyona dahil edilerek de yeni bir LL fonksiyonu elde etmiştir:

$$y_{it}^o = y_{it} - \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \sum_{j=1}^N \left\{ [p_{ij} - (1 - w_{ij} \lambda)] 1/T \sum_{t=1}^T y_{jt} \right\}$$

$$\begin{aligned} \log L = & -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^N \log (1 + T\phi(1 - \omega_i \lambda)^2) + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \lambda \omega_i) \\ & - (1/2\sigma^2) e^{oT} e^o \end{aligned}$$

Burada  $e^o = Y^o - X^o \beta$ 'dir. Birinci dereceden maksimizasyon ile  $\beta = (X^{oT} X^o)^{-1} X^{oT} Y^o$  ve  $\sigma = (Y^o - X^o \beta)^T (Y^o - X^o \beta) / NT$  şeklinde elde edilir. Bu parametrelerin fonksiyonda yerine yazılmasıyla  $\lambda$  ve  $\phi$  için tahminler elde edilir. Parametrelerin varyans kovaryans matrisi ise aşağıdaki gibidir:

$$Asy.Var(\beta, \lambda, \sigma_\mu^2, \sigma^2) = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma^2} X^o T X^o & 0 & \frac{T-1}{2} tr(\Gamma)^2 + \frac{1}{2} tr(\Sigma \Gamma)^2 & 0 & \frac{T}{2\sigma^2} tr(\Sigma \Gamma V^{-1}) & \frac{T^2}{2\sigma^4} tr(V^{-1})^2 \\ 0 & \frac{T-1}{2} tr(\Gamma) + \frac{1}{2\sigma^2} tr[\Sigma \Gamma \Sigma] & \frac{T}{2\sigma^4} tr(\Sigma V^{-1}) & \frac{1}{2\sigma^4} [(T-1)N + tr(\Sigma)^2] \end{bmatrix}^{-1}$$

Burada  $r=(W^TB+B^TW)(B^TB)^{-1}$ ,  $\Sigma = V^{-1}(B^TB)^{-1}$ 'dir.  $\varphi = \sigma_\mu^2/\sigma^2$  şeklinde tanımlanmakta, son olarak  $\varphi$ 'nin varyansı ise aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$var(\varphi) = \varphi^2 \left[ \frac{var(\sigma_\mu^2)}{(\varphi\sigma^2)^2} + \frac{var(\sigma^2)}{(\sigma^2)^2} - 2 \frac{var(\sigma_\mu^2, \sigma^2)}{(\varphi\sigma^2)\sigma^2} \right]$$

Matematiksel olarak tesadüfi etkiler mekânsal hata modelinin tahmini diğer mekânsal panel veri modellerinin tahmininden daha zor olmaktadır (Elhorst, 2014).

### 3.4 Sabit Etkiler Mi Tesadüfi Etkiler Mi?

Mekânsal ekonometri literatürü genellikle sabit etkiler modellerinden ziyade tesadüfi etkiler modellerin spesifikasyonuna odaklanmıştır. Örneğin, Baltagi, Song ve Kohve (2003) mekânsal tesadüfi etkiler modellerinde mekânsal hata korelasyonunu test etmiştir. 2007 yılında ise bu modeli serisel otokorelasyonu dahil ederek genişletmişlerdir. Benzer şekilde Montes-Rojas (2010) tesadüfi etkiler mekânsal gecikme modelinde serisel otokorelasyonu test etmişlerdir. Bu örneklerde olduğu gibi diğer çalışmalarda da tesadüfi etkiler modellerinin bu kadar popüler olmasının üç nedeni vardır. Birincisi yatay kesit bileşeninin bu modellerde ağırlık olarak kullanılıp modelin varyans kovaryans matrislerine dâhil edilmesinin kolaylığıdır. İkincisi ise tesadüfi etkiler modelleri sabit etki modellerinde görülen N büyük olduğu durumda gerçekleşen serbestlik derecesi kaybından kaçınmaktadır. Mekânsal sabit etkiler modeli T yeterince büyük olduğu zaman tutarlı  $\mu_i$  tahmincileri verecektir. Ayrıca tesadüfi etkiler modelleri zaman değişmezi değişkenlerin katsayı tahminlerinde sorun yaratmazlar. Fakat modelde sabit bir etki varsa ve bu etki modele dâhil edilmezse parametreler sapmalı veya tutarsız olabilmektedir. Bu durumda LR testi ile mekânsal birim etkiler  $H_0: \mu_1=\mu_2=\dots=\mu_n=\alpha$  hipotezi altında, kısıtlı ve kısıtsız modeller kullanılarak test edilebilir. Bu kadar popüler

olmasına rağmen tesadüfi etkiler modelinin kullanılabilir olması için üç şart sağlanmalıdır. Birincisi birim sayısı sonsuza gitmeli, ikincisi birimler büyük bir anakütleden çekilmiş olmalı ve son olarak birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon olmamalıdır. Fakat mekânsal modellere bakıldığında genelde birimlerin tesadüfi olmayan bir örneklemden çekildiği gözlemlenmektedir. Bu nedenle mekânsal panel veri modellerinde sabit etkilerin varlığı daha olası olacaktır. Fakat yine de modellerde tesadüfi mi sabit etkilerin mi geçerli olup olmadığının Hausman testi ile yapılabilmektedir. Burada hipotez  $H_0: h=0$  olacak yani birim etkiler ile açıklayıcı değişken arasında korelasyonun olmadığını varsayılacaktır. Test istatistiği ise aşağıdaki gibi olacaktır:

$$h = d^T [var(d)]^{-1} d$$

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

$$var(d) = \hat{\sigma}_{RE}(X''^T X'')^{-1} - \hat{\sigma}_{FE}(X^{*T} X^*)^{-1}$$

Hausman testi  $k$  açıklayıcı değişken sayısı olmak üzere Ki-Kare ( $\chi^2(k)$ ) dağılımına uymaktadır. Hausman testi mekânsal gecikme modeli için kullanılabilir. Mekânsal gecikme modeli bir tane daha açıklayıcı değişkeni fazla olduğu için test istatistiği şu şekilde olacaktır:

$$d = [\hat{\beta}^T \hat{\rho}]_{FE}^T - [\hat{\beta}^T \hat{\rho}]_{RE}^T$$

Bu test istatistiği Ki-Kare ( $\chi^2(k+1)$ ) dağılımına uymaktadır. Burada  $var(d)$  hesaplanması için daha önce tanımlanan  $var(d)$  matrisindeki ilk  $K+1$  satır ve sütun çıkarılmıdır. Lee ve Yu (2012) yuvalanmış genelleştirilmiş mekânsal model (GNS) için de Hausman testi önermiştir. Eğer  $H_0$  redse bu testlerde tesadüfi etkiler modeli sabit etkiler modeline göre reddedilmektedir. Bunun haricinde  $H_0: \emptyset=0$  hipotezi de tesadüfi veya sabit etkiyi görebilmek için test edilebilir.

Hangi mekânsal modelin kullanılacağına karar verilmesi için bir önceki bölümde bahsedildiği gibi Anselin (2006) LM testini önermiştir. Koşullu veya şartlı LM testi ise mekânsal bağımlılığın bir diğer modele şartlı olması durumunu test eder. Robust LM testler genelde mekânsal etkilerin dâhil edilmediği modellerin hata terimlerine dayanırken, şartlı LM

testleri mekânsal hata veya mekânsal gecikme modellerinin en yüksek olabilirlik (ML) tahmincisine dayanmaktadır. LM test istatistiği  $\chi^2(1)$  dağılımına uymaktadır. Uygun modele karar vermek için mekânsal gecikme modeline ait LM testi anlamlı ve mekânsal hata modeline ait LM testi anlamsız ise SAR modeli seçilir. Eğer mekânsal hata modeline ait LM testi anlamlı ve mekânsal gecikme modeline ait LM testi anlamsız ise SEM modeli seçilir. Mekânsal gecikme ve mekânsal hata modeline ait LM testlerinin her ikisinin de anlamlı olması durumunda testlerin dirençli (berk/robust) hallerine göre uygun modele karar verilecektir. Robust testlerine ait LM testlerinin her ikisi de anlamlı elde edilirse bilinen LM testlerine geri dönülür ve hangisi daha büyük ise o tercih edilir. Bu bilgiler bir önceki bölümde anlatıldığından burada daha fazla ayrıntıya yer verilmeyecektir.

Mekânsal modellerde genel olarak uyum iyiliği ölçüsü olarak aşağıdaki formül kullanılmaktadır:

$$R^2(e, \Omega) = 1 - \frac{e^T \Omega e}{(Y - \bar{Y})^T (Y - \bar{Y})}$$

Fakat literatürde bu formüle genelde itiraz vardır. Bu formüle göre bir değişken eklendiğinde  $R^2$  artacağına garanti verilmaz. Bu problem sabit etkiler SAR modelinde sorun değilken sabit etkiler SEM, tesadüfi etkiler SAR ve tesadüfi etkiler SEM modellerinde geçerlidir. Çünkü sabit etkiler SAR modelinde ortalamalardan fark alınması  $\beta$ 'ların tahminini yeterli kılar ve  $R^2$  uygun olur. Çünkü diğer modellerde açıklayıcı değişken kümesi değişince  $\theta$ ,  $\lambda$  ve  $\rho$  tahminleri değişebilir. Bu durumda aşağıdaki formülün kullanılması uygun bulunmuştur (Elhorst, 2014):

$$corr^2(Y, \hat{Y}) = \frac{[(Y - \bar{Y})^T (\hat{Y} - \bar{Y})]^2}{[(Y - \bar{Y})^T (Y - \bar{Y})] [(\hat{Y} - \bar{Y})^T (\hat{Y} - \bar{Y})]}$$

Çeşitli modeller için özetle uyum iyiliği ölçüsü aşağıdaki Tablo 3.1'de belirtilmiştir:

**Tablo 3.1**  
**Farklı Modeller için Uygun Uyum İyiliği Ölçüsü (Kaynak: Elhorst, 2014)**

|                                    |                                                                                                                                             |
|------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Fixed effects spatial lag model    |                                                                                                                                             |
| $R^2(e, I_N)$                      | $e = Y - \hat{\delta}(I_T \otimes W)Y - X\hat{\beta} - (\tau_T \otimes I_N)\hat{\mu}$                                                       |
| $Corr^2$                           | $corr^2\left(Y^*, \left[I_{NT} - \hat{\delta}(I_T \otimes W)\right]^{-1} X^* \hat{\beta}\right)$                                            |
| Fixed effects spatial error model  |                                                                                                                                             |
| $R^2(\tilde{e})$                   | $\tilde{e} = Y - \hat{\lambda}(I_T \otimes W)Y - \left[X - \hat{\lambda}(I_T \otimes W)X\right]\hat{\beta} - (\tau_T \otimes I_N)\hat{\mu}$ |
| $Corr^2$                           | $corr^2(Y^*, X^* \hat{\beta})$                                                                                                              |
| Random effects spatial lag model   |                                                                                                                                             |
| $R^2(\tilde{e})$                   | $\tilde{e} = Y^* - \hat{\delta}(I_T \otimes W)Y^* - X^* \hat{\beta}$                                                                        |
| $Corr^2$                           | $corr^2\left(Y, \left[I_{NT} - \hat{\delta}(I_T \otimes W)\right]^{-1} X\hat{\beta}\right)$                                                 |
| Random effects spatial error model |                                                                                                                                             |
| $R^2(\tilde{e})$                   | $\tilde{e} = Y^o - X^o \hat{\beta}$                                                                                                         |
| $Corr^2$                           | $corr^2(Y, X\hat{\beta})$                                                                                                                   |

### 3.5 Mekânsal Panel Veri Modellerinde Çalışmalarda Uygulanan Adımlar

Elhorst (2014), Baltagi ve Li'nin (2004) Amerika Birleşik Devletleri için 46 eyaletin 30 yıllık sigara talebinin incelendiği panel veri setine mekânsal panel veri modellerini dahil edip modelleri karşılaştırmıştır. Çalışmada öncelikle mekânsal etkilerin dâhil edilmediği modeller incelenmiştir. Sırasıyla havuzlanmış EKK yöntemi ile çözülen model, sabit birim etkiler modeli, sabit zaman etkiler modeli ve hem sabit birim hem de sabit zaman etkiler modeli tahmin edilmiştir. Ayrı ayrı 4 model için LM mekânsal gecikme, LM mekânsal hata, robust mekânsal LM gecikme testi, robust mekânsal LM hata testi yapılmıştır. Modeller karşılaştırılırken öncelikle LR testi ile birim ve zaman etkisinin veya her ikisinin ayrı ayrı anlamlı olup olmadığı araştırılmıştır. Test sonucunda her iki etki de anlamlı çıkmıştır. Fakat LM testleri incelendiğinde mekânsal gecikme ve mekânsal hata modelleri için mekânsal etkinin olmadığı görülmüştür. Bu nedenle mekânsal Durbin modellerinin kullanılmasına karar verilmiştir.

Mekânsal Durbin modelleri sabit zaman ve birim etkiler olarak tahmin edilmiştir. Sonrasında kısa paneller için kullanılan (T sabit olduğu, N sonsuza gittiği zaman) sapma düzeltme yöntemi ile ikinci bir model daha kurulup tahmin edilmiştir. Durbin modellerinde sırasıyla şu hipotezlerin yazılabilirliğinden bahsedilmiştir:  $H_0: \theta=0$  ve  $H_0: \theta+\rho\beta=0$ . İlk hipotezde Durbin modeli SAR modeline, ikinci hipotezde ise SEM modeline indirgenmektedir. Bu testler

Wald testi ile test edilebilir ve test istatistiği Ki-Kare dağılımına uyar. Hatırlamak gerekirse; Elhorst (2014) eğer her iki hipotez de reddedilirse bu durumda Durbin modelinin daha uygun olacağını belirtmiştir. Reddedilmezse hem LM hem de robust LM testlerinin de sonuçlarının desteğiyle ilk hipotezde SAR, ikinci hipotezde SEM modeli uygun olacaktır. Eğer LM testleri ile LR/Wald testleri çelişirse bu durumda Durbin modeli seçilmesi gerektiğini belirtmiştir çünkü bu model hem SAR hem SEM modellerini içermektedir (Elhorst, 2014).

Model seçiminde genellikle iki yaklaşım bulunmaktadır. Birincisi özelden genele, ikincisi ise genelden özeledir. Fakat mekânsal modellerde genellikle ikisinin karışımı kullanılmaktadır. Burada öncelikle mekânsal olmayan model tahmin edilir ve bu model SAR ve SEM modellerine karşı test edilir (özelden genele yaklaşım). Eğer bu mekânsal olmayan model reddedilirse mekânsal Durbin modeli tahmin edilir ve Durbin modeli SAR ve SEM modellerine karşı test edilir (genelden özele yaklaşım). Eğer SEM ve SAR modeline karşı mekânsal olmayan model reddedilirken Durbin modeli reddedilemezse Durbin modeli tercih edilir (genelden özele yaklaşım). Fakat bu test prosedürünün eksikliği burada SDEM modeline bakılamamasıdır.

Sigara talebi modelinde ise LR ve Wald testleri sonucuna göre Durbin modeli tercih edilmiştir. Sabit etkiler (hem birim hem zaman) mekânsal Durbin modelinin yanında tesadüfi etkiler (hem birim hem zaman) mekânsal model de tahmin edilmiştir ve bu iki model arasında Hausman testi yapılmıştır. Hausman testi sonucuna göre sabit etkiler modeli uygun bulunmuştur.

Mekânsal etkinin kabul edildiği durumda mekânsal olmayan modeldeki katsayılar sapmalı olacaktır. Durbin modelindeki katsayılarda doğrudan ve dolaylı olmayan etkiler doğrudan hesaplanamaz, çünkü Durbin modellerinde yayılma etkisi de vardır. Uygun model olan mekânsal sabit birim ve zaman etkiler Durbin modelinde her bir açıklayıcı değişkenler bakımından doğrudan ve dolaylı etkiler bulunmuştur. Buradan doğrudan etkiler modeldeki katsayılar ile karşılaştırılmış ve yayılma etkisinin katsayı üzerindeki etkisi hesaplanmıştır. Ayrıca doğrudan ve dolaylı etkilerin t testi ile anlamlı olup olmadığına da bakılmıştır.

Elde edilen modellerde katsayılar anlamsız olsa bile doğrudan ve dolaylı etkiler anlamlı olabilir. Bunun nedeni daha çok zaman boyutunun kısa olmasıdır. Bu yüzden modeller kurulup dolaylı ve doğrudan etkilere testleri yapılmalıdır.

Özetle adımları tekrarlamak gerekirse,

- Öncelikle klasik ve sağlam LM testleri mekânsal korelasyonun ölçümü için gereklidir.
- Eğer panel veri modeli sabit zaman, birim veya her ikisi de içeriyorsa sapma düzeltmesi yapılması gerekmektedir.
- Tüm açıklayıcı değişkenler için doğrudan ve dolaylı etkiler hesaplanmalıdır.
- Eğer Durbin modeli tahmin edilirse bu model mekânsal gecikme (SAR) ve mekânsal hata modeline karşı test edilmelidir.
- Sonunda ise ya sabit etkiler ya tesadüfi etkiler veya hiçbir etkinin olmadığı modellerinin seçiminin yapılması gerekmektedir.

### **3.6 Mekânsal Ekonometrik Modeller Kullanılarak Yapılan İşgücü Çalışmaları**

Mekânsal modellerde literatürde birçok alanda kullanılmaktadır. Özellikle gelir yakınsama modelleri, iktisadi göç modelleri gibi modellerde yöntem olarak mekânsal modeller tercih edilmektedir. Mekânsal panel veri modelleri ülkelerin, bölgelerin coğrafi etkisinin modele dâhil edildiği makroekonomik verilerle daha fazla kullanılmaktadır. Mekânsal modellerin işgücü çalışmalarına da uygulaması literatürde uzun süredir işlenmektedir. Bu çalışmalardan bazıları aşağıda özetlenmiştir.

Ramos, Nicodemo ve Sanromá (2015) İspanya için ücret eğrisinin tahmininde mekânsal etkilerin önemli olduğunu belirtmiş, 2000-2010 yılları arasında statik ve dinamik mekânsal panel veri modellerini kullanarak ücret denkleminin yüksek düzeyde otoregresif olduğunu ve bölgesel yayılmaların İspanyol eyaletlerindeki işsizlik ve ücretler arasındaki ilişkiyi açıklamak için uygun olduğunu bulmuşlardır.

Longhi, Nijkamp ve Poot (2006) Batı Almanya’da 1990-1997 yılları arasında 327 bölge için mekânsal panel veri modelleri kullanarak ücret denklemlerini incelemiş ve diğer bölgelerle güçlü bir şekilde etkileşime giren bölgelerde ücretlerin de daha yüksek olması gerektiğini belirten hipotezi mekânsal gecikmeli sabit etkiler panel veri modelleriyle doğrulamışlardır.

Elhorst, Blien ve Wolf (2007) Almanya’nın 1993-1999 yılları için 114 bölgesini kapsayan çalışmada minimum ücret eğrilerini incelemişlerdir. Analiz sonucuna göre ilk olarak, ücret eğrisinin bölgeler arası mekânsal ilişkiyi mekânsal hata otokorelasyonu modeli ile içerdiğini, ikinci olarak bölgesel işsizlik oranının potansiyel olarak eşdeğerliğinin sadece bölgesel sabit etkilerle birlikte değil, aynı zamanda zamanla sabit etkilerle birlikte de incelenmesi gerektiğini, üçüncüsü ücretlerde sadece bölgesel etkilerin olmadığı aynı zamanda işsizlikte de bölgesel etkilerin mevcut olduğu sonuçlarına ulaşmışlardır.

Er (2013) 2010 yılı hanehalkı işgücü anketlerini kullanarak Türkiye’nin 26 bölgesi için kadınların işgücüne katılım oranını etkileyen değişkenleri mekânsal regresyon kurarak belirlemiştir. Analiz sonucuna göre eğitim düzeyinin, kadınların tarım sektöründeki payının üzerine pozitif, doğurganlık oranının ise negatif etkisi olduğunu gözlemiştir. Mekânsal LM testlerine göre mekânsal gecikme modeli anlamlı bulunmuştur. Kadınların işgücüne katılım oranının birbiriyle komşu olan bölgelerdeki işgücüne katılım oranlarından etkilendiği mekânsal modelle kanıtlanmıştır.

Gül (2014) 2004-2008 yılları arasında Türkiye’nin 26 bölgesi için mekânsal bağımlılığının istihdamın büyümesi üzerinde etkisini araştırmıştır. Analiz sonucuna göre eğitim düzeyinin kalitesinin ve girişimcilik potansiyelinin istihdamın büyümesine pozitif etki göstermekte olduğu bulgulanmıştır. Ayrıca mekânsal gecikme modeli kullanarak istihdam büyümesinin mekânsal ilişkilerden etkilendiği gözlemlenmiştir.

Aral ve Aytaç (2018) 2011 yılı için Türkiye’de işsizliğin belirleyicilerini mekânsal modeller kullanarak araştırmışlardır. Çalışma sonunda işsizlik oranı yüksek olan illerin ve işsizlik oranı düşük olan illerin gruplanmış olduğu gerçeği, mekânsal gecikme modeli

kullanarak anlamlı bulunmuş, ayrıca kadınların işgücüne katılımının işsizlik üzerinde negatif, eğitimin ise pozitif etkisinin var olduğu gözlemlenmiştir.

Güçlü (2017), Türkiye’de kadınların işgücüne katılımının belirleyicilerini 2008-2013 yılları arasında mekânsal panel veri modeliyle incelemiş ve analiz sonucunda bir bölgedeki kadınların işgücüne katılımında yakın bölgelerdeki kadınların işgücüne katılımlarından etkilendiğini mekânsal gecikme modeliyle anlamlı bulmuştur. Ayrıca eğitim, medeni durum, ebeveyn bağımlı çocuk oranı, göç ve işsizlik değişkenlerinin ise kadınların işgücüne katılımlarını belirleyen değişkenler olarak elde etmiştir. Bunlara ek olarak işgücüne katılımın yayılma etkisini de incelemiştir.

Akçagün (2015) tez çalışmasında Türkiye’de iller ve bölgeler arası mekânsal etkileşimlerin bölgesel büyüme ve istihdam yakınsamasının üzerindeki etkisini araştırmıştır. 1991-2009 yıllarını kapsayan veri setinde kısıtlı ve kısıtsız modellerle yapılan model seçimi testlerine göre hem mutlak hem de şartlı yakınsama modelleri için büyüme bakımından en uygun modeli mekânsal hata modeli olarak bulmuştur.

Orhan ve Gülel (2016) 2008-2012 dönemi için Türkiye’deki bölgelere göre işsizlik farklılıklarını belirleyen unsurları ve bölgeler arasındaki mekânsal etkileşimin varlığını mekânsal panel veri modelleri ile araştırmışlardır. Çalışma sonucuna göre, erkeklerin işgücüne katılma oranı, istihdamda tarım sektörünün payı, genç nüfusun payı ve eğitim düzeyi ile işsizlik oranı arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Ayrıca işsizlik oranlarında bölgesel olarak pozitif bir mekânsal ilişki bulunmuştur. Böylece işsizlik oranlarını yakın olan bölgelerin bir araya topladığı belirtilmiştir.

### **3.7 Mekânsal Pseudo Panel Veri Modelleri**

Panel verilerin var olmadığı durumlarda kullanılan pseudo panel veriler yatay kesit verilerinde tekrarlı yılların olması durumundan kümeler oluşturularak oluşturulabilmekte ve çalışmalarda kullanılabilirdi. Bu çalışmanın asıl yöntemi olan mekânsal pseudo panel veri modelleri ise pseudo panel verilere mekânsal modellerin dâhil edilmesiyle modellenmektedir. Bu başlıkta mekânsal pseudo panel veri modellerinin tanıtımından bahsedilecek ve bilinen

mekânsal panel veriden farkları açıklanacaktır. Ayrıca tahmin yöntemlerine de yer verilecektir. Literatürde mekânsal pseudo panel veri modellerinin kullanıldığı ulusal ve uluslararası çalışma bilindiği kadarıyla henüz yoktur. Bu nedenle bu tezde mekânsal pseudo panel veri modellerinin kullanımının tanıtımı amaçlanmıştır.

### 3.7.1 Mekânsal Pseudo Panel Veri Modellerinin Tanıtımı

Mekânsal pseudo panel veri modelleri pseudo panel veri modellerine mekânsal matrislerin eklenerek mekânsal panel veri modellerinin uygulanması ile tahmin edilmektedir. Öte yandan, daha önce de bahsedildiği gibi, tesadüfi etkiler modeli sabit etkiler modelinden farklı olarak, bireysel etkinin açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olmadığı varsayımına dayanır. Böyle bir varsayımda bulunulursa, pseudo panel verileri kullanmanın bir anlamı yoktur. Bağımsız yatay kesit verilerinde, her birey yalnızca bir kez gözlemlendiğinden gözlemler arasında bir ilişki yoktur. Bu nedenle, modeller doğrudan toplanmış bireysel verilere dayanarak tahmin edilebilmektedir verinin pseudo panel veri haline getirilmesine gerek yoktur (Guillerm, 2017). Bu yüzden küme ortalamaları alınarak oluşturulan pseudo panel verilerin sabit etkiler modeline uygun olduğu varsayılmaktadır. Yatay kesit verilerde optimum küme sayısı ve kümedeki kişi sayısı belirlenerek veri pseduo panel veri haline getirilip panel veri modelleri ile tahmin edilebilmektedir.

### 3.7.2 Mekânsal Pseudo Panel Veri Modellerinin Gösterimi

Pseudo panel veri modelleri birim etki sadece kümelere göre değiştiğinde, yani zaman değişmez olduğunda ve her bir kümedeki gözlem sayısı yeterince büyük olduğu zaman aşağıdaki gibi yazılabilmekteydi ve oluşturulan model sabit etkiler modeli olarak tahmin edilebilmekteydi (Deaton, 1985) :

$$\bar{Y}_{ct} = \bar{X}_{ct}' \beta + \mu_c + u_{ct}$$

Burada c küme sayısını, t ise zaman boyutunu göstermekteydi. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin kümelere göre ise ortalama alınmış değerleri kullanılmaktaydı. Bu yüzden bilinen panel verilerdeki birim etkiler pseudo panel verilerde küme etkileri haline gelmektedir.

Öte yandan, genel olarak sabit etkiler yuvalanmış mekânsal pseudo panel veri modeli (GNS FE) aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$\bar{Y}_{ct} = \rho W \bar{Y}_{ct} + aI_c + \bar{X}_{ct}\beta + W\bar{X}_{ct}\theta + \mu_c + u_{ct}$$

$$u_{ct} = \lambda W u_{ct} + \varepsilon_{ct}$$

Burada c küme sayısını, t zaman boyutunu, W mekânsal matrisi,  $\rho$  mekânsal gecikme katsayısını,  $\theta$  açıklayıcı değişkenlerdeki mekânsal etki katsayısını,  $\lambda$  hata terimlerindeki mekânsal etki katsayısını,  $u_{ct}$  hata terimini,  $\mu_c$  mekân yani birim etkilerini,  $aI_c$  ise c boyutlu sabit terim vektörünü,  $\bar{Y}_{ct}$  ve  $\bar{X}_{ct}$  ise sırasıyla bağımlı ve bağımsız değişkenlerin c. kümedeki bireylerin t. zamana göre ortalamalarını göstermektedir.

Hem mekân hem de zaman etkili ( $\in_t I_N$ ) yuvalanmış mekânsal pseudo panel veri modeli ise aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\bar{Y}_{ct} = \rho W \bar{Y}_{ct} + aI_c + \bar{X}_{ct}\beta + W\bar{X}_{ct}\theta + \mu_c + \in_t I_N + u_{ct}$$

$$u_{ct} = \lambda W u_{ct} + \varepsilon_{ct}$$

Mekânsal pseudo panel veri modelleri, sabit etkiler mekânsal pseudo gecikme (SAR), hata (SEM), Durbin (SDM), Durbin hata (SDEM), X'in gecikmesi (SLX) ve otokorelasyon (SAC) modellerine uygulanabilir. Tahmin yöntemleri bakımından sadece gecikme ve hata modelinin tahminlerinin gösterimine yer verilecektir.

### 3.7.2.1 Sabit Etkiler Mekânsal Gecikmeli Pseudo Panel Veri Modeli

Sabit etkiler mekânsal panel gecikme modeli ve pseudo panel veri modellerinin gösteriminin birleştirilmesiyle oluşan sabit etkiler mekânsal gecikmeli pseudo panel veri modeli aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$\bar{Y}_{ct} = \rho W \bar{Y}_{ct} + aI_c + \bar{X}_{ct}\beta + \mu_c + u_{ct}$$

Bir önceki bölümde anlatılan sabit etkiler mekânsal gecikme modelinin logaritmik olabilirlik fonksiyonuna pseudo panel veri gösteriminin uyarlanması ile bu modelin logaritmik olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi elde edilecektir:

$$\log L = -\frac{CT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_C - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{y}_{ct} - \rho \sum_{j=1}^C w_{cj} \bar{y}_{jt} - \bar{x}_{ct} \beta - \mu_c)^2$$

Bu fonksiyonun mekânsal küme etkilerine göre türevi alınıp sıfıra eşitlenirse birim etkiler aşağıdaki gibi bulunabilir:

$$\mu_c = 1/T \sum_{t=1}^T \left( \bar{y}_{ct} - \rho \sum_{j=1}^C w_{cj} \bar{y}_{jt} - \bar{x}_{ct} \beta \right)$$

Yukarıda elde edilen birim etkilerin logaritmik olasılık fonksiyonuna dâhil edilmesiyle  $\beta$ ,  $\rho$  ve  $\sigma^2$  parametrelerine göre türev alınarak parametre tahminleri elde edilebilir. Fakat  $\rho$ 'nin tahmini, kapalı formda nümerik ve iteratif olarak fonksiyonun maksimize edilmesiyle çözülmektedir:

$$\log L = -\frac{CT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_C - \delta W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{y}_{ct}^* - \rho \left[ \sum_{j=1}^C w_{cj} \bar{y}_{jt} \right]^* - \bar{x}_{ct}^* \beta)^2$$

Burada asteriks (\*) ortalamalardan fark alınma işlemini göstermektedir. Aşağıdaki olabilirlik fonksiyonun  $\rho$  katsayısına göre maksimize edilmesiyle  $\rho$  tahmini yapılmaktadır. Burada A sayısı  $\rho$ 'a bağlı olmayan bir sabiti temsil etmektedir.

$$\log L = A - \frac{CT}{2} \log((e_0^* - \rho e_1^*)^T (e_0^* - \rho e_1^*)) + T \log |I_C - \rho W|$$

$\beta$ , ortalamalardan fark alınarak oluşturulmuş bağımlı ve bağımsız değişkenlerin mekânsal regresyonundan elde edilen katsayı vektörünü göstermekte,  $e_0^*$  ve  $e_1^*$  ise ilgili hata terimlerini temsil etmektedir.

Verili bir  $\rho$  için  $\beta$  ve  $\sigma^2$  tahminleri aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\beta = b_0 - \rho b_1 = (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} [Y^* - \rho(I_T W) Y^*]$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{CT} (e_0^* - \rho e_1^*)^T (e_0^* - \rho e_1^*)$$

Katsayıların asimptotik varyans kovaryans matrisi aşağıdaki gibidir:

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

$$\begin{bmatrix} (X^{*T} X^*)/\sigma^2 & (X^{*T}((I_T \otimes \tilde{W})X^*\beta))/\sigma^2 & 0 \\ (X^{*T}((I_T \otimes \tilde{W})X^*\beta))/\sigma^2 & T * tr((\tilde{W}\tilde{W} + \tilde{W}^T\tilde{W}) + (B^T X^{*T}((I_T \otimes \tilde{W}^T\tilde{W})X^*\beta))/\sigma^2 & \frac{T}{\sigma^2} tr(\tilde{W}) \\ 0 & \frac{T}{\sigma^2} tr(\tilde{W}) & \frac{CT}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1}$$

Burada  $\tilde{W} = W(I_C - \rho W)^{-1}$ 'dir.

### 3.7.2.2 Sabit Etkiler Mekânsal Pseudo Panel Hata Modeli

Sabit etkiler mekânsal panel hata modeli ve pseudo panel modellerinin gösteriminin birleştirilmesiyle oluşan sabit etkiler mekânsal hata pseudo panel modeli aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$\bar{Y}_{ct} = aI_c + \bar{X}_{ct}\beta + \mu_c + u_{ct}$$

$$u_{ct} = \lambda W u_{ct} + \varepsilon_{ct}$$

Bu modelin tahmini bir önceki bölümde anlatılan mekânsal sabit etkiler hata modelinin logaritmik olabilirlik fonksiyonuna pseudo panel veri yaklaşımının uyarlanması ile logaritmik olabilirlik fonksiyonu üzerinden yapılacaktır. Tekrar hatırlamak gerekirse Anselin ve Hudak (1992) mekânsal otokorelasyonlu hata terimli modelin  $\beta$ ,  $\lambda$  ve  $\sigma^2$  parametrelerinin en yüksek olabilirlik modeli ile tahmin edilmesini kesit modelindeki fonksiyona sabit etkilerin dâhil edilmesiyle belirtmişlerdir. Bu durumda pseudo panel veri modellerinde parametre tahminleri için logaritmik olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\log L = -\frac{CT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_C - \delta W|$$

$$- \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T \left\{ \bar{y}_{ct}^* - \left[ \lambda \sum_{j=1}^C w_{cj} \bar{y}_{jt} \right]^* - \left( \bar{x}_{ct}^* - \lambda \left[ \sum_{j=1}^C w_{cj} \bar{y}_{jt}^* \right] \right) \beta \right\}^2$$

Verili  $\lambda$  için  $\beta$  ve  $\sigma^2$  parametrelerine göre türev alınıp sıfıra eşitlenerek parametre tahmincileri aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\beta = [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]^T [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]^{-1}$$

$$* [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]^T [Y^* - \lambda(I_T \otimes W)Y^*]$$

$$\sigma^2 = \frac{e(\lambda)^T e(\lambda)}{CT}$$

Burada  $e(\lambda) = Y^* - \lambda(I_T \otimes W)Y^* - [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]\beta$  şeklinde tanımlanarak olabilirlik fonksiyonuna dâhil edilir ve  $\lambda$ 'a göre türevi alınıp  $\lambda$  tahmin edilir. Logaritmik olasılık fonksiyonu ise aşağıdaki gibi olur:

$$\log L = -\frac{CT}{2} \log(e(\lambda)^T e(\lambda)) + T \log |I_C - \delta W|$$

Asimptotik varyans kovaryans matrisi ise aşağıdaki gibi olacaktır:

$$AVar [\beta, \lambda, \sigma^2] = \begin{bmatrix} (X^{*T} X^*)/\sigma^2 & 0 & 0 \\ 0 & T * tr((\tilde{W}\tilde{W} + \tilde{W}^T \tilde{W})) & \frac{T}{\sigma^2} tr(\tilde{W}) \\ 0 & \frac{T}{\sigma^2} tr(\tilde{W}) & \frac{CT}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1}$$

Burada  $\tilde{W} = W(I_C - \lambda W)^{-1}$ 'dir.

Mekânsal etkiler ise aşağıdaki gibi tahmin edilebilir:

$$\mu_c = 1/T \sum_{t=1}^T (\bar{y}_{ct}^* - \bar{x}_{ct}^* \beta)$$

Sabit etkiler mekânsal pseudo panel otokorelasyon modeli şu şekildedir:

$$\bar{Y}_{ct} = \rho W \bar{Y}_{ct} + a I_c + \bar{X}_{ct} \beta + \mu_c + u_{ct}$$

$$u_{ct} = \lambda W u_{ct} + \varepsilon_{ct}$$

Sabit etkiler mekânsal pseudo panel Durbin modeli şu şekildedir:

$$\bar{Y}_{ct} = \rho W \bar{Y}_{ct} + a I_c + \bar{X}_{ct} \beta + W \bar{X}_{ct} \theta + \mu_c + u_{ct}$$

Benzer şekilde sabit etkiler mekânsal Durbin pseudo panel veri modeli ve sabit etkiler mekânsal X'in gecikmesi pseudo panel veri modeli modelleri de pseudo panel verilere adapte edilebilir. Fakat sabit etkiler mekânsal gecikme/otoregresif pseudo panel veri ve sabit etkiler mekânsal hata pseudo panel veri modellerinin parametre tahminlerinin gösteriminden sonra bu modellerin en yüksek olabilirlik tahmincilerine yer verilmeyecektir.

Sabit etkiler mekânsal modellerinde sadece birim etkisi olduğu zaman standart hatalarda oluşabilecek sapmanın düzeltilmesi için standart hatalarda sapma düzeltmesinin ve hem zaman hem de birim etkisi olduğu durumlarda parametrelerde sapma olacağından yine bir önceki bölümde önerilen sapma düzeltmesinin mekânsal pseudo panel verilerde de yapılması gerekmektedir.

Bu bölümde anlatılan mekânsal pseudo panel veri tahmincileri ortalamalardan fark alınarak grup içi tahminci ( $B_w$ ) yöntemi ile anlatılmıştır. Pseudo panel veri bölümünde anlatıldığı üzere N sabit, C sabit,  $n_c$  sabit, T büyük veya N büyük, C büyük,  $n_c$  sabit olduğu durumda Deaton (1985)'in tahmincisinin kullanılması ölçme hatasının düzeltilmesi için önemlidir. Bu nedenle bu gibi durumlarda bu tahmincinin en yüksek olabilirlik tahmincilerine adapte edilmesi gerekmektedir.

### **3.7.3 Mekânsal Pseudo Panel Veriler Kullanılarak Literatürde Yapılmış Örnek Çalışma**

Literatürde pseudo panel veri modelleri ile mekânsal panel veri modellerinin birleştirildiği çalışma sayısı bilindiği kadarıyla yok denecek kadar azdır. Baltagi, Bresson ve

Etienneve (2015) bu çalışmalardan biridir. 1990-2003 yılları arasında Paris için hedonik konut fiyatlarını Paris'teki 20 ilçe, her ilçe başına düşen 4 semt ve her semt başına düşen 15-169 adalar arasındaki daireler üzerinden araştırmışlardır. Bu yüzden veride yuvalanmış bir model yapısı söz konusudur. Toplamda 156896 daire analize dâhil edilmiştir. Verinin yapısını yuvalanmış mekânsal dengesiz pseudo panel olarak tanımlamışlardır. Modelin tahmini en yüksek olabilirlik yöntemi ile yapılmış, olabilirlik oranının testine göre yuvalanmış tesadüfi etkinin ve mekânsal etkinin anlamlı olduğu bulunmuştur. Ekonometrik olarak Antweiler'ın (2001) "dengesiz yuvalanmış panel veriler" için önerdiği en yüksek olabilirlik tahmincisini kullanmışlardır. Bu modele mekânsal gecikme etkisini de eklemişlerdir. Açıklayıcı değişken olarak dairenin metre karesi, oda sayısı, banyo sayısı, park hizmeti, hizmetli odası sayısı, balkon sayısı, semte veya ilçeye merkeze uzaklık, kaçınıcı katta olduğu ve kaç yılında yapıldığı bilgileri kullanılmıştır. Sırasıyla kullanılan modeller ise şu şekildedir: Tesadüfi etkiler modeli, yuvalanmış tesadüfi etkiler modeli, mekânsal tesadüfi etkiler modeli, mekânsal yuvalanmış tesadüfi etkiler modeli, zaman faktörü ile değişen mekânsal parametrelili tesadüfi etkiler modeli ve zaman faktörü ile değişen mekânsal parametrelili yuvalanmış tesadüfi etkiler modeli. Modellerde Hausman testi ile tesadüfi etkilerin geçerli olduğu bulunmuştur. Yuvalanmış modellere de olabilirlik oranı (LR) testi uygulanarak yuvalanmış yapının uygun olduğu görülmüştür. Tanımlama testlerinden Peseran'ın CD testi uygulanarak yatay kesit bağımlılığı araştırılmıştır. Fakat bu test dengesiz panellerde uygun olmadığından, semt bazında artıkların ortalamaları alınarak dengeli hale getirilmiş ve bunlara CD testi uygulanmıştır. Sonunda mekânsal yuvalanmış tesadüfi etkiler modeli için yatay kesit bağımlılığın olmadığı sonucuna varılmıştır. Son olarak her bir modelden elde edilen katsayıların grafiği çizilerek ve modellerin en yüksek olabilirlik değerlerine bakılarak yuvalanmış modellerin yuvalanmış olmayanlara göre daha iyi sonuç verdiği belirtilmiştir. Çalışmanın sonucunda yuvalanmış tesadüfi etkilerin yanında mekânsal gecikme etkisi de anlamlı bulunmuştur. Fakat bu çalışmada veri setlerindeki satılan evler her yıl için aynı ev değildir. Bu çalışma diğer pseudo panel çalışmalarından farklı olarak küme oluşturup ortalamalar almak yerine, yuvalanmış yapıdan yola çıkarak küme yaklaşımını benimsemiştir. Dikkat edilirse tesadüfi etkiler modeli de uygun bulunduğu için pseudo panelde bilinen ortalamalar alınarak kümeler oluşturulmadan analize geçilmiştir. Bu

yüzden bu çalışmanın tam anlamıyla mekânsal pseudo panel veri modellerini yansıttığı söylenemez.





## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### UYGULAMA: MEKÂNSAL PSEUDO PANEL VERİ MODELLERİ KULLANILARAK ÜCRET DENKLEMLERİNİN TAHMİN EDİLMESİ

Çalışmanın bu bölümünde ücret denklemleri pseudo panel veri boyutta incelenerek Türkiye’de ücretlerin belirlenmesinde mekânsal etkinin etkili olup olmadığının saptanmasına yönelik yapılan uygulamanın amacına, önemine, örneklem setine ve ulaşılan bulgulara yer verilmiştir.

#### 4.1 Uygulamanın Konusu

Üretim faktörlerinden olan ücretin değeri emek piyasasına dair politikalarda önemli bir yere sahiptir. Özellikle ülkemizde asgari ücret, kişilerin temel ihtiyaçlarının yanında piyasa durumu göz önünde bulundurularak da oluşturulmaktadır. Asgari ücret vb. gibi politikaların yapılması dolaylı olarak da gelir dağılımı ve yoksulluk politikalarına da etki etmektedir. Bu yüzden ücretin doğru belirlenebilmesi için ücreti etkilen değişkenlerin de doğru belirlenmesi gerekmektedir. Fakat ücretin değerinin belirlenmesi kişilerin demografik özelliklerine ve coğrafi etkilere bağlı olarak da değişebilmektedir. Buradan hareketle, çalışmanın bu bölümünde istihdama dahil olan kişilerin bulunduğu kümelerdeki demografik özelliklerin ve mekânsal etkilerin ücret gelirlerini nasıl etkilediğine dair Mincer ücret denklemlerinin mekânsal pseudo panel veri modelleri ile tahmin edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla tekrarlı kesit verilerinden kümeler oluşturularak mikro veri pseudo panel veri haline getirilmiş ve ücret denklemlerinin yıllar bazında panel veri modelleriyle tahmini sağlanmıştır. Mekânsal matrisin modele dâhil edilip mekânsal ekonometrik yöntemlerle ücret denklemlerinin incelenmesi de çalışmaya özgün değer katmaktadır.

Uygulamanın konusu olan Mincer ücret denklemlerinin ekonomik literatürü incelendiğinde şu makaleler göze çarpmıştır. Öncelikle bu denklemlerin dayandığı çalışma olan Mincer (1974, 1958) çalışmasında cinsiyet, ırk, yaş, deneyim gibi değişkenlerin kişinin ücretini etkileyeceğini, belirli bir yaş veya deneyim yılından sonra da kişinin yaşının veya deneyimin ücret üzerindeki etkisinin azalacağını belirtmektedir. Ayrıca Mincer (1981) beşeri sermayenin

kalitesinin zamanla üretimi arttıracığından ülke düzeyinde de gelirin arttıracağını düşünmekteydi. Heckman, Lochner ve Todd (2003) Amerika için 1940-1990 yılları arasındaki veri setlerini kullanarak daha eski olan veri setlerinin Mincer'in bu görüşünü desteklediğini, fakat daha güncel veri setleriyle yapılan çalışmalarda Mincer'in görüşüyle uyuşmayan sonuçların elde edildiğini belirtmiştir. Bu nedenle fonksiyonel formun esnetilmesi gerektiğini ve özellikle kişinin okuduğu yıl sayısının ücret getirisinin kesit ve kümeler bazında incelenmesi gerektiğini belirtmiştir. Kümeler oluşturularak incelenmesinin amacı daha çok ilgili yaş grubundaki kişilerin ortalama ücretlerinin yıllara göre değişimini incelemek olmuştur. Mulligan ve Martin (1997) 1940-1990 yılları arasında Amerika'nın nüfus veri setini kullanarak Mincer ücret denklemlerine sadece beşeri sermaye yaklaşımlarından bakmaktan ziyade fiziksel sermayenin de ücret üzerinde belirleyici olduğunu belirterek, hiç okul okumamış kişilerin fiziksel sermayesi arttıkça ücretlerinin de arttığını bulmuşlardır. Xiangrong (2008) ise 1995 yılına ait veri seti için Çin'de ortalama okuma yılından daha fazla okumuş olmanın ücret üzerindeki etkisini incelemiştir. Endüstriyel tabanda incelenen sonuçlarda fazla okumanın ücret üzerindeki etkisinin pozitif ve fakat daha rekabetçi ortamda fazla okumanın ücret üzerindeki etkisinin anlamsız olduğu bulunmuştur. Açıklayıcı değişkenler olarak eğitim, deneyim, yaş, cinsiyet, çalışılan endüstri, meslek, bölge ve sektör bilgisi kullanılmıştır. Lemieux (2006) yılında Mincer ücret denklemleri hakkında gelecek yıllarda çıkabilecek sorunlardan bahsetmiş ve denklemlerde artık kişinin okuma yılının ücret üzerindeki etkisinin eski çalışmalardaki gibi anlamlı elde edilemeyebileceğini ve ekonometrik olarak araştırılan ücret denklemlerinde yaş grubu değişkeninin ücret üzerindeki etkisinin kanıtlanması için kümeler bazında da yaş gruplarının yıllara göre takip edilerek kümelerin ücret ortalamalarının incelenmesi gerektiğini belirtmiştir.

Türkiye'de yapılan çalışmalarda ise Mincer ücret denklemlerine ait şu literatür bilgileri elde edilmiştir. Bakış (2012) 1994 yılına ait hanehalkı gelir ve tüketim harcamaları anketinin yanında 1988, 2004 ve 2008 yıllarına ait hanehalkı işgücü anketlerini de kullanılarak yaş, eğitim, iş tecrübesi, haftalık çalışma saati, cinsiyet gibi değişkenler ile Mincer ücret denklemini tahmin etmiş, Türkiye'de eğitimin ücret üzerindeki getirisini % 10 olarak hesaplamıştır. Güler ve Gürler (2016) 2013 hanehalkı bütçe anketi verilerini kullanarak kadın işgücünün ücret seviyesini belirleyen faktörleri araştırmışlar; eğitim, medeni durum, meslek,

kır/kent, sosyal güvenlik bilgisi, çalışma şekli, hanedeki çocuk sayısı gibi değişkenler ile tahmin ettikleri regresyon denklemi sonucuna göre bu değişkenlerin yıllık kazanç üzerinde anlamlı etkisi olduğunu istatistiksel olarak kanıtlamışlardır. Aynı şekilde Kaya ve Selim (2018) deneyim, eğitim, çalışma saati, cinsiyet, firma ölçeği ve bölge gibi değişkenleri kullanarak Mincer ücret denklemini 2015 yılının hanehalkı işgücü anketlerini kullanarak tahmin etmiş ve bu değişkenlerin ücret üzerindeki etkisini anlamlı bulmuşlardır. Tansel (2005) 1994 yılı hanehalkı gelir ve tüketim harcamaları anketi verilerini kullanarak deneyim, eğitim, kır/kent, bölge gibi değişkenleri kullanarak ücret denklemlerini kadın ve erkekler bazında tahmin ederek ücret farklılıklarının nedenlerini araştırmıştır. Benzer şekilde İlkcaracan ve Selim (2007) 1994 yılının veri setini kullanarak eğitim, deneyim, meslek, sektör, işyeri ölçeği, sendikalı olma ve bölge değişkenlerini kullanarak tahmin ettikleri Mincer ücret denklemlerine Oaxaca ayırıştırmasını uygulayarak kadınların ortalama ücretlerinin erkeklerin ortalama ücretlerine oranının 0.91 olduğunu belirtmişlerdir. Güriş ve Çağlayan (2012) çalışmasında ücret tespiti için beşeri sermaye teorisini en küçük kareler (EKK), robust (berk) ve dirençli regresyon tahmin yöntemlerinin yardımıyla Türkiye için 2003 ve 2006 hanehalkı işgücü anketlerini kullanarak ücret denkleminde eğitimin getirilerini, deneyime geri dönüşleri ve cinsiyete bağlı ücret farklılıklarını araştırmışlardır. Çalışma sonunda kadın çalışanlar için eğitimin geri dönüşünün erkek çalışanlardan daha yüksek olduğu, deneyim dönüşlerinde 2003 ve 2006 yıllarında erkeklerin kadınlardan daha yüksek getiri sağladığı görülmüştür.

Bu çalışmanın amacı Türkiye’de literatürden yola çıkılarak ücret geliri üzerinde beşeri sermaye değişkenlerinin etkisinin, coğrafi etkileri de göz önünde bulundurarak, farklı bir ekonometrik yaklaşım olan mekânsal pseudo panel veri modelleri kullanılarak incelenmesidir. Çalışmada öncelikle havuzlanmış veri seti ve en güncel yıla ait veri seti ile Mincer ücret denklemleri tahmin edilmiştir. Sonrasında tekrarlı yatay kesit verilerinden kümeler oluşturularak mikro veriye dayalı yatay kesit verileri pseudo panel veri haline getirilmiştir. Bu veri üzerinden sabit etkiler pseudo panel veri modeli tahmin edilmiştir. Sonrasında mekânsal matris yardımıyla mekânsal etkiler de modele dahil edilmiştir. Çeşitli tanımlama testlerinden sonra modeller karşılaştırılarak mekânsal pseudo panel veri yaklaşımının avantajı sunulmuştur. Mekânsal etkilerin anlamlı bulunmasından dolayı iş gücü piyasasına dair sapmasız, gerçekçi ve tutarlı parametrelerin elde edilmesi nedeniyle mekânsal modellerin mekânsal olmayan

modellere göre daha doğru sonuç verdiği düşünülmektedir. Bu çalışmanın Türkiye’de pseudo panel verilerle yapılan çalışmaların nicelik olarak azlığı ve bu verilere hem mekânsal yönden hem panel veri yönünden bakılmasının eksikliğinin tamamlanacak olması özelliği nedeniyle literatüre katkısı olacağı düşünülmektedir.

#### **4.2 Uygulamada Kullanılan Veri**

Hanehalkı işgücü anketleri ilk olarak 1966 yılında yapılmaya başlanmış olup, beş yıllık kalkınma döneminden itibaren 1987 yılına kadar olan zaman dilimi içinde ise zaman zaman uygulanmıştır. Ekim 1988’den itibaren anketlerde nüfus ayrımı (okul, yurt, otel, çocuk yuvası, huzurevi, hastane, hapishane, orduevinde ikamet edenler) yapılarak önceki anketlerden farklı biçimde genelleştirme yapılmaksızın anketler de uygulanmaya başlanmıştır. Bu tarihten 1999 yılına kadar yapılan tüm anketlerde kırsal ve kentsel ayrımı bulunmaktadır. 2000 yılında hanehalkı işgücü anketleri istihdam ve eğitim projesi kapsamında ulusal ve uluslararası uzmanlar tarafından değerlendirilerek anketin örnek büyüklüğü ve uygulama sıklığının artırılması hedeflenmiştir. Bu yıldan itibaren anketlerde Türkiye geneli, kent, kır, 7 coğrafi bölge ve 9 il merkezi için sonuçlar verilmiştir. 2004 yılından itibaren Avrupa Birliği ile uyum açısından EUROSTAT tarafından tavsiye edilen tüm değişkenlerin kapsandığı bir anket formu hazırlanmış olup kent ve kır bakımından düzey 1 (NUTS1) ve düzey 2 (NUTS2) olarak bölge sınıflandırılmaları yapılmıştır. 2009 yılından itibaren ise Avrupa topluluğunda ekonomik faaliyetlerin istatistiki sınıflaması (NACE) kodları Revize 1 ve Revize 2 olarak verilmeye başlanmıştır (TÜİK, 2011).

Hanehalkı işgücü anketleri form 1 ve form 2 olarak hazırlanmaktadır. Birinci formda hanehalkında yer alan bireylerin demografik özellikleri ile ilgili sorular yer alırken, ikinci formda istihdam, gelir bilgileri, işsizlik, geçmişteki iş deneyimi ve bir yıl önceki iş durumu ile ilgili sorular yer almaktadır. Hanehalkından veriler her yıl için 3’er aylık dönemlerle toplanmaktadır (TÜİK, 2011).

TÜİK anketin asıl amacının ülkedeki işgücü yapısını ortaya koymak, istihdam edilen kişilerin; demografik, iktisadi faaliyet, iş, işteki durum, çalışma süresi olarak; işsizlerin ise iş arama süresi, hangi işi aradıkları hakkında bilgi edinmek olduğunu belirtmiştir (TÜİK, 2011).

Bu çalışmada TÜİK'in 2004-2015 yıllarına ait hanehalkı işgücü anketleri (HİA) kullanılmıştır. Çalışmada Mincer ücret denklemlerini mekânsal pseudo panel veri modelleri kullanarak tahmin etmek için sırasıyla ücret, deneyim, eğitim yılı gibi değişkenlere ek olarak NUTS1 düzeyinde bölge değişkenleri de kullanılmıştır. Ayrıca çalışmada sapma yaratmaması açısından sadece istihdamda olanlar ve ücreti sıfırdan farklı olan fertler analize dahil edilmiştir. İşsiz, işgücüne dâhil olmayan ve 15 yaşından küçük olan bireyler analiz dışı bırakılmıştır. Bu ankette ücret sorusuna yanıt verenler istihdam durumunda bireyler olduğundan diğer kişilerin analiz dışı bırakılmasının örneklem sapması yaratacağı düşünülmemektedir. Ayrıca istihdama dâhil olup ücret/gelir sorusuna yanıt vermeyen bireyler de diğer önemli değişkenlerdeki verileri kayıp olduğundan analiz dışı bırakılmıştır.

#### **4.2.1 Ücret / Gelir**

Hanehalkı işgücü anketlerinde gelir bilgisi ücretli, maaşlı ve yevmiyeli çalışanlar için sorulmaktadır. Anket formunda s69 sorusu (2010 yılı anketinde) çalışana “geçen ay içinde esas işinizden elde ettiğiniz toplam net nakdi geliriniz” şeklinde sorulmaktadır. Soru oransal ölçek kullanılarak, Türk lirası cinsinden sorulmaktadır. Bu çalışmada ücret değişkeni bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Yukarıda da belirtildiği gibi ücret/gelir sorusuna yanıt vermeyen bireyler analiz dışı bırakılmıştır. Ayrıca homojenlik sağlanması ve doğru bilgi vermesi açısından TÜFE rakamları kullanılarak ücret değişkeni reel hale getirilmiş ve çalışmada reel ücretler kullanılmıştır.

#### **4.2.2 Deneyim**

Hanehalkı işgücü anketinin ikinci formunda deneyim sorusu yer almaktadır. Çalışana “Bu işinize hangi yıl başladınız?” sorusu s43a (2010 yılı anketinde) ile adlandırılmaktadır ve oransal ölçek ile ölçülmektedir. Bu sorudan anket yılı değişkeni matematiksel olarak çıkartılarak her bir fert için deneyim yılı değişkeni hesaplanmıştır. Bu çalışmada açıklayıcı değişkenlerden biri olarak kullanılmıştır. Daha önce de literatürde belirtildiği gibi Mincer ücret denklemlerinde çalışan kişinin yaşı ya da deneyimi arttıkça ücretinin/kazancının arttığı, fakat belirli bir yaş/deneyim seviyesinden sonra azaldığı belirtilmekteydi. Bu nedenle modele deneyimin karesi de açıklayıcı değişken olarak eklenmiştir. Kurulacak regresyon modelinde

katsayılar için beklenen işaretler deneyim değişkeni için pozitif, karesi içinse negatiftir. Bu analizde kümeleme işleminde doğum yılı grupları kullanıldığından açıklayıcı değişken olarak yaş değişkeni yerine deneyim değişkeninin kullanılması uygun görülmüştür.

#### **4.2.3 Eğitim Seviyesi**

Hanehalkı işgücü anketinin yine demografik sorularından olan eğitim seviyesi anketin birinci formunda yer almaktadır. Çalışan kişinin eğitim seviyesi, soru olarak s13'te (2010 yılı anketinde) "en bitirilen okul" şeklinde sorulmaktadır. Fakat Mincer ücret denklemlerinde genellikle eğitim değişkeni kişinin eğitim yılı olarak yer almaktadır. Bu nedenle örnekleme bir okul bitirmeyenlere "0"; ilkokul bitirenlere "5" yıl; ortaokul, mesleki ortaokul veya ilköğretim bitirenlere "8" yıl; genel lise veya mesleki lise bitirenlere "11" yıl; yüksekokul veya fakülte bitirenlere "15" yıl; son olarak yüksek lisans (5 veya 6 yıllık fakülteler dahil) veya doktora bitirenlere "17" yıl değerleri verilerek eğitim yılı değişkeni oluşturulmuştur. Modele açıklayıcı değişken olarak eklenmiştir. Mincer ücret denklemlerinin literatür araştırmasında da belirtildiği gibi eğitim yılı arttıkça kişinin kazancı da artmaktadır. Bu nedenle modelde bu değişkenin katsayısının işaretinin pozitif çıkması beklenmektedir.

#### **4.2.4 Cinsiyet**

S3 sorusu (2010 yılı anketinde) cinsiyeti belirtmektedir. "1" değeri erkek olarak "2" değeri ise kadın olarak kodlanmıştır. Modele açıklayıcı değişken olarak eklenmiştir.

#### **4.2.5 Medeni Durum**

S24 sorusu (2010 yılı anketinde), formda medeni durumu temsil etmektedir. Bu değişken veri setinde "1" için hiç evlenmemiş, "2" için evli , "3" için boşanmış-dul, "4" için eşi öldü şeklinde kodlanmıştır. Modele açıklayıcı değişken olarak eklenmiştir.

#### **4.2.6 Çalışma Şekli**

S45 sorusu (2010 yılı anketinde) istihdamdaki kişinin tam veya yarı zamanlı çalışma şeklini sorgulamaktadır. Bu soruda "1" değeri tam zamanlı, "2" değeri ise yarı zamanlı olarak kodlanmıştır. Modele açıklayıcı değişken olarak eklenmiştir.

#### **4.2.7 Çalışma Saati**

S55a sorusu (2010 yılı anketinde) kişiye “Esas işte haftada genellikle çalışılan süre” sorusunu yöneltmektedir. Sürekli bir değişkendir. Modele açıklayıcı değişken olarak eklenmiştir.

#### **4.2.8 İş Kodu**

Çalışan kişinin işinin statüsünü belirten iş kodu değişkeni s38kod sorusuyla (2010 yılı anketinde) sorularak veride sırasıyla şu şekilde tanımlanmıştır: 1-Yöneticiler 2-profesyonel meslek, 3-teknisyenler ve yardımcı profesyonel meslek, 4- büro hizmetleri, 5- hizmet ve satış, 6- nitelikli tarım, ormancılık ve su, 7-sanatkârlar ve ilgili işler, 8- tesis ve makine operatörleri, 9- nitelik gerektirmeyen işler gibi. Modele açıklayıcı değişken olarak eklenmiştir.

#### **4.2.9 Bölge**

İstihdama dâhil olan kişilerin kazançlarının coğrafi olarak farklılaşacağı veya benzeceği düşünülmektedir. Bu nedenle modele mekânsal ekonometri yöntemlerinin de uygulanabilmesi açısından bölge değişkeni eklenmiştir. Bölge bilgisi 2004 yılından itibaren hanehalkı işgücü anketlerinde NUTS1 değişkeninde istatistiki bölge sınıflandırılması düzey 1 (İBBS 1. düzey) olarak 12 bölge adı altında yer almaktadır. Bölge isimleri sırasıyla şu şekilde kodlanmıştır: 1. İstanbul, 2. Batı Marmara, 3. Ege, 4. Doğu Marmara, 5. Batı Anadolu, 6. Akdeniz, 7.Orta Anadolu, 8. Batı Karadeniz, 9. Doğu Karadeniz, 10. Kuzeydoğu Anadolu, 11. Ortadoğu Anadolu, 12. Güneydoğu Anadolu.

#### **4.2.10 Doğum Yılı**

Doğum yılı değişkeni pseudo panel veride küme yaratma sürecinde kullanılmıştır. Ankette s6 sorusu (2010 yılı için) bitirilen yaşı göstermekte olup, doğum yılı değişkeni anket yılı değişkeninden matematiksel olarak çıkarılması ile oluşturulmuştur. Türkiye’de maksimum emeklilik yaşı 65 üstü olduğundan veri setindeki medyan yıl olan 2010 yılı baz alınarak sırasıyla 1945-1949, 1950-1954, 1955-1959, 1960-1964, 1965-1969, 1970-1974, 1975-1979, 1980-

1984, 1985-1989 doğumlular için 9 adet grup oluşturulmuştur. 1989 yılından sonra doğanlar ilgili yılda istihdamda sınırlı sayıda yer aldıkları için analize dahil edilmemiştir.

#### **4.2.11 Kümelerin ve Mekânsal Matrislerin Oluşturulması**

Bu çalışmada 2004-2015 yılları arasında hanehalkı işgücü anketlerindeki 12 bölge bilgisi ve doğum yılı değişkenleri temel alınarak STATA 14 programı ile kümeler oluşturulmuştur. Böylelikle her bir yıl için  $12 \times 9 = 108$  adet küme belirlenmiştir. Her bir kümeye dâhil olan fertlerin ücretlerinin, deneyimlerinin ve eğitim yıllarının ortalaması alınmıştır. Ankette yer alan ve literatürde ücreti etkileyebilecek kategorik değişkenlerin ortalaması veya medyan değeri ile çalışılması uygun olmadığından, regresyon analizinde bu tip değişkenler için kümeler bazında frekansların yüzdeleri belirlenerek yeni değişkenler oluşturulmuştur. Bu adımlar her bir yıl için ayrı ayrı yapıldıktan sonra değişkenler yıllar bazında birleştirilmiş ve toplamda  $108 \times 12 = 1296$  adet gözlem elde edilmiştir. Veri, küme ve yıl bilgisi eklenerek panel veri haline getirilmiştir. Böylece pseudo panel veri yapısı oluşturulmuştur.

Kümelerin nasıl oluşturulacağının seçimi tercihinde literatürde genellikle doğum yılı değişkeninin kullanıldığı görüldüğünden bu çalışmada da literatüre uygun olarak doğum yıllarının ücretlerinin incelenmesine karar verilmiştir. Ayrıca pseudo panel veri literatüründe küme sayısı ve küme içindeki kişi sayısı arasında bir seçim yapmanın gerekli olduğu belirtilmişti. Doğum grupları yaratılırken her bir yıl için kümelerdeki gözlem sayısına dikkat edilmiş olup küme başına ortalama fert sayısının 708 ( $\bar{n}_c$ ) olarak elde edilmiştir. Bu değer Tablo 1.2’de verilen birçok çalışmaya kıyasla uygun bir değerdir.

Mekânsal matris ise komşuluk matrisine dayandırılarak oluşturulmuştur. Panel veri analizi için 12 bölgede sırasıyla komşu bölgeler için “1”, komşu olmayan bölgeler için “0” değerini alan  $12 \times 12$ ’lik köşegen elemanları “sıfır” olan simetrik bir matris oluşturulmuştur. Bu matris ArcGIS programından elde edilmiştir. Bu matris 9 doğum grubuna uyum sağlaması açısından genişletilmiştir. Komşuluk matrisine ek olarak uzaklık matrisinin tersi de bu programdan elde edilmiş ve çalışmanın sonunda uygun bulunan model, bu matris ile tekrar çalıştırılarak sağlamlık kontrolleri yapılmıştır. Öte yandan havuzlanmış EKK yöntemi ile

çözülen mekânsal regresyon analizi için buradan elde edilen matrisler yıllar bazında genişletilerek STATA 14 programına aktarılmıştır.

#### 4.3 Tanımlayıcı İstatistikler

Analize dâhil edilen bireyler istihdama dâhil olan ve gelir sorusuna yanıt vermiş olan bireylerdir. Bu değişkenlere göre veriler her yıl için düzenlendiğinde örnekleme dâhil edilen bireylerle ilgili tanımlayıcı istatistikler aşağıdaki tablolarda elde edilmiştir.

**Tablo 4.1**  
**Yıllara Göre İstihdam Edilenlerin Doğum Yılı Gruplarına Göre Dağılımı**

|             | <b>1945-<br/>1949</b> | <b>1950-<br/>1954</b> | <b>1955-<br/>1959</b> | <b>1960-<br/>1964</b> | <b>1965-<br/>1969</b> | <b>1970-<br/>1974</b> | <b>1975-<br/>1979</b> | <b>1980-<br/>1984</b> | <b>1985-<br/>1989</b> |
|-------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <b>2004</b> | 1194                  | 3091                  | 5947                  | 9444                  | 10448                 | 11625                 | 11441                 | 8765                  | 4565                  |
| <b>2005</b> | 997                   | 2800                  | 5765                  | 9380                  | 10817                 | 11937                 | 12536                 | 10892                 | 6246                  |
| <b>2006</b> | 850                   | 2422                  | 5135                  | 9238                  | 10674                 | 12229                 | 12889                 | 12455                 | 7388                  |
| <b>2007</b> | 734                   | 2157                  | 4609                  | 8602                  | 10237                 | 12222                 | 12841                 | 13037                 | 8232                  |
| <b>2008</b> | 659                   | 1841                  | 4170                  | 8169                  | 10275                 | 12141                 | 12838                 | 13668                 | 9352                  |
| <b>2009</b> | 543                   | 1562                  | 3707                  | 7365                  | 10133                 | 12053                 | 13006                 | 13778                 | 9957                  |
| <b>2010</b> | 538                   | 1576                  | 3601                  | 7397                  | 10804                 | 13015                 | 14149                 | 15058                 | 12058                 |
| <b>2011</b> | 496                   | 1561                  | 3724                  | 7316                  | 11237                 | 13669                 | 14758                 | 15633                 | 14546                 |
| <b>2012</b> | 469                   | 1459                  | 3512                  | 7168                  | 11226                 | 14062                 | 15068                 | 16058                 | 16029                 |
| <b>2013</b> | 375                   | 1250                  | 3125                  | 6690                  | 10801                 | 13799                 | 15047                 | 16051                 | 16933                 |
| <b>2014</b> | 353                   | 1161                  | 2756                  | 6163                  | 10112                 | 13183                 | 14015                 | 15376                 | 16415                 |
| <b>2015</b> | 316                   | 988                   | 2544                  | 5639                  | 9510                  | 12964                 | 14313                 | 15471                 | 16603                 |

Tablo 4.1 incelendiğinde 2004-2015 yılları arasında yapılan hanehalkı işgücü anketlerinde istihdama dâhil olan ve ücret/gelir değişkeni belirli olan bireylerin sayısı görülebilmektedir. Sayılar incelendiğinde beklenildiği şekilde 1945-1949 arası doğanların 2015 yılına doğru istihdamlarının azaldığı, 1985-1989 doğumlularının ise istihdamının arttığı görülmüştür. Bunun haricinde EK'te 1'de yıllara göre istihdam edilen bireylerin sayısının bölgelere göre dağılımı gösterilmiştir. Sayılar yıllar içinde oranladığında istihdam edilenlerin sayısının en çok İstanbul ve Batı Anadolu bölgelerinde olduğu gözlemlenmiştir. EK'te 2'de ise doğum yılı grubu ve bölgelere göre oluşturulan her bir yıldaki kümelerin içerdiği birey sayısı

gösterilmiştir. Her bir kümede bulunan kişi sayılarının ortalaması incelendiğinde analiz sonucunda  $\bar{n}_c$  değeri yaklaşık 708 olarak elde edilmiştir. Bu durumda N ve C yeterince büyükken T sabit olduğu durumda kullanılmasında sorun olmayan grup içi tahmincisi model tahminlerinde kullanılabilir.

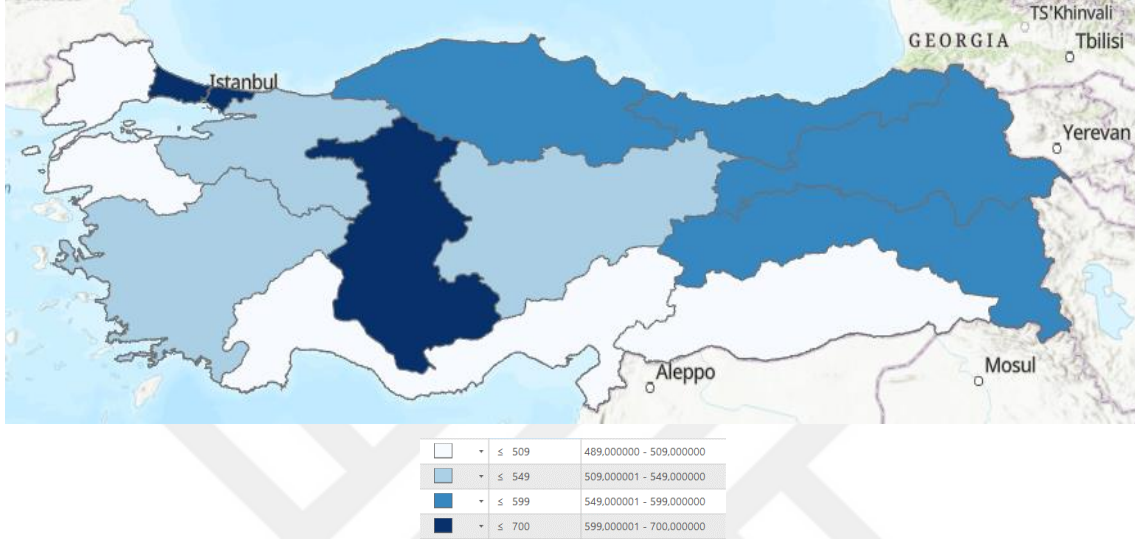
İşgücüne dâhil olan fertlerden bölge ve doğum yılı gruplarına göre oluşturulmuş kümelerin analizinde kullanılan sürekli değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerinden ortalama ve standart sapma değerleri Tablo 4.2’de verilmiştir. Bu tanımlayıcı istatistikler hesaplanırken ücret değişkeninde 2003 yılı TÜİK enflasyon değerleri temel alınarak fiyattan arındırma yapılmıştır.

**Tablo 4.2**  
**Yıllara Göre Ortalamalar ve Standart Sapmalar**

|             | <b>Reel<br/>Gelir</b> | <b>Std.<br/>Sapma</b> | <b>Eğitim<br/>Yılı</b> | <b>Std.<br/>Sapma</b> | <b>Deneyim</b> | <b>Std.<br/>Sapma</b> | <b>Çalışma<br/>Saati</b> | <b>Std.<br/>Sapma</b> |
|-------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|----------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|
| <b>2004</b> | 442.2                 | 321.6                 | 8.4                    | 4.0                   | 7.7            | 7.7                   | 51.8                     | 13.3                  |
| <b>2005</b> | 477.6                 | 373.3                 | 8.6                    | 4.1                   | 7.4            | 7.7                   | 52.3                     | 13.9                  |
| <b>2006</b> | 492.7                 | 394.9                 | 8.8                    | 4.1                   | 7.0            | 7.6                   | 52.5                     | 14.2                  |
| <b>2007</b> | 513.7                 | 376.8                 | 8.9                    | 4.1                   | 6.9            | 7.6                   | 51.6                     | 13.3                  |
| <b>2008</b> | 532.2                 | 454.5                 | 9.0                    | 4.1                   | 6.6            | 7.5                   | 51.4                     | 13.1                  |
| <b>2009</b> | 556.4                 | 945.3                 | 9.2                    | 4.2                   | 6.7            | 7.5                   | 51.1                     | 13.5                  |
| <b>2010</b> | 562.3                 | 436.8                 | 9.2                    | 4.2                   | 6.7            | 7.6                   | 51.3                     | 13.6                  |
| <b>2011</b> | 544.3                 | 407.1                 | 9.3                    | 4.2                   | 6.6            | 7.7                   | 51.1                     | 13.5                  |
| <b>2012</b> | 581.1                 | 445.4                 | 9.5                    | 4.3                   | 6.7            | 7.8                   | 50.4                     | 13.2                  |
| <b>2013</b> | 590.1                 | 441.8                 | 9.5                    | 4.2                   | 6.6            | 7.7                   | 49.9                     | 13.1                  |
| <b>2014</b> | 613.7                 | 472.7                 | 9.5                    | 4.3                   | 6.6            | 7.9                   | 49.6                     | 13.3                  |
| <b>2015</b> | 612.6                 | 481.0                 | 9.6                    | 4.3                   | 6.5            | 7.9                   | 49.2                     | 12.9                  |

Tablo 4.2 incelendiğinde örnekleme dâhil olanların ücretlerinin ortalamasının genel anlamda 2004 yılından 2015 yılına kadar reel olarak arttığı gözlemlenmiştir. Ücretlerdeki değişkenliğin ise yine yıllar geçtikçe arttığı gözlemlenmiştir. İstihdama dâhil olan bireylerin deneyim yılı değişkeninin ortalaması da genel olarak azalma eğilimindedir. Eğitim yılı ise ortalama olarak genelde 8-9 seviyelerinde yani lise düzeyinde seyretmekte ve değişkenliği az

olan deęişkenler arasında yer almaktadır. Çalışma saatinde de az olsa yıllara göre azalma görölmektedir..



**Şekil 4.1:** Bölgelere Göre Reel Ortalama Ücretin Haritası

Şekil 4.1’de yıllara göre ortalama reel ücretler gösterilmiştir. 12 yılın ortalamasına bakıldığında sırasıyla İstanbul ve Batı Anadolu bölgelerinde ortalama ücretlerin yüksek olduğu belirlenmiştir. Ayrıca standart sapmalar EK 3’te gösterilmiştir. 12 yılda ücretlerin en fazla deęişkenlik gösterdiği bölge yine aynı bölgelerdir. Ücretlerin ortalamasının en az olduğu bölge ise Güneydoğu Anadolu bölgesidir. EK 3 deneyim bakımından incelendiğinde 12 yılda ortalama olarak istihdam edilenlerin en fazla deneyim ortalamasının Kuzeydoğu Anadolu bölgesinde, en düşük deneyim ortalamasının ise İstanbul bölgesinde olduğu görölmektedir. Eğitim seviyesi deęişkenine bakıldığında 12 yılda ortalama eğitim seviyesi olarak en yüksek seviyenin Batı Anadolu bölgesinde, en düşük seviyenin ise Güneydoğu Anadolu bölgesinde olduğu gözlemlenmiştir. Çalışma saati bakımından ise en yüksek ortalama Güneydoğu Anadolu bölgesindedir.

**Tablo 4.3**  
**Kümelere Göre Ortalamalar**

| Küme | Reel<br>Ücret | Eğitim<br>Yılı | Deneyim | Çalışma<br>Saati | Küme | Reel<br>Ücret | Eğitim<br>Yılı | Deneyim | Çalışma<br>Saati | Küme | Reel<br>Ücret | Eğitim<br>Yılı | Deneyim | Çalışma<br>Saati | Küme | Reel<br>Ücret | Eğitim<br>Yılı | Deneyim | Çalışma<br>Saati |
|------|---------------|----------------|---------|------------------|------|---------------|----------------|---------|------------------|------|---------------|----------------|---------|------------------|------|---------------|----------------|---------|------------------|
| 1    | 922.6         | 8.7            | 12.2    | 48.2             | 28   | 581.3         | 8.4            | 11.3    | 48.8             | 55   | 624.4         | 8.9            | 11.1    | 49.1             | 82   | 597.2         | 10.3           | 5.7     | 51.7             |
| 2    | 423.0         | 5.8            | 9.9     | 51.8             | 29   | 744.3         | 9.6            | 14.8    | 47.1             | 56   | 649.2         | 9.0            | 11.5    | 48.8             | 83   | 560.5         | 9.5            | 5.7     | 51.4             |
| 3    | 494.1         | 6.8            | 11.4    | 48.0             | 30   | 597.9         | 8.1            | 12.9    | 48.8             | 57   | 617.1         | 9.1            | 11.3    | 49.1             | 84   | 497.4         | 8.6            | 5.3     | 54.5             |
| 4    | 456.7         | 7.0            | 7.5     | 50.4             | 31   | 634.9         | 8.6            | 14.8    | 48.6             | 58   | 671.3         | 9.0            | 12.0    | 49.2             | 85   | 586.8         | 9.8            | 3.3     | 51.4             |
| 5    | 763.5         | 8.8            | 12.7    | 47.7             | 32   | 660.2         | 8.8            | 15.2    | 46.7             | 59   | 581.1         | 8.0            | 11.0    | 49.3             | 86   | 472.5         | 10.1           | 3.5     | 51.5             |
| 6    | 411.4         | 5.6            | 9.6     | 49.6             | 33   | 655.6         | 9.2            | 16.8    | 47.0             | 60   | 508.1         | 7.2            | 9.6     | 53.8             | 87   | 466.6         | 9.7            | 3.4     | 51.2             |
| 7    | 425.6         | 5.2            | 10.0    | 51.3             | 34   | 704.7         | 8.7            | 17.3    | 46.7             | 61   | 700.4         | 8.5            | 6.1     | 51.4             | 88   | 500.7         | 10.1           | 3.3     | 50.3             |
| 8    | 476.7         | 6.0            | 11.0    | 50.3             | 35   | 678.8         | 8.2            | 17.3    | 45.3             | 62   | 566.5         | 8.9            | 7.8     | 50.1             | 89   | 539.4         | 10.4           | 3.4     | 52.1             |
| 9    | 528.7         | 6.4            | 15.3    | 50.1             | 36   | 570.0         | 6.9            | 14.6    | 50.8             | 63   | 565.6         | 8.8            | 7.5     | 50.2             | 90   | 444.5         | 9.5            | 3.2     | 52.1             |
| 10   | 445.6         | 5.0            | 15.8    | 52.6             | 37   | 726.0         | 7.9            | 9.0     | 50.6             | 64   | 582.5         | 8.7            | 7.1     | 49.9             | 91   | 489.5         | 10.3           | 3.5     | 52.2             |
| 11   | 585.8         | 5.2            | 16.3    | 48.0             | 38   | 570.8         | 8.3            | 12.0    | 48.9             | 65   | 663.3         | 9.8            | 8.1     | 50.0             | 92   | 472.4         | 10.0           | 3.4     | 53.2             |
| 12   | 435.1         | 4.4            | 14.7    | 52.7             | 39   | 607.4         | 8.5            | 12.0    | 48.2             | 66   | 563.4         | 8.7            | 7.4     | 50.9             | 93   | 478.3         | 10.5           | 3.5     | 52.7             |
| 13   | 794.6         | 8.3            | 10.3    | 48.9             | 40   | 588.1         | 8.2            | 10.4    | 48.9             | 67   | 621.6         | 9.6            | 8.5     | 49.9             | 94   | 552.9         | 10.5           | 3.5     | 52.0             |
| 14   | 486.6         | 7.5            | 11.9    | 49.3             | 41   | 735.6         | 9.5            | 13.3    | 48.1             | 68   | 620.6         | 9.3            | 8.4     | 50.2             | 95   | 490.0         | 9.4            | 3.4     | 53.1             |
| 15   | 565.5         | 7.9            | 12.8    | 47.9             | 42   | 593.7         | 8.2            | 11.4    | 49.6             | 69   | 614.0         | 9.7            | 8.7     | 50.0             | 96   | 450.9         | 8.5            | 3.4     | 54.9             |
| 16   | 555.1         | 7.7            | 10.7    | 48.4             | 43   | 637.9         | 8.7            | 13.3    | 48.4             | 70   | 663.8         | 9.6            | 8.9     | 50.6             | 97   | 460.7         | 9.4            | 1.9     | 52.3             |
| 17   | 749.9         | 9.3            | 14.4    | 47.7             | 44   | 648.0         | 8.7            | 13.6    | 47.8             | 71   | 584.8         | 8.9            | 8.1     | 50.0             | 98   | 371.4         | 10.2           | 1.9     | 52.5             |
| 18   | 524.5         | 7.0            | 11.6    | 49.1             | 45   | 643.7         | 9.1            | 14.6    | 47.8             | 72   | 509.0         | 7.6            | 7.4     | 54.7             | 99   | 366.5         | 9.6            | 2.0     | 52.6             |
| 19   | 575.1         | 7.4            | 14.5    | 49.8             | 46   | 663.8         | 8.4            | 15.1    | 48.5             | 73   | 665.2         | 9.4            | 4.8     | 51.0             | 100  | 388.6         | 10.0           | 1.7     | 51.2             |
| 20   | 598.8         | 7.7            | 14.1    | 48.0             | 47   | 609.3         | 8.0            | 14.0    | 47.4             | 74   | 533.1         | 9.6            | 5.8     | 50.3             | 101  | 408.4         | 10.2           | 1.8     | 54.6             |
| 21   | 584.5         | 8.5            | 15.8    | 47.7             | 48   | 546.8         | 7.3            | 12.7    | 51.7             | 75   | 534.6         | 9.5            | 5.4     | 50.4             | 102  | 342.9         | 9.0            | 1.8     | 53.9             |
| 22   | 659.2         | 7.7            | 17.8    | 47.9             | 49   | 706.6         | 8.1            | 7.7     | 51.3             | 76   | 549.4         | 9.5            | 5.2     | 49.8             | 103  | 368.6         | 9.7            | 1.8     | 55.0             |
| 23   | 615.3         | 7.2            | 17.4    | 46.7             | 50   | 583.1         | 8.5            | 10.0    | 49.6             | 77   | 610.8         | 10.3           | 5.5     | 50.8             | 104  | 356.0         | 9.9            | 1.8     | 55.6             |
| 24   | 537.8         | 5.8            | 14.9    | 51.7             | 51   | 583.6         | 8.5            | 9.8     | 49.2             | 78   | 524.4         | 9.5            | 5.1     | 51.3             | 105  | 365.5         | 10.3           | 2.1     | 54.2             |
| 25   | 737.4         | 8.0            | 9.8     | 49.8             | 52   | 589.8         | 8.3            | 9.1     | 49.5             | 79   | 562.6         | 10.1           | 5.6     | 50.9             | 106  | 428.6         | 9.3            | 1.9     | 55.3             |
| 26   | 530.8         | 8.2            | 11.9    | 48.9             | 53   | 693.6         | 9.6            | 11.0    | 48.7             | 80   | 565.3         | 9.7            | 5.7     | 51.7             | 107  | 388.1         | 8.5            | 1.8     | 55.6             |
| 27   | 591.8         | 8.4            | 12.6    | 47.3             | 54   | 581.7         | 8.5            | 9.3     | 50.2             | 81   | 568.9         | 10.3           | 5.8     | 50.9             | 108  | 348.4         | 7.3            | 2.0     | 57.8             |

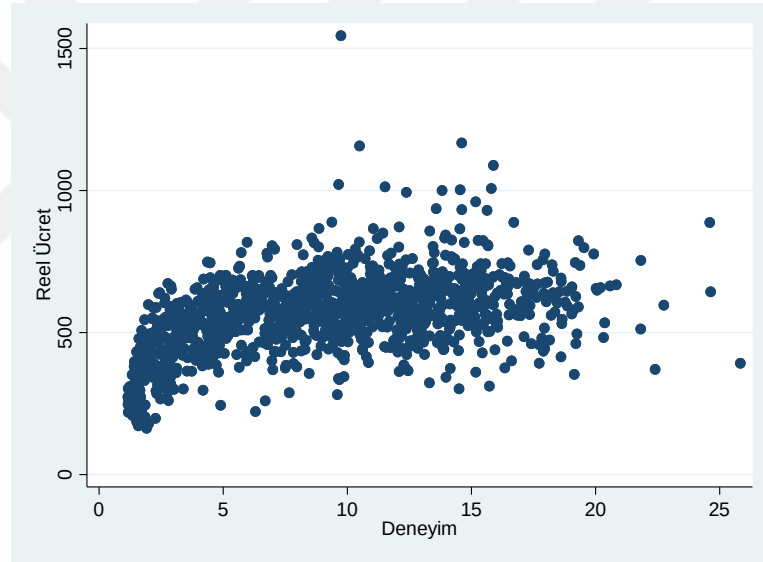
Tablo 4.3’de bölge değişkeni ve doğum yılı grubu değişkeni kullanılarak oluşturulan kümelerin yıllara göre 2003 yılı TÜİK fiyatları baz alınarak reelleştirilmiş ücret, deneyim ve eğitim seviyesi değişkenlerinin ortalama değerleri verilmiştir. Buna göre ilk 1-12 arasındaki kümeler 12 bölge sıralamasına göre 1945-1949 yılları arasında doğanların oluşturduğu kümeler, 13-24 arasındaki kümeler 12 bölgeye göre 1950-1954 yılları arasında doğanların oluşturduğu kümeler şeklinde devam etmektedir. Son 97-108 arasındaki kümelerde ise 1984-1989 yılları arasında doğanlar 12 bölgeye göre oluşturulmuştur. Tabloya göre bölgelerde genel olarak gözlemlenen hareketler kümelerde de gözlemlenmiştir. Aynı doğum yılı grubu içerisinde genelde İstanbul bölgesinde en yüksek ücretler gözlemlenirken, en düşük ücretler Güneydoğu Anadolu bölgesinde gözlemlenmiştir. Yaş azaldıkça ücret ortalamalarında azalmalar görülmektedir. Ortalama deneyim yılı beklendiği gibi genç yaş gruplarında azdır. Eğitim yılı ortalaması ise genç yaş gruplarına doğru artmaktadır. Çalışma saati ise ortalama olarak genç yaş gruplarında daha fazladır.

Diğer açıklayıcı değişkenler olan cinsiyet, medeni durum, çalışma şekli ve iş kodu değişkenler kategorik ölçekle tanımlı olduğu için analizde frekansların yüzdeleri ile incelenmiş ve Tablo 4.4’te verilmiştir. Ortalama yüzdelere bakıldığında zaman kadın çalışan oranının en fazla Ege bölgesinde, en az Güneydoğu Anadolu bölgesinde olduğu; hiç evlenmemiş çalışanların en fazla İstanbul bölgesinde, en az Güneydoğu Anadolu bölgesinde olduğu; boşanmış çalışanların en fazla Ege bölgesinde, en az Güneydoğu ve Kuzeydoğu Anadolu bölgelerinde olduğu; eş ölmüş çalışanların en fazla Batı Marmara ve Ege bölgelerinde, en az Ortadoğu Anadolu bölgesinde olduğu; tam zamanlı çalışanların en fazla Güneydoğu Anadolu ve Doğu Karadeniz bölgelerinde, en az Batı Anadolu bölgesinde olduğu görülmüştür. İş kodu bakımından ise kanun yapımcılar, üst düzey yöneticiler, müdürler ve yardımcı profesyonel meslek gruplarının ortalama olarak en fazla Doğu Karadeniz bölgesinde; profesyonel meslek mensupları ve büro, hizmet işlerinde çalışan elemanların en fazla Batı Anadolu bölgesinde; hizmet ve satış elemanları Ortadoğu Anadolu bölgesinde; sanatkarlar ve ilgili işlerde çalışanlar ve tesis, makine operatörleri, montajcılarının en fazla Doğu Marmara bölgesinde; nitelik gerektirmeyen işlerde çalışanların en fazla Güneydoğu Anadolu bölgesinde olduğu bulgulanmıştır.

**Tablo 4.4**  
**Kategorik Değişkenlerin Bölgelere Göre Ortalama Frekansları**

|                                                    | İstanbul | Batı Marmara | Ege  | Doğu Marmara | Batı Anadolu | Akdeniz | Orta Anadolu | Batı Karadeniz | Doğu Karadeniz | Kuzeydoğu Anadolu | Ortadoğu Anadolu | Güneydoğu Anadolu |
|----------------------------------------------------|----------|--------------|------|--------------|--------------|---------|--------------|----------------|----------------|-------------------|------------------|-------------------|
| <b><i>Cinsiyet</i></b>                             |          |              |      |              |              |         |              |                |                |                   |                  |                   |
| Erkek                                              | 77.0     | 75.3         | 75.0 | 78.7         | 78.3         | 77.7    | 84.5         | 79.9           | 79.3           | 86.2              | 87.4             | 89.1              |
| Kadın                                              | 23.0     | 24.7         | 25.0 | 21.3         | 21.7         | 22.3    | 15.5         | 20.1           | 20.7           | 13.8              | 12.6             | 10.9              |
| <b><i>Medeni Durum</i></b>                         |          |              |      |              |              |         |              |                |                |                   |                  |                   |
| Hiç Evlenmedi                                      | 20.3     | 16.6         | 16.7 | 17.2         | 16.7         | 16.9    | 13.5         | 15.1           | 18.3           | 16.0              | 15.6             | 14.2              |
| Evli                                               | 74.7     | 78.1         | 77.1 | 79.1         | 78.9         | 78.6    | 83.3         | 81.4           | 79.4           | 81.6              | 82.2             | 83.8              |
| Boşandı                                            | 3.2      | 2.8          | 3.7  | 2.3          | 2.9          | 2.5     | 1.8          | 1.7            | 1.0            | 0.7               | 0.9              | 0.7               |
| Eşi Öldü                                           | 1.7      | 2.5          | 2.5  | 1.5          | 1.6          | 2.1     | 1.5          | 1.8            | 1.3            | 1.7               | 1.2              | 1.3               |
| <b><i>Çalışma Şekli</i></b>                        |          |              |      |              |              |         |              |                |                |                   |                  |                   |
| Tam Zamanlı                                        | 97.3     | 94.9         | 95.5 | 96.1         | 95.1         | 95.3    | 96.3         | 96.2           | 97.9           | 96.3              | 96.7             | 97.9              |
| Yarı Zamanlı                                       | 2.7      | 5.1          | 4.5  | 3.9          | 4.9          | 4.7     | 3.7          | 3.8            | 2.1            | 3.7               | 3.3              | 2.1               |
| <b><i>İş Kodu</i></b>                              |          |              |      |              |              |         |              |                |                |                   |                  |                   |
| Kanun Yapıcılar, Üst Düzey Yöneticiler Ve Müdürler | 7.4      | 5.1          | 6.3  | 5.3          | 8.3          | 5.5     | 6.0          | 7.4            | 10.1           | 9.4               | 7.9              | 6.6               |
| Profesyonel Meslek Mensupları                      | 10.6     | 10.7         | 11.6 | 8.9          | 15.7         | 10.7    | 12.8         | 12.3           | 13.6           | 13.2              | 10.4             | 10.2              |
| Yardımcı Profesyonel Meslek Mensupları             | 9.5      | 7.9          | 8.2  | 8.3          | 8.2          | 7.6     | 7.5          | 8.1            | 9.6            | 8.1               | 7.7              | 6.1               |
| Büro Ve Müşteri Hizmetlerinde Çalışan Elemanlar    | 9.9      | 8.2          | 8.6  | 8.3          | 12.1         | 8.4     | 8.1          | 9.5            | 8.9            | 9.7               | 8.9              | 6.3               |
| Hizmet Ve Satış Elemanları                         | 15.9     | 17.0         | 16.7 | 14.7         | 16.0         | 19.7    | 17.9         | 19.3           | 17.5           | 19.4              | 21.7             | 16.6              |
| Nitelikli Tarım, Hayvancılık, Avcılık, Ormancılık  | 0.8      | 3.2          | 1.2  | 1.3          | 1.2          | 2.3     | 1.4          | 1.1            | 1.4            | 1.5               | 1.4              | 1.8               |
| Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar           | 14.8     | 14.2         | 15.8 | 18.6         | 14.3         | 14.9    | 17.2         | 14.9           | 15.3           | 11.9              | 13.4             | 15.3              |
| Tesis Ve Makine Operatörleri Ve Montajcıları       | 17.3     | 14.5         | 12.2 | 18.7         | 10.0         | 11.3    | 12.5         | 11.8           | 10.8           | 9.2               | 10.1             | 13.4              |
| Nitelik Gerektirmeyen İşlerde Çalışanlar           | 13.8     | 19.1         | 19.5 | 15.8         | 14.4         | 19.6    | 16.6         | 15.8           | 12.7           | 17.6              | 18.5             | 23.8              |

Şekil 4.2’de analizde bağımlı değişken olarak kullanılacak 108 kümenin 12 yıla ait reel ücretleri ile deneyim değişkeni arasındaki ilişkiyi gösteren serpilme diyagramı gösterilmiştir. Deneyim ortalamasının arttıkça gelirin belirli bir seviyeden sonra azalmaya başladığı yer yer gözlemlenirken bazı kümeler içinde bu durumun geçerli olmadığı gözlemlenmiştir. Fakat yine de doğrusal olmayan bir ilişki mevcuttur. Mincer’in savı genelde yatay kesit verileri ile çalışılınca uygundur. Literatür yazınında Heckman, Lochner ve Todd (2003), Lemieux (2006)’nın bahsettiği gibi panel verilerinde bu durumun geçerli olup olmadığının araştırılması için yaşa göre küme oluşturulup ücretlerin takip edilmesi gerekmektedir.



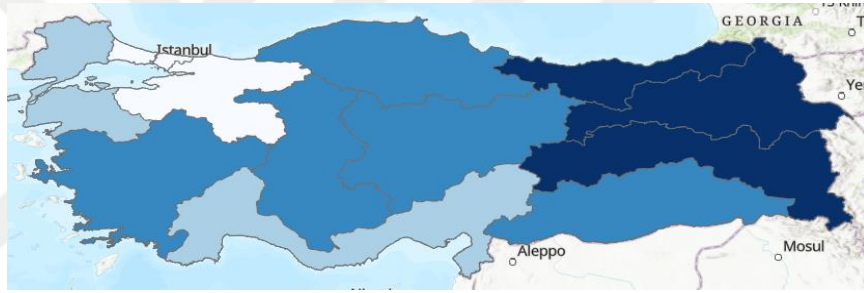
**Şekil 4.2:** Ortalama Reel Ücretler ve Deneyim Değişkeni Arasındaki Serpilme Çizimi

Şekil 4.3, 4.4 ve 4.5’te ArcGIS programında Türkiye’nin 12 bölgesi için EK’te 3’te verilen tablonun görselleştirilmiş hali verilmiştir. Bu tabloya bakılarak değişkenler bakımından birbirine benzer bölgeler görülebilir. Eğitim yılı bakımından Batı Anadolu bölgesinin ortalaması en yüksekken, en düşük Güneydoğu Anadolu bölgesidir. Diğer bölgelerdeki ortalamalar ise birbirinden çok farklılaşmamaktadır. Deneyim yılı bakımından en yüksek ortalamalar doğu bölgelerinde, en düşük ortalama ise İstanbul bölgesindedir. Orta bölgelerde ise benzerlik söz konusudur. Çalışma saatleri bakımından ise kuzey bölgeleri ortalama olarak birbirine yakındır.



|   |      |                      |
|---|------|----------------------|
| □ | ≤ 7  | 7,000000             |
| □ | ≤ 8  | 7,000001 - 8,000000  |
| □ | ≤ 9  | 8,000001 - 9,000000  |
| □ | ≤ 10 | 9,000001 - 10,000000 |

**Şekil 4.3 : 12 Bölgede Çalışanların 12 yıllık Ortalama Eğitim Yılı Değerleri**



|   |      |                      |
|---|------|----------------------|
| □ | ≤ 7  | 7,000000             |
| □ | ≤ 8  | 7,000001 - 8,000000  |
| □ | ≤ 9  | 8,000001 - 9,000000  |
| □ | ≤ 11 | 9,000001 - 11,000000 |

**Şekil 4.4 : 12 Bölgede Çalışanların 12 yıllık Ortalama Deneyim Yılı Değerleri**



|   |      |                       |
|---|------|-----------------------|
| □ | ≤ 49 | 49,000000             |
| □ | ≤ 50 | 49,000001 - 50,000000 |
| □ | ≤ 51 | 50,000001 - 51,000000 |
| □ | ≤ 54 | 51,000001 - 54,000000 |

**Şekil 4.5 : 12 Bölgede Çalışanların 12 yıllık Ortalama Çalışma Saati Değerleri**

#### 4.4 Analiz Sonuçları

Ücret denklemlerinin mekânsal pseudo panel veri modeliyle inceleneceği bu çalışmada yöntemler arası farklılıkları görmek amacıyla ücret denklemleri öncelikle literatürde genel olarak bilindiği şekliyle tek bir yıl için yatay kesit veri ile tahmin edilecek; sonra yatay kesit verinin tüm yıllara göre havuzlandırılmış veri seti hali ile tahmini yapılacaktır. Pseudo panel veri ile ise havuzlanmış EKK yöntemi ve sabit etkiler grup içi tahmincisi ile çözülecek, mekânsal etkiler testlerle incelenecek, son olarak sabit etkiler mekânsal pseudo panel veri modellerinin tahmini yapılacaktır. Uygun modeller testlere ve tartışmalara göre belirtilerek modeller incelenecektir.

##### 4.4.1 Yatay Kesit Verisinin Regresyon Sonuçları

Ücret denklemlerinin analizde en güncel yıl olan 2015 yılı için hanehalkı işgücü anketleri (HİA) veri seti kullanılarak yapılan en küçük kareler yöntemi ile tahmin sonuçları Tablo 4.5'te verilmiştir. Yatay kesit veri için denklem aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\ln(\text{Ücret})_i = \alpha + \beta_1 \text{Eğitim Yılı}_i + \beta_2 \text{Deneyim}_i + \beta_3 \text{Deneyim}_i^2 + \beta_4 \text{Çalışma Saati}_i \\ + \beta_5 \text{Cinsiyet}_i + \sum_{k=6}^8 \beta_k \text{Medeni Durum}_i + \beta_9 \text{Çalışma Şekli}_i \\ + \sum_{k=10}^{17} \beta_k \text{İş Kodu}_i + \sum_{k=18}^{28} \beta_k \text{Bölge}_i + \sum_{k=29}^{36} \beta_k \text{Doğum Yılı}_i + u_i$$

**Tablo 4.5**  
**2015 Yılı İçin Ücret Denkleminin Tahmini**

| Ln(Reel Ücret)       | Katsayı | Standart Hata | t     | Anlamlılık |
|----------------------|---------|---------------|-------|------------|
| Eğitim Yılı          | 0.04    | 0.0005        | 93.2  | 0.00       |
| Deneyim              | 0.03    | 0.0005        | 48.0  | 0.00       |
| Deneyim <sup>2</sup> | -0.0003 | 0.00002       | -16.9 | 0.00       |
| Çalışma Saati        | 0.0008  | 0.0001        | 5.6   | 0.00       |
| Cinsiyet             |         |               |       |            |
| Kadın                | -0.19   | 0.003         | -53.7 | 0.00       |

|                                                          |       |       |       |      |
|----------------------------------------------------------|-------|-------|-------|------|
| <b>Medeni Durum</b>                                      |       |       |       |      |
| <b>Evli</b>                                              | 0.10  | 0.005 | 22.6  | 0.00 |
| <b>Boşandı</b>                                           | 0.09  | 0.009 | 9.9   | 0.00 |
| <b>Eşi Öldü</b>                                          | 0.06  | 0.016 | 3.6   | 0.00 |
| <b>Çalışma Şekli</b>                                     |       |       |       |      |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                                      | -0.69 | 0.009 | -76.3 | 0.00 |
|                                                          |       |       |       |      |
| <b>İş Kodu</b>                                           |       |       |       |      |
| <b>Profesyonel Meslek Mensupları</b>                     | 0.03  | 0.007 | 3.9   | 0.00 |
| <b>Yardımcı Profesyonel Meslek Mensupları</b>            | -0.26 | 0.008 | -31.6 | 0.00 |
| <b>Büro Ve Müşteri Hizmetlerinde Çalışan Elemanlar</b>   | -0.36 | 0.008 | -45.7 | 0.00 |
| <b>Hizmet Ve Satış Elemanları</b>                        | -0.48 | 0.007 | -65.0 | 0.00 |
| <b>Nitelikli Tarım, Hayvancılık, Avcılık, Ormancılık</b> | -0.53 | 0.015 | -35.8 | 0.00 |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b>          | -0.41 | 0.008 | -52.2 | 0.00 |
| <b>Tesis Ve Makine Operatörleri Ve Montajcıları</b>      | -0.40 | 0.008 | -49.4 | 0.00 |
| <b>Nitelik Gerektirmeyen İşlerde Çalışanlar</b>          | -0.49 | 0.008 | -60.9 | 0.00 |
|                                                          |       |       |       |      |
| <b>Bölge</b>                                             |       |       |       |      |
| <b>Batı Marmara</b>                                      | -0.19 | 0.006 | -29.3 | 0.00 |
| <b>Ege</b>                                               | -0.17 | 0.006 | -30.4 | 0.00 |
| <b>Doğu Marmara</b>                                      | -0.14 | 0.006 | -22.6 | 0.00 |
| <b>Batı Anadolu</b>                                      | -0.12 | 0.006 | -21.8 | 0.00 |
| <b>Akdeniz</b>                                           | -0.18 | 0.006 | -30.6 | 0.00 |
| <b>Orta Anadolu</b>                                      | -0.17 | 0.007 | -24.1 | 0.00 |
| <b>Batı Karadeniz</b>                                    | -0.19 | 0.007 | -28.5 | 0.00 |
| <b>Doğu Karadeniz</b>                                    | -0.21 | 0.008 | -25.4 | 0.00 |
| <b>Kuzeydoğu Anadolu</b>                                 | -0.11 | 0.009 | -13.0 | 0.00 |
| <b>Ortadoğu Anadolu</b>                                  | -0.15 | 0.008 | -19.3 | 0.00 |
| <b>Güneydoğu Anadolu</b>                                 | -0.21 | 0.007 | -30.5 | 0.00 |
|                                                          |       |       |       |      |
| <b>Doğum Yılı</b>                                        |       |       |       |      |
| <b>1950-1954</b>                                         | 0.11  | 0.026 | 4.2   | 0.00 |
| <b>1955-1959</b>                                         | 0.12  | 0.024 | 5.1   | 0.00 |
| <b>1960-1964</b>                                         | 0.19  | 0.023 | 8.3   | 0.00 |
| <b>1965-1969</b>                                         | 0.22  | 0.023 | 9.7   | 0.00 |
| <b>1970-1974</b>                                         | 0.24  | 0.023 | 10.5  | 0.00 |
| <b>1975-1979</b>                                         | 0.23  | 0.023 | 10.1  | 0.00 |
| <b>1980-1984</b>                                         | 0.23  | 0.023 | 9.9   | 0.00 |
| <b>1985-1989</b>                                         | 0.19  | 0.023 | 8.4   | 0.00 |
|                                                          |       |       |       |      |
| <b>Sabit</b>                                             | 5.95  | 0.026 | 232.3 | 0.00 |
|                                                          |       |       |       |      |

|                          |         |  |  |  |
|--------------------------|---------|--|--|--|
| <b>R<sup>2</sup></b>     | 0.55    |  |  |  |
| <b>Düz-R<sup>2</sup></b> | 0.55    |  |  |  |
| <b>N</b>                 | 78,348  |  |  |  |
| <b>F(36, 78311)</b>      | 2710.44 |  |  |  |
| <b>Olasılık &gt; F</b>   | 0.00    |  |  |  |
| <b>AIC</b>               | 77493.2 |  |  |  |
| <b>BIC</b>               | 77836.1 |  |  |  |

Tablo 4.5 incelendiğinde deneyim yılı ve deneyim yılının karesinin ücret üzerindeki etkisinin Mincer'in savına uygun olduğu görülmüş, kişinin deneyimi arttıkça ücretin belirli bir seviyeye kadar arttığını belirli bir deneyim yılından sonra da azalan bir kuadratik yapının olduğu kanıtlanmıştır. Dönüm noktası yaklaşık 30 olarak elde edilmiştir. Eğitim yılı arttıkça kişinin donanımı artacağından ücretlerde artış olması beklenmektedir. Çalışma saati arttıkça da ücretler de anlamlı bir artış olacaktır.

Kukla değişkenler incelendiğinde kadınların ücretlerinin erkeklerin ücretlerine oranla daha az olduğu; medeni durum bakımından evli, boşanmış ve eşi ölmüş kişilerin ortalama ücretlerinin bekâr kişilere oranla daha fazla olduğu; çalışma şekli yarı zamanlı olan kişilerin ortalama ücretlerinin tam zamanlı kişilere göre daha az olduğu; kanun yapıcılar, üst düzey yöneticiler ve müdürler meslek grubuna ait kişilerin ortalama ücretlerinin diğer meslek grubunda olanlara oranla daha fazla ücrete sahip olduğu ve bölge bakımından ise İstanbul bölgesinde ortalama ücretlerin diğer bölgelere göre daha fazla olduğu görülmüştür. Doğum yılı grupları bakımından ise yine ücretlerde ters U ilişkisi gözlemlenmektedir. Orta yaş grubunda ücretler ortalama olarak diğer yaş gruplarındakilere göre daha fazladır.

#### 4.4.2 Havuzlanmış Verinin Regresyon Sonuçları

Havuzlanmış veriye ait regresyon modeli kesit ve zaman boyutunu ihmal ederek bilinen en küçük kareler yöntemi ile çözülmektedir. Bu yöntemle göre denklem aşağıdaki gibi aşağıdaki gibi belirtilecektir:

$$\begin{aligned}
\ln(\text{Ücret})_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{Eğitim Yılı}_{it} + \beta_2 \text{Deneyim}_{it} + \beta_3 \text{Deneyim}_{it}^2 + \beta_4 \text{Çalışma Saati}_{it} \\
& + \beta_5 \text{Cinsiyet}_{it} + \sum_{k=6}^8 \beta_k \text{Medeni Durum}_{it} + \beta_9 \text{Çalışma Şekli}_{it} \\
& + \sum_{k=10}^{17} \beta_k \text{İş Kodu}_{it} + \sum_{k=18}^{28} \beta_k \text{Bölge}_{it} + \sum_{k=29}^{36} \beta_k \text{Doğum Yılı}_{it} + \sum_{k=37}^{47} \beta_k \text{Yıl}_{it} \\
& + u_{it}
\end{aligned}$$

Pseudo panel verilere geçilmeden önce kesit veri setlerinin 12 yıl için bir araya getirilmesiyle oluşturulan havuzlanmış veri setinden elde edilen regresyon sonuçları Tablo 4.6’da sunulmuştur. Regresyon sonuçları yatay kesit verisi ile yapılan regresyon sonuçlarına benzemektedir. Katsayılar genellikle aynı yönde elde edilmiştir, sadece 2015 yılı regresyonundan farklı olarak çalışma saati için katsayı negatif elde edilmiştir. Katsayı büyüklüklerinde ise az da olsa farklılaşma görülmektedir. Deneyim için fonksiyonun dönüm noktası yaklaşık 40 yıl olarak elde edilmiştir.

**Tablo 4.6**  
**Havuzlanmış Veriye Ait Regresyon Modeli Sonuçları**

| Ln(Reel Ücret)                       | Katsayı | Standart Hata | t      | Anlamlılık |
|--------------------------------------|---------|---------------|--------|------------|
| <b>Eğitim Yılı</b>                   | 0.05    | 0.0002        | 301.3  | 0.00       |
| <b>Deneyim</b>                       | 0.03    | 0.0002        | 160.5  | 0.00       |
| <b>Deneyim<sup>2</sup></b>           | -0.0005 | 0.00001       | -72.1  | 0.00       |
| <b>Çalışma Saati</b>                 | -0.0005 | 0.00004       | -11.3  | 0.00       |
| <b>Cinsiyet</b>                      |         |               |        |            |
| <b>Kadın</b>                         | -0.18   | 0.001         | -153.8 | 0.00       |
| <b>Medeni Durum</b>                  |         |               |        |            |
| <b>Evli</b>                          | 0.12    | 0.001         | 87.2   | 0.00       |
| <b>Boşandı</b>                       | 0.09    | 0.003         | 28.6   | 0.00       |
| <b>Eşi Öldü</b>                      | 0.03    | 0.006         | 5.9    | 0.00       |
| <b>Çalışma Şekli</b>                 |         |               |        |            |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                  | -0.71   | 0.003         | -232.8 | 0.00       |
| <b>İş Kodu</b>                       |         |               |        |            |
| <b>Profesyonel Meslek Mensupları</b> | 0.07    | 0.003         | 29.4   | 0.00       |

|                                                          |       |       |        |      |
|----------------------------------------------------------|-------|-------|--------|------|
| <b>Yardımcı Profesyonel Meslek Mensupları</b>            | -0.17 | 0.003 | -64.4  | 0.00 |
| <b>Büro Ve Müşteri Hizmetlerinde Çalışan Elemanlar</b>   | -0.29 | 0.003 | -113.0 | 0.00 |
| <b>Hizmet Ve Satış Elemanları</b>                        | -0.40 | 0.002 | -158.7 | 0.00 |
| <b>Nitelikli Tarım, Hayvancılık, Avcılık, Ormancılık</b> | -0.50 | 0.005 | -96.8  | 0.00 |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b>          | -0.36 | 0.003 | -140.8 | 0.00 |
| <b>Tesis Ve Makine Operatörleri Ve Montajcıları</b>      | -0.32 | 0.003 | -121.2 | 0.00 |
| <b>Nitelik Gerektirmeyen İşlerde Çalışanlar</b>          | -0.46 | 0.003 | -175.4 | 0.00 |
| <b>Bölge</b>                                             |       |       |        |      |
| <b>Batı Marmara</b>                                      | -0.25 | 0.002 | -117.1 | 0.00 |
| <b>Ege</b>                                               | -0.24 | 0.002 | -141.6 | 0.00 |
| <b>Doğu Marmara</b>                                      | -0.18 | 0.002 | -99.9  | 0.00 |
| <b>Batı Anadolu</b>                                      | -0.17 | 0.002 | -94.8  | 0.00 |
| <b>Akdeniz</b>                                           | -0.26 | 0.002 | -143.2 | 0.00 |
| <b>Orta Anadolu</b>                                      | -0.23 | 0.002 | -98.1  | 0.00 |
| <b>Batı Karadeniz</b>                                    | -0.23 | 0.002 | -112.3 | 0.00 |
| <b>Doğu Karadeniz</b>                                    | -0.25 | 0.003 | -94.2  | 0.00 |
| <b>Kuzeydoğu Anadolu</b>                                 | -0.17 | 0.003 | -61.1  | 0.00 |
| <b>Ortadoğu Anadolu</b>                                  | -0.20 | 0.003 | -73.6  | 0.00 |
| <b>Güneydoğu Anadolu</b>                                 | -0.28 | 0.002 | -126.3 | 0.00 |
| <b>Doğum Yılı</b>                                        |       |       |        |      |
| <b>1950-1954</b>                                         | 0.08  | 0.006 | 13.2   | 0.00 |
| <b>1955-1959</b>                                         | 0.13  | 0.005 | 24.6   | 0.00 |
| <b>1960-1964</b>                                         | 0.17  | 0.005 | 32.7   | 0.00 |
| <b>1965-1969</b>                                         | 0.17  | 0.005 | 32.6   | 0.00 |
| <b>1970-1974</b>                                         | 0.17  | 0.005 | 33.0   | 0.00 |
| <b>1975-1979</b>                                         | 0.14  | 0.005 | 26.3   | 0.00 |
| <b>1980-1984</b>                                         | 0.10  | 0.005 | 19.2   | 0.00 |
| <b>1985-1989</b>                                         | 0.01  | 0.005 | 2.0    | 0.05 |
| <b>Yıl</b>                                               |       |       |        |      |
| <b>2005</b>                                              | 0.08  | 0.002 | 33.1   | 0.00 |
| <b>2006</b>                                              | 0.12  | 0.002 | 53.3   | 0.00 |
| <b>2007</b>                                              | 0.18  | 0.002 | 77.5   | 0.00 |
| <b>2008</b>                                              | 0.22  | 0.002 | 95.9   | 0.00 |
| <b>2009</b>                                              | 0.25  | 0.002 | 107.7  | 0.00 |
| <b>2010</b>                                              | 0.28  | 0.002 | 122.3  | 0.00 |
| <b>2011</b>                                              | 0.26  | 0.002 | 115.3  | 0.00 |
| <b>2012</b>                                              | 0.31  | 0.002 | 136.9  | 0.00 |
| <b>2013</b>                                              | 0.34  | 0.002 | 148.9  | 0.00 |
| <b>2014</b>                                              | 0.39  | 0.002 | 166.8  | 0.00 |

|                          |      |           |       |       |      |
|--------------------------|------|-----------|-------|-------|------|
|                          | 2015 | 0.40      | 0.002 | 169.0 | 0.00 |
| <b>Sabit</b>             |      | 5.66      | 0.007 | 870.3 | 0.00 |
|                          |      |           |       |       |      |
| <b>R<sup>2</sup></b>     |      | 0.52      |       |       |      |
| <b>Düz-R<sup>2</sup></b> |      | 0.52      |       |       |      |
| <b>N</b>                 |      | 917121    |       |       |      |
| <b>F(47, 917073)</b>     |      | 20870.59  |       |       |      |
| <b>Olasılık &gt; F</b>   |      | 0.00      |       |       |      |
| <b>AIC</b>               |      | 1075904.6 |       |       |      |
| <b>BIC</b>               |      | 1076467.6 |       |       |      |

Havuzlanmış veriye ait regresyon modelinden sonra veride doğum yılı grubu ve NUTS1 düzeyinde bölge değişkenlerine göre kümeler oluşturulmuş ve ortalamalar alınmıştır. Kategorik olan değişkenlerin ortalama değerlerinin alınması uygun olmayacağından bu değişkenlerin kümelerdeki frekanslarının yüzde değerleri veri setine dâhil edilmiştir. Çoklu doğrusal bağlantı problemi yaratmamak içinse her bir kategori sayısının bir eksiği kadar olan kategoriler için frekanslar eklenmiştir. Havuzlanmış pseudo panel verinin regresyon denklemi şu şekilde yazılabilir:

$$\begin{aligned}
\ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct} = & \alpha + \beta_1 \overline{\text{Eğitim Yılı}}_{ct} + \beta_2 \overline{\text{Deneyim}}_{ct} + \beta_3 \overline{\text{Deneyim}}_{ct}^2 \\
& + \beta_4 \overline{\text{Çalışma Saati}}_{ct} + \beta_5 \text{Cinsiyet}_{ct} + \sum_{k=6}^8 \beta_k \text{Medeni Durum}_{ct} \\
& + \beta_9 \text{Çalışma Şekli}_{ct} + \sum_{k=10}^{17} \beta_k \text{İş Kodu}_{ct} + \sum_{k=18}^{28} \beta_k \text{Yıl}_{ct} + u_{ct}
\end{aligned}$$

Analiz sonunda anlamsız değişkenler modelden çıkarılarak pseudo panel veri setinin havuzlanmış EKK yöntemi ile çözülen modeli Tablo 4.7'deki gibi elde edilmiştir.

**Tablo 4.7**  
**Pseudo Verinin Havuzlanmış EKK Yöntemiyle Tahmin Sonuçları**

| Ln(Reel Ücret)                                  | Katsayı  | Standart Hata | t     | Anlamlılık |
|-------------------------------------------------|----------|---------------|-------|------------|
| <b>Eğitim Yılı</b>                              | 0.09     | 0.003         | 32.1  | 0.00       |
| <b>Deneyim</b>                                  | 0.02     | 0.004         | 5.3   | 0.00       |
| <b>Deneyim^2</b>                                | -0.0003  | 0.0001        | -2.3  | 0.02       |
| <b>Evli</b>                                     | 0.01     | 0.0003        | 18.9  | 0.00       |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | -0.003   | 0.001         | -2.1  | 0.04       |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.01    | 0.001         | -6.8  | 0.00       |
| <b>Yıl</b>                                      |          |               |       |            |
| <b>2005</b>                                     | 0.06     | 0.017         | 3.6   | 0.00       |
| <b>2006</b>                                     | 0.11     | 0.017         | 6.1   | 0.00       |
| <b>2007</b>                                     | 0.14     | 0.017         | 8.2   | 0.00       |
| <b>2008</b>                                     | 0.16     | 0.018         | 9.2   | 0.00       |
| <b>2009</b>                                     | 0.19     | 0.018         | 10.8  | 0.00       |
| <b>2010</b>                                     | 0.23     | 0.018         | 12.7  | 0.00       |
| <b>2011</b>                                     | 0.18     | 0.018         | 10.1  | 0.00       |
| <b>2012</b>                                     | 0.24     | 0.018         | 12.8  | 0.00       |
| <b>2013</b>                                     | 0.26     | 0.019         | 13.9  | 0.00       |
| <b>2014</b>                                     | 0.31     | 0.019         | 16.4  | 0.00       |
| <b>2015</b>                                     | 0.30     | 0.019         | 15.7  | 0.00       |
| <b>Sabit</b>                                    | 4.85     | 0.037         | 130.3 | 0.00       |
| <b>R^2</b>                                      | 0.81     |               |       |            |
| <b>Düz-R^2</b>                                  | 0.81     |               |       |            |
| <b>N</b>                                        | 1,296    |               |       |            |
| <b>F(17, 1278)</b>                              | 318.29   |               |       |            |
| <b>Olasılık &gt; F</b>                          | 0.00     |               |       |            |
| <b>AIC</b>                                      | -1717.21 |               |       |            |
| <b>BIC</b>                                      | -1624.20 |               |       |            |

Tablo 4.7’de verilen regresyon sonuçlarına göre değişkenlerin anlamlılık seviyesine bakılarak reel ücret üzerinde deneyimin pozitif etkisinin olduğu gözlemlenmiştir. Yani kümelerin deneyim ortalaması arttıkça ortalama ücretlerin artması beklenmektedir. Ayrıca belirli bir deneyim yılından sonra ücretlerde azalma olması beklenmektedir. Dönüm noktası ise yaklaşık 41 yıl olarak elde edilmiştir. Eğitim yılının artması ücretlerde artmaya neden olacaktır.

Kategorik deęiřkenler bakımından ise řu iliřkiler elde edilmiřtir: Bir kmede evli kiřilerin sayısının artması ortalama olarak ilgili kmede reel cretlerin artmasına; yarı zamanlı alıřanların artması ortalama olarak ilgili kmede reel cretlerin azalmasına ve sanatkârlar ve ilgili iřlerde alıřanların artması ise yine ortalama olarak ilgili kmede reel cretlerin azalmasına neden olmaktadır: Son olarak yıllara gre ise kmelerdeki ortalama cretlerin arttıęı grlmřtir.

**Tablo 4.8**  
**Mekânsal Korelasyon Testlerinin Sonuları**

| Test                                 | İstatistik | Serbestlik Derecesi | Anlamlılık |
|--------------------------------------|------------|---------------------|------------|
| <b>Moran's I</b>                     | 64.6       | 1                   | 0.00       |
| <b>Mekansal Hata</b>                 |            |                     |            |
| <b>Lagrange arpanı</b>              | 2352.9     | 1                   | 0.00       |
| <b>Robust Lagrange arpanı</b>       | 1871.9     | 1                   | 0.00       |
| <b>Mekansal Gecikme/ Otoregresif</b> |            |                     |            |
| <b>Lagrange arpanı</b>              | 734.2      | 1                   | 0.00       |
| <b>Robust Lagrange arpanı</b>       | 253.2      | 1                   | 0.00       |

Tablo 4.8’de verilen mekânsal otokorelasyon testi sonucuna gre Moran’ın I testi modelde mekânsal korelasyon olmadıęını belirten hipotez reddedilmiřtir. Fakat bu test mekânsal korelasyonun hata terimlerinde mi yoksa baęımlı deęiřkende mi olduęunu gstermemektedir. Bu nedenle her iki modele zel Lagrange arpanı testleri incelenmelidir. Lagrange arpanı testi sonularına gre mekânsal hata modelinde mekânsal korelasyonun olmadıęını belirten hipotez reddedilmiřtir. Robust test sonularına baktıęımızda yine mekânsal hata modelinde mekânsal korelasyonun olduęu sonucuna varabiliriz. Aynı durum mekânsal gecikme/otoregresif model iin de geerlidir. Bu nedenle her iki iliřkiyi de barındıran mekânsal otokorelasyon modelinin de incelenmesi gerekmektedir.

#### **4.4.3 Pseudo Panel Verinin Regresyon Sonuları**

Panel veri modellerinde bahsedilen bireysel etkiler bu alıřmada kmelere ynelik etkiler olacaktır. Tablo 4.7’deki modelde yılların katsayılarına ynelik yapılan t testi sonucunda

katsayılardan en az birinin sıfırdan farklı olduğu bulunmuştur. Bu nedenle iki yönlü/faktörlü pseudo panel veri modelleri tahmin edilmiştir. Ayrıca pseudo panel veri literatüründe bahsedildiği gibi pseudo panel veriler sabit etkiler içermektedir. Bu nedenle tesadüfi etkiler modelinden ziyade sabit etkiler modeli kurulmuş ve grup içi tahminci yöntemiyle tahminler yapılmıştır. Yine de sabit etkiler modelinin ve tesadüfi etkiler modelinin pseudo panel veri modelleri için kıyaslaması Hausman testi ile test edilecektir.

#### 4.4.3.1 İki Yönlü Sabit Etkiler Pseudo Panel Veri Modeli

İki yönlü sabit etkiler pseudo panel veri modeli için denklem aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct} = \alpha + \beta_1 \overline{\text{Eğitim Yılı}}_{ct} + \beta_2 \overline{\text{Deneyim}}_{ct} + \beta_3 \overline{\text{Deneyim}}_{ct}^2 + \beta_4 \overline{\text{Çalışma Saati}}_{ct} + \beta_5 \text{Cinsiyet}_{ct} + \sum_{k=6}^8 \beta_k \text{Medeni Durum}_{ct} + \beta_9 \text{Çalışma Şekli}_{ct} + \sum_{k=10}^{17} \beta_k \text{İş Kodu}_{ct} + \sum_{k=18}^{28} \beta_k \text{Yıl}_{ct} + \mu_c + u_{ct}$$

Grup içi tahmincisi yöntemi kullanılarak elde edilen regresyon çıktısı Tablo 4.9’da gösterilmiştir. Anlamsız katsayılara sahip değişkenler regresyondan çıkarılmıştır. Tablo 4.9’a bakılarak değişkenlerin işaretinin önceki kurulan modellerle benzer şekilde elde edildiği görülmüştür. Fakat katsayı büyüklüklerinde anlamlı şekilde değişimler mevcuttur. Örneğin, bu tahminlere göre 23 yıllık deneyimden sonra ücretlerde azalma olması beklenmektedir. Bu sayı önceki modellerde elde edilen dönüm noktalarından daha doğru bir sonuçtur.

**Tablo 4.9**  
**İki Yönlü Sabit Etkiler Pseudo Panel Veri Modeli Sonuçları**

| Ln(Reel Ücret)     | Katsayı | Standart Hata | t    | Anlamlılık |
|--------------------|---------|---------------|------|------------|
| <b>Eğitim Yılı</b> | 0.11    | 0.004         | 26.7 | 0.00       |
| <b>Deneyim</b>     | 0.03    | 0.004         | 6.7  | 0.00       |
| <b>Deneyim^2</b>   | -0.001  | 0.0001        | -5.2 | 0.00       |
| <b>Evli</b>        | 0.004   | 0.0004        | 10.7 | 0.00       |

|                                                 |          |       |       |      |
|-------------------------------------------------|----------|-------|-------|------|
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | -0.003   | 0.001 | -2.6  | 0.01 |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.001   | 0.001 | -1.5  | 0.14 |
| <b>Yıl</b>                                      |          |       |       |      |
| <b>2005</b>                                     | 0.07     | 0.011 | 6.3   | 0.00 |
| <b>2006</b>                                     | 0.12     | 0.011 | 10.7  | 0.00 |
| <b>2007</b>                                     | 0.16     | 0.011 | 14.2  | 0.00 |
| <b>2008</b>                                     | 0.18     | 0.012 | 15.8  | 0.00 |
| <b>2009</b>                                     | 0.22     | 0.012 | 18.1  | 0.00 |
| <b>2010</b>                                     | 0.26     | 0.012 | 20.8  | 0.00 |
| <b>2011</b>                                     | 0.22     | 0.013 | 16.9  | 0.00 |
| <b>2012</b>                                     | 0.27     | 0.013 | 20.9  | 0.00 |
| <b>2013</b>                                     | 0.30     | 0.013 | 22.3  | 0.00 |
| <b>2014</b>                                     | 0.35     | 0.014 | 25.8  | 0.00 |
| <b>2015</b>                                     | 0.35     | 0.014 | 24.8  | 0.00 |
| <b>Sabit</b>                                    | 4.68     | 0.037 | 125.1 | 0.00 |
| <b>R<sup>2</sup></b>                            | 0.68     |       |       |      |
| <b>N</b>                                        | 1,296    |       |       |      |
| <b>C</b>                                        | 108      |       |       |      |
| <b>T</b>                                        | 12       |       |       |      |
| <b>F(17,1171)</b>                               | 372.61   |       |       |      |
| <b>Olasılık &gt; F</b>                          | 0.00     |       |       |      |
| <b>rho</b>                                      | 0.77     |       |       |      |
| <b>F(107, 1171)</b>                             | 19.32*** |       |       |      |
| <b>AIC</b>                                      | -3035.27 |       |       |      |
| <b>BIC</b>                                      | -2942.27 |       |       |      |

Aynı model tesadüfi etkiler varsayımı altında da test edilmiş, fakat sonuçlara burada yer verilmemiştir. Tesadüfi etkiler ve sabit etkiler modellerinin katsayılarının incelenmesiyle tutarlılık ve etkinlik sınaması yapan Hausman testi ile modeller kıyaslanmıştır ( $\chi^2(17) = 35.37$  ; Anlamlılık=0.005). Test sonucuna göre “ $E(M_i, X_i) = 0$  (Tesadüfi etkiler modelinin katsayıları tutarlı ve etkindir)” şeklinde olan  $H_0$  hipotezi % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu nedenle sabit etkiler modelinin katsayıları tutarlı, tesadüfi etkiler modelinin katsayılarının tutarsız olduğu sonucuna varılmıştır. Hausman testi sonucuna göre sabit etkiler modeli tercih edilmiştir. Ayrıca sabit etkiler modelindeki birim/küme etkileri F testi ile anlamlı bulunmuştur ( $F(107,1171)=19.32$ ; Anlamlılık=0.00). Bu nedenle Tablo 4.8’de verilen havuzlanmış EKK yöntemi ile tahmin edilen sabit katsayılar modelini tercih etmek modelin yanlış yorumlanmasına neden olacaktır.

#### 4.4.4 Mekânsal Pseudo Panel Veri Regresyon Sonuçları

Literatürde belirtildiği üzere pseudo panel verilerin karakteristiğinin sabit etkiler modellerine uyması nedeniyle bu modellerin sabit etkiler varsayımı altında tahmin edilmesi uygundur. Bir önceki bölümde Hausman testinin de bu sonucu doğrulaması üzerine mekânsal pseudo panel veri modellerinin tahminine de sabit etkiler varsayımı altında devam edilecektir. Bu modellere uygun olarak tahmin edilen mekânsal gecikme, mekânsal hata, mekânsal otokorelasyon ve mekânsal Durbin modellerinin regresyon çıktılarına bu bölümde yer verilmiştir.

##### 4.4.4.1 İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal Gecikmeli/Otoregresif Pseudo Panel Veri Modeli

Sabit etkiler mekânsal gecikmeli/otoregresif pseudo panel modeli aşağıdaki gibi gösterilecektir:

$$\begin{aligned} \ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct} = & \alpha + \rho W \ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct-1} + \beta_1 \overline{\text{Eğitim Yılı}}_{ct} + \beta_2 \overline{\text{Deneyim}}_{ct} + \beta_3 \overline{\text{Deneyim}}_{ct}^2 \\ & + \beta_4 \overline{\text{Çalışma Saati}}_{ct} + \beta_5 \text{Cinsiyet}_{ct} + \sum_{k=6}^8 \beta_k \text{Medeni Durum}_{ct} \\ & + \beta_9 \text{Çalışma Şekli}_{ct} + \sum_{k=10}^{17} \beta_k \text{İş Kodu}_{ct} + \sum_{k=18}^{28} \beta_k \text{Yıl}_{ct} + \mu_c + u_{ct} \end{aligned}$$

Mekânsal sabit etkiler gecikme/otoregresif modelinin çıktı sonuçları Tablo 4.10'da gösterilmiştir. Katsayıların işaretleri beklendiği gibi bulunmuştur. Açıklayıcı değişken olarak modelde ücretin gecikme teriminin, mekânsal matrisle bölgesel komşuluklara göre ağırlıklandırılmış hali bulunmaktadır. Bu değişkenin katsayısının anlamlılığı ( $\rho$  katsayısı) ücret değişkeninde mekânsal etkilerin var olup olmadığını göstermektedir. 0.05 anlamlılık seviyesine göre ücret değişkeninde bölgelere göre komşuluk/mekânsal etki anlamlı bulunmamıştır.  $\rho$  katsayısına yönelik yapılan LR testi ile bu durum desteklenmiştir ( $\chi^2(1) = 2.01$ , Anlamlılık = 0.16). Ayrıca bu modelin tahmininden sonra yapılan Hausman testi de sabit etkiler modeli varsayımının uygun olduğunu belirtmektedir ( $\chi^2(18) = 78.76$ , Anlamlılık = 0.00). Mekansal etki anlamlı elde edilmediğinden burada elde edilen katsayıların Tablo 4.9'daki katsayılara

benzer olduğu görülmektedir. Deneyim için fonksiyonun dönüm noktası bu regresyonda 23 yıl olarak elde edilmiştir.

**Tablo 4.10**  
**Sabit Etkiler Mekânsal Gecikmeli/Otoregresif Pseudo Panel Modeli**

| Ln(Reel Ücret)                                  | Katsayı | Standart Hata | t    | Anlamlılık |
|-------------------------------------------------|---------|---------------|------|------------|
| <b>Eğitim Yılı</b>                              | 0.11    | 0.004         | 28.1 | 0.00       |
| <b>Deneyim</b>                                  | 0.03    | 0.004         | 7.1  | 0.00       |
| <b>Deneyim^2</b>                                | -0.001  | 0.000         | -5.5 | 0.00       |
| <b>Evli</b>                                     | 0.004   | 0.000         | 11.3 | 0.00       |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | -0.003  | 0.001         | -2.6 | 0.01       |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.001  | 0.001         | -1.6 | 0.12       |
| <b>Yıl</b>                                      |         |               |      |            |
| <b>2005</b>                                     | 0.08    | 0.013         | 6.1  | 0.00       |
| <b>2006</b>                                     | 0.14    | 0.017         | 7.9  | 0.00       |
| <b>2007</b>                                     | 0.19    | 0.022         | 8.5  | 0.00       |
| <b>2008</b>                                     | 0.22    | 0.026         | 8.5  | 0.00       |
| <b>2009</b>                                     | 0.26    | 0.030         | 8.6  | 0.00       |
| <b>2010</b>                                     | 0.30    | 0.034         | 8.9  | 0.00       |
| <b>2011</b>                                     | 0.26    | 0.030         | 8.4  | 0.00       |
| <b>2012</b>                                     | 0.32    | 0.036         | 8.9  | 0.00       |
| <b>2013</b>                                     | 0.35    | 0.037         | 9.4  | 0.00       |
| <b>2014</b>                                     | 0.41    | 0.040         | 10.2 | 0.00       |
| <b>2015</b>                                     | 0.40    | 0.04          | 10.3 | 0.00       |
|                                                 |         |               |      |            |
|                                                 |         |               |      |            |
| <b>Rho</b>                                      | 0.13    | 0.09          | -1.4 | 0.16       |
| <b>Sigma2</b>                                   | 0.01    | 0.00          | 25.4 | 0.00       |
| <b>R^2</b>                                      | 0.68    |               |      |            |
| <b>N</b>                                        | 1296    |               |      |            |
| <b>C</b>                                        | 108     |               |      |            |
| <b>T</b>                                        | 12      |               |      |            |

#### 4.4.4.2 İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal Hata Pseudo Panel Veri Modeli

İki yönlü sabit etkiler mekânsal hata pseudo panel veri modeli aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$\begin{aligned}
\ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct} = & \alpha + \beta_1 \overline{\text{Eğitim Yılı}}_{ct} + \beta_2 \overline{\text{Deneyim}}_{ct} + \beta_3 \overline{\text{Deneyim}}_{ct}^2 \\
& + \beta_4 \overline{\text{Çalışma Saati}}_{ct} + \beta_5 \text{Cinsiyet}_{ct} + \sum_{k=6}^8 \beta_k \text{Medeni Durum}_{ct} \\
& + \beta_9 \text{Çalışma Şekli}_{ct} + \sum_{k=10}^{17} \beta_k \text{İş Kodu}_{ct} + \sum_{k=18}^{28} \beta_k \text{Yıl}_{ct} + \mu_c + u_{ct} \\
u_{ct} = & \lambda W u_{ct} + e_{ct}
\end{aligned}$$

İki yönlü sabit etkiler mekânsal hata pseudo panel veri modelinin regresyon çıktı sonuçları Tablo 4.11’de gösterilmiştir. Katsayıların işaretleri beklendiği gibi bulunmuştur. Modelde hata teriminin mekânsal matrisle ilişkilendirilmiş hali bulunmaktadır. Bu değişkenin katsayısının anlamlılığı ( $\lambda$  katsayısı) tablodan kontrol edildiğinde 0.05 anlamlılık düzeyine göre anlamlı olmadığı görülmüştür.  $\lambda$  katsayısına yönelik yapılan LR testi ile bu durum desteklenmiştir ( $\chi^2(1) = 0.06$ , Anlamlılık = 0.81). Ayrıca bu modelin tahmininden sonra yapılan Hausman testi de 0.10 seviyesine göre sabit etkiler modeli varsayımının uygun olduğunu belirtmektedir ( $\chi^2(18) = 27.03$ , Anlamlılık = 0.07). Mekansal etki anlamlı elde edilmediğinden burada elde edilen katsayıların Tablo 4.9’daki katsayılara benzer olduğu görülmektedir. Deneyim için fonksiyonun dönüm noktası bu regresyonda 23 yıl olarak elde edilmiştir.

**Tablo 4.11**  
**İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal Hata Pseudo Panel Veri Modeli**

| Ln(Reel Ücret)                                  | Katsayı | Standart Hata | t    | Anlamlılık |
|-------------------------------------------------|---------|---------------|------|------------|
| <b>Eğitim Yılı</b>                              | 0.11    | 0.004         | 27.9 | 0.00       |
| <b>Deneyim</b>                                  | 0.03    | 0.004         | 7.0  | 0.00       |
| <b>Deneyim^2</b>                                | -0.001  | 0.000         | -5.4 | 0.00       |
| <b>Evli</b>                                     | 0.004   | 0.000         | 11.2 | 0.00       |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | -0.003  | 0.001         | -2.6 | 0.01       |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.001  | 0.001         | -1.5 | 0.13       |
| <b>Yıl</b>                                      |         |               |      |            |
| <b>2005</b>                                     | 0.07    | 0.010         | 6.4  | 0.00       |
| <b>2006</b>                                     | 0.12    | 0.011         | 10.9 | 0.00       |

|  |        |      |       |      |      |
|--|--------|------|-------|------|------|
|  | 2007   | 0.16 | 0.011 | 14.5 | 0.00 |
|  | 2008   | 0.18 | 0.011 | 16.2 | 0.00 |
|  | 2009   | 0.22 | 0.012 | 18.7 | 0.00 |
|  | 2010   | 0.26 | 0.012 | 21.4 | 0.00 |
|  | 2011   | 0.22 | 0.012 | 17.5 | 0.00 |
|  | 2012   | 0.27 | 0.013 | 21.6 | 0.00 |
|  | 2013   | 0.30 | 0.013 | 23.1 | 0.00 |
|  | 2014   | 0.35 | 0.013 | 26.6 | 0.00 |
|  | 2015   | 0.35 | 0.014 | 25.6 | 0.00 |
|  |        |      |       |      |      |
|  |        |      |       |      |      |
|  | Lambda | 0.03 | 0.11  | 0.2  | 0.81 |
|  | Sigma2 | 0.01 | 0.00  | 25.5 | 0.00 |
|  | R^2    | 0.68 |       |      |      |
|  | N      | 1296 |       |      |      |
|  | C      | 108  |       |      |      |
|  | T      | 12   |       |      |      |

#### 4.4.4.3 İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal Otokorelasyon Pseudo Panel Veri Modeli

Sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel modeli için denklem aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$\begin{aligned}
\ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct} = & \alpha + \rho W \ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct-1} + \beta_1 \overline{\text{Eğitim Yılı}}_{ct} + \beta_2 \overline{\text{Deneyim}}_{ct} + \beta_3 \overline{\text{Deneyim}}_{ct}^2 \\
& + \beta_4 \overline{\text{Çalışma Saati}}_{ct} + \beta_5 \text{Cinsiyet}_{ct} + \sum_{k=6}^8 \beta_k \text{Medeni Durum}_{ct} \\
& + \beta_9 \text{Çalışma Şekli}_{ct} + \sum_{k=10}^{17} \beta_k \text{İş Kodu}_{ct} + \sum_{k=18}^{28} \beta_k \text{Yıl}_{ct} + \mu_c + u_{ct}
\end{aligned}$$

$$u_{ct} = \lambda W u_{ct} + e_{ct}$$

Sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel veri modelinin çıktı sonuçları Tablo 4.12’de gösterilmiştir. Tablo 4.12’de katsayıların işaretleri önceki modellere benzer şekilde, beklenildiği gibi elde edilmiştir. Modelde, hata terimlerinin mekânsal katsayısı ( $\lambda$ ) 0.05

anlamlılık seviyesine göre anlamsız, fakat mekânsal gecikme katsayısı ( $\rho$ ) anlamlı bulunmuştur.  $\rho$  ve  $\lambda$  katsayısına yönelik yapılan LR testi sonucuna göre ( $\chi^2(2) = 4.63$ , Anlamlılık = 0.09) 0.10 seviyesine göre bu katsayılardan en aza biri sıfırdan farklıdır, 0.05 seviyesine göre ise katsayıların ikisi de sıfıra eşittir. Tek tek incelendiğinde ise  $\lambda$  katsayısının anlamlı olmadığı fakat  $\rho$  katsayısının anlamlı olduğu 0.05 anlamlılık seviyesinde görülmüştür (sırasıyla  $\chi^2(1) = 2.54$ , Anlamlılık = 0.11;  $\chi^2(1) = 4.48$ , Anlamlılık = 0.03). Deneyim için fonksiyonun dönüm noktası bu regresyonda 23 yıl olarak elde edilmiştir.

**Tablo 4.12**  
**İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal Otokorelasyon Pseudo Panel Veri Modeli**

|                                                 | Katsayı | Standart Hata | t    | Anlamlılık |
|-------------------------------------------------|---------|---------------|------|------------|
| <b>Eğitim Yılı</b>                              | 0.11    | 0.004         | 28.1 | 0.00       |
| <b>Deneyim</b>                                  | 0.03    | 0.004         | 7.2  | 0.00       |
| <b>Deneyim^2</b>                                | -0.001  | 0.000         | -5.6 | 0.00       |
| <b>Evli</b>                                     | 0.004   | 0.000         | 11.2 | 0.00       |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | -0.003  | 0.001         | -2.4 | 0.01       |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.001  | 0.001         | -1.4 | 0.18       |
| <b>Yıl</b>                                      |         |               |      |            |
| <b>2005</b>                                     | 0.09    | 0.016         | 5.5  | 0.00       |
| <b>2006</b>                                     | 0.15    | 0.021         | 7.2  | 0.00       |
| <b>2007</b>                                     | 0.21    | 0.027         | 7.8  | 0.00       |
| <b>2008</b>                                     | 0.25    | 0.032         | 7.7  | 0.00       |
| <b>2009</b>                                     | 0.29    | 0.037         | 7.9  | 0.00       |
| <b>2010</b>                                     | 0.34    | 0.042         | 8.1  | 0.00       |
| <b>2011</b>                                     | 0.29    | 0.037         | 7.8  | 0.00       |
| <b>2012</b>                                     | 0.36    | 0.044         | 8.1  | 0.00       |
| <b>2013</b>                                     | 0.39    | 0.045         | 8.6  | 0.00       |
| <b>2014</b>                                     | 0.45    | 0.049         | 9.2  | 0.00       |
| <b>2015</b>                                     | 0.45    | 0.049         | 9.2  | 0.00       |
| <b>Rho</b>                                      | -0.24   | 0.11          | -2.1 | 0.03       |
| <b>Lambda</b>                                   | 0.21    | 0.13          | 1.6  | 0.11       |
| <b>sigma2_e</b>                                 | 0.01    | 0.00          | 27.7 | 0.00       |
| <b>R^2</b>                                      | 0.68    |               |      |            |
| <b>N</b>                                        | 1296    |               |      |            |
| <b>C</b>                                        | 108     |               |      |            |
| <b>T</b>                                        | 12      |               |      |            |

#### 4.4.4.4 İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal Durbin Pseudo Panel Veri Modeli

İki faktörlü sabit etkiler mekânsal Durbin pseudo panel modeli için denklem aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$\begin{aligned} \ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct} = & \alpha + \rho W \ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct-1} + \beta_1 \overline{\text{Eğitim Yılı}}_{ct} + \beta_2 \overline{\text{Deneyim}}_{ct} + \beta_3 \overline{\text{Deneyim}}_{ct}^2 \\ & + \beta_4 \overline{\text{Çalışma Saati}}_{ct} + \beta_5 \text{Cinsiyet}_{ct} + \sum_{k=6}^8 \beta_k \text{Medeni Durum}_{ct} \\ & + \beta_9 \text{Çalışma Şekli}_{ct} + \sum_{k=10}^{17} \beta_k \text{İş Kodu}_{ct} + \sum_{k=18}^{28} \beta_k \text{Yıl}_{ct} + WX\theta + \mu_c + u_{ct} \end{aligned}$$

İki faktörlü sabit etkiler mekânsal Durbin pseudo panel veri modelinin çıktı sonuçları Tablo 4.13'te gösterilmiştir. Tablo 4.13'te göre katsayıların işaretleri önceki modellere benzer şekilde, beklenildiği gibi elde edilmiştir. Diğer modellerden farklı olmak üzere bu modelde hem bağımlı değişkenin gecikmesinin mekânsal matrisle çarpımı mevcuttur, hem de açıklayıcı değişkenlerin mekânsal matrisle ilişkisi mevcuttur. Modelde her bir açıklayıcı değişkendeki mekânsal ilişkiyi gösteren katsayılar " $\theta$ ", 0.05 anlamlılık seviyesine göre anlamsız bulunmuştur. Sadece sanatkarlar ve ilgili işlerde çalışanların yüzdesinde 0.10 düzeyinde mekânsal ilişki bulunmaktadır. Ayrıca mekânsal gecikme katsayısı da ( $\rho$ ) anlamsız bulunmuştur. Ayrıca yine Hausman testine göre sabit etkiler modelinin sonuçlarının yorumlanması daha uygundur ( $\chi^2(24)=119.22$ , Anlamlılık= 0.00). Deneyim için fonksiyonun dönüm noktası bu regresyonda 23 yıl olarak elde edilmiştir.

Yöntem kısmında belirtildiği gibi SDM yuvalanmış bir model olduğundan katsayılara kısıtlar koyularak SLX, SAR ve SEM modellerine karşı test edilebilir.  $\theta=0$  olup olmadığı (SAR modeli) hipotezi LR testi yardımıyla test edilmiş ( $\chi^2(6) = 12.08$ , Anlamlılık = 0.06) ve 0.05 anlamlılık düzeyinde hipotez reddedilememiş, fakat 0.10 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Bu durum 0.10 düzeyinde SDM modelinin tercih edilmesi gerektiğini göstermektedir.  $\theta = -\beta\rho$  olma durumunda ise model SEM modeline uygundur. Bu hipotez de LR testi ile test edilmiş ( $\chi^2(6) = 13.96$ , Anlamlılık = 0.03) ve 0.05 anlamlılık düzeyinde hipotez reddedilmiştir. Bu durum da SDM modelinin tercih edilmesi gerektiğini göstermektedir. Fakat

SDM modelinde ise  $\rho$  katsayısı anlamsız çıkmıştır. Bu durumda SLX modelinin tahmini daha uygundur. Bu durum daha ayrıntılı olarak model karşılaştırmaları başlığında incelenecektir.

**Tablo 4.13 İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal Durbin Pseudo Panel Veri Modeli**

| Ln(Reel Ücret)                                  | Katsayı | Standart Hata | t    | Anlamlılık |
|-------------------------------------------------|---------|---------------|------|------------|
| <b>Eğitim Yılı</b>                              | 0.12    | 0.004         | 28.3 | 0.00       |
| <b>Deneyim</b>                                  | 0.03    | 0.004         | 7.3  | 0.00       |
| <b>Deneyim<sup>2</sup></b>                      | -0.001  | 0.000         | -5.8 | 0.00       |
| <b>Evli</b>                                     | 0.004   | 0.000         | 10.9 | 0.00       |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | 0.00    | 0.001         | -2.4 | 0.02       |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.001  | 0.001         | -1.2 | 0.22       |
| <b>Yıl</b>                                      |         |               |      |            |
| 2005                                            | 0.07    | 0.016         | 4.6  | 0.00       |
| 2006                                            | 0.11    | 0.026         | 4.2  | 0.00       |
| 2007                                            | 0.15    | 0.033         | 4.6  | 0.00       |
| 2008                                            | 0.17    | 0.044         | 3.8  | 0.00       |
| 2009                                            | 0.20    | 0.052         | 3.8  | 0.00       |
| 2010                                            | 0.24    | 0.059         | 3.9  | 0.00       |
| 2011                                            | 0.19    | 0.060         | 3.1  | 0.00       |
| 2012                                            | 0.25    | 0.064         | 3.9  | 0.00       |
| 2013                                            | 0.28    | 0.070         | 3.9  | 0.00       |
| 2014                                            | 0.32    | 0.075         | 4.3  | 0.00       |
| 2015                                            | 0.31    | 0.077         | 4.0  | 0.00       |
| <b>Wx</b>                                       |         |               |      |            |
| <b>Eğitim Yılı</b>                              | -0.002  | 0.027         | -0.1 | 0.95       |
| <b>Deneyim</b>                                  | -0.03   | 0.023         | -1.1 | 0.26       |
| <b>Deneyim<sup>2</sup></b>                      | 0.0004  | 0.001         | 0.6  | 0.56       |
| <b>Evli</b>                                     | 0.002   | 0.005         | 0.4  | 0.67       |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | -0.009  | 0.006         | -1.6 | 0.12       |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.007  | 0.004         | -1.9 | 0.05       |
| <b>Rho</b>                                      | 0.07    | 0.116         | -0.6 | 0.56       |
| <b>Sigma<sup>2</sup></b>                        | 0.01    | 0.00          | 25.5 | 0.00       |
| <b>R<sup>2</sup></b>                            | 0.68    |               |      |            |
| <b>N</b>                                        | 1296    |               |      |            |
| <b>C</b>                                        | 108     |               |      |            |
| <b>T</b>                                        | 12      |               |      |            |

#### 4.4.4.5 İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal Durbin Hata Pseudo Panel Veri Modeli

İki faktörlü sabit etkiler mekânsal Durbin hata pseudo panel modeli için denklem aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$\begin{aligned} \ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct} = & \alpha + \beta_1 \overline{\text{Eğitim Yılı}}_{ct} + \beta_2 \overline{\text{Deneyim}}_{ct} + \beta_3 \overline{\text{Deneyim}}_{ct}^2 \\ & + \beta_4 \overline{\text{Çalışma Saati}}_{ct} + \beta_5 \overline{\text{Cinsiyet}}_{ct} + \sum_{k=6}^8 \beta_k \overline{\text{Medeni Durum}}_{ct} \\ & + \beta_9 \overline{\text{Çalışma Şekli}}_{ct} + \sum_{k=10}^{17} \beta_k \overline{\text{İş Kodu}}_{ct} + \sum_{k=18}^{28} \beta_k \overline{\text{Yıl}}_{ct} + WX\theta + \mu_c + u_{ct} \\ u_{ct} = & \lambda W u_{ct} + e_{ct} \end{aligned}$$

İki faktörlü sabit etkiler mekânsal Durbin hata pseudo panel veri modeli STATA 14 programında tahmin edilememektedir. Bu nedenle bu model R programı üzerinden tahmin edilmiştir. Sağlamlık kontrolü açısından SAC modeli de R programında çalıştırılmış olup, R çıktıların STATA 14 çıktıları ile aynı olduğu görülmüştür. İki faktörlü sabit etkiler mekânsal Durbin hata pseudo panel veri modelinin çıktı sonuçları Tablo 4.14'te gösterilmiştir. Tablo 4.14'e göre katsayıların işaretleri önceki modellere benzer şekilde, beklenildiği gibi elde edilmiştir. Bu modelde hem hata teriminin mekânsal matrisle çarpımı mevcuttur, hem de açıklayıcı değişkenlerin mekânsal matrisle ilişkisi mevcuttur. Modelde her bir açıklayıcı değişkendeki mekânsal ilişkiyi gösteren katsayılar " $\theta$ ", 0.05 anlamlılık seviyesine göre anlamsız bulunmuştur. Sadece sanatkârlar ve ilgili işlerde çalışanların yüzdesinde 0.05 düzeyinde mekânsal ilişki bulunmaktadır. Ayrıca hata terimlerindeki mekânsal ilişkiyi gösteren katsayı da ( $\lambda$ ) anlamsız bulunmuştur. Ayrıca yine Hausman testine göre sabit etkiler modelinin sonuçlarının yorumlanması daha uygundur ( $\chi^2(23)=329.89$ , Anlamlılık=  $2.2e-16$ ). Deneyim için fonksiyonun dönüm noktası bu regresyonda 23 yıl olarak elde edilmiştir.

Yöntem kısmında belirtildiği gibi SDEM yuvalanmış bir model olduğundan katsayılar kısıtlar koyularak SEM ve SLX modellerine karşı test edilebilir. Tablo 4.14 incelendiğinde  $\lambda$  katsayısının anlamsız olduğu görülmektedir. Bu durumda model SLX modeli

SDEM modeline tercih edilmektedir.  $\theta$  katsayısının ise sadece bir değişken için 0.05'te anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durum da SEM modelinden ziyade SDEM modelinin uygun olduğu sonucunu göstermektedir. Sonuç olarak SLX modelinin tahminin daha uygun olacağı sonucu elde edilmektedir. Bu durum başlık 4.5'te daha ayrıntılı incelenecektir.

**Tablo 4.14 İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal Durbin Hata Pseudo Panel Veri Modeli**

| Ln(Reel Ücret)                                  | Katsayı | Standard Hata | t     | Anlamlılık |
|-------------------------------------------------|---------|---------------|-------|------------|
| <b>Eğitim Yılı</b>                              | 0.12    | 0.004         | 28.32 | < 2.2e-16  |
| <b>Deneyim</b>                                  | 0.03    | 0.004         | 7.34  | 0.00       |
| <b>Deneyim<sup>2</sup></b>                      | -0.001  | 0.0001        | -5.81 | 0.00       |
| <b>Evli</b>                                     | 0.004   | 0.0004        | 10.82 | < 2.2e-16  |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | -0.003  | 0.001         | -2.40 | 0.02       |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.001  | 0.001         | -1.19 | 0.23       |
| <b>Yıl</b>                                      |         |               |       |            |
| <b>2005</b>                                     | 0.07    | 0.014         | 4.86  | 0.00       |
| <b>2006</b>                                     | 0.10    | 0.023         | 4.28  | 0.00       |
| <b>2007</b>                                     | 0.14    | 0.028         | 4.83  | 0.00       |
| <b>2008</b>                                     | 0.15    | 0.040         | 3.79  | 0.00       |
| <b>2009</b>                                     | 0.18    | 0.048         | 3.72  | 0.00       |
| <b>2010</b>                                     | 0.22    | 0.054         | 4.02  | 0.00       |
| <b>2011</b>                                     | 0.17    | 0.057         | 2.98  | 0.00       |
| <b>2012</b>                                     | 0.23    | 0.058         | 3.89  | 0.00       |
| <b>2013</b>                                     | 0.25    | 0.064         | 3.93  | 0.00       |
| <b>2014</b>                                     | 0.29    | 0.067         | 4.40  | 0.00       |
| <b>2015</b>                                     | 0.28    | 0.070         | 4.02  | 0.00       |
| <b>Wx</b>                                       |         |               |       |            |
| <b>Eğitim Yılı</b>                              | -0.009  | 0.025         | -0.36 | 0.72       |
| <b>Deneyim</b>                                  | -0.03   | 0.022         | -1.35 | 0.18       |
| <b>Deneyim<sup>2</sup></b>                      | 0.0005  | 0.001         | 0.74  | 0.46       |
| <b>Evli</b>                                     | 0.002   | 0.005         | 0.34  | 0.73       |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | -0.008  | 0.006         | -1.39 | 0.17       |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.007  | 0.003         | -2.09 | 0.04       |
|                                                 |         |               |       |            |

|               |          |       |       |       |      |
|---------------|----------|-------|-------|-------|------|
| <b>Lambda</b> |          | -0.11 | 0.120 | -0.92 | 0.36 |
|               | <b>N</b> | 1296  |       |       |      |
|               | <b>C</b> | 108   |       |       |      |
|               | <b>T</b> | 12    |       |       |      |

#### 4.4.4.6 İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal X'in Gecikmesi Pseudo Panel Veri Modeli

İki faktörlü sabit etkiler mekânsal X'in gecikmesi pseudo panel modeli için denklem aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$\begin{aligned}
\ln(\overline{\text{Ücret}})_{ct} = & \alpha + \beta_1 \overline{\text{Eğitim Yılı}}_{ct} + \beta_2 \overline{\text{Deneyim}}_{ct} + \beta_3 \overline{\text{Deneyim}}_{ct}^2 \\
& + \beta_4 \overline{\text{Çalışma Saati}}_{ct} + \beta_5 \text{Cinsiyet}_{ct} + \sum_{k=6}^8 \beta_k \text{Medeni Durum}_{ct} \\
& + \beta_9 \text{Çalışma Şekli}_{ct} + \sum_{k=10}^{17} \beta_k \text{İş Kodu}_{ct} + \sum_{k=18}^{28} \beta_k \text{Yıl}_{ct} + WX\theta + \mu_c + u_{ct}
\end{aligned}$$

İki faktörlü sabit etkiler mekânsal X'in gecikmesi pseudo panel veri modeli STATA 14 programında tahmin edilememektedir. Bu nedenle bu model R programı üzerinden tahmin edilmiştir. İki faktörlü sabit etkiler mekânsal X'in gecikmesi pseudo panel veri modelinin çıktı sonuçları Tablo 4.15'te gösterilmiştir. Tablo 4.15'te göre katsayıların işaretleri önceki modellere benzer şekilde, beklenildiği gibi elde edilmiştir. Bu modelde açıklayıcı değişkenlerin mekânsal matrisle ilişkisi mevcuttur. Modelde her bir açıklayıcı değişkendeki mekânsal ilişkiyi gösteren katsayılar " $\theta$ ", 0.05 anlamlılık seviyesine göre anlamsız bulunmuştur. Sadece sanatkârlar ve ilgili işlerde çalışanların yüzdesinde 0.05 düzeyinde mekânsal ilişki bulunmaktadır. Ayrıca yine Hausman testine göre sabit etkiler modelinin sonuçlarının yorumlanması daha uygundur ( $\chi^2(23) = 191.73$ , Anlamlılık =  $2.2e-16$ ). Deneyim için fonksiyonun dönüm noktası bu regresyonda 23 yıl olarak elde edilmiştir.

SLX modeli yuvalanmış bir model değildir.  $\theta$  katsayısının ise sadece bir değişken için 0.05'te anlamlı olduğu görülmektedir. Bu modelin uygunluğu bir sonraki bölümde ayrıntılı bir şekilde tartışılacaktır.

**Tablo 4.15 İki Faktörlü Sabit Etkiler Mekânsal Durbin Hata Pseudo Panel Veri Modeli**

| Ln(Reel Ücret)                                  | Katsayı | Standard Hata | t     | Anlamlılık |
|-------------------------------------------------|---------|---------------|-------|------------|
| <b>Eğitim Yılı</b>                              | 0.12    | 0.004         | 26.84 | < 2.2e-16  |
| <b>Deneyim</b>                                  | 0.03    | 0.004         | 6.91  | 0.00       |
| <b>Deneyim^2</b>                                | -0.001  | 0.0001        | -5.45 | 0.00       |
| <b>Evli</b>                                     | 0.004   | 0.0004        | 10.30 | < 2.2e-16  |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | -0.003  | 0.001         | -2.31 | 0.02       |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.001  | 0.001         | -1.13 | 0.26       |
| <b>Yıl</b>                                      |         |               |       |            |
| <b>2005</b>                                     | 0.07    | 0.015         | 4.51  | 0.00       |
| <b>2006</b>                                     | 0.10    | 0.025         | 4.11  | 0.00       |
| <b>2007</b>                                     | 0.14    | 0.030         | 4.63  | 0.00       |
| <b>2008</b>                                     | 0.16    | 0.042         | 3.68  | 0.00       |
| <b>2009</b>                                     | 0.18    | 0.051         | 3.62  | 0.00       |
| <b>2010</b>                                     | 0.22    | 0.057         | 3.90  | 0.00       |
| <b>2011</b>                                     | 0.18    | 0.060         | 2.92  | 0.00       |
| <b>2012</b>                                     | 0.24    | 0.062         | 3.80  | 0.00       |
| <b>2013</b>                                     | 0.26    | 0.068         | 3.83  | 0.00       |
| <b>2014</b>                                     | 0.30    | 0.071         | 4.27  | 0.00       |
| <b>2015</b>                                     | 0.29    | 0.074         | 3.92  | 0.00       |
| <b>Wx</b>                                       |         |               |       |            |
| <b>Eğitim Yılı</b>                              | -0.009  | 0.026         | -0.34 | 0.74       |
| <b>Deneyim</b>                                  | -0.03   | 0.024         | -1.04 | 0.30       |
| <b>Deneyim^2</b>                                | 0.0004  | 0.001         | 0.52  | 0.60       |
| <b>Evli</b>                                     | 0.002   | 0.005         | 0.38  | 0.71       |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             | -0.009  | 0.006         | -1.50 | 0.13       |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> | -0.007  | 0.004         | -1.79 | 0.07       |
| <b>N</b>                                        | 1296    |               |       |            |
| <b>C</b>                                        | 108     |               |       |            |
| <b>T</b>                                        | 12      |               |       |            |

#### 4.5 Modellerin Karşılaştırılması

Uygulamanın konusu olarak Mincer ücret denklemlerinin mekânsal pseudo panel veri modeliyle tahmin edilmesini amaçlayan bu çalışmada öncelikle 2015 yılına ait yatay kesit mikro veriye ait veri seti ile tahmin yapılmış, sonrasında tüm yıllara ait verinin havuzlanmasıyla regresyon modelleri çalıştırılmıştır.

2004-2015 yılları arasında tekrarlı kesit veri seti olan hanehalkı bütçe anketinden 5 yıl aralıklı doğum yılı grupları ve bölgeler göre kümeler oluşturularak elde edilen pseudo panel verilere ise havuzlanmış en küçük kareler yöntemi (EKK) ve sabit etkiler grup içi tahminci yöntemleri uygulanmıştır. Son olarak sabit etkiler mekânsal pseudo panel veri modelleri tahmin edilmiştir. Bu bölümde tüm bu modellerin karşılaştırmaları yapılmış, aynı zamanda uygun modele göre yapılan tanımlama testleri ile modelde var olan sorunlar test edilmeye çalışılmıştır. Son olarak robust (berk) standart hatalara sahip uygun modele dair tahminler sunularak çalışma sonlandırılmıştır.

**Tablo 4.16**  
**Havuzlanmış Veri ve Yatay Kesit Verisinin EKK Yöntemi ile Tahmin Sonuçları**

|                            | <b>Havuzlanmış Veri</b>  | <b>Yatay Kesit Verisi-2015</b> |
|----------------------------|--------------------------|--------------------------------|
| <b>Eğitim Yılı</b>         | 0.0465***<br>(0.0002)    | 0.0448***<br>(0.0005)          |
| <b>Deneyim</b>             | 0.0291***<br>(0.0002)    | 0.0260***<br>(0.0005)          |
| <b>Deneyim<sup>2</sup></b> | -0.0005***<br>(0.000006) | -0.0003***<br>(0.00002)        |
| <b>Çalışma Saati</b>       | -0.0005***<br>(0.00004)  | 0.0008***<br>(0.0001)          |
| <b>Cinsiyet</b>            |                          |                                |
| <b>Kadın</b>               | -0.1799***<br>(0.0012)   | -0.1870***<br>(0.0035)         |
| <b>Medeni Durum</b>        |                          |                                |
| <b>Evli</b>                | 0.1215***<br>(0.0014)    | 0.1020***<br>(0.0045)          |
| <b>Boşandı</b>             | 0.0934***<br>(0.0033)    | 0.0865***<br>(0.0087)          |
| <b>Eşi Öldü</b>            | 0.0341***<br>(0.0058)    | 0.0582***<br>(0.0162)          |

|                                                          |            |            |
|----------------------------------------------------------|------------|------------|
| <b>Çalışma Şekli</b>                                     |            |            |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                                      | -0.7074*** | -0.6868*** |
|                                                          | (0.0030)   | (0.0090)   |
| <b>İş Kodu</b>                                           |            |            |
| <b>Profesyonel Meslek Mensupları</b>                     | 0.0745***  | 0.0291***  |
|                                                          | (0.0025)   | (0.0075)   |
| <b>Yardımcı Profesyonel Meslek Mensupları</b>            | -0.1691*** | -0.2601*** |
|                                                          | (0.0026)   | (0.0082)   |
| <b>Büro Ve Müşteri Hizmetlerinde Çalışan Elemanlar</b>   | -0.2915*** | -0.3571*** |
|                                                          | (0.0026)   | (0.0078)   |
| <b>Hizmet Ve Satış Elemanları</b>                        | -0.3963*** | -0.4845*** |
|                                                          | (0.0025)   | (0.0075)   |
| <b>Nitelikli Tarım, Hayvancılık, Avcılık, Ormancılık</b> | -0.5018*** | -0.5267*** |
|                                                          | (0.0052)   | (0.0147)   |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b>          | -0.3629*** | -0.4135*** |
|                                                          | (0.0026)   | (0.0079)   |
| <b>Tesis Ve Makine Operatörleri Ve Montajcıları</b>      | -0.3160*** | -0.3974*** |
|                                                          | (0.0026)   | (0.0080)   |
| <b>Nitelik Gerektirmeyen İşlerde Çalışanlar</b>          | -0.4591*** | -0.4869*** |
|                                                          | (0.0026)   | (0.0080)   |
| <b>Bölge</b>                                             |            |            |
| <b>Batı Marmara</b>                                      | -0.2514*** | -0.1905*** |
|                                                          | (0.0021)   | (0.0065)   |
| <b>Ege</b>                                               | -0.2358*** | -0.1724*** |
|                                                          | (0.0017)   | (0.0057)   |
| <b>Doğu Marmara</b>                                      | -0.1779*** | -0.1364*** |
|                                                          | (0.0018)   | (0.0060)   |
| <b>Batı Anadolu</b>                                      | -0.1667*** | -0.1226*** |
|                                                          | (0.0018)   | (0.0056)   |
| <b>Akdeniz</b>                                           | -0.2594*** | -0.1812*** |
|                                                          | (0.0018)   | (0.0059)   |
| <b>Orta Anadolu</b>                                      | -0.2300*** | -0.1703*** |
|                                                          | (0.0023)   | (0.0071)   |
| <b>Batı Karadeniz</b>                                    | -0.2304*** | -0.1868*** |
|                                                          | (0.0021)   | (0.0066)   |
| <b>Doğu Karadeniz</b>                                    | -0.2475*** | -0.2111*** |
|                                                          | (0.0026)   | (0.0083)   |
| <b>Kuzeydoğu Anadolu</b>                                 | -0.1669*** | -0.1119*** |
|                                                          | (0.0027)   | (0.0086)   |
| <b>Ortadoğu Anadolu</b>                                  | -0.1950*** | -0.1451*** |
|                                                          | (0.0027)   | (0.0075)   |
| <b>Güneydoğu Anadolu</b>                                 | -0.2750*** | -0.2083*** |
|                                                          | (0.0022)   | (0.0068)   |
| <b>Doğum Yılı</b>                                        |            |            |

|              |                  |              |            |
|--------------|------------------|--------------|------------|
|              | <b>1950-1954</b> | 0.0768***    | 0.1084***  |
|              |                  | (0.0058)     | (0.0257)   |
|              | <b>1955-1959</b> | 0.1332***    | 0.1209***  |
|              |                  | (0.0054)     | (0.0238)   |
|              | <b>1960-1964</b> | 0.1720***    | 0.1917***  |
|              |                  | (0.0053)     | (0.0231)   |
|              | <b>1965-1969</b> | 0.1706***    | 0.2219***  |
|              |                  | (0.0052)     | (0.0229)   |
|              | <b>1970-1974</b> | 0.1726***    | 0.2395***  |
|              |                  | (0.0052)     | (0.0228)   |
|              | <b>1975-1979</b> | 0.1383***    | 0.2312***  |
|              |                  | (0.0053)     | (0.0229)   |
|              | <b>1980-1984</b> | 0.1014***    | 0.2268***  |
|              |                  | (0.0053)     | (0.0229)   |
|              | <b>1985-1989</b> | 0.0107**     | 0.1924***  |
|              |                  | (0.0054)     | (0.0230)   |
| <b>Yıl</b>   |                  |              |            |
|              | <b>2005</b>      | 0.0775***    |            |
|              |                  | (0.0023)     |            |
|              | <b>2006</b>      | 0.1244***    |            |
|              |                  | (0.0023)     |            |
|              | <b>2007</b>      | 0.1813***    |            |
|              |                  | (0.0023)     |            |
|              | <b>2008</b>      | 0.2245***    |            |
|              |                  | (0.0023)     |            |
|              | <b>2009</b>      | 0.2535***    |            |
|              |                  | (0.0024)     |            |
|              | <b>2010</b>      | 0.2833***    |            |
|              |                  | (0.0023)     |            |
|              | <b>2011</b>      | 0.2645***    |            |
|              |                  | (0.0023)     |            |
|              | <b>2012</b>      | 0.3130***    |            |
|              |                  | (0.0023)     |            |
|              | <b>2013</b>      | 0.3425***    |            |
|              |                  | (0.0023)     |            |
|              | <b>2014</b>      | 0.3896***    |            |
|              |                  | (0.0023)     |            |
|              | <b>2015</b>      | 0.3973***    |            |
|              |                  | (0.0024)     |            |
| <b>Sabit</b> |                  | 5.6644***    | 5.9497***  |
|              |                  | (0.0065)     | (0.0256)   |
|              |                  |              |            |
|              | <b>R^2</b>       | 0.517        | 0.555      |
|              | <b>N</b>         | 917121       | 78348      |
|              | <b>AIC</b>       | 1075904.6198 | 77493.1773 |
|              | <b>BIC</b>       | 1076467.6115 | 77836.1272 |

Standart hatalar parantez içindedir; \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

Modellerin karşılaştırılması için kolaylık olması açısından sonuçlar Tablo 4.16 ve 4.17’de verilmiştir. 2015 yılının yatay kesit verisinin en küçük kareler ve 2004-2015 yıllarının havuzlanmış en küçük kareler yöntemi sonuçlarına göre eğitim yılı, deneyim, cinsiyet ve çalışma şekli değişkenlerinin katsayılarının büyüklükleri benzer elde edilmiştir. Deneyimin karesi, çalışma saati, iş kodu ve bölge değişkenlerinin katsayı büyüklükleri ise iki denklem arasında farklılaşmaktadır. Katsayıların standart hataları incelendiğinde ise genelde 2015 yılına ait yatay kesit verisi modelinin katsayılarının standart hatalarının daha yüksek çıktığı gözlemlenmiştir. Çoklu doğrusal bağlantı problemini kontrol etmek için varyans şişirme çarpanı (VŞÇ) kriterleri incelendiğinde iki denklem içinde ortalama rakamların 10’un altında olduğu (sırasıyla 4.43 ve 8.03) gözlemlenmiştir. Yapılan Breusch-Pagan değişen varyans testine göre ise modellerde değişen varyans sorunu olduğu belirlenmiştir (sırasıyla  $\chi^2(1) = 14008.48$ , Anlamlılık=0.00;  $\chi^2(1) = 924.23$ , Anlamlılık=0.00). Bu modellerin sadece katsayıları pseudo panel veri modelleri ile karşılaştırılacağından, robust (berk) standart hatalar ile tahminine bu çalışmada yer verilmemiştir.

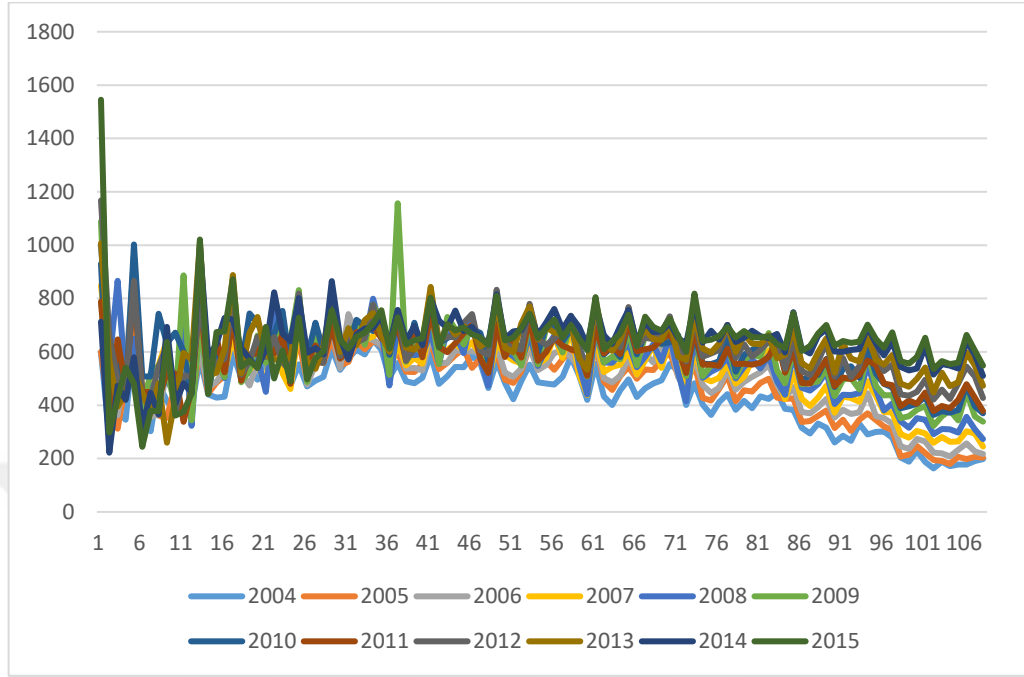
Bu aşamadan sonra veri, kümeler oluşturulup pseudo panel veri haline getirildikten sonra Mincer ücret denklemleri, önce bilinen havuzlanmış en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmiştir. Daha önce de belirtildiği gibi yatay kesit veride kategorik değişken olarak kullanılan kukla değişkenlerin pseudo panel modellere ortalamaları alınıp eklenmesi uygun olmadığından ilgili kategorilerin kümelerdeki frekans yüzdeleri modele eklenmiştir. Benzer şekilde, Ceritoğlu (2018) 2003-2016 yılları arasında hanehalkı bütçe anketini kullanarak tüketim riski paylaşımını araştırdığı çalışmasında kümelerdeki ev sahibi olanların ve üniversite mezunlarının yüzdesini değişken olarak sabit etkiler pseudo panel veri modeline dâhil edilmiştir.

Pseudo panel veri ile tahmin edilen modellerin özeti ise Tablo 4.17’de verilmiştir. Veri pseudo panel veri haline getirildikten sonra Mincer ücret denklemlerinde deneyimin ücret üzerindeki kuadratik etkinin başka bir deyişle deneyimin karesinin ücret üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlılığının devam ettiği görülmüştür. Lemieux (2006), Mincer ücret denklemlerinin gelecek yıllarda çıkabilecek sorunlardan bahsetmiş ve denklemlerde artık kişinin okuma yılının etkisinin ücret üzerinde eski çalışmalardaki gibi anlamlı sonuçların elde edilemeyebileceğini ve ekonometrik olarak araştırılan ücret denklemlerinde yaş grubu

değişkeninin ücret üzerindeki etkisinin kanıtlanması için kümeler bazında da yaş gruplarının yıllara göre takip edilerek ortalamalarının incelenmesi gerektiğini belirtmiştir. Bu amaçtan hareketle bu çalışmada doğum yıllarına göre kümeler oluşturularak ücret denklemlerinin mekânsal olarak incelenmesi amaçlanmıştır. Yaşa göre kümeler oluşturulup 12 yıla göre reel gelir ücret ortalamaları incelenmiş ve anlamlı kuadratik bir ilişki serpilme diyagramlarında gözlemlenmiştir. Bu nedenle özellikle zaman etkisi içeren verilerde kümeler doğum yılı gruplarına göre oluşturulup, bu ilişkinin varlığının kontrolü için ücretlerin bu şekilde takip edilmesi gerekmektedir. Ayrıca doğum yılı grupları zamana göre değişmemektedir. Bu nedenle tekrarlı kesit verilerinden pseudo panel veriye geçiş için en uygun kümeleme yöntemlerinden biridir. Zamana göre değişmeyen birim etkiler panel verilerin elde edilmesi için gereklidir.

Literatürde panel veri modelleri kullanılarak Mincer ücret denklemlerinin araştırıldığı çalışmalar vardır. Türkiye için Tansel ve Kan'ın (2012) yaptığı çalışmada, araştırmacılar hanehalkı gelir ve yaşam koşulları anketi kullanılarak kayıt ve kayıt dışı sektörlerde ücret farklılıklarını 2006-2009 yılları için araştırmışlardır. İki sektördeki ücret farklılıklarını cinsiyete göre incelemişlerdir. Kadınlar için tahmin edilen regresyonlarda Mincer ücret denklemlerinin havuzlanmış regresyonunda deneyim ve deneyim değişkeninin karesi anlamlı ve işaretleri sırasıyla pozitif ve negatif çıkarken, model sabit birim etkiler olarak tahmin edildiğinde deneyim değişkenindeki bu ilişki ortadan kalktığı görülmüştür. Deneyim değişkeninin katsayısı negatif bulunmuşken, karesi pozitif bulunmuştur. Ayrıca her iki değişken de anlamsız olarak elde edilmiştir. Erkekler için elde edilen tahminlerde ise literatüre uygun bir şekilde deneyimin katsayısının işareti pozitif, deneyimin karesinin katsayısının işareti ise negatif elde edilmiştir. Fakat deneyimin karesinin katsayısı güçlü bir şekilde anlamlı olarak elde edilememiştir. Bu çalışmada kullanılan zaman dönemi kısa olduğundan ( $T=4$ ) bu şekilde bir sonuç elde edilmiş olabilir. Ayrıca bu tip çalışmalarda kümeler oluşturularak ücretleri takip etmek daha etkin sonuçlar verebilir.

Bu ilişkinin daha net görülmesi açısından Şekil 4.6'da kümelerin yıllar içindeki ortalama reel ücretleri verilmiştir. Ücretlerdeki yaşa/deneyime göre kuadratik yapı da buradan açıkça görülmektedir.



**Şekil 4.6:** Kümelerin Yıllar İçindeki Ortalama Reel Ücretleri

Çalışmada havuzlanmış pseudo panel modelinin tahmininden sonra öncelikle veride mekânsal etkilerin var olup olmadığının testi LM testleri ile yapılmış ve hem hata terimlerinde hem de bağımlı değişkenin gecikmesinde mekânsal ilişkiye rastlanmıştır. Şekil 2.2'e göre LM testleri sonucunda  $LM_\lambda > LM_p$  olduğundan SEM modelinin tercih edilmesi daha uygundur. Fakat bu test sonucu havuzlanmış EKK yöntemi ile çözülen modele dayanmaktadır ve sadece iki model arasında (diğer mekânsal modelleri göz önünde bulundurmadan) tercih yapılmasına olanak sağlamaktadır. Pseudo panel veri, sonrasında iki yönlü sabit etkiler varsayımı altında tahmin edilmiştir. Modelde zaman etkilerinin ücret üzerindeki etkisi F testi ile incelenmiş ve yıllara göre ücretlerde farklılık bulunduğu için iki yönlü birim etkiler modeli olarak tahmin edilmesi uygun bulunmuştur ( $F(11,1171) = 82.16$ , Anlamlılık=0.00). Mincer ücret denklemleri sabit etkiler varsayımı altında tahmin edilmiştir. Her ihtimale karşı yapılan Hausman testi sonucunda da sabit etkiler modeli tesadüfi etkiler modeline üstün gelmiştir. Literatür bölümünde de bahsedildiği gibi bağımsız yatay kesit verilerinde, her birey yalnızca bir kez gözlemlendiğinden gözlemler arasında bir ilişki yoktur. Bu nedenle, modeller doğrudan toplanmış bireysel verilere dayanarak tahmin edilebilmekte ve verinin pseudo panel veri haline

getirilmesine gerek yoktur (Guillerm, 2017). Bu nedenle küme ortalamaları alınarak bir veri oluşturuluyorsa oluşturulan pseudo panel verilerin sabit etkiler modeline uygun olduğu varsayılmaktadır. Bu nedenle bu çalışmada tahmin edilen modellerin sabit etkiler varsayımına uygun olarak elde edilmesi beklenen bir durumdur.

Bir sonraki adımda ise iki yönlü sabit etkiler mekânsal pseudo panel veri modellerinin tahminine geçilmiştir. Sağlamlık kontrolleri için her bir mekânsal pseudo panel veri modelleri için yapılan yapılan Hausman testi sonucuna göre modelin sabit etkiler varsayımının uygun olduğu görülmüştür. Komşuluk ilişkisine ikili komşuluk matrisleri yardımıyla bakılmıştır.

Mekansal modeller arasında tercih yaparken Şekil 2.3'deki adımlar göz önünde bulundurulmuştur. Bu nedenle öncelikle yuvalanmış modeller olan SDM, SDEM ve SAC modellerinin tahmini incelemiştir. İlk olarak SDM modeline karşı SAR modelinin testi,  $\theta=0$  olup olmadığı hipoteziyle test edilmiş ve 0.05 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezi reddedilememiş, fakat 0.10 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu durumda SDM modelinin tercih edilmesi uygundur. Öte yandan SDM modeline karşı SEM modelinin testi,  $\theta = -\beta\rho$  hipotezi ile test edilmiş ve  $H_0$  hipotezi 0.05 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu durumda ise SDM modelinin seçilmesi uygundur. Ayrıca SDM modelinde  $\rho$  katsayısının anlamsız elde edilmesi ise SLX modelinin SDM modeline üstün olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak bu üçlü karşılaştırmadan SLX modeli uygun model olarak çıkmıştır. Anselin ve Bera (1998)'e göre eğer SEM ile SAR modelleri uygun olsaydı bu iki model testlerle karşılaştırılamayacağından bilgi kriterlerine göre karşılaştırma yapılacaktı. Tablo 4.17'deki bilgi kriterleri incelendiğinde ise (AIC ve BIC) SAR modelinin SEM modeline göre tercih edildiği görülmektedir. Fakat SEM modelinden elde edilen mekânsal ilişki teriminin ( $\lambda$ ) ve SAR modelindeki mekânsal ilişki teriminin ( $\rho$ ) 0.05 anlamlılık düzeyinde anlamsız elde edilmesi bu mekânsal modellerin uygun olmadığına işaret etmektedir. Fakat bu karara varmadan önce diğer yuvalanmış modeller de incelenmelidir.

İçinde SLX ve SEM modellerini barındıran ikinci yuvalanmış model olan SDEM modeli incelendiğinde ise  $\lambda$  katsayısı istatistiksel olarak sıfırdan farklı bulunmamıştır. Bu durumda SLX modeli SDEM modeline üstün gelmektedir. Ayrıca tek bir değişken için  $\theta \neq 0$

olma durumu sağlanmakta olup diğer değişkenler için bu durum sağlanamamıştır. Bu durumda SDEM modeli SEM modeline tercih edilmektedir. Sonuç olarak bu karşılaştırmadan da SLX modelinin tercih edilmesi gerektiği görülmektedir.

İçinde SEM ve SAR modellerini barındıran üçüncü yuvalanmış model olan SAC modeli için  $\rho=\lambda=0$  durumu test edildiğinde 0.10 anlamlılık seviyesine göre bu katsayılardan en aza biri sıfırdan farklıdır durumu elde edilmiştir. Fakat 0.05 seviyesine göre ise katsayıların ikisi de sıfıra eşittir. Tek tek incelendiğinde ise  $\lambda$  katsayısının anlamlı olmadığı, fakat  $\rho$  katsayısının anlamlı olduğu 0.05 anlamlılık seviyesinde görülmüştür. 0.10 anlamlılık seviyesine göre her iki katsayıya dair yapılan test, iki katsayının da modelde kalması gerektiğine işaret ettiği için bu çalışmada, ücret denklemlerine yönelik uygulanan mekânsal pseudo panel veri modelleri açısından uygun model olarak, iki yönlü sabit etkiler mekânsal otokorelasyon modeli (SAC) belirlenmiştir. SAC modeli yuvalanmış bir model, SLX modeli ise yuvalanmamış bir model olduğundan karşılaştırılması uygun değildir. SLX modelinde sadece tek bir değişkenin mekânsal ilişkili bulunması, SAC modeli ise hem bağımlı değişken hem de hata terimindeki mekânsal ilişkinin modelde kalması gerektiğini önermesi nedeniyle SLX modeline karşı SAC modeli tercih edilmiştir.

Bunun haricinde bu modellere yönelik bu aşamada tanımlama testlerinin yapılmadığına dikkat edilmelidir. Modellerde değişen varyans, otokorelasyon gibi sorunlar olabilir ve bu durumlar mekânsal etkileşim katsayılarının anlamlılıklarını etkileyebilir. Bu duruma daha sonra uygun model olan SAC modeli üzerinden bakılmıştır.

Yatay kesit verisinden elde edilen sonuçlarla pseudo panel verisinden elde edilen regresyon sonuçları Tablo 4.16 ve 4.17'e bakılarak karşılaştırıldığında katsayıların iki tablo arasında farklılaştığı görülmektedir. Veri pseudo panel veri haline getirildikten sonra deneyim değişkeninin katsayısı neredeyse aynı kalırken, karesinin katsayısında artma gözlemlenmiştir. Kesit verisi ile tahmin edilen denklemde 40 yıllık deneyimden sonra ücretlerde azalma olacağı tahmin edilirken, pseudo panel veri ile tahmin edilen denklemde 23 yıllık deneyimden sonra ücretlerde azalma olacağı belirtilmiştir. Eğitim yılının katsayısı ise pseudo panel veri modelleri tahmininde daha yüksek elde edilmiştir. Yine bu modellerde ortalama yüzdelik değerler

üzerinden eklenen kategorik değişkenlerin katsayıları ise beklendiği şekilde yatay kesit verisi regresyonlarına kıyasla daha az elde edilmiştir. Yıl kukla değişkenlerinin katsayıları ise havuzlanmış yatay kesit veri regresyon modelindeki davranışı takip etmektedir.

Tablo 4.17’de pseudo panel verilere yönelik kurulan modeller kendi içlerinde karşılaştırılmaları için özetlenmiştir. Görünürde katsayılarda çok büyük farklılıklar bulunmamasına rağmen mekânsal etkileşimin veya panel verilerde birim etkilerin var olması durumunda bu ilişkilerin ihmal edilmesi durumunda katsayılar tutarsız olabilmektedir. Bu nedenle havuzlanmış EKK ile çözülen birinci sütundaki modele ait katsayıları güvenmemek gerekir. Bu modelde mekânsal etkinin var olup olmadığı ile ilgili test yapıldığında LM testine göre mekânsal etkinin varlığı gözlemlenmişti. Hem SEM hem de SAR modelinin anlamlı çıkması sonucu LM istatistiği büyüklüğüne göre SEM modeli tercih edilmekteydi. Fakat bu model havuzlanmış EKK ile tahmin edildiğinden pseudo panel verileriyle tahmin edilen mekânsal modellere dayanarak testlerin yapılması daha uygundur. Yukarıda belirtildiği gibi uygun testler sonucunda bu çalışmada uygun model iki yönlü sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel veri modeli olarak belirlenmiştir.

Uygun model olarak seçilen iki yönlü sabit etkiler mekânsal otokorelasyon modelinin sonuçları Tablo 4.17’de beşinci sütunda verilmiştir. Mekânsal ilişkiyi hata terimlerinde ve bağımlı değişkende bulunduran mekânsal otokorelasyon modeli katsayıların tutarlı ve daha etkin elde edilmesine neden olur. Sonraki aşamada ise bu modele yönelik tanımlama testleri uygulanmıştır. STATA 14’te “xsmle” paketi kullanılarak tahmin edilen panel veriye dayalı mekânsal modellere yönelik tanımlama testleri yoktur. Bu nedenle uygun SAC modelinin hata terimleri tahmin edilmiş, hata terimlerine yönelik testler uygulanmıştır. Çoklu doğrusal bağlantının panel verilerde daha az rastlanacağından ve havuzlanmış EKK ile tahmin edilen Tablo 4.17’deki birinci sütundaki regresyonda bile önemli derece olmadığı bulunmuştur (Ortalama  $V\hat{S}\hat{C}=6.23$ ). Birimler arası korelasyonun testi Pesaran testi ile test edilmiş ve (Pesaran's test of cross sectional independence =45.48, Anlamlılık = 0.00) modelde hata -

**Tablo 4.17**  
**Pseudo Panel Veri Modellerin Karşılaştırılması**

| Ln(Reel Ücret)                           | Havuzlanmış EKK | İki Yönlü Sabit Etkiler Pseudo Panel Veri Modeli | İki Yönlü Sabit Etkiler SAR Pseudo Panel Veri Modeli | İki Yönlü Sabit Etkiler SEM Pseudo Panel Veri Modeli | İki Yönlü Sabit Etkiler SAC Pseudo Panel Veri Modeli | İki Yönlü Sabit Etkiler SDM Pseudo Panel Veri Modeli | İki Yönlü Sabit Etkiler SDEM Pseudo Panel Veri Modeli | İki Yönlü Sabit Etkiler SLX Pseudo Panel Veri Modeli | İki Yönlü Sabit Etkiler SAC Pseudo Panel Veri Modeli- Robust Standart Hatalar ile | İki Yönlü Sabit Etkiler SAC Pseudo Panel Veri Modeli- Uzaklık Matrisinin Tersine İle |
|------------------------------------------|-----------------|--------------------------------------------------|------------------------------------------------------|------------------------------------------------------|------------------------------------------------------|------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------|------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------|
| Eğitim Yılı                              | 0.0871***       | 0.1139***                                        | 0.1137***                                            | 0.1140***                                            | 0.1140***                                            | 0.1152***                                            | 0.1153***                                             | 0.1153***                                            | 0.1155***                                                                         | 0.1134***                                                                            |
|                                          | (0.0027)        | (0.0043)                                         | (0.0041)                                             | (0.0041)                                             | (0.0041)                                             | (0.0041)                                             | (0.0040)                                              | (0.0043)                                             | (0.0087)                                                                          | (0.0041)                                                                             |
| Deneyim                                  | 0.0240***       | 0.0279***                                        | 0.0280***                                            | 0.0280***                                            | 0.0286***                                            | 0.0295***                                            | 0.0298***                                             | 0.0295***                                            | 0.0302***                                                                         | 0.0279***                                                                            |
|                                          | (0.0045)        | (0.0042)                                         | (0.0040)                                             | (0.0040)                                             | (0.0040)                                             | (0.0041)                                             | (0.0040)                                              | (0.0043)                                             | (0.0092)                                                                          | (0.0040)                                                                             |
| Deneyim^2                                | -0.0003**       | -0.0006***                                       | -0.0006***                                           | -0.0006***                                           | -0.0006***                                           | -0.0007***                                           | -0.0007***                                            | -0.0007***                                           | -0.0007**                                                                         | -0.0006***                                                                           |
|                                          | (0.0001)        | (0.0001)                                         | (0.0001)                                             | (0.0001)                                             | (0.0001)                                             | (0.0001)                                             | (0.0001)                                              | (0.0001)                                             | (0.0003)                                                                          | (0.0001)                                                                             |
| Evli                                     | 0.0056***       | 0.0040***                                        | 0.0040***                                            | 0.0040***                                            | 0.0039***                                            | 0.0039***                                            | 0.0039***                                             | 0.0039***                                            | 0.0040***                                                                         | 0.0040***                                                                            |
|                                          | (0.0003)        | (0.0004)                                         | (0.0004)                                             | (0.0004)                                             | (0.0004)                                             | (0.0004)                                             | (0.0003)                                              | (0.0004)                                             | (0.0006)                                                                          | (0.0004)                                                                             |
| Yarı Zamanlı                             | -0.0028**       | -0.0029**                                        | -0.0028***                                           | -0.0028***                                           | -0.0026**                                            | -0.0026**                                            | -0.0026**                                             | -0.0026**                                            |                                                                                   | -0.0028***                                                                           |
|                                          | (0.0014)        | (0.0011)                                         | (0.0011)                                             | (0.0011)                                             | (0.0011)                                             | (0.0011)                                             | (0.0010)                                              | (0.0011)                                             |                                                                                   | (0.0011)                                                                             |
| Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar | -0.0058***      | -0.0011                                          | -0.0011                                              | -0.0011                                              | -0.0009                                              | -0.0008                                              | -0.0008                                               | -0.0008                                              |                                                                                   | -0.0011                                                                              |
|                                          | (0.0008)        | (0.0007)                                         | (0.0007)                                             | (0.0007)                                             | (0.0007)                                             | (0.0007)                                             | (0.0007)                                              | (0.0007)                                             |                                                                                   | (0.0007)                                                                             |
| 2005                                     | 0.0615***       | 0.0676***                                        | 0.0793***                                            | 0.0675***                                            | 0.0885***                                            | 0.0735***                                            | 0.06748***                                            | 0.0695***                                            | 0.0897***                                                                         | 0.0951***                                                                            |
|                                          | (0.0169)        | (0.0107)                                         | (0.0131)                                             | (0.0105)                                             | (0.0161)                                             | (0.0161)                                             | (0.0138)                                              | (0.0154)                                             | (0.0152)                                                                          | (0.0207)                                                                             |

|                 |           |           |           |           |           |           |            |           |           |           |
|-----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|
| <b>2006</b>     | 0.1050*** | 0.1176*** | 0.1371*** | 0.1175*** | 0.1534*** | 0.1081*** | 0.0983***  | 0.1017*** | 0.1566*** | 0.1648*** |
|                 | (0.0171)  | (0.0110)  | (0.0173)  | (0.0107)  | (0.0213)  | (0.0259)  | (0.0229)   | (0.0248)  | (0.0225)  | (0.0331)  |
| <b>2007</b>     | 0.1425*** | 0.1589*** | 0.1863*** | 0.1588*** | 0.2091*** | 0.1496*** | 0.1368***  | 0.1404*** | 0.2140*** | 0.2237*** |
|                 | (0.0173)  | (0.0112)  | (0.0220)  | (0.0109)  | (0.0270)  | (0.0327)  | (0.0283)   | (0.0303)  | (0.0268)  | (0.0444)  |
| <b>2008</b>     | 0.1628*** | 0.1844*** | 0.2171*** | 0.1845*** | 0.2463*** | 0.1654*** | 0.15032*** | 0.1553*** | 0.2527*** | 0.2616*** |
|                 | (0.0176)  | (0.0117)  | (0.0256)  | (0.0114)  | (0.0320)  | (0.0435)  | (0.0397)   | (0.0422)  | (0.0321)  | (0.0529)  |
| <b>2009</b>     | 0.1926*** | 0.2190*** | 0.2582*** | 0.2191*** | 0.2930*** | 0.1960*** | 0.17823*** | 0.1841*** | 0.3009*** | 0.3141*** |
|                 | (0.0179)  | (0.0121)  | (0.0299)  | (0.0117)  | (0.0373)  | (0.0523)  | (0.0479)   | (0.0509)  | (0.0389)  | (0.0646)  |
| <b>2010</b>     | 0.2292*** | 0.2575*** | 0.3026*** | 0.2576*** | 0.3422*** | 0.2358*** | 0.21505*** | 0.2213*** | 0.3506*** | 0.3656*** |
|                 | (0.0181)  | (0.0124)  | (0.0339)  | (0.0120)  | (0.0421)  | (0.0592)  | (0.0535)   | (0.0568)  | (0.0392)  | (0.0733)  |
| <b>2011</b>     | 0.1844*** | 0.2160*** | 0.2553*** | 0.2160*** | 0.2896*** | 0.1867*** | 0.16859*** | 0.1754*** | 0.2970*** | 0.3105*** |
|                 | (0.0183)  | (0.0127)  | (0.0302)  | (0.0123)  | (0.0373)  | (0.0601)  | (0.0566)   | (0.0600)  | (0.0362)  | (0.0646)  |
| <b>2012</b>     | 0.2359*** | 0.2706*** | 0.3178*** | 0.2707*** | 0.3597*** | 0.2501*** | 0.2278***  | 0.2355*** | 0.3685*** | 0.3854*** |
|                 | (0.0185)  | (0.0130)  | (0.0355)  | (0.0126)  | (0.0443)  | (0.0638)  | (0.0584)   | (0.0619)  | (0.0417)  | (0.0779)  |
| <b>2013</b>     | 0.2590*** | 0.2979*** | 0.3467*** | 0.2979*** | 0.3889*** | 0.2773*** | 0.25276*** | 0.2607*** | 0.3963*** | 0.4152*** |
|                 | (0.0186)  | (0.0133)  | (0.0367)  | (0.0129)  | (0.0452)  | (0.0705)  | (0.0643)   | (0.0682)  | (0.0453)  | (0.0795)  |
| <b>2014</b>     | 0.3078*** | 0.3526*** | 0.4060*** | 0.3527*** | 0.4530*** | 0.3214*** | 0.29359*** | 0.3016*** | 0.4626*** | 0.4810*** |
|                 | (0.0187)  | (0.0137)  | (0.0398)  | (0.0132)  | (0.0495)  | (0.0750)  | (0.0667)   | (0.0706)  | (0.0490)  | (0.0871)  |
| <b>2015</b>     | 0.2987*** | 0.3508*** | 0.4028*** | 0.3511*** | 0.4497*** | 0.3104*** | 0.28253*** | 0.2916*** | 0.4604*** | 0.4767*** |
|                 | (0.0190)  | (0.0142)  | (0.0390)  | (0.0137)  | (0.0488)  | (0.0774)  | (0.0703)   | (0.0743)  | (0.0457)  | (0.0854)  |
| <b>Sabit</b>    | 4.8509*** | 4.6783*** |           |           |           |           |            |           |           |           |
|                 | (0.0372)  | (0.0374)  |           |           |           |           |            |           |           |           |
| <b>Rho</b>      |           |           | -0.1291   |           | -0.2419** | -0.068    |            |           | -0.2685** | -0.0344   |
|                 |           |           | (0.0910)  |           | (0.1143)  | (0.1158)  |            |           | (0.1098)  | (0.0230)  |
| <b>Lambda</b>   |           |           |           | 0.0258    | 0.206     |           | -0.1059    |           | 0.2526**  | -0.0051   |
|                 |           |           |           | (0.1090)  | (0.1293)  |           | (0.1200)   |           | (0.1103)  | (0.0249)  |
| <b>sigma2_e</b> |           |           | 0.0055*** | 0.0055*** | 0.0059*** | 0.0054*** |            |           | 0.0060*** | 0.0059*** |
|                 |           |           | (0.0002)  | (0.0002)  | (0.0002)  | (0.0002)  |            |           | (0.0010)  | (0.0002)  |

|                                                 |          |          |          |          |          |           |           |          |          |          |
|-------------------------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|-----------|----------|----------|----------|
| <b>Wx</b>                                       |          |          |          |          |          |           |           |          |          |          |
| <b>Eğitim Yılı</b>                              |          |          |          |          |          | -0.0019   | -0.0089   | -0.0088  |          |          |
|                                                 |          |          |          |          |          | (0.0275)  | (0.0246)  | (0.0261) |          |          |
| <b>Deneyim</b>                                  |          |          |          |          |          | -0.026    | -0.0300   | -0.0255  |          |          |
|                                                 |          |          |          |          |          | (0.0232)  | (0.0222)  | (0.0245) |          |          |
| <b>Deneyim^2</b>                                |          |          |          |          |          | 0.0004    | 0.0005    | 0.0004   |          |          |
|                                                 |          |          |          |          |          | (0.0007)  | (0.0006)  | (0.0008) |          |          |
| <b>Evli</b>                                     |          |          |          |          |          | 0.002     | 0.0016    | 0.0018   |          |          |
|                                                 |          |          |          |          |          | (0.0047)  | (0.0046)  | (0.0049) |          |          |
| <b>Yarı Zamanlı</b>                             |          |          |          |          |          | -0.0089   | -0.0078   | -0.0090  |          |          |
|                                                 |          |          |          |          |          | (0.0057)  | (0.0056)  | (0.0060) |          |          |
| <b>Sanatkârlar Ve İlgili İşlerde Çalışanlar</b> |          |          |          |          |          | -0.0071** | -0.0072** | -0.0066* |          |          |
|                                                 |          |          |          |          |          | (0.0036)  | (0.0034)  | (0.0037) |          |          |
| <b>R^2</b>                                      | 0.81     | 0.84     | 0.68     | 0.68     | 0.69     | 0.68      |           |          | 0.68     | 0.68     |
| <b>N</b>                                        | 1296     | 1296     | 1296     | 1296     | 1296     | 1296      | 1296      | 1296     | 1296     | 1296     |
| <b>LL</b>                                       | 876.6    | 1535.64  | 1536.65  | 1535.66  | 1537.81  | 1542.66   | 1542.66   | 1542.66  | 1533.79  | 1537.48  |
| <b>AIC</b>                                      | -1717.21 | -3035.27 | -3035.29 | -3033.33 | -3035.61 | -3035.33  |           |          | -3031.58 | -3034.97 |
| <b>BIC</b>                                      | -1624.2  | -2942.27 | -2937.12 | -2935.16 | -2932.27 | -2906.15  |           |          | -2938.57 | -2931.63 |

Standart hatalar parantez içindedir; \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

terimlerinde birimler arası korelasyonun var olduğu gözlemlenmiştir. Otokorelasyonun varlığı içinse sabit etkiler modellerinde uygun olan modifiye edilmiş Bhargava et al. Durbin Watson testi hesaplanmış ve test istatistiği 1.38 bulunmuştur. Bu değer “2”nin altında olduğundan pozitif otokorelasyonun varlığı kabul edilmiştir. Bu nedenle iki yönlü sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel veri modelinde etkin katsayıların elde edilmesi için Driscoll Kraay tahmincisi kullanılmıştır. Böylece model iyileştirilmiş ve çıktılarına dokuzuncu sütunda yer verilmiştir.

Elhorst (2014) sonuçların duyarlılığının testi için literatürde farklı mekânsal matrislerle tahminlerin yapılması gerektiğine dair önerilerde bulunulmuştur. Bu nedenle ArcGIS programından elde edilen uzaklık matrisinin tersi STATA 14 programına aktarılarak iki yönlü sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel veri modeli tekrardan tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları son sütunda yer almaktadır. Buradaki katsayılar komşuluk matrisi ile kurulan modeldeki sonuçlardan farklılık göstermediğinden ve AIC kriterine göre beşinci sütundaki modelden daha iyi bir performans sergilemediğinden dolayı komşuluk matrisine dayalı matrisin kullanıldığı iki yönlü sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel veri modelinin kullanılması daha uygun bulunmuştur.

#### **4.6 Uygulamanın Yorumlanması**

Uygun model olarak elde edilen robust (berk) iki yönlü sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel veri modelinin doğrudan ve dolaylı etkiler katsayılarıyla birlikte modelinin tahmin sonuçları Tablo 4.18’de verilmiştir.

Tablo 4.18’de Mincer ücret denklemlerinin tahmininde literatürde kabul görmüş olan yarı logaritmik form kullanıldığından katsayı yorumlarken  $\exp(\beta)-1$ \*100 işlemiyle yorumlama yapılması gerekmektedir. Buna göre kümelerdeki ortalama deneyimdeki bir yıllık artışın kümelerde ortalama ücretlerde yaklaşık % 3’lük bir artış yaratması beklenirken, kümedeki ortalama eğitim yılındaki bir yıllık artışın kümedeki ortalama ücretlerde yaklaşık % 12.25’lik bir artış yaratması beklenmektedir. İlgili kümede evli kişilerin % 1 artması ilgili kümenin ortalama ücretinde % 0.40’lık bir artışa neden olmaktadır. 2004 yılına kıyasla ise yıllara göre kümelerin ortalama reel ücretlerinde artış söz konusudur. Tüm bu katsayılar 0.10

anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Yapılan bu yorumlar mekânsal etkiyi içermediği için güvenilirlik açısından yoruma açıktır. Bu nedenle doğrudan ve dolaylı etkilerin de incelenmesi gerekmektedir.

Bağımlı değişkendeki mekânsal etkileri gösteren ( $\rho$ ) ve hata terimlerindeki mekânsal etkiyi gösteren ( $\lambda$ ) katsayıları ise yine 0.05 anlamlılık düzeyine göre anlamlı bulunmuştur. Bu katsayıların işaretleri incelendiğinde mekânsal gecikmeye ait katsayının ( $\rho$ ) işaretinin negatif bulunduğu görülmektedir. Buna göre ücretlerin yakın ve uzak olduğu bölgelerin bir arada kümелendiği belirtilebilir. Fakat hata terimlerindeki mekânsal etkiyi gösteren ( $\lambda$ ) katsayısının anlamlı ve pozitif olması ücretteki şokların mekânsal yayılmaların komşu bölgelerdekine benzer olduğunu göstermektedir (Kopczewska, Kudła ve Walczyk, 2017).

Mekânsal regresyon çıktısında katsayıları dair elde edilen çıktıların modelde yayılma etkisi olduğundan dolayı doğrudan yorumlamanın yanlış olabileceği belirtilmişti. Bu nedenle doğrudan ve dolaylı etkilerin yorumlanmasının daha doğru olacaktır. Eğer belirli bir bölgenin bir açıklayıcı değişkeninde değişme olursa sadece bu bölgenin ücretinde değişme olmakla kalmaz, diğer bölgelerin ücretinde de değişmeler olabilir. Burada sadece ücretteki ilgili birimde olan değişme doğrudan etki, diğer bölgelerdeki değişme etkisi ise dolaylı etki olarak adlandırılmaktaydı. Bunların haricinde geri besleme (feedback) etkisi (doğrudan etkiler-katsayı) ise bu bölgelerden gelen değişme etkisinin tekrar ilgili bölgeye yansımaları göstermektedir. Doğrudan etki ve dolaylı etkilerin toplamı ise toplam etkiyi vermektedir.

**Tablo 4.18**  
**Robust (Berk) Standart Hatalı İki Yönlü Sabit Etkiler Mekânsal**  
**Otokorelasyon Pseduo Panel Veri Modeli**

| Ln(Reel Ücret) | Katsayı | Robust Standart Hata | t     | Anlamlılık |
|----------------|---------|----------------------|-------|------------|
| Eğitim Yılı    | 0.12    | 0.009                | 13.25 | 0.00       |
| Deneyim        | 0.03    | 0.009                | 3.29  | 0.00       |
| Deneyim^2      | -0.001  | 0.000                | -2.33 | 0.02       |
| Evli           | 0.004   | 0.001                | 7.00  | 0.00       |
| Yıl            |         |                      |       |            |
| 2005           | 0.09    | 0.015                | 5.90  | 0.00       |
| 2006           | 0.16    | 0.023                | 6.95  | 0.00       |

|               |         |               |       |            |
|---------------|---------|---------------|-------|------------|
| 2007          | 0.21    | 0.027         | 7.97  | 0.00       |
| 2008          | 0.25    | 0.032         | 7.86  | 0.00       |
| 2009          | 0.30    | 0.039         | 7.74  | 0.00       |
| 2010          | 0.35    | 0.039         | 8.94  | 0.00       |
| 2011          | 0.30    | 0.036         | 8.20  | 0.00       |
| 2012          | 0.37    | 0.042         | 8.83  | 0.00       |
| 2013          | 0.40    | 0.045         | 8.74  | 0.00       |
| 2014          | 0.46    | 0.049         | 9.45  | 0.00       |
| 2015          | 0.46    | 0.046         | 10.08 | 0.00       |
| Rho           | -0.27   | 0.11          | -2.44 | 0.02       |
| Lambda        | 0.25    | 0.11          | 2.29  | 0.02       |
| sigma2_e      | 0.01    | 0.00          | 6.09  | 0.00       |
| R^2           | 0.68    |               |       |            |
| N             | 1296    |               |       |            |
| C             | 108     |               |       |            |
| T             | 12      |               |       |            |
| Doğrudan Etki | Katsayı | Standart Hata | t     | Anlamlılık |
| Eğitim Yılı   | 0.12    | 0.009         | 12.93 | 0.00       |
| Deneyim       | 0.03    | 0.009         | 3.24  | 0.00       |
| Deneyim^2     | -0.001  | 0.0003        | -2.28 | 0.02       |
| Evli          | 0.004   | 0.001         | 7.27  | 0.00       |
| Yıl           |         |               |       |            |
| 2005          | 0.09    | 0.015         | 6.03  | 0.00       |
| 2006          | 0.16    | 0.022         | 7.06  | 0.00       |
| 2007          | 0.22    | 0.027         | 7.96  | 0.00       |
| 2008          | 0.25    | 0.032         | 7.99  | 0.00       |
| 2009          | 0.30    | 0.039         | 7.86  | 0.00       |
| 2010          | 0.35    | 0.039         | 9.11  | 0.00       |
| 2011          | 0.30    | 0.035         | 8.41  | 0.00       |
| 2012          | 0.37    | 0.042         | 8.93  | 0.00       |
| 2013          | 0.40    | 0.045         | 8.75  | 0.00       |
| 2014          | 0.46    | 0.049         | 9.47  | 0.00       |
| 2015          | 0.46    | 0.045         | 10.23 | 0.00       |
| Dolaylı Etki  |         |               |       |            |
| Eğitim Yılı   | -0.02   | 0.008         | -2.97 | 0.00       |
| Deneyim       | -0.01   | 0.003         | -2.07 | 0.04       |
| Deneyim^2     | 0.0001  | 0.000         | 1.71  | 0.09       |
| Evli          | -0.001  | 0.000         | -2.80 | 0.01       |
| Yıl           |         |               |       |            |
| 2005          | -0.02   | 0.009         | -2.25 | 0.02       |
| 2006          | -0.03   | 0.015         | -2.33 | 0.02       |
| 2007          | -0.05   | 0.020         | -2.37 | 0.02       |
| 2008          | -0.06   | 0.023         | -2.38 | 0.02       |
| 2009          | -0.07   | 0.028         | -2.35 | 0.02       |
| 2010          | -0.08   | 0.032         | -2.43 | 0.02       |
| 2011          | -0.07   | 0.027         | -2.38 | 0.02       |
| 2012          | -0.08   | 0.034         | -2.41 | 0.02       |
| 2013          | -0.09   | 0.036         | -2.41 | 0.02       |

|                    |        |        |       |      |
|--------------------|--------|--------|-------|------|
| 2014               | -0.10  | 0.041  | -2.46 | 0.01 |
| 2015               | -0.10  | 0.040  | -2.51 | 0.01 |
|                    |        |        |       |      |
| <b>Toplam Etki</b> |        |        |       |      |
| <b>Eğitim Yılı</b> | 0.09   | 0.011  | 8.61  | 0.00 |
| <b>Deneyim</b>     | 0.02   | 0.007  | 3.26  | 0.00 |
| <b>Deneyim^2</b>   | -0.001 | 0.0002 | -2.28 | 0.02 |
| <b>Evli</b>        | 0.003  | 0.001  | 6.27  | 0.00 |
| <b>Yıl</b>         |        |        |       |      |
| 2005               | 0.07   | 0.008  | 8.52  | 0.00 |
| 2006               | 0.12   | 0.011  | 10.89 | 0.00 |
| 2007               | 0.17   | 0.011  | 14.74 | 0.00 |
| 2008               | 0.20   | 0.013  | 15.01 | 0.00 |
| 2009               | 0.24   | 0.013  | 17.66 | 0.00 |
| 2010               | 0.28   | 0.012  | 23.12 | 0.00 |
| 2011               | 0.23   | 0.011  | 20.93 | 0.00 |
| 2012               | 0.29   | 0.012  | 24.03 | 0.00 |
| 2013               | 0.31   | 0.014  | 22.40 | 0.00 |
| 2014               | 0.36   | 0.016  | 23.00 | 0.00 |
| 2015               | 0.36   | 0.017  | 21.83 | 0.00 |

Doğrudan (direkt) ve dolaylı etkiler Tablo 4.18’de özetlenmiştir. Yorumlama açısından kolaylık olması içinse  $\exp(\beta) - 1$  \* 100 formülüne göre hesaplanan katsayılar ise Tablo 4.19’da gösterilmiştir. Bu tabloda doğrudan ve dolaylı etkilerin toplamı toplam etkiyi belirtmekte, geri besleme etkisi ise doğrudan etkilerden modelde tahmin edilen katsayıların çıkartılmasından elde edilmektedir. Doğrudan ve dolaylı etkilerin sonuçlarına göre bir bölgede ilgili kümede deneyim değişkeninin ortalamasının bir yıl artması durumunda ilgili kümede ortalama ücrete olan doğrudan etki % 3.02’lik artış şeklinde iken, bu artışın diğer bölgelerde bulunan kümelerle ortalama etkisi ise % 0.64’lük azalış şeklindedir. Yani ilgili kümedeki ortalama deneyimdeki artış kendi ortalama ücretini pozitif etkilerken diğer bölgelerde bulunan kümelerin ortalama ücretlerini negatif etkilemektedir. Bu iki etki de 0.05 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Daha sonra bu azalışın etkisiyle ücretlere % 0.04’lük bir azalış oranı ilgili kümeye geri besleme etkisiyle yansımaktadır.

**Tablo 4.19**  
**Katsayı Yorumlarının Özeti (%)**

|             | Katsayı | Doğrudan Etki | Dolaylı Etki | Toplam Etki | Geri Besleme |
|-------------|---------|---------------|--------------|-------------|--------------|
| Eğitim Yılı | 12.25   | 12.31         | -2.42        | 9.60        | 0.06         |
| Deneyim     | 3.07    | 3.02          | -0.64        | 2.37        | -0.04        |
| Evli        | 0.40    | 0.40          | -0.08        | 0.32        | 0.00         |

Eğitim yılı bakımından doğrudan ve dolaylı etkiler incelendiğinde bir bölgede ilgili kümede eğitim ortalamasının bir yıl artması durumunda ilgili kümede ortalama ücrete olan doğrudan etki % 12.31 artış şeklinde iken, bu artışın diğer bölgelerde bulunan kümelerle ortalama etkisi ise % 2.42 azalış şeklindedir. Yani ilgili kümenin ortalama eğitim yılındaki artış kendi ortalama ücretini pozitif etkilerken diğer bölgelerde bulunan kümelerin ortalama ücretlerini negatif etkilemektedir. Bu iki etki de istatistiksel olarak 0.05 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Doğrudan etki ile katsayı tahmininin arasında % 0.06 bulunduğu için eğitim değişkeninde geri besleme etkisinin olduğu söylenebilir. Diğer bölgelerden gelen ücretlerdeki azalma etkisi ilgili kümeye ücretlerde artma etkisi olarak geri dönmektedir.

Evli çalışan sayısı kişi sayısının yüzdesini gösteren “evli” değişkeni için doğrudan ve dolaylı etkileri incelendiğinde bir bölgede ilgili kümede çalışan sayısının % 1 artması durumunda ilgili kümede ortalama ücrete olan doğrudan etki % 0.40 artış şeklinde iken, bu artışın diğer bölgelerde bulunan kümelerle ortalama etkisi ise % 0.08 azalış şeklindedir. Yani ilgili kümedeki evli çalışan sayısındaki artış kendi ortalama ücretini pozitif etkilerken diğer bölgelerde bulunan kümelerin ortalama ücretlerini negatif etkilemektedir. Bu iki etki de istatistiksel olarak 0.05 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu değişkende ise geri besleme etkisi yoktur.

Havuzlanmış EKK tahmini ile havuzlanmış veriden elde edilen tahminlerde eğitimin ücret üzerindeki etkisi % 4.5 civarında tahmin edilmiştir. Fakat iki yönlü sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel veri modellerinde doğrudan etki %12.31 olarak elde edilmiştir. Bu yüzden EKK ile tahmin edilen modelin aşağı yönlü sapmalı olduğu bulunmuştur. Benzer

şekilde Warunsiri ve McNown (2010), Mincer denklemlerini kullanarak Tayland için eğitimin ücret üzerindeki getirisini incelemişlerdir. EKK tahmininde eğitim katsayısını 0.11, iki yıllık küme ortalamasına dayanan sözde panel yaklaşımında ise eğitim katsayısını 0.18 olarak bulmuşlardır. Öte yandan, bu tez çalışmasında deneyim değişkeninin katsayısı EKK modelinden elde edilen katsayıya yakinken, deneyim değişkeninin karesinin katsayısı pseudo panel veri modellerinde biraz daha büyük tahmin edilmiştir. Yine Warunsiri ve McNown (2010) sonuçlarına göre, deneyim veya yaş katsayısı da EKK tahmininde aşağı yönlü sapmalı olarak bulunmuştur. Bu nedenle Pseudo panel veri modellerine mekânsal modellerin dahil edilmesiyle katsayı tahminlerini daha güvenilir hale gelmektedir.

Mincer ücret denklemleri genelde kesit verilerine uygulanmakta ve Türkiye’de işgücü anketlerinin panel verisi olmadığından Türkiye için panel veri düzeyindeki tahmininde zorlanılmaktadır. Tek bir yıla dayanan tahminlerde değişkenlerdeki zamana göre değişkenlikleri içermediğinden sapmalı tahminler elde edilebilmektedir. Panel veriler ise ölçülemeyen karakteristik özelliklerin de ölçülmesine olanak sağlamaktadır. Bu nedenle tekrarlı kesit verilerinden elde edilen ve panel veri olmadığı zamanlarda yapay bir panel veri elde edilmesini sağlayan pseudo panel verilere mekânsal etkilerin dâhil edildiği bu model iktisadi olarak sapmasız ve etkin sonuçların elde edilmesine olanak sağlamıştır. Bu model havuzlanmış model olarak EKK yöntemiyle çözüldüğünde modelin katsayıları sabit birim etkiler ve mekânsal etkiler dâhil edilmediği için sapmalı elde edilmiştir. Mekânsal etkilerin varlığında en küçük kareler yöntemi yerine en yüksek olabilirlik (ML) yönteminin kullanılması daha doğru olacaktır. Zira mekânsal gecikme ve mekânsal hata modelleriyle çalışmaları olan Ord (1975) en küçük kareler (EKK) ve en yüksek olabilirlik yöntemi (ML) kıyaslaması yapmış ve gözlem sayısı yeterli olduğu takdirde en yüksek olabilirlik yönteminin (ML) etkin ve sapmasız tahminler verdiğini belirtmiştir. Bu nedenle Türkiye’de Mincer ücret denklemleri incelenirken bu yöntemin kullanılması daha sağlıklı sonuçların elde edilmesine olanak sağlayacaktır.



## SONUÇ

Panel verilerin olmadığı durumlarda tekrarlı kesit verilerinden kümeler oluşturularak elde edilen pseudo panel veriler Deaton (1985) tarafından önerildiğinden beri literatürde çeşitli çalışmalarda kullanılmaktadır. Kesit verilerin havuzlanması sonucu elde edilen veriler zaman etkilerini yansıtabileceğinden havuzlanmış tekrarlı kesit verilerinde zaman boyutu fazla olduğunda serbestlik derecesi kaybı olabilmektedir. Bu nedenle zaman etkileri ve belirli bir kategorik değişkene göre oluşabilecek birim etkileri, veri pseudo panel haline getirilerek yansıtılabilir. Pseudo panel veriler özellikle panel verilerde karşılaşılan panel aşınması problemi olmadığından tercih sebebidir. Öte yandan, pseudo panel verilerle çözülen modellerde tahmin edilen katsayı veya istatistiklerin ölçme hatası barındırdığı eleştirisi yapılsa da kümelerde bulunan ortalama kişi sayısı yeterince fazla olduğu zaman bu ölçme hatasının elimine edileceği belirtilmiştir.

Literatürdeki çalışmalarda mekânsal etkiler pseudo panel verilere en fazla kukla değişken eklenerek veya kümeler oluşturularak göz önünde bulundurulmuştur. Doğrudan mekânsal ekonometrik yöntemlerin kullanıldığı çalışmalar bilindiği kadarı ile bulunmamaktadır. Pseudo panel veri modelleriyle elde edilen modeller sabit küme etkileri içereceğinden sabit etkiler pseudo panel modellerinin kullanılması uygundur. Mekânsal etkilerin anlamlı bulunduğu takdirde ise sadece sabit etkiler pseudo panel modellerinin tahmin edilmesi yanlış sonuçların elde edilmesine neden olacaktır. Bu yüzden modeller sadece pseudo panel veri modelleriyle tahmin edilmemeli, mekânsal pseudo panel verilerin de dâhil edilmesiyle modeller genişletilmelidir.

Bu çalışmada ücret denklemleri, Türkiye'nin 2004-2015 yılları için yatay kesit mikro veri seti olan hanehalkı işgücü anketleri (HİA) kullanılarak analiz edilmiştir. Genelde literatürde yatay kesit verileriyle incelenen Mincer ücret denklemleri bu çalışmada sürekli değişkenlerin ortalamasının alınıp 12 bölge ve çalışanların doğum yılı gruplarına bağlı olarak her yıl için 108 küme oluşturularak pseudo panel veriler ile incelenmiştir. Sürekli olmayan değişkenlerin ise kümelerde bulunan frekanslarının ortalama yüzdeleri değişken olarak modellere eklenmiştir.

Çalışmanın sonuçları öncelikle tanımlayıcı istatistikler bakımından incelenmiştir. Ücretlerinin ortalamasının 2004 yılından 2015 yılına kadar reel olarak arttığı gözlemlenmiştir. İstihdama dâhil olan bireylerin deneyim değişkeninin ortalamasının genel olarak azalma eğiliminde olduğu görülmektedir. Eğitim yılı ise ortalama olarak genelde 8-9 seviyelerinde yani lise düzeyinde seyretmektedir. Yıllara göre ortalama reel ücretlerde 12 yılın ortalamasına bakıldığında sırasıyla İstanbul ve Batı Anadolu bölgesinde ortalama ücretlerin yüksek olduğu belirlenmiştir. Ortalama ücretlerin en düşük olduğu bölge ise Güneydoğu Anadolu bölgesidir. Deneyim bakımından incelendiğinde ise 12 yılda ortalama olarak en fazla deneyim ortalamasının Kuzeydoğu Anadolu bölgesinde, en düşük deneyim ortalamasının ise İstanbul bölgesinde olduğu görülmektedir. Eğitim seviyesi değişkenine bakıldığında 12 yılda ortalama eğitim seviyesi olarak en yüksek seviyenin Batı Anadolu bölgesinde, en düşük seviyenin ise Güneydoğu Anadolu bölgesinde olduğu gözlemlenmiştir.

Doğum yılı grupları bakımından ortalama reel ücretler incelendiğinde ters U ilişkisi gözlemlenmiştir. Daha açık bir şekilde, yaş arttıkça ortalama ücretler artmakta, fakat belirli bir yaş ortalamasından sonra ortalama ücretler azalmaya başlamaktadır.

Kategorik değişkenlere dair ortalama yüzdeler incelendiğinde; kadın çalışan oranının en fazla Ege bölgesinde, en az Güneydoğu Anadolu bölgesinde olduğu; hiç evlenmemiş çalışanların en fazla İstanbul bölgesinde, en az Güneydoğu Anadolu bölgesinde olduğu; boşanmış çalışanların en fazla Ege bölgesinde, en az Güneydoğu ve Kuzeydoğu Anadolu bölgelerinde olduğu; eşi ölmüş çalışanların en fazla Batı Marmara ve Ege bölgelerinde, en az Ortadoğu Anadolu bölgesinde olduğu; tam zamanlı çalışanların en fazla Güneydoğu Anadolu ve Doğu Karadeniz bölgelerinde, en az Batı Anadolu bölgesinde olduğu görülmüştür. İş kodu bakımından ise kanun yapıcılar, üst düzey yöneticiler, müdürler ve yardımcı profesyonel meslek gruplarının ortalama olarak en fazla Doğu Karadeniz bölgesinde; profesyonel meslek mensupları ve büro, hizmet işlerinde çalışan elemanların en fazla Batı Anadolu bölgesinde; hizmet ve satış elemanları Ortadoğu Anadolu bölgesinde; sanatkârlar ve ilgili işlerde çalışanlar ve tesis, makine operatörleri, montajcılarının en fazla Doğu Marmara bölgesinde; nitelik gerektirmeyen işlerde çalışanların en fazla Güneydoğu Anadolu bölgesinde olduğu bulgulanmıştır.

Kurulan regresyon modellerinde ilk önce kesit ve havuzlanmış yatay kesit veri modelleri incelenmiştir. Bu modellerde Mincer ücret denklemlerinde literatürde kabul görmüş olan yarı logaritmik denklem formu kullanılmış olup; reel ücretin logaritmik hali bağımlı değişken olarak, deneyim, eğitim yılı, cinsiyet, medeni durum, çalışma şekli, çalışma saati ve iş kodu değişkenleri açıklayıcı değişkenler olarak kullanılmıştır. Bir yıla ait kesit ve havuzlanmış yatay kesit verilerine dair yapılan regresyonlarda bu değişkenlerin ücret üzerindeki etkisi anlamlı bulunmuştur. Kümeler oluşturulduktan sonra havuzlanmış pseudo panel veri modeli tahmin edilmiş ve bu modeldeki mekânsal etkiler anlamlı bulunmuştur. Aynı şekilde pseudo panel veri ile sabit birim etkiler panel veri modeli tahmin edilmiş ve sabit birim etkiler anlamlı bulunmuştur. Bu yüzden sabit etkiler mekânsal pseudo panel modellerinin tahminine geçilmiştir.

Çalışma sonucunda yapılan testlere göre iki faktörlü sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel modeli uygun model olarak belirlenmiştir. Bu modele göre ücretlerde mekânsal olarak negatif korelasyon bulunmaktadır. Bu durumda düşük ve yüksek ücretli ortalamalara sahip kümelerin bir arada kümelendiği söylenebilir. Hata terimlerinde ise mekânsal olarak pozitif ilişki gözlemlenmesi ücretlerdeki oluşan şokların etkilerinin kümeler bakımından mekânsal olarak benzer olduğu anlamına gelmektedir.

Sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel modeline göre deneyimin ücret üzerindeki etkisi anlamlı pozitif ve % 3.07, eğitimin ücret üzerindeki etkisi pozitif ve % 12.25, evli kişilerin yüzdesinin artmasının ücret üzerindeki etkisi pozitif ve % 0.40 olarak bulunmuştur. Fakat bu rakamların doğrudan yorumlanmaması, doğrudan ve dolaylı etkilerin incelenmesi gerekmektedir.

Mekânsal ekonometrik modellerin çalışıldığı çalışmalarda genellikle doğrudan ve dolaylı etkilerin ihmal edildiği gözlemlenmektedir. Mekânsal regresyon çıktısında katsayılara dair elde edilen çıktıların modelde yayılma etkisi olduğundan dolayı doğrudan yorumlamanın yanlış olabileceği belirtilmiştir. Bu nedenle doğrudan ve dolaylı etkilerin yorumlanması daha doğru olacaktır. Bu çalışmada tahmin edilen iki yönlü sabit etkiler mekânsal otokorelasyon pseudo panel modelinden açıklayıcı değişkenlerin ücret üzerindeki istatistiksel olarak doğrudan

ve dolaylı etkileri de elde edilmiştir. Doğrudan etkiler yaklaşık olarak katsayılara yakın elde edilirken dolaylı etkiler, katsayıların negatif mekânsal gecikme etkisi ile, ters işaretlisi olarak elde edilmiştir. Örneğin, herhangi bir kümedeki eğitim yılı ortalamasındaki bir yıllık artış kendi kümesindeki ortalama ücret üzerindeki etkisi pozitif ve % 12.31 olarak elde edilirken komşularının ortalama ücretine olan etkisinin ortalama olarak negatif ve % 2.42 olarak bulunmuştur. Komşularının ücretinde olan azalma etkisi ise ilgili kümenin ortalama ücretine pozitif ve % 0.06 şeklinde geri bildirim (feedback) etkisi olarak elde edilmiştir.

Sonuç olarak makro düzeyde veya tekrarlı veriler bulunmadığı durumlarda kesit verilerinden kümelerden oluşturulan pseudo panel veriler yardımıyla ücret denklemleri gibi modellerin mekânsal ilişkileri gözeterek tahmin etmek daha genel/makro sonuçların elde edilmesine neden olacak ve daha uygun politikaların bölgesel bazda uygulanmasına olanak sağlayacaktır. Bu çalışmada da mekânsal pseudo panel veri modelleri tanıtılıp HİA 2004-2015 veri setiyle Türkiye'nin Mincer Ücret denklemleri tahmini bu modeller üzerinden yapılmıştır. Yöntemsel açıdan var olan çalışmalardan farklılıkları nedeniyle bu çalışmanın ekonometri literatüre katkısının olacağını düşünülmektedir. Ayrıca iktisadi açıdan da bir bölgeye ait ortalama ücretlerde ve ücrette beklenen şoklarda komşuluk ilişkisi görülmüştür. Komşuluğun ücretler üzerinde etkisinin bulunması ile ücret modellerinin mekânsal ilişkiler ile geliştirilebileceği sonucuna varılmıştır.



### EK 1: Yıllara Göre Bölgelerde İstihdam Edilen Fert Sayısı

| Bölgeler          | Frekans | Yüzde | Kümülatif<br>Yüzde |
|-------------------|---------|-------|--------------------|
| İstanbul          | 146501  | 15.67 | 15.67              |
| Batı Marmara      | 59444   | 6.36  | 22.03              |
| Ege               | 134848  | 14.43 | 36.46              |
| Doğu Marmara      | 104732  | 11.2  | 47.66              |
| Batı Anadolu      | 113397  | 12.13 | 59.79              |
| Akdeniz           | 100348  | 10.73 | 70.52              |
| Orta Anadolu      | 47045   | 5.03  | 75.56              |
| Batı Karadeniz    | 67762   | 7.25  | 82.81              |
| Doğu Karadeniz    | 34628   | 3.7   | 86.51              |
| Kuzeydoğu Anadolu | 32139   | 3.44  | 89.95              |
| Ortadoğu Anadolu  | 34814   | 3.72  | 93.67              |
| Güneydoğu Anadolu | 59154   | 6.33  | 100                |

**EK 2: Her Bir Kümedeki Fert Sayısı**

|           | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|-----------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| <b>1</b>  | 206  | 180  | 139  | 120  | 104  | 86   | 81   | 58   | 56   | 50   | 38   | 35   |
| <b>2</b>  | 82   | 82   | 68   | 76   | 91   | 53   | 41   | 32   | 39   | 31   | 20   | 16   |
| <b>3</b>  | 224  | 127  | 148  | 131  | 108  | 72   | 68   | 84   | 84   | 60   | 49   | 51   |
| <b>4</b>  | 104  | 126  | 100  | 71   | 54   | 49   | 62   | 49   | 34   | 36   | 44   | 38   |
| <b>5</b>  | 120  | 115  | 103  | 81   | 64   | 70   | 86   | 75   | 64   | 45   | 40   | 31   |
| <b>6</b>  | 123  | 96   | 76   | 76   | 72   | 71   | 58   | 49   | 58   | 45   | 34   | 29   |
| <b>7</b>  | 38   | 30   | 26   | 20   | 17   | 23   | 29   | 32   | 28   | 20   | 23   | 29   |
| <b>8</b>  | 87   | 74   | 58   | 62   | 51   | 45   | 31   | 37   | 36   | 30   | 35   | 31   |
| <b>9</b>  | 23   | 28   | 19   | 11   | 13   | 11   | 19   | 18   | 19   | 13   | 14   | 9    |
| <b>10</b> | 41   | 36   | 27   | 20   | 19   | 6    | 20   | 14   | 10   | 18   | 16   | 16   |
| <b>11</b> | 72   | 33   | 27   | 27   | 27   | 20   | 15   | 14   | 11   | 12   | 18   | 10   |
| <b>12</b> | 74   | 70   | 59   | 39   | 39   | 37   | 28   | 34   | 30   | 15   | 22   | 21   |
| <b>13</b> | 506  | 435  | 412  | 389  | 318  | 244  | 210  | 178  | 205  | 156  | 103  | 97   |
| <b>14</b> | 174  | 160  | 130  | 112  | 145  | 136  | 136  | 132  | 102  | 93   | 82   | 67   |
| <b>15</b> | 497  | 421  | 400  | 383  | 287  | 229  | 234  | 217  | 226  | 191  | 170  | 136  |
| <b>16</b> | 355  | 359  | 283  | 226  | 225  | 174  | 155  | 145  | 124  | 123  | 110  | 114  |
| <b>17</b> | 282  | 292  | 220  | 177  | 166  | 187  | 247  | 260  | 236  | 194  | 126  | 127  |
| <b>18</b> | 321  | 305  | 252  | 235  | 202  | 138  | 161  | 175  | 151  | 133  | 138  | 110  |
| <b>19</b> | 137  | 104  | 128  | 106  | 86   | 80   | 70   | 95   | 73   | 56   | 70   | 58   |
| <b>20</b> | 285  | 260  | 206  | 180  | 145  | 124  | 87   | 77   | 101  | 86   | 112  | 95   |
| <b>21</b> | 135  | 80   | 72   | 68   | 51   | 49   | 72   | 77   | 68   | 69   | 39   | 36   |
| <b>22</b> | 85   | 98   | 83   | 53   | 44   | 58   | 55   | 59   | 44   | 44   | 58   | 34   |
| <b>23</b> | 138  | 102  | 83   | 72   | 69   | 65   | 51   | 46   | 51   | 47   | 65   | 46   |
| <b>24</b> | 176  | 184  | 153  | 156  | 103  | 78   | 98   | 100  | 78   | 58   | 88   | 68   |

|    |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 25 | 907  | 808  | 711  | 642  | 622  | 517  | 452  | 436  | 449  | 371  | 274  | 252  |
| 26 | 327  | 323  | 270  | 282  | 270  | 250  | 254  | 268  | 260  | 203  | 248  | 192  |
| 27 | 1044 | 957  | 879  | 818  | 674  | 551  | 530  | 505  | 457  | 417  | 355  | 356  |
| 28 | 696  | 724  | 570  | 483  | 476  | 381  | 330  | 338  | 320  | 300  | 258  | 248  |
| 29 | 551  | 549  | 501  | 464  | 427  | 493  | 546  | 601  | 517  | 494  | 348  | 347  |
| 30 | 625  | 582  | 537  | 549  | 501  | 409  | 406  | 450  | 453  | 402  | 343  | 278  |
| 31 | 250  | 272  | 265  | 229  | 189  | 156  | 152  | 177  | 194  | 185  | 135  | 170  |
| 32 | 607  | 566  | 509  | 417  | 401  | 326  | 288  | 265  | 252  | 229  | 232  | 201  |
| 33 | 220  | 207  | 204  | 190  | 164  | 135  | 158  | 241  | 191  | 158  | 112  | 105  |
| 34 | 196  | 182  | 167  | 143  | 105  | 124  | 131  | 113  | 136  | 131  | 108  | 92   |
| 35 | 255  | 239  | 185  | 174  | 172  | 173  | 145  | 119  | 99   | 98   | 180  | 151  |
| 36 | 269  | 356  | 337  | 218  | 169  | 192  | 209  | 211  | 184  | 137  | 163  | 152  |
| 37 | 1455 | 1377 | 1366 | 1318 | 1279 | 1076 | 928  | 849  | 882  | 811  | 603  | 558  |
| 38 | 470  | 512  | 523  | 474  | 535  | 507  | 526  | 497  | 576  | 485  | 441  | 409  |
| 39 | 1596 | 1544 | 1625 | 1551 | 1437 | 1206 | 1052 | 1015 | 995  | 943  | 891  | 817  |
| 40 | 1078 | 1162 | 1073 | 915  | 916  | 711  | 645  | 678  | 664  | 666  | 555  | 525  |
| 41 | 910  | 896  | 883  | 850  | 797  | 868  | 1112 | 1173 | 1172 | 1064 | 831  | 724  |
| 42 | 1041 | 977  | 999  | 979  | 853  | 777  | 832  | 881  | 851  | 792  | 705  | 652  |
| 43 | 424  | 435  | 449  | 393  | 417  | 377  | 438  | 501  | 428  | 385  | 405  | 396  |
| 44 | 917  | 893  | 808  | 759  | 724  | 617  | 542  | 487  | 455  | 448  | 486  | 445  |
| 45 | 336  | 358  | 358  | 325  | 270  | 272  | 384  | 439  | 363  | 327  | 281  | 243  |
| 46 | 288  | 277  | 294  | 253  | 244  | 246  | 280  | 239  | 224  | 216  | 235  | 211  |
| 47 | 428  | 386  | 292  | 291  | 290  | 300  | 242  | 205  | 235  | 221  | 341  | 294  |
| 48 | 501  | 563  | 568  | 494  | 407  | 408  | 416  | 352  | 323  | 332  | 389  | 365  |
| 49 | 1707 | 1775 | 1765 | 1592 | 1631 | 1541 | 1463 | 1364 | 1422 | 1332 | 1163 | 1056 |
| 50 | 539  | 586  | 563  | 615  | 722  | 769  | 784  | 851  | 839  | 777  | 793  | 761  |
| 51 | 1630 | 1718 | 1752 | 1780 | 1721 | 1554 | 1475 | 1500 | 1520 | 1471 | 1392 | 1277 |
| 52 | 1322 | 1338 | 1324 | 1182 | 1170 | 1059 | 1154 | 1237 | 1238 | 1205 | 968  | 951  |

|    |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 53 | 1041 | 1055 | 961  | 1011 | 1050 | 1290 | 1660 | 1708 | 1714 | 1687 | 1272 | 1216 |
| 54 | 1126 | 1156 | 1160 | 1148 | 1161 | 1082 | 1122 | 1277 | 1328 | 1218 | 1150 | 1061 |
| 55 | 442  | 487  | 526  | 456  | 440  | 459  | 596  | 667  | 594  | 601  | 624  | 641  |
| 56 | 910  | 865  | 895  | 906  | 912  | 878  | 772  | 723  | 682  | 637  | 821  | 792  |
| 57 | 315  | 360  | 384  | 333  | 293  | 337  | 509  | 581  | 612  | 592  | 448  | 428  |
| 58 | 307  | 363  | 357  | 320  | 308  | 288  | 304  | 409  | 407  | 354  | 361  | 299  |
| 59 | 470  | 401  | 322  | 322  | 359  | 348  | 341  | 353  | 337  | 355  | 475  | 458  |
| 60 | 639  | 713  | 665  | 572  | 508  | 528  | 624  | 567  | 533  | 572  | 645  | 570  |
| 61 | 2144 | 2059 | 2026 | 2068 | 2201 | 2007 | 1934 | 1862 | 1948 | 1939 | 1627 | 1579 |
| 62 | 542  | 582  | 647  | 706  | 709  | 757  | 902  | 1028 | 990  | 928  | 1023 | 1111 |
| 63 | 1799 | 1834 | 1972 | 1997 | 2012 | 1874 | 1772 | 1771 | 1792 | 1736 | 1688 | 1596 |
| 64 | 1514 | 1585 | 1613 | 1516 | 1435 | 1353 | 1402 | 1406 | 1481 | 1544 | 1332 | 1334 |
| 65 | 1086 | 1036 | 1096 | 1136 | 1183 | 1381 | 1866 | 2054 | 2189 | 2199 | 1698 | 1705 |
| 66 | 1157 | 1180 | 1299 | 1394 | 1347 | 1237 | 1386 | 1502 | 1610 | 1522 | 1450 | 1422 |
| 67 | 484  | 611  | 612  | 542  | 494  | 566  | 680  | 783  | 745  | 769  | 793  | 720  |
| 68 | 939  | 1009 | 965  | 1017 | 991  | 961  | 828  | 879  | 913  | 872  | 1054 | 1028 |
| 69 | 375  | 364  | 393  | 347  | 318  | 328  | 542  | 661  | 661  | 618  | 552  | 522  |
| 70 | 335  | 408  | 447  | 388  | 348  | 363  | 449  | 535  | 566  | 526  | 472  | 420  |
| 71 | 561  | 451  | 367  | 416  | 459  | 510  | 448  | 409  | 361  | 407  | 624  | 651  |
| 72 | 689  | 818  | 792  | 695  | 644  | 716  | 806  | 779  | 806  | 739  | 870  | 876  |
| 73 | 2300 | 2533 | 2332 | 2443 | 2473 | 2202 | 2313 | 2282 | 2258 | 2285 | 1745 | 1759 |
| 74 | 564  | 607  | 618  | 627  | 755  | 869  | 949  | 1023 | 1054 | 1020 | 1098 | 1268 |
| 75 | 1771 | 1770 | 1947 | 2128 | 2120 | 1974 | 1998 | 1921 | 1933 | 1964 | 1792 | 1839 |
| 76 | 1579 | 1767 | 1760 | 1593 | 1499 | 1406 | 1526 | 1616 | 1679 | 1635 | 1537 | 1511 |
| 77 | 1081 | 1110 | 1204 | 1241 | 1211 | 1516 | 1954 | 2199 | 2337 | 2323 | 1834 | 1944 |
| 78 | 1095 | 1261 | 1318 | 1300 | 1372 | 1340 | 1394 | 1499 | 1620 | 1580 | 1590 | 1634 |
| 79 | 420  | 552  | 580  | 519  | 539  | 616  | 691  | 756  | 804  | 880  | 757  | 820  |
| 80 | 938  | 977  | 899  | 913  | 990  | 967  | 847  | 831  | 906  | 830  | 1069 | 1072 |

|            |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |
|------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| <b>81</b>  | 345  | 394  | 455  | 388  | 351  | 405  | 587  | 711  | 658  | 674  | 492  | 529  |
| <b>82</b>  | 291  | 317  | 465  | 409  | 331  | 425  | 560  | 549  | 546  | 523  | 535  | 424  |
| <b>83</b>  | 396  | 384  | 377  | 414  | 458  | 475  | 442  | 481  | 444  | 442  | 665  | 637  |
| <b>84</b>  | 661  | 864  | 934  | 866  | 739  | 811  | 888  | 890  | 829  | 891  | 901  | 876  |
| <b>85</b>  | 1860 | 2194 | 2506 | 2603 | 2824 | 2665 | 2577 | 2422 | 2553 | 2571 | 1998 | 2022 |
| <b>86</b>  | 428  | 540  | 569  | 635  | 769  | 798  | 919  | 980  | 1008 | 1002 | 1076 | 1193 |
| <b>87</b>  | 1466 | 1732 | 1943 | 2147 | 2086 | 1970 | 2062 | 2071 | 1998 | 2066 | 1909 | 1962 |
| <b>88</b>  | 1188 | 1565 | 1802 | 1647 | 1686 | 1597 | 1585 | 1685 | 1817 | 1765 | 1644 | 1559 |
| <b>89</b>  | 740  | 937  | 1126 | 1196 | 1370 | 1596 | 2037 | 2211 | 2441 | 2479 | 1968 | 2032 |
| <b>90</b>  | 909  | 1081 | 1243 | 1377 | 1420 | 1296 | 1521 | 1622 | 1628 | 1574 | 1649 | 1684 |
| <b>91</b>  | 295  | 477  | 528  | 576  | 548  | 568  | 693  | 850  | 927  | 926  | 934  | 925  |
| <b>92</b>  | 655  | 767  | 916  | 912  | 973  | 986  | 926  | 938  | 858  | 915  | 1196 | 1151 |
| <b>93</b>  | 236  | 299  | 331  | 339  | 300  | 356  | 561  | 697  | 664  | 631  | 561  | 519  |
| <b>94</b>  | 206  | 293  | 403  | 431  | 450  | 450  | 554  | 646  | 670  | 600  | 594  | 545  |
| <b>95</b>  | 291  | 286  | 291  | 394  | 456  | 527  | 528  | 502  | 531  | 556  | 739  | 751  |
| <b>96</b>  | 491  | 721  | 797  | 780  | 786  | 969  | 1095 | 1009 | 963  | 966  | 1108 | 1128 |
| <b>97</b>  | 995  | 1295 | 1563 | 1685 | 1915 | 1894 | 2171 | 2332 | 2584 | 2725 | 2317 | 2436 |
| <b>98</b>  | 176  | 299  | 368  | 377  | 525  | 597  | 758  | 911  | 1025 | 1087 | 1086 | 1097 |
| <b>99</b>  | 775  | 1005 | 1207 | 1381 | 1399 | 1390 | 1568 | 1817 | 1970 | 2060 | 1978 | 2024 |
| <b>100</b> | 456  | 705  | 974  | 999  | 1082 | 1125 | 1265 | 1606 | 1799 | 1777 | 1673 | 1606 |
| <b>101</b> | 377  | 459  | 525  | 628  | 788  | 1077 | 1523 | 1932 | 2264 | 2470 | 2071 | 2198 |
| <b>102</b> | 544  | 778  | 882  | 973  | 1101 | 1037 | 1252 | 1515 | 1667 | 1750 | 1635 | 1611 |
| <b>103</b> | 174  | 257  | 316  | 361  | 354  | 420  | 553  | 778  | 805  | 870  | 980  | 968  |
| <b>104</b> | 373  | 426  | 512  | 645  | 715  | 727  | 686  | 789  | 860  | 881  | 1109 | 1120 |
| <b>105</b> | 90   | 135  | 165  | 191  | 253  | 294  | 454  | 674  | 742  | 708  | 592  | 595  |
| <b>106</b> | 98   | 126  | 151  | 184  | 217  | 299  | 478  | 673  | 738  | 737  | 752  | 725  |
| <b>107</b> | 120  | 158  | 191  | 234  | 317  | 332  | 372  | 519  | 564  | 709  | 966  | 977  |
| <b>108</b> | 387  | 603  | 534  | 574  | 686  | 765  | 978  | 1000 | 1011 | 1159 | 1256 | 1246 |

**EK 3: Bölgelere Göre 6 Yıllık Reel Ücret Ortalamaları ve Standart Sapmaları**

|                          | <b>Reel<br/>Ücret</b> | <b>Std.<br/>Sapma</b> | <b>Eğitim<br/>Yılı</b> | <b>Std.<br/>Sapma</b> | <b>Deneyim</b> | <b>Std.<br/>Sapma</b> | <b>Çalışma<br/>Saati</b> | <b>Std.<br/>Sapma</b> |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|----------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|
| <b>İstanbul</b>          | 700.0                 | 182.0                 | 8.7                    | 0.9                   | 7.2            | 3.5                   | 50.5                     | 2.2                   |
| <b>Batı Marmara</b>      | 504.2                 | 106.8                 | 8.6                    | 1.4                   | 8.3            | 4.0                   | 50.3                     | 2.2                   |
| <b>Ege</b>               | 530.7                 | 117.6                 | 8.6                    | 1.1                   | 8.5            | 4.2                   | 49.4                     | 2.3                   |
| <b>Doğu Marmara</b>      | 532.5                 | 99.7                  | 8.7                    | 1.1                   | 7.4            | 3.4                   | 49.7                     | 1.9                   |
| <b>Batı Anadolu</b>      | 656.5                 | 156.2                 | 9.7                    | 0.8                   | 9.4            | 4.9                   | 49.6                     | 3.0                   |
| <b>Akdeniz</b>           | 509.4                 | 113.2                 | 8.2                    | 1.4                   | 8.0            | 4.1                   | 50.6                     | 2.4                   |
| <b>Orta Anadolu</b>      | 548.9                 | 125.4                 | 8.7                    | 1.7                   | 9.2            | 4.7                   | 50.6                     | 3.4                   |
| <b>Batı Karadeniz</b>    | 560.8                 | 130.4                 | 8.8                    | 1.4                   | 9.4            | 5.1                   | 50.3                     | 3.6                   |
| <b>Doğu Karadeniz</b>    | 561.8                 | 120.0                 | 9.2                    | 1.4                   | 10.4           | 5.7                   | 49.9                     | 3.2                   |
| <b>Kuzeydoğu Anadolu</b> | 598.6                 | 132.7                 | 8.7                    | 1.8                   | 10.9           | 6.2                   | 50.5                     | 3.7                   |
| <b>Ortadoğu Anadolu</b>  | 566.0                 | 120.3                 | 8.1                    | 1.6                   | 10.6           | 6.2                   | 49.6                     | 3.8                   |
| <b>Güneydoğu Anadolu</b> | 489.3                 | 100.1                 | 7.1                    | 1.5                   | 9.4            | 5.1                   | 53.6                     | 3.3                   |



## KAYNAKÇA

- Akçagün, P. (2015). Spatial Econometric Analysis Of Regional Growth And Employment Convergence In Turkey (Doctoral Dissertation, Middle East Technical University).
- Aktuğ, E., Kuzubaş, T. U., Torul, O. (2020). Heterogeneity in labor income profiles: evidence from Turkey. *Empirical Economics*, 1-31.
- Alessie, R., Devereux, M. P., Weber, G. (1997). Intertemporal consumption, durables and liquidity constraints: A cohort analysis. *European Economic Review*, 41(1), 37-59.
- Anselin, L., (2006). Spatial econometrics. In: Mills TC, Patterson K (eds) Palgrave handbook of econometrics, vol 1. Basingstoke, Palgrave, pp 901–969.
- Anselin, L. (1988a). Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*. 20, 1-17.
- Anselin, L. (1988b). Model Validation in Spatial Econometrics: A Review and Evaluation of Alternative Approaches. *International Regional Science Review*. 11(3). 279-316.
- Anselin, L., Bera A.K, Florax, R.J., Yoon, M. (1996). Simple Diagnostics Tests for Spatial Dependence. *Regional Science and Urban Economics*. 26, 77-104.
- Anselin, L., Bera AK. (1998). Spatial Dependence in Linear Regression Models With an Introduction to Spatial Econometrics. *Handbook of Applied Economic Statistics*, Ed.By A.Ulah, D. Giles New York , Marcel Dekker.
- Anselin, L., Hudak S. (1992). Spatial Econometrics in Practice: A Review of Software Options. *Regional Science And Urban Economics*. 22, 509-536.
- Antweiler, W. (2001). Nested random effects estimation in unbalanced panel data. *Journal of Econometrics*, 101(2), 295-313.
- Aral.,N. Aytaç, M. (2018). Türkiye’de işsizliğin mekânsal analizi. *Öneri Dergisi*, 13(49), 1-20.
- Aykac, G. A. (2016). Türkiye Isgücü Piyasası'nin Isgücü Arz Esnekliği: 2003-2011/Labor Supply Elasticity of Turkish Labor Market: 2003-2011. *Ege Akademik Bakis*, 16(1), 13.
- Bakıs, O. (2012). Türkiye’de Egitimin Bireysel Getirisi: 1988-2008. In TUSIAD-Sabancı University Competitiveness Forum working Paper (No. 2012-1).
- Baltagi, B.H., Song, S.H., Koh, W. (2003). Testing panel data models with spatial error correlation. *J Econom* 117(1):123–150.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis Of Panel Data*. John Wiley & Sons.

- Baltagi, B. H., Bresson, G., Etienne, J. M. (2015). Hedonic Housing Prices in Paris: An Unbalanced Spatial Lag Pseudo-Panel Model with Nested Random Effects. *Journal of Applied Econometrics*, 30(3), 509-528.
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis Of Panel Data*, 3rd edn. Wiley, Chichester.
- Baltagi, B.H.(1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons Ltd.
- Baltagi, B.H., Li, D. (2004). Prediction In The Panel Data Model With Spatial Autocorrelation. In: Anselin L, Florax RJGM, Rey SJ (eds) *Advances in spatial econometrics: methodology, tools, and applications*. Springer, Berlin, pp 283–295.
- Banks, J., Blundell, R., Preston I. (1994). Life-Cycle Expenditure Allocations and the Consumption Costs of Children, *European Economic Review*, 38, 1391-1410
- Blundell, R. Duncan, A., Meghir, C. (1998). Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms, *Econometrica*, 66, 827-861.
- Blundell, R., Browning, M., Meghir, C. (1994). Consumer Demand and the Life-Cycle Allocation of Household Expenditures, *Review of Economic Studies*, 61, 57-80.
- Bourguignon, F., Moreno, M. (2020). On synthetic income panels. ffhalshs-01988068v2f, Paris School of Economics, Working Papers.
- Browning, M., Deaton A., Irish M. (1985). A Protable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life Cycle, *Econometrica*, 53, 503-543.
- Cameron, C. A., Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York; Melbourne; Madrid; Cape Town.
- Ceritoğlu, E. (2018). Self-Insurance And Consumption Risk-Sharing Between Birth-Year Cohorts In Turkey. *Review of Economics of the Household*, 16(4), 1085-1118.
- Collado, M.D. (1997). Estimating Dynamic Models from Time Series of Independent Cross-Sections, *Journal of Econometrics*, 82, 37-62.
- Cruces, G., Fields, G., Viollaz, M. (2013). Can the limitations of Panel datasets be overcome by using Pseudo-panels to estimate income mobility. In 8th IZA/World Bank Conference on Employment and Development, Bonn, Germany, August (pp. 22-23).
- Çağlayan, T. (2018). Büyümeye Mekân Etkisi: OECD Ülkeleri İçin Mekânsal Panel Veri Analizi, (Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi).
- Dasgupta, R., Ghosh, J. K., Chakravarty, S., & Datta, J. (2015). Some remarks on pseudo panel data. In *Growth Curve and Structural Equation Modeling* (pp. 25-34). Springer, Cham.

- Dayıoğlu, M., Kırdar, M.G. (2010). Türkiye’de kadınların işgücüne katılımında belirleyici etkenler ve eğilimler. DPT Yayınları, Ankara.
- Deaton, A. (1985). Panel Data from Time Series of Cross Sections, *Journal of Econometrics*, 30, 109-126.
- Devereux, P. (2007). Small Sample Bias in Synthetic Cohort Models of Labor Supply, *Journal of Applied Econometrics*, 22.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data To Spatial Panels* (Vol. 479, p. 480). Heidelberg: Springer.
- Elhorst, J. P., Blien, U., Wolf, K. (2007). New evidence on the wage curve: a spatial panel approach. *International Regional Science Review*, 30(2), 173-191.
- Elhorst, J.P. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. *Int Reg Sci Rev* 26(3): 244–268.
- Er, Ş. (2013). Türkiye’de Kadınların İşgücüne Katılım Oranını Etkileyen Faktörlerin Bölgesel Analizi. *Öneri Dergisi*, 10(40), 35-44.
- Fields, G., Viollaz, M. (2013). Can the Limitations of Panel Datasets be Overcome by Using Pseudo-Panels to Estimate Income Mobility?. *Universidad Cornell-CEDLAS*.
- Florax, R.J., Folmer, H., Rey, S.J. (2003). Specification Searches In Spatial Econometrics: The Relevance Of Hendry’s Methodology. *Regional Science and Urban Economics*, 33(5):557–579.
- Gibbons, S., Overman, H.G. (2012). Mostly Pointless Spatial Econometrics?. *Journal of Regional Science*, 52(2), 172-191.
- Giovanis, E., Ozdamar, O. (2017). The Effects of the 2008 Health Reform on Out-of-Pocket Health Expenditures in Turkey. *University Faculty of Economics & Administrative Sciences (Akdeniz İİBF Dergisi)*, 36, 71-102.
- Girma, S., (2000). A Quasi-Differencing Approach to Dynamic Modelling from a Time Series of Independent Cross-Sections, *Journal of Econometrics*, 98, 365-383.
- Griffith, D.A., Paelinck, J.H.P. (2011). *Non-standard spatial statistics and spatial econometrics*. Springer Science & Business Media.
- Grun, R., Ridao-Cano, C., Immervoll, H., Capar, S., Levin, V., Aran, M., ... & Cebeci, T. (2013). *Good Jobs in Turkey*. World Bank.
- Guillerm M. (2017). Pseudo-panel methods and an example of application to Household Wealth data. In: *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, n°491-492. Age and generations. pp. 109-130.

- Gujarati, D.N., Porter, D. (2009). Basic Econometrics Mc Graw-Hill International Edition.
- Gumprecht, D. (2007). Spatial Methods in Econometrics: An Application to R&D Spillovers, Research Report Series of Department of Statistics and Mathematics Wirtschaftsuniversitat Wien.
- Güçlü, M. (2017). Türkiye’de Kadınların Bölgesel İşgücüne Katılımının Belirleyicileri. Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 35(3), 83-102.
- Gül, T. (2014). Türkiye İçin İstihdamın Belirleyicileri: İBBS-2 Bölge Düzeyi, Mekânsal Analiz Uygulaması. Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 29(1), 105-135.
- Günel, F.E. (2015). Mekansal Panel Veri Modelleri, Panel Veri ve Panel Veri Modelleri. S. Güriş içinde, Stata ile Panel Veri Modelleri (1-38). İstanbul: Der Yayınları.
- Güler, B.K., Gürler, Ö.K. (2016). Türkiye’de Kadın İşgücünün Ücret Düzeyini Belirleyen Faktörler ve Ücrette Ayrımcılık. Karatahta İş Yazıları, 4, 51-66.
- Güriş, S. (2015). Panel Veri ve Panel Veri Modelleri. S. Güriş içinde, Stata ile Panel Veri Modelleri (1-38). İstanbul: Der Yayınları.
- Güriş, S., Çağlayan, E. (2012). Returns to education and wages in Turkey: robust and resistant regression. Quality & Quantity, 46(5), 1407-1416.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. Econometrica: Journal of the econometric society, 1251-1271.
- Heckman, J.J., Lochner, L.J., Todd, P.E. (2003). Fifty years of Mincer earnings regressions (No. w9732). National Bureau of Economic Research.
- Ilkcaracan, I., Selim, R. (2007). The Gender Wage Gap In The Turkish Labor Market. Labour, 21(3), 563-593.
- Kaya, G., Selim, R. (2018). Türkiye’de Cinsiyete Bağlı Ücret Eşitsizliği. PressAcademia Procedia, 7(1), 408-413.
- Kelejian H.H., Prucha, I.R. (2010). Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances. J Econometrics 157(1):53–67.
- Kelejian, H.H., Prucha, I.R. (1998). A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure For Estimating A Spatial Autoregressive Model With Autoregressive Disturbances. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 17(1), 99-121.
- Kelejian, H.H., Prucha, I.R. (1999). A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model. International economic review, 40(2), 509-533.

- Kelejian, H.H., Robinson, D.P. (1993). A Suggested Method Of Estimation For Spatial Interdependent Models With Autocorrelated Errors, And An Application To A County Expenditure Model. *Papers in regional science*, 72(3), 297-312.
- Kopczewska, K., Kudła, J., Walczyk, K. (2017). Strategy of spatial panel estimation: Spatial spillovers between taxation and economic growth. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 10(1), 77-102.
- Lee L.F. (2004). Asymptotic Distribution Of Quasi-Maximum Likelihood Estimators For Spatial Autoregressive Models. *Econometrica* 72(6):1899–1925.
- Lee L.F., Yu, J. (2010). Some Recent Developments in Spatial Panel Data Models. *Reg Sci Urban Economics* 40:255–271.
- Lee, L. F., & Yu, J. (2012). Spatial panels: Random components versus fixed effects. *International Economic Review*, 53(4), 1369-1412.
- Lemieux, T. (2006). The “Mincer Equation” Thirty Years After Schooling, Experience, And Earnings. In Jacob Mincer a Pioneer of Modern Labor Economics (pp. 127-145). Springer, Boston, MA.
- LeSage, J.P., Pace, R.K. (2009). *Introduction To Spatial Econometrics*. CRC Press Taylor & Francis Group, Boca Raton.
- Longhi, S., Nijkamp, P., Poot, J. (2006). Spatial Heterogeneity And The Wage Curve Revisited. *Journal of Regional Science*, 46(4), 707-731.
- Meng, Y., Holmes, J., Hill-McManus, D., Brennan, A., Meier, P.S. (2014). Trend Analysis And Modelling Of Gender-Specific Age, Period And Birth Cohort Effects On Alcohol Abstinence And Consumption Level For Drinkers In Great Britain Using The General Lifestyle Survey 1984–2009. *Addiction*, 109(2), 206-215.
- Mincer, J. (1958). Investment In Human Capital And Personal Income Distribution. *Journal Of Political Economy*, 66(4), 281-302.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions* No. 2.
- Mincer, J. (1981). Human Capital And Economic Growth. Nber Working Paper Series.
- Moffitt, R. (1993). Identification and Estimation of Dynamic Models with a Time Series of Repeated Cross-Sections, *Journal of Econometrics*, 59, 99-123.
- Montes-Rojas, G.V. (2010). Testing for random effects and serial correlation in spatial autoregressive model. *Journal of Statistical Planning and Inference* 140:1013–1020.

- Moran, P.A. (1950). A Test for The Serial Independence of Residuals. *Biometrika*, 37(1/2), 178-181.
- Mulligan, C.B., Sala-i-Martin, X. (1997). A Labor Income-Based Measure of The Value of Human Capital: An Application to The States of The United States. *Japan and the World Economy*, 9(2), 159-191.
- Navarro, A. I. (2006). Estimating Income Mobility in Argentina with pseudo-panel data. Preliminary Version Department of Economics, Universidad de San Andres and Universidad Austral.
- Ord, K. (1975). Estimation methods for models of spatial interaction. *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), 120-126.
- Orhan, H.S., Gülel, F.E. (2016). Regional Unemployment in Turkey: A Spatial Panel Data Analysis. *Journal of Social Security*, 6(2), 47-67.
- Özdamar, Ö., Giovanis, E. (2017). Being Healthy In Turkey: A Pseudo-Panel Data Analysis. *Sciences*, 35(1), 89-110.
- Propper, C., Rees, H., Green, K. (2001). The Demand for Private Medical Insurance in the UK: A Cohort Analysis, *The Economic Journal*, 111, C180-C200.
- Ramos, R., Nicodemo, C., Sanromá, E. (2015). A Spatial Panel Wage Curve For Spain. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 8(2), 125-139.
- Russell, J.E., Fraas, J.W. (2005). An Application of Panel Regression to Pseudo Panel Data. *Multiple Linear Regression Viewpoints*, 31(1), 1-15.
- Şengül, S., Şigeze, Ç. (2013). Türkiye'de Hane Halkı Tüketim Harcamaları: Pseudo Panel Veri İle Talep Sisteminin Tahmini. In *International Conference On Eurasian Economies* (pp. 279-288).
- Tansel, A. (2005). Public-Private Employment Choice, Wage Differentials, And Gender İn Turkey. *Economic Development And Cultural Change*, 53(2), 453-477.
- Tansel, A., Kan, E.O. (2012). The formal/informal employment earnings gap: evidence from Turkey.
- TÜİK (2011). Hanehalkı İşgücü İstatistikleri, 2011. <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Hanehalki-Isgucu-Istatistikleri-2011-10761>. Alındığı Tarih: 15.05.2021.
- Vega, S.H., Elhorst, P.H. (2013). On Spatial Econometric Models, Spillover Effects, and W. *53rd ERSA Congress*, Palermo, Italy. [http://www.sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA\\_2013\\_paper\\_00222.pdf](http://www.sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA_2013_paper_00222.pdf) .

- Verbeek, M. (1992). Pseudo panel data. In *The Econometrics of Panel Data* (pp. 303-315). Springer, Dordrecht.
- Verbeek, M. (2008). Pseudo-panels and repeated cross-sections. In *The econometrics of panel data* (pp. 369-383). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Verbeek, M., Nijman, T. (1992). Can cohort data be treated as genuine panel data?. In *Panel data analysis* (pp. 9-23). Physica-Verlag HD.
- Verbeek, M., Nijman T. (1993). Minimum MSE Estimation of a Regression Model with Fixed Effects from a Series of Cross-Sections, *Journal of Econometrics*, 59, 125-136.
- Verbeek, M., Vella, F. (2005). Estimating Dynamic Models from Repeated Cross-Sections, *Journal of Econometrics*, 127, 83-102.
- Ward, M.D., Gleditsch, K.S. (2007). An Introduction to Spatial Regression Models in the Social Sciences. Manuscript at <http://www.faculty.washington.edu/mdw>.
- Warunsiri, S., McNown, R. (2010). The Returns To Education in Thailand: A pseudo-panel approach. *World Development*, 38(11), 1616-1625.
- Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*, England, The MIT Pres.
- Xiangrong, W. (2008). The impact of overeducation on earnings in China. *Frontiers of Education in China*, 3(1), 123-136.
- Yerdelen-Tatoğlu, F. (2016). *Panel Veri Ekonometrisi*, Beta Yayınları, 3. Baskı, İstanbul.
- Zeren, F. (2010). Mekânsal etkileşim analizi. *Ekonometri ve İstatistik e-Dergisi*, (12), 18-39.