



CİNSİYETE, YAŞ GRUPLARINA VE  
BÖLGELERE GÖRE AYRIŞTIRILMIŞ ÜCRET  
EĞRİLERİ: TÜRKİYE İÇİN BİR PANEL VERİ  
ÇALIŞMASI

Aslıhan GÜNAL  
(Yüksek Lisans Tezi)

Eskişehir, 2020

**CİNSİYETE, YAŞ GRUPLARINA VE BÖLGELERE  
GÖRE AYRIŞTIRILMIŞ ÜCRET EĞRİLERİ:  
TÜRKİYE İÇİN BİR PANEL VERİ ÇALIŞMASI**

**Aslıhan GÜNAL**

**T.C.**

**Eskişehir Osmangazi Üniversitesi**

**Sosyal Bilimler Enstitüsü**

**İktisat Anabilim Dalı**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**Eskişehir, 2020**

T.C.

**ESKİŐEHİR OSMANGAZİ ÜNİVERSİTESİ**  
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTİSÜ MÜDÜRLÜĐÜNE**

Aslıhan GÜNAL tarafından hazırlanan Cinsiyete, Yaş Gruplarına ve Bölgelere Göre Ayrıştırılmış Ücret Eğrileri: Türkiye için Bir Panel Veri Çalışması başlıklı bu çalışma 16.07.2020 tarihinde Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Lisansüstü Eğitim ve Öğretim Yönetmeliğinin ilgili maddesi uyarınca yapılan savunma sınavı sonucunda başarılı bulunarak, Jürimiz tarafından İktisat Anabilim Dalında Yüksek Lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan .....

**Prof. Dr. Bülent AÇMA**

Üye .....

**Doç. Dr. Hakan ACAROĞLU**

**(Danışman)**

Üye .....

**Prof. Dr. Mustafa Kemal BEŐER**

**ONAY .../.../2020**

**Prof. Dr. Mesut ERŐAN**

**Enstitü Müdürü**

...../...../.....

## **ETİK İLKE VE KURALLARA UYGUNLUK BEYANNAMESİ**

Bu tezin Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Yönergesi hükümlerine göre hazırlandığını; bana ait, özgün bir çalışma olduğunu; çalışmanın hazırlık, veri toplama, analiz ve bilgilerin sunumu aşamalarında bilimsel etik ilke ve kurallara uygun davrandığımı; bu çalışma kapsamında elde edilen tüm veri ve bilgiler için kaynak gösterdiğimi ve bu kaynaklara kaynakçada yer verdiğimi; bu çalışmanın Eskişehir Osmangazi Üniversitesi tarafından kullanılan bilimsel intihal tespit programıyla taranmasını kabul ettiğimi ve hiçbir şekilde intihal içermediğini beyan ederim. Yaptığım bu beyana aykırı bir durumun saptanması halinde ortaya çıkacak tüm ahlaki ve hukuki sonuçlara razı olduğumu bildiririm.

**Aslıhan GÜNAL**

## ÖZET

### CİNSİYETE, YAŞ GRUPLARINA VE BÖLGELERE GÖRE AYRIŞTIRILMIŞ ÜCRET EĞRİLERİ: TÜRKİYE İÇİN BİR PANEL VERİ ÇALIŞMASI

**GÜNAL, Aslıhan**

**Yüksek Lisans-2020**

**İktisat Anabilim Dalı**

**Danışman:** Doç. Dr. Hakan ACAROĞLU

Bu çalışmada, 2004-2013 ve 2014-2017 dönemlerinde Türkiye’de 26 bölgede (Düzey 2) Hanehalkı İşgücü Anketi’nden elde edilen bireysel veriler kullanılarak ücret eğrisinin cinsiyet, yaş grupları ve bölge alt grupları gruplamasına göre geçerliliği incelenmektedir. Ücret eğrisi, reel ücret düzeyi ile yerel işsizlik oranı arasındaki negatif ilişki olarak tanımlanmaktadır. Ayrıca, Blancflower ve Oswald (1994a) tarafından ekonominin ampirik bir yasası olarak açıklanmaktadır. Yazarlar çalışmalarında birçok ülkede ücretin işsizlik esnekliğini  $-0.1$  olarak bulmuşlardır. Türkiye için yapılan önceki çalışmalarda ücretin işsizlik esnekliğinin bölgelerde (Düzey 2’de 26 alt bölgede) farklılık gösterip göstermediği araştırılmamıştır. Dolayısıyla, bu çalışmada hem genel hem de bölgesel ücret esnekliği tahminleri sunulmaktadır. Çalışmada, mikro düzeyde ücret verileri kullanılarak Türkiye için bir ücret eğrisi tahmin edilmektedir. Toplam gözlem sayısı 6,520,839’dur. Rassal örnekleme 1,018,202 tam zamanlı sürekli çalışan bulunmaktadır. Bunların 766,782’si erkekler ve 251,420’si kadınlardan oluşmaktadır. Card’da (1995) belirtildiği gibi gruba özgü işsizlik oranları kullanılmaktadır. TÜİK’ten alınan veriler FE-2SLS ve EC-2SLS modelleri ile analiz edilmektedir. Hausman test sonucuna göre tutarlı tahmin veren anlamlı bulgular modelde değerlendirilmektedir. Alt gruplar için tutarlı olan

tahminci çoğunlukla EC-2SLS'dir. Türkiye'de bölgesel tahminlerde reel ücretlerin işsizlik esnekliği daha yüksek bulunmaktadır. Bununla birlikte, ücretin gruba özgü bölgesel işsizliğe cevap vermediği bölgeler de mevcuttur. Ücretin işsizlik esnekliği farklı yaş ve cinsiyet gruplarında bölgeden bölgeye değişmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Ücret Eğrileri, İşsizlik, Panel Veri Analizi, Bölgesel İşgücü Piyasaları



## **ABSTRACT**

### **DISAGGREGATED WAGE CURVES ACCORDING TO GENDER, AGE GROUPS AND REGIONS: PANEL DATA STUDY FOR TURKEY**

**GÜNAL, Aslıhan**

**Master Degree-2020**

**Department of Economics**

**Advisor:** Doç. Dr. Hakan ACAROĞLU

This paper examines the validity of the wage curve with the region, age group, and gender subgrouping using individual data from the Household Labor Force Survey of TURKSTAT, including 26 NUTS-2 regions for Turkey over the period 2004-2013 and 2014-2017. The wage curve describes a negative relationship between the real wage level and the local unemployment rate. It is explained as an empirical law of the economy by Blanchflower and Oswald (1994 a). They found that the unemployment elasticity of wage is  $-0.1$  in most countries. Previous studies of the wage curve in Turkey have not investigated whether the unemployment elasticity of wages differs in regions. We show both regional wage elasticity and overall wage elasticity. We estimate a wage curve for Turkey by using micro-level wage data. The total number of observations is 6,520,839. The random sample includes 1,018,202 full-time permanent employees. 766,782 of them are men and 251,420 are women. We use group-specific unemployment rates as indicated in Card (1995). The data obtained from the Turkish Statistical Institute (TurkStat) is analyzed with FE-2SLS and EC-2SLS models. Significant results that give consistent estimation according to the Hausman test result are evaluated in the model. Our preferred estimator for Turkey is mostly EC-2SLS. In the Turkish case, we find a higher unemployment elasticity of

real wages for regional estimates. However, there are also regions where the wage doesn't respond to group-specific regional unemployment. The unemployment elasticity of wages varies from region to region for different age and gender groups.

**Key Words:** Wage Curves, Unemployment, Panel Data Analysis, Regional Labor Markets



## İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	v
ABSTRACT.....	vii
TABLolar LİSTESİ.....	xi
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	xii
EKLER LİSTESİ.....	xiii
KISALTMALAR.....	xiv
GİRİŞ.....	1

### BİRİNCİ BÖLÜM

#### TEORİK ÇERÇEVE VE LİTERATÜR İNCELEMESİ

1.1. TEORİK ÇERÇEVE.....	4
1.1.1. Ücret Eğrisi.....	4
1.1.2. Phillips Eğrisinden Ücret Eğrisine.....	8
1.2. LİTERATÜR İNCELEMESİ.....	10

### İKİNCİ BÖLÜM

#### EKONOMETRİK YÖNTEM

2.1. PANEL VERİ ANALİZİ.....	21
2.1.1. Panel Veri Modeli.....	22
2.1.2. Panel Veri Türleri.....	23
2.2. RASSAL VE SABİT ETKİLER PANELİ GENELLEŞTİRİLMİŞ MOMENTLER YÖNTEMİ.....	23
2.2.1. FE-2SLS (Fixed Effects Two-Stage Least Squares) / Sabit Etkiler Modelleri için Enstrümantal Değişkenler (IV for Fixed Effects Models).....	25
2.2.2. EC-2SLS (Error Components Two-Stage Least Squares) / Rassal Etkiler Modelleri için Enstrümantal Değişkenler (IV for Random Effects Models).....	26
2.3. 2SLS MODELİ VE HAUSMAN TESTİ.....	27

2.4. MİKROEKONOMİK VERİ YAPILARI VE MİKRO EKONOMETRİ .....	28
--	----

### ÜÇÜNCÜ BÖLÜM TÜRKİYE İÇİN BİR UYGULAMA

3.1. VERİ SETİ.....	31
3.1.1. Ücret .....	31
3.1.2. Bölgesel İşsizlik .....	32
3.2. MODEL .....	35
3.3. BULGULAR VE DEĞERLENDİRME.....	36
3.4. TARTIŞMALAR .....	51
SONUÇ .....	55
KAYNAKÇA.....	56
EKLER.....	61

## TABLolar LİSTESİ

<b>Tablo 1:</b> Mikro Veride Yıllara Göre Gözlemlenen Kişi Sayıları .....	31
<b>Tablo 2:</b> Cinsiyet ve Yaş Gruplarına Göre Çalışan Kişi Sayıları.....	32
<b>Tablo 3:</b> 2017 Yılında Türkiye’de Bölge (Düzey 2) Düzeyinde İşsizlik Oranları....	34
<b>Tablo 4:</b> 2004-2013 Döneminde 26 Bölgede Bazı Tanımlayıcı İstatistikler .....	35
<b>Tablo 5:</b> 2014-2017 Döneminde 26 Bölgede Bazı Tanımlayıcı İstatistikler .....	35
<b>Tablo 6:</b> 2004-2013 Dönemi Cinsiyete ve Yaş Gruplarına Göre Ücretin İşsizlik Esnekliği.....	36
<b>Tablo 7:</b> 2004-2013 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Ücretin İşsizlik Esnekliği .....	38
<b>Tablo 8:</b> 2004-2013 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Tahmin Sonuçlarında Uygun Bulunan Modeldeki Anlamli Olan Ücretin İşsizlik Esnekliği .	42
<b>Tablo 9:</b> 2004-2013 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Tahmin Sonuçlarında Uygun Bulunan Modeldeki Anlamli Olan Ücretin İşsizlik Esnekliği Bulgularında Değerlendirme .....	43
<b>Tablo 10:</b> 2014-2017 Dönemi Cinsiyete ve Yaş Gruplarına Göre Ücretin İşsizlik Esnekliği.....	44
<b>Tablo 11:</b> 2014-2017 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Ücretin İşsizlik Esnekliği .....	45
<b>Tablo 12:</b> 2014-2017 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Tahmin Sonuçlarında Uygun Bulunan Modeldeki Anlamli Olan Ücretin İşsizlik Esnekliği .	49
<b>Tablo 13:</b> 2014-2017 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Tahmin Sonuçlarında Uygun Bulunan Modeldeki Anlamli Olan Ücretin İşsizlik Esnekliği Bulgularında Değerlendirme .....	50

## ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Ücret Eğrisi..... 6



## **EKLER LİSTESİ**

<b>Ek 1:</b> 2004-2013 Dönemi Türkiye'nin Genel Tahmin Sonuçları.....	61
<b>Ek 2:</b> 2014-2017 Dönemi Türkiye'nin Genel Tahmin Sonuçları.....	66



## **KISALTMALAR**

<b>CPI</b>	: Consumer Price Index
<b>EC-2SLS</b>	: Error Components Two-Stage Least Squares
<b>FE-2SLS</b>	: Fixed Effects Two-Stage Least Squares
<b>GMM</b>	: Generalized Method of Moments
<b>G2SLS</b>	: Generalized Two-Stage least squares
<b>IV</b>	: Instrumental Variables
<b>OLS</b>	: Ordinary least squares
<b>TÜİK</b>	: Türkiye İstatistik Kurumu
<b>TURKSTAT</b>	: Turkish Statistical Institute

## ÖNSÖZ

Bu çalışmanın gerçekleşmesinde cömertçe gösterdiği desteklerinden dolayı tez danışmanım, değerli hocam Doç. Dr. Hakan ACAROĞLU'na içtenlikle teşekkürlerimi sunarım.

Tez çalışmam sürecinde, bilimsel deneyimleriyle yapıcı yorumlar yapan değerli hocalarım Doç. Dr. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU, Prof. Dr. Bülent AÇMA ve Prof. Dr. Mustafa Kemal BEŞER'e çok teşekkür ederim.

Son olarak, her türlü imkanlarını sınırsız sunan ve bana tahammül eden kıymetli annem, babam ve özellikle canım ağabeyim Hamza Kağan GÜNAL'ın gönülden ilgisine sonsuz minnettarım.



## GİRİŞ

Emeğin fiyatının işsizlik oranından nasıl etkilendiğinin ekonomideki en eski ampirik sorulardan biri olduğunu belirten Blanchflower ve Oswald (2005), A.W. Phillips'in (1958), bu soruyu geleneksel olarak toplam zaman serisi yöntemleri ile incelediğini ve genellikle ücret artışı ile işsizlik arasında bir ilişki olarak düşünülen Phillips eğrisinin standart makroekonominin bir parçası haline geldiğini ifade etmişlerdir. Ücret eğrisinde, Phillips'in (1958) çalışmasından kaynaklanan geniş kapsamlı literatürden farklı olarak, işsizlik ve ücret enflasyonu yerine işsizlik ve ücret düzeyi arasındaki ilişkiye odaklanılmaktadır. Ayrıca, mikroekonomik veriler üzerinde tahmin yapılmaktadır (Blanchflower ve Oswald, 1990: 215-216).

Blanchflower ve Oswald (1994 a), sosyal bilimler tarihinin en yoğun çalışmalarından biri olarak gördükleri ücret eğrisi kitabında sistematik olarak ekonominin ampirik "kanunu" (empirical "law" of economics) için kanıtlar ve olası açıklamalar ortaya koymuşlardır. Kitapta, ücret seviyesini yerel alandaki işsizlik oranına bağlayan logaritmik bir eğrinin varlığı belgelenmiştir (Blanchflower ve Oswald, 2005: 1). Kitapta çoğu ülkede ücretin işsizlik esnekliğinin yaklaşık  $-0.1$  olduğunu savunmuşlardır (Nijkamp ve Poot, 2005). Bu esneklik değeri, çalışanların ücretlerinin işgücü piyasasının durumuna tepkisini göstermektedir. Ücret eğrisi, aynı zamanda işgücü piyasalarının rekabetçi modellerinin uygun olmayacağını ve işgücü piyasalarının pazarlık (bargaining) veya etkin ücret modelleri (efficiency wage models) kullanılarak analiz edilmesi gerektiğini göstermektedir (Janssens ve Konings, 1998).

Blanchflower ve Oswald'dan (1994 a) sonraki çalışmalar (örn., Baltagi ve Blien, 1998; Baltagi vd., 2009; Johansen vd., 2019) da benzer tahminler sunmaktadırlar. Türkiye için yapılmış önceki çalışmalar (İlkkaracan ve Selim, 2003; Baltagi vd., 2012 a; Baltagi vd., 2012 b; Konyalı, 2012; İlkkaracan vd., 2013; Karataş, 2017) ücretin işsizlik esnekliğinin bölge (Düzyey 2) düzeyindeki farklılıkların araştırılmasında sınırlı kalmıştır.

Janssens ve Konings'in (1998) çalışmalarında işgücü piyasası politikasının ekonominin bölgesel boyutuna yönelik olması gerektiği gösterilmiştir. Ücret eğrisinde kırsal-kentsel heterojenlik bulan Johansen vd. (2019) kırsal alanlarda daha katı ücretlerin olmasının, Norveç'te bölgesel politika hedeflerine ulaşmak için kırsal

bölgelerde aktif bir işgücü piyasası politikasının sürdürülmesine yönelik bir argüman gibi görüldüğü ifade edilmiştir. İspanya'daki ücret esnekliğini ve bölgesel farklılıkları analiz eden Bande vd. (2012), ücret esnekliğinin bölgeler veya bölge grupları arasında farklılık gösterip göstermediğini değerlendirmek için bölgesel ücret eğrileriyle birlikte ulusal bir ücret eğrisi tahmin etmişlerdir. Ayrıca, bölgesel işgücü piyasalarında ciddi katılıklara sahip olanlarda esnekliğin artmasının olumsuz arz şoklarının giderilmesi için çok önemli ve kaçınılmaz olacağı ortaya konulmuştur. Bu tez çalışmasında Türkiye için bölge (Düzyey 2) düzeyindeki farklılıklar tahmin edilmektedir.

Blancflower ve Oswald (1994 a), bölgesel genel işsizlik oranının etkisine odaklanmaktadır (Blancflower ve Oswald, 1994 a; Card,1995). Bununla birlikte, belirli bir işçi grubunun ücretinin grubun işsizlik oranıyla mı, yoksa genel işsizlik oranı gibi piyasa koşullarının özet ölçüsüyle mi ilgili olduğu tartışma konusudur (Card, 1995). Bazı işçi grupları genel işsizlik oranından ziyade gruba özgü işsizlik oranından daha fazla etkilenebilir (Card, 1995; Karataş, 2017). Konyalı (2012) çalışmasında, belirli gruba özgü bölgesel işsizlik oranlarının Türkiye'nin işgücü piyasası koşullarını toplam eğrilerden daha iyi tanımlayabileceği argümanını takip ederek ayrıştırılmış ücret eğrilerini incelemiştir. İlkaracan vd. (2013), eğitime göre ayrıştırılmış yerel işsizlik oranlarını kullanmışlardır. Bunun, gruba özgü ücret rekabetinin derecesi için daha doğru ölçümler sağlaması nedeniyle ücret eğrisi analizlerinde daha sağlam sonuçlar verdiği belirtilmiştir. Karataş'ın (2017) ücret eğrisi tahminleri, gruba özgü işsizlik oranlarına duyarlı bulunmuştur. Bu bağlamda, bu tez çalışmasında tahmin sonuçları cinsiyet ve yaş gibi farklı gruplara ait gruba özgü bölgesel işsizlik oranları kullanılarak elde edilmektedir.

Bu çalışmada, 2004-2013 ve 2014-2017 dönemlerinde Türkiye için cinsiyet, yaş grupları ve bölgelere göre gruba özgü bölgesel işsizlik oranları kullanılarak ayrıştırılmış ücret eğrileri tahmin edilmektedir. Çalışmada, Türkiye Hanehalkı İşgücü Anketi'nin Düzyey 2'de gözlemlenen bireysel düzeydeki verileri kullanılmaktadır.

Çalışma üç bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın ilk bölümünde ücret eğrisi konusunun teorik çerçevesi ve literatür ele alınmaktadır. İkinci bölümde, uygulama kısmında kullanılan ekonometrik yöntemle ilişkin açıklamalara değinilmektedir. Son bölümde ise tahmin sonuçlarına yer verilmektedir. Tahmin sonuçları, 2004-2013 ve 2014-2017 dönemleri için ayrı ayrı değerlendirilmektedir. Bunun sebebi, Hanehalkı İşgücü Araştırması'nda 2014 Şubat dönemiyle birlikte Avrupa Birliği kriterleri

çerçevesinde yeni düzenlemeler yapılması ve dolayısıyla 2004-2017 dönemi için kesintisiz bir seri kullanmanın mümkün olmamasıdır.



## BİRİNCİ BÖLÜM

### TEORİK ÇERÇEVE VE LİTERATÜR İNCELEMESİ

#### 1.1. TEORİK ÇERÇEVE

##### 1.1.1. Ücret Eğrisi

Blanchflower ve Oswald, 1980'lerde mikroekonomik verilerde ücretler ve işsizlik hakkında ampirik bir düzenliliği belirleme girişiminde bulunmuşlardır. Yaptıkları çalışma için çeşitli teorik yorumlar mümkün olsa da pazarlık çerçevesine dayanan birini desteklediklerini belirtmişlerdir (Blanchflower ve Oswald, 1990: 231). Blanchflower ve Oswald, Phillips eğrisi tartışmasını yeni bir başlık olarak ücret eğrisi adı altında yeniden canlandırmışlardır (Winter-Ebmer, 1996: 425). Ayrıca, ücret eğrisinin ne Phillips eğrisi ne de işgücü arzı fonksiyonu olduğunu iddia etmektedirler (Card, 1995: 795).

Ücret eğrisi, rekabetçi model dışında, işgücü piyasasının çeşitli modelleri tarafından teorik olarak doğrulanabilir (Montuenga-Gomez, 2005: 738). Blanchflower ve Oswald, tek bir teorik açıklama yapmak yerine, reel ücretler ile yerel işsizlik oranları arasında istikrarlı bir negatif ilişki ile tutarlı olan üç alternatif model serisi sunmaktadırlar: bölgesel bazda örtülü sözleşmeler modeli (a model of regionally based implicit contracts); etkin ücret modeli (an efficiency wage model); ve pazarlık modeli (a bargaining model) (Card, 1995: 796).

Verilerin basit bir nitelendirmesi olarak ücret eğrisi şu formülle tanımlanabilir:

$$\ln w = -0.1 \ln U + \text{diğer terimler}$$

Verilen formülde,  $\ln w$  ücretin doğal logaritması,  $\ln U$  çalışan kişinin bulunduğu bölgedeki işsizlik oranının doğal logaritması ve denklemdeki diğer terimler ile ifade edilen, çalışanın ve sektörünün diğer özellikleri için olan kontrol değişkenlerdir. Ele alınan her ülkede yaklaşık olarak aynı görülen bu denklem ücretin işsizlik esnekliğini  $-0.1$  olarak göstermektedir. Yerel işsizlik oranının ikiye katlanması varsayımı ardından ücrette yüzde on oranında bir düşüş (yani, onda bir düşüş) ile ilişkiliydi (Blanchflower ve Oswald, 1994 b: 5). İşsizlik değişkeni ücret denklemlerinde logaritması alınarak girilir. Bağımlı değişkenin de logaritması alındığı

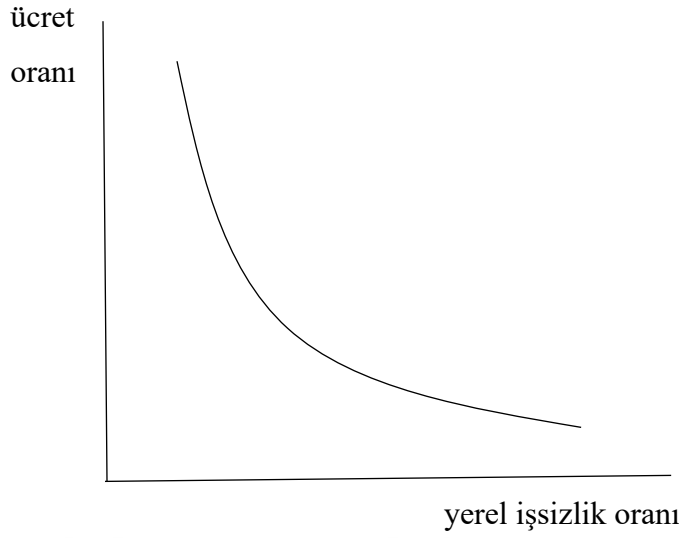
için için işsizlik katsayısı esneklik olarak okunabilir (Blanchflower ve Oswald, 1994 a: 361). Dolayısıyla  $-0.1$  katsayısı ücretlerin işsizliğe göre esnekliğidir; bu (diğer şeyler sabitken) belirli bir bölge ve zaman için, işsizlik oranındaki %20'lik bir artışın ücretlerdeki %2'lik bir düşüş ile ilişkili olduğunu göstermektedir (Montuenga-Gomez, 2005: 735). Bu bulgunun ücret katılığı endeksinin hesaplanması için bir yöntem sağladığı da düşünebilir. Ancak, ücret esnekliğinin ya da katılığının ölçümü hakkında bir fikir birliği olduğunu söylemek zordur. Bu analiz böyle bir ölçüm için bir fırsat olarak değerlendirilebilir. Ülkelerin kurumsal farklılıklarına rağmen, ücret esnekliğinde beklenilenden daha fazla benzerlik görülmektedir (Blanchflower ve Oswald, 1994 a: 6).

David Blanchflower ve Andrew Oswald, ekonominin ampirik bir “yasadını” oluşturmaya çalışmışlardır (Blanchflower ve Oswald, 1994 a; Card, 1995: 785). Uluslararası veri setleri yaklaşık olarak aynı cevabı ortaya koymaktadır (Blanchflower ve Oswald, 1995: 154). İşgücü piyasasının işleyişini araştırmak için birçok ülkeden veri kullanılarak yapılan bu girişimler politika yapımcılarının en çok ilgisini çeken değişkenlerden işsizlik düzeyi ve ücret düzeyini içermektedir (Blanchflower ve Oswald, 1994 a: 1). Ücret eğrisi, bir ülkedeki ücret oranını bölgesel işsizlik oranıyla ilişkilendiren dışbükey bir eğri olup çalışanların ücretlerinin işgücü piyasasının durumuna tepkisi hakkında bir şeyler ifade etmektedir. Ayrıca, işgücü piyasalarının rekabetçi modellerinin uygun olmadığını ve daha ziyade işgücü piyasalarının pazarlık (bargaining) veya etkin (efficiency) ücret modelleri kullanılarak analiz edilmesi gerektiğini göstermektedir (Janssens ve Konings, 1998: 223).

Şekil 1'de gösterildiği gibi "ücret eğrisi" negatif eğimli bir görünüme sahiptir. Bu ilişki (diğer şeyler sabitken) bir bölgenin belirli bir yılda işsizlik oranının yükselmesi durumunda orada yaşayanların o yıl ücretlerinde bir düşüş yaşayacağı şeklinde ifade edilebilir (Blanchflower ve Oswald, 1995: 153).

İşsizliği yüksek olan bir bölgede çalışan biri işsizliği düşük olan bir yerde çalışan benzer bir kişiden daha az kazanmaktadır. İlginç bir şekilde ilişkinin niteliği farklı ülkelerde aynı görünmektedir. Mesela, Amerika Birleşik Devletleri'ndeki ücret eğrisinin İngiltere, Kanada ve Norveç'teki ücret eğrilerine çok benzediği söylenebilir (Blanchflower ve Oswald, 1994 a: 5).

**Şekil 1: Ücret Eğrisi**



Campell ve Orszag (1998) çalışmalarında ülkeler arasında önemli ölçüde farklılık gösterebilecek birçok temel parametreye ilişkin yaptıkları tahminlerinde istihdam oranına göre ücret oranının esnekliğinde kabaca gözlemlenen değişmezliğin Blanchflower ve Oswald'ın (1994 a) neden ülkeler arasında bu kadar benzer olan ücret eğrisi tahminleri bulduklarını açıklamanın bir parçası olabileceğini belirtmişlerdir.

Graafland'a (1992) göre, Sargan'ın (1964) bir makalesine dayanan farklı bir yol izlenmiştir. Bu yeni yaklaşımda ücret denklemi mikroekonomik ücret pazarlığı teorisinden türetilmiştir (Graafland, 1992: 505). Bu yaklaşım, ücret ve işsizliğin dengede pozitif olarak ilişkili olduğu Marston (1985) ve Topel (1986) gibi Hall'in (1972) devamında ortaya konulan çalışmalar ile ilişkili olanlardan farklıdır. Eksik rekabet gücü olan işgücü piyasalarının varsayımı altında geleneksel telafi edici ücret farkı argümanı (the traditional compensating wage differential argument) geçerli değildir (Blanchflower ve Oswald, 1990: 223).

Ekonomistlerin ücretlerin ve işsizliğin mekânsal dağılımı hakkındaki düşünceleri özellikle 1970'lerin başında yayınlanan Harris ve Todaro (1970) ile Hall'e (1970, 1972) ait üç makaleden etkilenmiştir. Bu çalışmalarda yüksek işsizlik oranına sahip bölgelerin yüksek ücret alan bölgeler olacağı ileri sürülmüştür ve ana fikir Adam Smith'in telafi farklılıkları (compensating differentials) kavramının bir versiyonu olarak değerlendirilebilir. Diğer şeyler sabitken, yüksek işsizliğe sahip bölgelerde bir iş bulmanın nispeten zor olması sebebiyle bu bölgelerde yaşamak daha az arzu edilir. Özgür bir toplumda (free society) işçiler istedikleri herhangi bir bölgede yaşayabileceği için insanları hoş olmayan bir özelliği olan bir bölgede tutmak o

bölgede yüksek ücretler gibi dengeleme (off-setting) avantajı olmasını da gerektirecektir (Blanchflower ve Oswald, 1994 a: 15).

Gelişmekte olan birçok ülkede serbest piyasanın izin verdiğiinden önemli derecede daha yüksek seviyelerde kurumsal olarak belirlenmiş kentsel asgari ücretin (minimum wage) varlığı önemli kentsel işsizliğe sahip bir dengeye yol açar. Göç, bir dengesizlik olgusudur. Dengede ise göç duracaktır (Harris ve Todaro, 1970: 129). Harris ve Todaro'nun (1970) modellerinde iki sektör (kırsal ve kentsel) emek göçü ile yakından bağlantılıdır. Yazarlar çalışmalarında, sanayi sektöründe asgari ücrette bir ek iş daha yaratılırsa beklenen ücret artacaktır ve kırsal-kentsel göçlerin azaltılacağı belirtilmiştir. Söz konusu çalışmada yazarlar, birden fazla tarımsal işçinin ek bir sanayi işinin yaratılmasına karşılık büyük olasılıkla göç edeceğini belirtmişlerdir. Bu sebeple bir sanayi işçisinin fırsat maliyeti bir tarım işçisinin marjinal ürününü aşacağı söylenebilir. Öte yandan tarımsal gelirdeki bir artış sanayi çıktısı azalmadan tersine göçe yol açar. Dolayısıyla, işgücünün fırsat maliyeti tarım sektöründe sanayi sektöründen daha düşük olduğu söylenebilir (Harris ve Todaro, 1970: 132). Yazarların çalışmalarındaki en önemli varsayım, kırsal-kentsel göçün beklenen kentsel reel gelir reel tarımsal ürünü aştığı sürece devam edeceğidir. Başka bir ifadeyle, potansiyel kırsal göçmenler beklenen faydayı en üst seviyeye çıkarıcılar gibi davranırlar (Harris ve Todaro, 1970: 127).

İkna edici makroekonominin tam belirgin bir mikroekonomik temel gerektirdiği en az yirmi yıldır (Phelps vd.'nden (1970) beri) tartışılmaktadır. Bu tartışmada gelinen noktada ise gerçek iş döngüsü teorisinin, geleneksel makroekonomik modelden ziyade saf mikroekonomiye daha yakın olduğu söylenebilir (Blanchflower ve Oswald, 1994 a: 11).

Ücret eğrisinin etkin bir ücret yorumu vardır. İşsizlikteki marjinal bir artış, ücretler düzeyinde buna karşılık gelen marjinal bir düşüşe neden olmaktadır. Bunun nedeni, firmaların motive olmuş bir işgücünü korurken ödemelerini birazcık azaltabilmeleridir. Burada, işsizlik bir disiplin aracı olarak yüksek olduğunda çalışanların ücretlerinin cömertliği düşük olabilir (Shapiro ve Stiglitz, 1984; Blanchflower ve Oswald, 1995: 161). Shapiro ve Stiglitz (1984) modellerinde toplam şoklar karşısında ücretlerin neden yavaşça ayarlandığını açıklamaktadır. Emek talebindeki düşüş, sonuçta, daha düşük ücret ve daha yüksek işsizlik oranına neden olacaktır. Bununla birlikte, yazarlar, bu geçiş sürecinde ücret düşüşünün durgun bir

süreç olabilen işsizlik havuzundaki büyümeyle eşleşeceğini belirtmişlerdir (Shapiro ve Stiglitz, 1984: 434).

Ücret eğrisi ilişkisi, farkları telafi eden yüksek işsizlik oranı olan bölgeleri arama ve diğer maliyetleri telafi etmek için daha yüksek ücretlere sahip olmaya yönelten neoklasik modelle çelişmektedir. Bunun yerine, ücret eğrisi, firmaların yerel monopson gücünün kanıtını sağlayabilir ve işsizlik oranı yüksekse işçilerin elde tutulması amacıyla yüksek ücret ödenmesi gerekmemektedir (Campell ve Orszag 1998: 119). Blanchflower ve Oswald (1994 a), birçok ülke için ücret eğrilerini ekonometrik olarak hesaplamışlar. Bölgesel ücretler ile mevcut işsizlik oranı arasındaki esnekliğin yaklaşık  $-0.1$  olduğunu iddia etmişler. Elde ettikleri sonuçların, Harris-Todaro modelinin yanı sıra Phillips eğrisi analizinin yanıltıcı olduğunu ima ettiğini iddia etmektedirler. Ayrıca ücret eğrisinin makroekonomi için eksik ampirik temeli sağlamaya yardımcı olduğunu öne sürmüşlerdir (Partridge ve Rickman, 1997: 278).

Ücret eğrisi, yerel işsizlik değişkeninin regresör grubuna eklenmesi dışında, eğitime geri dönüş (the returns to education) veya kadın-erkek ücret farkını tahmin etmek için normalde kullanılan standart bir ücret denklemidir (Baltagi, 1998: 135).

1980'lerin ortalarına gelindiğinde, işsizlik ve ücrete etki eden mekânsal etkiler hakkında nispeten az tartışma vardı (Blanchflower ve Oswald, 1994 a: 25). Blanchflower ve Oswald (1994 a), ücret eğrisi üzerine yaptıkları araştırmada ve bölgesel işgücü piyasası dinamikleri üzerine Blanchard ve Katz (1992) çalışmalarında, ülke verilerinin ve bölgesel verilerin işgücü piyasasının makroekonomik modelleri için test alanı olarak kullanılma olanağı vurgulanmaktadır (Blanchard ve Katz, 1997: 70).

### **1.1.2. Phillips Eğrisinden Ücret Eğrisine**

Ücretler ve işsizlik arasındaki ilişki makroekonomide kilit yapı taşlarından birini oluşturmaktadır ve farklı işsizlik modellerinin anlaşılmasında önemlidir. Blanchflower ve Oswald (1994 a) tarafından Ücret Eğrisi kitabının yayımlanması Phillips (1958) ile başlayan ve toplam zaman serileri modellemesi alanındaki çalışmanın mikro veri analiz alanına yönelmesi ile söz konusu ilişkiye bir yenilik katmıştır (Bell vd., 2002: 341-342). Ücret eğrisi çalışmalarının işgücü ekonomisi,

makroekonomi ve bölgesel ekonomi alanlarıyla ilgilendiği söylenebilir (Blanchflower ve Oswald, 1994 a: 359).

A. W. Phillips (1958) işsizlik ve ücretlerdeki değişim oranı arasında doğrusal olmayan bir ilişkiden söz etmiştir (Phillips, 1958: 283). Ücret eğrisinde Phillips'in (1958) çalışmasından kaynaklanan geniş kapsamlı literatürden farklı olarak işsizlik ve ücret enflasyonu yerine işsizlik ve ücret düzeyi arasındaki ilişkiye odaklanılmaktadır. Ayrıca mikroekonomik veriler üzerinde tahmin yapılmaktadır (Blanchflower ve Oswald, 1990: 215-216). Ücret denkleminin ücret seviyesi eşitliği biçiminde yeniden tahmin edilmesi uygunluğu artırmaktadır (Graafland, 1992: 511). Ücret eğrisi, ücret seviyesi ile işsizlik oranı arasındaki negatif bir ilişkiyi ifade eder. Phillips eğrisi ise ücret artışı (ücret enflasyonu) ile işsizlik oranı arasındaki negatif ilişkiyi göstermektedir (Montuenga-Gomez, 2005: 748).

Phillips eğrisinde zaman serisi makroekonomik veriler ile tahmin edilirken; ücret eğrisinde mikroekonomik verilerin boyuna (longitudinal) ve toplanmış kesitleri (pooled cross-sections) kullanılmaktadır (Collier, 2001: 11). Ücret eğrisini elde etmek için boyuna hanehalkı veya bireysel anketlerin ayrıştırılmış verileri kullanılır. Phillips eğrisi tahmini ise makroekonomik işsizlik ve ücret enflasyonu verileri ile yapılmaktadır (Montuenga-Gomez, 2005: 748).

Ücret eğrisini bir işgücü arzı eğrisi olarak veya bir Phillips Eğrisi olarak kabul etmeyen Blanchflower ve Oswald (1994 a), ücret eğrisinin işgücü piyasasının rekabetçi olmayan bir açıklamasını gösterebileceğini iddia etmektedirler (Collier, 2001: 11). İşgücü piyasasının rekabetçi olmayan açıklamaları dikkate alınmalıdır (Blanchflower ve Oswald, 1995: 160). Rekabetçi olmayan işgücü piyasası modelleri ücret seviyesi ile işsizlik oranı arasında negatif bir ilişkiyi ortaya koymaktadır (Montuenga-Gomez, 2005: 755). Bunlardan biri olarak pazarlık modeli, işsizliğin ücret seviyesi (ücret artışında değil) üzerinde negatif etkisi olacağı anlamına gelir. Ücret eğrisinin ücret pazarlığı modeline giren tüm diğer dış değişkenlere (exogenous variables) bağlı olacağı söylenebilir (Graafland, 1992: 505).

Ücret eğrisi için açıklama getirmenin rekabetçi olmayan başka bir yolu, etkin ücret teorisi. Etkin ücret analizinin bir özelliği ise, şirketlerin ücretin üretkenliği etkilediği bir ortamda ücret belirlemeleridir. Burada, Shapiro ve Stiglitz'in (1984) çalışması arketip bir durum olarak değerlendirilebilir. Dengede, firmalar kârı en üst

düzeğe çıkarmaya çalışırken işçiler ne kadar fazla çalışacaklarını seçerler. İşten çıkarılan bir işçinin başka bir iş bulabilme kolaylığını belirlediği için işsizlik oranı önemli bir rol oynamaktadır. Oldukça çöküntü bir işgücü piyasasında çalışanlar işlerini kaybetmekten korkmaları sebebiyle ücret nispeten düşük olsa bile yüksek çaba sarf ederler (Shapiro ve Stiglitz, 1984; Blanchflower ve Oswald, 1995: 161). Etkin (efficiency) ücret modelinin temel bir özelliği, belirli bir işçi grubunun ücretlerinin gruba özgü işsizlik oranı ile ilişkili olmasıdır (Card, 1995: 797).

Ücret eğrisi, denge işsizlik oranını tespit etmek için de kullanılmıştır. Phillips eğrisi, nominal ücret oranının emeğe olan aşırı talebi ortadan kaldırmak için gereken yönde hareket ettiği bir ayarlama hipotezini (an adjustment hypothesis) temsil etmekte iken ücret eğrisi, bir denge işsizlik kavramının geçerliliğini ortaya koymaktadır. Bu anlamda ücret eğrisi, daha fazla neo-Keynesyen görüş lehinde olup işgücü piyasasının ve ekonominin bir bütün olarak neo-klasik görüşünden ayrılmaktadır (Montuenga-Gomez, 2005: 758).

## 1.2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Uluslararası karşılaştırılabilir rassal örneklerden elde edilen mikroekonomik veriler 1990'lı yıllarda ekonomistlere hipotezleri test etmek için zengin ve yeni bir kaynak sağlamıştır (Blanchflower ve Oswald, 1995: 165). Blanchflower ve Oswald'ın (1994 a) ardından çoğu ülkede, işsizliği yüksek bölgelerde daha düşük ücretlerin olduğu tespit edilmiştir. Böyle bir keşfi rasyonelleştirmenin bir yolu, işgücü piyasasının rekabetçi olmayan teorilerine başvurmak ile mümkün olabilir (Blanchflower ve Oswald, 2005: 5). Ücret eğrisi, bölgesel işsizlik oranları ile bireylerin reel ücretleri arasındaki negatif ilişkiyi açıklayan ampirik bir düzenlilik olarak tanımlanabilir (Baltagi, Baskaya ve Hulagu, 2012 b). Ücret eğrisi, yerel işgücü piyasalarında rekabetçi olmayan davranışların kanıtını sağlıyorsa, işgücü piyasalarında nispeten rekabetçi olduğu düşünülen ve işçilerin nispeten yüksek derecede işgücü hareketliliği sergilediği yerlerde ücret eğrisi esnekliğinin daha düşük olması beklenebilir (Nijkamp ve Poot, 2005: 431).

1980'lerde ücretler ve işsizlikle ilgili mikroekonomik verilerde ampirik bir düzenlilik belirleme girişiminde bulunan Blanchflower ve Oswald (1990), çalışmalarında yaptıkları analizden iki ana sonuca varmışlardır. Birincisi hem Birleşik

Krallık'ta hem de ABD'de düşük işsizlik seviyelerinde negatif eğimli bir ücret eğrisi var olduğudur. Bununla birlikte, bu eğriler yeterince büyük işsizlik oranlarına ulaşıldığında düzleşmektedir. İkincisi ise, Birleşik Krallık kanıtları, uzun vadeli işsizliğin ücret belirleme sürecinde önemli bir unsur olduğu görüşünü desteklememektedir. Yazarlar çalışmalarında, söz konusu bulguların makroekonomi üzerinde etkileri olduğunu belirtmişlerdir. Ücret eğrisi orta ile yüksek işsizlik oranlarında düzleşme gösteriyor ise bu aralıkta ekonomiye yönelik şokların (ücret ayarlaması az veya hiç olmasa bile) işsizlikte önemli değişiklikler yapabildiğini söylemişlerdir. İşsizlik az olduğunda ücret esnekliği en yüksek seviyededir.

Ücret düzeyi ile işsizlik düzeyi arasındaki ilişkiyi inceleyen Blanchflower ve Oswald (1992), ücret seviyesini bölgesel (veya sanayi) işsizlik oranına bağlayan negatif eğimli bir yerin varlığına ilişkin kanıtlar ortaya koymuşlardır. Çalışmada, bu “ücret eğrisi” İngiltere, ABD, Kanada, Kore, Avusturya, İtalya, Hollanda, İsviçre, Norveç ve Almanya için mikroekonomik veriler kullanılarak, ücretin ortalama işsizlik esnekliği yaklaşık  $-0.1$  olarak tahmin edilmiştir. Tahmini ücret eğrileri, ülkeler arasında ortalama olarak bir işsizlik oranının iki katına çıkmasının ücret seviyesini yaklaşık yüzde on oranında azalttığına işaret etmektedir. Ayrıca uluslararası kesit veri setlerinin büyüklüğü ve kalitesi (the size and quality of the international cross-section data) değişkenlik göstermekle birlikte bir araya getirildiğinde bulguların uluslar arasında ortak bir biçim (pattern) gösterdiği ifade edilmektedir. Yazarlar çalışmalarında elde ettikleri bulguların, işsizlerin işçileri disipline etmek için harekete geçtiği ve bireylerin istedikleri yerlere göç etmekte özgür oldukları çok bölgeli bir etkin ücret teorisi versiyonuyla tutarlı olduğunu belirtmiştir. Tercih edilen bir modelin sonunda geliştirilip geliştirilemeyeceği, tatmin edici bir işgücü piyasası davranışı teorisinin uluslararası ücret eğrilerinin varlığını hesaba katabilmesi gerektiğini göstermektedir

Çalışmalarında, çalışanlar tarafından kazanılan ücretleri bölgelerindeki (ya da endüstrilerindeki) işsizlik oranlarına bağlayan negatif eğimli bir eğrinin varlığını ortaya çıkardıklarını ifade eden ve iktisadın istatistik düzenliliğini veya ampirik bir “kanunu”nu açıklayan Blanchflower ve Oswald (1994 a), ücretin işsizlik esnekliği olarak adlandırılacak bir ücret esnekliği endeksini, ücret eğrisinin bulunduğu on altı ülkenin her birinde yaklaşık olarak aynı bulmuşlardır. Bu esneklik  $-0.1$ 'dir ve bu tekdüzelik, Ortodoks öğretiye karşıdır.

Britanyalıların ücret düzeyi ile yerel işsizlik oranı arasında ters bir ilişki olduğunu gösteren ilk çalışma Blancflower ve Oswald'a (1994 b) aittir. Yapılan çalışmada işsizliğin ücret üzerindeki etkisini araştırmak için 1973-1990 Genel Hane Halkı Anketlerinden elde edilen yaklaşık 175.000 işçiden toplanmış veriler kullanılarak Büyük Britanya'da negatif eğimli bir ücret eğrisi bulunmuştur. Ücretlerin tahmini işsizlik esnekliği yaklaşık  $-0.1$ 'dir. Yerel işsizliğin iki katına çıkması, işçilerin ücret düzeyinin onda birinin düşmesiyle ilişkilidir.

Uluslararası ampirik düzenliliğin varlığını belgeleyen Blancflower ve Oswald'a (1995) göre, ABD, Büyük Britanya, Almanya, Kanada, Avusturya, Hollanda, İsviçre, Kore, Norveç, İrlanda, İtalya, Japonya, Avustralya, Fildişi Sahili, İsveç ve Hindistan ülkeleri arasında ücret eğrisi yaklaşık olarak aynıdır. Ayrıca bu bulgu, ülkeler içinde farklı zaman dilimlerinde de mevcuttur. Söz konusu ülkelerde, ücretin tahmini işsizlik esnekliği yaklaşık olarak  $-0.1$ 'dir. Bu, ülkelerin çok farklı ücret esnekliğine sahip olduklarını iddia eden Ortodoks öğretiyeye karşı gelen bir sonuç olarak değerlendirilebilir. Doğru tahminde buldukları için, pazarlık ve etkin ücret modelleri ücret eğrisi modeliyle tutarlı görülmüştür.

Bir "ücret eğrisi" olduğu sonucuna ulaşabileceğini belirten Card (1995), işgücü piyasasında yüksek işsizlik oranı olan bireylerin ücretlerinin, işsizliğin düşük olduğu piyasalardaki benzer işçilerden daha düşük olduğunu vurgulamıştır. Ayrıca, ücret eğrisinin farklı ekonomilerde ve farklı zamanlarda farklı işçi türlerinde ortaya çıkma eğilimi ücret eğrisinin "ampirik bir ekonomi yasası" olabileceğini göstermektedir.

Belçika için bir ücret eğrisi tahmin etmeyi amaçlayan Janssens ve Konings (1998), erkekler için  $-0.1$ 'e yakın bir ücretin işsizlik esnekliğinden bahsederken kadınlar için ücret eğrisi kanıtı bulunmayan bir esneklik tahmin etmişlerdir. Ancak erkekler ve kadınlar birlikte alındığında ücret eğrisini destekleyen  $-0.04$  olan bir değer belirtmişlerdir. Bu sonuca göre, erkeklerden farklı olarak kadın işgücünün daha rekabetçi bir işgücü piyasasıyla karşı karşıya olduğu söylenebilir. Çalışmada işgücü piyasası politikasının ekonominin bölgesel boyutuna yönelik olması gerektiği gösterilmiştir.

Alman ücret eğrisini inceleyen Baltagi ve Blien, (1998), İstihdam Araştırma Enstitüsü istihdam örneğinden 1981-1990 yılları arasındaki on yıllık bir süre için Batı

Almanya'daki 142 işgücü piyasası bölgesini kapsayan bir araştırma yapmışlardır. Ücret eğrisi varlığına yönelik bulgular, yalnızca genç işçiler ve daha az vasıflı işçiler için sağlanmaktadır. Ayrıca, bölge ve zaman etkilerini kontrol etmenin yanı sıra işsizliğin içselliğinin de hesaba katılması, Almanya'daki ücret eğrisini desteklemektedir. Yerel işsizlik oranının içselliğini göz ardı etmek, yalnızca daha genç ve daha az nitelikli işçiler için ücret eğrisinin lehine sonuç verir. İşsizlik oranının içselliğini açıklamak, tüm çalışanlarda ücret eğrisi lehine kanıtlar getirir. Baltagi, Blien ve Wolf (2000), 1993-1998 dönemi boyunca istihdam istatistiklerini kullanarak Doğu Alman ücret eğrisini incelemişlerdir. Çalışmalarında, bölge ve zaman etkilerini kontrol etmenin yanı sıra işsizliğin içselliği de dikkate alındığında, Doğu Almanya'daki ücret eğrisini desteklemektedirler. Batı Alman Ücret Eğrisi hakkındaki ampirik kanıtları gözden geçiren Baltagi, Blien ve Wolf (2009) ise, çalışmalarında 1980-2004 döneminde ücretin işsizlik esnekliğini kısa dönemde göreceli olarak küçük fakat önemli ( $-0.016$ ) ve uzun dönemde yaklaşık iki katı ( $-0.037$ ) olarak elde etmişlerdir. Ayrıca, bu ücret esnekliğinin, daha düşük pazarlık gücü olan gruplar için daha esnek olduğu, yani yaşlılara karşı genç işçilerde, kadınlara karşı erkeklerde, yerli Almanlara karşı yabancılarda daha esnek olduğu tespit edilmiştir.

Blancflower (2001) Doğu ve Orta Avrupa'dan 23 ülkenin işgücü piyasasını incelemiştir. 1990-1997 yılları arasında Arnavutluk, Ermenistan, Belarus, Bulgaristan, Hırvatistan, Çek Cumhuriyeti, Doğu Almanya, Estonya, Gürcistan, Macaristan, Kazakistan, Kırgızistan, Letonya, Litvanya, Makedonya, Moldova, Polonya, Romanya, Rusya, Slovakya, Slovenya, Ukrayna ve Yugoslavya'dan elde edilen 200.000'den fazla rassal örneklenmiş birey üzerinden çok sayıda anketten mikro veriler kullanmıştır. Doğu Avrupa ülkelerindeki işsizlik regresyon denklemlerinin mikroekonomik yapısının sanayileşmiş batıya benzediği belirtilmiştir. Doğu Avrupa'nın ücret eğrileri tahmininde  $-0.1$  ile  $-0.3$  arasında yerel bir ücretin işsizlik esnekliği ortaya konmuştur. Bu bulgu, başka yerlerde bulunanlardan daha büyüktür. Doğu Avrupalılar Batı Avrupalı meslektaşlarından daha az memnun olduklarını söylemişlerdir. Ayrıca Doğu Avrupa'da meydana gelen değişikliklere en güçlü destek erkekler, gençler, en eğitimli öğrenciler, çalışanlar ve özellikle serbest meslek sahipleri arasında bulunduğu belirtilmiştir. Piyasa reformlarına verilen destek iki refah tedbiri konusunda özellikle mutsuz bulunan işsizler arasında düşük olduğu belirtilmiştir. Cholezas ve Kanellopoulos (2015) ise, 2004-2013 yılları için üç aylık bireysel verileri

(individual data) kullanarak Yunanistan'da işgücü piyasası esnekliğini artırmaya yönelik reformlarla büyük ölçüde güçlendirilmiş görünen ücret eğrisi mekanizmasına dair güçlü kanıtlar sunmuşlardır. Çalışmanın bulgularına göre erkek, yaşlı, daha nitelikli ve kırsal çalışanlar bölgesel işsizliğe karşı daha duyarlıdır. Çalışmada, Yunanistan'da farklı çalışan gruplarına göre değişen bir ücret eğrisi olduğuna dair kanıtlar sunulurken ücret esnekliğinin büyüklüğü uluslararası kanıtların önerdiğine benzemektedir. Ayrıca ücretler ile işsizlik arasındaki negatif ilişki, Yunan işgücü piyasasının esnekliğini artırmak için getirilen işgücü piyasası reformları ile daha da artmış görünmekte olduğu ifade edilmiştir.

Collier (2001) çalışmasında İngiliz Hanehalkı Panel Araştırması'nın 1991-1998 dönemine ait mikro verilerini kullanarak bir İngiltere ücret eğrisi için ampirik kanıtları araştırmıştır. Ana bulgu, ücret ve işsizlik arasında negatif bir ilişkinin kanıtı olduğudur. İngiltere'deki erkekler için ücretin tahmini işsizlik esnekliği yaklaşık olarak  $-0.14$ 'e eşittir. Kadınlar için bir ücret eğrisi olduğuna dair kanıt bulunamamıştır. Bu bulguların diğer ülkeler için rapor edilen panel çalışmaları ile tutarlı olduğu söylenebilir. Bununla birlikte, bu çalışma İngiltere için yapılan önceki çalışmalarla tezattır.

Savaşlar arası işgücü piyasası analizinde işsizliğin ücretler üzerindeki etkisinin önemli bir konu olduğunu ifade eden Bardsen, Doornik ve Klovland (2002), savaşlar arası yıllarda Norveç'te ücret davranışlarının ekonometrik bir analizini sunmuşlardır. 1927-1939 yılları için 55 imalat sanayisinden oluşan bir panel veri seti kullanmışlardır. GMM tahmin yöntemlerini bu imalat sanayi verileri paneline uygulayarak savaşlar arası yılların ücret davranışı için önerildiği gibi anormal bir zaman dönemi olarak görünmediğini tespit ettiklerini belirtmişlerdir. Fiyatlarda homojen olma, üretkenlikle orantılı olma ve işsizlik esnekliği  $-0.1$  olan tüm modern özelliklere sahip uzun vadeli bir ücret eğrisi tahmin etmişlerdir. Bu ampirik analiz ile Norveç imalat sanayiinde savaşlar arası işgücü piyasası davranışına ilişkin belirli bir muamma olmadığı gösterilmiştir. Norveç'teki ücret eğrisinin kırsal-kentsel doğasına odaklanan Johansen vd. (2019) ise Norveç'te bölgesel olarak farklılaştırılmış bordro vergilerinin etkinliği açısından önemli olması sebebiyle çalışmalarında ücretlerin kırsal alanlarda kentsel alanlara göre daha katı olup olmadığını araştırmışlardır. Ücret eğrisini 2008-2013 yılları boyunca tüm Norveç işgücü piyasasını kapsayan büyük bir Norveç mikro düzey veri kümesi temelinde yeniden tahmin etmişlerdir. Ücret eğrisinde kırsal-kentsel

heterojenlik bulmuşlardır. Kentsel bölgede ücretin işsizlik esnekliği kırsal bölgelere göre daha yüksek olup ortalama kırsal ücret eğrisinin esnekliği, kentsel ücret eğrisinin esnekliğinin yaklaşık %70'i kadar olduğunu belirtmişlerdir. Kırsal alanlarda daha katı ücretlerin olması, Norveç'te bölgesel politika hedeflerine ulaşmak için kırsal bölgeler için aktif bir işgücü piyasası politikasının sürdürülmesine yönelik bir argüman gibi görüldüğü ifade edilmiştir.

Beklenenin tersine işsizliğin ücret esnekliğinin ülkeler arasında değiştiğini gösteren Montuenga, Garcia ve Fernandez (2003) Fransa, İtalya, Portekiz, İspanya ve İngiltere ülkeleri için 1994-1996 dönemini kapsayan çalışmalarında ülkelerin kendi ücret eğrilerini tahmin etmişlerdir. Özellikle belirli bir ülke için, bir ücret eğrisi tahmin eden mikro veri çalışmalarında gözlemlenen bu bulgu, beş AB ülkesine karşılık gelen homojen bir veri tabanı kullanıldığında ortadan kalkmaktadır. Bu bağlamda, homojen bir veri tabanının kullanımı, Avrupa Topluluğu Hanehalkı Paneli anket metodolojisinin güvenilir karşılaştırmalar yapabilecek şekilde analiz edilen tüm ülkeler için ortak olması nedeniyle açık bir avantaja sahip olduğu belirtilmiştir. Elde edilen bulguların hem teorik içeriklere hem de toplu zaman serileri temelli (aggregated time series-based) çalışmalara uygunluğu belirtilmiştir.

Bireylerin ücretlerinin değişen yerel işgücü piyasası koşullarına duyarlılığı konusunu ele alan çalışmalarda bulunan ampirik sonuçlardaki farklılıkların nedenlerini ortaya çıkarmak için Nijkamp and Poot (2005), literatürden türetilen 208 esneklikten oluşan bir örnek üzerinde meta-analitik teknikler uygulamışlardır. Çalışmada ücret eğrisi esnekliğinin tahmini yaklaşık  $-0.07$ 'dir. Ayrıca, ücretin işsizlik esnekliğine dair kanıtların, yerel işgücü piyasalarının rekabetçi olmayan özellikleri hakkında gelişen literatüre ampirik destek sağladığı söylenebilir.

Ücret eğrisinin varlığına yönelik birçok ülkede kanıt bulunmuş olsa da Amerika Birleşik Devletleri verilerinde bu durum daha tartışmalı olarak görülmüştür. Bu bağlamda, ücret eğrisinin (ücret düzeyi ile yerel işsizlik oranı arasındaki mikro-ekonometrik bir ilişki) varlığına dair modern ABD verileri ile bir kanıt sunan Blanchflower ve Oswald (2005), 40'tan fazla ülkeden gelen son kanıtlarla tutarlı olarak Amerika Birleşik Devletleri'ndeki ücret eğrisinin yaklaşık  $-0.1$  uzun dönem esnekliğe sahip olduğunu bulmuşlardır. Yapılan tahminlerde daha önce var olandan daha uzun bir veri süresi kullanılmıştır. Aynı zamanda içsellik ve ölçüm hatası (measurement error) düzeltilmeye çalışılmıştır. Makalenin teorik çerçevesi ile uyumlu olarak şunlar

söylenbilir: Beklenenden daha fazla işsizlik yardımları olan devletlerde ücretlerin daha yüksek olduğu, iş bulma algısı olasılığının işsizliğin yüksek olduğu ülkelerde daha düşük olduğu ve işsizliğin yüksek olduğu ülkelerde çalışanların daha az mutlu oldukları ifade edilmiştir. Sonuç olarak, ücret eğrisini ekonominin ampirik bir kanunu olarak görmenin makul olduğunu belirtmişlerdir. Amerika Birleşik Devletleri'nde bir ücret eğrisi varlığından söz edilebilir. Çalışmada belirtildiği üzere ücret eğrisi için kanıt sendika dışı hallerde özellikle güçlüdür.

Sanz-de-Galdeano ve Turunen (2006) çalışmalarında euro bölgesi için bir ücret eğrisinin varlığını ampirik olarak test etmek için 1994-2001 dönemi boyunca mikro veriler kullanarak genel ücret eğrisi esnekliğini  $-0.14$  olarak bulmuşlardır. Esneklik çalışan grupları arasında ve ücret dağılımı boyunca farklılık göstermektedir. Özellikle kamu sektörü çalışanlarının ücretleri bölgesel işsizlik oranına önemli ölçüde daha az yanıt vermektedir. Erkeklerin ücretlerinin bölgesel işsizlik oranlarına kadınların ücretlerinden daha duyarlı olduğunu bulunmuştur. Bölgesel işsizlik oranlarında genç işçilerin ücretleri yaşlı işçilerin ücretlerinden daha fazla değiştiği görülmüştür. Eğitim sonuçlarının cinsiyet ve yaşa göre daha az belirgin olduğu söylenebilir. OLS tahminlerine göre, yüksek eğitilmiş çalışanların ücretlerinin yerel işsizlik oranlarından daha az etkilendiği görülse de sabit etkiler tahminleri (the fixed effects estimates), işsizlik esnekliklerinin farklı eğitim seviyelerine sahip çalışan grupları arasında aynı olduğunu göstermektedir.

Etkin ücret teorisi modelleriyle tutarlı ve gelişmekte olan ülkelerdeki bölgesel işgücü piyasalarının işleyişini analiz ederken dikkate alınması gerektiği sonucuna ulaşan Ramos vd. (2010), 2002-2006 Kolombiya Hanehalkı Araştırması'ndan elde edilen mikro verileri kullanarak bireysel ücretlerin yerel işsizlik oranlarına esnekliğini  $-0.07$  bulmuşlardır. Ücretlerin işsizlik esnekliğinin değeri çalışanların geri kalanından önemli ölçüde düşük olmasına rağmen kayıt dışı sektördeki çalışanlar (hem erkekler hem de kadınlar) ve özel sektörde kayıtlı çalışan erkekler için ücret eğrisinin varlığı gösterilmiştir. Kayıt dışı çalışanların esnekliği önemli ölçüde daha yüksektir.

İspanya'daki ücret esnekliğini ve bölgesel farklılıkları analiz eden Bande vd. (2012), ücret esnekliğinin bölgeler veya bölge grupları arasında farklılık gösterip göstermediğini değerlendirmek için bölgesel ücret eğrileriyle birlikte ulusal bir ücret eğrisi tahmin etmişlerdir. 1995, 2002 ve 2006 verilerini kullanarak, yüksek işsizlik oranlarından muzdarip bölgelerin daha düşük ücret esnekliği sergilediğini

göstermişlerdir. Bu bağlamda, bölgesel işgücü piyasalarında özellikle de ciddi katılıklara sahip olanlarda esnekliğin artmasının olumsuz arz şoklarının giderilmesi için çok önemli ve kaçınılmaz olacağını ifade etmişlerdir. Ayrıca, daha uzun ve daha kapsamlı veri kümeleriyle yapılacak tahminler ile bu araştırmanın daha sağlam bir şekilde test edilmesinin sağlanabileceğinin önemi de belirtilmiştir.

Brezilya için ücret eğrisinin lehine bir kanıt sunan Baltagi vd. (2016), 2002-2009 döneminde 27 Federal Birimdeki Ulusal Hanehalkı Araştırması'ndan alınan bireysel verileri kullanarak işsizlik esnekliğini  $-0.08$  bulmuşlardır. Ayrıca, erkeklerin yerel işsizlik oranlarına kadın meslektaşlarından önemli ölçüde daha duyarlı olduklarını ortaya koymuşlardır. Aslında, kadınlar için buldukları işsizlik esnekliği istatistiksel olarak anlamsızdır.

Türkiye için ücret eğrisi tahminine yönelik araştırmalardan biri olan İlkaracan ve Selim (2003), Türkiye işgücü piyasaları için 1994 yılının mikro düzeyde bireysel ücret verileri ile çalışmışlardır. Ücretler ve bölgesel işsizlik oranları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir negatif korelasyon olduğunu belirtmişlerdir. Çalışmada farklı ücret belirleme değişkenlerinin sonuçlarına yer verilmiştir. Kadın ve erkekler için elde edilen sonuçlara göre sadece erkek işgücü piyasasında bir ücret eğrisi varlığından söz edilmiştir. Farklı işçi kategorilerine ilişkin ücret denkleminin tahminleri düşük pazarlık gücü ile yüksek ücret esnekliği arasındaki beklenen korelasyonu doğruladığı sadece tek istisnanın ücretin yerel işsizliğe az cevap verdiği ya da hiç cevap vermediği kadınlar ve gençler olduğu belirtilmiştir. Türkiye'de işgücüne katılımı farklı özelliklerin olması ve ücretlerin geçim seviyesine yakın ücretlere sıkıştırılması iki olası durum olarak ifade edilmiş olup Türkiye'nin ayrı bir işgücü piyasası olduğu vurgulanmıştır. Türkiye, ücretin negatif işsizlik esnekliği varlığının ampirik olarak kabul edildiği ülkelerden biri olarak ve evrensel bir ücret eğrisi varlığına ilişkin bir kanıt olarak değerlendirilmiştir.

Baltagi, Baskaya ve Hulagu (2012 a) çalışmalarında, 2005-2008 yılları için Düzey 2 bölgelerini kapsayan Hanehalkı İşgücü Anketi'nden elde edilen bireysel veriler ile Türkiye için ücret eğrisini araştırmışlardır. Türkiye'de ücretlerin işsizlik esnekliğinin uluslararası kanıtlarla aynı olduğu gösterilmiştir. Daha genç, daha az deneyimli, daha az eğitilmiş çalışanların daha duyarlı olduğunu görülmüştür. Bu, yetenekleri ve / veya kıdemleri nedeniyle düşük pazarlık gücüne sahip işçilerin, işgücü piyasası koşullarına daha yüksek ücret duyarlılığı ile karşı karşıya olduklarını

doğrulamaktadır. Ayrıca Türkiye'deki kadın ücretlerinin işsizlik oranlarına erkeklerin ücretlerinden daha duyarlı olduğu tespit edilmiştir. Daha genç, daha az eğitilmiş, daha az deneyimli ve kadın çalışanlar için daha yüksek esnekliğe sahip olmakla birlikte – 0.099 işsizlik esnekliği bulunmuştur. Bu durum, İlkaracan ve Selim'in (2003) bulgularından farklı olmakla birlikte Türkiye'deki kadın işçilerin ödeme durumlarına göre ayrıştırılmasındaki son eğilimlerle tutarlı olduğu söylenebilir.

Ücret eğrisi Türkiye'yi de kapsayan bir dizi ülke için iyi bir şekilde belgelendirilmiş olsa da ücret eğrisinin resmi istihdama karşı kayıt dışı için nasıl farklılık gösterdiği üzerine daha az odaklanıldığını belirten Baltagi, Baskaya ve Hulagu (2012 b), 2005-2009 dönemi için Türkiye'de kayıtlı ve kayıt dışı çalışanlar için ücret eğrilerini araştırmışlardır. Düzey 2 bölgesinde gözlemlenen Türkiye Hanehalkı İşgücü Anketi'ni kullanarak, Türkiye'deki kayıt dışı çalışanların gerçek saatlik ücretlerinin, bölgesel işsizlik oranlarındaki kayıtlı işçilere kıyasla daha fazla değişiklik gösterdiğini tespit etmişlerdir. Elde edilen sonuçların, kayıt dışı istihdamın gelişmekte olan ülkelerde önemli bir işgücü piyasası esnekliği kaynağı olabileceği görüşünü desteklediği söylenebilir. Daha az korumalı işlere sahip çalışanların, işsizlik oranlarını değiştiren şoklara karşı işgücü piyasalarının ayarlanmasında kilit bir rol oynadığı görülmüştür.

Farklı işsizlik oranı kategorileri, ücretin işsizlik esnekliği konusunda farklı sonuçlar verdiği için ücret eğrisi analizinde işsizlik oranının ayrıştırılmasının önemini vurgulayan Konyalı (2012), Türkiye'nin işgücü piyasası koşullarını, belirli gruba özgü bölgesel işsizlik oranlarının toplam eğrilerden daha iyi tanımlayabileceği argümanını takiben, ayrıştırılmış ücret eğrileri ile incelemiştir. 2007-2009 Gelir ve Yaşam Koşulları panelinde yapılan anketi kullanarak, Türkiye için bir ücret eğrisinin varlığının lehine zayıf kanıtların olduğunu belirtmiştir. Erkek çalışanlar için, ücret eğrisi ilişkisi mevcut görünmektedir. Kadın çalışanlarda ücret eğrisi lehine bir kanıt yoktur. Veriler iki yaş grubuna bölündüğünde ve yaşa özel işsizlik oranları kullanıldığında, yirmi beş ila altmış dört yaş arasındaki kadınlar için bir ücret eğrisi ortaya çıkmaktadır. On beş ila yirmi dört yaş arasındaki kadınlar için pozitif bir işsizlik esnekliği görülmüştür. Bu sonuçlar, İlkaracan ve Selim'in (2003), Türkiye'de kadınların işgücüne katılım dinamikleri üzerine odaklandığı argümanı ile açıklanabilir. Bu argümana göre, düşük vasıflı ve düşük maaşlı kadın çalışanlar, evlilik ya da doğum tarihine kadar işgücüne katılıyor ve sıkı işgücü piyasalarındaki işgücünden

çekiliyorlar. Bu nedenle, kadın işgücünün bileşimi, sıkı işgücü piyasalarındaki yüksek vasıflı, yüksek ücretli kadın çalışanlar lehine değişmektedir.

İlkkaracan, Levent ve Polat (2013), 2005-2010 dönemine ait, Düzey 2 bölgesi ile ayrıştırılmış yıllık Hanehalkı İşgücü Anketi'nden birleştirilmiş kesit bireysel düzey mikro verileri (pooled cross-section individual level micro data) kullanmışlardır. Ücretin işsizlik esnekliği ölçüsünün, kullanılan işsizlik tanımına duyarlı olabileceğini göstermişler. Daha geniş işsizlik tanımlarının Türkiye piyasasında işgücü piyasasına bağlılığı oldukça zayıf olan kadınların ücret esnekliğini ölçmede daha etkili olacağını tespit etmişlerdir. Erkeklerin ücretleri ise uzun vadeli işsizliğe karşı nispeten daha hassas olduğu sonucuna varmışlardır. Ayrıca, eğitim tarafından ayrıştırılan yerel işsizlik oranlarının kullanımı, ücret eğrisi analizinde genel işsizlik oranını kullanan tahminlerden daha güçlü sonuçlar vermektedir. Son olarak, esnekliğin ücret dağılımının ortasında yüksek olduğunu, ancak alt ve üst uçlarda önemli ölçüde azaldığını göstermişlerdir. Bu durumun kadınlarda çok daha belirgin olduğu belirtilmiştir.

Karataş (2017) çalışmasında ise, Türkiye'de 2004-2013 yılları için Düzey 2 bölgesini kapsayan standart ücret eğrisi sonuçlarına bakıldığında Türkiye için ücret eğrisi  $-0.07$  civarında bulunmuştur. Bu bulgunun, Blanchflower ve Oswald (1990, 1994 a) ve diğer çalışmalarda bulunan  $-0.10$  esnekliğinden ziyade Nijkamp ve Poot'un (2005) bulgusunu desteklediği yazar tarafından belirtilmiştir. Ayrıca bu çalışmada, daha kırılğan işçi gruplarının ücretlerinin bölgesel işsizlik oranlarındaki dalgalanmaya daha duyarlı olduğu bulunmuştur. Çalışmada, ücret eğrilerinin tahmininde gruba özgü işsizlik oranları da kullanılmıştır. Bölgesel genel işsizlik oranlarının kullanımının belirli grupların ücretler ve işsizlik oranları arasındaki gerçek ilişkiyi maskeleyebileceği belirtilmiştir. Mesela, ücretler genç işçilerin genç işsizlik oranlarına daha da duyarlı olmakla birlikte 25 yaş ve üstü işçilerin ücretleri gruplarına özgü işsizlik oranlarına daha az duyarlıdır. Bu bulgular ile, genel işsizlik oranının kullanılmasının, genç işçilerin ücretleri ile işsizlik oranı arasındaki gerçek ilişkiyi göreceli olarak gizlediği gösterilmiştir. Başka bir deyişle, ücret eğrisi verimlilik ücreti veya teknelci rekabet ile sonuçlanırsa, işçiler birbirleri için tüm işçilerden ziyade bir grup içinde rekabet edebilirler, o zaman gruba özgü işsizlik oranı daha uygun olacaktır.

Bu tezde, iki model (FE-2SLS ve EC-2SLS) kullanılmaktadır. Hausman testi ile uygun model belirlenerek tahminler yapılmaktadır. Ayrıca, Türkiye için bölge (Düzyey 2) düzeyindeki farklılıklar tahmin edilmektedir.



## İKİNCİ BÖLÜM

### EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu bölümde öncelikle panel veri modellerinden doğrusal panel model üzerinde durulmaktadır. Daha sonra doğrusal panel modelin GMM tahminlerinden olan rassal ve sabit etkiler için enstrümantal değişkenler (IV) tahminleri açıklanmaktadır. Son olarak bu iki tahmin modelinin hangisinin seçilen enstrümanlar için daha uygun/tutarlı bir model olduğunu belirlemek amacıyla yapılan Hausman testine yer verilmektedir.

#### 2.1. PANEL VERİ ANALİZİ

Hansen (2014), kesitsel (cross-sectional), zaman serileri (time-series) ve panel (panel) olmak üzere üç ana ekonomik veri kümesi türünü şu şekilde tanımlamaktadır:

Kesitsel veri kümelerinin kişi başına bir gözlemi vardır. Anketler, kesitsel veriler için tipik bir kaynaktır. Tipik uygulamalarda, anket yapılan kişiler kişi, hanehalkı, şirket veya diğer ekonomik ajanlardır. Birçok çağdaş ekonometrik kesitsel çalışmada örnek büyüklüğü (sample size) oldukça büyüktür. Kesitsel gözlemlerin birbirinden bağımsız olduğunu varsaymak gelenekseldir.

Zaman serisi verileri zamana göre endekslenir. Tipik örnekler arasında makroekonomik toplamlar (aggregates), fiyatlar ve faiz oranları yer alır. Bu tip veriler seri bağımlılıkla (serial dependence) karakterize edilir. Bu nedenle rassal örnekleme (sampling) varsayımı uygun değildir. Çoğu toplam ekonomik veri sadece düşük bir sıklıkta (yıllık, üç aylık veya belki de aylık) mevcuttur. Dolayısıyla örneklem büyüklüğü genellikle kesitsel çalışmalardan çok daha küçüktür. İstisna olarak, verilerin yüksek sıklıkta (haftalık, günlük, saatlik veya işlem yoluyla) kullanılabildiği finansal veriler de mevcuttur ve örnek boyutları (sample sizes) oldukça büyük olabilir.

Panel verileri ise, kesit ve zaman serilerinin elemanlarını birleştirir. Bu veri setleri, zaman içinde tekrar tekrar incelenen bir grup bireyden (tipik olarak kişiler, hanehalkları veya şirketler) oluşur. Ortak modelleme varsayımı, bireylerin karşılıklı olarak birbirlerinden bağımsız olmalarıdır ancak belirli bir bireyin gözlemleri karşılıklı olarak bağımlıdır. Bu, modifiye edilmiş rassal örnekleme ortamıdır (Hansen, 2014: 4).

Panel veri, hanehalkları, ülkeler, firmalar vb. bir kesit (cross-section) üzerinde gözlemlerin birkaç zaman dilimi içinde toplanmasını ifade eder. Bu, bir dizi hanehalkını inceleyerek ve hareket süresini takip ederek elde edilebilir (Baltagi, 2005: 1).

### 2.1.1. Panel Veri Modeli

Cameron ve Trivedi'de (2005) belirtildiği üzere, panel verileri için çok genel bir doğrusal model (general linear model), kesme ve eğim katsayılarının hem bireysel hem de zamana göre değişmesine izin verir.

$$y_{it} = \alpha_{it} + x'_{it}\beta_{it} + u_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Verilen denklemde  $y_{it}$  skaler (scalar) bağımlı bir değişkeni,  $x'_{it}$  bağımsız değişkenlerin  $K \times 1$  vektörü,  $u_{it}$  skaler hata (scalar disturbance) terimi,  $i$  bir kesitteki bireysel (veya şirket veya ülke) indeksler ve  $t$  zamanı indeksler. Bu model çok geneldir ve tahmin edilmesi gereken gözlemlerden daha fazla parametre olduğundan tahmin edilemez.  $\alpha_{it}$  ve  $\beta_{it}$ 'nin  $i$  ve  $t$  ile ne ölçüde değiştiği ve hata  $u_{it}$ 'nin davranışı konusunda ilave kısıtlamalar getirilmelidir (Cameron ve Trivedi, 2005: 698).

Panel veri modellerinden en kısıtlayıcı model, sabit katsayıları belirten, kesit (cross-section) analizi için olağan varsayım gösteren birleştirilmiş modeldir (pooled model) (Cameron ve Trivedi, 2005: 699):

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (2)$$

Bireysel özel etkiler modeli (the individual-specific effects model), her bir enine kesit biriminin (cross-sectional unit), tüm eğimler aynı olmasına rağmen farklı bir kesişme (intercept) terimine sahip olmasını sağlar.

$$Y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Burada  $\varepsilon_{it}$   $i$  ve  $t$  üzerinde bağımsız ve aynı dağılımlı rassal değişkenler (iid) (independent and identically distributed random variables)'dir. Böylece,  $x_{it}$  regresörlere dahil olan herhangi bir zaman kuklası (time dummies) ile model (3)'te yazıldığı gibidir.  $\alpha_i$ , gözlemlenmeyen heterojenliği (unobserved heterogeneity) yakalayan rassal değişkenlerdir (Cameron ve Trivedi, 2005: 700).

Model (3)'ün bir varyasyonu  $\alpha_i$ 'yi gözlemlenen  $x_{it}$  regresörler ile potansiyel olarak ilişkili olan gözlemlenmemiş bir rassal değişken (unobserved random variable) olarak ele alır. Başlangıçtaki muameleler bu etkileri tahmin edilecek  $\alpha_i, \dots, \alpha_N$  parametreleri olarak modellediğinden bu varyasyon sabit etkiler (FE) modeli olarak adlandırılır. Sabit etkiler mevcutsa ve  $x_{it}$  ile ilişkili ise, bir araya getirilmiş OLS (pooled OLS) gibi birçok tahminci tutarsızdır. Bunun yerine kısa panelde (short panel) tutarlı bir  $\beta$  tahmini sağlamak için  $\alpha_i$ 'yi ortadan kaldıran alternatif tahmin yöntemlerine ihtiyaç vardır. Model (3)'ün diğer varyasyonu, gözlemlenemeyen bireysel etkilerin (unobservable individual effects)  $\alpha_i$ 'nin regresörlerden bağımsız olarak dağıtılan rassal değişkenler (random variables) olduğunu varsayar. Bu modele rassal etkiler (RE) modeli denir (Cameron ve Trivedi, 2005: 700).

Bir  $x_{it}$  regressörü zamanla değişen (time-varying) olabileceği gibi;  $t = 1, \dots, T$  için  $x_{it} = x_i$  olup zamanla değişmeyen (time-invariant) de olabilir (Cameron ve Trivedi, 2005: 702).

### 2.1.2. Panel Veri Türleri

Bir panel uzun (long) veya kısa (short), dengeli (balanced) veya dengesiz (unbalanced) ve sabit (fixed) veya dönen (rotating) olabilir (Park, 2011: 3).

Her bir kesit birimi, aynı sayıda zaman serisi gözlemine sahipse, böyle bir panele dengeli panel denir. Gözlem sayısı, panel üyeleri arasında farklılık gösteriyorsa, böyle bir panele ise dengesiz panel denir (Gujarati, 2006: 640).

Kısa bir panelde birçok birim (büyük N) ile birkaç zaman periyodu (küçük T) bulunmaktadır. Uzun bir panelde ise birçok zaman periyodu (büyük T) ile birkaç birim vardır (Cameron ve Trivedi, 2009: 230; Park, 2011:3).

Her periyot için aynı bireyler (veya varlıklar) gözlemlenirse, panel veri kümesine sabit panel denir (Greene 2008: 184; Park, 2011: 4). Bir grup birey bir dönemden diğerine değişirse, veri kümesi dönen bir paneldir (Park, 2011: 4).

## 2.2. RASSAL VE SABİT ETKİLER PANELİ GENELLEŞTİRİLMİŞ MOMENTLER YÖNTEMİ

Panel GMM, panel enstrümantal değişkenler (IV) tahmini için çok faydalı bir çerçevedir (Cameron ve Trivedi, 2005: 702). Enstrümantal değişkenler (IV) yöntemi bir veya daha fazla açıklayıcı değişkenin endojenliği (endogeneity) problemini çözmek için kullanılmaktadır. Panel veri yöntemlerinden olan sabit veya rassal etkiler tahminleri kullanıldığında açıklayıcı değişkenler (explanatory variables) ile ilişkili olan zamanla değişen dahil edilmeyen (time-varying omitted) değişkenler sorunu çözülmemektedir. Dahil edilmeyen değişkenlerin (omitted variables) varlığında tutarlı tahmin ediciler elde etmek için enstrümantal değişkenler (IV) yöntemlerine başvurulabilir (Wooldridge, 2013: 512). Enstrümantal değişkenlerin (instrumental variables) kullanımı, endojen regresörleri (endogenous regressors) işlemek (to handle) için standart bir yöntemdir (Cameron ve Trivedi, 2005: 743). Sağdaki regresörlerin (right-hand regressors) içsellliği (endogeneity) ekonometride ciddi bir sorundur. Endojenite ile sağ taraftaki regresörlerin ve rahatsızlıkların (disturbances) korelasyonunu kastedilmektedir. İçsellik, olağan OLS tahminlerinin tutarsızlığına neden olur ve tutarlı parametre tahminleri elde etmek için iki aşamalı en küçük kareler (2SLS) gibi enstrümantal değişken (IV) yöntemlerini gerektirir (Baltagi, 2005: 113). Enstrümantal değişkenler (IV) yöntemi, içsel açıklayıcı değişken sorununa genel bir çözüm sağlar (Wooldridge, 2010: 83).

Doğrusal panel modeli:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + u_{it} \quad (4)$$

Model 4'te  $x_{it}$  regresörler hem zamanla değişen (time-varying) hem de zamanla değişmeyen (time-invariant) bileşenlere (components) sahip olabilir ve bir kesişme (intercept) içerebilir. Burada bireysel özel bir etki (individual-specific effect)  $\alpha_i$  yoktur (Cameron ve Trivedi, 2005:744).

Zamanla değişmeyen katkı maddesi bireysel özel efekt  $\alpha_i$  (time-invariant additive individual-specific effect) ekleyerek (4). Denklemdaki panel veri modelini (5). Denklem haline getiriyoruz.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Yukarıdaki'deki hata terimi artık  $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$  olarak modellenmiştir. Basit olması için hem sabit hem de rassal etkili modeller için aynı gösterim kullanılır. Bu nedenle rassal etkiler modelinde ortak kesişme  $\mu$  değeri  $x'_{it}\beta$  içine toplanır. Regresörlerin bazı bileşenlerinin içsel olduğu varsayılır,  $E [x_{it} (\alpha_i + \varepsilon_{it})] \neq 0$  ile.

Böylece  $\beta$  OLS tahmincisi tutarsız olur (Cameron ve Trivedi, 2005: 756). Bu bölümde, sabit etkiler (fixed effects), rassal etkiler (random effects) ortamlarında  $\beta$  için tutarlı tahminler veren enstrümantal değişkenler (IV) tahmincileri üzerinde durulmaktadır.

Bireysel özel etki (individual-specific effect)  $\alpha_i$  hem FE hem de RE modellerinde rassal görüntülenebilmektedir. Bu rassal değişken (random variable)  $\alpha_i$  RE modelinde  $x_{it}$ 'den bağımsızdır, ancak FE modelinde  $x_{it}$  ile korelasyon göstermiştir. RE modeli için tüm katsayılar tahmin edilebilirken, FE modelinde zamanla değişmeyen regresörlerin (time-invariant regressors) katsayıları tahmin edilemez, çünkü tutarlı bir tahmin  $\alpha_i$ 'nin ve zamanla değişmeyen regresörlerin farklılaşarak ortadan kaldırılmasını gerektirir (Cameron ve Trivedi, 2005:757).

Endojen regresörler ile bu bölümde,  $E[Z_i'(\alpha_i + \varepsilon_{it})] = 0$  değerini karşılayan  $Z_i$  enstrümanları mevcutsa, bir modeli rassal etkiler modeli olarak görürüz. Böylelikle, doğrusal panel modelinin GMM tahmini için olan yöntemler tüm regresyon parametrelerinin tutarlı bir şekilde tahmin edilmesine izin verecektir. Bunun yerine enstrümanları yalnızca,  $E[Z_i'\varepsilon_{it}] = 0$  ancak  $E[Z_i'\alpha_i] \neq 0$  olacak şekilde bulmak mümkün ise, modeli sabit etkiler modeli olarak görürüz. Daha sonra  $\alpha_i$  farklılaşma ile ortadan kaldırılmalıdır, bu durumda sadece zamanla değişen regresörlerin katsayıları (time-varying regressors) tanımlanacaktır (Cameron ve Trivedi, 2005:757).

### 2.2.1. FE-2SLS (Fixed Effects Two-Stage Least Squares) / Sabit Etkiler Modelleri için Enstrümantal Değişkenler (IV for Fixed Effects Models)

Model (5)'te uygulanan çeşitli farklılaştırma işlemleri, formun dönüştürülmüş bir modeline yol açmaktadır (Cameron ve Trivedi, 2005:757).

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{x}'_{it}\beta + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (6)$$

Model (5)'te verilen tilde işareti,  $\alpha_i$ 'yi ortadan kaldıran farklı bir dönüşümü belirtir. İstiflemek (stacking) üzerine bir örnek aşağıda verilmektedir:

$$\tilde{Y}_i = \tilde{X}_i\beta + \tilde{\varepsilon}_i \quad (7)$$

Eğer  $E[x_{it}\varepsilon_{it}] \neq 0$  ise  $E[\tilde{x}_{it}\tilde{\varepsilon}_{it}] \neq 0$ 'dır ve 7'nolu denklemin LS tahmini tutarsız tahminlere yol açar.

Burada  $E[Z_i' \varepsilon_i] = 0$  değerini karşılayan  $Z_i$  enstrümanlarının varlığını varsayarak enstrümental değişkenler (IV) tahmini üzerine değerlendirme yapılmaktadır. Bunun devamında ise  $Z_i$  enstrümanlarıyla 7'nolu denklemin panel GMM tahmini (IV veya 2SLS) zamanla değişen regresörlerin katsayılarının tutarlı tahminlerini verecektir.

Kesit (cross-section) durumundakine benzer bir mantık ile enstrümanlar elde edilebilir. Geçerli bir enstrüman, regresör ile korelasyonlu (hatayla değil) bir değişkendir. Bu enstrüman aynı zamanda 5'nolu denklemin sağ tarafından dışlanabilen (excluded) bir değişkendir. Burada vurgulanan enstrümanları elde etmenin bir başka yolu ise dışsallık varsayımlarını kullanarak cari dönem dışındaki dönemlerde dışsal regresörlerin kullanılmasıdır (Cameron ve Trivedi, 2005:757).

### **2.2.2. EC-2SLS (Error Components Two-Stage Least Squares) / Rassal Etkiler Modelleri için Enstrümental Değişkenler (IV for Random Effects Models)**

i'ninci gözlem için istiflenen (stacked) model:

$$y_i = X_i \beta + e\alpha_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

Burada  $e$ , bunların bir  $T \times 1$  vektörüdür. Tutarlı fakat etkisiz tahminler,  $E[Z_i' (e\alpha_i + \varepsilon_i)] = 0$  gibi dışlama kısıtlamaları (exclusion restrictions) veya uygun dışsallık kısıtlamaları (exogeneity restrictions) yoluyla elde edilen  $Z_i$  enstrümanların panel GMM tahmincilerinin doğrudan uygulanmasıyla elde edilebilir. Burada,  $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$  hata bileşenleri modeli (error components model) göz önüne alındığında, zaman içinde hata korelasyonu (error correlation) için kontroller yapan daha verimli tahminler ele alınmaktadır (Cameron ve Trivedi, 2005:759).

$Z_i$  enstrümanlarının  $E[u_i | Z_i] = 0$  ve  $V[u_i | Z_i] = \Omega_i$  yi karşıladığı varsayılırsa,  $\sigma^2_\alpha + \sigma^2_\varepsilon$  diyagonal (diagonal entries) ve  $\sigma^2_\alpha$  diyagonal olmayan girişler (off-diagonal entries) ile  $\Omega_i$ , standart RE modeliyle aynı forma sahiptir. Bunun  $E[Z_i' u_i] = 0$ ' dan daha güçlü bir varsayım olduğunu ve bu nedenle mevcut enstrümanlara kısıtlamalar getireceğini belirtmek gerekir.

Koşullu moment koşulu (conditional moment condition)  $E[u_i | Z_i] = 0$  verildiğinde, optimal koşulsuz moment koşulu (optimal unconditional moment condition):

$$E[Z_i' \Omega_i^{-1} u_i] = E[(\Omega_i^{-1/2} Z_i)' (\Omega_i^{-1/2} u_i)] = 0 \text{ dir}$$

Bu ise dönüştürülmüş enstrümanlar  $Z_i^*$  ile  $y_i^* = x_i^* \beta + u_i^*$  dönüştürülmüş sistemde (transformed system) GMM tahminine yol açar. Buradaki yıldız işareti  $T \times T$  matrisi  $\Omega_i^{-1/2}$  veya tutarlı tahmin  $\hat{\Omega}_i^{-1/2}$  ile ön çoğaltmayı (pre multiplication) gösterir.  $\hat{\Omega}_i^{-1/2}$  ile ön çoğaltma (pre multiplication) şu modele yol açar.

$$y_{it} - \hat{\lambda} \bar{y}_i = (x_{it} - \hat{\lambda} \bar{x}_i)' \beta + \{(1 - \hat{\lambda}) \alpha_i + (\varepsilon_{it} - \hat{\lambda} \bar{\varepsilon}_i)\} \quad (9)$$

Burada  $\hat{\lambda}$ ,  $\lambda = 1 - \sigma_\varepsilon / \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + T \sigma_\alpha^2}$ ' nın tutarlı bir tahminidir. Rassal etkiler IV tahmincisi, dönüştürülmüş enstrümanlar  $\tilde{z}_{it} = (z_{it} - \hat{\lambda} \bar{z}_i)$  veya  $z_{it} - \bar{z}_i$  ve  $\bar{z}_i$  enstrümanlarıyla eşdeğer olan model (9)'un IV ya da 2SLS tahmincisidir. Elde edilen  $\beta$ 'nın IV tahmincisine Baltagi (1981) tarafından hata bileşenleri 2SLS (EC2SLS) tahmincisi denir (Cameron ve Trivedi, 2005: 760).

G2SLS temel olarak EC2SLS ile aynı sonuçları verir, ancak G2SLS'de standart hatalar daha yüksektir. Bunun nedeni EC2SLS'nin G2SLS'den daha fazla enstrüman (instruments) kullanmasıdır (Baltagi ve Liu, 2009: 4-5).

### 2.3. 2SLS MODELİ VE HAUSMAN TESTİ

Baltagi (2004) tarafından Ekonometrik Teoride, sabit etkiler 2SLS ile rassal etkiler 2SLS arasındaki farka dayalı bir Hausman testi önerilmiştir. Bu, EC-2SLS ve FE-2SLS tahminlerini sakladıktan sonra Hausman komutu kullanılarak hesaplanabilir. FE-2SLS ve EC-2SLS arasındaki karşılaştırmayı temel alan bu alternatif Hausman testi, sıfır hipotezinin reddedilemediği durumda FE-2SLS'nin bu uygulama için kesin olmadığı ve tutarlılığının seçilen enstrümanların yerindelğine (legitimacy) bağlı olması nedeniyle gerekli ve istenilen şartlar yerine getirilmelidir. Ayrıca, zayıf enstrümanları kontrol etmek için ilk aşama regresyonlarını elde edilir (Baltagi 2005: 121).

Hata bileşeni bozuklukları (error component disturbances) olan bir panel veri regresyon modeli denklem 10 şeklindedir:

$$Y_{it} = X'_{it} \beta + u_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (10)$$

Burada  $\mu_i \sim \text{IIN}(0, \sigma_\mu^2)$ ,  $v_{it} \sim \text{IIN}(0, \sigma_v^2)$  ve  $X'_{it} \beta$  ile  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ , açıklayıcı değişkenler üzerindeki gözlemlerin  $1 \times k$  vektörüdür.  $H_0: E(u_{it}/X_{it}) = 0$ , rassal hata

bileşeni regresyon modelinde (the random error component regression model) kritik bir varsayımdır. Hausman (1978),  $\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}$  karşılaştırmasını kullanarak  $H_0$ 'ı test etmeyi önerdi. Burada,  $\hat{\beta}_{RE} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}y$  ve  $\hat{\beta}_{FE} = (X'QX)^{-1}X'QXy$  (Baltagi ve Liu, 2007: 1413).

Sağ taraftaki regresörlerin endojenliğine izin vermek için denklem (10) genişletildiğinde denklem 11 elde edilir:

$$Y_{it} = Z'_{it}\beta + u_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (11)$$

Burada  $\mu_i \sim \text{IIN}(0, \sigma_\mu^2)$ ,  $v_{it} \sim \text{IIN}(0, \sigma_v^2)$  ve  $Z'_{it}$  ile  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ ,  $u_{it}$  ile ilişkili endojen değişkenler içeren açıklayıcı değişkenler üzerindeki gözlemlerin  $1 \times k$  vektörüdür.  $X_{it}$ , g eksojen entrümanlar kümesi olsun ve modelin tanımlandığını varsayalım.  $H_0: E(u_{it}/X_{it}) = 0$ , rassal hata bileşeni regresyon modelinde (the random error component regression model) kritik bir varsayımdır. FE-2SLS VE EC-2SLS arasındaki farka dayalı Hausman testi takip eden şekildedir:  $\hat{q}_{1,2SLS} = \tilde{\beta}_{FE2SLS} - \hat{\beta}_{EC2SLS}$ , burada  $\tilde{\beta}_{FE2SLS} = (\tilde{Z}'P_{\tilde{y}}\tilde{Z})^{-1}\tilde{Z}'P_{\tilde{X}}\tilde{y}$  ve  $\hat{\beta}_{EC2SLS} = [\tilde{Z}'P_{\tilde{y}}\tilde{Z}/\sigma_v^2 + \bar{Z}'P_{\bar{X}}\bar{Z}/\sigma_1^2]^{-1} [\tilde{Z}'P_{\tilde{X}}\tilde{Z}/\sigma_v^2 + \bar{Z}'P_{\bar{X}}\bar{Z}/\sigma_1^2]$ .  $H_0$  altında,  $\text{plim}\hat{q}_{1,2SLS} = 0$  ve  $\text{cov}(\hat{q}_{1,2SLS}, \hat{\beta}_{EC2SLS}) = 0$ 'dir. Bu nedenle Hausman test istatistiği şu şekilde verilmiştir:

$$m_{1,2SLS} = \hat{q}'_{1,2SLS}[\text{var}(\hat{q}_{1,2SLS})]^{-1}\hat{q}_{1,2SLS} \quad (12)$$

Burada  $\text{var}(\hat{q}_{1,2SLS}) = \text{var}(\tilde{\beta}_{FE2SLS}) - \text{var}(\hat{\beta}_{EC2SLS})$ 'dir.  $H_0$  altında  $m_{1,2SLS}$ , asimptotik olarak  $\chi^2_k$  olarak dağıtılır; burada k, eğim vektörü  $\beta$ 'nin boyutunu gösterir (Baltagi ve Liu, 2007: 1415).

## 2.4. MİKROEKONOMİK VERİ YAPILARI VE MİKRO EKONOMETRİ

Mikro ekonometri, bireylerin veya şirketlerin ekonomik davranışlarına ilişkin bireysel düzeydeki (individual-level) verilerin analiziyle ilgilidir. Ayrıca, gruplandırılmış verileri de içerir. Kesit veya panel verilerine (cross-section or panel data) genellikle regresyon yöntemleri (regression methods) uygulanmaktadır (Cameron ve Trivedi, 2005: 3). Ekonomik davranış kalıplarını ortaya çıkarmak amacıyla mikro veri tabanlarının işlenmesi ve ekonometrik analizi, mikro ekonometrinin çekirdeğini oluşturmaktadır. Mikro verilerin ekonometrik analizi

yapılmaktadır (Cameron ve Trivedi, 2005: 4). Makro ekonometri bazen temsili ajan varsayımı (the representative agent assumption) gibi güçlü varsayımlara dayanır. Ampirik sonuçların spesifikasyonlarını ve yorumlarını doğrulamak için mikro ekonomik muhakemeye sık sık başvurulmaktadır (Cameron ve Trivedi, 2005: 6).

Bireyler, firmalar ve hanehalkları üzerinde toplanan mikro panel verileri, makro düzeyde ölçülen benzer değişkenlerden daha doğru ölçülebilir. Makro panel verileri ise daha uzun zaman serisine sahiptir (Baltagi, 2005: 7). Mikro veriler bilgilendirici ise mikro veri kümelerinin potansiyel avantajları gerçekleştirilebilir. Bu veriler numune anketleri genellikle binlerce kesitsel (cross-sectional) birim üzerinde bağımsız gözlemler sağlamaktadır. Bu sebeple mikro verilerin, tipik olarak en fazla birkaç yüz gözlemden oluşan standart, genellikle yüksek derecede seri olarak korelasyonlu/bağlantılı olan (correlated) makro zaman serilerinden daha bilgilendirici olduğu düşünülmektedir (Cameron ve Trivedi, 2005: 6-7). Bazen makro ekonometrinin birçok probleminin ve meselesinin makro zaman serilerinin seri korelasyonundan (serial correlation of macro time series) kaynaklandığı ve mikro ekonometri sorunlarının bireysel düzeydeki verilerin heteroskedastisitesinden (heteroskedasticity) kaynaklandığı söylenir (Cameron ve Trivedi, 2005: 8).

Mikro ekonometride kullanılan en yaygın veri yapısı anket veya nüfus sayımı verileridir. Bu veriler genellikle deneysel verilerden (experimental data) ayırt edebilmek için gözlemsel veriler (observational data) olarak adlandırılır (Cameron ve Trivedi, 2005: 39). Mikro ekonometri, basit rastgele örnekleme (simple random sampling) varsayımları altında anket verilerinin analizinin ötesine geçer (Cameron ve Trivedi, 2005: 39). Mikro ekonomik gözlem verilerinin temel kaynağı hanehalkları, şirketler ve hükümet yönetim verilerinin anketleridir (Cameron ve Trivedi, 2005: 40).

Cameron ve Trivedi'de (2005) gözlemsel veri türleri kesit (cross-section), tekrarlanan kesit (repeated cross-section) ve panel veya boyuna (panel or longitudinal) verilerdir. Bunlardan panel veya boyuna veriler, başlangıçta bir örnek seçildikten sonra bir dizi zaman periyodu  $t = 1, \dots, T$  için gözlemler toplanarak elde edilir. Bu, deneklerle röportaj yapıp hem mevcut hem de geçmiş verileri aynı anda toplayarak veya denekleri ankete dahil edildikten sonra takip ederek gerçekleştirilebilir. (Cameron ve Trivedi, 2005: 47).

Mikro veri kümeleri genellikle büyük olduğundan, okuyucuya her değişken için genellikle ortalama, standart sapma, minimum ve maksimum olmak üzere başlangıç tanımlayıcı istatistik tablosu sağlamak önemlidir (Cameron ve Trivedi, 2005: 61). Çok sayıda ampirik mikro ekonometri araştırması doğrusal regresyon ve çeşitli uzantılarını kullanır (Cameron ve Trivedi, 2005: 65).



## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### TÜRKİYE İÇİN BİR UYGULAMA

#### 3.1. VERİ SETİ

Tablo 1’de TÜİK Hanehalkı İşgücü Anketi yıllık sonuçlarının yer aldığı veri setlerinde bulunan mikro verilerin sayıları yıllara göre gösterilmektedir. Bireysel seviyede mikro veriler 2004-2017 dönemi boyunca toplam 6,520,839 bireysel gözlem içermektedir. Bu verilerden tam zamanlı, sürekli çalışan ve ücret sorusuna 0’dan büyük cevap vermiş 1,018,202 birey çalışmaya dahil edilmiştir. Bu veriler kullanılarak bölge (Düzyey 2) düzeyinde bir çalışma yapılmaktadır.

**Tablo 1:** Mikro Veride Yıllara Göre Gözlemlenen Kişi Sayıları

Yıl	Kişi Sayısı
2004	472,837
2005	490,040
2006	497,137
2007	481,605
2008	481,154
2009	503,329
2010	522,171
2011	517,076
2012	510,807
2013	502,426
2014	393,822
2015	389,035
2016	380,709
2017	378,691

Kaynak: TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması

##### 3.1.1. Ücret

Bu çalışmada TÜİK’ten elde edilen bölge (Düzyey 2) düzeyindeki tüketici fiyat endeksleri (CPI) ile ayarlanan reel saatlik ücretler kullanılmaktadır.

Çalışmada, ücret değişkeninin hesaplanmasında kullanılan tam zamanlı ve sürekli çalışanların cinsiyet ve yaş gruplarına göre veri sayıları Tablo 2’de verilmektedir. Veri seti 2004-2017 döneminde gözlemlenen 1,018,202 çalışandan

oluşan rassal bir örnektir (random sample). Bunlardan 766,782'si erkek ve 251,420'si kadın çalışanlardır.

**Tablo 2:** Cinsiyet ve Yaş gruplarına Göre Çalışan Kişi Sayıları

Erkek			Kadın		
15-24 yaş	25-34 yaş	35-54 yaş	15-24 yaş	25-34 yaş	35-54 yaş
114,997	268,989	382,796	53,451	93,531	104,438

Kaynak: TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması

### 3.1.2. Bölgesel İşsizlik

TÜİK'e göre işsiz nüfusa dahil olanlar, referans dönemi içinde istihdam halinde olmayan (kar karşılığı, yevmiyeli, ücretli ya da ücretsiz olarak hiçbir işte çalışmamış ve böyle bir iş bağlantısı da olmayan) kişilerden iş aramak için son üç ay içinde (2014 sonrası için son dört hafta) iş arama kanallarından en az birini kullanmış ve 15 gün içinde işbaşı yapabilecek durumda olan kurumsal olmayan çalışma çağındaki tüm kişilerdir.

Hanehalkı İşgücü araştırmasında 2014 Şubat dönemiyle birlikte Avrupa Birliği kriterleri çerçevesinde yeni düzenlemeler gerçekleştirilmiştir. İşgücü göstergelerinde yapılan değişikliklerden biri işsizlik kriterinde kullanılan iş arama süresinin değiştirilmesidir. Önceki uygulamada, referans dönemi içinde istihdam halinde olmayan kişilerden iş aramak için maksimum süre olarak önerilen “son üç ay” içerisinde iş arama kanallarından en az birini kullanmış ve iki hafta içinde işbaşı yapabilecek durumda olan kişiler “işsiz” olarak değerlendirilirken, yeni uygulamada yalnızca “son dört hafta” içerisinde iş arama kanallarından en az birini kullanan ve iki hafta içinde işbaşı yapabilecek durumda olan kişiler “işsiz” olarak alınmaktadır. Ayrıca, yeni düzenleme ile Hanehalkı İşgücü Anketi'nin yılın her haftasında uygulanması, örnekleme tasarımının değişmesi, yeni idari bölünüşün temel alınması ve tahminlerde yeni nüfus projeksiyonlarının kullanılması da yapılan değişiklikler arasındadır.

Yaş gruplarına (15-24, 25-34 ve 35-54) ve cinsiyete göre 2004-2017 dönemine ait bölgesel işsizlik oranları için TÜİK Hanehalkı İşgücü istatistiklerinden yararlanılmaktadır. İşsizlik oranı, işsiz nüfusun işgücü içindeki oranıdır. İşsizlik oranları verilmeyen gruplarda ise gruba ait işgücü ve istihdam rakamları kullanılarak hesaplama yapılmaktadır. Genel bir görüş elde etmek amacıyla Tablo 3'te işsizlik

verileri sunulmaktadır. Düzey 2’de 26 alt bölgenin bölge kodlarının ve adlarının listesi aşağıda verilmektedir.

TR10 1- İstanbul (İstanbul)

TR21 2- Tekirdağ (Edirne-Tekirdağ-Kırklareli)

TR22 3- Balıkesir (Balıkesir-Çanakkale)

TR31 4- İzmir (İzmir)

TR32 5- Aydın (Denizli-Aydın-Muğla)

TR33 6- Manisa (Manisa-Afyonkarahisar-Kütahya-Uşak)

TR41 7- Bursa (Bursa-Eskişehir-Bilecik)

TR42 8- Kocaeli (Kocaeli-Sakarya-Düzce-Bolu-Yalova)

TR51 9- Ankara (Ankara)

TR52 10- Konya (Konya-Karaman)

TR61 11- Antalya (Antalya-Isparta-Burdur)

TR62 12- Adana (Adana-Mersin)

TR63 13- Hatay (Hatay-Kahramanmaraş-Osmaniye)

TR71 14- Kırıkkale (Nevşehir-Aksaray-Niğde-Kırıkkale-Kırşehir)

TR72 15- Kayseri (Kayseri-Sivas-Yozgat)

TR81 16- Zonguldak (Zonguldak-Karabük-Bartın)

TR82 17- Kastamonu (Kastamonu-Çankırı-Sinop)

TR83 18- Samsun (Samsun-Tokat-Çorum-Amasya)

TR90 19- Trabzon (Trabzon-Ordu-Giresun-Rize-Artvin-Gümüşhane)

TRA1 20- Erzurum (Erzurum-Erzincan-Bayburt)

TRA2 21- Ağrı (Kars-Ağrı-Iğdır-Ardahan)

TRB1 22- Malatya (Malatya-Elazığ-Bingöl-Tunceli)

TRB2 23- Van (Van-Muş-Bitlis-Hakkari)

TRC1 24- Gaziantep (Gaziantep-Adıyaman-Kilis)

TRC2 25- Şanlıurfa (Diyarbakır-Şanlıurfa)

TRC3 26- Mardin (Siirt-Mardin-Batman-Şırnak)

İşsizlik, Tablo 3'te gösterildiği gibi bölgeye, cinsiyete ve yaş gruplarına göre önemli ölçüde değişiklik göstermektedir. Kadın-erkek işsizlik oranları bölgelere ve yaş gruplarına göre karşılaştırıldığında, Ağrı, Van ve Şanlıurfa bölgelerinde 15-24 yaş, Erzurum, Van, Şanlıurfa bölgelerinde 25-34 yaş ve Aydın, Konya, Erzurum, Ağrı, Van ve Şanlıurfa bölgelerinde ise 35-54 yaş grupları dışında, kadın işsizlik oranları erkek işsizlik oranlarından yüksek görülmektedir. Ayrıca, her bölgede hem kadın hem erkek işsizlik oranları her ileri yaş grubunda düşmektedir.

**Tablo 3:** 2017 Yılında Türkiye’de Bölge (Düzyey 2) Düzyeyinde İşsizlik Oranları

Bölgeler	Erkek İşsizlik Oranı			Kadın İşsizlik Oranı		
	15-24 yaş	25-34 yaş	35-54 yaş	15-24 yaş	25-34 yaş	35-54 yaş
1 İstanbul	19.7	10.1	9.5	28.5	17.8	15.3
2 Tekirdağ	13.6	5.1	4.9	31.4	15.5	10
3 Balıkesir	11	5.6	3.2	19.9	15.4	6.8
4 İzmir	23.4	10.9	8.5	31.7	21.2	15
5 Aydın	11.5	6.1	4.9	22.7	13.7	4.5
6 Manisa	10.2	5.7	4.3	22.4	11.6	5
7 Bursa	17.4	9.8	6.1	23.1	14.7	8.6
8 Kocaeli	14.8	10	6.7	27.1	18.8	9
9 Ankara	20.6	9.2	6.7	30.9	16.2	10.4
10 Konya	9.6	6.7	3.7	16.8	8.1	2.8
11 Antalya	20	11.4	7	32.1	18.4	11.2
12 Adana	15	10.2	6.5	27.2	19	9.3
13 Hatay	17	10.5	7.3	33.2	18.5	9.7
14 Kırıkkale	18.3	6.9	6.5	38.9	23.5	13.2
15 Kayseri	19.6	11.1	5.6	37.5	20.5	12
16 Zonguldak	20.5	6.8	4.8	20.7	11.5	7.4
17 Kastamonu	8.9	2.3	2.3	15.3	7.7	5.3
18 Samsun	10.8	7.8	4.6	21.4	10.1	5.6
19 Trabzon	14.8	4.8	1.9	15.2	8.8	1.9
20 Erzurum	13.6	7.7	3.4	14.2	6.5	2
21 Ağrı	11.8	5.3	4	11.4	7.4	2
22 Malatya	9.2	6.7	3.6	17.5	19.3	6.7
23 Van	17	15	11.9	15.5	12.8	5.2
24 Gaziantep	25.4	12.8	10	25.8	22.4	10.8
25 Şanlıurfa	19.5	14.7	12.5	14.1	13.6	8.3
26 Mardin	38	23.4	17.7	45.4	41.9	24.1

Kaynak: TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması

Tablo 4 ve 5'te bazı tanımlayıcı istatistikler verilmektedir. Ülkedeki bölgesel seriler tamamen dengelidir (strictly balanced). Tablolarda belirtilen yıllarda işsizlik oranları ve reel ücretler için minimum ve maksimum değerler sunulmaktadır. Reel ücret değerleri 26 bölgede, ele alınan yıllarda, yaş grubu ve cinsiyete göre gruplanmış ortalamalardır. Tablo 4'te max (reel ücret), söz konusu cinsiyet ve yaş grubuna ait 2004-2013 yıllarında ortalama tüketici fiyat endeksi (CPI) ile ayarlanmış maksimum ücreti göstermektedir. Tablo 5'te ise max (reel ücret), ele alınan cinsiyet ve yaş grubuna ait 2014-2017 döneminde ortalama tüketici fiyat endeksi (CPI) ile ayarlanmış maksimum ücreti göstermektedir.

**Tablo 4:** 2004-2013 Döneminde 26 Bölgede Bazı Tanımlayıcı İstatistikler

Yaş Grupları	Erkek			Kadın		
	15-24	25-34	35-54	15-24	25-34	35-54
min (reel ücret)	0.89	1.94	2.30	1.09	2.32	2.31
max (reel ücret)	2.37	4.33	5.06	4.14	5.82	6.24
min (işsizlik oranı)	5.20	1.70	0.00	0.60	0.00	0.00
max (işsizlik oranı)	39.20	23.00	17.20	48.90	30.30	18.80

Kaynak: TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması

**Tablo 5:** 2014-2017 Döneminde 26 Bölgede Bazı Tanımlayıcı İstatistikler

Yaş Grupları	Erkek			Kadın		
	15-24	25-34	35-54	15-24	25-34	35-54
min (reel ücret)	1.55	2.98	3.51	1.61	2.98	2.64
max (reel ücret)	3.00	4.84	5.23	4.11	5.72	5.10
min (işsizlik oranı)	6.00	2.30	1.90	3.30	0.00	0.00
max (işsizlik oranı)	38.10	27.60	21.00	45.40	41.90	26.50

Kaynak: TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması

### 3.2. MODEL

Ücret eğrisinin tahmini, ilk olarak Mincer (1974) tarafından geliştirilen kazanç fonksiyonu geleneğine (the tradition of the earnings function) dayanmaktadır (Mincer,1974; Nijkamp ve Poot 2005: 429). Bu çalışmada, ücret eğrisi literatüründe (örn., Blanchflower ve Oswald, 1994 a; Card, 1995; Mincer, 1974; Baltagi ve Blien,

1998; Nijkamp ve Poot, 2005; Johansen vd., 2019) sıklıkla kullanılan ampirik Mincer tipi regresyon modeli (the empirical Mincer type regression model) uygulanmaktadır.

$$\ln W_{i,r,t} = \alpha + \beta(\ln U_{r,t}) + \gamma (X_{i,r,t})' + \mu_r + \lambda_t + e_{i,r,t} \quad (1)$$

Modelde kullanılan değişkenlerin açıklamaları ile değişkenler için kullanılan kısaltmalar şu şekildedir:  $W_{i,r,t}$  t döneminde, r yerel/bölgesel işgücü piyasasında gözlemlenen çalışan kişilerin ortalama yıllık reel saatlik ücretleridir.  $U_{r,t}$  r bölgesinde bölgesel işgücü piyasasında farklı t dönemlerdeki gruba özgü işsizlik oranıdır.  $X_{i,r,t}$  t döneminde r işgücü piyasasında çalışan her bireyin özelliklerinin bir vektörüdür. Sırasıyla  $\mu_r$  ve  $\lambda_t$  olmak üzere bölge ve zaman etkilerini verir. Son olarak  $e_{i,r,t}$  bir hata terimidir. Bireysel ücret dışında, regresyonlarımızdaki bireyler için şu değişkenler kullanılmaktadır ( $X_{i,r,t}$ ): cinsiyet ve yaş. Tüm modeller, bölgesel ve zamana bağlı etkiler ile cinsiyet ve yaş kontrollerini içerir. Bu modelde, ln doğal logaritmayı ifade eder. Denklem (1) bölgesel sabit etkiler (regional fixed-effects) tahmin edicisi dahil edilerek tahmin edilmektedir. Denklem (1)'de Baltagi ve Blien (1998: 138) 'de ifade edildiği gibi FE-2SLS, işsizliği endojen olarak ele alır ve açıklayıcı değişkenlerin gecikmiş değerlerini (the lagged values) ek araçlar olarak kullanır. Ayrıca, denklem (1) ile tahmin edilen, hata bileşenleri iki aşamalı en küçük kareler (EC-2SLS) tahmin edicisi ise Baltagi tarafından türetilmiştir (Baltagi, 1981; Baltagi 2005; Cameron ve Trivedi, 2013).

### 3.3. BULGULAR VE DEĞERLENDİRME

Bu bölümde, gruba özgü bölgesel işsizlik oranları kullanılarak elde edilen ücretin işsizlik esnekliği tahminleri gösterilmektedir. Tablo 6, 7, 8 ve 9'da 2004-2013 dönemi; Tablo 10, 11, 12 ve 13'te ise 2014-2017 dönemi tahmin sonuçları verilmektedir. Ayrıca, elde edilen bulgular reel ücret düzeyi ile yerel işsizlik oranı arasındaki negatif ilişki olarak tanımlanan ücret eğrisini destekleyip desteklemediği yönünden değerlendirilmektedir.

Tablo 6'da yer alan tüm çalışanlar için yapılan tahminlerin STATA programında elde edildiği şekliyle EK 1'de gösterilmiştir. Diğer tüm bulguların tahminleri de bu şekilde yapılmıştır.

**Tablo 6:** 2004-2013 Dönemi Cinsiyete ve Yaş Gruplarına Göre Ücretin İşsizlik Esnekliği<sup>a</sup>

	Tüm çalışanlar	Yaş			Cinsiyet	
		15-24	25-34	35-54	Erkek	Kadın
FE-2SLS	-.040 (.032)	-.111 (.085)	-.053 (.054)	.011 (.038)	-.147 (.034)***	.083 (.058)
EC-2SLS	-.292 (.033)***	-.183 (.050)***	-.127 (.047)***	-.093 (.031)***	-.319 (.031)***	-.272 (.053)***
Hausman test	-1012.75	1.08	7.33	21.32	146.18	227.66

	Erkek			Kadın		
	15-24	25-34	35-54	15-24	25-34	35-54
FE-2SLS	-.218 (.071)***	-.153 (.064)**	-.091 (.045)**	.040 (.184)	.082 (.093)	.104 (.062)*
EC-2SLS	-.213 (.062)***	-.111 (.049)**	-.125 (.033)***	-.163 (.063)**	-.160 (.060)***	-.051 (.049)
Hausman test	0.02	1.05	1.27	1.39	11.44	16.49

<sup>a</sup> Parantez içinde verilenler standart hata değerleridir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1'deki anlamı temsil eder.

<sup>b</sup> FE-2SLS tahmininde mevcut işsizlik endojen olarak değerlendirildi ve araç (instrument) olarak da gecikmiş işsizlik (lagged unemployment) kullanılarak araç haline getirildi (instrumented).

<sup>c</sup> EC-2SLS, Baltagi (1981) tarafından ortaya konulan hata bileşenleri 2SLS (EC2SLS) tahmincisi olarak bilinir.

<sup>d</sup> Hausman testi ile  $\chi^2(1)$  değerleri verilmiştir. Bu test, FE-2SLS ve EC-2SLS arasındaki farka dayanmaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilmesi, EC-2SLS'nin seçilen enstrümanlar için tutarlı olmadığı anlamına gelir. Her grup için uygun serbestlik dereceleri 1 olarak verilmiştir.

Tüm çalışanlar için elde edilen sonuçta Hausman testi negatif çıkmıştır. Bu, verilere uygun modelin Hausman testinin asimptotik varsayımlarını karşılamadığı anlamına gelir. Bu durumda sigmamore testi yapıldığında yine benzer bir durum ortaya çıkmaktadır. Erkeklerde FE-2SLS modeli tutarlı olup %1 anlamlı bulunan tahmin değeri  $-0.147$ 'dir. Bu esneklik değeri ücret eğrisini desteklemektedir. Kadınlar için anlamlı bir katsayı değeri bulunmamıştır.

Yaş grupları açısından ele alındığında, 15-24 yaş grubu için EC-2SLS tahmin sonuçlarının tutarlı olduğu görülmüştür. Bu tahmin değeri  $-0.183$ 'tür ve %1'de anlamlıdır. Bu sonuç ücret eğrisini desteklemektedir. Diğer yaş grupları (25-34 ve 35-54) için anlamlı tahmin değerleri bulunmamıştır.

Erkeklerin yaş gruplarına göre sonuçlarında her yaş grubunda (15-24, 25-34 ve 35-54) EC-2SLS modeli tutarlı olup sırasıyla  $-0.213$ ,  $-0.111$  ve  $-0.125$ 'tir. Bu sonuçlar ücret eğrisini desteklemektedir.

Kadınların yaş gruplarına göre sonuçları ise 15-24 yaş grubunda EC-2SLS modeli tutarlı olup tahmin değeri  $-0.163$ 'tür. 35-54 yaş için tahminde FE-2SLS tutarlı olup 0.104 bulunmuştur. 15-24 yaş için bulunan değer ücret eğrisini desteklerken, 35-54 yaş grubunda ücret eğrisinin desteklenmediği görülmektedir. 25-34 yaş grubunda ise anlamlı bir sonuç elde edilememiştir.

Tablo 7'de verilen sonuçlarda tutarlı tahmini veren modeldeki anlamlı olan bulgular Tablo 8'de özetlenmiştir.

**Tablo 7:** 2004-2013 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Ücretin İşsizlik Esnekliği<sup>a</sup>

Bölgeler	Tüm çalışanlar	Yaş			Cinsiyet		
		15-24	25-34	35-54	Erkek	Kadın	
1	Istanbul						
	FE-2SLS	.034 (.310)	.166 (.370)	-.114 (.387)	.173 (1.186)	-.238 (.413)	.410 (.458)
	EC-2SLS	-.438 (.283)	.144 (.156)	.469 (.130)***	1.297 (1.052)	-.655 (.343)*	-.751 (.435)*
	Hausman test	13.68	0.00	2.56	4.23	3.28	65.75
2	Tekirdağ						
	FE-2SLS	.108 (.102)	.098 (.264)	-.403 (.933)	.140 (.107)	.140 (.157)	.085 (.126)
	EC-2SLS	-.061 (.095)	.030 (.119)	.061 (.037)	.013 (.076)	(-.218) .135	-.207 (.147)
	Hausman test	18.76	0.08	0.25	2.80	19.41	-14.93
3	Balıkesir						
	FE-2SLS	2.609 (16.227)	1.785 (6.941)	3.356 (25.539)	1.889 (13.479)	-.486 (1.356)	.635 (1.398)
	EC-2SLS	-.515 (.050)***	-.169 (.262)	.254 (.131)*	1.193 (6.260)	-.615 (.062)***	-.458 (.166)***
	Hausman test	0.04	0.08	0.01	0.00	0.01	0.62
4	Izmir						
	FE-2SLS	.026 (.129)	.254 (.248)	-.288 (.332)	.100 (.173)	-.381 (.607)	.094 (.121)
	EC-2SLS	-.158 (.130)	.115 (.104)	.156 (.106)	.124 (.149)	-.878 (.187)***	-.085 (.141)
	Hausman test	-148.54	0.38	2.00	0.08	0.74	-6.18
5	Aydın						
	FE-2SLS	.121 (.092)	.026 (.175)	.446 (.358)	.069 (.110)	-.066 (.126)	.244 (.140)*
	EC-2SLS	-0,011 (.086)	.245 (.142)*	.281 (.097)***	.062 (.099)	-.827 (.132)***	.085 (.122)
	Hausman test	16.78	4.57	0.23	0.02	-352.69	5.38

6	Manisa						
	FE-2SLS	-.086	-.373	.014	-.033	-.154	.034
		(.107)	(.483)	(.149)	(.101)	(.089)*	(.257)
	EC-2SLS	-.211	-.574	.562	.056	-.596	-.106
		(.094)**	(.437)	(.249)**	(.078)	(.061)***	(.196)
	Hausman test	5.84	0.96	-7.47	1.95	46.80	0.72
7	Bursa						
	FE-2SLS	-.061	-.378	.053	.024	-.252	.648
		(.157)	(.366)	(.302)	(.232)	(.122)**	(.742)
	EC-2SLS	-.305	-.100	.092	.100	-.503	-.306
		(.114)***	(.130)	(.097)	(.252)	(.110)***	(.202)
	Hausman test	5.18	0.66	0.02	-0.58	22.15	1.79
8	Kocaeli						
	FE-2SLS	.267	.025	.160	.371	-.506	.715
		(.226)	(1.013)	(.390)	(.357)	(.332)	(.323)**
	EC-2SLS	-.316	-.107	.086	.358	-.697	.083
		(.124)**	(.175)	(.104)	(.351)	(.059)***	(.192)
	Hausman test	9.58	0.02	0.04	0.04	0.34	5.92
9	Ankara						
	FE-2SLS	-.795	-1.516	-.636	-.598	-.682	-.916
		(.235)***	(.902)*	(.273)**	(.378)	(.272)**	(.427)2
	EC-2SLS	-.619	.174	.313	.195	-.738	-.624
		(.129)***	(.107)	(.129)**	(.187)	(.047)***	(.102)***
	Hausman test	0.80	3.56	15.53	5.80	0.04	0.50
10	Konya						
	FE-2SLS	-.182	-.222	-.203	-.121	-.320	.002
		(.060)***	(.082)***	(.149)	(.082)	(.052)***	(.136)
	EC-2SLS	-.215	.189	.470	-.186	-.726	-.101
		(.063)***	(.142)	(.211)**	(.161)	(.086)***	(.123)
	Hausman test	-2.75	-12.37	-20.47	-0.22	-34.46	3.10
11	Antalya						
	FE-2SLS	.276	.304	.509	.173	.359	.252
		(.112)**	(.260)	(.267)*	(.158)	(.319)	(.108)**
	EC-2SLS	.019	.445	.264	.147	-.812	.186
		(.098)	(.285)	(.081)***	(.151)	(.083)***	(.105)*
	Hausman test	22.99	-1.47	0.93	0.27	14.47	7.85
12	Adana						
	FE-2SLS	-.311	-.412	-.252	-.264	-.343	-.250
		(.112)***	(.205)**	(.191)	(.158)*	(.111)***	(.243)
	EC-2SLS	-.359	.084	.481	.102	-.715	-.384
		(.111)***	(.173)	(.138)***	(.167)	(.152)***	(.248)
	Hausman test	14.59	20.46	30.68	-44.94	-12.94	-7.38
13	Hatay						
	FE-2SLS	-.369	-3,440	-.578	.243	-1,033	.217

		(.330)	(3.956)	(.424)	(.416)	(.457)**	(.600)
	EC-2SLS	-.653	-2.498	.168	-.048	-1.387	-.249
		(.263)**	(1,361)*	(.873)	(.097)	(.250)***	(.387)
	Hausman test	2.04	0.06	-0.96	0.52	0.85	1.03
14	Kırıkkale						
	FE-2SLS	-.213	-.107	-.242	-.344	-.203	-.0250
		(.196)	(.346)	(.174)	(1.027)	(.135)	(.859)
	EC-2SLS	-.399	-.536	-.033	-.125	-.657	-.376
		(.170)**	(.516)	(.368)	(.095)	(.162)***	(.335)
	Hausman test	3.68	-1.25	-0.41	0.05	-25.78	0.03
15	Kayseri						
	FE-2SLS	-.100	-.230	-.673	.292	-.339	.039
		(.164)	(.216)	(1.314)	(.228)	(.174)*	(.226)
	EC-2SLS	-.284	.100	1,064	-.176	-.850	-.099
		(.166)*	(.197)	(.396)***	(.166)	(.063)***	(.232)
	Hausman test	-48.13	13.90	1.92	8.98	9.93	-6.07
16	Zonguldak						
	FE-2SLS	-0,091	.095	-1.002	-.091	-.321	-.055
		(.115)	(.169)	(1.344)	(.139)	(.451)	(.127)
	EC-2SLS	-.224	.287	-1,633	.007	-0,564	-.092
		(.115)*	(.161)*	(1.669)	(.084)	(.202)***	(.128)
	Hausman test	307.86	13.25	-0.41	0.79	0.36	-11.84
17	Kastamonu						
	FE-2SLS	-.397	-.871	-.040	.193	-.389	-.454
		(.379)	(.609)	(.382)	(.286)	(.309)	(2.489)
	EC-2SLS	-.576	-.753	.363	-.102	-.621	-.575
		(.203)***	(.550)	(.194)*	(.116)	(.193)***	(.469)
	Hausman test	0.31	0.20	1.51	1.28	0.91	0.00
18	Samsun						
	FE-2SLS	.074	-.558	.661	.220	-.153	.293
		(.244)	(.674)	(1.316)	(.266)	(.307)	(.363)
	EC-2SLS	-.243	-.647	1.103	.029	-.764	.063
		(.194)	(.510)	(.411)***	(.119)	(.206)***	(.297)
	Hausman test	4.63	0.04	0.12	0.64	7.16	1.22
19	Trabzon						
	FE-2SLS	.319	5.063	-.025	.223	1.151	.160
		(.167)*	(11.940)	(.221)	(.166)	(.963)	(.169)
	EC-2SLS	-.139	-.390	-.885	.020	-.511	-.003
		(.104)	(.274)	(.437)**	(.039)	(.099)***	(.139)
	Hausman test	12.37	0.21	-5.19	1.58	3.01	2.80
20	Erzurum						
	FE-2SLS	.349	.355	.322	.275	.538	.285
		(.193)*	(.194)*	(.344)	(2.034)	(.592)	(.213)
	EC-2SLS	-.303	-.266	-.390	-.188	-.481	.202

		(.179)*	(.103)**	(.104)***	(.134)	(.197)**	(.225)
	Hausman test	81.77	14.28	4.70	0.05	3.34	-1.31
21	Ağrı						
	FE-2SLS	.215	.397	.253	.040	.215	.248
		(.137)	(.482)	(.221)	(.098)	(.110)*	(6.569)
	EC-2SLS	-.010	-.546	-.273	-.000	.161	-.880
		(.117)	(.114)***	(.075)***	(.082)	(.110)	(.503)*
	Hausman test	10.17	4.06	6.41	0.59	-1248.80	0.03
22	Malatya						
	FE-2SLS	-.214	-.351	-.193	-.055	-.355	-.115
		(.094)**	(.158)**	(.136)	(.194)	(.074)***	(.164)
	EC-2SLS	-.301	-.383	-.016	-.162	-.415	-.176
		(.086)***	(.160)**	(.200)	(.133)	(.074)***	(.151)
	Hausman test	5.01	-2.26	-1.47	0.57	-323.67	0.87
23	Van						
	FE-2SLS	.006	-.245	.124	.068	-.013	.018
		(.137)	(.493)	(.131)	(.081)	(.185)	(.214)
	EC-2SLS	-.184	-.851	-.330	-.239	-.091	-.085
		(.141)	(.371)**	(.113)***	(.072)***	(.184)	(.197)
	Hausman test	-30.38	3.48	45.70	64.02	17.37	1.56
24	Gaziantep						
	FE-2SLS	10.699	.181	-.315	.070	-.317	-.082
		575.861	(.579)	(.966)	(.672)	(.081)***	(.432)
	EC-2SLS	-.979	-.462	-.900	-.642	-.516	-.563
		(.155)***	(.150)***	(.374)**	(.143)***	(.115)***	(.694)
	Hausman test	0.00	1.33	0.43	1.18	-5.82	-0.78
25	Şanlıurfa						
	FE-2SLS	-53.763	-2.088	-.233	-.838	-0.277	-1.790
		(7852.485)	(13.373)	(.476)	(10.983)	(.497)	(9.694)
	EC-2SLS	-.414	-.422	-.537	-.387	-.993	-.012
		(.121)***	(.117)***	(.131)***	(.139)***	(.748)	(.741)
	Hausman test	0.00	0.02	0.44	0.00	-1.64	0.03
26	Mardin						
	FE-2SLS	-.328	-.488	-.143	-.408	-.282	-.420
		(.260)	(1.345)	(.207)	(.323)	(.165)*	(.939)
	EC-2SLS	-.932	-.835	-.677	-.526	-.545	-1.303
		(.236)***	(.471)*	(.336)**	(.389)	(.171)***	(.533)**
	Hausman test	29.83	0.08	-4.06	-0.29	-37.07	1.03

<sup>a</sup> Parantez içinde verilenler standart hata değerleridir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1'deki anlamı temsil eder.

<sup>b</sup> FE-2SLS tahmininde mevcut işsizlik endojen olarak değerlendirildi ve araç (instrument) olarak da gecikmiş işsizlik (lagged unemployment) kullanılarak araç haline getirildi (instrumented).

<sup>c</sup> EC-2SLS, Baltagi (1981) tarafından ortaya konulan hata bileşenleri 2SLS (EC2SLS) tahmincisi olarak bilinir.

<sup>d</sup> Hausman testinde  $\chi^2(1)$  değerleri verilmiştir. Bu test, FE-2SLS ve EC-2SLS arasındaki farka dayanmaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilmesi, EC-2SLS'nin seçilen enstrümanlar için tutarlı olmadığı anlamına gelir. Her grup için uygun serbestlik dereceleri 1 olarak verilmiştir.

Tablo 8'den anlaşılacağı gibi ücretin işsizlik esneklik değeri bölgeden bölgeye ve farklı yaş ve cinsiyet grupları için değişiklik göstermektedir. Tablo 9'da ise ücret eğrisini destekleyen veya desteklemeyen bölgeler verilmektedir.

**Tablo 8:** 2004-2013 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Tahmin Sonuçlarında Uygun Bulunan Modeldeki Anlamlı Olan Ücretin İşsizlik Esnekliği

Bölgeler	Tüm çalışanlar	Yaş			Cinsiyet	
		15-24	25-34	35-54	Erkek	Kadın
1 İstanbul			.469		-.655	
2 Tekirdağ						
3 Balıkesir	-.515		.254		-.615	-.458
4 İzmir					-.878	
5 Aydın			.281			.244
6 Manisa					-.154	
7 Bursa					-.252	
8 Kocaeli					-.697	.715
9 Ankara	-.619		-.636		-.738	-.624
10 Konya						
11 Antalya	.276		.264			.252
12 Adana	-.311	-.412				
13 Hatay	-.653	-2.498			-1.387	
14 Kırıkkale	-.399					
15 Kayseri			1.064		-.339	
16 Zonguldak					-.564	
17 Kastamonu	-.576		.363		-.621	
18 Samsun			1.103			
19 Trabzon	.319				-.511	
20 Erzurum	.349	.355			-.481	
21 Ağrı						-.880
22 Malatya	-.214					
23 Van		-.851				
24 Gaziantep	-.979	-.462	-.900	-.642		
25 Şanlıurfa	-.414	-.422	-.537	-.387		
26 Mardin		-.835				-1.303

Tablo 7'te verilen sonuçlardan FE-2SLS ile EC-2SLS'den tutarlı tahmini veren modeldeki anlamlı bulunan katsayı değerleri alınarak oluşturulmuştur.

**Tablo 9:** 2004-2013 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Tahmin Sonuçlarında Uygun Bulunan Modeldeki Anlamlı Olan Ücretin İşsizlik Esnekliği Bulgularında Değerlendirme

	Ücret eğrisini destekleyen bölgeler	Ücret eğrisini desteklemeyen bölgeler
Tüm çalışanlar	Balıkesir, Ankara, Adana, Hatay, Kırıkkale, Kastamonu, Malatya, Gaziantep ve Şanlıurfa	Antalya, Trabzon ve Erzurum
15-24 yaş	Adana, Hatay, Van, Gaziantep, Şanlıurfa ve Mardin	Erzurum
25-34 yaş	Ankara, Gaziantep ve Şanlıurfa	İstanbul, Balıkesir, Aydın, Kayseri, Kastamonu ve Samsun
35-54 yaş	Gaziantep ve Şanlıurfa	
Erkek	İstanbul, Balıkesir, İzmir, Manisa, Bursa, Kocaeli, Ankara, Hatay, Kayseri, Zonguldak, Kastamonu, Trabzon ve Erzurum	
Kadın	Balıkesir, Ankara, Ağrı ve Mardin	Aydın, Kocaeli ve Antalya

Tablo 7’de verilen sonuçlardan FE-2SLS ile EC-2SLS’den tutarlı tahmini veren modeldeki anlamlı bulunan katsayı değerleri ücret eğrisini destekleyip desteklemediği yönünden değerlendirilerek oluşturulmuştur.

Bölgesel olarak değerlendirildiğinde ücret eğrisinin desteklendiği yönünde bulgular bulunmuştur ancak bu değerler Tablo 6’da verilen genel tahminlerden daha yüksektir. Ayrıca, yaygın ücretin işsizlik esnekliği tahmini olan  $-0.1$ ’in üstündedir.

Bölgesel olarak yapılan değerlendirmede Tablo 7’deki tahmin sonuçlarında yer alan Hausman testi ile uygun modelin belirlenmesi ve bu modelin katsayısının anlamlı çıkanlarına bakıldığında, Tablo 8 ve 9’da özet haliyle verildiği gibi, 26 bölge ele alındığında: Tüm çalışanlar için 12 bölgede, 15-24 yaş için 7 bölgede, 25-34 yaş grubu için 10 bölgede, 35-54 yaş grubunda 2 bölgede, erkeklerde 13 bölgede, kadınlarda 7 bölgede sonuç görülmektedir. Bunlardan ücret eğrisini destekleyenlerin sayısı ise sırasıyla tüm çalışanlarda 9, 15-24 yaş için 6, 25-34 yaş grubu için 3, 35-54 yaş grubu için 2, erkeklerde 13 ve kadınlarda 4 bölgedir. Dolayısıyla erkekler için olan sonuçlardan 26 bölgede toplam 13 sonuç anlamlıdır ve bunların hepsi ücret eğrisini desteklemektedir.

Tablo 10'da yer alan tüm çalışanlar için yapılan tahminlerin STATA programında elde edildiği şekliyle EK 1'de gösterilmiştir. Diğer tüm bulguların tahminleri de bu şekilde yapılmıştır.

**Tablo 10:** 2014-2017 Dönemi Cinsiyete ve Yaş Gruplarına Göre Ücretin İşsizlik Esnekliği<sup>a</sup>

	Tüm çalışanlar	Yaş			Cinsiyet	
		15-24	25-34	35-54	Erkek	Kadın
FE-2SLS	-.138 (.207)	.013 (.861)	-.106 (.249)	-.232 (.298)	-.065 (.346)	-.161 (.281)
EC-2SLS	-.223 (.033) <sup>***</sup>	-.111 (.049) <sup>**</sup>	.085 (.029) <sup>***</sup>	-.000 (.024)	-.355 (.055) <sup>***</sup>	-.166 (.040) <sup>***</sup>
Hausman testi	0.17	0.02	0.60	0.60	0.72	0.00

	Erkek			Kadın		
	15-24	25-34	35-54	15-24	25-34	35-54
FE-2SLS	1.611 (22.336)	-.046 (.186)	-19.242 (2181.733)	-.091 (.881)	-.173 (.582)	-.180 (.292)
EC-2SLS	-.110 (.048) <sup>**</sup>	.011 (.043)	-.028 (.020)	-.231 (.048) <sup>***</sup>	.035 (.041)	.034 (.035)
Hausman testi	0.01	0.10	0.00	0.03	0.13	0.55

<sup>a</sup> Parantez içinde verilenler standart hata değerleridir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1'deki anlamı temsil eder.

<sup>b</sup> FE-2SLS tahmininde mevcut işsizlik endojen olarak değerlendirildi ve araç (instrument) olarak da gecikmiş işsizlik (lagged unemployment) kullanılarak araç haline getirildi (instrumented).

<sup>c</sup> EC-2SLS, Baltagi (1981) tarafından ortaya konulan hata bileşenleri 2SLS (EC2SLS) tahmincisi olarak bilinir.

<sup>d</sup> Hausman testinde  $\chi^2(1)$  değerleri verilmiştir. Bu test, FE-2SLS ve EC-2SLS arasındaki farka dayanmaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilmesi, EC-2SLS'nin seçilen enstrümanlar için tutarlı olmadığı anlamına gelir. Her grup için uygun serbestlik dereceleri 1 olarak verilmiştir.

Tüm çalışanlar için elde edilen sonuçta EC-2SLS modeli tutarlı olup tahmin değeri  $-0.223$  bulunmuştur. Erkeklerde ve kadınlarda EC-2SLS modeli tutarlı olup sırasıyla tahmin değerleri  $-0.355$  ve  $-0.166$ 'dır. Bu durumda, bulunan bu katsayı değerleri ücret eğrisini desteklemektedir.

Yaş grupları açısından ele alındığında, 15-24 yaş grubu için EC-2SLS tahmin sonuçlarının tutarlı olduğu görülmüştür. Bu tahmin değeri  $-0.111$ 'dir. Bu sonuç ücret eğrisini desteklemektedir. 25-34 yaş grubu için ücret eğrisini desteklemeyen  $0.085$  katsayısı EC-2SLS modelinde bulunmuştur. 35-54 yaş grubunda ise anlamlı bir tahmin değeri elde edilememiştir.

Erkeklerin yaş gruplarına göre sonuçları sadece 15-24 yaş için EC-2SLS modeli tutarlı olup anlamlı bir tahmin elde edilmiştir. Bu değer  $-0.110$ 'dur. Kadınların yaş gruplarına göre sonuçları ise sadece 15-24 yaş grubunda anlamlı bulunan tahmin değeri  $-0.163$ 'tür. Bu iki sonuç da ücret eğrisini desteklemektedir.

Tablo 11'de verilen sonuçlarda tutarlı tahmini veren modeldeki anlamlı olan bulgular Tablo 12'de özetlenmiştir.

**Tablo 11:** 2014-2017 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Ücretin İşsizlik Esnekliği<sup>a</sup>

Bölgeler	Tüm çalışanlar	Yaş			Cinsiyet	
		15-24	25-34	35-54	Erkek	Kadın
1 İstanbul						
FE-2SLS	1.411 (1.203)	.748 (.738)	.919 (.417)**	-.210 (.182)	1.351 (2.532)	1.456 (1.100)
EC-2SLS	-.448 (.247)*	.167 (.151)	.215 (.074)***	-.040 (.049)	-.834 (.305)***	-.840 (.276)***
Hausman testi	2.50	0.65	2.94	0.95	0.76	4.65
2 Tekirdağ						
FE-2SLS	1.946 (14.031)	-.961 (1.598)	4.802 (17.360)	.501 (.628)	.756 (.855)	-.126 (4.634)
EC-2SLS	-.209 (.057)***	.015 (.118)	-.071 (.083)	-.280 (.128)**	-.430 (.052)***	-.156 (.194)
Hausman testi	0.02	0.38	0.08	1.62	1.93	0.00
3 Balıkesir						
FE-2SLS	-.460 (1.136)	.661 (.363)*	.049 (.099)	-0.049 (.340)	.571 (.347)	-.109 (.445)
EC-2SLS	-.405 (.142)***	.000 (.119)	.116 (.020)***	-.122 (.146)	-.387 (.274)	-0.357 (.314)
Hausman testi	0.00	3.70	0.47	0.06	20.12	0.62
4 İzmir						
FE-2SLS	3.100 (7.101)	1.583 (.977)	-.250 (1.216)	.992 (5.400)	2,628 (5.687)	400,552 (3705)
EC-2SLS	-.378 (.113)***	.133 (.176)	.130 (.082)	-.062 (.060)	-.676 (.093)***	-.709 (.101)***
Hausman testi	0.24	2.28	0.10	0.04	0.34	0.00
5 Aydın						
FE-2SLS	-.409 (1.228)	.569 (2.870)	.229 (1.046)	-.264 (.594)	-.543 (.687)	-.463 (.739)
EC-2SLS	-.410 (.152)***	.009 (.140)	.110 (.066)*	-.643 (.593)	-.699 (.033)***	-0.367 (.234)
Hausman testi	0.00	0.04	0.01	181.57	0.05	0.02
6 Manisa						

	FE-2SLS	-0.03	.271	-.209	-.075	-.389	-.078
		(.298)	(.334)	(1.966)	(.680)	(.471)	(.398)
	EC-2SLS	-.212	.144	.162	-.241	-.469	-.171
		(.178)	(.085)*	(.061)***	(.975)	(.066)***	(.205)
	Hausman testi	0.76	0.16	0.04	-0.06	0.03	0.07
7	Bursa						
	FE-2SLS	.308	.741	.179	.179	.245	.439
		(.115)***	(.620)	(.176)	(.068)***	(.100)**	(.323)
	EC-2SLS	.051	-.004	.181	-.084	-.064	-.015
		(.112)	(.106)	(.042)***	(.179)	(.177)	(.204)
	Hausman testi	135.99	1.49	0.00	-2.54	-4.49	3.30
8	Kocaeli						
	FE-2SLS	-.027	-.211	.211	.045	-.109	-.773
		(.478)	(.887)	(.918)	(.956)	(.224)	(5.476)
	EC-2SLS	-.368	-.174	.096	-.220	-.533	-.531
		(.164)**	(.157)	(.053)*	(.131)*	(.076)***	(.265)**
	Hausman testi	0.58	0.00	0.02	0.08	4.04	0.00
9	Ankara						
	FE-2SLS	.289	4,321	.888	.249	.293	.294
		(2.050)	(39.18)	(4.523)	(1.336)	(.410)	(.567)
	EC-2SLS	-.364	.004	.139	-.019	-.575	-.412
		(.180)**	(.130)	(.053)***	(.059)	(.052)***	(.271)
	Hausman testi	0.10	0.01	0.03	0.04	4.55	2.01
10	Konya						
	FE-2SLS	-3.062	-.624	-.330	-.078	.417	-6.814
		(46.107)	(.824)	(.947)	(.112)	(4.104)	(249.2)
	EC-2SLS	-.303	.365	.453	-.192	-.855	-.314
		(.108)***	(.085)***	(.109)***	(.087)**	(.317)***	(.101)***
	Hausman testi	0.00	1.46	0.70	2.59	0.10	0.00
11	Antalya						
	FE-2SLS	.335	.465	.119	.987	.125	.565
		(.204)	(.338)	(.261)	(1.387)	(.179)	(.395)
	EC-2SLS	-.047	.224	.195	-.170	-.726	-.091
		(.183)	(.093)**	(.050)***	(.168)	(.095)***	(.354)
	Hausman testi	17.60	0.55	0.09	0.71	31.60	14.10
12	Adana						
	FE-2SLS	1.018	2.788	1.251	.074	.153	1.557
		(.623)	(3.802)	(1.299)	(.217)	(.312)	(1.234)
	EC-2SLS	-.160	.343	.382	-.029	-.223	-.218
		(.202)	(.168)**	(.075)***	(.053)	(.336)	(.268)
	Hausman testi	3.99	0.41	0.45	0.25	-8.96	2.17
13	Hatay						
	FE-2SLS	.498	.674	.464	.413	.016	-1.282
		(.969)	(4.926)	(.681)	(2.063)	(.212)	(3.612)

	EC-2SLS	-.319 (.175)*	.408 (.238)*	.414 (.171)**	-.192 (.112)*	-.623 (.191)***	-.358 (.208)*
	Hausman testi	0.74	0.00	0.01	0.09	48.35	0.07
14	Kırıkkale						
	FE-2SLS	.262 (.154)*	.496 (.164)***	.119 (.122)	.190 (.208)	-.479 (2.596)	.233 (.123)*
	EC-2SLS	.017 (.120)	.191 (.083)**	.277 (.084)***	-.211 (.060)***	-.590 (.106)***	.170 (.116)
	Hausman testi	6.39	4.62	3.22	4.07	0.00	2.24
15	Kayseri						
	FE-2SLS	.329 (.270)	.234 (.388)	.394 (.345)	.440 (1.264)	.369 (.273)	.273 (.525)
	EC-2SLS	-.131 (.149)	.235 (.163)	.304 (.087)***	-.077 (.134)	-.663 (.124)***	-.245 (.251)
	Hausman testi	4.20	0.00	0.07	0.17	17.90	1.27
16	Zonguldak						
	FE-2SLS	-.159 (1.658)	.148 (.906)	.107 (.600)	-.063 (.717)	-.069 (.730)	-3.038 (370.7)
	EC-2SLS	-.357 (.132)***	1,357 (.879)	.074 (.086)	-.485 (.254)*	-.477 (.056)***	-.228 (.137)*
	Hausman testi	0.01	30.71	0.00	0.39	0.31	0.00
17	Kastamonu						
	FE-2SLS	-.120 (.168)	-.500 (.292)*	.026 (.124)	.135 (1.119)	-.083 (.140)	.196 (.982)
	EC-2SLS	-.250 (.123)**	-.152 (.321)	.138 (.091)	-.373 (.117)***	-.418 (.078)***	-.231 (.366)
	Hausman testi	1.30	-6.67	1.77	0.21	8.22	0.22
18	Samsun						
	FE-2SLS	-.493 (1.382)	8,457 (69.52)	-.077 (.374)	-12,641 (1784)	-.204 (.456)	-1,881 (19.42)
	EC-2SLS	-.450 (.220)**	.368 (.227)	.390 (.207)*	-1.354 (3.255)	-.544 (.404)	-.357 (.164)**
	Hausman testi	0.00	0.01	2.25	0.00	2.58	0.01
19	Trabzon						
	FE-2SLS	.343 (.651)	.669 (3.384)	-.070 (.096)	.139 (.162)	.169 (1.068)	.488 (.526)
	EC-2SLS	-.267 (.067)***	.760 (3.626)	.278 (.050)***	.170 (.118)	-.403 (.050)***	-.149 (.120)
	Hausman testi	0.89	-0.00	18.31	0.08	0.29	1.55
20	Erzurum						
	FE-2SLS	.032 (.249)	.187 (.691)	-.089 (.064)		-.898 (1,718)	-.083 (.084)
	EC-2SLS	-.497 (.152)***	-.495 (.271)*	-.357 (.152)**		-.593 (.145)***	-.503 (.264)*

Hausman testi	7.20	1.15	-3.79		0.03	-2.82
21 Ağrı						
FE-2SLS	-.467 (.388)	-.439 (.257)*	-.187 (1.370)	-.355 (1.036)	.419 (5.460)	-.520 (.375)
EC-2SLS	-.190 (.139)	-.013 (.659)	.221 (.118)*	.283 (.111)**	-.583 (.111)***	-.057 (.122)
Hausman testi	0.59	-0.49	0.09	0.38	0.03	1.70
22 Malatya						
FE-2SLS	-.050 (.173)	-.193 (.162)	2,389 (63.72)	.025 (.152)	-.124 (.150)	.050 (.330)
EC-2SLS	-.181 (.167)	.107 (.182)	.169 (.087)*	-.302 (.151)**	-.279 (.187)	-.051 (.317)
Hausman testi	8.84	-12.96	0.00	313.05	-1.89	1.16
23 Van						
FE-2SLS	.619 (1.514)	.200 (.603)	-.548 (1.468)	-.479 (3.093)	.402 (.894)	.764 (3.396)
EC-2SLS	-.063 (.134)	-.505 (.248)**	-.087 (.141)	.152 (.040)***	.147 (.583)	-.005 (.140)
Hausman testi	0.21	1.65	0.10	0.04	0.14	0.05
24 Gaziantep						
FE-2SLS	-.090 (.155)	.025 (.330)	-.172 (.296)	.009 (.197)	.172 (.093)*	-.206 (.312)
EC-2SLS	-.164 (.157)	.536 (.813)	.419 (.207)**	.341 (.473)	-.134 (.205)	-.286 (.288)
Hausman testi	-10.50	-0.47	7.78	-0.59	-2.83	0.44
25 Şanlıurfa						
FE-2SLS	2.891 (10.001)	.953 (1.086)	-.420 (.685)	-209,531 (371.1)	-.218 (.427)	1.866 (4.181)
EC-2SLS	-.064 (.233)	-.847 (.194)***	-.676 (.867)	.294 (.146)**	-.559 (.624)	.521 (.265)*
Hausman testi	0.09	2.84	-0.23	0.00	-0.56	0.10
26 Mardin						
FE-2SLS	-.013 (.480)	1,027 (.337)***	4,717 (154.9)	-.934 (1.533)	-.531 (1.243)	-.092 (.471)
EC-2SLS	-.212 (.387)	1.019 (.292)***	.705 (.170)***	-1.621 (1.883)	-1.121 (.292)***	-.076 (.411)
Hausman testi	0.49	0.00	0.00	-0.39	0.24	0.01

<sup>a</sup> Parantez içinde verilenler standart hata değerleridir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1'deki anlamı temsil eder.

<sup>b</sup> FE-2SLS tahmininde mevcut işsizlik endojen olarak değerlendirildi ve araç (instrument) olarak da gecikmiş işsizlik (lagged unemployment) kullanılarak araç haline getirildi (instrumented).

<sup>c</sup> EC-2SLS, Baltagi (1981) tarafından ortaya konulan hata bileşenleri 2SLS (EC2SLS) tahmincisi olarak bilinir.

<sup>d</sup> Hausman testinde  $\chi^2(1)$  değerleri verilmiştir. Bu test, FE-2SLS ve EC-2SLS arasındaki farka dayanmaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilmesi, EC-2SLS'nin seçilen enstrümanlar için tutarlı olmadığı anlamına gelir. Her grup için uygun serbestlik dereceleri 1 olarak verilmiştir.

Tablo 12'den anlaşılacağı gibi ücretin işsizlik esnekliği bölgeden bölgeye ve farklı yaş ve cinsiyet grupları için değişiklik göstermektedir. Tablo 13'te ücret eğrisini destekleyen veya desteklemeyen bölgeler verilmektedir.

**Tablo 12:** 2014-2017 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Tahmin Sonuçlarında Uygun Bulunan Modeldeki Anlamlı Olan Ücretin İşsizlik Esnekliği

Bölgeler	Tüm çalışanlar	Yaş			Cinsiyet	
		15-24	25-34	35-54	Erkek	Kadın
1 İstanbul	-.448		.215		-.834	
2 Tekirdağ	-.209			-.280	-.430	
3 Balıkesir	-.405		.116			
4 İzmir	-.378				-.676	-.709
5 Aydın	-.410		.110		-.699	
6 Manisa		.144	.162		-.469	
7 Bursa	.308		.181			
8 Kocaeli	-.368		.096	-.220		-.531
9 Ankara	-.364		.139			
10 Konya	-.303	.365	.453	-.192	-.855	-.314
11 Antalya		.224	.195			
12 Adana		.343	.382			
13 Hatay	-.319	.408	.414	-.192		-.358
14 Kırıkkale	.262	.496	.277		-.590	
15 Kayseri			.304			
16 Zonguldak	-.357			-.485	-.477	-.228
17 Kastamonu	-.250			-.373		
18 Samsun	-.450		.390			-.357
19 Trabzon	-.267				-.403	
20 Erzurum		-.495			-.593	
21 Ağrı			.221	.283	-.583	
22 Malatya			.169			
23 Van		-.505		.152		
24 Gaziantep						
25 Şanlıurfa		-.847		.294		.521
26 Mardin		1.019	.705		-1.121	

Tablo 11'da verilen sonuçlardan FE-2SLS ile EC-2SLS'den tutarlı tahmini veren modeldeki anlamlı bulunan katsayı değerleri alınarak oluşturulmuştur.

**Tablo 13:** 2014-2017 Dönemi Bölgelere, Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre Tahmin Sonuçlarında Uygun Bulunan Modeldeki Anlamlı Olan Ücretin İşsizlik Esnekliği Bulgularında Değerlendirme

	Ücret eğrisini destekleyen bölgeler	Ücret eğrisini desteklemeyen bölgeler
Tüm çalışanlar	İstanbul, Tekirdağ, Balıkesir, İzmir, Aydın, Kocaeli, Ankara, Konya, Hatay, Zonguldak, Kastamonu, Samsun ve Trabzon	Bursa ve Kırıkkale
15-24 yaş	Erzurum, Van ve Şanlıurfa	Manisa, Konya, Antalya, Adana, Hatay, Kırıkkale ve Mardin
25-34 yaş		İstanbul, Balıkesir, Aydın, Manisa, Bursa, Kocaeli, Ankara, Konya, Antalya, Adana, Hatay, Kırıkkale, Kayseri, Samsun, Ağrı, Malatya ve Mardin
35-54 yaş	Tekirdağ, Kocaeli, Konya, Hatay, Zonguldak ve Kastamonu	Ağrı, Van ve Şanlıurfa
Erkek	İstanbul, Tekirdağ, İzmir, Aydın, Manisa, Konya, Kırıkkale, Zonguldak, Trabzon, Erzurum, Ağrı ve Mardin	
Kadın	İzmir, Kocaeli, Konya, Hatay, Zonguldak ve Samsun	Şanlıurfa

Tablo 11’de verilen sonuçlardan FE-2SLS ile EC-2SLS’den tutarlı tahmini veren modeldeki anlamlı bulunan katsayı değerleri ücret eğrisini destekleyip desteklemediği yönünden değerlendirilerek oluşturulmuştur.

Bölgesel olarak değerlendirildiğinde ücret eğrisinin desteklendiği yönünde bulgular bulunmuştur ancak bu değerler Tablo 10’da verilen genel tahminlerden daha yüksektir. Ayrıca bu değerler yaygın ücretin işsizlik esnekliği tahmini olan  $-0.1$ ’in üstündedir.

Bölgesel olarak yapılan değerlendirmede Tablo 11’deki tahmin sonuçlarında yer alan Hausman testi ile uygun modelin belirlenmesi ve bu modelin katsayısının anlamlı çıkanlarına bakıldığında, Tablo 12 ve 13’te özet haliyle verildiği gibi, 26 bölge ele alındığında: Tüm çalışanlar için 15 bölgede, 15-24 yaş grubu için 10 bölgede, 25-34 yaş grubu için 17 bölgede, 35-54 yaş grubunda ise 8 bölgede, erkeklerde 12

bölgede, kadınlarda 7 bölgede anlamlı sonuç görülmektedir. Bunlardan ücret eğrisini destekleyenlerin sayısı ise sırasıyla tüm çalışanlarda 13, 15-24 yaş için 3, 35-54 yaş grubu için 6, erkeklerde 12 ve kadınlarda 6 bölgedir. Dolayısıyla erkekler için olan sonuçlardan 26 bölgede toplam 12 sonuç anlamlıdır ve bunların hepsi ücret eğrisini desteklemektedir. 25-34 yaş grubu için olan anlamlı tahminlerin hepsi pozitiftir.

### 3.4. TARTIŞMALAR

2014 yılında işgücü göstergelerinde yapılan değişiklikler sebebiyle 2004-2017 dönemi için kesintisiz bir seri kullanmak mümkün olmamaktadır. Dolayısıyla, tahmin sonuçları 2004-2013 ve 2014-2017 dönemleri için ayrı ayrı verilmektedir.

2004-2013 dönemi için elde edilen sonuçları göz önünde bulundurarak şunları söyleyebiliriz: Tüm çalışanlar için reel ücretlerin işsizlik esnekliği tahmini elde edilememiştir. Bunun sebebi, Hausman testinde eldeki veriler ile uygun modelin belirlenememesidir. Dolayısıyla, Türkiye için daha önce yapılan çalışmalarda (İlkkaracan ve Selim, 2003; Baltagi vd., 2012a ; Baltagi vd., 2012 b; Konyalı, 2012: İlkkaracan vd, 2013; Karataş, 2017) gibi ücret eğrisini destekleyen bir kanıt sunulmamaktadır. Ayrıca Konyalı (2012), Türkiye için bir ücret eğrisinin varlığına ilişkin zayıf kanıtlar bulunduğunu belirtmektedir. Tüm çalışanlar bölge (Düzey 2) düzeyinde ele alındığında, 12 bölgede anlamlı sonuca ulaşılmaktadır. Bunlardan Balıkesir, Ankara, Adana, Hatay, Kırıkkale, Kastamonu, Malatya, Gaziantep ve Şanlıurfa'da ücret eğrisini destekleyen bulgular tahmin edilmektedir. Antalya, Trabzon ve Erzurum'da ise ücret eğrisini desteklemeyen kanıtlar ortaya konmaktadır.

Tüm çalışanlar yaş grupları açısından ele alındığında, 15-24 yaş grubu için reel ücretlerin işsizlik esnekliği  $-0.183$ 'tür. Bu sonuç ücret eğrisini desteklemektedir. Yani, uluslararası kanıtlarla tutarlıdır. Diğer yaş grupları (25-34 ve 35-54) için anlamlı tahmin değerleri bulunmamaktadır. Bölgeler açısından bakıldığında, 26 alt bölgede (Düzey 2), 15-24, 25-34 ve 35-54 yaş grupları için sırasıyla 7, 10 ve 2 bölgede anlamlı sonuçlar elde edilmektedir. Bunlardan ücret eğrisini destekleyen bölgelerin sayısı 15-24 yaş grubunda 6, 25-34 yaş grubu için 3, 35-54 yaş grubu için 2'dir

Erkekler ve erkeklerin yaş gruplarına (15-24, 25-34, 35-54) göre bulgular, uluslararası literatür ile benzer şekilde ücret eğrisini desteklemektedir. Bu tahmin değerleri erkekler için tüm çalışanlarda  $-0.147$ , 15-24 yaş için  $-0.213$ , 25-34 yaş

grubunda  $-0.111$  ve 35-54 yaş grubunda  $-0.125$ 'tir. Yaş grupları açısından bakıldığında, Baltagi'de (2012 a) belirtildiği gibi deneyim ve tecrübe kaynaklı düşük pazarlık gücü ile yüksek ücret esnekliği arasındaki beklenen korelasyonu doğruladığı söylenebilir. Bölgeler ayrı ayrı ele alındığında ise Düzey 2'de 13 bölgede anlamlı bulunan sonuçlardan tamamında ücret eğrisini destekleyen kanıtlar mevcuttur. Bunlar: İstanbul, Balıkesir, İzmir, Manisa, Bursa, Kocaeli, Ankara, Hatay, Kayseri, Zonguldak, Kastamonu, Trabzon ve Erzurum bölgeleridir.

Kadınlarda anlamlı bir sonuç bulunmamaktadır. Kadınlar için ücret eğrisi varlığına dair kanıt sunamayan Janssens ve Konings (1998), Collier (2001), İlkaracan ve Selim (2003), Konyalı (2012) ve Baltagi vd. (2016) çalışmaları bulunmaktadır. Erkeklerden farklı olarak kadın işgücünün daha rekabetçi bir işgücü piyasasıyla karşı karşıya olduğu söylenebilir (Janssens ve Konings, 1998; Collier, 2001). Bu da, erkek ve kadın işgücü piyasasını ayrı ayrı değerlendirmenin yararlı olduğuna dair bir gösterge olabilir (Janssens ve Konings, 1998). Kadın çalışanların yaş gruplarına göre ücretin işsizlik esnekliği tahminlerine bakıldığında, 15-24 yaş grubunda tahmin değeri  $-0.163$  iken 35-54 yaş için  $0.104$  bulunmaktadır. 25-34 yaş grubunda ise anlamlı bir sonuç elde edilememektedir. 15-24 yaş için bulunan değer ücret eğrisini desteklerken, 35-54 yaş grubunda ücret eğrisinin desteklenmediği görülmektedir. Konyalı (2012) tüm kadın çalışanlarda anlamlı bir bulguya ulaşmasa da 25-64 yaş grubu için ücret eğrisini destekleyen yönde bulgu elde ederken 15-24 yaş için pozitif bir sonuç elde etmektedir. Konyalı (2012) elde ettiği sonuçları İlkaracan ve Selim'in (2003) kadın çalışanların işgücüne katılım dinamiklerine odaklanan argümanı ile açıklanabileceğini belirtmektedir. Bölgeler için elde edilen bulgularda ise, 7 bölgede anlamlı bulunan sonuçlardan Balıkesir, Ankara, Ağrı ve Mardin bölgeleri ücret eğrisini desteklerken Aydın, Kocaeli ve Antalya bölgelerinde pozitif bir esneklik bulunmaktadır.

2014-2017 dönemi için elde edilen sonuçları göz önünde bulundurarak şunları söyleyebiliriz: Tüm çalışanlar için elde edilen tahmin değeri  $-0.223$ 'tür. Bu, Türkiye için daha önce yapılan çalışmalardaki (İlkaracan ve Selim, 2003; Baltagi vd., 2012 a; Baltagi vd., 2012b; Konyalı, 2012; İlkaracan vd, 2013; Karataş, 2017) gibi ücret eğrisini desteklemektedir. Bununla birlikte bu çalışmalarda elde edilen tahminlerden daha yüksektir. Yani bu değer, yaygın ücretin işsizlik esnekliği tahmini olan  $-0.1$ 'in üstündedir. Bu çalışmada elde edilen esneklik değeri ampirik kanun olarak kabul edilen  $-0.1$  değerinin üstünde olması, Türkiye'de genel ücret ortalamasının, genel

işsizlik ortalamasına duyarlılığının ampirik kanunun desteklendiği ülkelere göre daha duyarlı olduğunu göstermektedir. Buradan yola çıkarak Türkiye'deki iş gücü piyasalarının ampirik kanunun desteklendiği ülkelere göre daha vasıfsız işçilerden oluştuğu için işgücünün ikamesinin daha akışkan olduğu savı önerilebilir. Bu aynı zamanda Türkiye ekonomisini oluşturan sektörlerden sanayi sektörü için, daha alt seviye teknoloji içeren, hizmet sektörü için ise profesyonellik seviyesi daha düşük üretimin olduğu anlamına gelebilir. Çünkü belirli uzmanlık alanlarında çalışanlar grubu, genel işsizlik oranından farklı kendi etkileşim grubuna ait bir işsizlik oranına sahiptir. Ancak bu savın ispatlanması için bu tezin kapsamını aşan; eğitim, meslek ve sektör alt gruplamalarını içeren bir analiz yapılması gerekmektedir. Bu çalışma konusu daha sonra bu konu üzerinde çalışmak isteyenlere bir çalışma alanı önerisi olarak sunulabilir. Tüm çalışanlar bölge düzeyinde ele alındığında, 15 bölgede anlamlı sonuca ulaşılmaktadır. Bunlardan İstanbul, Tekirdağ, Balıkesir, İzmir, Aydın, Kocaeli, Ankara, Konya, Hatay, Zonguldak, Kastamonu, Samsun ve Trabzon'da ücret eğrisini destekleyen bulgular tahmin edilmektedir. Bursa ve Kırıkkale'de ise ücret eğrisini desteklemeyen kanıtlar ortaya konmaktadır.

Tüm çalışanlar yaş grupları açısından ele alındığında 15-24 yaş grubu için tahmin değeri  $-0.111$ 'dir. Bu sonuç ücret eğrisini desteklemektedir. 25-34 yaş grubu için ücret eğrisini desteklemeyen  $0.085$  esneklik değeri bulunmaktadır. 35-54 yaş grubu için ise anlamlı bir tahmin elde edilememektedir. Bölge düzeyinde ele alındığında: 15-24 yaş için 10 bölgede, 25-34 yaş grubu için 17 bölgede, 35-54 yaş grubunda ise 8 bölgede, anlamlı sonuç görülmektedir. Bunlardan ücret eğrisini destekleyenlerin bölgelerin sayısı ise 15-24 yaş için 3 ve 35-54 yaş grubu için 6'dır. 25-34 yaş grubu için ise tüm bulgular pozitifdir.

Erkeklerde ücretin işsizlik esnekliği tahmini  $-0.355$ 'tir. Erkeklerin yaş gruplarına göre sonuçlarda ise sadece 15-24 yaş grubu için anlamlı bir tahmin elde edilmektedir. Bu değer  $-0.110$ 'dur. Bu bulgular uluslararası literatür ile benzer şekilde ücret eğrisini desteklemektedir. Bölge düzeyinde bakıldığında 12 bölgede anlamlı sonuçlar elde edilmiş olup tamamında ücret eğrisi desteklenmektedir. Bunlar: İstanbul, Tekirdağ, İzmir, Aydın, Manisa, Konya, Kırıkkale, Zonguldak, Trabzon, Erzurum, Ağrı ve Mardin bölgeleridir.

Kadın çalışanlarda ücretin işsizlik esnekliği Türkiye için yapılan çalışmalardaki (Baltagi vd., 2012 a; Baltagi vd., 2012 b; İlkaracan vd, 2013; Karataş,

2017) gibi ücret eğrisini destekleyen bir bulgu olarak  $-0.166$ 'dır. Erkek ve kadın için elde edilen tahmin değerlerine bakıldığında, Baltagi'nin (2012 a) çalışmasından farklı olarak, ücretin işsizlik esnekliği kadınlarda daha düşük bulunmaktadır. Bu bulgu, erkeklerin kadınlara göre daha esnek bir tahmin değeri olduğunu ortaya koyan çalışmalar (Baltagi vd., 2009; Cholezas ve Kanellopoulos, 2009; Sanz-de-Galdeano ve Turunen, 2006; Baltagi vd. 2016, Karataş, 20017) ile tutarlıdır. Kadınların yaş gruplarına göre sonuçlarına bakıldığında sadece 15-24 yaş grubunda anlamlı bulunan tahmin değeri  $-0.163$ 'tür. Bu sonuçlar ücret eğrisini desteklemektedir. Bölgeler ayrı ayrı incelendiğinde 7 bölgede anlamlı bulgular elde edilmektedir. Bunlardan Şanlıurfa hariç İzmir, Kocaeli, Konya, Hatay, Zonguldak ve Samsun bölgelerinde ücret eğrisini destekleyen bulgular mevcuttur.



## SONUÇ

Bu çalışmada, reel ücret seviyesi ile yerel işsizlik oranı arasındaki negatif ilişkiyi ifade eden ücret eğrisinin Türkiye için 2004-2013 ve 2014-2017 dönemlerinde Düzey 2’de gruba özgü bölgesel işsizlik oranları dikkate alınarak cinsiyete, yaş gruplarına ve bölgelere göre tahmin edilmesi amaçlanmaktadır. Çalışmada FE-2SLS ve EC-2SLS arasındaki farka dayanan Hausman testi kullanılmıştır. Sonuçlarımıza göre Türkiye için tercih edilen tahminci çoğunlukla EC2SLS’dir.

Bu tez çalışmasında, ücretin işsizlik esnekliği tahminleri, Türkiye için hem genel hem de bölgesel (Düzey 2) düzeyde sunulmaktadır. Dolayısıyla, genel ve bölgesel ücret esneklikleri tahminlerindeki benzerlikler ve farklılıklar ifade edilebilmektedir. Hanehalkı İşgücü Araştırması’nda 2014 Şubat dönemiyle birlikte Avrupa Birliği kriterleri çerçevesinde yeni düzenlemelerin yapılması ve dolayısıyla 2004-2017 dönemi için kesintisiz bir seri kullanmanın mümkün olmaması, çalışmada 2004-2013 ile 2014-2017 dönemlerine ait sonuçların ayrı ayrı verilmesine neden olmaktadır. Ele alınan her iki dönemde de hem genel hem bölgesel tahminler birbirlerinden farklılık göstermektedir. Alt gruplar için tutarlı olan tahminci çoğunlukla EC-2SLS’dir. 2004-2013 döneminde, erkeklerin 15-24, 25-34 ve 35-54 yaş gruplarına göre elde edilen ücretin işsizlik esneklik tahminlerinin (sırasıyla  $-0.213$ ,  $-0.111$  ve  $-0.125$ ) deneyim ve tecrübe kaynaklı düşük pazarlık gücü ile yüksek ücret esnekliği arasındaki beklenen korelasyonu doğruladığı söylenebilir. Yine aynı dönemde, Ankara’da  $-0.619$  gibi yüksek bir ücret esnekliği bulunurken, İstanbul için ücret eğrisi lehine bir kanıt ortaya konulamamaktadır. 2014-2017 dönemine baktığımızda, genel bulgularda erkekler ( $-0.355$ ) kadınlara göre ( $-0.166$ ) daha yüksek ücret esnekliğine sahiptirler. Yine söz konusu dönemde Ankara’da  $-0.364$ , İstanbul’da ise  $-0.448$  gibi bir ücret esnekliği bulunmaktadır. Türkiye’de bölgesel tahminlerde genel bulgulara göre daha yüksek ücret esnekliği bulunmaktadır. Bununla birlikte, ücretin gruba özgü bölgesel işsizliğe yanıt vermediği bölgeler de mevcuttur. Ücretin işsizlik esnekliği, farklı cinsiyet ve yaş grupları için de bölgeden bölgeye değişmektedir. Bu bağlamda, elde edilen bulgular hem genel hem bölgesel işgücü piyasalarının işleyişine odaklanan literatüre bir katkı olarak değerlendirilebilir. Bu doğrultuda, ücretin işsizlik esnekliğinde cinsiyete, yaş gruplarına ve bölgelere göre ortaya konulan farklılıkların nedenleri hakkında açıklayıcı argümanlar vurgulanmalıdır. Ücretin işsizlik esneklik tahmini için daha fazla kanıt gerekmektedir.

## KAYNAKÇA

Baltagi, B. H. (1981), "Simultaneous Equations with Error Components," *Journal of Econometrics*, 17, ss. 189–200.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*, 3rd ed., England.

Baltagi, B. H. (2004) A Hausman Test Based on the Difference Between Fixed Effects Two-Stage Squares and Error Components Two-Stage Least Squares, Problem 04.1.1. *Econometric Theory* 20, ss.223-224.

Baltagi, B. H., Baskaya, Y. S. ve Hulagu, T. (2012 a), "The Turkish Wage Curve: Evidence from the Household Labor Force Survey", *Economic Letters*, C:114, s. 128-131.

Baltagi, B. H., Baskaya, Y. S. ve Hulagu, T. (2012 b), "How Different Are The Wage Curves for Formal and Informal Workers? Evidence from Turkey", Central Bank of the Republic of Turkey, Working Paper, No: 12/16, Ankara, Turkey.

Baltagi, B. H., Rokicki, B. ve Souza, K. (2016), "The Brezilian Wage Curve. New Evidence from the National Household Survey", *Emprical Economics*, C: 53(1), ss. 267-286.

Baltagi, B. H. ve Blien, U. (1998), "The Wage Curve: Evidence from the IAB Employment Sample", *Economic Letters*, C: 61, ss. 135-142.

Baltagi, B.H., Blien, U. ve Wolf, K. (2000), "The East German Wage Curve 1993-1998", *Economics Letters*, C:69, ss. 25-31.

Baltagi, B.H., Blien, U. ve Wolf, K. (2009), "New Evidence on The Dynamic Wage Curve for Western Germany: 1980-2004", *Labour Economics*, C: 16, ss. 47-51.

Baltagi, B.H. ve Liu L. (2007), "Alternative Ways of Obtaining Hausman's Test Using Artificial Regressions", *Statistics & Probability Letters*, 77, ss. 1413-1417.

Baltagi, B. H. ve Liu, L. (2009), "A Note on the Application of EC2SLS and EC3SLS Estimators in Panel Data Models", Center for Policy Research. 50.

Bande, R., Fernandez, M. ve Montuenga, V. (2012), "Wage Flexibility and Local Labour Markets: a Test on the Homogeneity of the Wage Curve in Spain", *Investigaciones Regionales*, C: 24, ss. 175-198.

- Bardsen, G., Doornik, J. ve Klovland, J. T. (2002), "A Wage Curve For The Interwar Labour Market: Evidence From A Panel Of Norwegian Manufacturing Industries", Working Paper Series, No. 18, Norwegian University of Science and Technology, Norway.
- Bell, B., Nickell, S. ve Quintini, G. (2002), "Wage Equations, Wage Curves and All That", *Labour Economics*, C:9, s. 341-360.
- Blanchflower, D. G. (2001). "Unemployment, Well-Being, and Wage Curves in Eastern and Central Europe", *Journal of the Japanese and International Economies*, C: 15, ss. 364-402.
- Blanchflower, D. G. ve Oswald A. J. (1990), "The wage curve", *The Scandinavian Journal of Economics*, ss. 215-237.
- Blanchflower, D. G. ve Oswald, A. J. (1992), "International Wage Curves", NBER Working Paper Series, Working Paper No: 4200, Cambridge.
- Blanchflower, D.G. ve Oswald A.J. (1994 a). *The wage curve*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Blanchflower, D. G. ve Oswald A. J. (1994 b), "Estimating a Wage Curve for Britain 1973-90", *The Economic Journal*, C:104, No: 426, ss. 1025-1043.
- Blanchflower, D. G. ve Oswald A. J. (1995), "An Introduction to the Wage Curve", *Journal of Economic Perspectives*, C: 9, No: 3, ss. 153-167.
- Blanchflower, D. G. ve Oswald, A. J. (2005). "The Wage Curve Reloaded", National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 11338, Cambridge.
- Blanchard, O. ve Katz, L. (1992), "Regional Evolutions", *Brookings Papers on Economic Activity*, No: 1, ss. 1-76.
- Blanchard, O. ve Katz, L. (1997), "What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment", *Journal of Economic Perspectives*, C: 11, No: 1, ss. 52-72.
- Cameron, A. C., ve Trivedi P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- Campbell, C. ve Orszag, M. (1998), "A model of the Wage Curve", *Economics Letters*, C: 59, ss. 119-125.

- Card, D. (1995), "The Wage Curve: A Review", *Journal of Economic Literature*, C: 33, ss. 785-799.
- Cholezas, I. ve Kanellopoulos, N. C. (2015), "Labour Market Reforms in Greece and the Wage Curve", *Economic Letters*, C: 136, ss. 19-21.
- Collier, B. (2001), "The Wage Curve: New Evidence From The British Household Panel Survey", *British Household Panel Survey.*, Conference Paper
- Graafland, J. J. (1992), "from Phillips Curve to Wage Curve", *De Economist*, C: 140, No: 4, ss.501-514.
- Greene, W. H. (2008). *Econometric Analysis*, 6th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Gujarati, D. N. (2006). *Basic Econometrics*, 4th Fourth edition, Publisher:The McGraw-Hill Companies.
- Hansen, B. E. (2014). *Econometrics*. University of Wisconsin.
- Janssens, S. ve Konings, J. (1998), "One More Wage Curve: the Case of Belgium", *Economics Letters*, C: 60, ss. 223-227.
- Johansen, U., Egging, R. ve Johansen, K. (2019), "Regional Wage Responsiveness to Unemployment-Rural-Urban Heterogeneity and Policy Implications", *Labour Review of Labour Economics and Industrial Relations*, C: 33, NO: 3, ss. 371-387.
- Hall, R. E. (1972), "Turnover in the labor force", *Brookings Papers on Economic Activity*, C: 3, No: 3, ss. 709-64.
- Harris, J. R. ve Todaro, M. P. (1970), "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis", *American Economic Review*, C: 60, No: 1, ss. 126-42.
- Hausman, J. A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46(6):12511271.
- İlkkaracan, İ., Levent, H. ve Polat, S. (2013), "Exploring Different Measures of Wage Flexibility in a Developing Economy Context: The Case for Turkey", *International Review of Applied Economics*, C:27, No: 3, ss. 297-315.

- İlkkaracan, İ. ve Selim, R. (2003), "The Role Of Unemployment In Wage Determination: Further Evidence On The Wage Curve From Turkey", *Applied Economics*, C: 35, ss. 1589-1598.
- Karatas, H. M. (2017), "The Turkish Spatial Wage Curve," *Econometrics*, MDPI, Open Access Journal, C: 5(3), No: 37, ss. 1-21.
- Konyalı, G. (2012), "Wage Curve Evidence From Turkey's 2007-2009 Income and Living Conditions Survey", *Investigaciones Regionales-Journal of Regional Resarch*, C:24, ss. 199-210.
- Marston, S. T. (1985), "Two views of the geographic distribution of unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, C: 100, No:1, ss. 57-79.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*, New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- Montuenga-Gomez, V. M. ve Ramos-Parreno (2005), "Reconciling The Wage Curve and The Phillips Curve", *Journal of Economic Survey*, C: 19, No:5, ss.735-765.
- Montuenga, V., Garcia, I. ve Fernandez, M. (2003), "Wage Flexibility: Evidence from Five EU Countries Based on The Wage Curve", *Economic Letters*, C:78, ss. 169-174.
- Nijkamp, P. ve Poot, J. (2005), "The Last Word on the Wage Curve?", *Journal of Economic Surveys*, C:19, No: 3., ss. 421-450.
- Park Myumng, H. (2011). *Practical Guides To Panel Data Modeling: A Step by Step Analysis Using Stata*, University of Japan.
- Partridge, M. D. ve Rickman, D. S. (1997), "Has the Wage Curve Nullified the Harris-Todaro Model? Further US Evidence", *Economics Letters*, C: 54, ss. 277-282.
- Phillips, A.W. (1958), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, C: 25, No:100, ss.283-299.
- Phelps, E. S., vd. (1970). *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, W. W. Norton and Co., New York.
- Sanz-de-Galdeano, A. ve Turunen, J. (2006). "The Euro Area Wage Curve", *Economics Letters*, C:92, ss. 93-98.

Shapiro, C. ve Stiglitz, J. E. (1984), “equilibrium Unemployment as a Worker discipline device”, *American Economic Review*, C: 74, No: 3, ss. 433-44.

Topel, R. (1986), “Local labor markets”, *Journal of Political Economy*, C: 94, No: 3, ss. 111-143.

Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), Hanehalkı İşgücü Araştırması Mikro Veri Seti 2004-2017.

Winter-Ebmer, R. (1996), “Wage Curve, Unemployment Duration and Compensating Differentials”, *Labour Economics*, C:3, ss. 425-434.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press.

Wooldridge, J. M. (2013). *Introduction Econometrics a Modern Approach*, 5th Fifth Edition, Publisher: Cengage Learning, Mason USA.

## Ek 1: 2004-2013 Dönemi Türkiye'nin Genel Tahmin Sonuçları

```

Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs   =      1353
Group variable: grup1                   Number of groups =      156

R-sq:  within =      .
       between = 0.5321
       overall = 0.3869

Obs per group: min =      1
               avg  =      8.7
               max  =      9

corr(u_i, Xb) = 0.6126                    Wald chi2(1)    =     98184.39
                                           Prob > chi2     =      0.0000
    
```

```

-----+-----
ln_real_ucret |      Coef.   Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
ln_issizlik_t |  -.0402675   .0327303   -1.23  0.219   -.1044177   .0238827
   _cons      |   1.101402   .0778126   14.15  0.000   .9488917   1.253912
-----+-----
sigma_u       |   .36839938
sigma_e       |   .11806516
rho           |   .9068581   (fraction of variance due to u_i)
    
```

```

F test that all u_i=0:      F(155,1196) =    44.91      Prob > F      = 0.0000
    
```

```

Instrumented:  ln_issizlik_t
Instruments:   L.ln_issizlik_t
    
```

```

EC2SLS random-effects IV regression      Number of obs   =      1353
Group variable: grup1                   Number of groups =      156

R-sq:  within = 0.0025
       between = 0.5321
       overall = 0.3869

Obs per group: min =      1
               avg  =      8.7
               max  =      9

corr(u_i, X)      = 0 (assumed)           Wald chi2(1)    =      75.65
                                           Prob > chi2     =      0.0000
    
```

```

-----+-----
ln_real_ucret |      Coef.   Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
ln_issizlik_t |  -.2929299   .0336795   -8.70  0.000   -.3589405   -.2269193
   _cons      |   1.710133   .0829833   20.61  0.000   1.547489   1.872777
-----+-----
sigma_u       |   .26341723
sigma_e       |   .11806516
rho           |   .83271674   (fraction of variance due to u_i)
    
```

```

Instrumented:  ln_issizlik_t
Instruments:   L.ln_issizlik_t
    
```

```
. hausman fe re
```

```
----- Coefficients -----
      |      (b)      (B)      (b-B)      sqrt(diag(V_b-V_B))
      |      fe      re      Difference      S.E.
-----+-----
ln_issizli~t |  -.0402675  -.2929299  .2526624  .
```

```
-----
      b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtivreg
      B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtivreg
```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```
chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = -1012.75  chi2<0 ==> model fitted on these
                    data fails to meet the asymptotic
                    assumptions of the Hausman test;
                    see suest for a generalized test
```

```
▾ . hausman fe re, sigmamore
```

```
----- Coefficients -----
      |      (b)      (B)      (b-B)      sqrt(diag(V_b-V_B))
      |      fe      re      Difference      S.E.
-----+-----
ln_issizli~t |  -.0402675  -.2929299  .2526624  .
```

```
-----
      b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtivreg
      B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtivreg
```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```
chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = -118.70  chi2<0 ==> model fitted on these
                    data fails to meet the asymptotic
                    assumptions of the Hausman test;
                    see suest for a generalized test
```

FIXED EFFECTS ESTIMATION

-----  
 Number of groups = 153

Obs per group: min = 2  
 avg = 8.8  
 max = 9

First-stage regressions  
 -----

FIXED EFFECTS ESTIMATION

-----  
 Number of groups = 153

Obs per group: min = 2  
 avg = 8.8  
 max = 9

First-stage regression of ln\_issizlik\_t:

Statistics consistent for homoskedasticity only

Number of obs = 1350

ln_issizlik_t	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln_issizlik_t					
l1.	.3387646	.0260553	13.00	0.000	.2876454 .3898837

-----  
 F test of excluded instruments:

F( 1, 1196) = 169.05

Prob > F = 0.0000

Sanderson-Windmeijer multivariate F test of excluded instruments:

F( 1, 1196) = 169.05

Prob > F = 0.0000



IV (2SLS) estimation

Estimates efficient for homoskedasticity only  
 Statistics consistent for homoskedasticity only

		Number of obs =	1350
		F( 1, 1196) =	1.51
		Prob > F =	0.2188
Total (centered) SS	=	16.66899885	Centered R2 = -0.0002
Total (uncentered) SS	=	16.66899885	Uncentered R2 = -0.0002
Residual SS	=	16.67150206	Root MSE = .118

ln_real_ucret	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln_issizlik_t	-.0402675	.0327166	-1.23	0.218	-.1043909	.0238559

Underidentification test (Anderson canon. corr. LM statistic): 148.235  
 Chi-sq(1) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 169.046  
 Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size 16.38  
 15% maximal IV size 8.96  
 20% maximal IV size 6.66  
 25% maximal IV size 5.53

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.000  
 (equation exactly identified)

-endog- option:  
 Endogeneity test of endogenous regressors: 0.446  
 Chi-sq(1) P-val = 0.5041

Regressors tested: ln\_issizlik\_t

Instrumented: ln\_issizlik\_t  
 Excluded instruments: L.ln\_issizlik\_t

## Ek 2: 2014-2017 Dönemi Türkiye'nin Genel Tahmin Sonuçları

```

Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs   =      462
Group variable: grup1                   Number of groups =      155

R-sq:  within =      .
       between = 0.2575
       overall = 0.2232

Obs per group: min =      1
               avg  =      3.0
               max  =      3

corr(u_i, Xb) = 0.2166

Wald chi2(1) = 93668.72
Prob > chi2  = 0.0000
    
```

```

-----+-----
ln_real_ucret |      Coef.   Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
ln_issizlik_t |   -.138006   .2077095   -0.66  0.506   -.5451092   .2690972
   _cons      |   1.548281   .4959278    3.12  0.002    .5762807   2.520282
-----+-----
sigma_u       |   .24325282
sigma_e       |   .08559592
rho          |   .88982231   (fraction of variance due to u_i)
    
```

```

F test that all u_i=0:      F(154,306) = 22.95      Prob > F = 0.0000
    
```

```

Instrumented:  ln_issizlik_t
Instruments:   L.ln_issizlik_t
    
```

```

EC2SLS random-effects IV regression      Number of obs   =      462
Group variable: grup1                   Number of groups =      155

R-sq:  within = 0.0084
       between = 0.2575
       overall = 0.2232

Obs per group: min =      1
               avg  =      3.0
               max  =      3

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(1) = 45.00
Prob > chi2  = 0.0000
    
```

```

-----+-----
ln_real_ucret |      Coef.   Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
ln_issizlik_t |   -.2231584   .0332651   -6.71  0.000   -.2883567   -.15796
   _cons      |   1.750968   .0817977   21.41  0.000    1.590647    1.911288
-----+-----
sigma_u       |   .23307183
sigma_e       |   .08559592
rho          |   .88115549   (fraction of variance due to u_i)
    
```

```

Instrumented:  ln_issizlik_t
Instruments:   L.ln_issizlik_t
    
```





IV (2SLS) estimation

Estimates efficient for homoskedasticity only  
 Statistics consistent for homoskedasticity only

		Number of obs =	461
		F( 1, 306) =	0.44
		Prob > F =	0.5069
Total (centered) SS	=	1.843527485	Centered R2 = -0.2161
Total (uncentered) SS	=	1.843527485	Uncentered R2 = -0.2161
Residual SS	=	2.241958656	Root MSE = .08546

ln_real_ucret	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln_issizlik_t	-.138006	.207371	-0.67	0.506	-.544456	.2684337

Underidentification test (Anderson canon. corr. LM statistic): 3.686  
 Chi-sq(1) P-val = 0.0549

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 3.718  
 Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size 16.38  
 15% maximal IV size 8.96  
 20% maximal IV size 6.66  
 25% maximal IV size 5.53

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.000  
 (equation exactly identified)

-endog- option:  
 Endogeneity test of endogenous regressors: 0.845  
 Chi-sq(1) P-val = 0.3581

Regressors tested: ln\_issizlik\_t

Instrumented: ln\_issizlik\_t  
 Excluded instruments: L.ln\_issizlik\_t

