

**T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
DOKTORA PROGRAMI**

DOKTORA TEZİ

**TÜRKİYE’DE ÜCRET FARKLILIKLARI
VE
ÜCRET AYRIŞMASI**

**SAYIN SAN
05711205**

**TEZ DANIŞMANI
Doç. Dr. MURAT DONDURAN**

**İSTANBUL
ŞUBAT 2011**

T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
DOKTORA PROGRAMI

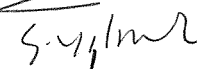
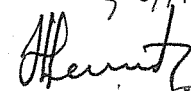
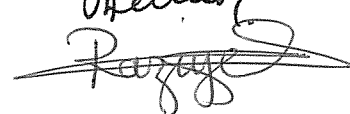
DOKTORA TEZİ

TÜRKİYE'DE ÜCRET FARKLILIKLARI
VE
ÜCRET AYRIŞMASI

SAYIN SAN
05711205

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih : 07.02.2011
Tezin Savunulduğu Tarih : 11.02.2011

Tez Oy birliği/Oy Çekliği ile başarılı bulunmuştur.

	Unvan Ad Soyad	İmza
Tez Danışmanı	: Doç Dr. Murat DONDURAN	
Jüri Üyeleri	: Prof. Dr. Ercan EREN	
	Doç. Dr. Ensar YILMAZ	
	Doç. Dr. Haluk LEVENT	
	Doç. Dr. Raziye SELİM	

İSTANBUL
ŞUBAT 2011

ÖZ

TÜRKİYE'DE ÜCRET FARKLILIKLARI VE ÜCRET AYRIŞMASI

Sayın SAN

Şubat, 2011

Yapılan bu çalışmayla, 2000'li yıllar sonrasında Türkiye emek piyasasında yaşanan gelişmeler ve değişimler incelenmiştir. Emek piyasasına dair analizler yapılırken, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından hazırlanan Hane halkı Bütçe Anketlerinden yararlanılmıştır. Çeşitli kategoriler arasındaki ücret farklılıkları tespit edilirken Oaxaca–Blinder Çözümlemesi ve Üç–Aşamalı Ücret Çözümlemesi yöntemleri kullanılmıştır. Çalışma üç farklı kategori için yapılmış, kadın–erkek, kamu–özel sektör ve sendikalı–sendikasız ayrımı yapılarak çalışanların kategorinin ücretlere etkisi tespit edilmeye çalışılmıştır. Kadın–erkek kategorisine göre ele alınan 2004 ve 2008 yılı karşılaştırıldığında, her iki yılda da erkeklerin ortalama ücretleri kadınların ortalama ücretlerinden yüksek çıkmıştır. Kadınların eğitim seviyesinin ve çalıştıkları firmanın büyüklüğünün artması, erkekler ile ortalama ücret farkını azaltan değişkenler olarak tespit edilmiştir. Sendikalı–sendikasız kategorileri incelendiğinde, ele alınan her iki yılda da sendikalıların ortalama ücretleri yüksek olmuş ve geçen beş yıllık süreçte ortalama ücretler farklılıklarının sendikalılar lehine değiştiği görülmektedir. Ele alınan dönemde sadece sendikalı olmanın ücret farklılığına etkisi de giderek artmıştır. Çalışmada son olarak kamu–özel sektör ayrımı yapılmış ve kamuda çalışanların ortalama ücretleri her iki yılda da özel sektörde çalışanların ortalama ücretlerinden yüksek çıkmıştır. Ele alınan dönemde kamuda çalışmanın ortalama ücretlere olan etkisi giderek azalmıştır.

Anahtar Kelimeler: Ücret Farklılıkları, Ücret Ayrışması

ABSTRACT

WAGE DIFFERENTIAL AND WAGE DISPERSION IN TURKEY

Sayın SAN

February, 2011

With this study, Labor market developments and changes in Turkey are examined. While analysis of the Turkish labor market, Household Budget Surveys which are conducted by Turkish Statistical Institute are used. Since wage differences of various categories are detected, Oaxaca–Blinder and Three–way Decomposition methods are used. The effect of several categories (public–private, union–nonunion, and female–male) on wage differential are investigated. Average wages of male in both years were higher than that of female. Increasing women’s educational level and firm size reduces wage difference between men. Average wages of union workers are higher than average wages of nonunion workers and the difference of average wages between union and nonunion workers increases in favor of union workers during the last five years. Finally, public–private wage differential are discussed in this study. Average wages of public workers are higher than average wages of private workers in both years. The effect of public sector on wage differential has decreased gradually.

Keywords: Wage Differential, Wage Dispersion

ÖNSÖZ

Hayatı meyveler vermek için hazırlanan bir tomurcuk gibi algılayan, çiçek olup açtığı için de meyveleri görmesi mümkün olmayan anne(leri)min aziz hatırasına....

Şubat 2011

Sayın SAN

İÇİNDEKİLER

	Sayfa No
KISALTMALAR	vii
TABLO LİSTESİ	viii
ŞEKİL LİSTESİ	ix
SEMBOL LİSTESİ	x
ÖZET	xi
SUMMARY	xii
1 GİRİŞ	1
2 ÜCRET FARKLILIKLARI VE ÜCRET AYRIŞMASI	4
2.1 Ücret Farklılıkları	4
2.2 Ücret Ayrışması	5
2.2.1 Arama Modellerinde Ücret Ayrışması	6
2.2.2 Diğer Ücret Ayrışması Modelleri	18
3 ÜCRET FARKLILIKLARI VE ÜCRET AYRIŞMASI ALANINDA YAPI- LAN UYGULAMA ÇALIŞMALARI	21
3.1 Sendikalaşma ve Ücret Ayrışması	21
3.2 Sektör Farklılıkları ve Ücret Ayrışması	30
3.3 Firma Büyüklükleri ve Ücret Ayrışması	32
4 ÇALIŞMADA KULLANILACAK YÖNTEMİN TARTIŞILMASI	34
4.1 İstatistiksel ve Ekonometrik Tartışmalar	34
4.1.1 Hane Halkı Anket Verilerinin İstatistiksel Özellikleri	34
4.1.2 Hane Halkı Çalışmalarında Ekonometrik Tartışmalar . . .	42
4.2 Ücret Ayrışması Tahmininde Kullanılacak Modelin Tanıtılması . .	50
4.2.1 Ücret Farklılığının Tespit Edilmesi	51
4.2.2 Ücret Farklılığının Tespit Edilmesinde Karşılaşılan Ekonometrik Sorunlar	53

4.2.3	Ücret Ayırışmasının (Wage Dispersion) Ölçülmesi	55
5	TÜRKİYE EMEK PİYASASINDA ÜCRET FARKLILIKLARI VE ÜCRET AYRIŞMASI	63
5.1	Türkiye’de Emek Piyasası	63
5.1.1	Türkiye’de İstihdamın Özellikleri	65
5.1.2	Türkiye’de İşsizliğin Yapısı	69
5.1.3	Türkiye’de Ücret Yapısı	71
5.2	Türkiye Özelinde Ücret Farklılıklarının ve Ayırışmasının Tahmin Edilmesi	73
5.2.1	Cinsiyet ve Ücret Farklılıkları	73
5.2.2	Sendikalı - Sendikasıız Çalışanlar ve Ücret Farklılıkları . . .	85
5.2.3	Özel Sektör - Kamu Sektörü Çalışanları ve Ücret Farklılıkları	94
6	SONUÇ	102
7	KAYNAKÇA	106
8	ÖZGEÇMİŞ	110

TABLO LİSTESİ

Tablolar

Sayfa No

5.1	Tarım Sektörünün Milli Gelir ve İstihdam İçerisindeki Payı	62
5.2	Türkiye’de İstihdam Oranları	63
5.3	Türkiye’de İşgücüne Katılım Oranları	63
5.4	Kayıtlı-Kayıtdışı Çalışanların Eğitim Durumu	67
5.5	Kayıtlı-Kayıtdışı Çalışanların Sektörel Dağılımları	68
5.6	Cinsiyete Göre Örneklem Değerleri	75
5.7	Cinsiyete Göre Regresyon Sonuçları	78
5.8	Cinsiyete Göre İki Aşamalı Oaxaca - Blinder Çözümlemesi	80
5.9	Kadın - Erkek Ücret Farklılığının Üç Aşamalı Oaxaca - Blinder Çözümlemesi	81
5.10	Cinsiyete Göre Probit Regresyon Modeli Sonuçları	83
5.11	Cinsiyete Göre Üç Aşamalı Varyans Çözümlemesi Sonuçları	84
5.12	Sendikalı - Sendikasız Çalışanların Veri Özetleri	86
5.13	Sendikalı - Sendikasız Regresyon Sonuçları	88
5.14	Sendikalı - Sendikasız Çalışanların Ücret Farklılığının Üç Aşamalı Oaxaca - Blinder Çözümlemesi	89
5.15	Sendikalı Olma Olasılıkları - Probit Modeli Sonuçları	91
5.16	Sendikalı - Sendikasız Üç Aşamalı Varyans Çözümlemesi Sonuçları	92
5.17	Kamu - Özel Sektör Çalışanlarının Özet Verileri	95
5.18	Kamu-Özel Sektör Regresyon Sonuçları	97
5.19	Kamu - Özel Sektör Ücret Farklılığının Üç Aşamalı Oaxaca - Blin- der Çözümlemesi	98
5.20	Kamuda Çalışma Olasılıkları - Probit Modeli Sonuçları	99
5.21	Kamu-Özel Sektör Üç Aşamalı Varyans Çözümlemesi Sonuçları . .	100

ŞEKİL LİSTESİ

Şekiller

Sayfa No

- | | | |
|-----|---|----|
| 5.1 | 2001 - 2007 Döneminde Türkiye’de Yaratılan İstihdam | 65 |
| 5.2 | 1992 - 2008 Arası İşsizlik ve Yaşanan Krizler | 69 |

KISALTMALAR

ABD	Amerika Birleşik Devletleri
EKK	En Küçük Kareler Yöntemi
ILO	Uluslararası Çalışma Örgütü
OECD	Ekonomik Kalkınma Örgütü
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu

BÖLÜM 1

GİRİŞ

1980'lerin başından itibaren Türkiye ekonomisinde önemli yapısal değişimler yaşanmıştır. İthal ikameci anlayıştan ihracata dayalı büyüme stratejisine geçiş ile birlikte, liberal ekonomi politikaları öne çıkmıştır. Özelleştirmelerin, özel sektöre destek verilmesinin ve kalkınma ile birlikte sosyo-kültürel yapının da değişime uğrayacağına konuşulduğu bu dönemde, ekonomik serbestleşme için önemli adımlar atılmıştır. Döviz dolaşımının serbest bırakılması, sermaye piyasalarının kurulması, ihracat ve ithalattaki sınırlandırmaların kademeli olarak kaldırılması, sayılabilecek bazı değişikliklerdir.

Ekonominin genel yapısındaki değişim, emek piyasasında da önemli değişimleri beraberinde getirmiştir. 1961 anayasasında emek piyasasında çalışandan yana olan birçok önemli düzenleme, 1982 anayasası ile ortadan kaldırılmıştır. Genel ekonomik eğilimin bir sonucu olarak, emek piyasasında "serbestleşme" söylemi ile birlikte, çalışanlar aleyhinde bir dengesizlik yaratılmıştır. Özel sektör eli ile kalkınma stratejisi içerisinde, girişimcinin yatırım iştahını ve rekabet gücünü arttırmak için elzem görülen bu düzenlemeler, zamanla çalışanlar arasında kazanç eşitsizliklerini de beraberinde getirmiştir. Çalışanlar arasında kazanç eşitsizliğinin en temel yansıması, korunan ve korunmayan işçiler arasında görülmektedir. Kayıtlı veya sendikalı çalışanlar, kayıtsız veya sendikasız çalışanlara göre, hem ücret kazancı açısından hem de diğer sosyal haklar açısından avantajlı olmuşlardır.

Ancak bu çalışmada cevabı aranan soru, çalışanlar aynı kategoriye dahil olsalar bile, ücret farklılıklarının nereden kaynaklandığıdır. Sendikalı/sendikasız çalışanlar, kamu/özel sektörde çalışanlar ve kadın/erkek çalışanlar arasında, ücret farklılıklarını yaratan nedenlerin tespiti, bu çalışmanın amacını oluşturmaktadır. Cevabı aranan bir diğer soru, çalışanların aynı özelliklere sahip olmalarına rağmen, ücret farklılıklarına kategorilerinin etkisinin ne olduğudur. Örneğin, aynı eğitim düzeyinde veya aynı yaşta olan kadın ve erkek çalışanların ücret kazançlarındaki farklılıkta, sendikalı olmalarının veya kamuda çalışmalarının etkisinin ne olduğunun tespit edilmesidir.

Cinsiyetler arası ücret farklılıkları hem emek arzının yapısından hem de emek talebinin yapısından kaynaklanabilir. Emek arzı açısından bakıldığında kadınların daha esnek çalışma saatlerinin mümkün olduğu işleri tercih ettiği görülecektir. Bu tercihlerinin altında ev işleri ve çocuk bakımı gibi toplum tarafından kadına yüklenen görevler yatmaktadır. Emek talebi açısından özellikler hizmetler sektöründe kadın çalışanların daha fazla verim alınacağı ve daha düşük ücrete (pazarlık güçlerinin düşük olduğu kabulü altında) çalıştırılabileceği ön kabulü bulunmaktadır.

Çalışmada ele alınan bir diğer kategori olan sendikalı çalışmanın ücretleri iki şekilde etkilemesi beklenir. Birincisi, sendikalaşma ile çalışanların pazarlık gücü artmakta ve bunun sonucunda sendikalı çalışanların ortalama ücretleri, sendikasız çalışanların ortalama ücretinden yüksek olmaktadır. İkincisi ve daha fazla belirsiz olan etki, bir ekonomide sendikaların varlığı halinde ücret dağılımlarında görülen değişkenliklerdir. Örneğin, sendikalar kendi üyelerinin ücretlerini yükseltirler ancak sendikalı olmayanların ücretlerine olan etkileri belirsizdir. Rekabetçi piyasa modelinde, sendikaların varlığı, sendikasız çalışanların ücretlerini düşürecektir. Zira, sendikaların ücretleri arttırması, sendikalı çalışan sayısını azaltacak ve sendikasız emek arzı artacaktır. Artan emek arzı da, sendikasızların ücretlerini azaltacaktır. Bu etkilerden hangisinin baskın olduğunun tespiti, çalışmanın amacını oluşturmaktadır.

Çalışmada ayrıca kamu/özel sektör ücret farklılıklarında yaşanan değişim de tespit edilmeye çalışılmıştır. 1990'larda dış ticaret, milli gelirin % 20-25'i kadarken; 2000'li yılların ortalarından itibaren bu oran, % 70'e kadar çıkmıştır. Dış ticarete yaşanan serbestleşme, özel sektör firmalarını rekabetçi bir ortama itmiştir. Özel sektörde faaliyet gösteren firmalar rekabet gücünü koruyabilmek için, maliyetlerini düşürmeye çalışmışlardır. Türkiye, üretimde kullanılan petrol ve doğalgaz gibi kaynaklarda dışa bağımlı olduğundan, özel sektörde faaliyet gösteren firmalar, maliyetleri düşürmek için en kısa yolu, işçi ücretlerinin (artış oranlarının) düşürülmesi olarak görmüşlerdir. Ancak çalışanların (nispeten) hukuki ve sosyal yönden korunduğu kamu sektöründe, çalışanların (reel olarak) ücret kazançlarının düşürülmesi, daha zordur. Kamu sektörünün dış rekabete kapalı alanlarda faaliyet göstermesi, toplu sözleşme ve sendika gibi nedenlerden dolayı, kamu çalışanlarının (reel) ücret kazançlarında bir azalmanın olması daha zordur. Hangi etkinin ücret farklılıklarını etkilediğinin tespiti, çalışmada yapılacaktır.

Çalışmanın ikinci bölümünde, teorik olarak, çalışanlar arasında ücret farklılıklarını yaratabilecek nedenler açıklanacaktır. Ekonomi yazınında değinilen temel nedenler incelendikten sonra, ücret farklılıklarını açıklamaya yönelik olarak geliş-

tirilen yeni teorilerden “Arama Modelleri” ele alınacaktır. Bu modellerin temel amacı, teorik olarak, çalışanların benzer olmasına rağmen, ücret farklılıklarının nasıl oluştuğunun tespit edilmesidir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde, emek piyasasında yapılan çeşitli ampirik çalışmalar, kısaca özetlenecektir. Çalışmanın amacına uygun olarak, kategorik farklılıkların (sendikalı-sendikasız veya kamu-özel sektör) ücret farklılıklarına etkisini inceleyen çalışmalarda teorik ve ampirik çerçeve ele alınacaktır. Örnek olarak incelenen çalışmalarda kullanılan ekonometrik yöntemler ve ampirik sonuçlar da kısaca özetlenecektir.

Çalışmanın dördüncü bölümünde, öncelikle kullanılacak olan mikro verilerin teorik özellikleri ele alınacaktır. Daha sonra, bu veriler kullanılarak yapılan çalışmalarda karşılaşılan istatistiki ve ekonometrik sorunlara değinilecektir. Bu bölümün son kısmında, çalışmada kullanılacak ekonometrik yöntem tanıtılacaktır.

Çalışmanın son bölümünde, Türkiye emek piyasası özelinde uygulama çalışması yapılmıştır. Cinsiyet farklılıklarına göre, sendikalı olma ve kamu-özel sektörde çalışmaya göre ücret farklılıklarının nedenleri, dördüncü bölümde tanıtılan Oaxaca-Blinder Ücret Çözümlemesi ve Üç-Aşamalı Varyans Çözümlemesi yöntemlerine göre tespit edilmiştir.

Çalışmanın sonuç kısmında, elde edilen sonuçların genel bir değerlendirmesi yapılmıştır. Ayrıca, çalışmanın kısıtları, karşılaşılan sorunlar ve çözüm önerileri de değerlendirilmiştir.

BÖLÜM 2

ÜCRET FARKLILIKLARI VE ÜCRET AYRIŞMASI

2.1 Ücret Farklılıkları

Bir ekonomide bireyler arasındaki ücret kazancı farklılıkları, üç temel sebebe dayandırılabilir. Bunlardan birincisi, çalışılan işlerdeki farklılıklar (heterojen iş); ikincisi, çalışan bireylerin sahip oldukları özelliklerden kaynaklanan farklılıklar (heterojen çalışanlar) ve üçüncü olarak da emek piyasasındaki eksiklikler ve aksaklıklardır¹.

Çalışılan iş (iş yeri veya iş kolu) temel alındığında, bireylerin ücret kazançlarındaki farklılıkların sebepleri olarak, çalışılan işin içerdiği risk (sağlıksız bir ortam veya tehlike derecesi yüksek bir faaliyet), çalışılan iş yerinden veya iş kolunda elde edilen ücret dışı kazanımlar (sağlık güvencesi, ücretli izin vs.), çalışılan işin toplum nezdinde bireye sunduğu statü (doktor, hâkim gibi), iş yerinin yaşanabilirliği ve ulaşımı, iş güvenliği ve düzenli ödeme yapılması, iş yerinde veya iş kolunda çalışılan yıllar boyunca kazanç artış oranı/hızı ve çalışma süresindeki esneklikler sayılabilir. Bunlara ek olarak, işin gerektirdiği bilgi ve beceri farklılıkları, iş kolunda veya firma bazında takip edilen ücret politikaları (etkin ücret uygulamaları) ve sendikal haklar da çalışanların ücret kazancı farklılıklarının nedenleri olarak sayılabilir².

Çalışan bireylerin ücret kazançlarında farklılık yaratan bir diğer neden, bireylerin özelliklerinin farklı olmasıdır. Alınan eğitim, yaş, cinsiyet, aile birikimi, bilinen yabancı dil gibi faktörler, ücret farklılıklarında son derece belirleyicidir. Bu faktörlere ek olarak birey bazında ücret kazançlarını farklı kılan başka etkenler de sayılabilir. Örneğin bazı iş kollarında çalışan bireyler rakipsizdir. Daha farklı bir deyişle, yerlerine ikame edilebilecek bireylerin bulunması ve yetiştirilmesi, kısa sürede mümkün olmamaktadır. Örneğin, bilgisayar mühendisleri, doktorlar,

¹ Campbell R. McConnell, Stanley L. Brue, David A. Macpherson, **Contemporary Labor Economics**, (Singapur: Irwin/McGraw-Hill Şirketi, 1999), 248.

² age, 249.

genetik mühendisleri, elektronik mühendisleri ve nükleer fizikçiler bu gruba dâhil edilebilir³ .

Çalışan bireylerin ücretlerinde farklılık yaratan bir diğer neden, emek piyasasındaki eksiklikler ve aksaklıklardır. Emek piyasasındaki temel aksaklık, çalışanların hareket yeteneğinin sınırlı olmasıdır. Normal bir mal ele alındığında, tam rekabet şartları altında, kazancı yüksek olan malı üretmek için yeni firmalar hemen ilgili sektöre girmektedirler. Fakat ücretlerin yüksek olduğu bir emek piyasasına girmek kolay olmamaktadır. Bireysel donanım eksikliklerinin yanında gerek ulusal gerekse de uluslararası düzeyde engeller ile karşılaşmaktadır⁴ .

Çalışanların ücret farklılıkları sadece iş farklılıklarından veya çalışan bireylerin kişisel farklılıklarından kaynaklanmamaktadır. Aynı sektörde, hatta aynı firmada hatta aynı pozisyonda çalışan insanlar arasında da ücret farklılıkları olabilmektedir. Bunun yanında aynı niteliklere/donanıma sahip çalışanlar arasında da ücret farklılıkları olabilmektedir.

Çalışanlar arasındaki ücret farklılıkları, temelde çalışan bireylerin yetenek ve verimlilik farklılıklarını veya çalışılan işteki ücret dışındaki özellik farklılıklarını içermektedir. Ücret farklılıklarını ölçmek için genelde çalışanların bireysel özellikleri (evli/bekar, bay/bayan, eğitim düzeyi, sahip olduğu tecrübe gibi) dikkate alınmakta ve bu değişkenler ile ancak ücret farklılıklarının % 30 - 35'i açıklanabilmektedir. Ücret farklılıklarının açıklanamayan % 65 - 70'lik kısım ise, ücret ayrışması (wage dispersion) literatürünün konusunu oluşturmaktadır.

2.2 Ücret Ayrışması

Klasik tam rekabet modeline göre benzer (homojen) çalışanlar, firmalardan aynı ücreti alacaklardır. Ancak emek piyasasında koordinasyon başarısızlıkları olması halinde, firmalar ve çalışanlar için tek denge ücretinin oluşması oldukça zor olmaktadır⁵ .

Temel olarak emek piyasası yaklaşımları, piyasayı temizleyen ve piyasayı temizlemeyen denge yaklaşımları olarak ikiye ayrılabilir. Piyasayı temizleyen yaklaşımlara (Klasik Okul) göre, emek piyasası dengededir ve emek piyasasında (çalışanlar homojen olduğundan) tek denge ücreti oluşmaktadır.

³ age, 252.

⁴ age, 267.

⁵ Dale T. Mortensen, **Wage Dispersion: Why Are Similar Workers Paid Differently?**, (Cambridge: MIT Press, 2003), 3.

Piyasanın temizlenmediğini savunan yaklaşımlar (Keynesyen Okul), Etkin Ücret Hipotezi (piyasa denge ücretinin üzerindeki ücretlerde işsizlik oluşmaktadır) ve Rant Paylaşımı (içerdekilerin pazarlık gücü) gibi yaklaşımları içermektedir. Diğer taraftan endüstriler arası sermaye/emek oranı ve ücret farklılıkları literatürü, İzleme hipotezine de uymaktadır: İleri teknolojik sermaye malları kullanan firmalarda işten kaçınma, önemli bir maliyet kalemidir. Bunun bir sonucu olarak (bazı) firmalar, denge ücret düzeyinden daha farklı ücret ödeyebilmektedir⁶.

Arama Modelleri (Search Models), ücret farklılıkları için yukarıdaki yaklaşımlardan daha kapsamlı bir açıklama geliştirmektedir. Hangi nedenle olursa olsun, firmalar ve çalışanlar için emek piyasasında iletişim ile ilgili sorunlar varsa ve bir firma boş pozisyonun dolma olasılığını yüksek ücret teklif ederek arttırıyorsa; bu durumda açık pozisyonun sürmesini kendisine maliyetli gören bir firma, yüksek ücret teklif edecektir. Diğer bir deyişle yüksek kâr elde eden firmalar (şayet eleman çalıştırmazsa yüksek bedelli bir siparişi kaybedebilir) ve sermaye/emek oranı yüksek olan (bazı) firmalar (şayet ileri teknoloji içeren makineler kullanıyorsa bu makineler pahalıdır ve bu makinelerin boş durmaları maliyetlidir), diğer firmalara göre, yüksek ücret ödeyeceklerdir. Sonuç olarak, emek piyasası dengede olsa dahi, tek bir denge ücreti oluşmayacaktır⁷.

2.2.1 Arama Modellerinde Ücret Ayrışması

İlk olarak MacCall (1970) tarafından ortaya atılan Arama Modelleri, Mortensen (1970, 1986), Mortensen ve Pissarides (1999) çalışmaları ile geliştirilmiştir. Arama Modelleri ile Klasik Emek Piyasası yaklaşımları arasındaki temel fark, Arama Modellerinin bireylerin (veya firmaların) ücretler ve işler hakkında eksik bilgiye sahip oldukları şartlar altında davranışlarını incelemesidir. İş Arama Modellerinin bir diğer önemli farklılığı, diğer modellere göre, refah düzeyini arttırmak isteyen bireyin, iş araması yaptığı çevre ile bilgilerinin sınırlı olduğunu varsaymasıdır⁸.

⁶ Pierre Cahuc, Andre Zilberberg, **Labor Economics**, (Cambridge: MIT Press, 2004), 305.

⁷ Mortensen, 2003, 6.

⁸ Dale T. Mortensen, Crishtopher Pissarides, "New Developments in Models of Search in Labor Market", **Handbook of Labor Economics**, ed. Orley Ashenfelter, David Card, (New York: Elsevier, 1999): 2567-2627.

2.2.1.1 Basit Ücret Ayrışması Modeli

“Ücret Ayrışması” (Wage Dispersion) kavramını geliştirmeden önce bazı temel kabuller yapılmalıdır⁹ :

- Endüstriler arası ücret farklılıkları kalıcıdır,
- Firmaların ücret teklifleri farklıdır ve bu farklılığı yaratan temel iki neden vardır. Birincisi firmalar arası sermaye/emek oranı farklıdır. İkincisi ise, firmaların kârlılıkları farklıdır,
- Ürettiği malı yüksek fiyat düzeyinden satan firmalar, yüksek ücret teklif etmektedirler. Ayrıca yüksek ücret teklif eden firmalar, daha fazla iş başvurusu almaktadırlar.

Bu varsayımlar altında, emek piyasasında denge olmasına (tam istihdam varsayımı) rağmen, ücret farklılıklarının ve ücret ayrışmasının nasıl oluştuğu, aşağıdaki model yardımı ile açıklanacaktır.

Emek piyasasında M tane iş arayan, N tane firma olduğu kabul edilecektir (her firmada tek bir tane açık pozisyon olduğu ayrıca kabul edilmektedir). Firmaların ürettiği mal ve hizmetlerin fiyatları farklıdır ancak iş arayanların benzer (identical) olduğu kabul edilmiştir. Firmalar, iş arayanlara, yerel gazetede (maliyetsiz) ilan vererek ulaşmaktadırlar. Yerel gazete basılmadan önceki akşam, bütün firmalar eş anlı olarak yerel gazeteyi aramaktadırlar ve gazetede verecekleri ilanda teklif edecekleri ücretleri bildirmektedirler. Sabah olduğunda iş arayanlar (masrafsız olarak) yerel gazeteye ulaşırlar ve bütün açık iş pozisyonlarından ve bu pozisyonlar için teklif edilen ücretlerden haberdar olurlar. Her bir iş arayan tek bir tane firma seçebilir ve o firmanın personel bölümüne giderek iş başvurusunda bulunabilir. Şayet o firmaya ve o pozisyona başvuru yapan tek bir kişi varsa, işe alınır ve reklâmda teklif edilen ücreti alarak işe başlar. Ancak tek bir iş pozisyonuna birden fazla kişi başvuruda bulunursa, firma işe başvuranlar benzer olduğundan istihdam edeceği kişiyi kura ile belirleyecektir¹⁰.

Bu son durumda (tek bir iş pozisyonuna birden fazla başvuru olması halinde) bazı firmalara hiç başvuru olmayacak ve firmalardaki açık pozisyon devam edecektir (Açık pozisyon sayısı ile işsiz kişi sayısının birbirine eşit olduğu kabul edilmiştir). Firma, açık pozisyonun devam etmesini istemiyorsa (yüksek fiyatlı siparişlerin iptali olasılığı varsa veya yüksek düzeyde teknoloji içeren sermaye malı

⁹ James D. Montgomery, “Equilibrium Wage Dispersion and Inter Industry Wage Differentials”, *Quarterly Journal of Economics*, c. 106 (1991): 163-179.

¹⁰ *age*, 166.

kullanılıyorsa), daha yüksek ücret teklif ederek başvuru olasılıklarını arttırmak isteyecektir.

Yukarıdaki varsayımlar altında oluşturulan ücret ayrışması modeli, her bir firmada tek açık pozisyon bulunması ve her bir iş arayanın tek bir firmaya iş başvurusunda bulunabilmesi varsayımları altında dahi, dengede ücret farklılıkları ve ücret ayrışması oluşacağını ön görmektedir. Bu modele göre firmalar iş başvurularını rassal olarak almamaktadırlar; hem firmalar hem de işe başvuranlar, kârlarını ve faydalarını en üst düzeye çıkarma (maksimizasyon) davranışı göstermektedirler. Yüksek ücret teklif eden firmanın daha fazla başvuru alma olasılığı yüksektir. Bu tip firmalarda istihdam edilen çalışanlar, sonradan (ex post) yüksek ücret alırken, işe alınmadan önce yani başvuru aşamasında (ex ante) bu işe alınabilme olasılığı düşüktür (çünkü yüksek ücret teklif eden firmaya birden fazla başvuru yapılmıştır)¹¹.

Burada kurgulanan modele göre, iş arayanlar tam bilgiye (teklif edilen ücret ve açık pozisyonun nerede olduğu tam olarak bilinmektedir) sahip olsalar dahi, ücret farklılıkları ve ücret ayrışması ortaya çıkacaktır. Model, öncelikle iki firma ve iki iş arayanın olduğu durumda ücret farklılıklarını ve ücret ayrışmasını tespit edecek, daha sonra ücret farklılıklarının ve ücret ayrışmasının ikiden fazla firma ve iş arayan olduğunda da ortaya çıkacağını gösterecektir.

a. İki Firmalı ve İki İş Arayanlı Model

Modelde firmaların teklif edecekleri ücretleri daha önceden belirledikleri varsayılacaktır. Her bir iş arayan sadece tek bir işe başvuracak; işe başvururken diğer çalışanlar ile arasında bir iletişim (işbirliği) olmayacaktır.

Şayet iki iş arayan da farklı firmalara başvururlarsa, ikisi de işe alınacak ve teklif edilen ücretlerden işe başlayacaklardır. 1. iş arayan 1. firmaya ve 2. iş arayan 2. firmaya başvurursa, sırasıyla, w_1 ve w_2 ücretlerini alarak işe başlayacaklardır. Şayet iki iş arayanda aynı işe başvurursa, firma hangi başvuru sahibini işe alacağını belirlemek için yazı tura atacaktır (şayet iki kişi de 1. firmaya başvururlarsa w_1 ücretini alma olasılıkları $1/2$ olacaktır). İki firmanın ücret teklifleri arasındaki ilişki, aşağıdaki gibidir¹²:

$$\frac{1}{2}w_2 < w_1 < 2w_2 \quad (2.1)$$

¹¹ age, 168.

¹² Bu eşitsizlik ile 1. ve 2. firmanın teklif ettikleri ücretlerin birbirlerinden aşırı derecede farklı olmadığı ifade edilmek istenmiştir.

Her bir elemanın 1. firmaya başvurma olasılığı p ile temsil edilecektir (2. firmaya ikisinin birden başvurma olasılığı $(1-p)$ olacaktır). Doğal olarak p olasılık değeri, teklif edilen w_1 ücret düzeyine göre değişecektir; 1. firma, 2. firmaya nazaran daha yüksek ücret teklif ederek iş başvuru olasılıklarını arttırabilir¹³.

Burada iş arayanlar arasında koordinasyonu içermeyen (örneğin iş arayanlar ilanları okuduktan sonra diğer iş arayanı arayarak işe başvurup vurmadığını öğrenebilir) duruma odaklanılacaktır. İki kişilik modelde bu varsayım tutarsız gibi görülse de, model emek piyasasına genelleştirildiğinde, çalışanlar arası iletişimin imkansız olduğu görülecektir. Çok sayıda iş arayanın olduğu bir emek piyasasında iş arayanlar, yüksek düzeyde ücret teklif eden firmalara fazla iş başvurusu olmasını beklerler. Emek piyasası dengedeysen, iş arayıp da düşük ücret alanlar (yüksek düzeyde işe kabul edilebilme olasılığı) ile yüksek ücret alanlar (işe başlama olasılığı düşük) arasında fark olmayacaktır.

Emek piyasasında denge sorununu çözmek için şu temel varsayımlar yapılacaktır: Bir işe başvurmanın beklenen değeri, firmalar arasında, sabittir:

$$w_1 \times \text{prob.}[1. \text{ firmada işe başlama}] = w_2 \times \text{prob.}[2. \text{ firmada işe başlama}] \quad (2.2)$$

1. kişi açısından; 1. firmada işe başlama olasılığı, $[\text{prob}(1. \text{ firmada işe başlama})]$, 2. kişinin 2. firmaya başvurma olasılığı $[\text{prob}(2. \text{ kişinin 2. firmaya başvurması})]$ ile 2. kişinin 1. firmaya başvurma olasılığının $[1/2 \text{ prob}(2. \text{ kişinin 1. firmaya başvurması})]$ toplamına eşittir. Şayet 2. kişi 2. firmaya başvurursa, 1. kişi 1. firmaya kesin olarak alınacaktır. Şayet 2. kişi de 1. firmaya başvurursa, 1. firma yazı tura atacaktır ($1/2$ olasılıkla işe alınacaktır)¹⁴.

2. kişi, 1. firmaya p olasılıkla başvuracak, ikinci firmaya ise $(1-p)$ olasılıkla başvuracaktır. Bu durumda denge koşulu:

$$w_1 \times [(1/2)p + (1-p)] = w_2 \times [p + (1/2)(1-p)] \quad (2.3)$$

Bu eşitlikten hareketle 1. firmaya başvuru olasılığı yalnız bırakılırsa, aşağıdaki sonuç elde edilecektir.

$$p = \frac{2w_1 - w_2}{w_1 + w_2} \quad (2.4)$$

¹³ age, 168.

¹⁴ age, 169.

(2.4) nolu denklemden, şu sonuçlar elde edilecektir:

$$\frac{\partial p}{\partial w_1} > 0, \frac{\partial p}{\partial w_2} > 0 \quad (2.5)$$

Bu sonuçların anlamı her firma, teklif ettiği ücreti yükselterek kendisine yapılacak olan başvuru olasılığını arttırmaktadır. Diğer firmanın ücret teklifi veriyken, her firma beklenen kârını maksimize etmeye çalışacaktır. Burada beklenen kâr, açık pozisyonun değeri ile teklif edilen ücret arasındaki farkı ifade etmektedir ve firmanın açık pozisyonu doldurma olasılığına eşittir.

$$\max_{w_i} (v_i - w_i) \times \text{prob}(i \text{ firması en az bir başvuru alır} | w), \quad i \in [1, 2] \quad (2.6)$$

Her bir firma için açık pozisyonun değeri (v_i), farklı olacaktır. Örneğin i . firmanın, piyasa gücü veya sermaye/emek oranı yüksekse, v_i değerinin çok yüksek olması beklenecektir. Bu durumda i . firma, açık pozisyonu maliyetli bulacaktır.

Burada p_i , her bir iş arayanın i firmasına başvuru yapma olasılığı olarak ifade edilir ve buradan hareketle firmanın amaç fonksiyonu, şu şekilde yazılabilir:

$$(v_i - w_i)[1 - (1 - p_i(w))^2] \quad (2.7)$$

1. firma için çözersek:

$$\max_{w_1} (v_1 - w_1) \left[\frac{3w_2(2w_1 - w_2)}{(w_1 + w_2)^2} \right] \quad (2.8)$$

1. firmanın reaksiyon fonksiyonu, 2. firmanın ücret teklifi ve 1. firmanın beklenen getirisinin bir fonksiyonu olarak yazılabilir:

$$R_1(w_2, v_1) = \frac{w_2(w_2 + 4v_1)}{(5w_2 + 2v_1)} \quad (2.9)$$

2. firmanın reaksiyon fonksiyonu, aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$R_2(w_1, v_2) = \frac{w_1(w_1 + 4v_2)}{(5w_1 + 2v_2)} \quad (2.10)$$

Denge ücret vektörünün çözümü (w_1^*, w_2^*), buradan elde edilememektedir; ancak elde edilen bazı sonuçlar önemlidir. Öncelikle konvekslik varsayımı ile reaksiyon fonksiyonlarının sürekli olduğu varsayımı altında denge, tek (unique) olacaktır.

Reaksiyon fonksiyonlarının simetrik olduğu varsayımı altında, eşit değerde mal üreten firmalar eşit ücret teklif edeceklerdir. Ancak firmaların teklif ettikleri ücretler, ürettikleri mal ve hizmetlerin değerlerinin doğrusal bir fonksiyonuysa, yüksek değerli mal üreten firma, yüksek ücret teklif edecektir¹⁵.

İki firmalı ve iki bireyli modelden üç temel sonuç elde edilmiştir. Birincisi, yüksek değerde mal üreten ve satan firmalar, yüksek ücret teklif edeceklerdir. Şayet malların değerlerinde farklılık varsa bu, sermaye/emek oranındaki farklılıktan kaynaklanıyor olabilir. Örneğin sermaye yoğun üretim yapan firmalar, emek yoğun üretim yapan firmalardan daha yüksek ücret teklif edebilirler. Doğal olarak sermaye yoğun üretim yapan firmalarda açık iş pozisyonu daha maliyetlidir. Bundan dolayı bu tip firmalar başvuru olasılığını arttırmak için daha yüksek ücret teklif edeceklerdir. Aynı uyarılama, firmaların piyasa gücü farklılıkları için de yapılabilir. Sonuçta firmalar ve endüstriler arası ücret farklılıkları süreklilik arz edecektir. Ayrıca endüstriler arası ücret farklılıkları ile firmaların sermaye/emek oranı ve ortalama kârlılıkları arasında doğrusal bir ilişki söz konusudur¹⁶.

İkinci olarak bu model, açık iş pozisyonları arasında bekleme süresinin değişeceğini ön görmektedir. Yüksek değerli ürün üreten firmalar, yüksek ücret teklif edecekler ve firma iş başvuru olasılığını arttıracaktır. İşe başvuru sırasında oluşacak kuyruk uzunluğunu, i . firmanın beklenen başvuru sayısı olarak tanımlanırsa, $2p_i$ değerini alır (çünkü iki iş arayan var ve her biri için firmanın başvuru alma olasılığı p_i olacaktır) ve yüksek değerli mal üreten firmanın (ve yüksek ücret teklif eden firmanın) kuyruk uzunluğu (başvuru olasılığı artacağından) artacaktır.

Üçüncü olarak bu modelde ücretler “stratejik tamamlayıcı”¹⁷ olarak ele alınmıştır: Bir firmanın ücreti arttırması, diğer firmanın ücret düzeyini arttırmasını tetiklemektedir. Asgari ücret yasasının etkisinin anlaşılmasında, emek piyasasında sendikaların gücünün anlaşılmasında ve ürün - piyasa şoklarının anlaşılmasında bu kavramdan yararlanılmaktadır (Standart asgari ücret literatüründe asgari ücretlerdeki artış kayıt dışı sektördeki ücretleri arttırmaktadır. Bu modele göre hem kayıtlı hem de kayıt dışı sektörlerdeki ücret artışları bu tip bir tepkiden kaynaklanmaktadır).

¹⁵ age, 169.

¹⁶ age, 170.

¹⁷ Bu kavram Bulow (1985) tarafından geliştirilmiştir. Oligopol piyasasında farklılaştırılmış ürünlerin fiyatı üzerinden rekabete giren firmalar modelinde fiyatlar, stratejik tamamlayıcıdır. Cournot rekabetinde ise bir firmanın çıktı miktarını arttırması diğer firmanın çıktı miktarını azaltmaktadır ki burada üretilen miktarlar stratejik ikamedir. Bakınız: Jeremy Bulow, John D. Geanakoplos, Paul D. Klemperer, “Multimarket Oligopoly: Strategic Substitutes and Complements”, *Journal of Political Economy*, c. 93(3) (1985): 488-511.

b. Modelin Emek Piyasasına Genişletilmesi

Model tanıtılırken M tane iş arayan ve N tane de açık pozisyon var olduğu kabul edilmişti. Yukarıda geliştirilen modelde her bir firma için amaç fonksiyonu, boş pozisyonunun değeri ile çalışana ödenecek ücret arasındaki farkın maksimize edilmesi ile ifade edilebilir:

$$\max_{w_i} (v_i - w_i) \times [\text{prob.}(\text{firma } i \text{ en az bir başvuru alır})|w] \quad (2.11)$$

Şimdi piyasada ikiden fazla firma varlığının kabulü ile firmaların amaç fonksiyonu şu şekilde ifade edilebilir:

$$(v_i - w_i)[1 - (1 - p_i(w)^M)] \quad (2.12)$$

Burada w , ücretlerden oluşan bir sütun vektörüdür. Ayrıca p_i , veri w ücret düzeyinde her bir iş arayanın i firmasına başvurma olasılığını göstermektedir.

Firmalara başvuru olasılığı, iki koşul altında ele alınabilir: İlk olarak, her bir açık pozisyona başvurmanın beklenen değeri, açık pozisyonlar için aynıdır.

$$w_i \times \text{prob}[i. \text{ firmada işe başlama}] = w_j \times \text{prob}[j. \text{ firmada işe başlama}] \quad (2.13)$$

İkinci olarak, bütün açık pozisyonlara başvuru olasılıklarının toplamı, bire eşit olmalıdır.

$$\sum_{i=1}^N p_i = 1 \quad (2.14)$$

i . firmada işe başlama olasılığı,

$$\text{prob.}[i. \text{ firmada işe başlama}] = \frac{[1 - (1 - p_i(w)^M)]}{p_i M} \quad (2.15)$$

şeklinde ifade edilirse, denklem (1.13) şu şekilde yazılabilir:

$$w_i \times \frac{[1 - (1 - p_i(w)^M)]}{p_i M} = w_j \times \frac{[1 - (1 - p_j(w)^M)]}{p_j M} \quad (2.16)$$

(2.16) nolu denklem, $N - 1$ adet eşitlikten oluşan bir denklem sistemini ifade etmektedir. (2.14) nolu denklem ile N . eşitlik sağlanır ve ücretler vektörünün bir fonksiyonu olarak, her bir firma için başvuru olasılığı problemi çözülür. Bulunan değerler firmaların amaç fonksiyonunda yerine yazılır ve her bir firmanın tepki fonksiyonu elde edilir (Burada w_i , diğer bütün ücretlerin bir fonksiyonu olarak bulunur).

Bu modelde firmalar üzerinde aşırı bir yük oluşturulmuştur. Tek bir firma, kendi teklif edeceği ücreti belirlemek için, diğer bütün firmaların ürün değerleri vektörünü bilmek zorundadır. Bu noktada daha gerçekçi bir varsayım yapılacaktır: Firmalar teklif edecekleri ücret düzeyini belirlerken kriter olarak emek piyasası sıkışıklıklarını dikkate almaktadırlar. Böylece her firma emek piyasası sıkışıklıklarını veri kabul ederek, sadece kendi teklif edeceği ücretin, kendi teklif olasılığını etkileyeceğini kabul etmektedir (Tam rekabet şartları altında faaliyet gösteren firmalarda da aynı mantık söz konusudur. Kendi üretimini belirlerken piyasa fiyatını veri kabul eder ve kendi üretiminin bu fiyatı etkileyemeyeceğini varsayar). Firma K değerinin (emek piyasasındaki boş pozisyon / işsizlik oranını ifade etmektedir. İş arayanların rezervasyon ücreti ile de ifade edilebilir) altında bir ücret teklif ederse hiç başvuru alamayacaktır¹⁸.

Her i firmasının amaç fonksiyonu, aşağıdaki kısıt altında maksimize edilir:

$$w_i \times \frac{[1 - (1 - p_i(w)^M)]}{p_i M} = K \quad (2.17)$$

K , emek piyasasındaki sıkışıklığı ifade etmektedir. Bu kısıt, firmanın ücret teklifi ile o firmaya iş başvurusu olasılığı arasında doğrudan bir ilişki tanımlamaktadır. Denklem (2.17), firmanın amaç fonksiyonunda yazılırsa,

$$\max_{p_i} v_i [1 - (1 - p_i)^M] - p_i M K \quad (2.18)$$

elde edilir. Buradan birinci sıra koşulu:

$$v_i M [1 - (1 - p_i)^{M-1}] = M K \quad (2.19)$$

olur. Buradan da her bir firma için başvuru olasılığı, şu şekilde elde edilir:

$$p_i = 1 - \left(\frac{K}{v_i} \right)^{\frac{M}{M-1}} \quad (2.20)$$

¹⁸ age, 170.

Her bir firma için optimal başvuru olasılığını temsil eden (1.20) nolu denklemden çeşitli sonuçlar elde edilebilir. İlk olarak denge istikrarlıdır (kararlıdır).

İkinci olarak yüksek değerde ürün üreten firmalar, yüksek başvuru olasılığını tercih edeceklerdir ve yüksek ücret teklif edeceklerdir (Başvuru kuyruğunun uzaması anlamına gelecektir. i firmasına başvuru sayısı $p_i M$ olacaktır)¹⁹.

Üçüncü olarak, ücretler stratejik tamamlayıcı olarak kalmaya devam edecektir. Emek piyasasında sıkışıklık arttıkça, firmalar daha yüksek ücret teklif edeceklerdir. Buradan i firmasının teklif edeceği ücret düzeyi (1.19) nolu denklemin, (1.17) nolu denklemde yerine yazılması ile bulunur²⁰.

$$w_i = \frac{MK \left(1 - \frac{K}{v_i}\right)^{\frac{1}{M-1}}}{\left(1 - \frac{K}{v_i}\right)^{\frac{M}{M-1}}}, \quad \frac{K}{v_i} \in (0, 1) \quad (2.21)$$

Sonuçta,

$$\frac{\partial w_i}{\partial K} > 0$$

olacaktır. Diğer bir ifadeyle, emek piyasası sıkışırken, firma teklif ettiği ücreti arttırmaktadır. Büyük çaplı piyasalarda her bir firmanın emek piyasası sıkışıklığına etkisi oldukça azdır. Fakat genel emek piyasası şokları (asgari ücret artışları gibi) önemli ölçüde piyasa sıkışıklığını arttırmaktadır ve ücret değişimlerini tetiklemektedir.

2.2.1.2 Endüstriler Arası Farklılıklar

Gerek firmalar arasında gerekse de endüstriler arasında emeğin katma değer yaratma kapasitesi farklıdır. Peki, bu verimlilik farklılıklarının nedeni nedir? Bir görüşe göre verimlilik heterojenliği, firmaların faaliyet gösterdikleri piyasadaki güç farklılıklarından kaynaklanmaktadır. Diğer bir görüş ise, verimliliğin sabit faktörlerindeki farklılıklara vurgu yapmaktadır. Örneğin örgüt kültürü ve yönetici yetenekleri farklı olabilir. Yaratıcı yıkıcılık sürecinin dinamikleri ve verimliliğin öğrenerek değişmesi firmalardaki verimliliği de farklılaştıracaktır. Sebebi ne olursa olsun temel sonuç, firmanın ödediği ücret ile emeğin verimliliği arasında doğrusal bir ilişki olduğudur²¹.

¹⁹ age, 171.

²⁰ age, 172.

²¹ Walter Oi, Todd Idson, "Firm Size and Wages", **Handbook of Labor Economics**, ed. Orley Ashenfelter, David Card, (New York: Elsevier, 1999): 2166-2214.

İki firmanın olduğu modelde, daha yüksek verimliliğe sahip firma daha yüksek ücret teklif edeceği ve iletişime geçtiği iş arayan başına daha yüksek getiri elde etmeyi beklediği varsayılacaktır²² :

$$p_2 > p_1 \Rightarrow \pi^*(p_2) > \pi^*(p_1) \quad (2.22)$$

Burada p_2 , ikinci firmanın sattığı malın piyasa fiyatını; p_1 , birinci firmanın sattığı malın piyasa fiyatını temsil etmektedir. $\pi^*(p_1)$ ve $\pi^*(p_2)$, sırasıyla, birinci ve ikinci firmanın optimal kâr düzeylerini temsil etmektedir. Daha yüksek verimliliğe sahip firmanın, ürettiği malı daha yüksek fiyattan sattığı ve daha yüksek kâr elde ettiği varsayılmıştır.

$$w_2 > w_1, \quad \forall w_2 \in w(p_2), \quad \forall w_1 \in w(p_1) \quad (2.23)$$

Burada w_2 , ikinci firmanın teklif ettiği ücret düzeyini; w_1 , birinci firmanın teklif ettiği ücret düzeyini temsil etmektedir. Malını piyasada yüksek fiyattan satan firma, olası her fiyat düzeyi için, daha yüksek ücret teklif etmektedir.

Diğer bir deyişle, daha verimli bir firmanın teklif setinin en alt ücret teklifi, daha düşük verimli firmanın en üst düzey ücret teklifinden daha düşük olamaz.

$$\bar{w}_1 = \underline{w}_2$$

Her bir iş arayan, modeldeki her bir firma ile görüşebileceğine göre, herhangi bir iş arayan tarafından alınan iş teklifi (X), binom dağılımı gösterecektir. Bu dağılımda “Başarı Olasılığı”, işçi arayan her bir firma ile iletişime geçme olasılığına ($1/N$) ve modeldeki toplam kişi sayısına (M) eşittir. N ve M değerleri büyüdükçe binom dağılımı, ortalaması ($\lambda = M/N$) olan Poisson dağılımına yakınsayacaktır. Bir çalışan için kümülatif yoğunluk fonksiyonu ($F(w)$: Herhangi bir ücret teklifini kabul etme olasılığı), teklif edilen ücrete (w) ve firmalarla iletişime geçme sıklığına (λ) bağlı olacaktır.

Ücret teklifleri arasındaki ilişki yukarıdaki gibi olduğu için, iki firma tarafından teklif edilen ücretlerin en üst seviyesinin kümesinin tek çözümü şu şekilde olacaktır²³ :

$$F(\bar{w}_1) = \frac{1}{\lambda} \left(\frac{p_1 - b}{p_1 - \bar{w}_1} \right) = q \quad (2.24)$$

²² Mortensen, 2003, 21.

²³ age, 22.

$$F(\bar{w}_2) = \frac{1}{\lambda} \left(\frac{p_1 - \bar{w}_1}{p_1 - \bar{w}_2} \right) = 1 \quad (2.25)$$

Burada q , 1. tip firmaların (düşük fiyattan malını satan firmalar) oranını ifade etmektedir. Sonuç olarak, piyasada ne kadar firma tipi varsa, o kadar denge noktası geliştirilebilir. Bunun sonucunda da firmaların zaman içerisinde değişmeyen özelliklerinin ücret eşitliğindeki etkileri elde edilmiş olur. Bunun da ötesinde, sayet endüstrideki firmalar arasında ortalama verimlilik farklılıkları bulunuyorsa, sektördeki benzer çalışanlardan verimliliği yüksek firmalarda çalışanlar, daha yüksek kazanç elde edeceklerdir.

2.2.1.3 Firmaların Büyüklük Farklılıkları

Burada ele alınan modelde firmanın işçi alma çabaları, içsel olarak kabul edilecektir. Ayrıca ödenen ücret ile işçi alma çabaları ve firma büyüklüğü arasında doğrusal bir ilişki olduğu kabul edilecektir²⁴.

Modelde ω , iletişime geçilen iş arayan sayısını ifade ederken; $c(\omega)$, işçi alma çabalarının artan ve konveks bir maliyet fonksiyonu olduğu ifade etmektedir. Piyasadaki veri ücret teklifi dağılımında ve işverenlerin ücret teklifinde, firmanın özelliğine (firmanın verimliliği ϕ ile ifade edilmiştir) göre beklenen getirisi şu şekilde olacaktır²⁵:

$$\pi[[\phi, w, F(w)]\omega - c(\omega)] \quad (2.26)$$

$F(w)$, herhangi bir çalışanın ücret teklifini kabul etme olasılığının dağılımını temsil etmektedir. Burada birinci sıra koşulu, yani optimal işçi alma çabası, hem firmanın verimliliğinin hangi tipte olduğunun hem de firmaya özgü (özel) ödediği ücretin bir fonksiyonudur. Verimlilik tipi (ϕ) veri olan bir firma için optimal ücret teklifi ve optimal işçi alma çabası şu şekilde ifade edilebilir:

$$\max_{w \geq b, \omega \geq} [\pi[\phi, w, F(w)]\omega - c(\omega)] = \max_{\omega \geq} [\pi^*(\phi)\omega - c(\omega)] \quad (2.27)$$

Burada $\pi^*(\phi)$, ϕ verimlilik tipindeki her firmanın iletişime geçtiği iş arayan başına beklenen maximal getirisini ifade etmektedir. Böylece ϕ tipindeki her firma için

²⁴ Giuseppe Bertola, Pietro Garibaldi, "Wages and The Size of Firms in Dynamic Matching Models", **Review of Economic Dynamics**, c. 4 (2001): 335-368.

²⁵ Mortensen, 2003, 23.

iş arayanlarla kurulacak optimal iletişim sayısının $[\omega(\phi)]$ tek bir çözümü olur ve aşağıdaki gibi ifade edilebilir²⁶ :

$$c'[\omega(\phi)] = \pi^*(\phi) \quad (2.28)$$

Firmalar iki tipe ayrılarak [verimi daha yüksek firma (ϕ_2) ve verimi daha düşük firma (ϕ_1)] optimal iletişim sayısı, iletişim maliyetinin ve getirisinin bir fonksiyonu olarak çözülür²⁷ :

$$c'[\omega(\phi_1)] = [\pi^*(\phi_1)] = e^{-\lambda}(\phi_1 - b) \quad (2.29)$$

$$c'[\omega(\phi_2)] = [\pi^*(\phi_2)] = \phi_1 - \bar{w}_2 \quad (2.30)$$

Burada önemli bir nokta, işçi alma çabalarının marjinal maliyetinin artan olması, dengede firma verimlilikleri arasında farklılıklar olmasından kaynaklanmaktadır.

2.2.1.4 İki Taraflı Pazarlık Modeli

Mortensen (2000) ile Mortensen ve Pissarides (1999) çalışmalarında tanıtılan bu modelde firmalar tarafından teklif edilen ücret, temelde Rant Paylaşımı üzerinden belirlenmektedir. Emek piyasasındaki sıkışıklıklar, firmalar ile çalışanlar arasındaki rant paylaşımı sürecini etkilemektedir. Firmaların ve çalışanların rant üzerindeki pazarlıklarını, tekel hipotezi altında, karşılıklı olarak yaptıkları varsayılmaktadır. Bu yaklaşım ile emek piyasasındaki verimlilikler arasındaki farklılıklar, hem endüstri bazında hem de firma büyüklüğü bazında açıklanmaya çalışılmıştır.

Her bir iş arayan ve firma eşleşmesi gerçekleşmesi ile paylaşılacak rant, bir eşleşmenin yaratacağı verimlilik (ϕ) ile iş arayan bireyin alternatif geliri (b : rezarvasyon ücreti) arasındaki farka eşit olacaktır. Bu durumda ϕ verimlilikteki bir firmanın ücret teklifi için tek çözüm, aşağıdaki gibi olacaktır²⁸ :

$$w(\phi) = \max_w (\phi - w)^{1-\beta} (w - b)^\beta = b + \beta(\phi - b), \quad \beta \in (0, 1) \quad (2.31)$$

²⁶ age, 24.

²⁷ age, 25.

²⁸ Mortensen ve Pissarides, 1999, 2602.

Burada β iş arayanların pazarlık gücünü ifade etmektedir. Firmalar için işçi alma çabası (c), firma verimlilik farklılıkları (ϕ) da dikkate alındığında, şu şekilde olacaktır:

$$c'[v(\phi)] = e^{-\lambda[1-F(b+\beta(\phi-b))]}(1-\beta)(\phi-b) \quad (2.32)$$

Sonuç olarak daha verimli firmalar ($\phi_2 > \phi_1$), boş pozisyonun (v) maliyetinin artan ($c''(v) > 0$) olması halinde, daha fazla işçi arama çabası içerisine girecekler ve daha yüksek ücret teklif edeceklerdir.

2.2.2 Diğer Ücret Ayrışması Modelleri

2.2.2.1 Telafi Farklılıkları

Ücret ayrışmasının bir diğer kaynağı da Telafi ödemeleridir [Bu ödemeler firmaların sabit etkileri bağlamında değerlendirilmiştir]. Bunun yanında mesleki riskler ve yaralanmalar haricinde telafi ücretlerinin belirlenmesi, ampirik olarak oldukça zordur. Bunun da ötesinde işlerin cazip tarafları ile alınan ücretler arasında doğrusal bir ilişki söz konusudur. Bu durumun ücret farklılıkları literatürü ile açıklanamayacağını kabul eden Abowd, Kramarz ve Margolis, Arama (Search) modelleri ile ücret telafilerinin nasıl ücret ayrışmasına neden olduğunu açıklamaya çalışmışlardır²⁹.

Bu modelde a , işin karakteristiğini temsil etmektedir. Bireyin faydası $[U(w, a)]$, hem teklif edilen ücretin hem de işin kendine özgü özelliklerinin artan bir fonksiyonudur. Burada işin karakteristiğinin faydası, ücret - sağlanan ekstra özellikler ikilisinin bir fonksiyonudur.

Bütün çalışanların tercihlerinin aynı olacağı varsayılmıştır. İletişime geçilen (rasal olarak) çalışanın teklifi kabul etme olasılığı, Poisson dağılımı gösterecek ve şu şekilde ifade edilebilecektir:

$$P[F(w), \lambda] = \sum_{x=0}^{\infty} F(w)^x \frac{e^{-\lambda}}{x!} = e^{-\lambda[1-F(w)]} \quad (2.33)$$

$F(w)$, herhangi bir ücret teklifini kabul etme olasılığını temsil eden kümülatif yoğunluk fonksiyonunu; λ , firmalarla iletişime geçme sıklığını temsil etmektedir.

²⁹ John Abowd, F. Kramarz, D. Margolis, "High Wage Workers and High Wage Firms", *Econometrica*, c. 67 (1999): 251-333.

Firma için işin çekici olmasının maliyeti $[c(a)]$ ile gösterilirse, iş teklifini kabul eden çalışanın firmaya faydasının maksimize edilmesi amaçlanmaktadır³⁰ :

$$(w, a) = \max_{(w,a) \geq (b,0)} [P(F(u(a, w), \lambda))][p - c - w(a)] \quad (2.34)$$

Tazmin farklılıkları literatürünün vurguladığının aksine, dengede ücret ve çekicilik arasındaki ilişki, benzer çalışanlar için, aynı yönde hareket eder (şayet kazanç ve çekicilik normal mal ise). Ancak hangi etkinin baskın olacağı ampirik olarak firmalar arası farklılıklara bağlıdır.

2.2.2.2 Etkin Ücret

Bu alanda yapılan çalışmalarda (Shapiro ve Stiglitz; 1984, Bulow ve Summers; 1986), ücret ayrışmasının kaynağı olarak çalışanların motive edilmesinde yaşanan sıkıntılar gösterilmiştir. Çalışanların (gözlemlenen) özellikleri benzer olmasına rağmen neden farklı ücret aldıkları, çalışanların eforlarının izlenmesinde ve değerlendirilmesinde yaşanan farklılıklardan kaynaklanmaktadır³¹ .

Şöyle bir varsayım gerçeğe çok yakındır: Büyük firmalar, çalışanlarını denetlemeyi maliyetli bulabilir. Bunun için çalışanlarına yüksek ücret ödeyebilir. Bütün çalışanların verimlilikleri aynı kabul edilsin ve marjinal ürünü p ile ifade edilsin. Bu arada firmaların farklı izleme tekniklerinin olduğunu ve bazılarında izleme oranının daha yüksek olduğu kabul edilsin. η_i , i tipi firmanın çalışanları izleme olasılığını temsil etmektedir:

$$1 > \eta_1 > \eta_2$$

Her hangi bir firmada çalışan birey için çalışmanın alternatifi, rezervasyon ücretidir (b). Bu durumda çalışan ve kaytaran işçi (şayet yakalanmazsa), hem ücret kazancını hem de boş zaman kazancını elde etmiş olacaktır. Bu tip çalışanların işten kaytarmaması için, aşağıdaki ücret düzeyi teklif edilmelidir³² :

$$w \geq \eta_i b + (1 + \eta_i)(1 + w) \quad (2.35)$$

³⁰ Mortensen, 2003, 27

³¹ Jeremy Bulow, Lawrence Summers, "A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment", **Journal of Labor Economics**, c. 4 (1986): 376-414.

³² Mortensen, 2003, 29.

Bir başka deyişle, çalışan için, kaytarma yapmadığı zaman elde edeceği ücret kazancı, kaytarma yaptığı anda beklenen geliri aşmalıdır.

$$w \geq \frac{b}{\eta_i} > b$$

Şayet izleme tekniği ve sıklığı yükselirse, teklif edilen ücret düzeyi de düşmektedir. Sonuç olarak çalışanların denetlenmesi sorunu, dengede düşük ücret ödemekten ortaya çıkmaktadır. Firmalar, çalışanlarına ödedikleri ücretleri yükselterek, bu tip sorunları aşabilecektir.

2.2.2.3 Sınıflama

Bu alanda yapılan çalışmalarda (Murphy ve Topel; 1990, Shimer ve Smith; 2000, Shimer; 2001), yüksek ücret ödeyen firmaların yüksek yetenekli işçi çalıştıracakları varsayılmıştır. Tam rekabet şartları altında, firmalar ile çalışanın yetenekleri üretimde tamamlayıcı mallardır ve çıktının maksimize edilmesi koşulu altında, daha yetenekli çalışanlar, daha verimli firmalarda istihdam edilecektir³³.

Verimlilikleri yüksek olan firmalar ve çalışanlar, rassal eşleşmelerin sürekli tekrarlanması ve piyasalarda sıkışıklıkların az olması durumunda, mutlaka eşleşeceklerdir. Bu eşleşme, rant paylaşımı sürecinin sonunda olacaktır. Emek piyasasında sıkışıklıklar olsa bile, verimli firma ve çalışan tamamlayıcı mal olduklarından, uzun dönem dengesinde eşleşme olasılıkları yükselecektir.

Bu modelde, sadece verimliliğin önemi vurgulanmıştır. Verimliliğin yanında, firmaların kapasite kısıtları, boş pozisyonun maliyetinin marjinal üründen düşük olması gibi etkenler de, çalışanların verimliliklerine göre farklı firmalarda çalışmasının bir nedenidir.

³³ age, 30.

BÖLÜM 3

ÜCRET FARKLILIKLARI VE ÜCRET AYRIŞMASI ALANINDA YAPILAN UYGULAMA ÇALIŞMALARI

3.1 Sendikalaşma ve Ücret Ayrışması

Ekonomik olarak, sendikaların ücretleri iki şekilde etkilemesi beklenir. Birincisi, sendikalaşma ile çalışanların pazarlık gücü artmakta ve bunun sonucunda sendikalı çalışanların ortalama ücretleri, sendikasız çalışanların ortalama ücretinden yüksek olmaktadır. İkincisi ve daha fazla belirsiz olan etki, bir ekonomide sendikaların varlığı halinde ücret dağılımlarında görülen değişkenliklerdir. Örneğin, sendikalar kendi üyelerinin ücretlerini yükseltirler ancak sendikalı olmayanların ücretlerine olan etkileri belirsizdir. Rekabetçi piyasa modelinde, sendikaların varlığı, sendikasız çalışanların ücretlerini düşürecektir. Zira, sendikaların ücretleri arttırması, sendikalı çalışan sayısını azaltacak ve sendikasız emek arzı artacaktır. Artan emek arzı da, sendikasızların ücretlerini azaltacaktır. Bu etkiye “Yayılma Etkisi” adı verilmektedir. Sendikalar, sendikasız çalışanların ücretlerinde bir artışa da neden olabilir. Bu etkiye “Tehdit Etkisi” adı verilmektedir. İşverenler, çalışanları sendikaya üye olmasınlar diye, sendikasız çalışanların ücretlerini arttıracaktır¹.

Ampirik çalışmalarla, sendikalı çalışanlar ile sendikasız çalışanlar arasındaki ücret farklılıkları ve bu farklılıkların nedenleri tespit edilmeye çalışılmıştır. Burada W_u , sendikalı çalışanların ücretini; W_n , sendikasız çalışanların ücretini temsil etsin. Burada amaç, sendikaların ücret farklılıklarına olan etkisinin, sendikasızların ve sendikalıların ücretlerine olan etkilerinin bir oranı olduğunun ifade edilmesidir. Bir denklem ile ifade edilecek olursa, aşağıdaki denklem ile basit bir şekilde ifade edilebilir:

$$\Delta = \frac{(W_u - W_n)}{W_n} \approx \ln(W_u) - \ln(W_n) \quad (3.1)$$

¹ Henry S. Farber, “Notes on the Economics of Labor Unions”, **Industrial Relations Working Paper**, No: 452, Princeton Üniversitesi (2001): 7-10

Ücret farklılıklarını yorumlayabilmek için, iki etkiyi birbirinden ayırmak gerekmektedir. İlk olarak, sendikanın toplu pazarlık yapması sonucu oluşan “Direkt Etki”dir. Burada aslında sendikalı çalışanlar ile sendikasız çalışanlar arasında oluşan ücret farklılığı ifade edilmektedir. Zira, temel beklenti, sendikalı çalışanların pazarlık gücü ile birlikte ücretlerinin yüksek olmasıdır. İkincisi ise, sendikaların üyelerine sağladıkları satın alma gücü ile birlikte ekonomide oluşan “Dolaylı Etkiler”dir. Ancak bu etkilerin, birbirinden ayrıştırılması, oldukça güçtür².

Sendikaların ücretlere olan etkisinin ayrıştırılmasının bir diğer zor tarafı, çalışanların heterojen olması ve çalışanlara ait tek bir ücretin gözlemlenebilmesidir. Sendikalı çalışanların sendikasız çalışmaları halinde elde edecekleri ücret kazancı veya sendikasız çalışanların sendikalı olmaları halinde elde edecekleri ücret kazançları gözlemlenememektedir. Böylece, sendikalı olma, ücret denkleminde içsel bir değişken olmaktadır. Bunun bir sonucu olarak, örnekleme seçimi sapma sorunu ile karşılaşılmaktadır. Seçim sorununun varlığı halinde kesit verilerden hareketle çalışanların ücret farklılığının tespiti, sendikalı ve sendikasız çalışanların ortalama ücret farklılığı olarak tanımlanabilir; ancak sendikaların tek bir çalışanın ücretine olan etkisi tespit edilemeyecektir³.

Bireysel verilerden hareketle En Küçük Kareler Yöntemi (Ordinary Least Squares - OLS) ile ücret farklılıklarının tahmin edilebilmesi için aşağıdaki denklem kullanılabilir:

$$\ln W_i = X_i\beta + \delta U_i + \varepsilon_i \quad (3.2)$$

i çalışanları, X_i çalışanların özelliklerinin (eğitim düzeyi, cinsiyet, yaş gibi) bir vektörü, U_i sendika üyeliğini gösteren kukla değişken ve ε_i rassal unsurdur. δ parametresi, sendikalı çalışanlar ile sendikasız çalışanların ortalama ücret farklılıklarını temsil etmektedir. Birçok çalışmada 0.1 - 0.25 aralığında tahmin edilmektedir.

Bu yaklaşımdaki temel problem, kişisel özelliklerin kazanca olan etkisi, sendikalı ve sendikasız çalışanlar için aynı kabul edilmektedir. Sendikaların, çalışanların kazançlarını daha birbirine yakın hale getirmesi, sendikalı çalışanların kişisel özelliklerinin ücretlere olan etkisini azaltacak ve sendikasızların kişisel özelliklerinin ücret kazancına olan etkisini arttıracaktır. Sendikalı ve sendikasız çalışanlar için ücret tahmini, aşağıdaki gibi ayrı ayrı yapılacaktır⁴:

² age, 11.

³ age, 11.

⁴ age, 12.

$$\ln W_{ui} = \beta_u X_{ui} + \varepsilon_{ui} \quad (3.3)$$

$$\ln W_{ni} = \beta_n X_{ni} + \varepsilon_{ni} \quad (3.4)$$

Bu eşitliklerde u , sendikal  çalışanları ifade ederken; n , sendikasız çalışanları ifade etmektedir. Bağımlı deęişken $\ln W_{ui}$, sendikal  çalışan i bireyin ücretinin logaritmasını temsil ederken; $\ln W_{ni}$, sendikasız çalışan i bireyinin ücretinin logaritmasını ifade etmektedir.

Sendikal  ve sendikasız çalışanlar i in yapılan regresyon tahminleri sonucunda, sendikasız çalışanların kişisel  zelliklerinin (eęitim, tecr be gibi) katsayılarının, sendikal  çalışanların aynı deęişkenlerinin katsayılarından daha b y k olması beklenmektedir ($\beta_n > \beta_u$). Bunun nedeni, sendikalar çalışanlarının kişisel farklılıklarının  ne  ıkmasını engellemekte ve  yelerine birbirine yakın  cret kazancı saęlamaktadır. Buna baęlı olarak sendikalılar i in yapılan regresyon tahmininin belirlilik katsayısı ve artık terimlerinin deęişkenlięinin, sendikasızlar i in yapılan regresyon tahmininin belirlilik katsayısından ve artık terimlerinin deęişkenlięinden d ş k  ıkması beklenir.

Farber, 1999 yılı ABD Hanehalkı N fus Anketinden hareketle (3.3) ve (3.4) nolu denklemleri tahmin etmiřtir. Regresyon analizinde logaritmik  cretler baęımlı deęişken olarak kullanılırken; yař, cinsiyet, medeni durum, eęitim d zeyi ve istihdam edilen sekt r (kamu veya  zel sekt r) baęımsız deęişken olarak kullanılmıřtır. Yeteneęi  l en en  nemli deęişken olan eęitim deęişkeninde,  niversite eęitimi alan sendikasız çalışanların kazancı, sendikal  çalışanlardan 22 log puan (% 25 puan) daha y ksek olmaktadır. Sendikasız sekt rlerde çalışan evli erkeklerin kazancı, bek r sendikasız çalışanlardan 21 log puan (% 23.5) daha y ksek  cret kazancı elde ederken; bu fark sendikal  çalışanlarda 9.5 log puan (% 9.9) olarak ger ekleřmiřtir⁵.

Beklentilere uygun olarak Farber, yapmıř olduęu regresyon analizi sonucunda sendikasız çalışanlarda hata terimlerinin karelerinin toplamını daha y ksek bulmuřtur. Bunun anlamı sendikasız çalışanlarda çalışanların g zlemlenemeyen  zellikleri,  cret d zeyinin belirlenmesinde, sendikal  çalışanlara g re, daha  nemlidir. Belirlilik katsayısı da sendikasız çalışanların regresyon analizinde y ksek  ıkmıřtır. Bunun anlamı, g zlemlenen kişisel deęişkenler, sendikasız sekt rde sendikal  sekt re g re,  cret d zeyinin belirlenmesinde daha etkilidir. Bu sonu lar, sendikaların

⁵ age, 13-14.

çalışanlarının ücretlerini birbirine yakınsattığı hipotezi ile uyumludur. Sendikalı çalışanların ücret kazançlarının standardize olması ve ücret değişkenliklerinin azalması, ekonominin genelinde ücret dağılımlarının birbirine yakınsaması sonucunu doğurmaktadır⁶.

Blanchflower ve Bryson yapmış oldukları çalışmada, 17 ülke için sendikalaşmanın ücretlere olan etkilerini incelemişlerdir. 1980'ler ile birlikte sendikaların nispi etkilerinin azaldığı ABD ve İngiltere ile, diğer gelişmiş ülkeleri karşılaştırmaya çalışmışlardır. Öncelikle ABD ile İngiltere arasında bir karşılaştırma yapmışlar, daha sonra diğer ülke sonuçlarını da sunmuşlardır. Çalışmada yapmış oldukları tespitte, işsizlik oranının 1980'e kadar ABD'de, İngiltere'den daha yüksek seyrettiğini; ancak 1980'lerden sonra bu eşitsizliğin tersine döndüğünü vurgulamışlardır. 2000 ve 2001 yıllarında ABD'de işsizlik % 3.4 olurken, İngiltere'de bu oran % 4.4 olarak gerçekleşmiştir⁷.

Blanchflower ve Bryson'ın bir diğer önemli tespiti, ABD ve İngiltere'de, diğer ülkelere göre daha yüksek ücret kazancı eşitsizliğinin görülmesidir. Örneğin eğitim durumuna göre yarı nitelikli çalışanlar ile niteliksiz çalışanlar arasındaki ücret farklılıkları, ABD ve İngiltere'de 1980'lerden günümüze sürekli artmıştır. Ancak Avusturalya, Kanada, Fransa, Almanya, Japonya gibi ülkelerde bu farklılık hemen hemen sabit kalmıştır⁸.

Blanchflower ve Bryson çalışmalarında, sadece sendikalı olmaktan kaynaklanan ücret farklarını da bulmayı amaçlamışlardır. ABD özelinde 1973 - 2001 yılları arası verileri değerlendirdiklerinde, ortalama olarak, sendikalıların sendikasızlardan % 14.5 daha yüksek ücret kazancı elde ettikleri sonucuna varmışlardır. Bu oran, ABD özelinde kamu sektöründe çalışanlar için % 13.4 olurken; özel sektörde çalışanlar için % 15 olmuştur.

Ücret kazancı artış oranı açısından çalışanlar değerlendirildiğinde, ABD'li çalışanların kazanç artış oranlarında eşitsizlik görülmektedir. 1980 - 2000 yılları arasında düşük eğitim almış çalışanların saat başı ücreti reel olarak yıllık % 0.4 oranında artmıştır. Ancak, yüksek eğitim görmüş çalışanların saat başı ücreti reel olarak yıllık % 1.4 oranında artmıştır⁹.

Blanchflower ve Bryson'ın çalışmalarında diğer gelişmiş ülkeleri de ele almışlardır. Örneğin Danimarka'da sendikalaşma oranı 1960'larda % 60 kadarken, bu oran

⁶ age, 15.

⁷ David G. Blanchflower, Alex Bryson, "Changes Over Time in Union Relative Wage Effect in the UK and US Revisited", **NBER Working Paper**, No: 9395, Cambridge (2002)

⁸ age, 16.

⁹ age, 17.

1990'ların sonunda yaklaşık % 76 olmuştur. Danimarka için yapılan analiz sonucunda sendikali çalışanların, sendikasız çalışanlardan yaklaşık % 16 daha yüksek saat başı ücret aldıkları görülmüştür. Hollanda'da sendikalaşma oranı 1960'larda yaklaşık % 40 kadarken, 1990'ların sonunda bu oran % 23 olmuştur. Blanchflower ve Bryson yapmış oldukları çalışmada Hollanda'da sendikalaşmanın ücrete etkisini olumsuz olduğunu bulmuşlardır¹⁰.

Sonuç olarak Blanchflower ve Bryson, üç bulgunun önemine dikkat çekmişlerdir. İlk olarak, zaman içerisindeki değişim dikkate alındığında, ABD'de sendikaların ücret farklılıklarına etkisi, İngiltere'deki etkiden daha büyük olmuştur. İkinci olarak, 1990'ların ortalarından itibaren her iki ülkede de sendikaların ücretlere olan etkisi, inişler ve çıkışlar göstermiştir. Son olarak ücret farklılıkları, her iki ülkede de, 1994-95 yılından itibaren azalmaya başlamıştır¹¹.

Kahn, 2000 yılında yapmış olduğu çalışmada, 15 OECD ülkesinin mikro verilerini kullanarak sendikalaşma ile istihdam arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışmıştır. Kahn'a göre, literatürdeki birçok çalışma, sendikaların ücret farklılıklarına ve ücret dağılımına etkisini incelerken; sendikaların istihdam üzerine etkisi tam olarak açıklanmamaktadır. Kahn'a göre, özellikle Kıta Avrupası'nda, 1990'lardan günümüze istihdam yaratma kapasitesinin düşük olmasının en önemli nedenlerinden biri, sendikalar ve toplu sözleşmelerdir¹².

Kahn çalışmasında 15 OECD ülkesinin 1985 - 1994 yıllarına ait mikro verilerini kullanmıştır. Bu verileri Uluslararası Sosyal Araştırmalar Programından elde etmiştir. Çalışmada özellikle düşük eğitim düzeyindeki çalışanların ücret kazançlarını ve istihdam düzeylerini, sendikaların nasıl etkilediğini açıklamaya çalışan Kahn, aşağıdaki denklemi kullanarak düşük eğitilmiş çalışanlar ile yüksek düzey eğitim alan çalışanların istihdam farklılıklarını açıklamaya çalışmıştır¹³:

$$EMP_{ijt} = b_{0jt} + b_{1jt}AGE1830_{ijt} + b_{2jt}AGE5260_{ijt} + b_{3jt}EDLOW_{ijt} + b_{4jt}EDHIGH_{ijt} + b_{5jt}MAR_{ijt} + m_{ijt} \quad (3.5)$$

Burada i bireyi, j ülkeyi, t yılı, EMP kukla değişkeni (çalışıyorsa 1, çalışmıyorsa 0), m ise hata terimlerini ifade etmektedir. $AGE1830$ değişkeni, 18 - 30 yaş arasında yer alan bireyleri; $AGE5260$ değişkeni, 52 - 60 yaş arasında yer

¹⁰ age, 19.

¹¹ age, 35-36.

¹² Lawrence M. Kahn, "Wage Inequality, Collective Bargaining and Relative Employment from 1985 to 1994: Evidence from Fifteen OECD Countries", **The Review of Economics and Statistics**, Vol: 82 (4) (2000): 564 - 579.

¹³ age, 574.

alan bireyleri temsil eden kukla değişkenlerdir. *MAR* değişkeni, medeni durum kukla değişkeni, *EDLOW* düşük eğitim düzeyi ve *EDHIGH* ise yüksek eğitim düzeyi kukla değişkenleridir. Kahn, düşük eğitilmiş ve genç sendikalı çalışanların ücret kazançlarının, düşük eğitilmiş ve genç sendikası çalışanlardan daha yüksek olduğunu tespit etmiştir. Ancak sendikaların istihdam yaratma kapasitesi, sadece genç bayanlarda pozitif ve anlamlı tahmin edilmiştir. Diğer bir deyişle, sendikalar çalışanlarının ortalama ücretlerini arttırırken, istihdam düzeyinde bir azalmaya neden olmaktadır.

Kahn, sonuç olarak, 18 - 30 yaş arasındaki sendikalı çalışan erkeklerin, sendikası çalışan yaşlılarından % 21,5 kadar daha yüksek ücret kazancı elde ettiklerini tespit etmiştir. Aynı yaş grubundaki bayanlarda bu fark, % 8,5 olmaktadır. Düşük düzeyli eğitim almış sendikalı erkekler, aynı düzeyde eğitim sahibi sendikası erkeklerden % 14 daha yüksek ücret kazancı elde ederken, kadınlarda bu oran % 26,7 olmaktadır. Sonuç olarak sendikalar, Kahn'a göre, çalışanlar arasındaki ücret farklılıklarını (ve değişkenliğini) arttırmaktadır¹⁴.

Arbache yapmış olduğu çalışmada, Brezilya'da sendikaların çalışanların ücretlerine olan etkilerini imalat sanayi özelinde incelemiştir. Brezilya Ulusal Hane Halkı Anketlerinin mikro verilerinden yararlanan Arbache, 1992, 1993 ve 1995 yılında yapılan anket çalışmalarından yararlanmıştır. Verilerdeki dağılıma bakıldığında sendikalı çalışanların, daha yüksek eğitime sahip oldukları, daha fazla tecrübe ve kıdeme sahip oldukları ve daha fazla ücret dışı fayda elde ettikleri görülmüştür. 4496 adet sendikalı çalışanın saat ücreti ortalama 6,53 ABD doları olurken, sendikası çalışan 7016 kişinin ortalama saat ücreti 4,86 ABD doları olarak tespit edilmiştir¹⁵.

1992, 1993 ve 1995 yıllarına ait verileri birleştirerek regrese eden Arbache, ücret farklılıklarının sendikalı çalışanlarda daha yüksek olduğunu tespit etmiştir. Sendikalı çalışanlarda her bir yıllık fazla eğitimin saat başı ücret kazancına etkisi % 8 kadarken; sendikası çalışanlarda bu artış daha ılımlı (yaklaşık % 7 kadar) olmaktadır. Sendikalı çalışanlarda kıdem artışının saat başı ücrete etkisi % 2 olurken; sendikası çalışanlarda bu etki % 1.7 olmaktadır. Yine sendikalı çalışanlarda meslek içi eğitimin ücrete katkısı % 18 kadarken; sendikası çalışanlarda bu etki % 14 düzeyinde kalmıştır. Meslek içi eğitimin sendikalı çalışanlarda ücrete etkisi % 18,4 olurken; bu oran sendikası çalışanlarda % 14.3 düzeyinde kalmıştır¹⁶.

¹⁴ age, 577.

¹⁵ Jorge S. Arbache, "Do Unions Always Decrease Wage Dispersion? The Case of Brazilian Manufacturing", *Journal of Labor Research*, c. 20 (3)(1999): 425-436.

¹⁶ age, 429.

Arbache'nin çalışmada elde ettiği ilginç bir sonuç, sendikalı çalışanlar arasındaki ücret ayrışmasının, sendikasız çalışanlar arasındaki ücret ayrışmasından daha fazla çıkmasıdır. Ücret ayrışmasının temel olarak iki etkenden kaynaklandığını iddia eden Arbache, özellikle çalışanların heterojenleşmesi ile birlikte ücret ayrışmasının da arttığını belirtmiştir. Ücret ayrışmasını arttıran diğer önemli etken ise, Asgari Ücret uygulamasıdır. Bunun yanında gözlemlenemeyen sektörel ve firma düzeyindeki farklılıkların da ücret ayrışmasına neden olabileceği üzerinde durmuştur. Ayrıca firmaların piyasa gücü ve piyasanın yapısı da çalışanlara ödenen ücret düzeyinin belirlenmesinde (ve ücret farklılığı oluşmasında) önemli bir rol oynamaktadır¹⁷.

Arbache çalışmasında ayrıca çalışanların karakteristik farklılıklarının ve asgari ücret uygulamasının nasıl ücret farklılıklarını arttırdığını incelemiştir. Öncelikle karakteristik farklılıkları ele alan Arbache, diğer değişkenler sabitken, bir sektörde çalışanların karakteristiklerinin varyansı arttıkça, bu sektördeki ücretlerin varyansının da artacağını iddia etmiştir. Bunun test edilmesi için sendikalı çalışanların ücretlerinin varyansını açıklanan kısım ve hata terimi olarak ikiye ayırmıştır:

$$\frac{e^{(U/X_n)}}{e^{(U/X_u)}} = 1 + \frac{[var(\frac{W_u}{X_u}) - var(\frac{W_u}{X_n})]}{e^{(U/X_u)}} \quad (3.6)$$

$var(\frac{W_u}{X_u})$, sendikalı çalışanların ücretlerindeki değişimi ifade ederken; $var(\frac{W_u}{X_n})$ sendikasız çalışanların ücretlerindeki değişimi ifade etmektedir. $e^{(U/X_n)}$, modelde sendikasız çalışanların açıklanamayan ücret değişimini; $e^{(U/X_u)}$, sendikalı çalışanların açıklanamayan ücret değişimini ifade etmektedir. Bu denklem sonucunda sendikalı ve sendikasız çalışanlar arasındaki karakteristik farklılıklardan kaynaklanan ücret ayrışmasının oranının açıklanamayan kısmı elde edilmiştir. Arbache, çalışmada kullandığı verilerden yukarıdaki gerekli değerleri elde ederek sendikalı ve sendikasız çalışanların karakteristiklerindeki değişimin ücret ayrışmasının yaklaşık % 37'sini açıkladığını tespit etmiştir. Diğer bir ifadeyle, sendikalı ve sendikasız çalışanlar arasındaki ücret ayrışmasının yaklaşık % 37'si, sendikalı ve sendikasız çalışanların karakteristik (cinsiyet, yaş, eğitim, tecrübe gibi) farklılıklarından kaynaklanmaktadır¹⁸.

Arbache, ücret ayrışmasının diğer önemli bir nedeni olarak gördüğü asgari ücret uygulamasının etkisini göstermek için sendikalı ve sendikasız çalışanların ücretlerine dair ortalama, standart sapma gibi verileri düzenlemiştir. Sendikasız çalışanla-

¹⁷ age, 431.

¹⁸ age, 432.

rın ortalama saat başı ücretlerinin (1 dolar 82 cent) asgari ücrete oldukça yakın olduğundan hareketle, asgari ücret uygulamasının sendikasız çalışanları daha fazla etkilediği sonucuna varmıştır. Ayrıca sendikasız çalışanların yaklaşık %29'u saat başı ücret olarak 1 doların altında kazanırken; bu oran sendikalı çalışanlarda % 15'te kalmaktadır. Arbache, Brezilya imalat sanayinde sendikaların kendilerine üye çalışanların ücretlerinde, sendikalı olmayanlara göre, daha fazla artış sağladıkları sonucuna varmıştır¹⁹.

Fairris, Meksika için yapmış olduğu çalışmasında, Meksika'daki sendikalaşma oranının azalması ile ücretler arasında bir ilişki olup olmadığını araştırmıştır. 1980'lerin ortasından itibaren dış ticarete serbestleşen Meksika'da ücret dağılımı, nitelikli çalışanlar lehine sürekli bozulmaktadır. Fairris, bunun temelde üç nedene dayandırılabilirliğini söylemektedir: Birincisi, Meksika'nın dış ticarete serbestleşmesi ile birlikte diğer gelişmekte olan ülkelerle girdiği rekabet sonucunda niteliksiz (düşük eğitilmiş) emeğin ücret kazancı azalmıştır. İkinci olarak, dış ticarete serbestleşme ile birlikte mavi yakalıların çalıştığı sektörlerde korumacılık azalmış ve buna bağlı olarak kazançlar da azalmıştır. Üçüncü ve son olarak da, yabancı sermayenin ülkeye girişi ile birlikte nitelikli emeğe olan talep artmış ve nitelikli emeğin ücret kazancı ile niteliksiz emeğin ücret kazancı arasındaki fark açılmıştır²⁰.

Fairris'e göre sendikalar, ücret ayrışmasına iki şekilde neden olmaktadır. İlk olarak Meksika'daki sendikalı çalışanlar ile sendikasız çalışanlar arasında bir ücret ayrışmasına neden olmaktadır. İkinci olarak sendikalı işçiler, aynı sektörde ve aynı pozisyonda çalışan fakat sendikasız olarak çalışanlardan daha yüksek ücret kazancı elde etmektedirler²¹.

Bu iki etkinin tespit edilebilmesi için Fairris, Meksika Hane Halkı Araştırmalarından yararlanmıştır. 1984 ve 1996 yıllarında yapılan anketlerden yararlanan Fairris, çalışanları sendikalı ve sendikasız olarak ikiye ayırarak her iki yıl için de Kesit Veri Analizi ile karşılaştırma yapmıştır. 1984 yılında ankete katılan 934 sendikalı çalışan arasında cinsiyet ayrımının ücret farkına olan etkisi, oldukça düşük seviyede bir değer çıkmış (0.036) ve ayrıca istatistiksel olarak da anlamsız çıkmıştır. 1984 yılında ankete katılan ve sendikasız çalışan 2099 kişi arasındaki cinsiyet kazanç farklılığı ise hem yüksek (0.192) hem de anlamlı (standart hatası: 0.03) çıkmıştır.

¹⁹ age, 433.

²⁰ David Fairris, "Unions and Wage Inequality in Mexico", **Industrial and Labor Relations Review**, c. 56 (3) (2003): 481 - 497.

²¹ age, 489.

Fairris çalışmasında, Meksika özelinde, Kuzey ve Güney bölgelerinde çalışanlar arasında ücret farklılığı olmasını beklemektedir. Zira Kuzey bölgesindeki firmalar, genelde ABD ile ticaret yapmaktadırlar ve Güney bölgesinden daha fazla yabancı doğrudan yatırım almaktadır. 1984 yılında Güney bölgesindeki sendikalı işçiler, Kuzey bölgesindeki sendikalı işçilerden % 14.1 daha düşük ücret kazancı elde etmişlerdir. 1996 yılında bu fark % 14 olarak gerçekleşmiştir. 1984 yılında Güney bölgesinde sendikasız çalışanların, Kuzey bölgesinde sendikasız çalışanlardan ücret kazançları % 29.3 daha az gerçekleşirken; bu oran 1996 yılında % 33.1 düzeyine çıkmıştır²² .

Fairris'in çalışmasında eğitimin getirisi incelendiğinde sendikalı çalışanlar arasında 1984 yılında ilkökul mezunu olanlar, okuma yazma bilmeyen veya okuma yazma bilip de diploması olmayanlardan yaklaşık % 35.4 daha fazla ücret kazancı elde ederken; bu oran 1996 yılında % 26.5 düzeyine gerilemiştir. Ortaokul ve Lise eğitimi alanlar, 1984 yılında düşük seviyeli eğitim sahibi sendikalı çalışanlardan % 59.4 daha fazla ücret kazancı elde ederken; bu oran 1996 yılında % 52.1 düzeyine gerilemiştir. Üniversite mezunları ise, 1984 yılında % 67.4 daha fazla ücret kazancı elde ederken; bu oran 1996 yılında % 78 düzeyine yükselmiştir. Eğitimin getirisindeki değişim, sendikasız çalışanlarda yakınsama şeklinde gerçekleşmiştir. 1984 yılında ilkökul mezunları, okuma yazma bilmeyen çalışanlardan % 39.8 daha fazla ücret kazancı elde ederken; bu oran 1996 yılında % 21 düzeyine gerilemiştir. 1984 yılında Ortaokul ve Lise mezunları okuma yazma bilmeyenlerden % 44 daha fazla ücret kazancı elde ederken; 1996 yılında bu oran % 31 düzeyine gerilemiştir. Üniversite mezunları ile temel grup arasında fark ise 1984 yılında % 62.8 düzeyindeyken; 1996 yılında % 78 düzeyine çıkmıştır.

Fairris, Meksika özelinde sendikaların, kayıtlı sektörlerdeki ücret ayrışması düzeyini azalttığı sonucuna varmıştır. Bunun yanında sendikasız çalışanların ortalama ücret kazançları ile sendikalı çalışanların ortalama ücret kazançları arasındaki fark açılmıştır. Fairris, bunun nedeni olarak, sendikalı çalışanların toplu pazarlık hakkına sahip olmalarını göstermiştir. Son olarak, Meksika özelinde ücret ayrışmasını etkileyen dış ticaretteki rekabet, nitelikli emeğe olan talep artışı ve gümrük oranlarının düşürülmesi gibi dolaylı etkilerin de göz önüne alınması gerektiğini vurgulamıştır²³ .

²² age, 492.

²³ age, 496.

3.2 Sektör Farklılıkları ve Ücret Ayrışması

Şayet bir emek piyasasında tam rekabet şartları geçerliyse, çalışanların ücret kazançları (çalışma koşulları ve verimlilik veriyken), bireylerin çalıştıkları sektör ve firmadan bağımsız olarak belirlenir. Şayet bir sektörde veya bir firmada, diğer sektör veya firmalara göre daha yüksek ücret veriliyorsa; tam hareketli emek varsayımı altında, emek arzı yüksek ücret veren sektöre veya firmaya gidecek ve ücret fazlalığı kaybolacaktır. Ancak sektörler ve firmalar arası ücret farklılıkları, gerçek ekonomilerde sıkça karşılaşılan bir durumdur.

Sektör düzeyinde ücret farklılıklarını tespit edilmesinde sabit etki modelinden yararlanılabilmesi için bazı tanımlamalar yapılmalıdır. w_{it} , çalışan birey i 'nin t zamanındaki saat başı ücretini ifade etsin. $\mathbf{x}_{it}$, i bireyinin t zamanındaki karakteristik özelliklerini temsil eden vektör olsun. γ_j , sabit endüstri etkisini ifade etsin ve buradaki j , i bireyinin t zamanında çalıştığı sektörü ifade etmektedir [$j = J(i, t)$].

Endüstriler arası ücret farklılıkları, aşağıdaki eşitlik yardımıyla tahmin edilebilir:

$$\ln(w_{it}) = \mathbf{x}_{it}\beta' + \gamma'J_{(i,t)} + \varepsilon_{it} \quad (3.7)$$

(3.7) nolu denklemde ε_{it} , bağımsız ve benzer dağılım gösteren hata terimleridir. β ve γ ise, tahmin edilen satır vektörleridir. γ , endüstrilerin ücretlere olan etkisini temsil etmektedir²⁴.

Literatürde yapılan bazı çalışmalarda (Gibbons ve Katz; 1992, Abowd, Kramarz ve Margolis; 1999) ücret farklılıklarının, çalışanların gözlemlenemeyen farklılıklarından kaynaklandığı vurgulanmaktadır. Şayet gözlemlenemeyen yetenekleri yüksek olan çalışanlar aynı sektörde yoğunlaşırsa, bu sektörde ödenen ücretler yüksek çıkmaktadır. Bu farklılığı açıklayacak olan model, şu şekilde kurgulanabilir:

$$\ln(w_{it}) = \mathbf{x}_{it}\beta' + \gamma_{J(i,t)} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3.8)$$

Burada α_i , i çalışanın gözlemlenemeyen yeteneklerini ifade etmektedir. Farklı dönemlere ait veriler varsa, (3.8) nolu denklemden bireysel etkiler elimine edilebilir. Birinci derece fark yöntemi ile bireysel etkilerin modeldeki etkisi giderilir ve model tahmin edilir. Böylece denklem (3.7) ve (3.8) ile elde edilen sektör katsayıları

²⁴ Cahuc ve Zylberberg, 2004, 296.

arasındaki farklılıklar, bireysel etkilerin, sektör kazanç farklılıkları üzerine etkisini verecektir²⁵ .

Goux ve Maurin yapmış oldukları çalışma sonucunda, endüstriler arası ücret farklılıklarını açıklamada, bireysel etkilerin önemli olduğu sonucuna varmışlardır. Goux ve Maurin, 1990 - 1995 yılları arasında Fransa'da yapılan panel verilerinden (Fransa İlgücü Anketi) yararlanarak tahmin yapmışlardır. Regresyon analizinde bağımlı değişken olarak logaritması alınmış saat başı ücret kazançları kullanılmıştır. Bağımsız değişkenler olarak, bireylerin tecrübesi, kıdemi, yerleşik olduğu yer ve eğitim düzeyi analize dahil edilmiştir²⁶ .

Goux ve Maurin, iki farklı analiz yöntemi uygulamıştır. Öncelikle sabit bireysel etkiler dikkate alınmayarak bir regresyon analizi yapmışlardır. Sabit bireysel etkiler olmaksızın sektörlerin kazanç farklılıkları incelendiğinde, tarım sektöründe çalışanlar, diğer sektörlerde çalışanlardan % 10.1 daha az saat başı ücret kazancı elde etmektedirler. Otel ve restoran hizmetlerinde çalışanlar, ekonomide diğer sektörlerde çalışanlardan % 17.5 daha az ücret kazancı elde ederken; madencilik sektöründe çalışanlar % 13.9 ve petrol sektöründe çalışanlar % 21 ekonomide diğer sektörlerde çalışanlardan daha fazla ücret kazancı elde etmektedirler²⁷ .

İkinci analiz yöntemi olarak, sabit bireysel etkilerin dikkate alındığı regresyon analizi kullanılmıştır. Sektörler arası farklılıklarda bireysel etkiler dikkate alındığında ücretler arası farklılıklar % 2 - 3'ü geçmemektedir. Goux ve Maurin, sektörler arası ücret farklılıklarının önemli bir kısmının, bireysel etkiler ile açıklandığı sonucuna varmışlardır²⁸ .

Abowd ve Kramarz yapmış oldukları çalışmada, endüstriler arası ücret farklılıklarının temelde iki nedeni olduğunu vurgulamışlardır. İlk olarak bireysel farklılıkları, ikinci olarak da firma düzeyindeki farklılıkları öne çıkarmışlardır. Çalışmalarında ABD ve Fransa'dan elde edilen panel verilerini kullanmışlardır. ABD'deki panel verileri 1984 - 1993 yılları arasında, 293000 kişi, 80000 iş yerini kapsayan bir anket çalışmasıdır. Abowd ve Kramarz'ın elde ettiği sonuçlar incelendiğinde hem ABD hem Fransa için, sektörler arası ücret farklılıklarını bireysel farklılıklar ve firma düzeyindeki farklılıklar yarı yarıya etkiler²⁹ .

²⁵ age, 297.

²⁶ Dominique Goux, Eric Maurin, "Persistence of Interindustry Wage Differentials: A Reexamination Using Match Worker - Firm Panel Data", **Journal of Labor Economics**, c. 17 (3) (1999): 492 - 533.

²⁷ age, 496.

²⁸ age, 498.

²⁹ John M. Abowd, Francis Kramarz, "Inter-industry and Firm-size Wage Differentials: New Evidence from Linked Employer-Employee Data", **Center for Economic Research**, Working Papers, (2000).

Abowd ve Kramarz'a göre, ABD özelinde yüksek gelirli firmaların faaliyet göstermelerinden dolayı yüksek ücret veren sektörler; Balıkçılık, Kimya Sanayi, Madencilik, Taşımacılık gibi sektörlerdir. Fransa'da yüksek gelirli firmaların faaliyet göstermelerinden dolayı yüksek ücret veren sektörler; Elektrik, Sigara ve Deniz Yolu Taşımacılığı sektörleridir. Fransa'da bu sektörlerde firmaların yüksek kazanç elde etmelerinin temel nedeni, bu sektörlerde devlet tekelinin olması ve bu sektörlerin rekabete açık olmamalarıdır³⁰.

Sektörler arası ücret farklılıklarının bir diğer temel nedeni olarak Rant Paylaşımı gösterilmektedir. Rycx ve Tojerow, Belçika özelinde yapmış oldukları çalışmada, aynı özelliklere sahip bireylerin, farklı sektörlerde çalışmalarından dolayı, ücret kazançlarının da farklılaştığını iddia etmişlerdir. Hane Halkı Bütçe Anketleri, 1994 - 1995 yılları arasında panel olarak düzenlenmiş olup bu verilerden hareketle, sektörler için 173 kukla değişken türeterek, ücret farklılıklarını tespit etmeye çalışmışlardır. Sonuç olarak ücret/kâr esnekliği üzerine sektörel etki, anlamlı çıkmıştır. Firmaların çalışan başına düşen kârındaki her % 1'lik artış, sektörel olarak saat başı ücret kazançlarını % 0,029 arttırmaktadır. Bu etki, sadece firmaların kârlılıklarının ücretlere olan etkisini dikkate alan modeldeki katsayıdan daha düşük olmasına rağmen anlamlıdır (Çalışmada firmaların kârlılığındaki artışın çalışanların ücret kazancına etkisi % 0,036 olarak bulunmuştur)³¹.

3.3 Firma Büyüklükleri ve Ücret Ayrışması

Firma büyüklüklerine bağlı olarak ücretlerin farklılaşması, emek piyasasında benzer çalışanların farklı kazançlar elde etmesini ifade etmektedir. Emek piyasasında çalışanların özellikleri birçok kategorik ayrıma tabi tutulabilir (meslek, sektör, firma sahipliği kamu/özel, firma büyüklüğü gibi). Bireylerin özellikleri veriyken firma büyüklüklerindeki farklılıklarının ücret farklılıklarına neden olması, bu alt bölümün konusunu oluşturmaktadır.

Günümüz ekonomilerinde büyük çaplı firmalar (örneğin 500 kişi ve daha fazla işçi istihdam edenler), toplam firmaların % 1'ini oluşturmaktadır. Bunun yanında küçük firmada (10 kişi ve daha az işçi istihdam eden firmalar) çalışanlar ile büyük firmada çalışanlar arasındaki ücret kazançlarındaki farklılıklar hemen hemen her ülkede, cinsiyetten, sendikalı olmaktan veya ırk ayrımcılığından dolayı ortaya çıkan ücret farklılıkları kadar önemli miktarlardadır. Teknik olarak yüksek bilgi

³⁰ age, 14.

³¹ Francois Rycx, Ilan Tojerow, "Can Rent Sharing Explain the Belgian Gender Wage Gap?", **Structural Models of Wage and Employment Dynamics**, eds: Henning Bunzel, B. Christensen, G. R. Neumann, Jean - Marc Robin, (Hollanda: Elsevier, 2006): 413 - 431.

ve düşük işlem maliyeti olan dünyada aynı sektördeki firmaların aynı teknolojiye ve az bir farklılıkla aynı girdi maliyetine sahip olmaları gerekir. Sonuçta aynı sektördeki firmaların benzer optimal firma büyüklüğüne ve teknolojik yapıya ulaşmaları gerekmektedir. Ancak gerçek hayattaki veriler, yukarıdaki teorik çerçeveden oldukça farklı şeyler söylemektedir³².

Öncelikle firma büyüklüğünün tespit edilmesi oldukça sorunludur. Bu noktada öne çıkan soru, firma mı yoksa kuruluş yeri temelli bir analiz mi yapılması gerektiğidir. İkinci önemli soru, firma büyüklüğünün nasıl tespit edileceğidir. Firmanın çıktılarına bir temsili değişken olarak satışları mı büyüklük göstergesi kabul edilmeli yoksa hisse senedi değerleri mi veya istihdam ettiği kişi sayısı mı? Bunlara ek olarak sermaye/emek oranı (K/L) da bir gösterge olarak kullanılabilir. Sermaye/Emek oranı, her sektördeki üretim teknikleri farklı olduğundan, sektörler arasında farklılıklar gösterebilir. Bunun yanında her sektördeki sermaye/emek oranı yüksek olan firmalar, büyük firmalar olarak kabul edilebilir.

Oi ve Idson, ABD ekonomisi için yapmış oldukları çalışmada, firma büyüklüklerini çeşitli kategorilerde ele almış ve daha sonra ücret kazançlarında meydana gelen farklılıklar ile firma büyüklükleri arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışmışlardır. Çalışmalarında 1982 - 1992 yılları verilerini kullanarak ücret değişimini incelemişlerdir³³.

Oi ve Idson'a göre temelde firmalar arası büyüklük farklılıkları, girdi maliyetleri ve firmaların teknoloji tercihlerinden kaynaklanmaktadır. Oi ve Idson, yapmış oldukları regresyon analizinde bireysel özellikleri (yaş, eğitim düzeyi, tecrübe, kıdem gibi) ve firma büyüklüklerini (kukla değişken olarak) kullanmışlardır. Temel grup olarak küçük firmaları (1 - 24 çalışanı olan) almışlardır³⁴.

Oi ve Idson, cinsiyetler için ayrı ayrı analiz yapmışlardır. Bayanlar için yapılan regresyon analizinde firma büyüklük farklılıkları toplam ücretlerdeki değişimin % 9'unu açıkladığını vurgulamışlardır. Erkekler için yapılan modelde, firma büyüklükleri, ücret farklılıklarının % 13'ünü açıklamıştır. Bayanlarda orta büyüklükte (25 - 100 kişi istihdam eden firmalar) olan firmalarda çalışanlar, küçük firmalarda çalışanlardan % 13.5 daha fazla ücret elde ederken; erkek çalışanlarda bu oran % 15.3'tür.

³² Kenneth R. Troske, "Evidence on the Employer Size - Wage Premium from Worker - Establishment Match of Data", **The Review of Economics and Statistics**, c. 81 (1) (1999): 15 - 26.

³³ Walter Y. Oi, Todd L. Idson, "Firm Size and Wages", **Handbooks of Labor Economics**, eds: Orley C. Ashenfelter, David Card, Vol 3(B) Elsevier - Hollanda (1997): 2166 - 2214.

³⁴ age, 2169.

BÖLÜM 4

ÇALIŞMADA KULLANILACAK YÖNTEMİN TARTIŞILMASI

4.1 İstatistiksel ve Ekonometrik Tartışmalar

4.1.1 Hane Halkı Anket Verilerinin İstatistiksel Özellikleri

Birçok anket çalışmasında farklı hane halklarının örnekleme seçilebilme olasılığı farklıdır. Anketin amacına bağlı olarak bazı hane halklarının temsil yeteneği, diğer hane halklarına göre yüksektir. Gerek çalışmanın amacı gereği, gerekse de şans eseri temsil yeteneği yüksek hane halkları örnekleme dahil edilirse, örneklem ortalaması ana kütle ortalamasının sapmalı tahmin edicisi olacaktır. Bu sapmayı ortadan kaldırabilmek için, verilerin yeniden ağırlıklandırılması gerekecektir.

Varsayım gereği N (ana kütle) tane hane halkı içerisinde i . hane halkının örnekleme seçilme olasılığı π_i ile temsil edilir. Örneklem büyüklüğü n 'dir ve bir hane halkı, örneklem seçimi tekrarlandıkça yeniden örnekleme dahil olabilir. Burada önemli nokta, π_i , i . hane halkının örneklem içerisinde olma olasılığı değil, i . hane halkının her örnekleme işleminde yeniden seçilme olasılığıdır (Örneklem seçimi, anketlerde belirli aralıklarla tekrar edilmektedir. Örneğin bir yılı kapsayan anketlerde her ay örneklem değiştirilmektedir. Her örneklemlendirmede hane halkları rassal seçiliyorsa, bir yıllık ankette bir aile bir kereden daha fazla yer alabilme olasılığına sahiptir). Bir hane halkının π_i değeri düşükse, bu hane halkının örnekleme seçilme olasılığı düşük olacak ve örneklem içerisinde bu tip hane halklarının temsili de düşük olacaktır. Bu tip örneklem ve ana kütle dengesizliklerini gidermek için, örneklem üzerinde yeniden bir ağırlıklandırma yapılmalıdır. Yapılacak olan ağırlıklandırma, hane halkının örnekleme seçilme olasılığı (π_i) ile ters orantılı olmalıdır. Her hane halkı için ağırlık değeri şu şekilde ifade edilebilir:¹

¹ Angus Deaton, *The Analysis of Household Surveys*, (Londra: The Johns Hopkins University Press, 1997), 43 - 44.

$$w_i = (n\pi_i)^{-1} \quad (4.1)$$

Tekrarlı (replacement) rassal örnekleme işlemi için, her denemede hane halklarının seçilme olasılığı $1/N$ olur ve bu burumda w_i , her gözlem için aynı olur (ve N/n değerine eşit olur). Olasılıklar farklı olduğunda $n\pi_i$ değeri, i . hane halkının anket çalışmasında yer alma sayısının beklenen değerini ifade eder. Ana kütleyle göre örneklem sayısı çok küçük olduğu durumlarda hane halkının anket içerisinde bir kereden daha fazla gözlemlenme olasılığı düşük olacak ve $n\pi_i$ değeri, i . hane halkının örneklem içerisinde yer alma olasılığına yakınsayacaktır. Sonuç olarak w_i değeri, örneklem hane halkı (i) tarafından temsil edilen ana kütle hane halkı sayısına eşit olur ve hane halkına özgü arttırma faktörü (Household - Specific Inflation Factor) olarak düşünülebilir.

Hane halklarına ait bütün w_i değerinin toplamı, ana kütle büyüklüğünün (N) tahmini için kullanılabilir².

$$\hat{N} = \sum_{i=1}^n w_i \quad (4.2)$$

t_i gibi bir değişken tanımlayalım ve bu, hane halkının örneklem içerisinde yer alma sayısını ifade etsin (Örneklem her ay değiştirilirse ve bir kere örnekleme seçilen hane halkı yeniden seçilecek gruba dahil edilirse, bir hane halkı, yıllık anket içerisinde bir kereden daha fazla gözlemlenebilir). Genelde t değeri 1 veya 0 değerlerini alır ancak örnekleme işlemi tekrarlı (replacement) yapılıyorsa, daha büyük değerler alacaktır. t değerinin beklenen değeri $n\pi_i$ 'dir (her defasında hane halkının örnekleme seçilme olasılığı ile seçilme işleminin sayısının çarpımına eşittir).

$$\hat{N} = \sum_{i=1}^N t_i w_i \quad (4.3)$$

Her iki tarafında beklenen değeri alındığında ağırlıklandırmaların toplamının, ana kütle büyüklüğünün sapmasız tahmincisi olduğu görülecektir.

$$E(\hat{N}) = \sum_{i=1}^N E(t_i) w_i = \sum_{i=1}^N n\pi_i w_i = N \quad (4.4)$$

² age, 45

Şimdi de x_i değişkeninin i . hane halkı tarafından ankette cevap verilen (miktar olarak) bir değişkeni ifade ettiğini kabul edelim. Ana kütle x toplam değeri, her x_i değerinin arttırma faktörü (w_i) ile çarpımının toplamı ile elde edilir.

$$\hat{X}_{total} = \sum_{i=1}^n w_i x_i \quad (4.5)$$

Her iki tarafında beklenen değerini alırsak, örneklem ortalamasının ana kütle ortalamasının sapmasız bir tahmincisi olduğu görülecektir³.

$$E(\hat{X}_{total}) = \sum_{i=1}^N (t_i) w_i x_i = \sum_{i=1}^N x_i = X_{total} \quad (4.6)$$

(4.6) nolu denklemin varyansı ise şu şekildedir:

$$V(\hat{X}_{total}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\pi_i} - X_{total} \right)^2 = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n \frac{x_i^2}{\pi_i} - X_{total}^2 \right) \quad (4.7)$$

$z_i = w_i x_i$ gibi bir değişken tanımladığımızda $\hat{X}_{total}$ değerinin varyansı şu şekilde ifade edilebilir ki bu varyans değeri de ana kütle varyansının sapmasız bir temsilcisidir:

$$\hat{v}(\hat{X}_{total}) = \sum_{i=1}^n \frac{n}{n-1} (z_i - \bar{z})^2 \quad (4.8)$$

Denklem (4.8) (Örneklem varyansı), optimal olasılığın ne olduğu ve farklı olasılıkların etkinliği nasıl arttırdığı sorusuna resmi bir cevap vermek için kullanılır. Özellikle denklem (4.7), seçilen π değerinin x değerlerinin bir oranı olması kısıtı altında minimize edilir. Bu, Büyüklüğe Oranlı Olasılıkla Örneklemleme işlemidir (Sampling with probability proportional to size). Ortalamanın üstündeki x değerleri gereğinden fazla temsil edildiğinde, etkinlik (minimum varyans) artsın diye x 'in büyük değerleri ortalama değere yardımcı olacaktır.

Genelde ekonomi, istatistik ve ekonometri alanında yapılan çalışmalar, x değerinin toplamı ile değil, ortalaması ($\bar{X}$) ile ilgilidir. Bu ortalama değer, modelden tahmin edilen ortalama değer [(4.5) nolu denklem] ile tahmin edilen ana kütle değerinin [(4.2) nolu denklem] oranlanması ile elde edilir. Bu değere **Olasılık ile**

³ age, 45.

Ağırlıklandırılmış Ortalama (Probability - Weighted Mean) adı verilmektedir⁴ :

$$\bar{x}_w = \frac{\sum_{i=1}^n w_i x_i}{\sum_{i=1}^n w_i} = \sum_{i=1}^n v_i x_i \quad (4.9)$$

$$v_i = \frac{w_i}{\sum_{k=1}^n w_k}$$

Burada dikkat edilmesi gereken nokta, $\bar{x}_w$ iki rassal değişkenin oranı olmasından dolayı, sapmasız tahminci olamayacağıdır. Buna rağmen örneklem sayısı sonsuza giderken varyansı [(4.7) nolu denklem] sifıra yakınsayacağından, örneklem sayısı arttıkça ana kütle ortalamasına yakınsayacaktır.

Ağırlıklandırılmış ortalamanın kullanımının bazı faydaları vardır. Öncelikle ana kütle büyüklüğü bilinmediği fakat anketin kendisinden tahmin edildiği durumlarda, her bir hane halkını dikkate almakta ve ana kütledeki hane halkı değerini tahmin etmek için toplamalarını kullanmaktadır. İkinci olarak, anket verilerinde ortalama veya diğer istatistiki değerleri hesaplamak istediğimizde, bazı hane halkı verileri kullanılamaz durumdadır (boş bırakılmıştır, yanlış kodlanmıştır veya kabul edilemez değerler yazılmıştır). Ağırlıklandırma ile ilgili değişkenlerin toplamı ve ortalaması, normal değerlere çekilmektedir. Üçüncü olarak birçok çalışmada hane halkı ortalaması ile değil de birey ortalamaları ile ilgileniriz. Örneğin yoksul bireylerin oranlarını tahmin etmek isteriz (hane halkı oranını değil). Bunun yanında bireylerin karakteristik özelliklerine göre de gelir dağılımı ile ilgileniriz (kadınlar, yaşlılar ve çocuklar gibi). Bu gibi durumlarda örneklemde temsil edilen hane halkı sayısına göre değil, örneklemde temsil edilen bireylere göre veriler ağırlıklandırılır. Ana kütledeki bireylere dair istatistiki bilgileri almak için, örneğin birey başına tüketim, hane halkı başına düşen tüketimi ifade eden w_i ile ağırlıklandırma yapılmaz, w_i değeri i . hane halkının sahip olduğu birey sayısı ile çarpılarak ağırlıklandırma yapılır. Son olarak da, genelde bu tip anket çalışmalarında alt grupların ortalamaları bilinmek istendiğinden, şayet her bir alt grubun büyüklüğü biliniyorsa, $\bar{x}_w$ her alt grup için kullanışlı bir tahmincidir⁵ .

Ağırlıklandırma kullanılarak ana kütle istatistiki verilerinin sapmasız tahmincisi olan varyans da tahmin edilebilir. Bireysel olarak ağırlıklandırılmış değerlerin ortalamalardan sapması kullanılarak ana kütle varyansının sapmasız tahmincisi şu şekilde hesaplanabilir:

⁴ age, 46.

⁵ age, 47 - 48.

$$\hat{s}_w^2 = \frac{n}{n-1} \sum_{i=1}^n v_i (x_i - \bar{x}_w)^2 \quad (4.10)$$

Buradaki varyans değeri, örneğin gelir dağılımının varyansını ifade ettiğinde, eşitsizliğin ölçümü için kullanabilir. Örnekleme hane halkının medyan gelir düzeyi, örnekleme gözlemlerin yarısının altında kaldığı gelir düzeyini ifade etmektedir.

4.1.1.1 Katmanlaştırma (Stratification)

Katmanlaştırmmanın etkinliği, tek bir anket çalışmasından her bir katman için, birbirinden bağımsız anketler oluşturmaktan kaynaklanmaktadır. Şayet bir anket çalışmasında herhangi bir hane halkı farklı periyotlarda örneklem içerisinde yer alabilirse, katmanlaştırma ile birlikte hane halkının örneklemden örnekleme değişimi engellenmiş olacaktır. Katmanlaştırma yapılmadığı takdirde her katmandaki örneklemin oranı, şansa kalacaktır. Şayet katmanlar arası ortalama farklıysa, katmanlaştırma ile örneklemin değişkenliği azaltılacaktır.

N ana kütle sayısını, S katman sayısını, N_s her bir katmandaki gözlem sayısını ve s tane katmanın ortalamasını $\bar{X}_s$ temsil etmektedir. Bu durumda ana kütle ortalaması şu şekilde hesaplanır⁶ :

$$\bar{X} = \sum_{s=1}^S \left(\frac{N_s}{N} \right) \bar{X}_s \quad (4.11)$$

Şayet örneklem için hesaplanırsa, aşağıdaki ifade kullanılmaktadır:

$$\bar{x} = \sum_{s=1}^S \left(\frac{N_s}{N} \right) \bar{x}_s \quad (4.12)$$

Dikkat edilirse buradaki hesaplama, yukarıda yapılan ağırlıklandırma işlemini de içermektedir. Ana kütle payı, örneklem ile aynı olsun veya olmasın, katmanlaştırma ile örneklem, alt örneklemle ayrılmaktadır. Böylece her bir birey için ele alınan ağırlıklar, katmanların ağırlıkları ile birlikte kullanılabilir.

Örneklem varyansı ile katmanlaştırılmış örneklem varyansı arasında da aşağıdaki gibi bir ilişki kurgulanabilir:

⁶ age, 49.

$$V(\bar{x}_{sts}) \approx V(\bar{x}) + n^{-1} \left(\frac{N_s}{N} \right) (\bar{x}_s - \bar{x})^2 \quad (4.13)$$

Tahmin edileceği üzere, katmanlaştırılmış örneklem varyansı ($V(\bar{x}_{sts})$), basit örneklem varyansından daha yüksektir. Bunun bir nedeni, katmanlar arası değişkenliğin (heterogeneity) yüksek olmasıdır. Şayet toplam örneklem ortalaması ile katman ortalamaları aynı olursa, katmanlaştırma işlemi sonucunda etkinlik artmayacaktır⁷.

4.1.1.2 İki Aşamalı Örneklem ve Kümeler (Clusters)

Katmanlar içerisinde, birçok hane halkı araştırmasında veriler iki aşamalı olarak toplanmaktadır: İlk aşamada kümeler oluşturulmakta ve ikinci aşamada bu kümeler içerisinde verilerinden faydalanılacak hane halkları seçilmektedir.

Kümelenmiş örneklemin katmanlaştırılmış örneklemden, istatistiksel olarak, bazı farklılıkları vardır. Katmanlaştırmada tekrarlı örneklem yapma imkanı ortadan kaldırılırken, kümelenmiş örneklem yönteminde her defasından örneklem yenilenmektedir. Örneğin illerden veya ilçelerden katmanlaştırılmış örneklem yönteminde, her anket yapıldığında eşit sayıda hane halkı ile mülakat yapılır. Ancak kümelenmiş anket yönteminde, her il veya ilçeden çekilen hane halkı sayısı farklılıklar arz eder. Önemli bir diğer farklılık ise, kümeleme işlemi ile örneklemin ortalaması ve ortalamadan sapması, artış gösterecektir⁸.

Ana kütlede N tane küme olduğu varsayılın ve bunların n tanesi örneklem dahil edilecektir. c kümeleri ve m_c ise örneklemdaki küme sayısını ifade etsin (M_c de ana kütledeki küme sayısıdır). Ana kütledeki hane halkı toplam sayısı şu şekilde ifade edilir:

$$T = \sum_{c=1}^N M_c \quad (4.14)$$

Örneklem işleminin tekrarlı olduğu fakat her aşamada örneklem seçilme olasılığının değiştiği kabul edilsin. İlk aşamada c kümesine seçilme olasılığı π_c ve ilk aşamaya koşullu olarak i . hane halkının ikinci aşamada seçilme olasılığı da π_{ic} ile temsil edilir. c kümesi tarafından temsil edilen ana kütle kümelerinin sayısı h_c şu şekilde ifade edilir⁹:

⁷ age, 50 - 51.

⁸ age, 52.

⁹ age, 53.

$$h_c = (n\pi_c)^{-1} \quad (4.15)$$

c kümesi içerisinde i . hane halkı tarafından c kümesindeki hane halklarının temsil sayısı da şu şekilde ifade edilebilir:

$$h_{ic} = (m_c\pi_{ic})^{-1} \quad (4.16)$$

Toplam arttırma faktörü (i . hane halkı tarafından temsil edilen ana kütledeki hane halkları sayısı), bu iki değerin çarpılması ile elde edilir:

$$w_{ic} = h_c h_{ic} \quad (4.17)$$

c kümelerinin toplamı da aşağıdaki gibi gösterilir:

$$w_c = \sum_{i=1}^{m_c} w_{ic} = h_c \sum_{i=1}^{m_c} h_{ic} \quad (4.18)$$

Buradaki arttırma faktörü, ana kütledeki hane halklarının ne kadarının c kümesinde temsil edildiğini göstermektedir.

Olasılık ile Ağırlıklandırılmış Ortalama ise, aşağıdaki gibidir¹⁰ :

$$\bar{x}_w = \frac{\sum_{c=1}^n \sum_{i=1}^{m_c} w_{ic} x_{ic}}{\sum_{c=1}^n \sum_{i=1}^{m_c} w_{ic}} \quad (4.19)$$

Örneklemin varyansı da şu şekilde hesaplanır:

$$\hat{v}(\bar{x}_w) = \frac{n}{n-1} \sum_{c=1}^n v_c^2 (\bar{x}_{cw} - \bar{x}_w)^2 \quad (4.20)$$

Burada v_c , toplamı 1 olan küme ağırlıklarını ifade etmektedir.

Normal örneklem varyansı, katmanlaşmış örneklem varyansı ve kümelenmiş örneklem varyansı arasındaki ilişki, şu şekildedir:

$$\hat{v}(\bar{x}) = \hat{v}_{sts}[1 + (m-1)\hat{\rho}] \quad (4.21)$$

¹⁰ age, 54 - 55.

Burada $\hat{\rho}$, kümeler arası korelasyon katsayısını ifade etmektedir. Şayet korelasyon katsayısı sıfır olursa, normal örneklem varyansı ile kümelenmiş örneklem varyansı aynı olacaktır.

Diğer uç bir durumda, korelasyon katsayısı bir olduğunda, etkin örneklem büyüklüğü, örneklemin büyüklüğü (n) değil, örneklem kümelerinin sayısı (mn) olacaktır.

4.1.1.3 Tekrarlı Örneklemlendirme (Bootstrap)

Anket çalışması karmaşık bir hal aldıkça, sonuçların oluşturulması için kritik öneme haiz tahmincilerin değişkenliğinin tespit edilmesi güçleşmektedir. Bunun yanında değişkenliğin hangi merkezi eğilim ölçüsünden hareketle tespit edileceği de ayrı bir sorundur. Bazı örneklemelerde ortalama, medyana göre daha iyi bir tahmincidir; bazı örneklemelerde de medyan, ortalamaya göre daha iyi bir merkezi eğilim ölçümü sonucu verecektir. Şunu unutmamak gerekir ki, gerek medyandan hareketle gerekse de ortalamadan hareketle tespit edilen değişkenlik, kesin değil, bir yaklaşımdır. Dolayısıyla birçok alternatif yoldan (yukarıda tartışıldığı gibi ağırlıklandırılmış, olasılık ile ağırlıklandırılmış veya sınıflandırılmış veriler ile) değişkenlik tespit edilebilir.

Tekrarlı Örneklemlendirme işlemi de, örneklemin değişkenliğinin tespiti için alternatif yollardan biridir. Baştan kabul edilmesi gerekir ki, bu yöntem ile yukarıdaki yöntemlerden daha iyi bir değişkenlik tahmini, her zaman, elde edilemeyebilir. Ancak önemli bir özelliği, gerek medyandan gerekse de ortalamadan hareketle, istatistiksel olarak birçok sorunlu koşul altında, değişkenliğin hesaplanabilmesi için bir yol haritası çizmesidir¹¹.

Tekrarlı Örneklemlendirme işlemi, elde mevcut olan örneklemelerden hareketle (ana küttleden değil) sürekli olarak yeni örneklem gruplarının oluşturulmasını içerir. Her yeni oluşturulan örneklem grubuna ait olan sonuçlar kaydedilir. Bu tekrarlı üretilen örneklemelerin değişkenliklerinin tespit edilmesi, ana küttleden çekilen farklı örneklemelerin tahmincilerinin değişkenliğinin tespit edilmesinde kullanılır.

Başlangıçta elimizde n tane hane halkından oluşan bir örneklem olsun. Bu n tane hane halkından Tekrarlı Örneklemlendirme işlemi sırasında birçok yeni örneklem çekilir ve bu örneklemelerin medyanı, ortalaması ve varyansı kaydedilir. Bu tekrarlı örneklemlendirme işlemi K kez tekrarlanır (Burada K örneklemin

¹¹ Poduri S.R.S. Rao, **Sampling Methodologies with Application**, (New York: Chapman - Hall/CRC, 2000): 249 - 251

büyüklüğüne bağlı olarak ve uygulamadan uygulamaya değişmektedir. Küçük örneklerde 100 adet tekrarlı örneklemlendirme genelde yeterli görülmektedir). Tekrarlı örneklemlendirilmiş seriyi $(x_1^b, x_2^b, \dots, x_n^b)$ şeklinde ifade edelim (b , “bootstrap” seriyi ifade etmektedir). Tekrarlı örneklemlendirilmiş örneklemin, sırasıyla, ortalaması ve ağırlıklandırılmış ortalaması aşağıdaki gibi hesaplanır¹² :

$$\bar{x}^b = n^{-1} \sum x_i^b \quad (4.22)$$

$$\bar{x}_w^b = \frac{\sum w_i^b \sum x_i^b}{\sum w_i^b} \quad (4.23)$$

Varyansları ise sırasıyla şu şekildedir:

$$V(\bar{x}^b) = n^{-2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (4.24)$$

$$V(\bar{x}_w^b) = \sum_{i=1}^n v_i^2 (x_i - \bar{x})^2 \quad (4.25)$$

Tekrarlı örneklemlendirme işleminin başarı şartı, ana kütleye göre yüksek düzeyde örneklem ile çalışılmasıdır. Bunun yanında iki aşamalı elde edilen veriler, mutlaka düzenlemeler yapılarak tekrarlı örneklemlendirme işlemine tabi tutulmalıdır.

4.1.2 Hane Halkı Çalışmalarında Ekonometrik Tartışmalar

Bu başlık altında deneysel (experimental) verilerdeki veya zaman serilerindeki tahmin (estimation) probleminden değil, çalışmanın amacına uygun olarak sadece regresyon analizinde anket çalışması (survey data) kullanılması halinde karşılaşılabilecek sorunlara değinilecektir. Bu tip verilerle çalışılırken karşılaşılan temel problemler, artık terimlerdeki (residuals) bağımlılık (dependency) ve değişken varyans (heterogeneity) sorunu, ve açıklayıcı değişkenler ile artık terimler arasındaki ilişki sorunudur. Burada farklı olarak, sadece hane halkı anketlerinde uygulanan ağırlıklandırma ve katmanlaştırma (stratification) uygulaması altında, regresyon sonuçlarının değerlendirilmesi ele alınacaktır.

¹² age, 252.

4.1.2.1 Ağırlıklandırmanın Regresyonda Kullanımı

Hane halkı verilerinin istatistiksel özellikleri ele alınırken, farklı yapıdaki hane halklarının anket örnekleme dahil olma olasılıklarının farklı olduğunu ve bu özelliğinin dikkate alınmaması durumunda hesaplanan standart hataların sorunlu olacağını vurguladık.

Şimdi S sektörler (kır ve kent) kümesine ait hane halklarından oluşan bir örnekleme ele alalım. Bu örnekleme hane halklarının örnekleme seçilme olasılığı, sektörden sektöre farklılık göstermektedir. Varsayım gereği iki sektörden kentlerde bulunan hane halklarının örnekleme seçilme olasılığı daha yüksektir. İki sektörün ortalamaları farklıdır ve dolayısıyla ağırlıklandırılmamış örneklem ortalaması, ana kütle ortalamasının sapmalı ve tutarsız bir tahmincisi olacaktır. Tutarlı tahminciler, arttırma faktörü ile bireysel gözlemlerin ağırlıklandırılması ile veya her sektör için ayrı olarak ortalamaların hesaplanması ve kişi sayısına göre ağırlıklandırılması ile elde edilebilir. Burada temel sorun, ortalama tahmininde kullanılan ağırlıklandırma yönteminin, regresyon tahmininde kullanılıp kullanılamayacağı ve kullanılacaksa nasıl kullanılacağıdır.

Varsayım gereği s sektörünün ana kütle hane halkı büyüklüğü N_s ile ve s sektörünün örneklem hane halkı büyüklüğü n_s ile temsil edilsin. Örnekleme sektörler arasında rassal örneklemlendirme ile her i . hane halkı için arttırma faktörü $w_s = N_s/n_s$ şeklinde ifade edilir. Bu durumda ağırlıklandırılmış ortalama, aşağıdaki gibidir¹³ :

$$\bar{x}_w = \frac{\sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{n_s} w_{is} x_{is}}{\sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{n_s} w_{is}} = \frac{\sum_{s=1}^S N_s \bar{x}_s}{\sum_{s=1}^S N_s} = \sum_{s=1}^S \frac{N_s}{N} \bar{x}_s = \bar{x} \quad (4.26)$$

Böylece her sektör için hesaplanan ortalamadan hareketle ağırlıklandırılmış örneklem ortalamasının, ana kütle ortalamasının sapmasız tahmincisi olduğu görülmektedir. Denklem (4.26) ile, bireysel gözlemlerin arttırma faktörüyle ağırlıklandırılması ile hesaplanan ortalama ve sektör bazında hesaplanan ağırlıklandırılmış ortalamanın aynı olduğu da görülmektedir.

Şimdi ana kütleden daha düşük örneklem büyüklüğüne sahip bir regresyonu ele alalım. Her sektör $s = 1, \dots, S$ için regresyon modeli, şu şekilde olacaktır:

$$y_s = X_s \beta'_s + u_s \quad (4.27)$$

¹³ Deaton, 1997, 67.

Genelde parametre vektörü (β'_s), sektörler arasında farklılık göstermektedir. Bu koşullar altında, ana kütle parametrelerinin ağırlıklandırılmış ortalamalarını tahmin etmek isteyelim¹⁴ :

$$\beta = N^{-1} \sum_{s=1}^S N_s \beta_s \quad (4.28)$$

Örneğin regresyon analizine konu, sübvansiyon verilen (pirinç gibi) mallara ait Engel Eğrileri olsun. İlgilendiğimiz nokta, gelir arttığında pirince ait talebin nasıl etkilendiği ve böylece toplam sübvansiyon maliyetinin ne kadar değiştiğidir. Şayet pirincin marjinal harcama eğilimi, sektörden sektöre değişkenlik gösteriyorsa, (4.27) nolu denklem bize, ana kütle ortalamasını verecektir. Buradan ağırlıklandırma ile tahmin edilen örneklem ortalaması, ana kütle ortalamasının sapmasız bir tahmin edicisidir¹⁵ .

$$\hat{\beta} = N^{-1} \sum_{s=1}^S N_s \hat{\beta}_s, \quad \hat{\beta}_s = (X'_s X_s)^{-1} X'_s y_s \quad (4.29)$$

Bu tip katsayı tahmincileri, farklı sektörlerin örneklem büyüklüğü genişse ve sektörler arasında önceden (a priori) mantıklı olarak farklılıkların olduğu biliniyorsa, kullanılır. Ancak sektörler oldukça fazla fakat hane halkı sayısı azsa, katsayılar da bir belirsizlik ortaya çıkacaktır.

Şimdi ağırlıklandırma yöntemi ile regresyon analizinin katsayı tahmin edicisini (Weighted Least Square Estimate) görelim¹⁶ .

$$\hat{\beta}_w = \left(\sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{n_s} w_{is} x_{is} x'_{is} \right)^{-1} \left(\sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{n_s} w_{is} x_{is} y_{is} \right) \quad (4.30)$$

Burada x_{is} , s sektöründeki i . hane halkı için açıklayıcı değişkenlerin matrisini temsil etmektedir. Aynı şekilde y_{is} , s sektöründeki i . hane halkının bağımlı değişken değerlerini temsil eden vektördür. Ağırlıklandırma bu analizde sadece sektörler arasında değişmektedir ve N_s/n_s şeklinde ifade edilmektedir.

Ağırlıklandırma yönteminin En Küçük Kareler Yöntemi ile yapılan tahmine göre avantajı, örneklem dizaynından bağımsız olmasıdır. Ancak çoğu zaman, bu

¹⁴ age, 68.

¹⁵ age, 69.

¹⁶ Russell Davidson , James G. MacKinnon, **Econometric Theory and Methods**, (Oxford: Oxford University Press, 2003): 259.

yöntem ile de tutarlı tahminciler elde etmek için büyük örneklem ile çalışmak gerekmektedir. Bunun yanında şayet ana kütle sabit varyansa sahipse, gerek ağırlıklandırılmış gerekse de ağırlıklandırılmamış tahmin ediciler tutarlı olacaktır. Bu durumda En Küçük Kareler Yöntemi tercih edilecektir, zira Gauss - Markov Teoremine göre, En Küçük Kareler Tahmin Edicisi, lineer tahminciler arasında en küçük varyansa sahiptir. Sonuç olarak her sektör homojense, En Küçük Kareler daha etkindir; şayet her sektör heterojense, her iki tahmin yöntemi de tutarsızdır. Ancak Ağırlıklandırılmış regresyon tahmini, şayet regresyon analizi yapısal (structural) değil de betimleyici (descriptive) ise, ağırlıklandırma ile tahmin edilir ve standart hataları (robust standart error) düzeltilir¹⁷.

Şayet örneklemde değişkenlik (heterogeneity) varsa, birkaç yol izlenebilir. Bunlardan biri, örnekleme benzer (homogeneous) kabul edip, verileri birleştirmek (pooled) ve ağırlıklandırmayı ihmal etmektir. Bir diğer yol, örnekleme hücrelere ayırıp her bir hücre için ayrı bir regresyon analizi yapmaktır.

Bu yöntemlerin yanında Davidson ve MacKinnon'un önerisi şudur: her iki yöntem ile (Ağırlıklandırma ve En Küçük Kareler) tahmin yapılır ve iki tahmin karşılaştırılır. Burada Boş hipotez (H_0), sınıflar arası regresyonunun benzer (homojen) olduğudur.

Dolayısıyla iki tahminci arasındaki farkın sıfır olması beklenir. Şayet değişkenlik (heterojenlik) varsa, ikisi arasındaki fark anlamlı olacaktır. İki katsayı arasındaki farkın (g) sıfır olup olmadığı yardımcı (auxiliary) regresyon ile test edilir:¹⁸

$$\hat{\beta}_w - \hat{\beta}_{OLS} = (X'WX)^{-1}X'Wy - (X'X)^{-1}X'y \quad (4.31)$$

Yardımcı regresyon ise, aşağıdaki gibi kurgulanır:

$$y = Xb + WXg + v \quad (4.32)$$

Burada test edilen ($g = 0$) olup olmadığıdır. Bunun test edilmesi için de F istatistiği kullanılmalıdır.

¹⁷ age, 260.

¹⁸ age, 260.

4.1.2.2 Kümelenmiş Örneklemenin Tahminde Kullanılması

Hane halkı anketleri ile çalışılırken karşılaşılan temel sorun, verilerin birbirine eklenmesi sonucunda, hata terimlerinin hem değişken varyans hem de ardışık bağımlılık gösterebilmeleridir. Bu durumda, ister ağırlıklandırılmış ister ağırlıklandırılmamış regresyon kullanın, tahmin ediciler minimum varyans özelliklerini kaybedecekler ve daha da önemlisi, standart hataların tahmin edildiği yöntem geçersiz olacaktır. Bu başlık altında bu tahmin sorununun nasıl aşılabacağı tartışılacaktır.

Şayet hane halkı araştırmalarında uygulanan kümeleme (cluster) yöntemi göz ardı edilirse, En Küçük Kareler Yöntemi (EKK) ile elde edilen tahmin edicilerin standart hataları oldukça küçük olacaktır. Bunun yanında bir de etkinlik sorunu ortaya çıkacaktır zira regresyondaki hata terimleri gözlemler arasında ilişkili olacaktır ve lineer tahminciler arasında en etkin tahmin ediciler artık EKK tahmin edicileri olmayacaktır.

Her bir kümenin içerisinde m tane hane halkı olsun ve açıklayıcı değişkenler kümeler arasında değişirken kendi aralarında değişmesin. Örneğin her bir köyde bir piyasa var ve her bir köydeki mal (veya hizmet) piyasasındaki fiyatlar farklıdır. Bunun yanında her köye yapılan hükümet harcamaları, sağlık hizmetleri de farklıdır. Ama bu yukarıda sayılan açıklayıcı değişkenler aynı köydekiler (küme içerisindekiler) için aynıdır. Bu durumda her bir c kümesi içerisindeki i hane halkı için regresyon denklemi şu şekilde yazılır¹⁹ :

$$y_{ic} = x'_c\beta + \alpha_c + \epsilon_{ic} = x'_c\beta + u_{ic} \quad (4.33)$$

Burada hata terimi, küme unsurları ile bireysel unsurların toplamından oluşmaktadır ($u_{ic} = \alpha_c + \epsilon_{ic}$). Her iki unsurunda ortalaması sıfırdır. Ayrıca α değerlerinin kümeler arasında ilişkisiz; ϵ değerleri ise, hem küme içerisinde hem de kümeler arasında ilişkisiz olduğu varsayılır. Böylece:

$$E(u_{ic}^2) = \sigma^2 = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2 \quad (4.34)$$

$$E(u_{ic}u_{jc}) = \sigma_\alpha^2 = \left(\frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2} \right) \sigma^2 = \rho\sigma^2$$

¹⁹ Deaton, 1997, 74.

$$E(u_{ic}u_{jc'}) = 0, \quad c \neq c'$$

Bu durumda EKK tahmin edicileri ile Genelleştirilmiş (Ağırlıklandırılmış) En Küçük Kareler tahmin edicileri aynı olacaktır ve EKK tahmin edicileri daha etkindir. Buna ek olarak, EKK tahmin edicilerinin varyans - kovaryans matrisi, en az Genelleştirilmiş (Ağırlıklandırılmış) En Küçük Kareler tahmincilerinin varyans - kovaryans matrisi kadar doğru olacaktır²⁰ :

$$var(\hat{\beta}) = \sigma^2(X'X)^{-1}[1 + (m-1)\rho] \quad (4.35)$$

Daha önce de belirtildiği üzere, kümeleme işlemi göz ardı edildiğinde standart hatalar çok küçük ve t değerleri çok büyük elde edilmekteydi. Bunun yanında regresyonun standart hatasının (σ^2) tahmin edilmesinde de sorun yaşanacaktır. Normalde N örneklem büyüklüğü için modelin standart hata tahmincisi olan $[(N-k)^{-1}e'e]$ artık sapmasız olmayacaktır. Bu denklem yerine ($d = 1 + (m-1)\rho$) parametresi ile dizayn etkisini dikkate alan varyans hesaplaması kullanılmalıdır:

$$\tilde{\sigma}^2 = e'e(N - kd)^{-1} \quad (4.36)$$

Örneğin Moulton (1990) çalışmasında, ABD için bireysel ücret eşitliğini tespit etmeye çalışmış, eyalet bazlı açıklayıcı değişkenler kullandığında dizayn etkisi 10 değerinden yüksek çıkmış, eyaletler arası ilişki katsayısı (her bir eyaletten yaklaşık 400 gözlem ile çalışmasına rağmen) küçük (0.028) ancak anlamlı çıkmıştır. Sonuç olarak denklem (4.35) ile düzeltme yapılmadığında, standart hatalar olması gerekenden bir-üç katına kadar daha düşük tahmin edilecektir²¹ .

Bunun yanında şayet örneklem sayısı büyüdükçe kümelerin büyüklüğü sabit kalıyorsa, EKK yöntemi ile tutarlı varyans - kovaryans matrisi tahmin edilebilir. Böylece kümeler arasındaki hata varyansları değişkenlik gösterse bile tutarlı tahmin edici elde edilebilir:

$$\tilde{V}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \left(\sum_{c=1}^n X'_c e_c e'_c X_c \right) (X'X)^{-1} \quad (4.37)$$

²⁰ age, 75.

²¹ Brent Moulton, "An Illustration of a Pitfall in Estimating The Effects of Aggregate Variables on Micro Units", **Review of Economics and Statistics**, c. 72 (1990): 334 - 338.

Sonuç olarak burada tartışılan yöntemler katmanlaştırma sonucunda oluşan bireysel farklılıklar (heterogeneity) için de kullanılabilir zira her bir katman da bir küme olarak düşünülebilir.

4.1.2.3 Panel Veri Kullanımı

Panel verilerin temel özelliği, en az iki periyotta aynı bireyler ile gözlem yapılmasıdır. Bu tip verilerin temel avantajı, aynı bireylerin çeşitli koşullar altında ekonomik olarak incelenmesine imkan vermesidir.

Panel verilerin temel avantajlarını görmek için klasik lineer regresyon modeli ile başlayalım²² :

$$y_{it} = \beta'x_{it} + \theta_i + \mu_t + u_{it} \quad (4.38)$$

Burada i , her bir gözlem yapılan bireyi; t , gözlem yapılan zamanı göstermektedir. μ_t , her bir i . bireyi etkileyen zaman (makro) etkisini; θ_i ise, her bir i . bireyin sabit etkisini göstermektedir. Dikkat edilirse θ_i farklılığı (heterogeneity) ifade etmekte ve bu durumda EKK tahmin edicileri kesit veri analizinde tutarsız olmaktadır. Bu sorun, panel veri yöntemi ile aşılabilmektedir. Şimdi $T = 2$ olduğunu kabul edelim ve iki periyot arasındaki farkı alarak bireysel etkileri ortadan kaldırmak mümkün olur²³ :

$$y_{i2} - y_{i1} = (\mu_2 - \mu_1) + \beta'(x_{i2} - x_{i1}) + u_{i2} - u_{i1} \quad (4.39)$$

Böylece bu model EKK yöntemi ile tutarlı olarak tahmin edilebilir. Şayet $T > 2$ olursa, tahmin modeli şu şekli alır:

$$y_{i2} - \bar{y}_i = (\mu_2 - \bar{\mu}) + \beta'(x_{i2} - \bar{x}_i) + u_{i2} - \bar{u}_i \quad (4.40)$$

Her iki modelde de bireysel etkiler (θ_i) yer almadığından, regresyon modelinde açıklayıcı değişkenler ile gözlemlenemeyen bireysel etkiler arasında bir ilişki ortaya çıkmaz ve parametreler EKK yöntemi ile tutarlı bir şekilde tahmin edilebilir. Bu yöntemde önemli bir handikap, gözlemlenemeyen bireysel etkinin, zaman

²² Jack Jonston, John DiNardo, "Econometric Methods", (New York: McGraw - Hill Company, 1997), 398 - 412.

²³ age, 396

içerisinde sabit kabul edilmesidir. Bir diğer önemli handikabı ise, sadece bireylerin gözlemlenemeyen sabit özelliklerini ortadan kaldırmaz, aynı zamanda sabit gözlemlenen bireysel etkilerini (eğitim durumu, ırk, cinsiyet, yaşadığı bölge gibi) de ortadan kaldırır.

4.1.2.4 Kesit Verilerden Elde Edilen Zaman Serilerinin Kullanımı

Hane halkı çalışmalarından panel veri elde edilmesi, sıklıkla karşılaşılan bir durum değildir. Sürekli aynı hane halkının takip edilmesindeki zorluklardan dolayı, farklı hane halklarından farklı zamanlarda elde edilen verilerden faydalanılmaktadır. Bu verilerde bireyler, zaman geçtikçe değiştiğinden, bireyleri bir grup (bölge, dahil olduğu sektör, dahil olduğu meslek gibi) dahilinde takip etmeye imkan tanımaktadır.

Hane halkı bireylerini doğum günlerine (yıllarına) göre gruplara (cohort) ayırarak analiz yapmak da bir yöntemdir. Ana kütlenin dış ve iç göçlerden çok etkilenmediği ve örnekleme dahil olanlar aşırı derecede yaşlı olmadığı varsayımları altında, arka arkaya yapılan hane halkı araştırmaları, zaman içerisinde grupların değişimini takip etmek için kullanılabilir. Örneğin 2002 yılında 20 yaşında olanların ortalama tüketim harcamalarını incelerken, 2003 yılında 21 yaşında olanların ortalama tüketim harcamalarını inceleriz. Bu ortalamalar, aynı gruptaki insanlara ait olduklarından, panel verilerin bazı özelliklerini taşırlar. Bu tip gruplarla çalışmanın en önemli faydası, farklı gruplar zaman içerisinde gelir ve tüketim gibi temel ekonomik davranışlarındaki değişimin unsurlarını ayrı olarak verebilmesidir²⁴.

Grup (Cohort) verileri, gruplar arasındaki dinamikler hakkında bir bilgi vermemektedir. Her periyot için yapılan her hane halkı anketi, grup içerisindeki karakteristik dağılımı hakkında bilgi verebilir ancak ard arda yapılan iki çalışma, iki periyottaki ortak karakteristik dağılım hakkında bir bilgi vermez. Kazanç örneği özelinde aktaracak olursak, kesit verilerden elde edilen zaman serileri, geçen zamanlar için gruplar arasındaki ortalama kazanç farklılıklarını ve farklılıkların nasıl ortaya çıktığını verir ancak bireyler ne kadar zamandır fakirdir, ne kadar süredir zengindir konusunda bir bilgi veremez. Ancak dinamik sonuçları bir kenara bırakırsak grup analizi, bize panel veriden beklediğimiz birçok sonucu verecektir. Özellikle grup verileri, gözlemlenemeyen sabit etkileri (panel veride olduğu gibi) elimine etmek için kullanılır²⁵.

²⁴ Deaton, 1997, 116 - 117.

²⁵ age, 120.

Bunun yanında grup verilerin panel verilerden üstün yanları da vardır. Panel verilerde zaman içerisinde bireylerin takip edilememesi, verilerde sıkıntılara neden olurken zaman geçtikçe panel verilerinin temsil yeteneğinin azalmasına neden olmaktadır. Ancak grup veriler her periyotta farklı gözlemlerle çalıştığından, yıpranma sorunu ile karşılaşmaz. Bunun yanında panel verilere göre grup verilerde ölçüm hataları daha az karşılaşılan bir durumdur. Bunun temel nedeni, grup verilerde ortalama ile çalışılmasının ölçüm hatalarını elimine etmesidir.

Grup verilerde sadece ortalamalar ile çalışılmaz. Medyan (özellikle aşırı değerler (outliers) olması durumunda) gibi değerler ve merkezi eğilim ölçümlerinde ayrışmayı ölçen diğer yöntemler, ortalama yerine kullanılabilir. Bu tip derneşik (aggregate) verilerle çalışılırken teoriye göre, ortalamanın logaritması yerine logaritmaların ortalaması ile çalışmak daha sağlıklı sonuç verecektir.

Grup verilerin diğer bir özelliği, farklı hane halklarından elde edildiğinden dolayı, ana kütleli temsil yeteneği daha yüksektir. Ayrıca bu gruplar farklı çalışmalardan elde edilen verilerle de kullanılmaya uygundur. Örneğin harcama verilerinden elde edilen tüketim gruplarının ortalaması, işgücü verilerinden elde edilen gelir gruplarının ortalaması ile kullanılabilir.

Şimdi grup veriler ile sabit etkilerin nasıl giderileceğine bakalım. (4.38) nolu denklemden hareketle aşağıdaki gibi bir denklem yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \theta_i + \mu_t + u_{it} \quad (4.41)$$

Burada μ_t yıl kukla değişkeni; θ_i ise bireysel özel sabit etkileri temsil etmektedir. Şayet sabit etkiler yoksa denklem (4.41), her bir yıl ve her bir hane halkının grubu için ortalama değerler ile tahmin edilebilir. Şayet sabit etkiler varsa, bu durumda bireysel sabit etkilerin yerine grup sabit etki değişkeni kullanılarak yine grup ortalamaları ile tahmin yapılabilir. Ancak önemli bir nokta, yıllar değiştikçe grubun sabit etkisi, sabit kalmayacaktır çünkü her yıl farklı hane halklarının sabit etkilerinin ortalaması kullanılacaktır. Bu örnekleme etkisinden dolayı grup verilerde, Fark yöntemi (Differenced veya Within) kullanılarak sabit etkiler tahmin edilemez.

4.2 Ücret Ayrışması Tahmininde Kullanılacak Modelin Tanıtılması

Ücret farklılıklarının ve ayrışmasının tahmin edilmesinde karşılaşılan temel problem, iki farklı statünün (kayıtlı ve kayıt dışı, kamu - özel, sendikalı - sendikasız,

küçük - büyük firma çalışanı gibi) karşılıklı olarak etkileşim içerisinde olmasıdır. Örneğin kayıtlı çalışmanın ücretlere olan etkisinin ölçülebilmesi için emek piyasasında sadece kayıt dışı çalışma olduğunda oluşacak olan (hipotetik) ücret dağılımının bilinmesi gerekir. Ancak böylece kayıtlı çalışmaya geçildiğinde ücret farklılıklarının nasıl ortaya çıktığı anlaşılabilecektir. Gözlemlenen kayıt dışı çalışanların ücret dağılımları, yukarıda ifade edilen durumda ortaya çıkacak olan ücret dağılımını temsil etmek bakımından eksiktir. Çünkü kayıtlı çalışmanın ekonomide oluşan ücretlere etkisini (genel denge anlamında) ihmal etmektedir. Ele alınan statünün ekonomi içerisinde payı azaldıkça, genel ücretlere olan etkisi de azalacaktır ancak tamamen ortadan kaldırılması söz konusu değildir. Bu eksikliği gidermek için genelde başvurulan temel yöntem, kayıtlı olmak, sendikalı olmak veya büyük firmada çalışmak gibi özelliklerin ücretlere etkisini ölçerken hipotetik rakabetçi ücretlerden sapmalar yerine, gözlemlenen ücretlerin diğer statüden (kayıt dışı, sendikasız veya küçük firmada çalışanlar) sapmalarının ücret dağılımı üzerine etkileri incelenmesidir.

4.2.1 Ücret Farklılığının Tespit Edilmesi

Oaxaca (1973) ve Blinder (1973) çalışmalarında uygulanan standart ücret çözümlemesi yöntemi, ücret teorisi ile ilgili çalışmalarda sıklıkla kullanılmaktadır. Kategoriler arası ücret farklılığının bir kısmı çalışanların gözlemlenen bazı özelliklerindeki (eğitim, iş tecrübesi gibi) farklılıklardan kaynaklanır. Ancak bu farklılıklar ortadan kalksa dahi, yani eğitim düzeyleri, iş tecrübeleri aynı olsa dahi, ücret kazançlarındaki farklılıklar devam etmektedir.

Bireyler düzeyinde ücret ayrışmalarının tahmininde kullanılan temel regresyon modeli, aşağıdaki gibidir²⁶ :

$$W_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ji} + u_i \quad (4.42)$$

Burada W_i logaritmik ücretleri; $X_{1i}, \dots, X_{ni}$, ücretleri açıklamak için kullanılan çalışanların gözlemlenen özelliklerini temsil etmektedir. Çalışanları iki kategoriye (sendikalı - sendikasız çalışanlar, kamuda - özelde çalışanlar, büyük - küçük firmada çalışanlar gibi) ayırdığımızda tahmin yöntemi, aşağıdaki gibi olacaktır:

$$W_i^a = \beta_0^a + \sum_{j=1}^n \beta_j^a X_{ji}^a + u_i^a \quad (4.43)$$

²⁶ Alan Blinder, Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, **The Journal of Human Resources**, c. 8(4) (1973), 437 - 455.

$$W_i^b = \beta_0^b + \sum_{j=1}^n \beta_j^b X_{ji}^b + u_i^b \quad (4.44)$$

Burada a kategorisi; sendikalı, kayıtlı, kamuda veya büyük firmalarda çalışanları temsil etmektedir. b kategorisi ise sendikasız, kayıt dışı, özel sektörde veya küçük firmalarda çalışmayı temsil etmektedir.

İki kategori arasında gözlemlenen özelliklerden kaynaklanan ortalama ücret farklılıkları $\sum_j \beta_j^a \bar{X}_j^a - \sum_j \beta_j^b \bar{X}_j^b$ işlemi sonucunda elde edilir. İki kategori arasında sadece kategorilerden kaynaklanan (ham) ücret farklılığı; her iki kategori arasındaki ortalama ücret farklılığıdır ($\bar{W}^a - \bar{W}^b$). Kategoriler arasındaki ücret farklılıklarının açıklanan kısmı, hem katsayılardaki (β_j^a ve β_j^b) farklılıklardan hem de kategoriler arası ortalama karakteristik değerlerindeki farklılıklardan ($\bar{X}^a$ ve $\bar{X}^b$) kaynaklanmaktadır. Böylece iki kategori arasındaki ortalama ücret farklılıklarının nereden kaynaklandığının tespiti için yapılan çözümleme sonucunda, aşağıdaki eşitlik elde edilir²⁷ :

$$\sum_j \beta_j^a \bar{X}_j^a - \sum_j \beta_j^b \bar{X}_j^b = \sum_j \beta_j^a (\bar{X}_j^a - \bar{X}_j^b) + \sum_j \bar{X}_j^b (\beta_j^a - \beta_j^b) \quad (4.45)$$

(4.45) nolu denklemin sağ tarafındaki ilk terim, yüksek ortalama ücrete sahip olan a kategorisinde çalışanların donanımdan kaynaklanan avantajını göstermektedir (Donanım Etkisi). Denklemin sağ tarafındaki ikinci terim, yüksek ortalama ücret kazanan a kategorisi denkleminde düşük ortalama ücret kazanan b kategorisi çalışanlarının nasıl kazanç elde edeceği ile düşük ortalama ücret kazananların gerçek kazançları arasındaki farktır. Bu ikinci terim “Katsayı Etkisi” olarak adlandırılmaktadır. Aynı özelliklere sahip çalışanlar, sadece farklı kategoride çalışmaktan dolayı farklı ücret kazancı elde ettiklerinde ortaya çıkmaktadır. Sabit terim farkı, bu toplamın içerisinde yer almaktadır²⁸ . (4.45) nolu denklem, aşağıdaki gibi de ifade edilebilir:

$$\bar{W}^a - \bar{W}^b = \beta^a (\bar{X}^a - \bar{X}^b) + \bar{X}^b (\beta^a - \beta^b) + (\bar{X}^a - \bar{X}^b) (\beta^a - \beta^b) \quad (4.46)$$

(4.46) nolu denklemin sağ tarafındaki ilk terim, “Donanım Etkisi” olarak ifade edilmektedir. Eşitliğin sağ tarafındaki ikinci terim, “Katsayı Etkisi”ni vermektedir. Eşitliğin sağ tarafındaki son terim, “Etkileşim Terimi” olarak adlandırılmaktadır²⁹ .

²⁷ age, 438.

²⁸ age, 439.

²⁹ Benn Jann, A Stata Implementation of the Blinder-Oaxaca Decomposition, **ETH Zurich Sociology Working Paper**, no:5 (2008)

4.2.2 Ücret Farklılığının Tespit Edilmesinde Karşılaşılan Ekonometrik Sorunlar

Bireysel düzeyde ücret tahminleri, ölçüm hatası, çalışanların statülerinin tam olarak belirlenememesi gibi teknik problemlere maruz kalmaktadır. Bunun da ötesinde, Göz ardı Edilen Değişken (Omitted Variable) sorunu, en dikkat çekenidir. Ücret eşitliğindeki açıklayıcı değişkenler listesi, çalışanların karakteristiklerinin sınırlı bir kısmını yansıtmaktadır. Gözlemlenemeyen bireysel özelliklerin (beceri, kişiye özgü özellikler ve motivasyon unsurları) varlığı halinde, EKK tahminindeki hata terimleri, bu özelliklerden kaynaklanan değerleri de içerecektir. Bunun bir sonucu olarak da, çalışanların statüleri (kayıtlı - kayıt dışı, sendikalı - sendikasız, kamu - özel, büyük - küçük firma) ile gözlemlenemeyen yeteneklerin yakın ilişkili olması, şayet bu iki değişken arasındaki ilişki kontrol edilmezse, tahmin edilen katsayılarda sapmalara neden olacaktır. Örneğin kamuda çalışmak yüksek ücret getiriyor düşüncesiyle nitelikleri nispeten düşük olan çalışanlar kamu sektöründe çalışmaya yöneliyorsa, kamuda çalışmanın ücretlere olan etkisi, olması gerekenden daha düşük çıkacaktır. Tam tersine, kamu sektörü, çeşitli aşamalardan geçirerek yüksek nitelikli çalışanları istihdam ediyorsa, kamuda çalışmanın ücrete etkisi, olması gerekenden daha yüksek çıkacaktır.

Ampirik çalışmalarda bu tip problemlerin çözümü için genelde iki yöntem uygulanmaktadır. İlk yöntem, sapmanın çalışanların statülerinin içsel olmasından kaynaklandığını kabul ederek modele, çalışanların statülerini içeren bir eşitlik dahil edilmektedir. Bu yöntemde, öncelikle çalışanın statüsü Olasılık modelleri ile tahmin edilmekte ve buradan elde edilen statü olasılığı (her çalışanın kayıtlı veya sendikalı çalışma olasılık değerleri), ücret tahmin denkleminde bir değişken olarak ilave edilmektedir. Ancak bu yöntem sonucunda, çalışanların statülerini tahmin eden denklemde de biçimlendirme hatası ve Göz ardı Edilen Değişken sorunu ortaya çıkabilir³⁰.

Şayet panel veri kullanılıyorsa, yukarıdaki problemler, çalışanların statülerinin zaman içerisindeki değişiminin gözlemlenmesi ile de çözümlenebilir. Gözlemlenemeyen farklılıklar problemi, zaman içerisinde statüleri değişkenlik gösteren bireylerin ücretleri kullanılarak (örneğin kayıtlı çalışırken alınan ücret ve kayıt dışı çalışırken alınan ücret verisi varsa) tahmin edilen bir statü değişkeninin modele dahil edilmesi ile çözülebilir³¹.

³⁰ Alison L. Booth, *The Economics of The Trade Union*, (New York: Cambridge University Press, 1995), 162 - 163.

³¹ *age*, 173 - 174.

Ancak ölçüm ve sınıflandırma hatalarından dolayı, panel verilere karşı önemli kuşkuvar mevcuttur. Yukarıda sayılan eksikliklere rağmen sıklıkla kullanılan yöntem, EKK yöntemidir. İlk bakışta Göz ardı Edilen Değişken probleminin, tahmin yapısında sıkıntı yarattığı düşünülebilir. Özellikle çalışanların becerileri, herhangi bir işte çalışırken gelişmekte ve standart beceri değişkenleri (eğitim ve tecrübe), bu etkiyi yakalamakta yetersiz kalmaktadırlar. Ayrıca yapılan mikro veri anketlerinde de, bir iş esnasında elde edilen becerileri ortaya çıkaracak bilgiler bulunmamaktadır. Çalışanları statüleri, (kayıtlı, sendikalı veya büyük firmalarda çalışmaları) kesinlikle beceri düzeylerinden bağımsız değildir. Büyük firmalar hizmet içi eğitim vererek, sendikalar kendi bünyesinde kurslar açarak, çalışanların becerilerinin gelişmesine yardımcı olmaktadır. Bunun yanında kamuda çalışanların hizmet içi eğitime daha fazla zaman bulabilmeleri, kayıtlı çalışanların yasal olarak iş ile ilgili çeşitli kurslara ve eğitim seminerlerine katılma hakkının olması, tahmin edilen ücret modellerinde gözlemlenemeyen beceri farklılıkları ile çalışanların statüleri arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermektedir. Bunun bir sonucu olarak çalışanların statülerinin ücretlere olan etkilerinin ölçülmesinde, sapmalar oluşmaktadır³².

Ancak şunu da göz ardı etmemek gerekir. Çeşitli eğitim programlarına veya kurslara, iş yerinde kıdemi yüksek olan, becerisi ve eğitim düzeyi yüksek olanlar dahil edilebilir. Bir çalışan, kayıtlı çalışmasına rağmen, iş yerindeki kıdemi ve eğitim düzeyi düşük olduğundan, seminerlere gidemeyebilir. Aynı şartlar kamuda ve sendikalarda da geçerlidir. Bunun bir sonucu olarak, kayıtlı veya kamuda çalışan ancak eğitimlere katılamayan çalışanların beceri düzeyleri, (ortalama olarak) kayıt dışı veya özel sektörde çalışan ve kendileri ile hemen hemen aynı özellikleri taşıyan çalışanlar ile aynıdır. Bu ikinci durumda EKK ile ölçülen statünün etkisinde yukarı yönlü bir sapma meydana gelecektir.

Ücret çözümlemesi çalışmalarında karşılaşılan bir diğer önemli sorun, kukla değişkenlerde seçilen baz gruba göre tahmin edilen sabit katsayıların değişmesidir. Ücret çözümlemesinde kullanılan birçok değişken (tecrübe, kıdem hariç) kategoriktir. Bu değişkenlerin bir kısmı ücret denklemlerinde kukla değişken olarak temsil edilir. Temel grup değiştiğinde, tahmin edilen beta sabit teriminin ve değişken katsayılarının değişmesi, ücret farklılıklarının açıklayan sabit terimler arası farklılıkları ve katsayılarından kaynaklanan farklılıkları değiştirecektir. Ancak bu değişiklik, toplam katsayı etkisinin değişmesine yol açmayacak ve temel gruplar değişse bile toplam katsayı etkisi aynı kalacaktır³³.

³² age, 175.

³³ Ronald L. Oaxaca, Michael R. Ransom, "Identification in Detailed Wage Decomposition, *The Review of Economics and Statistics*, c. 81 (1), (1999): 154 - 157.

4.2.3 Ücret Ayrışmasının (Wage Dispersion) Ölçülmesi

Genelde çalışanların kayıt dışı, sendikasız ve küçük firmalarda çalıştıkları durumlarda, ücret kazançlarındaki ayrışma (dağılımın yoğunluğu) fazla olmaktadır. Ancak, teorik olarak, kategorilerin ekonominin tamamında ücret ayrışmasını nasıl etkilediklerinin tespit edilmesi zordur. Ücret ayrışması kavramı, aynı kategori içerisinde çalışanların ücret dağılımlarının ölçülmesi ve aynı zamanda diğer kategorilerde çalışanlar ile aralarındaki kazanç farklılıklarının ölçülmesi ile ilgilidir. Örneğin işgücü içerisinde kayıtlı çalışanlar, nitelik açısından daha donanımlıysa, düşük ücret alanlarla yüksek ücret alanlar arasındaki ücret ayrışması, oldukça fazla olacaktır. Başka bir durumda, niteliklileri nispeten zayıf olan çalışanlar, sendikalaşma aracılığıyla ücret ayrışmasının azaltılmasını sağlayabilir. Diğer bir durum, çalışanların kamuda istihdam edilmesi ile ücret ayrışması azalabilir zira kamuda çalışma, çalışanların kazançlarını birbirine yakınlaştırabilir. Çalışanların ücret kazançlarının benzer olması veya ücret kazançlarındaki ayrışmanın yüksek olması, çalıştıkları firmaların faaliyet gösterdikleri sektördeki rekabetçi yapı ile yakından ilişkilidir. Rekabetçi yapı arttıkça, firmaların uyguladıkları ücretler de birbirine yakınsayacaktır.

Ücret ayrışmasına çalışanların faaliyet gösterdikleri kategorilerin etkisinin ölçülmesinde, “Şayet bütün çalışanlar aynı kategoride olsaydı ücret kazançları ne olurdu?” sorusunun cevabı ile “Çalışanların kategorilerinin farklı olması durumunda ücret dağılımlarındaki değişim nasıldır?” sorularının cevapları karşılaştırılacaktır. İlk sorunun cevabı aranırken türetilmiş (counterfactual) ücretler hesaplanacak; ikinci sorunun cevabı aranırken, gözlemlenen ücret kazançları kullanılacaktır. Ücret ayrışmasının tespit edilmesinde, Varyans Çözümlemesi (Variance Decomposition) Yöntemi kullanılacaktır.

4.2.3.1 Varyans Çözümlemesi

Freeman (1980) ve Card (2001) çalışmalarında kullanılan Varyans Çözümlemesi yaklaşımı, ücret ayrışmasının tahmin edilmesinde yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu yöntemde ücret ayrışması tahmininde bulunabilmek için toplam ücret ayrışmasına çalışanın kategorisinin etkisi, kategoriler arası ücret farklılıklarının etkisi ve kategorilerin kendi içerisindeki farklılıklar, ayrı ayrı tahmin edilmektedir.

Farklı kategorilerde olmanın ücret farklılığı yaratmasının yanında farklı kategorilerin ekonominin genelinde yarattığı ücret eşitsizliği de önemli bir olgudur. W_i^b , b kategorisinde faaliyet gösteren bireyin (logaritmik) ücretini; W_i^a , a kategorisinde

faaliyet gösteren bireyin (logaritmik) ücretini temsil ettiği durumda, ücret denklemleri aşağıdaki gibi ifade edilebilir³⁴ :

$$W_i^b = W^b + \varepsilon_i^b \quad (4.47)$$

$$W_i^a = W^a + \varepsilon_i^a \quad (4.48)$$

W^a ve W^b , sırasıyla, a ve b kategorilerinde faaliyet gösterenlerin ortalama (logaritmik) ücretlerini; ε_i^a ile ε_i^b ise, koşullu ortalaması sıfır olan rassal hata terimlerini ($E(\varepsilon_i^a|a=1)=0$, $E(\varepsilon_i^b|b=1)=0$) temsil etmektedir.

Kategoriler arası ortalama (gözlemlenen) ücret farklılığı, şu şekilde ifade edilebilir:

$$\Delta_w = W^a - W^b \quad (4.49)$$

Bütün çalışanlar için ortalama (logaritmik) ücret:

$$W = (1 - \alpha)W^b + \alpha W^a \quad (4.50)$$

şeklinde ifade edilebilir. Bu denklemdeki α katsayısı, toplam çalışanlar içerisinde a kategorisinde çalışanların oranını temsil etmektedir.

Ortalama ücretlerin düzeyinin yanında çalışılan kategori, ücret dağılımlarını da etkileme potansiyeline sahiptir. Her iki kategori için ücret kazançlarının varyansı, V^a ve V^b ile temsil edilsin [$var(\varepsilon_i^a) = V^a$, $var(\varepsilon_i^b) = V^b$]. Kategoriler arası varyans farkı, aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\Delta_v = V^a - V^b \quad (4.51)$$

Bütün logaritmik ücretlerin varyansı ise aşağıdaki gibi ifade edilebilir³⁵ :

$$V = V^b + \alpha\Delta_v + \alpha(1 - \alpha)\Delta_w^2 \quad (4.52)$$

³⁴ David Card, Thomas Lemieux, Craig Riddell, "Unions and Wage Structure", **International Handbook of Trade Unions**, Eds: John T. Addison, Claus Schnabel, (İngiltere: Edward Elgar Basımevi, 2003), 246-292.

³⁵ Bir veri alt gruplara bölünebiliyorsa, genel varyans, grup ortalamalarının varyansı ve grup varyanslarının ortalamasının toplamı şeklinde yazılabilir

Bu denklemden hareketle ücret değişkenliğine kategori (a kategorisine dahil olmanın) etkisi; bütün ücretlerin değişkenliğinden (V) bütün çalışanların b kategorisinde oluşan yapıdan ücret kazancı elde etmesi halinde oluşan ücret değişkenliği (V^b) çıkarılarak elde edilebilir³⁶ :

$$V - V^b = \alpha \Delta_v + \alpha(1 - \alpha) \Delta_w^2 \quad (4.53)$$

Denklemin sağ tarafındaki ilk terim, kategori içi ücret farklılığını temsil etmektedir (Her iki kategori için ücret ayrışması farklı değerler alacaktır). Denklemin sağ tarafındaki ikinci terim, kategoriler arası ücret farklılığını temsil etmektedir. İlk etki, “Kategori İçi Etki” olarak adlandırılırken; ikinci etki “Kategoriler Arası Etki” olarak adlandırılmaktadır.

Bu basit model, başlangıç için ücret ayrışması hakkında bir fikir vermektedir. Ancak aynı kategori içerisinde çalışanların ücret farklılıklarını veya farklı özelliklere sahip çalışanların ücretlerine dahil oldukları kategorinin etkisini vermemektedir. Bu noktada çalışanlar, benzer beceri gruplarına göre sınıflandırılmalı (Örneğin eğitim düzeylerine göre veya mesleklerine göre). $W_i^b(c)$, c beceri grubuna dahil ve b kategorisinde faaliyet gösteren bireyin logaritmik ücretini; $W_i^a(c)$ ise, c beceri grubuna dahil ve a kategorisinde faaliyet gösteren bireyin logaritmik ücretini temsil etsin³⁷ .

$$W_i^b(c) = W^b(c) + \varepsilon_i^b \quad (4.54)$$

$$W_i^a(c) = W^a(c) + \varepsilon_i^a \quad (4.55)$$

$W^a(c)$, c grubuna dahil ve a kategorisinde faaliyet gösteren çalışanların ortalama ücretini temsil etmektedir. $W^b(c)$, c grubuna dahil ve b kategorisinde faaliyet gösteren çalışanların ortalama ücretini temsil etmektedir. Hata terimlerinin beklenen değeri yine sıfıra eşit olsun ($E(\varepsilon_i^a|a = 1) = 0$, $E(\varepsilon_i^b|b = 1) = 0$). c beceri grubuna dahil çalışanlar için kategoriler arası ortalama ücret farklılığı, aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\Delta_w(c) = W^a(c) - W^b(c) \quad (4.56)$$

³⁶ age, 252.

³⁷ age, 253.

c beceri grubu için kategorilerden kaynaklanan varyans farkları ise, aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\Delta_v(c) = V^a(c) - V^b(c) \quad (4.57)$$

c beceri grubuna dahil bütün çalışanlar için ortalama ücret kazancı ise:

$$W(c) = W^b(c) + \alpha(c)\Delta_w(c) \quad (4.58)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada $\alpha(c)$, a kategorisine ve c beceri grubuna dahil olan çalışanların oranını temsil etmektedir. Denklemin sağ tarafındaki ikinci terim, c beceri grubu için a kategorisine dahil olmaktan kaynaklanan ortalama ücret kazanç farklılığını temsil etmektedir. c beceri grubuna dahil olan çalışanlar için logaritmik ücretlerin varyansı, aşağıdaki gibi olacaktır:

$$V(c) = V^b(c) + \alpha(c)\Delta_v(c) + [\alpha(c)(1 - \alpha(c))\Delta_w(c)]^2 \quad (4.59)$$

Böylece benzer çalışanlar varsayımı altında, c beceri sınıflandırmasının alt grupları için, kategorik farklılıkların yol açtığı ücret ayrışması, “Kategori İçi Etki” ve “Kategoriler Arası Etki” şeklinde çözümlenmiş olacaktır. Bu eşitliği kullanarak tüm beceri grupları arasındaki ücret farklılıkları, aşağıdaki gibi elde edilir³⁸ :

$$\begin{aligned} V = & \text{var}[W^b(c)] + \text{var}[\alpha(c)\Delta_w(c)] + \\ & 2\text{cov}[W^b(c), \alpha(c)\Delta_w(c)] + E[V^b(c)] + \\ & E[\alpha(c)\Delta_w(c)] + E[\alpha(c)(1 - \alpha(c))\Delta_w(c)^2] \end{aligned} \quad (4.60)$$

Şayet bütün çalışanlar b kategorisine dahil olsaydı, ücretlerin varyansı şu şekilde olacaktı:

$$V^b = \text{var}[W^b(c)] + E[V^b(c)] \quad (4.61)$$

Böylece a kategorisine dahil olmanın ücret kazançlarının dağılımına olan etkisi, gözlemlenen ücret dağılımı ile şayet bütün çalışanlar b kategorisine dahil olursa elde edilecek ücret dağılımı arasındaki farka eşit olacaktır³⁹ :

³⁸ age, 253.

³⁹ age, 254.

$$\begin{aligned}
V - V^b &= \text{var}[\alpha(c)\Delta_w(c)] + \\
&2\text{cov}[W^b(c), \alpha(c)\Delta_w(c)] + \\
&E[\alpha(c)\Delta_w(c)] + E[\alpha(c)(1 - \alpha(c))\Delta_w(c)^2]
\end{aligned} \tag{4.62}$$

Denklem (4.52) ile karşılaştırıldığında, denklem (4.61)'e iki farklı terimin eklendiği görülecektir. Bunlardan ilki, beceri gruplarına göre farklılık gösteren a kategorisine dahil olma oranı ($\alpha(c)$) ve ikinci olarak farklı beceri grupları arasında a kategorisine dahil olmaktan kaynaklanan ücret etkisidir ($\Delta_w(c)$). Yukarıdaki denklemin sağ tarafındaki ilk terim ($\text{var}[\alpha(c)\Delta_w(c)]$), beceri grupları arasında kategorik farklardan kaynaklanan ücret kazancı ne olursa olsun pozitif olacaktır. İkinci terim (kovaryans terimi), ücret dağılımlarını kategorilerin nasıl etkilediğine bağlı olarak pozitif veya negatif olabilir. Şayet yüksek bir oranda düşük becerili çalışanlar a kategorisine dahilse veya bu tip çalışanların ücret kazançlarına kategori etkisi yüksekse, kovaryans terimi negatif çıkacaktır. Bunun anlamı, kategorilerin ücret ayrışması üzerinde eşitliği sağlayıcı etkisinin olmasıdır.

Yukarıdaki eşitlik, çalışanlar arası kategorik farklılıkların olmadığı veri beceri gruplarında, farklı verimlilik seviyelerinden dolayı kazançlarının farklılaştığı duruma da genelleştirilebilir. Böyle bir durum, işverenin çalışanların verimlilik ile ilgili özelliklerini bildiği ancak araştırmacıların bu verilere sahip olmadığı durumlarda ortaya çıkar. Daha da önemlisi, şayet gözlemlenemeyen özellikler, çalışanların kategorilere dahil olması ile ilişkili ise, ücret kazanç farklılıkları sadece kategorik farklılıkların gözlemlenmesi ile tespit edilemeyecektir. Yine temel varsayım olarak her çalışan, gözlemlenen özellikleri baz alınarak beceri gruplarına ayrılınsın⁴⁰ :

$$W_i^b(c) = W^b(c) + k_i + \varepsilon_i^b \tag{4.63}$$

$$W_i^a(c) = W^a(c) + k_i + \varepsilon_i^a \tag{4.64}$$

Burada k_i , gözlemlenemeyen beceri unsurudur ve her kategori için ücretleri aynı düzeyde etkilediği varsayılmaktadır. Şimdi θ gibi bir değişken tanımlansın:

$$\theta(c) = E[k_i|a = 1, c] - E[k_i|b = 1, c] \tag{4.65}$$

θ , c grubu içerisinde a ve b kategorisine dahil olan çalışanların gözlemlenemeyen yetenekleri arasındaki ortalama farklılığı temsil etmektedir. c grubu içerisinde

⁴⁰ age, 255.

a ve b kategorisine dahil olan çalışanlar arasındaki ücret farkı, hem kategorilerden kaynaklanan kazanç farklılığını hem de gözlemlenemeyen özelliklerden kaynaklanan ücret farklılığını içerecektir:

$$E[W_i^a(c)|a = 1] - E[W_i^b(c)|b = 1] = \Delta_w(c) + \theta(c) \quad (4.66)$$

Kategoriler arası gözlemlenemeyen özelliklerden kaynaklanan verimlilik farklılıklarının dikkate alınması sonucunda, kategorilerin varlığı sonucu oluşan ücret dağılımı ile her çalışanın tek bir kategoriye dahil olması durumunda oluşan ücret dağılımı arasındaki fark, aşağıdaki gibi olacaktır⁴¹ :

$$\begin{aligned} V - V^b &= \text{var}[\alpha(c)\Delta_w(c)] \\ &+ 2\text{cov}[W^b(c), \alpha(c)\Delta_w(c)] \\ &+ E[\alpha(c)\Delta_w(c)] + E[\alpha(c)(1 - \alpha(c)) \\ &(\theta(c) + \Delta_w(c)^2 - \theta(c)^2)] \end{aligned} \quad (4.67)$$

Denklemin sağ tarafındaki son terim, gözlemlenen bireysel özellikleri aynı olan çalışanların farklı kategorilerde olmalarından kaynaklanan ortalama ücret farklılıklarını temsil etmektedir. Ancak önemli bir nokta, burada farklı kategorilerdeki çalışanların gözlemlenemeyen becerilerinin aynı kabul edilmesidir. Şayet farklı kategoriler için farklı gözlemlenemeyen becerilere izin verilirse, tahmin yöntemi değişiklik gösterecektir.

Addison, Bailey ve Siebert (2009) çalışmasında, Card (2001) modelinde temel sorun olarak, grup sayısı arttıkça, kategori içerisindeki değişkenliğin azalması gösterilmiştir. Bunun sonucu olarak varyans, (4.66) nolu denklemin sağ tarafındaki ilk terimden diğer terimlere (ne kadar ve nasıl aktarıldığı tespit edilemeyecektir) aktarılacaktır. Card modelinde karşılaşılan bir diğer sorun, aynı kategori içerisindeki çalışanların benzer olduğunun kabul edilmesidir. Örneğin Card (2001) çalışmasında çalışanları eğitim düzeylerine göre on farklı gruba ayırmıştır. Ancak aynı kategori ve grupta yer almasına rağmen, bireylerin kazançları (gözlemlenemeyen özelliklerinden dolayı) farklılık gösterebilir.

Addison, Bailey ve Siebert (2009) çalışmasında geliştirilen yöntemle, Card modelinin karşılaştığı bu temel sorunların elimine edilmesi amaçlanmıştır. Dinardo, Fortin ve Lemieux (1996) çalışmasında olduğu gibi, kategorilere dahil olma Probit modeli ile tahmin edilmiş ve bunun bir sonucu olarak her çalışana ele alınan

⁴¹ age, 255.

kategoride (örneğin kamuda veya sendikalı çalışma) olma olasılığı atanmıştır. Bu modelde, herhangi bir çalışanın ücret kazancı, aşağıdaki gibi türetilir⁴² :

$$W_i = \theta_i W_i^a + (1 - \theta_i) W_i^b = \theta_i (w_i^a + \varepsilon_i^a) + (1 - \theta_i) (w_i^b + \varepsilon_i^b) \quad (4.68)$$

θ_i , bireyin a kategorisine dahil olup olmadığını gösteren ve “0 - 1” değerlerini alan ikili bir değişkendir. W_i^a ve W_i^b , aynı bireyin sırasıyla a ve b kategorisinde çalışması halinde elde edeceği ücret kazançlarıdır (bunlardan sadece biri verilerde bulunmaktadır). θ_i değeri, α_i olasılıkla “1”, $(1 - \alpha_i)$ olasılıkla da “0” değerini alacaktır. a kategorisinde çalışma olasılığı, i çalışanın bireysel özelliklerine (z_i) bağlıdır.

$$\alpha_i = E(\theta_i | z_i)$$

Bir çalışanın a kategorisinde olma olasılığına bağlı olarak bu kategoride elde etmesi beklenen ücret kazancı (w_i^a), aşağıdaki gibi elde edilebilir:

$$w_i^a = E(W_i | \theta_i = 1, z_i)$$

ε_i^a , gözlemlenemeyen faktörler ve rassal değişimlerden dolayı beklenen ücretten sapmaları göstermektedir (varsayımsal olarak $\varepsilon_i^a \sim (0, v_i^a)$). Aynı söylemler, b kategorisi için de geçerlidir ($w_i^b = E(W_i | \theta_i = 0, z_i)$ ve $\varepsilon_i^b \sim (0, v_i^b)$). Burada θ_i ile her iki hata teriminin (ε_i^a ve ε_i^b) de ilişkisiz olduğu varsayılmaktadır. Bu veriler ışığında, bir bireyin beklenen ücret kazancı, aşağıdaki gibi yazılabilir⁴³ :

$$w_i = E(W_i | z_i) = \alpha_i w_i^a + (1 - \alpha_i) w_i^b = w_i^b + \alpha \Delta_{w,i} \quad (4.69)$$

Burada $\Delta_{w,i}$ değeri, aynı bireyin a ve b kategorisinde elde edeceği beklenen ücret kazançları arasındaki farkı ifade etmektedir.

Toplam varyans kuralından yararlanılarak ücretlerdeki değişkenlik, gruplar düzeyinde değil, bireyler bazında yazılabilir:

$$v = \text{var}(w_i) + E(v_i) \quad (4.70)$$

⁴² John Addison, Ralph W. Bailey, Stanley Siebert, “Wage Dispersion in a Partially Labor Force”, **IZA Discussion Paper Series**, No: 4202, (2009), 8.

⁴³ *age*, 8.

Böylece toplam varyans, çalışanların donanımı arası değişkenlik ile çalışanlar içi ücretlerin ortalama değişkenliğinin toplamı olarak ifade edilebilir.

Çalışanların özelliklerinin (z_i) bir fonksiyonu olarak her bir çalışanın ücret değişkenliği, aşağıdaki gibi olacaktır:

$$v_i = var(W_i|z_i) = \alpha_i v_i^a + (1 - \alpha_i) v_i^b + \alpha_i(1 - \alpha_i) \Delta_{w,i}^2 \quad (4.71)$$

Burada koşullu varyanslar (v_i^a ve v_i^b), bağımsız değişkenlerin (z_i) bir fonksiyonudur. Denklemdaki ilk iki terim, (beklenen) hata terimi varyansına eşittir. (4.69) ve (4.70) nolu denklemler biraraya getirilerek çalışanların ücretlerindeki değişkenlik, üç aşamalı varyans çözümlemesi ile aşağıdaki gibi elde edilebilir⁴⁴ :

$$v = var(w_i) + E[\alpha_i(1 - \alpha_i) \Delta_{w,i}^2] + E[\alpha_i v_i^a + (1 - \alpha_i) v_i^b] \quad (4.72)$$

Denklemin sağ tarafındaki ilk terim ($var(w_i)$), çalışanlar arası donanım farklılıklarından kaynaklanan ücret değişkenliğini göstermektedir. Denklemin sağ tarafındaki ikinci terim ($E[\alpha_i(1 - \alpha_i) \Delta_{w,i}^2]$), çalışanların ücret farklılıklarındaki değişkenliği göstermektedir. Denklemin sağ tarafındaki üçüncü terim, hata terimlerinden kaynaklanan (model ile açıklanamayan) çalışanlar arasındaki ücret değişkenliğini göstermektedir.

⁴⁴ age, 10.

BÖLÜM 5

TÜRKİYE EMEK PİYASASINDA ÜCRET FARKLILIKLARI VE ÜCRET AYRIŞMASI

5.1 Türkiye’de Emek Piyasası

Türkiye ekonomisinin genel özellikleri, diğer ülkelere göre farklılıklar göstermektedir. Özelde emek piyasasının farklılıkları ise birkaç başlık altında incelenebilir.

Öncelikle Türkiye, gelişmiş ülkelere göre hızlı nüfus artışı olan ve nüfusunun önemli bir kısmı (yaklaşık yarısı) genç nüfus sınıfına giren bir ülkedir. Bunun yanında istihdamın yaklaşık yüzde 30’unu tarım kesimi sağlamasına rağmen tarımın milli gelir içerisindeki payı yüzde 10’un altındadır (ve tarım kesiminde çalışanların verimlilikleri oldukça düşüktür)¹.

Tablo 5.1: Tarım Sektörünün Milli Gelir ve İstihdam İçerisindeki Payı

Yıllar	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
İstihdam İçindeki Payı	41.5	40.1	36.0	37.5	34.9	33.8	33.9	29.4	27.2
Milli Gelirdeki Payı	16.5	14.4	13.5	11.6	11.5	11.7	11.1	10.1	9.0

Türkiye’de nüfus artış hızı, istihdam artış hızından sürekli olarak yüksek olmaktadır. 1980 - 2004 yılları arasında Türkiye’de çalışabilecek olan nüfus, yaklaşık 23 milyon artarken, sadece 6 milyon yeni iş yaratılmıştır. Bunun bir sonucu olarak diğer gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere göre Türkiye’de çok düşük bir “istihdam oranı” (İstihdam Oranı: İstihdamın kurumsal olmayan çalışma çağındaki nüfus içerisindeki oranıdır) vardır. 2007 yılı sonunda Türkiye’de istihdam oranı yüzde 43.1 olarak gerçekleşmiştir. Bu oran Avrupa Birliği üye ülkelerinde ortalama yüzde 65’tir².

Türkiye’de istihdam oranının oldukça düşük olmasının temel nedeni, ekonomide tarım sektörünün ağırlığıdır. Özellikle 2000’li yıllarla birlikte tarım sektöründen

¹ İşgücü, İstihdam ve İşsizlik Verileri, TÜİK Yayınları, Ankara (2007), 44

² Turkey Labor Market Study, World Bank Report No: 33254 - TR (2006): 10

ayrılan ve şehirlere göç eden nüfus, işsizlik oranının artmasına ve istihdam oranının düşmesine neden olmuştur. 1980 yılında tarım sektöründeki istihdam oranı toplam istihdamın yüzde 50.5 iken, bu oran 2006 yılında toplam istihdamın yüzde 27.2'si olmuştur. Tarım sektörünün GSYİH içerisindeki payı % 9'un biraz üzerindedir. Gelişmiş Avrupa Birliği ülkeleri dikkate alındığında Türkiye'nin günümüzde de sürmekte olan bir tarım sektörü sorunu vardır³.

Tablo 5.2: Türkiye'de İstihdam Oranları

Yıllar	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
İstihdam Oranı	49.2	48.7	46.7	45.6	44.4	43.2	43.7	43.4	43.2

Türkiye emek piyasasının bir diğer önemli özelliği, işgücüne katılım oranının oldukça düşük olmasıdır. İşgücüne katılım oranının düşük olmasının temel nedenlerinden biri, kadınların işgücüne dahil olma oranının düşük olmasıdır. Türkiye'ye özgü göç olgusu ile birlikte, kırsal kesimden kente göç eden ailelerde, kadınlar genelde çalışma hayatından soyutlanmakta veya ücretsiz aile işçisi olarak çalışmaktadırlar⁴.

Tablo 5.3: Türkiye'de İşgücüne Katılım Oranları

Yıllar	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
İşgücüne Katılım Oranı	52.8	52.7	49.9	49.8	49.6	48.3	48.7	48.3	48.0

2009 yılı Temmuz döneminde, Türkiye genelinde işgücüne katılma oranı, % 49.3 olarak gerçekleşmiştir. Erkeklerde işgücüne katılma oranı % 71.8, kadınlarda ise % 27.6'dır. Kentsel yerlerde işgücüne katılma oranı % 46.2, kırsal yerlerde ise % 56.4 seviyesinde gerçekleşmiştir⁵.

Lise altı eğitilmişlerde işgücüne katılma oranı % 47.5, yükseköğretim mezunlarında % 77.7'dir. Lise altı eğitilmişlerde erkeklerin işgücüne katılma oranı % 70.7 iken; kadınlarda % 23.8'dir. Lise ve dengi okul mezunlarında erkeklerde işgücüne katılma oranı % 75.4 iken; kadınlarda % 34.7'dir. Yükseköğretim mezunlarında erkeklerde işgücüne katılma oranı % 83.2 iken; kadınlarda % 70.1'dir⁶.

Türkiye emek piyasası başlığı altında ilk olarak Türkiye emek piyasasında istihdamın özellikleri tespit edilecek, daha sonra Türkiye'deki işsizliğin yapısı ele

³ Tuncer Bulutay, **Employment, Unemployment and Wages in Turkey**, (Ankara: TÜİK Yayınları, 1995), 97.

⁴ age, 98-101.

⁵ **Hane Halkı İşgücü Araştırması 2009 Temmuz Dönemi Sonuçları**, (Ankara: TÜİK Yayınları, 2009), Sayı 182.

⁶ age, 2.

alınacaktır. Bölümün sonunda Türkiye'deki ücret yapısına ele alınacak ve kısa bir değerlendirme yapılacaktır.

5.1.1 Türkiye'de İstihdamın Özellikleri

Türkiye özelinde istihdamın yapısı ele alınırken, 1980'lerden sonra yaşanan gelişmeler dikkate alınacaktır. Bu yıllarda dünyada yaşanan liberalleşme politikalarına hızla ayak uydurmaya çalışan Türkiye'de de gerek iç pazarda gerekse de dış ticarete serbestleşme öne çıkmıştır. Yaşanan bu serbestleşmenin istihdama ve emek piyasasının yapısına etkilerini birkaç başlık altında incelemek mümkündür. Kamu-özel ayrımı yapılarak istihdamın yoğunluğunda yaşanan değişim, sendikali-sendikasız ayrımının anlamlılığının tartışılması ve cinsiyet ayrımının öne çıkması, dış ticaretin serbestleşmesi ile ihracata dayalı büyüme stratejisi izlenmesi sonucunda yaşanan sektörel dönüşümler, bu bağlamda ele alınacaktır.

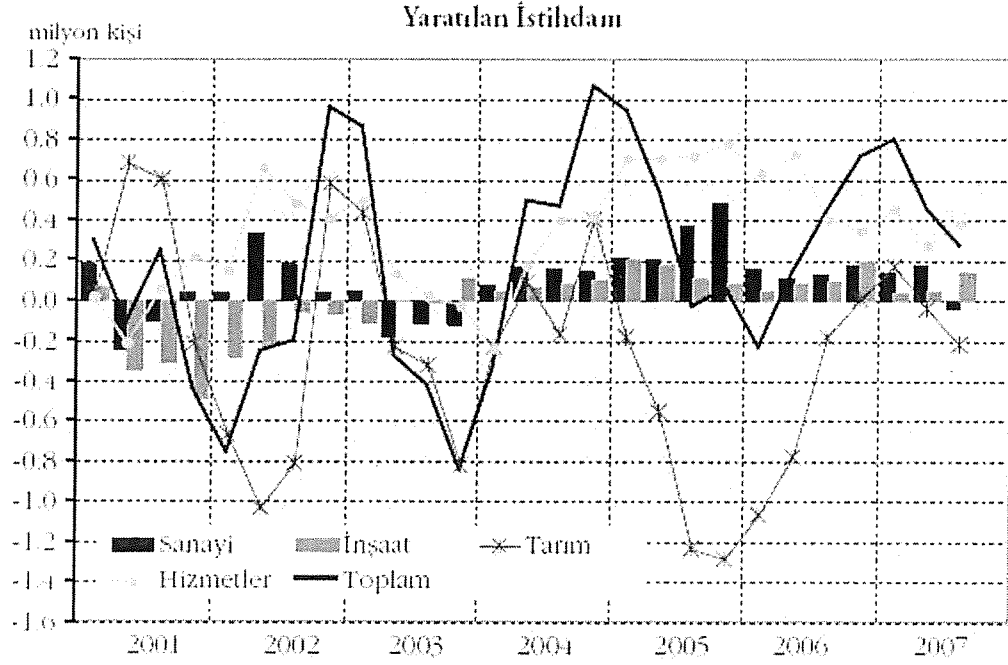
Türkiye ekonomisinin reel olarak yıllık ortalama % 7.3 oranında büyüdüğü 2002-2006 döneminde, toplam istihdamın yıllık ortalama %0.7 oranında arttığı görülmüştür. İstihdam düzeyindeki artışın sınırlı kalmasında en önemli etken, tarım kesimi istihdamındaki daralma olmuştur. Bu dönemde, toplam istihdam yıllık ortalama %0.7 artarken, tarım dışı sektörlerle bakıldığında istihdamın yıllık ortalama % 3.9 oranında arttığı görülmektedir⁷.

2002-2006 döneminde, tarım sektöründe istihdam 1.370.000 kişi azalırken; sanayi, hizmetler ve inşaat alt sektöründe ise sırasıyla, 453.000, 1.584.000 ve 309.000 kişi artış göstermiştir. Bu da son beş yıllık dönemde tarım sektöründe her yıl ortalama 274 bin kişilik istihdam azalışı olduğuna; sanayi, hizmetler ve inşaat sektörlerinde ise sırasıyla her yıl ortalama 91 bin, 317 bin ve 62 bin kişilik istihdam yaratıldığına işaret etmektedir. 2006 yılında istihdam, 2005 yılına göre net 285 bin kişi artarak 22.330.000 kişiye çıkmış; aynı dönemde, işgücüne katılım oranının 0.3 puan azalarak % 48'e gerilemiştir. 2007 yılı Temmuz, Ağustos ve Eylül aylarını kapsayan ve üçüncü çeyrek istihdam rakamı olarak kabul edilen ağustos ayı rakamlarına bakıldığında ise toplam istihdamın, bir önceki yılın aynı dönemine göre 269 bin kişi arttığı görülmektedir. Söz konusu dönemde tarım ve sanayi sektörlerinde istihdam sırasıyla 218 bin ve 35 bin kişi azalmış, hizmetler ve inşaat sektörlerinde ise sırasıyla 385 bin ve 137 bin kişi artış göstermiştir. Böylece tarım dışı sektörlerde yaratılan toplam istihdam, 487 bin kişi olmuştur⁸.

⁷ 2008 Yılına Girerken Türkiye Ekonomisi, (İstanbul: TUSİAD Yayınları, 2007), Yayın No. 2007-12-451, 38.

⁸ age, 39.

Türkiye ekonomisinde tarım dışı işsizlik oranının aşağıya çekilebilmesi için söz konusu sektörlerde (tarım dışı sektörlerde) yılda ortalama en az 550 bin kişilik yeni istihdam yaratılması gerekliliği göz önüne alındığında, bu durum 2007 yılından itibaren tarım dışı sektörlerde işsizlik oranının gerilemesinin zor olacağına işaret etmektedir. Tarım dışı sektörlerde işgücüne katılımının hızlanması da bu durumu güçleştiren ikinci bir unsurdur⁹.



Kaynak: TÜİK

Şekil 5.1: 2001 - 2007 Döneminde Türkiye’de Yaratılan İstihdam

Tarım dışı sektörlerdeki istihdam artışı, 2004 yılından itibaren istikrarlı bir şekilde devam etmektedir. 2006 yılında yaratılan net 285 bin kişilik istihdamla, 2007 yılı üçüncü çeyreği itibariyle yaratılan net 269 bin kişilik istihdam da hizmetler ve özellikle inşaat sektörlerinde kaydedilen istihdam artışları önemli rol oynamıştır. Ancak, 2007 yılı itibariyle inşaat sektörünün yarattığı istihdamda bir yavaşlama gözlenmeye başlamıştır. Ağustos ayı itibariyle sektörün yarattığı 137 bin kişilik istihdam, Eylül ayında 72 bine gerilemiştir. İnşaat sektörü üretiminin 2007 yılı üçüncü çeyreği itibariyle belirgin şekilde yavaşladığı göz önüne alındığında, önümüzdeki dönemde sektör üretiminin yeniden bir ivme kazanmaması durumunda, sektörün yarattığı istihdamın da azalabileceği düşünülmektedir¹⁰.

⁹ age, 39-40.

¹⁰ age, 41.

Türkiye’de istihdamın özelliklerini son 25-30 yıl itibariyle, iki döneme ayırarak incelemek mümkündür. 2000 ve 2001 yıllarında yaşanan ekonomik kriz, Türkiye’nin istihdam yapısında bir dönüm noktası olmuştur. 2000 krizinden önceki dönemlerde, özellikle 1990’ların sonuna kadar, yaşanan ekonomik krizlerden istihdam etkilenmemiştir. İstihdamın etkilenmesinin önemli nedenlerinden biri, istihdam içerisinde kamunun payının nispeten yüksek olmasıdır. 1956’da Türkiye imalat sanayinde istihdam edilenlerin % 43’ü kamu sektöründe faaliyet gösterirken bu oran 1986 yılında % 31’e gerilemiştir. 2000 yılında bütün sektörlerde istihdam edilenlerin % 14.4’ü kamu sektöründe istihdam edilirken bu oran 2006 yılında % 13.5’e gerilemiştir. Bunun yanında Türkiye ekonomisinin dışa açıklığının nispeten düşük olması da önemli bir etkidir. 2000’li yılların başlarında özelleştirmenin artması ve kamu harcamalarının önemli düzeyde azaltılması ile, Türkiye ekonomisi ve istihdam yapısı, ekonomik dalgalanmalardan fazla etkilenir hale gelmiştir¹¹.

Türkiye’nin demografik yapısına uygun olarak istihdam piyasasında öne çıkan bir diğer önemli özellik, kayıt dışı istihdam oranındaki artıştır. Serbest dış ticaret ile birlikte özellikle imalat sanayinde rekabetin artması, yerli firmaları maliyetleri azaltmaya itmiştir. Hammadde, ara malı ve özellikle sermaye mallarında ve enerji maliyetlerinde (elektirik üretimi, doğal gaz ile yapılmakta ve petrol önemli ölçüde dışarıdan temin edilmektedir) dışa bağımlı olunması, firmaları maliyetleri azaltmaya itmiştir. Firmalar için tek maliyet azaltıcı kalem olarak emek girdisi kalmış ve bu noktada kayıtlı çalışanların maliyetleri yüksek görüldüğünden kayıt dışı çalışanlar tercih edilmeye başlanmıştır. 2008 yılında Türkiye İstatistik Kurumu tarafından düzenlenen Hanehalkı İşgücü Anketinden elde edilen verilere göre, Türkiye’de çalışanların yaklaşık % 24.5’i kayıt dışı istihdam edilmektedir.

İstihdam edilen emek gücünün özelliklerinin incelenmesinde kullanılan bilgiler, Türkiye İstatistik Kurumu 2008 Yılı Hanehalkı İşgücü Anketinden derlenmiştir. İstihdam edilen işgücü, çalışmanın amacına uygun olarak, cinsiyet ayrımı yapılarak incelenecektir. Her bir cinsiyet için kayıt dışı çalışanların (ücretli, maaşlı ve yevmiyeliler) demografik özellikleri ile kayıtlı çalışanların demografik özellikleri arasında önemli farklılıklar görülmektedir. Kayıtlı çalışan erkeklerin % 11’i 15-24 yaş arasında yer alırken; kayıtdışı çalışan erkeklerin yaklaşık % 28’si bu yaş grubunda yer almaktadır. Kayıtlı çalışan kadınların % 22.4’ü 15-24 yaş arasında yer alırken; kayıtdışı çalışan kadınlarda bu oran % 36.3 olmaktadır. Dikkat edilirse, kayıtlı çalışan erkeklerin çalışma hayatına katılımı, diğer gruplarla karşılaştırıldığında daha geç olmaktadır. Bunun bir nedeni olarak, kayıtlı çalışan erkeklerin (ve kadınların) eğitim düzeyindeki yükseklik gösterilebilir. Diğer taraftan kadınların

¹¹ Bulutay, 1995, 190.

da eğitim için yeterli fırsatı bulamadığı tespiti geçerli olabilir. Ayrıca kadınların erkeklerle aynı kazancı elde edebilmek için daha fazla eğitim almaları gerekmektedir.

Tablo 5.4: Kayıtlı-Kayıtdışı Çalışanların Eğitim Durumu

	Kayıtlı Çalışanlar				Kayıtdışı Çalışanlar			
	Erkek		Kadın		Erkek		Kadın	
	N	%	N	%	N	%	N	%
Eğitim Durumu								
Okuma Yazma Bilmeyenler	391	0.01	175	0.01	1024	0.08	411	0.09
İlkokul Mezunları	13914	0.31	1963	0.15	6179	0.45	1707	0.39
Ortaokul ve Dengi Okullar	6917	0.15	987	0.08	3616	0.26	802	0.18
Lise ve Dengi Okullar	13767	0.31	4194	0.31	2317	0.17	1289	0.29
Yüksek Eğitim Mezunları	9797	0.22	6058	0.45	509	0.04	200	0.05
TOPLAM	44786	100	13377	100	13645	100	4409	100

Tablo 5.4, 2008 yılında kayıtlı-kayıtdışı çalışanların eğitim düzeylerinin cinsiyetlerine göre dağılımını göstermektedir. Hanehalkı İşgücü anketine katılan kayıtlı çalışan erkeklerin % 31'i lise ve dengi okul mezunu ve % 22'si de ön lisans, lisans, yüksek lisans ve doktora mezunudur. Kayıtlı çalışan kadınların % 31'i lise ve dengi okul mezunuyken, % 45'i yüksek eğitim almıştır. Kayıt dışı çalışan erkeklerin % 45'i, kadınların % 39'u ilkokul mezunudur. Kayıt dışı çalışan erkeklerin % 43'ü ortaokul, lise ve dengi okul mezunuyken, kadınların yüzde %47'si ortaokul, lise ve dengi okul mezunudur. Ankete katılan ve kayıt dışı çalışan erkeklerin sadece 509'u (% 4'ü) yüksek eğitim almışken; kadınlarda bu rakam 255 (% 5'i) kişidir. Genel olarak bakıldığında anket katılımcılarının yaklaşık % 33.8'i okuma yazma bilmeyen, okuma yazma bilip de diploması olmayan ve ilkokul mezunlarından oluşmaktadır. Anket katılımcılarının yaklaşık %21'i yüksek eğitim almış çalışanlardan oluşmaktadır.

Tablo 5.5'te, kayıtlı ve kayıtdışı çalışanların cinsiyetlere göre sektörel dağılımları görülmektedir. 2008 yılı Hanehalkı İşgücü Anketine katılan ve kayıtlı çalışan erkekler yoğun olarak hizmetler (toplum hizmetleri, sosyal ve kişisel hizmetler, mali kurum ve sigorta, taşınmaz mallara ait işler, eğitim, kamu yönetimi, sağlık gibi alanları kapsamaktadır) sektöründe (% 43), % 30 ile imalat sanayi ve % 18 ile toptan ve perakende ticaret sektöründe faaliyet göstermektedirler. Kayıtlı çalışan kadınlarda % 58.4 ile hizmetler sektörü ilk sırada yer alırken; onu % 23 ile imalat sanayi, % 16 ile toptan ve perakende ticaret sektörü takip etmektedir. Kayıt dışı çalışan erkeklerde ise ilk sırayı % 28 ile toptan ve perakende ticaret sektörü alırken; hizmetler sektörü % 24 ile ikinci sırada yer almaktadır. Bu sektörleri

imalat sanayi ile inşaat ve bayındırlık sektörleri % 20 ile takip etmektedirler. Kayıt dışı çalışan kadınlarda ilk sırayı % 35 ile hizmetler sektörü alırken; imalat sanayi % 25 ile ikinci sırada, toptan ve perakende ticaret sektörü % 18 ile üçüncü sırada yer almaktadır.

Tablo 5.5: Kayıtlı-Kayıtdışı Çalışanların Sektörel Dağılımları

	Kayıtlı Çalışanlar				Kayıtdışı Çalışanlar			
	Erkek		Kadın		Erkek		Kadın	
	N	%	N	%	N	%	N	%
Sektörler								
Tarım ve Madencilik	1009	0.02	65	0.01	1322	0.08	783	0.18
İmalat Sanayi	13593	0.30	3120	0.23	3021	0.20	1084	0.25
İnşaat ve bayındırlık	2936	0.07	220	0.02	2932	0.20	31	0.01
Toptan ve Perakende Ticaret	7989	0.18	2186	0.16	4108	0.28	919	0.21
Hizmetler	19408	0.43	7859	0.58	3285	0.24	1522	0.35
TOPLAM	44935	100	13450	100	14668	100	4339	100

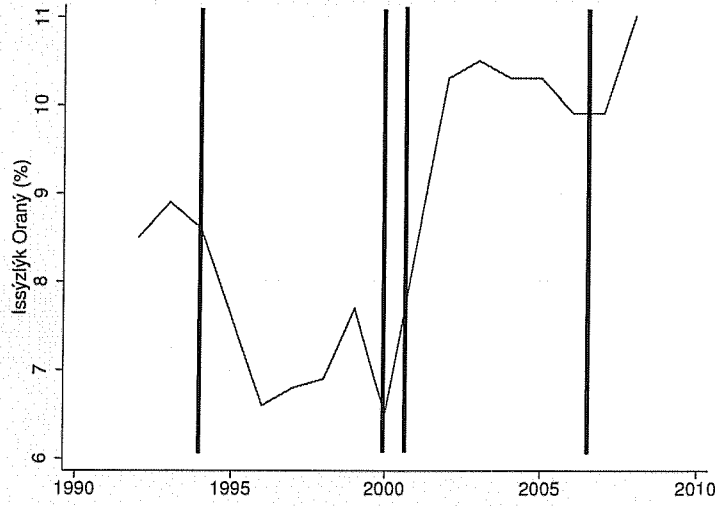
5.1.2 Türkiye’de İşsizliğin Yapısı

Türkiye’nin özellikle 1980’lerin başından itibaren her alanda yapısal değişim geçirmesi; siyasal, kültürel ve sosyal dokuyu etkilediği kadar ekonomik ilişkileri de etkilemiştir. Dünya üzerindeki her ülkede en temel ekonomik problemlerden biri kuşkusuz işsizliktir.

Türkiye’de işsizliğin yapısı, 1990 - 2001 yılları ile 2001 yılından sonraki dönemde farklılıklar arz etmektedir. Ancak her iki dönemde de işsizliğin bazı temel özellikleri aynıdır. İlk olarak, Türkiye’de kır işsizliği, kent işsizliğinden daima düşük seyretmektedir. İkinci olarak Türkiye’de her iki dönemde de genç nüfusun işsizlik oranı daima yüksek olmaktadır. Bir başka temel özellik, işsizlerin çoğunun orta okul ve daha düşük eğitilmiş kişilerden oluşmasıdır. Yine her iki dönem için önemli bir ortak özellik, işsizlerin ağırlıklı kısmının ilk defa iş arayanlardan oluşmasıdır.

İki dönem arasındaki en temel fark ise, küreselleşmenin ve küresel şokların istihdam üzerinde etkilerinde görülmektedir. Türkiye’deki işsizlik oranı, 2000’li yıllara kadar ekonomide önemli krizler yaşanmasına rağmen, ortalamadan fazla sapmamıştır (% 7.2 ile % 8.9 arasında değişmiştir). Ancak 2000 yılından sonra Türkiye ekonomisi, ekonomide yaşanan yapısal dönüşümler sonucunda, gerek iç gerekse de dış şoklardan önemli derecede etkilenen bir işsizlik oranı ile karşı karşıya kalmıştır.

Türkiye’de 1992 yılında işsizlik oranı % 8’dir. Bu işsizlerin % 42.28’i ilk defa iş ararken % 23.95’i bir işte geçici olarak çalışmış ve % 12.19’u işinden ayrılmıştır. 2009 yılı itibariyle Türkiye genelinde işsiz sayısı 3 milyon 267 bin kişidir. İşsizlik oranı ise % 12.8 seviyesindedir. Kentsel yerlerde işsizlik oranı % 16, kırsal yerlerde ise % 6.8 olmuştur. Türkiye’de tarım dışı işsizlik oranı % 16.3 seviyesindedir. Bu oran erkeklerde % 14.6 olurken; kadınlarda % 22.4 olmuştur¹².



Şekil 5.2: 1992 - 2008 Arası İşsizlik ve Yaşanan Krizler

2009 yılındaki işsizlerin % 69.9’u erkek ve % 57’si lise altı eğitilmiş kişilerden oluşmaktadır. İşsizlerin % 27.9’u bir yıl ve daha uzun süredir iş arayanlardan oluşurken; % 88.2’si (2 milyon 882 bin kişi) daha önce bir işte çalışmış olanlardır. Daha önce bir işte çalışmış olan işsizlerin % 47.9’u hizmetler sektöründe, % 26.9’u imalat sanayinde, % 16.2’si inşaat ve bayındırlık sektöründe, % 6.7’si tarım sektöründe çalışmıştır¹³.

İşsizlik oranının cinsiyetler itibariyle incelenmesi sonucunda, kadınlarda işsizliğin daha düşük seyrettiği görülmektedir. Kadınlarda işsizlik oranının düşük olması, işgücüne katılımlarının düşük olması ile yakından ilişkilidir.

Türkiye emek piyasasında işsizlerin önemli bir kısmı genç (15 - 24 yaş arası) işsizlerden oluşmaktadır. 15 - 24 yaş arasındaki genç nüfusun işsizlik oranı, % 20’nin üzerinde seyretmektedir. Türkiye’nin genç nüfus fazla olmasına rağmen, iş piyasasında yeni iş yaratma kapasitesi sınırlı kaldığından, işsizlik oranında bir şişme yaşanmaktadır. Ancak önemli bir nokta, 2004 yılından itibaren genç nüfusa yönelik yaratılan iş imkanı artarken, 25 yaş ve üzeri nüfusa yaratılan iş imkanı

¹² Hane Halkı İşgücü Araştırması 2009 Temmuz Dönemi Sonuçları, (Ankara: TÜİK Yayınları, 2009), Sayı. 182

¹³ age, 2-6.

aynı kalmıştır. Bunun anlamı, yaşlı nüfusun işgücü piyasasına girişi, giderek zorlaşmaktadır.¹⁴

Eğitim durumu açısından işsizlik incelendiğinde, Türkiye’de okur yazar olmayan veya okur yazar olup da diploması bulunmayanlar ile ilkökul mezunları arasındaki işsizlik oranı % 5’i geçmemektedir. Ortaokul, Lise ve Dengi okul mezunlarında işsizlik oranı, % 12-15 aralığında değişirken, ön lisans, lisans ve yüksek lisans-doktora mezunlarında işsizlik oranı % 10’un üzerinde seyretmektedir¹⁵.

5.1.3 Türkiye’de Ücret Yapısı

1980’lerden günümüze Türkiye’de reel ücretlerin artış eğiliminde olduğu görülmektedir. Reel ücretlerdeki bu artış eğilimi, sektörler arasında, eğitim düzeyleri arasında, cinsiyetler arasında, yaş grupları arasında farklılıklar arz etse de devam etmektedir. Reel ücretlerin belirlenmesinde verimlilik de oldukça önemli rol oynamaktadır. Özellikle 1990’ların başından günümüze verimlilik artışı, ücret artışlarından daha yüksek seyretmektedir.

Cinsiyet farklılıkları, kamu-özel sektör ayrımı, kayıtlı-kayıt dışı istihdam farklılığı, ücret kazancının farklılaşmasında önemli bir etkidir. Sendikalaşmanın ücretler üzerine olan etkisi giderek azalsa da ücret dışı edinimlerde (sosyal haklar gibi) sendikalı çalışanların daha iyi durumda olduğu söylenebilir.

2008 Yılı Hane Halkı Bütçe Anketine katılanların ücret kazançları incelendiğinde, özel sektörde çalışan 3541 erkek katılımcının¹⁶ ortalama aylık reel (2003 fiyatlarıyla) ücret kazancı 532.25 TL’dir. Katılımcıların % 75’i 687.73 TL ve daha düşük ücret kazancı elde etmektedir. Kamu sektöründe çalışan 1146 erkek çalışanın ortalama aylık reel ücret kazancı 913.58 TL’dir. Katılımcıların % 75’inin ücret kazancı 1096.16 TL ve daha düşüktür. Sonuç olarak kamu ve özel sektörde çalışan erkeklerin ortalama aylık ücret kazancı arasında, önemli farklılık olduğu söylenebilir.

2008 Yılı Hane Halkı Bütçe Anketine katılan ve kamu sektöründe çalışan 374 kadın katılımcının ortalama aylık reel ücret kazancı 815.33 TL’dir. Katılımcıların % 75’inin aylık ücret kazancı 979 TL’den daha azdır. Özel sektörde çalışan 1115 kadın çalışanın ortalama aylık ücret kazancı 334.75 TL’dir. Katılımcıların %

¹⁴ Ercan Türkan, Türkiye’de İşgücünün Yapı ve Nitelikleri: Gelişmeler ve Değerlendirmeler, (Ankara: TCMB Yayınları, 2005), 12.

¹⁵ age, 13.

¹⁶ Ortalama ücret kazançları hesaplamalarında, tarım ve madencilik sektöründe çalışanlar dikkate alınmamıştır. Ayrıca sadece ücretli-maaşlı ve yevmiyeli çalışanların ücret kazançları dikkate alınmıştır. Kendi işinde çalışanlar ve ücretsiz aile işçileri dikkate alınmamıştır.

90'ının ücret kazancı 705 TL ve daha düşüktür. Erkek çalışanlara göre kadın çalışanlarda kamu ve özel sektör kazanç farklılıkları, çok daha ciddi boyutlardadır.

İkinci Dünya Savaşı'ndan sonraki yıllarda, gelişmekte olan ülkelerdeki emek piyasası, Bölümlenmiş Emek Piyasası yaklaşımı ile açıklanmaya çalışılmıştır. Bu yaklaşıma göre, gelişmekte olan ülkelerin piyasalarında Geleneksel ve Modern sektörler olmak üzere başlıca iki sektör bulunmaktadır. Ekonominin sermaye birikimini modern sektör sağlarken, modern sektörde faaliyet gösteren firmalar daha verimli ve yüksek kârlı çalışmaktadırlar. Bunlara ek olarak hükümetlerin emek piyasasına yönelik düzenlemeleri ve sendikalaşma gibi etkenlerle çalışanlarına daha yüksek ücret ödemektedirler. Geleneksel (İkincil) sektörün temel özelliği ise, istikrarsız istihdam, düşük ücret ve düşük verimliliklerdir.

Bu bağlamda kamu - özel sektör çalışanlarının ücret kazançları, çalışılan sektöre göre dikkate alındığında; özel sektörde çalışan erkeklerin yaklaşık % 30'u (1110 kişi) imalat sanayinde, % 30'u (1120 kişi) hizmetler sektöründe ve 741 kişi (katılımcıların yaklaşık % 20'si) toptan ve perakende satış sektöründe çalışmaktadır. Kamuda çalışanlar incelendiğinde, ankete katılanların yüzde 92'si (1027 kişi) hizmetler sektöründe faaliyet göstermektedir.

Özel sektörde çalışan kadınların yaklaşık % 42'si (513 kişi) hizmetler sektöründe, yaklaşık % 30'u (362 kişi) imalat sanayinde ve % 18'i (219 kişi) toptan ve perakende satış sektöründe faaliyet göstermektedir. Hizmetler sektörü alt dallarına bakıldığında, özel sektörde faaliyet gösteren 170 kadının, diğer sosyal hizmetler (müstahdem, bakıcı gibi) başlığı altında toplandığı görülmektedir. Kamuda çalışan kadınların yaklaşık % 99'u (369 kişi) hizmetler sektöründe faaliyet göstermektedir. Hizmetler sektörü alt dallarına bakıldığında, kamuda çalışan 148 kadının eğitim alanında, 92 kadının kamu hizmetleri alanında ve 89 kadının sağlık alanında istihdam edildiği görülecektir.

Sendikalaşma ile ücret farklılıkları dikkate alındığında 2008 yılı Hane Halkı Bütçe anketine katılan 533 erkek çalışan sendika üyesiyken 4151 erkek çalışan sendika üyesi değildir. Sendika üyesi katılımcı erkeklerden 119 kişi özel sektörde, 414 kişi ise kamu sektöründe faaliyet göstermektedir. Ayrıca sendikalı çalışanlardan 362 kişi hizmetler sektöründe ve 105 kişi imalat sanayinde faaliyet göstermektedir. Özel sektörde çalışan sendikalı 115 erkeğin ortalama aylık ücreti, 937.58 TL'dir. Kamuda çalışan ve sendikalı olan erkek katılımcıların ortalama aylık ücreti, 994.16 TL'dir. 2008 Yılı Hane Halkı çalışmasına katılan kadınlardan sadece 118'i sendikalı çalışmaktadır. Özel sektörde çalışan kadınlardan 16 kişi sendikalıyken; kamuda çalışan kadınlardan 102 kişi sendikalı çalışmaktadır.

Kayıtlı ve kayıtdışı çalışanlar incelendiğinde 2008 yılı Hane Halkı Bütçe anketine katılan erkek çalışanlardan 1370 kişi kayıt dışı çalışırken; 3314 erkek katılımcı kayıtlı çalışmaktadır. Ankete katılan kadınlardan 558 kişi kayıt dışı çalışırken; 931 kişi kayıtlı çalışmaktadır.

Kayıtlı çalışan erkeklerin ortalama aylık reel ücreti 779.58 TL'dir. Kayıtlı çalışan erkeklerin % 75'inin aylık ücret kazancı, 981 TL'nin altındadır. Kayıt dışı çalışan erkek katılımcıların aylık ortalama reel ücretleri 439.58 TL'dir. Kayıt dışı çalışan erkeklerin % 75'inin aylık ücret kazancı, 543 TL'nin altındadır. Kayıtlı çalışan kadınların aylık ortalama reel ücreti 622.58 TL'dir. Kadın ve kayıtlı çalışan katılımcıların % 75'inin aylık ücreti 805 TL'nin altındadır. Kayıt dışı çalışan kadınların ortalama aylık reel ücreti 193.66 TL'dir. Kayıt dışı çalışan kadın katılımcıların % 90'ı 424 TL'den daha düşük aylık kazançla sahiptir. Kayıt dışı çalışan kadınların sektörel dağılımına bakıldığında 165 kişinin diğer sosyal hizmetler sektöründe, 154 kişinin imalat sanayinde ve 97 kişinin otel ve lokanta sektöründe çalıştığı görülmektedir. Kayıt dışı çalışan kadınların eğitim durumu incelendiğinde % 53'ünün ilkokul ve daha düşük eğitim düzeyinde sahip oldukları görülmektedir. Kayıtlı çalışan kadınların eğitim durumu incelendiğinde % 68.4'ünün lise ve daha yüksek eğitim düzeyine sahip olduğu görülmektedir.

5.2 Türkiye Özelinde Ücret Farklılıklarının ve Ayrışmasının Tahmin Edilmesi

Bu başlık altında, çalışmanın bu kısmına kadar açıklanan teorik yöntemin Türkiye emek piyasası özelinde bir sınaması yapılacaktır. Öncelikle, Türkiye emek piyasasında daha önceki çalışmalara konu olan cinsiyet ayrımcılığının yarattığı ücret farklılıkları ele alınacaktır. Daha sonra, Türkiye emek piyasasında sendikali çalışmanın ücret farklılıklarına ve ücret ayrışmasına etkileri ele alınacaktır. Son olarak kamu ve özel sektörde çalışmanın ücret farklılıklarına olan etkisi incelenecektir.

5.2.1 Cinsiyet ve Ücret Farklılıkları

Cinsiyetler arası ücret farklılıklarının, ülkeler arası karşılaştırmalar ile inceleyen Anker, Türkiye'deki cinsiyetler arası ücret farklılıklarının, gelişmekte olan ülkeler ile karşılaştırıldığında, oldukça düşük düzeyde olduğunu vurgulamıştır. Anker çalışmasında, 1990 yılı Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO) verilerini kullanarak, tarım dışı sektörlerde haftalık ücret oranının (kadın/erkek) % 84.5 olduğunu vur-

gulamıştır. Bu oran, birçok gelişmiş ülkedeki ücret oranına yakın bir değerdir. Örneğin Danimarka'da bu oran (saat ücretleri için) % 82.6, Fransa'da % 80.8, Almanya'da % 73.2, Hollanda'da % 77.5 düzeyindedir¹⁷. Ancak önemli bir nokta, Türkiye özelinde ücret oranının bu denli yakın çıkmasının altındaki temel nedenlerden biri, verilerin sağlıklı olması ihtimalidir. Zira Dayıoğlu and Tunalı (2004), iki farklı anket verisini kullanarak iki farklı sonuç elde etmişlerdir. 1988 Hane Halkı İşgücü Anketinde kadın/erkek ücret oranını % 98, 1994 Hane Halkı Gelir Dağılımı anketinde % 85 çıkmıştır.

Dayıoğlu ve Kasnakloğlu, 1987 Hane Halkı Gelir ve Harcama Anketini kullanarak, Türkiye'de cinsiyetler arası ücret farklılıklarını incelemişlerdir. Kullandıkları anket verilerinden, saat başı (düzeltilmiş) ücret kazanç oranını, % 60 olarak bulmuşlardır. Ancak yüksek eğitim alan kadın ve erkeklerde, ücret oranını % 96 olarak bulmuşlardır. Cinsiyete göre ücret farklılıklarının tespitinde Oaxaca - Blinder çözümlemesini kullanan Dayıoğlu ve Kasnakoğlu, eğitim, tecrübe, meslek ve yaşanan bölge gibi değişkenleri açıklayıcı değişkenler olarak değerlendirmişlerdir. Ancak bu çalışmada ücretli - gündelik çalışanların yanında işverenler ve kendi hesabına çalışanların verileri de yer almıştır. Sonuçta, ücret farklılıklarının % 64'lük kısmının, modeldeki değişkenler tarafından açıklanamadığı (emek piyasasındaki cinsiyet ayrımcılığından kaynaklandığı) sonucuna varmışlardır. Açıklanamayan kısımda, tecrübenin ağırlığını vurgulamışlar ve eğitim değişkeninin ayrımcılığı azalttığı sonucuna ulaşmışlardır¹⁸.

Tansel çalışmasında, 1994 yılı Hane Halkı Harcama Anketi verilerinden yararlanmıştır. Tarım dışı sektörlerde kadın/erkek (saat başı) ücret oranını özel sektörde % 77, kamu sektöründe % 84 olarak bulmuştur. Çalışmasında Oaxaca - Blinder çözümlemesini kullanan Tansel, özel sektörde cinsiyetler arası ücret farklılıklarının % 42'sinin modelde kullanılan değişkenler tarafından açıklanamadığı sonucuna varmıştır. Tansel'e göre, ücret farklılıklarında tecrübe ve eğitim farklılıklarından çok, tecrübe ve eğitimin getiri farklılıkları önemli bir rol oynamaktadır¹⁹.

Dayıoğlu ve Tunalı yapmış oldukları çalışmada, eğitim, tecrübe, sektör, firma büyüklüğü gibi açıklayıcı değişkenler kullanmıştır. 1988 ve 1994 verileri ile elde ettikleri sonuçlara göre, çalışılan yer ile ilgili değişkenlerin (firma büyüklüğü, sektör ve bölge gibi) her iki yılda da erkekler lehine önemli kazanç farklılıkları yarattığını vurgulamışlardır. Bireysel özelliklerin (eğitim ve tecrübe gibi), 1988

¹⁷ Richard Anker, "Theories of Occupational Segregation by Sex: An Overview", *International Labor Review*, c. 136(3) (1997): 315-339.

¹⁸ Meltem Dayıoğlu, Zehra Kasnakoğlu, "Kentsel Kesimde Kadın ve Erkeklerin İşgücüne Katılımları ve Kazanç Farklılıkları", *METU Studies*, c. 24(3) (1997): 329-361.

¹⁹ Aysit Tansel, "Public - Private Employment Choice, Wage Differentials and Gender in Turkey", *Economic Development and Cultural Change*, c. 53 (2) (2005): 453-477.

yılında erkeklere düşük düzeyde avantaj sağladığını; 1994 yılında bu değişkenlerin erkekler lehine önemli düzeyde ücret farklılığı yarattığını vurgulamışlardır²⁰ .

İlkkaracan ve Selim, 1994 yılı İstihdam ve Ücret Yapısı Anket verilerini kullanmışlardır. Kadın/Erkek aylık ücret oranını %70.6 olarak bulmuşlardır. Ancak sadece beşeri sermaye değişkenleri dikkate alındığında ücret oranının % 85.2 düzeyine çıktığını vurgulamışlardır. Oaxaca - Blinder çözümlemesini kullanarak Türkiye’de cinsiyetler arası ücret farklılıklarının nedenlerini açıklamayı amaçlamışlardır. İki farklı model kurgulayan İlkkaracan ve Selim, öncelikle sadece eğitim düzeyi, tecrübe, kıdem gibi beşeri sermaye değişkenlerini kullanarak çözümleme yapmışlardır. Bu modelde ücret farklılıklarının yaklaşık % 57’sinin donanım farklılığından kaynaklandığını vurgulamışlardır. Genişletilmiş modelde açıklayıcı değişken olarak çalışılan sektör, yaşanılan bölge, meslek gibi değişkenleri de analize dahil etmişlerdir. Bu modelin sonucunda da ücret farklılıklarının % 78’lik kısmının donanım farklılıklarından kaynaklandığı sonucuna ulaşmışlardır²¹ .

Türkiye için ücret farklılıklarının ve ücret ayrışmasının tespit edilmesinde Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından hazırlanan 2004 ve 2008 yılı Hane Halkı Bütçe Anketleri kullanılacaktır. Bu anketlerde, çalışanların yaşı, cinsiyeti, eğitim düzeyi, tecrübesi gibi verilerin yanında çalıştıkları firma büyüklükleri, çalışılan sektör, sendikalı olup olmama, kamu - özel sektörde çalışma gibi bilgiler de yer almaktadır. Çalışmada ele alınacak olan bireyler, ücretli, maaşlı veya yevmiyeli olarak çalışanlardır. Kendi hesabına çalışanlar ve ücretsiz aile işçilerinin verileri dikkate alınmamıştır.

Her iki yıl için kadın ve erkeklere göre değişkenlerin ortalama değerleri Tablo 5.6’da gösterilmiştir. Anket verilerinde çalışanların yaşları, kategorik olarak derlenmiştir. Bu kategorileri dört yaş düzeyinde gruplandırılıp her biri kukla değişken olarak tanımlanmıştır. Anket verilerinde, medeni durum ile ilgili beş farklı seçenek yer almasına karşın, regresyon analizinde kolaylık sağlaması açısından “Evli” kukla değişkeni oluşturulmuştur. Bu değişkende evli olanlar “1” değerini alırken, bekâr olanlar “0” değerini almıştır.

²⁰ Meltem Dayıoğlu, İnsan Tunalı, “Falling Behind While Catching Up: Changes in the FemaleMale Differential in Urban Turkey, 1988 to 1994”, **EALE/ SOLE** (2005), Yayınlanmamış eserden aktaran İpek İlkkaracan, Raziye Selim, “The Gender Wage Gap in The Turkish Labor Market”, **Review of Labour Economics and Industrial Relations**, 21 (3)(2007): 563 - 593.

²¹ İpek İlkkaracan , Raziye Selim, “The Gender Wage Gap in The Turkey labor Market”, **Review of Labour Economics and Industrial Relations**, c. 21(3)(2007): 563 - 593.

Tablo 5.6: Cinsiyete Göre Örneklem Değerleri

	2004				2008			
	Erkek		Kadın		Erkek		Kadın	
	N	%	N	%	N	%	N	%
Yaş 1. Grup (15-24 Yaş)	205	0.05	97	0.09	285	0.06	117	0.08
Yaş 2. Grup (25-34 Yaş)	1847	0.42	596	0.52	1926	0.41	815	0.55
Yaş 3. Grup (35-44 Yaş)	1859	0.43	390	0.34	1964	0.42	492	0.32
Yaş 4. Grup (45 Yaş ve Üzeri)	422	0.10	58	0.05	513	0.11	69	0.05
Medeni Durum								
Evli	3460	0.80	604	0.53	3687	0.79	813	0.55
Bekâr	873	0,20	537	0,48	1001	0,21	680	0,45
Eğitim Durumu								
Eğitim 1. Düzey	1827	0.42	370	0.32	1793	0.38	437	0.30
Eğitim 2. Düzey	1880	0.43	473	0.41	2102	0.45	629	0.42
Eğitim 3. Düzey	626	0.15	298	0.27	793	0.17	427	0.28
Tecrübe (Ortalama) (Yıl)	8.11		5.48		7.78		5.00	
Sendikaya Kayıt Durumu								
Sendikalı	483	0.11	101	0.08	533	0.11	118	0.08
Sendikası	3850	0.89	1040	0.92	4155	0.89	1375	0.92
Sosyal Güvenlik								
Kayıtlı İstihdam	2866	0.66	719	0.63	3317	0.70	931	0.62
Kayıt dışı İstihdam	1477	0.34	422	0.37	1371	0.30	562	038
Meslek								
Üst Düzey	890	0.20	338	0.30	1038	0.22	452	0.30
Orta Düzey	2109	0.49	427	0.37	2123	0.45	534	0.36
Alt Düzey	1334	0.31	379	0.33	1527	0.33	507	0.34
Kamuda Çalışanlar	1153	0.26	304	0.26	1147	0.24	375	0.25
Özel Sektörde Çalışanlar	3180	0.74	837	0.74	3541	0.76	1118	0.75
Firma Büyüklüğü								
1 - 9 Kişi Çalıştıranlar	1169	0.39	406	0.36	1859	0.40	613	0.41
10 - 24 Kişi Çalıştıranlar	857	0.20	224	0.20	735	0.16	210	0.14
25 - 49 Kişi Çalıştıranlar	480	0.11	140	0.12	485	0.10	143	0.10
50 Kişi ve Üzeri Çalıştıranlar	1327	0.30	371	0.32	1609	0.34	527	0.35
İmalat Sanayi	1173	0.27	358	0.31	1151	0.25	364	0.24
Toptan ve Perakende Sektörü	615	0.15	163	0.15	751	0.16	220	0.15
İnşaat Sektörü	584	0.13	8	0.01	577	0.12	23	0.01
Hizmetler Sektörü	1961	0.45	612	0.53	2148	0.47	885	0.60
Ortalama Yıllık Logaritmik Ücretler	8.5698		8.1236		8.7205		8.0636	
Örneklem	4332		1141		4685		1490	

Ankete katılanlara eğitim düzeyi sorusu, on bir kategoride sorulmuştur. Regresyon analizinde kolaylık sağlaması amacıyla, bu kategoriler üç düzeyde derlenmiş ve kukla değişken olarak tanımlanmıştır. “Eğitim 1. Düzey” kukla değişkeni altında; okuma - yazma bilmeyen, okuma yazma bilip diploması olmayan ve ilkokul mezunu olanlar yer almaktadır. “Eğitim 2. Düzey” kukla değişkeni altında; ilköğretim mezunları, ortaokul ve dengi okul mezunları, lise ve dengi okul mezunları ile meslek liseleri mezunları yer almaktadır. “Eğitim 3. Düzey” kukla değişkeni altında; ön lisans, lisans, yüksek lisans ve doktora mezunları yer almaktadır.

Çalışanların tecrübe düzeyleri yıl bazında ankete dahil edildiğinden, orjinal hali ile analize dahil edilmiştir. Çalışanlara sendikaya kayıtlı olup olmadıkları sorusu da, “Sendikalı” kukla değişkeni oluşturularak analize dahil edilmiştir. Bu değişkende sendikalı olma “1” değerini alırken, sendikalı olmama “0” değerini almaktadır.

Çalışanların sosyal güvenlikleri ile ilgili anket sorusu, beş ayrı kategoride değerlendirme yapmıştır. Bu veriyi regresyon analizine uygun hale getirmek adına, “Kayıtlı” adı altında bir kukla değişken türetilmiştir. Çalıştığı iş dolayısıyla herhangi bir sosyal güvencesi olanlar (Emekli Sandığı, Bağkur veya SSK) “1” değerini alırken; çalıştığı işte herhangi bir sosyal güvencesi olmayanlar “0” değerini almaktadır.

Kamu ve özel sektörde çalışanlar, “Kamu” kukla değişkeni altında tanımlanmış; kamuda çalışanlar “1” değerini alırken, özel sektörde çalışanlar “0” değerini almışlardır. Firma büyüklükleri, anket verilerindeki kategoriler kukla değişkenlere çevrilerek kullanılmıştır.

Anket verilerinde çalışanların meslekleri, dokuz farklı kategoride ele alınmıştır. Bu verilerden üç farklı kukla değişken türetilerek regresyon analizinde kullanılmıştır. “Meslek (Üst Düzey)” değişkeni altında; kanun yapıcılar, üst düzey yöneticiler, müdürler, profesyonel ve yardımcı profesyonel meslek mensupları yer almaktadır. “Meslek (Orta Düzey)” değişkeni altında; büro ve müşteri hizmetleri alanında çalışan elemanlar, tesis ve makine operatörleri ve montajcılar ile hizmet ve satış elemanları yer almaktadır. “Meslek (Alt Düzey)” değişkeni altında; tarım, hayvancılık, su ürünleri, avcılık ve ormancılık çalışanları, sanatkarlar ve ilgili işlerde çalışanlar ile diğer nitelik gerektirmeyen işlerde çalışanlar yer almaktadır.

Ankete katılanların çalıştıkları sektörler on dört farklı kategoride belirtilmiştir. Tarım, hayvancılık ve madencilik sektöründe çalışanların verilerinin sağlıklı olmayacağı düşünülerek analizin dışında bırakılmıştır. Diğer sektörler, regresyon

analizinde dört farklı kukla değişkene çevrilerek kullanılmıştır. “İmalat” kukla değişkeni altında, imalat sanayi faaliyetleri yer almıştır. “Toptan ve Perakende” kukla değişkeni altında; toptan ve perakende satış, motorlu araçlar, motosiklet, kişisel ve ev eşyalarının tamiri sektörleri yer almıştır. “İnşaat ve Bayındırlık” kukla değişkeni altında; Elektrik gaz ve su, inşaat ve bayındırlık işleri yer almıştır. “Hizmetler” kukla değişkeni altında; otel ve lokantalar, ulaştırma, haberleşme ve depolama hizmetleri, mali aracı kuruluşların faaliyetleri, gayrimenkul, kiralama ve iş faaliyetleri, kamu yönetimi ve savunma, zorunlu sosyal güvenlik, eğitim, sağlık işleri ve sosyal hizmetler ile diğer sosyal, toplumsal ve kişisel hizmet faaliyetleri yer almıştır.

Anket verilerinde çalışanların ücretleri, aylık ve yıllık olarak yer almıştır. Daha sağlıklı sonuç vereceği düşünülerek yıllık ücret değişkeni kullanılmıştır. Bu değişken altında, işe bağlı olarak elde edilen nakdi ve ayni gelirler yer alırken; çalışanların iş dışından elde ettikleri gelirler (kira geliri, faiz kazancı gibi) analize dahil edilmemiştir. Yıllık ücret değişkeni, regresyon analizine dahil edilmeden önce, 2003 yılı fiyatları ile realize edilmiş ve logaritması alınmıştır.

Çalışmada 2004 yılında kadın/erkek ücret oranı % 94.7 ve 2008 yılında % 92.4 olarak elde edilmiştir. Ücret farklılıklarının nedenlerinin anlaşılması için öncelikle regresyon analizi yapılmıştır. Tablo 5.7’de cinsiyetlere göre yapılan regresyon analizlerinin sonuçları görülmektedir. Erkekler için yapılan 2004 ve 2008 yılı regresyonunda “Yaş 2. Grup” ve “Yaş 3. Grup” değişkenlerinin katsayıları birbirlerine yakın çıkmış, “Yaş 4. Grup” değişkeninin katsayısı daha düşük çıkmıştır. Elde edilen regresyon katsayıları, her iki yıl için de oldukça yakın düzeylerde elde edilmiştir. Erkekler için yapılan regresyon analizi sonuçları incelendiğinde, 2004 yılında “Yaş 2. Grup” değişkenine dahil olanlar, temel gruba (Yaş 1. Grup) dahil olanlardan yaklaşık % 65.3 daha yüksek ücret kazancı elde etmektedirler. Bu fark 2008 yılında % 60.5 olarak gerçekleşmiştir. Kadınlar için yapılan regresyon analizinde de, her iki yıl için elde edilen katsayılar birbirine yakın çıkmıştır.

Medeni durum dikkate alındığında, 2004 ve 2008 yılında erkeklerde evli olanlar bekâr olanlardan, sırasıyla, % 44 ve % 46.8 daha yüksek ücret kazancı elde etmektedirler. Kadınlarda, her iki yılda da medeni durum değişkeni, negatif etkili çıkmıştır. 2004 yılında evli olan kadınlar, bekar kadınlardan % 20.3 daha düşük ücret kazancı elde ederken; bu fark 2008 yılında % 15.9’a gerilemiştir²².

²² Semi-logaritmik model katsayılarının yorumlanması için bakınız: Peter Kennedy, “Estimation with Correctly Interpreted Dummy Variables in Semilogarithmic Equations”, *American Economic Review*, c. 71(4) (1981): 801.

Tablo 5.7: Cinsiyete Göre Regresyon Sonuçları

Bağımlı Değişken: Logaritmik Ücretler	2004 Erkek	2004 Kadın	2008 Erkek	2008 Kadın
Yaş 2. Grup	0.653*** (0.055)	0.580*** (0.121)	0.694*** (0.074)	0.605*** (0.120)
Yaş 3. Grup	0.784*** (0.061)	0.658*** (0.136)	0.867*** (0.077)	0.715*** (0.133)
Yaş 4. Grup	0.948*** (0.068)	0.698** (0.172)	1.013*** (0.080)	0.820** (0.190)
Evli	0.440*** (0.034)	-0.203*** (0.059)	0.468*** (0.033)	-0.159*** (0.056)
Eğitim 2. Düzey	0.132*** (0.022)	0.327*** (0.081)	0.094** (0.021)	0.052 (0.074)
Eğitim 3. Düzey	0.279*** (0.040)	0.629*** (0.110)	0.333*** (0.033)	0.211** (0.101)
Tecrübe	0.013*** (0.001)	0.044*** (0.005)	0.013*** (0.001)	0.043*** (0.005)
Sendikalı	0.140*** (0.023)	0.010 (0.103)	0.095** (0.023)	0.173*** (0.069)
Kayıtlı	0.333*** (0.027)	0.581*** (0.078)	0.369*** (0.028)	0.978*** (0.080)
Meslek (Orta Düzey)	0.147*** (0.023)	-0.194*** (0.074)	0.122*** (0.022)	-0.228*** (0.075)
Meslek (Üst Düzey)	0.368*** (0.033)	-0.030 (0.101)	0.375*** (0.028)	0.118 (0.086)
Kamu	-0.035 (0.030)	-0.136 (0.086)	-0.002 (0.030)	-0.040 (0.080)
Firma 2. Düzey	0.107*** (0.028)	0.415*** (0.082)	0.077*** (0.030)	0.273*** (0.087)
Firma 3. Düzey	0.160*** (0.033)	0.554*** (0.090)	0.098*** (0.030)	0.237** (0.100)
Firma 4. Düzey	0.308*** (0.028)	0.646*** (0.080)	0.186*** (0.025)	0.440*** (0.076)
İnşaat ve Bayırlılık	-0.185*** (0.038)	0.199 (0.335)	-0.142*** (0.037)	0.318 (0.202)
Toptan ve Perakende	0.032 (0.037)	-0.070 (0.099)	0.068** (0.031)	0.206** (0.093)
Hizmetler	0.012 (0.029)	0.125* (0.083)	-0.011 (0.027)	0.247*** (0.081)
Constant	6.807*** (0.087)	6.454*** (0.138)	6.902*** (0.073)	6.277*** (0.142)
Örneklem	4332	1141	4685	1490
R ² Değeri	0.471	0.482	0.488	0.479
Breusch-Pagan Testi	772,49 (0.0000)	233.35 (0.0000)	1026.41 (0.0000)	184.16 (0.0000)

Standart hatalar parantez içindedir, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Eğitim düzeyi dikkate alındığında, 2004 yılında erkeklerde Eğitim 2. Düzeye dahil olanlar, Eğitim 1. Düzeye dahil olanlardan % 13.2 daha yüksek ücret kazancı elde etmektedirler. Eğitim 3. Düzeye dahil olanlar, temel gruba (Eğitim 1. Düzey) dahil olanlardan % 27.9 daha yüksek ücret kazancı elde etmektedirler. 2008 yılında temel gruba göre eğitim düzeyinden kaynaklanan ücret farklılıkları, Eğitim 2. düzeyi için % 9.4 ve Eğitim 3. Düzey için % 33.3 olarak gerçekleşmiştir. Kadınlar için yapılan regresyon analizinde 2004 yılında Eğitim 2. Düzeye dahil olanlar, temel gruba dahil olanlardan % 32.7 daha yüksek ücret kazancı elde ederken, bu oran Eğitim 3. Düzeye dahil olanlarda % 62.9 olmaktadır. 2008 yılında kadınlar için yapılan regresyon analizinde, Eğitim 2. Düzey değişkeni anlamsız çıkarken, Eğitim 3. Düzeye dahil olanlar temel gruptan % 21.1 daha yüksek ücret kazancı elde etmektedirler.

Tecrübe düzeyi dikkate alındığında erkeklerde, her bir yıllık tecrübe artışı, ele alınan her iki yılda da ücretleri ortalama % 1.3 arttırmaktadır. Kadınlarda, tecrübe düzeyindeki her bir yıllık artış ücretleri 2004 yılında ücretleri % 4.4 arttırırken; 2008 yılında % 4.3 düzeyinde arttırmaktadır.

2004 yılında sendikalı erkek çalışanlar, sendikasız çalışanlardan % 14 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; bu oran 2008 yılında % 9.5 olmuştur. Sendikalı çalışmanın ücretlere olan etkisi, kadınlar için, 2004 yılında anlamsız çıkarken; 2008 yılında % 17.3 olarak gerçekleşmiştir.

Meslek düzeyi dikkate alındığında, 2004 yılında orta düzey meslek grubuna dahil olan erkekler, alt düzey meslek grubuna dahil olanlardan % 14.7 daha yüksek ücret kazancı elde etmektedir. Üst düzey meslek grubuna dahil olan erkekler, aynı yılda, temel gruptan (alt düzey meslek grubu) % 36.8 daha yüksek ücret kazancı elde etmektedir. 2008 yılında erkeklerde alt düzey meslek grubu ile karşılaştırıldığında, orta düzey meslek grubuna dahil olanlar % 12.2 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; üst düzey meslek grubuna dahil olanlar % 37.5 daha yüksek ücret kazancı elde etmektedir. Kadınlarda 2004 ve 2008 yılında orta düzey meslek grubu değişkeninin katsayısı negatif çıkarken, üst düzey meslek grubu değişkeninin katsayısı, her iki yıl için, anlamsız çıkmıştır. “Kamu” değişkeni altında tanımlanan kamu-özel sektör ayrımı, cinsiyetlere göre yapılan regresyon analizinde anlamsız çıkmıştır.

Firma büyüklükleri dikkate alındığında, her iki yılda da, kadınlarda çalışılan firma büyüklüğünün ücret kazançlarına olan etkisi daha yüksek çıkmaktadır. Temel grup, 1. Düzey firma büyüklüğü alındığında erkeklerde 2004 yılında, 2. Düzey firma büyüklüğünde faaliyet gösterenler yaklaşık % 10.7 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; bu oran aynı yıl için kadınlarda % 41.5 olmaktadır. 2004

yılında 4. düzey firma büyüklüğüne dahil olmanın ortalama ücret kazancına etkisi, erkeklerde % 30.8 olurken; kadınlarda % 64.6 olmaktadır. 2008 yılında 3. düzey firma büyüklüğünde faaliyet gösteren erkekler, temel gruptan % 9.8 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; kadınlarda bu oran % 23.7 olmaktadır.

Faaliyet gösterilen sektörler dikkate alındığında erkeklerde 2004 yılında, sadece inşaat ve bayındırlık sektörü değişkeni anlamlı çıkmıştır. Regresyon analizinde temel grup olarak imalat sanayi ele alınmıştır. 2004 yılında inşaat ve bayındırlık sektöründe çalışan erkekler, temel grupta çalışanlardan ortalama % 18.5 daha düşük ücret kazancı elde ederken; bu oran 2008 yılında % 14.2 olarak gerçekleşmiştir. 2008 yılında anlamlı çıkan toptan ve perakende sektöründe çalışan erkekler, temel grupta çalışan erkeklerden ortalama % 6.8 daha yüksek ücret kazancı elde etmektedirler. Kadınlarda, 2004 yılında hizmetler sektörü % 10 düzeyinde anlamlı çıkarken, 2008 yılında toptan ve perakende sektörü % 5 düzeyinde, hizmetler sektörü % 1 düzeyinde anlamlı çıkmıştır.

Literatürde yapılan diğer çalışmalarda, iki aşamalı çözümleme kullanıldığından, öncelikle iki aşamalı çözümleme yapılacaktır ve elde edilen sonuçlar değerlendirilecektir. Tablo 5.8, iki aşamalı Oaxaca - Blinder Çözümlemesi yöntemi ile elde edilen sonuçları göstermektedir. 2004 yılında erkekler ve kadınlar arasındaki ortalama ücret farklılıklarının % 33.42'si, modeldeki değişkenler ile açıklanabilirken; 2008 yılında bu oran % 36.77 olarak gerçekleşmiştir. Literatürdeki diğer çalışmalara paralel olarak, kadın ve erkek çalışanlar arasındaki ücret farklılıklarının açıklanamayan (ayrımcılıktan ve diğer gözlemlenemeyen değişkenlerden kaynaklanan) kısmı, yaklaşık % 65 olarak gerçekleşmiştir.

Tablo 5.8: Cinsiyete Göre İki Aşamalı Oaxaca - Blinder Çözümlemesi

Bağımlı Değişken: Logaritmik Ücretler	2004	2008
Açıklanan Kısım	- 0.138	- 0.206
Açıklanamayan Kısım	- 0.308	- 0.450
Toplam Farklılık	- 0.446	- 0.656
Örneklem	5473	6175

Cinsiyetler arasındaki ücret farklılıklarının açıklanamayan kısmında en yüksek payı sırasıyla, sabit terim (ayrımcılığı temsil etmektedir), medeni durum, dahil olunan meslek grubu, tecrübe, kayıtlı çalışma ve eğitim düzeyi almaktadır. İki aşamalı çözümlemede cinsiyetler arası ücret farklılıklarının temel belirleyicileri; medeni durum, eğitim düzeyi, dahil olunan meslek grubu, tecrübe ve yaş düzeyi olarak sıralanmaktadır.

Literatürdeki çalışmalardan farklı olarak, cinsiyetler arası ücret farklılıkları Üç Aşamalı Oaxaca - Blinder Çözümleme yöntemi kullanılarak da tespit edilmiştir. Yapılan üç aşamalı çözümleme sonuçları, Tablo 5.9'da görülmektedir. 2004 yılında cinsiyetler arası ücret farklılıklarının yaklaşık % 32'si donanım etkisinden kaynaklanırken 2008 yılında ücret farklılıklarının yaklaşık % 29,49'u donanım etkisinden kaynaklanmaktadır. Ele alınan her iki yılda da, ücret farklılıklarının önemli bir kısmı, katsayı etkisi ile açıklanmaktadır.

Tablo 5.9: Kadın - Erkek Ücret Farklılığının Üç Aşamalı Oaxaca - Blinder Çözümlemesi

	2004	2008
Ham Ücret Farkı	- 0.446	- 0.656
Donanım Etkisi	- 0.139	- 0.164
Katsayı Etkisi	- 0.421	- 0.501
Etkileşim Terimi	0.114	0.008
Donanım Etkisi*		
Evli	- 0.118	- 0.113
Yaş 3. Grup	- 0.069	- 0.077
Eğitim 3. Düzey	0.032	0.039
Tecrübe	- 0.034	- 0.037
Firma Büyüklüğü 4. Düzey	0.006	0.001
Meslek (Üst Düzey)	0.033	0.030
Katsayı Etkisi		
Evli	- 0.514	- 0.493
Yaş 3. Grup	- 0.058	- 0.063
Eğitim 3. Düzey	0.050	- 0.020
Tecrübe	0.253	0.236
Firma Büyüklüğü 4. Düzey	0.103	0.087
Meslek (Üst Düzey)	- 0.081	- 0.056
Sabit Terim	- 0.353	- 0.625
Etkileşim Terimi		
Evli	0.173	0.152
Yaş 3. Grup	0.011	0.013
Eğitim 3. Düzey	0.040	- 0.014
Tecrübe	- 0.082	- 0.084
Firma Büyüklüğü 4. Düzey	0.006	0.002
Meslek (Üst Düzey)	- 0.036	- 0.020

*seçilmiş bazı sonuçlar gösterilmiştir

2004 ve 2008 yılında donanım etkisinin alt unsurları incelendiğinde, medeni durum, yaş düzeyi ve tecrübe değişkenlerinin cinsiyetler arası ücret farklılıklarının açılmasında önemli oldukları görülmektedir. Eğitim düzeyi ve firma büyüklüğü gibi değişkenlerinse, cinsiyetler arası ücret farklılıklarının yakınsamasına yardımcı oldukları görülmektedir.

Her iki yıl için katsayı etkisi, ücret değişkenliklerinin önemli bir kısmını açıklamıştır. Katsayı etkisi unsurlarına ayrıştırılarak incelendiğinde en önemli etki, sabit terimden gelmektedir. Diğer bütün açıklayıcı değişkenler sabitken, sadece cinsiyet kategorisinden (ayrımcılıktan) kaynaklanan etki, katsayı etkisinin (her iki yılda da) önemli bir kısmını oluşturmaktadır. Katsayı etkisinde diğer önemli değişkenler, medeni durum, yaş ve eğitim düzeyi değişkenleridir. Ücret farklılıklarını azaltan değişkenlerde, tecrübe düzeyi ve firma büyüklükleri öne çıkmaktadır. Diğer bir deyişle, tecrübe ve firma büyüklüğü arttıkça, cinsiyetlere göre ücret kazançları birbirine yakınsamaktadır.

Ücret ayrışmasının tespit edilmesinde karşılaşılan temel problem, veri setinde çalışanların sadece tek bir ücret değerinin olmasıdır. Diğer bir deyişle, çalışanların sadece tek bir kategoriye (erkek veya kadın, kamu veya özel sektör, sendikalı veya sendikasız) dahil olmalarından dolayı, ekonominin genelinde tek bir yapının hüküm sürmesi durumunda, ücret dağılımlarının nasıl olacağı bilinmemektedir.

Bu sorunu aşmak için Addison, Bailey ve Siebert (2009) yapmış oldukları çalışmada, her bir çalışana ele alınan kategorilerde olma olasılığı atamış; bu kategorilerde elde edeceği ücretleri de olasılık yardımıyla tahmin etmişlerdir. Üç aşamalı Varyans Çözümlemesi yönteminin uygulanabilmesi için, öncelikle her bir çalışana ele alınan kategoride (kadın veya erkek, sendikalı veya sendikasız, kamu veya özel) olma olasılığı atanacaktır. Daha sonra her bir çalışanın, ele alınan her iki kategoride de çalışması durumunda elde edeceği (beklenen) ücret kazancı tahmin edilecektir. Cinsiyet kategorileri ele alındığında, öncelikle her bir çalışanın “Erkek” kategorisinde olma olasılığı hesaplanacaktır. Bu olasılık hesaplaması, Probit Regresyon Modeli ile yapılmıştır. Probit Regresyon Modeli sonuçları, Tablo 5.10’da görülmektedir.

2004 yılında Probit regresyon analizinde anlamlı çıkan değişkenler; yaş düzeyi, medeni durum, eğitim düzeyi, tecrübe, meslek, kayıtlı çalışma, inşaat ve bayındırlık sektörü ile toptan ve perakende sektörüdür. Firma büyüklüğü, sendikalı olma gibi değişkenlerin katsayıları anlamlı çıkmamıştır. 2008 yılı için yapılan analiz sonucunda yaş düzeyi, medeni durum, eğitim düzeyi, tecrübe, meslek ve kayıtlı çalışmadır. Sektör kukla değişkenlerinin tamamı anlamlı çıkarken; firma büyüklüğü kukla değişkenlerinden sadece 4. düzey anlamlı çıkmıştır.

Olasılıkların elde edilmesinden sonra, her bir çalışan için, ele alınan iki farklı kategoriye (kadın ve erkek) dahil olması durumunda elde edeceği ücret kazancı tahmin edilecektir. Bunun için sadece erkek çalışanlar için regresyon analizi yapılmış ve bu regresyon sonucu elde edilen katsayılar ile bütün çalışanlar için ücret kazancı tahmin edilmiştir. Daha sonra sadece kadın çalışanlar için regresyon

analizi yapılmış ve buradan elde edilen katsayılar ile bütün çalışanlar için ücret kazancı tahmin edilmiştir.

Tablo 5.10: Cinsiyete Göre Probit Regresyon Modeli Sonuçları

Bağımlı Değişken: Cinsiyet (Kukla) Değişkeni	2004	2008
Yaş 2. Grup	-0.190** (0.088)	-0.474*** (0.080)
Yaş 3. Grup	-0.342*** (0.101)	-0.439*** (0.090)
Yaş 4. Grup	-0.041 (0.125)	-0.010 (0.114)
Evli	0.751*** (0.053)	0.629*** (0.047)
Eğitim 2. Düzey	0.037 (0.052)	0.006 (0.048)
Eğitim 3. Düzey	-0.348*** (0.080)	-0.350*** (0.067)
Tecrübe	0.019*** (0.004)	0.018*** (0.003)
Sendikalı	0.056 (0.074)	0.151** (0.071)
Kayıtlı	0.277*** (0.057)	0.512*** (0.051)
Meslek (Orta Düzey)	0.137*** (0.052)	0.051 (0.047)
Meslek (Üst Düzey)	-0.061 (0.071)	-0.135** (0.059)
Kamu	-0.169** (0.070)	-0.101 (0.063)
Firma 2. Düzey	0.001 (0.062)	0.058 (0.060)
Firma 3. Düzey	-0.052 (0.075)	0.004 (0.071)
Firma 4. Düzey	-0.075 (0.063)	-0.141*** (0.053)
İnşaat ve Bayındırlık	1.449*** (0.154)	1.141*** (0.109)
Toptan ve Perakende	0.225*** (0.071)	0.158** (0.065)
Hizmetler	0.062 (0.060)	-0.127** (0.054)
Sabit Terim	0.155 (0.099)	0.316*** (0.091)
Örneklem	5474	6181

Standart hatalar parantez içindedir,***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1

Tahmin edilen ücret kazançları ile yapılan üç aşamalı varyans çözümlemesi sonuçları Tablo 5.11’de görülmektedir. Ele alınan her iki yılda da kadın çalışanlar arasındaki ücret değişkenliği yüksek çıkmıştır. Ayrıca geçen dört yıllık süreçte, hem erkek çalışanların hem de kadın çalışanların ücret kazançlarındaki değişkenlikler artış göstermiştir.

Tablo 5.11: Cinsiyete Göre Üç Aşamalı Varyans Çözümlemesi Sonuçları

Probit Analizi	2004	2008
Cinsiyet Oranı (Gerçek)	0.7915	0.7584
Cinsiyet Oranı (Türetilen)	0.7922	0.7593
Regresyon Analizi		
Artık Terim Varyansı (Erkekler - σ_m^2)	0.3761	0.3878
Artık Terim Varyansı (Kadınlar - σ_f^2)	0.6942	0.8644
Düzeltilmiş R^2 Değeri (Erkekler)	0.4688	0.4863
Düzeltilmiş R^2 Değeri (Kadınlar)	0.4740	0.4735
Üç Aşamalı Varyans Çözümlemesi		
Çalışanlar Arası Donanım Değişkenliği	0.3712	0.4570
Kategori İçi Ücret Farkı Değişkenliği	0.0460	0.0798
Çalışanlar Arası Artık Terim Değişkenliği	0.4783	0.5024
Modelin Tahmin Ettiği Toplam Varyans	0.8955	1.0392
Gerçek Toplam Varyans	0.8682	1.0477

2004 yılında cinsiyet kategorisine göre çalışanlar arasındaki ücret değişkenliğinin % 41.45'i çalışanların kişisel farklılıklarından kaynaklanırken; 2008 yılında bu oran % 43.97'ye çıkmıştır. Ele alınan her iki yılda da kategorilerin kendi içindeki değişkenliğin ücret değişkenliğine etkisi sınırlı kalmıştır. Cinsiyet kategorileri arasında çalışanların gözlemlenemeyen özelliklerinden kaynaklanan değişkenlikler 2004 yılı için % 53.41 ve 2008 yılı için % 48.34 olmuştur.

5.2.2 Sendikalı - Sendikasız Çalışanlar ve Ücret Farklılıkları

Ücretler üzerinde sendikaların etkisi farklılıklar gösterebilir. Sendikalı çalışanlar arasında ücret farklılıklarını azaltacağı ve sendikasız çalışanlara göre sendikalı çalışanların daha yüksek ortalama ücret kazancı elde edecekleri söylenebilir. Bir ekonomide sendikaların, sendikasız çalışanların ücret kazancı üzerindeki etkisi, genelde iki şekilde görülmektedir. Birincisi, ekonomide sendikalı çalışanlar sınırlıdır. Buna bağlı olarak sendikasız çalışanların sayısı artacaktır. Böylece sendikasız çalışanların emek arzı artacak ve ücretleri düşecektir. Bu etkiye “Yayıma Etkisi” adı verilmektedir. İkinci olarak, firmalar, çalışanlarının sendikasız çalışmasını teşvik edecek ve sendikasız çalışanların ortalama ücretlerini yükseltecektir. Bu etkiye “Tehdit Etkisi” adı verilmektedir.

Tablo 5.12’de sendikalı ve sendikasız çalışanların analiz dönemlerindeki ortalama verileri görülmektedir. 2004 yılında Türkiye’de sendikasız çalışanların ortalama ücretleri, sendikalı çalışanların ortalama ücretlerinin yaklaşık % 61’i kadarken; bu oran 2008 yılında % 58.6’ya gerilemiştir.

2004 yılında sendikalı çalışanların yaklaşık % 70’i 36 yaş ve üzeri çalışanlardan oluşurken; bu oran 2008 yılı için de hemen hemen aynı gerçekleşmiştir. 2004 yılında sendikasız çalışanların yaklaşık % 52’si 35 yaş ve daha düşük yaş grubuna dahil kişilerden oluşurken; sendikasız çalışanlar için 2008 yılında 35 yaş ve altı gruba dahil olanlar için oran % 54 olarak gerçekleşmiştir.

2004 yılında ankete katılan sendikalı çalışanların yaklaşık % 33’ü ön lisans ve daha yüksek eğitime sahip kişilerden oluşurken; bu oran 2008 yılında % 39 olmuştur. 2004 yılında sendikasız çalışanlarda ön lisans ve üzeri eğitime sahip olanların oranı % 15 olurken; bu oran 2008 yılında % 17 olmuştur.

Ele alınan her iki yılda da sendikalı çalışanların neredeyse tamamı kayıtlı çalışmaktadır. Kayıtlı çalışma oranı sendikasız çalışanlarda 2004 yılı için % 61 ve 2008 yılı için % 65 olmuştur. 2004 yılında sendikalı çalışanların % 40’ı çalıştığı iş yerinde üst düzey meslek grubunda çalışırken; bu oran sendikasız çalışanlarda

Tablo 5.12: Sendikalı - Sendikasız Çalışanların Veri Özetleri

	2004				2008			
	Sendikalı		Sendikasız		Sendikalı		Sendikasız	
	N	%	N	%	N	%	N	%
Cinsiyet								
Erkek	483	0.83	3850	0.79	533	0.81	4155	0.75
Kadın	101	0.17	1040	0.21	118	0.19	1375	0.25
Yaş 1. Grup (15-24 Yaş)	18	0.01	935	0.18	14	0.01	1093	0.20
Yaş 2. Grup (25-34 Yaş)	159	0.26	1620	0.33	169	0.26	1867	0.34
Yaş 3. Grup (35-44 Yaş)	265	0.45	1470	0.30	275	0.42	1553	0.28
Yaş 4. Grup (45 Yaş ve Üzeri)	167	0.28	980	0.19	193	0.31	1017	0.18
Medeni Durum								
Evli	533	0.91	3531	0.72	588	0.90	3912	0.70
Bekâr	51	0.09	1359	0.28	63	0.10	1618	0.30
Eğitim Durumu								
Eğitim 1. Düzey	131	0.22	2066	0.42	119	0.18	2111	0.38
Eğitim 2. Düzey	262	0.45	2091	0.43	276	0.43	2455	0.45
Eğitim 3. Düzey	191	0.33	733	0.15	256	0.39	964	0.17
Tecrübe (Ortalama) (Yıl)	12.89		6.92		14.00		6.30	
Sosyal Güvenlik								
Kayıtlı İstihdam	574	0.98	3011	0.61	645	0.99	1927	0.65
Kayıt dışı İstihdam	10	0.02	1879	0.39	6	0.01	3603	0.35
Meslek								
Üst Düzey	231	0.40	997	0.20	296	0.46	1194	0.22
Orta Düzey	242	0.41	2291	0.47	266	0.41	2391	0.43
Alt Düzey	111	0.19	1602	0.33	89	0.13	1945	0.35
Kamuda Çalışanlar	446	0.76	1011	0.20	516	0.79	1006	0.18
Özel Sektörde Çalışanlar	138	0.24	3879	0.80	135	0.21	4524	0.82
Firma Büyüklüğü								
1 - 9 Kişi Çalıştıranlar	44	0.07	2031	0.41	67	0.10	2405	0.43
10 - 24 Kişi Çalıştıranlar	94	0.16	987	0.21	76	0.12	869	0.16
25 - 49 Kişi Çalıştıranlar	81	0.14	539	0.11	92	0.14	536	0.10
50 Kişi ve Üzeri Çalıştıranlar	365	0.63	1333	0.27	416	0.64	1720	0.31
İmalat Sanayi	135	0.23	1396	0.28	116	0.19	1399	0.26
Toptan ve Perakende Sektörü	15	0.02	763	0.16	14	0.02	577	0.10
İnşaat Sektörü	50	0.08	542	0.11	23	0.04	957	0.17
Hizmetler Sektörü	384	0.66	2189	0.45	484	0.75	2549	0.47
Ortalama Yıllık (Logaritmik) Ücretler	9.1313		8.3986		9.3011		8.4749	
Örneklem	584		4890		651		5524	

% 20 olarak gerçekleşmiştir. 2008 yılında üst düzey meslekte çalışanların oranı, sendikali çalışanlar için % 46, sendikasıız çalışanlar için % 22 olmuştur.

Sendikali çalışanların büyük bir çoğunluğu, kamu sektöründe faaliyet göstermektedir. 2004 yılında sendikali çalışanların % 80'i kamu sektöründe faaliyet gösterirken; 2008 yılında bu oran % 79 olmuştur. 2004 yılında sendikasıız çalışanların % 20'si kamu sektöründe çalışırken; 2008 yılında sendikasıızlar için bu oran % 18 olmuştur.

2004 yılında sendikali çalışanların % 63'ü 50 kişi ve daha yüksek düzeyde kişi çalıştıran firmalarda çalışırken; 2008 yılında bu oran sendikali çalışanlar için % 64 olarak gerçekleşmiştir. 2004 yılında sendikasıız çalışanların % 41'i 9 kişi ve daha düşük işçi çalıştıran firmalarda istihdam edilirken; bu oran 2008 yılında % 43 olarak gerçekleşmiştir.

Sendikali çalışanların ağırlıklı olarak hizmetler ve imalat sanayi sektöründe faaliyet gösterdikleri görülmektedir. 2004 yılında sendikali çalışanların % 66'sı hizmetler sektöründe faaliyet gösterirken; % 23'ü imalat sanayi sektöründe faaliyet göstermektedir. 2008 yılında sendikali çalışanlar için bu oranlar sırasıyla % 75 ve % 19 olmuştur. Sendikasıız çalışanların da birinci ve ikinci yoğunluklu sektörü hizmetler ve imalat sanayi sektörleri olurken; inşaat ve toptan - perakendecilik sektörlerinin de çalışanlar için önemli bir istihdam alanı olduğu görülmektedir. Ele alınan her iki yılda da sendikasıız çalışanların inşaat ve toptan - perakende sektörlerindeki istihdam oranı yaklaşık % 27 olarak gerçekleşmiştir.

Tablo 5.13'te, ele alınan her iki yıl için sendikali ve sendikasıız çalışanların regresyon sonuçları görülmektedir. Sendikali çalışanlarda cinsiyet farklılığından kaynaklanan ortalama kazanç farklılığı sınırlı kalırken; sendikasıız çalışanlarda cinsiyet farklılığını ortalama ücret kazançlarına etkisi önemli düzeydedir. 2004 yılında sendikali erkekler, sendikali kadınlardan ortalama olarak % 10.8 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; sendikasıız çalışanlarda bu oran % 35.2 olmuştur. 2008 yılında sendikali çalışan erkekler, kadınlardan ortalama % 13.1 daha yüksek ücret kazancı elde ederken, sendikasıız çalışanlarda bu oran % 52.1 olarak gerçekleşmiştir.

Yaş grupları dikkate alındığında sendikali çalışanlarda, yaş grupları arasındaki ortalama kazanç farklılığı sınırlı kalmaktadır. Birinci yaş grubu (15 - 24 yaş) baz grup olarak ele alındığında, sendikali ve ikinci yaş grubuna (25 - 34 yaş) dahil olan çalışanlar, 2004 yılında temel gruptan ortalama % 16.4 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; 2008 yılında bu oran % 68.2 olmuştur. Sendikasıız çalışanlarda, yaş farklılıklarının ortalama ücret kazancına olan etkisi daha yüksektir. Üçünü yaş

grubuna (35 - 44 yaş) dahil olanlar, 2004 yılında temel gruptan ortalama % 32.3 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; 2008 yılında bu oran % 59.4 olarak gerçekleşmiştir.

Sendikalı çalışanlarda kayıtlı çalışmanın ortalama ücret kazancına etkisi, 2004 yılında anlamlı çıkarken; 2008 yılında anlamlı çıkmamıştır. Sendikasıız çalışanlarda kayıtlı çalışmanın ücretlere etkisi 2004 yılında ortalama % 44.3 olurken; 2008 yılında % 58.9 olmuştur.

2004 ve 2008 yıllarında sendikalı çalışanların meslek düzeylerinin ortalama ücret kazançlarına etkisi, sınırlı kalmıştır. Örneğin, orta düzey meslek grubunda faaliyet gösterenlerin, alt düzey meslek grubunda (temek grup) faaliyet gösterenlerden ortalama ücretleri 2004 yılında % 12.9, 2008 yılında % 12.3 daha yüksek olmuştur. Sendikasıız çalışanların meslek düzeylerinin ortalama ücret farklılıklarına etkisi yüksektir. 2004 yılında üst düzey meslek gruplarında çalışanların baz gruptan (alt düzey meslek grubundan) ortalama olarak % 38.7 daha yüksek ücret kazancı elde ettiği gözlemlenmektedir. Bu oran 2008 yılında % 41.3 olarak gerçekleşmiştir.

Sendikalı çalışanlarda firma büyüklüklerinin ortalama ücret kazançlarına etkisi ölçüldüğünde, 2004 yılında ikinci ve dördüncü firma büyüklüğü düzeyleri; 2008 yılında sadece 50 kişi ve üzeri çalışan bulunan firma büyüklüğü anlamlı sonuçlar vermiştir. Sendikasıız çalışanların çalıştıkları firmaların ortalama ücret kazançlarına etkisi, ele alınan her iki yılda da, firma büyüklüğü ile doğru orantılı bir artış göstermektedir. 2004 yılında katsayı farkları önemli düzeylerde gerçekleşirken; 2008 yılında katsayılardaki değişim, daha ılımlı olmuştur.

Regresyon modelinde son olarak ele alınan değişkenler, sektör kukla değişkenleridir. İmalat sanayi değişkeninin baz grup olarak ele alındığı regresyon analizinde, sendikalı çalışanların sektör kukla değişkenlerinden 2004 yılında hizmetler sektörünün; 2008 yılında da inşaat ve bayındırlık sektörü ile toptan ve perakende sektörlerinin katsayıları anlamlı çıkmıştır. Sendikasıız çalışanlarda, 2004 yılında toptan ve perakende sektöründe çalışanlar, imalat sanayi sektöründe çalışanlara göre ortalama % 11 daha yüksek ücret kazancı elde etmişlerdir. 2008 yılı için sendikasıız çalışanlarda hizmetler sektöründe çalışanların ortalama ücreti, imalat sanayi sektöründe çalışanlardan % 8.5 daha yüksek gerçekleşmiştir.

Tablo 5.14'te Oaxaca - Blinder Üç Aşamalı Ücret Çözümlemesi sonuçları görülmektedir. 2004 yılında sendikalı çalışanlar ile sendikasıız çalışanların ortalama ücret farklılığı % 8.7 olurken; 2008 yılında bu fark % 9.7 olarak gerçekleşmiştir. 2004 yılında ortalama ücret farklılığının % 78'i sendikalı çalışanların donanım farklılığından kaynaklanmaktadır. Donanım etkisinde öne çıkan değişkenler, ka-

Tablo 5.13: Sendikalı - Sendikasız Regresyon Sonuçları

Bağımlı Değişken: Logaritmik Ücretler	2004 Sendikalı	2004 Sendikasız	2008 Sendikalı	2008 Sendikasız
Cinsiyet	0.108** (0.046)	0.352*** (0.026)	0.131*** (0.044)	0.521*** (0.025)
Yaş 2. Grup	0.164** (0.074)	0.287*** (0.033)	0.682*** (0.130)	0.497*** (0.034)
Yaş 3. Grup	0.138** (0.068)	0.323*** (0.035)	0.826*** (0.136)	0.594*** (0.039)
Yaş 4. Grup	0.246*** (0.069)	0.425*** (0.038)	0.779*** (0.144)	0.766*** (0.044)
Evli	0.280*** (0.065)	0.221*** (0.031)	0.201*** (0.063)	0.134*** (0.030)
Eğitim 2. Düzey	0.088** (0.044)	0.117*** (0.025)	0.072 (0.045)	0.050** (0.025)
Eğitim 3. Düzey	0.218*** (0.067)	0.341*** (0.042)	0.188*** (0.057)	0.326*** (0.038)
Tecrübe	0.015*** (0.002)	0.021*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.020*** (0.001)
Kayıtlı	0.634*** (0.139)	0.443*** (0.027)	-0.053 (0.174)	0.589*** (0.026)
Meslek (Orta Düzey)	0.129** (0.046)	0.137*** (0.025)	0.123** (0.051)	0.087*** (0.025)
Meslek (Üst Düzey)	0.112* (0.062)	0.387*** (0.036)	0.142** (0.057)	0.413*** (0.033)
Kamu	0.115* (0.065)	-0.133 (0.035)	0.135** (0.055)	-0.064* (0.035)
Firma 2. Düzey	0.219*** (0.075)	0.184*** (0.029)	0.060 (0.068)	0.162*** (0.031)
Firma 3. Düzey	0.064 (0.077)	0.268*** (0.038)	- 0.036 (0.065)	0.186*** (0.039)
Firma 4. Düzey	0.211*** (0.069)	0.403*** (0.031)	0.119** (0.054)	0.265*** (0.029)
İnşaat ve Bayırlık	0.077 (0.076)	- 0.086** (0.040)	0.168* (0.097)	0.000 (0.040)
Toptan ve Perakende	- 0.082 (0.110)	0.110*** (0.035)	0.266** (0.119)	0.159*** (0.034)
Hizmetler	- 0.194*** (0.064)	0.111*** (0.030)	-0.011 (0.056)	0.085*** (0.030)
Constant	7.431*** (0.150)	6.811*** (0.042)	7.763*** (0.224)	6.612*** (0.070)
Örnekleme	584	4889	651	5524
R ² Değeri	0.369	0.420	0.297	0.460
Breusch-Pagan Testi	27.52 (0.0000)	224.85 (0.0000)	53.73 (0.0000)	319.81 (0.0000)

Standart hatalar parantez içindedir, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tablo 5.14: Sendikalı - Sendikasız Çalışanların Ücret Farklılığının Üç Aşamalı Oaxaca - Blinder Çözümlemesi

	2004	2008
Ham Ücret Farkı	- 0.732	- 0.826
Donanım Etkisi	- 0.571	- 0.388
Katsayı Etkisi	- 0.109	- 0.062
Etkileşim Terimi	- 0.052	- 0.374
Donanım Etkisi*		
Evli	- 0.053	- 0.039
Kayıtlı	- 0.232	0.018
Eğitim 3. Düzey	- 0.038	- 0.041
Tecrübe	- 0.093	- 0.073
Firma Büyüklüğü 4. Düzey	- 0.074	- 0.039
Meslek (Üst Düzey)	- 0.021	- 0.033
Katsayı Etkisi		
Cinsiyet	0.201	0.319
Yaş 3. Grup	0.084	- 0.098
Eğitim 3. Düzey	0.040	0.054
Tecrübe	0.071	0.146
Firma Büyüklüğü 4. Düzey	0.120	0.092
Meslek (Üst Düzey)	0.108	0.123
Sabit Terim	- 0.620	- 1.150
Etkileşim Terimi		
Evli	0.011	0.013
Yaş 3. Grup	- 0.028	0.032
Eğitim 3. Düzey	- 0.021	0.030
Tecrübe	- 0.032	- 0.080
Firma Büyüklüğü 4. Düzey	- 0.067	- 0.047
Meslek (Üst Düzey)	- 0.052	- 0.064

*seçilmiş bazı değişkenlerin sonuçları gösterilmiştir

yıtlı çalışma, tecrübe, firma büyüklüğü ve medeni durum olarak sıralanmaktadır. 2004 yılında sendikalı ve sendikasız çalışanların ücret yapısını yaklaştıran değişkenlerin, firma büyüklüğü, meslek, cinsiyet ve yaş düzeyi olduğu görülmektedir. Diğer bütün değişkenler sabitken, sadece sendikalı olmaktan kaynaklanan ücret farklılığı, 0.620 logaritmik puandır.

Tablo 5.15: Sendikalı Olma Olasılıkları - Probit Modeli Sonuçları

Bağımlı Değişken: Sendikalı (Kukla) Değişkeni	2004	2008
Cinsiyet	0.090 (0.075)	0.185** (0.072)
Yaş 2. Grup	0.150 (0.105)	0.293** (0.138)
Yaş 3. Grup	0.097 (0.102)	0.357** (0.149)
Yaş 4. Grup	0.006 (0.108)	0.131 (0.166)
Evli	0.173** (0.094)	0.125 (0.091)
Eğitim 2. Düzey	0.057 (0.072)	0.073 (0.074)
Eğitim 3. Düzey	0.083 (0.104)	0.015 (0.094)
Tecrübe	0.022*** (0.004)	0.028*** (0.004)
Kayıtlı	0.703*** (0.131)	0.886*** (0.159)
Meslek (Orta Düzey)	0.150** (0.074)	0.453*** (0.080)
Meslek (Üst Düzey)	0.121 (0.093)	0.347*** (0.088)
Kamu	1.130*** (0.093)	1.220*** (0.086)
Firma 2. Düzey	0.095 (0.103)	0.155 (0.103)
Firma 3. Düzey	0.116 (0.112)	0.236** (0.104)
Firma 4. Düzey	0.481*** (0.094)	0.422*** (0.084)
İnşaat ve Bayındırlık	- 0.132 (0.124)	- 0.583*** (0.147)
Toptan ve Perakende	- 0.328** (0.132)	- 0.404*** (0.134)
Hizmetler	- 0.469*** (0.095)	- 0.318*** (0.092)
Sabit Terim	- 2.985*** (0.175)	- 3.731*** (0.217)
Örneklem	5474	6181

Standart hatalar parantez içindedir,***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1

2008 yılında ortalama ücret farklılığının % 40'ı sendikalı çalışanların donanım farklılığından kaynaklanırken; bu farklılıkta etkili değişkenler firma büyüklüğü,

tecrübe, medeni durum ve eğitim düzeyi olarak görülmektedir. 2008 yılında ortalama ücret farklılığının yaklaşık % 50'si etkileşim terimi altında gerçekleşmiştir. Modelde kullanılan değişkenler, hem donanım etkisi ile hem de katsayı etkisi ile birlikte dikkate alındığında, medeni durum ortalama ücretleri birbirine yaklaştırırken; eğitim düzeyi, tecrübe ve firma büyüklüğü gibi değişkenler, ortalama ücret farklılıklarını arttırmaktadır.

Tablo 5.15'te ücret ayrışmasında kullanılacak olan Probit modeli sonuçları görülmektedir. 2004 yılında sendikalı olma olasılığını etkileyen önemli değişkenler, tecrübe düzeyi, kayıtlı çalışma, kamu sektöründe çalışma ve firma büyüklüğüdür. 2008 yılında sendikalı çalışma olasılığını etkileyen önemli değişkenlerse, tecrübe düzeyi, kayıtlı çalışma, kamu sektöründe çalışma, medeni durum ve firma büyüklüğüdür.

Tablo 5.16: Sendikalı - Sendikasız Üç Aşamalı Varyans Çözümlemesi Sonuçları

Probit Analizi	2004	2008
Sendikalı Oranı (Gerçek)	0.1067	0.1053
Sendikalı Oranı (Türetilen)	0.1064	0.1050
Regresyon Analizi		
Artık Terim Varyansı (Sendikalı - σ_m^2)	0.1461	0.1396
Artık Terim Varyansı (Sendikasız - σ_f^2)	0.5055	0.5809
Düzeltilmiş R^2 Değeri (Sendikalı)	0.3425	0.3665
Düzeltilmiş R^2 Değeri (Sendikasız)	0.4308	0.4588
Üç Aşamalı Varyans Çözümlemesi		
Çalışanlar Arası Donanım Değişkenliği	0.3946	0.5046
Kategori İçi Ücret Farkı Değişkenliği	0.0059	0.0089
Çalışanlar Arası Artık Terim Değişkenliği	0.4672	0.5345
Modelin Tahmin Ettiği Toplam Varyans	0.8677	1.0480
Gerçek Toplam Varyans	0.8682	1.0477

Tablo 5.16'da, Üç Aşamalı Varyans Çözümlemesi sonucunda elde edilen sonuçlar gösterilmektedir. 2004 ve 2008 yılında sendikalı çalışanlar arası ücret değişkenliği hemen hemen aynı kalmıştır. Sendikasız çalışanlar arasındaki ücret değişkenliği, 2004 yılında 0.5055 olurken; 2008 yılında 0.5809 olarak gerçekleşmiştir. 2004 yılında çalışanlar arası donanım farklılığından ortaya çıkan ücret değişkenliği, modelin tahmin ettiği toplam değişkenliğin % 45.47'sini oluşturmaktadır. Ele alınan kategoriler içerisindeki ücret değişkenliğinin ücret ayrışmasına etkisi sınırlı kalırken; toplam ücret değişkenliğinin yaklaşık % 48'i açıklanamayan değişkenlerden kaynaklanmaktadır. 2008 yılında çalışanlar arası donanım farklılığından ortaya çıkan ücret değişkenliği, modelin tahmin ettiği toplam değişkenliğin % 48.14'ünü oluşturmaktadır. Yine kategoriler içi değişkenliğin etkisi oldukça sınırlı

çıkarken, modeldeki değişkenliğin % 50'lilik kısmı açıklanamayan değişkenlerden kaynaklanmaktadır.

5.2.3 Özel Sektör - Kamu Sektörü Çalışanları ve Ücret Farklılıkları

Türkiye emek piyasasında kamu-özel sektör ayrımı, 1950'lerden sonra önem kazanmaya başlamıştır. 1950'lerden önce, ekonominin dünya savaşlarının etkisinden kurtarılması için, kamu sektörü öne çıkmıştır. 1980'lerde ihracata dayalı büyüme stratejisi ile birlikte, özel sektör, ekonominin genelinde ağırlık kazanmaya başlamıştır. 1990'lardan sonra, özelleştirmelerin de etkisiyle, özel sektör istihdamda önemli bir yere sahip olmuştur.

1990'larda dış ticaret, milli gelirin % 20-25'i kadarken; 2000'li yılların ortalarından itibaren bu oran, % 70'e kadar çıkmıştır. Dış ticarete yaşanan serbestleşme, özel sektör firmalarını rekabetçi bir ortama itmiştir. Özel sektörde faaliyet gösteren firmalar rekabet gücünü koruyabilmek için, maliyetlerini düşürmeye çalışmışlardır. Türkiye, üretimde kullanılan petrol ve doğalgaz gibi kaynaklarda dışa bağımlı olduğundan, özel sektörde faaliyet gösteren firmalar, maliyetleri düşürmek için en kısa yolu, işçi ücretlerinin (artış oranlarının) düşürülmesi olarak görmüşlerdir. Ancak çalışanların (nispeten) hukuki ve sosyal yönden korunduğu kamu sektöründe, çalışanların (reel olarak) ücret kazançlarının düşürülmesi, daha zordur. Kamu sektörünün dış rekabete kapalı alanlarda faaliyet göstermesi, toplu sözleşme ve sendika gibi nedenlerden dolayı, kamu çalışanlarının (reel) ücret kazançlarında bir azalmanın olması daha zordur.

Kamu - özel sektör ücret kazanç farklılıklarının bir diğer nedeni, iki sektör arasındaki verimlilik ve katma değer farklılıklarıdır. Özel sektörde faaliyet gösteren firmalar, katma değeri (ve kârlılığı) yüksek alanlarda faaliyette bulunmayı tercih ederler. Bu durumda, rekabetçi yapılarını koruyabilmek için, verimliliği yüksek çalışanları istihdam etmeyi tercih edeceklerdir. Bunun bir sonucu olarak, çalışanlarına daha yüksek ücret ödemesinde bulunacaklardır. Kamu sektöründe ise, kâr maksimizasyonundan çok, sosyal fayda ve oy maksimizasyonu kaygıları öne çıkmaktadır. Bu durumda kamu sektöründe verimlilik ve katma değer, ikinci planda kalmaktadır. İki etkiden hangisinin baskın olduğu, yapılacak olan deneysel çalışma ile tespit edilecektir.

Literatürde Türkiye özelinde emek piyasasının çeşitli alt alanları için yapılan birçok uygulama çalışmaları olmasına rağmen, kamu-özel sektör ücret farklılıklarını inceleyen bir çalışma bulunmaktadır. Tansel çalışmasında Oaxaca ücret çözümlemesi yaklaşımını kullanarak kadın ve erkeklerin ücret farklılıklarını, istih-

dam kategorilerini (kamuda ve özel sektörde) dikkate alarak, açıklamaya çalışmıştır. Sonuç olarak, üniversite mezunları haricinde, kamuda çalışan erkeklerin, özel sektörde çalışan erkeklerden daha yüksek ücret kazancı elde ettiklerini vurgulamıştır. Aynı sonuç, kadınlar için de geçerlidir. Bunun da ötesinde, özel sektörde cinsiyete bağlı ücret ayrımcılığının, kamu sektöründen önemli düzeyde fazla olduğunu vurgulamıştır. Ancak eğitimin getirisi, kamu sektöründe, özel sektöre göre, daha sınırlı kalmıştır²³.

Tablo 5.17’de kamu ve özel sektörde çalışanların özet verileri yer almaktadır. 2004 yılında ankete katılan çalışanların % 19.4’ü kamu sektöründe faaliyette bulunurken; bu oran 2008 yılında % 23.4 olarak gerçekleşmiştir. 2004 yılında kamu sektöründe faaliyet gösteren 1457 kişinin % 79’u erkek çalışanlardan oluşmaktadır. 2008 yılında kamu sektöründe erkek oranı % 75 (1147 kişi) olarak gerçekleşmiştir. 2004 yılında özel sektörde faaliyet gösterenlerin % 21’i kadın çalışanlardan oluşurken; bu oran 2008 yılında % 24 olarak gerçekleşmiştir.

2004 yılında kamuda çalışanların % 73’ü 35 yaş ve üzeri gruba dahilken; bu oran % 2008 yılında % 68 olarak gerçekleşmiştir. 2004 ve 2008 yılında özel sektörde çalışanların % 22’si 15-24 yaş aralığında yer alırken; yine aynı yıllarda çalışanların % 43’ü 35 yaş ve üzeri yaş grubunda yer almıştır.

2004 yılında kamuda çalışanların % 91’i (1321 kişi) evliyken; bu oran 2008 yılında % 86 (1311 kişi) olarak gerçekleşmiştir. 2004 ve 2008 yılında özel sektörde çalışanların medeni durum değişkeninin oranı değişmemiştir (evlilerin oranı % 68’dir).

Kamu ve özel sektörde eğitim düzeyleri incelendiğinde, 2004 yılında kamuda çalışanların % 41’inin ön lisans, lisans veya yüksek lisans mezunu olduğu görülmektedir. 2008 yılında yüksek eğitim görenlerin oranı % 47’ye yükselmiştir. 2004 yılında özel sektörde çalışanların % 49’u (1949 kişi) okuma yazma bilmeyen, okuma yazma bilip de diploması olmayan veya ilköğretim mezunu durumundadır. 2008 yılında bu grubun toplam özel sektör çalışanları içerisindeki payı % 43’e gerilemiştir.

Kamu sektöründe çalışanların ortalama tecrübeleri, her iki yılda da, özel sektörde çalışanların ortalama tecrübelerinin iki katından fazladır. 2004 yılında kamuda çalışanların % 30’u; özel sektörde çalışanların % 3 sendikalıdır. 2008 yılında kamuda çalışanların % 34’ü; özel sektörde çalışanların % 3’ü sendikalıdır. 2004 yılında kamuda çalışanların % 70’i 25 ve daha fazla kişi çalıştıran yerlerde is-

²³ Aysıt Tansel, “Public - Private Employment Choice, Wage Differentials and Gender in Turkey”, *Economic Development and Cultural Change*, 53 (2) (2005): 453-477.

Tablo 5.17: Kamu - Özel Sektör Çalışanlarının Özet Verileri

	2004				2008			
	Kamu		Özel		Kamu		Özel	
	N	%	N	%	N	%	N	%
Cinsiyet								
Erkek	1153	0.79	3180	0.79	1147	0.75	3841	0.76
Kadın	304	0.21	837	0.21	375	0.25	1118	0.24
Yaş 1. Grup (15-24 Yaş)	43	0.02	910	0.22	64	0.05	1043	0.22
Yaş 2. Grup (25-34 Yaş)	381	0.25	1398	0.35	413	0.27	1623	0.35
Yaş 3. Grup (35-44 Yaş)	660	0.44	1075	0.26	569	0.37	1259	0.27
Yaş 4. Grup (45 Yaş ve Üzeri)	450	0.29	697	0.17	476	0.31	734	0.16
Medeni Durum								
Evli	1321	0.91	2743	0.68	1311	0.86	3189	0.68
Bekâr	136	0.09	1274	0.32	211	0.14	1470	0.32
Eğitim Durumu								
Eğitim 1. Düzey	248	0.17	1949	0.49	224	0.15	2006	0.43
Eğitim 2. Düzey	615	0.42	1738	0.43	581	0.38	2150	0.46
Eğitim 3. Düzey	594	0.41	330	0.08	717	0.47	503	0.11
Tecrübe (Ortalama) (Yıl)	12.94		5.61		12.95		5.20	
Sosyal Güvenlik								
Kayıtlı İstihdam	1433	0.98	2152	0.52	1456	0.95	2792	0.60
Kayıt dışı İstihdam	24	0.02	1865	0.48	66	0.05	1867	0.40
Meslek								
Üst Düzey	704	0.48	524	0.13	814	0.53	676	0.14
Orta Düzey	431	0.30	2102	0.52	388	0.26	2269	0.49
Alt Düzey	322	0.22	1391	0.35	320	0.21	1714	0.37
Sendikalı Çalışanlar	446	0.30	138	0.04	516	0.34	134	0.03
Sendikasız Çalışanlar	1011	0.70	3879	0.96	1016	0.66	4524	0.97
Firma Büyüklüğü								
1 - 9 Kişi Çalıştıranlar	110	0.07	1965	0.49	193	0.13	2279	0.49
10 - 24 Kişi Çalıştıranlar	329	0.23	752	0.19	223	0.14	722	0.16
25 - 49 Kişi Çalıştıranlar	287	0.20	333	0.08	243	0.16	385	0.08
50 Kişi ve Üzeri Çalıştıranlar	731	0.50	967	0.24	863	0.57	1273	0.27
İmalat Sanayi	74	0.05	1454	0.36	42	0.02	1473	0.32
Toptan ve Perakende Sektörü	6	0.01	772	0.01	9	0.02	962	0.21
İnşaat Sektörü	82	0.05	510	0.13	55	0.04	545	0.12
Hizmetler Sektörü	1295	0.89	1278	0.32	1398	0.93	1635	0.35
Ortalama Yıllık (Logaritmik) Ücretler	9.0561		8.2666		9.1918		8.3564	
Örnekleme	1457		4016		1520		4655	

tihtam edilirken; özel sektörde çalışanların % 68'i 24 ve daha az kişi çalıştıran yerlerde istihdam edilmektedir. 2008 yılında kamuda çalışanların % 73'ü 25 ve daha fazla kişi çalıştıran yerlerde istihdam edilirken; özel sektörde çalışanların % 63'ü 24 ve daha az kişi çalıştıran yerlerde istihdam edilmektedir. Kamuda çalışanların % 89'u 2004 yılında hizmetler sektöründe istihdam edilirken; bu oran 2008 yılında % 93 olmuştur. 2004 yılında özel sektörde çalışanların % 36'sı imalat sanayinde, % 32'si hizmetler sektöründe ve % 13'ü de inşaat sektöründe istihdam edilmektedir. 2008 yılında özel sektörde çalışanların % 35'i hizmetler sektöründe, % 32'si imalat sanayinde ve % 21'i toptan ve perakende sektöründe istihdam edilmektedir.

Tablo 5.18'de kamu ve özel sektör için analiz dönemlerinde elde edilen regresyon sonuçları gösterilmektedir. Ele alınan her iki yılda da, özel sektörde erkeklerin ortalama kazancı, kadınların kazancından oldukça yüksektir. 2004 yılında kamuda çalışan erkekler, kadınlardan ortalama % 12.5 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; bu oran özel sektörde % 40.9 olarak gerçekleşmiştir. 2008 yılında erkekler kamudaki cinsiyete göre ortalama ücret farkı erkekler lehine % 18.5 olurken; özel sektörde % 57.6 olmuştur.

Evli olanların bekâr olanlara göre ortalama ücret kazançları, her iki yılda ve her iki kategoride de yüksektir. Ancak geçen dört yıllık süreçte, medeni durumdan kaynaklanan ortalama ücret kazanç farklılığı azalma eğilimindedir. Kamu sektöründe 3004 yılında tecrübenin ortalama ücret kazancına katkısı her yıl için % 1.6 olurken; özel sektörde bu oran % 2.4 olmuştur. 2008 yılında tecrübenin ortalama ücret kazancına katkısı kamu ve özel sektör için, sırasıyla, % 1.4 ve % 2.3 olarak gerçekleşmiştir.

Kayıtlı çalışmanın ortalama ücret kazancına katkısı, ele alınan her iki kategoride ve her iki yılda da birbirine yakın değerler almıştır. Kamu sektöründe meslek düzeyinin ortalama ücretlere katkısı sınırlı kalırken; özel sektörde meslek düzeyi, ortalama ücretlerde önemli farklılıklar yaratmaktadır. 2004 yılında kamuda üst düzey meslek grubu, temel grup alt düzey meslek grubundan ortalama % 10.3 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; bu oran özel sektörde % 47.6 olarak gerçekleşmiştir.

Kamu sektöründe sendikalı çalışmanın ortalama ücretlere olan etkisi sınırlı kalırken; özel sektörde sendika üyesi olmanın ücretlere olan etkisi, yüksektir. 2008 yılında sendika üyesi kamu çalışanları, sendikasız kamu çalışanlarından ortalama % 6.2 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; özel sektörde bu oran % 16.6 olarak gerçekleşmiştir. Her iki yılda da kamu sektöründe birinci ve ikinci firma büyüklüğü düzeyleri anlamlı çıkmazken; 2004 yılında dördüncü düzey firmada

Tablo 5.18: Kamu-Özel Sektör Regresyon Sonuçları

Bağımlı Değişken: Logaritmik Ücretler	2004 Kamu	2004 Özel	2008 Kamu	2008 Özel
Cinsiyet	0.125** (0.030)	0.409*** (0.031)	0.185*** (0.031)	0.576*** (0.028)
Yaş 2. Grup	0.118** (0.050)	0.284*** (0.037)	0.724*** (0.070)	0.466*** (0.038)
Yaş 3. Grup	0.139*** (0.044)	0.319*** (0.041)	0.853*** (0.075)	0.554*** (0.044)
Yaş 4. Grup	0.172*** (0.046)	0.480*** (0.045)	0.805*** (0.081)	0.807*** (0.049)
Evli	0.244*** (0.043)	0.200*** (0.035)	0.192*** (0.042)	0.129*** (0.034)
Eğitim 2. Düzey	0.163*** (0.035)	0.102*** (0.028)	0.115*** (0.042)	0.050* (0.027)
Eğitim 3. Düzey	0.379*** (0.044)	0.363*** (0.056)	0.351*** (0.046)	0.314*** (0.047)
Tecrübe	0.016*** (0.001)	0.024*** (0.001)	0.014*** (0.002)	0.023*** (0.002)
Kayıtlı	0.585*** (0.096)	0.424*** (0.029)	0.523*** (0.069)	0.595*** (0.029)
Meslek (Orta Düzey)	0.106*** (0.033)	0.140*** (0.029)	0.139*** (0.037)	0.077*** (0.028)
Meslek (Üst Düzey)	0.103*** (0.037)	0.476*** (0.046)	0.231*** (0.037)	0.435*** (0.041)
Sendikalı	0.086*** (0.025)	0.187*** (0.068)	0.062** (0.027)	0.166** (0.071)
Firma 2. Düzey	-0.001 (0.049)	0.206*** (0.033)	-0.005 (0.048)	0.181*** (0.035)
Firma 3. Düzey	0.020 (0.050)	0.283*** (0.047)	0.010 (0.047)	0.211*** (0.046)
Firma 4. Düzey	0.170*** (0.046)	0.410*** (0.037)	0.159** (0.040)	0.263*** (0.033)
İnşaat ve Bayırlık	0.111 (0.070)	- 0.139*** (0.044)	0.016 (0.090)	-0.029 (0.042)
Toptan ve Perakende	0.282 (0.186)	0.101*** (0.038)	0.025 (0.172)	0.150*** (0.036)
Hizmetler	- 0.052 (0.053)	0.107*** (0.034)	-0.087 (0.066)	0.083*** (0.032)
Constant	7.416*** (0.121)	6.759*** (0.047)	7.030*** (0.114)	6.575*** (0.047)
Örneklem	1457	4016	1520	4655
R ² Değeri	0.307	0.380	0.416	0.405
Breusch-Pagan Testi	297.51 (0.0000)	506.29 (0.0000)	794.00 (0.0000)	820.78 (0.0000)

Standart hatalar parantez içindedir, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

çalışanların ortalama ücretleri, birinci düzey firma büyüklüğünde çalışanların ortalama ücretlerinden % 17 daha yüksekken; bu oran 2008 yılında % 15.9 olmuştur. Özel sektörde dördüncü düzey firma büyüklüğünde çalışanlar, birinci düzey firma büyüklüğünde çalışanlardan 2004 yılında % 41, 2008 yılında % 26.3 daha yüksek ücret kazancı elde etmektedirler. Her iki yılda da kamu kategorisinde sektör değişkenleri anlamlı çıkmamıştır. 2004 yılında özel sektörde hizmetler sektöründe çalışanlar, temel grup olan imalat sanayi sektöründe çalışanlardan ortalama % 10.7 daha yüksek ücret kazancı elde ederken; bu fark 2008 yılında % 8.3 olmuştur.

Tablo 5.19: Kamu - Özel Sektör Ücret Farklılığının Üç Aşamalı Oaxaca - Blinder Çözümlemesi

	2004	2008
Ham Ücret Farkı	- 0.789	- 0.835
Donanım Etkisi	- 0.590	- 0.675
Katsayı Etkisi	0.227	0.149
Etkileşim Terimi	- 0.426	- 0.309
Donanım Etkisi*		
Evli	- 0.054	- 0.034
Kayıtlı	- 0.261	-0.187
Eğitim 3. Düzey	- 0.123	- 0.127
Tecrübe	- 0.121	- 0.109
Firma Büyüklüğü 4. Düzey	- 0.044	- 0.046
Meslek (Üst Düzey)	- 0.036	- 0.090
Katsayı Etkisi		
Cinsiyet	0.224	0.294
Yaş 3. Grup	0.081	- 0.112
Eğitim 3. Düzey	- 0.006	- 0.017
Tecrübe	0.101	0.118
Firma Büyüklüğü 4. Düzey	0.120	0.058
Meslek (Üst Düzey)	0.180	0.108
Sabit Terim	- 0.657	- 0.454
Etkileşim Terimi		
Evli	0.009	0.011
Yaş 3. Grup	- 0.033	0.031
Eğitim 3. Düzey	0.005	0.013
Tecrübe	- 0.057	- 0.070
Firma Büyüklüğü 4. Düzey	- 0.062	- 0.030
Meslek (Üst Düzey)	- 0.131	- 0.079

*seçilmiş bazı değişkenlerin sonuçları gösterilmiştir

Tablo 5.19'da kamu-özel sektör üç aşamalı ücret çözümlemesi sonuçları görülmektedir. 2004 yılında kamu sektöründe çalışanların ortalama ücretleri, özel sektörde çalışanların ortalama ücretlerinden % 9.5 daha fazlayken; 2008 yılında bu fark % 9.9'a çıkmıştır. 2004 yılında ortalama ücret farklılıklarının önemli bir bölümü,

alışanların donanım farklılıklarından kaynaklanmaktadır. Ancak önemli bir nokta, özel sektörde donanımların getirisi (kategori yapı farkı) daha fazladır. Bunun bir sonucu olarak katsayı etkisi pozitif çıkmaktadır. 2004 yılında katsayı etkisinin içeriğı incelendiğinde, eğitim düzeyi ve sabit terim haricinde diğer değışkenlerin, özel sektör yapısı altında getirileri, kamu sektöründen daha yüksektir.

Tablo 5.20: Kamuda Çalışma Olasılıkları - Probit Modeli Sonuçları

Bağımlı Değışken: Kamu (Kukla) Değışkeni	2004	2008
Cinsiyet	- 0.086 (0.081)	- 0.066 (0.067)
Yaş 2. Grup	0.168 (0.110)	0.103 (0.106)
Yaş 3. Grup	0.261** (0.108)	0.178 (0.118)
Yaş 4. Grup	0.254*** (0.113)	0.321*** (0.131)
Evli	0.424*** (0.094)	0.242*** (0.081)
Eğitim 2. Düzey	0.391*** (0.076)	0.271*** (0.070)
Eğitim 3. Düzey	0.585*** (0.108)	0.589*** (0.089)
Tecrübe	0.060*** (0.004)	0.055*** (0.004)
Kayıtlı	1.375*** (0.111)	0.824*** (0.086)
Meslek (Orta Düzey)	- 0.177*** (0.076)	- 0.102 (0.069)
Meslek (Üst Düzey)	0.320*** (0.093)	0.448*** (0.076)
Sendikalı	1.060*** (0.094)	1.253*** (0.088)
Firma 2. Düzey	0.806*** (0.094)	0.516*** (0.086)
Firma 3. Düzey	1.212*** (0.108)	0.747*** (0.096)
Firma 4. Düzey	1.201*** (0.090)	0.925*** (0.072)
İnsaat ve Bayındırlık	1.240*** (0.129)	1.083*** (0.129)
Toptan ve Perakende	- 0.406** (0.212)	- 0.022 (0.175)
Hizmetler	2.038*** (0.086)	2.070*** (0.194)
Sabit Terim	- 5.417*** (0.185)	- 4.691*** (0.162)
Örnekleme	5474	6181

Standart hatalar parantez içindedir, ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

2008 yılında kamu-özel sektör ortalama ücret farklılığında, donanım etkisinin payı artmış, katsayı etkisinin payı azalmıştır. Eğitim düzeyi, meslek ve firma

büyüklüğü, donanım etkisinde kamuda çalışanlar lehine donanım farkı yaratan değişkenlerdir. 2008 yılında katsayı etkisi altında erkek olmanın, firma büyüklüğünün ve tecrübenin getirisi, özel sektörde daha yüksektir.

Tablo 5.20’de üç aşamalı varyans çözümlemesi için gerekli olan probit modeli olasılık sonuçları görülmektedir. Ücret ayrışmasının tespit edilmesinde temel grup olarak kamuda çalışma alınmış ve kamuda çalışma olasılığını, ele alınan değişkenlerin nasıl etkilediği Tablo 5.20’de gösterilmiştir. 2004 yılında kamuda çalışma olasılığını etkileyen önemli değişkenler, eğitim düzeyi, tecrübe, kayıtlı çalışma, firma büyüklüğü ve çalışılan sektördür. 2008 yılında kamuda çalışma olasılığını etkileyen değişkenlerden sendikalı olma, firma büyüklüğü, eğitim düzeyi ve çalışılan sektörler öne çıkmaktadır.

Tablo 5.21: Kamu-Özel Sektör Üç Aşamalı Varyans Çözümlemesi Sonuçları

Probit Analizi	2004	2008
Kamuda Çalışan Oranı (Gerçek)	0.2661	0.2462
Kamuda Çalışan (Türetilen)	0.2676	0.2465
Regresyon Analizi		
Artık Terim Varyansı (Kamu - σ_m^2)	0.1908	0.2303
Artık Terim Varyansı (Özel - σ_f^2)	0.5718	0.6294
Düzeltilmiş R^2 Değeri (Kamu)	0.2986	0.4096
Düzeltilmiş R^2 Değeri (Özel)	0.3776	0.4229
Üç Aşamalı Varyans Çözümlemesi		
Çalışanlar Arası Donanım Değişkenliği	0.3937	0.5137
Kategori İçi Ücret Farkı Değişkenliği	0.0042	0.0046
Çalışanlar Arası Artık Terim Değişkenliği	0.4698	0.5310
Modelin Tahmin Ettiği Toplam Varyans	0.8677	1.0493
Gerçek Toplam Varyans	0.8682	1.0477

Tablo 5.21’de kamu-özel sektör için yapılan ücret ayrışması çalışmasının sonuçları görülmektedir. Geçen dört yıllık süreçte, gerek kamuda gerekse özel sektörde, ücretlerin değişkenliğinde bir artış gözlemlenmektedir. 2004 yılında toplam tahmin edilen ücret değişkenliğinin % 45.37’si çalışanların donanım değişkenliği tarafından açıklanırken; bu oran 2008 yılında % 48.95’e yükselmiştir. Her iki yılda da toplam varyansın yaklaşık yarısı, hata terimlerindeki değişkenlikten kaynaklanmaktadır. Kategori içi ücret değişkenliğinin toplam ücret değişkenliğine etkisi, cinsiyet ve sendika modellerinde olduğu gibi, çok sınırlı kalmıştır.

BÖLÜM 6

SONUÇ

Yapılan bu çalışmayla, 2000'li yıllar sonrasında Türkiye emek piyasasında yaşanan gelişmeler ve değişimler incelenmiştir. Emek piyasasına dair analizler yapılırken, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından hazırlanan Hanehalkı Bütçe Anketlerinden yararlanılmıştır. 2002 yılına kadar yapılmayan hanehalkı bütçe anketi, 2003 yılından itibaren sağlıklı bir şekilde yapılmaya başlanmıştır. Ancak 2003 yılı örneklem büyüklüğü ile 2004 yılı ve sonrası örneklem büyüklüğü farklı olduğundan, yapılan analizlerde 2004 yılı ve sonrası anket verileri kullanılmıştır.

Çalışma yapılırken mikro veriler kullanılmasına rağmen, Türkiye ekonomisindeki ve emek piyasasındaki makro değişimler de göz ardı edilmemiştir. Mikro verilerden elde edilen sonuçlar, makro düzeydeki gelişmeler de dikkate alınarak yorumlanmıştır. Ancak yapılan analizler yapısal olmadığından, hangi gelişmenin ne düzeyde emek piyasasına etkide bulunduğu tespit edilememiştir.

Çalışmada ilk olarak erkekler ve kadınlar arasındaki ücret farklılıkları ele alınmıştır. Ele alınan her iki yılda da erkek çalışanların ortalama ücretleri, kadınların ortalama ücretlerinden yüksek çıkmıştır. Geçen dört yıllık süreçte kadın ve erkekler arasındaki ortalama ücret farkı artmıştır. Her iki yıldaki örneklemlerin ortalama değerlerine bakıldığında, çalışan erkeklerin, kadınlara göre, ortalama yaşının, tecrübesinin, evlilik düzeyinin, kayıtlı çalışma ve sendikalılık oranının daha yüksek olduğu görülmektedir. Kadın/erkek cinsiyet kuklası kullanılarak regresyon analizi yapıldığında 2004 yılında katsayısı 0.330 çıkarken; 2008 yılında 0.410 çıkmaktadır. Kadın çalışanların dikkat çeken özellikleri, erkeklere göre daha yüksek ortalama eğitim düzeyine sahip olmaları ve ağırlıklı olarak hizmetler sektöründe faaliyet göstermeleridir. Yapılan üç aşamalı Oaxaca-Blinder çözümlemesi sonucunda, kadın ve erkeklerin ortalama ücret farklılıklarının önemli bir kısmının katsayı etkisinden kaynaklandığı görülmektedir. Diğer bir ifadeyle, çalışanların yaş düzeyleri ve tecrübeleri arttıkça, bu değişkenlerin getirisi, erkekler için daha yüksek olmaktadır. Bunun yanında eğitim düzeyi ve kayıtlı çalışma değişkenlerinin getirisi, ortalama olarak, kadınlar için daha yüksek olmaktadır.

Erkekler ve kadınlar arasındaki üç aşamalı varyans çözümlemesi incelendiğinde, ele alınan her iki yılda da kadınların ücret değişkenliğinin daha yüksek olduğu görülmektedir. Ücret değişkenliklerinin yaklaşık %50'si çalışanların kişisel özelliklerinden kaynaklanırken; diğer % 50'lik kısmı, gözlemlenemeyen özelliklerden kaynaklanmaktadır.

Çalışmada ikinci olarak, sendikalı ve sendikasız çalışmanın ortalama ücret farklılıklarına etkisi ele alınmıştır. Ele alınan her iki yılda da sendikalı çalışanların, sendikasız çalışanlara göre, daha yüksek yaş ortalamasına, eğitim ve meslek düzeyine, kayıtlı çalışma oranına ve tecrübeye sahip oldukları görülmektedir. Geçen dört yıllık süreçte, ortalama ücret farklılıkları, sendikalılar lehine artmıştır. Sendikalı çalışma regresyon analizine kukla değişken olarak dahil edildiğinde 2004 yılında katsayısı 0.093 ve 2008 yılında katsayısı 0.130 olarak elde edilmiştir. Ortalama ücret farklılıklarını etkileyen değişkenler Oaxaca-Blinder çözümlemesi ile incelendiğinde, donanım etkisinin ortalama ücret farklılıklarının önemli bir kısmını açıkladığı görülmektedir. Daha yüksek yaş düzeyinin, eğitim düzeyinin ve tecrübenin sendikalı olarak kazancı, sendikasız çalışmaya göre daha yüksektir. Ücret değişkenlikleri incelendiğinde, beklentilere paralel olarak, sendikalı çalışanların ücret dağılımları daha ortalamaya yakınken; sendikasız çalışanlarda ücretlerin değişkenliği, oldukça yüksektir. 2004 yılında sendikalı ve sendikasız çalışanlar arası ücret değişkenliğinin % 40'ı donanım farklılıklarından kaynaklanırken; 2008 yılında donanım farklılıklarının ve gözlemlenemeyen değişkenlerin ücret değişkenliklerine etkisi, birbirine yakındır.

Çalışmanın uygulama kısmında son olarak, kamu ve özel sektör arasındaki ortalama ücret farklılıkları ele alınmıştır. Ele alınan her iki yılda da kamuda çalışanların yaş düzeyleri, eğitim düzeyleri, tecrübeleri, kayıtlı çalışma oranları ve sendikaya üye olma oranları, özel sektörde çalışanlardan daha yüksektir. Bir diğer önemli farklılık, kamuda çalışanların her iki yılda da yaklaşık % 90'ının hizmetler sektöründe çalışmasıdır. Geçen dört yıllık süreçte, ortalama ücret farklılıkları, kamuda çalışanlar lehine artarken, bu artışta donanım etkisi önemli bir rol oynamaktadır. Regresyon modelinde her iki yıl için de kamu/özel sektör kukla değişkeni anlamsız çıkmıştır. Kamu-özel ortalama ücret farklılıkları incelenirken aynı eğitim düzeyine sahip olanlardan kamuda çalışan, sadece kamuda çalıştığı için daha yüksek ücret kazancı elde ederken; daha yüksek eğitim düzeyine sahip olmanın getirisi özel sektörde, kamu sektörüne göre, daha yüksektir. Ele alınan her iki yılda da özel sektördeki ücret dağılımları daha yayık olurken; ücret değişkenliklerini donanım farklılıkları ve gözlemlenemeyen değişkenler, birbirine yakın düzeyde etkilemiştir. Kategori içerisindeki ücret farklılıklarının ücret dağılımlarına etkisi, oldukça sınırlı kalmıştır.

Mikro verilerle çalışılarak ücret denklemi tahminleri yapıldığında, bazı sorunlarla karşılaşilmektedir. Ölçüm hataları, göz ardı edilen değişken sapması ve kategorinin yanlış sınıflandırılması gibi sorunlar yaşanmaktadır. Ücret denklemindeki bağımsız değişkenler, çalışanların bütün özelliklerini içermemektedir. Gözlemlenemeyen bireysel özellikler, EKK yönteminde hata terimlerinin içerisinde yer alır ve muhtemelen kategori değişkeni ile ilişkili olduğundan, katsayılar da sapmalar yaratır.

Çalışanları kategorilere ayırarak ortalama ücret farklılıklarının EKK ile tahmin edilmesinde sıkça karşılaşılan sorun, “Seçim Sapması” sorunudur. Şayet çalışanların herhangi bir kategoride olma kararları, gözlemlenemeyen değişkenlerden etkileniyorsa, “seçim sapması” sorunu ortaya çıkacaktır. Örneğin düşük yetenekli çalışanlar, iş garantisi sağlamak adına, sendikalara üye oluyorsa ve sendikaya üye olmayan çalışanların yetenekleri, ortalama olarak sendikalı çalışanlardan daha yüksekse; EKK tahmincileri, olması gerekenden daha düşük katsayılar tahmin edeceklerdir.

“Seçim sapması” sorununu çözmek için, literatürde iki temel yol tavsiye edilmektedir. İlk olarak, regresyon denklemi ile birlikte kategoriye dahil olma denkleminin de analize dahil edilmesidir. Böylece bir eş anlı denklem sistemi kurulacaktır. Ancak bu şekilde bir denklem sistemi kurgulanmasının da bazı sakıncaları olacaktır. Ücret denkleminin ve kategori tercih denkleminin hata terimleri için güçlü varsayımlar yapılmalıdır. Örneğin iki aşamalı tahmin yöntemlerinde, ücret fonksiyonu ile sendikalı statüsünü belirleyen fonksiyonların birlikte normal dağılımlı hata terimlerine sahip oldukları varsayılır. Ancak bu varsayım, çoğu çalışmada farklı fonksiyonel formlar almaktadır. Bunun da ötesinde, eş anlı denklem modelinin önemli varsayımlarından biri olan, kategori statüsünü belirleyen değişkenlerin, ücret denklemini doğrudan etkilemediği varsayımı, test edilememektedir.

“Seçim sapması” sorununu çözmek için ikinci yol, çalışanların hem sendikalı çalışmalarının hem de sendikasız çalışmalarının takip edilmesidir. Şayet bir çalışanın hem sendikalı durumda hem de sendikasız durumda elde ettiği ücret kazancı gözlemlenebilirse; bu durumda iki ücret düzeyi arasındaki fark, sendika ücret farkı olacaktır. Ancak bu yaklaşımında güçlü varsayımı, kategori değişiminin gözlemlenemeyen özelliklere bağlı olmadığıdır. Başka bir sorun, panel veri analizinde sadece kategorideki değişimin ücretlere etkisi ele alınırken; sabit etkili modelden dolayı, ücret kazancını etkileyen diğer önemli değişkenler göz ardı edilmek zorundadır. Örneğin bireyin eğitim düzeyi, medeni durumu, çalıştığı firmanın büyüklüğü ve mesleği, zaman içerisinde değişim gösteren değişkenler

değildir. Dolayısıyla sabit etkili model ile analiz yapıldığında, ücretlere etkisi önemli düzeyde olan bu değişkenler, göz ardı edilecektir. Bununla birlikte, çalışanları uzun süreli iş hayatında takip eden panel çalışmalarının yapılmasının oldukça zor olmasıdır. Genelde panel verileri en fazla beş yıllık süre için yapılmakta veya aralıklarla iki-üç kez tekrarlanmaktadır.

Mikro verilerle yapılan analizlerde karşılaşılan bir diğer sorun, değişken varyans sorunudur. Şayet ücretlerin dağılımı, eğitim düzeyindeki değişimlerle birlikte değişim gösteriyorsa, EKK tahmincileri etkinliğini kaybedecektir. Bağımlı değişken olan ücretlerin logaritması alınarak normal dağılıma yakınsaması sağlansa bile, EKK yönteminden daha etkin yöntemlerle tahmin yapılabilir. Özellikle değişken varyans sorunu olan verilerde tercih edilen yöntem, "Dilim (Quantile) Regresyon" yöntemidir. Dilim regresyon yöntemiyle, gelirin çeşitli yüzdelik dilimleri için katsayılar, ayrı ayrı tahmin edilebilmektedir.

KAYNAKÇA

- Abowd, John M., Francis Kramarz. "Inter-industry and Firm-size Wage Differentials: New Evidence from Linked Employer-Employee Data". **Center for Economic Research**. Working Papers, (2000).
- Abowd, John, F. Kramarz, D. Margolis. "High Wage Workers and High Wage Firms". **Econometrica**. c. 67(2) (1999): 251-333.
- Acemoglu, D, R. Shimer. "Wage and Technology Dispersion". **The Review of Economic Studies**. c. 67(233) (2000): 585 – 608.
- Addison, John, Ralph W. Bailey, Stanley Siebert. "Wage Dispersion in a Partially Labor Force". **IZA Discussion Paper Series**. No: 4202, (2009).
- Anker, Richard. "Theories of Occupational Segregation by Sex: An Overview". **International Labor Review**. c. 136(3) (1997): 315–339.
- Arbache, Jorge S. "Do Unions Always Decrease Wage Dispersion? The Case of Brazilian Manufacturing". **Journal of Labor Research**. c. 20(3) (1999): 425-436.
- Baslevnt, C., Ömer Onaran. "The Effect of Export-Oriented Growth on Female Labor Market Outcomes in Turkey", **World Development**, c. 2(8) (2004): 1375-1393.
- Bertola, Guiseppe, Pietro Garibaldi. "Wages and The Size of Firms in Dynamic Matching Models". **Review of Economic Dynamics**. c. 4 (2001): 335–368.
- Blanchflower, David G. , Alex Bryson. "Changes Over Time in Union Relative Wage Effect in the UK and US Revisited". **NBER Working Paper**. No: 9395 (2002).
- Blinder, Alan. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates". **The Journal of Human Resources**. c. 8(4) (1973): 437 - 455.
- Booth, Alison L. **The Economics of the Trade Union**. New York: Cambridge University Press, 1995.
- Bowlus, A. J., N. M. Kiefer, G. R. Neumann. "Estimation of Equilibrium Wage Distribution with Heterogeneity". **Journal of Applied Econometrics**. c. 10(2) (1995): 119 – 131.
- Bratsberg, Bernt, J. E. Ragan. "Have Unions Impeded Growing Wage Dispersion Among Young Workers'?" **Journal of Labor Research**. c.18(4) (1997): 593-612.
- Brook, K. "Trade Union Membership: An Analysis of Data from the Autumn 2001 LFS". **Labour Market Trends**. c. 110(7) (2002): 343-354.

- Bulow, Jeremy, John. D. Geanakoplos, Paul D. Klemperer. "Multimarket Oligopoly: Strategic Substitutes and Complements". **The Journal of Political Economy**. c. 93(3) (1985): 488–511.
- Bulow, Jeremy, Lawrence Summers. "A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment". **Journal of Labor Economics**. c. 4 (1986): 376-414.
- Cahuc, Pierre, Andre Zilberberg. **Labor Economics**. Cambridge: MIT Press, 2004.
- Card, David. "The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis". **Econometrica**. c. 64 (4) (1996): 957 – 999.
- Card, David. "The Effects of Unions on the Wage Inequality in the United States". **Industrial Labor Relation Review**. c. 54(2) (2001): 329 – 348.
- Card, David, Thomas Lemieux, Craig Riddell. "Unions and Wage Structure" **International Handbook of Trade Unions**. eds: John T. Addison, Claus Schnabel. (İngiltere: Edward Elgar Basımevi, 2003): 246 – 292.
- Davidson, Russell, James G. MacKinnon. **Econometric Theory and Methods**. Oxford: Oxford University Press, 2003.
- Dayıoğlu, Meltem, Zehra Kasnakoğlu. "Kentsel Kesimde Kadın ve Erkeklerin İşgücüne Katılımları ve Kazanc Farklılıkları". **METU Studies**. c. 24(3) (1997): 329-361.
- Deaton, Angus. **The Analysis of Household Surveys**. Londra: The Johns Hopkins University Press, 1997.
- Dinardo John, Nicole M. Fortin, Thomas Lemieux. "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973 – 1992: A Semiparametric Approach". **Econometrica**, c. 64 (5) (1996): 1001 – 1044.
- Doms, M., T. Dunne, K. R. Troske. "Workers, Wages and Technology". **Quarterly Journal of Economics**. c. 112 (1997): 252 – 290.
- Fairris, David. "Unions and Wage Inequality in Mexico". **Industrial and Labor Relations Review**. c. 56 (3) (2003): 481– 497.
- Farber, Henry S. "Notes on the Economics of Labor Unions". **Industrial Relations Working Paper**. Princeton Üniversitesi: No: 452 (2001).
- Farber, H. S., B. Western. "Accounting for the Decline of Unions in the Private Sector, 1973-1998". **Journal of Labor Research**. c.22(3) (2001): 459-486.
- Forth, J., N. Millward. "Union Effects on Pay Levels in Britain". **Labour Economics**. c. 9(4) (2001): 547-562.
- Freeman, Richard B. "Unionism and The Dispersion of Wages". **Industrial and Labor Relations Review**. c. 34(1) (1980): 3 – 23.

- Gibbons, Robert, Lawrence Katz. "Does Unmeasured Ability Explain Inter – Industry Wage Differentials?". **Review of Economics Studies**. c. 59 (1992): 515–535.
- Goux, Dominique, Eric Maurin. "Persistence of Interindustry Wage Differentials: A Reexamination Using Match Worker - Firm Panel Data". **Journal of Labor Economics**. c. 17 (3) (1999): 492 – 533.
- Grant, D. "A Comparison of the Cyclical Behavior of Union and Nonunion Wages in the United States". **Journal of Human Resources**. c. 36(1) (2001): 31-57.
- Hildreth, A. K. G. "Union Wage Differentials for Covered Members and Non-Members in Great Britain". **Journal of Labor Research**. c. 21(1) (2000): 133-147.
- Idson T. L., Daniel J. Feaster. "A Selectivity Model of Employer – Size Wage Differentials". **Journal of Labor Economics**, c. 8 (1) (1990): 99 – 122.
- İlkkaracan, İpek, Raziye Selim. "The Gender Wage Gap in The Turkey labor Market". **Review of Labour Economics and Industrial Relations**. c. 21(3) (2007): 563 - 593.
- Jonston, Jack, John DiNardo. **Econometric Methods**. New York: McGraw – Hill Company, 1997.
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy, Brooks Pierce. "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill." **Journal of Political Economy**, c. 101(3) (1993): 410 – 442.
- Kahn, Lawrence M. "Wage Inequality, Collective Bargaining and Relative Employment from 1985 to 1994: Evidence from Fifteen OECD Countries". **The Review of Economics and Statistics**. c. 82 (4) (2000): 564–579.
- Kaufman, B.E. "Models of Union Wage Determination: What Have We Learned Since Dunlop and Ross?". **Industrial Relations**. c. 41(1) (2002): 110-158.
- McConnell, Campbell R., Stanley L. Brue, David A. Macpherson. **Contemporary Labor Economics**. Singapur: Irwin/McGraw-Hill Şirketi, 1999.
- Montgomery, D. James. "Equilibrium Wage Dispersion and Inter Industry Wage Differentials". **Quarterly Journal of Economics**. c. 106 (1991): 163–179.
- Mortensen, Dale. **Wage Dispersion: Why Are Similar Workers Paid Differently?**. Cambridge: MIT Press, 2003.
- Mortensen, Dale, Christopher Pissarides. "New Developments in Models of Search in Labor Market". **Handbook of Labor Economics**. ed. Orley Ashenfelter, David Card. New York: Elsevier, 1999: 2567–2627.
- Moulton, Brent. "An Illustration of a Pitfall in Estimating The Effects of Aggregate Variables on Micro Units". **Review of Economics and Statistics**. c. 72 (1990): 334 – 338.

- Oaxaca, Ronald L. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, **International Economic Review**. c. 9 (1973): 693 – 709.
- Oaxaca, Ronald L., Michael R. Ransom, "Identification in Detailed Wage Decomposition". **The Review of Economics and Statistics**. c. 81 (1), (1999): 154 - 157.
- Oi, Walter, Todd Idson. "Firm Size and Wages". **Handbook of Labor Economics**. ed. Orley Ashenfelter, David Card. New York: Elsevier, 1999: 2166–2214.
- Onaran, Ömer. "Measuring Wage Flexibility: The Case of Turkey before and after Structural Adjustment", **Applied Economics**, c. 34 (6) . (2002): 767-781.
- Postel – Vinay F., J. M. Robin. "Equilibrium Wage Dispersion with Worker and Employer Heterogeneity". **Econometrica**. c. 70(6) (2002): 2295 – 2350.
- Rao, Poduri S.R.S. **Sampling Methodologies with Application**. New York: Chapman - Hall/CRC, 2000.
- Rycx, Francois, Ilan Tojerow. "Can Rent Sharing Explain the Belgian Gender Wage Gap?". **Structural Models of Wage and Employment Dynamics**. eds: Henning Bunzel, B. Christensen, G. R. Neumann, Jean - Marc Robin, (Hollanda: Elsevier, 2006): 413–431.
- Schumacher, E. J. "What Explains Wage Differences between Union Members and Covered Non-Members?". **Southern Economic Journal**. c. 65(3) (1999): 493-512.
- Shimer, R., L. Smith. "Assortative Matching and Search". **Econometrica**. c. 68 (2) (2000): 371 – 398
- Swaffield, J. K. "Does Measurement Error Bias Fixed-Effects Estimates of the Union Wage Effect?". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. c. 63(4) (2001): 437-457.
- Tansel, Aysit. "Public - Private Employment Choice, Wage Differentials and Gender in Turkey". **Economic Development and Cultural Change**. c. 53 (2) (2005): 453-477.
- Tansel, Aysit, Mehmet Tasci. "Determinants of Unemployment Duration for Men and Women in Turkey", **IZA Discussion Paper Series**. No: 1258, (2004).
- Tasci, Mehmet, Aysit Tansel. "Unemployment and Transitions in the Turkish Labor Market: Evidence from Individual Level Data", **IZA Discussion Paper Series**. No: 1663, (2005).
- Troske, Kenneth R. "Evidence on the Employer Size - Wage Premium from Worker - Establishment Matched Data". **The Review of Economics and Statistics**. c. 81 (1) (1999): 15 - 26.

ÖZGEÇMİŞ

1977 yılında Hollanda'nın Rotterdam şehrinde doğan Sayın San, ilköğretim ve lise eğitimini Kocaeli'nin Gölcük ilçesinde tamamlamıştır. 1995–1997 yılları arasında Kocaeli Üniversitesi Kullar Meslek Yüksek Okulu'nda İşletmecilik bölümünü bitirmiş, 1998 yılında Sakarya Üniversitesi İ.İ.B.F. Uluslararası İlişkiler bölümünü kazanmıştır. 2000 yılında aynı üniversitenin İktisat bölümünde çift anadal programı eğitimine başlayan Sayın San, her iki bölümü de 2003 yılında bitirmiştir. 2003–2005 yılları arasında Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Yüksek Lisans programını bitirmiş ve aynı enstitünün İktisat doktora programına 2005 yılında başlamıştır. 2004 yılında Kafkas Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat bölümünde araştırma görevlisi görevine başlamış ve halen araştırma görevlisi vazifesini 2547 sayılı kanunun 35. maddesi uyarınca Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsünde devam ettirmektedir. Sayın San, evli ve bir kız çocuğu babasıdır.