

**T.C.
DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ PROGRAMI
DOKTORA TEZİ**

**PANEL VERİ KESİKLİ TERCİH MODELLERİ İLE
TÜRKİYE'DE İŞGÜCÜNE KATILIM KARARININ
ANALİZİ**

Canan GÜNEŞ

Danışman

Prof.Dr. Şenay ÜÇDOĞRUK BİRECİKLİ

İZMİR – 2017

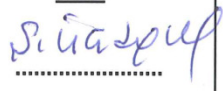
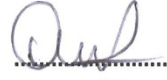
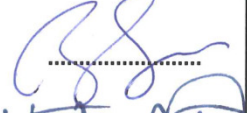
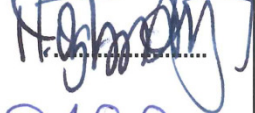
DOKTORA
TEZ ONAY SAYFASI

Üniversite : Dokuz Eylül Üniversitesi
Enstitü : Sosyal Bilimler Enstitüsü
Adı ve Soyadı : CANAN GÜNEŞ
Öğrenci No : 2010800639
Tez Başlığı : Panel Veri Kesikli Tercih Modelleri İle Türkiye'de İşgücüne Katılım Kararının Analizi

Savunma Tarihi : 17/08/2017

Danışmanı : Prof.Dr.Şenay ÜÇDOĞRUK BİRECİKLI

JÜRİ ÜYELERİ

<u>Ünvanı, Adı, Soyadı</u>	<u>Üniversitesi</u>	<u>İmza</u>
Prof.Dr.Şenay ÜÇDOĞRUK BİRECİKLI	- Dokuz Eylül Üniversitesi	
Yrd.Doç.Dr.Özlem KİREN GÜRLER	- Dokuz Eylül Üniversitesi	
Doç.Dr.Burcu KÜMBÜL GÜLER	- Dokuz Eylül Üniversitesi	
Prof.Dr.Nasuh Oğuzhan ALTAY	- Ege Üniversitesi	
Prof.Dr.Ertuğrul DELİKTAŞ	- İzmir Katip Çelebi Üniversitesi	

CANAN GÜNEŞ tarafından hazırlanmış ve sunulmuş olan bu tez savunmada başarılı bulunarak oy birliği (X) / oy çokluğu () ile kabul edilmiştir.

Prof. Dr. M. Banu DURUKAN SALI
Müdür

YEMİN METNİ

Doktora Tezi olarak sunduđum “**Panel Veri Kesikli Tercih Modelleri ile Türkiye'de İřgücüne Katılım Kararının Analizi**” adlı alıřmanın, tarafımdan, akademik kurallara ve etik deđerlere uygun olarak yazıldıđını ve yararlandıđım eserlerin kaynakada gsterilenlerden oluřtuđunu, bunlara atıf yapılarak yararlanılmıř olduđunu belirtir ve bunu onurumla dođrularım.

.../.../ 2017

Canan GÜNEř

ÖZET
Doktora Tezi
Panel Veri Kesikli Tercih Modelleri ile
Türkiye'de İşgücüne Katılım Kararının Analizi
Canan GÜNEŞ

Dokuz Eylül Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Ekonometri Anabilim Dalı
Ekonometri Programı

Çalışmada panel veri kesikli tercih modelleri ve tahminleme yöntemleri anlatılmaktadır. Çalışmanın amacı 2007-2010 yıllarında çalışma çağındaki bireylerin işgücüne katılım kararları üzerinde etkili olan sosyo-ekonomik ve demografik etmenleri panel veri kesikli tercih modelleriyle incelemektir. Bireylerin işgücüne katılım kararlarında 2008 finans krizinin yarattığı etkinin incelenmesi amacıyla Türkiye İstatistik Kurumu'nun 2007-2010 Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması Panel Veri Seti kullanılmaktadır. Türkiye'de kadınların işgücüne katılımının düşük olması nedeniyle kadın ve erkekler için ayrı modeller tahmin edilmekte ve karşılaştırma yapılabilmesi sağlanmaktadır.

İşgücüne katılım kararının analizi üç aşamada uygulanmaktadır. Birinci aşamada Tesadüfi Etkiler Panel Logit Modeli ile işgücüne katılım kararının belirleyicileri En Yüksek Olabilirlik yöntemi ve Gauss kareselleştirmesi kullanılarak tahmin edilmektedir. İkinci aşamada, işgücüne katılımın istihdam ve işsiz ayrımı dikkate alınarak Tesadüfi Etkiler Multinomial Logit Modeli ile işgücü durumu değişkeni üzerinde açıklayıcı değişkenlerin etkileri ortaya koyulmaktadır. Tesadüfi Etkiler Multinomial Logit modeli Benzetimli En Yüksek Olabilirlik yöntemi ve Markov Zinciri Monte Carlo simülasyonu ile tahmin edilmektedir. Son aşamada ise her bir işgücü durumundan diğer durumlara geçişler ve geçişlerin belirleyicilerini incelemek amacıyla üç işgücü durumu (işgücüne dahil olmayan, istihdamda ve işsiz) arasındaki hareketlilik, Geçiş Matrisleri ile elde edilmekte ve geçişler

üzerinde etkili olan etmenler Multinomial Logit modelleri ile incelenmektedir. Öne çıkan bulgulara göre evlilik ve hanede küçük çocuk olması kadınların işgücüne katılım olasılığını azaltırken, erkeklerinkini arttırmaktadır. Kriz döneminde işgücüne katılım artmıştır. Ayrıca işsizlikten istihdama ve işgücü dışına geçişler düşmüştür. Üniversite mezunları en yüksek istihdamda kalma olasılığına sahiptir.

Anahtar Kelimeler: Geçiş Matrisleri, Geçiş Modelleri, İşgücü Arzı, İşgücüne Katılım, Panel Logit Model, Panel Multinomial Logit Model, Panel Veri Kesikli Tercih Modelleri



ABSTRACT
Doctoral Thesis
Analysis of Labor Force Participation Decision in Turkey
with Panel Data Discrete Choice Models
Canan GÜNEŞ

Dokuz Eylul University
Institute of Social Sciences
Department Econometrics
Econometrics Program

In the study, panel data discrete choice models and estimation methods are explained. This study aims to investigate the socioeconomic and demographic factors influencing the decisions of individuals in working age using panel data discrete choice models over the period 2007-2010. 2007-2010 Income and Living Conditions Survey is used to examine the effects of 2008 financial crisis on individuals' labor force participation decision. Since women's labor force participation rate in Turkey is low, separate models are estimated for men and women enabling us to compare the results.

The analysis of labor force participation decision in Turkey is performed in three stages. In the first stage, determinants of labor force participation in Turkey is analyzed by utilizing Random Effects Panel Logit Model. Random Effects Panel Logit Model is estimated via Maximum Likelihood Estimation and Gaussian quadrature. In the second stage, considering distinction between employed and unemployed, effects of explanatory variables on employment status are analyzed using Random Effects Multinomial Logit Model. Random Effects Multinomial Logit Model is estimated through Simulated Maximum Likelihood and Markov Chain Monte Carlo simulation. In the last stage, in order to determine the transitions between labor force statuses and the determinants of transitions, the mobility between three labor force statuses (out of labor force, employment, and unemployment) is obtained utilizing Transition Matrices and then the factors influencing the

transitions are examined using Multinomial Logit Models. According to our main findings, while being married and having a child decrease the probability of labor force participation for women, increase the probability of labor force participation for men. During crisis period, labor force participation increases. In addition transitions from unemployed to employed and out of labor force decrease. University graduates have the highest probability remaining in employment.

Key Words: Transition Matrices, Transition Models, Labour Supply, Labor Force Participation, Panel Logit Model, Panel Multinomial Logit Model, Panel Data Discrete Choice Models

PANEL VERİ KESİKLİ TERCİH MODELLERİ İLE TÜRKİYE'DE İŞGÜCÜNE KATILIM KARARININ ANALİZİ

İÇİNDEKİLER

YEMİN METNİ	ii
ÖZET	iii
ABSTRACT	v
İÇİNDEKİLER	vii
KISALTMALAR	xi
TABLOLAR LİSTESİ	xii
ŞEKİLLER LİSTESİ	xiii
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ

1.1. PANEL VERİ	4
1.2. DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ	8
1.2.1. Havuzlanmış Model	10
1.2.2. Sabit Etkiler Modeli	12
1.2.2.1. Tek Yönlü Sabit Etkiler Modeli	12
1.2.2.1.1. Gölge Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi	13
1.2.2.1.2. Grup İçi Tahmin Yöntemi	14
1.2.2.2. İki Yönlü Sabit Etkiler Modeli	15
1.2.3. Tesadüfi Etkiler Modeli	17
1.2.3.1. Tek Yönlü Tesadüfi Etkiler Modeli	17
1.2.3.1.1. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi	20
1.2.3.1.2. En Yüksek Olabilirlik Yöntemi	23

1.2.3.2. İki Yönlü Tesadüfi Etkiler Modeli	26
1.3. HİPOTEZ TESTLERİ	28
1.3.1. Sabit Etkiler ve Homojen Modellerin Karşılaştırılması	28
1.3.2. Tesadüfi Etkiler ve Homojen Modellerin Karşılaştırılması	29
1.3.3. Sabit Etkiler ve Tesadüfi Etkiler Modellerinin Karşılaştırılması	31

İKİNCİ BÖLÜM

PANEL VERİ KESİKLİ TERCİH MODELLERİ

2.1. İKİ DURUMLU PANEL TERCİH MODELLERİ	35
2.1.1. Havuzlanmış İki Durumlu Tercih Modelleri	36
2.1.1.1. En Yüksek Olabilirlik Yöntemi	42
2.1.2. Sabit Etkiler İki Durumlu Tercih Modelleri	44
2.1.2.1. En Yüksek Olabilirlik Yöntemi	45
2.1.2.2. Koşullu En Yüksek Olabilirlik Yöntemi	47
2.1.2.3. En Yüksek Skor Tahmincisi	50
2.1.2.4. Sabit Birim Etkilerin Testi	52
2.1.3. Tesadüfi Etkiler İki Durumlu Tercih Modelleri	53
2.1.3.1. En Yüksek Olabilirlik Yöntemi	53
2.1.3.2. Marjinal En Yüksek Olabilirlik Yöntemi	57
2.1.3.3. Benzetimli En Yüksek Olabilirlik Yöntemi	60
2.1.3.4. Bayesci Yöntemler	61
2.2. ÇOK DURUMLU PANEL TERCİH MODELLERİ	62
2.2.1. Havuzlanmış Çok Durumlu Tercih Modelleri	63
2.2.2. Tesadüfi Etkiler Çok Durumlu Tercih Modelleri	68
2.3. GEÇİŞ (MARKOV) MODELLERİ	71

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

İŞGÜCÜ VE İŞGÜCÜ ARZI

3.1. İŞGÜCÜ	76
3.1.1. İstihdam	80
3.1.2. İşsizlik	81
3.2. İŞGÜCÜ ARZI VE TEORİK TEMELLERİ	82
3.2.1. Neoklasik Çalışma/Boş Zaman Teorisi	83
3.2.2. Becker'in Zaman Tahsisi Modeli	85
3.2.3. İşgücü Arzı Teorisinde Diğer Gelişmeler	88
3.2.4. Bireysel İşgücü Arzını Belirleyen Unsurlar	90
3.3. TÜRKİYE'DE İŞGÜCÜNÜN DURUMU	95
3.3.1. İşgücüne Katılım	101
3.3.2. İstihdam	105
3.3.3. İşsizlik	107

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE'DE İŞGÜCÜNE KATILIM KARARININ ANALİZİ

4.1. LİTERATÜR TARAMASI	112
4.2. ARAŞTIRMANIN KONUSU VE AMACI	121
4.3. VERİLER VE TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER	124
4.4. EKONOMETRİK MODELLER	130
4.4.1. İki Durumlu Panel Tercih Modelleri Tahmin Sonuçları	131
4.4.2. Çok Durumlu Panel Tercih Modelleri Tahmin Sonuçları	137
4.4.3. Geçiş Modelleri Tahmin Sonuçları	142
4.4.3.1. Geçiş Matrisleri	143
4.4.3.2. Geçiş Modelleri	149

SONUÇ VE ÖNERİLER

158

KAYNAKLAR

162

EKLER



KISALTMALAR

AB	Avrupa Birliđi
ABD	Amerika Birleşik Devletleri
bknz	Bakınız
BEYO	Benzetimli En Yüksek Olabilirlik
BM	Benzetimli Momentler
EKK	En Küçük Kareler
EYO	En Yüksek Olabilirlik
EYS	En Yüksek Skor
GAT	Gruplar Arası Tahmin
GDEKK	Gölge Deđişkenli En Küçük Kareler
GEKK	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
ĞİT	Grup İçi Tahmin
GM	Genelleştirilmiş Momentler
GTE	Genelleştirilmiş Tahmin Eşitlikleri
GYKA	Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması
HEKK	Havuzlanmış En Küçük Kareler
HİA	Hanehalkı İşgücü Araştırması
İİA	İlişkisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı
İLO	Uluslararası Çalışma Örgütü
İKO	İşgücüne Katılım Oranı
KEYO	Koşullu En Yüksek Olabilirlik
LM	Lagrange Çarpanları
LR	Olabilirlik Oran
MCMC	Markov Zinciri Monte Carlo
MNL	Multinomial Logit
MNP	Multinomial Probit
OECD	Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
s.s.	Sayfadan Sayfaya
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 1: Dünyada Cinsiyete Göre İşsizlik Oranları (%)	s. 98
Tablo 2: Türkiye'de Aktif Nüfusun İşgücü Durumu (15+ yaş) (Bin kişi)	s.100
Tablo 3: Medeni Duruma ve Cinsiyete Göre İKO (15+ yaş) (%)	s.104
Tablo 4: Eğitim Durumuna ve Cinsiyete Göre İşsizlik Oranı (15+ yaş) (%)	s.109
Tablo 5: Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre İşsizlik Oranı (15+ yaş) (%)	s.110
Tablo 6: İşgücü Durumunun Dağılımı	s.125
Tablo 7: Tanımlayıcı İstatistikler	s.127
Tablo 8: Panel Logit Model Tahmin Sonuçları	s.134
Tablo 9: Panel MNL Model Tahmin Sonuçları	s.139
Tablo 10: Cinsiyete Göre Geçiş Matrisleri (%)	s.144
Tablo 11: Cinsiyet ve Medeni Duruma Göre Geçiş Matrisleri (%)	s.146
Tablo 12: Cinsiyet ve Eğitim Durumuna Göre Geçiş Matrisleri (%)	s.147
Tablo 13: İstihdam Durumundan Geçişler İçin MNL Modelleri	s.150
Tablo 14: İşsiz Durumundan Geçişler İçin MNL Modelleri	s.153
Tablo 15: İşgücü Dışı Durumundan Geçişler İçin MNL Modelleri	s.155

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Aktif Nüfus	s. 77
Şekil 2: Geriye Kıvrımlı Bireysel İşgücü Arz Eğrisi	s. 85
Şekil 3: Dünyada Cinsiyete Göre İKO (15+ yaş) (%)	s. 99
Şekil 4: Cinsiyete Göre İKO (15+ yaş) (%)	s.102
Şekil 5: Cinsiyete Göre İstihdam Oranı (15+ yaş) (%)	s.106
Şekil 6: Cinsiyete Göre İşsizlik Oranı (15+ yaş) (%)	s.108



EKLER LİSTESİ

EK 1: İstihdam Durumundan Geçişler İçin Tanımlayıcı İstatistikler	ek s.1
EK 2: İşsiz Durumundan Geçişler İçin Tanımlayıcı İstatistikler	ek s.2
EK 3: İşgücü Dışından Geçişler İçin Tanımlayıcı İstatistikler	ek s.3



GİRİŞ

Ekonometri literatüründe son 30 yılda panel veri modellerinin kullanımı artış göstermiştir. Bu artışta panel verilerin ulaşılabilir olması ve panel veri analizlerinin gelişen bilgisayar teknolojisiyle uygulanabilmesi etkili olmaktadır. Panel veri analizi, çalışma ekonomisi alanında yapılan çalışmalar ile gelişme göstermiştir. Çalışmanın konusu panel veri kesikli tercih modelleri ile tahminleme yöntemlerini anlatmak ve işgücü arzı üzerine analizler yapmaktır.

Çalışmada 2007-2010 yıllarında çalışma çağındaki bireylerin işgücüne katılım kararları üzerinde etkili olan sosyo-ekonomik ve demografik etmenlerin panel veri kesikli tercih modelleriyle incelenmesi amaçlanmaktadır. 2008 yılında yaşanan finans krizi istihdamda azalma ve işsizlikte artış ile işgücü piyasalarını olumsuz yönde etkilemiştir. Çalışmada Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından gerçekleştirilen 2007-2010 Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması (GYKA) Panel Veri Seti kullanılarak krizin bireysel işgücü arzı üzerinde yarattığı etkiler belirlenmektedir. Dünya Bankası verilerine göre 2016'da Türkiye'de kadınların İşgücüne Katılım Oranı (İKO) %30.4 iken dünya ortalaması %49.5'tir. Kadın işgücüne katılımının dünya ortalamasının oldukça altında olması, kadın işgücü arzının araştırılmasını önemli kılmaktadır. Bu nedenle çalışmada kadın ve erkekler için ayrı modeller tahmin edilmekte ve karşılaştırma yapılabilmesi sağlanmaktadır.

Panel veri kesikli tercih modelleri ile Türkiye'de işgücüne katılım kararı üç aşamada incelenmektedir. Birinci aşamada Tesadüfi Etkiler Panel Logit Modeli ile işgücüne katılım kararının belirleyicileri tahmin edilmektedir. Bu doğrultuda ikili işgücü durumu değişkeni (0: işgücüne dahil olmayan, 1: işgücüne dahil) bağımlı değişken olarak kullanılmaktadır. Tesadüfi etkiler panel logit modelinin tahminlenmesinde En Yüksek Olabilirlik (EYO) yöntemi kullanılmaktadır. Katlı integrallerin hesaplanmasında Gauss kareselleştirme sürecine başvurulmaktadır. İkinci aşamada, işgücüne katılımın istihdam ve işsiz ayrımı dikkate alınarak "1: işgücüne dahil olmayan", "2: istihdamda" ve "3: işsiz" olmak üzere üç alternatifli işgücü durumu bağımlı değişkeni üzerinde açıklayıcı değişkenlerin etkileri incelenmektedir. Bu doğrultuda kadın ve erkekler için Tesadüfi Etkiler Multinomial Logit (MNL) Modelleri, Benzetimli En Yüksek Olabilirlik (Simulated Maximum

Likelihood) (BEYO) yöntemi ve Markov Zinciri Monte Carlo (Markov Chain Monte Carlo) (MCMC) simülasyonu ile tahmin edilmektedir. Son aşamada ise her bir işgücü durumundan diğer durumlara geçişler ve geçişlerin belirleyicileri araştırılmaktadır. Üç işgücü durumu (işgücüne dahil olmayan, istihdamda ve işsiz) arasındaki hareketlilik, geçiş matrisleri ile elde edilmekte ve geçişler üzerinde etkili olan etmenler MNL modelleri ile analiz edilmektedir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde doğrusal panel veri modellerine yer verilerek, panel veri analizine giriş yapılmakta ve teorik temelleri ortaya koyulmaktadır. Üç alt başlıktan oluşan birinci bölümde, ilk olarak panel verinin ne olduğu anlatılmakta, araştırmacıya sağladığı avantaj ve dezavantajlardan bahsedilmektedir. İkinci alt başlıkta, doğrusal panel veri modelleri ve başlıca tahminleme yöntemlerine değinilmektedir. Son alt başlıkta ise doğrusal panel veri analizi model seçiminde kullanılan temel hipotez testleri hakkında kısaca bilgi verilmektedir.

İkinci bölümde, panel veri kesikli tercih modelleri çalışmanın ekonometrik uygulaması çerçevesinde üç alt başlıkta incelenmektedir. İlk alt başlıkta bağımlı değişkenin iki kategoriden oluştuğu iki durumlu panel tercih modelleri ve tahmin yöntemlerine yer verilmektedir. Sonraki alt başlıkta çok durumlu panel tercih modellerine değinilmekte ve tahminleme yöntemleri açıklanmaktadır. Son bölümde ise geçiş (markov) modellerinin teorik çerçevesi anlatılmaktadır.

İşgücü ve işgücü arzının anlatıldığı üçüncü bölümde, çalışmanın iktisadi teorisi ortaya koyulmaktadır. İlk alt başlıkta işgücü kavramına ilişkin tanımlar verilerek istihdam, işsiz ve işgücüne dahil olmayan ayrımı belirtilmektedir. İkinci alt başlıkta, işgücü arzının temelini oluşturan Neoklasik Çalışma/Boş Zaman Teorisi, Becker'in Zaman Tahsisi Modeli açıklanmakta ve işgücü arzı teorisindeki diğer gelişmelere yer verilmektedir. Ayrıca bireysel işgücü arzını etkileyen etmenler incelenmektedir. Üçüncü alt başlıkta, Türkiye'de işgücü piyasasının durumu 2004-2013 dönemine ilişkin istatistiklerden yararlanılarak açıklanmaktadır.

İkinci bölümde aktarılan ekonometrik ve üçüncü bölümde anlatılan iktisadi teori çerçevesinde dördüncü bölümde, Türkiye'de işgücüne katılım kararı araştırılmaktadır. Dördüncü bölüm, dört alt başlıkta sunulmaktadır. İlk olarak dünyada ve Türkiye'de işgücüne katılım kararını panel veri ile inceleyen literatür

taramasına yer verilmektedir. Daha sonra araştırmanın konusu ve önemi açıklanmaktadır. Üçüncü alt başlıkta, analizlerde kullanılan veri seti ve tanımlayıcı istatistikler hakkında bilgi verilmektedir. Son alt başlıkta, Türkiye'de işgücüne katılım kararının panel veri kesikli tercih modelleri ile analiz edildiği model tahmin sonuçları ve yorumları sunulmaktadır.



BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ

Birimlerin belirli bir zamandaki durumu incelenirken yatay kesit verisi, bir birim zaman boyunca izlenirken de zaman serisi söz konusu olmaktadır. Aynı birimlerin belirli bir zaman boyunca gözlenmesi sonucunda ise panel veri elde edilmektedir. Bu durumda yatay kesit verisi ile birimlere, zaman serisi ile zamana göre değişim araştırılabilirken, panel veri kullanımı birimlere ve zamana göre değişimin birlikte incelenmesini sağlamaktadır.

Çalışmada panel veri kesikli tercih modelleri ile tahminler gerçekleştirilmektedir. Panel veri kesikli tercih modellerinden önce konu bütünlüğünü sağlamak amacıyla birinci bölümde doğrusal panel veri modellerine yer verilmektedir. Bu bölümde öncelikle panel verinin ne olduğu anlatılmakta, araştırmacıya sağladığı avantaj ve dezavantajlardan bahsedilmektedir. Daha sonra doğrusal panel veri modellerine geçilmekte ve üç alt başlıkta incelenmektedir. Birinci alt başlıkta birim ve zaman etkilerinin olmadığı varsayımı altında tahmin edilen Havuzlanmış Model açıklanmaktadır. Diğer alt başlıklarda tek yönlü ve iki yönlü ayrımı da gözetilerek Sabit Etkiler ve Tesadüfi Etkiler modellerine ve tahminleme yöntemlerine değinilmektedir. Son bölümde ise doğrusal panel veri modellerinde model seçiminde kullanılan temel hipotez testleri hakkında kısaca bilgi verilmektedir.

1.1. PANEL VERİ

Yatay kesit ve zaman serisi verilerinin bir araya getirilmesi ile uzunlamasına (longitudinal) veri veya havuzlanmış (pooled) veri oluşmaktadır. Uzunlamasına verilerde yatay kesit ve zaman boyutları farklı olabilmektedir. Aynı yatay kesit birimlerine ait zamana göre uzunlamasına verilere ise panel veri adı verilmektedir. Panel veri yatay kesiti oluşturan bireyler, hanehalkları, firmalar, ülkeler, bölgeler gibi birimlerin, belirli bir zaman boyunca gözlenmesi ile elde edilen tekrarlanan gözlemlerden oluşmaktadır. Panel veride her bir birim için aynı sayıda gözlem bulunuyorsa, diğer bir değişle tüm zamanlarda gözlenmişse dengeli panel söz

konusudur. Eğer birimlerin gözlem sayıları eşit değilse, bazı birimlerin bazı zamanlardaki gözlemleri eksik ise dengesiz panel geçerlidir¹ (Güriş, 2015: 2-3).

Panel veri kullanılarak ekonomik ilişkilerin istatistiksel yöntemler ile tahmin edilmesine panel veri analizi denilmektedir. Panel veri analizi, çalışma ekonomisi alanında yapılan çalışmalar ile gelişme göstermiştir. Panel veri kullanılarak yapılan öncü çalışmalar Zellner (1962), Balestra ve Nerlove (1966), Swamy (1970) tarafından gerçekleştirilmiştir. Sonraki 40 yılda bilgisayar ve istatistiksel paket programlarda görülen teknolojik ilerleme sayesinde panel veri analizinin istatistiksel yönteminde önemli gelişmeler yaşanmıştır. Günümüzde panel veri analizi iktisadın tüm alanlarında yaygın olarak kullanılmaktadır (Frees, 2004: 2-5).

Panel veri analizinde, üç tür açıklayıcı değişken bulunmaktadır. Bunlardan ilki, hem birimlere hem de zamana göre değişen değişkenlerdir. Diğer ikisi ise panel veride yer alan birimlerin ve zaman boyutunun kendine özgü özelliklerini yansıtmaktadır. Birimlere özgü özellikleri yansıtan değişkenlere zaman değişmezi değişkeni adı verilirken, zaman boyutuna ilişkin özellikleri temsil eden değişkenlere de birim değişmezi değişkeni denilmektedir. Zaman değişmezi değişkeni, birimlere göre değişirken zamana göre sabit kalmaktadır. Birim değişmezi değişkeni ise, zaman değişmezi değişkeninin aksine, zamana göre değişmekte ve birimlere göre sabit kalmaktadır. Bireyin kişilik özellikleri, cinsiyet, firma yöneticisinin yeteneği, toprak özellikleri vb. zaman değişmezi değişkenine örnek verilebilir. Ekonomik krizler, deprem ve sel gibi doğal afetler de birim değişmezi değişkenine örnektir (Tatoğlu, 2012a: 5).

Panel veri çalışmaları sağlık, sosyal ve davranışsal bilimlerin yanında biyoloji, tarım, eğitim, ekonomi ve pazarlama alanlarında da yaygın olarak yer almaktadır. Çıktıların zaman içindeki değişimi incelenmek istendiğinde, panel veri kullanımı kaçınılmazdır. Değişimin araştırılması tüm disiplinlerin temelini oluşturmaktadır. Panel veri kullanımının temel amacı zaman boyunca birimlerde meydana gelen zamansal değişimleri ve bu değişimi etkileyen etmenleri incelemektir. Birimlere ilişkin tekrarlanan gözlemler, birim-içi değişimin elde

¹ Çalışmanın uygulama aşamasında dengeli panel kullanıldığı için dengesiz paneller kapsam dışında bırakılmış, sadece dengeli panellere ilişkin tahmin yöntemleri açıklanmıştır.

edilmesini sağlamaktadır. Yatay kesit verisi ile çalışarak sadece birimler-arası değişimi incelemek mümkün olacaktır (Fitzmaurice ve diğerleri, 2004: 2).

Panel veri kullanmanın araştırmacıya sağladığı bir takım faydalar bulunmaktadır. Bu faydaları aşağıdaki şekilde sıralayabiliriz:

- Panel verilerde hem yatay kesit hem de zaman boyutu birlikte kullanıldığı için gözlem sayısı ve böylece elde edilen bilgi daha fazla olacaktır. Serbestlik derecesi yüksektir ve değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantı oldukça düşüktür. Elde edilen parametre tahminlerinin güvenilirliği ise yüksektir. Panel veri kullanımı daha etkin ve asimptotik olarak tutarlı tahminler sağlamaktadır (Balestra, 1996: 26).
- Ekonometrik çalışmalarda yer alan bireyler, firmalar, ülkeler ve şehirler arasında davranışsal farklılıklar bulunmaktadır, diğer bir deyişle birimler heterojendir. Zaman serisi veya yatay kesit verisi söz konusu heterojenliği kontrol edemeyecektir. Ancak panel veri kullanımı birime özgü heterojenliği kontrol altına alacaktır. Panel veri analizinde heterojenliği dikkate almanın en kolay yolu, sabit ve/veya eğim parametrelerinin birim ve/veya zamana göre heterojen olmasına izin vererek tahminler yapmaktır (Tatoğlu, 2012a: 10).
- Yatay kesit veya zaman serisi verileri kullanılarak tahmin edilen modellerde modelden dışlanan bir değişkenin, açıklayıcı değişkenler ile korelasyonlu olması durumunda regresyon tahminleri sapmalı olabilmektedir. Panel veri kullanılarak, modelden dışlanan değişkenin etkisi kontrol altına alınabilmektedir (Hsiao, 2013: 467).
- Sadece yatay kesit veya zaman serisi verisi kullanılarak elde edilemeyen etkileri tanımlamak ve ölçmek konusunda panel veri daha iyi sonuçlar vermektedir. Sadece yatay kesit verisi kullanılarak birimlere göre değişim ve sadece zaman serisi verisi kullanılarak zamana göre değişim incelenirken panel veri ile birimlere ve zamana göre değişim birlikte tahmin edilebilmektedir (Güriş, 2015: 9).
- Panel veri modelleri oldukça karmaşık davranışsal modeller kurmamızı ve test etmemizi sağlamaktadır.
- Dinamik yapıların analizinde panel veri kullanımı daha uygun olacaktır. Yatay kesit dağılımlar görece daha duranıdır. İşsizlik, iş devri, gelir

hareketliliği ve yerleşim yeri değişimi gibi konularda yapılacak çalışmalarda panel veri kullanımı daha iyi olacaktır.

- Bireyler, firmalar ve hanehalklarından toplanan mikro panel veri, makro düzeyde ölçülen benzer değişkenlere göre daha doğru olarak ölçülebilir. Panel veri ile bireylerin ya da firmaların kümelenmesi sonucu oluşan sapmalar azaltılacak ya da yok edilecektir (Baltagi, 2005: 4-7).

Panel veri kullanmanın sağladığı faydalar yanında araştırmacıya getirdiği birtakım kısıtlamalar da bulunmaktadır. Panel verinin kısıtlamaları aşağıdaki şekilde özetlenebilir:

- Panel verileri toplamak ve düzenlemek problem yaratmaktadır. Söz konusu problemlere; ilgilenilen anakütlenin kapsamının eksik hesaplanması, katılımcıların isteksizliği ya da görüşmecinin hatasından kaynaklanan cevap alamama, katılımcının doğru bilgi vermemesi örnek olarak verilebilir. Birim ve/veya zaman boyutunda veri eksikliği olması durumunda panel veri kullanmaktan vazgeçilebileceği gibi birim ve/veya zaman boyutunda daraltmaya gitmek de gerekebilir (Güriş, 2015: 10).
- Açık olmayan sorular, hafıza hataları, yanıtların kaydedilmemesi ve görüşmeci etkisinden kaynaklanan hatalı yanıtlar ölçüm hatalarına neden olabilir.
- Bireysel tercih, cevap alamama durumu ve kayıplardan kaynaklanan seçim problemleri görülmektedir. Bireysel seçim problemleri kesikli (truncated) ve sansürlü örneklem durumunda geçerlidir. Cevap alamama durumu görüşme yapılacak birime ulaşılamama veya bir ya da daha fazla sorunun cevapsız kalması durumunda gerçekleşmektedir. Bu durumda eksik veriden kaynaklı etkinlik kaybı, anakütle parametrelerinde spesifikasyon sorununa neden olacaktır. Katılımcıların ölmesi veya taşınması veya ankete katılma maliyetini yüksek bulması kayıplara neden olmaktadır ve önemli sorunlar yaratmaktadır (Baltagi, 2005: 7).
- Mikro panel verilerde genellikle zaman boyutu kısa olmaktadır. Bu da asimptotik parametrelerin, birim sayısına dayandığı anlamına gelmektedir. Serbestlik derecesi de düşük olacaktır. Zaman boyutunun arttırılması

maliyetli olacaktır. Ayrıca artırılrsa bile birimlerde kayıplar yaşanabilir (Tatoğlu, 2012a: 14).

- Birimler arası korelasyon, diğer adıyla yatay kesit bağımlılığı, sorunu görülebilmektedir. Birimler arası korelasyon, her bir birime ilişkin hata terimleri arasında ilişki olması durumudur. Panel veriyi oluşturan birimler birey, firma gibi tesadüfi olarak elde edilmiş ise birimler arası korelasyon göz ardı edilebilir. Ancak ülke, bölge, şehir gibi birimler ile çalışıldığında birimler arası korelasyonun göz ardı edilmesi mümkün olmayacaktır. Ülkeler veya bölgeleri kapsayan, zaman boyutu uzun olan ve yatay kesit bağımlılığını dikkate almayan makro paneller yanıltıcı yorumlar yapılmasına neden olacaktır. Bu durumda birimler arası korelasyonun test edilmesi ve uygun tahmin yönteminin seçilmesi gerekecektir (Hsiao, 2013: 471).

1.2. DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ

Panel veri analizi, iki alt indis içermesi ile yatay kesit ve zaman serisi analizlerinden ayrılmaktadır. İki indis, birim ve zaman boyutunu birbirinden ayırmak için kullanılmaktadır. i alt indisi birimleri (birey, firma, ülke gibi), t alt indisi de zamanı (aylık, mevsimlik, yıllık gibi) göstermektedir. y_{it} , panel veride i . birimin t zamanındaki bağımlı değişken değerini; x_{kit} ($k = 1, \dots, K$) ise k . açıklayıcı değişkenin i . birim için t zamanındaki açıklayıcı değişken değerini temsil etmek üzere genel olarak doğrusal panel veri modeli Denklem (1.1)'de verilmektedir.

$$y_{it} = \beta_{0it} + \beta'_{it} \mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N ; \quad t = 1, \dots, T \quad (1.1)$$

β_{0it} , sabit parametredir. $\beta'_{it} = (\beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{Kit})$, eğim parametreleri vektörüdür. $\mathbf{x}'_{it} = (x_{1it}, \dots, x_{Kit})$ ise açıklayıcı değişkenler vektörüdür. u_{it} ise sıfır ortalamalı, sabit varyanslı, bağımsız ve özdeş normal dağılımlı $[INN(0, \sigma_u^2)]$ hata terimidir (Tatoğlu, 2012a: 37).

Denklem (1.1)'de yer alan modelde her birimin, her zaman dilimi için tahmin edilmesi gereken ayrı parametreleri bulunmaktadır. Bu durumda tahmin

edilecek parametre sayısı, gözlem sayısını aşacak ve modelin tahmin edilmesi mümkün olmayacaktır. Parametrelerin birim ve/veya zamana göre değişkenliği dikkate alınarak yapılacak varsayımlar ile farklı panel veri modelleri oluşmaktadır. Ayrıca birim ve/veya zamana göre değişimi gösteren parametrelerin, sabit veya tesadüfi olarak kabul edilmesine bağlı olarak da panel veri modelleri farklılaşmaktadır (Cameron ve Trivedi, 2005: 699). Panel veri analizinde eğim parametresinin birim ve/veya zaman göre değiştiği modeller ile uygulamada çok fazla çalışılmamaktadır. Birim ve/veya zaman etkisi, sabit parametredeki değişimler ile modele yansıtılmaktadır. Bu nedenle çalışmada sabit parametrenin birime ve hem birim hem de zamana göre değişim gösterdiği panel veri modellerine yer verilmektedir.

Panel veriyi oluşturan birim ve zaman boyutuna ilişkin gözlenemeyen etkiler söz konusudur. Gözlenemeyen etkiler ile genel olarak bir panel veri modeli Denklem (1.2)'de yer almaktadır.

$$y_{it} = \beta_0 + \alpha_i + \lambda_t + \beta'x_{it} + u_{it} \quad (1.2)$$

Denklem (1.2)'de yer alan modelin sabit parametresi; $\delta_{it} = \beta_0 + \alpha_i + \lambda_t$ olup ortalama sabit parametreyi ifade etmektedir. β_0 , modelin birim ve zaman etkisi dışında kalan sabit parametresidir. α_i , gözlenemeyen birim etkileri; λ_t de gözlenemeyen zaman etkileri temsil etmektedir. x_{it} , hem birimlere hem de zamana göre değişen değişkenler, sadece birime göre değişen zaman değişmezi değişkenleri ve sadece zamana göre değişen birim değişmezi değişkenlerinden oluşabilmektedir. Denklem (1.2)'de olduğu gibi modelde hem birim hem de zaman etkilerinin olması modelin İki Yönlü (Two-Way) olduğu anlamına gelmektedir.

$$y_{it} = \beta_0 + \alpha_i + \beta'x_{it} + u_{it} \quad (1.3)$$

$$y_{it} = \beta_0 + \lambda_t + \beta'x_{it} + u_{it} \quad (1.4)$$

Denklem (1.3) ve (1.4)'te yer alan modeller Tek Yönlü (One-Way) modellerdir. Denklem (1.3)'te sadece gözlenemeyen birim etki bulunurken, (1.4)'te sadece gözlenemeyen zaman etkisi yer almaktadır.

Modelde yer alan α_i ve λ_t parametre ise model Sabit Etkiler Modeli (Fixed Effects Model) olarak adlandırılır. Fakat α_i ve λ_t tesadüfi değişken ise modele Tesadüfi Etkiler Modeli (Random Effects Model) denilmektedir. Sabit etkiler modelinde birim ve zaman etkileri sabit parametre iken, tesadüfi etkiler modelinde tesadüfi değişkendir.

Panel veri modelleri üç başlık altında incelenmektedir. İlk başlıkta, en basit ve en temel model olan, parametrelerin birimlere ve zamana göre değişmediği havuzlanmış modeller açıklanmaktadır. Sonraki bölümlerde ise sabit etkiler modeli ve tesadüfi etkiler modeline ilişkin bilgilere yer verilmektedir.

1.2.1. Havuzlanmış Model

Gözlenemeyen birim ve zaman etkilerinin olmadığı varsayımı altında; sabit ve eğim parametrelerinin birime ve zamana göre değişmediği, sabit kaldığı modeller Havuzlanmış Model veya Klasik Model olarak adlandırılmaktadır. Tüm birimlerin, tüm zamanlarda sabit olduğu varsayımı birime özgü heterojenliğe (birimler arasındaki davranışsal farklılıklara) izin verilmediğini göstermektedir.

Genel olarak havuzlanmış model Denklem (1.5)'te görüldüğü gibi yazılmaktadır.

$$y_{it} = \beta'x_{it} + u_{it} \quad (1.5)$$

$\beta' = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K)$, sabit ve eğim parametrelerini içeren parametre vektörüdür. Panel veri analizinde; parametrelere getirilen kısıtlamalar, alt indisler ile açıklanmaktadır. Dikkat edilirse Denklem (1.5)'te sabit ve eğim parametreleri, i ve t alt indislerini içermemektedir. Bu durum, sabit eğim parametrelerinin birim ve zamana göre sabit olduğu bilgisini vermektedir.

Denklem (1.5)'te yer alan model, hata terimi u_{it} 'nin klasik En Küçük Kareler (EKK) varsayımlarını sağlaması ve modelde spesifikasyon hatası bulunmaması durumunda klasik regresyon modeli ile aynı özelliklere sahiptir. Bu durumda model, Havuzlanmış En Küçük Kareler (HEKK) yöntemi ile tahmin edilebilir (Cameron ve Trivedi, 2005: 699). β 'nın HEKK tahmincisi Denklem (1.6) kullanılarak hesaplanmaktadır.

$$\hat{\beta}_{HEKK} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it}' \mathbf{x}_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it}' y_{it} \right) \quad (1.6)$$

HEKK yöntemi sabit ve eğim parametrelerinin sabit olduğu ve gözlenemeyen birim ve/veya zaman etkilerinin olmadığını varsaymaktadır. HEKK'nin diğer varsayımları aşağıda sıralanmaktadır:

- Hata teriminin ortalamasının sıfır olması [$E(u_{it})=0$]
- Hata teriminin varyansının sabit olması [$E(u_{it}^2)=\sigma^2$]
- Birimler arası korelasyon olmaması [$E(u_{it}u_{jt})=0; (i \neq j)$]
- Zamana göre otokorelasyon olmaması [$E(u_{it}u_{i,t-1})=0$]
- Açıklayıcı değişkenler ile hata terimi arasında ilişki olmaması² [$E(\mathbf{x}_{it}' u_{it})=0$]
- Açıklayıcı değişkenler arasında tam çoklu doğrusal bağlantı olmaması

$$\text{rank} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T E(\mathbf{x}_{it}' \mathbf{x}_{it}) \right] = K \quad K; \text{ açıklayıcı değişken sayısı}$$

HEKK varsayımlarından açıklayıcı değişkenler ile hata terimi arasında ilişki olmaması varsayımı, modelde gözlenemeyen birim veya zaman etkilerinin bulunması ya da açıklayıcı değişkenler ile hata teriminin korelasyonlu olması nedeniyle genellikle sağlanamamaktadır. Bu durumda farklı tahminleme yöntemlerinin kullanılması gerekmektedir.

² Açıklayıcı değişkenler ile hata terimi arasında korelasyon olması durumu içsellik; korelasyon olmaması ise dışsallık olarak adlandırılmaktadır. İki tür dışsallık bulunmaktadır. Açıklayıcı değişkenler ile hata terimi arasında aynı dönem korelasyon olmaması durumunda *zayıf dışsallık*; açıklayıcı değişkenler ile hata teriminin geçmiş ve gelecek değerleri arasında korelasyon olmaması durumunda ise *katı dışsallık* geçerli olmaktadır. Bu varsayımda bahsedilen zayıf dışsallıktır.

1.2.2. Sabit Etkiler Modeli

Sabit etkiler modelinde sabit parametre birime, zamana ya da hem birim hem de zamana göre değişim göstermektedir. Sadece birime ya da sadece zamana göre değişimin olduğu varsayımı ile kurulan modeller Tek Yönlü Sabit Etkiler Modeli; hem birim hem de zamana göre değişimi incelemek amacıyla kurulan modeller ise İki Yönlü Sabit Etkiler Modeli olarak isimlendirilmektedir.

1.2.2.1. Tek Yönlü Sabit Etkiler Modeli

Tek yönlü sabit etkiler modelinde sadece birime göre değişimin olduğu modellere Tek Yönlü Sabit Birim Etkiler Modeli, sadece zamana göre değişimin olduğu modellere ise Tek Yönlü Sabit Zaman Etkiler Modeli denilmektedir. Uygulamalarda genellikle sadece gözlenemeyen birim etkilerin olduğu, tek yönlü sabit birim etkiler modelleri ile karşılaşılmaktadır. Tek yönlü sabit zaman etkiler modellerine çok nadir rastlanmaktadır. Birim etkilerin olduğu tek yönlü sabit etkiler model tahmin yöntemleri, zaman etkilerinin olduğu modellere de uyarlanmaktadır. Bu nedenle çalışmada sadece tek yönlü sabit birim etkiler modeli tahmin yöntemlerinden bahsedilmektedir. Genel olarak tek yönlü sabit birim etkiler modeli Denklem (1.7)'de verilmektedir.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'x_{it} + u_{it} \quad (1.7)$$

Modelde yer alan α_i , gözlenemeyen birim etkiyi temsil etmektedir. Tek yönlü sabit birim etkiler modelinde, sabit parametre her bir birim için farklı değerler almaktadır. Böylece birimler arası farklılıklar, diğer bir değişle bireysel heterojenlik, sabit parametredeki değişim ile modele yansıtılmaktadır (Metin, 2013: 14).

Tek yönlü sabit birim etkiler modelinde, açıklayıcı değişkenler ile hata terimi arasında korelasyon olmadığı varsayılırken, gözlenemeyen birim etki ile açıklayıcı değişkenlerin korelasyonlu olmasına izin verilmektedir. Gözlenemeyen etkiler ile açıklayıcı değişkenlerin korelasyonlu olması durumunda, gözlenemeyen birim etkiler ile zaman değişmezi değişkenleri ayırt edilememektedir. Bu nedenle

zaman değişmezi değişkenleri modelde açıklayıcı değişken olarak yer alamamaktadır.

Tek yönlü sabit birim etkiler modellerini tahmin etmede kullanılan çeşitli yöntemler bulunmaktadır. Bunlar içinde Gölge Değişkenli En Küçük Kareler (GDEKK) ve Grup İçi Tahmin (GİT) yöntemleri en fazla tercih edilen yöntemlerdir.

1.2.2.1.1. Gölge Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi

GDEKK yönteminde gözlenemeyen birim etki α_i , N adet gölge değişken ile tahmin edilmesi gereken bir parametre olarak modele dahil edilmektedir. D_i , i . birim için "1" değerini alan gölge değişken olmak üzere model Denklem (1.8)'de yer almaktadır.

$$y_{it} = \alpha_i' D_i + \beta' x_{it} + u_{it} \quad (1.8)$$

Modelde sabit parametre kullanılmaması durumunda, gölge değişken tuzağına düşülmektedir. Böylece her bir birimi temsil eden N sayıda gölge değişken ile model tahmin edilebilmektedir. β 'nın GDEKK tahmincisi, ortalamadan sapmalar kullanılarak Denklem (1.9)'da verilmektedir (Hsiao, 2013: 36):

$$\hat{\beta}_{GDEKK} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right] \quad (1.9)$$

$\bar{x}_i$ ve $\bar{y}_i$ birim ortalamalarını göstermektedir.

$$\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad \bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (1.10)$$

Gölge değişkenlerin parametrelerinin tahmincisi ise Denklem (1.11)'de verilmektedir.

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}'_{GDEKK} \bar{\mathbf{x}}_i \quad (1.11)$$

Açıklayıcı değişkenler ile hata teriminin korelasyonsuz olması, hata teriminin sıfır ortalamalı, sabit varyanslı, bağımsız ve özdeş dağılması durumunda GDEKK ile tahmin edilen parametreler sapmasız ve tutarlı olacaktır. Panel verinin zaman boyutu T küçük, yatay-kesit boyutu N büyük ise eğim parametreleri için tutarlı tahminler elde edilebilirken, sabit parametreler tutarsız olacaktır (Hill ve diğerleri, 2011: 544). GDEKK ile tahmin edilen parametre sayısının fazla olması serbestlik derecesi kaybına neden olacaktır. Bu nedenle farklı tahminleme yöntemleri tercih edilebilmektedir.

1.2.2.1.2. Grup İçi Tahmin Yöntemi

Tek yönlü sabit birim etkiler modelini tahmin etmek için kullanılan diğer bir yöntem, GİT yöntemidir. Sabit etkiler söz konusu olduğunda akla ilk gelen yöntem GİT olduğu için Sabit Etkiler Tahmincisi olarak da bilinmektedir. GİT yönteminde öncelikle her birimin, birim ortalaması hesaplanmakta ve bu ortalamalar her birimin kendi zaman serisi gözlemlerinden çıkarılmaktadır. Daha sonra elde edilen dönüştürülmüş değişkenlere EKK yöntemi uygulanarak model tahmin edilmektedir. Tek yönlü sabit birim etkiler modeli Denklem (1.12)'deki gibi tanımlansın (Tatoğlu, 2012a: 86-88).

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (1.12)$$

Birim ortalamaları ile model Denklem (1.13)'teki gibi yazılmaktadır.

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \beta' \bar{\mathbf{x}}_i + \bar{u}_i \quad (1.13)$$

Denklem (1.12)'den, (1.13) çıkarıldığında dönüştürülmüş değişkenler ile model elde edilmektedir.

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \beta'(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (1.14)$$

$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, $\tilde{\mathbf{x}}_{it} = \mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i$ ve $\tilde{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i$ olmak üzere Denklem (1.14);

$$\tilde{y}_{it} = \beta' \tilde{\mathbf{x}}_{it} + \tilde{u}_{it} \quad (1.15)$$

şeklinde yazılır. β 'nın GİT tahmincisi Denklem (1.16)'da yer almaktadır.

$$\hat{\beta}_{GIT} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{\mathbf{x}}_{it} \tilde{\mathbf{x}}_{it}' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{\mathbf{x}}_{it} \tilde{y}_{it} \right) \quad (1.16)$$

Birim etkiler tahmincisi Denklem (1.17)'den elde edilmektedir.

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}_{GIT}' \bar{\mathbf{x}}_i \quad (1.17)$$

$\hat{\alpha}_i$, sapmasız bir tahmin edici olmakla birlikte $T \rightarrow \infty$ olduğu durumda tutarlıdır. Eğim parametrelerinin tutarlı tahminlerini elde etmek için sürekli olarak α_i 'lerin tutarlı olarak tahmin edilmesi gerekmemektedir (Cameron ve Trivedi, 2005: 727). $\hat{\beta}$ da sapmasız bir tahmincidir; ancak tutarlı olabilmesi için N veya T veya hem N hem de T 'nin sonsuza gitmesi gerekmektedir (Hsiao, 2013: 38).

1.2.2.2. İki Yönlü Sabit Etkiler Modeli

İki yönlü sabit etkiler modelinde, sabit parametre hem birimlere hem de zamana göre değişim göstermektedir. Böylece birimlerin heterojenliği ve zaman içerisindeki farklılıklar modele yansıtılmaktadır. İki yönlü sabit etkiler modeli Denklem (1.18)'de olduğu gibi yazılabilir.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta' \mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (1.18)$$

İki yönlü sabit etkiler modelinde α_i ve λ_t tahmin edilmesi gereken sabit parametreler olarak modele dahil olmaktadır. Denklem (1.18)'de yer alan modelin tahmininde genellikle GDEKK ve GİT yöntemleri kullanılmaktadır.

GDEKK ile iki yönlü sabit etkiler modeli tahmin edilirken, öncelikle $(N-1)$ adet birim gölge değişkeni ve $(T-1)$ adet zaman gölge değişkeni yaratılmaktadır. İki yönlü sabit etkiler modeli gölge değişkenler ile Denklem (1.19)'daki gibi gösterilmektedir.

$$y_{it} = \alpha_i' D_i + \lambda_t' D_t + \beta' x_{it} + u_{it} \quad (1.19)$$

$[(N-1)+(T-1)+K+1]$ parametrelili model tahmininde HEKK yöntemi kullanılmaktadır (Metin, 2013: 18). N ve/veya T nin büyük olduğu durumlarda GDEKK yöntemi ile tahmin edilmesi gereken gölge değişken katsayısı da fazla olacak ve böylece serbestlik derecesi kaybına yol açacaktır. Bu durumda GİT yönteminin tercih edilmesi uygun olacaktır.

GİT yöntemi iki yönlü sabit etkiler modeli tahmin edilirken; değişkenlere ilişkin birim ortalamaları ve zaman ortalamaları, gerçek değerlerinden çıkarılarak değişken dönüşümü yapılır. Bu değişken dönüşümü sırasında modelden birim etkileri α_i ve zaman etkileri λ_t düşmektedir. Ayrıca modelde birim değişmezi ve zaman değişmezi değişkenleri de yer alamaz (Tatoğlu, 2012a: 143).

Denklem (1.18)'deki model birim ortalamaları ile Denklem (1.20)'de yer almaktadır.

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \beta' \bar{x}_i + \bar{u}_i \quad (1.20)$$

Zaman ortalamaları;

$$\bar{x}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it} \quad \bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it} \quad (1.21)$$

olmak üzere, zaman ortalamaları ile model yeniden yazılırsa Denklem (1.22) elde edilir.

$$\bar{y}_i = \lambda_i + \beta' \bar{x}_i + \bar{u}_i \quad (1.22)$$

Denklem (1.18)'den, (1.20) ve (1.22)'nin çıkarılması ile dönüştürülmüş modele ulaşılmaktadır.

$$(y_{it} - \bar{y}_i - \bar{y}_t) = \beta'(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}}_t) + (u_{it} - \bar{u}_i - \bar{u}_t) \quad (1.23)$$

Denklem (1.23)'ün HEKK yöntemi ile tahmini, iki yönlü sabit etkiler modeli için GİT tahmincisini verir.

1.2.3. Tesadüfi Etkiler Modeli

Sabit etkiler modelinde, birimlere ve zamana göre farklılıklar sabit olmakta ve sabit parametredeki değişimler ile elde edilmektedir. Sabit parametreler de HEKK yöntemi kullanılarak doğrudan tahmin yapılabilir. Tesadüfi etkiler modelinde ise birimler arası ve zamanlar arası farklılıkların sabit parametre ile yakalandığı varsayılmakla birlikte, örneklemdeki bireylerin tesadüfi olarak seçildiği de kabul edilmektedir. Böylece birimlere ve zamana göre farklılıklar sabit olarak değil, hata terimi gibi tesadüfi bir değişken olarak değerlendirilir (Hill ve diğerleri, 2011: 551). Bu durum; regresyon analizinde bağımlı değişkeni etkileyen, ancak açıklayıcı değişken olarak modele dahil edilmeyen değişkenlerin tesadüfi hata teriminde özetlenmesi ile aynı mantığı taşımaktadır (Verbeek, 2004: 347).

Tesadüfi etkiler modelinde sadece birim etkinin veya sadece zaman etkisinin olduğu modeller Tek Yönlü Tesadüfi Etkiler Modeli, hem birim hem de zaman etkilerinin olduğu modeller de İki Yönlü Tesadüfi Etkiler Modeli olarak adlandırılmaktadır.

1.2.3.1. Tek Yönlü Tesadüfi Etkiler Modeli

Sadece birim etkinin varlığı söz konusu olduğunda tek yönlü tesadüfi etkiler modeli, Tek Yönlü Tesadüfi Birim Etkiler Modeli, sadece zaman etkisi var ise Tek Yönlü Tesadüfi Zaman Etkiler Modeli olarak adlandırılmaktadır. Sabit etkiler

modelinde olduğu gibi yine tek yönlü tesadüfi birim etkiler modeli ve tahminleme yöntemleri anlatılmaktadır. Tek yönlü tesadüfi birim etkiler modelinde örnekleme giren birimlerin tesadüfi olarak seçildiği ve birimler arası farklılıkların tesadüfi olduğu varsayılmaktadır. Birimler arası farklılıklar, tesadüfi farklılıklar olarak isimlendirilir (Metin, 2013: 21).

Tek yönlü sabit birim etkiler modelinde birim etki ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon olmasına izin verilirken, tesadüfi etkilerde izin verilmemektedir. Sabit etkiler söz konusu olduğunda model tahmin aşamasında gerçekleştirilen değişken dönüşümleri sonucunda, modelden birim etki düşmektedir. Sabit etkilerde birim boyutundan sağlanan bilgiler kaybedilmekte ve etkinlik kaybı yaşanmaktadır. Bu durumda birim etki ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yok iken; birim etkiyi hata terimine ekleyerek, iki hata ögesini birbirinden ayırmaya çalışan tesadüfi etkiler modelinin kullanımı daha uygun olmaktadır.

Tek yönlü tesadüfi birim etkiler modelinde birimlerin kalıntılarının birbirinden bağımsız olduğu, diğer bir deyişle birimler arası korelasyonun olmadığı varsayılmaktadır. Fakat birimlerin kalıntıları arasında korelasyon olmasına, birimler arası otokorelasyonun varlığına izin verilmektedir.

Tek yönlü sabit birim etkiler modelinde zaman değişmezi değişkenleri; tek yönlü sabit zaman etkiler modelinde ise birim değişmezi değişkenleri modelden düşmektedir. Ancak tesadüfi etkiler modelinde birim değişmezi ve zaman değişmezi değişkenleri, modele açıklayıcı değişken olarak dahil edilebilmektedir.

Tek yönlü tesadüfi birim etkiler modeli, Tek Yönlü Hata Bileşenleri Modeli olarak da bilinmekte olup, Denklem (1.24)'te verilmektedir (Baltagi ve diğerleri, 2008: 50).

$$y_{it} = \beta'x_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1.24)$$

Birim etki, hata terimi içerisinde yer aldığı için birleşik hata terimi;

$$u_{it} = \varepsilon_{it} + \alpha_i \quad (1.25)$$

şeklindedir. ε_{it} hata terimini, α_i zaman boyunca değişmeyen birim etkinin hata terimini ve u_{it} ise birleşik hata terimini göstermektedir. Tesadüfi etkiler modelinde; $K+1$ sabit ve eğim parametresi ve iki varyans parametresi olmak üzere, toplam $K+3$ parametre tahmin edilir.

Hata terimi ε_{it} ve birim etki hata terimi α_i ile ilgili aşağıdaki varsayımlar bulunmaktadır (Tatoğlu, 2012a: 104-105):

- ε_{it} ve α_i 'nin ortalamaları sıfırdır [$E(\varepsilon_{it}) = E(\alpha_i) = 0$]
- ε_{it} sabit varyanslıdır [$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = \sigma_\varepsilon^2$; $i = j$ ve $t = s$ ise]
- α_i sabit varyanslıdır [$E(\alpha_i\alpha_j) = \sigma_\alpha^2$; $i = j$ ise]
- ε_{it} ve α_i , her i ve t için, birbiriyle korelasyonsuzdur [$E(\varepsilon_{it}\alpha_i) = 0$; tüm i ve t 'ler için]
- ε_{it} ve α_i ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yoktur [$E(\varepsilon_{it}\mathbf{x}'_{it}) = E(\alpha_i\mathbf{x}'_{it}) = 0$]
- ε_{it} normal dağılır [$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$]
- α_i normal dağılır [$\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$]

Birleşik hata terimi u_{it} için aşağıdaki varsayımlar yapılmaktadır.

- u_{it} 'nin ortalaması sıfırdır [$E(u_{it}) = 0$; tüm i ve t 'ler için]
- u_{it} sabit varyanslıdır [$E(u_{it}u_{js}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$; $i = j$ ve $t = s$ ise]
- Aynı birimin farklı zamanlardaki hata terimleri arasında korelasyon vardır ve σ_α^2 'ye eşittir [$E(u_{it}u_{js}) = \sigma_\alpha^2$; $i = j$ ve $t \neq s$ ise]
- u_{it} otokorelasyonsuzdur [$E(u_{it}u_{js}) = 0$; $i \neq j$, tüm t ve s 'ler için]

Birleşik hata terimleri, birim etki hata ögesini içerdiği için aralarında ilişki olmakta ve heterojenlik varyans yardımıyla modele ilave edilmektedir. Bu durumda birleşik hata teriminin varyans-kovaryans matrisini kullanan tahminleme yöntemlerine başvurulması gerekmektedir. Tesadüfi etkiler modelinin EKK yöntemi ile elde edilen tahminleri tutarlı olur. Fakat hata teriminin varyans-kovaryans

matrisine ilişkin bilgi ihmal edildiği için standart hatalar eksik belirlenir. Bu durumda diğer yöntemler ile elde edilen tahminlere göre etkinlikleri düşüktür (Güriş, 2015: 26). Tek yönlü tesadüfi etkiler modelinin tahmininde kullanılan çeşitli yöntemler bulunmakla birlikte, çalışmada Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) ve EYO yöntemlerinden kısaca bahsedilmektedir.

1.2.3.1.1. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi

Tesadüfi etkiler modelinde hem u_{it} hem de u_{is} ; α_i 'yi içerdiği için birleşik hata terimleri serisel korelasyonlu olacaktır. Bu durumda parametrelerin etkin tahminlerini elde edebilmek için kullanılması gereken GEKK yöntemidir. Denklem (1.24)'te yer alan tek yönlü tesadüfi etkiler modelini, yeniden yazarsak Denklem (1.26) elde edilir.

$$\mathbf{y}_i = \delta \tilde{\mathbf{X}}_i + \mathbf{u}_i \quad (1.26)$$

$\mathbf{y}'_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})$, bağımlı değişken vektörüdür. Açıklayıcı değişkenler matrisi $\mathbf{X}_i$;

$$\mathbf{X}_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \cdots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \cdots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \cdots & x_{KiT} \end{bmatrix} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \mathbf{X}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_N \end{bmatrix} \quad (1.27)$$

$e' = (1, 1, \dots, 1)$ olmak üzere; $\tilde{\mathbf{X}}_i = (e, \mathbf{X}_i)$ 'dir. $\delta' = (\beta_0, \beta')$ parametreler vektörüdür. Birleşik hata terimi vektörü de $\mathbf{u}'_i = (u_{i1}, \dots, u_{iT})$ olarak tanımlanır.

$\mathbf{I}_T$ de birim matrisi ifade etmek üzere $\mathbf{u}_i$ 'nin varyans-kovaryans matrisi Denklem (1.28)'de yer almaktadır.

$$E(\mathbf{u}_i \mathbf{u}'_i) = \sigma_e^2 \mathbf{I}_T + \sigma_\alpha^2 e e' = V \quad (1.28)$$

Denklem (1.28)'de yer alan $\mathbf{u}_i$ 'nin varyans-kovaryans matrisinin tersi;

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} \left[\mathbf{I}_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] \quad (1.29)$$

şeklinde tanımlanır.

$$\psi = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2} \quad (1.30)$$

olmak üzere, Denklem (1.29)'da yer alan $\mathbf{u}_i$ 'nin varyans-kovaryans matrisinin tersini yeniden yazarsak (Hsiao, 2013: 41);

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} \left[\left(\mathbf{I}_T - \frac{1}{T} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right) + \psi \frac{1}{T} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] \quad (1.31)$$

Q , idempotent (kovaryans) dönüşüm matrisi olup birim etkiyi modelden düşürmek amacıyla kullanılmaktadır. Denklem (1.32)'de tanımlanmaktadır.

$$Q = \mathbf{I}_T - \frac{1}{T} \mathbf{e}\mathbf{e}' \quad (1.32)$$

Q kullanılarak Denklem (1.31) yeniden yazılırsa;

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} \left[Q + \psi \frac{1}{T} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] \quad (1.33)$$

şeklinde olur. GEKK tahmincileri için normal eşitlik Denklem (1.34)'te yer almaktadır.

$$\hat{\delta}_{GEKK} = \left[\sum_{i=1}^N \tilde{\mathbf{X}}_i V^{-1} \tilde{\mathbf{X}}_i' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \tilde{\mathbf{X}}_i V^{-1} \mathbf{y}_i \right] \quad (1.34)$$

$\bar{\mathbf{y}}_i$, bağımlı değişkenin birim ortalamaları vektörü; $\bar{\mathbf{x}}_i$; açıklayıcı değişkenlerin birim ortalamaları matrisini; $\bar{y}$, bağımlı değişkenin genel ortalamasını, $\bar{\mathbf{x}}$ de açıklayıcı değişkenlerin genel ortalamaları vektörünü göstermek üzere eğim parametreleri tahmini $\hat{\beta}_{GEKK}$, Denklem (1.35) kullanılarak elde edilir (Hsiao, 2013: 42).

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{GEKK} = & \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' Q \mathbf{X}_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \\ & \times \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' Q \mathbf{y}_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right] \end{aligned} \quad (1.35)$$

Sabit parametrenin tahmincisi $\hat{\beta}_{0GEKK}$ da Denklem (1.36) kullanılarak hesaplanır.

$$\hat{\beta}_{0GEKK} = \bar{y} - \bar{\mathbf{x}}' \hat{\beta}_{GEKK} \quad (1.36)$$

GEKK tahmincisi, $\hat{\beta}_{GEKK}$, GİT ve Gruplar Arası Tahmin (GAT) yöntemlerinden elde edilen tahmin edicilerin ağırlıklı ortalamasıdır.

$$\Delta = \psi T \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' Q \mathbf{X}_i + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right] \quad (1.37)$$

Δ bir ağırlık matrisi olmak üzere Denklem (1.35)'te yer alan $\hat{\beta}_{GEKK}$, GİT ve GAT tahmincileri için ayrıştırılarak Denklem (1.38)'de verilmektedir.

$$\hat{\beta}_{GEKK} = \Delta \hat{\beta}_{GAT} + (\mathbf{I}_K - \Delta) \hat{\beta}_{GIT} \quad (1.38)$$

Gruplar arası değişimi göz ardı eden GAT yönteminin tahmincisi Denklem (1.39)'da yer almaktadır.

$$\hat{\beta}_{GAT} = \left[\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right] \quad (1.39)$$

$\psi \rightarrow 1$ olması durumunda $\hat{\delta}_{GEKK}$, EKK tahmin edicisine yakınsamaktadır. $\psi \rightarrow 0$ durumunda $\hat{\beta}_{GEKK}$, GİT tahmin edicisine dönüşmektedir. $\hat{\beta}_{GEKK}$, GİT ve GAT tahmincilerinin bir bileşimi olduğu için EKK, GİT ve GAT tahmincilerinden daha etkindir (Hsiao, 2013: 43).

$\hat{\beta}_{GEKK}$ 'in kovaryans matrisi Denklem (1.40) ile hesaplanır.

$$Var(\hat{\beta}_{GEKK}) = \sigma_{\varepsilon}^2 \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' Q \mathbf{X}_i + T\psi \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \quad (1.40)$$

$\psi > 0$ olduğu için; $\hat{\beta}_{GIT}$ ve $\hat{\beta}_{GEKK}$ 'nin kovaryans matrisleri arasındaki fark pozitif tanımlı bir matristir. Bununla birlikte N sabit olduğunda, $T \rightarrow \infty$ iken $\psi \rightarrow 0$ olacaktır. $(1/NT) \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i$ ve $(1/NT) \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' Q \mathbf{X}_i$ 'nin sonlu pozitif tanımlı matrislere yakınsaması varsayımı altında, $T \rightarrow \infty$ iken $\hat{\beta}_{GEKK} \rightarrow \hat{\beta}_{GIT}$ ve $Var(\sqrt{T} \hat{\beta}_{GEKK}) \rightarrow Var(\sqrt{T} \hat{\beta}_{GIT})$ olur. Bunun nedeni $T \rightarrow \infty$ iken her i için sonsuz sayıda gözlem olmasıdır (Hsiao, 2013: 43).

1.2.3.1.2. En Yüksek Olabilirlik Yöntemi

GEKK yönteminde hataların normal dağıldığı varsayımı yapılmamaktadır. α_i ve ε_{it} tesadüfi ve normal dağıldığında olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden EYO yöntemi tercih edilebilir (Cameron ve Trivedi, 2005: 736). Olabilirlik fonksiyonunun logaritması Denklem (1.41)'e eşittir.

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N}{2} \log |V| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - e\beta_0 - \mathbf{X}_i\beta)' V^{-1} (\mathbf{y}_i - e\beta_0 - \mathbf{X}_i\beta) \quad (1.41)$$

Denklem (1.31)'de yer alan $\mathbf{u}_i$ 'nin varyans-kovaryans matrisinin tersi kullanılarak $|V|$, Denklem (1.42)'ye eşit olmaktadır.

$$|V| = \sigma_\varepsilon^{2(T-1)} (\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2) \quad (1.42)$$

$|V|$, Denklem (1.41)'de yerine koyulduğunda olabilirlik fonksiyonunun logaritması Denklem (1.43)'e dönüşür.

$$\begin{aligned} \log L = & -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N(T-1)}{2} \log \sigma_\varepsilon^2 - \frac{N}{2} \log (\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2) \\ & - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - e\beta_0 - \mathbf{X}_i\beta)' Q (\mathbf{y}_i - e\beta_0 - \mathbf{X}_i\beta) \\ & - \frac{T}{2(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2)} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \beta_0 - \beta' \bar{\mathbf{x}}_i)^2 \end{aligned} \quad (1.43)$$

$(\beta_0, \beta', \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\alpha^2) = \tilde{\mathbf{Q}}'$ 'nın EYO tahmincisi, Denklem (1.44), (1.45), (1.46) ve (1.47)'deki birinci derece koşulları eşanlı olarak çözülerek elde edilmektedir.

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta_0} = \frac{T}{(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2)} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \beta_0 - \bar{\mathbf{x}}_i\beta) = 0 \quad (1.44)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \log L}{\partial \beta} = & \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} \left[\sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - e\beta_0 - \mathbf{X}_i\beta)' Q \mathbf{X}_i \right. \\ & \left. + \frac{T\sigma_\varepsilon^2}{(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2)} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \beta_0 - \bar{\mathbf{x}}_i\beta) \bar{\mathbf{x}}_i' \right] = 0 \end{aligned} \quad (1.45)$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \log L}{\partial \sigma_\varepsilon^2} = & -\frac{N(T-1)}{2\sigma_\varepsilon^2} - \frac{N}{2(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2)} \\
& + \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^4} \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - e\beta_0 - \mathbf{X}_i\beta)' \mathbf{Q} (\mathbf{y}_i - e\beta_0 - \mathbf{X}_i\beta) \\
& + \frac{T}{2(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2)^2} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \beta_0 - \bar{\mathbf{x}}_i'\beta)^2 = 0
\end{aligned} \tag{1.46}$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \sigma_\alpha^2} = -\frac{NT}{2(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2)} + \frac{T^2}{2(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2)^2} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \beta_0 - \bar{\mathbf{x}}_i'\beta)^2 = 0 \tag{1.47}$$

Eşanlı çözümü oldukça karmaşık olan Denklem (1.44)-(1.47)'nin çözümünde Newton-Raphson iteratif süreci kullanılabilmektedir. Newton-Raphson iteratif süreci, $\tilde{\mathbf{Q}}$ için bir başlangıç değeri ($\hat{\mathbf{Q}}^{(1)}$) kullanır ve $\hat{\mathbf{Q}}^{(1)}$ 'i iterasyona başlamak için Denklem (1.48)'de yer alan formülde yerine koyar.

$$\hat{\mathbf{Q}}^{(j)} = \hat{\mathbf{Q}}^{(j-1)} - \left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial \tilde{\mathbf{Q}} \partial \tilde{\mathbf{Q}}'} \right]_{\tilde{\mathbf{Q}}=\hat{\mathbf{Q}}^{(j-1)}}^{-1} \frac{\partial \log L}{\partial \tilde{\mathbf{Q}}} \bigg|_{\tilde{\mathbf{Q}}=\hat{\mathbf{Q}}^{(j-1)}} \tag{1.48}$$

Denklem (1.48) ile $\tilde{\mathbf{Q}}$ 'nın düzenlenmiş tahmini $\hat{\mathbf{Q}}^{(2)}$ elde edilmektedir. Süreç j 'inci iteratif çözüm olan $\hat{\mathbf{Q}}^{(j)}$, $(j-1)$ 'inci iteratif çözüm olan $\hat{\mathbf{Q}}^{(j-1)}$ 'ya yaklaşıncaya kadar tekrarlanmaktadır.

T sabit olduğunda ve N sonsuza gittiğinde, EYO tutarlıdır ve Denklem (1.49)'da yer alan varyans-kovaryans matrisi ile asimptotik normal dağılmaktadır.

$$Var(\sqrt{N}\hat{\mathbf{Q}}_{EYO}) = NE \left[-\frac{\partial^2 \log L}{\partial \tilde{\mathbf{Q}} \partial \tilde{\mathbf{Q}}'} \right]^{-1} \tag{1.49}$$

T sabit olduğunda ve N sonsuza gittiğinde; β_0 , β ve σ_ε^2 'nin EYO tahmincileri, GİT'in tahmincilerine yakınsar ve tutarlıdır. Fakat σ_α^2 'nin EYO tahmincisi tutarsızdır.

Bunun nedeni T sabit olduğunda, N ne kadar büyük olursa olsun, α_i 'de yeterli değişimin olmamasıdır (Hsiao, 2013: 45-47).

1.2.3.2. İki Yönlü Tesadüfi Etkiler Modeli

Hem birim hem de zaman etkisinin bulunduğu ve bu etkilerin hata teriminin bileşeni olarak eklendiği modeller iki yönlü tesadüfi etkiler modeli olarak adlandırılır. İki yönlü tesadüfi etkiler modeli Denklem (1.50)'de gösterilmektedir.

$$y_{it} = \beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1.50)$$

Birim etki ve zaman etkisi hata terimi içerisinde yer aldığı için birleşik hata terimi;

$$u_{it} = \varepsilon_{it} + \alpha_i + \lambda_t \quad (1.51)$$

şeklinde olur. ε_{it} hata terimini, α_i birim etkinin hata terimini, λ_t zaman etkisinin hata terimini ve u_{it} birleşik hata terimini göstermektedir. Hata terimlerine ilişkin temel varsayımlar ise şu şekilde sıralanmaktadır:

- $E(\alpha_i) = E(\lambda_t) = E(\varepsilon_{it}) = 0$
- $E(\alpha_i \lambda_t) = E(\alpha_i \varepsilon_{it}) = E(\lambda_t \varepsilon_{it}) = 0$
- $E(\alpha_i \alpha_j) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2; & i = j \\ 0; & i \neq j \end{cases}$
- $E(\lambda_t \lambda_s) = \begin{cases} \sigma_\lambda^2; & t = s \\ 0; & t \neq s \end{cases}$
- $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2; & i = j, t = s \\ 0; & \text{diğer} \end{cases}$
- $E(\alpha_i \mathbf{x}_{it}') = E(\lambda_t \mathbf{x}_{it}') = E(\varepsilon_{it} \mathbf{x}_{it}') = 0$

GEKK yöntemi ile iki yönlü tesadüfi etkiler modelinde dönüşüm parametreleri (Güriş, 2015: 31-32);

$$\theta_1 = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{T\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2}} \quad (1.52)$$

$$\theta_2 = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{N\sigma_\lambda^2 + \sigma_\varepsilon^2}} \quad (1.53)$$

$$\theta_3 = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{T\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2}} - \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{N\sigma_\lambda^2 + \sigma_\varepsilon^2}} + \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{T\sigma_\alpha^2 + N\sigma_\lambda^2 + \sigma_\varepsilon^2}} \quad (1.54)$$

olmak üzere değişken dönüşümleri; Denklem (1.55), (1.56) ve (1.57)'deki gibi olacaktır (Metin, 2013: 42-43).

$$y_{it}^* = y_{it} - \theta_1 \bar{y}_i - \theta_2 \bar{y}_t + \theta_3 \bar{y} \quad (1.55)$$

$$\mathbf{x}_{it}^* = \mathbf{x}_{it} - \theta_1 \bar{\mathbf{x}}_i - \theta_2 \bar{\mathbf{x}}_t + \theta_3 \bar{\mathbf{x}} \quad (1.56)$$

$$u_{it}^* = u_{it} - \theta_1 \bar{u}_i - \theta_2 \bar{u}_t + \theta_3 \bar{u} \quad (1.57)$$

Dönüştürülmüş değişkenlere EKK uygulayarak GEKK tahmincisi $\hat{\beta}_{GEKK}$ Denklem (1.58) kullanılarak elde edilir.

$$\hat{\beta}_{GEKK} = (\mathbf{x}^* \mathbf{x}^*)^{-1} (\mathbf{x}^* \mathbf{y}^*) \quad (1.58)$$

İki yönlü tesadüfi etkiler modelinin tahmininde kullanılan yöntemlerden bir diğeri EYO yöntemidir. İki yönlü tesadüfi etkiler modelinin olabilirlik fonksiyonu Denklem (1.59)'da yer almaktadır.

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N}{2} \log |V| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \mathbf{X}_i \beta)' V^{-1} (\mathbf{y}_i - \mathbf{X}_i \beta) \quad (1.59)$$

Tek yönlü tesadüfi etkiler modelinin EYO tahmincileri elde edilirken yapılan işlemler burada da tekrarlanacaktır. İki yönlü model, zaman etkilerini de içerdiği için denklem sayısı bir fazla olacaktır.

1.3. HİPOTEZ TESTLERİ

Doğrusal panel veri modelleri arasında seçim yaparken kullanılabilecek birtakım testler bulunmaktadır. Bu testler ile modelde birim ve/veya zaman etkilerinin varlığı; eğer birim ve/veya zaman etkileri var ise bu etkilerin sabit mi yoksa tesadüfi mi olduğu belirlenmektedir. Bu bölümde doğrusal panel veri modellerinin seçiminde kullanılan temel testlerden kısaca bahsedilmektedir.

1.3.1. Sabit Etkiler ve Homojen Modellerin Karşılaştırılması

Sabit etkiler modelinde birim/zaman etkilerin varlığını araştırırken; tek yönlü modellerde birim gölge değişkenlerinin, iki yönlü modellerde ise birim ve zaman gölge değişkenlerinin topluca anlamlılığının F-testi ile sınanması gerekmektedir.

Tek yönlü sabit etkiler modelinde birim etkilerin varlığı sınanırken Denklem (1.60)'ta yer alan birim etkilerin sıfıra eşit olduğunu belirten temel hipotez kullanılır.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} = 0 \quad (1.60)$$

Burada bahsedilen F-testi; havuzlanmış modelin EKK regresyonunun hata kareler toplamı (HKT_R) ve sabit parametrelili GDEKK regresyonunun hata kareler toplamının (HKT_U) basit bir Chow (1960) testidir. F-testine göre havuzlanmış model sınırlandırılmış, sabit etkiler modeli ise sınırlandırılmamış model olarak adlandırılır. Burada temel hipotez; sınırlandırılmış model doğrudur, şeklinde de kurulabilir. K açıklayıcı değişken sayısını vermek üzere, havuzlanmış modeli tek

yönlü sabit etkiler modeline karşı sınayan F istatistiği Denklem (1.61)'de yer almaktadır.

$$F = \frac{(HKT_R - HKT_U)/(N-1)}{HKT_U/(NT - N - K)} \quad (1.61)$$

Test istatistiği, $F_{(N-1),(NT-N-K)}$ dağılımı göstermektedir. Temel hipotezin reddedilmemesi durumunda havuzlanmış model tercih edilir (Baltagi, 2005: 13).

Havuzlanmış modele karşı, iki yönlü sabit etkiler modeli test edilirken Denklem (1.62)'de yer alan hipotez kullanılmaktadır.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} = 0 \text{ ve } H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0 \quad (1.62)$$

Model iki yönlü olduğunda F istatistiği de Denklem (1.63)'e dönüşür.

$$F = \frac{(HKT_R - HKT_U)/(N+T-2)}{HKT_U/[(N-1)(T-1) - K]} \quad (1.63)$$

Test istatistiği; $(N+T-2)$ ve $(NT - N - T - K + 1)$ serbestlik dereceli F dağılımı göstermektedir. Temel hipotezin reddedilmemesi durumunda gölge değişkenler anlamsız olacağı için havuzlanmış modelin tercih edilmesi uygun olur. N büyük olduğunda GİT'in hata kareler toplamı, HKT_U olarak kullanılabilir (Baltagi, 2005: 34).

1.3.2. Tesadüfi Etkiler ve Homojen Modellerin Karşılaştırılması

Lagrange Çarpanları (LM) testi, tesadüfi etkiler ve havuzlanmış model arasında tercih yaparken kullanılabilir. Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen LM testinde yalnızca EKK hata terimleri kullanılmaktadır, bu nedenle hesaplaması oldukça kolaydır. LM testinde birim, zaman veya hem birim hem de zaman etkilerinin modelde yer almasına göre test istatistikleri değişmektedir.

Tek yönlü tesadüfi birim etkilerin varlığı sınanırken kullanılan temel hipotez; $H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0$ olup, birim etki varyansının sıfırdan farklılığını sınamaktadır. LM test istatistiği Denklem (1.64)'te yer almaktadır.

$$LM_1 = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T u_{it} \right)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (1.64)$$

Tek yönlü tesadüfi zaman etkilerin varlığı sınanırken kullanılan temel hipotez; $H_0 : \sigma_\lambda^2 = 0$ olup, test istatistiği de Denklem (1.65) ile hesaplanmaktadır.

$$LM_2 = \frac{NT}{2(N-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T u_{it} \right)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (1.65)$$

Tek yönlü tesadüfi etkilerin sınıandığı LM testi, 1 serbestlik dereceli χ^2 dağılımı göstermektedir. Test sonucunda temel hipotez reddedilmezse havuzlanmış modelin geçerli olduğuna karar verilir.

İki yönlü tesadüfi etkilerin varlığı araştırılırken hipotez, $H_0 : \sigma_\alpha^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$ olmaktadır. Test istatistiği ise tek yönlü tesadüfi birim ve tek yönlü tesadüfi zaman etkilerin varlığı sınanırken kullanılan test istatistiklerinin toplamına eşit olur.

$$LM = LM_1 + LM_2 \quad (1.66)$$

χ^2 dağılımı gösteren LM testinin, iki yönlü modelde serbestlik derecesi 2 olmaktadır.

Tesadüfi etkiler ve havuzlanmış model arasında tercih yaparken kullanılabilecek bir diğer test, Olabilirlik Oran (LR) testidir. LR istatistiği hesaplanırken tesadüfi etkiler modeli ve havuzlanmış model EYO yöntemi ile tahmin

edilmektedir. Bu iki tahmine ait logaritmik olabilirlik değerleri kullanılarak test gerçekleştirilmektedir. Sıfır hipotezi, iki modelin artıkları arasında fark olmadığını, homojen modelin geçerli olduğunu söyleyen LR testinin test istatistiği, Denklem (1.67) ile hesaplanır.

$$LR = -2[L_R - L_U] \quad (1.67)$$

L_R , havuzlanmış modelin; L_U ise tesadüfi etkiler modelinin olabilirlik fonksiyonunun logaritmik değerini göstermektedir. İki modelin parametre sayıları arasındaki fark, kısıt sayısını vermektedir. q kısıt sayısını göstermek üzere; LR test istatistiği q serbestlik dereceli χ^2 dağılımı göstermektedir. Temel hipotezin reddedilmemesi durumunda havuzlanmış model tercih edilir (Tatoğlu, 2012a: 168).

Moulton ve Randolph (1989), havuzlanmış modeli sabit etkiler modeline karşı test eden F-testinin tek yönlü tesadüfi etkiler modelinin testinde de iyi performans gösterdiğini ispatlamıştır.

1.3.3. Sabit Etkiler ve Tesadüfi Etkiler Modellerinin Karşılaştırılması

Buraya kadar bahsedilen testler sabit etkiler ve tesadüfi etkiler arasında seçim yapmamıza yardımcı olmamaktadır. Söz konusu testler ile havuzlanmış modelin geçerliliği, diğer bir deyişle modelde birim ve/veya zaman etkilerin varlığı sınanabilmektedir. Bu testlerin reddedilmesi durumunda modelde birim ve/veya zaman etkilerinin var olduğu ispatlanmakta ve bu etkilerin sabit mi yoksa tesadüfi mi olduğuna karar verilmesi gerekmektedir.

Panel veri modelleri arasında seçim yaparken uygulanan test sonuçları kadar önsel bilgiler ve bu bilgiler doğrultusunda yapılan tercihlerde önem kazanmaktadır. Sabit ve tesadüfi etkiler modelleri arasında önsel tercihte bulunurken α_i 'nin incelenmesi bir yöntem olarak karşımıza çıkmaktadır. α_i tahmin edilen bir parametre ise sabit etkiler, dağılımdan elde edilen tesadüfi bir değişken ise tesadüfi etkilerin varlığından söz edilecektir. Panel verinin yatay kesit boyutu önsel tercih açısından önemli bilgiler barındırmaktadır. Yatay kesit ülkeler, şehirler gibi tesadüfi

olarak seçilmeyen birimlerden oluşuyorsa α_i bir sabit parametre olarak değerlendirilir ve sabit etkiler varsayımı altında model tahminleri gerçekleştirilir. Fakat yatay kesitin anakütleden tesadüfi olarak çekilen bireyler, firmalar gibi birimlerden oluşması birim etkilerin de tesadüfi olmasına neden olur. Bu durumda da tesadüfi etkiler modelleri tercih edilir.

Önsel tercihte bulunurken dikkate alınabilecek bir diğer kriter olarak çalışmanın amacı gösterilmektedir. Modelin tahmin edilmesi ile belirli bir birim için çıkarsamalarda bulunmak amaçlanıyorsa sabit etkiler modeli tercih edilir. Diğer taraftan örneklem büyük bir anakütleden elde edildiyse ve bu anakütle hakkında genel çıkarsamalar yapılmak amaçlanıyorsa tesadüfi etkiler varsayımı altında model tahminin gerçekleştirilmesi daha uygun olur.

Birim değişmezi ve zaman değişmezi değişkenleri sabit etkiler modelinin tahmin aşamasında modelden düşmekte ve tahmin edilememektedir. Bu değişkenlerin tahmin edilmesi çalışma açısından önemli ise tesadüfi etkiler modelinin tercih edilmesi faydalıdır (Hill ve diğerleri, 2011: 557).

Panel veriler genellikle büyük yatay kesit boyutu ve kısa zaman boyutundan oluşmaktadır. Yatay kesit boyutunun fazla olduğu durumda sabit etkiler modelinin tercih edilmesi serbestlik derecesi sorunu nedeniyle olabilecektir. Bu durumda tesadüfi etkiler modeli tercih edilebilir (Greene, 2012a: 419).

Sabit etkiler modelinde açıklayıcı değişkenler ile birim etki arasında korelasyona izin verilirken, tesadüfi etkiler modelinde korelasyona izin verilmez. Bu noktada açıklayıcı değişkenler ile α_i arasındaki ilişkinin incelenmesi önem kazanmaktadır. Aralarında korelasyon olması durumunda sabit etkiler tahmincileri tutarlı ve etkin tahminler verirken, tesadüfi etkiler tutarsızdır. Açıklayıcı değişkenler ile α_i arasında korelasyon olmaması durumunda ise hem sabit ve hem de tesadüfi etkiler tahmincileri tutarlıdır. Fakat tesadüfi etkiler tahmincileri, daha etkin olacağı için tercih edilir (Tatoğlu, 2012a: 163).

Hausman (1978) modellerdeki tanımlama hatasını sınamak amacıyla spesifikasyon testi geliştirmiştir. Hausman testi panel veri analizinde sabit ve tesadüfi etkiler tahmincileri arasında seçim yaparken de kullanılmaktadır. Hausman testi, açıklayıcı değişkenler ile hata bileşenleri arasında korelasyon olup olmasını ölçmektedir. Bahsedildiği üzere sabit etkiler ve tesadüfi etkiler arasındaki en temel

farklılık hata bileşenleri ve açıklayıcı değişkenler arasındaki korelasyon durumundan kaynaklanmaktadır. Tesadüfi etkiler modelinde hata bileşenleri ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon olmaması durumunda, tesadüfi etkiler modelinin geçerli olmasına dayanarak Hausman testi uygulanmaktadır.

Hausman testinde temel hipotez; "açıklayıcı değişkenler ile hata bileşenleri arasında korelasyon yoktur" şeklinde kurulmaktadır. Temel hipotezin reddedilmemesi tesadüfi etkilerin seçilmesi gerektiğini bildirmektedir.

Hausman test istatistiği, sabit etkiler için GİT ve tesadüfi etkiler için GEKK tahmincilerinin varyans-kovaryans matrisleri arasındaki fark kullanılarak hesaplanmaktadır. Test uygulanırken, varyans kovaryans matrisinin tutarlı tahminini veren Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler yöntemi ile tesadüfi etkiler modeli tahmin edilebilir. Denklem (1.68)'de yer alan Hausman test istatistiği k serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır.

$$H = (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE})' [\text{var}(\hat{\beta}_{SE}) - \text{var}(\hat{\beta}_{TE})]^{-1} (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE}) \quad (1.68)$$

Test istatistiğinde yer alan $\hat{\beta}_{SE}$ sabit etkiler modelinin, $\hat{\beta}_{TE}$ ise tesadüfi etkiler modelinin parametre tahmincilerini göstermektedir. $\text{var}(\hat{\beta}_{SE})$ ve $\text{var}(\hat{\beta}_{TE})$ de sabit ve tesadüfi etkiler modellerine ilişkin asimptotik varyans-kovaryans matrislerini ifade etmektedir. Hausman test istatistiği k (parametre sayısı) serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır. Temel hipotezin reddedilmemesi durumunda parametreler arasındaki fark sistematik değildir, hata bileşenleri ve açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yoktur, tesadüfi etkiler modelinin seçilmesi uygundur.

Sabit etkiler ve tesadüfi etkiler arasında seçim yapmak ekonometri literatüründe önemli bir tartışma konusudur. Literatürde Hausman testine alternatif olarak geliştirilmiş testler bulunmaktadır. Chamberlain (1984) sabit etkiler modelinde parametrelere test edilebilir kısıtlamalar getirildiğini ve araştırmacının sabit etkiler modelini benimsemeden önce bu kısıtlamaları kontrol etmesi gerektiğini belirtmektedir. Hausman ve Taylor (1981) ise bazı açıklayıcı değişkenlerin birim etkiler ile arasında ilişki olmasına izin vermiştir. Bu durumda Hausman (1978) testinden sonra Chamberlain (1984) tarafından önerilen sabit etkiler modelinin

kısıtlamaları ve Hausman ve Taylor (1981) spesifikasyonunun uygun bir alternatif olabileceđi test edilerek karar verilebilir (Baltagi, 2005: 19).



İKİNCİ BÖLÜM

PANEL VERİ KESİKLİ TERCİH MODELLERİ

Bağımlı değişkenin kategorik olduğu durumlarda panel veri kesikli tercih modelleri kullanılmaktadır. Panel veri kesikli tercih modelleri bağımlı değişkenin özelliklerine göre farklılık göstermektedir. Bağımlı değişkenin 0 ve 1 gibi iki değer aldığı modeller iki durumlu panel tercih modelleri ile incelenirken, ikiden fazla (1, 2, 3, ...) kategoriden oluştuğu durumlar ise çok durumlu panel tercih modelleri ile incelenmektedir. Bağımlı değişkenin kategorik olduğu panel veri modelleri incelenirken, zaman içinde birimlerin kategoriler arasındaki hareketliliğini inceleyen geçiş modelleri de oldukça tercih edilmektedir.

Çalışmada bireylerin işgücüne katılım kararlarının belirleyicileri panel veri kesikli tercih modelleri ile araştırılmaktadır. Bu bağlamda panel veri kesikli tercih modellerinin anlatıldığı ikinci bölüm üç alt başlıktan oluşmaktadır. İlk bölümde bağımlı değişkenin iki kategoriden oluştuğu iki durumlu panel tercih modelleri ve tahmin yöntemleri incelenmektedir. Sonraki bölümde ise çok durumlu panel tercih modellerine değinilmekte ve tahminleme yöntemleri açıklanmaktadır. Son bölümde ise geçiş modellerinin teorik çerçevesi ortaya koyulmaktadır.

2.1. İKİ DURUMLU PANEL TERCİH MODELLERİ

Birçok iktisadi çalışmada bağımlı değişken, kategorik bir değişken olarak karşımıza çıkmaktadır. Hanenin araba satın alma, bireyin işgücüne katılma, bankanın kredi talebini reddetmesi gibi durumlar kategorik değişkenlere örnek olarak gösterilebilir. Bağımlı değişkenin iki durumlu kategorik bir değişkenden oluştuğu panel veriler ile oluşturulan modeller, İki Durumlu Panel Tercih Modelleri olarak adlandırılmaktadır. Birinci bölümde panel veri modelleri incelenirken çizilen çerçeve doğrultusunda bu bölümde de öncelikle birim ve zaman etkilerinin olmadığı durumlarda tercih edilen Havuzlanmış İki Durumlu Tercih Modelleri açıklanmaktadır. Daha sonra Sabit Etkiler Tercih Modelleri ve Tesadüfi Etkiler Tercih Modelleri ile tahminleme yöntemleri incelenmektedir.

Birinci bölümde de bahsedildiği üzere tesadüfî ve sabit etkiler arasındaki seçim, gözlenemeyen birim etki α_i ve açıklayıcı değişkenler $\mathbf{x}_{it}$ arasındaki ilişkinin varlığına göre belirlenmektedir. α_i 'nin, $\mathbf{x}_{it}$ ile ilişkisiz olması durumunda; $f(\alpha_i | \mathbf{x}_{it})$ koşullu dağılımı $\mathbf{x}_{it}$ 'den bağımsız olur ve tesadüfî etkiler modeli geçerlidir. Ayrıca bu durum, heterojenliğin dağılımı üzerinde bir sınırlama getirmektedir. Heterojenliğin dağılımı üzerinde bir kısıtlama olmaması durumunda α_i ve $\mathbf{x}_{it}$ korelasyonlu olabilir ve böylece sabit etkiler modeli söz konusudur. Doğrusal olmayan panel veri modellerinde tesadüfî etkiler modelini tahmin ederken heterojenlik ile ilgili güçlü varsayımların yapılması gerekirken; sabit etkiler modeli tahmininde rastlantısal parametre problemi nedeniyle EYO tahmincisi tutarsız olmaktadır (Greene, 2012a: 757).

Tesadüfî etkiler tahmincisi, sabit etkilere göre daha hassas tahminler vermektedir. Bunun nedenlerinden biri, birime özgü özellikleri yansıtan zaman değişmezi değişkenlerinin etkisini tahmin edebilmesidir. Sabit etkiler modelinde, zaman değişmezi değişkenleri değişken dönüşümü sonucunda modelden düşmekte ve tahmin edilememektedir. Tesadüfî etkiler tahmincisinin daha hassas olmasının bir diğer nedeni ise tahminlerde kullanılan bilgiler ile ilişkilidir. Sabit etkiler tahmincisi, açıklayıcı değişkenlerin y_{it} üzerindeki etkilerini tahmin ederken her bir birey için yalnızca $\mathbf{x}_{it}$ 'lerin ve y_{it} 'nin zaman içindeki değişimlerinden gelen bilgileri kullanmaktadır. Fakat, farklı $\mathbf{x}_{it}$ değerlerine karşılık, farklı bireyler arasında y_{it} 'nin nasıl değiştiğine ilişkin bilgiden faydalanmaz. Buna karşılık, tesadüfî etkiler tahmincisi her iki bilgi kaynağını da kullanmaktadır (Hill ve diğerleri, 2011: 557).

İki durumlu panel tercih modellerinin tahmin edilmesinde kullanılan parametrik, yarı parametrik ve simülasyona dayalı birçok yöntem bulunmaktadır ve bu alanda ki literatür hızla gelişmektedir. Bu bölümde en temel ve çok karşılaşılan tahminleme yöntemlerinden bahsedilmektedir.

2.1.1. Havuzlanmış İki Durumlu Tercih Modelleri

İki durumlu panel tercih modellerinde genel olarak bağımlı değişken, i . birim için t zamanında olayın meydana gelmesi (tercih edilmesi) durumunda 1

$(y_{it}=1)$, gerçekleşmemesi durumunda ise 0 ($y_{it}=0$) değerini alan iki durumlu tercih değişkeni ile temsil edilmektedir. t zamanında i . birey için; olayın meydana gelmesi olasılığı $p_{it} = \Pr(y_{it} = 1)$ ve olayın meydana gelmemesi olasılığı $1 - p_{it} = \Pr(y_{it} = 0)$ olmak üzere, y_{it} 'nin beklenen değeri Denklem (2.1)'de yer almaktadır.

$$\begin{aligned} E(y_{it}) &= 0 \times \Pr(y_{it} = 0) + 1 \times \Pr(y_{it} = 1) \\ &= 0 \times (1 - p_{it}) + 1 \times p_{it} = p_{it} \end{aligned} \quad (2.1)$$

y_{it} 'nin varyansı ise Denklem (2.2)'ye eşittir.

$$\text{var}(y_{it}) = p_{it}(1 - p_{it}) \quad (2.2)$$

Sabit ve eğim parametrelerinin birim ve zamana göre değişmediği, panel verinin gözlenemeyen birim ve zaman etkilerini içermediği durumda olayın meydana gelme olasılığı, açıklayıcı değişkenlerin bir fonksiyonu olarak Denklem (2.3)'teki gibi modellenmektedir.

$$\Pr[y_{it} = 1 | \mathbf{x}_{it}] = E(y_{it} | \mathbf{x}_{it}) = F(\beta' \mathbf{x}_{it}) \quad (2.3)$$

$\mathbf{x}_{it}$, zaman kuklaları, zamana göre değişmeyen ya da zamana göre değişen değişkenler ile zaman kuklalarının etkileşimini ve gecikmeli bağımlı değişkenler gibi çeşitli faktörleri de temsil edebilen (sabit de içeren) açıklayıcı değişkenler vektörüdür. β ise söz konusu açıklayıcı değişkenlerin parametre vektörüdür. F , kümülatif dağılım fonksiyonunu göstermek üzere farklı tanımlamaları için farklı modeller elde edilmektedir. Bu dağılımlardan biri normal dağılım olup, bağımlı değişkenin kesikli olduğu durumda Doğrusal Olasılık Modeli olarak adlandırılmaktadır (Baltagi, 2005: 209). Doğrusal olasılık panel veri modeli Denklem (2.4)'te yer almaktadır.

$$y_{it} = \beta' \mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (2.4)$$

$E(u_{it}) = 0$ varsayımı altında y_{it} 'nin beklenen değeri ve varyansı, sırasıyla Denklem (2.5) ve (2.6)'daki gibidir.

$$E(y_{it}) = p_{it} = \beta' \mathbf{x}_{it} \quad (2.5)$$

$$\text{var}(y_{it}) = \beta' \mathbf{x}_{it} (1 - \beta' \mathbf{x}_{it}) \quad (2.6)$$

Doğrusal olasılık modelleri, doğrusal modellerin tahmininde basit ve bilinen yöntemlerin kullanılmasını sağladığı için geniş bir uygulama alanı bulmaktadır. Ayrıca, parametre yorumları ve uygulaması kolay olduğundan dolayı da tercih edilmektedir. Tesadüfi bir örneklem için β 'nın EKK tahmincileri tutarlı ve asimptotik normal dağılmaktadır. Ancak doğrusal olasılık modellerinin birçok eksiklikleri bulunmaktadır. Bunlardan ilki doğrusal olasılık modellerinde, hata terimlerinin sabit varyans ve normal dağılım varsayımlarının sağlanmamasıdır. Regresyon modelinde hata teriminin sürekli dağılıma sahip olduğu kabul edilse de bağımlı değişkenin sadece 0 ve 1 değerlerini alan kesikli bir değişken olması doğrusal olasılık modelinin bir eksikliği olarak karşımıza çıkmaktadır. Bir diğer eksiklik doğrusal olasılık modelinde $\beta' \mathbf{x}_{it}$ 'nin artı ve eksi sonsuz arasında değerler alabilmesidir. Oysaki y_{it} 'nin beklenen değeri bir olasılıktır ve bu nedenle 0 ve 1 arasında değişmesi gerekmektedir. Söz konusu eksiklikler farklı dağılımların tercih edilmesi ile ortadan kaldırılabilmektedir (Akay, 2015: 177). Literatürde, lojistik dağılım gösteren Logit Model ve standart normal dağılım gösteren Probit Model en fazla tercih edilen modeller olarak karşımıza çıkmaktadır.

Doğrusal olasılık modellerinin eksikliklerini ortadan kaldırmak amacıyla tercihin, açıklayıcı değişkenlerin bir fonksiyonu olarak ifade edildiği alternatif modeller dikkate alınmaktadır.

$$p_{it} = F(\beta' \mathbf{x}_{it}) = \Pr(y_{it} = 1 | \mathbf{x}_{it}) \quad (2.7)$$

Denklem (2.7)'de yer alan $F(.)$ kümülatif dağılım fonksiyonu için iki dağılım öne çıkmaktadır. Bunlardan ilki Denklem (2.8)'de yer alan lojistik dağılımdır.

$$F(z) = \frac{1}{1 + e^{-z}} = \frac{e^z}{e^z + 1} \quad (2.8)$$

$F(.)$ kümülatif dağılım fonksiyonunun diğer dağılımı $\Phi(.)$ ile gösterilen standart normal dağılım fonksiyonudur ve bu fonksiyon probit modele götürmektedir (Hsiao, 2013: 231).

$$F(z) = \Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z \exp(-v^2 / 2) dv \quad (2.9)$$

Seçimin özdeşlik fonksiyonu (identity function), $F(z) = z$, doğrusal olasılık modelini vermektedir. Böylece F 'nin doğrusal olmayan seçimlerine odaklanılmaktadır. Fonksiyonun tersi, F^{-1} , açıklayıcı değişkenlerde doğrusal olan olasılık yapısını belirtmektedir.

$$F^{-1}(p_{it}) = \beta' \mathbf{x}_{it} \quad (2.10)$$

Logit ve probit fonksiyonları oldukça benzerdir. Bu benzerlik birçok veri seti için iki spesifikasyon arasında ayırım yapmanın çok zor olacağı anlamına gelmektedir. Bu nedenle fonksiyon seçimi büyük ölçüde analistin tercihine dayanmaktadır.

Logit ve probit modeller eşik değer ve tesadüfi fayda yaklaşımları ile açıklanabilmektedir³. Eşik değer yaklaşımı doğrultusunda;

$$y_{it}^* = \beta' \mathbf{x}_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (2.11)$$

³ Lojistik dağılım fonksiyonu kapalı-form ile ifade edilebilirken normal dağılım fonksiyonu buna imkan vermemektedir. Bu nedenle açıklamalar Logit Model üzerinden yapılmaktadır.

Denklem (2.11)'deki doğrusal modelde yer alan y_{it}^* gözlenemeyen gizil değişken olarak ifade edilmektedir. Bağımlı değişkenin iki durumlu olduğu modellerde y_{it}^* , ancak belirli bir eşik değer aşıldığında gözlenebilir. Basit olması için eşik değerin 0 olduğu varsayımı altında Denklem (2.12)'deki eşitlik gözlenmektedir.

$$y_{it} = \begin{cases} 0 & y_{it}^* \leq 0 \\ 1 & y_{it}^* > 0 \end{cases} \quad (2.12)$$

Hataların logit dağılıma uyduğu varsayımı altında Denklem (2.13) elde edilmektedir.

$$\Pr(\varepsilon_{it}^* \leq a) = \frac{1}{1 + \exp(-a)} \quad (2.13)$$

Logit dağılım sıfır etrafında simetrik olduğu için, ε_{it}^* hata terimlerinin de simetrik dağıldığı varsayılmaktadır.

$$\Pr(\varepsilon_{it}^* \leq a) = \Pr(-\varepsilon_{it}^* \leq a) \quad (2.14)$$

Bu durumda olayın tercih edilme olasılığı Denklem (2.15)'te verilmektedir.

$$\begin{aligned} p_{it} &= \Pr(y_{it} = 1) = \Pr(y_{it}^* > 0) = \Pr(\varepsilon_{it}^* \leq \beta' \mathbf{x}_{it}) \\ &= \frac{1}{1 + \exp(-\beta' \mathbf{x}_{it})} = F(\beta' \mathbf{x}_{it}) \end{aligned} \quad (2.15)$$

Logit ve probit modellerini açıklamakta kullanılan diğer yaklaşım, tesadüfi fayda yaklaşımıdır. İktisadi uygulamalarda bir bireyin iki alternatif arasında seçim yaptığı düşünülmektedir. Burada, alternatifler arasındaki seçim, gözlenemeyen tesadüfi fonksiyon ile sıralanmakta ve bireyler kendisine en yüksek faydayı sağlayan alternatifi seçmektedir (Frees, 2004: 320-321).

Fayda, Denklem (2.16)'daki gibi modellenmektedir.

$$U_{ijt} = u_{it}(V_{ijt} + \varepsilon_{ijt}) \quad (2.16)$$

Burada u_{it} , birey i 'nin t zamanında sağladığı faydayı göstermektedir. j , 0 veya 1 değerlerini almak üzere; V_{ijt} , alternatifte karşılık gelen temel değeri ifade etmektedir. ε_{ijt} de tesadüfi hatadır. $U_{it1} > U_{it0}$ olduğunda, bireyin $j=1$ 'e karşılık gelen alternatifi seçtiği varsayılmaktadır ve $y_{it} = 1$ olarak gösterilir. u_{it} 'nin artan bir fonksiyon olduğu varsayımı altında Denklem (2.17) elde edilmektedir.

$$\begin{aligned} \Pr(y_{it} = 1) &= \Pr(U_{it0} < U_{it1}) = \Pr[u_{it}(V_{it0} + \varepsilon_{it0}) < u_{it}(V_{it1} + \varepsilon_{it1})] \\ &= \Pr(\varepsilon_{it0} - \varepsilon_{it1} < V_{it1} - V_{it0}) \end{aligned} \quad (2.17)$$

V_{ijt} 'nin açıklayıcı değişkenlerin bilinmeyen doğrusal bir kombinasyonu olduğu varsayımı ile $V_{it0} = 0$ ve $V_{it1} = \beta'x_{it}$ olduğu kabul edilmektedir. Hatalar arasındaki fark, $\varepsilon_{it0} - \varepsilon_{it1}$, normal veya lojistik olarak alınabilmektedir. Eğer bu fark normal dağılım gösteriyor ise probit, lojistik dağılım gösteriyor ise logit modelden söz edilmektedir.

Lojistik dağılım fonksiyonu, normal dağılım fonksiyonunun aksine, kapalı-form ifadesine imkan vermektedir. $p = F(z)$ eşitliği kullanılarak F 'nin tersi;

$$z = F^{-1}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) \quad (2.18)$$

olarak hesaplanmaktadır. Basitleştirmek için logit fonksiyonu Denklem (2.19)'daki gibi tanımlanabilir.

$$\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) \quad (2.19)$$

$p/(1-p)$ oranı bahis oranını ifade etmektedir. Logit ise logaritmik bahis oranı fonksiyonudur. Bağımlı değişken y iki durumlu iken; $y=1$ olma olasılığı p 'yi bilmek, dağılımı özetlemektedir. Bir lojistik regresyon modeli ile açıklayıcı değişkenlerin doğrusal kombinasyonu, başarı olasılığının logiti olarak ifade edilir. Denklem (2.20)'de lojistik regresyon modeli yer almaktadır.

$$\text{logit}(p_{it}) = \beta'x_{it} \quad (2.20)$$

2.1.1.1. En Yüksek Olabilirlik Yöntemi

Havuzlanmış panel tercih modellerinin tahmininde en çok kullanılan yöntem EYO'dur. Olabilirlik, yoğunluk veya kümülatif fonksiyonun gözlemlenen değeridir. Tek bir gözlem için olabilirlik Denklem (2.21)'deki gibi olacaktır.

$$\begin{cases} 1-p_{it} & ; y_{it}=0 \\ p_{it} & ; y_{it}=1 \end{cases} \quad (2.21)$$

EYO'nun amacı en yüksek olabilirliği üreten parametre değerlerini bulmaktır. Logaritmik fonksiyonun en yüksek olabilirliğini bulmak, genellikle karşılık gelen fonksiyonun en yüksekini bulmak ile aynı sonucu sağlamaktadır. Logaritmik olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonunda kullanılan tekrarlı yöntemlerden biri Newton-Raphson algoritmasıdır. Bu algoritma ile öncelikle β 'nın ilk tahmini elde edilmektedir. Elde edilen tahmin kullanılarak tekrar tahmin yapılmaktadır. Bu tekrarlı tahminler birbirine çok yaklaşıncaya kadar devam ettirilir. β tahminlerini elde etmede baş vurulan başka bir tekrarlı yöntem ise Fisher skorlamasıdır. Bu algoritmada, beklenen bilgi matrisleri kullanılarak β 'lar tahmin edilmektedir (Akay, 2015: 179).

Genel olarak hesaplama açısından daha kolay olan logaritmik (log) olabilirlik Denklem (2.22)'deki gibi yazılmaktadır.

$$\begin{cases} \log(1 - p_{it}) & ; y_{it} = 0 \\ \log p_{it} & ; y_{it} = 1 \end{cases} \quad (2.22)$$

$p_{it} = F(\beta' \mathbf{x}_{it})$ olmak üzere, tek bir gözlemin logaritmik olabilirliği ise Denklem (2.23)'teki gibi olacaktır.

$$y_{it} \log F(\beta' \mathbf{x}_{it}) + (1 - y_{it}) \log(1 - F(\beta' \mathbf{x}_{it})) \quad (2.23)$$

Gözlemler arasında bağımsızlık varsayıldığında, veri setinin olabilirliği her gözlemin olabilirliklerinin çarpımına eşit olur. Böylece veri setinin logaritmik olabilirliği, gözlemlerin logaritmik olabilirlikleri toplamına eşittir. $t = 1, \dots, T$ ve $i = 1, \dots, N$ olmak üzere, veri setinin logaritmik olabilirliği Denklem (2.24)'te verilmektedir.

$$\log L = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \{y_{it} \log F(\beta' \mathbf{x}_{it}) + (1 - y_{it}) \log(1 - F(\beta' \mathbf{x}_{it}))\} \quad (2.24)$$

Logaritmik olabilirlik, verilerin sabit tutulduğu parametrelerin bir fonksiyonu olarak görülmektedir. Bunun aksine; bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonu, parametreler sabit tutulduğunda gerçekleşen verilerin bir fonksiyonudur.

EYO yöntemi, logaritmik olabilirlik değerini maksimize eden β değerlerini bulmaktır. Maksimumu bulmanın geleneksel yöntemi, ilgilenilen parametrelere göre kısmi türev almak ve bu denklemlerin köklerini bulmaktır. Bu durumda β 'ya göre kısmi türev almak tahmin ediciyi elde etmemizi sağlamaktadır (Frees, 2004: 324-325).

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} (y_{it} - F(\beta' \mathbf{x}_{it})) \frac{F'(\beta' \mathbf{x}_{it})}{F(\beta' \mathbf{x}_{it})(1 - F(\beta' \mathbf{x}_{it}))} = 0 \quad (2.25)$$

Model spesifikasyonu doğru ise Denklem (2.24)'ün maksimizasyonu $\sqrt{N}$ tutarlı ve asimptotik normal tahminci verecektir (Wooldridge, 2010: 609).

2.1.2. Sabit Etkiler İki Durumlu Tercih Modelleri

Panel veri ile çalışırken heterojenliği dikkate almak için sabit etkileri veya tesadüfi etkileri kullanan modellere başvurulmaktadır. Doğrusal modellerde; sabit etkiler formülasyonu, tesadüfi etkilerden daha basittir. Çünkü sabit etkiler modelleri, kovaryans modellerinin özel bir durumudur. Aksine, iki durumlu bağımlı değişkenlere sahip modeller gibi doğrusal olmayan örneklerde ise tesadüfi etkiler modelleri, sabit etkilere göre daha basit olmaktadır.

Havuzlanmış iki durumlu tercih modellerinde olduğu gibi sabit etkiler iki durumlu tercih modellerinde de olayın tercih edilme olasılığı; açıklayıcı değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının, doğrusal olmayan bir fonksiyonu olarak ifade edilecektir. Heterojenliği dikkate almak için gözlenemeyen birim etkiler modele Denklem (2.26)'daki gibi dahil edilmektedir.

$$p_{it} = \Pr(y_{it} = 1 | \mathbf{x}_{it}, \alpha_i) = F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it}) \quad (2.26)$$

Denklem (2.26)'da birime göre değişime sadece sabit parametrede yer verilmekte, eğim parametreleri birime ve zamana göre değişim içermemektedir. Eğim parametrelerinin de birime göre değiştiği modeller mümkündür; fakat sabit parametrenin birime göre değiştiği modellerin tahmin edilmesi bile oldukça zordur. Sabit etkiler iki durumlu tercih modelinde, α_i 'nin sabit olduğu varsayılmaktadır.

Gözlenemeyen birim etkilerin modele sabit etki olarak dahil edilmesi durumunda parametrik yöntemler ile modelin tahmin edilmesi mümkün olamayabilir. Dolayısıyla sabit etkiler formülasyonu, hesaplaması ve açıklaması oldukça zor olabilecek, özel tahmincilerin kullanılmasını gerektirir. EYO gibi standart tahminleme süreçleri, sabit etkiler tahmincilerinin istenen asimptotik özelliklere sahip olmamasına neden olmaktadır. Bu yöntemler içerisinde sadece üstel modeller için tahmin edici oluşturan Koşullu En Yüksek Olabilirlik (KEYO) yönteminin kullanılması uygundur. Sabit etkiler iki durumlu tercih modellerini tahmin etmede kullanılan yöntemlerin yardımcı dağılım varsayımlarına dayanması, yarı parametrik yöntemlerin gelişmesinde etkili olmuştur. Yarı parametrik yöntemlerde hataların

dağılımı için parametrik bir yapı belirtmek gerekmez (Arellano ve Honore, 2001: 3266).

Özellikle bilgisayar teknolojisindeki gelişmeler ile yarı parametrik yöntemlere ilişkin literatür de hızla gelişmektedir. Çalışmanın bu kısmında öncelikle EYO yöntemi anlatılmakta ve arkasından KEYO yöntemine geçilmektedir. Daha sonra yarı parametrik yöntemlerdeki gelişmelerden kısaca bahsedilmektedir. Son kısımda ise sabit birim etkilerin test edilmesine ilişkin bilgi verilmektedir.

2.1.2.1. En Yüksek Olabilirlik Yöntemi

Sabit etkiler tercih modellerinin tahmini EYO yöntemi ile yapılabilir. EYO yöntemi logaritmik olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonuna dayanmaktadır. Söz konusu maksimizasyon Newton-Raphson algoritması veya Fisher skorlaması kullanılarak gerçekleştirilir. Denklem (2.27)'de, veri setinin logaritmik olabilirliği yer almaktadır.

$$\log L = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \{y_{it} \log F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it}) + (1 - y_{it}) \log(1 - F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it}))\} \quad (2.27)$$

Bu logaritmik olabilirlik, α_i ve β 'nın EYO tahmincilerini elde etmek için maksimize edilmektedir. F 'nin logit spesifikasyonu Denklem (2.28)'deki gibidir.

$$p_{it} = F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it}) = \frac{1}{1 + \exp(-(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it}))} = \frac{\exp(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})}{1 + \exp(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})} \quad (2.28)$$

Denklem (2.27)'deki logaritmik olabilirlik, logit model için Denklem (2.29) şeklinde olacaktır.

$$\begin{aligned}
\log L &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left\{ \log(1 - F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})) + y_{it} \log \left(\frac{F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})}{1 - F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})} \right) \right\} \\
&= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \{ \log(1 - F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})) + y_{it} (\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it}) \} \\
&= - \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \log[1 + \exp(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})] + \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} (\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it}) \quad (2.29)
\end{aligned}$$

Basit hesaplamalar sonucunda α_i ve β tahmin edicileri Denklem (2.30) ve (2.31)'in çözülmesi ile elde edilir.

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left[- \frac{\exp(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})}{1 + \exp(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})} + y_{it} \right] \mathbf{x}_{it}' = 0 \quad (2.30)$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \alpha_i} = \sum_{t=1}^T \left[- \frac{\exp(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})}{1 + \exp(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})} + y_{it} \right] = 0 \quad (2.31)$$

Denklem (2.30) ve (2.31)'in kökleri, EYO tahmincilerini vermektedir (Hsiao, 1996: 415).

Gözlenemeyen birim etki α_i 'nin sabit olduğu varsayılırsa; hem α_i hem de β , Denklem (2.26)'da tahmin edilmesi gereken bilinmeyen parametrelerdir. T sonsuza giderken EYO tutarlı tahminler verir. Ancak panel verilerde genellikle zaman boyutu küçüktür. T sonlu olduğunda α_i hakkında bilgi elde etmek için sınırlı sayıda gözlem mevcuttur. Dolayısıyla Neyman ve Scott (1948) tarafından ortaya atılan ve Lancaster (2000) tarafından geliştirilen rastlantısal parametre problemi (incidental parameter problem) ortaya çıkar. Tahmincilerin büyük örnek özellikleri değerlendirilmek istendiğinde, α_i 'nin tahmini anlamsız olur. Bu nedenle sabit etkilerde β parametrelerinin tahminine odaklanılması gerekmektedir.

Doğrusal regresyon modellerinde, α_i birinci fark alma gibi doğrusal bir değişken dönüşümü ile kolaylıkla ortadan kaldırılabilirken; doğrusal olmayan modellerde rastlantısal parametreleri basit bir dönüşüm ile ortadan kaldırmak

oldukça zor olacaktır. Kesikli tercih modellerinde, α_i ve β 'nın EYO tahminleri birbirinden bağımsız değildir. T sabitlendiğinde; α_i 'nin tutarsız tahminleri, β tahminlerini de etkiler. Bu nedenle, N ne kadar büyük olursa olsun, T sonlu ise β 'nın EYO tahmini tutarsızdır (Hsiao, 2013: 236-237).

Daha anlaşılır olması için açıklayıcı değişkenlerin olmadığı varsayımı altında Denklem (2.31)'den α_i 'nin tahmin edicisi Denklem (2.32)'deki gibi elde edilmektedir.

$$\frac{\partial \log L}{\partial \alpha_i} = \sum_{i=1}^T \left\{ -\frac{\exp(\alpha_i)}{1 + \exp(\alpha_i)} + y_{it} \right\} = 0 \quad (2.32)$$

α_i 'nin EYO tahmincisinin ($\alpha_{i,EYO}$) çözülmesi ile Denklem (2.33)'e ulaşılmaktadır.

$$\bar{y}_i = \frac{\exp(\alpha_{i,EYO})}{1 + \exp(\alpha_{i,EYO})} \quad (2.33)$$

Denklem (2.33), Denklem (2.34)'teki gibi de yazılabilir.

$$\alpha_{i,MLE} = \text{logit}(\bar{y}_i) \quad (2.34)$$

Böylece, $\bar{y}_i = 1$ ise $\alpha_{i,MLE} = \infty$ ve $\bar{y}_i = 0$ ise $\alpha_{i,MLE} = -\infty$ olur. Bu koşullar altında sabit parametre tahmincileri güvenilir değildir. Sabit parametre tahmincileri sonlu olsa bile β parametrelerinin EYO tahminleri, sabit etkiler iki durumlu tercih modellerinde tutarsızdır (Frees, 2004: 336).

2.1.2.2. Koşullu En Yüksek Olabilirlik Yöntemi

Sabit etkiler varsayımı altında küçük örneklerde EYO yöntemi tutarsız tahmin ediciler vermektedir. Bu durumda parametre tahmininde KEYO

önerilmektedir. KEYO yönteminde birim etki α_i için minimum yeterli istatistik koşulu aranmaktadır (Tatoğlu, 2012b: 171).

Neyman ve Scott (1948) rastlantısal parametrelerin (α_i) varlığında (yapısal) β parametresi için tutarlı bir tahmin edici elde etmek amacıyla genel bir kural önermiştir. Bu kurala göre; K , β 'nın boyutu olmak üzere rastlantısal parametreler α_i 'lerden bağımsız K adet fonksiyon bulunur.

$$\Psi_{Nk}(y_1, \dots, y_N | \beta) \quad k = 1, \dots, K \quad (2.35)$$

N sonsuza giderken, β gerçek değerlerine ulaşıldığında Denklem (2.35) bilinen bir sabite (örneğin sıfıra) yaklaşır.

$$\Psi_{Nk}(y_1, \dots, y_N | \hat{\beta}) = 0 \quad (2.36)$$

Daha sonra, Denklem (2.36) çözülerek $\hat{\beta}$ tahmin edicisi elde edilir. Doğrusal olmayan modellerde, Ψ için basit fonksiyonlar bulmak her zaman kolay olmaz. Genelde sabit etkiler logit modelin EYO tahmininin olasılık limiti bilinmemektedir. Rastlantısal parametre α_i için minimum yeterli istatistik τ_i mevcutsa ve yapısal parametre β 'ya bağımlı değilse koşullu yoğunluk Denklem (2.37)'deki gibi olur.

$$f^*(y_i | \beta, \tau_i) = \frac{f(y_i | \beta, \alpha_i)}{g(\tau_i | \beta, \alpha_i)} \quad g(\tau_i | \beta, \alpha_i) > 0 \quad (2.37)$$

Denklem (2.37), artık α_i 'ye dayanmamaktadır. Andersen (1970), $\tau_1, \dots, \tau_N$ veri iken $y_1, \dots, y_N$ 'nin koşullu yoğunluğunun maksimizasyonunu göstermektedir.

$$\prod_{i=1}^N f^*(y_i | \beta, \tau_i) \quad (2.38)$$

Denklem (2.38)'in maksimizasyonu, $k=1,\dots,K$ olmak üzere, birinci sıra koşulun $\Psi_{Nk}(y_1,\dots,y_N | \hat{\beta}, \tau_1,\dots,\tau_N)=0$ olmasına yol açar. Bu fonksiyonların çözümü zayıf uygunluk koşulları altında, ortak (yapısal) parametre β 'nın tutarlı bir tahmin edicisini verir.

KEYO yöntemini logit modele uygularsak y_i 'nin ortak olasılığı Denklem (2.39)'daki gibi olur.

$$\Pr(y_i) = \frac{\exp\{\alpha_i \sum_{t=1}^T y_{it} + \beta \sum_{t=1}^T \mathbf{x}'_{it} y_{it}\}}{\prod_{t=1}^T [1 + \exp(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})]} \quad (2.39)$$

$\sum_{t=1}^T y_{it}$, α_i 'nin minimum yeterli istatistiğidir. $\sum_{t=1}^T y_{it}$ veri iken y_i 'nin koşullu olasılığı aşağıda yer almaktadır.

$$\Pr(y_i | \sum_{t=1}^T y_{it}) = \frac{\exp[\beta \sum_{t=1}^T \mathbf{x}'_{it} y_{it}]}{\sum_{D_{ik} \in \tilde{B}_i} \exp\{\beta \sum_{t=1}^T \mathbf{x}'_{it} d_{ikt}\}} \quad (2.40)$$

Burada $\tilde{B}_i = \{D_{ik} = (d_{ik1}, \dots, d_{ikT}) | d_{ikt} = 0 \text{ ya da } 1, \text{ ve } \sum_{t=1}^T d_{ikt} = \sum_{t=1}^T y_{it}, k=1,2,\dots, \frac{T!}{s!(T-s)!}\}$; $\sum_{t=1}^T d_{ikt} = \sum_{t=1}^T y_{it} = s$ koşulunu sağlayan olası tüm farklı $(d_{ik1}, \dots, d_{ikT})$ dizinin kümesidir. $\sum_{t=1}^T y_{it} = 0, 1, \dots, T$ 'ye karşılık gelen $T+1$ tane farklı alternatif küme bulunmaktadır. $\sum_{t=1}^T y_{it} = 0$ ya da T 'ye karşılık gelen gruplar olabilirlik fonksiyonuna sıfır katkı yapmaktadır. Çünkü bu duruma karşılık gelen koşullu olasılık 1'e ($\alpha_i = \infty$ ya da $-\infty$) eşittir. Dolayısıyla sadece $T-1$ alternatif kümesi önemlidir.

Denklem (2.40), alternatifler kümesi ($\tilde{B}_i$) birimlere ilişkin gözlemler boyunca değişen koşullu logit formundadır. α_i rastlantısal parametrelerine bağlı değildir. Bu nedenle β 'nın KEYO tahmincisi zayıf koşullar altında tutarlıdır ve standart EYO, logit kullanılarak elde edilebilir (Hsiao, 2013: 238-240).

Chamberlain (1980) koşullu olabilirlik fonksiyonuna dayanan bilgi matrisinin, N sonsuza giderken β 'nın KEYO'su için asimptotik kovaryans matrisini verdiğini göstermiştir. Denklem (2.40)'taki koşullu olasılık yeniden yazılırsa Denklem (2.41) elde edilir.

$$\Pr(y_i | \sum_{t=1}^T y_{it}) = \frac{\exp\{\beta \sum_{t=1}^T \mathbf{x}'_{it}(y_{it} - d_{it})\}}{1 + \sum_{D_{ik} \in (\tilde{B}_i - D_{i1})} \exp\{\beta \sum_{t=1}^T \mathbf{x}'_{it}(d_{ikt} - d_{it})\}} \quad (2.41)$$

Bu durumda, $C = \{i | \sum_{t=1}^T y_{it} \neq T, \sum_{t=1}^T y_{it} \neq 0\}$ olmak üzere, koşullu logaritmik olabilirlik fonksiyonu Denklem (2.42)'deki gibidir.

$$\log L^* = \sum_{i \in C} \left\{ \beta \sum_{t=1}^T \mathbf{x}'_{it}(y_{it} - d_{it}) - \log \left[1 + \sum_{D_{ik} \in (\tilde{B}_i - D_{i1})} \exp\left\{ \beta \sum_{t=1}^T \mathbf{x}'_{it}(d_{ikt} - d_{it}) \right\} \right] \right\} \quad (2.42)$$

Neyman-Scott prensibini sağlayacak doğrusal olasılık ve logit modellerin basit dönüşümleri elde edilebilirken, probit modeller için rastlantısal parametrelerden bağımsız basit fonksiyonlar elde edilemez. Diğer bir deyişle, sabit etkiler probit modeli için tutarlı β tahmin edicisi bulunmamaktadır (Hsiao, 2013: 241).

2.1.2.3. En Yüksek Skor Tahmincisi

KEYO yönteminin başarılı bir şekilde uygulanabilmesi için α_i 'nin minimum yeterli istatistiğinin bulunması gerekmektedir. Logit modelin özel bir türü ya da sabit etkiler doğrusal regresyon modeli, α_i için minimum yeterli istatistik olarak $\sum_{t=1}^T y_{it}$ 'yi vermektedir. Ancak, Denklem (2.43)'te yer alan iki durumlu tercih modelinin logaritmik olabilirlik fonksiyonun α_i 'ye göre kısmi türevi, genelde

$F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})$ 'dan bağımsız bir istatistik vermemektedir. Bu nedenle KEYO'nun uygulanması mümkün olamayabilir.

$$\frac{\partial \log L}{\partial \alpha_i} = \sum_{i=1}^T \frac{y_i - F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})}{F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})[1 - F(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it})]} F'(\alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it}) \quad (2.43)$$

Yarı parametrik bir yaklaşım ile α_i yok edilebilir ve böylece tutarlı tahmin edicilere ulaşılır. Manski (1987) KEYO yönteminin uygulanamayacağı durumda; gözlenemeyen birime özgü sabit etkiler içeren doğrusal olmayan panel veri modelini, tutarlı olarak tahmin etmede kullanılabilecek ilk başarılı yöntemi geliştirmiştir. Söz konusu tahmin edici yatay-kesit verileri ile iki durumlu tercih modelleri için Manski (1975) tarafından geliştirilen En Yüksek Skor (EYS) tahmincisine dayanmaktadır. Minimum yeterli istatistik koşulu altında, β tahmininde Denklem (2.44)'ün kullanılmasını önermektedir.

$$\hat{\beta} = \arg \max \sum_{i=1}^N \text{sgn}(2y_i - 1) \text{sgn}(x_i b) \quad (2.44)$$

Manski (1985), minimum yeterli istatistik koşulu altında, Denklem (2.44)'teki tahmincinin tutarlı olduğunu, fakat $\sqrt{N}$ oranında yakınsamadığını ve asimptotik normal olmadığını göstermiştir.

Manski (1987), açıklayıcı değişkenler zaman içinde yeterince değişken ise istatistiksel çıkarım yapmanın mümkün olduğunu göstermiştir. Birime özgü sabit etkiler varsayımı altında iki durumlu panel tercih modellerinde β tahmin edicisi olarak Denklem (2.45) geliştirilmiştir.

$$\hat{\beta} = \arg \max \sum_{i=1}^N \sum_{s < t} (\text{sgn}(y_{is} - y_{it}) \text{sgn}((x_{is} - x_{it})b)) \quad (2.45)$$

Yatay-kesit verileri için geliştirilen EYS tahmin edicisinde olduğu gibi Denklem (2.45)'te yer alan panel veriler EYS tahmin edicisi de, minimum yeterli istatistik koşulu altında, tutarlı tahminler vermektedir. Hataların dağılımını da

tanımlamaktadır. Aynı zamanda birimler arasındaki (zaman içindekini değil) genel serisel korelasyon ve farklı varyanslılığa izin vermektedir. Ancak tahmin edici $\sqrt{N}$ turalı ve asimptotik normal değildir (Arellano ve Honore, 2001: 3270-3271).

Manski (1987)'nin yaklaşımı yarı parametrik ve hataların dağılımına ilişkin spesifikasyona gerek duymamaktadır. Ancak yarı parametrik yaklaşımlarda, parametrik yaklaşımlarda olduğu gibi açıklayıcı değişkenlerin koşulu altında tahminlenen olasılıkların elde edilmesi mümkün olmamaktadır.

Horowitz (1992), Manski (1987)'ye göre daha güçlü varsayımlar altında asimptotik normal dağılıma sahip ve oranı $\sqrt{N}$ 'den daha yavaş olan EYS tahmin edicisinin daha düz bir şekli önermiştir. Horowitz (1992) tarafından önerilen tahmin edicinin yakınsama oranı, açıklayıcı değişkenlerin dağılımının düzlük oranı varsayımına dayanmaktadır.

Yarı parametrik yaklaşımlar, parametrik yaklaşımlara göre daha geneldir ve daha robust tahminler sağlamaktadır. Ancak gerçekleştirilebilecek veri analiz türleri açısından çok daha az esneklik imkanı sunmaktadır. Genel anlamda parametrik yöntem kullanmak veri üretme süreci hakkında hassasiyet kazandırmaktadır. Hipotez testleri, marjinal etkilerin elde edilmesi yarı parametrik modeller ile oldukça zor ya da imkansızdır (Greene, 2012b: 525).

2.1.2.4. Sabit Birim Etkilerin Testi

Sabit birim etkileri test etmek amacıyla Chamberlain (1980) tarafından geliştirilen KEYO ile birim etkileri dikkate almayan logit EYO arasındaki farka dayanan Hausman testi uygulanabilir. Logit EYO gözlenemeyen birim etkilerin olmadığı sıfır hipotezi altında turalı ve etkindir, alternatif hipotez altında tutarsızdır. KEYO ise H_0 doğru olsun ya da olmasın tutarlıdır. Ancak H_0 geçerli ise etkin değildir. Çünkü KEYO tüm verileri kullanarak tahmin yapmamaktadır. Her iki tahminci de geleneksel logit EYO süreci kullanılarak elde edilebilir. Sabit terim modelden düşürülmekte ve asimptotik varyans tahminleri Hausman χ^2 istatistiği hesaplanırken kullanılmaktadır. Hausman istatistiği, H_0 hipotezi altında χ_K^2 dağılımı göstermektedir (Baltagi, 2005: 211).

2.1.3. Tesadüfi Etkiler İki Durumlu Tercih Modelleri

Havuzlanmış ve sabit etkiler iki durumlu tercih modellerinde olduğu gibi tesadüfi etkiler iki durumlu tercih modellerinde de olayın tercih edilme olasılığı; açıklayıcı değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının, doğrusal olmayan bir fonksiyonu olarak ifade edilmektedir. Heterojenliği dikkate almak için gözlenemeyen birim etki α_i , Denklem (2.46)'da modele ilave edilmektedir.

$$\Pr(y_{it} = 1 | \alpha_i) = F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i) \quad (2.46)$$

Sabit etkilerde olduğu gibi Denklem (2.46)'da birime göre değişime sadece sabit parametrede yer verilmekte, eğim parametreleri birime ve zamana göre değişim içermemektedir. Tesadüfi etkilerde α_i 'nin tesadüfi bir değişken olduğu ve açıklayıcı değişkenler ($\mathbf{x}_{it}$) ile arasında korelasyon olmadığı varsayılmaktadır.

Tesadüfi etkiler iki durumlu tercih modellerinin tahmin edilmesinde kullanılan yöntemlerin anlatıldığı bu bölümde öncelikle EYO yönteminden bahsedilmekte ve arkasından Genelleştirilmiş Tahmin Eşitlikleri (GTE) yaklaşımına dayanan Marjinal En Yüksek Olabilirlik yöntemi açıklanmaktadır. Daha sonra; EYO yöntemi ile model tahmininde karşılaşılan yüksek boyutlu integrallerin hesaplanması sorununun üstesinden gelmek amacıyla geliştirilen BEYO yöntemi açıklanmaktadır. Son olarak bilgisayar teknolojisinin gelişmesiyle birlikte yaygın olarak kullanılan Bayesci yöntemlere kısaca değinilmektedir.

2.1.3.1. En Yüksek Olabilirlik Yöntemi

Olabilirlik fonksiyonunu elde etmek amacıyla α_i koşulunda; birim i 'nin t zamanındaki gözlemi için olabilirliği, Denklem (2.47)'de verilmektedir.

$$p(y_{it}; \beta | \alpha_i) = \begin{cases} F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i) & ; y_{it} = 1 \\ 1 - F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i) & ; y_{it} = 0 \end{cases} \quad (2.47)$$

Denklem (2.47)'den Denklem (2.48)'e ulaşılmaktadır.

$$p(y_{it}; \beta | \alpha_i) = F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i)^{y_{it}} (1 - F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i))^{1-y_{it}} \quad (2.48)$$

α_i koşulunda, bir birim için alternatifler arasındaki bağımsızlıktan dolayı i 'inci birimin koşullu olabilirliği Denklem (2.49)'a eşittir.

$$p(y_i; \beta | \alpha_i) = \prod_{t=1}^T F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i)^{y_{it}} (1 - F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i))^{1-y_{it}} \quad (2.49)$$

α_i üzerinden beklenen değerleri almak, koşulsuz olabilirlikleri verir. Böylece, i 'inci birim için (koşulsuz) olabilirlik Denklem (2.50)'deki gibidir.

$$p(y_i; \beta, \tau) = \int \left\{ \prod_{t=1}^T F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i)^{y_{it}} (1 - F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i))^{1-y_{it}} \right\} dG(\alpha | \tau) \quad (2.50)$$

Denklem (2.50)'de $G(\cdot)$, sonlu sayıda τ parametresi ile indekslenen α_i 'nin tek değişkenli bir dağılımını göstermektedir. τ ise α_i 'nin dağılım parametresidir. Gerekli olmasa da $G(\cdot)$ için normal dağılım kullanmak gelenekseldir. Bu durumda τ sıfır ortalama ve varyansını temsil etmektedir. G 'nin spesifikasyonunu kullanarak veri seti için logaritmik olabilirlik Denklem (2.51)'de yer almaktadır (Frees, 2004: 330).

$$\log L = \sum_{i=1}^N \log \int \prod_{t=1}^T F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha) y_{it} [1 - F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha)]^{1-y_{it}} dG(\alpha | \tau) \quad (2.51)$$

Burada $F(\cdot)$, hem $\mathbf{x}_i$ hem de α_i koşulunda hata teriminin dağılımını vermektedir. Zayıf uygunluk koşulları altında α 'nın dağılımının (ya da koşullu dağılımının) doğru spesifikasyonu şartıyla, Denklem (2.51)'i maksimize etmek, N sonsuza giderken β ve τ 'nun tutarlı tahmin edicilerinin elde edilmesini sağlar.

$G(\alpha)$ 'nin spesifikasyonu yanlış ise T sabit olduğunda Denklem (2.51)'in maksimizasyonu tutarsız tahminler verir. Bununla birlikte, $T \rightarrow \infty$ olduğunda tesadüfi etkiler tahmin edicisi, gözlenemeyen birim etkilerin varsayımsal dağılımından bağımsız olarak tutarlıdır. Logaritmik olabilirlik fonksiyonu, T boyutlu zaman serisi gözlemlerinin toplamıdır. Böylece α 'nın dağılımı, zaman boyutunun artması durumunda ihmal edilebilir.

α_i ve $\mathbf{x}_{it}$ arasında korelasyon varsa Denklem (2.51)'in maksimizasyonu dışlanan değişken sapmasını ortadan kaldıramaz. α ve $\mathbf{x}$ 'in birbirine bağımlı olması durumunda $\mathbf{x}$ koşulunda α için $G(\alpha|\mathbf{x})$ dağılımının tanımlanması ve Denklem (2.52)'de yer alan logaritmik olabilirlik fonksiyonunun dikkate alınması gerekmektedir (Hsiao, 2013: 243).

$$\log L = \sum_{i=1}^N \log \int \prod_{t=1}^T F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha)^{y_{it}} [1 - F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha)]^{1-y_{it}} dG(\alpha|\mathbf{x}) \quad (2.52)$$

α ve $\mathbf{x}$ arasındaki ilişkiyi tanımlamak amacıyla farklı görüşler ortaya atılmıştır. Bu görüşlerden ilkinde Mundlak (1978) $\mathbf{x}_{it}$ 'nin ortalama değerinin α_i 'ye bağımlı olduğu spesifikasyonu önermiştir. Söz konusu spesifikasyon Denklem (2.53)'te yer almaktadır.

$$\alpha_i = \beta' \bar{\mathbf{x}}_{it} + w_i \quad (2.53)$$

α ve $\mathbf{x}$ arasındaki ilişkiyi tanımlamak amacıyla ortaya atılan diğer bir görüş Chamberlain (1980, 1984) tarafından önerilmiştir. Bu spesifikasyonda, $\mathbf{a}' = (a'_1, \dots, a'_T)$, $\mathbf{x}'_i = (\mathbf{x}'_{i1}, \dots, \mathbf{x}'_{iT})$ ve η_i artıklar olmak üzere, Denklem (2.54)'ün geçerli olduğu varsayılmaktadır.

$$\alpha_i = \sum_{t=1}^T a'_t \mathbf{x}_{it} + \eta_i = \mathbf{a}' \mathbf{x}_i + \eta_i \quad (2.54)$$

$E(\alpha_i | \mathbf{x}_i)$ regresyon fonksiyonunun doğrusal olduğu, η_i 'nin $\mathbf{x}_i$ 'den bağımsız olduğu ve η_i 'nin belirli bir olasılık dağılımına sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımlar çerçevesinde tesadüfi etkiler spesifikasyonuna ilişkin logaritmik olabilirlik fonksiyonu Denklem (2.55)'teki gibidir.

$$\log L = \sum_{i=1}^N \log \int \prod_{t=1}^T F(\beta' \mathbf{x}_{it} + a' \mathbf{x}_i + \eta) y_{it} \times [1 - F(\beta' \mathbf{x}_{it} + a' \mathbf{x}_i + \eta)]^{1-y_{it}} dG^*(\eta) \quad (2.55)$$

Burada G^* , η için tek değişkenli dağılım fonksiyonudur. Örneğin, F standart normal dağılım fonksiyonu ve G^* , 0 ortalama ve σ_η^2 varyanslı normal tesadüfi bir değişkenin dağılım fonksiyonu olarak seçilmiş ise spesifikasyon çok değişkenli probit modeli vermektedir.

$$\begin{aligned} y_{it} &= 1; \beta' \mathbf{x}_{it} + a' \mathbf{x}_i + \eta_i + u_{it} > 0 \text{ ise} \\ y_{it} &= 0; \beta' \mathbf{x}_{it} + a' \mathbf{x}_i + \eta_i + u_{it} \leq 0 \text{ ise} \end{aligned} \quad (2.56)$$

Burada $\mathbf{u}_i + \mathbf{e}\eta_i$, $\mathbf{0}$ ortalama ve $I_T + \sigma_\eta^2 \mathbf{e}\mathbf{e}'$ varyans-kovaryans matrisi ile bağımsız normaldir (Hsiao, 2013: 244).

Denklem (2.52) ile (2.55) arasındaki fark, yalnızca rastlantısal parametre α_i ve $\mathbf{x}_i$ arasındaki bağımlılığı yakalamak için $a' \mathbf{x}_i$ teriminin eklenmesidir. Dolayısıyla, Denklem (2.52) ya da (2.55)'in tahmin edilmesine ilişkin temel özellikler aynıdır.

Denklem (2.55)'in maksimizasyonu, hesaplama açısından oldukça zor olan T boyutlu integral içermektedir. Alternatif bir yaklaşım, EYO'nun hesaplamasını tek değişkenli integral ile basitleştirmektedir. Hesaplama kolaylığı sağlanması için Butler ve Moffitt (1982) Gauss kareselleştirmesinin kullanılmasını önermiştir. Bu yaklaşım, oldukça büyük T için bile uygulama kolaylığı sağlamaktadır. Bu tümleme sürecinin doğruluğu, değerlendirme (integral) noktalarının sayısı ile birlikte artış göstermektedir. Bir başka yaklaşıma göre u_{it} ve η_i (ya da α_i) normal dağılım

gösteriyor ise $\mathbf{x}_i$ koşulunda y_{it} dağılımının probit yapısında olması hesaplama kolaylığı sağlamaktadır.

$$\Pr(y_{it} = 1) = \Phi[(1 + \sigma_\eta^2)^{-1/2}(\beta' \mathbf{x}_{it} + a' \mathbf{x}_i)] \quad (2.57)$$

İntegral hesaplamasını ortadan kaldıran ve daha etkin tahmin ediciler sağlayan bir yaklaşım Denlem (2.58)'deki kısıtın kabul edilerek Genelleştirilmiş Momentler (GM) yöntemi ya da minimum aralık tahmincisi ile modelin tahmin edilmesini önermektedir (Hsiao, 2013: 245-246).

$$\Pi = (1 + \sigma_\eta^2)^{-1/2} (I_T \otimes \beta + \mathbf{e} \mathbf{a}') \quad (2.58)$$

Tesadüfi etkiler modelinde koşullu dağılım için yaygın olarak kullanılan iki spesifikasyon bulunmaktadır. Bunlar logit model ve probit modeldir. Tesadüfi etkiler söz konusu olduğunda uygulamada genellikle probit model tercih edilmektedir. Tesadüfi etkiler probit modelin tahmin edicilerinin tutarlı ve etkin olması tercih edilmesinde etkilidir (Akay, 2015: 191). Ayrıca logit modelin kullanımı korelasyonları 1/2'ye kısıtlamaktadır (Tatoğlu, 2012b: 178).

2.1.3.2. Marjinal En Yüksek Olabilirlik Yöntemi

İki durumlu panel tercih modellerinin tahmin edilmesinde Marjinal Modeller de kullanılmaktadır. Marjinal modeller için sadece ilk iki momentin tanımlanması gerekmektedir. Özellikle bir alternatifin ortalaması ve varyansı, ayrıca alternatifler arasındaki kovaryansların bilinmesi önem kazanmaktadır. Bu modeller, tüm dağılımdan çok daha az bilgi gerektirmektedir. Marjinal modeller, GTE yaklaşımı olarak bilinen özel bir moment tahmini kullanılarak hesaplanmaktadır. Bu yaklaşım GM yönteminin bir parçası olarak ortaya çıkmaktadır.

GTE tahmincilerini tanımlamak için ortalama, varyans ve kovaryans yapısının belirtilmesi gerekmektedir. Tesadüfi etkiler iki durumlu tercih modeli için

alternatifin koşullu birinci momentini Denklem (2.59)'da verilmektedir (Frees, 2004: 339).

$$E(y_{it} | \alpha_i) = \Pr(y_{it} = 1 | \alpha_i) = F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i) \quad (2.59)$$

Böylece, ortalama Denklem (2.60)'taki gibi gösterilmektedir.

$$\mu_{it} = \mu_{it}(\beta, \tau) = \int F(\beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha) dG(\alpha) \quad (2.60)$$

τ , dağılım fonksiyonu $G(\cdot)$ 'nin bir parametresidir. Örneğin; $G(\cdot)$ normal dağılımı temsil ediyorsa, τ da varyansı temsil eder. Ortalama fonksiyonu μ_{it} , β ve τ parametrelerine dayanmaktadır $[\mu_{it}(\beta, \tau)]$. $\mu_i = (\mu_{i1}, \dots, \mu_{iT})'$, ortalamalar vektörünü göstermektedir. Bu model için varyans aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$\text{Var}(y_{it}) = \mu_{it}(1 - \mu_{it}) \quad (2.61)$$

Kovaryanslar için, $r \neq s$ olmak üzere, Denklem (2.62)'deki eşitlik elde edilir.

$$\begin{aligned} \text{Cov}(y_{ir}, y_{is}) &= E(y_{ir} y_{is}) - \mu_{ir} \mu_{is} \\ &= E(E(y_{ir} y_{is} | \alpha_i)) - \mu_{ir} \mu_{is} \\ &= EF(\beta' \mathbf{x}_{ir} + \alpha)F(\beta' \mathbf{x}_{is} + \alpha) - \mu_{ir} \mu_{is} \\ &= \int F(\beta' \mathbf{x}_{ir} + \alpha)F(\beta' \mathbf{x}_{is} + \alpha) dG(\alpha) - \mu_{ir} \mu_{is} \end{aligned} \quad (2.62)$$

$\mathbf{V}_i = \mathbf{V}_i(\beta, \tau)$, i 'inci birim için klasik varyans-kovaryans matrisi olmak üzere; $\mathbf{V}_i$ 'nin t 'inci köşegen elemanı $\text{Var}(y_{it})$ iken köşegen dışındaki elemanlar için $\mathbf{V}_i$ 'nin r 'inci satır ve s 'inci sütunu $\text{Cov}(y_{ir}, y_{is})$ 'dir.

GTE tahmincileri aşağıdaki genel tekraralama sürecine göre hesaplanmaktadır. (β, τ) 'nun başlangıç tahmincileri ile başlanmaktadır ve $(\mathbf{b}_{0,GTE}, \tau_{0,GTE})$ olarak gösterilmektedir. Genellikle, $\mathbf{b}_{0,GTE}$ başlangıç tahmincileri,

alternatifler arasında sıfır kovaryans olduğu varsayılarak hesaplanmaktadır. $\tau_{0,GTE}$ başlangıç tahmincileri ise $\mathbf{b}_{0,GTE}$ tahminine dayanan kalıntılar kullanılarak elde edilmektedir. Daha sonra $(N+1)$ 'inci adımda tekrar tekrar aşağıdaki adımlar uygulanmaktadır (Frees, 2004: 340-341):

1. β 'nın güncel bir tahmincisini ($\mathbf{b}_{N+1,GTE}$) belirlemek için $\tau_{N,GTE}$ ve Denklem (2.63)'teki eşitliğin çözümü kullanılır.

$$\mathbf{0}_K = \sum_{i=1}^N \mathbf{H}_\mu(\mathbf{b}, \tau_{N,GTE}) (\mathbf{V}_i(\mathbf{b}, \tau_{N,GTE}))^{-1} (\mathbf{y}_i - \mu_i(\mathbf{b}, \tau_{N,GTE})) \quad (2.63)$$

2. τ 'nın güncel bir tahmincisini ($\tau_{N+1,GTE}$) belirlemek için $\{y_{it} - \mu_{it}(\mathbf{b}_{N+1,GTE}, \tau_{N,GTE})\}$ artıkları kullanılır.
3. Yakınsama elde edilene kadar adım 1 ve 2 tekrarlanır.

$\mathbf{b}_{GTE}$ ve τ_{GTE} , β ve τ 'nin sonuç tahmincileri olmak üzere genel koşullar altında $\mathbf{b}_{GTE}$ turalıdır ve Denklem (2.64)'te yer alan asimptotik varyans ile asimptotik normaldir.

$$\left(\sum_{i=1}^N \mathbf{H}_\mu(\mathbf{b}_{GTE}, \tau_{GTE}) (\mathbf{V}_i(\mathbf{b}_{GTE}, \tau_{GTE}))^{-1} \mathbf{H}_\mu(\mathbf{b}_{GTE}, \tau_{GTE})' \right)^{-1} \quad (2.64)$$

Denklem (2.63)'teki $\mathbf{b}_{GTE}$ çözümü, Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler kullanılarak daha hızlı hesaplanabilir. Bununla birlikte, Denklem (2.60)'taki μ_{it} ve Denklem (2.62)'deki $Cov(y_{ir}, y_{is})$ 'nin elde edilmesi sayısal integral hesaplamalarına dayandığı için verilen tahminleme süreci yorucu kalmıştır. Hesaplama karmaşıklığını azaltmak için marjinal modellerin; temel alınan olasılık dağılımlarını referans alsın veya almasın, ilk iki momentin doğrudan gösterimine odaklanması gerekmektedir. Doğrudan ilk iki moment üzerinde durmak, spesifikasyonu basit ve hesaplanmasını mümkün kılacaktır.

2.1.3.3. Benzetimli En Yüksek Olabilirlik Yöntemi

EYO tahmincisini elde edebilmek için yüksek boyutlu integrallerin hesaplanması gerekmektedir. Normal model için Gauss kareselleştirme yöntemi, integralin boyutu dörtten büyük olduğunda hesaplanamaz. Bu hesaplama sorunlarının üstesinden gelmek için EYO tahmincisi yerine, BEYO yöntemi kullanılabilir. Böylece EYO'ya yakın tahminler elde edilir. BEYO yöntemi, tutarlı tahmin ediciler elde etmek için simülasyon (benzetim) sayısını sonsuza yaklaştırmaktadır.

Bir diğer simülasyon yöntemi, doğrudan koşullu momentleri kullanarak tahmin yapmaktır. Koşullu momentler gerçek olasılık fonksiyonundan türetilmekte ve Benzetimli Momentler (Simulated Moments) (BM) yöntemi ile tahmin edilmektedir. McFadden (1989), ω 1'den 2^T 'ye değişmek üzere, T zamanı boyunca y_ω 'ya karşılık gelen tüm olası iki durumlu değişken dizilerini değerlendirmeyi önermiştir. Tercih göstergesi; birim i , dizi ω 'yı seçerse $d_{i\omega}=1$, seçmezse 0'a eşit olarak tanımlanır. Bir moment tahmincisi, moment koşulunun ampirik karşılığını Denklem (2.65)'teki gibi çözmektedir.

$$E\left[\sum_{\omega=1}^{2^T} w_{i\omega} [d_{i\omega} - p_{i\omega}(\theta)]\right] = 0 \quad (2.65)$$

Burada $p_{i\omega}(\theta) = L_i(y_\omega | x_i; \theta)$, ω dizisinin olasılığını göstermektedir. Moment koşulunda $w_{i\omega}$ aletlerinin optimal matrisi Denklem (2.66)'daki gibidir.

$$w_{i\omega}^* = \frac{\partial \log[p_{i\omega}(\theta)]}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\theta_0} \quad (2.66)$$

θ_0 parametresi, θ 'nın gerçek değeridir. Uygulamada, herhangi bir tutarlı tahminci θ_0 parametresine yakınsamak için kullanılmaktadır.

Panel verinin zaman boyutu T orta büyüklükte olsa dahi ω dizi sayısı $T(2^T)$ 'de geometriktir ve $p_{i\omega}(\theta)$ çok küçük olabilir. Keane (1994) Denklem (2.65)'teki koşulsuz olasılıkların, koşullu olasılıklar ile değiştirilmesini önermiştir.

$$E \left[\sum_{t=1}^T \sum_{j=0}^1 w_{it,j} (d_{it,j} - p_{it,j}(\theta)) \right] = 0 \quad (2.67)$$

Sadece $y_{it} = j$ ise $d_{it,j} = 1$ olacaktır. $p_{it,j}(\theta)$ da j 'yi seçmenin koşullu olasılığını göstermektedir (Lechner ve diğerleri, 2008: 222).

Tesadüfi etkiler iki durumlu tercih modellerinin olabilirlik fonksiyonunu maksimize ederken karşılaşılan yüksek boyutlu integral sorunu için simülasyona dayalı tahminler öneren diğer çalışmalar Weeks (1995) ve Hajivassiliou ve McFadden (1998) tarafından gerçekleştirilmiştir.

2.1.3.4. Bayesci Yöntemler

Panel verileri modellemek ve analiz etmekte Bayesci yöntemler bilgisayar teknolojisinin de gelişmesiyle birlikte yaygın olarak kullanılmaktadır. Bayesci yaklaşımların ekonometri alanında uygulanmasında MCMC yöntemlerinin gelişmesi etkili olmuştur. Bu yöntemler zayıf varsayımlar altında sürekli, iki durumlu, sansürlü, sayma veri ve çok durumlu değişkenlerin karmaşık modellenmesine olanak sağlamaktadır. Bu bölümde bağımlı değişkenin 0 ve 1 değerlerini alabildiği iki durumlu panel tercih modellerinde gözlenemeyen birim etkinin tesadüfi etki olduğu varsayımı altında Bayesci yöntemlerden kısaca bahsedilmektedir.

t zamanında birim i için, tesadüfi etki $\mathbf{b}_i$ koşulunda, $y_{it} = 1$ olma olasılığı Denklem (2.68)'deki gibi tanımlanmaktadır.

$$\Pr(y_{it} = 1 | \mathbf{b}_i) = \Phi(\beta' \mathbf{x}_{it} + \mathbf{b}_i' \mathbf{w}_{it}) \quad (2.68)$$

Φ , standart normal dağılımın kümülatif dağılım fonksiyonudur. $\mathbf{b}_i \mid \mathbf{D} \sim N_p(\mathbf{0}, \mathbf{D})$, $\mathbf{x}_{it}$ 'den bağımsızdır. n_i gözlemleri i 'inci kümede korelasyonlu iken, $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{in_i})'$ gözlemlerinin ortak yoğunluğu Denklem (2.69)'da verilmektedir.

$$\Pr(y_i \mid \beta, D) = \int \left\{ \prod_{t=1}^{n_i} [\Phi(\beta' \mathbf{x}_{it} + \mathbf{b}_i' \mathbf{w}_{it})]^{y_{it}} [1 - \Phi(\beta' \mathbf{x}_{it} + \mathbf{b}_i' \mathbf{w}_{it})]^{1-y_{it}} \right\} \times N(\mathbf{b}_i \mid \mathbf{0}, \mathbf{D}) d\mathbf{b}_i \quad (2.69)$$

Birimler arasındaki gözlemlerin bağımsız olduğu varsayımı altında parametrelerin $(\beta, \mathbf{D})$ olabilirlik fonksiyonu, $\Pr(y_i \mid \beta, \mathbf{D})$ çarpımıdır. Bazı özel koşullar altında bu integrali değerlendirebilecek yöntemler bulunmasına rağmen olabilirlik fonksiyonunun hesaplanmasından kurtulmak mümkündür.

İntegral hesaplamasından kurtulmak için panel probit modelinde kullanılmak üzere Albert ve Chib (1993) MCMC algoritmasını, Chib ve Carlin (1999) de Gaussian-Gaussian algoritmasını önermiştir (Chib, 2008: 497-500).

2.2. ÇOK DURUMLU PANEL TERCİH MODELLERİ

İki durumlu panel tercih modellerinin genişletildiği bu bölümde, ikiden fazla kategorik alternatifli olan bağımlı değişkenli panel veri modelleri ele alınmaktadır. Kategorik değişken; bir birey, hanehalkı ya da firma tarafından sahip olunan veya seçilmiş bir nitelik olarak tanımlanmaktadır. Çok Durumlu Panel Tercih Modellerinin anlatıldığı bölümde, diğer bölümlerde olduğu gibi, öncelikle birim ve zaman etkilerinin olmadığı varsayımı altında Havuzlanmış Çok Durumlu Tercih Modelleri açıklanmaktadır. Doğrusal olmayan modellerde tesadüfi etkiler modellerinin tahmin edilmesi, sabit etkilere göre daha basittir. Bu doğrultuda Sabit Etkiler Çok Durumlu Tercih Modellerinden bahsedilmemektedir. Çalışmada kullanılan modellerden birisi olması nedeniyle de sadece Tesadüfi Etkiler Çok Durumlu Tercih Modelleri açıklanmaktadır.

2.2.1. Havuzlanmış Çok Durumlu Tercih Modelleri

Bağımlı değişken y 'nin 1, 2, ..., c değerlerini alabilen c adet kategoriye karşılık gelen sırasız kategorik bir değişken olduğu varsayılmaktadır. Havuzlanmış çok durumlu tercih modellerinde birim etki parametreleri bulunmamaktadır. Birçok sosyal bilimler uygulamasında alternatifler, sahip olunan niteliklere veya bireylerin, hanehalklarının ya da firmaların yaptığı seçimlere karşılık gelmektedir. İşgücüne katılım kararı, ulaşım tercihi, siyasi parti seçimi ve marka tercihi çalışmaları kategorik bağımlı değişkenli modellerin en çok kullanıldığı çalışmalar olarak karşımıza çıkmaktadır.

i 'inci birimin t zamanında j 'inci alternatifi seçme olasılığı Denklem (2.70)'teki gibi gösterilmektedir.

$$\pi_{it,j} = \Pr(y_{it} = j) \quad (2.70)$$

Bu durumda,

$$\pi_{it,1} + \dots + \pi_{it,c} = 1 \quad (2.71)$$

olur. Havuzlanmış modellerde gözlemlerin birbirinden bağımsız olduğu varsayılmaktadır.

Genel olarak, bu olasılıklar parametrelerin bir fonksiyonu olarak modellenmekte ve istatistiksel çıkarım için EYO yöntemi kullanılmaktadır. y_{itj} , $y_{it} = j$ 'nin gösterimi olmak üzere; olabilirlik Denklem (2.72)'de yer almaktadır (Frees; 2004, 388).

$$\prod_{j=1}^c (\pi_{it,j})^{y_{it,j}} = \begin{cases} \pi_{it,1} & ; & y_{it} = 1 \\ \pi_{it,2} & ; & y_{it} = 2 \\ \vdots & & \vdots \\ \pi_{it,c} & ; & y_{it} = c \end{cases} \quad (2.72)$$

Böylece gözlemler arasında bağımsızlık varsayımı altında toplam logaritmik olabilirlik, Denklem (2.73)'e eşittir.

$$L = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^c y_{it,j} \ln \pi_{it,j} \quad (2.73)$$

Bu durumda standart EYO tahmini elde edilebilir. Yapılması gereken, π için uygun bir form belirlemektir. Genelleştirilmiş logit model π için uygun bir form sağlamaktadır.

Standart doğrusal regresyonda olduğu gibi genelleştirilmiş logit modeller de açıklayıcı değişkenlerin doğrusal bir bileşiminden oluşmaktadır.

$$V_{it,j} = \beta_j' \mathbf{x}_{it} \quad (2.74)$$

Bağımlı değişken sayısal olmadığı için y , açıklayıcı değişkenlerin ve hatanın doğrusal bir bileşimi olarak modellenmektedir. Olasılıklar kullanıldığında Denklem (2.75)'e ulaşılmaktadır.

$$\Pr(y_{it} = j) = \pi_{it,j} = \frac{\exp(V_{it,j})}{\sum_{k=1}^c \exp(V_{it,k})} \quad j = 1, 2, \dots, c \quad (2.75)$$

Burada β_j ; alternatif veya seçime bağlı olabilecek parametreler vektörüne karşılık gelmektedir. Böylece olasılıkların toplamı bire eşittir. Bu model için uygun normalleştirme $\beta_c = 0$ 'dır. Bu normalleştirme ve $c=2$ özel durumunda genelleştirilmiş logit model, standart logit modele indirgenmektedir (Frees; 2004, 389).

Denklem (2.74)'e benzer şekilde açıklayıcı değişkenlerin alternatif bir bileşimi aşağıda yer almaktadır.

$$V_{it,j} = \beta' \mathbf{x}_{it,j} \quad (2.76)$$

Burada $\mathbf{x}_{it,j}$, j alternatifine bağlı açıklayıcı değişkenler vektörüdür. Denklem (2.76)'daki bu ifadeyi kullanmak MNL modelin temelini oluşturmaktadır. Bu spesifikasyon çerçevesinde toplam logaritmik olabilirlik Denklem (2.77)'deki gibidir.

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^c y_{it,j} \ln \pi_{it,j}$$

$$= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left\{ \sum_{j=1}^c y_{it,j} \beta' \mathbf{x}_{it,j} - \ln \left(\sum_{k=1}^c \exp(\beta' \mathbf{x}_{it,k}) \right) \right\} \quad (2.77)$$

Olabilirlik için bu basit ifade, EYO çıkarımının kolaylıkla yapılmasını sağlamaktadır.

Genelleştirilmiş logit model, MNL modelin özel bir durumudur. Bunu görmek amacıyla açıklayıcı değişkenler $\mathbf{x}_{it}$ ve her biri $K \times 1$ boyutundaki β_j parametreleri tanımlansın.

$$\mathbf{x}_{it,j} = \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \\ \mathbf{x}_{it} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \quad (2.78)$$

$$\beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_c \end{pmatrix} \quad (2.79)$$

Özellikle; $\mathbf{x}_{it,j}$, $j-1$ sıfır vektörü (her biri $K \times 1$ boyutlu) olarak tanımlanmaktadır. Bunu $\mathbf{x}_{it}$ ve $c-j$ sıfır vektörleri takip etmektedir. Bu spesifikasyon ile $\beta' \mathbf{x}_{it,j} = \beta'_j \mathbf{x}_{it}$ olur. Bu nedenle MNL tahmini yapabilen istatistiksel bir paket program, açıklayıcı değişkenlerin ve parametrelerin uygun kodlanması yoluyla genelleştirilmiş logit tahmini yapılabilir (Frees; 2004, 392).

MNL modeller, farklı bir doğrusal kombinasyon yapısında da yazılabilir.

$$V_{it,j} = \beta'_j \mathbf{x}_{it,1,j} + \beta'_j \mathbf{x}_{it,2} \quad (2.80)$$

Denklem (2.80)'de $\mathbf{x}_{it,1,j}$, alternatiflere dayanan açıklayıcı değişkenleri göstermektedir. $\mathbf{x}_{it,2}$ ise alternatiflere dayanmamaktadır. Benzer şekilde β_j parametreleri alternatiflere bağlı iken β değildir. Bu doğrusal kombinasyon Karma Logit Modelin temelini oluşturmaktadır. MNL'de olduğu gibi bir dizi parametre temel olarak seçilmekte ve artıkların önüne geçmek için $\beta_c = \mathbf{0}$ olarak tanımlanmaktadır.

MNL model parametrelerini yorumlamak için Denklem (2.75) ve (2.76) kullanılarak h ve k alternatifleri karşılaştırılabilir.

$$\ln \left[\frac{\Pr(y_{it} = h)}{\Pr(y_{it} = k)} \right] = \beta'(\mathbf{x}_{it,h} - \mathbf{x}_{it,k}) \quad (2.81)$$

Böylece β_j , bahis oranında oransal değişim olarak yorumlanabilir. Burada değişim, k alternatifinden h alternatifine geçerken j 'inci açıklayıcı değişkenin değerine karşılık gelmektedir.

Denklem (2.76)'dan, $\pi_{it,1} / \pi_{it,2} = \exp(V_{it,1}) / \exp(V_{it,2})$ olur. Bu oran diğer alternatiflerin ($V_{it,j}$, $j= 3, \dots, c$ olmak üzere) değerine bağlı değildir. İlişkisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı (IIA) adı verilen bu özellik, MNL modelin bir dezavantajı olarak karşımıza çıkmaktadır (Frees; 2004, 393).

İktisadi uygulamalarda, c adet kategori arasındaki tercihlerin gözlenemeyen fayda fonksiyonu tarafından belirlendiği bireysel tercih ele alınmaktadır. i 'inci bireyin t zamanında j 'inci alternatifi seçmesi durumunda elde ettiği fayda $U_{it,j}$ ile gösterilmektedir. $j= 2, \dots, c$ olmak üzere, $U_{it,1} > U_{it,j}$ olduğunda bireyin birinci kategoriye seçtiği varsayılmaktadır ve tercih $y_{it} = 1$ ile gösterilmektedir. Fayda elde edilen değer ve rassal gürültünün toplamı olarak modellenmektedir.

$$U_{it,j} = V_{it,j} + \varepsilon_{it,j} \quad (2.82)$$

Gürültü değişkeninin Denklem (2.83)'te verilen uç-değer dağılımına sahip olduğu varsayılmaktadır.

$$F(a) = \Pr(\varepsilon_{it,j} \leq a) = \exp(e^{-a}) \quad (2.83)$$

Denklem (2.83) hesaplama açısından kullanışlı bir yapıya sahiptir. Alt indisler $\{it\}$ atıldığında Denklem (2.84) elde edilmektedir.

$$\begin{aligned} \Pr(y=1) &= \Pr(U_1 > U_j); \quad j = 2, \dots, c \text{ için} \\ &= \Pr(\varepsilon_j < \varepsilon_1 + V_1 - V_j); \quad j = 2, \dots, c \text{ için} \\ &= E\{\Pr(\varepsilon_j < \varepsilon_1 + V_1 - V_j)\}; \quad j = 2, \dots, c \mid \varepsilon_1 \text{ için} \\ &= E\{F(\varepsilon_1 + V_1 - V_2) L F(\varepsilon_1 + V_1 - V_c)\} \\ &= E\{\exp[\exp(-(\varepsilon_1 + V_1 - V_2))] + L + \exp(-(\varepsilon_1 + V_1 - V_c))\} \\ &= E\{\exp[k_v \exp(-\varepsilon_1)]\} \end{aligned} \quad (2.84)$$

Denklem (2.84)'te $k_v = \sum_{j=2}^c \exp(V_j - V_1)$ 'dir. Basit hesaplamalarla Denklem (2.85)'e ulaşılmaktadır.

$$E\{\exp[k_v \exp(-\varepsilon_1)]\} = \frac{1}{k_v + 1} \quad (2.85)$$

Böylece, Denklem (2.86) elde edilmektedir.

$$\Pr(y=1) = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^c \exp(V_j - V_1)} = \frac{\exp(V_1)}{\sum_{j=1}^c \exp(V_j)} \quad (2.86)$$

$j=1, 2, \dots, c$ olmak üzere bu sav tüm alternatiflerde geçerli olduğu için tesadüfi fayda gösterimi MNL modeli vermektedir (Frees; 2004, 395).

2.2.2. Tesadüfi Etkiler Çok Durumlu Tercih Modelleri

Alternatifler arasından seçim yapılması durumunda, bir birime ait tekrarlanan gözlemler benzer olma eğilimi göstermektedir. Bu durum; birimlerin bir gözlemden diğerine aynı tercihleri yapma eğiliminde oldukları, anlamına gelmektedir. Söz konusu benzerlik, tesadüfi etkiler çok durumlu tercih modellerinde heterojenlik terimi ile modellenmektedir. Bu amaçla, Denklem (2.76)'ya heterojenlik terimi eklenmektedir.

$$V_{it,j} = \beta' \mathbf{x}_{it,j} + \alpha'_i \mathbf{z}_{it,j} \quad (2.87)$$

Daha önce olduğu gibi α_i birim etkiye karşılık gelen heterojenlik terimini temsil etmektedir. Denklem (2.87) oldukça genel bir yapı içermektedir. Anlaşılmasını kolaylaştırmak adına, Denklem (2.88)'de özel bir duruma indirgenmektedir.

$$V_{it,j} = \beta' \mathbf{x}_{it,j} + \alpha_{ij} \quad (2.88)$$

Denklem (2.88)'de α_{ij} birimlere ve alternatiflere göre değişmektedir, fakat zamana göre sabittir.

Bu spesifikasyon çerçevesinde i 'inci birimin t zamanında j alternatifini seçmesinin koşullu (heterojenlik üzerinde) olasılığı, $j=1, 2, \dots, c$ olmak üzere, Denklem (2.89)'da yer almaktadır.

$$\pi_{it,j}(\alpha_i) = \frac{\exp(V_{it,j})}{\sum_{k=1}^c \exp(V_{it,k})} = \frac{\exp(\beta' \mathbf{x}_{it,j} + \alpha_{ij})}{\sum_{k=1}^c \exp(\beta' \mathbf{x}_{it,k} + \alpha_{ik})} \quad (2.89)$$

Heterojenlik terimlerinin kümesi, $\alpha_i = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{ic})'$ şeklinde ifade edilmektedir. Bu denklemden, tüm alternatifler boyunca sabit olan heterojenlik teriminin koşullu olasılığı etkilemediği görülmektedir. Parametre fazlalığını önlemek için $\alpha_{ic} = 0$ olarak almak uygun bir normalleştirme sağlamaktadır.

i 'inci birim için koşullu olabilirlik Denklem (2.90)'da verilmektedir.

$$L(y_i | \alpha_i) = \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^c (\pi_{it,j}(\alpha_i))^{y_{it,j}} = \prod_{t=1}^T \left\{ \frac{\exp\left(\sum_{j=1}^c y_{it,j}(\beta' \mathbf{x}_{it,j} + \alpha_{ij})\right)}{\sum_{k=1}^c \exp(\beta' \mathbf{x}_{it,k} + \alpha_{ik})} \right\} \quad (2.90)$$

α_i 'nin bağımsız ve özdeş dağıldığı varsayılmaktadır. G_α , çok değişkenli normal olarak kabul edilen α_i 'nin dağılım fonksiyonunu göstermektedir. i 'inci birim için (koşulsuz) olabilirlik Denklem (2.91)'de yer almaktadır.

$$L(\mathbf{y}_i) = \int L(\mathbf{y}_i | \mathbf{a}) dG_\alpha(\mathbf{a}) \quad (2.91)$$

Birimler arası bağımsızlık varsayımı altında toplam logaritmik olabilirlik Denklem (2.92)'de verilmektedir (Frees; 2004, 398).

$$\log L = \sum_{i=1}^N \ln L(\mathbf{y}_i) \quad (2.92)$$

Θ , modeldeki tüm parametrelerin vektörünü temsil etmek üzere; aşağıdaki olabilirlik denkleminin çözülmesi ile olabilirlik fonksiyonu maksimize edilir.

$$\frac{\partial \log L}{\partial \Theta} = \sum_{i=1}^N \frac{\partial \log L(\mathbf{y}_i)}{\partial \Theta} = \mathbf{0} \quad (2.93)$$

Çok durumlu panel tercih modellerinin tahmin edilmesinde simülasyon yöntemlerinden de yararlanılmaktadır. Keane (1994) panel veri probit modeli için hesaplaması kolay olan bir simülasyon tahmincisi geliştirmiştir. Bu yöntem iki durumlu tercih modellerine uygulanabildiği gibi çok durumlu tercih modelleri için de genişletilebilir. Simülasyon tahmin yönteminin temel fikri dengesiz integralleri, sapmasız Monte Carlo olasılık simülatörleri ile değiştirmektir. Bu yaklaşım, seçim olasılıklarının çok değişkenli integrallerden oluştuğu sınırlandırılmış bağımlı değişken modellerinden Multinomial Probit (MNP) Modeli için oldukça uygundur. c ,

birimin karşılaştığı mümkün tercihlerin sayısını göstermek üzere; Keane (1994), BM yöntemi birinci sıra koşullarını, geçiş olasılıklarına ayırarak c^T mümkün tercih dizisini önemli örnekleme teknikleri kullanarak simüle etmektedir. Keane (1994) uyguladığı Monte Carlo denemeleri ile T büyük, simülasyon boyutu küçük dahi olsa BM tahmincisindeki sapmanın önemsiz olduğunu göstermiştir. Çok sayıda kareselleştirme noktasının olduğu durumlarda bile EYO yöntemi uygulanabilir. Ancak kareselleştirmeye dayanan EYO yöntemlerine göre BM tahmincisi daha iyi çalışmaktadır. Keane (1994) BM yönteminin üç avantajı olduğunu savunmaktadır. Bunlardan ilki BM yönteminin asimptotik olarak EYO kadar etkin olmasıdır. Diğeri, MNP durumlarına kolaylıkla genişletilebilmesidir. Son olarak, doğrusal olmayan denklem sistemlerini işlemek üzere genişletilebilmesidir. EYO'nun kullanılması mümkün değilse, BM tahmincisi BEYO'dan daha iyi değildir (Baltagi, 2005: 215).

Tesadüfi etkiler çok durumlu tercih durumunda MNL modelinde tercihin marjinal dağılımını elde etmek için tesadüfi etkileri integral olarak modelden dışlamak gerekmektedir. Ancak tesadüfi etkiler çok değişkenli normal dağıldığında söz konusu integralin kapalı formu yoktur. Marjinal dağılıma yaklaşmak amacıyla önerilen sayısal integral alma yöntemleri; Gauss-Hermite kareselleştirmesi (Gauss-Hermite quadrature), Monte Carlo simülasyon teknikleri, Laplace yaklaşıklığı ve Taylor serileri açılımı gibi yaklaştırma yöntemlerini içermektedir. Modern yöntemler ise Marjinal Sözde Olabilirlik (marginal quasi-likelihood) ve Cezalandırılmış Sözde Olabilirlik (penalised quasi-likelihood) yöntemleridir.

Simülasyonda, çekilen simülatör sayısı tahmincinin önemli bir unsurudur. Denklem (2.93)'teki model BEYO yöntemi ile tahmin edilebilir. R tekraralama sayısını göstermek üzere, BEYO yönteminde integral alma Monte Carlo simülasyonu ile yapıldığında genel olarak yaklaşım stratejisi Denklem (2.94)'te verilmektedir.

$$E[L(\mathbf{y}_i | \alpha_i, t = 1, \dots, T_i)] \approx \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R L(\mathbf{y}_i | \alpha_{ir}, t = 1, \dots, T_i) \quad (2.94)$$

Denklem (2.94)'te α_{ir} , α_i 'nin ortak dağılımından çekilen tesadüfi N -değişken kümesidir. Diğer bir değişle N tesadüfi matrisinden çekilmektedir. Yaklaşım, R ve

N 'deki artışlar ile birlikte gelişmektedir. Ancak R 'deki artışlar ile azalan simülasyon varyansı, N ile azalmaz (Greene, 2012c: 618).

Tüm integral alma teknikleri, panel verideki birimlerin sayısı ile arttığı için oldukça uzun bir bilgisayar işlem süresi gerektirmektedir. Genellikle, panel veri anketlerde bireylerin sayısı oldukça fazla iken tekrarlanan gözlem sayısı küçüktür. Bu nedenle; panel veri anketinde kategorik bağımlı değişkenin analizinde önemli konu, istatistiksel tahminleme tekniklerinin performansına ilişkin karşılaştırmalı bilginin ve söz konusu teknikleri uygulayan paket programların varlığıdır (Haynes ve diğerleri; 2006: 5).

2.3. GEÇİŞ (MARKOV) MODELLERİ

Markov karar süreçleri, belirsizlik altında ardışık karar alma modellemesi için geniş bir çerçeve oluşturmaktadır. Markov Modelleri, diğer adıyla Geçiş Modelleri, zaman içerisinde ve belirsizlik altında yapılan tercihleri kapsayan ekonomik sorunların çoğunu modelleyebilecek kadar zengin olduğu için teorik çalışmalarda yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu alandaki öncü çalışma Arrow ve diğerleri (1951) tarafından envanter politikası üzerine gerçekleştirilmiştir.

Geçiş modellerinde, karar vericinin t zamanındaki tercihleri fayda fonksiyonu ile açıklanmaktadır ve karar vericilerin rasyonel oldukları varsayılmaktadır. Geçiş modelleri ile stokastik ve çok zamanlı optimizasyon problemleri, deterministik ve statik optimizasyon problemlerine dönüştürülmektedir (Rust, 1994: 3082).

Geçiş modellerinde karar süreçleri, zaman içindeki geçişlerin incelendiği bağımlı değişkenin sürekli ve kesikli olmasına göre ikiye ayrılmaktadır. Eğer bağımlı değişken sürekli ise sürekli karar süreçlerinden bahsedilmekte ve çoğunlukla momentler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Bağımlı değişken kesikli ise kesikli karar süreçleri söz konusu olmaktadır. Bu bölümde sadece kesikli karar süreçlerinden bahsedilmekte ve birinci sıra Markov zincileri üzerinde durulmaktadır.

Heterojenliği dikkate almanın bir diğer yolu bağımlı değişkenin zaman içindeki gelişimini izlemek ve mevcut değer dağılımını, geçmişin bir fonksiyonu olarak göstermektir. Bu amaç doğrultusunda H_{it} , t zamanına kadarki i 'inci birimin

geçmiş olarak tanımlanmaktadır. Açıklayıcı değişkenlerin stokastik olmadıkları varsayımı altında $H_{it} = \{y_{i1}, \dots, y_{i,t-1}\}$ olarak kullanılabilir. i 'inci birim için olabilirlik Denklem (2.95)'teki gibi yazılabilir (Frees, 2004: 400).

$$L(y_i) = f(y_{i1}) \prod_{t=2}^T f(y_{it} | H_{it}) \quad (2.95)$$

$f(y_{it} | H_{it})$, geçmiş verilen y_{it} 'nin koşullu dağılımıdır. $f(y_{i1})$ ise y_{i1} 'in marjinal dağılımıdır. Denklem (2.96)'da verilen koşullu Genelleştirilmiş Doğrusal Model, kullanılabilecek bir spesifikasyon yapısıdır.

$$f(y_{it} | H_{it}) = \exp\left(\frac{y_{it}\theta_{it} - b(\theta_{it})}{\phi} + S(y_{it}, \phi)\right) \quad (2.96)$$

Burada $E(y_{it} | H_{it}) = b'(\theta_{it})$ ve $Var(y_{it} | H_{it}) = \phi b''(\theta_{it})$ 'dir. Sistematiik bileşen için kanonik bir bağ olduğu varsayımı altında Denklem (2.97) kullanılabilir.

$$\theta_{it} = g(E(y_{it} | H_{it})) = \beta'x_{it} + \sum_j \phi_j y_{i,t-j} \quad (2.97)$$

Bu bölümde kategorik bağımlı değişkenler üzerine kurulan geçiş modelleri üzerinde durulmaktadır. Sıralı olmayan kategorik değişkenler ile ilgili açıklamaları basitleştirmek adına kesikli birim zaman aralıkları varsayılmaktadır. Dolayısıyla, geçmiş H_{it} sadece $y_{i,t-1}$ içermektedir.

$$\begin{aligned} \pi_{it,jk} &= \Pr(y_{it} = k | y_{i,t-1} = j) \\ &= \Pr(y_{it} = k | \{y_{i,t-1} = j, y_{i,t-2}, \dots, y_{i,1}\}) \end{aligned} \quad (2.98)$$

Denklem (2.98) varsayımı altında; $y_{i,t-1}$ 'deki bilgiler dikkate alındığında, y_{it} 'nin dağılımı ile ilgili $\{y_{i,t-2}, \dots, y_{i,1}\}$ ek bir bilgi içermemektedir.

Ortak değişken bilgisi olmadan geçiş olasılıkları $(\pi_{it,jk})$ kümesini, Denklem (2.99)'daki matris formunda oluşturmak yaygın olarak kullanılmaktadır.

$$\mathbf{\Pi}_{it} = \begin{pmatrix} \pi_{it,11} & \pi_{it,12} & \cdots & \pi_{it,1c} \\ \pi_{it,21} & \pi_{it,22} & \cdots & \pi_{it,2c} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{it,c1} & \pi_{it,c2} & \cdots & \pi_{it,cc} \end{pmatrix} \quad (2.99)$$

Denklem (2.99) Markov matrisi veya geçiş matrisi olarak bilinmektedir. Geçiş matrisinin her elemanı pozitifdir ve her satırın toplamı bire eşittir. Geçiş matrisinde yer alan her bir eleman, olası geçişlerin her birini yapma olasılığını temsil etmektedir (Diggle ve diğerleri, 2002: 195).

Ortak değişken bilgisi ve başlangıç durum dağılımı $\Pr(y_{i1})$ ile yalnızca geçiş matrisini $(\mathbf{\Pi}_{it})$ bilmek geçmiş sürecini ortaya koymaktadır. Satırlar j ile gösterilmekte ve başlangıç durumu olarak adlandırılmaktadır. Sütunlar ise k ile gösterilmekte ve hedef durum olarak bilinmektedir.

Her başlangıç durumu için bir tane olmak üzere MNL model ile parametreler elde edilebilir.

$$\pi_{it,jk} = \frac{\exp(V_{it,jk})}{\sum_{h=1}^c \exp(V_{it,jh})} \quad j, k = 1, 2, \dots, c \quad (2.100)$$

Denklem (2.100)'deki sistematik bileşen $V_{it,jk}$, Denklem (2.101)'de yer almaktadır.

$$V_{it,jk} = \beta_j' \mathbf{x}_{it,jk} \quad (2.101)$$

Geçiş olasılıklarının belirli bir alt kümesinin sıfır olduğu ve dolayısıyla β_j tahminini kısıtladığı varsayılmaktadır.

Modeli tahmin etmek için Denklem (2.102) tanımlanmaktadır.

$$y_{it,jk} = \begin{cases} 1 & ; \quad y_{it} = k, y_{i,t-1} = j \\ 0 & ; \quad \text{diğer} \end{cases} \quad (2.102)$$

Bu notasyonu kullanarak koşullu olabilirlik aşağıdaki gibidir.

$$f(y_{it} | y_{i,t-1}) = \prod_{j=1}^c \prod_{k=1}^c (\pi_{it,jk})^{y_{it,jk}} \quad (2.103)$$

Burada, $\pi_{it,jk} = 0$ (varsayımı ile) olduğu durumda $y_{it,jk} = 0$ olur ve $0^0 = 1$ kuralı kullanılmaktadır.

Basitleştirmek amacıyla; başlangıç durumu dağılımının $[\Pr(y_{i1})]$, geçiş dağılımından $[f(y_{it} | y_{i,t-1})]$ farklı parametreler kümesi ile tanımlandığı varsayılmaktadır. Böylece, bu sonuncu parametre kümesini tahmin etmek için kısmi logaritmik olabilirliğin maksimize edilmesi gerekmektedir. Kısmi logaritmik olabilirlik Denklem (2.104)'te tanımlanmaktadır.

$$Lp = \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \ln f(y_{it} | y_{i,t-1}) \quad (2.104)$$

Bazen geçişler ilginç bir sorun olarak karşımıza çıkarken, bazen de durumlar ilginç olmaktadır. Burada, başlangıç durum dağılımının temsil edilmesi büyük önem kazanmaktadır.

Denklem (2.101)'de her alternatif için ayrı bileşenler belirlenmektedir. Bileşenler arasında örtük bir ilişki olmadığı varsayılarak, bu spesifikasyonun basit olması sağlanmaktadır. Kısmi logaritmik olabilirlik, aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$Lp = \sum_{j=1}^c Lp_j(\beta_j) \quad (2.105)$$

Denklem (2.100) ve (2.103) kullanılarak aşağıdaki eşitlik elde edilmektedir.

$$\begin{aligned}
Lp_j(\beta_j) &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \ln f(y_{it} \mid y_{i,t-1} = j) \\
&= \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \left\{ \sum_{k=1}^c y_{it,jk} \beta'_j \mathbf{x}_{it,jk} - \ln \left(\sum_{k=1}^c \exp(\beta'_j \mathbf{x}_{it,jk}) \right) \right\}
\end{aligned} \tag{2.106}$$

Böylece verileri her bir (geciktirilmiş) seçeneğe göre bölünmekte, diğerlerinden ayrı olarak her alternatif için EYO ile modeller tahmin edilmektedir.



ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

İŞGÜCÜ VE İŞGÜCÜ ARZI

Günümüz iktisadında işgücü piyasası, önemli bir piyasa olarak karşımıza çıkmaktadır. İşgücü piyasası; homojen mal ve finans piyasalarına göre daha karmaşık ve farklı bir yapı sergilemektedir. Bir ekonomide işgücü arzı ve işgücü talebi işgücü piyasasında buluşmaktadır. İşgücü arzı söz konusu olduğunda bireylerin davranışları oldukça çeşitlidir. Özellikle son yıllarda işgücü arzı üzerine yapılan çalışmalar, mikroekonomi alanında önemli yer tutmaktadır.

İşgücü ve işgücü arzının anlatıldığı bu bölüm dört alt başlıktan oluşmaktadır. İlk alt başlıkta işgücü kavramına ilişkin tanımlar verilerek istihdam, işsiz ve işgücüne dahil olmayan ayrımı belirtilmektedir. İkinci alt başlıkta ise işgücü arzının temelini oluşturan Neoklasik Çalışma/Boş Zaman Teorisi, Becker'in Zaman Tahsisi Teorisi açıklanmakta ve işgücü arz teorisindeki diğer gelişmelere yer verilmektedir. Ayrıca bireysel işgücü arzını etkileyen etmenler ortaya koyulmaktadır. Son olarak Türkiye'de işgücü piyasasının durumu 2004-2013 dönemine ilişkin istatistiklerden yararlanılarak açıklanmaktadır.

3.1. İŞGÜCÜ

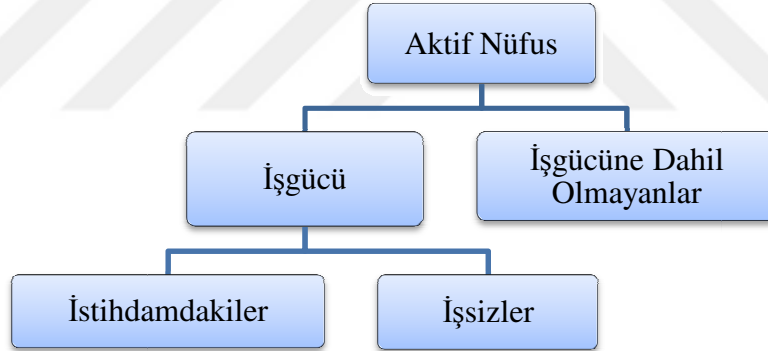
Dünyada işgücü yapısının karşılaştırılabilir olması için Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO) işgücü piyasasına ilişkin kavramları belirli bir standart içinde tanımlamaktadır. Bu standartlaştırma işgücü piyasası ile ilgili verilerin toplanmasını, bu veriler kullanılarak analizler ve uluslararası karşılaştırmalar yapılmasını kolaylaştırmaktadır. Türkiye'de işgücü piyasasına ilişkin veriler TÜİK tarafından gerçekleştirilen Hanehalkı İşgücü Araştırması (HİA) çerçevesinde toplanmaktadır.

Genel olarak işgücü, bir ülkede kurumsal olmayan çalışma çağındaki nüfusun üretime katılan kısmını ifade etmektedir. Çalışma çağındaki nüfusun belirlenmesinde bireyin yaşı ölçü olarak alınmaktadır. Genel olarak çalışma çağındaki nüfusun alt sınırı o ülkedeki zorunlu eğitimin bitiş yaşı olarak kabul edilirken; üst sınır da emeklilik yaşı olarak belirlenir. Zorunlu eğitimin bitiş ve emeklilik yaşları, ülkeden ülkeye değişmektedir. Bu durum, çalışma çağındaki

nüfusun farklılaşmasına neden olmaktadır. Ülkeler yaygın olarak 15-64 yaş arasındaki kişilerin çalışma çağındaki nüfusu oluşturduğunu kabul etmektedir. Türkiye'de çalışma çağı için bir üst sınır bulunmamakta, 15 ve üzeri yaştaki bireyler çalışma çağındaki nüfusu oluşturmaktadır.

Kurumsal nüfus, *"günlük yaşam gereksinimleri, yasal bir düzenlemeye dayalı olarak kurulan özel ya da tüzel kurum/kuruluşlarda kısmen ya da tamamen karşılanan, bireysel karar ve davranışlarında yetkili otoritenin kurallarına kısmen ya da tamamen bağımlı olarak hareket eden, ancak bireysel harcamalarına karar verebilen kişilerin yaşamlarını sürdürdükleri alanlarda yaşayan nüfustur"* (TÜİK, 2007: 8). Kurumsal olmayan nüfus ise okul, üniversite yurdu, yetiştirme yurdu, huzurevi, otel, çocuk yuvası, özel nitelikli hastane, hapishane, kışla, orduevi vb. yerlerde ikamet edenler ile yabancı uyruklular dışında kalan nüfustan oluşmaktadır.

Şekil 1: Aktif Nüfus



Kurumsal olmayan çalışma çağındaki nüfus, kısaca aktif (faal) nüfus olarak adlandırılmaktadır. Şekil 1'de grafiksel olarak aktif nüfusun sınıflaması görülmektedir. Aktif nüfus işgücü ve işgücüne dahil olmayanlar olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. İşgücü kavramı, bir ülkedeki emek arzını insan sayısı olarak ifade etmektedir ve istihdam edilenler ile işsizlerin oluşturduğu nüfus olarak tanımlanmaktadır (Gündoğan ve diğerleri, 2013: 7-8).

Aktif nüfusun tamamı çalışmak istemez veya istese dahi bir takım nedenlerden dolayı çalışamaz. Aktif nüfus içerisinde referans döneminde istihdamda ve işsiz olmayanlar, işgücüne dahil olmayan nüfusu oluşturmaktadır (Bowen ve

Finegan, 1969: 7). İşgücüne dahil olmayanlar TÜİK tarafından yedi alt grupta toplanmaktadır (TÜİK, 2012: XXIV-XXV):

- **İş aramayıp çalışmaya hazır olanlar:** Bir takım nedenler ile iş aramayan ancak iki hafta içerisinde işbaşı yapabilecek durumda olanların oluşturduğu gruptur.
- **Mevsimlik çalışanlar:** Mevsimlik olarak çalışan ve bu nedenle iş aramayan, işbaşı yapmaya hazır olmayan kişilerin oluşturduğu gruptur.
- **Ev işleriyle meşgul:** Kendi evinin işleriyle uğraşan ve bu nedenle iş aramayan, işbaşı yapmaya hazır olmayan kişilerin oluşturduğu gruptur.
- **Eğitim/öğretime devam ediyor:** Bir öğrenim kurumuna, kursa vb. devam eden ve bu nedenle iş aramayan, işbaşı yapmaya hazır olmayan kişilerin oluşturduğu gruptur.
- **Emekli:** Bir sosyal güvenlik kuruluşundan emekli olan ve bu nedenle iş aramayan, işbaşı yapmaya hazır olmayan kişilerin oluşturduğu gruptur.
- **Çalışamaz halde:** Bedensel özrü, hastalığı veya yaşlı olan ve bu nedenle iş aramayan, işbaşı yapmaya hazır olmayan kişilerin oluşturduğu gruptur.
- **Diğer:** Ailevi ve kişisel sorunlar veya bunların dışında kalan nedenler ile iş aramayan, işbaşı yapmaya hazır olmayan kişilerin oluşturduğu gruptur.

İşgücü piyasasında; istihdam, işsiz ve işgücü dışı olmak üzere üç durum bulunmaktadır. İşgücü piyasası durumlarında yer alanların sayısı her zaman değişmektedir ve söz konusu durumlar arasındaki geçişler oldukça büyüktür. İşgücü piyasası durumları arasında dört temel akım bulunmaktadır (Ehrenberg ve Smith, 2012: 28):

- İstihdamdakilerin ya kendi istekleri ya da işten çıkarılmaları nedeniyle işsiz sınıfına geçmeleri
- İşsizlerin ya geçici olarak ayrıldıkları işlerine geri dönmeleri ya da yeni bir iş bulmaları sonucu istihdam sınıfına geçmeleri
- İstihdamda veya işsiz olarak işgücüne dahil olanların emeklilikle veya işgücü piyasasından çekilerek işgücüne dahil olmayan sınıfına geçmeleri
- İşgücüne dahil olmayanların piyasaya yeni girerek veya dönüş yaparak işgücüne katılmaları

İşgücü piyasası durumları arasında sonsuz kabul edilebilecek düzeyde bir geçiş söz konusudur. İşgücü piyasasındaki geçişlerde yaş, cinsiyet, eğitim, tecrübe, ücret düzeyi, ekonomik ve politik koşullar gibi birçok faktör etkili olmaktadır.

İKO, işgücü piyasasına ilişkin uluslararası karşılaştırmalarda kullanılan istatistiklerin başında gelmektedir. Kurumsal olmayan çalışma çağındaki nüfus içinde, istihdam edilenler ve işsizlerin toplamının oranına İKO denilmektedir. İktisadi faaliyet oranı olarak da adlandırılmaktadır. Bu oran aktif nüfus içerisinde işgücünün nispi ağırlığını vermektedir. İKO, 100'den çıkartıldığında işgücüne dahil olmayanların oranına ulaşılmaktadır. Matematiksel gösterimi Denklem (3.1)'de yer almaktadır.

$$\text{İşgücüne Katılım Oranı} = \frac{\text{İşgücü}}{\text{Aktif Nüfus}} \times 100 \quad (3.1)$$

Özellikle işgücü piyasasına ilişkin ekonomi politikalarının belirlenmesinde önemli bir gösterge olarak kullanılmaktadır. Bir ekonomide, işgücü piyasasına dahil olanlar ile piyasadan ayrılanların sayısı İKO'da yıllar içinde değişimlere yol açmaktadır. İKO'nun artması ekonomik faaliyetlerin de artacağını, azalması ise aktif nüfusun ekonomik faaliyetlerin daha çok dışında kalacağını göstermektedir. Yıllar içindeki değişimi ve gelişimi, bireysel işgücü arzını etkileyen etmenlerle belirlenmektedir.

İKO, bir ülkede yıllar içinde değişiminin yanında, ülkeler arasında da farklılık göstermektedir. Söz konusu farklılıkta, ülkelerin gelişmişlik düzeyleri, demografik özellikleri ve coğrafi yapısı etkili olmaktadır. Ayrıca bir ülkenin işgücü piyasası hakkında önemli bilgiler vermektedir. Değerlendirmede bulunurken sadece İKO'ya bakarak karar vermek doğru olmayacaktır. Çünkü bir ekonomide İKO'nun yüksek olması, işsizliğin düşük olduğu anlamına gelmemektedir. İşgücü piyasası hakkında tüm parametreler göz önünde bulundurularak değerlendirme yapılması gerekmektedir (Tekeli ve diğerleri, 2014: 9).

3.1.1. İstihdam

Üretimin gerçekleşmesi için emek, girişimci, sermaye ve doğal kaynakların bir araya getirilmesi gerekmektedir. Geniş anlamda istihdam bu dört üretim faktörünün üretim sürecinde bir araya getirilmesi; dar anlamda ise emek faktörünün üretim sürecinde kullanılması olarak tanımlanmaktadır. İstihdam, bireylerin ihtiyaçlarını karşılamak için gerek duydukları geliri elde etme aracıdır (Tekeli ve diğerleri, 2014: 9).

TÜİK'e göre istihdam edilenler *"işbaşında olanlar ve işbaşında olmayanlar grubuna dahil olan kurumsal olmayan çalışma çağındaki tüm nüfustur"*. İşbaşında olanlar *"yevmiyeli, ücretli, maaşlı, kendi hesabına, işveren ya da ücretsiz aile işçisi olarak referans dönemi içinde en az bir saat bir iktisadi faaliyette bulunan kişiler"* olarak tanımlanmaktadır. Ayrıca üretici kooperatifine üye olanlar ile bir iş veya meslekte tecrübe kazanmak amacıyla, belirli bir menfaat karşılığında çalışan çıraklar ve stajyer öğrenciler de istihdamda dahil olarak kabul edilmektedir. Referans dönemi içinde işinin başında olmayanların istihdamda olma durumları, istihdam türüne göre değişiklik göstermektedir. Referans haftası içinde işleri ile bağlantısı devam ettiği halde işlerinin başında bulunmayan ücretli ve maaşlı çalışanlar, üç ay içinde işlerine geri dönecekse veya üç aydan daha uzun süre işe gitmeyecekse bile ücret ve maaşlarının en az %50'sini almaya devam ediyorlarsa istihdamda kabul edilmektedir. Referans haftası içinde çeşitli nedenlerle işinin başında olmayan kendi hesabına çalışanlar ve işverenler, işleri ile bağlantıları devam ettiği sürece istihdamda olarak kabul edilmektedir. Yevmiyeliler ve ücretsiz aile işçileri, referans haftası içinde bir saat bile çalışmamış iseler istihdamda kabul edilmemektedir (TÜİK, 2012: XXII-XXIII).

İşgücü piyasasının temel göstergelerinden bir diğeri istihdam oranıdır. İstihdam oranı, kurumsal olmayan çalışma çağındaki nüfus içerisinde istihdam edilenlerin payını göstermektedir. Denklem (3.2)'de matematiksel gösterimi verilmektedir.

$$\text{İstihdam Oranı} = \frac{\text{İstihdam edilenler}}{\text{Aktif Nüfus}} \times 100 \quad (3.2)$$

İstihdam oranı, ekonomilerin iş yaratma kapasitelerinin değerlendirilmesinde önemli bir gösterge olarak karşımıza çıkmaktadır. İstihdam oranının yüksek olması, aktif nüfusun önemli bir kısmının istihdamda olduğunu göstermektedir. Ayrıca yüksek istihdam oranının, kişi başına milli geliri de arttırması beklenecektir.

3.1.2. İşsizlik

İşsizlik “iş” kökünden türetilmektedir ve işi olmayan anlamına gelmektedir. İktisatçılara göre çalışma isteği olan ve çalışmaya engeli olmayan, piyasadaki cari ücret düzeyinde ve diğer koşullarda çalışmaya razı, belirli bir süre iş aramış ancak bulamamış kişilere işsiz ve söz konusu olguya da işsizlik denilmektedir.

ILO'nun kriterlerine göre kurumsal olmayan çalışma çağındaki nüfusta bir kişinin işsiz olarak kabul edilmesi için sağlaması gereken üç koşul bulunmaktadır:

- Referans döneminde istihdamda olmaması
- Bir iş araması ve bu konuda girişiminin olması
- Bir iş bulduğu takdirde işbaşı yapmaya hazır olması

ILO norm ve standartlarına göre Türkiye'de işsizlikle ilgili verileri toplayan TÜİK'in tanımlamasına göre "*referans dönemi içinde istihdam halinde olmayan (karşılıklı, yevmiyeli, ücretli ya da ücretsiz olarak hiç bir işte çalışmamış ve böyle bir iş ile bağlantısı da olmayan) kişilerden iş aramak için son üç ay içinde iş arama kanallarından en az birini kullanmış ve iki hafta içinde işbaşı yapabilecek durumda olan tüm kişiler işsiz nüfusa dahildirler. Ayrıca, üç ay içinde başlayabileceği bir iş bulmuş ya da kendi işini kurmuş ancak işe başlamak ya da işbaşı yapmak için çeşitli eksikliklerini tamamlamak amacıyla bekleyenler de işsiz nüfus kapsamına dahildirler*" (TÜİK, 2012: XXIV).

İşgücü piyasası göstergelerinden işsizlik oranı; işsiz nüfusun, işgücü içindeki payı olarak tanımlanmaktadır. İşsizlik oranının matematiksel ifadesi Denklem (3.3)'te yer almaktadır.

$$\text{İşsizlik Oranı} = \frac{\text{İşsiz Nüfus}}{\text{İşgücü}} \times 100 \quad (3.3)$$

İşsizlik oranı, önemli bir makro ekonomik göstergedir. Diğer makro ekonomik göstergelerdeki değişimler ile birlikte incelendiğinde; bir ekonomide işsizlik oranının artması daralmayı gösterirken, azalması genişleme dönemine girildiğini işaret etmektedir. Üretim-istihdam ilişkisi açısından ise işsizlik oranının azalması, açık iş sayısında artmayı ve/veya istihdam olanaklarında iyileşmeyi ifade etmektedir. Bu söylem genel işsizlik oranı için geçerli olup kadın/erkek, kırsal/kent ile yaş ve eğitim sınıflamaları ayrımında işsizlik oranında farklılaşmalar söz konusu olabilir. Bu ayrımlar bazında işsizlik oranının incelenmesi ekonomideki işsizlik sorununun yapısı ve alınması gereken önlemler bağlamında daha fazla bilgi verecektir (Lordoğlu ve Özkaplan, 2007: 67).

İşsizlik sorununun hem ekonomik hem de sosyal boyutu bulunmaktadır. Ekonomik açıdan emeğin eksik veya hiç kullanılmamasından kaynaklanan toplumsal üretim kaybı söz konusu olacaktır. Toplumsal üretim kaybı, gelirin ve dolayısıyla milli gelirin azalmasına neden olmaktadır. Milli gelirdeki düşüş ise yatırımların düşmesine ve böylece yeniden işsizliğin artmasına yol açmaktadır. Arthur Okun 1962 yılında işsizlik ve üretim kaybı arasındaki ilişkiyi açıklamak amacıyla Okun Yasası'nı geliştirmiştir. Bu yasaya göre, işsizlik oranındaki her bir puanlık artış, Gayri Safi Yurt İçi Hasılda yaklaşık olarak iki puanlık bir düşüşe neden olmaktadır (TİSK, 2009: 9). İşsizliğin sosyal boyutunda ise, işgücünün insan olduğu düşünüldüğünde, sosyal ve psikolojik olarak doğuracağı sonuçlar oldukça açıktır. İşsizlik birey ve dolayısıyla toplum üzerinde sosyal, psikolojik ve fiziksel birçok soruna neden olacaktır. Suç oranlarının artması, işsiz bireylerin çocuklarının iyi eğitim alamaması, ailelerin dağılması, toplumdan dışlanma, depresyon ve benzeri psikolojik rahatsızlıklar işsizliğin neden olacağı sorunların başında gelmektedir.

3.2. İŞGÜCÜ ARZI VE TEORİK TEMELLERİ

Ekonomide işgücü arzı, istihdamda veya işsiz olan nüfus oranını ölçen İKO'nun bir göstergesidir (King, 1990: 45). Bu bölümde bireysel işgücü arzı, işgücüne katılım ve çalışma süresi çerçevesinde incelenecektir. İşgücüne katılım ve çalışma süreleri bir ekonomideki potansiyel üretim miktarını belirleyen önemli etkenlerdir. Bireylerin işgücü arzı konusunda kararları oldukça önemli olmakla

birlikte, birbirinden farklılık göstermektedir. Bazı bireyler çalışmamayı tercih ederken, bazıları da çalışmayı tercih etmektedir. İşgücüne katılmaya karar veren bireylerin çalışma süreleri de değişkenlik sergilemektedir.

3.2.1. Neoklasik Çalışma/Boş Zaman Teorisi

Neoklasik iktisat, değer teorisi üzerinde yoğunlaşmaktadır ve çözümlemelerinde fayda ve marjinal verimlilik gibi kavramlardan yararlanmaktadır. Bunun yanında zevkler, kültürel ve toplumsal farklılıklar gibi rasyonel olmayan unsurları ihmal edilmektedir. Neoklasik teori, işgücü arzını bireyin davranışına dayandırmaktadır. Birey, her zaman homojen bir yapı göstermemektedir. İnsanlar yaşamlarını sürdürebilmek için ihtiyaçlarını karşılamak; ihtiyaçlarını karşılayabilmek için de gelir elde etmek zorundadır. Eğer bireyin gayrimenkul kirası, faiz geliri gibi ücret dışı gelirleri ihtiyaçlarını karşılamaya yetmez ise ücret karşılığı işgücü piyasasında çalışması gerekecektir. Bireyin piyasada çalışmaya razı olacağı en düşük ücret düzeyi, rezervasyon ücreti olarak adlandırılmaktadır. Rezervasyon ücretinin üzerinde bir ücret kazandığı takdirde birey çalışmayı tercih edecektir. Rezervasyon ücretinin altında işgücü arzı sıfır olacaktır.

Bireylerin çalışma sürelerini belirlemede dikkat ettiği hususlar, genel kabul görmüş “Neoklasik Çalışma/Boş Zaman Teorisi” ile açıklanabilir. Bu teoriye göre zaman kullanımı “çalışma” (işgücü piyasasında yapılan faaliyetler) ve “boş zaman” (işgücü piyasası dışında yapılan faaliyetler) olmak üzere iki şekilde gerçekleşir. Zamanın, çalışma ve boş zaman arasında optimal dağılımını belirlemek amacıyla iki bilgi gerekmektedir. Bunlardan ilki bireyin çalışma-boş zaman tercihleri ile ilgili bilgidir ve söz konusu bilgi farksızlık eğrileri ile elde edilmektedir. Diğeri ise işgücü piyasası hakkında bilgidir ve bütçe kısıtı ile bu bilgiye ulaşılmaktadır (McConnell ve diğerleri, 2017: 15).

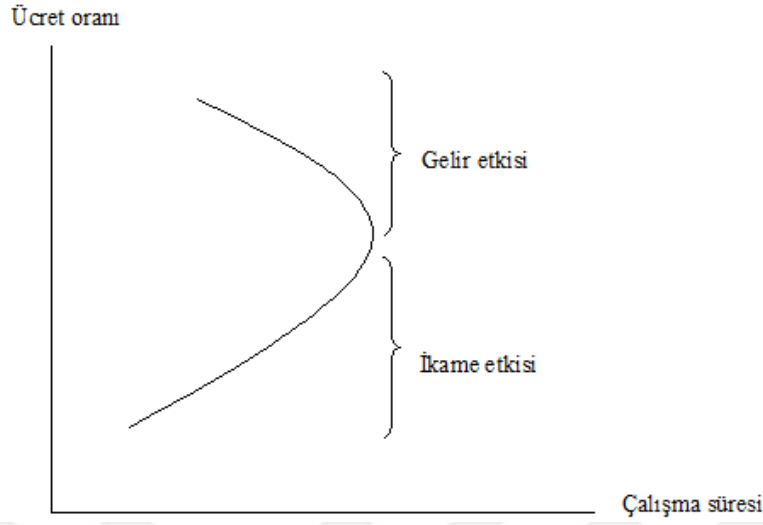
Neoklasik iktisatçılar rasyonel insan varsayımını temel almaktadır. Bu varsayıma göre insanlar alternatifler arasından kendileri için en yüksek faydayı sağlayacak rasyonel seçimi yapar. Ayrıca insanların tercihlerinde bencil ve bireyci olduklarını kabul etmektedir. Bu durumda Neoklasik Çalışma/Boş Zaman teorisine göre birey; zamanını çalışarak elde edeceği gelir ile satın alacağı hizmet ve

mallardan sağlayacağı fayda ve boş zamanında sağlayacağı fayda arasında, kendisine en yüksek faydayı sağlayacak şekilde, dağıtır. Bu durum, aynı fayda düzeyini sağlayan farklı gelir ve boş zaman kombinasyonlarını gösteren farksızlık eğrileri ile incelenmektedir. Farksızlık eğrileri orijinden uzaklaştıkça bireyin elde edeceği fayda da artmaktadır. Ancak bireyin çalışma ve boş zaman arasındaki tercihini yaparken zaman, ücret oranı ve ücret dışı gelirlerini dikkate alması gerekmektedir. Ücret oranı, boş zamanın fırsat maliyetidir. Piyasadan elde edilen ücret oranı ve ücret dışı gelir veri iken satın alınabilecek çalışma/boş zaman süreleri bütçe kısıtı ile belirlenmektedir. Bu durumda farksızlık eğrisinin bütçe kısıtına teğet olduğu nokta, bireyin maksimum faydayı sağlayacağı çalışma/boş zaman süresini verecektir (Tekeli ve diğerleri, 2014: 22-25).

Bireysel işgücü arzı incelenirken gelir etkisi ve ikame etkisi olmak üzere iki etki ile karşılaşılmaktadır. Gelir etkisine göre ücret oranı ve tercihler sabitken bireyin gelirinde bir artış meydana geldiğinde boş zaman talebi artacak ve çalışma zamanı azalacaktır. Böylece işgücü arz miktarında düşüş yaşanacaktır. Bu durumda gelir etkisine göre gelir ve çalışma zamanı arasında ters yönlü, gelir ve boş zaman arasında doğrusal bir ilişki bulunmaktadır. İkame etkisine göre gelir ve tercihler sabitken, bireyin kazandığı ücrette artış olması durumunda boş zaman talebi azalacak ve çalışma zamanı artacaktır. Böylece işgücü arz miktarı da yükselecektir. Kısaca ikame etkisine göre ücret ve çalışma zamanı arasında doğru, ücret ve boş zaman arasında ise ters yönlü ilişki bulunmaktadır (Ehrenberg ve Smith, 2012: 171-172).

Ücret oranlarının artması durumunda hem ikame etkisi hem de gelir etkisi ortaya çıkmaktadır. Ücret oranlarının artması ikame etkisi yaratırken; ücretlerin artması ile gelir de artacağı için gelir etkisi de oluşmaktadır. Bu durumda ücretlerin artması ile çalışma ve boş zaman süreleri baskın olan etkiye göre şekillenir. Genel olarak ortalama ve düşük ücret düzeylerinde ikame etkisi baskın gelirken, yüksek ücret düzeylerinde ise gelir etkisi kendini göstermektedir (Tansel, 2012: 21).

Şekil 2: Geriye Kıvrımlı Bireysel İşgücü Arz Eğrisi



Kaynak: Borjas, 2013: 44; Smith, 2003: 8.

Farklı ücret oranlarına karşı bireyin faydasını maksimize eden çalışma süreleri bireysel işgücü arz eğrisini oluşturmaktadır. Şekil 2'de düşük ücret düzeylerinde pozitif eğimli, yüksek ücret düzeylerinde ise negatif eğimli olan geriye kıvrımlı bireysel işgücü arz eğrisi yer almaktadır. Kıvrım noktasının altındaki ücret düzeylerinde, ücretlerde artış olması durumunda, ikame etkisi ile boş zaman yerine birey daha fazla çalışmayı tercih eder. Kıvrım noktasının üstündeki ücret düzeylerinde ise ücret oranlarının artması, gelir etkisi ile çalışma süresinin azalmasına neden olur. Bu durumda bireyin boş zaman talebi artar. Her bireyin işgücü arz eğrisi geriye doğru kıvrımlıdır ancak kıvrım noktası çalışma tercihleri açısından farklılık göstermektedir (Smith, 2003: 8).

3.2.2. Becker'in Zaman Tahsisi Modeli

Neoklasik Çalışma/Boş Zaman teorisi işgücü arzı modelini, bireylerin zamanlarını ücret karşılığı çalışarak veya boş zaman olarak tüketiceği varsayımı üzerine kurmuştur. Söz konusu teoriye göre piyasa dışı aktiviteler, boş zaman olarak kabul edilmektedir. Çocuk bakmak, yemek yapmak, çamaşır yıkamak gibi hane içi üretim faaliyetleri boş zaman olarak nitelendirilse de gerçekte bu işlerin çok kolay olmadığını kabul etmek gerekmektedir. Becker (1965), "A Theory of the Allocation

of Time” isimli çalışması ile Neoklasik Çalışma/Boş Zaman teorisini geliştirmiştir ve işgücü arzı teorisine Zaman Tahsisi Modeli ile iki önemli gelişme sağlamıştır. Bunlar birey yerine hanenin karar birimi olarak benimsenmesi ve zamanın işgücü piyasasında çalışma, hane içi üretim ve tüketim olarak tahsis edilmesidir.

Becker (1965), birey yerine hanenin karar verme birimi olarak kabul edilmesinin daha bilgilendirici olacağını öne sürmektedir. Bireylerin çoğu bir haneye üyedir ve zamanlarını nasıl harcayacakları, hanedeki diğer bireylerin kararlarından önemli ölçüde etkilenmektedir. Örneğin, evli bir kadının işgücü piyasasında çalışması, eşinin istihdamda olma durumundan etkilenmektedir.

Becker'in modeli ile zaman tahsisi konusunda, klasik çalışma/boş zaman yerine, daha karmaşık bir sınıflamanın kullanılması önerilmektedir. İşgücü dışında geçirilen sürenin, işgücü piyasasında çalışarak geçirilen süreden daha fazla olduğu ve işgücü piyasası dışında geçirilen süreyle ilgilenilmesi gerektiğini ileri sürmektedir. İktisadi karar birimi olarak haneler, kendilerine fayda sağlayan ürünler üretmektedir. Söz konusu fayda sağlayan ürünler, mal ve zamanın birlikte kullanımı sonucu üretilmektedir. Bu durumda haneler zamanı; “işgücü piyasasında çalışma, hane içi üretim ve tüketim” olmak üzere üç temel şekilde kullanabilir.

Becker'in modeline göre hanehalkı bireylerinin zamanlarını nasıl tahsis edeceği belirlenirken, genel olarak karşılaştırmalı üstünlük kuramı kullanılmaktadır. Karşılaştırmalı üstünlük kuramına göre bir birey, en yüksek göreceli etkinlik ile (başka bir deyişle en düşük fırsat maliyeti ile) yapabildiği, verimli işlerde uzmanlaşmalıdır. Uygun zamanı paylaştırırken, hanehalkı her bir bireyin, çeşitli piyasa ve piyasa dışı faaliyetlerdeki verimliliğini karşılaştırmalıdır. Bu durumda temel kurala göre; belirli bir faaliyette, diğer aile bireylerine göre daha verimli olan hanehalkı üyesi, zamanının büyük çoğunluğunu bu faaliyete tahsis etmelidir. Yaş, cinsiyet, eğitim düzeyi, işgücü piyasası ve işgücü dışı tecrübesine göre hanehalkı üyeleri farklı özelliklere sahip olduğu için piyasa ve piyasa dışı faaliyetlerden elde edilen faydanın göreceli etkinliği de büyük ölçüde farklıdır.

Kadınlar çocuk doğurma konusunda, biyolojik olarak, karşılaştırmalı üstünlüğe sahiptir. Ayrıca, toplum tarafından tanımlanan roller aracılığıyla veya tercihler nedeniyle kadınların çoğu; temizlik, yemek hazırlama, çocuk bakımı gibi ev işlerinde karşılaştırmalı üstünlüğe sahiptir. Üstelik kadınlar işgücü piyasasında

genellikle ayrımcılıkla karşılaşmaktadır. Ayrımcılık nedeniyle erkekler, eşlerinden daha fazla gelir elde edebilir. Karşılaştırmalı üstünlük prensibine göre genellikle erkekler zamanlarının çoğunu işgücü piyasası işlerine ayırırken, kadınlar hane içi üretim ile zamanlarını harcamaktadır. Çocuklar ise eğitim almada karşılaştırmalı üstünlüğe sahiptir (McConnell ve diğerleri, 2017: 57).

Zaman Tahsisi Modeli ile gelir ve ikame etkileri yeniden yorumlanmaktadır. Ücret düzeyinde bir artış olması durumunda, gelir etkisine göre hanehalkının işgücü piyasasında bir saat çalışma ile elde edeceği gelir daha fazladır. Daha fazla gelir elde etmesi ile çoğu mal tüketimini arttırır. Ancak ek malları tüketmek için daha fazla zaman gerekir. Faydalı ürünler üretebilmek için zaman ile malların bir araya getirilmesi gerekmektedir. Bu durumda, tüketim zamanının artması ile çalışma zamanı da düşer. Gerekçeler farklı olsa da, gelir etkisi Neoklasik modelde olduğu gibi çalışma zamanını azaltır.

Becker'in yaklaşımında ikame etkisi de oldukça karmaşıktır. Daha yüksek ücret düzeyi, zamanın sadece işgücü piyasasında değil, hane içinde gerçekleştirilen hem üretim hem tüketim faaliyetlerinde daha değerli olduğu anlamına gelmektedir. Bir yandan, hanehalkı ücret oranı arttığı için malları daha az zamanda üretir. Örneğin, aile evde yemek hazırlamak yerine dışarıda yemek yiyerek yemek için ayrılan üretim süresini en aza indirir. Diğer taraftan tüketim açısından bakıldığında; ücret oranı arttığında, hanehalkı zaman yoğun ürünler yerine daha az zaman ile elde edilebilen ürünleri tüketmeye yönelir. Böylece Neoklasik modelde olduğu gibi, ikame etkisi ile hem üretim hem de tüketim malları için ayrılan zamanın işgücü piyasasında çalışmaya yönlendirilmesi sonucu çalışılan zaman artar (McConnell ve diğerleri, 2017: 58). İşgücü piyasasında çalışma zamanı üzerinde gelir ve ikame etkisinin net etkisi, Neoklasik modelde olduğu gibi, göreceli büyüklüklerine bağlı olarak arttırıcı veya azaltıcı olabilir.

İşgücü arzının zaman tahsisi üzerine gerçekleştirilen bir diğer öncü çalışma Mincer (1962) tarafından gerçekleştirilmiştir. Evli kadınların işgücüne katılım kararlarını inceleyen Mincer (1962) çalışmasında aile üyelerinin işgücü arzı davranışı belirlenirken, aile gelirinin tüm bireyler için aynı olduğunu öne sürmektedir. Zamanın piyasa ve piyasa dışı faaliyetler arasında paylaşımı yapılırken hanedeki bireyler arasındaki farklılığın; bireyin işgücü piyasasından elde ettiği ücret ve hane

içi faaliyetlerdeki verimlilikten kaynaklandığını belirtmektedir. Bu durumda işgücü arz fonksiyonunun hane geliri ve aile üyelerinin ücret düzeylerinin bir fonksiyonu olarak belirtilebileceği vurgulanmaktadır. Bu çalışma ile birlikte evli kadınların işgücü arzına yönelik çalışmalar çeşitlenmeye ve çoğalmaya başlamıştır.

3.2.3. İşgücü Arzı Teorisinde Diğer Gelişmeler

Killingsworth (2008)'e göre aile üyeleri ve işgücü arzı arasındaki ilişkiyi inceleyen literatüre bakıldığında üç ana model dikkat çekmektedir. İlk olarak ortaya çıkan ve en basit olanı erkek şovenist modeli olarak bilinmektedir. Erkek şovenist modelde evli kadınlar, eşlerini gelir üreten varlık olarak görmektedir ve işgücü arzı kararlarında eşlerinin kazançlarını bir tür emlak geliri olarak kabul etmektedir. Evli erkekler ise, eşlerinin işgücü arzı kararlarını dikkate almaksızın, kendi ücretlerini ve ailenin gerçek emlak gelirlerini göz önünde bulundurarak işgücüne katılım kararlarını vermektedir. Barth (1967), Bowen ve Finegan (1969), Parker ve Shaw (1968) erkek şovenist modelin kullanıldığı çalışmalar arasında yer almaktadır.

Killingsworth (2008) literatürde yer alan ikinci ana modeli aile fayda-aile bütçe kısıtı modeli olarak adlandırmaktadır. Bu modelde maksimize edilen fayda; ailenin toplam tüketimi ve her bir aile üyesinin boş zamanına bağlı olduğu varsayılan, ailenin toplam faydasıdır. Aile üyelerinin toplam kazançları bir araya getirilerek, ailenin bütçe kısıtı altında ailenin toplam faydasının maksimize edildiği varsayılmaktadır. Bu durumda dönem başına toplam aile harcamasının, dönem başına toplam aile gelirine eşit olması gerekmektedir. Toplam aile geliri; ücret dışı geliri ve bireylerin toplam kazançlarını içermektedir. Bu model ilk kez Samuelson (1956)'nın çalışmasında yer almıştır. Ashenfelter ve Heckman (1974), Bognanno ve diğerleri (1974), Cohen ve diğerleri (1970), Gramm (1974, 1975), Kraft (1973) aile fayda-aile bütçe kısıtı modelini kullanan çalışmalardan bazılarıdır. Aile fayda-aile bütçe kısıtı modeli, ailenin bir bütün olarak tüketimden fayda sağladığını varsaymaktadır.

Üçüncü gruptaki modeller pek çok bakımdan birbirinden farklı olmakla birlikte, karar birimi olarak aile yerine bireyi benimsemektedir. Bu gruptaki modeller Leuthold (1968) tarafından birey fayda-aile bütçe kısıtı modeli olarak

adlandırılmıştır. Bu yaklaşımda bir aile bütçesi kısıtına tabi olmak üzere; her bir aile bireyi, aile tüketiminin ve bireyin boş zamanının bir fonksiyonu olan kendi faydasını en üst düzeye çıkartmaktadır. Aile fayda-aile bütçe kısıtı modelinde olduğu gibi aile kaynakları ve aile tüketimi bir araya toplanmaktadır. Fakat aile fayda-aile bütçe kısıtı modelinden farklı olarak bireyler, kendi faydalarını maksimize etmektedir.

Üçüncü grupta yer alan pazarlık modelleri, bireysel fayda yaklaşımını benimsemektedir ve aile üyelerinin davranışlarına dayanmaktadır. Bu gruptaki çalışmalara Manser ve Brown (1980) ve McElroy ve Horney (1981) örnektir. Pazarlık modellerinde eşlerin işgücü arzı ve tüketim harcamaları ile ilgili kararlarını, karmaşık bir pazarlık süreci sonucunda karar verdikleri varsayılmaktadır. Aile fayda modelinde; kadının veya erkeğin ücret dışı gelirinde meydana gelen bir değişimin, çiftlerin işgücü arzı üzerindeki etkisi aynıdır. Modelde, bu tür gelirlerin bir araya getirildiği varsayıldığı için artan ücret dışı gelirin kime ait olduğu önemli değildir. Öte yandan eşler pazarlık yaptığında söz konusu durum geçerli olmaz. Ücret dışı gelire sahip olan eşin pazarlık gücü yükselir ve dolayısıyla davranışlarında farklılık olur.

İşgücü arzı teorisinde bir diğer gelişme alanı, işgücüne katılım olasılığının dağılımı ile ilişkilidir. 1970'lerden önceki çalışmalarda yaşam boyunca işgücüne katılım olasılığının tesadüfi olduğu benimsenmiştir. Ancak Ben-Porath (1973) bir kadının işgücü piyasası hareketliliğine ilişkin, zamana bağlı dağılımın elde edilemeyeceğini iddia etmiştir. Özdeş özelliklere sahip bireyler arasındaki işgücüne katılım davranışı farklılıklarının, evde geçirilen zamanın değerindeki gözlenemeyen farklılıklara bağlı olduğunu vurgulamıştır. Ghez ve Becker (1975), Heckman (1976) ve Rosen (1976) tüketim, beşeri sermaye yatırımı ve kazançları dikkate alarak işgücü arzının yaşam döngüsünü açıklamıştır. Heckman (1978) işgücü arzının yaşam döngüsü ve işgücü arzının bir dönem modeli olmak üzere iki alternatif hipotez önermiştir. MaCurdy (1981) ise yaşam döngüsü içinde işgücü arzının ampirik modelini ortaya koymuştur.

Gronau (1973a, 1973b), Heckman (1974) rezervasyon ücretinin dağılımını izlemek için işgücüne katılım fonksiyonunu tahmin etmiştir. Gözlemlenemeyen değişkenler arasındaki farklılıkları yok etmek için uygun yol olarak bireysel seçim sapması ortaya atılmıştır. Heckman (1979) kadın işgücü arzını incelediği

çalışmasında seçim sapmasını düzeltecek yaygın olarak kullanılan istatistiksel bir teknik geliştirmiştir.

3.2.4. Bireysel İşgücü Arzını Belirleyen Unsurlar

Bireylerin çalışma kararı vermesine neden olan etkenler aynı zamanda işgücü arzının bireysel belirleyicilerini de oluşturmaktadır. İşgücü arz kararını etkileyen etmenlerin oldukça fazla olması, bu konuda gerçekleştirilen çalışmaların çeşitli olmasına neden olmaktadır. İşgücü arzını belirleyen unsurların bazıları sadece kadınların, bazıları da hem kadınların hem de erkeklerin işgücü arz kararı üzerinde etkili olmaktadır. Burada çalışmalarda yaygın olarak karşılaşılan temel unsurlardan kısaca bahsedilmektedir.

Bireylerin çalışma kararları üzerinde ücretin önemli bir etkisi bulunmaktadır. Ücretler ile işgücü arzı arasındaki ilişkiyi ikame ve gelir etkisi ile açıklamak mümkündür. Ücret oranlarında meydana gelen artış; düşük ücret düzeylerinde ikame etkisi ile işgücü arz miktarında artışa neden olurken, ücret düzeyinin yüksek olduğu durumda gelir etkisi görülür ve işgücü arz miktarı azalır. Ücret oranlarındaki değişme ayrıca çapraz ikame etkisine de neden olmaktadır. Ailenin geliri sabitken aile bireylerinden birinin gelirinin artması; diğer aile bireylerinin çalışma süresini etkilemektedir. Ailenin zaman kullanımı birbirini tamamlayıcı ise eşlerden birinin ücretindeki artış daha fazla çalışmasına neden oluyorsa, diğer eş de daha fazla çalışır. Zaman kullanımı ikame ise durum tam tersi etki yaratır. Ayrıca rezervasyon ücretinin altındaki ücret düzeylerinde işgücü arzı sıfırdır. Dördüncü bölümde yer alan ekonometrik uygulamalarda; hanenin toplam geliri ile bireyin geliri arasındaki farkın, bireyin işgücü arzı kararı üzerindeki etkisi incelenmektedir.

Ücret oranlarındaki değişim, işgücü arz miktarını değiştirmektedir ve işgücü arz eğrisi üzerinde yukarı veya aşağı hareket ile açıklanmaktadır. İşgücü arzında etkili olan diğer unsurlar ise işgücü arzını değiştirmektedir. Bu unsurlardaki değişim sonucunda işgücü arz eğrisi bütün olarak sağa veya sola kayar. Sağa kayması işgücü arzında artma, sola kayması da azalma anlamına gelmektedir.

Gayrimenkul kirası, faiz geliri, piyango çıkması gibi ücret dışı gelirlerde meydana gelen değişimler işgücü arzı üzerinde etkili olmaktadır. Ücret dışı gelirlerde azalma olması ya da bu gelirlerin ortadan kalkması durumunda birey işgücü arzını arttırır ve böylece işgücü arz eğrisi sağa kayar.

Bireylerin işgücü arz kararı sadece kendi çalıştıkları işten elde ettikleri ücretle belirlenmez. Aynı zamanda çalışabilecekleri diğer işlerin ücretleri de etkili olmaktadır. Bu nedenle çalıştıkları işin ücret oranında bir değişim olmasa bile, çalışabilecekleri işlerin ücret oranlarında meydana gelen değişim, işgücü arz kararlarını belirlemede önemli rol oynamaktadır. Alternatif işlerin ücret oranlarında artış olması durumunda, o işteki işgücü arzında artış yaşanır. Tersisi durumunda ise işgücü arzı azalacak ve işgücü arz eğrisi sola kayar (Lordoğlu ve Özkaplan, 2007: 150-153).

Bireylerin boş zamanlarına verdiği değerde meydana gelen değişim, işgücü arzında da değişimlere neden olmaktadır. Öğrenciler; okulların açık olduğu dönemde, boş zamanları daha değerli iken çalışma sürelerini azaltmayı veya çalışmamayı tercih etmektedir. Okulların kapandığı dönemde ise işgücü arzları artmaktadır.

İşlerin ücret dışındaki çalışma koşullarında yapılan iyileştirmeler işgücü arzını arttırıcı etki yaratmaktadır. İşin daha güvenli hale getirilmesi, çalışma ortamındaki ısı, gürültü, havalandırma, aydınlatma gibi faktörlerin iyileştirilmesi, servis ve yemeklerde düzenlemeler yapılması gibi etmenler işlerin ücret dışı yönlerine örnek olarak verilebilir. Ücrette bir değişim olmasa dahi, bireyler çalışma koşullarının iyileştirildiği işlerde çalışmak ister.

İşgücü arzını etkileyen bir diğer unsur piyasadaki işçi sayısıdır. Bir işgücü piyasasında işçi sayısının artması ülke nüfusundaki artış sonucunda ortaya çıkar. Ülke nüfusundaki artış ise ülkede doğum oranının, ölüm oranından fazla olması ve ülkeye diğer ülkelerden gelen işgücü göçünün, ülkeden giden işgücü göçünü aşması olmak üzere iki şekilde gerçekleşebilir. İşçi sayısındaki artış da işgücü arzında artışa neden olur.

Ekonomik gelişmişlik düzeyi de işgücü arzı üzerinde etkili olmaktadır. Ekonomik olarak gelişmemiş bir ülkede, işgücü arzı düşüktür. Ekonomik gelişme ve sanayileşme ile birlikte tarımda verimlilik artmakta ve sanayiye dayalı yeni

fabrikalar açılmaktadır. Bu durum hanelerin köyden kente göç etmesine ve tüketim kalıplarının değişmesine yol açmaktadır. Böylece işgücü arzında artış gözlenir. Ancak sanayideki gelişmenin sürmesi ve olgunlaşması sonrasında sosyal refah gelişmektedir. Sosyal refahın gelişmesi eğitim süresinin uzamasına, emeklinin yaşının düşmesine ve boş zamanın değerlendirilmesine neden olur ve işgücü arzında düşüş yaşanır. Bu noktada yerleşim yerinin de işgücü arzında önemli olduğu ortadadır. Genel olarak kentlerde, kırsal alana göre, işgücü arzı daha yüksek gözlenmektedir.

İşgücü piyasası koşulları işgücü arzında önemli bir öneme sahiptir. İşgücü talebi, mal ve hizmet talebine göre belirlenen türetilmiş bir taleptir. Bu nedenle işgücü arzı, sadece bireylerin isteklerine göre değil ekonomik konjonktüre de bağlıdır. Ekonomilerde dönemsel değişimler söz konusu olduğunda işgücü arzı da etkilenmektedir. Ekonominin genişleme dönemlerinde açık işler daha fazladır ve böylece çalışmayı düşünmeyen bireyler bile istihdam imkanı bulabilir. Böylece işgücü arzında artış gözlenir. Ekonominin daralma ve resesyon dönemlerinde ise mal ve hizmetlere olan talep azalacağından istihdam ve ücret oranları düşer.

Ekonominin resesyon dönemlerinde işgücü arzında arttırıcı ve azaltıcı olmak üzere iki etki gözlenmektedir. İlave işçi etkisi (added worker effect), işgücü arzında arttırıcı etki yaratırken; gücenmiş işçi etkisi (discouraged worker effect), işgücü arzının azalmasına yol açmaktadır. Resesyon sürecinde hanehalkı reisinin işsiz kalması, hane gelirinin azalmasına ya da kesilmesine neden olur. Diğer aile fertleri üzerinde negatif gelir etkisi yaratır. Bu durumda hanenin işgücü dışındaki üyeleri, özellikle kadınlar, iş aramak zorunda kalır. Ayrıca hanehalkı reisinin işinden çıkarılma korkusu da hanehalkının işgücü dışındaki üyelerinde benzer bir etkiye neden olabilir. Resesyon dönemlerinde hanenin çalışmayan bireylerinin işgücüne katılması ilave işçi etkisi olarak adlandırılmaktadır. İlave işçi etkisi ile işgücü arzında artış görülmektedir (TISK, 2009: 10-11).

Ekonominin resesyon döneminde iş bulmak daha zordur ve ücret oranları düşüktür. Bu durumda yeni işsizler ve kriz döneminde işsiz durumuna geçenler uzun süre iş bulmakta güçlük çeker. Uzun süre iş bulamayan işsizler gücenmiş işçi olarak işgücü dışına çıkar. Böylece işsizlikle birlikte işgücü arzı da azalır. Kriz dönemlerinde ilave işçi etkisi ve gücenmiş işçi etkisinden hangisinin daha ağır

basacağı önceden bilinmemekle birlikte ekonomilere göre farklılık göstermektedir. Gelişmiş ülkelerde, gücenmiş işçi etkisi daha güçlü olduğu için işgücü arzında azalma görülmektedir. Ancak gelişmekte olan ülkelerde genellikle hanekalkında sadece aile reisinin çalışması, işsizlik sigortasının olmaması, gelir düzeyinin düşük olması nedenleriyle daha çok ilave işçi etkisi ile birlikte işgücü arzında artış gözlenmektedir (Biçerli, 2005: 59-62). Dördüncü bölümde 2008 finans krizinin işgücü arzı üzerinde yarattığı etkiler ekonometrik modeller ile araştırılmaktadır.

Resmi ve gayri resmi (iş başında) eğitim bireyin beşeri sermaye düzeyini belirlemektedir. Beşeri sermaye işgücü piyasasında önemli bir role sahiptir. Eğitim düzeyi ve işgücü arzı arasında pozitif yönlü ve kuvvetli bir ilişki bulunmaktadır. Eğitim düzeyi yükseldikçe; bireylerin üretkenliği ve yetenekleri ile birlikte elde edebileceği ücret oranı da artmaktadır. Ücret oranlarındaki artış da işgücü arzında artışa neden olmaktadır. İnsanların çok küçük yaşlarda başladıkları eğitim-öğretim hayatlarının, işgücü piyasasında kendileri için gerekli olacak bilgi ve becerileri sağlamak üzerine tasarlandığı görülmektedir. İşgücüne dahil bireylerin çoğunluğu da günlerinin önemli bir kısmını işgücü piyasasında emeklerini satıp gelir elde ederek geçirmektedir. Hatta çalışma saatlerinden kalan zamanlarının büyük bir bölümünde, işgücü piyasasında daha başarılı olabilmek adına gerekli becerileri kazanmak için çabalamaktadır. Bireylerin işgücü piyasasındaki rolleri sosyal yaşamdaki konumlarını dahi etkilemektedir. Eğitim maliyetli bir yatırımdır ve bu yatırımın getirisi de iyi bir meslek ve yüksek ücret oranıdır (Gündoğan ve diğerleri, 2013: 4-5). Çalışmanın ekonometrik modellerinin yer aldığı dördüncü bölümde eğitim düzeyinin ve iş tecrübesinin işgücü arzında yarattığı etkiler ortaya koyulmaktadır.

İşgücü arzı yaş gruplarına göre farklılık göstermektedir. Eğitim yaşı olması sebebiyle 25 yaşın altındaki bireylerin işgücü arzları daha düşüktür. Günümüzde işlerin daha yüksek eğitim gerektirmesi bu grubun işgücü arzını gittikçe düşürmektedir. 50 yaş üstünde ise emeklilik ve sağlık problemleri gibi nedenlerle işgücü arzları düşük seviyelerde kalmaktadır (Tekeli ve diğerleri, 2014: 29-31). Dördüncü bölümde yer alan analizlerde yaşı işgücü arzında yarattığı etki incelenmektedir.

İşgücü arzı, cinsiyete göre oldukça önemli farklılıklar göstermektedir. Dünya genelinde kadınların işgücü arzı, erkeklere göre daha düşüktür. Bu durumun

ekonomik, sosyal ve kültürel birçok nedeni bulunmaktadır. Toplumun kadınların çalışması ile ilgili tutumu işgücü arzının belirlenmesinde önemli rol oynamaktadır. Kadınların işgücüne katılmaları yönünde sosyal tutum yıllar geçtikçe değişmektedir. Özellikle gelişmiş ülkelerde son 20 yılda kadınların işgücüne katılım oranlarında önemli bir artış gözlenmektedir. Kadınların çalışmasına ilişkin sosyal tutum değiştikçe, kadınlar işgücüne katılmakta ve böylece işgücü arzında artış yaşanmaktadır. Çalışmanın ekonometrik analiz bölümünde kadın ve erkekler için model tahminleri yapılmakta ve elde edilen sonuçlar karşılaştırılmalı olarak sunulmaktadır.

Kadınların iş imkanları, kadın işgücü arzında etkili olan etmenlerin bir diğeridir. Hemşire, öğretmen, sekreter, tekstil işçisi gibi meslekler genellikle kadınlar tarafından tercih edilmektedir. Bu mesleklere ilişkin istihdam imkanlarının artması sonucunda işgücü arzında da artış yaşanmaktadır. Ayrıca eskiden daha çok erkekler tarafından tercih edilen avukat, mühendis ve öğretim üyeliği gibi birçok meslek artık kadınlar tarafından da tercih edilmektedir. Ekonomilerde zaman içinde hizmet sektörünün payının artması da kadınların iş imkanlarını arttırmakta ve işgücü arzının artmasını sağlamaktadır.

Evli olmak ve özellikle çocuk sahibi olmak kadınların işgücü piyasasındaki konumunda oldukça etkili olmaktadır. Okul öncesi çağda çocuğunun olması kadınların rezervasyon ücretlerini arttırmaktadır ve işgücü piyasasından uzaklaştırmaktadır. Her ne kadar kreşlerin çoğalması, kadınların işgücü arzında arttırıcı etki yaratsa da, maliyetli olması nedeniyle çoğu kadın bu imkandan faydalanamamaktadır. Daha farklı bir bakış açısıyla bakıldığında ise çocukların varlığı iki nedenle kadınların işgücü arzında artışa neden olmaktadır. Bunlardan ilki çocuk bakımının son derece masraflı olması ve hanehalkının daha fazla gelire ihtiyaç duymasıdır. İkinci olarak da çocukların yaşının ilerlemesi ile ev işlerinde yardımcı olmaları sonucunda, kadınların ev içi faaliyetlerine ayırması gereken zamanın azalmasıdır. Her iki durumda da kadınların işgücü arzında artış gözlenmektedir. Dördüncü bölümde yer alan analizlerde medeni durum ve hanede okul öncesi çağda çocuk olmasının hem kadın hem de erkeklerin işgücü arzı üzerinde ki etkileri incelenmektedir.

Ev işlerinde verimliliğin artması, işgücü arzını arttırıcı etki yaratmaktadır. Ev işleri daha çok kadınların işi olarak görüldüğünden, bu faktör daha çok kadınların işgücü arzında etkili olmaktadır. Teknolojide yaşanan gelişmeler sonucunda ev işlerinde kullanılan makineler, piyasa dışı işler için ayrılan süreyi oldukça düşürmektedir. Ayrıca süper marketlerin yaygınlaşması sonucunda ihtiyaç duyulan tüm ürünlerin tek bir yerden temin edilebilmesi zamandan tasarruf sağlamaktadır. Otomobiller de hayatı kolaylaştıran bir diğer gelişmedir. Böylece özellikle kadınların piyasa dışı işlere ayırdığı zaman azalmakta ve işgücü arzında artışa neden olmaktadır.

3.3. TÜRKİYE'DE İŞGÜCÜNÜN DURUMU

Günümüzde gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan tüm ülkeler ekonomik ve sosyal açıdan gelişmeyi ve vatandaşlarının yaşam standartlarını yükseltmeyi amaçlamaktadır. Bu amacın gerçekleştirilebilmesi için insanın ihtiyaç duyduğu mal ve hizmetlerin, hem miktar hem de nicelik olarak fazlaca üretilmesi gerekmektedir. Daha fazla ve daha kaliteli üretim yapılabilmesi için diğer üretim faktörleri ile birlikte o ülkedeki emek de maksimum düzeyde değerlendirilmelidir. Emegın değerlendirilmesi ancak istihdam sayısının ve/veya istihdamdakilerin veriminin arttırılması ile mümkün olmaktadır.

İşgücü piyasalarında günden güne değişim görülmektedir. 1970'lerden bu yana dünyanın büyük bir kısmında istihdamda düşüş ve işsizlikte artış yaşanmaktadır. 1980'li yıllardan sonra oluşan yeni istihdam alanlarının artan işgücü miktarına yetememesi, birçok ülkede işsiz sayısının artmasına ve istihdam koşullarının bozulmasına neden olmaktadır. Son 20 yılda ekonomik büyümenin yüksek olmasına rağmen işsizlik giderek artış göstermektedir.

Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'nde düşük gelirli ekonomik aktörlere verilen yüksek geri ödeme riski taşıyan mortgage kredileri, 2000'li yılların başında faizlerin yükselmesi ve 2006 yılına gelindiğinde konut fiyatlarının düşmesi sonucunda ödenememeye başlanmıştır. 2007 yılının son çeyreğinde ABD'de finans piyasalarında yaşanan sorunlar 2008 sonunda tüm dünyayı etkileyen küresel finans

krizine dönüşmüş ve yaşanan krizden işgücü piyasası da oldukça etkilenmiştir (İncekara, 2014: 315).

Arz ve talep dengesinde ani ve şiddetli olarak yaşanan dengesizlikler ekonomik krizlerin ortaya çıkmasına neden olmaktadır. 2008 krizi de para arz ve talep dengesinin ciddi düzeyde bozulmasından kaynaklanmıştır. Söz konusu para arzı, gerçek para değil sanal-kaydi para olarak gerçekleşmiştir. Sanal-kaydi para ile dünya varlıkları değerinin, olması gerekenin üzerine çıkarılması sonucu 2008 krizi ortaya çıkmıştır. Başta ABD olmak üzere gelişmiş ülkelerde, varlık değerlerinin oldukça yüksek olması türev enstrümanlar ile sağlanmıştır. Bu türev enstrümanlar ABD'de yaygın olarak kullanıldığı için kriz önce burada başlamıştır. Genellikle menkul ve şirket tahvilleri ile mortgage kağıtlarından oluşan bu enstrümanlar tüm dünyadaki finansal piyasalarda alınıp satılmaktaydı. Enstrümanların değeri ile reel değeri arasında oluşan farkın dikkatlerden kaçması krizin tetikleyicisi olmuştur. Ayrıca enstrümanların alınıp satıldığı piyasaları denetleyen Fitch, Standard&Poor's ve Moodies gibi kredi derecelendirme kuruluşlarının söz konusu tahvillerin notunu oldukça yüksek tutması da aşırı değerlenmelerinde etkili olmuştur. American International Group gibi sigorta şirketlerinin bu tahvil ve enstrümanları sigortalaması ile para güvence altına alınmıştır. Son olarak yeterli denetimlerin yapılmamış olması da krizin nedenleri arasında sayılmaktadır (Yavuz, 2012: 24-29).

15 Eylül 2008'de Lehman Brothers şirketinin iflasını açıklaması, krizin başlangıcı olarak kabul edilebilir. Öncelikle ABD'de mortgage krizi olarak ortaya çıkan kriz, bir likidite krizine ve daha sonra sanayi ve reel sektörü de etkileyen küresel bir krize dönüşmüştür. ABD'den sonra Avrupa Birliği (AB) ülkelerini, gelişmekte olan ülkeleri ve tüm dünyayı etkisi altına almıştır (Erdönmez, 2009: 86-87). Ancak her ülke krizden aynı düzeyde etkilenmemiştir. Krizin etkileri, farklı ekonomilerde farklı seviyelerde gözlenmiştir. Gelişmiş ülkeler; gelişmekte olan ve az gelişmiş ülkelere göre daha fazla etkilenmiştir. ABD, İngiltere, Fransa, Almanya, İtalya, İspanya ve Yunanistan en fazla etkilenen ülkelerdir. Gelişmekte olan ülkeler üzerinde krizin etkisi daha az izlenmiştir (Yavuz, 2012: 37). İlk önce finans piyasalarında baş gösteren 2008 krizi, daha sonra sanayi krizine neden olmuştur. Böylece Japonya ve Almanya gibi ihracata dayalı imalat sanayini geliştiren ülkeler de krizden oldukça etkilenmiştir.

Yaşanan küresel kriz işgücü piyasalarını da olumsuz yönde etkilemiştir. Bu süreçte genel olarak istihdamda azalma, açık işsizlikte artış, büyüme oranlarında düşme ve işgücü verimliliğinde gerileme yaşanmıştır. Gelişmiş ve gelişmekte olan hemen hemen tüm ülkelerin işgücü piyasaları krizden olumsuz etkilenmiştir ancak söz konusu etkilenme düzeyi ülkeden ülkeye farklılık göstermektedir. 2008 finansal krizinde bazı gelişmiş ülkeler tarafından işten çıkarmama yaklaşımı benimsenmiştir. Bu yaklaşımda bir resesyon durumunda firmalar, talebin ve üretimin düşmesine rağmen ilk etapta işçi çıkarmamayı tercih etmektedir. Firmalar; krizin geçici olduğu düşüncesi, krizden sonra aynı yetenek ve tecrübeye sahip işçileri bulamama ihtimali ve yasaların getirdiği işçi çıkarma zorlukları gibi nedenlerle işçi çıkarmama yaklaşımını benimsemektedir (TİSK, 2009: 3). Gelişmekte olan ülkelerde ise küresel ticarete olan bağımlılığın düşük olması nedeniyle krizin etkileri daha az hissedilmiştir.

Krizin Türkiye üzerindeki ilk etkileri, 2008 Ekim ayında kendini göstermiştir. Türkiye'nin gelişmiş ülkelere göre daha az etkilendiğini ve daha çabuk toparlandığını söylemek yanlış olmayacaktır. Kriz dünyada önce finans sektörünü etkilemiş; böylece bankalar ve sanayi sektörü iflas etmiştir. Ancak Türkiye'de bankalar toksik kağıtları almadıkları için finans sektörü dünyaya görece krizden daha az etkilenmiştir. Bankalar iflas etmediği gibi aksine kriz sonrası dönemde kar ettiklerini açıklamıştır (Afşar, 2011: 169). Türkiye'de kriz, etkilerini sanayi ve reel sektörde göstermiştir. Sanayi ve reel sektörde yaşanan krizin nedeni ise finans kuruluşlarının kredi kullandırmamasıdır. Türkiye'de yabancı banka sayısının fazla olması krizin etkili olmasının nedenlerinden biri olarak gösterilmektedir (Yavuz, 2012: 38-39).

2008'in son çeyreğinde başta otomotiv, dayanıklı tüketim malları ve demir-çelik sanayi olmak üzere ihracat olumsuz etkilenmiştir. Bunun sonucunda tüketim ve talepte düşüş yaşanmıştır. Bu düşüş sonucunda fabrikalar ürettiklerini satamamış, stoklar artmış ve firmalar işçi çıkarma yoluna gitmiştir. İşsizlerin artması tüketim ve talebin daha da düşmesine neden olmuştur. Yaşanan kısır döngü ile işsizlik önemli bir sorun olarak ortaya çıkmıştır. 2008 ekonomik krizinin en önemli etkilerinden birisi işsizlik sorununun tetiklenmesi olmuştur (Coşar ve Bildirici, 2010: 26).

Tablo 1: Dünyada Cinsiyete Göre İşsizlik Oranları (%)

Bölgeler	KADIN					ERKEK				
	2007	2009	2013	2014	2009-2014*	2007	2009	2013	2014	2009-2014*
Dünya	5.9	6.5	6.4	6.3	-0.2	5.2	6.1	5.7	5.7	-0.4
Gelişmiş Ekonomiler ve AB	5.9	6.5	6.4	6.3	-0.2	5.6	8.8	8.6	7.8	-0.9
AB	7.9	8.9	10.9	10.4	1.5	6.6	9.0	10.9	10.1	1.1
Merkez ve Güneydoğu Avrupa (AB dışı) ve Bağımsız Devletler Topluluğu	7.8	9.2	7.5	7.4	-1.8	8.6	10.6	8.0	8.0	-2.6
Asya ve Pasifik	3.9	4.2	4.1	4.2	0.0	4.2	4.6	4.3	4.4	-0.2
Latin Amerika ve Karayip	9.0	9.4	7.8	8.1	-1.3	5.5	6.3	5.2	5.5	-0.7
Orta Doğu ve Kuzey Afrika	18.7	19.3	21.3	21.3	2.0	8.7	8.2	9.0	9.1	0.9
Sahra Altı Afrika	8.8	8.8	8.6	8.7	-0.2	6.9	7.1	6.9	6.9	-0.3
Türkiye	9.0	12.5	10.4	11.7	-0.8	8.8	12.6	8.0	9.1	-3.5

Kaynak: ILO, 2015: 19; World Bank, Gender Data Portal, Unemployment (modeled ILO estimate), (07.05.2017).

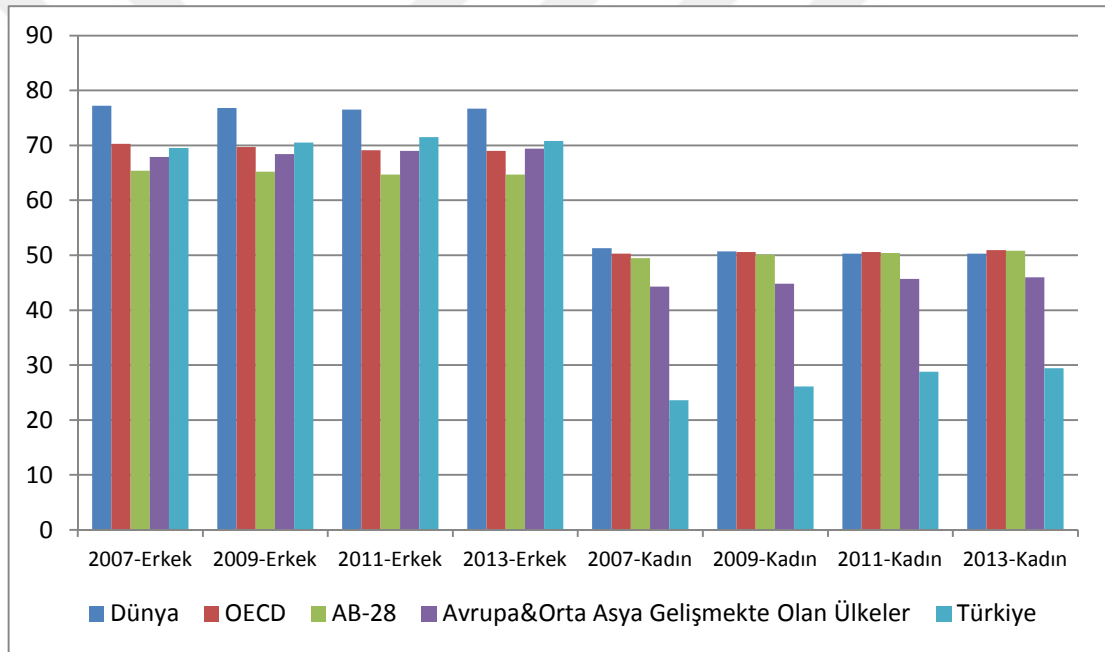
*2009-2014 değişim oranı

Dünya genelinde 2007 yılında erkeklerde %5.2 olan işsizlik oranı, 2009 yılında %6.1'e yükselmektedir. 2013 yılında ancak %5.7'ye gerileyen bu oran, 2014'te de aynı kalmaktadır. 2007 yılında kadınlarda, erkeklere göre 0.7 puan daha yüksek olan işsizlik oranı %5.9 iken, 2009'da %6.5'e çıkmaktadır. 2013'te %6.4'e, 2014'te ise ancak %6.3'e gerilemektedir. 2009-2014 değişim oranlarına göre dünya genelinde erkeklerde 0.4, kadınlarda ise 0.2 puan işsizlik oranı artışı görülmektedir.

Bölgelere göre cinsiyet bazlı işsizlik rakamları incelendiğinde 2007 yılına göre 2009 yılında tüm bölgelerde işsizlik rakamlarının yükseldiği görülmektedir. 2013 yılına gelindiğinde ise AB, Orta Doğu ve Kuzey Afrika dışındaki bölgelerde artan işsizlik rakamlarında gerileme gözlenmektedir. 2009 ve 2014 yılları arasındaki değişim açısından bakıldığında yine AB, Orta Doğu ve Kuzey Afrika bölgelerinde 2008 krizinin işsizlik rakamları üzerindeki etkileri silinememiştir, beş yıllık süreçte işsizlik oranları artış göstermiştir. Söz konusu bölgeler içerisinde Türkiye, Merkez ve Güneydoğu Avrupa ve Bağımsız Devletler Topluluğu sınıfında yer almaktadır.

Türkiye'ye ilişkin 2007 ve 2009 yılındaki işsizlik rakamları, Orta Doğu ve Kuzey Afrika'nın kadın verileri dışında, tüm bölgelerden daha yüksek gerçekleşmektedir. 2014 verilerine göre Türkiye kadın işsizlik oranı, dünya genelinin 5.4 puan üzerinde olup, önemli bir sorun olarak ortada durmaktadır. Kriz öncesi süreçte tüm bölgelerin üzerinde olan erkek işsizlik oranı; 2009 yılında en yüksek düzey olan %12.6'ya yükselse de, kriz sonrasında AB rakamlarının altına düşmektedir. 2009-2014 değişimine göre tüm bölgeler arasında en yüksek iyileşme Türkiye'nin erkek işsizliğinde yaşanmıştır.

Şekil 3: Dünyada Cinsiyete Göre İKO (15+ yaş) (%)



Kaynak: World Bank, Gender Data Portal, Labor Force Participation Rate (modeled ILO estimate), (17.07.2016).

Şekil 3'te erkek ve kadınların İKO'ları karşılaştırılmaktadır. Erkekler için bakıldığında; Türkiye'de İKO'nun, AB-28 ve Avrupa&Orta Asya bölgesindeki gelişmekte olan ülke ortalamalarının üzerinde olduğu, Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD) ülkeleri ile neredeyse aynı olduğu görülmektedir. Bu oran, dünya ortalamasının ise altındadır. Genel olarak kadınların İKO'ları erkeklere kıyasla oldukça düşüktür. Türkiye'de kadın İKO'su 2007 yılında diğer bölgelerin neredeyse yarısı kadardır. Yıllar içinde söz konusu oranda artış yaşansa da yeterli olmamıştır.

Türkiye'de kadınların işgücüne katılımının oldukça düşük olduğu ve bu oranı arttırmaya yönelik politikalar geliştirilmesi gerekliliği ortadadır.

AB üyesi ve gelişmiş ülkelerin neredeyse tamamı işgücüne ilişkin istatistikleri, ILO tarafından belirlenen tanım ve kavramlar çerçevesinde uyguladıkları işgücü anketleri ile elde etmektedir. İşgücü istatistikleri bazı ülkelerde çok uzun yıllardır elde edilirken, bazı ülkelerde bu konudaki çalışmalara yakın tarihte başlanmıştır. Türkiye'de TÜİK tarafından 1988 yılından bu yana ILO standartları çerçevesinde uygulanan HİA ile işgücü istatistikleri düzenli olarak elde edilmektedir. Bu araştırma çerçevesinde anketlerin uygulanma sıklıkları ülkeden ülkeye farklılık göstermektedir. AB'ye üye ülkelerde işgücü anketleri yılın her haftası uygulanmaktadır. Türkiye'de anket; 1988-1999 yılları arasında yılda iki kez (Nisan ve Ekim), 2000 yılından itibaren de aylık olarak gerçekleştirilmektedir. Anket sonuçları, 2000-2003 yılları arasında dönemsel (yılda dört kez) ve 2005 yılından itibaren de hareketli üç aylık dönemler esas alınarak aylık olarak açıklanmaktadır. 2014 yılına gelindiğinde ise sürekli anket uygulaması ile yeni seriye geçilmiştir ve elde edilen sonuçlar önceki yıllar ile karşılaştırılabilir nitelikte değildir.

Tablo 2: Türkiye'de Aktif Nüfusun İşgücü Durumu (15+ yaş) (Bin kişi)

Yıllar	15 ve Daha Yukarı Yaşta Nüfus	İşgücüne Dahil Olmayan Nüfus	İşgücü	İstihdam Edilenler	İşsiz	İstihdam Oranı (%)	İşgücüne Katılım Oranı (%)	İşsizlik Oranı (%)
2005	48,356	26,665	21,691	19,633	2,058	40.6	44.9	9.5
2006	49,275	27,362	21,913	19,933	1,980	40.5	44.5	9.0
2007	50,177	27,925	22,253	20,209	2,044	40.3	44.3	9.2
2008	50,982	28,083	22,899	20,604	2,295	40.4	44.9	10
2009	51,833	28,124	23,710	20,615	3,095	39.8	45.7	13.1
2010	52,904	28,310	24,594	21,858	2,737	41.3	46.5	11.1
2011	53,985	28,391	25,594	23,266	2,328	43.1	47.4	9.1
2012	54,961	28,820	26,141	23,937	2,204	43.6	47.6	8.4
2013	55,982	28,936	27,046	24,601	2,445	43.9	48.3	9.0
2014	56,986	28,200	28,786	25,933	2,853	45.5	50.5	9.9
2015	57,854	28,176	29,678	26,621	3,057	46.0	51.3	10.3

Kaynak: TÜİK, Konularına Göre İstatistikler: İşgücü İstatistikleri (2014 ve Sonrası), (07.01.2017).

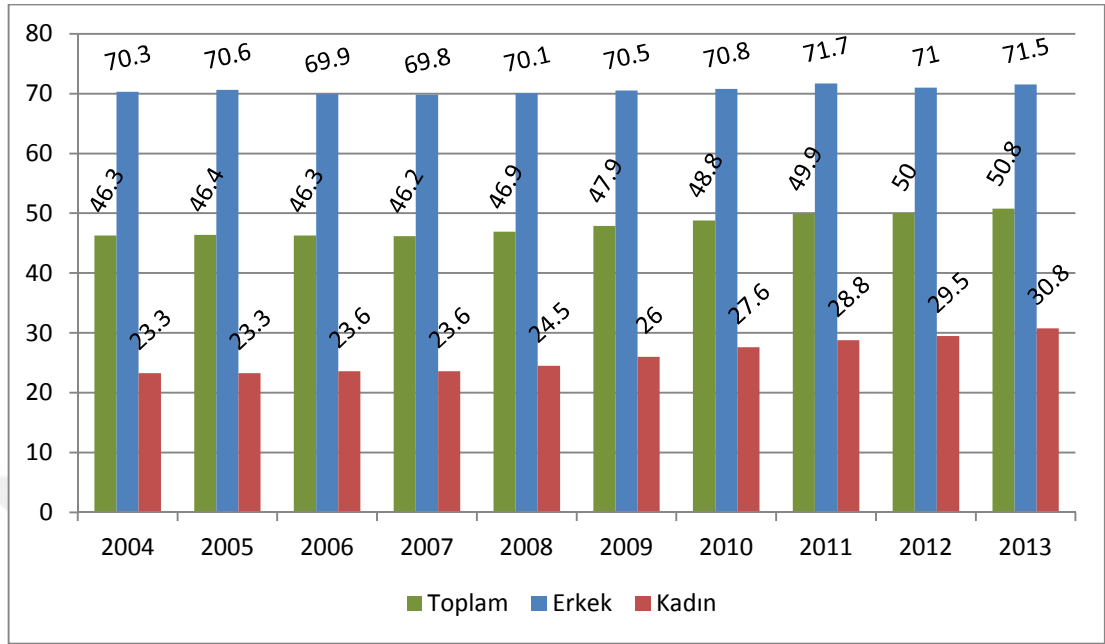
Nüfus miktarı işgücü piyasasını doğrudan etkilemektedir. Nüfusun yüksek olması çalışma çağındaki nüfusun da fazla olduğu anlamına gelmektedir. Nüfusun fazla olması istihdam yaratabilen ekonomiler için avantaj iken istihdam yaratamayan ekonomilerde işsizliğe neden olmaktadır. Tablo 2'de Türkiye'de aktif nüfusun 2005-2015 döneminde dağılımı yer almaktadır. Sürekli anket uygulaması sonucu 2014'te yeni seriye geçildiği için 2005-2013 dönemine ilişkin rakamlar TÜİK tarafından ekonometrik model ile tahmin edilmiştir. 2014 ve 2015 rakamları ise yeni seri ile elde edilen istatistikleri göstermektedir. Türkiye'de nüfus artış hızı her geçen yıl azalmaktadır. 2005-2015 arasındaki 10 yıllık dönemde aktif nüfusta 9.5 milyonluk bir artış olmuştur ve 57.9 milyona ulaşmıştır. Aynı dönemde, istihdam ve işsizlerden oluşan, toplam işgücünde ise 8 milyonluk artış yaşanmıştır. Bu da yılda ortalama 800 bin kişiye istihdam imkanı yaratılması gerektiğini göstermektedir. 2005'ten 2015'e kadarki dönemde 15 ve daha yukarı yaştaki nüfusta yaklaşık %20'lik artış yaşanırken; işgücü %37, istihdam ise %36 artış göstermiştir. İstihdam edilenlerin nüfustan daha yüksek artış göstermesi önemli bir gelişmedir. Ancak istihdamdaki artış, işsizliği azaltacak kadar yüksek olamamıştır. 2009 yılında işsiz sayısının en yüksek seviyesine çıktığı görülmektedir. 2010 yılında ise hem dünyada hem de Türkiye'de küresel krizin etkileri azaldığı için işsiz sayısı düşmeye başlamıştır. 2013'te tekrar artmaya başlayan işsiz sayısı, 2015'te kriz dönemindeki işsiz sayısına yaklaşmıştır.

İşgücü piyasasının özelliklerini ortaya koymak amacıyla kullanılan en temel göstergeler işgücüne katılım oranı, istihdam oranı ve işsizlik oranıdır. Sonraki alt bölümlerde; 2014'te yeni seriye geçilmesi nedeniyle, 2004-2013 dönemini kapsayan 10 yıllık süreçte, 2008 finans krizine dikkati çekerek, Türkiye'de işgücü piyasasının durumunun değerlendirilmesi sunulmaktadır.

3.3.1. İşgücüne Katılım

İşgücüne katılım, ekonomik faaliyetlerin arttırılıp büyüme ve kalkınmanın sağlanması açısından önem taşımaktadır. İstihdam edilenler ve işsizlerin toplamının aktif nüfusa oranını veren İKO, işgücü piyasası değerlendirmelerinde kullanılan önemli bir göstergedir.

Şekil 4: Cinsiyete Göre İKO (15+ yaş) (%)



Kaynak: TÜİK, Konularına Göre İstatistikler: İşgücü İstatistikleri (1988-2013), (07.10.2016).

Şekil 4'te cinsiyet ayrımı dikkate alınarak 2004-2013 dönemi için İKO'lar sunulmaktadır. 10 yıllık süreçte İKO'da 4.5 puanlık bir artış olmuştur ve çalışma çağındaki olan nüfusun yarısının işgücüne katılımı gerçekleşmiştir. Aktif nüfusun yarısının işgücüne dahil olması demek, ihtiyaç duyulan mal ve hizmetlerin aktif nüfusun sadece yarısı ile sağlandığı anlamına gelmektedir. Kriz öncesi dönemde azalışa geçen İKO, 2008'den itibaren artış göstermiştir.

Kadın ile erkeklerin İKO'ları arasında dikkat çekici bir farklılık bulunmaktadır. Erkeklerin %70'i işgücüne dahil iken; kadınların katılımı erkeklere göre daha düşüktür. Türkiye'de kadınların İKO'sunun düşük olmasında; ekonomik, toplumsal ve kültürel faktörler etkili olmaktadır. Ekonomik açıdan bakıldığında, Türkiye'de kadın işgücüne olan talep düşüktür. Ayrıca kadınlar düşük ücretli ve sosyal güvencesiz işlerde tercih edilmektedir. Son yıllarda kadın işgücü talebini artırmaya yönelik politikalar geliştirilmekte ve kadınların üretime katılması için çeşitli kurslar ve eğitimler verilmektedir. Fakat kadınların katılımını arttırmaya yönelik bu girişimler yeterli olamamıştır. Toplumsal ve kültürel etmenleri belirlemek için öncelikle toplumun kadına bakışı incelenmelidir. Türkiye erkek egemen bir

toplum olup, kadının işgücüne katılım kararı bireysel olarak belirlenemez. Erkeğin kararı veya ortak karar ile kadın işgücüne katılabilir. Bazı kesimlerde kadının çalışmasının hoş karşılanmaması kadını işgücü dışına itmektedir. Ayrıca ev işlerinin, çocuk, hasta ve yaşlı bakımının kadının sorumluluğu olarak görülmesi de kadının işgücü arzı üzerinde olumsuz etki yaratmaktadır. Kentsel alanda bakıcı ve kreş masraflarının yüksek olması, kırdan kente göç ve ortalama eğitim düzeyinin düşük olması diğer önemli etkenlerdir (Belet, 2013: 13-19).

Kadınların İKO'sunun düşük olması, ekonomik özgürlüklerini elde edememelerine neden olmaktadır. Bu durumda toplumsal cinsiyet eşitsizliği derinleşip ciddi bir sorun halini alacaktır (TÜSİAD ve KAGİDER, 2008: 118). Dünya Ekonomik Forumu (World Economic Forum) tarafından sağlık, eğitim, ekonomi ve politika alanlarında kadın ve erkekler arasındaki görece açığı dikkate alan Küresel Cinsiyet Uçurumu (The Global Gender Gap) raporuna göre; Türkiye 144 ülke arasında 130. sırada yer almaktadır. Raporda “ekonomik katılım ve fırsatlar”, “eğitime katılım”, “sağlık ve hayatta kalma” ve “politik yetki” alanlarında ülke sıralamaları sunulmaktadır. Ekonomik katılım ve fırsatlara göre kadın ve erkekler arasındaki açık sıralamasında Türkiye 129. sırada yer alırken; eğitime katılıma göre 109, sağlık ve hayatta kalmada 1, politik yetki sıralamasında ise 113. sırada bulunmaktadır (World Economic Forum, 2016: 11). Buna göre cinsiyet eşitsizliğinin önüne geçmek amacıyla Türkiye'nin ekonomik katılım ve fırsatlar konusuna öncelik vermesi gerekmektedir. Ekonomik katılım ve fırsatlar endeksinde yükselmenin yolu da kadınların işgücüne katılımının artırılması ve istihdam yaratılması ile mümkündür.

Literatürde ekonomik gelişme ve kadınların İKO'su arasında U-şeklinde bir ilişki olduğunu ortaya koyan çalışmalar bulunmaktadır⁴. Ekonomik gelişmenin başladığı ilk yıllarda gelir düzeyi düşüktür ve ekonomi tarıma dayanmaktadır. Tarım sektöründe kadınların ücretsiz aile işçisi olarak işgücüne katılımı yüksektir. Teknolojinin gelişmesi ile birlikte makineleşmeye gidilmesi, tarım sektöründe istihdamın azalmasına ve böylece kırdan kente göçün başlamasına neden olmaktadır. Kadınların eğitim düzeyinin düşük olması, toplumun kadına bakışı ve yüklediği sorumluluklar kadınları işgücünün dışına itmekte ve İKO'nun düşmesine yol

⁴ Bknz; Çağatay ve Özler (1995), Durand (1975), Goldin (1994), Mincer (1985), Pampel ve Tanaka (1986), Schultz (1991), Tam (2011).

açmaktadır. Ancak geçen süreçte kadının eğitim düzeyinin artması, doğurganlığın azalması ve hizmet sektörünün gelişmesi sonucunda işgücüne katılımları artmaktadır. Türkiye'de kadınların İKO'su uzun zamandır azalış göstermektedir. Günümüzde ise U-şeklinin tabanında olduğu düşünülmektedir. 2008 krizi sonrasında kadınların İKO'sundaki artışın nedeni ilave işçi etkisi ile açıklanabilir. Ancak 2011 sonrasında da artışın devam etmesi U-şeklinin artış kısmına geçildiği düşüncesini doğurmaktadır (Tansel, 2012: 69).

Tablo 3: Medeni Duruma ve Cinsiyete Göre İKO (15+ yaş) (%)

Yıllar	KADIN				ERKEK			
	Hiç evlenmedi	Evli	Boşandı	Eşi öldü	Hiç evlenmedi	Evli	Boşandı	Eşi öldü
2004	33.2	21.6	40.9	9.1	56.3	77.5	73.3	23.5
2005	33.6	21.3	42.7	9.2	57.3	77.4	69.7	22.3
2006	34.3	21.5	41.4	8.7	56.9	76.5	66.9	20.1
2007	34.4	21.6	40.6	8.1	57.7	75.9	67.8	21.1
2008	35.3	22.4	42.9	8.6	58.3	76.2	69.1	19.3
2009	36.2	24.3	45.8	9.0	59.5	76.5	71.1	20.7
2010	36.6	26.4	47.8	9.2	59.2	77.0	72.8	19.0
2011	36.5	28.1	49.1	10.1	60.7	77.7	71.2	21.8
2012	35.8	29.3	49.5	9.4	59.9	77.3	72.3	20.4
2013	37.9	30.5	50.9	9.0	61.4	77.3	72.9	19.5

Kaynak: TÜİK, Konularına Göre İstatistikler: İşgücü İstatistikleri (1988-2013), (07.10.2016).

Tablo 3'te medeni durumuna göre kadın ve erkeklerin İKO'ları sunulmaktadır. Tablo incelendiğinde medeni durumun kadınların İKO'sunda önemli bir etken olduğu görülmektedir. Medeni duruma göre boşanan kadınların İKO'su en yüksektir. Boşanan kadınlar, geçim sıkıntısı nedeniyle işgücüne katılmakta ve genelde düşük ücretli, kayıt dışı işlerde çalışmaktadır. Eşini kaybeden kadınların İKO'sunun %10'un altında kalmasının yaş ile ilişkili olduğu düşünülmektedir. Evli kadınların İKO'su ise hiç evlenmeyen ve boşanmış kadınlara göre daha düşüktür. Ailede çocuk, hasta ve yaşlı bakımının annenin sorumluluğu olarak görülmesi, bakım masraflarının yüksek olması ve toplumun kadına bakış açısı evli kadının işgücüne katılımı üzerinde olumsuz etki yaratmaktadır. 2008 krizi öncesine kadar evli kadının İKO'su düşüş gösterirken, kriz ile birlikte yükselişe geçmiştir ve 8.9 puanlık artış

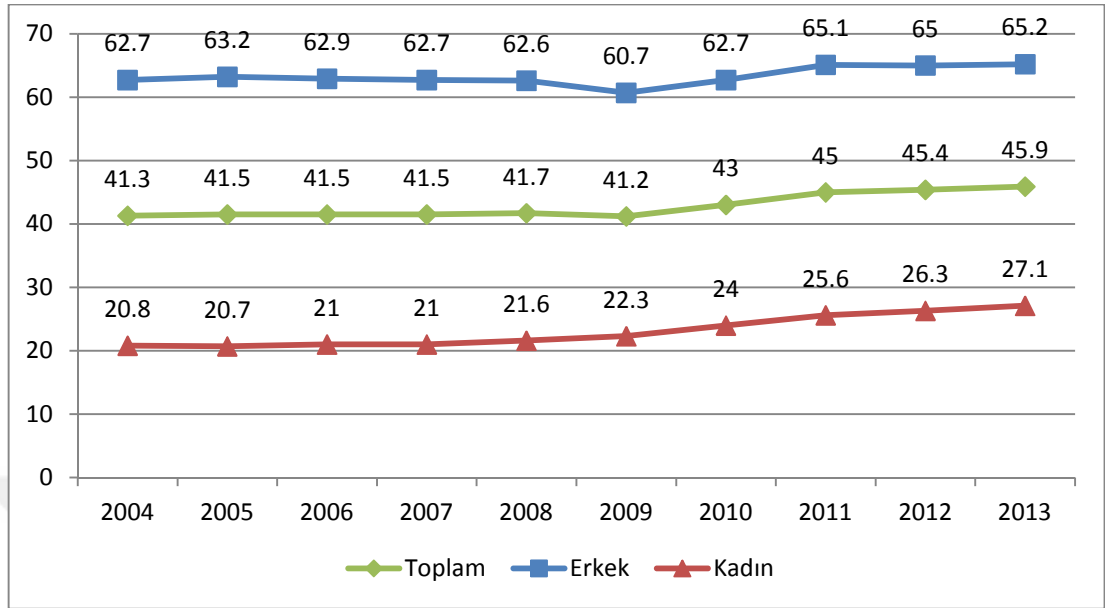
göstermiştir. Kriz döneminde ilave işçi etkisi ile işgücü piyasasına katılan kadınlar, kriz sonrası süreçte de işgücü arzlarını arttırmıştır.

Eşi ölen erkekler, medeni duruma göre en düşük İKO'ya sahiptir. Bu düşük oran, kadınlarda olduğu gibi, yaştan kaynaklanmaktadır. Toplum yapısı incelendiğinde erkeklerin eğitim ve askerliğini tamamlayıp, iş sahibi olduktan sonra evlendiği görülmektedir. Bu nedenle hiç evlenmemiş erkeklerin İKO'sunun %60'ın altında seyrettiği düşünülmektedir. Erkeklerin aile reisi olarak hanenin geçiminden sorumlusu olması nedeniyle evli erkeklerin İKO'su %75'in üzerindedir.

3.3.2. İstihdam

Özellikle son yıllarda dünyanın gündeminde sürdürülebilir kalkınma tartışmaları yer almaktadır. Birleşmiş Milletler tarafından gerçekleştirilen “2015 Sonrası Büyüme ve İstihdam Gündemi” doğrultusunda hazırlanan raporda sürdürülebilir kalkınmanın temelinde kapsayıcı büyüme ve istihdam olduğu vurgulanmaktadır (İŞKUR, 2013a: 5). Bu doğrultuda işgücüne katılım kadar, istihdam durumunun incelenmesi de işgücü piyasası hakkında önemli bilgiler vermektedir. Dünya Bankasına göre Türkiye'de istihdam sorunu; aktif nüfus artışı, kentleşme, tarımdaki işgücünün azalması ve niteliksiz işgücünden kaynaklanmaktadır (TİSK, 2013: 89).

Şekil 5: Cinsiyete Göre İstihdam Oranı (15+ yaş) (%)



Kaynak: TÜİK, Konularına Göre İstatistikler: İşgücü İstatistikleri (1988-2013), (07.10.2016).

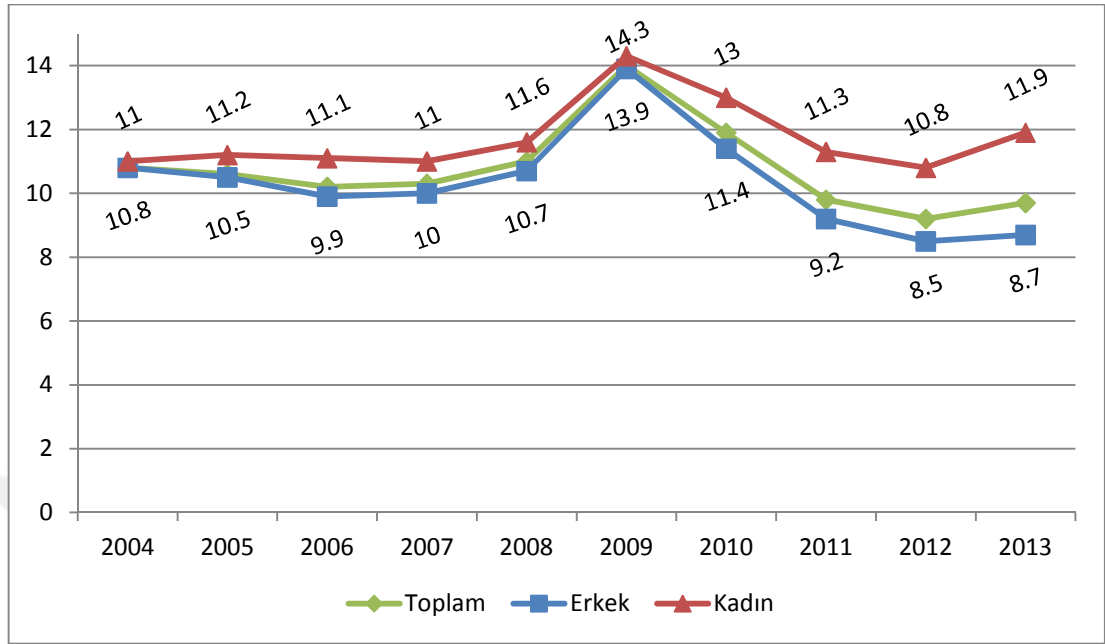
İstihdamın aktif nüfusa oranı, işgücü piyasasının önemli göstergelerindendir. Türkiye'de bu oran 2004'te %41.3 iken, finans krizinin yaşandığı 2008'de 0.4 puanlık küçük bir artışla %41.7'ye çıkmaktadır. Krizin etkilerinin Türkiye'ye yansıdığı 2009'da 0.5 puanlık kayıp yaşayan istihdam oranı, kriz sonrası 2010'da 1.8'lik önemli bir artış ile %43'e yükselmektedir. Sonraki yıllarda da artışını sürdüren istihdam oranı, 2013'te %45.9 olarak gerçekleşmektedir. Erkeklerin istihdam oranları incelendiğinde 2009'da önemli bir düşüş yaşandığı ve krizin erkek istihdamını oldukça etkilediği görülmektedir. Küresel krizin etkilerinin en yoğun yaşandığı 2009'da; kadınların istihdam oranında, erkeklerin aksine, artış yaşanmıştır. Kriz sonrası süreçte de artışın devam ettiği kadın istihdam oranı, 2013'te %27.1'e kadar yükselmektedir. Grafikte dikkat çeken çarpıcı bir sonuç; erkeklerin istihdam oranının, kadınların neredeyse üç katı olmasıdır. Bu durum toplumsal cinsiyet eşitsizliğindeki uçurumu ortaya koymaktadır.

3.3.3. İşsizlik

Avcı ve toplayıcı toplumlardan sanayi ve günümüz bilgi toplumuna kadar istihdam ve işsizlik tüm ekonomilerin en fazla ilgilendiği sorundur. Özellikle 18. yüzyılın ikinci yarısında ortaya çıkan sanayi devrimi ile işsizlik sorununun asıl etkileri görülmektedir. Bu sorun, gelişmiş ülkelere nazaran gelişmemiş ve gelişmekte olan ülkelerde daha ciddi boyutlarda etkisini hissettirmektedir. Tüm ekonomiler İkinci Dünya Savaşı'ndan bu yana çalışma arzu ve gücünde olan tüm insanların üretime katılmasını sağlamak için tam istihdam politikası ile iktisadi faaliyetlerini planlamaktadır. Tam istihdam politikası, ülkelerin iktisadi gelişme ve kalkınmalarını sağlayabilmeleri açısından da önem arz etmektedir. 1945-1975 yıllarında batılı gelişmiş ülkeler tam istihdam düzeyine yaklaşmıştır. Ancak 1980 ve özellikle 1990'dan sonra işsizlik gelişmiş ülkelerin de sorunu haline gelmekte ve sürekli işsizlik ortaya çıkmaktadır. Günümüzde boyutları farklılık gösterse de gelişmişlik ve kalkınma düzeyi ne olursa olsun tüm ülkeler işsizlik sorunuyla mücadele etmektedir.

İşsizlik olgusu dünyadaki birçok ülkenin olduğu gibi Türkiye'nin de en temel sorunlarından birini oluşturmaktadır. Ekonomik ve sosyal yapıdaki değişimler sonucunda 1980'den sonra hissedilmeye başlanan bu sorun 1990'lı yıllarda da artış göstermiştir. Özellikle 2000 yılının sonunda ve 2001 Şubat krizi ile işsizlik hızla yükselmiştir. 2003 sonrasında ekonomik büyümeye rağmen işsizlik %11 dolaylarında gerçekleşmiştir. Tarım sektörüne dayalı istihdamın yüksek olması genel işsizlik oranının daha düşük gözlenmesine neden olmaktadır. Bu nedenle Türkiye'de işsizlik Avrupa ülkelerine yakın düzeylerde seyretmektedir (Özdemir ve diğerleri, 2006: 91-104).

Şekil 6: Cinsiyete Göre İşsizlik Oranı (15+ yaş) (%)



Kaynak: TÜİK, Konularına Göre İstatistikler: İşgücü İstatistikleri (1988-2013), (07.10.2016).

Şekil 6'da yer alan işsizlik oranlarına bakıldığında, 2004-2013 arasında Türkiye genelinde %9.2 ile %14 arasında değiştiği görülmektedir. 2004-2007 arasında %10 düzeylerinde seyreden işsizlik oranı küresel krizin ortaya çıktığı 2008'de %11'e çıkmıştır. Krizin Türkiye'de etkilerinin hissedildiği 2009'da ise %14 ile en yüksek seviyesini görmüş ve arkasından düşüşe geçmiştir. Kriz döneminde uygulanan etkin işgücü piyasası politikaları, söz konusu düşüşte etkili olmuştur. Bu düşüş 2012 yılına kadar sürmüş ve 2013 yılı itibariyle tekrar artış göstermiştir. Türkiye'de kadın işsizlik oranı erkek işsizlik oranından daha yüksek seyretmektedir.

Tablo 4: Eğitim Durumuna ve Cinsiyete Göre İşsizlik Oranı (15+ yaş) (%)

	Yıllar	Okuma yazma bilmeyen	Okuma yazma bilen fakat bir okul bitirmeyen	İlkokul	Ortaokul veya dengi meslek okulu	Genel lise	Lise dengi meslek okulu	Yüksekokul veya fakülte
KADIN	2004	1.7	2.9	6.2	16.9	22.9	26.6	17.0
	2005	2.3	4.3	7.3	15.6	23.2	23.9	14.1
	2006	1.6	4.6	7.6	16.2	23.0	20.9	13.0
	2007	1.7	4.3	6.5	14.7	22.1	20.9	13.9
	2008	2.5	5.9	7.5	17.6	20.6	20.6	14.3
	2009	3.0	9.1	9.4	20.0	26.3	25.9	16.3
	2010	2.4	6.8	8.6	18.9	24.9	22.5	15.9
	2011	2.0	6.5	6.9	15.6	21.3	20.2	15.2
	2012	1.4	5.2	6.4	15.4	19.0	19.4	14.7
	2013	2.3	6.9	7.5	14.9	20.1	20.4	15.1
ERKEK	2004	8.9	9.6	9.9	11.9	12.3	13.0	9.8
	2005	10.1	12.6	9.9	11.6	11.1	11.0	7.9
	2006	11.0	12.0	9.5	10.4	11.1	9.4	7.7
	2007	12.4	14.3	9.4	9.6	11.0	9.7	7.4
	2008	14.1	16.0	10.0	10.0	11.8	9.2	8.1
	2009	17.6	19.2	13.0	13.2	15.1	12.7	9.6
	2010	13.7	16.3	10.5	10.4	12.6	10.5	8.0
	2011	10.7	13.5	8.1	8.6	9.5	8.4	7.6
	2012	9.9	13.1	7.2	7.9	9.2	7.5	7.2
	2013	11.6	13.3	7.5	8.1	9.0	7.5	7.4

Kaynak: TÜİK, Konularına Göre İstatistikler: İşgücü İstatistikleri (1988-2013), (07.10.2016).

Tablo 4'te eğitim durumu ve cinsiyete göre işsizlik oranları yer almaktadır. Genel olarak erkekler için her eğitim düzeyinde işsizlik oranı %10 dolaylarında seyretmektedir. Ancak kadınlar için durum farklıdır. Okur-yazar olmayan kadınlarda %5'in altında olan işsizlik oranı lise ve mesleki veya teknik lise mezunları için %20'nin üzerine çıkmaktadır. Yükseköğretim mezunu olmak kadınlarda işsizlik oranını azaltsa da hala oldukça yüksek düzeyde seyretmektedir. Türkiye'de eğitim-işsizlik arasındaki ilişki incelenirken iki farklı bakış açısı dikkate alınmalıdır. İlk olarak; lise altı eğitim düzeylerinde işsizlik oranının düşük olmasının nedeni İKO'nun düşük olması olarak açıklanabilir. Eğitimsiz kadınların düşük ücretli, mesainin uzun olduğu ve kayıt dışı işlerde tercih edilmesinin, işgücü dışında kalmasında etkili olduğu düşünülmektedir. Bu durumda düşük eğitime sahip bireyler, işgücü dışında kalmayı tercih ederek iş aramadığı için işsiz olarak sınıflandırılmaz (İŞKUR, 2013b, 6). İkinci bakış açısına göre; ilişkiyi eğitim seviyesinden ziyade iş vasfı ile ilişkilendirerek açıklamak daha uygun olmaktadır. Türkiye'de lise eğitimi, iş

vasfı kazandırmaya yönelik değildir ve işgücü piyasasında iş bulmalarını kolaylaştıracak bir formasyon vermemektedir. Ayrıca lise mezunlarının ücret ve iş kalitesi beklentileri de oldukça yüksektir. Ancak Türkiye'de yaratılan istihdam imkanlarının kalitesi düşüktür. Bu nedenle lise mezunlarının iş bulma olasılıkları zorlaşmakta ve işsizlik oranları daha yüksek seviyelerde seyretmektedir. Mesleki ve teknik lise mezunlarının, düz lise mezunlarına göre vasıflı eleman olarak mezun olmaları gerekmektedir. Fakat işsizlik oranları birbirine oldukça yakın düzeylerde. Bu durum, Türkiye'deki meslek ve teknik liselerin eğitim sistemlerinin gözden geçirilmesini gerekli kılmaktadır.

Krizin etkilerinin yaşandığı 2009'da tüm eğitim düzeylerinde işsizlik oranı artarken, 2010 ile birlikte işsizlik rakamları düşüşe geçmektedir.

Tablo 5: Yaş Gruplarına ve Cinsiyete Göre İşsizlik Oranı (15+ yaş) (%)

	Yıllar	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65+
KADIN	2004	16.6	22.9	14.8	9.9	7.0	5.6	2.9	2.8	0.8	0.4	0.2
	2005	17.6	22.1	15.5	10.2	7.9	5.3	3.9	2.6	0.7	0.9	0.1
	2006	18.1	22.1	14.6	10.9	7.7	6.0	4.0	2.3	1.5	0.3	0.3
	2007	18.9	21.7	14.3	10.0	8.1	5.9	4.3	2.2	1.6	0.8	0.0
	2008	18.6	22.6	15.0	11.0	8.8	6.8	5.4	3.4	1.6	0.8	0.6
	2009	22.2	26.5	19.4	13.8	11.7	9.7	7.0	4.5	2.1	0.6	0.3
	2010	18.5	25.2	17.9	12.5	11.2	8.0	6.3	5.7	1.8	1.1	0.1
	2011	15.5	23.3	15.8	11.3	9.4	7.1	5.7	4.3	2.1	0.9	0.1
	2012	14.9	22.2	16.5	10.9	8.8	6.8	5.0	3.9	2.6	0.7	0.2
	2013	17.5	23.9	17.1	11.9	10.5	7.9	6.1	4.7	3.2	1.6	0.1
ERKEK	2004	18.2	21.8	13.6	9.1	8.0	7.1	7.3	7.6	5.2	3.9	1.4
	2005	18.4	20.2	12.4	9.1	7.7	7.3	7.7	8.2	5.9	3.7	1.1
	2006	17.1	19.0	12.4	7.9	7.3	7.2	7.4	8.2	6.6	3.8	1.0
	2007	20.0	19.3	11.8	8.3	7.1	7.0	7.8	7.4	6.2	4.1	1.2
	2008	20.1	20.1	12.6	9.2	8.1	8.0	8.2	7.9	7.5	4.9	1.2
	2009	24.2	26.2	16.7	12.2	11.0	10.3	10.3	10.8	9.8	5.6	1.8
	2010	19.0	22.4	13.6	9.5	9.0	8.7	9.3	9.2	8.7	5.7	2.1
	2011	15.9	17.8	11.1	7.6	6.8	7.0	7.4	7.7	7.4	4.0	1.6
	2012	14.9	17.1	10.4	7.1	6.1	6.3	7.3	7.3	6.4	4.3	1.2
	2013	15.9	17.6	10.7	7.4	6.6	6.1	6.5	7.5	6.8	5.3	1.5

Kaynak: TÜİK, Konularına Göre İstatistikler: İşgücü İstatistikleri (1988-2013), (07.10.2016).

Yaş gruplarına ve cinsiyete göre 2004-2013 dönemi için işsizlik oranları Tablo 5'te yer almaktadır. 15-24 yaş arası, genç nüfusu oluşturmaktadır. Genç nüfus için işsizlik hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde önemli bir sorun olarak karşımıza çıkmaktadır. Tablo 5 incelendiğinde işsizlik oranlarının, yaş gruplarına

göre deęişiklik göstermekle birlikte, söz konusu yaşı gruplarında kadın ve erkeklerin oranları genel olarak birbirine yakındır. En yüksek işsizlik oranları 20-24 yaşı arasında gözlenirken, bunu 15-19 yaşı grubundakiler takip etmektedir. 15-24 yaşı grubu, yeni mezun olmuş ve ilk kez iş arayan gençlerden oluşmaktadır. İş deneyimlerinin bulunmaması ve tecrübesiz işgücü talebinin düşük olması bu grubun işsizlik oranının yüksek olmasında etkilidir. Ayrıca gençler iş arama konusunda tecrübesiz oldukları ve işgücü piyasasını tanımadıkları için daha seçici davranmaktadır. Böylece iş arama sürelerinin uzun sürmesi genç işsizliği arttırmaktadır. 2009'da 20-24 yaşı arasındaki kadın işsizlik oranı %26.5, erkek işsizlik oranı %26.2 ile en yüksek seviyesine çıkmaktadır.

Kadınlarda 55, erkeklerde ise 65 yaşı ve üzerinde işsizlik oranları oldukça düşmektedir. Bu yaşı gruplarında işsizliğin düşmesinin nedeni, emeklilik ve yaşlılık nedeniyle İKO'nun düşmesidir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE'DE İŞGÜCÜNE KATILIM KARARININ ANALİZİ

Türkiye'de işgücüne katılım kararının panel veri kesikli tercih modelleri ile incelendiği bu bölüm literatür taraması, araştırmanın konusu ve amacı, kullanılan veriler ve izlenen yöntem, tanımlayıcı istatistikler ve ekonometrik modeller ve yorumları olmak üzere beş alt bölümden oluşmaktadır. Ekonometrik modeller ve yorumları alt bölümü ise üç kısımdan oluşmaktadır. İlk olarak iki durumlu panel tercih modellerine ilişkin sonuçlara yer verilmektedir. İkinci kısımda çok durumlu panel tercih modelleri ile işgücü durumunu etkileyen etmenler incelenmektedir. Son kısımda ise işgücü durumları arasındaki geçiş olasılıkları hesaplanmakta ve MNL ile elde edilen model sonuçları sunulmaktadır.

4.1. LİTERATÜR TARAMASI

İşgücü piyasasına ilişkin durağan, tek döneme ilişkin istatistikler işgücü piyasasının dinamik yapısına yönelik bilgi sağlamamaktadır. Panel veri kullanımının önemini vurgulayan öncü çalışma Heckman ve Willis (1977) tarafından gerçekleştirilmiştir. Çalışmada geleneksel logit modeli, heterojen bir anakütleden elde edilen panel verilerde iki durumlu tercih (var-yok gibi) sorununun üstesinden gelmek amacıyla kullanılmış ve evli kadınların işgücüne katılımında heterojenliğin önemli olduğu vurgulanmıştır. Elde edilen parametre tahminleri doğrultusunda işgücüne katılım olasılığının U-şeklinde bir dağılıma sahip olduğu gösterilmiştir ve kadının mevcut işgücü durumunun bilinmesinin, gelecekteki işgücüne katılım davranışını tahmin etmede yeterli olacağı belirtilmiştir. Nakamura ve Nakamura (1985) ise çalışmalarında evli kadınların işgücüne katılma davranışlarını yatay-kesit modelleri ile incelemenin zaman boyunca gözlemlenen sürekliliği ortaya koymada yetersiz olacağını belirtmiştir. Birçok ülke için uygun panel verinin olmaması nedeniyle çalışmada simülasyon kullanmıştır.

Bireylerin işgücü piyasasındaki durumlarının zaman içindeki değişimini inceleyen çalışmalar genel olarak üç sınıfta toplanmaktadır. İlk grupta yer alan çalışmalarda bireyin işgücü durumunun zaman içindeki değişimi panel tercih

modelleri ile incelenmekte ve genellikle dinamik modeller kullanılmaktadır. İkinci gruptaki çalışmalarda işgücü durumları arasındaki geçiş matrisleri elde edilmekte ve geçiş olasılıkları; bireysel özellikler ve işgücü piyasası koşullarının bir fonksiyonu olarak, çoğunlukla MNL modeli ile tahmin edilmektedir. Üçüncü gruptaki çalışmalar ise bireyin işsiz kalma süresini etkileyen bireysel özellikleri ve piyasa koşullarını süre modelleri ile analiz etmektedir⁵.

Zamanlar arası işgücüne katılım kararının dinamiklerini panel veri kesikli tercih modelleri ile inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Öncü çalışmalardan birinde Hyslop (1999); 18 ve 60 yaş arası evli kadınların işgücüne katılım kararı ile doğurganlık, işgücü dışı elde edilen gelir ve şu andaki işgücü durumu arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. BEYO tahminleyicisi ile dinamik probit model tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgular işgücüne katılım kararının anlamlı durum bağımlılığı, gözlenemeyen heterojenlik ve hata bileşeninde negatif serisel korelasyon tarafından belirlendiğini göstermiştir. Dinamik yapı göz ardı edildiğinde doğurganlık kararının, kadının işgücüne katılım kararında dışsal olduğu hipotezi reddedilmiştir.

Keane ve Sauer (2010) gözlemlenemeyen içsel durum değişkenleri ile dinamik panel veri modellerinin tahmininde kullanılmak üzere yeni bir simülasyon algoritması geliştirmiştir. Hyslop (1999)'un çalışmasını, kayıp gözlem ve başlangıç durumu sorunlarını göz önünde bulundurarak, geliştirmiştir. Evli kadınların işgücü arzı modelini tahminlemede geleneksel Markov modeline göre Polya modelinin daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Açıklayıcı değişken olarak eşin ortalama yıllık geliri, 0-2, 3-5 ve 6-17 yaş arası çocuk sayısı, yaş, eğitim düzeyi ve ırk değişkenleri kullanılmıştır. Hyslop(1999)'un aksine; kadının işgücüne katılımına ilişkin dinamik probit modelinde eşin geliri ve doğurganlık değişkenlerinin içsel olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Haan (2010) kadın işgücü arzını zamanlar arası kesikli tercih modeli ile tahmin etmiştir. İşgücüne katılım ve çalışma saatini dikkate alarak işgücü arzı davranışında gerçek durum bağımlılığının (true state dependence) etkisini incelemiştir. Durum bağımlılığı; işgücüne katılım üzerinde pozitif ve anlamlı etki gösterirken, çalışma saati üzerinde anlamlı ve düşük etkiye sahiptir. Ayrıca Alman

⁵ Çalışmada bireylerin işgücü durumları arasında zamanlararası değişim panel nitel tercih modelleri ve geçiş modelleri kullanılarak incelenmektedir. Bu nedenle literatür taramasında süre modellerinden yararlanılan çalışmalara yer verilmemektedir.

gelir vergisi sisteminde yapılan reformun işgücü arzı üzerinde kısa ve uzun dönemli etkileri araştırılmış ve işgücü arzını önemli ölçüde arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Croda ve diğerleri (2011) Alman evli kadınların zamanlar arası işgücüne katılım kararlarını incelemiştir. Çalışmada durum bağımlılığı, gözlenemeyen heterojenlik ve serisel korelasyonlu gözlenemeyen hata bileşenlerine izin veren çeşitli spesifikasyon yöntemleri kullanılmıştır. Tüm modellerde güçlü durum bağımlılığı olduğu görülmüştür. Ayrıca doğurganlığın işgücüne katılım kararında önemli bir etken olduğu ortaya koyulmuştur. Geçici ve sürekli emek dışı gelirin etkisinin küçük olduğu vurgulanmıştır. Shiu ve Hu (2013) tarafından gerçekleştirilen çalışmada evli kadınların işgücüne katılım kararında önceki işgücü durumu, doğurganlık kararı ve emek dışı gelirin etkisi dinamik panel veri modelleri kullanılarak incelenmiştir. Elde edilen bulgular emek dışı gelirin ve 0-2 yaşında çocuk sahibi olmanın işgücüne katılımı negatif etkilediğini göstermiştir. Ayrıca önceki dönemdeki işgücü durumu ile şimdiki işgücü durumu arasında anlamlı ve güçlü ilişki olduğu bulunmuştur. Çalışmaya göre modelde gözlenemeyen açıklayıcı değişkenlerin yer alması, bireye özgü gözlemlenemeyen heterojenliği ve açıklayıcı değişkenlerin içselliğini kontrol altına almaktadır.

Kadınlar ister istihdamda ister işsiz olsunlar zaman boyunca aynı işgücü durumunda kalma eğilimi göstermektedir. Cai (2010a) da evli kadınların işgücü piyasasında zaman içinde yüksek seviyede süreklilik göstermesini etkileyen etmenleri incelemiştir. Ayrıca eğitim, gelir, yaş, sağlık durumu ve çocuk sahipliğinin evli kadınların işgücü arzı kararları üzerindeki etkisini de araştırmıştır. Çalışmada dinamik Tobit model yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre evli kadınların işgücü arzı, geçmiş işgücü arzı kararlarından etkilenmemektedir, durum bağımlılığı bulunmamaktadır. Gözlemlenen ve gözlemlenemeyen bireysel heterojenlik ve geçici şoklardan kaynaklanan serisel korelasyon zaman içindeki işgücü arzı sürekliliğinde önemli rol oynamaktadır. İşgücü dışı elde edilen gelir, eğitim, sağlık, çocuk sayısı ve yaş evli kadınların işgücü arzı üzerinde anlamlı etkiye sahiptir.

Cinsiyet ayrımını da göz önünde bulundurarak yapılan çalışmalardan biri Booth ve diğerleri (1999) tarafından gerçekleştirilmiştir. Çalışmada kadın ve erkekler için ücretli çalışmaya katılma kararı incelenmiştir. Zaman boyunca erkeklerin ücretli

işlerde çalışma ihtimalinin, kadınların ise işsiz olma olasılığının daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmada ücretli çalışan olma eğiliminin cinsiyete göre farklılığında etkili olan etmenler havuzlanmış probit ve tesadüfi etkiler probit regresyon modelleri kullanılarak incelenmiştir ve ücretli çalışan olma eğiliminin kadın ve erkekler için farklı olmasının gözlemlenen ve gözlemlenemeyen bireysel özelliklerden kaynaklandığı gösterilmiştir. Kadınların aile içi sorumluluklarının erkeklerden fazla olması ücretli çalışan olma eğilimlerini azaltmaktadır. Ancak kadının eğitim düzeyinin yüksek ve bölgesel işsizlik düzeyinin düşük olması durumunda kadın ve erkeklerin istihdamda olma olasılıkları birbirine yaklaşmaktadır. Ayrıca geçmişte ücretli çalışan olma durumu şuanda ücretli çalışan olma olasılığını da oldukça arttırmaktadır. Cai (2010b) ise çalışmasında kadın ve erkekler için sağlık ve işgücüne katılım durumu arasındaki ilişkiyi, sağlığın içselliğine izin vererek, eşanlı denklem modeli ile incelemiştir. Sağlık değişkeninin dışsallık hipotezi hem kadın hem de erkekler için reddedilmiştir.

Literatürde iki durumlu panel tercih modellerinin dışında çok durumlu panel tercih modellerinin kullanıldığı çalışmalar da bulunmaktadır. Haynes ve diğerleri (2006) tam zamanlı çalışan, yarı zamanlı çalışan ve çalışmayan olmak üzere evli kadınların üç istihdam durumu arasındaki tercihlerini tesadüfi etkiler MNL modeli ile incelemiştir ve en iyi tahminleme yöntemini araştırmıştır. Uyarlamalı Gaussçu kareselleştirmesi (adaptive Gaussian quadrature) ve MCMC yöntemlerinin karşılaştırıldığı çalışmada üç model kullanılmıştır. Bunlardan ilkinde tesadüfi etkilerin göz ardı edildiği durağan havuzlanmış MNL modeli ile sonuçlar elde edilmiştir. İkincisinde bireyler arasındaki gözlemlenemeyen heterojenliğin üstesinden gelmek amacıyla korelasyonlu tesadüfi kesmelerin olduğu MNL modeli tahmin edilmiştir. Son modelde ise durum bağımlılığını dikkate almak amacıyla geciktirilmiş bağımlı değişken ile dinamik tesadüfi etkiler MNL modeli kullanılmıştır. Çalışmada açıklayıcı değişken olarak bireyin yaşı, medeni durumu, sahip olunan çocuk sayısı, en küçük çocuğun yaşı, eğitim düzeyi ve eşin geliri kullanılmıştır.

Kadınların tam zamanlı istihdam, yarı zamanlı istihdam ve işgücü dışı durumları arasındaki tercihini inceleyen bir diğer çalışma Prowse (2012) tarafından gerçekleştirilmiştir. Dinamik karma MNL modelinin kullanıldığı analizde önceki

dönemde istihdamda olmanın, çocuk sahipliği ve eğitimin işgücü arzı üzerindeki etkisi gözlemlenen heterojenliğe izin verilerek araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre çocuk sahibi olmak ve eğitim işgücü arzı üzerinde anlamlı farklılıklar yaratmaktadır. Ayrıca tesadüfi katsayıların ve otokorelasyonun ihmal edilmesi durum bağımlılığı tahminlerinde sapmaya neden olmaktadır. Ortalama olarak, yarı-zamanlı istihdam oranını arttıran geçici şoklar; işsizlik oranlarının düşmesinde rol oynamaktadır.

Hyder ve Behrman (2014) Malawi köyünde 2006, 2008 ve 2010 verileri ile kadınların işgücüne katılım durumunu incelemiştir. Tarımla ilgili işler, satışla ilgili işler, ev içi üretim sanayi, diğer ekonomik faaliyetlerde çalışanlar ve çalışmayanlar olmak üzere beş işgücü piyasası durumu arasındaki kadınların tercihi üzerinde yaş, etnik köken ve medeni durumun etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Riphahn ve Wunder (2015) ise Almanya'da yoksulluk sisteminde gerçekleştirilen reformun yerli halk ve göçmenler üzerindeki etkilerini incelemek amacıyla yoksulluk yardımı alanlar, istihdamdakiler ve işgücüne dahil olmayanlar arasındaki geçişleri incelemiştir. Lechmann ve Wunder (2016) de Almanya'da dört işgücü durumu (tek başına kendi hesabına çalışan, işveren, ücretli istihdam, işsiz) için kadın ve erkeklerin dinamik MNL modeli sonuçlarını sunmuştur. Tek başına kendi hesabına çalışan olmanın, gelecekte işveren olma olasılığı üzerine etkisini incelemek amacıyla gerçek durum bağımlılığı ve çapraz durum bağımlılığı araştırılmıştır. Gerçek durum bağımlılığının oldukça küçük olduğu bulunmuştur.

İşgücü piyasası durumları arasındaki geçişlerin analizi, işgücü piyasası dinamiklerini anlamak açısından oldukça önemlidir. İşgücü piyasasında meydana gelen hareketliliği geçiş matrisleri ile inceleyen geniş bir literatür bulunmaktadır. İşgücü piyasası en temel şekilde istihdam, işsiz ve işgücü dışı olmak üzere üçe ayrılmaktadır. Lauerova ve Terrell (2002) Çek Cumhuriyeti'nde istihdam, işsiz ve işgücü dışı durumları arasındaki geçiş olasılıkları cinsiyet ayrımını da göz önünde bulundurularak incelemiştir. Ayrıca çalışmada MNL modeli ile geçişlerin belirleyicileri analiz edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre kadınların işsizlikten istihdama geçme olasılığı düşüktür. Bekar kadın ve erkeklerin işten ayrılma olasılıkları evlilerden yüksektir. Düşük eğitimlilerin işten çıkma olasılığı yüksek iken işe girme ihtimalleri ise düşüktür. Genç bireylerin işten çıkma ihtimalleri yüksektir,

ancak iş bulma olasılıkları da yüksektir. Jones ve Kato (1997) ise Bulgaristan'da işsiz bireylerin, istihdam ve işgücü dışı durumları arasındaki geçişlerini incelemiş; yüksek eğitilmiş ve işsizlik yardımı almayan kadınların yeniden istihdam edilme olasılıklarının daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmıştır.

İstihdam, işsizlik ve işgücü dışı durumları arasındaki geçişleri inceleyen bir diğer çalışmada Tiongson ve Yemtson (2008) Bosna-Hersek işgücü piyasası geçişlerinde cinsiyet, yaş, eğitim ve coğrafi konumun anlamlı etkisi olduğunu göstermiştir. Çalışmada işgücü piyasası geçişleri ve refah düzeyi arasındaki ilişki de incelenmiş ve geçişlerin refah düzeyine bağlı olduğu belirtilmiştir. Voicu (2005) Romanya'da kadınların tüm yıllarda, tüm yaş grupları ve eğitim düzeylerinde istihdam edilme olasılığının erkeklere göre daha düşük olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca eğitim düzeyinin yüksek olmasının, uzun dönemde bireylerin istihdam edilme olasılıklarını arttırdığını belirtmiştir. Fabrizi ve Mussida (2009) İtalya için yaptıkları çalışmada işsiz durumundan diğer durumlara geçişte bireysel özelliklerin anlamlı etkisi bulunduğunu ve özellikle genç ve kadın istihdamı fırsatlarının yetersiz olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca uzun zamandır işsiz olan bireylerin işsiz kalmaya devam ettikleri görülmüştür. Şili işgücü piyasasında gerçekleştirilen yasa değişikliklerinin etkilerini inceleyen Lima ve Paredes (2007) yasal düzenlemelerin geçişler üzerinde anlamlı etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

İşgücü piyasası durumları arasındaki geçişleri kayıtlı ve kayıt dışı sektör ayrımını dikkate alarak inceleyen çalışmalar da literatürde geniş yer bulmaktadır. Maloney (1999) Meksika'da kayıtlı-maaşlı, kayıt dışı-maaşlı, kendi hesabına, sözleşmeli çalışan, işsiz ve işgücü dışı arasındaki geçiş olasılıklarını hesaplamıştır. Ayrıca geçiş olasılıkları üzerinde deneyim, eğitim ve gelir düzeyinin etkisini MNL modeli ile incelemiştir. Gong ve diğerleri (2004) Meksika'da çalışmayan ve kayıt dışı sektör arasındaki geçiş olasılığının, çalışmayan ve kayıtlı sektör arasındakinden daha fazla olduğunu göstermiştir. MNL modeli tahmini ile eğitim düzeyi ile kayıtlı sektör istihdamı arasında pozitif ilişki bulunurken, hane geliri ve kayıt dışı istihdam arasında negatif ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bernabe ve Stampini (2009) Gürcistan'da işgücü dışı, işsiz, kayıtlı-ücretli istihdam, kayıt dışı-ücretli istihdam, kendi hesabına çalışan ve tarımda çalışan durumları arasındaki geçişlerde yaş, cinsiyet, eğitim ve yerleşim yerinin anlamlı etkisi olduğunu bulmuştur. Krstic ve

Sanfey (2007) ise Bosna-Hersek'te kayıt dışı işlerde çalışanların, kayıtlı çalışanlara göre daha yoksul olduklarını ve kayıt dışı sektörde gelir eşitsizliğinin daha etkili olduğunu ortaya koymuştur. Lehmann ve Pignatti (2007) Ukrayna'da en çok istenilen durumun kayıtlı sektörde çalışmak olduğuna karar vermiştir. Christodoulakis ve Mamatzakis (2010) Yunan işgücü piyasası dinamiklerini incelediği çalışmasında bölgeler arası geçiş olasılıkları arasında farklılıklar olduğunu göstermiştir. Cuesta ve Bohorquez (2011) Kolombiya'da kayıtlı ve kayıt dışı meslekler arasındaki geçişlerin oldukça orantısız olduğunu belirtmiştir. Calderon-Madrid (2000) Meksika'da bir işgücü piyasasında geçirilen sürenin OECD ülkelerine göre daha kısa olduğunu vurgulamıştır.

Farklı ülkelere ilişkin işgücü piyasası verilerini bir araya getirerek geçiş matrisleri ile inceleyen çalışmalardan biri Duryea ve diğerleri (2006) tarafından gerçekleştirilmiştir. Dokuz ülkenin (Arjantin, Arnavutluk, Gürcistan, Macaristan, Meksika, Polonya, Rusya, Ukrayna, Venezüella) işgücü piyasası hareketliliğinin incelendiği çalışmada; geçiş ülkelerinde işsizliğin daha kalıcı olduğu belirtilmiştir. Ayrıca işsizlikten kayıt dışı sektöre geçişin kayıtlı sektöre geçişe göre daha yüksek olduğu vurgulanmıştır. Pages ve Stampini (2009) ise Latin Amerika ülkeleri (Arjantin, Meksika, Venezüella) ve geçiş ülkeleri (Arnavutluk, Gürcistan, Ukrayna) için kayıt dışı-ücretliden, kayıtlı-ücretli durumuna büyük bir geçiş olduğunu bulmuştur. Kendi hesabına çalışan ve kayıtlı-ücretli durumları arasındaki hareketlilik ise oldukça düşüktür. Bosch ve Maloney (2010)'nin Arjantin, Brezilya ve Meksika ülkelerinden oluşan panel veri ile elde ettiği geçiş olasılıklarına göre; kayıt dışı-ücretliden, kayıtlı-ücretliye geçiş oldukça yüksektir.

Canavire-Bacarreza ve Soria (2007) işgücü hareketliliğinin belirleyicileri ile Arjantin'de yaşanan krizin ve kriz sonrası toparlanma sürecinin etkilerini koşullu MNP ile analiz etmiştir. İşsizlik süresi ve işgücü hareketliliğinde beşeri sermayenin önemli bir rolü olduğu bulunmuştur. Eğitimli bireyler, kayıtlı işgücü piyasasına kolaylıkla girerken; kriz döneminde kayıtlı sektöre girme olasılığı düşmektedir.

Nilsen ve diğerleri (2000) genç Norveçli işçilerin çalışan, işsiz, öğrenci ve diğer durumları arasındaki geçişlerini incelerken; Sorm ve Terrell (2000) ise Çek Cumhuriyeti'nde finans, ticaret, turizm, tarım dışı ve sanayi sektörleri arasındaki hareketliliği araştırmıştır.

Türkiye'de işgücü piyasası üzerine yapılan çalışmalar incelendiğinde, çalışmaların çoğunda yatay kesit ya da zaman serisi verilerinin kullanıldığı görülmektedir. Panel veri kullanılarak yapılan çalışmalar ise genelde makro boyutlu olup, ülkelere ilişkin verileri panel veri analizi ile incelemektedir. Özer ve Biçerli (2003) kadınların işgücüne katılım oranlarını inceledikleri çalışmalarında; Türkiye'de kadın işgücünün makro nitelikteki değişkenlerden doğrudan etkilendiğini, birime özgü özellikleri veren mikro değişkenlerden ise etkilendiğini ortaya koymuştur. Bu çalışma, işgücüne katılım söz konusu olduğunda mikro çalışmaların önemini vurgulamaktadır. Türkiye'de panel veri kullanılarak yapılan mikro çalışmalar son yıllarda artış göstermektedir⁶.

Türkiye'de işgücünü mikro ölçekte inceleyen panel veri çalışmaları, TÜİK tarafından gerçekleştirilen “HİA” ve “GYKA” ile elde edilen veri setlerini kullanmaktadır. Türkiye'de öncü çalışma Tansel ve Taşçı (2004) tarafından gerçekleştirilmiştir. HİA 2000 ve 2001 verilerinin kullanıldığı çalışmada işsiz kalma süreleri kadın ve erkekler için parametrik ve parametrik olmayan tahminleme yöntemleri ile incelenmiştir. Elde edilen bulgular kadınların işsiz kalma sürelerinin erkeklerden uzun olduğunu göstermiştir.

Türkiye'de işgücü piyasası durumları arasındaki geçişleri inceleyen farklı çalışmalar bulunmaktadır. Taşçı ve Tansel (2005a) HİA 2000 ve 2001 verileri ile istihdam, işsiz ve işgücü dışı durumları arasındaki geçişlerin belirleyicilerini incelemiştir. Eğitim düzeyinin artmasının, iş kaybetme olasılığını azalttığı sonucu vurgulanmıştır. Gençlerin iş kaybetme olasılıkları daha yüksek iken yaşlıların iş bulma olasılıkları daha düşüktür. Geçiş modellerini kullanan çalışmalardan bir diğeri Taşçı ve Tansel (2005b) tarafından yapılmıştır. Taşçı ve Tansel (2005b) HİA 2000 ve 2001 verileri ile gençlerin işsiz kalma süresinin belirleyicilerini incelemiştir. 2000-2002 HİA verileri ile İkizler ve Tunalı (2012) tarım ve tarım dışı istihdam geçişlerinin dinamiklerini MNL modeli ile analiz etmiştir. Bahçe ve Memiş (2014b) 2006-2009 dönemi GYKA panel veri seti ile işsizliğin tanımının geçerliliğini incelerken; Acar ve Tansel (2016) 2006-2009 GYKA panel veri setini kullanarak kayıt dışı istihdamın tanımı ve ölçülmesinde kullanılan alternatif yaklaşımları karşılaştırmıştır.

⁶ Çalışmanın kapsamı gereği literatür incelemesinde mikro bazlı panel veri ile gerçekleştirilen çalışmalara yer verilmektedir.

Tansel ve Kan (2012) 2006-2009 GYKA panel veri setini kullanarak kayıtlı-ücretli, kayıt dışı-ücretli, kayıtlı-kendi hesabına, kayıt dışı-kendi hesabına, işsiz ve işgücü dışı durumları arasındaki geçişleri toplam, erkekler ve kadınlar için hesaplamıştır. Daha sonra MNL modeli ile işgücü piyasası geçişlerinde etkili olan bireysel özellikleri belirlemiştir. Cinsiyet, yaş, eğitim, deneyim, çalışılan sektör, firma büyüklüğü, hanehalkı büyüklüğü, çocuk sahibi olma durumu ve yerleşim yeri kullanılan açıklayıcı değişkenlerdir. Benzer bir çalışma 2008-2011 GYKA panel veri seti kullanılarak Alcan ve diğerleri (2015) tarafından gerçekleştirilmiştir. İşgücü piyasasının altı durum (kayıtlı-ücretli çalışan, kayıt dışı-ücretli çalışan, kayıtlı-kendi hesabına çalışan, kayıt dışı-kendi hesabına çalışan, işsiz, işgücü dışı) arasındaki geçiş matrisleri ile hareketliliğin en yüksek olduğu durumun işsiz sınıfı olduğu ve kayıtlı çalışanların, kayıt dışı çalışanlara göre hareketliliğinin daha düşük olduğu ortaya konulmuştur. Elde edilen tahminlere göre eğitim düzeyinin yükselmesi, kayıtlı işlerde çalışma olasılığını arttırmaktadır. Ayrıca meslek lisesi mezunlarının kayıtlı-ücretli işlerde çalışma olasılığının oldukça yüksek olduğu görülmüştür. Büyük ölçekli firmalarda ve sanayi sektöründe çalışan bireylerin kayıtlı işlerde çalışma ihtimallerinin daha yüksek olması önemli bulgulardandır. Kadınlar için işsiz durumundan işgücü dışına geçiş olasılığı daha düşük iken, işgücü dışı ve işsiz sınıftan istihdama geçmek ise daha düşük olasılığa sahiptir. Sosyal yardım alanların ise kayıtlı-ücretli duruma geçme olasılığı almayanlara göre daha düşüktür.

Bahçe ve Memiş (2014a) 2004 ve 2010 arasındaki HİA verilerini havuzlamıştır ve 2008-2009 krizinin işsizlik üzerine etkisini, bir fırsat olsa çalışmak isteyen fakat iş aramayanları da analize katarak araştırmıştır. Elde edilen bulgulara göre iş aramayan fakat bir fırsat olsa çalışmak isteyen kadınların oranı erkeklerden daha yüksektir ve kriz boyunca söz konusu kadınların oranı, erkeklerden oldukça hızlı artış göstermiştir.

GYKA 2006-2010 panel veri setini kullanan Cilasun ve diğerleri (2015), çalışmalarında 2008 ekonomik krizine yönelik olarak Türkiye'de 2008'in son çeyreği ve 2009'un ilk çeyreğinde başlatılan destek programlarının işgücü piyasası üzerinde yarattığı etkileri incelemiştir. İstihdam, işsiz ve işgücüne dahil olmayan olmak üzere üç farklı işgücü piyasası durumu arasında bireylerin Markov geçiş olasılıkları hesaplanmıştır. Elde edilen bulgular alınan ekonomik önlemlerin krizin olumsuz

etkilerini azaltmada etkili olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca farklı eğitim düzeyleri için elde edilen geçiş olasılıkları, eğitim düzeyinin istihdamı arttırdığını açığa çıkarmıştır.

2008 global ekonomik krizinin etkilerini azaltmak amacıyla Türkiye'de açıklanan reform paketlerinin işgücü piyasasına etkilerini inceleyen bir diğer çalışma Uysal (2013) tarafından yapılmıştır. Uysal (2013) 2008 küresel ekonomik krizi boyunca Türkiye'de işgücü piyasasında dezavantajlı grup olan gençler ve kadınlara yönelik geliştirilen istihdam destek programının etkilerini farkların farkı yaklaşımını (difference-in-differences approach) kullanarak incelemiştir. Programın kadın ve genç istihdamında olumlu etkileri olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Söz konusu destek programının etkileri Balkan ve diğerleri (2014) tarafından farkların farkı yaklaşımı ile analiz edilmiştir ve programın en çok yaşlı kadınlar, en az da genç kadınlar üzerinde anlamlı etkisi bulunmuştur.

Türkiye'de işgücü piyasası durumlarını panel veri kesikli tercih modelleri ile inceleyen sadece bir çalışmaya rastlanmıştır. 2007-2010 dönemi GYKA panel veri setini kullanan Selim ve diğerleri (2014) analiz aşamasında istihdamda ve işsizleri gösteren iki durumlu bağımlı değişkeni kullanmıştır. Her yıl için logit model sonuçları ve dört yıllık dönem için dengesiz panel ile panel logit model tahmini sunulmuştur. Açıklayıcı değişken olarak cinsiyet, medeni durum, eğitim, yaş, bireyin sağlık durumu, işteki durumu ve mesleği kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre erkekler ve evlilerin işsiz olma olasılığı daha yüksektir. Ayrıca eğitim seviyesi arttıkça kişinin işsiz olma olasılığı da artmaktadır. Deneyim bireyin işsiz olma olasılığını azaltırken, genç nüfusunkini arttırmaktadır.

4.2. ARAŞTIRMANIN KONUSU VE AMACI

Bilgisayar teknolojisinin ilerlemesi ile birlikte doğrusal olmayan modellerin tahmin yöntemleri de gelişmektedir. Araştırmanın konusu panel veri kesikli tercih modelleri ile tahminleme yöntemlerini incelemek ve bu çerçevede Türkiye'de işgücüne katılım kararını etkileyen faktörlerin belirlenmesi amacıyla analizler yapmaktır.

Neoklasik çalışma/boş zaman teorisi ile temelleri atılan ve Becker'in zaman tahsisi modeli ile gelişen işgücü arzı, çalışma ekonomisinde en çok çalışılan araştırma alanı olarak karşımıza çıkmaktadır. Yatay kesit verisi ile yapılan çalışmalar işgücü arzı hakkında önemli bilgiler verse de işgücü arzının zaman içinde gösterdiği değişimin ve bu değişim üzerinde etkili olan faktörlerin araştırılması, geliştirilecek politikalar açısından önem taşımaktadır. Bu bağlamda işgücü arzı çalışmalarında, zaman serisi ve panel veri çalışmaları zaman içindeki değişim hakkında bilgi verdiği için tercih edilmektedir.

Türkiye'de zaman serisi ve panel veri kullanılarak işgücü arzı üzerine yapılan çalışmalar incelendiğinde önemli bir kısmının makro boyutlu olduğu görülmektedir. Ancak Özer ve Biçerli (2003) Türkiye'de işgücü arzı kararının makro değişkenlerden ziyade birime özgü özellikleri yansıtan mikro değişkenlerden daha çok etkilendiğini göstermiştir.

Ekonomide işgücü arzı, işgücüne katılımın bir göstergesidir (King, 1990: 45). İşgücüne katılım ve çalışma süreleri bir ekonomideki potansiyel üretim miktarını belirleyen önemli etkenlerdir. Bu noktada işgücüne katılım, ekonomik faaliyetlerin artırılıp büyüme ve kalkınmanın sağlanması açısından önem taşımaktadır.

Bireylerin işgücüne katılım kararları, birbirinden farklılık göstermektedir. Çalışmanın amacı 2007-2010 yıllarında çalışma çağındaki bireylerin işgücüne katılım kararları üzerinde etkili olan sosyo-ekonomik ve demografik etmenleri panel veri kesikli tercih modelleriyle incelemektir. Çalışmada bireylerin bir aile bütçesi kısıtı altında işgücü arzı kararlarını kendi faydalarını en çoklayacak şekilde verdikleri varsayılmaktadır.

2008'in son çeyreğinde patlak veren Türkiye'de etkileri 2009'da kendini gösteren finans krizi, gelişmiş ve gelişmekte olan hemen hemen tüm ülkelerin işgücü piyasalarını olumsuz yönde etkilemiştir. Bireylerin işgücüne katılım kararlarında krizin yarattığı etkinin de incelenebilmesi amacıyla, çalışmada TÜİK'in 2007-2010 GYKA Panel Veri Seti kullanılmaktadır. Ele alınan zaman aralığı; kriz öncesi, kriz ve sonrası dönemleri kapsadığı için kriz etkilerinin en iyi görülebileceği dönemdir.

2016 Dünya Bankası verilerine göre Türkiye'de kadın İKO'su %30.4 iken dünya ortalaması %49.5'tir. Kadınların işgücüne katılımının düşük olması toplumsal cinsiyet eşitsizliğinin derinleşmesine neden olmaktadır. Bu noktada çalışmada

cinsiyet farklılıklarının incelenmesi amacıyla, kadın ve erkekler için model tahminleri yapılmakta ve sonuçlar karşılaştırılmalı olarak sunulmakta ve yorumlanmaktadır.

Bireylerin işgücü arzının, işgücüne katılım açısından araştırıldığı çalışmada üç ana adım izlenmektedir:

- Kadın ve erkeklerin işgücüne katılım kararlarının (0: işgücüne dahil olmayan, 1: işgücüne dahil) belirleyicileri tesadüfi etkiler panel logit model ile tahmin edilmektedir. Böylece bireylerin işgücüne katılımında etkili olan etmenler ortaya koyulmaktadır. Tesadüfi etkiler panel logit modeli EYO yöntemi ve Gauss kareselleştirmesi kullanılarak tahmin edilmektedir.
- İşgücüne dahil durumu, istihdamda ve işsizlerden oluşmaktadır. Araştırmanın ikinci aşamasında işgücüne katılımın, istihdam ve işsizlik ayrımı dikkate alınarak analizler yapılmaktadır. "1: işgücüne dahil olmayan", "2: istihdamda" ve "3: işsiz" olmak üzere üç alternatifli işgücü bağımlı değişkeni üzerinde açıklayıcı değişkenlerin etkilerini ortaya koymak amacıyla tesadüfi etkiler panel MNL modeli kullanılmaktadır. Tesadüfi etkiler panel MNL modeli BEYO yöntemi ve MCMC simülasyonu kullanılarak tahmin edilmektedir.
- Son aşamada ise her bir işgücü durumundan diğer durumlara geçişler ve geçişlerin belirleyicileri tespit edilmektedir. Bu bağlamda üç işgücü durumu (işgücüne dahil olmayan, istihdamda ve işsiz) arasındaki hareketlilik, Markov geçiş matrisleri ile elde edilmekte ve geçişler üzerinde etkili olan etmenler MNL modelleri ile incelenmekte ve yorumlanmaktadır.

Çalışmanın, Türkiye'de bireysel işgücü arzını dengeli panel ile iki durumlu ve çok durumlu panel tercih modellerini kullanarak inceleyen öncü çalışma olması önem arz etmektedir. Ayrıca çalışmada geçiş matrisleri ve geçiş modellerine de yer verilmektedir. Üç farklı model yapısı kullanılarak tahminlerin gerçekleştirilmesi çalışmanın kapsamını genişleterek özgün hale getirmektedir. Farklı modellerin kullanılması elde edilen tahmin sonuçlarının karşılaştırılması konusunda da avantaj sağlamaktadır.

4.3. VERİLER VE TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER

TÜİK; Türkiye'nin AB uyum süreci kapsamında AB'ye üye ülkeler ile karşılaştırılabilir gelir dağılımı, yoksulluğun gelir boyutu, bireylerin yaşam koşulları ve sosyal dışlanma alanlarında veri elde etmek amacıyla GYKA'yı uygulamaktadır. GYKA, 2006 yılından bu yana düzenli olarak her yıl gerçekleştirilmekte ve araştırmada panel anket tekniği kullanılmaktadır. Anket, her yıl düzenli olarak dört alt örneğe uygulanmaktadır. Takip eden yılda ilk alt örnek araştırmadan çıkarılmakta ve yerine yeni bir alt örneklem eklenmektedir. Alt örneklerin her birinde yer alan hane ve bu hanede yaşayan bireylere birbirini izleyen dört yıl boyunca anket uygulanmaktadır. Böylece araştırmaya katılan örnek fertler dört yıl boyunca izlenmektedir.

Çalışmanın amacı doğrultusunda 2008 finans krizinin öncesi, kriz süreci ve sonrası dönemi en iyi yansıtacağı düşünülen 2007-2010 GYKA Panel Veri Seti kullanılmaktadır. Alt örneklem uygulaması nedeniyle söz konusu veri setinde; 2007, 2008, 2009 ve 2010 yıllarında anket uygulanan hane ve fertlere ilişkin dört, üç ve iki yıllık veriler bir arada bulunmaktadır. Çalışmanın kapsamı gereği dört yıl boyunca izlenen ilk alt örneklem ile çalışılmaktadır. Diğer alt örnekler ise veri setinden çıkarılmaktadır.

Çalışma çağındaki nüfus belirlenirken yaş kriteri dikkate alınmaktadır. Üst yaş sınırı uygulaması konusunda ülkeler farklılık göstermekle birlikte Eurostat 15-64 yaş sınıfı için işgücü istatistiklerini açıklamaktadır. Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde çalışma çağıının 15-64 yaş arası olarak kabul edildiği görülmektedir. Bu nedenle çalışmada 15-64 yaş arası bireyler ile çalışılmaktadır. Çalışma 2007-2010 dönemini kapsamaktadır. Bu doğrultuda 2007 yılında 15 ve üzeri yaşta olan, 2010 yılında ise 64 ve altı yaşta olan bireyler örnekleme dahil edilmektedir.

GYKA'da bireylerin işgücü durumu doğrudan verilmemiştir. Ancak anket soruları doğrultusunda bireyin işgücü durumu sınıflaması yapılabilmektedir. Fertlere uygulanan ankette FI020 sorusunda "*Ferdin geçen hafta içinde aynı (mal) veya nakdi (para) bir gelir elde etmek amacıyla bir saat bile olsa bir işte çalışıp çalışmadığı veya geçici olarak başında bulunmadığı bir işinin olup olmadığı*" sorulmuştur. Bu soruya "evet" yanıtı veren bireylerin işgücü durumu "*istihdamda*" olarak

belirlenmiştir. FI020 sorusuna "hayır" yanıtını veren bireyler için FI040 ve FI050 sorularına verdikleri yanıtlar incelenmiştir.

FI040'da "*Ferdin son dört hafta içerisinde iş arayıp aramadığı*" sorulmuştur. İşgücü anketi ile işsizliğin tespitinde TÜİK tarafından son üç ay içerisinde iş arama kriteri dikkate alınmaktaydı (TÜİK, 2007: 7). Ancak 2014'te HİA'da AB kriterleri çerçevesinde gerçekleştirilen yeni düzenlemeler ile birlikte işsizlik tanımında son dört hafta içerisinde iş arama kriteri benimsenmiştir (TÜİK, 2014: 4). Bu bağlamda FI040'a "hayır" yanıtı verenlerin durumu "*işgücü dışı*" olarak belirlenirken "evet" yanıtı verenler için FI050 sorusuna verilen yanıtlara bakılmıştır. FI050'de "*İş imkanı olsa ferdin iki hafta içinde işbaşı yapabilme durumu*" sorulmuştur ve bu soruya "evet" yanıtı verenlerin durumu "*işsiz*", "hayır" yanıtı verenlerin ise "*işgücü dışı*" olarak belirlenmiştir.

Tablo 6: İşgücü Durumunun Dağılımı

	2007		2008		2009		2010	
	n	%	n	%	n	%	n	%
İstihdam	2,558	51.13	2,646	52.89	2,639	52.75	2,610	52.17
İşsiz	152	3.04	165	3.30	234	4.68	196	3.92
İşgücüne dahil	2,710	54.17	2,811	56.19	2,873	57.43	2,806	56.09
İşgücüne dahil olmayan	2,293	45.83	2,192	43.81	2,130	42.57	2,197	43.91
Toplam	5,003	100.00	5,003	100.00	5,003	100.00	5,003	100.00

Bireylerin işgücüne katılım kararlarını etkileyen etmenlerin incelendiği çalışmada, bağımlı değişken olarak işgücü durumu kullanılmaktadır. Tablo 6'da 5,003 bireyin işgücü durumunun frekans ve yüzdeleri 2007, 2008, 2009 ve 2010 yılları için verilmektedir. İşgücü durumunun dağılımına bakıldığında 2007 yılında veri setindeki bireylerin %54.17'si işgücüne dahil iken bu oran 2008'de %56.19'a, 2009'da %57.43'e yükselmektedir. Global ekonomik krizin etkilerinin azaldığı 2010'da ise işgücüne katılım %56.09'a gerilemektedir. Kriz döneminde işgücüne katılımı yaşanan artışı daha iyi anlayabilmek adına istihdam ve işsiz oranlarını incelemek gerekmektedir. Bu bağlamda ankete katılan bireylerin 2007'de %51.13'ü istihdamda iken bu oran 2008'de %52.89'a yükselmekte ve kriz sonrası dönemde düşüş göstererek 2010 yılında %52.17'ye gerilemektedir. İşsiz oranları ise 2007'de

%3.04'ten, 2008'de %3.3'e, 2009'da da %4.68'e yükselmektedir. 2010 yılında ise işsizlik %3.92'ye düşmektedir. 2009'da işgücüne katılımda yaşanan artışın işsizlikten kaynaklandığı, işsizliğe de kriz döneminde işgücüne dahil olmayanların işgücüne katılımının neden olduğu anlaşılmaktadır.



Tablo 7: Tanımlayıcı İstatistikler

	KADIN				ERKEK			
	2007	2008	2009	2010	2007	2008	2009	2010
Değişkenler	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)
<i>İşgücü Durumu</i>								
İşgücüne dahil olmayan	0.6822 (0.4657)	0.6542 (0.4757)	0.6408 (0.4798)	0.6442 (0.4788)	0.1992 (0.3995)	0.1880 (0.3908)	0.1768 (0.3816)	0.2018 (0.4014)
İşgücüne dahil	0.3178 (0.4657)	0.3458 (0.4757)	0.3592 (0.4798)	0.3558 (0.4788)	0.8008 (0.3995)	0.8120 (0.3908)	0.8232 (0.3816)	0.7982 (0.4014)
İstihdam	0.3040 (0.4601)	0.3268 (0.4691)	0.3338 (0.4717)	0.3301 (0.4703)	0.7512 (0.4324)	0.7628 (0.4254)	0.7516 (0.4322)	0.7434 (0.4368)
İşsiz	0.0138 (0.1166)	0.0190 (0.1366)	0.0254 (0.1572)	0.0257 (0.1583)	0.0496 (0.2171)	0.0492 (0.2162)	0.0716 (0.2579)	0.0548 (0.2276)
<i>Medeni Durum</i>								
Bekar	0.2355 (0.4244)	0.2422 (0.4285)	0.2466 (0.4311)	0.2507 (0.4335)	0.2117 (0.4086)	0.2044 (0.4033)	0.1988 (0.3992)	0.1932 (0.3949)
Evli	0.7645 (0.4244)	0.7578 (0.4285)	0.7534 (0.4311)	0.7493 (0.4335)	0.7883 (0.4086)	0.7956 (0.4033)	0.8012 (0.3992)	0.8068 (0.3949)

Tablo 7: Tanımlayıcı İstatistikler (devamı)

	KADIN				ERKEK			
	2007	2008	2009	2010	2007	2008	2009	2010
Değişkenler	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)	Ortalama (Standart hata)
<i>Eğitim Durumu</i>								
Bir okul bitirmemiş	0.2712 (0.4447)	0.2705 (0.4443)	0.2716 (0.4449)	0.2716 (0.4449)	0.0793 (0.2703)	0.0737 (0.2614)	0.0724 (0.2593)	0.0703 (0.2557)
İlkokul mezunu	0.4266 (0.4947)	0.4277 (0.4948)	0.4262 (0.4946)	0.4266 (0.4947)	0.4515 (0.4977)	0.4532 (0.4979)	0.4541 (0.4980)	0.4545 (0.4980)
Ortaokul mezunu	0.1107 (0.3138)	0.1032 (0.3043)	0.0980 (0.2974)	0.0905 (0.2870)	0.1652 (0.3714)	0.1600 (0.3667)	0.1539 (0.3610)	0.1462 (0.3534)
Lise mezunu	0.1349 (0.3417)	0.1379 (0.3448)	0.1401 (0.3471)	0.1457 (0.3528)	0.2070 (0.4052)	0.2143 (0.4104)	0.2160 (0.4116)	0.2204 (0.4146)
Üniversite ve üzeri mezunu	0.0566 (0.2312)	0.0607 (0.2389)	0.0641 (0.2449)	0.0656 (0.2476)	0.0970 (0.2961)	0.0987 (0.2984)	0.1035 (0.3047)	0.1087 (0.3113)
İş Tecrübesi	6.9795 (10.8240)	7.9642 (11.3912)	8.5876 (11.6418)	8.7798 (11.7182)	17.2803 (11.4727)	18.1540 (11.5923)	19.2669 (11.7429)	19.3381 (12.0862)
Bireyin Yaşı	36.5160 (12.4996)	37.5160 (12.4996)	38.5160 (12.4996)	39.5160 (12.4996)	37.7840 (12.2035)	38.7840 (12.2035)	39.7840 (12.2035)	40.7840 (12.2035)
Bireyin Yaşının Karesi	1489.6020 (940.4722)	1563.6340 (965.1336)	1639.6660 (989.8119)	1717.6980 (1014.506)	1576.4890 (925.4340)	1653.0560 (949.4992)	1731.6240 (973.5814)	1812.192 (997.6794)
(Hanenin Geliri - Bireyin Geliri)/1000	11.6259 (11.4967)	11.4489 (10.2270)	11.7233 (10.8711)	11.3971 (9.2685)	6.4384 (8.4241)	6.3671 (7.7863)	6.6040 (8.4442)	6.3528 (7.0093)
<i>Hanede 5 ve daha Küçük Yaşta Çocuk Olması</i>								
Yok	0.6550 (0.4755)	0.6580 (0.4745)	0.6777 (0.4674)	0.6867 (0.4639)	0.6460 (0.4783)	0.6490 (0.4774)	0.6606 (0.4736)	0.6688 (0.4707)
Var	0.3450 (0.4755)	0.3420 (0.4745)	0.3223 (0.4674)	0.3133 (0.4639)	0.3540 (0.4783)	0.3510 (0.4774)	0.3394 (0.4736)	0.3312 (0.4707)

Tablo 7'de ekonometrik modellerde kullanılan değişkenlere ilişkin ortalama ve standart sapmalar 2007, 2008, 2009 ve 2010 yılları için cinsiyet ayrımı gözeterek sunulmaktadır. Çalışmada kadın ve erkekler için model tahminleri yapılarak cinsiyete göre farklılıklar incelendiği için tanımlayıcı istatistikler de ayrı verilmektedir. Bölüm 3.2.4'te bahsedilen bireysel işgücü arzını belirleyen unsurlar içerisinde, veri setinde bulunan ve analize uygun olanlar açıklayıcı değişken olarak seçilmiştir. Kadın ve erkeklerin işgücüne katılım kararlarında medeni durum, eğitim düzeyi, iş tecrübesi, yaş, hanede beş yaşından küçük çocuk olması ve birey dışı hane geliri değişkenlerinin etkileri incelenmektedir. Veri setinde yer alan 5,003 bireyin 2,684'ü (%53.65) kadınlardan ve 2,319'u da erkeklerden oluşmaktadır.

2007'de %31.78 olan kadın işgücüne katılımı, krizin etkisinin en yoğun yaşandığı 2009'da %35.92 ile en yüksek seviyesine ulaşmakta ve 2010 yılında küçük bir azalışla %35.58'e gerilemektedir. Genel olarak bakıldığında işgücüne dahil erkeklerin oranının, kadınlardan 2.5 kat daha fazla olduğu görülmektedir. 2007'de işgücüne dahil erkeklerin oranı %80.08 iken 2009'da krizin etkisiyle %82.32'ye yükselmekte ve 2010'da %79.82 ile önemli bir düşüş göstermektedir. İşgücüne katılım oranında meydana gelen artışı daha iyi anlayabilmek için istihdam ve işsizlik oranlarının incelenmesi uygun olacaktır. Kadınlarda krizin etkileri ile birlikte hem istihdam hem de işsizlik oranlarında artış yaşanmaktadır. 2007'de kadınlarda istihdam oranı %30.40 iken 2009'da %33.38'e çıkmaktadır. Erkeklerde ise kriz ve sonrası dönemde istihdam oranında azalış görülürken işsizlikte artış gerçekleşmektedir. 2008'de %76.28 olan erkek istihdam oranı, 2009'da %75.16'ya ve 2010'da da %74.34'e gerilemektedir. Krizin etkilerinin hissedildiği 2009'da işsizlik %7.16 ile en yüksek seviyesine çıkmaktadır. Bu durum kriz döneminde artan erkek işgücüne katılımının işsizlikten kaynaklandığını göstermektedir. Hem işini kaybedenler hem de piyasaya katılanlar ile oluşan işsizlik artışı işgücüne katılımda da artışa neden olmaktadır.

Tablo 7'ye göre veri setinde yer alan kadınların ortalama %75'i, erkeklerin ise %80'i evlidir. Bölüm 3.2.4'te anlatıldığı üzere beşeri sermaye işgücüne katılım üzerinde önemli etkiye sahiptir⁷. Eğitim durumu incelendiğinde erkeklerin eğitim düzeylerinin daha yüksek olduğu görülmektedir. Kadınların yaklaşık %27'si bir okul

⁷ Bknz. Booth ve diğerleri (1999), Cai (2010a), Prowse (2012), Taşçı ve Tansel (2005a), Voicu (2005).

bitirmemiştir ve bu oran oldukça yüksektir. Erkeklerde okul bitirmemişlerin oranının sadece %7 olduğu görüldüğünde eğitimsiz kadınların oranı daha çarpıcı bir hal almaktadır. Hem kadın hem de erkeklerin çoğunluğu ilkokul mezunudur. Üniversite ve üzeri eğitime sahip kadınların oranı %6, erkeklerin ise %10'dur. Kadınların ortalama iş tecrübesi 8 yıl iken erkeklerin 18.5 yıldır. Kadınların hem eğitim düzeyi hem de iş tecrübesi erkeklerin oldukça gerisinde kalmıştır.

Çalışmada 15-64 yaş arası bireyler ile çalışılmaktadır. 2007 yılı itibariyle veri setinde yer alan kadınların yaş ortalaması 36.52, erkeklerin ise 37.78'dir. Hanenin toplam yıllık kullanılabilir geliri ile bireyin toplam yıllık kullanılabilir geliri, ilgili yılın Tüketici Fiyat Endeksine bölünerek deflate edilmektedir. Deflate hane geliri ve bireyin geliri arasındaki fark alınarak, birey dışı hane geliri elde edilmektedir. 2007 yılında kadınlarda birey dışı hane geliri 11,626 TL iken, erkeklerin ki 6,438 TL'dir. 2008'de hem kadın hem de erkeklerin birey dışı hane gelirinde azalma yaşanmakta, 2009'da ise artarak en yüksek seviyesine çıkmaktadır. Krizin etkilerinin azaldığı 2010'da ise en düşük seviyesine gerilemektedir. Bu durum krizin gelir üzerindeki etkisinin 2010'da daha fazla hissedildiğini düşündürmektedir.

Literatürde çocuk sahibi olmak özellikle kadın işgücüne katılımında önemli bir belirleyici olarak karşımıza çıkmaktadır⁸. Özellikle okul öncesi çağıdaki, bakıma muhtaç çocuğa sahip olmak işgücüne katılımın önemli belirleyicilerindendir. 2007'de hanelerin %35'inde 5 ve daha küçük yaşta en az bir çocuk bulunmaktadır. 2010'da kadınlarda bu oran %31'e, erkekler de ise %33'e düşmektedir.

4.4. EKONOMETRİK MODELLER

Çalışmada bireylerin aile bütçesi kısıtı altında kendi faydalarını en çoklayacak şekilde verdikleri işgücü arzı kararları, işgücüne katılım açısından incelenmektedir. 2007-2010 GYKA panel veri setiyle 15-64 yaş arası kadın ve erkekler için model tahminleri gerçekleştirilmektedir. Ekonometrik modeller üç başlık altında incelenmektedir. İlk olarak işgücüne katılım üzerinde etkili olan etmenleri incelemek amacıyla "işgücüne dahil ve işgücüne dahil olmayanlar"dan oluşan iki durumlu bağımlı değişken kullanılmaktadır. İki durumlu panel tercih

⁸ Bknz. Haynes ve diğerleri (2006), Hsylop (1999), Shiu ve Hu (2013), Tansel ve Kan (2012).

modelleri ile tahminler gerçekleştirilmekte ve yorumlar yapılmaktadır. İkinci bölümde, işgücüne katılımın istihdam ve işsizlik ayrımı da dikkate alınarak, model tahminleri "istihdam, işsiz ve işgücüne dahil olmayanlar"dan oluşan üç durumlu bağımlı değişken ile yapılmaktadır. Çok durumlu panel tercih modelleri ve yorumlarına yer verilmektedir. Son bölümde ise işgücü durumları arasındaki geçişler, geçiş matrisleri ile araştırılmaktadır. Daha sonra geçişler üzerinde etkili olan etmenler MNL modelleri ile incelenmektedir.

4.4.1. İki Durumlu Panel Tercih Modelleri Tahmin Sonuçları

Bireylerin işgücüne katılım kararlarını etkileyen etmenleri belirlemek amacıyla, işgücü arzını temsilen "işgücü durumu" değişkeni kullanılmaktadır. İşgücü durumu; "0: işgücüne dahil olmayan", "1: işgücüne dahil" olmak üzere iki durumlu kesikli bir değişkendir. Bu durumda bağımlı değişken y_{it} ; t yılında birey i 'nin işgücü durumunu temsil etmek üzere, birey işgücüne dahil (istihdamda ya da işsiz) ise 1 değerini almaktadır.

İşgücü teorisine göre bireyin t dönemi için işgücüne katılım kararı genel olarak Denklem (4.1)'deki gibi ifade edilebilir.

$$p_t = 1(w_t > w_{0t}^*) \quad (4.1)$$

p_t işgücüne katılım durumunu göstermektedir. w_t ücret düzeyini, w_{0t}^* ise rezervasyon ücretini temsil etmektedir. $1(.)$ ise Denklem (4.1)'deki ifade doğru ise 1'e, yanlış ise 0'a eşit olan gösterge fonksiyonudur. Buna göre w_t ücret düzeyi, w_{0t}^* rezervasyon ücretini aştığı noktada birey işgücüne katılmaya karar verir. Panel veri kullanılarak işgücüne katılım kararı modellenirken Denklem (4.1)'den yararlanılarak elde edilen Denklem (4.2) kullanılmaktadır (Hyslop, 1999: 1263).

$$p_{it} = \Pr(y_{it} = 1 | \mathbf{x}_{it}) = 1(\beta' \mathbf{x}_{it} + u_{it} > 0) \quad i = 1, \dots, N ; t = 1, \dots, T \quad (4.2)$$

x_{it} ; bağımlı değişkeni etkileyebilecek gözlemlenen beşeri sermaye, demografik özellikler ve aile yapısı gibi açıklayıcı değişkenlerden oluşan bir vektördür. β ise söz konusu açıklayıcı değişkenlere karşılık gelen parametreleri temsil etmektedir. u_{it} ise hata terimidir.

Bireylerin işgücüne katılım kararında etkili olan etmenlerin belirlenmesi amacıyla tahmin edilecek olan Denklem (4.2)'deki modelde önceki durum gösterge değişkeni $y_{i,t-1}$ 'e yer verilmemiştir. $y_{i,t-1}$ açıklayıcı değişkeni önceki işgücü durumunun şimdiki işgücü durumunun tercih edilme olasılığı üzerindeki etkisini temsil etmektedir. Modele $y_{i,t-1}$ 'in ilave edilmesi durumunda model dinamik yapı kazanmakta ve dinamik panel tercih modeline dönüşmektedir. Modelde geciktirilmiş işgücü durumu değişkeninin yer alması, başlangıç koşulları problemine neden olmaktadır (Lechmann ve Wunder, 2016: 5). Buna ek olarak bir dönem geciktirilmiş $y_{i,t-1}$, zaman boyutunun dört yıl olduğu panel veri setini üç yıla düşürmektedir. Zaman boyutu zaten küçük olan veri setinden bir yıl daha kaybedilmesi istenmemektedir. Ayrıca çalışmada seçilen dönem, 2008 finans krizinin işgücü durumu üzerindeki etkisini kriz öncesi, kriz dönemi ve sonrası süreç açısından yansıtmaktadır. Ancak geciktirme sonrasında 2007 yılı kaybedilmekte ve kriz öncesi dönemde işgücü durumundaki değişim yıl kuklaları ile gözlenememektedir⁹.

Panel veri modelleri arasında seçim yapılırken testler kadar önsel bilgiler de önem arz etmektedir. Çalışmada kullanılan GYKA panel veri seti anakütleden çekilen tesadüfi bireylere ilişkin bilgilerden oluşmaktadır. Bu durum tesadüfi etkiler modellerinin tercih edilmesi konusunda önsel bir bilgi sağlamaktadır. Çalışmanın amacı bireylerin işgücüne katılım kararları hakkında Türkiye geneli için çıkarsamalar yapmaktır. Belirli birimler yerine örneklemin elde edildiği anakütle hakkında genel çıkarsamalar yapmak amaçlanıyorsa tesadüfi etkiler varsayımı altında model tahmininin gerçekleştirilmesi daha uygundur.

Panel veriler genellikle büyük yatay kesit boyutu ve kısa zaman boyutundan oluşmaktadır. Sabit etkiler modeli tercih edildiğinde T sonlu olduğunda

⁹ Dinamik panel tercih modelleri tahmin edilmiş ve statik panel tercih modeli tahmin sonuçları ile karşılaştırıldığında katsayıların işaretlerinde farklılık olmadığı görülmüştür. Bu nedenle hem bir yıl daha kaybetmemek hem de dinamik yapının getirdiği başlangıç koşulu probleminden sakınmak amacıyla statik panel tercih modelleri ile çalışılmıştır.

gözlenemeyen birim etki α_i hakkında bilgi elde etmek için sınırlı sayıda y_{it} gözlemi mevcuttur. Bu durumda Neyman ve Scott (1948) tarafından ortaya atılan rastlantısal parametre problemi ortaya çıkmaktadır.

Sabit etkiler tahmincisi, açıklayıcı değişkenlerin y_{it} üzerindeki etkilerini tahmin ederken, her bir birey için yalnızca x_{it} 'lerin ve y_{it} 'nin zaman içindeki değişimlerinden gelen bilgileri kullanmaktadır (Hill ve diğerleri, 2011: 557). Çalışmada 2,684 kadından 2,509'unun işgücü durumu dört yıl boyunca değişim göstermemektedir. Erkeklerde de 2,319 bireyden 1,900'ünün işgücü durumu dört yıl boyunca değişim göstermemektedir. Rastlantısal parametre problemi ve y_{it} 'nin zaman içindeki değişiminin düşük olması nedeniyle sabit etkiler ile modeller tahmin edilememektedir.

Açıklamalar doğrultusunda birim etkinin tesadüfi olduğu varsayımı altında hata terimi u_{it} 'nin Denklem (4.3)'teki yapıda olduğu varsayılmaktadır.

$$u_{it} = \varepsilon_{it} + \alpha_i \quad (4.3)$$

ε_{it} sıfır ortalamalı ve σ_ε^2 varyanslı hata terimidir. α_i ise sıfır ortalamalı ve σ_α^2 varyanslı normal dağılımlı tesadüfi değişkendir. α_i , gözlenemeyen insan sermayesi ve zevkleri içeren birime özgü yapıyı içermektedir. ε_{it} ise birim etki dışında kalan hata terimini temsil etmektedir (Hyslop, 1999: 1263).

Tesadüfi etkiler panel logit ve probit model tahminleri birbirine oldukça yakın olduğu için aralarındaki tercih araştırmacıya bırakılmaktadır (Frees; 2004, 320). Çalışmada tesadüfi etkiler logit modelinin tahmin edilmesinde Stata paket programı kullanılmaktadır. Kadın ve erkekler için modeller EYO yöntemi ile tahmin edilmektedir. İntegralleri hesaplamak için Gauss kareselleştirme süreci ve doğru tahminler elde edebilmek amacıyla 30 integral noktası kullanılmaktadır (Rabe-Hesketh ve Skrondal, 2012: 523).

Tablo 8: Panel Logit Model Tahmin Sonuçları

	KADIN		ERKEK	
Temel Sınıf: İşgücüne Dahil Olmayan	Katsayı (Standart Hata)	Bahis Oranı	Katsayı (Standart Hata)	Bahis Oranı
<i>Yıl (2007)</i>				
2008	0.1455 (0.1132)	1.1566	0.2938** (0.1355)	1.3415
2009	0.2150* (0.1161)	1.2399	0.6298*** (0.1411)	1.8772
2010	0.1831 (0.1193)	1.2009	0.3284** (0.1414)	1.3888
<i>Medeni Durum (Bekar)</i>				
Evli	-0.8289*** (0.2461)	0.4365	2.7160*** (0.3870)	15.1204
<i>Eğitim Durumu (Bir okul bitirmemiş)</i>				
İlkokul mezunu	0.1007 (0.2375)	1.1060	0.2600 (0.3699)	1.2969
Ortaokul mezunu	0.1927 (0.3249)	1.2126	-0.0073 (0.4005)	0.9928
Lise mezunu	0.6073** (0.3014)	1.8355	0.6590* (0.3986)	1.9328
Üniversite ve üzeri mezunu	3.7929*** (0.4128)	44.3863	1.3399*** (0.4817)	3.8186
İş Tecrübesi	0.3124*** (0.0113)	1.3667	0.1219*** (0.0125)	1.1296
Bireyin Yaşı	0.4700*** (0.0530)	1.6001	0.8389*** (0.0643)	2.3138
Bireyin Yaşının Karesi	-0.0086*** (0.0007)	0.9914	-0.0135*** (0.0008)	0.9866
(Hanenin Geliri - Bireyin Geliri)/1000	-0.0174** (0.0076)	0.9828	-0.0329*** (0.0097)	0.9676
<i>Hanede 5 ve Daha Küçük Yaşta Çocuk Olması (Yok)</i>				
Var	-0.8466*** (0.1617)	0.4289	0.3643* (0.2083)	1.4395
Sabit	-8.2433*** (0.9133)	0.0003	-10.6852*** (1.0968)	0.00002

Tablo 8: Panel Logit Model Tahmin Sonuçları (devamı)

	KADIN	ERKEK
Temel Sınıf: İşgücüne Dahil Olmayan	Katsayı (Standart Hata)	Katsayı (Standart Hata)
$\ln(\sigma_\alpha^2)$	2.5370 (0.0767)	2.5277 (0.0965)
σ_α	3.5556 (0.1364)	3.5390 (0.1708)
ρ	0.7935 (0.0126)	0.7920 (0.0159)
Gözlem Sayısı	10736	9276
Birey Sayısı	2684	2319
Yıl Sayısı	4	4
Log olabilirlik	-3507.4656	-2418.8576
Wald chi2 (13)	848.25***	543.02***
LR chi2(01)	2245.13***	1514.43***

Not: *** %1 düzeyinde, ** %5 düzeyinde, * %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. $\ln(\sigma_\alpha^2)$ birim etkinin varyansının logaritmasını; σ_α birim etkinin standart hatasını ve ρ da birim etkiye ait varyans ögesinin toplam varyans içindeki payını göstermektedir.

Tablo 8'de kadın ve erkekler için bireylerin işgücüne katılım kararının tesadüfi etkiler panel logit model tahmin sonuçlarına yer verilmektedir. Gözlenemeyen birim etkinin toplam varyans içindeki payı (ρ) kadınlar için %79.35, erkekler için %79.20'dir. Bu oranların oldukça yüksek olması verilerde birim etkinin önemli bir paya sahip olduğunu göstermektedir. $\rho = 0$ 'ın testinde kullanılan LR testi her iki modelde de reddedilmektedir. ρ 'nun 0'dan farklı olması havuzlanmış model ile elde edilen tahmincilerin uygun olmadığını, tesadüfi etkilerin tercih edilmesi gerekliliğini desteklemektedir. Wald testi sonuçlarına göre hem kadın hem de erkek modelleri bütüncül olarak anlamlıdır.

Tablo 8'de yer alan bahis oranları verilen açıklayıcı değişken için bireyin işgücüne dahil olma olasılığının, olmama olasılığına oranını göstermektedir. Çalışmanın zaman aralığı 2008 finans krizini içermektedir. 2008'in son çeyreğinde patlak veren Türkiye'de etkileri 2009 yılında yaşanan krizin işgücüne katılım kararı üzerindeki etkisini araştırmak amacıyla modele yıl kuklaları ilave edilmektedir. 2007 kuklası temel sınıf olmak üzere, 2008 kuklası kriz öncesi dönemi temsil etmektedir. 2009 kuklası ise kriz döneminin özelliklerini yansıtmaktadır. Türkiye'de 2010'da

krizin işgücü istatistikleri üzerindeki etkisinin gerilediği düşünüldüğünde, 2010 kuklasının kriz sonrası dönemi temsil etmesi uygundur. Kadınlarda sadece 2009'da işgücüne katılımında anlamlı bir artış görülmektedir.¹⁰ Bu durum ilave işçi etkisinin 2008 krizinden sonra etkili olduğunu düşündürmektedir. Erkeklerde 2008, 2009 ve 2010 yıllarında işgücüne katılım artmaktadır. Hatta en yüksek artış kriz dönemi olan 2009 yılındadır ve işgücüne katılımın bahis oranı 1.88 civarındadır.

Evli olmak kadınlar için işgücüne katılım olasılığını düşürürken, erkeklerinkini arttırmaktadır. Evlilik kadınlara ve erkeklere farklı roller ve görevler yüklemektedir. Toplumsal bakış açısı doğrultusunda kadınların ev işleri, çocuk, hasta ve yaşlı bakımdan sorumlu olması, işgücü dışında kalmasına neden olmaktadır. Hane halkı reisi olarak erkeğin hanenin geçiminden sorumlu olması ise erkeği işgücüne katılmaya teşvik etmektedir. Erkeklerin işgücüne katılımına ilişkin bahis oranının 15.12 çıkması, medeni durumun erkeklerin işgücü durumu üzerinde önemli bir belirleyici olduğunu ortaya koymaktadır (bknz. Tablo 8).

Beşeri sermaye bireylerin işgücüne katılımında önemli bir faktördür. Kadınlar için elde edilen model incelendiğinde özellikle lise ve üniversite mezunu olmanın işgücüne katılımında anlamlı bir etken olduğu ortaya koyulmaktadır. Üniversite mezunu bir kadının, okul bitirmemiş bir kadına göre işgücüne katılmasının bahis oranı 44 kat fazladır. Üniversite mezunu olmak kadının işgücüne katılımında önemli bir belirleyicidir. Erkekler için de lise ve üniversite mezunu olmak işgücüne katılımında pozitif etki yaratmaktadır. Bir diğer beşeri sermaye iş tecrübesi de arttıkça kadın ve erkeğin işgücüne katılımı artmaktadır.

Yaş ile işgücüne katılım olasılığı arasında eğrisel bir ilişki bulunmaktadır. Kadın ve erkeklerde yaş ilerledikçe işgücüne katılım önce artarak artmakta daha sonra ise azalmaktadır. Hanenin toplam gelirinden bireyin geliri çıkarılarak elde edilen birey dışı hane geliri arttıkça bireyin işgücüne katılma olasılığı düşmektedir. Bireyler gelir etkisi ile işgücüne katılmak yerine işgücü dışında kalmayı tercih etmektedir.

Literatürde bakıma muhtaç okul öncesi yaşta çocuk sahibi olmak kadınları işgücü dışına iten önemli etmenlerden biri olarak karşımıza çıkmaktadır. Model sonuçlarına göre yaşadığı hanede beş yaşından küçük çocuk olan kadınların işgücüne

¹⁰ Model katsayılarına ilişkin yorumlar diğer değişkenlerin sabit olduğu varsayımı altında yapılmaktadır. Tekrara düşülmemesi adına, her yorumda söz konusu varsayıma yer verilmemiştir.

katılım olasılıkları azalırken, erkeklerin olasılığı artmaktadır. Becker (1965), karşılaştırmalı üstünlük kuramına göre bireylerin zaman tahsisinin yapılmasını önermektedir. Karşılaştırmalı üstünlük prensibine göre erkekler zamanlarının çoğunu işgücü piyasası işlerine ayırırken, kadınlar hane içi üretim ile zamanlarını harcamaktadır. Buna ek olarak okul öncesi çağda çocuğu olan kadınların rezervasyon ücretleri artmakta ve işgücü dışında kalmaktadır.

4.4.2. Çok Durumlu Panel Tercih Modelleri Tahmin Sonuçları

İki durumlu panel tercih model sonuçları bireylerin işgücüne katılım kararları üzerinde etkili olan etmenler hakkında bilgi vermektedir. Ancak işgücü istihdam ve işsizlerden oluşmaktadır. Çok durumlu panel tercih modellerinde bireylerin işgücüne katılım kararlarını etkileyen etmenleri belirlemek amacıyla kullanılan "işgücü durumu" değişkeni; "1: işgücüne dahil olmayan", "2: istihdamda" ve "3: işsiz" olmak üzere üç durumlu kesikli bir değişkendir. Bu durumda bağımlı değişken $y_{it,j}$; birey i 'nin t yılında j alternatifini (işgücü durumunu) seçmesi durumunu temsil etmektedir.

Üç işgücü durumunun belirleyicilerini elde etmek amacıyla panel MNL modeli uygulanmaktadır. Modelde her zaman periyodunda bireyin, en yüksek faydayı sağlayacağı işgücü durumunu seçeceği varsayılmaktadır. j durumundaki, t zamanındaki, birey i için tesadüfi fayda fonksiyonu aşağıdaki gibi kabul edilmektedir.

$$U_{it,j} = \beta_j' \mathbf{x}_{it} + \alpha_{ij} + \varepsilon_{it,j} \quad i = 1, \dots, N ; t = 1, \dots, T ; j = 1, 2, 3 \quad (4.4)$$

Denklem (4.4)'teki fayda fonksiyonunda yer alan $\mathbf{x}_{it}$, gözlemlenen bireysel özellikler vektörü; β_j , açıklayıcı değişkenlerin paametre vektörüdür. Tesadüfi hata bileşeni α_{ij} , birime özgü gözlenemeyen heterojenliği modellemektedir. α_{ij} 'nin fayda fonksiyonunda yer alması, MNL modeline IIA varsayımının getirdiği kısıtlamayı

gevşetmektedir. $\varepsilon_{it,j}$, bağımsız tip I uç değer dağılımı gösteren hata terimidir (Lechmann ve Wunder, 2016: 4).

Katsayılar tesadüfi etkiler MNL modeli kullanılarak tahmin edilmektedir. Tahminlerin elde edilmesinde LIMDEP paket programından yararlanılmaktadır. Kadın ve erkekler için modeller BEYO yöntemi ile tahmin edilmekte ve integral alma yöntemi olarak MCMC simülasyonu kullanılmaktadır. Tesadüfi etkiler MNL modeli elde edilirken öncelikle başlangıç değerlerini elde etmek için birim etkilerin olmadığı MNL modeli tahmin edilmektedir. Daha sonra söz konusu başlangıç değerleri kullanılarak tesadüfi etkiler MNL modeli tahmin edilmektedir. Her fayda fonksiyonu için ayrı ve bağımsız etkiler varsayımı altında Tablo 9'daki modellere ulaşılmaktadır.

Tablo 9: Panel MNL Model Tahmin Sonuçları

	KADIN				ERKEK			
Temel Sınıf: İşgücüne Dahil Olmayan	İstihdamda		İşsiz		İstihdamda		İşsiz	
Değişkenler	Katsayı (Standart Hata)	Bahis Oranı	Katsayı (Standart Hata)	Bahis Oranı	Katsayı (Standart Hata)	Bahis Oranı	Katsayı (Standart Hata)	Bahis Oranı
<i>Yıl (2007)</i>								
2008	0.1092 (0.1376)	1.1154	0.3675 (0.2523)	1.4441	0.3042* (0.1569)	1.3555	0.2229 (0.1903)	1.2497
2009	0.1162 (0.1186)	1.1233	0.6923*** (0.2372)	1.9984	0.4896*** (0.1511)	1.6316	0.8333*** (0.1818)	2.3010
2010	0.0814 (0.1119)	1.0848	0.6923*** (0.2243)	1.9983	0.2608** (0.1283)	1.2979	0.3500** (0.1681)	1.4191
<i>Medeni Durum (Bekar)</i>								
Evli	-0.5938*** (0.1205)	0.5522	-1.4626*** (0.1754)	0.2316	3.2319*** (0.2160)	25.3277	1.2741*** (0.2113)	3.5754
<i>Eğitim Durumu (Bir okul bitirmemiş)</i>								
İlkokul mezunu	0.0044 (0.1143)	1.0044	0.8282*** (0.2603)	2.2892	0.7404*** (0.1697)	2.0967	0.0672 (0.1735)	1.0695
Ortaokul mezunu	-0.0258 (0.1617)	0.9745	1.1980*** (0.2998)	3.3135	0.6249*** (0.1938)	1.8681	-0.0513 (0.1923)	0.9500
Lise mezunu	0.3647** (0.1494)	1.4401	1.7022*** (0.2966)	5.4858	1.4393*** (0.1948)	4.2178	0.1551 (0.1977)	1.1678
Üniversite ve üzeri mezunu	3.8996*** (0.2028)	49.3847	3.6846*** (0.3283)	39.8300	2.4094*** (0.2410)	11.1271	0.0033 (0.2802)	1.0033
İş Tecrübesi	0.3326*** (0.0066)	1.3946	0.1288*** (0.0136)	1.1375	0.1301*** (0.0072)	1.1389	0.0576*** (0.0097)	1.0593

Tablo 9: Panel MNL Model Tahmin Sonuçları (devamı)

	KADIN				ERKEK			
Temel Sınıf: İşgücüne Dahil Olmayan	İstihdamda		İşsiz		İstihdamda		İşsiz	
Değişkenler	Katsayı (Standart Hata)	Bahis Oranı	Katsayı (Standart Hata)	Bahis Oranı	Katsayı (Standart Hata)	Bahis Oranı	Katsayı (Standart Hata)	Bahis Oranı
Bireyin Yaşı	0.4790*** (0.0255)	1.6145	0.4160*** (0.0519)	1.5158	0.9027*** (0.0354)	2.4663	0.69772*** (0.0365)	2.0092
Bireyin Yaşının Karesi	-0.0089*** (0.0003)	0.9912	-0.0070*** (0.0008)	0.9930	-0.0144*** (0.0005)	0.9857	-0.0108*** (0.0005)	0.9893
(Hanenin Geliri - Bireyin Geliri)/1000	-0.0125** (0.0050)	0.9876	-0.0541*** (0.0126)	0.9473	-0.0406*** (0.0060)	0.9602	-0.0222*** (0.0061)	0.9780
Hanede 5 ve daha Küçük Yaşta Çocuk Olması (Yok)								
Var	-0.9153*** (0.0999)	0.4004	-0.8456*** (0.1901)	0.4293	0.3987*** (0.1227)	1.4899	0.2885** (0.1403)	1.3344
Sabit	-8.7709*** (0.4526)	0.0002	-8.9894*** (0.8430)	0.0001	12.5430*** (0.5900)	0.000004	-10.1188*** (0.6016)	0.00004
$\sigma_{i,j}$	3.9086*** (0.0856)	49.8281	1.7645*** (0.1221)	5.8387	4.0962*** (0.1087)	60.1114	2.1528*** (0.1089)	8.6090
ρ	0.9398		0.7569		0.9438		0.8225	
Gözlem Sayısı	10736				9276			
Birey Sayısı	2684				2319			
Yıl Sayısı	4				4			
Log olabilirlik	-4120.3113				-4005.2086			
AIC Bilgi Kriteri	8300.6				8070.4			

Not: *** %1 düzeyinde, ** %5 düzeyinde, * %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. $\sigma_{i,j}$, j alternatifi için gözlenemeyen tesadüfi birim etkilerin standart hatasıdır. ρ , j alternatifi için birim etkiye ait varyans ögesinin toplam varyans içindeki payını göstermektedir.

Tablo 9'da işgücüne dahil olmayanların temel sınıf olduğu tesadüfi etkiler panel MNL model sonuçları bulunmaktadır. İstihdamda sütunu işgücüne dahil olmayanlara göre istihdamda olmanın belirleyicilerini gösterirken, işsiz sütunu işgücüne dahil olmayanlara göre işsiz olmanın belirleyicilerini göstermektedir. İstihdam ve işsiz alternatifleri için toplam varyans içindeki birim etkiye ait varyansın payını veren ρ 'lar tablodadır. Buna göre kadın modelinde istihdam alternatifinin ρ 'su %94, işsiz alternatifinin %76'dır. Erkek modelinde ise söz konusu oranlar sırası ile %94 ve %82 olarak elde edilmektedir. Söz konusu oranların yüksek olması birim etkiye ait varyans ögesinin toplam varyans içindeki payınının yüksek olduğunu göstermektedir. Bu durum gözlenemeyen birim etkinin, modele ilave edilmesi gerekliliğini vurgulamaktadır.

İki durumlu panel tercih modelleri ile kriz döneminde işgücüne katılımda anlamlı bir artış olduğu ortaya koyulmaktadır (bkz. Tablo 8). Ancak şimdi işgücüne katılımın istihdama mı yoksa işsizliğe mi olduğu sorusu karşımıza çıkmaktadır. Tablo 9'daki MNL modeline göre kadınların 2007'ye göre istihdamda olmalarında anlamlı bir değişim yoktur. Fakat işsiz olma olasılıkları üzerinde 2009 ve 2010'da anlamlı ve pozitif bir etki olduğu görülmektedir. Kriz ve sonrasında işgücüne dahil olmayan kadınlar, işgücüne katılmaktadır, ancak istihdama geçişlerinde anlamlı bir etki yoktur. Ne yazık ki kadınlar ekonomik kriz nedeniyle iş bulamamış ve işsiz konumunda iş aramıştır. Erkeklerde 2007'ye göre her dönemde hem istihdamda hem de işsizlikte anlamlı bir artış görülmektedir. 2009 ve 2010'da işsiz olma olasılıkları daha yüksektir. Tablo 9'da görüldüğü üzere erkeklerin 2009'da istihdamda olma ihtimali 1.6 kat, işsiz olma ihtimali 2.3 kat fazladır.

İşgücüne katılımda medeni durumun oldukça önemli bir etmen olduğu iki durumlu modellerde görülmektedir (bkz. Tablo 8). Evli kadınların işgücü dışına göre istihdamda ya da işsiz olma olasılıkları daha düşüktür. Ayrıca işgücüne katılmaya karar veren evli bir kadının işsiz olma olasılığı görece daha yüksektir. Kadınların aksine evli erkeklerin istihdamda ve işsiz olma olasılıkları, bekar erkeklere göre daha yüksektir. Evli bir erkeğin işsiz olma olasılığı 3.6 kat daha fazla iken, istihdamda olma olasılığı 25 kat yüksektir.

Eğitim ve iş tecrübesi beşeri sermayeyi oluşturan iki önemli unsurdur. Eğitim durumuna göre elde edilen sonuçlar kadın ve erkekler için farklıdır. Kadınlar

için eğitim düzeyi arttıkça işsiz olma olasılığı da artmaktadır. İlkokul mezunu bir kadının, işsiz olma ihtimali 2 kat, üniversite mezununun 40 kat kadar fazladır. İstihdamda olma durumları incelendiğinde lise ve üniversite mezunları için anlamlı sonuçlar elde edilmektedir. Lise mezunu bir kadının, istihdamda olma olasılığı 1.44 kat fazla iken, üniversite mezununun istihdamda olma olasılığı 49 kat fazladır. Erkeklerin eğitim düzeyinin işsiz olmasında anlamlı bir etkisi yoktur. Eğitim düzeyi artan erkeğin istihdamda olma olasılığı da artmaktadır; üniversite mezunu bir erkeğin istihdamda olma ihtimali 11 kat fazladır. İş tecrübesindeki artış hem kadın hem de erkeklerin istihdamda ya da işsiz olma olasılıklarını arttırırken, istihdamda olma ihtimalleri görece olarak daha yüksektir.

Bireyin yaşı ile istihdamda ya da işsiz olma durumu arasında eğrisel bir ilişki olduğu görülmektedir. Bireylerin istihdamda ya da işsiz olma ihtimalleri yaş ilerledikçe önce artış gösterirken, daha sonra emeklilik ve yaşlılık etkisiyle azalmaktadır.

Hanede bireyin elde ettiği gelir dışında, hane gelirinde artış olması bireylerin işgücüne katılımını olumsuz etkilemektedir. Hanedeki gelirin artması kadın ve erkeklerin istihdamda ya da işsiz olma olasılıklarını düşürmektedir. Kadın ve erkeklerin katsayıları karşılaştırıldığında gelir etkisinin cinsiyete göre farklılaşmadığı görülmektedir.

Hanede beş yaşından küçük çocuk olması kadınların istihdama ya da işsizliğe katılımı üzerinde negatif etki yaparken, erkeklerde pozitif etki yaratmaktadır. Küçük çocuk sahibi bireylerin istihdamda ve işsiz olma olasılıkları karşılaştırıldığında katsayıların birbirine oldukça yakın olduğu görülmektedir.

4.4.3. Geçiş Modelleri Tahmin Sonuçları

Nitel bağımlı değişkenli panel analizlerde bağımlı değişkenin zaman içinde gösterdiği değişimi izlemenin ve heterojenliği göz önünde bulundurarak analizleri gerçekleştirmenin bir diğer yolu Geçiş (Markov) Modelleridir. Panel MNL modelleri ile kadın ve erkeklerin işgücü dışı durumuna göre istihdam ve işsizliği tercih etme olasılıkları üzerinde etkili olan etmenler belirlenmektedir. Geçen zaman içinde "istihdam", "işsiz" ve "işgücü dışı" durumları arasındaki geçişler ve bu geçişler

üzerinde etkili olan etmenlerin belirlenmesi çalışmanın bir diğer araştırma konusunu oluşturmaktadır.

İşgücü piyasası durumları arasında sonsuz kabul edilebilecek düzeyde geçiş söz konusudur. İşgücü piyasası durumlarında yer alanların sayısı her zaman değişmektedir ve söz konusu durumlar arasındaki geçişler oldukça büyüktür. İşgücü piyasasında; istihdam, işsiz ve işgücü dışı olmak üzere üç durum bulunmaktadır. Üçüncü bölümde belirtildiği üzere işgücü piyasası durumları arasında dört temel akım bulunmaktadır (Ehrenberg ve Smith, 2012: 28): İstihdamdan işsize, işsizden istihdama, işgücüne dahil olandan işgücü dahil olmayana ve işgücüne dahil olmayandan işgücüne dahil durumuna.

Dört temel geçiş ek olarak, işgücüne dahil olanların istihdam ve işsiz ayrımı da dikkate alınarak altı geçiş ile geçiş matrisleri ve modelleri incelenmektedir. Bu altı geçiş şu şekildedir: İstihdamdan işsize, istihdamdan işgücüne dahil olmayana, işsizden istihdama, işsizden işgücüne dahil olmayana, işgücüne dahil olmayandan istihdama ve işgücüne dahil olmayandan işsiz durumuna.

Çalışmanın bu kısmında işgücü durumları arasında zaman içindeki altı geçişin tesadüfi olarak gerçekleştiği varsayılarak, "istihdam", "işsiz" ve "işgücü dışı" durumları arasındaki hareketlerin olasılıkları Markov geçiş matrisleri ile elde edilmekte ve geçiş eğilimlerinin belirleyicileri MNL modelleri ile tahminlenmekte ve yorumlanmaktadır.

4.4.3.1. Geçiş Matrisleri

Çalışmanın 2007-2010 dönemini içermesi nedeniyle bu bölümde 2007'den 2008'e, 2008'den 2009'a ve 2009'dan 2010'a yıllık geçiş matrisleri cinsiyet bazında incelenmektedir. İki ve çok durumlu model sonuçları kadınlar için eğitim düzeyinin, erkekler için medeni durumun işgücü durumu kararlarında etkili etmenler olduğunu göstermektedir. Bu doğrultuda Tablo 11 ve 12'de medeni durum ve eğitim düzeyi ayrımı dikkate alınarak geçiş matrisleri sunulmaktadır. Yaşanan 2008 krizi sürecinin, öncesi ve sonrasının zaman boyutunda yer alması krizin işgücü durumları arasındaki hareketliliğe etkisini göstermektedir. Türkiye'de krizin etkileri 2009 yılında yoğun olarak yaşandığı için 2007'den 2008'e geçiş kriz öncesi dönemi temsil etmektedir.

2008'den 2009'a geçişlerde yaşanan değişimler ise krizin etkilerini ortaya koymaktadır. 2010'da Türkiye'nin işgücü istatistiklerinde görülen iyileşme nedeniyle 2009'dan 2010'a geçiş de kriz sonrası süreç hakkında bilgi vermektedir.

Tablo 10: Cinsiyete Göre Geçiş Matrisleri (%)

	KADIN			ERKEK		
2007→2008	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	87.75	0.74	11.52	93.00	3.79	3.21
İşsiz	32.43	21.62	45.95	57.39	21.74	20.87
İşgücü Dışı	8.14	2.02	89.84	17.97	4.98	77.06
2008→2009	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	85.97	2.05	11.97	91.24	5.37	3.39
İşsiz	35.29	23.53	41.18	49.12	34.21	16.67
İşgücü Dışı	7.06	2.16	90.77	16.74	7.34	75.92
2009→2010	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	86.61	2.34	11.05	91.85	3.84	4.30
İşsiz	27.94	30.88	41.18	50.00	22.89	27.11
İşgücü Dışı	5.29	1.57	93.14	9.76	5.37	84.88

Tablo 10'da kadın ve erkeklerin 2007'den 2008'e, 2008'den 2009'a ve 2009'dan 2010'a işgücü durumları arasındaki hareketliliğini gösteren geçiş matrisleri yer almaktadır. Satırlar t dönemini, sütunlar t+1 dönemini göstermektedir ve kesişim noktaları t döneminden t+1 dönemine geçiş olasılığını vermektedir. Genel olarak bakıldığında hem kadınlar hem de erkekler için istihdam ve işgücü dışı durumlarından hareketlerin düşük olduğu ve sürekliliğin söz konusu olduğu görülmektedir. İşsiz durumundan geçiş olasılıkları ise yüksektir

Kriz öncesinde %87.75 olan kadın istihdam sürekliliği, kriz döneminde 1.78 puan düşerek %85.97'ye gerilemekte, sonrasında %86.61'e çıkmaktadır. Erkeklerde ise istihdam sürekliliği kriz öncesinde %93 iken kriz döneminde %91.24'e düşmekte, sonrasında küçük bir artışla %91.85'e çıkmaktadır. İstihdamdan diğer durumlara geçişler incelendiğinde; kriz döneminde istihdamdan işsizliğe geçişin kadınlarda %2.05'e, erkeklerde %5.37'ye çıktığı görülmektedir. Kadın ve erkeklerin istihdamdan işsizliğe geçişlerindeki artışların, krizin etkisiyle işten çıkarmalardan kaynaklandığı düşünülmektedir.

Kadınların işsiz durumunun sürekliliği geçen zaman içinde, %21.62'den %30.88'e çıkmaktadır. Böylece iş arayan kadınların diğer durumlara geçme oranı düşmektedir. Erkeklerde ise kriz öncesi dönemde işsizliğin sürekliliği %21.74 iken, kriz döneminde %34'e çıkarak önemli bir artış göstermektedir. Kriz sonrası dönemde ise kadınlardan farklı olarak işsizliğin sürekliliği %22.89'a düşmektedir. Kadın ve erkeklerin işsiz durumundan işgücü dışına geçişleri kriz döneminde, öncesine görece azalmaktadır. Bu durum 2008 krizinde Türkiye'de gücenmiş işçi etkisinin geçerli olmadığını göstermektedir.

Tablo 10'a göre kadınların 2007-2008 geçişinde işgücü dışı durumunun sürekliliği %89.84 iken, bu oran artış göstererek 2008-2009 geçişinde %90.77'ye ve 2009-2010 geçişinde %93.14'e kadar çıkmaktadır. Erkeklerde işgücü dışı durumunun sürekliliği kriz öncesinde %77.06 iken kriz döneminde %75.92'ye düşmekte, kriz sonrasında ise %84.88 ile en yüksek düzeyine ulaşmaktadır.

Tablo 11: Cinsiyet ve Medeni Duruma Göre Geçiş Matrisleri (%)

	EVLİ KADIN			EVLİ ERKEK		
2007→2008	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	86.75	0.65	12.60	94.26	2.87	2.87
İşsiz	23.08	7.69	69.23	59.72	26.39	13.89
İşgücü Dışı	7.00	1.28	91.72	16.14	3.15	80.71
2008→2009	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	87.46	0.79	11.75	92.77	3.91	3.32
İşsiz	26.09	17.39	56.52	45.71	32.86	21.43
İşgücü Dışı	6.89	1.17	91.94	15.89	5.81	78.29
2009→2010	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	88.27	1.23	10.49	93.36	2.88	3.76
İşsiz	24.00	16.00	60.00	57.14	17.35	25.51
İşgücü Dışı	5.32	0.97	93.71	8.21	3.36	88.43
	BEKAR KADIN			BEKAR ERKEK		
2007→2008	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	90.53	1.05	8.42	84.16	10.41	5.43
İşsiz	39.13	26.09	34.78	53.49	13.95	32.56
İşgücü Dışı	11.72	4.55	83.73	19.51	7.32	73.17
2008→2009	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	82.98	5.53	11.49	80.34	15.38	4.27
İşsiz	42.86	28.57	28.57	54.55	36.36	9.09
İşgücü Dışı	7.85	5.76	86.39	18.39	8.05	73.56
2009→2010	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	82.30	5.35	12.35	82.72	9.47	7.82
İşsiz	30.23	39.53	30.23	37.50	31.25	31.25
İşgücü Dışı	5.36	3.75	90.88	12.14	9.29	78.57

Cinsiyet ve medeni duruma göre yıllar arasındaki geçişler Tablo 11'de yer almaktadır. İstihdamın sürekliliği incelendiğinde, tüm geçiş dönemlerinde evli erkeklerin istihdam sürekliliğinin %92'nin üzerinde seyrettiği görülmektedir. Evli kadınların istihdam sürekliliği kriz öncesinde %86.75 iken kriz döneminde %87.46'ya çıkmaktadır. Kriz döneminde, evli kadınlar dışında, istihdamın sürekliliğinde azalma yaşanmaktadır. Bu durum krizden en az istihdamdaki evli kadınların etkilendiğini düşündürmektedir. Bekar erkeklerin, diğerlerine göre istihdamdan işsizliğe geçiş olasılıkları yüksektir ve kriz döneminde söz konusu oran %15.38'e yükselmektedir. Bu sonuç doğrultusunda, medeni durum ve cinsiyet ayrımı dikkate alındığında, istihdamdaki bireyler içinde krizden en fazla bekar erkeklerin etkilendiği düşünülmektedir.

İşsizliğin hareketliliği hem evliler hem de bekarlar için yüksektir. Kriz döneminde tüm gruplarda, kriz öncesine görece işsizlik sürekliliği artmaktadır. Evli kadınların işsizlik sürekliliği tüm dönemlerde en düşük düzeydedir. Bunun nedeni evli kadınların işsizlikten işgücü dışına geçişlerinin %55'in üzerinde olmasıdır. Karşılaştırılmalı üstünlük kuramı doğrultusunda, evlilik ve çocuk sahibi olmak işsiz kadınların işgücü dışına çıkmalarını kolaylaştırmaktadır.

Evli kadınların (evli erkeklerin) işgücü dışı sürekliliği, bekar kadınlardan (bekar erkeklerden) daha yüksek seyretmektedir. Kriz döneminde, öncesine göre sadece evli erkeklerin işgücü dışı sürekliliğinde düşüş görülmektedir.

Tablo 12: Cinsiyet ve Eğitim Durumuna Göre Geçiş Matrisleri (%)

	BİR OKUL BİTİRMEMİŞ KADIN			BİR OKUL BİTİRMEMİŞ ERKEK		
2007→2008	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	88.83	0.00	11.17	79.05	12.38	8.57
İşsiz	50.00	50.00	0.00	71.43	21.43	7.14
İşgücü Dışı	8.41	0.98	90.61	16.33	2.04	81.63
2008→2009	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	86.09	0.43	13.48	85.00	9.00	6.00
İşsiz	16.67	16.67	66.67	52.94	17.65	29.41
İşgücü Dışı	5.76	0.21	94.03	16.33	4.08	79.59
2009→2010	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	83.48	0.00	16.52	87.13	6.93	5.94
İşsiz	33.33	33.33	33.33	33.33	58.33	8.33
İşgücü Dışı	3.23	0.81	95.96	2.00	0.00	98.00
	İLKOKUL MEZUNU KADIN			İLKOKUL MEZUNU ERKEK		
2007→2008	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	83.62	1.15	15.23	92.40	4.34	3.26
İşsiz	37.50	25.00	37.50	59.62	19.23	21.15
İşgücü Dışı	6.50	0.89	92.61	21.52	5.06	73.42
2008→2009	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	86.67	1.74	11.59	90.57	5.73	3.70
İşsiz	30.77	23.08	46.15	50.00	33.33	16.67
İşgücü Dışı	7.15	1.15	91.70	17.95	8.97	73.08
2009→2010	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	88.61	2.50	8.89	92.28	3.43	4.29
İşsiz	22.22	38.89	38.89	54.43	15.19	30.38
İşgücü Dışı	5.10	1.31	93.59	9.03	5.16	85.81

Tablo 12: Cinsiyet ve Eğitim Durumuna Göre Geçiş Matrisleri (%) (devamı)

	ORTAOKUL MEZUNU KADIN			ORTAOKUL MEZUNU ERKEK		
2007→2008	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	91.07	0.00	8.93	93.81	3.54	2.65
İşsiz	33.33	33.33	33.33	45.00	30.00	25.00
İşgücü Dışı	10.85	4.25	84.91	15.18	4.46	80.36
2008→2009	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	73.97	6.85	19.18	89.21	7.05	3.73
İşsiz	70.00	10.00	20.00	45.00	40.00	15.00
İşgücü Dışı	8.52	5.11	86.36	16.67	7.78	75.56
2009→2010	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	80.00	4.00	16.00	90.34	6.30	3.36
İşsiz	25.00	25.00	50.00	51.52	21.21	27.27
İşgücü Dışı	9.33	1.33	89.33	14.06	9.38	76.56
	LİSE MEZUNU KADIN			LİSE MEZUNU ERKEK		
2007→2008	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	89.58	1.04	9.38	96.12	2.49	1.39
İşsiz	25.00	12.50	62.50	63.16	21.05	15.79
İşgücü Dışı	7.17	3.80	89.03	15.22	4.35	80.43
2008→2009	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	83.33	3.70	12.96	92.82	4.79	2.39
İşsiz	27.27	9.09	63.64	52.63	42.11	5.26
İşgücü Dışı	5.79	6.61	87.60	8.05	6.90	85.06
2009→2010	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	83.64	5.45	10.91	92.41	3.25	4.34
İşsiz	28.57	28.57	42.86	43.75	28.13	28.13
İşgücü Dışı	5.42	2.50	92.08	9.09	5.68	85.23
	ÜNİVERSİTE VE ÜZERİ MEZUNU KADIN			ÜNİVERSİTE VE ÜZERİ MEZUNU ERKEK		
2007→2008	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	97.06	0.98	1.96	97.35	0.00	2.65
İşsiz	28.57	28.57	42.86	40.00	20.00	40.00
İşgücü Dışı	16.28	6.98	76.74	13.79	6.90	79.31
2008→2009	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	95.58	1.77	2.65	95.83	1.56	2.60
İşsiz	20.00	60.00	20.00	0.00	66.67	33.33
İşgücü Dışı	7.50	2.50	90.00	27.27	0.00	72.73
2009→2010	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı	İstihdam	İşsiz	İşgücü Dışı
İstihdam	94.07	2.54	3.39	95.07	2.46	2.46
İşsiz	40.00	30.00	30.00	33.33	50.00	16.67
İşgücü Dışı	13.64	4.55	81.82	6.45	3.23	90.32

Tablo 12'de eğitim durumları ve cinsiyete göre geçiş matrisleri yer almaktadır. Tüm geçiş dönemlerinde üniversite ve üzeri eğitim durumuna sahip hem kadın hem de erkeklerde istihdamın sürekliliği en yüksektir. Ortaokul mezunu kadınların kriz öncesi dönemde istihdam sürekliliği %91.07 iken kriz döneminde

%73.97'ye gerileyerek krizde en fazla düşüşün yaşandığı sınıf olmuştur. İstihdamdaki bir kadının işgücü dışına geçme ihtimali işsizliğe geçmesinden daha yüksektir. Ancak üniversite mezunu kadınlarda istihdamdan işgücü dışına geçme olasılığı tüm dönemlerde %3.5'in altında seyretmektedir.

Kriz öncesi döneme göre kriz döneminde işsizliğin sürekliliğinde, lise ve daha düşük eğitim düzeyine sahip kadınlarda azalış yaşanmaktadır. Erkeklerde ise sadece okul bitirmemiş bireylerin işsizlik sürekliliğinde düşüş görülmektedir. Üniversite mezunu kadınların kriz döneminde işsizlik sürekliliği %60, erkeklerin %66.67 ile oldukça yüksek seviyelere çıkmaktadır.

İşgücü dışının sürekliliği incelendiğinde, üniversite mezunları dışında, tüm eğitim düzeylerinde kadınların sürekliliğinin erkeklerden yüksek olduğu tespit edilmektedir. Kriz öncesi dönemde üniversite mezunu kadınların işgücü dışı sürekliliği %76.74, erkeklerin %79.31'dir. Kriz sonrasında ise kadınların işgücü dışı sürekliliği %81.82, erkeklerin %90.32'dir. Ancak kriz döneminde kadınların işgücü dışı sürekliliği önemli bir artışla %90'a çıkmaktadır. Kriz döneminde erkeklerin sürekliliği %72.73 olarak gerçekleşmektedir.

4.4.3.2. Geçiş Modelleri

"İstihdam", "işsiz" ve "işgücü dışı" durumları arasındaki geçişlerin belirleyicilerini incelemek amacıyla MNL modelleri ile analizler gerçekleştirilmektedir. 2007'den 2008'e, 2008'den 2009'a ve 2009'dan 2010'a geçişlere ilişkin veri setleri havuzlanarak her üç durumdan diğer durumlara geçişler için üç farklı MNL modeli tahmin edilmektedir. Modellerde medeni durum, eğitim durumu, iş tecrübesi, yaş, birey dışı hane geliri, hanede okul çağı öncesi yaşta çocuk olması ve geçiş dönemi kuklaları açıklayıcı değişken olarak kullanılmaktadır. Analizlerde kullanılan açıklayıcı değişkenlere ilişkin değerler geçiş gerçekleşmeden önceki döneme aittir. "İstihdam", "işsiz" ve "işgücü dışı" durumlarından geçişleri modellemek amacıyla oluşturulan havuzlanmış veri setlerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Ek 1-3'te yer almaktadır.

Tablo 13: İstihdam Durumundan Geçişler İçin MNL Modelleri

	KADIN		ERKEK	
Temel Sınıf: İstihdam→İstihdam	İstihdam→ İşsiz	İstihdam→ İşgücü Dışı	İstihdam→ İşsiz	İstihdam→ İşgücü Dışı
Değişkenler	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı
<i>Geçiş Kuklası (2007'den 2008'e geçiş)</i>				
2008'den 2009'a geçiş	0.9926** (0.4788) 2.6982	0.0344 (0.1547) 1.0350	0.3974** (0.1675) 1.4879	0.0331 (0.1939) 1.0336
2009'dan 2010'a geçiş	1.1318** (0.4702) 3.1013	-0.0559 (0.1567) 0.9456	0.0845 (0.1805) 1.0881	0.2070 (0.1859) 1.2300
<i>Medeni Durum (Bekar)</i>				
Evli	-1.1920*** (0.3929) 0.3036	0.1227 (0.1880) 1.1306	-1.1076*** (0.2307) 0.3303	-0.8153*** (0.2908) 0.4425
<i>Eğitim Durumu (Bir okul bitirmemiş)</i>				
İlkokul mezunu	2.1333** (1.0437) 8.4425	-0.1110 (0.1620) 0.8950	-0.7116*** (0.2364) 0.4908	-0.1137 (0.2609) 0.8925
Ortaokul mezunu	2.2337** (1.0950) 9.3341	-0.0252 (0.2510) 0.9751	-1.0559*** (0.2706) 0.3479	-0.2103 (0.3298) 0.8103
Lise mezunu	2.0694* (1.0824) 7.9198	-0.3049 (0.2402) 0.7372	-1.4663*** (0.2731) 0.2308	-0.2263 (0.3108) 0.7975
Üniversite ve üzeri mezunu	1.4574 (1.1188) 4.2950	-1.7073*** (0.3737) 0.1814	-2.4187*** (0.4271) 0.0890	-0.5467 (0.3718) 0.5789
İş Tecrübesi	-0.0716*** (0.0251) 0.9309	-0.0542*** (0.0080) 0.9473	-0.0647*** (0.0131) 0.9373	-0.0104 (0.0139) 0.9897
Bireyin Yaşı	0.1044 (0.1136) 1.1100	-0.1051*** (0.0384) 0.9002	0.0463 (0.0465) 1.0474	-0.2300*** (0.0479) 0.7945
Bireyin Yaşının Karesi	-0.0012 (0.0016) 0.9988	0.0018*** (0.0005) 1.0018	-0.0002 (0.0006) 0.9998	0.0037*** (0.0005) 1.0037
(Hanenin Geliri - Bireyin Geliri)/1000	-0.0204 (0.0212) 0.9798	-0.0167* (0.0089) 0.9834	0.0053 (0.0088) 1.0053	0.0187** (0.0075) 1.0189

Tablo 13: İstihdam Durumundan Geçişler İçin MNL Modelleri (devamı)

	KADIN		ERKEK	
Temel Sınıf: İstihdam→İstihdam	İstihdam→ İşsiz	İstihdam→ İşgücü Dışı	İstihdam→ İşsiz	İstihdam→ İşgücü Dışı
Değişkenler	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı
<i>Hanede 5 ve Daha Küçük Yaşta Çocuk Olması (Yok)</i>				
Var	-0.5209 (0.4398) 0.5940	0.1170 (0.1478) 1.1241	-0.1497 (0.1661) 0.8610	-0.3449* (0.1909) 0.7083
Sabit	-6.8228*** (2.0739) 0.0011	0.1957 (0.6856) 1.1261	-1.7495** (0.7909) 0.1739	0.4737 (0.8738) 1.6059
Hausman testi	Chi2: 0.049 Karar: H ₀ red	Chi2: -1.008 Karar: ---	Chi2: -20.995 Karar: ---	Chi2: -0.078 Karar: ---
Small-Hsiao testi	Chi2: 17.066 Karar: H ₀ kabul	Chi2: 12.925 Karar: H ₀ kabul	Chi2: 12.671 Karar: H ₀ kabul	Chi2: 6.430 Karar: H ₀ kabul
	Gözlem Sayısı: 2589 LR Chi2 (24): 163.18*** Pseudo R ² : 0.0712		Gözlem Sayısı: 5254 LR Chi2 (24): 322.79*** Pseudo R ² : 0.0922	

Not: *** %1 düzeyinde, ** %5 düzeyinde, * %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 13'te t döneminde istihdamda olanların, $t+1$ dönemindeki işgücü durumunu etkileyen etmenler MNL modelleri ile incelenmektedir. Model tahminleri iki durumlu ve çok durumlu modellerde (bknz. Tablo 8-9) olduğu gibi cinsiyet ayrımı dikkate alınarak yapılmaktadır. MNL modelinin önemli bir kısıtlaması olan IIA varsayımını test etmek amacıyla Hausman ve McFadden (1984) tarafından geliştirilen Hausman-tipi IIA testi kullanılmaktadır. Temel hipotezi, IIA varsayımının geçerli olduğu şeklinde kurulan test, χ^2 değerinin negatif çıktığı durumlarda asimptotik varsayımların sağlanmaması sonucu karar verememektedir. Bu durumda kullanılabilecek alternatif bir test Small ve Hsiao (1985) IIA testidir (Long ve Freese, 2001: 189). Modellerde, istihdamdan işgücü dışına geçiş durumu için Hausman testinin χ^2 değeri negatif çıktığı için Small-Hsiao testine başvurulmaktadır. Her iki modelin test sonuçlarına göre IIA varsayımı sağlanmaktadır. Her iki modelin LR testi sonuçları, modellerin bütüncül olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

2008'den 2009'a ve 2009'dan 2010'a geiř kuklaları kadınların istihdam durumundan iřsiz durumuna geiřlerinde pozitif ve anlamlı sonuçlar vermektedir. Kriz ncesi dneme gre kadınların kriz dneminde istihdamdan iřsiz durumuna geme ihtimali 2.7 kat artarken, kriz sonrası dnemde 3 kat artmaktadır. Kriz ve sonrası dnemde istihdamdan iřsizlięe geme olasılıęındaki artıř Tablo 10'da verilen geiř matrislerinde de grlmektedir. 2008'de istihdamda olan bir erkeęin 2009'da iřsiz olma olasılıęı 1.4 kat artmaktadır. Erkeklerin kriz dneminde iřten ıkarılma (veya ayrılma) olasılıęı artarken, kadınlarda bu olasılıęın kriz sonrası dnemde de devam ettięi grlmektedir.

Evli bir kadının istihdamdayken iřsiz olma olasılıęı, istihdamda kalma olasılıęından daha dřktr. İstihdamdaki kadınların iřgc dıřına geiři zerinde medeni durumun anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Evli erkeklerin, istihdamdan iřsiz ya da iřgc dıřı durumuna geme ihtimalleri daha dřktr.

Erkekler iin eęitim dzeyinin artması; istihdamdan iřsiz durumuna geme olasılıęını azaltırken, iřgc dıřına geiřlerde anlamlı bir etkisi yoktur. Kadınların eęitim sonuçları ise erkeklerden farklıdır. Bir okuldan mezun olmamıř istihdamdaki kadınlara gre eęitlimlilerin iřsiz durumuna geme ihtimalleri daha yksektir. niversite mezunu kadınlar iin istihdamdan iřsiz durumuna geiřte anlamlı sonuç bulunamazken, niversite mezunu olmak iřgc dıřına geiřlerde negatif etki yaratmaktadır. Kadınlar iin niversite mezunu olmanın iřgcne katılım zerinde etkili olduęu bu sonuçlar ile de desteklenmektedir. İř tecrbesi istihdamdaki bireylerin dięer durumlara geme olasılıklarını azaltmaktadır. Cinsiyet ayrımı gzetmeksizin alıřan bireylerin iř hayatında geirdikleri sre, edindikleri tecrbe arttıka istihdamda kalma olasılıkları da artmaktadır.

Tablo 13'e gre yař ve yařın karesi iin elde edilen tahminler; istihdamdaki bireylerin, iřsizlięe geiřlerinde yařın anlamlı bir etkisi olmadıęını gstermektedir. Fakat istihdamdan iřgc dıřına geiřte, yař arttıka geiř olasılıęı nce azalmakta, daha sonra artmaktadır. Bireyler yařları ve dolayısıyla elde ettikleri tecrbe arttıka istihdamdan iřgc dıřına gemeyi tercih etmemektedir. Ancak emeklilik yařının gelmesi ile birlikte bireylerin, yařları arttıka iřgc dıřına geme olasılıkları da artmaktadır.

Hanenin toplam gelirinden, bireyin geliri çıkarılarak elde edilen birey dışı hane geliri incelendiğinde, istihdamdan işsizliğe geçişte anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Ancak birey dışı hane gelirinin artması; istihdamdan işgücü dışına geçişte kadınlarda negatif (0.98), erkeklerde ise pozitif (1.02) etki yaratmaktadır. Bu duruma göre kadınlarda ikame etkisi, erkekler de ise gelir etkisi baskındır.

Hanede beş yaşından küçük çocuk olması istihdamdaki kadınların diğer durumlara geçişlerinde anlamlı bir etki yaratmamaktadır. Halihazırda yaşadığı hanede küçük çocuk olan ve çalışan bir kadının, çocuk bakımı sorunu yoktur. Hanede beş yaşından küçük çocuk olması erkeklerin istihdamdan işgücü dışına geçme olasılığını azaltmaktadır.

Tablo 14: İşsiz Durumundan Geçişler İçin MNL Modelleri

	KADIN		ERKEK	
Temel Sınıf: İşsiz→İşsiz	İşsiz→ İstihdam	İşsiz→ İşgücü Dışı	İşsiz→ İstihdam	İşsiz→ İşgücü Dışı
Değişkenler	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı
<i>Geçiş Kuklası (2007'den 2008'e geçiş)</i>				
2008'den 2009'a geçiş	0.0402 (0.6325) 1.0410	-0.1677 (0.6285) 0.8456	-0.6055* (0.3207) 0.5458	-0.7346* (0.4171) 0.4797
2009'dan 2010'a geçiş	-0.6594 (0.5906) (0.5172)	-0.3374 (0.5712) 0.7136	-0.1578 (0.3136) 0.8541	0.1227 (0.3796) 1.1305
<i>Medeni Durum (Bekar)</i>				
Evli	0.2057 (0.5948) (1.2284)	1.4210** (0.5717) 4.1411	-0.0046 (0.4154) 0.9954	-0.7953 (0.5102) 0.4515
<i>Eğitim Durumu (Bir okul bitirmemiş)</i>				
İlkokul mezunu	0.4761 (1.0355) 1.6098	0.2118 (0.9817) 1.2360	0.2963 (0.4090) 1.3449	0.9070 (0.5688) 2.4769
Ortaokul mezunu	1.3192 (1.1328) 3.7405	0.2602 (1.0816) 1.2972	-0.1161 (0.4582) 0.8904	0.5928 (0.6180) 1.8090
Lise mezunu	0.8357 (1.1322) 2.3064	0.8482 (1.0648) 2.3355	-0.0396 (0.4654) 0.9612	0.3112 (0.6457) 1.3651
Üniversite ve üzeri mezunu	-0.0162 (1.2132) 0.9840	-0.4580 (1.1615) 0.6326	-1.0080 (0.7732) 0.3650	0.2826 (0.9098) 1.3266

Tablo 14: İşsiz Durumundan Geçişler İçin MNL Modelleri (devamı)

	KADIN		ERKEK	
Temel Sınıf: İşsiz→İşsiz	İşsiz→ İstihdam	İşsiz→ İşgücü Dışı	İşsiz→ İstihdam	İşsiz→ İşgücü Dışı
Değişkenler	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı
İş Tecrübesi	-0.0245 (0.0481) 0.9758	-0.0326 (0.0503) 0.9679	-0.0196 (0.0259) 0.9806	-0.0034 (0.0296) 0.9966
Bireyin Yaşı	-0.1238 (0.1633) 0.8836	-0.1112 (0.1764) 0.8947	0.0669 (0.0817) 1.0692	-0.1559* (0.0941) 0.8557
Bireyin Yaşının Karesi	0.0024 (0.0024) 1.0024	0.0015 (0.0027) 1.0015	-0.0008 (0.0011) 0.9992	0.0028** (0.0012) 1.0028
(Hanenin Geliri - Bireyin Geliri)/1000	0.0651 (0.0420) 1.0673	0.0492 (0.0426) 1.0504	-0.0274 (0.0198) 0.9730	0.0152 (0.0138) 1.0153
<i>Hanede 5 ve Daha Küçük Yaşta Çocuk Olması (Yok)</i>				
Var	0.5712 (0.7443) 1.7704	1.0699 (0.7098) 2.9151	0.3203 (0.3060) 1.3775	0.0538 (0.3980) 1.0553
Sabit	0.5933 (2.6405) 1.8100	1.1514 (2.7521) 3.1626	-0.0328 (1.3975) 0.9677	1.2123 (1.6196) 3.3615
Hausman testi	Chi2: -0.706 Karar: H ₀ kabul	Chi2: -0.534 Karar: ---	Chi2: -3.246 Karar: ---	Chi2: 1.184 Karar: ---
Small-Hsiao testi	Chi2: 13.809 Karar: H ₀ kabul	Chi2: 15.492 Karar: H ₀ kabul	Chi2: 17.073 Karar: H ₀ kabul	Chi2: 13.800 Karar: H ₀ kabul
	Gözlem Sayısı: 156 LR Chi2 (24): 34.37* Pseudo R ² : 0.1021		Gözlem Sayısı: 395 LR Chi2 (22): 67.68*** Pseudo R ² : 0.0836	

Not: *** %1 düzeyinde, ** %5 düzeyinde, * %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 14'te işsiz durumundan diğer duruma geçişlerin MNL modellerine ilişkin tahmin sonuçlarına yer verilmektedir. IIA varsayımı test sonuçları, modellerin varsayımı sağladığını göstermektedir. Ayrıca LR testi sonuçlarına göre modeller bütüncül olarak anlamlıdır. İşsiz durumundan, istihdama ve işgücü dışına geçişlerin incelendiği modele genel olarak bakıldığında değişkenlere ilişkin katsayıların birçoğunun istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Bu durum, veri kümesinin istatistiksel olarak anlamlı ilişkilerin elde edilmesinde yetersiz kalmasından kaynaklanabilir.

İstatistiksel olarak anlamlı sonuçların elde edildiği katsayılara göre; 2008 krizi erkeklerin işsiz durumundan istihdama ve işgücü dışına geçişlerinde negatif etki yaratmaktadır. Kriz döneminde iş bulmanın zor olması istihdama geçme olasılığını düşürmektedir. İşsiz durumundan işgücü dışına geçme olasılığının düşük olması da gücümüş işçi etkisinin olmadığını göstermektedir.

İşsiz evli kadınların işgücü dışına geçme olasılıkları, bekar kadınlara göre daha yüksektir. Tablo 11'de yer alan geçiş matrisine göre evli işsiz kadınların yarısından fazlası işgücü dışına geçiş yaparken, bekarların çoğu istihdamda kalmaktadır. Bulgular birbirini desteklemektedir. Erkeklerin yaşı ile işsiz durumundan işgücü dışına geçiş arasında ters eğrisel bir ilişki bulunmaktadır. Erkeklerin yaşı arttıkça işsizlikten işgücü dışına geçme olasılığı önce azalmakta, ilerleyen yaşlarda ise emeklilik ve yaşlılık nedeniyle artmaktadır.

Tablo 15: İşgücü Dışı Durumundan Geçişler İçin MNL Modelleri

	KADIN		ERKEK	
Temel Sınıf: İşgücü Dışı→ İşgücü Dışı	İşgücü Dışı→ İstihdam	İşgücü Dışı→ İşsiz	İşgücü Dışı→ İstihdam	İşgücü Dışı→ İşsiz
Değişkenler	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı
<i>Geçiş Kuklası (2007'den 2008'e geçiş)</i>				
2008'den 2009'a geçiş	-0.1268 (0.1283) 0.8809	0.0691 (0.2388) 1.0715	0.0479 (0.1844) 1.0491	0.5510* (0.2921) 1.7350
2009'dan 2010'a geçiş	-0.4224*** (0.1399) 0.6554	-0.2997 (0.2622) 0.7411	-0.5580*** (0.2145) 0.5724	0.1805 (0.3186) 1.1978
<i>Medeni Durum (Bekar)</i>				
Evli	0.1156 (0.1717) 1.1225	-1.1053*** (0.2877) 0.3311	0.3547 (0.4096) 1.4258	-0.1005 (0.5457) 0.9044

Tablo 15: İşgücü Dışı Durumundan Geçişler İçin MNL Modelleri (devamı)

	KADIN		ERKEK	
Temel Sınıf: İşgücü Dışı→ İşgücü Dışı	İşgücü Dışı→ İstihdam	İşgücü Dışı→ İşsiz	İşgücü Dışı→ İstihdam	İşgücü Dışı→ İşsiz
Değişkenler	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı	Katsayı (Standart hata) Bahis oranı
<i>Eğitim Durumu (Bir okul bitirmemiş)</i>				
İlkokul mezunu	0.0653 (0.1466) 1.0674	0.4588 (0.3757) 1.5822	0.6956** (0.3194) 2.0049	1.3342** (0.5345) 3.7968
Ortaokul mezunu	0.2316 (0.1997) 1.2606	1.2341*** (0.3989) 3.4352	0.4522 (0.3274) 1.5718	1.0915** (0.5403) 2.9888
Lise mezunu	0.0322 (0.1970) 1.0327	1.5272*** (0.3667) 4.6053	0.3688 (0.3405) 1.4461	0.9803* (0.5545) 2.6653
Üniversite ve üzeri mezunu	0.8147*** (0.3038) 2.2586	1.8014*** (0.5469) 6.0583	0.8124* (0.4190) 2.2534	0.7617 (0.7854) 2.1420
İş Tecrübesi	0.0322*** (0.0073) 1.0327	0.0434** (0.0193) 1.0443	0.0423*** (0.0157) 1.0432	0.0027 (0.0231) 1.0027
Bireyin Yaşı	0.0072 (0.0335) 1.0072	0.2661*** (0.0752) 1.3049	0.1039** (0.0517) 1.1095	0.1803** (0.0738) 1.1976
Bireyin Yaşının Karesi	-0.0007 (0.0004) 0.9993	-0.0047*** (0.0011) 0.9953	-0.0024*** (0.0006) 0.9977	-0.0030*** (0.0010) 0.9970
(Hanenin Geliri - Bireyin Geliri)/1000	-0.0345*** (0.0085) 0.9661	-0.0396*** (0.0152) 0.9612	-0.0131 (0.0110) 0.9870	-0.0317 (0.0194) 0.9688
<i>Hanede 5 ve Daha Küçük Yaşta Çocuk Olması (Yok)</i>				
Var	-0.4065*** (0.1338) 0.6660	-0.4731* (0.2616) 0.6231	0.3828* (0.2148) 1.4664	0.7235** (0.2998) 2.0616
Sabit	-1.4924*** (0.5492) 0.2248	-6.5386*** (1.1622) 0.0014	-2.6873*** (0.8757) 0.0681	-5.4702*** (1.2983) 0.0042
Hausman testi	Chi2: 1.089 Karar: H ₀ kabul	Chi2: -0.130 Karar: ---	Chi2: 0.600 Karar: H ₀ kabul	Chi2: 0.746 Karar: H ₀ kabul
Small-Hsiao testi	Chi2: 9.194 Karar: H ₀ kabul	Chi2: 12.250 Karar: H ₀ kabul	Chi2: 6.500 Karar: H ₀ kabul	Chi2: 12.310 Karar: H ₀ kabul
	Gözlem Sayısı: 5307 LR Chi2 (24): 247.27*** Pseudo R ² : 0.0678		Gözlem Sayısı: 1308 LR Chi2 (26): 134.51*** Pseudo R ² : 0.0808	

Not: *** %1 düzeyinde, ** %5 düzeyinde, * %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Kadın ve erkeklerin işgücü dışından diğer durumlara geçişleri üzerinde etkili olan etmenlerin incelendiği MNL modelleri Tablo 15'te yer almaktadır. Her iki modelde IIA varsayımı sağlanmaktadır ve bütüncül olarak anlamlıdır. Kadın ve erkeklerin kriz sonrasında, işgücü dışından istihdama katılma ihtimalleri azalmaktadır. Ayrıca erkeklerin kriz döneminde işgücü dışından işsizliğe geçme olasılıklarında artış yaşanmaktadır.

İşgücü dışındaki evli kadınların, işsizliğe geçme olasılıkları bekarlardan daha düşüktür. Medeni durumun erkeklerin işgücü dışından diğer durumlara geçişlerinde anlamlı bir etkisi yoktur.

İşgücü dışındaki bir kadının eğitim düzeyinin artması işsizliğe geçmesi üzerinde pozitif ve anlamlı etki yaratmaktadır. Ancak işgücü dışından istihdama geçişte sadece üniversite mezunu olmanın arttırıcı etkisi bulunmaktadır. İşgücü dışındaki üniversite mezunu bir kadının, işsizliğe geçme ihtimali 6.1 kat, istihdama geçme ihtimali ise 2.3 kat daha fazladır. Kadının işgücüne katılımında üniversite mezunu olmasının önemi bir kez daha ortaya koyulmuştur (bknz. Tablo 8 ve 9). Eğitimli bir erkeğin işgücü dışından işsizliğe geçme olasılığı daha yüksek iken, eğitim düzeyi arttıkça söz konusu olasılıkta azalma yaşanmaktadır. Erkeklerin işgücü dışından istihdama geçişlerinde ilkökul ve üniversite mezunu olmanın pozitif ve anlamlı etkisi bulunmaktadır.

Erkeklerin işgücü dışından diğer durumlara geçişinde, yaş değişkeni eğrisel bir etki yaratmaktadır. Ancak kadınların sadece işsizliğe geçişlerinde yaşın anlamlı etkisi bulunmaktadır.

Birey dışı hane gelirinin artması erkeklerin işgücü dışından diğer durumlara geçişlerinde anlamlı bir etki yaratmazken; kadınların işgücüne katılma olasılıklarını düşürmektedir. Birey dışı hane gelirinin artması durumunda; halihazırda işgücü dışında olan bir kadının, istihdama ve işsizliğe katılma ihtimalinin azalması beklentilere uygundur.

Hanede beş yaşından küçük çocuk olması kadınların işgücü dışından geçişlerini negatif etkilerken, erkeklerin geçişleri üzerinde arttırıcı etki yaratmaktadır. Okul öncesi çağda çocuk sahibi olmak kadınların rezervasyon ücretlerini arttırmakta ve işgücüne katılmalarını zorlaştırmaktadır.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Zaman serisi verisi ile zamana, yatay kesit verisi ile birimlere göre değişim araştırılabilirken, panel veri kullanımı birimlere ve zamana göre değişimin birlikte incelenmesini sağlamaktadır. Bağımlı değişkenin sürekli olduğu durumda doğrusal panel veri modelleri kullanılmaktadır. Ancak bağımlı değişken, kesikli olduğunda panel veri kesikli tercih modelleri gibi doğrusal olmayan modellere başvurmak gerekmektedir. Birçok iktisadi çalışmada bağımlı değişken, kategorik bir değişken olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu noktada panel veri kesikli tercih modelleri ve tahminleme yöntemlerinin incelenmesi araştırmanın konusunu oluşturmaktadır.

İşgücüne katılım, ekonomik faaliyetlerin arttırılmasında önem taşımaktadır. Dünya Bankasının 2016 verilerine göre dünyada işgücüne katılım erkeklerde %76.2'dir ve Türkiye'de %71.4 ile dünya ortalamasına yakındır. Kadın İKO'su ise dünyada %49.5 iken Türkiye'de yalnızca %30.4'tür. Kadınların İKO'sunun düşük olması, ekonomiyi olumsuz etkilediği gibi toplumsal cinsiyet eşitsizliğinin de derinleşmesine neden olmaktadır. Dünya Ekonomik Forumunun, Küresel Cinsiyet Uçurumu raporunda Türkiye 144 ülke arasında 130. sırada yer almaktadır. Rapora göre Türkiye'de cinsiyet eşitsizliği uçurumunun kapanması, kadınların işgücüne katılımının arttırılması ve istihdam yaratılması ile mümkün olacaktır.

Çalışmada 15-64 yaş arasındaki kadın ve erkeklerin işgücüne katılım kararlarında etkili olan sosyo-ekonomik ve demografik belirleyicilerin nitel bağımlı değişkenli panel veri modelleri ile tahmin edilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda 2007-2010 GYKA panel veri seti kullanılmaktadır. Seçilen dönem 2008 finans krizinin işgücüne katılım üzerinde yarattığı etkilerin araştırılmasını sağlamaktadır. Ayrıca kadın ve erkekler için analizlerin ayrı yapılması ile cinsiyet farklılıkları da incelenmektedir.

Bireylerin işgücü arzının, işgücüne katılım açısından araştırıldığı çalışma, üç aşamada gerçekleştirilmektedir. Birinci aşamada kadın ve erkeklerin işgücüne katılım kararlarının belirleyicileri ikili işgücü durumuyla (bağımlı değişken 0: işgücüne dahil olmayan, 1: işgücüne dahil) incelenmektedir. Çalışmada 2,684 kadından 2,509'unun, 2,319 erkeğin 1,900'ünün işgücü durumu dört yıl boyunca değişim göstermemektedir. Rastlantısal parametre problemi ve y_{it} 'nin zaman

içindeki değişiminin düşük olması nedeniyle sabit etkiler ile modeller tahmin edilememiştir. Tesadüfi etkiler panel logit modeli Gauss kareselleştirme süreci kullanılarak EYO yöntemi ile tahmin edilmektedir. LR testi ile ρ 'nun 0'dan farklı olduğuna, havuzlanmış model ile elde edilen tahmincilerin uygun olmadığına karar verilmiştir.

İkinci aşamada detaya inilerek işgücüne katılımın istihdam ve işsiz ayrımının dahil edildiği (bağımlı değişken "1: işgücüne dahil olmayan", "2: istihdamda" ve "3: işsiz") üç alternatifli işgücü durumu bağımlı değişkeni kullanılmaktadır. Kadın ve erkekler için tesadüfi etkiler MNL modelleri, BEYO yöntemi ve integral alma yöntemi olarak MCMC simülasyonu kullanılarak tahmin edilmektedir. Modellerde her fayda fonksiyonunun ayrı ve bağımsız etkilere sahip olduğu varsayılmaktadır.

Üçüncü aşamada dört yıllık dönemde, bireylerin t dönemindeki işgücü durumundan $t+1$ döneminde hangi duruma geçtikleri görülebilmektedir (geçiş matrisleri). Geçişlerin belirleyicileri MNL modelleri kullanılarak tahmin edilmektedir. MNL modelinin IIA varsayımı test etmek amacıyla modellere öncelikle Hausman-tipi IIA testi uygulanmaktadır. χ^2 değerinin negatif olması durumunda asimptotik varsayımları sağlanmadığı için Hausman-tipi IIA testi sonuç vermemektedir. Bu durumda Small-Hsiao IIA testine başvurulmaktadır. Test sonuçları modellerde IIA varsayımının geçerli olduğunu göstermektedir. İşsiz durumundan geçişlerin incelendiği MNL modelinde veri kümesi istatistiksel olarak anlamlı ilişkilerin elde edilmesinde yetersiz kaldığı için genel olarak istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar elde edilmemektedir. İstihdamdan ve işgücü dışından geçişler için kurulan MNL modelleri ile anlamlı sonuçlara ulaşılmaktadır.

Elde edilen bulgulara göre krizin etkilerinin yaşandığı 2009'da kadın ve erkeklerin işgücüne katılımında artış yaşanmaktadır. Kadınlarda işgücüne katılım, işsizliğin artması şeklinde gerçekleşirken, erkeklerde hem istihdamda hem de işsiz olma olasılıkları artmaktadır. Kriz etkisiyle bireylerin işsizliğe geçme ihtimalleri yükselmektedir. Kadın ve erkeklerin işsiz durumundan işgücü dışına geçişleri kriz döneminde, öncesine görece düşmektedir. Bu durum 2008 krizinde Türkiye'de gücemiş işçi etkisinin etkili olmadığını göstermektedir.

Çalışmada hanenin toplam gelirinden bireyin geliri çıkarılarak elde edilen birey dışı hane gelirinin etkisi araştırılmaktadır. Birey dışı hane gelirinin artması kadın ve erkeklerin işgücüne katılma olasılığını düşürmektedir. İşgücüne dahil olmayan bireylerde gelirdeki artış gelir etkisi ile işgücü arzını azaltmaktadır. Ancak istihdamdan işgücü dışına geçişlerde gelirin artması; kadınlarda negatif, erkeklerde pozitif etki yaratmaktadır. İstihdamdaki bireyler için birey dışı hane gelirinin artması durumunda kadınlarda ikame etkisi, erkeklerde gelir etkisi baskın gelmektedir.

Modellerde yaş ile işgücüne katılım olasılığı arasında eğrisel bir ilişki olduğu ortaya koyulmaktadır. Kadın ve erkeklerin yaşı ilerledikçe işgücüne katılımı deneyimin de artmasıyla önce artarak artmakta, daha sonra ise emeklilik ve yaşlılık nedeniyle azalmaktadır.

Resmi ve gayri resmi (iş başında) eğitim beşeri sermayeyi oluşturmaktadır. Kadınların işgücüne katılımında üniversite mezunu olmak önemli bir etkidir. Üniversite mezunu bir kadının, işgücüne katılma olasılığı 44 kat fazla iken istihdamda olma olasılığı 49 kat fazladır. Geçiş modellerine göre işgücü dışından kadınların istihdama geçişinde, eğitim düzeyleri arasında sadece üniversite mezunu olmanın pozitif etkisi bulunmaktadır. Ayrıca tüm geçiş dönemlerinde üniversite ve üzeri eğitim düzeyine sahip kadın ve erkeklerin istihdam sürekliliği en yüksektir. İş tecrübesinin artması kadın ve erkeklerin işgücüne katılma olasılıklarını arttırırken, istihdamda olma ihtimalleri görece olarak daha fazladır.

Eğitim kadının, işgücüne katılımında önemli bir belirleyici olarak karşımıza çıkmaktadır. Kadınların üniversite eğitimi almasının desteklenmesi durumunda işgücüne katılımın artacağı ortadadır. Türkiye'de eğitim düzeyi lise ve altında olan kadınların işgücüne katılımı düşüktür. Zorunlu eğitimi tamamlayarak lise mezunu olan kadınlar için uygun istihdam ve çalışma koşullarının oluşturulması da önemlidir. Nitelikli ve işgücü piyasasının ihtiyaçlarına uygun işgücü yetiştirilmesi noktasında eğitim sisteminin yeniden ele alınması faydalı olacaktır.

Literatürde medeni durumun kadınların işgücüne katılımında önemli bir belirleyici olduğu vurgulanmaktadır. Elde edilen bulgular medeni durumun işgücüne katılımında erkekler için de önemli bir etken olduğunu ortaya koymaktadır. Evlilik kadınların işgücüne katılma olasılığını azaltırken, erkeklerinkini arttırmaktadır. Evli erkeklerin istihdamda olma olasılığı, 25 kat yüksektir. İşsiz evli kadınların işgücü

dışına geçme olasılıkları ise bekar kadınlara göre daha fazladır. Karşılaştırmalı üstünlük kuramı çerçevesinde kadınlar hane içi üretim faaliyetlerinde, erkekler de işgücü piyasasında çalışarak zamanlarını harcamaktadır.

Elde edilen tahmin sonuçlarına göre yaşadığı hanede beş yaşından küçük çocuk olan kadınların işgücüne katılım olasılıkları azalırken, erkeklerin olasılığı artmaktadır. Ayrıca hanede küçük çocuk olması kadınların işgücü dışından işgücüne geçişlerini negatif etkilerken, erkeklerin geçişleri üzerinde pozitif etki yaratmaktadır. Okul öncesi çağda çocuk sahibi olmak kadınların rezervasyon ücretlerini arttırmakta ve işgücüne katılmalarını zorlaştırmaktadır. Okul öncesi çağda çocukların bakım hizmetlerinin kurumsallaştırılması ve masrafların düşürülmesi kadınların işgücüne katılımında olumlu etki yapacaktır.

Çalışmanın zaman boyutu kısa olduğu ve 2008 krizinin etkilerinin belirlenebilmesi amacıyla statik panel tercih modelleri ile çalışılmaktadır. Sonraki çalışmalarda dinamik panel tercih modelleri ile bir önceki dönemin işgücü arzı üzerindeki etkisinin araştırılması faydalı olacaktır.

Araştırmanın panel boyutlu olması, detaylı tekniklerin kullanılması, bireylerin dört yıllık işgücü hareketlerinin belirlenmesi çok önemlidir. Çünkü bu tür panel çalışmalar politika üretenlere rehberlik yapacaktır. Ancak bir dezavantajı Türkiye’de bu tür panel anket verilerinin maliyetli olması ve sadece TÜİK tarafından yapılmasıdır. Ayrıca zaman boyutu kısa olduğu için uzun dönemli etkilerin belirlenmesinde yetersiz kalmaktadır. Panel verinin heterojenliği dikkate alması, yatay kesit ve havuzlanmış verilerden daha etkin ve güvenilir sonuçların elde edilmesini sağlamaktadır. Bu da yine ülkenin içinde bulunduğu resmi göstermede araştırmacılara ve politika üretenlere rehber olabilecektir.

KAYNAKLAR

Acar, E. Ö. ve Tansel, A. (2016). Defining and Measuring Informality: The Case of Turkish Labor Market. *Sosyoekonomi*. 24(28): 147-174.

Afşar, M. (2011). Küresel Kriz ve Türk Bankacılık Sektörüne Yansımaları. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*. 6(2): 143-171.

Akay, E. Ç. (2015). Panel Nitel Tercih Modelleri. *Stata ile Panel Veri Modelleri*. (ss.175-192). Editör Selahattin Güriş. İstanbul: Der Yayınları.

Albert, J. H. ve Chib, S. (1993). Bayesian of Binary and Polychotomous Response Data. *Journal of the American Statistical Association*. 88(422): 669-679.

Alcan, D., Can, R. ve Pektaş, B. (2015). Türkiye İşgücü Piyasasında Hareketlilik: Mikro Veriye Dayalı Analiz. *Kalkınma Bakanlığı Ekonomi Çalışma Tebliğleri Serisi*. No: 2015/1.

Andersen, E. B. (1970). Asymptotic Properties of Conditional Maximum Likelihood Estimators. *Journal of the Royal Statistical Society*. 32(2): 283-301.

Arellano, M. ve Honore, B. (2001). Panel Data Models: Some Recent Developments. *Handbook of Econometrics, Volume 5*. (ss. 3229-3296). Editör James J. Heckman ve Edward Leamer. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.

Arrow, K. J., Harris, T. ve Marschak, J. (1951). Optimal Inventory Policy. *Econometrica*. 19(3): 250-272.

Ashenfelter, O. ve Heckman, J. J. (1974). The Estimation of Income and Substitution Effects in a Model of Family Labor Supply. *Econometrica*. 42(1): 73-85.

Bahçe, S. A. K. ve Memiş, E. (2014a). The Impact of the Economic Crisis on Joblessness in Turkey. *The Economic and Labour Relations Review*. 25(1): 130-153.

Bahçe, S. A. K. ve Memiş, E. (2014b). The Uncounted Who Wish to Work-Distinct to the Unemployed or Similar?. *Sosyoekonomi*. 21(1): 305-333.

Balestra, P. (1996). Introduction to Linear Models for Panel Data. *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*. (ss. 25-33). Editör Laszlo Matyas ve Patrick Sevestre. France: Kluwer Academic Publication.

Balestra, P. ve Nerlove, M. (1966). Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas. *Econometrica*. 34(3): 585-612.

Balkan, B., Başkaya, Y. S. ve Tümen S. (2014). Evaluating the Impact of the Post-2008 Employment Subsidy Program in Turkey. *Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Working Paper*. No: 14/14.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data, Third Edition*. England: John Wiley&Sons Ltd.

Baltagi, B. H., Matyas, L. ve Sevestre, P. (2008). Error Components Models. *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*. (ss. 49-87). Editör Laszlo Matyas ve Patrick Sevestre. Berlin: Springer.

Barth, P. S. (1967). A Cross-Sectional Analysis of Labor-Force Participation Rates in Michigan. *Industrial and Labor Relations Review*. 20(2):234-249.

Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*. 75 (299): 493-517.

Belet, N. H. (2013). Kriz Olgusunun Kadına Yönelik Algıya ve Kadın İşgücüne Etkisi. *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*. 15 (1): 1-28.

Ben-Porath, Y. (1973). Labor-Force Participation Rates and the Supply of Labor. *Journal of Political Economy*. 81(3): 697-704.

Bernabe, S. ve Stampini, M. (2009). Labour Mobility During Transition Evidence from Georgia. *Economics of Transition*. 17(2): 377-409.

Biçerli, M. K. (2005). *Çalışma Ekonomisi*. İstanbul: Beta Basım Yayım.

Bognanno, M. F., Hixson, J. S. ve Jeffers, J. R. (1974). The Short-Run Supply of Nurse's Time. *The Journal of Human Resources*. 9(1): 80-94.

Booth, A. L., Jenkins, S. P. ve Serrano, C. G. (1999). New Men and New Women? A Comparison of Paid Work Propensities from a Panel Data Perspective. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 61(2): 167-197.

Borjas, G. J. (2013). *Labor Economics*. New York: McGraw-Hill.

Bosch, M. ve Maloney, W. F. (2010). Comparative Analysis of Labor Market Dynamics Using Markov Processes: An Application to Informality. *Labour Economics*. 17: 621-631.

Bowen, W. G. ve Finegan, T. A. (1969). *The Economics of Labor Force Participation*. United States of America: Princeton University Press.

Breusch, T. S. ve Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*. 47(1): 239-253.

Butler, J. S. ve Moffitt, R. (1982). A Computationally Quadrature for the One-Factor Multinomial Probit Model. *Econometrica*. 50(3): 761-764.

Cai, L. (2010a). Work Choices of Married Women: Drivers of Change. Visiting Researcher Paper, *Productivity Commission*, Canberra.

Cai, L. (2010b). The Relationship Between Health and Labour Force Participation: Evidence from a Panel Data Simultaneous Equation Model. *Labour Economics*. 17: 77-90.

Calderon-Madrid, A. (2000). Job Stability and Labor Mobility in Urban Mexico: A Study Based on Duration Models and Transition Analysis. *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*. No: R-419.

Cameron, A. C. ve Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.

Canavire-Bacarreza, G. J. ve Soria, L. F. L. (2007). Unemployment Duration and Labor Mobility in Argentina: A Socioeconomic-Based Pre- and Post-Crisis Analysis. *CEDLAS Working Papers*. No: 54.

Chamberlain, G. (1980). Analysis of Covariance with Qualitative Data. *The Review of Economic Studies*. 47(1): 225-238.

Chamberlain, G. (1984). Panel Data. *Handbook of Econometrics, Volume II*. (ss. 1247-1318). Editör Zvi Griliches ve Michael D. Intriligator. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.

Chib, S. (2008). Panel Data Modeling and Inference: A Bayesian Primer. *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*. (ss. 479-515). Editör Laszlo Matyas ve Patrick Sevestre. Berlin: Springer.

Chib, S. ve Carlin, B. P. (1999). On MCMC Sampling in Hierarchical Longitudinal Models. *Statistics and Computing*. 9: 17-26.

Chow, G. C. (1960). Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*. 28(3): 591-605.

Christodoulakis, G. A. ve Mamatzakis, E. C. (2010). Labour Market Dynamics in Greek Regions: A Bayesian Markov Chain Approach Using Proportions Data. *Review of Economic Analysis*. 2: 32-45.

Cilasun, S. M., Acar, E. Ö. ve Gunalp, B. (2015). The Effects of Labor Market Reforms on the Labor Market Dynamics in Turkey. *MPRA Paper*. No: 64767.

Cohen, M. S., Rea, S. A. ve Lerman, R. I. (1970). A Micro Model of Labor Supply. *BLS Staff Paper*. No: 4.

Coşar, N. ve Bildirici M. (2010). *Tarihi, Siyasi, Sosyal Gelişmelerin Işığında Türkiye Ekonomisi 1908-2008*. İstanbul: Ekin Basım Yayın Dağıtım.

Croda, E., Kyriazidou, E. ve Polycarpou, I. (2011). Intertemporal Labor Force Participation of Married Women in Germany: A Panel Data Analysis. *Working Paper Department of Economics of the Ca' Foscari University of Venice*. No:17.

Cuesta, J. ve Bohorquez, C. (2011). Labor Market Transitions and Social Security in Colombia. *World Bank Policy Research Working Paper*. No: 5650.

Çağatay, N. ve Özler, Ş. (1995). Feminization of the Labor Force: The Effects of Long-Term Development and Structural Adjustment. *World Development*. 23(11): 1883-1894.

Diggle, P. J., Heagerty, P., Liang, K. Y. ve Zeger, S. L. (2002). *Analysis of Longitudinal Data, Second Edition*. New York: Oxford University Press.

Durand, J. D. (1975). *The Labor Force in Economic Development: A Comparison of International Census Data: 1946-1966*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.

Duryea, S., Marquez, G., Pages, C., ve Scarpetta, S. (2006). For Better or for Worse? Job and Earnings Mobility in Nine Middle- and Low-Income Countries. *Brookings Trade Forum*. 2006: 187-209.

Ehrenberg, R. G. ve Smith, R. S. (2012). *Modern Labor Economics Theory and Public Policy*. Boston: Pearson Education.

Erdönmez, P. A. (2009). Küresel Kriz ve Ülkeler Tarafından Alınan Önlemler Kronolojisi. *Bankacılar Dergisi*. 68: 85-101.

Fabrizi, E. ve Mussida, C. (2009). The Determinants of Labour Market Transitions. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*. 68(2): 233-265.

Fitzmaurice G. M., Laird, N. M. ve Ware, J. H. (2004). *Applied Longitudinal Analysis*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

Frees, E. W. (2004). *Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Sciences*. New York: Cambridge University Press.

Ghez, G. ve Becker, G. S. (1975). A Theory of the Allocation of Time and Goods over the Life Cycle. *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle*. (ss. 1-45). Editör Ghez, G. ve Becker, G.S. New York: Columbia University Press.

Goldin, C. (1994). The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History. *NBER Working Paper Series*. No: 4707.

Gong, X., Soest, A. V. ve Villagomez, E. (2004). Mobility in the Urban Labor Market: A Panel Data Analysis for Mexico. *Economic Development and Cultural Change*. 53(1): 1-36.

Gramm, W. L. (1974). The Demand for the Wife's Non-Market Time. *Southern Economic Journal*. 41(1): 124-133.

Gramm, W. L. (1975). Household Utility Maximization and the Working Wife. *The American Economic Review*. 65(1): 90-100.

Greene, W. H. (2012a). *Econometric Analysis, International Edition, Seventh Edition*. England: Pearson Education Limited.

Greene, W. H. (2012b). *LIMDEP Version 10 Econometric Modeling Guide*. New York: Econometric Software, Inc.

Greene, W. H. (2012c). *LIMDEP Version 10 Econometric Reference Guide*. New York: Econometric Software, Inc.

Gronau, R. (1973a). The Intrafamily Allocation of Time: The Value of the Housewives' Time. *The American Economic Review*. 63(4): 634-651.

Gronau, R. (1973b). The Effect of Children on the Housewife's Value of Time. *Journal of Political Economy*. 81(2): S168-S199.

Gündoğan, N., Biçerli, M. K., Lordoğlu, K. ve Özkaplan, N. (2013). *Çalışma Ekonomisi I*. Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Açıköğretim Fakültesi Yayınları.

Güriş, S. (2015). Panel Veri ve Panel Veri Modelleri. *Stata ile Panel Veri Modelleri*. (ss.1-38). Editör Selahattin Güriş. İstanbul: Der Yayınları.

Haan, P. (2010). A Multi-State Model of State Dependence in Labor Supply: Intertemporal Labor Supply Effects of a Shift from Joint to Individual Taxation. *Labor Economics*. 17: 323-335.

Hajivassiliou, V. A. ve McFadden, D. L. (1998). The Method of Simulated Scores for the Estimation of LDV Models. *Econometrica*. 66(4): 863-896.

Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*. 46(6): 1251-1271.

Hausman, J. A. ve McFadden, D. (1984). Specification Tests for the Multinomial Logit Model. *Econometrica*. 52(5): 1219-1240.

Hausman, J. A. ve Taylor, W. E. (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*. 49(6): 1377-1398.

Haynes, M., Western, M. ve Spallek, M. (2006). Methods for Categorical Longitudinal Survey Data: Understanding Employment Status of Australian Women. *Methods for Longitudinal Surveys (MOLS2006) Conference*, (ss. 1-25), Düzenleyen University of Essex. Colchester, United Kingdom. 12-14 Temmuz 2006.

Heckman, J. J. (1974). Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply. *Econometrica*. 42(4): 679-694.

Heckman, J. J. (1976). A Life-Cycle Model of Earnings, Learning and Consumption. *Journal of Political Economy*. 84(4): S11-S44.

Heckman, J. J. (1978). A Partial Survey of Recent Research on the Labor Supply of Women. *The American Economic Review*. 68(2): 200-207.

Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*. 47(1): 153-161.

Heckman, J. J. ve Willis, R. J. (1977). A Beta-Logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women. *The Journal of Political Economy*. 85(1): 27-58.

Hill, R. C., Griffiths, W. E. ve Lim, G. C. (2011). *Principles of Econometrics, Fourth Edition*. United States of America: John Wiley & Sons.

Horowitz, J. L. (1992). A Smoothed Maximum Score Estimator for the Binary Response Model. *Econometrica*. 60(3): 505-531.

Hsiao, C. (1996). Logit and Probit Models. *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*. (ss. 410-428). Editör Laszlo Matyas ve Patrick Sevestre. Netherlands: Kluwer Academic Publishers.

Hsiao, C. (2013). *Analysis of Panel Data, Third Edition*. New York: Cambridge University Press.

Hyder, A. H. ve Behrman, J. R. (2014). Female Economic Activity in Rural Malawi. *J Dev Leadersh*. 3(1): 1-10.

Hyslop, D. R. (1999). State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women. *Econometrica*. 67(6): 1255-1294.

ILO. (2015). *World Employment Social Outlook: The Changing Nature of Jobs*. Geneva: ILO.

İkizler, H. ve Tunalı, İ. (2012). Agricultural Transformation and Labor Mobility During the ARIP Period in Turkey: Evidence From Micro-Data, 2000-2002. *Economic Research Forum Working Paper Series*. No: 706.

İncekara, A. (2014). *Türkiye Ekonomisi*. İstanbul: İktisadi Araştırmalar Vakfı.

İŞKUR. (2013a). *Türkiye İşgücü Piyasası Analizi (2013-1.Dönem)*. Ankara: İŞKUR Yayınları.

İŞKUR. (2013b). *Türkiye İşgücü Piyasası Analizi (2013-II.Dönem)*. Ankara: İŞKUR Yayınları.

Jones, D. C. ve Kato, T. (1997). The Nature and the Determinants of Labor Market Transitions in Former Communist Economies: Evidence from Bulgaria. *Industrial Relations*. 36(2): 229-254.

Keane, M. P. (1994). A Computationally Practical Simulation Estimator for Panel Data. *Econometrica*. 62(1): 95-116.

Keane, M. P. ve Sauer, R. M. (2010). A Computationally Practical Simulation Estimation Algorithm for Dynamic Panel Data Models with Unobserved Endogenous State Variables. *International Economic Review*. 51(4): 925-958.

Killingsworth, M. R. (2008). *Labor Supply*. Cambridge, New York: Cambridge University Press.

King, J. E. (1990). *Labour Economics*. New York: St. Martin's Press.

Kraft, A. (1973). Preference Orderings as Determinants of the Labor Force Behavior of Married Women. *Western Economic Journal*. 11(1): 270-284.

Krstic, G. ve Sanfey, P. (2007). Mobility, Poverty and Well-Being Among the Informally Employed in Bosnia and Herzegovina. *Economic Systems*. 31: 311-335.

Lancaster, T. (2000). The Incidental Parameter Problem Since 1948. *Journal of Econometrics*. 95: 391-413.

Lauerova, J. S. ve Terrell, K. (2002). Explaining Gender Differences in Unemployment with Micro Data on Flows in Post-Communist Economies. *William Davidson Working Paper*. No: 506.

Lechmann, D. S. J. ve Wunder, C. (2016). The Dynamics of Solo Self-Employment: Persistence and Transition to Employership. *Labor and Socio-Economic Research Center Discussion Papers*. No: 96.

Lechner, M., Lollivier, S. ve Magnac, T. (2008). Parametric Binary Choice Models. *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*. (ss. 215-245). Editör Laszlo Matyas ve Patrick Sevestre. Berlin: Springer.

Lehmann, H. ve Pignatti, N. (2007). Informal Employment Relationships and Labor Market Segmentation in Transition Economies: Evidence from Ukraine. *IZA Discussion Paper*. No: 3269.

Leuthold, J. H. (1968). An Empirical Study of Formula Income Transfers and the Work Decision of the Poor. *The Journal of Human Resources*. 3(3): 312-323.

Lima, V. O. ve Paredes, R. D. (2007). The Dynamics of the Labor Markets in Chile. *Estudios de Economia*. 34(2): 163-183.

Long, J. S. ve Freese, J. (2001). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. United States of America: Stata Press.

Lordoğlu, K. ve Özkaplan, N. (2007). *Çalışma İktisadı*. İstanbul: Der Yayınları.

MaCurdy, T. E. (1981). An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting. *Journal of Political Economy*. 89(6): 1059-1085.

Maloney, W. F. (1999). Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from Sectoral Transitions in Mexico. *The World Bank Economic Review*. 13(2): 275-302.

Manser, M. ve Brown, M. (1980). Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis. *International Economic Review*. 21(1): 31-44.

Manski, C. F. (1975). The Maximum Score Estimation of the Stochastic Utility Model of Choice". *Journal of Econometrics*. 3(3): 205-228.

Manski, C. F. (1985). Semiparametric Analysis of Discrete Response: Asymptotic Properties of the Maximum Score Estimator. *Journal of Econometrics*. 27(3): 313-333.

Manski, C. F. (1987). Semiparametric Analysis of Random Effects Linear Models from Binary Panel Data. *Econometrica*. 55(2): 357-362.

McConnell, C. R., Brue, S. L. ve Macpherson, D. A. (2017). *Contemporary Labor Economics*. New York: McGraw-Hill Education.

McElroy, M. B. ve Horney, M. J. (1981). Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand. *International Economic Review*. 22(2): 333-349.

McFadden, D. (1989). A Method of Simulated Moments for Estimation of Discrete Response Models without Numerical Integration. *Econometrica*. 57(5): 995-1026.

Metin, N. (2013). *Avrupa Ülkelerinde Ekonomik Özgürlüğün Panel Veri Modelleri ile Analizi*. İstanbul: Derin Yayınları.

Mincer, J. (1962). Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply. *Aspects of Labor Economics*. (ss. 63-97). Editör Universities- National Bureau Committee for Economic Research. Princeton: Princeton University Press.

Mincer, J. (1985). Intercountry Comparisons of Labor Force Trends and of Related Developments: An Overview. *Journal of Labor Economics*. 3(1): s1-s32.

Moulton, B. R. ve Randolph, W. C. (1989). Alternative Tests of the Error Components Model. *Econometrica*. 57(3): 685-693.

Mundlak, Y. (1978). On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica*. 46(1): 69-85.

Nakamura, A. ve Nakamura, M. (1985). Dynamic Models of the Labor Force Behavior of Married Women Which can be Estimated Using Limited Amounts of Past Information. *Journal of Econometrics*. 27: 273-298.

Neyman, J. ve Scott, E. L. (1948). Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations. *Econometrica*. 16(1): 1-32.

Nilsen, Q. A., Risa, A. E. ve Torstensen, A. (2000). Transitions from Employment among Young Norwegian Workers. *Journal of Population Economics*. 13(1): 21-34.

Özdemir, S., Ersöz, H. Y. ve Sarioğlu, İ. (2006). *İşsizlik Sorununun Çözümünde KOBİ'lerin Desteklenmesi*. İstanbul: İstanbul Ticaret Odası Yayını.

Özer, M. ve Biçerli, K. (2003). Türkiye'de Kadın İşgücünün Panel Veri Analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 3(1): 55-85.

Pages, C. ve Stampini, M. (2009). No Education, No Good Jobs? Evidence on the Relationship Between Education and Labor Market Segmentation. *Journal of Comparative Economics*. 37(3): 387-401.

Pampel, F. C. ve Tanaka, K. (1986). Economic Development and Female Labor Force Participation: A Reconsideration. *Social Forces*. 64(3): 599-619.

Parker, J. E. ve Shaw, L. B. (1968). Labor Force Participation within Metropolitan Areas. *Southern Economic Journal*. 34(4): 538-547.

Prowse, V. (2012). Modeling Employment Dynamics with State Dependence and Unobserved Heterogeneity. *Journal of Business&Economic Statistics*. 30(3): 411-431.

Rabe-Hesketh, S. ve Skrondal, A. (2012). *Multilevel and Logitudinal Modeling Using Stata Volume II: Categorical Responses, Counts and Survival, Third Edition*. Texas: Stata Press.

Riphahn, R. T. ve Wunder, C. (2015). State Dependence in Welfare Receipt: Transitions Before and After a Reform. *SOEP papers on Multidisciplinary Panel Data Research*. No: 758.

Rosen, S. (1976). A Theory of Life Earnings. *Journal of Political Economy*. 84(4): S45-S67.

Rust, J. (1994). Structural Estimation of Markov Decision Processes. *Handbook of Econometrics, Volume IV*. (ss. 3081-3143). Editör Robert F. Engle ve Daniel L. McFadden. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.

Samuelson, P. A. (1956). Social Indifference Curves. *The Quarterly Journal of Economics*. 70(1): 1-22.

Schultz, T. P. (1991). International Differences in Labor Force Participation in Families and Firms. *Yale University Economic Growth Center Discussion Paper*. No: 634.

Selim, S., Kırgel, H. D., Çelik, O. ve Yazıcıoğlu, H. (2014). Türkiye'de İşsizliğin Sosyo-Ekonomik Belirleyicileri: Panel Veri Analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*. 10(22): 1-25.

Shiu, J. L. ve Hu, Y. (2013). Identification and Estimation of Nonlinear Dynamic Panel Data Models with Unobserved Covariates. *Journal of Econometrics*. 175(2013): 116-131.

Small, K. A. ve Hsiao, C. (1985). Multinomial Logit Specification Tests. *International Economic Review*. 26(3): 619-627.

Smith, S. (2003). *Labour Economics, 2nd Edition*. Londra ve New York: Taylor & Francis Group.

Sorm, V. ve Terrell, K. (2000). Sectoral Restructing and Labor Mobility: A Comparative Look at the Czech Republic. *IZA Discussion Paper*. No: 111.

Swamy, P. A. V. B. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*. 38(2): 311-323.

Tam, H. (2011). U-Shaped Female Labor Participation with Economic Development: Some Panel Data Evidence. *Economic Letters*. 110(2011): 140-142.

Tansel, A. (2012). *2050'ye Doğru Nüfusbilim ve Yönetim: İşgücü Piyasasına Bakış*. İstanbul: Sis Matbaacılık.

Tansel, A. ve Kan, E. Ö. (2012). Labor Mobility Across The Formal/Informal Divide in Turkey: Evidence from Individual Level Data. *ERC Working Papers in Economics*. No:12/01.

Tansel, A. ve Taşçı, H. M. (2004). Determinants of Unemployment Duration for Men and Women in Turkey. *ERC Working Paper in Economic*. No: 04/04.

Taşçı, H. M. ve Tansel, A. (2005a). Unemployment and Transitions in the Turkish Labor Market: Evidence from Individual Level Data. *IZA Discussion Paper*. No: 1663.

Taşçı, H. M. ve Tansel, A. (2005b). Youth Unemployment Duration in Turkey. *METU Studies in Development*. 32: 517-545.

Tatoğlu, F. Y. (2012a). *Panel Veri Ekonometrisi*. İstanbul: Beta.

Tatoğlu, F. Y. (2012b). *İleri Panel Veri Analizi: Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta.

Tekeli, S., Özgüler V. C., Özdemir, Ç. ve Biçerli, M. K. (2014). *İstihdam ve İşsizlik*. Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Açıköğretim Fakültesi Yayınları.

Tiongson, E. R. ve Yemtsov, R. (2008). Bosnia and Herzegovina 2001-2004: Enterprise Restructuring, Labor Market Transitions and Poverty. *World Bank Policy Research Working Paper*. No: 4479.

TİSK. (2009). *İşsizlikle Mücadele: Ülke Uygulamaları ve Türkiye İçin Öneriler*. Ankara: Dumat Ofset Matbaacılık.

TİSK. (2013). *Türkiye İşveren Sendikaları Konfederasyonu 25. Genel Kurul Çalışma Raporu*. Ankara: Dumat Ofset Matbaacılık.

TÜİK, Konularına Göre İstatistikler: İşgücü İstatistikleri (1988-2013), <http://biruni.tuik.gov.tr/isgucuapp/isgucu.zul>.

TÜİK, Konularına Göre İstatistikler: İşgücü İstatistikleri (2014 ve Sonrası), <https://biruni.tuik.gov.tr/medas/?kn=72&locale=tr> .

TÜİK. (2007). *İşgücü, İstihdam ve İşsizlik İstatistikleri - Sorularla Resmi İstatistikler Dizisi - I*. Ankara: TÜİK Matbaası.

TÜİK. (2012). *Hanehalkı İşgücü İstatistikleri 2011*. Ankara: TÜİK Matbaası.

TÜİK. (2014). *Hanehalkı İşgücü Anketinde Yapılan Yeni Düzenlemelere İlişkin Açıklamalar*.

http://www.tuik.gov.tr/MicroVeri/Hia_2014/turkce/downloads/aciklamalar.pdf,
(07.01.2017).

TÜSİAD ve KAGİDER. (2008). *Türkiye’de Toplumsal Cinsiyet Eşitsizliği: Sorunlar, Öncelikler ve Çözüm Önerileri*. İstanbul: Graphis Matbaa.

Uysal, G. (2013). Kadın İstihdamına Verilen Teşvikler İşe Yarıyor. *Betam Araştırma Notu*. No: 13/151.

Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics*. England: John Wiley & Sons, Ltd.

Voicu, A. (2005). Employment Dynamics in the Romanian Labor Market. A Markov Chain Monte Carlo Approach. *Journal of Comparative Economics*. 33(2005): 604-639.

Weeks, M. (1995). Circumventing the Curse of Dimensionality in Applied Work Using Computer Intensive Methods. *The Economic Journal*. 105(429): 520.530.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Second Edition*. London: The MIT Press.

World Bank, Gender Data Portal, <http://datatopics.worldbank.org/gender/>.

World Economic Forum. (2016). *The Global Gender Gap Report 2016*. Geneva.

Yavuz, A. (2012). *İşgücü, İstihdam ve Kriz Olgusu*. İstanbul: İstanbul Ticaret Odası Yayını.

Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*. 57(298): 348-368.



EKLER

EK 1: İstihdam Durumundan Geçişler İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	KADIN		ERKEK	
	Ortalama	Standart Sapma	Ortalama	Standart Sapma
<i>Geçişler</i>				
İstihdam→İstihdam	0.8675	0.3391	0.9203	0.2709
İstihdam→İşsiz	0.0174	0.1307	0.0434	0.2038
İstihdam→İşgücü Dışı	0.1151	0.3192	0.0364	0.1872
<i>Yıl Kuklaları</i>				
2007'den 2008'e geçiş	0.3152	0.4647	0.3316	0.4708
2008'den 2009'a geçiş	0.3387	0.4734	0.3367	0.4726
2009'dan 2010'a geçiş	0.3461	0.4758	0.3317	0.4709
<i>Medeni Durum</i>				
Bekar	0.2599	0.4387	0.1418	0.3439
Evli	0.7401	0.4387	0.8582	0.3489
<i>Eğitim Durumu</i>				
Bir okul bitirmemiş	0.2576	0.4374	0.0609	0.2392
İlkokul mezunu	0.4079	0.4915	0.4751	0.4994
Ortaokul mezunu	0.0815	0.2737	0.1380	0.3449
Lise mezunu	0.1244	0.3301	0.2143	0.4104
Üniversite ve üzeri mezunu	0.1286	0.3348	0.1117	0.3151
İş Tecrübesi	15.9398	11.9372	18.8967	10.6860
Bireyin Yaşı	37.0556	11.3175	38.6182	10.4750
Bireyin Yaşının Karesi	1501.155	870.5265	1601.069	821.5009
(Hanenin Geliri - Bireyin Geliri)/1000	11.1494	10.8952	5.7306	7.7806
<i>Hanede 5 ve Daha Küçük Yaşta Çocuk Olması</i>				
Yok	0.6902	0.4625	0.6039	0.4891
Var	0.3098	0.4625	0.3961	0.4891

EK 2: İşsiz Durumundan Geçişler İçin Tanımlayıcı İstatistikler

	KADIN		ERKEK	
Değişkenler	Ortalama	Standart Sapma	Ortalama	Standart Sapma
<i>Geçişler</i>				
İşsiz→İşsiz	0.3141	0.4656	0.5190	0.5003
İşsiz→İstihdam	0.2628	0.4416	0.2582	0.4382
İşsiz→İşgücü Dışı	0.4231	0.4956	0.2228	0.4166
<i>Yıl Kuklaları</i>				
2007'den 2008'e geçiş	0.2372	0.4267	0.2911	0.4549
2008'den 2009'a geçiş	0.3269	0.4706	0.2886	0.4537
2009'dan 2010'a geçiş	0.4359	0.4975	0.4203	0.4942
<i>Medeni Durum</i>				
Bekar	0.6026	0.4909	0.3924	0.4889
Evli	0.3974	0.4909	0.6076	0.4889
<i>Eğitim Durumu</i>				
Bir okul bitirmemiş	0.0705	0.2568	0.1190	0.3242
İlkokul mezunu	0.2500	0.4344	0.4709	0.4998
Ortaokul mezunu	0.1923	0.3954	0.1873	0.3907
Lise mezunu	0.3141	0.4657	0.1873	0.3907
Üniversite ve üzeri mezunu	0.1731	0.3795	0.0355	0.1851
İş Tecrübesi	4.2885	5.5649	14.3772	11.7098
Bireyin Yaşı	28.6218	8.9481	35.0861	12.1723
Bireyin Yaşının Karesi	898.7628	597.5204	1378.823	900.324
(Hanenin Geliri - Bireyin Geliri)/1000	10.1431	6.3525	7.4185	10.6832
<i>Hanede 5 ve Daha Küçük Yaşta Çocuk Olması</i>				
Yok	0.7756	0.4185	0.6684	0.4714
Var	0.2244	0.4185	0.3316	0.4714

EK 3: İşgücü Dışından Geçişler İçin Tanımlayıcı İstatistikler

	KADIN		ERKEK	
Değişkenler	Ortalama	Standart Sapma	Ortalama	Standart Sapma
<i>Geçişler</i>				
İşgücü Dışı→İşgücü Dışı	0.0686	0.2528	0.1498	0.3571
İşgücü Dışı→İstihdam	0.0192	0.1373	0.0589	0.2355
İşgücü Dışı→İşsiz	0.9122	0.2830	0.7913	0.4065
<i>Yıl Kuklaları</i>				
2007'den 2008'e geçiş	0.3450	0.4754	0.3532	0.4782
2008'den 2009'a geçiş	0.3309	0.4706	0.3333	0.4716
2009'dan 2010'a geçiş	0.3241	0.4681	0.3135	0.4641
<i>Medeni Durum</i>				
Bekar	0.2218	0.4155	0.4021	0.4905
Evli	0.7782	0.4155	0.5979	0.4905
<i>Eğitim Durumu</i>				
Bir okul bitirmemiş	0.2836	0.4508	0.1193	0.3242
İlkokul mezunu	0.4413	0.4966	0.3586	0.4798
Ortaokul mezunu	0.1123	0.3158	0.2385	0.4263
Lise mezunu	0.1389	0.3458	0.2125	0.4093
Üniversite ve üzeri mezunu	0.0239	0.1528	0.0711	0.2571
İş Tecrübesi	3.9987	8.7467	16.7355	14.5278
Bireyin Yaşı	38.0021	13.0592	40.5665	17.4020
Bireyin Yaşının Karesi	1614.669	1010.837	1948.241	1320.122
(Hanenin Geliri - Bireyin Geliri)/1000	11.8617	10.9633	9.1528	8.5151
<i>Hanede 5 ve Daha Küçük Yaşta Çocuk Olması</i>				
Yok	0.6473	0.4779	0.8394	0.3673
Var	0.3527	0.4779	0.1606	0.3673