
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
Gazi
1926

DİNAMİK PANEL VERİ ANALİZİ İLE TÜRKİYE'DE ÖZNEL YOKSULLUĞUN SÜREKLİLİĞİNİN İNCELENMESİ

Pınar YAVUZKANAT

DOKTORA TEZİ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI

GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

NİSAN 2017

Pınar YAVUZKANAT tarafından hazırlanan "DİNAMİK PANEL VERİ ANALİZİ İLE TÜRKİYE'DE ÖZNEL YOKSULLUĞUN SÜREKLİLİĞİNİN İNCELENMESİ" adlı tez çalışması aşağıdaki jüri tarafından OY BİRLİĞİ ile Gazi Üniversitesi İstatistik Anabilim Dalında DOKTORA TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Danışman: Prof. Dr. Mehmet Akif BAKIR

İstatistik, Gazi Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Doktora Tezi olduğunu onaylıyorum. ...……..

Başkan : Prof. Dr. Yılmaz AKDİ

İstatistik, Ankara Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Doktora Tezi olduğunu onaylıyorum. ……..…….

Üye : Prof. Dr. Jülide YILDIRIM ÖCAL

Ekonomi, TED Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Doktora Tezi olduğunu onaylıyorum. ...……...

Üye : Prof. Dr. Hamza GAMGAM

İstatistik, Gazi Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Doktora Tezi olduğunu onaylıyorum. ...……

Üye : Doç. Dr. Bülent ÇELİK

İstatistik, Gazi Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Doktora Tezi olduğunu onaylıyorum. ...……

Tez Savunma Tarihi: 19/04/2017

Jüri tarafından kabul edilen bu tezin Doktora Tezi olması için gerekli şartları yerine getirdiğini onaylıyorum.

……..……

Prof. Dr. Hadi GÖKÇEN

Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

ETİK BEYAN

Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmasında;

- Tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- Tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- Tez çalışmasında yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi,
- Kullanılan verilerde herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
- Bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu,

bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim.

Pınar YAVUZKANAT

19/04/2017

DİNAMİK PANEL VERİ ANALİZİ İLE TÜRKİYE'DE ÖZNEL YOKSULLUĞUN SÜREKLİLİĞİNİN İNCELENMESİ

(Doktora Tezi)

Pınar YAVUZKANAT

GAZİ ÜNİVERSİTESİ

FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Nisan 2017

ÖZET

Sosyal ve ekonomik araştırmalarda geniş kullanıma sahip olan dinamik panel veri analizi yöntemleri yoksulluk gibi problemler için önemli sonuçlar ortaya koymaktadır. Bu çalışma ile literatürde dinamik panel veri analizinde kullanılan çeşitli yöntemler öznel yoksulluk problemi ile birlikte ele alınmıştır. Böylece, hanelerin yoksunluk algısına dayalı olan öznel yoksulluğun Türkiye için süreklilik durumunun analiz edilmesi amaçlanmıştır. Çalışmanın birincil analizi kapsamında, Türkiye İstatistik Kurumu tarafından gerçekleştirilen Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması yatay ve panel veri setleri üzerinden farklı metodolojilere dayalı olarak Türkiye için öznel yoksulluk sınırları tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgular, Türkiye için zaman içinde hızlı düşüş gösteren ve maddi yoksunluk ile karşılaştırıldığında daha düşük bir yoksunluk durumuna işaret etmiştir. İkincil analizler kapsamında, dinamik panel veri analizi altında farklı yöntemler ile Türkiye'de öznel ve göreli yoksulluktaki süreklilik durumu incelenmiştir. Süreklilik olasılıkları çok boyutlu yoksulluk tanımlamalarında kullanılan demografik, eğitim, sağlık, barınma ve işgücü boyutları altında modellenmiştir. Bulgular, öznel ve göreli yoksullukta başlangıç koşullarının etkisinin çok yüksek olduğunu göstermiştir. Geçmişinde yoksulluk hikayesine sahip olan hanelerin kullanılabilir gelirlerinde artış olsa bile bir süre daha kendilerini yoksun olarak hissetmeye devam ettiği görülmüştür. Hanenin eğitim profilinin yüksek olması öznel yoksullukta daha fazla olmakla birlikte hem öznel hem de göreli yoksullukta süreklilik olasılığını en fazla düşüren değişken olarak tahmin edilmiştir. Ayrıca göreli yoksulluk için hanenin istihdam profilinin yüksek olması, öznel yoksulluk için hanenin ev sahibi olması süreklilik olasılığının tahmininde yüksek düşürücü etki göstermiştir. Gerçek durum bağımlılığının etkisi öznel yoksullukta daha fazla olmakla birlikte, göreli yoksullukta birleştirilmiş durum bağımlılığı içindeki gerçek durum bağımlılığının ağırlığı daha fazla tahmin edilmiştir. Bu durum öznel yoksulluk halinde geçirilen sürenin göreli yoksulluktan nispi olarak daha yüksek olduğunu ortaya koymuştur.

Bilim Kodu	:	20513
Anahtar Kelimeler	:	Öznel Yoksulluk, Yoksunluk, Öznel Yoksullukta Süreklilik, Dinamik Panel Veri Analizi
Sayfa Adedi	:	180
Danışman	:	Prof. Dr. Mehmet Akif BAKIR

ANALYSING PERSISTENCE OF SUBJECTIVE POVERTY IN TURKEY USING DYNAMIC PANEL DATA MODELS

(Ph. D. Thesis)

Pınar YAVUZKANAT

GAZİ UNIVERSITY

GRADUATE SCHOOL OF NATURAL AND APPLIED SCIENCES

April 2017

ABSTRACT

Dynamic panel data analysis methods, which have wide use in social and economic studies, reveal significant results for problems such as poverty. In this study, various methods used in dynamic panel data analysis in literature are discussed together with subjective poverty problem. So, it was aimed to analyse the persistence of subjective poverty in Turkey which is based on the deprivation perception of the households. Within the scope of the primary analysis of the study, subjective poverty lines were estimated for Turkey based on different methodologies by Income and Living Conditions Survey cross section and panel data sets. Findings have pointed to a rapid decline and lower deprivation situation over the time compared to material deprivation for Turkey. Within the scope of second analysis, the persistence of subjective and relative poverty in Turkey has been examined by dynamic panel data analysis. The persistence possibilities have been modelled by variables which are defined under demographic, education, health, housing and labour dimensions used in the definitions of multidimensional poverty. Findings show that the effect of the initial conditions in subjective and relative poverty is very high. It is seen that households with a history of poverty in the past continue to perceive themselves as deprived even if their disposable income increases. It has been estimated that the higher education profile of household is variable which reduces the possibility of persistence mostly in both subjective and relative poverty, with more in subjective poverty. Moreover, higher employment profile of the household for relative poverty and being home ownership for subjective poverty had high decreasing effect on the estimation of persistence possibility. In spite of the fact that true state dependence is much more effective in subjective poverty, it is estimated that the weight of true state dependence in the combined state dependence is higher for relative poverty. This situation shows that the duration spent in subjective poverty is higher than relative poverty in relative terms.

Science Code	:	20513
Key Words	:	Subjective Poverty, Deprivation, The Persistence of Subjective Poverty, Dynamic Panel Data Analysis
Page Number	:	180
Supervisor	:	Prof. Dr. Mehmet Akif BAKIR

TEŞEKKÜR

Lisans eğitimime başladığım ilk günden doktora eğitimimi tamamladığım bugüne kadar çalışmalarımda beni destekleyen, değerli katkılarıyla sürekli beni yönlendiren, yoğun iş temposunun arasında sabrıyla her zaman yanımda olan danışmanın Gazi Üniversitesi İstatistik Bölümü öğretim üyesi Sayın hocam Prof. Dr. Mehmet Akif BAKIR'a, değerli tecrübeleri ve fikirleriyle ufkumu açan ve çalışmalarıma eşsiz katkılar sunan, her tez izleme komitesi toplantısında çalışmalarımın bilimsel olarak şekillenmesini sağlayan Doktora Tez İzleme Komitesi üyelerimden TED Üniversitesi öğretim üyesi Sayın hocam Prof. Dr. Jülide YILDIRIM ÖCAL'a ve Gazi Üniversitesi İstatistik Bölümü öğretim üyesi Doç. Dr. Bülent ÇELİK'e, jüri üyelerime, doktora tez çalışmam boyunca desteklerini esirgemeyen T.C. Aile ve Sosyal Politikalar Bakanlığı'nda görev yapan yöneticilerime ve iş arkadaşlarıma, analizlerimi gerçekleştirdiğim verileri hiç gecikmeksizin temin edebildiğim Türkiye İstatistik Kurumu'na ve sorularıma her daim yanıt alabildiğim Türkiye İstatistik Kurumu Gelir ve Yaşam Koşulları İstatistikleri Grubu çalışanlarına, doktora eğitimi boyunca burs desteklerinden faydalandığım Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu'na, bana desteğin, aile içi paylaşımın ne olduğunu gösteren ve beni her zaman dinleyen eşim Mustafa Selçuk YAVUZKANAT'a, manevi destekleriyle beni hep motive eden annem, babam, ablalarım ve ailemin diğer üyelerine, doğduğu günden beri tez çalışmamın yükünü yansıtmaktan imtina ettiğim, gözlerinden güç aldığım kıymetlim canım kızıma, şükranlarımı, teşekkürlerimi ve saygılarımı sunarım.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET iv

ABSTRACT v

TEŞEKKÜR vi

İÇİNDEKİLER vii

ÇİZELGELERİN LİSTESİ ix

ŞEKİLLERİN LİSTESİ xi

RESİMLERİN LİSTESİ xii

SİMGELER VE KISALTMALAR xiv

1. GİRİŞ 1

2. DİNAMİK PANEL VERİ ANALİZİNE İLİŞKİN TEMEL KAVRAMLAR VE TANIMLAMALAR 13

2.1. Panel Veri ve Panel Veri Analizi 13

2.2. Panel Veri Türleri ve Panel Yıpranması 14

2.3. Panel Verilerde İçsellik Problemi ve Birim Etki 15

2.4. Panel Modellerde Heterojenlik 18

2.5. Doğrusal Panel Veri Modelleri ve Tahmin Yöntemleri 19

2.5.1. Sabit etkiler modeli 21

2.5.2. Rastgele etkiler modeli 24

2.5.3. Tahmin yöntemleri arasındaki tercihler 26

2.6. Dinamik Panel Veri Modelleri ve Tahmin Yöntemleri 27

2.7. Panel Verilerde Sürekliliğin Modellenmesi 30

2.7.1. Basit-temel olasılık oranı modeli 32

Sayfa

2.7.2. İçsel değişim modeli 35

2.7.3. Dinamik rastgele etkiler probit modeli 37

3. ÖZNEL YOKSULLUĞA İLİŞKİN TEMEL KAVRAMLAR VE ÖLÇÜM YÖNTEMLERİ 45

3.1. Yoksulluk Kavramı ve Nedenleri 45

3.2. Yoksulluk Yaklaşımları 46

3.3. Yoksulluk Ölçüm Yöntemleri 48

3.3.1. Nesnel yoksulluk yaklaşımları 48

3.3.2. Öznel yoksulluk yaklaşımları 57

4. TÜRKİYE'DE ÖZNEL YOKSULLUĞUN VE SÜREKLİLİĞİNİN İNCELENMESİ 71

4.1. Veri Kümesi ve Çalışmanın Organizasyonu 71

4.2. Birincil Analiz: Türkiye'de Öznel Yoksulluğun Ölçülmesi 75

4.3. İkincil Analiz: Dinamik Panel Veri Analizi ile Türkiye'de Öznel Yoksulluğun Sürekliliğinin İncelenmesi 103

5. TARTIŞMA 147

6. SONUÇ VE ÖNERİLER 151

KAYNAKLAR 161

EKLER 171

EK-1. MGB, HHB ve KG arasındaki doğrusal ilişkiler (2006-2013) 172

EK-2. Çoklu regresyon analizi varsayım sınamalarının sonuçları (2006-2013) 173

EK-3. Çoklu regresyon analizi sonuçlarına göre uç değerler (2006-2013) 174

EK-4. Standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2006-2013) 176

ÖZGEÇMİŞ 178

DİZİN 180

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge **Sayfa**

Çizelge 4.1. Harcamaya dayalı yoksulluk sınırı yöntemlerine göre fert yoksulluk oranları (2002-2014) 76

Çizelge 4.2. Sıralı yüzde 20'lik gruplar itibariyle yıllık eşdeğer hanehalkı kullanılabilir gelirin dağılımı ve gini katsayısı (2006-2015) 77

Çizelge 4.3. Maddi Yoksunluk oranları (2006-2014) 77

Çizelge 4.4. Eşdeğer hanehalkı kullanılabilir fert gelirine yoksul sayıları, yoksulluk oranı ve yoksulluk açığı (%60 yoksulluk riski) (2006-2015) 78

Çizelge 4.5. Türkiye geneli MGB betimsel istatistikleri (2006-2013) 79

Çizelge 4.6. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2006-2013) 81

Çizelge 4.7. Uç değer analizi sonucunda analize dahil edilen hane sayıları (2006-2013) 90

Çizelge 4.8. AEKK yöntemiyle elde edilen katsayı tahmin sonuçları (2006-2013) 91

Çizelge 4.9. ÖYS sınır tahminleri (2006-2013) 93

Çizelge 4.10. SPM yönteminde analize dahil edilen hane sayıları (2006-2013) 94

Çizelge 4.11. SPM sınır tahminleri (2006-2013) 95

Çizelge 4.12. Panel ÖYS yönteminde analize dahil edilen hane sayıları (2006-2013) 96

Çizelge 4.13. Birim etki varlığı test sonuçları 98

Çizelge 4.14. Hausman testi sonuçları 99

Çizelge 4.15. Panel ÖYS yöntemi model tahmin sonuçları 100

Çizelge 4.16. Panel ÖYS sınır tahminleri (2010-2013) 101

Çizelge 4.17. Panel ÖYS yöntemi bootstrap sonuçları 101

Çizelge 4.18. Yöntemlere göre sınır tahmin sonuçları (2010-2013) 102

Çizelge 4.19. Panel ÖYS oran tahmin sonuçları ve yoksunluk ölçeklerinin karşılaştırılması (2010-2013) 103

Çizelge **Sayfa**

Çizelge 4.20. Panel veriye dahil edilen hane sayıları 105

Çizelge 4.21. Yıpranmanın kontrolü için seçim modeli tahmin sonuçları..... 107

Çizelge 4.22. Test değişkenleri eklenerek gerçekleştirilen seçim modeli tahmin sonuçları..... 109

Çizelge 4.23. Öznel ve göreli yoksulluk geçiş oranları (%) (2010-2013)..... 111

Çizelge 4.24. Birleştirilmiş yıl verisine dayalı olarak öznel yoksulluk ve göreli yoksulluk geçiş oranları 112

Çizelge 4.25. Temel geçiş oranı model tahmin sonuçları 115

Çizelge 4.26. Temel geçiş oranı yaklaşımına dayalı olarak tahminlerin marjinal etkileri..... 118

Çizelge 4.27. İçsel değişim yaklaşımına dayalı olarak model tahmin sonuçları 123

Çizelge 4.28. İçsel değişim yaklaşımına dayalı olarak tahminlerin marjinal etkileri 126

Çizelge 4.29. Dinamik rastgele etkiler probit modeli Heckman yaklaşımı sonuçları..... 130

Çizelge 4.30. Dinamik rastgele etkiler probit modeli Wooldridge yaklaşımı sonuçları..... 133

Çizelge 4.31. Dinamik rastgele etkiler probit modeli Wooldridge yaklaşımına dayalı olarak tahminlerin marjinal etkileri..... 136

Çizelge 4.32. Öznel yoksullukta süreklilik olasılığına ilişkin model tahmin sonuçları..... 139

Çizelge 4.33. Model yaklaşımlarına göre öznel yoksullukta süreklilik olasılığı tahminleri 141

Çizelge 4.34. İçsel değişim modeli altında süreklilik olasılığı ve medyan nöbet süresi tahmini..... 141

Çizelge 4.35. İçsel değişim yaklaşımı altında bazı durumlar için öznel yoksullukta süreklilik olasılığı tahminleri 142

Çizelge 4.36. Öznel ve göreli yoksulluk için durum bağımlılığı tahminleri..... 144

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil **Sayfa**

Şekil 3.1. Kesişim yöntemi ile öznel yoksulluk sınırı 59

Şekil 4.1. Türkiye geneli MGB konum parametreleri (2006-2013) 80

Şekil 4.2. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2006 yılı)..... 83

Şekil 4.3. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2007 yılı)..... 83

Şekil 4.4. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2008 yılı)..... 84

Şekil 4.5. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2009 yılı)..... 84

Şekil 4.6. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2010 yılı)..... 85

Şekil 4.7. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2011 yılı)..... 85

Şekil 4.8. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2012 yılı)..... 86

Şekil 4.9. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2013 yılı)..... 86

RESİMLERİN LİSTESİ

Resim **Sayfa**

Resim 1.1. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2006 Yılı) 174

Resim 1.2. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2007 Yılı) 174

Resim 1.3. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2008 Yılı) 174

Resim 1.4. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2009 Yılı) 174

Resim 1.5. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2010 Yılı) 175

Resim 1.6. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2011 Yılı) 175

Resim 1.7. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2012 Yılı) 175

Resim 1.8. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2013 Yılı) 175

Resim 1.9. Çoklu doğrusal regresyon sonuçlarına göre standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2006 Yılı) 176

Resim 1.10. Çoklu doğrusal regresyon sonuçlarına göre standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2007 Yılı) 176

Resim 1.11. Çoklu doğrusal regresyon sonuçlarına göre standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2008 Yılı) 176

Resim 1.12. Çoklu doğrusal regresyon sonuçlarına göre standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2009 Yılı) 176

Resim 1.13. Çoklu doğrusal regresyon sonuçlarına göre standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2010 Yılı) 177

Resim 1.14. Çoklu doğrusal regresyon sonuçlarına göre standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2011 Yılı) 177

Resim 1.15. Çoklu doğrusal regresyon sonuçlarına göre standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2012 Yılı) 177

Resim **Sayfa**

Resim 1.16. Çoklu doğrusal regresyon sonuçlarına göre standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2013 Yılı) 177

SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış simgeler ve kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

Kısaltmalar	Açıklamalar
AB	Avrupa Birliği
ABD	Amerika Birleşik Devletleri
AEKK	Ağırlıklı En Küçük Kareler
DESTE	Doğrusal En iyi Sapmasız Tahmin Edici
EKK	En Küçük Kareler
EU	The European Union
EUROSTAT	European Community Statistical Office
HEKK	Havuzlanmış En Küçük Kareler
HHB	Hanehalkı Büyüklüğü
GDS	Gelir Değerlendirme Sorusu
GEKK	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GMM	Genelleştirilmiş Momentler Methodu
GRF	Gelir Refah Fonksiyonu
GYKA	Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması
İGE	İnsani Gelişmişlik Endeksi
KG	Kullanılabilir Gelir
LYS	Leyden Yoksulluk Sınırı
MGS	Minimum Gelir Sorusu
MGB	Minimum Gelir Beklentisi
OECD	Org. for Economic Cooperation and Development
ÖYS	Öznel Yoksulluk Sınırı
SEKK	Sıradan En Küçük Kareler
SILC	Statistics on Income and Living Conditions
SPM	Sosyal Politika Merkezi Sınırı
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu
UNDP	United Nations Development Programme
U	Utility-Fayda Fonksiyonu

1. GİRİŞ

Günümüzde teorik ve uygulamalı pek çok çalışmada panel veri modellerinden faydalanılmaktadır. Özellikle ekonomik çalışmalarda birimlerin zamana ilişkin verilerinin incelenmesi araştırmacıları panel veri analizine yönlendirmektedir. Gerek makro gerekse mikro veriler ile yapılan bu analizler araştırmacılar ve politika yapıcılar için önemli çıkarımlar ortaya koymaktadır. Ekonomik analizlerde panel veri kullanımının yaygınlaşması ile beraber, birim ve zaman boyutlarıyla farklılaşan çeşitli panel veri modellerinin kurulduğu görülmektedir. Bu modeller birim ve zaman etkilerinin modelde yer alıp almaması, bu etkilerin sabit bir parametre ya da rastgele değişken olarak davranması, bağımlı ya da bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin modelde yer alıp almaması gibi çeşitli koşullara göre şekillenmektedir. Son yıllarda özellikle ekonomik çalışmalarda en çok faydalanılan panel veri yöntemlerinden biri de dinamik yöntemlerdir.

Panel veri analizinde dinamik yöntemler, önceki değerlerinden bağımsız olduğu düşünülmeyen bağımlı değişkenlerin çeşitli faktörler altında doğrusal ya da doğrusal olmayan modeller ile açıklandığı durumlarda kullanılmaktadır. Dinamik panel yöntemler açısından içsellik problemine neden olan unsurların kontrol edilmesi gerekmektedir. Zaman boyutunun tamamında gözlenen birimler ile analize devam etmenin uygunluğu, başlangıç koşullarının modele dahil edilmesi ve gözlenemeyen heterojenliğin varlığı test edilerek veri yapısına uygun model ile analize devam edilmelidir. Dinamik panel veri analizinde geçişlerin ya da sürekliliğin incelendiği bu modeller geçiş olasılıkları modelleri olarak isimlendirilmektedir. Literatürde geçiş olasılıkları modelleri sıklıkla, gözlenemeyen heterojenlik ve durum bağımlılığını modele dahil etmeyen temel olasılık oranı modelleri, her iki durumu da modele dahil eden içsel değişim modelleri ve dinamik rastgele etkiler probit modelleri altında tahmin edilmektedir.

Dinamik yöntemlerden özellikle hanelerin ve bireylerin gelir ve tüketimlerine dayalı olarak davranış kalıplarını ortaya koymayı hedefleyen çalışmalarda, yoksulluk gibi geçmiş duruma bağımlılığı ortaya konulan ve hane/birey bazında süreklilik durumlarının incelenmesi önem arz eden konularda sıklıkla yararlanılmaktadır. Özellikle bugün dünyanın yaşadığı en önemli sosyal ve ekonomik problemlerin başında gelen yoksulluk problemine ilişkin yapılacak

yapısal analizlerde bu sorunun kalıcılığını incelemek ve sürekliliği etkileyen faktörleri tespit etmek oldukça önemli görülmektedir.

Son yıllarda dünyanın birçok ülkesinde gelir eşitsizliğindeki artışın hızlanması oldukça dikkat çekmekte, gelir dağılımının iyileştirilmesi ve yoksullukla mücadele yöntemlerine ulusal ve uluslararası planlarda özellikle yer verilmektedir. Refahın sadece gelirin ya da tüketimin artırılması ile çözülebilecek bir unsur olmadığı anlayışı ile birlikte 1990'lı yıllardan itibaren yoksulluğa çok boyutlu ve katılımcı bir bakış açısı getirilmiştir. Temeli insani yoksulluk kavramına dayanan genişletilmiş tanımlar gelişen yoksulluk yaklaşımlarıyla birlikte hanelerin ve bireylerin yoksulluğunun ölçümünde sadece gelir ya da tüketimi değil sağlık, eğitim, işgücü, konut koşulları gibi faktörlerin refah üzerindeki etkilerinin de hesaba katıldığı yöntemleri önermektedir.

Gelir, tüketim ya da çok boyutlu hesaplara dayanan bu ölçüm yöntemlerinin birçoğu nesnel ve belirli ölçütlere dayalı olarak toplumun geneli üzerinden yoksulluk sınırını hesaplamaktadır. Ancak hane refahının ve dolayısıyla toplumsal refahın artırılmasında toplumun yapıtaşı olan hanelerin yoksunluk algısının analiz edilmesi de önemlidir. Katılımcı yaklaşım temelinde hanelerin geçim durumlarını ve geçim için gelir beklentilerini ölçen öznel yoksulluk yaklaşımı ile hanelerin ve toplumun yoksunluk algısı analiz edilebilmekte ve bu çerçevede yoksunluk sınırı oluşturulabilmektedir. Bu ölçümde katılımcı yaklaşım hanelerin yoksunluk tanımlamalarına öznel değerlendirmeleri ile katılımlarını ifade etmektedir.

Bu tez çalışmasında dinamik panel yöntemlerin, yapısı gereği yoksulluk probleminden daha geniş bir kavram olan öznel yoksulluk problemine uygulanması amaçlanmıştır. Böylelikle ulusal literatürde çok fazla çalışılmayan dinamik panel yöntemlerin derinlemesine bir incelemesi yapılmakla birlikte, yoksulluk literatürü açısından diğer bir az çalışılan konu olan öznel yoksulluğa ilişkin kesit ve panel incelemeler gerçekleştirilmiş, öznel yoksulluk sorununun kalıcılık yapısına etki eden faktörler tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgular ile teorik ve uygulama alanına katkı sağlanması hedeflenmiştir.

Öznel yoksulluk yaklaşımında genel olarak yoksunluk sınırı hanelerin Gelir Refah Fonskiyonlarına (GRF) dayalı olarak fayda fonksiyonları temelinde oluşturulmaktadır. Hane bazlı bu incelemeler, genellikle hanelere araştırma sorularıyla farklı refah düzeylerine ilişkin

yöneltilen Gelir Değerlendirme Sorusu (GDS) ya da tek bir refah seviyesine ilişkin yöneltilen Minimum Gelir Sorusu (MGS) temeline dayanmaktadır. Hanelerin geçim değerlendirmeleri ve gelir beklentilerine ilişkin bu sorular farklı öznel yoksulluk ölçüm yöntemlerinde araç olarak kullanılmaktadır. Bu yöntemlerden Leyden Yoksulluk Sınırı (LYS) ölçüm yöntemi GDS'i baz alarak farklı refah düzeyleri için sınır belirlerken; Öznel Yoksulluk Sınırı (ÖYS) MGS'i baz alarak sınır belirlemektedir. Ayrıca Sosyal Politika Merkezi Sınırı (SPM) yöntemi ise bu sorulardan farklı olarak hanelerin kullanılabilir gelirleriyle geçimlerini ifade ettiği ve çok zor'dan çok kolay'a altılı ölçeğin kullanıldığı bir başka soru ile sınır belirlemektedir. Literatürde SPM ile LYS'nin karması olan alternatif yöntemler de kullanılmaktadır.

Öznel yöntemlerin özellikle hanelerin çok boyutlu yoksulluk durumlarını yansıtmasından dolayı nesnel yöntemlere göre bazı avantajları söz konusudur. Ancak yanıtlayıcılarının keyfi cevap vermeleri ve yanıtların dönemsel makro göstergelerin etkisinde olabilmesi tahminlere ilişkin ölçüm hatalarının incelenmesini gerekli kılmaktadır. Bu nedenle öznel yoksulluk sınırlarının ölçüldüğü analizlerde birimlerin aykırı değer analizleri ve varyans değişimlerinin incelenmesi önemlidir. Ölçüm hatalarının azaltılması için birçok çalışma öznel yoksulluk üzerine yapılan çalışmaların panel boyutta ele alınmasını önermektedir. Bu önerinin temelinde hanelerin bir dönemde verdikleri keyfi yanıtların sonraki yıllarda tekrarlanma olasılığının düşük olması ve dönemsel makro göstergelerin etkisinin izlenebilmesi gelmektedir.

Ulusal ve uluslararası literatürde yoksullukla ilgili yapılan çalışmalar son on yıla kadar özellikle yoksulluğun sosyolojik çıktıları üzerine yoğunlaşmaktayken, son yıllarda yoksulluk ölçümleri üzerine yapılan çalışmalar sıklaşmıştır. Bu ölçüm çalışmaları genellikle gelişen yoksulluk yaklaşımları çerçevesinde yatay kesit verileri üzerinden genel veya bölgesel endeks hesaplamaları ve yoksulluğun çok boyutluluğu çerçevesinde yapılan yeni yoksulluk ölçümlerini kapsamaktadır. Yoksulluğun birimler bazında zamansal gelişimini hesaba katan panel bazlı yöntemsel çalışmalar ise çok fazla yaygınlık göstermemektedir.

Tarih boyunca gelişen yoksulluk yaklaşımları yoksulluğun parasal göstergeler üzerinden, kapasite yaklaşımı, sosyal içerme yaklaşımı ve katılımcı yaklaşım ile ölçümlerini de beraberinde getirmiştir (Mabughi ve Selim, 2006: 181; Thorbecke, 2005: 30; Laderchi, Saith ve Stewart, 2003: 244). Geliştirilen yoksulluk ölçümleri yoksulluğun önceden belirlenmiş

nesnel teoriler ya da öznel değerlendirmelere dayalı olarak hesaplanmasına göre şekillenmiştir. Yoksulluğa ilişkin ilk ölçüm çalışmalarından bazıları Mayhew (1851), Booth (1892) ve Rowntree (1901) tarafından yapılmıştır (Tomlinson, Walker ve Williams, 2008). Bu çalışmalarda yoksulluğun ölçümünde hayat standartları değerlendirilirken sosyal koşulların da gelir kadar önemli olduğu vurgusu yapılmış olmakla birlikte yoksulluk ölçümleri "mutlak ölçümler" çerçevesinde ve birçoğu da minimum gıda ihtiyacı temelinde tanımlanmıştır. Rowntree (1901), yoksulluk ölçümlerinde sadece minimum gıda ihtiyaçlarının hesaba katılmadığı giyim, barınma gibi gıda dışı ihtiyaçların da hesaba katıldığı bir mutlak ölçüm yöntemi önermiştir. Orshansk (1965), gıda yoksulluk sınırını ortalama gıda-gelir oranı gibi ortalama Engel katsayısına karşılık gelen bir katsayı ile genişletmeyi önermiştir. Çalışmasında bu faktörün yaklaşık 3'e eşit olduğunu tahmin etmiştir (Flik ve Van Praag, 1991: 312). Fuchs (1967), toplumdaki gelirin ortalamasının (ya da medyanının) belirli bir yüzdeliği gibi bir yoksulluk sınırı tanımlamasının gerekliliğini vurgulamıştır. Townsend (1979), gelirin tek başına bir yoksulluk ölçüsü olamayacağını, yoksulluğun doğrudan ve dolaylı birçok değişkene bağlı olabileceği ve bunun da toplumun standartlarına göre ölçülebileceği varsayımına dayalı olarak göreli yoksulluğu tanımlamıştır. Böylelikle Townsend (1979), yoksulluğun mutlak tanımına farklı bir bakış açısı ile göreli bir tanım kazandırmıştır.

Sen (1976) çalışmasında yoksul olmamayı "tercih yapmakta özgür olmak ve yaşam tarzını belirleyebilmenin gerekliliği" olarak tanımlamıştır. Bu bakış açısı altında Sen (1976) kapasiteler ve imkanlar yaklaşımını önermiş ve yoksulluğun tanımı yapılırken insanların kapasitelerinin-yapabilirliklerinin ve içinde bulunduğu şartların da incelenmesi gerektiğini vurgulamıştır. Literatürde "insani yoksulluk" olarak anılan bu tanıma göre birey için yapabildiklerini seçme özgürlüğüne ulaşabilme seviyesi bireyin yoksulluk derecesini göstermekte ve böylece yoksulluğun hesaplanmasında gelir yetersizliği, sosyal dışlanma, eğitim durumu, çevre koşulları, fiziki engeller vb. birçok boyut ele alınmaktadır. Sen (1976) çalışmalarından sonra insani yoksulluk kavramı ile birlikte yoksulluğun sadece gelir ya da sadece harcama üzerinden ölçülmesini eleştiren çok değişkenli bir bakış açısı geliştirmiştir.

Smeeding ve diğerleri (1993) aksiyomlara dayalı olmayan yoksulluk yaklaşımları üzerinden yoksulluğu etkileyen boyutların katkı derecelerine bağlı bir çok boyutlu yoksulluk ölçeği geliştirmişlerdir. Adams ve Page (2001), parasal ve parasal olmayan göstergeler üzerinden (eğitim, ortalama yaşam süresi, sağlık) yoksulluk üzerine bir metodoloji geliştirmişlerdir.

Mussard ve Pi Alperin (2007) çalışmalarında tek değişkenli yaklaşımların yoksulluğun temel ölçülerini tam kapsayamadığı yönünde bir eleştiri getirmişlerdir. Alkire ve Santos (2010), gelişmekte olan ülkelerin karşılaştırılması amacıyla bir çok boyutlu yoksulluk endeksi çalışması yapmışlardır. Söz konusu ölçümde sağlık, eğitim, yaşam standartları kullanılmış ve gelire göre ölçülen yoksulluk boyutları ile karşılaştırma yapılmıştır. Alkire ve Santos (2010), bu endeksin gelir yoksulluğu ile nispeten örtüştüğünü ancak daha çok diğer faktörlerden etkilendiğini ortaya koymuşlardır (Kabaş, 2009; Karadağ, 2010).

Ulusal literatürde gelir dağılımı ve yoksulluğa ilişkin yapılan çalışmalarda daha çok yoksulluğun çıktıları irdelenmiş, ölçüme yönelik çalışmalarda ise objektif ölçüm yöntemleri temel alınmıştır. Derviş ve Robinson (1980), Celasun (1986), Kazgan(1992), Dumanlı (1996) ve Erdoğan (2000) tarafından yapılan çalışmalar yoksulluk ve gelir dağılımının Türkiye'deki boyutlarını ortaya koymaktadır. Özcan (2003), 2001 yılı için Türkiye'de yoksulluğun ölçülmesine ilişkin bir analiz yapmıştır. Gül (2002), Türkiye'de yoksulluğun sosyolojik boyutlarını incelemiştir. Kalaycıoğlu (2006), çeşitli açılardan Türkiye'nin yoksulluk dinamiklerini değerlendirmiştir. Şeker (2008), Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması (GYKA) üzerinden yaptığı çalışmada Türkiye açısından sosyal transferlerin yoksulluk üzerine etkilerini ortaya koymuştur. Bir ölçüm çalışması olarak Kabaş (2009), 24 gelişmekte olan ülkenin yoksulluk düzeylerini iki farklı yöntemle çok boyutlu olarak hesaplamış ve ülkeler arasında sıralama yapmıştır. Karadağ ve Saraçoğlu (2015), Türkiye için çok boyutlu yoksulluk analizini gerçekleştirmişler ve AB ile karşılaştırmalı sonuçları ortaya koymuşlardır.

Yoksulluğu mutlak ve göreli normlara göre ölçen nesnel yoksulluk yaklaşımlarının aksine metodolojik zorluklar nedeniyle öznel yoksulluk ölçüleri kullanılarak yapılan çalışmaların sayısı oldukça azdır. Katılımcı yoksulluk yaklaşımı perspektifinde öznel yoksulluk ölçümlerine ilişkin ilk çalışma Goedhart, Halberstadt, Kapteyn ve Van Praag (1977) tarafından yapılmıştır. Çalışmada, GRF baz alınarak farklı refah düzeylerine karşılık gelen gelir beklentileri üzerinden Leyden öznel yoksulluk ölçümlerinin teorisi ele alınmıştır. Bu çalışma 1975 yılı için Hollanda hanehalkı araştırmaları çerçevesinde incelenmiş ve hanehalkı büyüklüğü, hanehalkı reisinin cinsiyeti, hanenin yaşadığı bölge ve gelir dilimleri öznel yoksulluğu açıklayan değişkenler olarak ifade edilmiştir (Goedhart, Halberstadt, Kapteyn ve Van Praag, 1977: 510). Van Praag, Goedhart ve Kapteyn (1980) Hollanda, Belçika, Lüksemburg, Fransa, İtalya, Almanya, Danimarka, İngiltere, İrlanda ve Kuzey

İrlanda için öznel yoksulluk karşılaştırmalarını yapmış ve AB üyesi bu ülkeler için öznel yoksulluk profilinin oldukça farklı düzeylerde ve nesnel yoksulluk düzeylerine göre oldukça yüksek olduğunu tespit etmişlerdir. Deleeck, Berghman ve Janssens (1984) çalışmalarında öznel yoksulluk tanımı çerçevesinde SPM ölçüm yöntemini tanımlamışlardır. Bu yöntemde Deleeck sorusu olarak tanımlanan ve hanelerin mevcut gelirleriyle geçinebilme durumlarını ifade ettikleri bir soru üzerinden, soru formunu dolduran cevap vericilerin sadece bir alt örneğiyle ölçümler yapılmıştır.

Colasanto, Kapteyn ve Van der Gaag (1984) Amerika Birleşik Devletleri için hanehalkı büyüklüğü, hanehalkı reisinin yaşı, cinsiyeti ve hanehalkının yaşadığı bölgenin yoksulluk sınırı üzerinde etkili olduğunu tahmin etmişlerdir. Hagenaars ve Van Praag (1985) öznel yoksulluğun, mutlak ve göreli yoksulluk kavramlarının bir karması olduğunu deneysel verilere dayalı olarak göstermişlerdir. Kapteyn, Van De Geer ve Van de Stadt (1985) LYS'nin özel bir çeşidi üzerinde çalışmışlardır. Yoksulluğun ölçüm yöntemlerine göre yaklaşım farklılıklarının karşılaştırmalı analizinde Hagenaars ve De Vos (1988), Hollanda'yı analiz etmişlerdir. Bu çalışmada sosyal alt gruplar bakımından öznel yoksulluk sınırlarının nesnel yoksulluk sınırından daha yüksek olma eğiliminde olduğunu ve öznel yoksulluğa ilişkin çalışmaların panel veriler dikkate alınarak daha sağlıklı sonuçlar ortaya koyduğunu belirtmişlerdir (Flik ve Van Praag, 1991: 312). De Vos ve Garner (1991) hanehalkının sabit harcamaları, haneye gelir getirenler, hanehalkı reisinin yaşı, eğitimi, cinsiyeti, hanenin yaşadığı bölge ve hanenin gelir değişimlerini analize dahil ettiği çalışmasında öznel yoksulluk sınırının gelire dayalı yoksulluk sınırından daha yüksek olduğunu ve farkın ABD'de Hollanda'dan daha yüksek olduğunu göstermişlerdir.

Frik ve Van Praag (1991), öznel yoksulluk ölçümlerine ilişkin farklı metodolojilerin karşılaştırmalı bir analizini yapmıştır. Öznel yoksulluk ölçümlerinden ÖYS, farklı fayda düzeylerine ilişkin LYS, SPM ve alternatif SPM yöntemleri üzerinden İngiltere Hanehalkı verisi için yaptıkları hesaplamalar sonucunda tüm yöntemler için öznel yoksulluk sınırlarının gelire dayalı yoksulluk sınırından yüksek olduğu sonucuna varmışlardır. Ayrıca tahminlerin bootstrap standart hataları üzerinden yaptıkları incelemeler sonucunda LYS yönteminin daha etkin ve tutarlı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Saunders, Halleröd ve Matheson (1994) İsveç'te gençlerde, Avustralya'da yaşlı ve tek ebeveynli ailelerde öznel yoksulluk oranlarının diğer yaş gruplarından yüksek olduğunu gözlemişlerdir. Garner ve De Vos (1995), MGS yaklaşımını kullanarak Hollanda, ABD, Avustralya, İsveç'in karşılaştırmalı

bir analizini yapmışlardır. Bu çalışmalarında daha önceki çalışmalarından farklı olarak açıklayıcı değişken olarak gelir ile birlikte hanehalkı harcamalarını dikkate almışlar ve farklı harcama kategorilerinin farklı etkilere sebep olduğu sonucunu ortaya koymuşlardır. Milanovic ve Jovanovic (1999), 1993-1996 yılları için Rusya'da yaşanılan resesyon döneminde MGS üzerinden öznel yoksulluğun değişimini izlemişlerdir. Rusya'da yaşanılan resesyonun gelir ile birlikte minimum gelir beklentisinde (MGB) de düşürme eğilimi yarattığı, düşüşün bölgeler arasında ve gelir gruplarına göre değişiklik gösterdiğini ortaya koymuşlardır.

Pradhan ve Ravallion (2000), hanehalkının barınma, gıda ve giyinme ihtiyaçlarını minimum gelir sorusu olmaksızın hanehalklarına sorarak Jamaika ve Nepal'i analiz etmiştir. Çalışmalarında Jamaika ve Nepal gibi gelişmekte olan ülkelerde MGS ile öznel yoksulluğa ulaşmanın zorluğuna vurgu yaparak tüketim yeterlilik sorularının araştırmalarda sorgulanması gerektiği sonucuna ulaşmıştır. Gustafsson, Shi ve Sato (2004), Çin'de kentsel bölgeler açısından öznel yoksulluğun, diğer yoksulluk oranlarına yakın olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca çalışmalarında öznel yoksulluk ile hanehalkının eğitim düzeyi ve işgücü piyasasındaki durumunun yakından ilişkili olduğunu ortaya koymuşlardır. Kingdon ve Knight (2006), Güney Afrika için öznel iyilik hali göstergesi yatay kesit verilerine dayalı olarak yoksul ülkelerde yoksulluk analizi için kullanışlı bir öznel yöntem önermişlerdir. Herrera, Razafindrakoto ve Roubaud (2006), Madagaskar ve Peru gibi gelişmekte olan ülkeler açısından MGS ile öznel refah göstergeleri arasında pozitif korelasyon olduğunu, ancak bu ilişkinin Madagascar gibi görece yoksul ülkelerde düşük, Peru'da daha yüksek olduğunu ileri sürmüşlerdir. Van Praag ve Ferrer-i Carbonell (2006) çalışmalarında öznel yoksulluğun doğrudan gelir ya da harcamaya dayalı olmadığını ve çok boyutlu olduğunu vurgulamışlardır. Buna göre haneler minimum gelir beklentilerini hanelerin çok boyutlu değerlendirmeleri neticesinde ortaya koyduklarından öznel yoksulluk bir çok boyutlu yoksulluk ölçümü olarak değerlendirilmektedir.

Ulusal literatür açısından öznel yoksulluğa ilişkin ölçüm çalışmalarının oldukça az olduğu görülmektedir. Bağdadioğlu ve Başaran (2011), Türkiye'de kentsel bölgelerde 2003 yılında öznel yoksulluk oranlarının resmi yoksulluk oranlarından daha yüksek olduğunu ve devlet transferlerinin gelir algısında önemli olduğunu vurgulamışlardır. Başaran ve Çetinkaya (2013), 2003-2008 yılları için Hanehalkı Bütçe Araştırmasına dayalı olarak yatay kesit verilerinden hareketle MGS yöntemi üzerinden Türkiye için hanehalkı büyüklüğü ve

bölgesel (kır/kent bazında) öznel yoksulluk sınırını tahmin etmişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre öznel yoksulluk oranı, harcamaya dayalı yoksulluk göstergeleri ile karşılaştırıldığında tüm yıllar için daha yüksek tahmin edilmiştir.

Daha önce de bahsedildiği gibi öznel yoksulluk hesaplamaları refaha ilişkin öznel değerlendirmelere dayalı olduğundan öznel yoksulluk hesaplamalarının yapıldığı çalışmalarda ölçüm hatalarına yönelik hesaplamalar sıklıkla çalışılmıştır. Deaton (1997), Browning, Crossley ve Weber (2003) çalışmalarında öznel yoksulluktaki ölçüm hatalarına ve bu hataların ölçümlerde oluşturdukları yanlılığa vurgu yapmışlardır. Deaton (2010) öznel yoksulluk baz alınarak yapılan uluslararası karşılaştırmalarda göreli fiyatların ve ekonomik yapıların da ölçüm hatalarına neden olduğundan bahsetmişlerdir.

Yoksulluk ve gelir dinamikleri üzerine ulusal ve uluslararası alanda yapılan çalışmalar özellikle 1990'lardan sonra panel verilerin derlenmesiyle birlikte hızlı bir gelişme göstermiştir. Literatürde yoksulluğun dinamik yapısı genel olarak çeşitli teorilere dayalı olarak hanehalkının özellikleri ve hanehalkı bireylerinin karakteristikleri bazında analiz edilmiştir. Şeker (2011), Türkiye'de yoksulluğun dinamiklerini analiz ettiği çalışmasında literatür araştırmasını yoksulluk dinamikliliğine ilişkin teoriler çerçevesinde sunmuştur. Yoksulluğun dinamik yapısının altında yatan faktörleri analiz etmek açısından bu teorilerin genel bakış açısını anlamak önemlidir. Bu teorilerden biri olan beşeri sermaye teorisi, eğitimin yüksek kazancın en öncül nedeni olduğu ve düşük gelir grupları için yoksulluğu azaltmada en etkili araçlardan birisi olduğunu ele almaktadır (Olaniyan ve Okemakinde, 2008: 161; Şeker, 2011: 29). Bölünmüş istihdam piyasası teorisi altında ise, birçok iktisatçıya göre yoksulluğun çok önemli bir nedeni yoksulların ikincil istihdam piyasalarına kısıtlanmış olmasıdır. Bu teoriye göre yoksullukla mücadelede en etkin araçlardan birisi yoksulları birincil sektöre kazandırmaktır (Cain, 1976: 1218; Şeker, 2011: 29). Düşük ücretli işler beşeri sermaye birikimini zamanla azaltabilmekte ve bu durumda bireysel verimliliği ve sonrasında yüksek ücretli işlere katılmaya yönelik cesareti azaltmakta ve bunun sonucu olarak da düşük ücretli işlerde "durum bağımlılığı" doğmaktadır. Düşük ücretli işlerdeki durum bağımlılığı ile yoksulluktaki durum bağımlılığı arasında ise yüksek bir ilişki mevcuttur (Stewart ve Swaffiled, 1999:30; Şeker, 2011: 29). Yoksulluk dinamikliği üzerine diğer teoriler beşeri sermaye ve bölünmüş istihdam piyasası teorilerinin kazançlara yüklediği anlamlardan ziyade iş geliri dışındaki hanehalkı gelirlerinin önemini vurgulamakta ve birçoğu yoksulluk hesaplamaları için refahın bir göstergesi olarak harcamayı

kullanmaktadır. Friedman'ın daimi gelir teorisi[1], harcamanın kullanılabilir gelirden çok daimi gelire dayandığı varsayımına; kültürel yoksulluk hipotezi, yoksulların sadece ekonomik koşullarının bir sonucu olarak değil kültürel değerlerinin bir sonucu olarak yoksullukta kaldığı varsayımına dayanmaktadır (Friedman, 1957: 221; Modigliani, 1986: 229; Cellini, McKernan ve Ratcliffe 2008: 584; Lamont ve Small, 2008: 78; Şeker, 2011: 33). Lewis (1966) tarafından "yoksulluk kültürü" olarak anılan bu teori günümüzde "sürekli yoksulluk" kavramıyla birlikte ele alınmakta ve genel olarak yoksulluk kültürünün bir kuşaktan diğerine geçmesi nedeniyle belirli gruplar arasında yoksulluğun sürekli hale gelmesiyle açıklanmaktadır. Bunun tersi olarak yoksulluk kültürü yoksullukta durum bağımlılığının (sürekliliğin) bir sonucu olarak da ortaya çıkabilmektedir. Yani, yoksulluk halinde geçirilen süre hanelerin/bireylerin tutumlarını da etkileyebilmektedir (Şeker, 2011).

Bu teoriler çerçevesinde yoksulluk dinamikliliğini inceleyen birçok çalışma hanedeki fertlerin eğitim ve istihdam özellikleri ile önceki dönem yoksulluk durumlarını dikkate almaktadır. Yoksulluk kültürü ise başlangıç koşullarının[2] ayrıca ele alınmasıyla modele dahil edilmektedir. Uluslararası literatürde yoksulluk ve gelir dağılımı dinamikliliğinin modellenmesinde daha çok Avrupa Birliği İstatistik Ofisi (EUROSTAT) tarafından ülkelerde kesit ve panel formatta uygulanan "The European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC)" araştırmaları veri kaynağı olarak kullanılmıştır. Yapılan ilk modelleme çalışmaları ise panel verileri diğer ülkelere göre daha önce kullanmaya başlayan Avrupa Birliği ülkelerinde görülmektedir. Yoksulluk dinamikleri üzerine bütüncül bir model önerisi Burgess ve Propper (1998) tarafından önerilmiştir. Tahmin edilen modelde hanehalkı komposizyonu ve hanenin istihdam piyasasına katılımı birlikte ele alınmıştır (Cellini ve diğerleri, 2008:583; Şeker, 2011:28). Rendtel, Langeheine ve Berntsen (1998), çeşitli ölçüm araçları kullanarak hanehalkı gelirlerinin yoksulluk dinamikleri üzerindeki etkilerini ölçmüştür. Basic ve Rendtel (2004), Avrupa Birliği Hanehalkı Panelini kullanarak gelir durumları arasında gizli Markov zinciri analizini gerçekleştirmiş, Finlandiya örneği üzerinden araştırma ve kayıtlardan elde edilen gelirleri karşılaştırarak yoksulluk durumları arasındaki geçiş olasılıkları üzerindeki ölçüm hatalarını tespit etmişlerdir. Steward (2005), yoksullukla durum bağımlılığının yüksek olması açısından bireylerin işsizlik dinamikliliğini

[1] Friedman (1957: 221) daimi geliri, tüketicilerin tutumlarına adapte olmuş gelir olarak tanımlamıştır.
[2] Yoksulluk dinamikliliğinde başlangıç koşulları durum bağımlılığını ve yoksulluğun sürekliliğini etkileyen en önemli özellikler arasında yer almaktadır. Başlangıç koşulları modelde bireylerin hanelerine ilişkin olarak yoksulluk kültürünü ölçebilecek değişkenler ile ölçülmektedir.

modellemiştir. Andriopoulou ve Tsakloglou (2011), yedi yıllık bir zaman periyodu için 14 Avrupa ülkesinin yoksulluk dinamiklerini analiz etmişlerdir.

Ulusal literatürde hanelerin yoksulluk dinamikleri üzerine yapılan çalışmalar çok sınırlıdır. Yapılan çalışmalarda daha çok Türkiye için tek panel araştırma olan ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından uygulanan GYKA verisi kullanılmıştır. Bu araştırma ile hane ve fert bazında gelir dağılımı, sosyo-ekonomik durum ve yaşam koşullarına ilişkin hem kesit hem de panel bazda veri derlenmektedir. Şeker (2011) çalışmasında 2006 ve 2007 yıllarına ilişkin TÜİK Hanehalkı Bütçe Araştırması verilerine dayalı olarak Türkiye'de yoksulluk dinamiklerini incelemiştir. Hanehalkı bireyleri üzerinde yaptığı çalışmada yoksullukta durum bağımlılığının ve hanehalkı bireylerinin istihdam durumlarının yoksullukta sürekliliği etkileyen en önemli değişkenler olduğunu tahmin etmiştir. Acar (2014) Türkiye'de çok boyutlu yoksulluğun dinamiklerini incelediği çalışmasında, 2007-2010 yılları GYKA verisi üzerinden istihdam piyasası, sağlık ve yaşam koşulları vb. faktörler ışığında rastgele etkiler probit model tahminleri ile çok boyutlu bir yoksulluk ölçeği önermiştir. Bu çalışmaya göre okullaşma yılı, ev sahipliği veya gelir sağlayan bir varlığa sahip olmak çok boyutlu yoksul olma olasılığını düşürürken, hanehalkı büyüklüğünün yüksek olması ve tarımsal istihdamda olmak ise arttırmaktadır.

Öznel yoksullukta panel verilere dayalı olarak dinamik incelemeler, yoksulluk ve gelir dağılımı üzerine yapılan dinamik incelemelere göre daha az sayıdadır. Bigsten ve Shimeles (2011), 1994-2004 panel veri setini kullanarak Kırsal Etyopya'da harcamaya dayalı yoksulluk ve öznel yoksullukta sürekliliği incelemiş ve bu çalışma kapsamında her iki yoksulluğun belirleyicileri açısından bir fark bulamamışlardır. Alem ve diğerleri (2012) daha uzun bir veri seti üzerinden (15 yıllık) Kırsal Etyopya için aynı analizleri istihdam piyasası statüsünde hane içi heterojenliği, eğitim seviyesindeki farklılıkları ve hanehalkının göreli gelir pozisyonunu hesaba katarak yinelemiş ve eklenilen değişkenlerin öznel ve nesnel yoksulluğun sürekliliğinde önemli bir etkiye sahip olduğunu görmüşlerdir. Alem, Köhlin ve Stage (2012) analizlerinde bir robust doğrusal olmayan dinamik panel ekonometri tekniği olan koşullu ençok olabilirlik tahmin edicisini kullanmışlar ve problemlerinde başlangıç koşulları problemini ele almışlardır. Bununla birlikte ulusal literatürde Türkiye'de hanelerin gelir ve refah değişkenleri üzerinden öznel yoksulluk sürekliliğinin incelendiği bir çalışmaya rastlanılmamıştır.

Özellikle son on yılda yaşanılan ekonomik gelişime bağlı olarak Türkiye'de harcamaya dayalı yoksulluk oranlarında çok hızlı, toplumun genel gelir düzeyine dayalı göreli yoksulluk oranlarında ise nispi olarak daha yavaş bir iyileşme meydana gelmiştir. TÜİK tarafından açıklanan bir diğer refah ölçüsü olan ve finansal sıkıntıda olma durumunu ifade eden maddi yoksunluk oranı ise yıllar itibarıyla harcama ve gelire dayalı yoksulluk oranlarının üstünde gerçekleşmiştir. Bu durum Türkiye açısından yoksulluk ve yoksunluk probleminin iki ayrı konu olduğunu ve farklı kitleleri kapsadığını ortaya koymakta, hanelerin yoksunluk durumlarının karma ve farklı ölçümlerle ele alınmasını zaruri kılmaktadır. Öznel yoksulluğun maddi yoksunluk gibi temelde hanelerin geçim problemini irdelemesi bu tanımın bir yoksunluk tanımı olduğu ve nicelik açısından maddi yoksunluk oranı ile karşılaştırılabilir nitelikte olabileceğini göstermektedir. Türkiye açısından öznel yoksulluk aracılığıyla yoksunluk probleminin sürekliliğinin incelendiği bu çalışma bu nedenle yoksulluk çalışmalarının üzerinde bir nitelik göstermektedir.

Öznel yoksulluğa ilişkin dinamik incelemeler, Türkiye'de katılımcı ve çok boyutlu yoksulluk yaklaşımlarının karma bir incelemesi olarak çok boyutlu yoksulluğun belirleyicileri üzerinden gerçekleştirilmiştir. Birincil analizler kapsamında, GYKA 2006-2013 yılları yatay kesit verileri ve 2010-2013 yılları panel verisi üzerinden sınır incelemeleri yapılmıştır. Buna dayalı olarak kesit veriler üzerinden ÖYS ve SPM sınırları ve olası ölçüm hatalarına ilişkin panel modeller üzerinden panel ÖYS sınır tahminleri elde edilmiştir. Sonuçlara göre, panel ÖYS üzerinden elde edilen sınır tahminleri, kesit veriler üzerinden iki farklı yöntemle elde edilen sınır değerlerin arasında tahmin edilmiştir. Ayrıca tahminlerin varyansına ilişkin yapılan bootstrap incelemelerde elde edilen tahmin değerleri %95 güven aralığı içinde yer almıştır. Bu nedenle ikincil analizlere panel ÖYS yöntemiyle elde edilen sınır değerleri üzerinden devam edilmiştir.

İkincil analizler kapsamında panel veri seti üzerinden Türkiye'de öznel yoksulluğun sürekliliği ve göreli yoksullukla ilişki yapıları incelenmiştir. Dinamik modellemede kullanılan temel geçiş oranı yaklaşımı, içsel değişim yaklaşımı ve dinamik rastgele etkiler probit model Heckman ve Wooldridge yaklaşımları ile hanelerin öznel yoksulluk sürekliliği ve bu sürekliliği etkileyen faktörler tahmin edilmiştir. Elde edilen tahmin sonuçları göreli yoksulluğun belirleyicileri ile karşılaştırılmıştır.

Çalışmanın birincil analiz sonuçları, literatürdeki diğer ülke uygulamalarında olduğu gibi Türkiye için öznel yoksulluğun hane bazlı bir yoksunluk ve geçim problemine işaret ettiğini, sadece yoksulları değil orta gelir grubundaki haneleri de kapsadığını, mutlak ve göreli yoksulluk ölçüleriyle nicelik bağlamında karşılaştırılmasının yanıltıcı sonuçlar verebileceğini ortaya koymuştur. Bulgular, bir yoksunluk ölçeği olan ve TÜİK tarafından açıklanan maddi yoksunluk durumuyla karşılaştırıldığında ise Türkiye için zaman içinde hızlı iyileşme gösteren ve daha az oranlarda bir geçim problemine işaret etmiştir.

İkincil analiz sonuçları, hanelerin gelirlerinde artış olsa bile geçmişte yoksulluk yaşaması durumunda kendilerini yoksun olarak hissetme durumlarının bir süre daha devam ettiğini ortaya koymuştur. Hane referans kişisinin eğitim durumunun yüksek olması, hanede gelir getirici bir işte çalışanların sayısının artması, referans kişinin ücretli-maaşlı çalışması, ev sahibi olunması öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığını düşüren başlıca değişkenler olarak tahmin edilmiştir. Hanenin eğitim profilinin iyileşmesi öznel yoksullukta süreklilik olasılığını, hanenin istihdam profilinin iyileşmesi ise gelir getirici bir işte çalışanların sayısının artması) göreli yoksullukta süreklilik olasılığını daha fazla artırmaktadır. Ayrıca her iki durumda da durum bağımlılığı yüksek tahmin edilmiş olmakla birlikte, öznel yoksulluk için gerçek durum bağımlılığının etkisi daha yüksek tahmin edilmiştir.

Bu tez çalışmasının ikinci bölümünde tez çalışmasının teorik alt yapısında tartışılan dinamik panel veri analizi ve teorisine ilişkin bilgiler verilmiştir. Üçüncü bölümde ikinci bölümde tartışılan teorik çerçevenin uygulama sonuçlarının elde edileceği yoksulluk kavramına ve öznel yoksulluk ölçülerine yer verilmiştir. Dördüncü bölümde ikinci ve üçüncü bölümlerde ele alınan kavramlar çerçevesinde birincil ve ikincil analizler gerçekleştirilmiş ve bulgular sunulmuştur. Beşinci bölümde elde edilen bugular ışığında tartışma ele alınmıştır. Altıncı bölümde tez çalışmasının bulgularına ilişkin sonuçlar literatür ve genel bakış açısı ile birlikte yorumlanarak sunulmuştur.

2. DİNAMİK PANEL VERİ ANALİZİNE İLİŞKİN TEMEL KAVRAMLAR VE TANIMLAMALAR

Bu bölümde dinamik panel veri analizinde tanımlamalar ve temel kavramlara değinilerek, dinamik panel veri modelleri ve tahmin yöntemleri tartışılmıştır. Bu çerçevede öncelikle panel veri kavramı ve panel veri analizi, panel veri çeşitleri, panel verilerde yıpranma, içsellik problemi, birim etki ve heterojenlik tanımlamaları yapılmıştır. Bu tanımlamalar ışığında tez çalışmasının birincil analizi kapsamında kullanılan doğrusal panel veri modellerinin tahmin yöntemleri irdelenmiş ve ikincil analiz kapsamında kullanılan dinamik panel veri analizi ve model tahmin yöntemlerine ilişkin teorik alt yapı sunulmuştur.

2.1. Panel Veri ve Panel Veri Analizi

Son yıllarda bilgi derleme sistemlerinde yaşanılan gelişmeler ile birlikte istatistiksel analizlerde sıklıkla kullanılmaya başlanılan panel veri, birimlerin (birey, hane vb.) yatay kesit gözlemlerinin belirli dönemler itibarıyla boylamsal olarak derlenmiş biçimidir. Yani, N sayıda birim ve her bir birime karşılık gelen T sayıda gözlem panel veriyi oluşturmaktadır. İstatistiksel bağıntıların ortaya konulması amacıyla uygun tahmin yöntemleri aracılığıyla panel verilerin analiz edilmesi süreci ise "panel veri analizi" olarak adlandırılmaktadır. Genel olarak panel veri modeli N birim sayısını ve T dönem sayısını ifade etmek üzere ($N > T$);

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \qquad i = 1, \dots\dots, N; t = 1, \dots\dots, T \qquad (2.1)$$

şeklinde ifade edilir. Burada Y: bağımlı değişken, X_k: bağımsız değişkenler, α sabit parametre, β eğim parametreleri ve u hata terimidir. i indisi birimleri (birey, hane vb.), t indisi zamanı (gün, ay, yıl vb.), k indisi k ncı bağımsız değişkeni ifade etmektedir (Tatoğlu, 2013a: 4). Panel veride yatay kesit boyutuna zaman boyutunun katılması ile modeldeki gözlem sayısı artmaktadır. Bu durum dolaylı olarak serbestlik derecesini artırdığından tahmine ilişkin temel sorunlarda belirli derecede azalma sağlamaktadır. Örneğin, açıklayıcı değişkenler arasındaki çoklu doğrusallığın derecesi azalmakta ve tahminlerin etkinliği artmaktadır. Ayrıca panel verilerde birimlere ya da zamana ait (ya da her ikisi de) gözlenemeyen etkiler modele dahil edilebilmekte ve çeşitli varsayımlar altında bu etkiler ile tutarlı parametre tahminleri elde edilebilmektedir. Tüm bu avantajlar panel veri analizinin

uygun tahmin yöntemleri altında parametre tahminleri açısından gücünü ortaya koymaktadır. Ancak kesit ve zaman boyutunun birlikte ele alınışı tahmin prosedürlerini göreli olarak zorlaştırmaktadır. Bununla birlikte gelişen programlama teknikleri panel veri modellerinin tahminlerini elde etmede sıklıkla kullanılmaktadır.

2.2. Panel Veri Türleri ve Panel Yıpranması

Panel veri analizinin temel belirleyicilerinden biri panel verinin türüdür. Panel veride her bir birimin tüm zamanlar boyunca gözlenmesi, "dengeli panel" olarak adlandırılmaktayken, bazı birimler için bazı zamanların kayıp olması durumunda "dengesiz panel" söz konusu olmaktadır. Uygulamada uzun zaman boyutuna sahip birçok veri için dengeli panel ile çalışmak zordur. Bireylerin ölmesi, hanelerin taşınması, firmaların iflas etmesi vb. birçok neden ile birimlerin zaman boyutunun herbir dalgasında gözlenememesi panel veri analizinde "panel yıpranması" olarak tanımlanmaktadır (Wooldridge, 2012:585).

Gerçek verilerde her birimin uzun zaman boyutunun her dalgasında gözlenmesi olasılığı düşüktür. Bu durumlarda dengesiz panel ile model tahminleri elde edilmektedir. Panel veride bazı birimlerin çalışmanın sonraki dalgalarında takip edilememesi, takip edilen ve edilemeyen bireyler arasında sistematik bir farklılık oluşturuyorsa bu durum tahminlerin yanlılığına yol açabilmektedir (Cuddeback, Wilson, Orme ve Combs-Orme 2004:19; Miller ve Hollist, 2007;57-58). Genel olarak panel yıpranması adıyla ele alınan bu seçim problemi, eğer dalgada eksilen gözlemler, orijinal örneklemden farklı değilse göz ardı edilebilir nitelik taşımaktadır. Söz konusu problem, orijinal örneklem ve eksilen gözlemli örneklem üzerinden kurulacak modellerdeki hata terimleri arasındaki korelasyonun incelenmesi ile test edilmektedir. Bu nedenle gerçekte dengesiz bir panel söz konusuyken tüm zaman boyutlarında gözlenenen birimler ile (dengeli panel veri) kurulacak modellerde panel yıpranma probleminin araştırılması gerekmektedir. Bu çerçeveden tüm zaman boyutlarında gözlenen veriyle panelden düşen verilerin sistematik farklılık oluşturmadığı test edilerek analize devam edilmeli, eğer sistematik farklılık oluşturuyorsa panel yıpranmasının seçim problemi olarak ele alındığı tahmin prosedürleri kullanılmalıdır (Şeker, 2011).

2.3. Panel Verilerde İçsellik Problemi ve Birim Etki

Panel veri analizinde Eş. 2.1 ile tanımlanan genel bir modelde bağımsız değişkenler ile hata teriminin korelasyonlu olması "içsellik", korelasyonlu olmaması "dışsallık" olarak tanımlanmaktadır (Wooldridge, 2012:247). Panel veri modellerinden tutarlı tahminlerin elde edilebilmesi için çoğu durumda dışsallık varsayımının aranması bu varsayımın sağlanmaması durumunu "içsellik problemi" olarak adlandırmaktadır. Literatürde gerekçelerinden ötürü bu problem "birim-zaman etki, birim heterojenliği, gözlenemeyen heterojenlik, gizil değişkenler" başlıkları altında da tartışılmaktadır (Tatoğlu, 2013a:5). Zaman ve yatay kesit analizlerinde olduğu gibi panel veri analizinin önemli varsayımlarından bir tanesi "dışsallık" varsayımıdır. Bağımsız değişkenin ve hata teriminin aynı dönemde korelasyonsuz olması durumu "zayıf dışsallık"; geçmiş ve gelecek değerlerinin tümünde korelasyonsuz olması "katı dışsallık" olarak tanımlanmaktadır. Panel veri modellerinde katı dışsallık varsayımı aranmakla birlikte uygulamada zayıf dışsallık varsayımının yeterli görüldüğü çeşitli çalışmalar ile ortaya konulmuştur.

Modelden dışlanan değişkenler, dinamik modellerdeki bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin hata terimi ile korelasyonlu olması vb. sebepler içsellik problemine neden olabilmektedir (Wooldridge, 2012:252; Tatoğlu, 2013a:6). Dışlanan değişkenler literatürde daha çok birim-zaman etkileri, örtük değişkenler, gözlenemeyen heterojenlik isimleriyle anılmaktadır. Panel veri modellerinin analizi için öncelikle içsellik problemine neden olan dışlanan değişkenler sorununa çözüm aranmalıdır.

Panel veride Z_i olarak ifade edilen ve birimlerin kendilerine ilişkin özelliklerini ifade eden değişkenlere "birim etki" ismi verilmektedir. Birim etki, birimlere göre değişen ancak zamana göre sabit bir değişkendir. Bireylerin yetenekleri, kişilik özellikleri, haneye ilişkin bazı özellikleri birim etkiye örnek teşkil etmektedir. Panel veride zamanın kendine özgü özelliklerini yansıtan değişkenlere ise "zaman etkisi" ismi verilmektedir. Zaman etkisi, birimlere göre sabit, zamana göre değişen bir değişkendir (Wooldridge, 2012:252). Uygulamada daha çok birim etki altındaki modeller söz konusu olmakta ve bu etkilerin gözlenip gözlenmediğine göre analizler çeşitlenmektedir. Birim etki modele bir rastgele değişken olarak dahil edilmektedir. Tahmin prosedürlerinde belirleyici olan gözlenemeyen birim etkilerin açıklayıcı değişkenler ile ilişkisiz olup olmadığıdır.

Z gözlenmemiş değişkenini içeren bir panel model Eş. 2.2 ile tanımlansın.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + u_{it} \qquad i = 1, \ldots\ldots, N; t = 1, \ldots\ldots, T \qquad (2.2)$$

Eş. 2.2'de $(y, x_1, x_2, \ldots, x_K, z_1, z_2, \ldots, z_L)$ ilgilenilen yığını temsil etsin. $E(y|x_1, x_2, \ldots, x_K, z_1, z_2, \ldots, z_L)$ yığın regresyon fonksiyonunda x_j gözlemlenen açıklayıcı değişkenlerin kısmi etkileri ile ilgilenilsin. Eğer Z herbir x_j ile ilişkisiz ise, bu durumda Z, gözlenen açıklayıcı değişkenlerle sistematik bir ilişkisi olmayan ve y'i etkileyen bir gözlenemeyen faktördür. Eğer bazı j'ler için $Cov\ (X, Z) \neq 0$ ise, Z'yi hata terimine koymak bazı ciddi problemlere neden olabilmektedir. Bu durumda çoğu kez β tutarlı bir şekilde tahmin edilemez. Ek varsayımlar altında $Cov\ (X, Z) \neq 0$ problemi için model tahminine ilişkin çeşitli yöntemler mevcuttur. Yatay kesit analizinde bu durumda en az üç olası durum kullanılmaktadır; (1) Z için uygun bir (proxy) yaklaşık değişken bulunabilir, bu durumda model tahmini için Sıradan En Küçük Kareler (SEKK) yöntemi kullanılabilir (2) Z ile ilişkili X 'in bileşenlerinden oluşan araçlar bulunabilir ve iki aşamalı EKK gibi araçsal değişkenler yöntemi uygulanabilir veya (3) çoklu araçsal değişkenler prosedürü kullanılarak Z'nin işaretçileri bulunabilir (Wooldridge, 2012: 351).

Eğer bir panel veri seti ile çalışılıyorsa bu yöntemlere ek olarak mümkün diğer yöntemler artmaktadır. Y ve X 'in iki farklı zaman periyodunda gözlendiği, dışlanan değişken Z'nin zaman sabiti olduğu varsayılsın. Bu durumda Eş. 2.3 ile belirtilen yığın regresyon fonksiyonu ile ilgilenilsin.

$$E(Y_t|X_t, Z) = \beta_0 + \mathrm{X}_t\beta + Z, \qquad t = 1,2 \qquad (2.3)$$

Burada $\mathrm{X}_t\beta = \beta_1 X_{t1} + \cdots + \beta_k X_{tk}$ ve X_{tj} t zamanındaki j değişkenini göstersin. Eş. 2.3 ile ifade edilen model, her bir zaman periyodunda Z'nin ortalama yanıtlar üzerinde aynı etkiye sahip olduğunu varsaymaktadır. Genelliği bozmaksızın, Z'nin katsayısı 1 olarak belirlensin[3]. Zaman üzerinde Z'nin sabit olduğu ve sabit bir etkiye sahip olduğu varsayımı analizin devamı için önemli bir nitelik göstermektedir. β'nın tahmininde, gerekli diğer ek varsayımların tartışılması amacıyla, Eş. 2.3, Eş.2.2 ile belirtilen hata formunda yazılsın.

[3] Z gözlenemeyen bir değişken olduğundan, Z'nin kısmi etkisinin tahmini ile ilgilenilmemektedir.

$$Y_t = \beta_0 + \mathrm{X}_t\beta + c + u_t \quad (2.4)$$

Eş. 2.4'de;

$$E(u_t|\mathrm{X}_t, Z) = 0, \qquad t = 1,2 \quad (2.5)$$

Yani;

$$E(X_t'u_t) = 0, \qquad t = 1,2 \quad (2.6)$$

şeklinde ifade edilir. Bu modelde Eğer $E(X_t'Z) = 0$ olduğu varsayılırsa, panel modelin tahmini için Havuzlanmış En Küçük Kareler Yöntemi (HEKK) uygulanabilir. Eğer Z, X_t'nin herhangi bileşeni ile ilişkiliyse, daha önce de bahsedildiği gibi HEKK ile elde edilen tahminler yanlı ve tutarsız olmaktadır.

Eğer $Cov\ (X, Z) \neq 0$ ise iki yıl gözlemlenen veriler üzerinden, zaman sabiti gözlenemeyen Z elimine edilebilmektedir. Bunun için $\Delta Y = Y_2 - Y_1$, $\Delta X = X_2 - X_1$ ve $\Delta u = u_2 - u_1$ olarak tanımlansın. Bu durumda fark eşitliği Eş. 2.7 ile ifade edilir.

$$\Delta Y = \Delta X\beta + \Delta u \quad (2.7)$$

Eş. 2.7 değişkenlerin farkları üzerinden tanımlanan sabiti düşmüş standart bir doğrusal modeldir. Bu durumda β parametresi SEKK yöntemi ile tahmin edilebilmektedir. Bir panel veri iki zaman periyodundan oluşuyorsa, Eş. 2.7 bir standart yatay kesit modelidir. Bu durumda Eş. 2.8 ve Eş. 2.9 ile belirtilen varsayımlar altında modelden elde edilen tahmin edici tutarlıdır (Tatoğlu, 2013a:54).

Ortogonallik şartı (SEKK Varsayım 1)

$$E(\Delta X'\Delta u) = 0 \quad (2.8)$$

Rank şartı (SEKK Varsayım 2)

$$rankE(\Delta X'\Delta X) = k \quad (2.9)$$

Eş. 2.8; $E[(X_2 - X_1)'(u_2 - u_1)] = 0$ olması veya daha basit bir ifadeyle $E(X_2'u_2) + E(X_1'u_1) - E(X_1'u_2) - E(X_2'u_1) = 0$ olması ile ifade edilir. Burada eşitliğin ilk iki terimi Eş. 2.6'dan dolayı sıfıra eşittir ancak, Eş. 2.6, X_1 ve u_2 ile X_2 ve u_1'in ilişkisiz olduğunu garanti edemez. Daha öncede bahsedildiği gibi u_t'nin ($t = 1,2$ için) X_1 ve X_2 ile ilişkisiz olduğunu varsaymak, panel veri modellerinde katı dışsallık varsayımını tanımlamaktadır. Ancak, tüm $t \neq s$ 'ler için $Cov(X_t, u_s) = 0$ varsayılması X_t ve gözlenmeyen etki Z arasında ki korelasyon üzerinde hiçbir sınırlama vermemektedir (Wooldridge, 2012: 279).

2.4. Panel Modellerde Heterojenlik

Panel veri analizinde modelden tutarlı tahminler elde edebilmek için gözlemlenen birimlerin heterojen olduğu varsayılmalıdır (Tatoğlu, 2013: 47). Heterojenlik modele sabit ve/veya eğim parametreleri üzerinden dahil edilebilmektedir. Uygulamada sabit parametrenin birimlere göre heterojen ve hem sabit hem eğim parametresinin heterojen olarak varsayıldığı durumlarla daha sıklıkla karşılaşılmaktadır.

Sabit parametrenin birimlere göre heterojen ($\alpha_i \neq \alpha_j$), eğim parametresinin homojen ($\beta_i = \beta_j$) olduğu durumda genel model:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it} \quad (2.10)$$

olarak tanımlanmakta ve eğim parametresi sabit olduğundan regresyon doğrusunun eğimi değişmemektedir.

Sabit parametre ve eğim parametresi birimlere göre heterojen ($\alpha_i \neq \alpha_j$) ve ($\beta_i \neq \beta_j$) olduğu durumda ise genel model:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + u_{it} \quad (2.11)$$

olarak tanımlanmakta ve regresyon doğrusunun eğimi birimden birime değişmektedir (Tatoğlu, 2013a:7-8).

2.5. Doğrusal Panel Veri Modelleri ve Tahmin Yöntemleri

En genel anlamda doğrusal panel veri modeli;

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \cdots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \qquad (2.12)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada i; hane, birey, firma gibi birimleri, t; gün, ay, yıl gibi zamanı göstermektedir. β_{0it}, sabit terimi; β_{kit}, $K \times 1$ boyutlu parametreler vektörünü; X_{kit}, k.açıklayıcı değişkenin t zamanında i.birim değerini; Y_{it}, bağımlı değişkenin t zamanında i.birim değerine göstermektedir.

Doğrusal panel veri modellerinin tahminleri parametrelerin sabit etkiler veya rastgele etkiler varsayımlarını sağlamalarına göre elde edilmektedir. Her iki varsayımla da kurulan modelde u_{it} hatalarının sıfır ortalama ve sabit varyansla tüm zaman dönemlerinde ve tüm birimler için özdeş ve bağımsız normal dağıldığı [IIN(0, σ_u^2)] varsayılmaktadır (Tatoğlu, 2013a:38).

Panel veri modelleri, parametrelerin birim ve/veya zamana göre değer almasına bağlı olarak çeşitlenmektedir. Bu kapsamda;

Eş. 2.13 ile ifade edilen klasik modeller, hem sabit hem eğim parametrelerinin birimlere ve zamana göre sabit olduğu modelleri tanımlamaktadır.

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i=1,\dots N,\ t=1,\dots,\ T \qquad (2.13)$$

Eş. 2.14 ile ifade edilen birim etkiler modelleri, eğim parametresinin sabit, sabit parametrenin birimlere göre değişken olduğu modelleri tanımlamaktadır.

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i=1,\dots N,\ t=1,\dots,\ T \qquad (2.14)$$

Eş. 2.15 ile ifade edilen birim ve zaman etkileri modelleri, eğim parametresinin sabit, sabit parametrenin birimlere ve zamana göre değişken olduğu modelleri tanımlamaktadır.

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i=1,\dots N,\ t=1,\dots,\ T \qquad (2.15)$$

Eş. 2.16 ile ifade edilen modeller, tüm parametrelerin birimlere göre değişken, zamana göre sabit olduğu modelleri tanımlamaktadır ve genel olarak "tek yönlü modeller" başlığı altında incelenmektedir.

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{ki} X_{kit} + u_{it} \quad i=1,\dots N,\ t=1,\dots,\ T \tag{2.16}$$

Eş. 2.17 ile ifade edilen modeller, tüm parametrelerin hem birimlere hem de zamana göre değişken olduğu modelleri tanımlamaktadır ve genel olarak "iki yönlü modeller" başlığı altında incelenmektedir.

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad i=1,\dots N,\ t=1,\dots,\ T \tag{2.17}$$

Eş. 2.13 ile ifade edilen klasik modelde bütün gözlemlerin homojen olduğu varsayılmakta ve dolayısıyla birim ve zaman etki dikkate alınmamaktadır. Bu varsayım altında, klasik modelin tahmininde Havuzlanmış En Küçük Kareler (HEKK) yöntemi uygulanmaktadır. Bu varsayıma ek olarak birimler arası korelasyonun olmadığı varsayımı altında genelleştirilmiş tahmin eşitliği kitle ortalaması modeli; birim içi otokrelasyonun olmadığı varsayımı altında esnek genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi tahmin prosedüründe uygulanan yöntemler arasındadır.

Ancak Bölüm 2.3'de detayları ele alınan gözlenemeyen etkiler (birim ve zaman etkilerinin) olması durumunda dışsallık varsayımı bozulduğundan bu modeller için farklı tahmin yöntemleri uygulanmaktadır. Bunlardan ilki Eş. 2.7 modeliyle ifade edilen "Birinci Farklar" yöntemidir. Birinci Farklar Yöntemi, gözlenemeyen etkilerin açıklayıcı değişkenler ile korelasyonlu olduğu durumda içsellik problemini çözmek için uygulanan bir yöntemdir. Bu yöntemde modeldeki birim etkiler birinci fark dönüşümü aracılığıyla elimine edilerek SEKK yöntemiyle model tahmin edilebilmektedir (Wooldridge, 2012: 169; Tatoğlu, 2013a:53-55). Eş. 2.16 ile ifade edilen tek yönlü modellerde gözlenemeyen birim etkinin var olduğu ve modele dahil edilmesi gerektiği durumlarda ise tek yönlü birim etkiler panel veri modelleri ve tahmin yöntemleri uygulanmaktadır.

Gözlenemeyen etkilerin var olduğu ve modele dahil edilerek devam edildiği problemlerde, model için gözlenemeyen etkiler rastgele bir değişken olarak ele alınıyorsa "rastgele

etkiler"; her bir yatay gözlem için tahmin edilmesi gereken bir parametre olarak ele alınıyorsa "sabit etkiler" modelleri söz konusu olmaktadır. Bu modellerin en belirgin ayrımı temel varsayımlarındaki farklılaşmadan kaynaklanmaktadır. Buna göre; rastgele etkiler modelinde birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyonun sıfır olduğu varsayılmakta iken; sabit etkiler modelinde bu korelasyonun sıfırdan farklı olmasına izin verilmektedir. Rastgele Etkiler Modelinde temel olarak örnekteki birimlerin rastgele olarak seçildiği ve birimler arası farklılıkların tesadüfi olduğu varsayımından hareket edilmektedir. Rastgele etkiler modelinde zaman sabit değişkenlerin varlığına izin verilirken; sabit etkiler modelinde bu tarz değişkenlerin varlığı kısıtlanmıştır (Wooldridge, 2012: 251).

Sabit etkiler ve birinci farklar yöntemleri, birim etkilerin açıklayıcı değişkenler ile korelasyonlu olduğu durumlarda katsayı tahminleri için sadece zamana göre değişkenliği dikkate almakta ve bu durumda tutarlı tahmin ediciler üretmektedir. Eğer birim etkiler ve açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yoksa bu tahmin yöntemleri etkin değillerdir. Bu durumda birim etkiyi hata terimi içerisine koyan ve bu iki hata öğesini ayırmaya çalışan rastgele etkiler tahmin yöntemlerinin kullanılması uygundur (Tatoğlu, 2013a: 103).

2.5.1. Sabit etkiler modeli

Eş. 2.10 ile ifade edilen eğim parametresinin zaman ve birimlere göre sabit, sabit parametrenin birimlere göre değişken olduğu modellerde sabit terim her bir yatay kesit birim için farklı değer almakta; birimler arası farklılıklar sabit terimdeki farklılıklarla ifade edilmektedir. Bu durumda sabit katsayı, sabit bir değişken gibi düşünülmektedir. Sabit etkiler modellerinde temel varsayım olan bağımsız değişkenlerin hata terimi ile korelasyonsuz olduğu varsayımı yapılırken, birim etki ve bağımsız değişkenlerin korelasyonlu olmasına izin verilmektedir. Genel formda bir sabit etkiler modeli Eş. 2.18 ile ifade edilsin.

$$Y_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta + \mu_i + u_{it} \quad i = 1 \ldots . N \qquad t = 1 \ldots . T \tag{2.18}$$

Eş. 2.18 zaman boyutuna göre birim ortalamaları alınarak Eş. 2.19 gibi yeniden ifade edilsin. Bu durumda μ_i ve β_0 zaman sabiti olduklarından zamana göre ortalamaları kendilerine eşit olacaktır;

$$\bar{Y}_i = \beta_0 + \bar{X}_i\beta + \mu_i + \bar{u}_i \quad (2.19)$$

Eş. 2.18 ve Eş. 2.19'un farkı alındığında Eş. 2.20 elde ediilir.

$$(Y_{it} - \bar{Y}_i) = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (2.20)$$

Bu eşitlik yeniden Eş. 2.21 ile ifade edilebilir.

$$\ddot{y}_{it} = \ddot{x}_{it}\beta + \ddot{u}_{it} \qquad i = 1 \dots N \qquad t = 1 \dots . T \quad (2.21)$$

Bu tanımlamalar ışığında sabit etkiler modelinin varsayımları şu şekildedir:

SE1: $E(\ddot{u}_{it}|\ddot{x}_{it}, \mu_i) = 0$ (katı dışsallık varsayımı)

Bu varsayım gereğince bağımsız değişkenler ve birim etki hata terimi ile korelasyonsuzdur (katı dışsallık varsayımı). Fakat eşitlik gereğince $E(\mu_i|\ddot{x}_i) \neq 0$ olabilmektedir. Bu nedenle sabit etkiler modelinde X_{it}'lerle korelasyonlu olan birim etkilerin varlığında bile parametreler tutarlı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle sabit etkiler tahmincisi, rastgele etkiler tahmincisinden daha dirençlidir.

SE2: $[\sum_{t=1}^{T} E(\ddot{x}'_{it}\ddot{x}_{it})] = K$

Bu varsayım gereğince bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı yoktur. X_{it}'nin zamana göre değişmeyen bir değişken içermesi durumunda fark alma işleminin uygulandığı $\ddot{x}_{it}$'de bu değişken sıfırlanacak ve böylece rank düşecek ve SE2 varsayımı gerçekleşmeyecektir. Bu durum ise sabit etkiler modelinde zaman sabiti olan değişkenlere neden izin verilmediğini göstermektedir.

SE1 ve SE2 varsayımları tahmin edicinin tutarlılığını sağlamaktadır. SE3 varsayımı ile sabit etkiler tahmincisi aynı zamanda etkin olacaktır.

SE3: $E(\ddot{u}'_i\ddot{u}_i|\ddot{x}_i, \mu_i) = \sigma_{\ddot{u}}^2 I_t$

Bu varsayım homoskedasite ve otokorelasyonsuzluk varsayımını içermektedir. Bu varsayım ile birlikte sabit etkiler tahmincisi Doğrusal En İyi Sapmasız Tahmin Edici (DESTE) olmaktadır (Tatoğlu, 2013a: 89).

Sabit etkiler modelinin tahmini için çeşitli yöntemler uygulanabilmektedir. Gölge Değişkenli En Küçük Kareler, Grup İçi (Kovaryans) Tahmin, Gruplar Arası Tahmin, Havuzlanmış En Küçük Kareler, En Çok Olabilirlik, Genelleştirilmiş En Küçük Kareler ve Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemleri bunlardan bazılarıdır.

- Gölge Değişkenli En Küçük Kareler Yönteminde birim etki gölge değişken olarak kabul edilmektedir. Bu yöntemde T küçükse, birim etkinin tahmincisi tutarsız olmaktadır. Ayrıca eğer N büyükse β yukarı doğru sapmalı olabilmekte ve belirleme katsayısı gölge değişken ilavesinden dolayı artacağından model tahminleri bilgi verici olmayacaktır.
- Grup içi Tahmin Yöntemi model tahmininde temel amacın eğim parametrelerinin tahmini olduğu durumda tercih edilmektedir. Bu yöntemde her birim, zaman boyuncaki birim ortalama değerinden çıkartılarak dönüştürülmekte ve bu değerlerle HEKK uygulanmaktadır. Eğim parametrelerinin grup içi (kovaryans) tahmincisi sapmasız, N ve/veya T sonsuza giderken tutarlıdır.
- Gruplar Arası Tahmin Yöntemi, sadece yatay kesit boyuttaki gözlemler arasında değişkenlik olduğu durumda bu tahmin yöntemi kullanılmaktadır.
- Havuzlanmış en küçük kareler yönteminde, $\sum_{i=1}^{N} \mu_i = 0$ kısıtlaması yapılarak en küçük kareler yöntemi uygulanmakta ve böylece DESTE tahmincileri elde edilebilmektedir.
- En Çok Olabilirlik Yöntemi, sabit etkiler modeli için T sabitken μ_i ve β parametrelerinin tutarlı tahminlerini vermemektedir. Ancak T sonsuza giderse tutarlı tahmin ediciler elde edilebilmektedir.
- Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi, SE3 varsayımının sağlanamadığı durumlar için önerilmiştir. Yöntem değişen varyans ve otokorelasyon varlığında bile tutarlı ve etkin tahminciler vermektedir.
- Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi, Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yönteminde kullanılan, sabit etkiler yöntemi ile elde edilen β tahminleri ve elde edilen artıklar arasındaki varyans kovaryans matrisinin bilinmediği durumda kullanılmaktadır.

2.5.2. Rastgele etkiler modeli

Sabit etkiler modelinin aksine eğer örnekteki birimler rastgele olarak seçilmişse, bu durumda birimler arası farklılar da rastgele olmaktadır. Rastgele etkiler yönteminde zaman değişmezi değişkenler modele ilave edilebilmektedir. Ancak bu durum tüm açıklayıcı değişkenlerin birim etki ile korelasyonsuz olması varsayımını da beraberinde getirmektedir. Rastgele etkiler modelinde birim etki sabit olmadığından sabit parametre içerisinde değil, hata payı içerisinde yer almaktadır. Bir rastgele etkiler modeli Eş. 2.22'de gösterilmektedir.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \cdots + \beta_k X_{kit} + v_{it} \qquad (2.22)$$

Burada hata terimi, $v_{it} = u_{it} + \mu_i$ şeklinde ifade edilmektedir. Bu sebeple Y_{it}'nin X_{it}'ye koşullu varyansı, $\sigma_v^2 = \sigma_u^2 + \sigma_\mu^2$ şeklinde gösterilmektedir. Bu ifadede σ_u^2 *ve* σ_μ^2; σ_v^2 varyansının bileşenleri olması nedeniyle, rastgele etkiler modeline "Varyans Bileşenleri Modeli" de denilmektedir (Wooldridge, 2012:257; Tatoğlu, 2013a:104).

Bu tanımlamalar ışığında rastgele etkiler modelinin varsayımları şu şekildedir:

RE1: $E(\mu_i u_{it}) = 0$

Bu varsayım gereğince μ_i ve u_{it} rastgele değişkenleri her i ve t için birbiriyle korelasyonsuzdur.

RE2: $E(\mu_i) = 0$ ve $E(u_{it}) = 0$

RE3: u_{it}'nin varyansı $E(u_{it}u_{i't'}) = \begin{cases} \sigma_u^2 & i = i', \quad t = t' \\ 0 & diğer\ durumlar\ için \end{cases}$

μ_i'nin varyansı $E(\mu_i\mu_{i'}) = \begin{cases} \sigma_\mu^2 & i = i', \quad t = t' \\ 0 & diğer\ durumlar\ için \end{cases}$

RE4: u_{it} normal dağılmaktadır; $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$

RE5: μ_i normal dağılmaktadır; $\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$

RE6: X matrisi deterministiktir.

RE7 a: $E(v_{it}|X_{it}) = 0 \qquad t = 1,2,\dots,T$ (katı dışsallık varsayımı)

RE7 b: $E(\mu_i|X_i) = E(\mu_i) = 0$

Bu varsayım gereğince birim etkiler ve açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yoktur.

RE8: $rankE(X_i'\Omega^{-1}X_i) = K$

Bu varsayım gereğince X bağımsız değişkenleri arasında çoklu doğrusal bağlantı yoktur.

RE9: $E(u_{it}^2) = \sigma_u^2$

Bu varsayım gereğince koşulsuz varyans sabittir.

RE10: $E(u_{it}u_{is}) = 0, \quad t \neq s$

Bu varsayım gereğince otokorelasyon yoktur.

RE11: $E(u_i u'_i|X_i, \mu_i) = \sigma_u^2\ I_T$

Bu varsayım gereğince koşullu varyans zamana göre sabit ve otokorelasyonsuzdur.

RE12: $E(\mu_i^2|X_i) = \sigma_\mu^2$

Bu varsayım gereğince μ_i, aynı varyanslıdır.

Rastgele etkiler modelinin tahmini için Havuzlanmış En Küçük Kraeler Yöntemi, Grup İçi (Kovaryans) Tahmin Yöntemi, En Çok Olabilirlik Yöntemi, Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi, Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi, Genel Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi, İki Aşamalı Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi ve Genelleştirilmiş Tahmin Eşitliği Kitle Ortalaması Modeli, Ağırlıklı En Küçük

Kareler Yöntemi, Araç Değişkenler Yöntemi ve Genelleştirilmiş Momentler (GMM) Yöntemi kullanılan yöntemlerden bazılarıdır.

- HEKK yöntemi ile elde edilen tahminler tutarlı fakat diğer yöntemler ile karşılaştırılınca etkin değillerdir.
- Grup içi tahmin yöntemiyle elde edilen tahminler ise küçük örnekler için Genelleştirilmiş EKK ile karşılaştırıldığında DESTE değildir.
- Genelleştirilmiş EKK yöntemi ile rastgele etkiler modelinin tahmin edilebilmesi için varyans-kovaryans matrisinin bilinmesi gereklidir, fakat uygulamada çoğu kez bilinmemekte ancak tahmin edilebilmektedir. Bu durumda esnek genelleştirilmiş EKK yöntemi uygulanmaktadır. Bu yöntemde açıklayıcı değişkenlerin birleşik hata terimiyle korelasyonsuz olduğu varsayımı altında tutarlı tahminciler elde edilmektedir. Bununla birlikte hata terimi genelde heteroskedastik ve otokorelasyonlu olduğundan rastgele etkiler modelinin bu varsayımı sağlanmaz. Bu durumda rastgele etkiler tahmincisi etkin değildir. Bu duurmda N büyükken Genel Esnek Genelleştrilmiş EKK tahmincisi asimptotik etkindir.
- Bu yöntemde eğer varyans bileşenleri bilinmiyorsa alternatif olarak İki Aşamalı Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi kullanılabilmektedir (Wooldridge, 2012:263, Tatoğlu, 2013a:108).

2.5.3. Tahmin yöntemleri arasındaki tercihler

Panel veri modellerinde tahmin yöntemleri arasındaki tercihler çeşitli testlere dayanmaktadır. Gerçek verilerle çalışıldığında çoğu durumda birim etkinin varlığı baştan kabul edildiğinden genellikle en sık yapılan karşılaştırma rastgele etkiler ile sabit etkiler tahmincilerinin karşılaştırılmasıdır. Bu iki tahmin edici arasındaki önsel tercih gözlenemeyen birim etkinin tahmin edilen bir parametre mi, yoksa rastgele bir değişken mi olduğuna karar verilmesiyle yapılmalıdır. Genel olarak eğer panel veri yığından rastgele olarak çekilen birimlerden oluşuyorsa, yığının tamamı için sonuç tahmini elde edilmek isteniyorsa gözlenemeyen birim etki rastgele bir hata bileşeni olarak düşünülebilmekte ve rastgele etkiler modelinin kullanılması avantajlı olabilmektedir.

Yöntemler arasında karar verirken en belirleyici prosedür ise bağımsız değişkenlerin gözlenemeyen birim etki ile korelasyonlu olup olmadığına bakılmasıdır. Eğer korelasyon

yoksa rastgele etkiler tahmincisi daha etkindir. Söz konusu bu tercih belirli testler sonucunda da verilebilmektedir.

Panel veri modellerinde birim ve/veya zaman etkilerinin olup olmadığına yönelik olarak Moulton ve Randolph (1989) tarafından önerilen birim ve/veya zaman etkisinin olmadığı klasik modeli sabit etkiler modeline karşı test etmekte kullanılan ve birim etkinin olmadığı hipotezi üzerine kurulan *F* testi, klasik modeli rastgele etkiler modeline karşı test etmek için kullanılan Olabilirlik Oranı Testi, havuzlanmış en küçük kareler modelinin uygun olup olmadığını rastgele etkiler modeline karşı sınamak için Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı ve Düzeltilmiş Lagrange Çarpanı Testleri, küçük örneklerde klasik modeli rastgele etkiler modeline karşı test etmek için kullanılan score testi, birim etkilerin varlığını rastgele etkiler modeli üzerinden sınayan Wooldridge'in testi kullanılmaktadır.

Sabit etkiler tahmincisi ile rastgele etkiler tahmincisi arasında tercih yapmak için ise Hausman testi uygulanmaktadır. Bu test için yokluk hipotezi açıklayıcı değişkenler ile birim etki arasında korelasyon yoktur biçiminde kurgulanmaktadır. Bu varsayım altında her iki tahmin edici tutarlı fakat rastgele etkiler tahmin edicisi daha etkindir. Alternatif hipotez ise açıklayıcı değişkenler ile birim etkinin korelasyonlu olduğu biçiminde kurgulanmaktadır. Bu varsayım altında ise sabit etkiler modeli tutarlıdır. Hausman testine göre yokluk hipotezi *k* serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uyan istatistik yardımıyla test edilmektedir. Eğer aynı varyanslılık, koşulsuz varyansın zamana göre sabit ve otokorelasyonsuz olması varsayımları sağlanmıyorsa yokluk hipotezinin testi için Hausman istatistiğinin dirençli hali olan Wald istatistiği kullanılmaktadır. Ayrıca sabit ve rastgele etkiler arasında seçim yapabilmek için *t* testi ve *F* testi de kullanılmaktadır (Tatoğlu, 2013a:162-165).

2.6. Dinamik Panel Veri Modelleri ve Tahmin Yöntemleri

Özellikle ekonometrik problemlerde belirli bir dönemdeki durum, durumun önceki dönem biçimlerine bağlı olarak gerçekleşebilmektedir. Dinamik panel veri analizi değişkenlerin gecikmeli değerlerinin modelde açıklayıcı değişken olarak ele alındığı analizleri içermektedir. Dinamik panel veri modelleri, dağıtılmış gecikmeli panel veri modelleri ve otoregresif panel veri modelleri olarak iki grup altında ele alınmaktadır. Literatürde dinamik panel veri analizi olarak daha çok ele alınan otoregresif modeller, bağımlı değişkenin gecikmeli değer(ler)inin modele bağımsız değişken(ler) olarak dahil edildiği; dağıtılmış

gecikmeli panel veri modelleri ise bağımsız değişken(ler)in gecikmeli değer(ler)inin bağımsız değişken(ler) olarak işlendiği modelleri ifade etmektedir (Tatoğlu, 2013(b):66).

Literatürde dinamik panel veri analizi alanında yapılan bir çok teorik ve uygulamalı çalışma bağımlı değişkenin bir dönem önceki gecikmeli değerinin modelde bağımsız değişken olarak ele alındığı birinci dereceden (bir gecikmeli) modelleri içermektedir.

Bir dönem gecikmeli otoregresif panel veri modeli Eş. 2.23 ile tanımlansın.

$$Y_{it} = \delta Y_{it-1} + \beta X'_{it} + v_{it} \qquad (2.23)$$

Birim hetorejenliğinin dikkate alındığı yani birimler arası farklılıkların rastgele olduğu durumda Bölüm 2.5.2'de gösterildiği gibi $v_{it} = \mu_i + u_{it}$'dir.

Eş. 2.23'de görüldüğü gibi gecikmeli bağımlı değişkenin modelde bağımsız değişken olarak yer alması dinamik panel veri modellerinde bazı problemlere neden olmaktadır. Genel olarak modelde Y_{it-1}'nin u_{it-1} ile korelasyonlu olduğu bilinmektedir. Y_{it}, birim etkinin var olması durumunda μ_i'nin bir fonksiyonu olduğundan Y_{it-1}'de μ_i'nin bir fonksiyonudur. Bu durumda Eş. 2.23'de Y_{it-1}, μ_i ile korelasyonlu olmakta yani katı dışsallık varsayımı bozulmaktadır (Tatoğlu, 2013b:66).

Söz konusu varsayım bozulmasının yarattığı sorunlar dinamik panel veri modellerinde çok sayıda tahmin yönteminin geliştirilmesini sağlamıştır. Panel veri modellerinde klasik modelin tahmini için genel bir yaklaşım olan HEKK yöntemi ile elde edilen tahminler, katı dışsallık varsayımındaki bozulma ve klasik modelde birim etkinin varlığının göz ardı edilmesi nedeniyle sapmalı ve tutarsız olmaktadır. Balestra ve Nerlove (1966) HEKK yönteminde sapma ve tutarsızlığa neden olan bağımlı değişken ile hata terimi arasındaki korelasyonu araç değişken kullanımı ile kontrol etmeyi önermişlerdir. Balestra ve Nerlove (1966)'nın İki Aşamalı EKK yönteminde, hata terimi ile korelasyonlu olan gecikmeli bağımlı değişken yerine, uygun bir araç değişken seçilip kullanılmaktadır. Bu yöntemde panel veri modeli uygun araç değişkenler ile dönüştürülmekte ve daha sonra dönüştürülmüş değişkenler ile model En Küçük Kareler Yöntemi ile tahmin edilmektedir. Seçilecek araç değişkenler, hata terimleri ile korelasyonsuz, yerine geçecekleri değişken ile yüksek

korelasyonlu olmalıdır. Balestra ve Nerlove (1966) X değişkenlerinin gecikmeli değerlerinin araç değişken olarak kullanılmasını önermişlerdir.

Dinamik panel veri modellerinde birim etki μ_i'nin bağımsız değişken olarak tanımlanan Y_{it-1} ile korelasyonlu olması, Bölüm 2.5.2'de RE 7b ile ifade edilen $E(X_{it}\mu_i) = 0$ varsayımını bozmaktadır. Bu nedenle dinamik modelin rastgele etkiler varsayımıyla tahmini tutarsızdır. Birim etkinin varlığı durumunda dinamik panel veri modellerinin tahmininde, birim etkilerin bağımsız değişkenler ile korelasyonlu olmasına izin veren Sabit Etkiler Tahmincileri daha sıklıkla kullanılmaktadır.

Literatürde birim etkilerin gecikmeli bağımlı değişken ile korelasyonlu olması durumunda sıklıkla kullanılan bir diğer yöntem ise birinci fark alma yöntemidir. Bu yöntemde birinci fark dönüşümü ile birim etki (μ_i) modelden düşmekte, gecikmeli bağımlı değişken ($Y_{it-1} - Y_{it-2}$) ve hata terimi arasındaki korelasyonun araç değişkenler ile kontrol edilmesi önerilmektedir. Araç değişken tahmin yöntemlerinden biri olan Anderson ve Hsiao yönteminde öncelikle birinci farklar alınmakta daha sonra Y_{it-2} ya da $\Delta Y_{it-2}(= Y_{it-2} - Y_{it-3})$ değişkenleri hata terimi ile korelasyonlu olan $\Delta Y_{it-1}(Y_{it-1} - Y_{it-2})$ bağımsız değişkeni yerine araç değişken olarak kullanılmaktadır. Arellano (1989) dinamik panel veri modelleri ile ilgili yaptığı çalışmada Y_{it-2}'nin daha uygun bir araç olduğunu ispatlamıştır. Arellano ve Bond'un (1990) Genelleştirilmiş Momentler Tahmincisinde ise birinci fark modeli araç değişken matrisi kullanılarak dönüştürülmekte ve bu model Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi ile tahmin edilmektedir. Birinci fark hata terimleri otokorelasyonlu ise Arellano ve Bond'un yöntemi tercih edilebilir nitelik göstermektedir. Parametreler çok fazla ya da birim etkinin varyansının artık hatanın varyansına oranı çok yüksek ise, özellikle T küçükken ve dengesiz panel verilerle çalışırken birinci fark dönüşümü zayıf kalmaktadır. Bu durumda Arellano ve Bover/ Blundell ve Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi önerilmektedir.

Bahsedilen bu yöntemler panel verilerde bağımlı değişkenin nicel bir ölçüm yöntemine sahip olması durumunda kullanılmakta olup literatürde panel dinamik yöntemler daha çok bağımlı değişkenin iki ya da daha fazla kategoriye ayrıldığı uygulamalarda kullanılmaktadır.

2.7. Panel Verilerde Sürekliliğin Modellenmesi

Kesikli bağımlı değişkene sahip dinamik panel modeller, literatürde genellikle nöbet uzunluklarının kullanıldığı modeller, hazard tipi modeller ve geçiş olasılıkları modelleri olarak çeşitlenmektedir. Özellikle sosyo-ekonomik olguların dinamik yapısının modellenmesinde geçiş olasılıkları modelleri sıklıkla kullanılmaktadır. Daha çok iki yanıtlı bağımlı değişkenler üzerine kurgulanan bu modeller bir durumdan diğerine geçişi tanımlarken giriş ve çıkış kavramları üzerine kurgulanmaktadır. Geçiş olasılıklarının modellenmesinde genellikle üç tip model kullanılmaktadır. Bunlar; gözlenemeyen heterojenlik veya durum bağımlılığına izin verilmeyen basit modeller, gözlenemeyen heterojenlik ve durum bağımlılığı ile içsel aktarım modelleri ve gözlenemeyen heterojenlik ve durum bağımlılığı ile gecikmeli bağımlı değişken modelleri (dinamik rastgele etkiler probit modelleri)'dir (Cappellari ve Jenkins, 2008). Modeller genel olarak başlangıç koşulları, panel yıpranma probleminin dikkate alınması gibi seçim problemlerinin model tahmininde dikkate alınması durumuna göre şekillenmektedir. Literatürde dinamik panel veri modelleri daha çok olguların sürekliliğine neden olan faktörlerin modellenmesinde kullanılmaktadır.

Durum bağımlılığı ve birim heterojenliği

Gerçek durumda geçişin incelendiği iki yanıtlı değişkenler açısından mevcut durum bir devamlılık etkisine sahip olabilir, yani iki yanıtlı değişkenin ilgilenilen sonucuna ilişkin geçmişteki durum mevcut durumun oluşmasında büyük bir ihtimal oluşturabilir. Bu durum "durum bağımlılığı" olarak tanımlanmaktadır.[4] Durum bağımlılığı, gözlenen ve gözlenmeyen heterojenliğin etkisi kontrol edilerek, t'de ilgilenilen sonucun gerçekleşme ihtimalinin $t-1$'de gerçekleşen sonuçta olup olmamaya göre farklılaşmasının derecesini ifade eder. Durum bağımlılığının derecesi, ilgilenilen sonucun gerçekleşmesi koşulu altında son dönemde ilgilenilen sonucun gerçekleşmesinin tahmin edilen olasılığı ile ilgilenilen sonucun gerçekleşmemesi koşulu altında son dönemde ilgilenilen sonucun gerçekleşmesinin tahmin edilen olasılığı arasındaki farkın her bir birim için hesaplanması ve sonrasında tüm

[4]Konunun ileri tartışmaları için Arulampulam, Booth ve Taylor (2000) ve Arulampalam, Gregg ve Gregory (2001) incelenebilir.

birimler boyunca ortalamasının alınması ile hesaplanmaktadır. Burada birimlere özgü özel olasılık farklarının hesabı, birim heterojenliğinin kontrol edildiğini göstermektedir.

İlgilenilen durumdaki süreklilik birimlerin karakteristiklerini ifade eden heterojenlikten kaynaklanabileceği gibi ilgilenilen durumun geçmişteki değerinden de kaynaklanabilmektedir. Daha önce de bahsedildiği gibi ikinci olgu durum bağımlılığını tanımlamaktadır. Ancak sosyal olguların işlendiği problemlerde birim heterojenliği ve durum bağımlılığı arasında nedensellik ilişkisi olabilmektedir. Örneğin yoksulluğun sürekliliğinin incelendiği çalışmalarda geçmişteki yoksulluk deneyimi bireylerin demoralizasyonuna neden olabilmekte ve bu mevcut durumdaki birim heterojenliğinden birini temsilen birimlerin çalışma statülerini etkileyebilmektedir. Yoksulluktaki durum bağımlılığının birçok kaynağı istihdam piyasasındaki nedenlerde aranmaktadır (Cappelari ve Jenkins, 2002:65; Sırma, 2011:3). Bu durumda gerçek durum bağımlılığı ile birim heterojenliğini ayırmak önemlidir. Çünkü eğer yoksullukta süreklilik gerçek durum bağımlılığından kaynaklanıyorsa, bireylerin yoksulluktan çıkarılması gelecekte yoksulluk yaşama olasılıklarını düşürecekken; birim heterojenliğinden kaynaklanması durumunda beşeri sermayenin artırılması daha etkin bir yöntem olacaktır. Görülmektedir ki sürekliliğin incelendiği problemlerde gerçek durum bağımlılığı ile heterojenliğin etkilerini ayırt etmek önem taşımaktadır.

Bir seçim problemi olarak panel yıpranması

Panel veriler ile yapılan analizlerde dengeli ya da dengesiz paneller üzerinde çalışılmasına yönelik alınacak kararlar öncül analizleri gerektirmektedir. Panel analizlerin dengeli paneller üzerinden devam ettirilmesi tüm yıllar boyunca gözlemlenen bu birimlerin yığını temsiliyeti açısından araştırılması problemini doğurmaktadır. Bölüm 2.2'de ele alınan panel yıpranması, panel veride bazı birimlerin çalışmanın sonraki dalgalarında takip edilememesi anlamına gelmektedir. Bu durum takip edilen ve edilemeyen bireyler arasında sistematik bir farklılık oluşturuyorsa model tahminlerinin yanlılığına yol açabilmektedir (Cuddeback ve diğerleri, 2004:19; Miller ve Hollist, 2007; 57-58). Geçiş olasılıkları modellerinde panel yıpranması bir seçim problemi olarak ele alınmaktadır. Bu problem, eğer dalgada eksilen gözlemler, orijinal örneklemden farklı değilse göz ardı edilebilir nitelik taşımaktadır. Söz konusu problem, orijinal örneklem ve eksilen gözlemli örneklem üzerinden kurulacak modellerdeki hata terimleri arasındaki korelasyonu incelemek ile test edilmektedir.

Verbeek ve Nijman (1992) yıpranmanın araştırılması için basit bir değişken ekleme testini önermişlerdir. Buna göre öncelikle açıklayıcı değişkenler ile model kurularak daha sonra yıpranmaya ilişkin bazı değişkenler modele eklenmektedir. Bu model dengesiz panel veri kullanılarak tahmin edilmektedir. Eklenen değişkenler üzerindeki t istatistiğinin değerleri yıpranmanın göstergeleri gibi kullanılmaktadır (Jones, Koolman ve Rice, 2005:12; Şeker, 2011:79). Yapılan test sonucunda analize dengeli panel ile devam edilmesi hususunda karar verilmektedir.

Başlangıç koşulları problemi

Başlangıç koşulları problemi iki yanıtlı bir değişkene ilişkin süreklilik durumunun modellenmesinde içsel bir seçim olarak ele alınmaktadır. Buna göre ilgilenilen sonucun oluşması veya oluşmaması riskindeki birimler yığının rastgele bir örneği oluşturmayabilirler, bu durum dinamik panel veri analizinde başlangıç koşulları problemi olarak adlandırılmaktadır (Heckman, 1981b: 179; Sırma, 2011: 115). Başka bir deyişle başlangıç koşulları problemi, gözlem periyodunun başlangıcı, bireyin ilgilenilen sonuca ilişkin sürecinin başlangıcıyla denk gelmemesi durumunda ortaya çıkmaktadır (Arulampalam, Gregg ve Gregory, 2000:26). Geçiş modellerinde durum bağımlılığı analiz edilirken, başlangıç koşulları problemi sıklıkla hesaba katılmaktadır (Cappelari ve Jenkins, 2002; Andriopoulou ve Tsakloglou, 2011; Ayllon, 2008; Buddelmeyer ve Verick, 2007). Başlangıç koşullarının hesaba katıldığı çalışmalar, t yılı için yoksulluk eşitliğinde ilgilenilen sonucun gecikmeli değerini ve başlangıç durumunu içeren iki değişkenli ve üç değişkenli probit modeller ile kontrol edilmektedir.

2.7.1. Basit-temel olasılık oranı modeli

Temel olasılık oranı modellerinde iki yanıtlı değişkene ilişkin sonuçların modellenmesinde giriş ve çıkış süreçleri ayrı modellenmektedir. Bu çerçevede $t-1$ döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleşmemesi durumunda (yani iki yanıtlı bağımlı değişkenin 0 değerini alması durumu) t döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleşmesine (yani iki yanıtlı bağımlı değişkenin 1 değerini alması durumu) geçiş olasılığı giriş olasılığı modelini temsil ederken; $t-1$ döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleşmesi olasılığından t döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleşmemesine geçiş olasılığı çıkış olasılığı modelini temsil etmektedir. Bu

çerçevede, gizil giriş olasılığı r_{it}^{*} ve gizil çıkış olasılığı q_{it}^{*} bağımsız değişkenlerin birer doğrusal fonksiyonları olarak Eş. 2.24 ve Eş. 2.25'deki gibi tanımlanabilir.

$$r_{it}^{*} = \beta' X_{it} + u_{it} \tag{2.24}$$

$$q_{it}^{*} = \alpha' Z_{it} + v_{it} \tag{2.25}$$

Burada i alt indisi birimleri, X_{it} i birimiyle ilgili ilgilenilen sonuca girişi etkilediği düşünülen değişkenlerin bir vektörünü, Z_{it}, i birimiyle ilgili ilgilenilen sonuçtan çıkışı etkilediği düşünülen değişkenlerin bir vektörünü, u_{it} ve v_{it} sıfır ortalamaya sahip ve sırasıyla X_{it} ve Z_{it} ile ilişkisiz "beyaz gürültü" hata terimlerini ifade etmektedir.

Bu tanımlamalara göre eğer $r_{it}^{*} > 0$ ise ilgilenilen sonuca giriş gerçekleşmiştir, aksi durumda 0'dır. Benzer şekilde $q_{it}^{*} > 0$ ise ilgilenilen sonuçtan çıkış gerçekleşmiştir, aksi durumda 0'dır. Bu eşitliklerde β ve α birimlerin karakteristikleri ve geçiş olasılıkları arasındaki ilişkiyi açıkladığı tahmin edilen parametrelerin vektörleridir. Herbir modelin tahmini eğer hataların lojistik dağıldığı varsayılırsa basitçe standart bir lojit tahmin edici kullanılarak ya da hataların normal dağılımlı olduğu varsayılırsa standart bir probit tahmin edici ile elde edilir (Cappellari ve Jenkins, 2008).

Bu modelleme yaklaşımının diğer çok değişkenli modelleme yaklaşımlarına göre en büyük avantajı katsayı tahminlerinin kolay elde edilebilir ve yorumlanabilir olmasıdır. Boskin ve Nold (1975) sosyal yardım dinamikliliğinde temel geçiş oranı modellerini kullanmışlardır. Böheim, Ermisch ve Jenkins (1999) İngiltere yalnız yaşayan kadınlar örneği için yardım dinamikliliğini temel geçiş oranı modelleri ile tahmin etmişlerdir.

Gözlenen giriş ve çıkış oranı olan r_{it} ve q_{it}'nin "durağan durum" için r_i ve q_i olarak alındığı varsayıldığında, verilen herhangi bir yılda ilgilenilen sonucun gerçekleşmesi olasılığı $r_i/(r_i + q_i)$'dir. İlgilenilen sonucun gerçekleşmeye başlandıktan sonraki ortalama süresi $1/q_i$ yıl ve ilgilenilen sonuçtan çıkan birim için bu durumda geçirilen ortalama süre $1/r_i$ yıldır. Buna karşılık dönem uzunluklarının medyanları sırasıyla $\log(2)/\log(1 - q_i)$ yıl ve $\log(2)/\log(1 - r_i)$ olarak hesaplanöaktadır. Beklenen dönüş oranı, gerçekleşme süresinin çıkış oranı ile çarpımıdır. Bu aynı zamanda, gerçekleşme ve gerçekleşmeme arasındaki bir

geçişin ortalama yıl sayısı olarak tanımlanır. Dönüş oranı ne kadar yüksekse, gerçekleşmenin düzenliliği (yani ilgilenilen sonuçta kalma durumunun sürekliliği) o kadar düşüktür (Boskin ve Nold, 1975; Cappellari ve Jenkins, 2008). Literatürdeki bu tanımlamalar, geçiş oranları gerçekte zaman üzerinde sabit olmasa da yorumlamalarda kullanılmaktadır.

Temel olasılık oranı modellerini kolaylaştırıcı kılan unsurlardan ilki, geçiş olasılıklarında devamlı bir gözlenemeyen birim heterojenlik olmadığı varsayımıdır[5]. Bu durumda, tüm birim farklılıkları gözlenen karakteristikler (X_{it} ve Z_{it}'nin bileşenleri) ile kapsanmıştır. Bu koşullar altında, Eş. 2.24 ve Eş. 2.25'e göre ilgilenilen sonuca giriş olasılığının tahmini probit durumda $\Phi(\beta' X_{it})$, ilgilenilen sonuçtan çıkış olasılığının tahmini $\Phi(\alpha' Z_{it})$'dir. Burada, $\Phi(.)$ standart normal dağılımın birikimli yoğunluk fonksiyonudur (Cappellari ve Jenkins, 2008).

İkinci kolaylaştırıcı unsur, ilgilenilen sonuç olasılıklarının doğrudan ilgilenilen sonucun geçmiş durumlarına bağlı olmamasıdır. Bu durumda, zaman üzerinde ilgilenilen sonuçtaki sürekliliğin gözlenemeyen değişkenlerdeki süreklilik durumu nedeniyle olduğu varsayılmaktadır. Probit durumda seçilen duruma ilişkin süreklilik olasılığı $1 - \Phi(\alpha' Z_{it})$'dır [6].

Üçüncü kolaylaştırıcı unsur ise başlangıç koşullarının hesaba katılmamasıdır. Yani birimlerin $t-1$ yılında ilgilenilen sonuca ilişkin durumu dışsal olarak ele alınmaktadır. Bazı durumlarda $t-1$ yılında ilgilenilen sonuca uygun olan birimlerin gözlenemeyen karakteristikleri daha iyi temsil etmesi beklenebilir ve bu durumda başlangıç koşullarının modelde dikkate alınması önemlidir. Başlangıç problemi başlığı altında tartışıldığı gibi, böyle bir durumda başlangıç koşullarının içsel bir seçim problemi olarak modele dahil edilmemesi tahminin yanlı olmasına yol açabilmektedir (Cappellari ve Jenkins, 2008).

[5] Buna ek olarak, her bir birim için t de gözlenemeyen hata terimleri olan u_{it} ve v_{it}'nin hem geçmiş değerleri hem de birbirleriyle ilişkisiz olduğu varsayılır. Eğer bu varsayım söz konusu değilse, Kümelenmiş-robust standart hatalar kullanılarak (burada kümeler herbir birim için gözlemlerin gruplarını ifade etmektedir) bu problemin azaltılmasına yardımcı olunabilir (Cappellari ve Jenkins, 2008).

[6] Konunun ileri tartışmaları için Arulampulam, Booth ve Taylor (2000) ve Arulampalam, Gregg ve Gregory (2001) incelenebilir.

2.7.2. İçsel değişim modeli

İçsel değişim modellerinde, temel geçiş oranı modellerindeki gibi $t-1$ ve t dönemleri arasındaki giriş ve çıkış olasılıklarının ayrı modellenmesi yerine t döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleşmesi olasılığı modellenmektedir. t döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleşmesinin örtük olasılığının p_{it}^{*} olduğu varsayılsın ve Eş. 2.26'daki gibi ifade edilsin

$$p_{it}^{*} = [(y_{it-1})\gamma_1' + (1-y_{it-1})\gamma_2']Z_{it-1} + \varepsilon_{it} \;\; ; \varepsilon_{it} = \tau_i + \zeta_{it} \tag{2.26}$$

Burada γ_1 ve γ_2 tahmin edilen parametrelerin vektörleridir. Z_{it-1}, $t-1$'de gözlenen karakteristiklerin bir vektörüdür[7]. Bileşik hata terimi ε_{it} birim özel etki (τ_i) ve ortogonal beyaz gürültü hatasının (ζ_{it}) toplamıdır. τ_i terimi ile sürekli gözlenemeyen heterojenliğe izin verilmektedir. Eğer, $p_{it}^{*} > 0$ ise t döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleştiği gözlenmektedir. Bu durumda $y_{it} = 1$'dir ve diğer durumlarda ilgilenilen sonuç gerçekleşmemiştir yani $y_{it} = 0$'dır.

Bu model ile görülmektedir ki, t döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleşmesi üzerinde açıklayıcı değişkenlerin etkisi bireyin $t-1$'deki seçilen durum bilgisine yani $(y_{it-1} = 1)$ veya $(y_{it-1} = 0)$ olup olmadığına bağlıdır (Stewart ve Swaffield, 1999; Cappellari ve Jenkins, 2008). Yani, içsel değişim modellerinde başlangıç koşulları bir içsel seçim problemi olarak ele alınmaktadır. Bu durumda model tahmini indirgenmiş-form yaklaşımına dayalı olarak elde edilmektedir. $t-1$ dönemindeki ilgilenilen sonucun gerçekleşme eğilimi, p_{it-1}^{*} Eş. 2.27'deki gibi tanımlansın:

$$p_{it-1}^{*} = \beta' X_{it-1} + v_{it-1}; \;\; v_{it-1} = \mu_i + \delta_{it-1} \tag{2.27}$$

Burada X_{it-1}, açıklayıcı değişkenlerin, β parametrelerin bir vektörüdür ve birleşik hata terimi v_{it-1}, birim özel etki (μ_i) ve ortogonal beyaz gürültü hatasının (δ_{it-1}) toplamıdır. İçsel seçim, modelde birleşik hata terimleri ε_{it} ve v_{it-1}'nin iki değişkenli standart normal dağıldığı varsayılarak tanımlanmaktadır. Bu hata terimleri arasındaki korelasyon, birim özel hata bileşenleri arasındaki kovaryanstır yani $\rho \equiv corr(v_{it-1}, \varepsilon_{it}) = cov(\mu_i, \tau_i)$ olarak

[7] Cappellari ve Jenkins (2004) gecikmeli değerleri açıklayıcı değişkenler gibi kullanmıştır, ancak bu gerekli olmamakta ve modellemede Z_t kullanılabilmektedir.

tanımlanır. Eğer $\rho = 0$ ise Eş. 2.26'daki y_{it-1}'in dışsal olduğu varsayılır ve bu durum başlangıç koşullarının t dönemindeki ilgilenilen sonucun gerçekleşme olasılığının tahmini üzerinde önemli etkisi olmadığı anlamını taşır. Eğer $\rho \neq 0$ ise bu durumda başlangıç koşulları önemlidir ve başlangıç koşullarını dikkate almamak model için örnek seçim problemini oluşturur. Bu nedenle başlangıç koşullarının etkisi yani $t-1$ döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleşme durumu içsel bir değişken olarak ele alınmalıdır. Bu tip modellere "içsel değişim" isminin verilmesi bu nedenledir. Eğer $\rho = 0$ ise bu durumda model tek değişkenli probit modellere dayalı olan temel geçiş oranları modeline dönüşmektedir (Cappellari ve Jenkins, 2008).

İçsel değişim modellerinde başlangıç koşullarının içsel olduğu durumda $t-1$ döneminde ilgilenilen sonucu etkileyen ancak geçiş durumunu etkilemeyen değişkenlerin[8] modele baz yıl eşitliğiyle birlikte dahil edilmesiyle başlangıç koşullarının etkisi ölçülmektedir.

İçsel değişim modellerinde, geçiş olasılıkları modelden türetilmektedir. İlgilenilen sonuçtan çıkış olasılığı 1'den ilgilenilen sonuçta süreklilik olasılığının (s_{it}) farkıdır, ilgilenilen sonuca girme olasılığı, $t-1$ döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleşmemesi koşulu altında, t döneminde ilgilenilen sonucun gerçekleşmesi olasılığıdır (e_{it}). Bu olasılıklar sırasıyla Eş. 2.28 ve Eş. 2.29'da gösterilmektedir.

$$s_{it} \equiv \Pr(y_{it} = 1 | y_{it-1} = 1, Z_{it-1}, X_{it-1}) = \frac{\Phi_2(\gamma_1' Z_{it-1}, \beta' X_{it-1}; \varphi)}{\Phi(\beta' X_{it-1})} \tag{2.28}$$

$$e_{it} \equiv \Pr(y_{it} = 1 | y_{it-1} = 0, Z_{it-1}, X_{it-1}) = \frac{\Phi_2(\gamma_2' Z_{it-1}, -\beta' X_{it-1}; -\varphi)}{\Phi(-\beta' X_{it-1})} \tag{2.29}$$

Burada $\Phi(.)$ ve $\Phi_2(.)$ tek değişkenli ve iki değişkenli normal dağılımların birikimli yoğunluk fonksiyonlarıdır. Bu olaslıkların ifadelerine dayalı olarak temel geçiş oranı modellerinde tanımlanan durağan durum "Boskin-Nold" ifadeleri türetilebilmektedir (Cappelari ve Jenkins, 2008).

[8] Bu değişkenler araç değişken olarak adlandırılmaktadır.

İçsel değişim modeli temel olasılık oranı modelinin basitleştirici unsurları olan üç durumu içermektedir. Ayrıca bu model panel yıpranması ve diğer içsel seçim süreçleri hesaba katılarak genişletilebilmektedir.

Temel geçiş oranı ve içsel değişim modelinde yıl çiftlerini birleştirerek birleştirilmiş veri seti üzerinden tahminler elde edilmektedir. Birleştirilmiş verilerin kullanılması içsel değişim modelinin tahmini için varsayımları artırmaktadır. Birleştirilmiş veri setinde gözlemler dağılımsal olarak bağımsız değildir ve veri seti aynı birim üzerinde tekrarlanan gözlemler içermektedir. Bu durum ortak birim-özel gözlenemeyen hata bileşenlerinin yatay-gözlem korelasyonlarına neden olmaktadır ve bu yüzden tahminler yanlı olmaktadır. İçsel değişim modelinin tahmininde belirtilen prosedürün uygulanması bu nedenle tercih edilmemektedir. Cappellari ve Jenkins (2004, 2008), model bazlı yaklaşım kullanmak yerine yatay gözlem korelasyonlarını kullanarak bir kümelenmiş robust tahmin edici ile etkilerin kontrol edilmesini önermişlerdir. Stewart ve Swaffield (1999) çalışmalarında bu yöntem ile elde ettikleri bulguları sunmuşlardır. Şeker (2011), 2006-2007 yılları için Türkiye'de yoksulluk dinamiklerini incelediği çalışmasında bu yöntemi uygulamıştır.

2.7.3. Dinamik rastgele etkiler probit modeli

Dinamik rastgele etkiler probit modeli, literatürde gecikmeli bağımlı değişken modeli olarak da anılmaktadır. Bu modelde paneldeki her bir birim için ilk yıl ($t = 1$) hariç ardışık T_i yıllarının her birinde ilgilenilen sonucun gerçekleşmesinin gizil olasılığı Eş. 2.30'daki gibi tanımlansın.

$$p_{it}^{*} = \gamma' Z_{it} + \lambda y_{it-1} + \tau_i + \zeta_{it}; \quad t = 2, \dots, T_i \tag{2.30}$$

Eğer t döneminde $p_{it}^{*} > 0$ ise birim için ilgilenilen sonucun gerçekleştiği gözlemlenir; yani $y_{it} = 1$, aksi durumda $y_{it} = 0$'dır.

Dinamik rastgele etkiler probit modelinin içsel değişim modelinden farkı, $t-1$ dönemindeki gecikmeli bağımlı değişkenin (y_{it-1}) modelde parametre ile karakterize edilmesidir. Bu durum dinamik rastgele etkiler probit modelinde durum bağımlılığının dikkate alındığını göstermektedir. Modelde λ'nın tahmini ne kadar büyükse istenilen sonucun gerçekleşme olasılığı üzerinde durum bağımlılığının derecesi o kadar büyüktür

(Cappellari ve Jenkins, 2008). Bu modelde içsel değişim modelindeki gibi, gözlenemeyen birim heterojenliği sabit bir birim özel bileşeni (τ_i) ve bir beyaz gürültü hata bileşeni (ζ_{it}) tarafından karakterize edilmektedir. Burada hata terimleri, Z_{it} de içerilen açıklayıcı değişkenler ile ve birbirleriyle ilişkisizdir. Ayrıca, τ_i'nin veriden tahmin edilen varyansı ile sıfır ortalama ve normal dağılımlı olduğu varsayılmaktadır[9]. Bu özelliği bu modelin bir probit model olmasını sağlamaktadır.

Bölüm 2.5.2'de ele alındığı gibi standart rastgele etkiler modeli gözlenemeyen birim etkinin gözlenen açıklayıcı değişkenler ile ilişkisiz olduğunu varsaymaktadır. Mundlak (1978), Chamberlain (1984) ve bu araştırmalardan sonra birçok araştırmacı dinamik ratgele etkiler probit modele ilişkin çeşitli bakış açıları geliştirmiştir. Bu yaklaşımlara göre u_i ve Z_{it} arasındaki korelasyonlara Eş. 2.31'de tanımlanan ilişki yapısı altında izin verilmektedir (Cappellari ve Jenkins, 2008).

$$\tau_i = \xi' \bar{Z}_i + u_i \tag{2.31}$$

Bu eşitlikte; u_i, $N(0, \sigma_u^2)$ dağılır. Ayrıca tüm birim ve zaman dönemleri için Z_{it} ve ζ_{it}'nin bağımsız olduğu varsayılır. $\bar{Z}_i$, Z_{it}vektöründeki her bir karakteristiğin her bir birim için boylamsal ortalamasının alınmasıyla elde edilir. Buradaki amaç, açıklayıcı değişkenlerin boylamsal ortalamaları arasındaki farklılıkların, birim-özel karakteristikler (yani birim heterojenliği) hakkında açıklayıcı olması ve bu nedenle birim farklılıklarının gözlenen karakteristikler ile bağımsız olmasıdır[10].

t ve s gibi herhangi iki dönemdeki bileşik hatalar arasındaki korelasyon, $t \neq s \; ve \; t, s = 2, \dots, T_i$ için Eş. 2.32'de olduğu gibi ifade edilmektedir.

$$\rho = cor(u_i + \zeta_{it}, u_i + \zeta_{is}) = \sigma_u^2/(1 + \sigma_u^2) \tag{2.32}$$

İçsel değişim modeli gibi, bu model tipinde de tahmin için önemli bir husus baz yılındaki bağımlı değişkenin gözlem değerinin u_i'den bağımsız olmasıdır. Eğer başlangıç koşulları

[9] Bazı yazarlar normallik varsayımı yerine diğer yığın dağılımlarını kullanmışlardır. Hansen, Lofstrom ve Zhang (2006) ve Stewart (2007). Hansen ve Lofstrom (2006), rastgele etkiler probit yerine rastgele etkiler lojit spesifikasyonunu kullanmışlardır (Cappellari ve Jenkins, 2008).

[10] Gösterim açısından daha sonraki eşitliklerde zaman-ortalama değişkenleri Z_{it}vektörü içinde gösterilmiştir.

içselse ve modele bu durum dahil edilmemişse, Eş. 2.30'da hata terimi ile gecikmeli bağımlı değişken arasındaki korelasyon, parametre tahminlerinde yanlılığa sebep olmaktadır.

Bir örnek seçim problemi olan başlangıç koşullarının içselliği durumunda dinamik rastgele etkiler probit modelin tahmini için literatürde genellikle üç yöntem üzerinde çalışılmaktadır. Bunlar Heckman (1981), Orme (1997, 2001) ve Wooldridge (2005) tarafından önerilen yöntemlerdir. Her üç model de dinamik süreç hakkında belirli dağılımsal varsayımlar içermektedir.

Dinamik rastgele etkiler probit modellerinde Heckman yaklaşımı

Dinamik rastgele etkiler probit model için gizil bağımlı değişken Eş. 2.33'deki gibi tanımlansın.

$$y_{it}^{*} = \gamma y_{it-1} + x_{it}'\beta + \alpha_i + u_{it} \qquad i = 1, \dots, N \quad t = 2, \dots, T \tag{2.33}$$

burada x_{it}' dışsal açıklayıcı değişkenlerin bir vektörü, α_i(gözlenemeyen) birim-özel rastgele etkiler ve $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$ dağıldığı varsayılsın. Gözlenen iki yanıtlı bağımlı değişken $y_{it}^{*} \geq 0$ ise 1 ve diğer durumlarda 0 olarak tanımlansın. u_{it} hataları seri bağımsız varsayıldığından, birleşik hata terimi $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$ birim özel zaman sabiti α_i terimleri sayesinde zaman üzerinde ilişkilidir (Stewart, 2007).

Birim özel rastgele tanımlaması herhangi iki farklı zaman periyodu arasında eşit korelasyonları ifade etmektedir ve bu korelasyon Eş. 2.34'deki tanımlanmaktadır.

$$\lambda = Cor(v_{it}, v_{is}) = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2} \qquad t, s = 2, \dots, T; \quad t \neq s \tag{2.34}$$

Eş. 2.33 ile belirtilen model bir rastgele etkiler modelini tanımladığı için α_i ile x_{it}'lerin ilişkisiz olduğu varsayılmaktadır. Mundlak-Chamberlain yaklaşımında, klasik rastgele etkiler modellerinden farklı olarak α_i ve x_{it}'ler arasındaki ilişkiye α ve x değişkenlerinin zaman üzerindeki ortalama değişkenleri arasındaki ilişki dahil edilerek izin verilir. Bu amaçla, $\alpha_i = \overline{x}_i'\alpha + \xi_i$ alınır. Burada $\xi_i \sim iid\ Normal$ ve ξ_i tüm i, t için x_{it} ve u_{it}'den bağımsızdır. Uygulama bakımından bu, açıklayıcı değişkenlerin zaman üzerindeki ortalama

değerlerini açıklayıcı değişkenlerin bir kimesine eklemenin etkisini oluşturmaktadır (Stewart, 2007).

y bir iki yanıtlı değişken olduğundan, normalleştirme yapmak için uygun bir yol $\sigma_u^2 = 1$ alınmasıdır. u_{it} normal dağıldığından, α_i verilmişken t zamanında i birimi için geçiş olasılığı Eş. 2.35'deki gibi tanımlanır.

$$P(y_{it}|x_{it}, y_{it-1}, \alpha_i) = \Phi[(\gamma y_{it-1} + x'_{it}\beta + \alpha_i)(2y_{it} - 1)] \quad (2.35)$$

Bu eşitlikte Φ standart normal dağılımın birikimli dağılım fonksiyonudur. Modelin tahmini için y_{i1} başlangıç koşulları ve α_i ile ilişkisi hakkında bir varsayım yapmak gereklidir. Bu varsayım, modelin indirgenmiş formunda y_{i1}'in dışsal olarak alınmasıdır. Bu durum eğer, sürecin başlangıcı herbir birim için gözlenen periyodun başlangıcı ile aynı ise uygun olmaktadır, ancak uygulamada genellikle bu durum söz konusu değildir. Örneğin, dengeli olmayan bir panel veri için $t-1$ ve t dönemleri baz alındığında her birim için başlangıç dönemi aynı olmamaktadır. Eğer başlangıç koşulları α_i ile ilişkili ise, birçok durumda beklenildiği gibi, bu tahmin edici tutarsız olacak, γ olduğundan daha yüksek tahmin edilecek, bunun sonucu olarak durum bağımlılığı olduğundan büyük görülecektir.

Heckman (1981) tarafından başlangıç koşullarının içselliği problemine ilişkin olarak gizil değişkenin başlangıç değeri için Eş. 2.36'da ifade edilen doğrusal bir indirgenmiş eşitlik formülasyonu tanımlanmıştır.

$$y_{i1}^* = z'_{i1}\pi + \eta_i \qquad i = 1, \dots, N \quad (2.36)$$

Burada z'_{i1}, x_{i1}'i içeren dışsal araçların bir vektörüdür ve η_i, α_i ile ilişkilidir. Ancak $t \geq 2$ için u_{it} ile ilişkisizdir. η_i için ortogonal bir form,

$$\eta_i = \theta\alpha_i + u_{i1} \qquad i = 1, \dots, N \quad (2.37)$$

olarak yazılır ($\theta > 0$). Burada α_i ve u_{i1} birbirlerinden bağımsızdır ve u_{i1}'in $t = 2, .., T$ için aynı dağılımsal varsayımlara sahip olduğu varsayılır. Gizil değişken için doğrusal indirgenmiş form ortogonal form biçiminde Eş. 2.38 ile tanımlanabilir.

$$y_{i1}^{*} = z_{i1}'\pi + \theta\alpha_i + u_{i1} \qquad i = 1, \dots, N \qquad (2.38)$$

Heckman yaklaşımında, α_i verilmişken, i birimi için ilgilenilen iki sonucun ortak olasılığı Eş. 2.39'daki gibi tanımlanır.

$$P(y_{it}, y_{it-1}) = \Phi[(z_{i1}'\pi + \theta\alpha_i)\,(2y_{i1} - 1)] \prod_{t=2}^{T} \Phi[(\gamma y_{it-1} + x_{it}'\beta + \alpha_i)(2y_{it} - 1)] \qquad (2.39)$$

Eş. 2.39 gereğince maksimum değeri aranan olabilirlik fonksiyonu Eşitlik 2.40 ile ifade edilir.

$$L = \prod_i \int_{\alpha^*} \left\{ \Phi[(z_{i1}'\pi + \theta\sigma_\alpha\alpha^*)(2y_{i1} - 1)] \prod_{t=2}^{T} \Phi[(\gamma y_{it-1} + x_{it}'\beta + \sigma_\alpha\alpha^*)(2y_{it} - 1)] \right\} dF(\alpha^*) \qquad (2.40)$$

Burada F, $\alpha^* = \frac{\alpha}{\sigma_\alpha}$'nın dağılım fonksiyonudur. Normalleştirmenin kullanılması durumunda $\sigma_\alpha = \sqrt{\frac{\lambda}{(1-\lambda)}}$, α'nın normal dağılımlı alınması ile birlikte α^* üzerinden integral Gaussian-Hermite-Quadrature kullanılarak hesaplanabilmektedir (Stewart, 2007).

Birleştirilmiş veriler üzerinden klasik probit model birim-özel etkilere izin vermekle birlikte başlangıç koşullarını dışsal almaktadır. Bu yöntem ile elde edilen γ'nın tahmini yani durum bağımlılığının derecesi, Heckman yaklaşımı ile elde edilen tahminden yüksektir (Stewart, 2007).

Dinamik rastgele etkiler probit modellerinde Orme yaklaşımı

Orme (1997), örnek seçimi problemi için iki aşamalı bir yaklaşım önermiştir. Bu yaklaşıma göre birim-özel etki ortogonal bileşenlerin bir bileşimi olarak $u_i = \delta\eta_i + w_i$ biçiminde ifade edilmektedir. Bu yaklaşıma göre, eğer eşitlikteki η_i teriminin varlığı kontrol edilirse,

başlangıç koşulu probleminin kontrol edilebileceği varsayılmaktadır. İlgilenilen sonucun gizil olasılığı Eş. 2.41 ile ifade edilsin.

$$p_{it}^{*} = \gamma' Z_{it} + \lambda y_{it-1} + \delta \eta_i + w_i + \varepsilon_{it} \tag{2.41}$$

Orme başlangıç koşulları eşitliğinden genelleştirilmiş bir hata terimi kullanarak η_i için hesaplama yapmayı önermiştir. Bu durumda başlangıç koşulları veriliyken η_i'nin beklenen değeri Eş. 2.42'deki gibi tanımlanmıştır (Cappellari ve Jenkins, 2008).

$$E(\eta_i | y_{i1}) = k_i \phi(\pi' X_{i1}) / \Phi(k_i \pi' X_{i1}) \tag{2.42}$$

Burada $k_i = 2y_{i1} - 1$ ve $\phi(.)$ standart normal yoğunluk fonksiyonudur. Orme tahmin edicilerin performansının görece daha iyi olabilmesi için Monte Carlo simülasyonu kullanmıştır. Buna ilişkin örnekler Arulampalam ve Stewart (2008) tarafından üretilmiştir.

Dinamik rastgele etkiler probit modellerinde Wooldridge yaklaşımı

Dinamik rastgele etkiler probit modellerde başlangıç koşullarının içsel olması durumunu dikkate alan ve Heckman yaklaşımına göre daha hızlı sonuç üretebilen bir diğer yaklaşım Wooldridge (2005) tarafından önerilen koşullu en çok olabilirlik tahmin edicisi yöntemidir. Wooldridge yaklaşımında, açıklayıcı değişkenlerin bir kümesi ve başlangıç koşulları için $t_i = 2, \dots, T_i$ den iki yanıtlı seçilen durum göstergelerinin dağılımının modellenmesi önerilmiştir. Wooldridge y_{i1} veya $Z_i = (Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{iT})$ ya da $\bar{Z}_i$ koşulu altında τ_i'nin dağılımının modellenmesini önermiştir. Bu modelleme Eş. 2.43'deki gibi tanımlanmaktadır.

$$\tau_i = a_0 + a_1 y_{i1} + u_i + \zeta_{it} \tag{2.43}$$

$\bar{Z}_i$ daha önce Chamberlain-Mundlak yaklaşımında ifade edilen birimlerin açıklayıcı değişkenlerinlerin zaman üzerindeki ortalamasını ifade etmektedir. Birim-özel bileşen için Wooldridge'in modeli Eş. 2.43'den hareketle Eş. 2.44'deki gibi tanımlanabilir.

$$p_{it}^{*} = \gamma' Z_{it} + \lambda y_{it-1} + \xi' \bar{Z}_i + a_0 + a_1 y_{i1} + u_i + \zeta_{it}; \;\; t = 2, \dots, T_i \tag{2.44}$$

Dinamik rastgele etkiler probit modeli $t-1$ döneminde ilgilenilen sonucun durumunun koşulu altında birimlerin farklı tipleri için geçiş olasılıklarının tahminlerini elde etmede kullanılmaktadır. Bu durumda ilgilenilen durumun devamlılık oranı Eş. 2.45 ile tanımlanır.

$$s_{it} \equiv \Pr(y_{it}=1|y_{it-1}=1, Z_{it}) = \Phi((\gamma' Z_{it}+\lambda)/(1-\rho)^{0.5}) \quad (2.45)$$

İlgilenilen duruma giriş olasılığı ise Eş. 2.46 ile ifade edilir.

$$e_{it} \equiv \Pr(y_{it}=1|y_{it-1}=0, Z_{it},) = \Phi((\gamma' Z_{it})/(1-\rho)^{0.5}). \quad (2.46)$$

Heckman ve Orme yaklaşımlarının aksine Wooldridge yaklaşımında başlangıç durumu modellenmemektedir. Orme ve Wooldridge tahmin edicileri dengeli paneller için geliştirilmişlerdir. Bununla birlikte her iki yöntem panel yıpranmasının ihmal edilebilir olduğu varsayımı altında dengesiz panellere uygulanabilir (Cappellari ve Jenkins, 2008). Arulampalam ve Stewart (2009), dinamik rastgele probit modellere ilişkin Heckman, Orme ve Wooldridge yaklaşımlarının benzer tahminler verdiğini göstermiştir. Tüm yaklaşımlar birlikte değerlendirildiğinde içsel değişim modeli gibi, Heckman ve Orme yaklaşımlarında da dinamik rastgele etkiler probit modelin belirlenmesi başlangıç koşulları için uygun araçlar yani başlangıç yılında seçilen durumun gerçekleşmesi olasılığını açıklayan ancak cari dönemde seçilen durumun gerçekleşme olasılığını açıklamayan açıklayıcı değişkenler ile sağlamlaştırılır.

Biewen (2004), Hansen ve Lofstrom (2006) başlangıç koşulları ayrıca modellenmediği ve araçlara gerek duyulmadığı için Wooldridge tahmin edicilerinin farklı bir versiyonu ile çalışmışlardır. Andren (2007) ve Hansen, Lofstrom ve Zhang (2006) belirleme için fonksiyonel form varsayımları yapmışlar ve başlangıç koşulları eşitliği için araçları kullanmamışlardır. Arulampalam, Booth ve Taylor (2000) ve Stewart (2007), aile geçmişi ve önceki iş piyasası deneyimlerine ilişkin alt örnek bilgilerini araçlar gibi kullanmışlardır. Hansen, Lofstrom ve Zhang (2006), Kanada illeri için yardım ödemelerinin modelini tahmin etmişler ve her bir ilde temsili bir birey için geçiş olasılıklarının model bazlı tahminlerini raporlamışlardır. Arulampalam, Booth ve Taylor (2000), Stewart (2007) ortalama kısmi etkiler ve tahmin edilen olasılık oranı ile birlikte ortalama s_{it} ve e_{it}'nin tahminlerini de raporlamışlardır. Bir gecikmeli bağımlı değişken yaklaşımı Andren (2007), Hansen ve Lofstrom (2006), Hansen, Lofstrom ve Zhang (2006) tarafından sosyal yardım

dinamiklerinin analizi için kullanılmıştır. Bu yaklaşım aynı zamanda işsizlik dinamiklerinin çalışılmasında Arulampalam, Booth ve Taylor (2000), Stewart (2007) tarafından da kullanılmıştır. Biewen (2004), bu yaklaşımı ve onun genişlemesini, yoksulluk dinamiklerini çalışırken kullanmıştır.

3. ÖZNEL YOKSULLUĞA İLİŞKİN TEMEL KAVRAMLAR VE ÖLÇÜM YÖNTEMLERİ

Bu bölümde yoksulluk kavramı ve yoksulluk yaklaşımları çerçevesinde nesnel ve öznel yoksulluk ölçümleri detaylı olarak incelenmiştir. Öznel yoksulluk yaklaşımları kapsamında literatürde kullanılan yoksulluk sınırı belirleme yöntemleri ayrıntılarıyla ele alınmıştır.

3.1. Yoksulluk Kavramı ve Nedenleri

Niceliği ve niteliği değişse de ülkelerin sosyal ve ekonomik sorunlarının başında gelen yoksulluğa ilişkin tarihsel süreçte birçok tanımlama yapılmıştır. En genel anlamıyla yoksulluk, bireylerin temel gereksinimlerini karşılayamama durumudur. Yoksulluğun tarihsel süreci "Bretton Woods" ve "Birleşmiş Milletler" bakış açılarını doğurmuştur.

Bretton Woods (IMF, Dünya Bankası, Dünya Ticaret Örgütü) yaklaşımı yoksulluğu makro ekonomik parasal göstergelerle ölçmektedir (Kabaş, 2009). Bu yaklaşıma göre yoksulluk maddi gerekçelerle asgari yaşam standardının altında kalma durumudur (Karadağ, 2010). Birleşmiş Milletler yaklaşımında ise yoksulluk sadece parasal boyut ile tanımlanamayacak çok boyutlu bir problemdir ve eğitim, sağlık imkanlarına erişim gibi parasal olmayan göstergeler üzerinden tanımlanmaktadır. Buna göre yoksulluk yapısal ve geçici nitelik gösterebilmektedir (United Nations Development Programme [UNDP], 1996). Yapısal yoksulluk, ülkelerin sosyal, ekonomik ve politik yapılarına dayalı tanımlanırken, geçici yoksulluk dönemsel etkilere sahip işsizlik, enflasyon gibi makro göstergelerden etkilenmektedir. Yapısal yoksulluğun süreklilik niteliği yüksekken, geçici yoksulluk dönemsel niteliğe sahiptir.

Bu iki farklı perspektif çerçevesinde yoksullukla mücadele yöntemleri de farklılaşmaktadır. Bretton Woods yaklaşımına göre, yoksullukla mücadele ekonomik büyümeyi gerektirirken Birleşmiş Milletler yaklaşımında ekonomik büyüme yetersiz kalmakta insani gelişme ön plana çıkmaktadır (Kabaş, 2009; Yavuzkanat, 2013).

Özellikle son yıllarda dünya ekonomilerinde yaşanılan refah artışına karşın yoksulluğun en büyük sorun alanlarından biri olarak devam etmesi yoksulluğun sadece ekonomik bir problem olmadığını kanıtlar niteliktedir. Yoksullukla etkin mücadele yoksulluğun

nedenlerinin iyi irdelenmesini gerektirmektedir. Yoksulluğun nedenleri ülkelerin ekonomik sosyal, kültürel ve politik nitelikleri ile bölgesel statülerine göre farklılık gösterebilmektedir. Yoksulluğun ekonomik tabanlı nedenleri arasında küçük büyüme oranları, yüksek enflasyon, bütçe açıkları, dış açıklar ve kredi piyasalarındaki aksaklıklar gibi makroekonomik istikrarsızlığa yol açan sorunlar sayılabilirken, sosyal bazdaki nedenleri arasında, düşük beşeri sermaye, sağlık imkanlarına erişimde yaşanılan sıkıntılar, düşük eğitim profili gösterilebilmektedir. Demokrasi açıkları, hak ve özgürlüklerin sınırlanması ve insan hakları ihlalleri ise yoksulluğun yönetimsel ve yasal nedenleri arasında sayılmaktadır (Kabaş, 2009; Yavuzkanat, 2013).

Gerek yoksulluk tanımları gerekse nedenleri yoksulluğun genellikle gelir ya da harcama üzerinden tek boyutlu tanımlandığını göstermektedir. Bununla birlikte tarihsel süreçte gelişen farklı yaklaşımlar yoksulluğun çok boyutluluğu üzerinde bir ortak fikir oluşturmuştur. Özellikle Sen (1979, 1985, 1987) tarafından gerçekleştirilen çalışmalardan sonra Birleşmiş Milletler perspektifi daha çok benimsenmiş, yoksulluk çok değişkenli yapısıyla ele alınmıştır.

3.2. Yoksulluk Yaklaşımları

Tarihsel sürecinde yoksulluğun tanımlanması ve uygun ölçüm yöntemlerinin geliştirilmesi amacıyla parasal yaklaşım, kapasite yaklaşımı, sosyal dışlanma-içerme yaklaşımları ve katılımcı yaklaşım olmak üzere dört temel yaklaşım önerilmiştir (Thorbecke, 2005:3; Laderchi vd., 2003:244). Bu yaklaşımlardan parasal yaklaşım ve sosyal dışlanma yaklaşımına uygun yöntemler daha çok gelişmiş ülkeler için kullanılmışken, kapasite yaklaşımı ve katılımcı yöntemler ise çoğunlukla gelişmekte olan ülkeler için kullanılmış, ancak sonra gelişmiş ülkelere de uygulanmıştır (Laderchi vd.,2003:245; Yavuzkanat, 2013).

Parasal Yaklaşımda (Monetary Approach) yoksulluk, Bretton Woods perspektifine dayalı olarak bireylerin belirli bir harcama ya da gelir düzeyinin altında kalmasıyla tanımlanmaktadır. Bu yaklaşımda bireysel ve toplumsal refah, mutlak bir harcama veya gelir düzeyi üzerinden tanımlanmaktadır. Bu yaklaşıma göre yoksulluk sınırı "minimum gıda sepeti" veya "temel gereksinimler yaklaşımı"na dayalı olarak belirlenmektedir. Minimum gıda sepeti yaklaşımında yoksulluk sınırı kişi başına günlük alınması gereken asgari kalori miktarı ile ilişkilendirilir (Tokatlıoğlu ve Başaran, 2003,113; Yavuzkanat, 2013).

Kapasite yaklaşımında (Capability Approach) yoksulluk, Sen'in insani yoksulluğu olarak tanımlanmaktadır. Bu tanıma göre insani gelişme, bir bireyin kapasitesinin ve kazanımlarının genişleme sürecidir. Bu yaklaşıma göre, sağlıklı olmak, iyi beslenmek, bilgili olmak kapasitelere örnek olarak verilirken, kapasite bireylerin bir kazanıma ulaşma kabiliyetini ifade etmektedir (Kabaş, 2009). Bu çerçevede yoksulluk ise temel kapasitelere ulaşamamak olarak tanımlanmaktadır (Laderchi, Saith ve Stewart, 2003:253; Sen,1995:39-41). Bu yaklaşımda parasal yaklaşımda olduğu gibi gelir bireysel ve toplumsal refahın doğrudan göstergesi değildir.

Sosyal Dışlanma-İçerme Yaklaşımlarında (Social Exclusion-Inclusion Approach) yoksulluk kapasite yaklaşımında olduğu gibi çok boyutludur. Sosyal dışlanma, bireylerin sosyal, ekonomik, politik ve kültürel sistemden kısmen veya tamamen dışlanması olarak tanımlamaktadır (Walker ve Walker: 1997, 7). Bu yaklaşım parasal yaklaşım ile yüksek ilişkiye sahiptir. AB yoksullukla mücadele politikalarının temelini oluşturan sosyal içerme kavramı ise, bireylerin deneyim ve koşullarından bağımsız olarak belli bir hayat standardına ulaştırılması süreci olarak tanımlanmaktadır. Bu yaklaşım, sosyal dışlanmayı geniş bir bakış açısı ile ele alarak sadece sosyal dışlanmanın nedenlerini irdelememekte, sosyal dışlanma ile mücadeleyi uzun dönemli bir strateji olarak da ele almaktadır.

Katılımcı Yaklaşım (Participatory Methods) ise diğer yaklaşımlara göre daha yeni bir yaklaşımdır. Özellikle parasal yaklaşıma karşı geliştirilen bu yaklaşım yoksulluğa yoksulların katılımlarını da içerecek şekilde yaklaşmaktadır. Bu yaklaşımda kime yoksul denileceği ve yoksulluğun boyutları hakkında kararlar alınırken insanların katılımı sağlanır. Bu yaklaşım için kullanılan bir araç Katılımcı Yoksulluk Değerlendirmeleri (PPA-Participatory Poverty Assesments)'dir. Katılımcı Yoksulluk Değerlendirmeleri yerel insanların yaşadıkları hayat ve şartlarıyla ilgili bilgilerini analiz eden yöntemler olarak tanımlanmaktadır (Chambers,1994, Laderchi ve diğerleri, 2003:260). Katılımcı yaklaşımın temeli yoksullara yoksulluğu tanımlatma prensibine dayanmaktadır. Bu yaklaşım ile yoksulluğun nedenleri yoksulların tanımlamalarıyla irdelenmekte ve yoksullukla mücadele politikaları bu çerçevede oluşturulmaktadır. Katılımcı yaklaşımın aksine gelire dayalı ölçümler ise birimlerin kullanılabilir gelirleri üzerinden tanımlanmaktadır. Katılımcı yaklaşıma göre, kullanılabilir gelir bireylerin ve toplumun refah durumlarına ilişkin temel göstergeleri ortaya koymakla birlikte tek yönlüdür; yani birimlerin harcamalarına, borç ya

da tasarruflarına ilişkin fikir vermemektedir. Kullanılabilir gelire dayalı yapılan yoksulluk hesaplamaları da bu nedenle tek yönlü bir yaklaşım içermektedir.

Bu dört yaklaşım temel olarak yoksulluğun tek boyut ya da çok boyutlu olarak tanımlanmasını içermektedir. Son yıllarda yoksulluk üzerine yapılan çalışmalarda yoksulluğun sadece gelir ya da harcama üzerinden açıklanması eleştirilmekte, yoksulluk ölçümlerinde sağlık, eğitim, güvenlik vb. birçok boyutun hesaba katılması gerektiğine ilişkin fikirler yaygınlaşmaktadır. Bu bağlamda birçok ülke yoksulluğa etki eden birçok faktörün dikkate alındığı çok boyutlu yoksulluk yaklaşımını benimsemiş ve bu çerçevede göstergelerini sunmaya başlamıştır. Katılımcı yaklaşım birimlerin tüm bu boyutlara ilişkin yoksulluk tanımlamalarını içerdiğinden literatürde çok boyutlu bir ölçüm olarak ele alınmaktadır. Halihazırda uluslararası karşılaştırmalarda sıklıkla kullanılan gelire dayalı yaklaşımlara yönelik bir diğer eleştiri konusu ise, idari kayıtlardan kontrol edilemediği durumlarda beyana dayalı alınan gelirlerin yanıltıcı olma özelliğine sahip olmasıdır. Bu nedenle birimlere ilişkin birçok faktörün hesaba katıldığı çok boyutlu ölçümler bu yanlılığı elimine etmeye yardımcı olmaktadır.

3.3. Yoksulluk Ölçüm Yöntemleri

Zaman içerisinde gelişen yoksulluk yaklaşımları ile birlikte bu yaklaşımların yoksullukla mücadeledeki çıktılarının izlenebilmesi amacıyla farklı yoksulluk ölçüm yöntemleri ortaya çıkmıştır. Yoksulluk ölçüm yöntemleri genel olarak nesnel ve öznel yöntemler olarak sınıflandırılmaktadır. Nesnel yoksulluk ölçümleri, ölçümlere ilişkin standartların tanımlı olduğu yöntemleri kapsarken, öznel yoksulluk ölçümleri birimlerin yoksulluk algısına dayalı olan ve bir standart tanımlamanın olmadığı yöntemleri kapsamaktadır.

3.3.1. Nesnel yoksulluk yaklaşımları

Yoksulluk ölçümlerinde nesnel yöntemler yoksulluğun ölçülmesine ilişkin önceden belirlenen standartların kullanılmasına dayalıdır. Nesnel yoksulluk yöntemleri genel anlamda klasik tek değişkenli yoksulluk ölçümü yöntemleri bazında çeşitlenmektedir. Tek boyutlu klasik nesnel yoksulluk ölçümlerinde yoksulluk gelir ya da tüketim üzerinden ölçülmektedir. Ancak son yıllarda yoksulluğun sadece gelir ya da tüketim üzerinden

ölçülemeyeceği, yoksulluğun çok boyuta sahip bir sorun olduğu varsayımına dayalı olarak çok boyutlu nesnel ölçüm yöntemleri de geliştirilmiştir.

Gelir ya da tüketime dayalı olarak literatürde birçok nesnel yoksulluk ölçüm yöntemi geliştirilmiştir. Bu yöntemler en genel olarak mutlak ölçüm yöntemleri ve göreli ölçüm yöntemleri olarak ayrılabilmektedir. Mutlak ölçüm yöntemlerinde genel anlamda toplumun genel refah seviyesi ve refah dağılımından bağımsız olarak yoksulluk sınırı oluşturulurken, göreli ölçüm yöntemlerinde yoksulluk göreli bir olgu olarak ele alınmaktadır. Bu ölçümleme de insanlar toplumun genel gelir ortalamasının altında gelire sahipse yoksul olarak değerlendirilmektedir. Bu nedenle bu yöntemlerde, yoksulluk gelir eşitsizliğinin bir olgusu olarak da görülebilmektedir. Mutlak yaklaşımda, belirlenen mutlak tanımlamaya göre toplum içerisinde hiç kimse yoksul olmayabilirken, göreli yaklaşımda toplum içinde bir kesim mutlaka yoksulluk tanımlamasının kapsamına girmektedir (Flik ve Van Praag, 1991).

Literatürde sıklıkla ele alınan nesnel yoksulluk yaklaşımlarından bazıları; mutlak yoksulluk, göreli yoksulluk, sürekli/kronik yoksulluk, kentsel/kırsal yoksulluk, ultra yoksulluk ve çok boyutlu yoksulluktur.

Mutlak yoksulluk

Mutlak Yoksulluk, hane ya da bireylerin yaşamlarını fiziksel olarak sürdürebilmeleri için ihtiyaç duyulan minimum tüketim seviyesine erişememe durumu olarak tanımlanmaktadır. Yani, mutlak yoksulluk durumu insanların hayatta kalabilmek için kendilerine gerekli asgari mal ve hizmetleri elde edememesi durumudur. Bu tanımlamaya göre yoksulluk sınırı, hanehalklarının ya da bireylerin yoksulluk durumunun tanımlanan nesnel mutlak bir değerden daha aşağıda olması durumu olarak tanımlanmaktadır. Mutlak yoksulluk oranı ise asgari refah düzeyini yakalayamayanların sayısının toplam nüfusa oranıdır.

Ülkelerin gelişmişlik düzeyi yaşanılan yoksulluğun özelliklerini ve uygun ölçüm yöntemini değiştirmektedir. Mutlak yoksulluk yaklaşımında eşik değerler, minimum yaşam standardı üzerinden hesaplandığı için bu yöntemin gelişmiş ülkelerde uygulanması doğru karşılaştırmalar vermezken az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde nüfusun ciddi bir oranı geçinme düzeyinin altında gelire sahip olduğu için bu ülkeler için uygundur (Foster ve Shorrocks, 1991).

Mutlak yoksulluk parasal yaklaşıma dayalıdır. Parasal yaklaşımda mutlak yoksulluk sınırı iki yöntemle hesaplanmaktadır (Thorbecke, 2005:8). Bunlar "minimum gıda sepeti" ve "temel gereksinimler yaklaşımı"dır. Mutlak yoksulluk sınırı tanımı için literatürde bu yaklaşımlar dışında yöntemler de önerilmiştir.

Minimum gıda sepeti yaklaşımı-gıda yoksulluğu

Bu yaklaşımda kişi başı günlük alınması gereken minimum kalori miktarından hareketle "minimum gıda sepeti" belirlenmektedir. Bu sepetin maliyeti, gıda yoksulluğu eşik değeri olarak belirlenmekte ve geliri bu eşik değerin altında kalan bireyler gıda yoksulu olarak tanımlanmaktadır. Dünya Bankası, günlük geliri minimum 2.400 kalori besini almaya yetmeyen bireyleri mutlak yoksul olarak tanımlamaktadır. Bu durumda, bir bireyin hayatını devam ettirebilmesi için gerekli minimum kalori miktarı olan 2.400 kalorilik gıda sepetinin fiyatı, mutlak yoksulluk sınırı olarak belirlenmektedir. TÜİK tarafından 2008 yoksulluk çalışmasında, Gıda ve Tarım Örgütü ve Dünya Sağlık Örgütü tarafından belirlenen yetişkin bir kişinin minimum harcaması gereken günlük kalori değeri 2.100 olarak belirlenmiştir. Gıda sepetinin belirlenmesinde ise Hanehalkı Bütçe Anketi verilerine dayanılarak gıda harcamasına göre sıralı 3. ve 4. %10'luk hanehalkı dilimleri, referans grup olarak alınıp bu hanelerin gıda tüketiminde en önemli paya sahip 80 madde gıda sepeti olarak tespit edilmiştir. Bir kişinin yaşamını devam ettirebilmesi için alması gerekli temel gıda maddelerinden oluşan sepetin maliyeti "açlık sınırı" olarak tanımlanmaktadır (Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK], 2008).

Temel gereksinimler yaklaşımı-gıda ve gıda dışı yoksulluk

Rowntree (1901), minimum gıda ihtiyaçlarının yanısıra giyim, barınma gibi gıda dışı ihtiyaçların da hesaba katıldığı gıda ve gıda dışı yoksulluk ölçüm yöntemini önermiştir. Bu ölçüm yöntemi 1970'lerle birlikte "temel gereksinimler" düşüncesi ortaya çıkmaya başlamış ve başta ILO olmak üzere yaygın bir biçimde savunulmuştur. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler için açlık yapısal bir sorun olmadığından yoksulluğun gıda harcamaları dışındaki görünümünün ve toplumda nasıl bir dağılım gösterdiğinin tartışılması önem arz etmektedir (Dansuk,1997). Gıda ve gıda dışı yoksulluk hesaplamalarında minimum gıda harcamalarının yanı sıra giyim, barınma, ısınma, korunma gibi temel ihtiyaçlar da dikkate alınmaktadır. TÜİK gıda dışı yoksulluk sınırını belirlerken, hanehalkı bütçe anketi verilerine göre toplam

tüketimleri gıda yoksulluk sınırının hemen üstünde olan hanelerin, toplam harcamaları içindeki gıda dışı harcama payının ortalamasını dikkate almaktadır. Gıda ve gıda dışı yoksulluk oranı, eşdeğer[11] fert başına tüketim harcaması gıda ve gıda dışı yoksulluk sınırının altında kalan hanehalklarının oluşturduğu nüfusun, toplam nüfusa oranı olarak hesaplanmaktadır (TÜİK, 2008).

Diğer yaklaşımlar

Orshansk (1965) gıda yoksulluk sınırını, gıda-gelir oranı gibi ortalama Engel katsayısına karşılık gelen bir katsayı ile genişletmeyi önermiş, bu faktörün yaklaşık 3'e eşit olduğunu tahmin etmiştir. Engel (1883) yaklaşımına dayalı olarak geliştirilen bu alternatif yöntem, hanenin geliri arttığı zaman gıda-gelir oranının monoton olarak düşmesini baz almaktadır. Bu yaklaşımda gıda-gelir oranı refah için temsili bir gösterge kabul edilmekte ve gıda-gelir oranının belirli bir düzeyi yoksulluk için bir eşik değer olarak alınmaktadır (Teekens ve Zaidi, 1989). Böylece gıda-gelir oranı yüksek olan aileler "yoksul" olarak belirlenmektedir.

Bu yönteme yapılan itirazlar en genel anlamda "gıda" tanımının lüks gıdaları içerip içermediği ve bireyler arasındaki "gıda harcama alışkanlıklarının" büyük farklılık göstermesinden kaynaklanmıştır. Yüksek gelirli bireyler gelirlerinin çok büyük bir kısmını lüks gıda harcamalarına ayırabilmekte ve bu yönteme göre onlar da yoksul olarak belirlenebilmektedirler (Flik ve Van Praag, 1991). Engel oran yönteminin bir avantajı ise hanehalkı büyüklüğündeki farklılıklar için otomatik olarak bir ayarlama yapmasıdır. Geniş aileler küçük ailelere göre daha fazla gıdaya ihtiyaç duymaktadırlar. Bu yüzden, geniş bir ailenin yoksulluğu yaşama riski sabit bir gelir için küçük bir aileden daha olası olmaktadır.

Watts (1967) tarafından önerilen gıda/gelir oranı ve Engel kanuna dayananan bir alternatif yöntemde ise gelir azalması, gıda harcama oranının düşüşü ile ölçülmektedir. Bu yaklaşımda tüm gelirinin 1/3'ünden fazlasını gıdaya harcayan aileler yoksul olarak kabul edilmektedir. Bir diğer yaklaşım olan Toplam harcama/gelir oranında, bir birey toplam harcamalarını cari

[11] eşdeğer hanehalkı geliri hanehalkı üyelerinin sayısının bir fonksiyonu olarak hesaplanmaktadır. TÜİK eşdeğerlik ölçeği olarak OECD ölçeğini kullanmaktadır. Bu ölçekte; hanedeki ilk yetişkine 1 ağırlığı ve ondan sonraki diğer her yetişkin için 0,5 ağırlığı, 14 yaşından küçük çocuklar için 0,3 ağırlığı kullanılarak eşdeğerlik ölçeği hesaplanmaktadır. Bu gelir hanehalkının, hanehalkı büyüklüğü ve yapısı ile kontrol edilebilen refah durumunu ortaya koymaktadır.

gelir ile karşılayamıyorsa ve harcamalarını karşılamak için borç para alıp tasarruflarını kullanıyor ise yoksul olarak tanımlanmaktadır (Hagenaars ve Vos, 1988:213).

Göreli (göreceli) yoksulluk

Abel-Smith ve Townsend (1965) Birleşik Krallık üzerinde gelir dağılımına ilişkin yaptıkları çalışma kapsamında mutlak yoksulluk ölçümlerine ilk eleştirileri getirmişlerdir. Bu eleştiri yoksulluğun sadece tüketici fiyatları üzerinden değil aynı zamanda yaşam standartlarına bağlı olduğu şeklindedir. Fuchs (1967) Abel-Smith ve Townsend tarafından getirilen eleştirilerden hareketle Amerika için göreli yoksulluk ölçümlerinin öncülüğünü yapmıştır. Fuchs (1967) toplumdaki gelirin ortalamasının (ya da medyanının) belirli bir yüzdeliği gibi bir yoksulluk sınırı tanımlamasının yoksulluğu mutlak ölçümlerden daha iyi tanımladığını savunmuştur. Townsend tarafından 1960'ların başında yapılan çalışmalar 1979 yılında basılan kitabında ilk kez göreli yoksulluk adıyla kullanılmıştır. Townsend (1979) tarafından önerilen göreli yaklaşımın temelinde mutlak yoksulluk yaklaşımı eleştirilmekte ve yoksulluk çalışmalarında toplumun ortalama refah seviyesinin baz alınması gerektiği önerilmektedir.

Göreli yoksullukta toplumdaki ortalama refah düzeyi üzerinden bir sınır belirlenmektedir. Bu sınır, hane ya da bireylerin yoksunluk durumunun toplumdaki diğer bireylerden daha aşağıda olma durumu olarak tanımlanmaktadır. İsminden de anlaşılacağı gibi, burada yoksullukla ilgili bütün ölçüler görelidir (Özcan, 2003). Refah düzeyi ölçüsü olarak genellikle eşdeğer fert başına düşen gelir veya harcama kullanılmaktadır. Göreli yoksulluk sınırı belirlenirken en çok kullanılan yöntem medyan ve ortalama gelirin belirli bir yüzdesini almaktır. Bu sınırın altında kalan haneler göreli yoksul olarak kabul edilmektedir. Townsend (1974) gelir dağılımının %25'i gibi belirli bir sabit yüzdeliği yoksulluk sınır bölgesi olarak tanımlamıştır. Göreli yoksulluk sınırı için genel olarak medyan gelirin %50 veya %60 oranları kullanılmaktadır.

Göreli yoksulluk sınırının altında kalan haneler, toplumun genel yaşam seviyesinin altında bir yaşam standardına sahip olarak değerlendirilmektedir. Göreli yoksulluk tanımı, temel ihtiyaçlarını mutlak olarak karşılayamayan haneleri ve bireyleri kapsadığı gibi temel ihiyaçlarını mutlak olarak karşılayabilen ancak toplumun genel refah düzeyinin altında kalan ve topluma sosyal açıdan katılmaları engellenmiş hane ve bireyleri de kapsamaktadır (Kabaş, 2009). Göreli yoksulluk oranı, toplumdaki gelir dağılımı eşitsizliğini de

göstermektedir. Gelişmiş bir toplumda mutlak yoksulluk sınırına göre yoksul sayısı sıfır olabilmektedir ancak toplumda herkesin aynı gelire sahip olmadığı durumlarda, toplum ne kadar gelişmiş olursa olsun göreli yoksulluk hep var olmaktadır. Bu nedenle göreli yoksulluk genelde gelişmiş ülkelerdeki yoksulluğu analiz etmede kullanılan bir yöntemdir.

Türkiye İstatistik Kurumu yoksulluk çalışmasında, hanehalkı bütçe anketi verilerine göre eşdeğer kişi başına tüketim harcaması medyan değerinin %50'si göreli yoksulluk sınırı olarak tanımlanmaktadır. Göreli yoksulluk oranı ise, eşdeğer fert başına tüketim harcaması, göreli yoksulluk sınırının altında kalan hanehalklarının oluşturduğu nüfusun, toplam nüfus içindeki payı olarak hesaplanmaktadır. Gelire bağlı yoksulluk sınırı ise, eşdeğer fert başına medyan gelirin belirli bir oranı %40, %50, %60 ve %70'i kullanılarak oluşturulmaktadır. TÜİK, bireysel eşdeğer medyan gelirin %50'sini yoksulluk sınırı olarak kullanmaktadır (TÜİK,2008).

Göreli yoksulluğa ilişkin temel bir çekince bütün gelirler düştüğünde ya da arttığında yoksul insanların büyüklüğünün aynı yüzdelikle tanımlanmasıdır. Diğer çekince ise göreli yoksulluğun toplumdaki herkesin geliri eşit olmadıkça sona ermeyeceğidir. Bu nedenle göreli yoksulluğun diğer yoksulluk ölçümleri ile birlikte değerlendirilmesi önerilmektedir.

İnsani yoksulluk

Temeli Bölüm 3.2'de ele alınan Amartya Sen'in kapasite yaklaşımına dayanan insani yoksulluk kavramı, Birleşmiş Milletler tarafından geliştirilmiş bir yaklaşımdır. Yoksulluk, 1990'lara kadar ağırlıklı olarak gelir temelli bakış açısı ile yorumlanmaktayken, 1990'lardan sonra geliştirilen insani yoksulluk kavramı ile bireylerin insanca yaşama sahip olamaması, iyi bir hayat standardında uzun, sağlıklı ve üretken bir hayat sürdürebilme fırsat ve seçeneklerinden yoksun olma hali olarak ele alınmaya başlanmıştır. Bu çerçevede insani yoksulluk daha geniş bir bakış açısı ile beslenme, barınma gibi temel insani gereksinimleri karşılamanın yanı sıra eğitim ve sağlık hizmetlerine erişim, sosyal ve siyasi katılım gibi insani yaşamın gerekliliklerinden mahrum kalma durumu olarak tanımlanmaktadır.

Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı (UNDP) tarafından her yıl açıklanan insani gelişme raporları insani yoksulluk temeline dayalı olarak hazırlanmaktadır. Bu raporlarda ülkelerin insani gelişmişliklerinin karşılaştırmasına imkan veren insani gelişme endeksi (İGE)

sonuçlarına da yer verilmektedir. İGE, 1990 yılında UNDP tarafından insani yoksulluğu ölçen bir araç olarak geliştirilmiştir. Bu endeks gelir, eğitim ve sağlık bileşenlerine sahiptir. Eğitim bileşeni altında; (i) 25 yaş ve üzeri kişilerin hayatı boyunca aldıkları eğitim yıllarının ortalaması olan yetişkin eğitiminin ortalama yılı, (ii) yaşa bağlı okula kayıt oranlarının mevcut şekilde kalması halinde okula başlama yaşındaki bir çocuğun öğrenim hayatının toplam yıl sayısını gösteren okula başlama yaşındaki çocukların beklenen okullaşma yılı, sağlık bileşeni altında; doğumda beklenen yaşam süresi, gelir bileşen altında; kişi başına Gayri Safi Milli Gelirin Satınalama Gücü Paritesi cinsinden değeri eşit ağırlıklarda hesaba katılmaktadır. Böylece sosyo-ekonomik göstergeler ekonomik büyüme ile ilişkilendirilmekte; gelişmiş ülkeler ve gelişmekte oln ülkelerin birlikte izlenebilmesi sağlanabilmektedir (Yavuzkanat, 2013; Özgenç ve Yavuzkanat; 2015).

İGE, alt endekslerin geometrik ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. İGE değerleri ile ülkeler çok yüksek, yüksek, orta ve düşük insani gelişmişlik başlıkları altında sınıflanmaktadır. Buna göre İGE değeri; 0,8 ve üstü çok yüksek insani gelişmişlik; 0,7-0,799 yüksek insani gelişmişlik; 0,55-0,699 orta insani gelişmişlik; 0,55 altı ise düşük insani gelişmişliği ifade etmektedir.

Hesaplama yönteminin bir gereği olarak birden fazla boyutun içerilmesi insani yoksulluğa çok boyutlu bir bakış açısı getirmektedir. 2010 yılından sonra insani gelişme raporu, dört insani gelişme gösterge setinin birleşiminden oluşmaktadır. Bunlar, İGE, eşitsizlik temelinde düzeltilmiş İGE, cisnsiyet temelli eşitsizlik endeksi ve çok boyutlu yoksulluk endeksidir.

Kronik yoksulluk ve sürekli yoksulluk

Diğer yoksulluk ölçümleri yoksulluk tanımına statik açıdan bakarken, Kronik yoksullukta yoksulluk dinamik açıdan ele alınmaktadır. Literatürde kronik yoksulluğa ilişkin faktörlerin incelendiği çalışmalar, kronik yoksulluğun tek bir faktörden ziyade eğitim, sağlık, çevre koşulları gibi birçok faktörün etkisi altında oluştuğunu göstermektedir. Bu nedenle kronik yoksulluğun ele alınmasında salt gelir ya da tüketim üzerinden hareket etmek kavramın tanımlanması açısından yetersiz kalmaktadır (Temiz, 2008).

Kronik yoksulluk bireylerin ya da hanelerin yaşamlarının uzun bir döneminde devam eden yoksulluk durumunu ifade etmektedir. Bireylerin/hanelerin uzun dönemli yoksulluk durumları yapısal bir durum halini aldığından kronik yoksulluk durumunun çocuklarına geçme ihtimalinin daha yüksek olduğu literatürde sıklıkla tartışılmaktadır. Bu çerçevede kronik yoksulluk, salt ekonomik haklardan yoksun olmaktan çok, uzun süreli, şiddetli bir biçimde yaşanan ve nesilden nesile aktarılan yoksulluk anlamına gelmektedir (Temiz, 2008). Kronik yoksulluğu diğer yoksulluk tanımlarından ayıran en büyük fark bireylerin yoksulluk döngüsünden çıkma olasılıklarının çok düşük, yoksulluğun nesilden nesile geçme ihtimalinin ise yüksek olmasıdır.

Bu nedenle kronik yoksulluğun en belirgin özelliği süreklilik unsurudur. Kronik yoksullukta süreklilik, uzun bir dönem devam eden ya da dönemler itibarıyla sıklıkla tekrarlanan yoksulluk durumunu ifade etmektedir. Süreklilik boyutu ele alındığında kronik yoksulluk "sürekli yoksulluk" başlığı altında ele alınmaktadır. Bununla birlikte kronik yoksulluğun süreklilik dışında yoksulluğun şiddetli biçimde yaşanması, çok boyutlu yoksunluk gibi boyutları da bulunmaktadır.

TÜİK tarafından Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması dört yıllık panel verisi üzerinden hesaplanan sürekli yoksulluk oranı, eşdeğer hanehalkı kullanılabilir fert medyan gelirinin %60'ına göre son yılda yoksul olan ve aynı zamanda önceki üç yıldan en az ikisinde de yoksul olan fertleri kapsamaktadır. Bu tanım daha uzun panel verilere sahip ülkeler bazında değişebilmekle birlikte, genel anlamda dört yıllık panel veriler sürekli yoksulluğun ölçümü açısından yeterli görülmektedir (Şeker, 2011). Bununla birlikte, Dünya Sağlık Örgütü, yoksulların yoksulluk durumlarının beş yıldan fazla sürmesi halinde durumlarının düzeltilmesinin imkansızlaştığını belirten "kronik yoksulluk" tanımlamasını yapmaktadır.

Çok boyutlu yoksulluk

Sen'in (1979, 1985, 1987) çalışmalarından sonra insani yoksulluk kavramı ile birlikte yoksulluk kavramına çok değişkenli bir bakış açısı gelişmiştir. Çok değişkenli yoksulluk aksiyomlara dayalı ve aksiyomlara dayalı olmayan yöntemlerle ölçülmektedir. Aksiyomlara dayalı olmayan ilk yöntemde her bir boyutun yoksulluğu hesaplandıktan sonra tüm boyutlar toplulaştırılarak genel yoksulluk endeksi elde edilir (Karadağ, 2010). Smeeding ve diğerleri (1993) bu yöntemle çok boyutlu bir yoksulluk çizgisi hesaplamış ve bu çizginin altında

kalanları yoksul olarak tanımlamıştır. Adams ve Page (2001) parasal ve parasal olmayan göstergeler üzerinden yöntemi genişletmişlerdir. İkinci yöntemde, önce bireylerin yoksulluk dereceleri bulunmakta ve sonra genel yoksulluk endeksi hesaplanmaktadır. Bu yöntem ilk olarak Smeeding ve diğerleri tarafından 1993 yılında ortaya atılmış ve OECD ülkeleri arasındaki yoksulluğu karşılaştırmak amacıyla kullanılmıştır (Karadağ, 2010; Yavuzkanat, 2013). Aksiyomlara dayalı yöntemlerde ise yoksulluğun çok boyutlu yapısı aksiyomlara dayalı normatif yöntemlerle ölçülmektedir. Bu ölçümlerin genel formu Eş. 3.1 ile ifade edilmektedir.

$$P(x,z) = F[\pi(x_i,z)] \tag{3.1}$$

Bu eşitlikte $\pi(.)$ bireyin yoksulluk fonksiyonu, $F(.)$ ise bireysel yoksulluklar kullanılarak genel yoksulluğun nasıl hesaplandığını gösteren fonksiyondur. Burada F ve P yoksulluk göstergelerinin nasıl ölçüleceğini belirleyen bazı aksiyomlara dayandırılmaktadır. Bu aksiyomlar şunlardır (Orsberg ve Xu, 2005:9; Karadağ, 2010; Yavuzkanat, 2013):

(1) Odak aksiyomu: Yoksulluk ölçümü yoksul olmayanlardan bağımsız olmalıdır.
(2) Zayıf monotonik aksiyom (weak monotonicity axiom): Yoksul bir insanın gelirinde azalış, diğer gelirler sabitken yoksulluk ölçüsünü arttırmalıdır.
(3) Yansızlık aksiyomu (impartiality axiom): Bir yoksulluk ölçüsü gelirlerin sıralanmasına duyarsız olmalıdır.
(4) Zayıf transfer aksiyomu (weak transfer axiom) : İki insan arasından daha yoksul olandan diğerine gelir transferi yapılıyorsa ve yoksul insanlar kümesi değişmiyorsa yoksulluk ölçüsünde bir artış olmalıdır.
(5) Güçlü yukarı transfer aksiyomu (strong upward transfer axiom): İki insandan daha yoksul olandan diğerine bir gelir transferi yapılırsa yoksulluk ölçüsünde artış olmalıdır.
(6) Devamlılık aksiyomu (continuity axiom): Yoksulluk ölçüsü gelire bağlı olarak sürekli değişmelidir.
(7) Benzerin değişmezliği aksiyomu (replication invariance axiom) : Orjinal bir gelir dağılımına benzer bir gelir dağılımının yoksulluk ölçüsünün değeri değişmez (Kabaş, 2009).

Maddi yoksunluk

Eurostat tarafından geliştirilen bir yoksunluk ve geçim ölçeği olan maddi yoksunluk, finansal sıkıntıyla karşı karşıya olan nüfusun oranı olarak tanımlanmaktadır. Maddi yoksunluk ölçümleri ise;

1. beklenmedik harcamalar,
2. evden uzakta bir haftalık tatil,
3. kira, konut kredisi, borç ödemeleri zorluğu,
4. iki günde bir et, tavuk, balık içeren (veya vejetaryenler için eşdeğer yiyecekler) yemek,
5. evin ısınma ihtiyacı,
6. çamaşır makinesi,
7. renkli televizyon,
8. telefon,
9. otomobil sahipliği

olarak belirlenen durumların ekonomik olarak karşılanamaması şeklinde tanımlanmaktadır. Bu dokuz maddeden en az dördünü karşılayamayanların oranı ise ciddi maddi yoksunluk oranı olarak tanımlanmaktadır (TÜİK, 2016).

Görüldüğü gibi maddi yoksunluk oranı diğer nesnel yoksulluk oranlarından farklı olarak bir geçim problemini ifade etmekte ve yapısı gereği diğer yoksulluk ölçüleriyle karşılaştırılabilir nitelik göstermemektedir. Ayrıca özellikle borç ödemeleri zorluğu değerlendirmeleri gibi bazı maddelerin hanelerin kendi değerlendirmelerine dayalı olduğu görülmektedir.

3.3.2. Öznel yoksulluk yaklaşımları

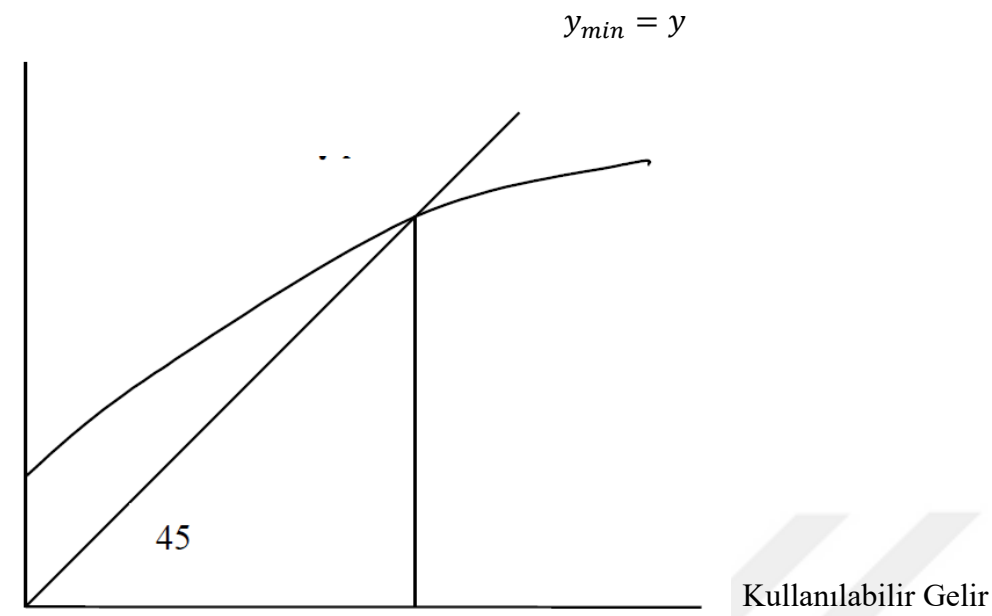
Katılımcı yoksulluk yaklaşımının sadece yoksullar için değil tüm toplum için bir uyarlaması olan öznel yoksulluk kavramı, temel ihtiyaçların-geçimin karşılanma durumuna ilişkin hanelerin ve bireylerin kendi algılarının ve değerlendirmelerinin esas alınması suretiyle ölçülen yoksunluk durumudur. Bu yaklaşımın temelinde hanelerin kendi yoksunluk durumlarının en iyi tanımlayıcılarının kendileri olacağı varsayımı geçerlidir. Bir diğer tanımıyla öznel yoksulluk, hanelerin ve bireylerin maddi geçimlerinin yeterli olmadığı duygusunu hissetmeleri hali olarak tanımlanabilmektedir (Goedhart ve diğerleri, 1977; Başaran ve Çetinkaya, 2013). Mutlak yoksulluk tanımlamasına göre yoksulluk sınırı kesin,

göreli yoksulluk tanımlamasına göre göreli iken öznel yoksullukta yoksulluk sınırı hem kesin hem de göreli bir nitelik taşımaktadır.

Nesnel yoksulluk yaklaşımları hanehalkı gelirlerinin medyan değeri ya da harcama kalıpları üzerine tanımlanırken, öznel yoksulluk ölçüm yöntemleri genellikle hanelerin geçimlerini sağlayabileceğini ifade ettiği gelirin kullanılabilir gelire eşit olduğu kesişim noktasının yoksulluk sınırı olduğu varsayımına dayanmaktadır. Bu varsayıma göre, hanelerin kullanılabilir gelirleri kesişim noktasının altındaysa hane öznel yoksul olarak tanımlanmaktadır (Gustafsson, Shi ve Sato, 2004:1091). Bu durum genel bir ifade ile Şekil 3.1'deki gösterilmektedir (Başaran ve Çetinkaya, 2013).

Literatürde öznel yoksulluğun incelendiği birçok çalışma hanelerin geçim probleminin sadece nesnel ölçütler kullanılarak ölçülemeyecek kadar kompleks bir yapıya sahip olduğu gerçeğini ortaya koymaktadır. Ayrıca literatürde birçok kaynak öznel yoksulluğun gelir ve tüketim yoksulluğuna yönelik alınacak politika önlemleri ile önlenme durumunun görece daha düşük olduğunu göstermektedir. Öznel yoksulluk çok boyutlu yönüyle birlikte; öznel iyi olma durumu ve yaşam memnuniyeti ile ilişkilidir. Bu nedenle yoksulluğa yönelik politikalar sadece hanelerin tüketimini ya da gelirini artırıcı politikalara yönelik değil aynı zamanda hanelerin iyilik[12] halini artırmaya yönelik de olmalıdır (Alem ve diğerleri, 2012). Buradan hareketle bireylerin yoksunluklarına ilişkin kendi görüşlerini belirleyen faktörlerin analiz edilmesi alınacak politika önlemleri açısından nesnel yoksulluk belirleyicilerin belirlenmesi kadar önem arz etmektedir.

[12] Öznel yoksulluk, hanelerin tüketim ve gelirleriyle ilişkili olduğu kadar, öznel iyilik haliyle de ilişkilidir. Öznel iyilik hali ise yaşam memnuniyeti ve mutluluk kavramlarıyla açıklanabilir. Dolan, Peasgood ve White (2008) mutluluk üzerine yaptıkları araştırmada ekonomik faktörler, sağlık, istihdam, medeni durum, demokrasi vb. faktörlerin mutluluğu etkileyen faktörler olduğunu tespit etmişlerdir. Ravallion ve Lokshin (2001), mutluluğun ekonomik iyilik halinden çok daha geniş bir ölçü olduğunu tartışmışlardır. Bu kapsamda bir kişinin yoksul ama mutlu olabileceği gibi zengin ama mutsuz olabilmesi de mümkündür.



Şekil 3.1. Kesişim yöntemi ile öznel yoksulluk sınırı

Öznel yoksulluk temelde refah mal ve hizmetler üzerinde hakimiyeti ifade ederken, yoksunluk bu hakimiyetteki kesin düşüş seviyesi olarak tanımlanmaktadır. Hanelerin farklı mal sepetlerini tercih edebileceğinden hareketle, bu yaklaşımda yoksulluk spesifik mal sepetlerine bağlı olmamakta, bireyler arası refah karşılaştırmasına dayalı olmaktadır (Goedhart ve diğerleri, 1977:507; Gül, 2010).

Gelişmekte olan ülkeler için gelire bağlı yoksulluk ölçütleri genelllikle hanehalkı araştırmalarından elde edilmektedir. Beyan usulüne göre alınan yanıtlar ve diğer uygulamadaki problemler gelire dayalı yoksulluk ölçümlerinde ölçüm hatalarına ve dolayısıyla yoksulluk ölçümlerinde yanlılığa sebep olabilmektedir (Browning, Crossley ve Weber, 2003; Deaton, 1997, 2010). Harcama esaslı tüketim sepeti yaklaşımına dayalı olarak standart bir yoksulluk sınırı belirlenirken ise farklı ülkeler ve farklı sosyo-ekonomik gruplar arasında ciddi zorluklar ortaya çıkmaktadır. Ülkeler göreli fiyatları ve ekonomik yapıları bakımından farklı oldukları için yoksulluk kıyaslamalarına ilişkin kıyaslamalar birkaç aşamada ortaya çıkabilmektedir (Deaton, 2010). Bahsedilen bu sorunlara karşı daha güvenilir bilgi için literatürde hanelere kendi yoksunluklarını doğrudan basitçe tanımlatmak yöntemi yani öznel yoksulluk ölçümleri sıklıkla kullanılmaktadır (Deaton, 2010; Alem, 2012).

Öznel yoksulluk ölçümleriyle elde edilen bilgiler geçime bağlı yoksunluğun ölçülmesinde ve uluslararası bağlamda yapılacak karşılaştırmalarda etkili bir şekilde kullanılmaktadır. Literatürde en genel ismiyle öznel yoksulluk ölçümleri olarak tanımlanan bu hesaplamalar aynı zamanda doğrudan gelir ya da harcamaya dayalı olmayıp çok boyutludur; çünkü hanenin yaşamındaki farklı bileşenlerin bir çıktısı olarak belirlediği düzeydir ve hanenin yoksunluğuna ilişkin daha fazla bilgi vermektedir (Van Praag ve Ferrer-i Carbonell, 2006). Hagenaars ve Van Praag (1985) öznel yoksulluğun, mutlak ve göreli yoksulluk kavramlarının bir karması ve orta gelir grubunu da içine alan daha üst bir tanım olduğunu deneysel verilere dayalı olarak göstermişlerdir.

Literatürde öznel yoksulluğun ölçümünde birden fazla yöntem kullanılmaktadır. Temeli hanelerin ve bireylerin yoksulluk değerlendirmelerine dayalı olan bu yöntemlerin birçoğu öznel yoksulluk sınırlarının belirlenmesinde hanelerin geçim durumlarını değerlendirdiği soruları kullanmaktadır. Bu değerlendirmelerin hanelerin keyfi yanıtlarını içermesi ise öznel yoksullukta ölçüm hatalarının incelenmesini önemli kılmaktadır. Öznel yoksullukta ölçüm hatalarının kontrol altına alınması için birçok çalışma panel verilerin kullanılmasını önermektedir.

Flik ve Van Praag (1991) öznel yoksulluk sınırına ilişkin bu yöntemlerin tanımlaması ve deneysel karşılaştırmasını yapmışlardır. Bu çalışmalarında herbir ölçü için standart sapmalar aracılığıyla güvenilirlik ölçümleri yapılmıştır. Bu güvenilirlik değerlendirmeleri, yoksunluk yaşayan bireylerin sayılarının doğru tahmin edilmesinde önemlidir. Belirlenecek yoksulluk sınırı politika geliştirmekte kullanılacaksa örneğin, yoksul insanların sayısı değerendirilecekse veya sosyal yardımlara hak sahipliği için asgari gelir düzeyi gibi bir eşik değer belirlenecekse, yoksulluk sınırının güvenilirliği önem taşımaktadır. Bu durumda genellikle varyans değerlendirmelerine ihtiyaç duyulmaktadır.

Literatürde yapılan çalışmalar öznel yoksulluğun diğer yoksulluk oranlarından daha yüksek bir yoksulluk sınırı tanımladığını ortaya koymaktadır. Bunun en temel gerekçesi öznel yoksulluğun bir geçim ve yoksunluk problemine işaret etmesi ve toplumun orta gelirli hanelerini de kapsama niteliğidir. Bununla birlikte araştırmalarda hanehalkının yaşadığı bölgedeki maliyet ve fiyatlar genel düzeyindeki farklılıklar da öznel yoksulluğu belirlemede etkili bir rol oynamaktadır (Filik ve Van Praag, 1991; Başaran ve Çetinkaya, 2013).

Gelir refah fonksiyonu ve gelir değerlendirme sorusu

Öznel yoksulluk sınırı tanımlamalarında genel olarak ortalama değer üzerinden, yoksul olan kişilerin kendini yoksul olarak değerlendirmesi, hanehalkı geliri sınır değerin üstünde olanların ise kendilerini yoksul olarak değerlendirmemesinin gerekliliği üzerinde durulur. Yani, herbir hanenin kendi finansal koşullarını ve sonuç olarak refah durumlarını düşünerek cevap vermeleri arzu edilir. Bu yüzden öznel yoksullukla yoksulluk sınırı gerçekte insanların refah yargılarına dayalıdır.

Hanelerin ya da bireylerin refah yargılarını sorgulamanın bir yolu araştırma sorularına verilen cevaplardır. Van Praag (1971) tarafından türetilen gelir değerlendirme sorusu (GDS) genel anlamda öznel yoksulluk sınırlarının belirlenmesinde temel araçlardan biri olarak kullanılmaktadır. GDS soru formunda tipik olarak şu şekilde yer almaktadır:

"aşağıda belirtilen herbir duruma karşılık hanehalkınız için uygun büyüklüğü belirtiniz. Benim/bizim koşullarımızda vergi sonrası haftalık/aylık/yıllık hanehalkı geliri:

Yaklaşık ….. olursa çok kötü,
Yaklaşık ….. olursa kötü,
Yaklaşık ….. olursa yetersiz,
Yaklaşık ….. olursa yeterli,
Yaklaşık ..... olursa iyi,
Yaklaşık ….. olursa çok iyi,

Lütfen herbir cevabı ilgili alanlara giriniz" (Flik ve Van Praag, 1991).

GDS içerisinde belirtilen durumlar daha fazla ya da daha az sayılarda olabilmektedir. Burada hanehalklarının gelirleri bilinmekte ve diğer gelir düzeylerini nasıl değerlendirdikleri sorgulanmaktadır. Sonraki aşamada vergi sonrası gelir[13] (sürekli bir ölçü) ile durumlara karşılık belirtilen sayısal değerler (sürekli bir ölçü) arasında bir ilişki belirlenmektedir. GDS'de herbir durumun fonksiyonel bir formda sayısal dönüştürülmesine ihtiyaç

[13] Literatürde cari gelir, harcanabilir gelir ve kullanılabilir gelir adlandırmalarıyla da kullanılabilmektedir.

duyulmaktadır. Bu fonksiyon (U), gelirin fayda fonksiyonu ya da Gelirin Refah Fonksiyonu (GRF) olarak adlandırılmaktadır.

Ekonomi literatüründe faydanın sorular üzerinden ölçülüp ölçülemeyeceğine ilişkin çok fazla tartışma söz konusudur (Robbins, 1932). Bazı araştırmacılar faydanın ölçülemez bir kavram olduğunu düşünmekle birlikte Pareto (1909) gibi bazı araştırmacılar da faydanın ölçülebilir olduğunu savaunmaktadırlar. Bu durumda toplumsal refah fonksiyonu $W(U_1, \dots, U_n)$ bireysel faydaların toplulaştırılmış bir fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır. Van Praag (1968) GRF için, μ_{1i} ve σ_{1i}^2 parametreleri ile lognormal dağılım aracılığıyla tanımlanan bir teorik çerçeve önerisi getirmişlerdir. Van Praag (1971) ve Van Praag ve Kapteyn (1973), Kapteyn, Wansbeek ve Buyze (1980) ve Hagenaars (1986) bu yöntem ile tahmin geliştirmişlerdir. Van Praag (1989), GDS'e bağlı olarak GRF'nin lognormalliği üzerinde yeni deneysel kanıtlar vermişlerdir. Buna göre, i birimi için GRF Eş.3.2 ile tanımlanmaktadır.

$$U_i(y) = \Lambda(y; \mu_{1i}, \sigma_{1i}^2) = N(\ln(y); \mu_{1i}, \sigma_{1i}^2) \quad y > 0 \tag{3.2}$$

Burada $\Lambda(.)$ ve $N(.)$ sırasıyla log-normal ve normal dağılım fonksiyonları ve μ_{1i} ve σ_{1i}^2 log-normal dağılımın parametreleridir. $i = 1, \dots, n$ iken $c_{i1}, \dots, c_{i6}$ i biriminin GDS'e verdikleri cevapları temsil etmek üzere normal dağılım için μ_{1i} ve σ_{1i}^2 sırasıyla Eş. 3.3 ve Eş. 3.4 ile ifade edilmektedir.

$$\mu_{1i} = \frac{1}{6}\sum_{j=1}^{6} \ln(c_{ij}) \tag{3.3}$$

$$\sigma_{1i}^2 = \frac{1}{5}\sum_{j=1}^{6} (\ln(c_{ij}) - \mu_{1i})^2 \tag{3.4}$$

Bu eşitliklerden görülmektedir ki, birimsel GRF'nin elde edilmesinde GDS'nin birimsel yanıtlarından toplanan bilgiler yeterli olmaktadır (Flik ve Van Praag, 1991).

μ_1, GRF'nin parametresi olmak üzere bu parametrenin $\Delta\mu_1$ kadar artması, i biriminin önceki gelir düzeyi y_i iken, önceki refah seviyesine ulaşmada $e^{\Delta\mu_1} y_i$ kadar fazla gelire ihtiyaç

duyduğunu göstermektedir. Bu yüzden, μ_1 bir ihtiyaç parametresi olarak yorumlanabilmektedir. Bu parametrenin birimler arasındaki değişimi birime ilişkin karakteristikler tarafından tanımlanabilmektedir. Bu durumda μ_1, Eş. 3.5 gibi tanımlanabilir.

$$\mu_1 = \beta_0 + \beta_1.\ln(y_c) + \beta_2.\ln(hhb) + \varepsilon \quad (3.5)$$

Burada y_c vergi sonrası kullanılabilir geliri ve hhb hanehalkı büyüklüğünü ifade etmektedir. Hata terimi ε'nun $N(0, \sigma^2)$ dağıldığı varsayıldığında bu parametreler SEKK ya da Ağırlıklı En Küçük Kareler (AEKK) yöntemleri ile tahmin edilebilmektedir. Bu modelde β_1 ve β_2'nin tahmininin pozitif olması beklenmektedir. Çünkü hane büyüklüğünün artması ihtiyaçları artırıcı etki yaratmaktadır (Helson, 1964).

Leyden yoksulluk sınırı (LYS) yaklaşımı

Goedhart vd. (1977) tarafından önerilen bu yaklaşımda hanelerin kendilerini yoksul hissettikleri gelir düzeyi Leyden yoksulluk sınırı olarak tanımlanmaktadır. Leyden yoksulluk sınırının teorisinde refah yaklaşımı ele alınmaktadır ve refahı ölçmek için GRF kullanılmaktadır.

LYS'e göre eğer toplam hane geliri değerlendirmesi α fayda düzeyinin belli bir düzeyinden düşükse bu hane α-yoksul; büyükse bu hane α-yoksul-değil olarak adlandırılmaktadır. Böylece bireysel yoksulluk sınırı $y_{\alpha i}$; $U_i(y) = \alpha$ çözülerek tanımlanabilmektedir. Birimlere ilişkin GRF için Eş. 3.3 ve Eş. 3.4 ile belirtilen parametrelere sahip log-normal dağılım koşulları altında Eş. 3.6 tanımlanabilir.

$$\phi\left(\frac{\ln(y) - \mu_{1i}}{\sigma_{1i}}\right) = \alpha \quad (3.6)$$

Burada $\phi(.)$ standart normal dağılımın birikimli dağılım fonksiyonunu ifade etmektedir. Bu eşitlik bir başka ifadeyle Eş. 3.7 ile ifade edilebilir.

$$\ln(y_{\alpha i}) = \mu_{1i} + \sigma_{1i}.\phi^{-1}(\alpha) \quad (3.7)$$

Eş. 3.5, Eş. 3.7'de yerine konulur ve birim göstergeleri düşürülürse Eş. 3.8 elde edilir.

$$\ln(y_\alpha) = \beta_0 + \beta_1.\ln(y_c) + \beta_2.\ln(hhb) + \sigma_1.\phi^{-1}(\alpha) \quad (3.8)$$

$\ln(hhb)$ belli bir büyüklüğün sabiti ve σ_1[14] yığın ortalaması $\overline{\sigma_1}$ olarak ele alınırsa, birimin yoksulluk sınır değeri Şekil 3.1'de gösterilen kesişim noktasını ifade etmektedir. Yani kesişim noktası olan $y_\alpha{}^*$ için $y_\alpha{}^* = y_c$'dir. Bu durumda $\ln(y_\alpha{}^*)$ doğal logaritma-yoksulluk sınırı olarak tanımlanmaktadır. $\ln(y_\alpha) = \ln(y_c)$ alındığında Eş. 3.9 elde edilmektedir.

$$\ln(y_\alpha{}^*) = \frac{\beta_0 + \beta_2 \ln(hhb) + \overline{\sigma_1}\phi^{-1}(\alpha)}{1 - \beta_1} \quad (3.9)$$

Eşitlik 3.9 ile her bir hane büyüklüğü[15] için bir gelir büyüklüğü ($y_\alpha{}^*(hhb)$) türetilebilir ki bu o hane büyüklüğü için yoksul ve yoksul olmayanı ayıran bir sınır değer olmaktadır. Literatürde hane büyüklüğüne göre çeşitli gruplar bazında yoksulluk değerlendirmeleri yapılmış olmakla birlikte $\ln(hhb)$ değeri ortalaması olan $\overline{\ln(hhb)}$ değeri ile yer değiştirerek de kullanılmıştır. Benzer şekilde açıklayıcı değişkenin yaş, bölge, sağlık vb. alındığı çalışmalarda da benzer yöntemler izlenebilmektedir (Van Praag, 1988).

Eğer yoksulluk sınırı, politika geliştirmek amacıyla kullanılacaksa örneğin, yoksul insanların sayısı değerlendirilecekse veya sosyal yardımlara hak sahipliği için asgari gelir düzeyi gibi bir eşik değer belirlenecekse, bu durumda yoksulluk sınırının güvenilirliği (ya da doğruluğu) önem taşımaktadır. Burada, $\ln(y_\alpha{}^*)$ rastgele bir çıktı ve β_0, β_1,ve β_2 rastgele parametrelerdir. Yoksulluk sınırı tanımının diğer yoksulluk sınırı tanımlarına göre doğruluğuna karar verebilmek için $\ln(y_\alpha{}^*)$'ın varyansının değerlendirmesine ihtiyaç duyulmaktadır. Bunun için Rao (1973) tarafından önerilen δ-yöntemi yaklaşımı kullanılmaktadır. $\ln(y_\alpha{}^*)$'ın varyansı Eş. 3.10 ile ifade edilsin.

$$\sigma^2(\ln(y_\alpha{}^*)) = g^T.C.g \quad (3.10)$$

Bu eşitlikte C, μ_1 regresyonunda β tahminlerinin varyans-kovaryans matrisi ve g^T, Eş. 3.11 ile ifade edilmektedir.

[14] σ_1 refah duyarlılık parametre sabiti olarak ele alınmaktadır.
[15] μ_1 hane büyüklüğü ve hane gelirinden farklı olan, eğitim, yaş vb. değişkenler ile de tanımlanabilmektedir. Yoksulluk sınırı bu durumda bu değişkenler ayrımında hesaplanabilir (Frik ve Van Praag, 1991).

$$g^T = \left[\frac{\partial \ln(y_\alpha^*)}{\partial \beta_0}, \frac{\partial \ln(y_\alpha^*)}{\partial \beta_1}, \frac{\partial \ln(y_\alpha^*)}{\partial \beta_2}\right] \tag{3.11}$$

$\ln(y_\alpha^*)$'ın yaklaşık olarak normal dağıldığı varsayıldığında, %95 olasılıkla log yoksulluk sınırlarının $(\ln(y_\alpha^*) - 2.\sigma(\ln(y_\alpha^*)), (\ln(y_\alpha^*) + 2.\sigma(\ln(y_\alpha^*))$ arasında olması beklenmektedir (Frik ve Van Praag, 1991). Varyans ya da standart sapmayı değerlendirebilmenin diğer bir yolu ise bilgisayar temelli bootstrap yöntemini kullanmaktır (Efron, 1982).

Eş. 3.9 ile yapılan yoksulluk sınırı tanımlamasına göre yoksulluk oranı basit bir sayma yöntemine göre hesaplanabilmektedir. Ancak yoksulluk oranı ile gelir dağılımı arasındaki ilişkinin yapısal formu basit bir fonksiyonel tanımlama ile de yapılabilir. GRF gelir refah fonksiyonunun yaklaşık olarak μ_0 ve σ_0^2 parametreleri ile log-normal dağıldığı varsayımı altında yoksulluk oranı Eş. 3.12 ile belirtilen fonksiyonel form ile tanımlanır (Aitchison ve Brown, 1957; Flik ve Van Praag,1991);

$$\int_0^{y_\alpha^*} d\Lambda(y; \mu_0, \sigma_0^2) = \int_{-\infty}^{\ln(y_\alpha^*)} dN(ln(y); \mu_0, \sigma_0^2) = \phi\left(\frac{\ln(y_\alpha^*) - \mu_0}{\sigma_0}\right) \tag{3.12}$$

Sonuç olarak, bu ölçüm yöntemine göre yoksul olan birimlerin ortalama gelir ve ortalama log-gelirleri için Eş. 3.6 ile verilen standart normal dağılım fonksiyonun ve log normal dağılım fonksiyonunun birinci momentinin alınması gerekmektedir (Johnson ve Kotz (1971). Ortalama log-gelir ve ortalama gelir sırasıyla Eş. 3.13 ve Eş. 3.14 eşitlikleriyle ifade edilmektedir.

$$\int_0^{\ln(y_\alpha^*)} \ln(y)\, dN(ln(y); \mu_0, \sigma_0^2) = \frac{-\varphi\left(\frac{\ln(y_\alpha^*) - \mu_0}{\sigma_0}\right)}{\phi\left(\frac{\ln(y_\alpha^*) - \mu_0}{\sigma_0}\right)}.\sigma_0 + \mu_0 \tag{3.13}$$

$$\int_0^{y_\alpha^*} y d\Lambda(y; \mu_0, \sigma_0^2) = e^{\left(\mu_0 + \frac{1}{2}\sigma_0^2\right)}.\frac{\phi\left(\frac{\ln(y_\alpha^*) - \mu_0}{\sigma_0} - \sigma_0\right)}{\phi\left(\frac{\ln(y_\alpha^*) - \mu_0}{\sigma_0}\right)} \tag{3.14}$$

Burada $\phi(.)$ standart normal dağılımın birikimli dağılım fonksiyonu, ve $\varphi(.)$ onun yoğunluk fonksiyonudur.

Öznel yoksulluk sınırı (ÖYS) yaklaşımı

GDS aracılığıyla birkaç refah seviyesine karşılık gelen beklenti gelir miktarlarını sormak yerine yoksulluk sınırını belirlemek amacıyla hanelere özel bir refah düzeyi için sadece bir gelir beklentisini sorarak elde edilen yoksulluk sınırı öznel yoksulluk sınırını tanımlamaktadır. Bu özel araştırma sorusu literatürde Minimum Gelir Sorusu (MGS) olarak adlandırılmaktadır ve tipik olarak hanehalkı araştırmalarında:

"hanenizin geçimini sağlaması için minimum net geliriniz ne kadar olmalıdır?

Yaklaşık … haftalık/aylık/yıllık

Lütfen hangi period için cevap verdiğinizi belirtiniz."

şeklinde yer almaktadır. Burada i biriminin cevabı $c_{min,i}$ birimin yoksulluk sınırını tanımlamaktadır (Kapteyn, Van de Geer ve Van de Stadt (1985); Goedhart ve diğerleri (1977)). Açıktır ki, $c_{min,i}$, GDS'nin cevabı gibi (veya μ_{1i} GDS cevaplarının birleştirilmiş ölçüsü gibi) kişisel özelliklere bağlıdır. Bu durumda $c_{min,i}$ hanehalkı geliri ve cevaplayıcıların hanehalkı büyüklüğü hesaba katılarak[16] Eş. 3.15 gibi ifade edilebilir.

$$\ln(c_{min}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(y_c) + \gamma_2 \ln(hhb) + \varepsilon \qquad (3.15)$$

Bu eşitlikte hata teriminin $N(0, \sigma^2)$ dağıldığı varsayıldığında, parametreler SEKK veya AEKK ile tahmin edilebilmektedir. Ayrıca $\gamma_1$ve γ_2 tahminlerinin her ikisinin de pozitif olması beklenmektedir. Bu beklenti doğrultusunda, kullanılabilir geliri yüksek olan haneler minimum gelir cevabını yüksek ifade etme, aksine daha az gelirli hanehalkları ise minimum gelir cevabını daha düşük ifade etme eğilimindedir. Benzer şekilde hanehalkı büyüklüğü

[16] Literatürde yapılan incelemelerde özellikle hanehalkı büyüklüğü, hhanehalkının yaşadığı yer, hanehalkı reisinin eğitim durumu, yaşı, cinsiyeti ve işgücüne katılımı, hanehalkının zorunlu sabit harcamaları vb. değişkenler gelirle birlikte minimum gelir cevabının belirleyicileri olarak analize dahil edilmektedir.

arttıkça minimum gelir beklentisinin de artması beklenmektedir (De Vos ve Garner, 1991:269).

Şekil 3.1 ile ifade edilen kullanılabilir gelirin minimum gelir beklentisine eşit olduğu noktanın öznel yoksulluk sınırını ifade ettiği durumda $\ln(y_c)$'nin $\ln(c_{min})$'a eşit olduğu varsayılarak herbir hane büyüklüğü için $ln(c^*_{min}(hhb))$ doğal-logaritma yoksulluk sınırı Eş. 3.16 ile elde edilmektedir.

$$ln(c^*_{min}(hhb)) = \frac{\gamma_0 + \gamma_2 \ln(hhb)}{1 - \gamma_1} \tag{3.16}$$

Bu durumda 4 kişilik bir hane için eğer hanenin log-geliri $ln(c^*_{min}(4))$'den düşükse haneler yoksul değilse yoksul değil olarak sınıflandırılmaktadır. LYS'e benzer olarak, ÖYS'nin bootsrap yöntemi aracılığıyla standart sapması türetilebilmekte ve yoksulların yüzdeliği ve bu kişilerin ortalama geliri $ln(y^*_\alpha)$ eşitliklerinde olduğu gibi hesaplanmaktadır.

LYS (çok-düzeyli sorulara dayalı) ÖYS'den teorik olarak daha üstün sonuçlar ortaya koymaktadır. ÖYS rastgele cevap değişimine daha fazla açık olmakla birlikte tek düzeyim yorumlanma değişimine daha fazla duyarlıdır. Çünkü sıralı refah etiketlerine verilen cevapların daha dikkatlice seçilmiş olması beklenilmekte ve birkaç düzeye verilen cevaplar tek düzeye göre daha ayarlı olabilmektedir. Dahası çok-düzeyli durumda ifade düzeyleri arasındaki ilişkiyi analiz edebilmek de mümkün olabilmektedir. Yani, μ_{1i} ve σ^2_{1i} gibi ölçülerin hesaplanmasıyla rastgele yanıt hataları (ölçüm hataları) görülebilmektedir. Bu durumlar ÖYS için söz konusu değildir. Sonuç olarak, politika üreteçleri için LYS sınırı daha tercih edilebilir olmaktadır.

Sosyal politika merkezi (SPM) yaklaşımı

Bu yöntemde MGS haricinde bazı standart bilgiler ve araştırmalarda genellikle Deleeck sorusu olarak bilinen özel bir çok düzeyli durum sorusu[17] kullanılmaktadır. Çok düzeyli sorunun formatı tipik olarak şu şekildedir:
"Hanehalkınız mevcut net geliri ile geçinebilme durumunuzu nasıl tanımlarsınız?

[17] Flik ve Van Praag (1991), çalışmalarında bu soruyu yöntemin geliştirici olan "Deleeck Sorusu" olarak isimlendirmişlerdir.

Çok zor
Zor
Biraz zor
Biraz kolay
Kolay
Çok kolay
Lütfen seçeneklerden birini belirtiniz"

Bu yöntemde yanıtlayıcıların sadece "biraz zor" cevabı verenleri üzerinde bir alt örneklem ile çalışmaktadır. "Biraz zor" cevabı verenlerden harcanabilir hanehalkı geliri y_c ve kayıtlı minimum geliri c_{min} (MGS'den elde edilen) cevabının minimumu "düşük gelir ($y_{düşük}$)" olarak tanımlanmaktadır. Daha sonra $y_{düşük}$ değerlerinin ortalama ve standart sapması hesaplanmakta; ortalamadan iki standart sapmadan fazla fark olanlar uçdeğer olarak kabul edilerek veriden düşürülmekte ve $y_{düşük}$ için yeni bir ortalama hesaplanmaktadır. Sonuç olarak elde edilen bu değer yoksulluk sınırı gibi kullanılmaktadır. Bu ölçünün standart sapması da bootstrap yöntemler aracılığıyla elde edilmektedir (Flik ve Van Praag, 1991).

Bahsedilen bu prosedür tüm örneklem için uygulanabileceği gibi cinsiyet, yaş ve/veya hane büyüklükleri için de hesaplanabilmektedir. SPM yönteminde güçlü bir varsayım yapılmıştır; yoksulluk sınırının düzeyi, yoksulluğa mesafesi ne olursa olsun sabit olmak durumundadır. Yani hanehalkı büyüklüğü veya diğer hanebazlı değişkenlerin etkisi doğrudan ölçüm üzerinde yer almamaktadır. Ayrıca SPM'den elde edilen yoksulluk sınırı örneklemin seçimine bağlı olarak değişkenlik gösterebilmektedir. Burada bir referans grubun cevapları dikkate alınarak yoksulluk sınrı belirlendiğinden keyfilik faktörü güçlü bir etki haline gelmektedir. Bununla birlikte cevaplara ilişkin 2-standart sapma aralığının kullanılması ile keyfiliğin etkisinin azalması beklenmektedir.

Diğer yaklaşımlar

Eğer Deleeck sorusu veri setinde yoksa ve GDS varsa SPM yaklaşımı GDS'e uygulanabilir. Bu durumda harcabilir gelir durumu $\left\{\frac{1}{2}.(\ln(c_2)+\ln(c_3), \frac{1}{2}.(\ln(c_3)+\ln(c_4)\right\}$ aralığında yani "yetersiz" olanların orijinal Deleeck sorusunda "biraz zor" düzeyine karşılık geldiği varsayılarak ve GDS kullanılarak aynı prosedür takip edilebilir. Bu yöntem ile öncelikle

Eş.3.17, Eş. 3.18 ve Eş.3.19 ile ifade edilen modeller SEKK veya AEKK yöntemleri aracılığıyla tahmin edilir.

$$\ln(c_2) \quad = \beta_{02} + \beta_{12}\ln(y) + \beta_{22}\ln(hhb) + \varepsilon_2 \tag{3.17}$$

$$\ln(c_3) \quad = \beta_{03} + \beta_{13}\ln(y) + \beta_{23}\ln(hhb) + \varepsilon_3 \tag{3.18}$$

$$\ln(c_4) \quad = \beta_{04} + \beta_{14}\ln(y) + \beta_{24}\ln(hhb) + \varepsilon_4 \tag{3.19}$$

Bu durumda yoksulluk sınırı GDS'e cevap veren tüm kişiler dikkate alınarak hesaplanmaktadır. Harcanabilir gelir durumu aralığı için Eş. 3.16, Eş. 3.17 ve Eş.3.18 yerinde konulduğunda Eş. 3.20 ile belirtilen aralık elde edilmektedir.

$$\begin{Bmatrix} \frac{1}{2}.[(\beta_{02}+\beta_{03}) + (\beta_{12}+\beta_{13})\ln(y) \\ + (\beta_{22}+\beta_{23})\ln(hhb)], \quad \frac{1}{2}.[(\beta_{03}+\beta_{04}) \\ + (\beta_{13}+\beta_{14})\ln(y) + (\beta_{23}+\beta_{24})\ln(hhb)] \end{Bmatrix} \tag{3.19}$$

Bu aralık için log-gelir ise Eş. 3.21 ile tanımlanır.

$$\begin{aligned} \frac{\frac{1}{2}.[(\beta_{02}+\beta_{03}) + (\beta_{22}+\beta_{23})\ln(hhb)]}{1-\frac{1}{2}(\beta_{12}+\beta_{13})} &\leq \ln(y) \\ &\leq \frac{\frac{1}{2}.[(\beta_{03}+\beta_{04}) + (\beta_{23}+\beta_{24})\ln(hhb)]}{1-\frac{1}{2}(\beta_{13}+\beta_{14})} \end{aligned} \tag{3.21}$$

Eş. 3.20 için A ve B alt ve üst sınırların kısaltılmış notasyonu olmak üzere $A \leq ln(y) \leq B$ olarak ifade edilebilir. Eğer farklı hane büyüklükleri $\overline{\ln(hhb)}$ ortalamasının kullanıldığı ve ve hane gelirinin dağılımının log-normal olduğu varsayılırsa, birinci momentin alınması ile ortalama log-gelir Eş.3.22'deki gibi hesaplanabilir (Johnson ve Kotz, 1971):

$$\ln(y^*) = \frac{\varphi\left(\frac{A-\mu_0}{\sigma_0}\right) - \varphi\left(\frac{B-\mu_0}{\sigma_0}\right)}{\Phi\left(\frac{B-\mu_0}{\sigma_0}\right) - \Phi\left(\frac{A-\mu_0}{\sigma_0}\right)}\sigma_0 + \mu_0 \quad (3.22)$$

Yoksulluk sınırı y^* buradan hareketle Eş. 3.23 ile elde edilmektedir (Jonhson ve Kotz, 1971).

$$y^* = e^{\left(\mu_0+\frac{1}{2}\sigma_0^2\right)} \frac{\Phi\left(\frac{B-\mu_0}{\sigma_0} - \sigma_0\right) - \Phi\left(\frac{A-\mu_0}{\sigma_0} - \sigma_0\right)}{\Phi\left(\frac{B-\mu_0}{\sigma_0}\right) - \Phi\left(\frac{A-\mu_0}{\sigma_0}\right)} \quad (3.23)$$

Bu yöntemde standart sapma, yoksulluk oranı ve yoksulların ortalama geliri, GRF'nin μ_0 ve σ_0^2 parametreleri ile log-normal dağıldığı varsayılarak bilinen yol ile hesaplanır.

Literatürde hanehalklarının gelirlerine ilişkin yeterlilik hislerine dayanan yaklaşımların yanısıra tüketim üzerinden ölçülen öznel yoksulluk yaklaşımları da mevcuttur. "Öznel En Az Tüketim" yönteminde öznel yoksulluk temel ihtiyaçlar yaklaşımı ile birlikte yorumlanmaktadır. Bu kapsamda soru formalrında hanelere en az gıda ihtiyaçlarının ne kadar olmasını gerektiğini belirtmeleri istenmiştir. Hanelerin belirttikleri öznel gıda harcamaları ile cari gıda harcamaları karşılaştırılarak hanenin yoksulluk durumuna karar verilmektedir (Gül, 2010). Bir diğer öznel yoksulluk sınırı belirleme yönteminde ise, hanenin cari gelir seviyesi sosyal yardım alan ailelelerin gelirlerinden düşük ya da eşitse hane yoksul sayılmaktadır (Hagenaars ve Vos, 1988, s.214). Literatürde öznel yoksulluğun araştırıldığı çalışmalarda bu yaklaşımlardan daha çok gelir üzerinden hareket eden yaklaşımlar kullanılmaktadır.

4. TÜRKİYE'DE ÖZNEL YOKSULLUĞUN VE SÜREKLİLİĞİNİN İNCELENMESİ

Öznel yoksulluğun ve sürekliliğinin incelendiği bu bölüm birincil ve ikincil analizlerden oluşmuştur. Birincil analizler kapsamında, GYKA 2006-2013 yılları kesit verilerinden hareketle üçüncü bölümde ele alınan öznel yoksulluk ölçümleri gerçekleştirilmiştir. Ayrıca literatürde ölçüm hatalarına yönelik olarak panel incelemelerin yapılması önerisi ışığında GYKA 2010-2013 yılları panel verisinden hareketle panel öznel yoksulluk ölçümü tahmin edilmiştir. Panel yoksulluk ölçümünün duyarlılığı için tahminlerin standart hatalarına ilişkin bootstrap incelemeleri yapılmış ve elde edilen sonuçlar ışığında öznel yoksulluk ölçümüne ilişkin bu yöntem tercih edilmiştir.

İkincil analizler kapsamında, panel veri üzerinden öznel yoksulluğun sürekliliği incelenmiştir. Süreklilik yapısı açısından karşılaştırma yapılabilmesi için göreli yoksulluk incelemelere dahil edilmiştir. Sürekliliğe ilişkin model tahminleri dinamik panel veri analizi için kullanılan üç yöntem (temel geçiş oranı yöntemi, içsel değişim yöntemi ve gecikmeli bağımlı değişken modelleri) kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Her üç yöntemde de çok boyutlu yoksulluğu açıkladığı düşünülen beş temel boyut (demografik, eğitim, işgücü, sağlık ve barınma) ışığında öznel ve göreli yoksulluğun sürekliliğine ilişkin model tahminleri elde edilmiştir. Model tahminleri için panel yıpranması, başlangıç koşulları ve durum bağımlılığı incelemelerinin sonuçları sunulmuştur.

4.1. Veri Kümesi ve Çalışmanın Organizasyonu

Veri kümesi

Türkiye'de öznel yoksulluk ve öznel yoksullukta sürekliliğe ilişkin birincil ve ikincil analizler kapsamında gerçekleştirilen incelemeler, TÜİK, GYKA 2006-2013 yılları kesit verileri ve 2010-2013 yılları panel mikro veri setleri üzerinden gerçekleşmiştir. TÜİK tarafından gelire dayalı resmi yoksulluk ölçümlerinin gerçekleştirildiği GYKA araştırması ile bireylerin ve hanehalklarının gelir ve refah düzeylerinin ölçülmesi hedeflenmektedir. GYKA temel formatıyla EUROSTAT tarafından Avrupa Ülkelerinde uygulanan "The European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC)" araştırmasının Türkiye uygulamasıdır. Bu araştırmalar ile temel olarak;

- Ülkedeki gelir dağılımı ve önceki yıllara göre değişimi
- Ülkedeki gelire dayalı yoksulluk ve bölgesel dağılımı ile önceki yıllara ilişkin değişimi
- Yoksulluk riski altındaki bireylerin sayısı ve zamana göre değişimi
- Gelir grupları arasındaki farklılıklar ve zamansal değişimi
- Panel verilerden hareketle kişisel ve hanehalkı gelirlerinin değişimi, geçişi, geçişin yönü karakteristikler ve koşullara bağlı olarak nasıl değişimi
- Gelirin sektörler, gelir türleri ve hanehalkı karakteristiklerine göre dağılımı
- Bireylerin yaşam koşullarında zaman içindeki değişimler ve iyileşmeler
- Sürekli gelir yoksulluğu

gibi konulara yanıt aranmaktadır. Araştırmada, gelir, yoksulluk, sosyal dışlanma ve diğer yaşam koşullarına ilişkin göstergeleri hesaplamak üzere;

• Konut
• Ekonomik durum
• Sosyal dışlanma
• Gayrimenkul sahipliliği
• Eğitim
• Demografi
• Sağlık durumu
• İşgücü durumu
• Gelir durumu

bazında bilgiler derlenmektedir (TÜİK, 2008). Her yıl uygulanan araştırma için; kesit araştırma sonuçlarından Türkiye, Kent, Kır ve İBBS Düzey-1, panel araştırma kapsamında da 2,3 ve 4 yıllık panel verilerle ülke geneli için tahminler üretilmesi amaçlanmaktadır.

Bu tez çalışmasında öznel ve göreli yoksulluğun sürekliliğinin analizi için GYKA kesit ve panel veri setleri birlikte kullanılmıştır. Sürekliliğe ilişkin model tahminleri Türkiye geneli için elde edilmiştir. Bu kapsamda veri setlerindeki birey ve hane verileri dikkate alınarak ve Türkiye geneli için veri setinde yer alan ağırlıklar[18] kullanılarak tahminler elde edilmiştir.

[18] GYKA verisinde yer alan ağırlık katsayısı, en güncel nüfus projeksiyonlarına göre anket verilerinden kitle tahminlerinin üretilmesinde kullanılmaktadır.

Analizin birimi

Literatürde yoksulluk durumları arasındaki geçişlerde ve gelire dayalı yoksulluk çalışmalarında genel olarak analizin birimi bireyler olarak ele alınmaktadır. GYKA veri setleri hane ve hanede yaşayan bireylere ilişkin verileri derlemektedir. Analizin birimlerinin bireyler olması bazı avantajlara sahiptir. Örneğin, bireylerin koşullarının değişmesinin (evlenmesi-boşanması gibi medeni durum değişimi) yoksulluk statülerine etkisi birey bazlı analizlerde hemen gözlenebilirken hane bazlı değişimin nasıl tanımlanacağı belirsiz olmaktadır. Analizin biriminin birey olmasının en belirgin dezavantajı ise aynı hanede yaşayan bireylerin birbirinden bağımsız refah ve yaşam koşullarına sahip olmayacağı varsayımı ile tekrarlı gözlemlerin model tahmininde oluşturacağı ölçüm hatalarıdır.

Bu tez çalışmasında öznel ve göreli yoksulluğa ilişkin ölçümler hanenin geçimi ve hanenin kullanılabilir geliri üzerinden yapıldığı için analiz birimi "hane" olarak alınmıştır. Bununla birlikte modele eklenen bazı değişkenler ölçüm hatalarının minimize edilmesi için fert bazlı değişimlerin de yansıtılması amacıyla hanenin referans kişisinin[19] karakteristikleri baz alınarak oluşturulmuştur. İkincil analiz kapsamında model tahminleri dört yıl boyunca gözlenen haneler üzerinden dengeli panel ile gerçekleştirilmiştir.

Analizde kullanılan değişkenler

Birincil analiz kapsamında

Türkiye'de öznel yoksulluk ölçümlerinin gerçekleştirildiği birincil analiz kapsamında hanelerin kullanılabilir gelirlerine ilişkin değerlendirmelerine yer verilen iki soru aracılığıyla bağımlı değişken derlenmiştir. Bu kapsamda, ÖYS yöntemi için MGS yönteminin baz aldığı "Bir ay boyunca geçinebilmek için hanenin sahip olması gereken en düşük aylık net gelirin ne kadar olacağı (TL)" ve SPM yönteminin baz aldığı "Hanenin toplam aylık hane geliriyle bir ay boyunca geçinebilme durumu; 1-çok zor, 2-zor, 3-biraz zor, 4-biraz kolay, 5-kolay, 6-çok kolay" sorularına verilen cevaplar bağımlı değişken olarak analize dahil edilmiştir.

[19] Referans kişi, hanehalkının sosyo-ekonomik durumu ve hanede yaşayan tüm fertlerin kişisel özellikleri hakkında en doğru bilgiye sahip, hanenin yönetim veya geçiminden sorumlu yetişkin hanehalkı üyesidir (TÜİK, 2008).

Regresyon temelli modelleme yaklaşımına dayalı olan ÖYS ve panel ÖYS yöntemlerinde bağımsız değişkenler olarak literatürde çok kullanıldığı şekliyle hanehalkı kullanılabilir geliri ve hanehalkı büyüklüğü kullanılmıştır.

İkincil analiz kapsamında

İkincil analiz kapsamında öznel ve göreli yoksulluğun sürekliliği incelenirken bağımlı değişken hanelerin öznel/göreli yoksul olması ve olmaması iki yanıtlı değişkeni olarak ele alınmıştır. Öznel yoksullukta bağımlı değişkene ilişkin iki yanıtlı çıktı birincil analiz kapsamında elde edilen Panel ÖYS sınırı kullanılarak elde edilmiştir. Sürekliliğin analiz edildiği modellere dahil edilen açıklayıcı değişkenler ise öznel yoksulluğun çok boyutluluğu altında belirlenmiştir. Daha öncede bahsedildiği gibi, öznel yoksulluk aslında bir çok boyutlu yoksulluk ölçümüdür. Öznel yoksullukta hanelerin ihtiyaçlarını çok boyutlu düşünerek minimum gelir beklentilerini tanımlamaları beklenmektedir. Yani öznel yoksulluğun hesabında hanelerin sağlık, eğitim, barınma vb. birçok bileşen bulunmaktadır (Van Praag ve Ferrer-i Carbonell, 2006). Bu nedenle öznel yoksulluğa ilişkin yapılacak modellemelerde hanelere ilişkin bu değişkenlerin açıklayıcı değişken olarak yer almasının olası ölçüm ve modelleme hatalarının önüne geçmesi beklenmektedir. Bu kapsamda öznel ve göreli yoksulluk için modele dahil edilen açıklayıcı değişkenler şu şekildedir:

Demografik boyut

- Hanehalkı referans kişisinin yaşı
- Hanehalkı referans kişisinin cinsiyeti
- Hanehalkı referans kişisinin medeni durumu (evli, hiç evlenmedi, eşi vefat etti, boşandı, ayrı yaşıyor)
- Hanehalkı Genç Bağımlılık Oranı (0-14 yaş/15-64 yaş)
- Hanehalkı Yaşlı Bağımlılık Oranı (65 yaş üstü/15-64 yaş)

Eğitim boyutu

- Hanehalkı referans kişisinin eğitim durumu (eğitimi yok, ilköğretim, ortaöğretim, yüksek okul ve üstü)

İşgücü boyutu

- Hanehalkı referans kişisinin istihdam durumu (ücretli-maaşlı, yevmiyeli, işveren, kendi hesabına, ücretsiz aile işçisi)

- Hanehalkı istihdam durumu (hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısı, hanede yarı zamanlı yaşayan kişi sayısı, hanede iş arayan kişi sayısı)

Sağlık boyutu

- Hanehalkı referans kişisinin genel sağlık durumu (kötü, iyi)

Barınma boyutu

- Hanehalkı ev sahipliği durumu (ev sahibi, ev sahibi değil)
- Oturulan konutta oda başına düşen kişi sayısı

Ayrıca süreklilik incelemeleri kapsamında dinamik modellerde durum bağımlılığı değerlendirmelerini yapmak için yoksulluk geçmişi (yani bir önceki dönem yoksulluk durumu) modelde açıklayıcı değişken olarak ele alınmıştır.

Analiz aracı

Birincil ve ikincil analizler kapsamında ele alınan model tahminleri STATA 13.0 programı aracılığıyla gerçekleştirilmiştir.

4.2. Birincil Analiz: Türkiye'de Öznel Yoksulluğun Ölçülmesi

Birincil analiz kapsamında öncelikle GYKA 2006-2013 yılları kesit ve panel veri setlerinden hareketle Türkiye'de hanelerin GRF'lerine ilişkin incelemeler gerçekleştirilmiştir. Daha sonra Türkiye'ye ilişkin öznel yoksulluk ölçümleri hanelerin GRF'lerinden hareketle üçüncü bölümde ele alınan yaklaşımlar ışığında tahmin edilmiştir. GYKA veri seti yapısı gereğince hanelere yönelik farklı refah durumlarına ilişkin değerlendirmelerin toplandığı GDS bazlı soru biçimi yer almadığı için öznel yoksulluk ölçüm yöntemlerinden LYS ve alternatif SPM yöntemleri uygulanamamış, ÖYS ve SPM yöntemlerine ilişkin tahminler elde edilmiştir. Ayrıca öznel refah değerlendirmelerinde ölçüm hatalarına ilişkin literatürde bir çözüm yöntemi olarak ele alınan panel analiz ile ÖYS yönteminin sentezlenmesi neticesinde panel ÖYS tahminleri de elde edilmiştir.

Türkiye'de yoksulluğa ilişkin resmi ölçümler, TÜİK tarafından hanehalklarının gelir ve harcama bilgilerini derleyen araştırmalara dayalı olarak gerçekleşmektedir. Harcamaya dayalı yoksulluk ölçümlerinin gerçekleştiği Hanehalkı Bütçe Araştırması (HBA) neticesinde mutlak yoksulluk oranları, gelire dayalı yoksulluk ölçümlerinin gerçekleştiği GYKA üzerinden yoksulluk riskine bağlı yoksulluk oranları tahmini ve gelir dağılımı ölçümleri yapılmaktadır. Ayrıca yine GYKA'a dayalı olarak finansal sıkıntıda olma durumunu ifade eden maddi yoksunluk oranları da açıklanmaktadır. Türkiye için yıllar itibarıyla yoksulluk oranları ve gelir dağılımına ilişkin göstergeler Çizelge 4.1, Çizelge 4.2 ve Çizelge 4.3'de gösterilmektedir.

Çizelge 4.1. Harcamaya dayalı yoksulluk sınırı yöntemlerine göre fert yoksulluk oranları (2002-2014)

Yoksulluk Sınırı Yöntemleri	Fert yoksulluk oranı (%)													
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Gıda yoksulluğu (açlık)(4)	1,35	1,29	1,29	0,87	0,74	0,48	0,54	0,48	.	.	.	.		
Yoksulluk (gıda+gıda dışı)(4)	26,96	28,12	25,60	20,50	17,81	17,79	17,11	18,08	.	.	.	.		
Kişi başı günlük 1 $'ın altı (1)	0,20	0,01	0,02	0,01	.	.	.	.	.	.	.	.		
Kişi başı günlük 2.15 $'ın altı(1)	3,04	2,39	2,49	1,56	1,41	0,52	0,47	0,22	0,21	0,14	0,06	0,06	0.03	0,06
Kişi başı günlük 4.3 $'ın altı(1)	30,30	23,75	20,89	16,36	13,33	8,41	6,83	4,35	3,66	2,79	2,27	2,06	1.62	1,58
Harcama esaslı göreli yoksulluk(2)(4)	14,74	15,51	14,18	16,16	14,50	14,70	15,06	15,12	.	.	.	.		

Kaynak: TÜİK, Gelir, Yaşam, Tüketim ve Yoksulluk istatistikleri

(1) 1 $'ın SGP üzerinden TL karşılığı olarak ilgilli yılın cari değerleri kullanılmıştır.

(2) Eşdeğer fert başına tüketim harcaması medyan değerinin %50'si esas alınmıştır.

(3) 2007 yılından itibaren yeni nüfus projeksiyonları kullanılmaktadır.

(4) 2010 yılından itibaren metodolojik revizyon çalışmaları nedeniyle hesaplanmamaktadır.

Çizelge 4.2. Sıralı yüzde 20'lik gruplar itibariyle yıllık eşdeğer hanehalkı kullanılabilir gelirin dağılımı ve Gini katsayısı (2006-2015)

Yüzde 20'lik fert grupları	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Toplam	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
İlk yüzde 20	5,1	5,8	5,8	5,6	5,8	5,8	5,9	6,1	6,2	6,1
İkinci yüzde 20	9,9	10,6	10,4	10,3	10,6	10,6	10,6	10,7	10,9	10,7
Üçüncü yüzde 20	14,8	15,2	15,2	15,1	15,3	15,2	15,3	15,2	15,3	15,2
Dördüncü yüzde 20	21,9	21,5	21,9	21,5	21,9	21,7	21,7	21,4	21,7	21,5
Son yüzde 20	48,4	46,9	46,7	47,6	46,4	46,7	46,6	46,6	45,9	46,5
Gini Katsayısı	0,428	0,406	0,405	0,415	0,402	0,404	0,402	0,400	0,391	0,397
Son yüzde 20/İlk yüzde 20 (P80/P20)	9,5	8,1	8,1	8,5	8,0	8,0	8,0	7,7	7,4	7,6
Göreli Yoksulluk (yüzde)(1)	25,4	23,4	24,1	24,3	23,8	22,9	22,7	22,4	21,8	21,9
Kaynak: TÜİK, Gelir, Yaşam, Tüketim ve Yoksulluk istatistikleri (1) Göreli yoksulluk hesaplamasında eşdeğer hanehalkı kullanılabilir fert geliri medyan değerinin yüzde 60'ı yoksulluk sınırı olarak alınmıştır.										

Çizelge 4.1'de, mutlak yoksulluk oranlarının tamamının 2002-2015 döneminde düştüğü görülmektedir. Türkiye'de satın alma gücü paritesine göre kişi başı günlük harcaması 4,3 ABD dolarının altındaki nüfusun oranı 2002 yılında yüzde 30,3 iken bu oran 2015 yılında yüzde 1,58'e düşmüştür. Çizelge 4.2'deki gelire dayalı yoksulluk ölçümleri dikkate alındığında ise eşdeğer hane halkı kullanılabilir fert geliri medyan değerinin yüzde 60'ının altında gelirle yaşayan nüfusun toplam nüfusa oranı olarak hesaplanan göreli yoksulluk oranının, 2006 yılında yüzde 25,4 düzeyinden 2015 yılında yüzde 21,9 seviyesine düştüğü görülmektedir. Bununla birlikte gelir eşitsizliği problemi ve gelire dayalı göreli yoksulluk yıllar itibarıyla mutlak yoksulluktan daha yavaş bir düşüş seyretmiştir.

Çizelge 4.3'de ise 2006-2014 yılları için bir finansan geçim göstergesi olan maddi yoksunluk oranları gösterilmektedir.

Çizelge 4.3. Maddi yoksunluk oranı (2006-2014)

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Maddi yoksunluk oranı (%)	50,4	58,8	57,7	56,7	59,4	57,9	55,0	43,8	29,4
Kaynak: TÜİK, Gelir, Yaşam, Tüketim ve Yoksulluk istatistikleri (*) TÜİK, 18 Eylül 2015 Tarih ve 18633 Sayılı haber bülteninde maddi yoksunluk oranının Eurostat'ın bu konudaki düzenlemeleri dikkate alınarak 2006-2014 yılları için yeniden hesaplandığını belirtmiştir.									

Çizelge 4.1, Çizelge 4.2 ve Çizelge 4.3 ile verilen resmi istatistikler birlikte incelendiğinde, yıllar itibarıyla mutlak yoksullukta çok hızlı bir iyileşmenin olduğu, göreli yoksullukta ise bu iyileşmenin nispi olarak daha yavaş gerçekleştiği görülmektedir. Ayrıca maddi yoksunluk oranı mutlak ve göreli yoksulluğun çok üzerinde seyretmiştir. Bu göstergeler Türkiye'de yoksulluk ve yoksunluk durumlarının farklı kitleleri kapsadığını göstermektedir. Bunun en temel gerekçesi ise bir finansal geçim problemi olan maddi yoksunluğun orta gelir grubundaki haneleri de içeriyor olmasıdır. Çizelge 4.4'de ise eşdeğer hanehalkı kullanılabilir fert gelirine göre %60 yoksulluk riskine dayalı yoksulluk ölçümleri yer almaktadır.

Çizelge 4.4. Eşdeğer hanehalkı kullanılabilir fert gelirine yoksul sayıları, yoksulluk oranı ve yoksulluk açığı (%60 yoksulluk riski) (2006-2015)

Yoksulluk riski	Yoksulluk sınırı (TL)	Yoksul sayısı (Bin kişi)	Yoksulluk oranı (%)	Yoksulluk açığı
2006	2821	17165	25,4	33,6
2007	3649	16053	23,4	28,4
2008	3797	16714	24,1	27,9
2009	4227	17123	24,3	29,6
2010	4457	16963	23,8	28,7
2011	4883	16569	22,9	29,2
2012	5418	16741	22,7	29,2
2013	6012	16706	22,4	26,7
2014	6665	16501	21,8	27,2
2015	7495	16706	21,9	26,8
Kaynak: TÜİK, Gelir, Yaşam, Tüketim ve Yoksulluk istatistikleri				

Çizelge 4.4'de %60 yoksulluk riskine göre 2006 yılında yıllık 2821 TL olan yoksulluk sınırının 2015 yılında 7495 TL olduğu görülmektedir. Bu sınır değerlere karşılık gelen yoksulluk oranları ise sırasıyla %25,4 ve %21,9'dur.

Üçüncü bölümde detaylı bir şekilde ele alındığı gibi yoksulluk nesnel kriterlere bağlı olarak ölçülebildiği gibi öznel olarak da ölçülebilmektedir. Türkiye'de resmi istatistikler kapsamında içinde bazı öznel değerlendirmelerin yer aldığı maddi yoksunluk ölçümü haricinde öznel yoksulluk ölçümleri gerçekleştirilmemektedir. Ancak Türkiye'deki yoksunluk profilinin kapsamlı bir şekilde ortaya konulabilmesi için öznel ölçümlere de ihtiyaç söz konusudur. Bu tez çalışmasıyla birincil analiz kapsamında öznel ölçümlerin gerçekleştirilmesi amaçlanmıştır. Öznel yoksulluk ölçümlerinin gerçekleştirilebilmesi için

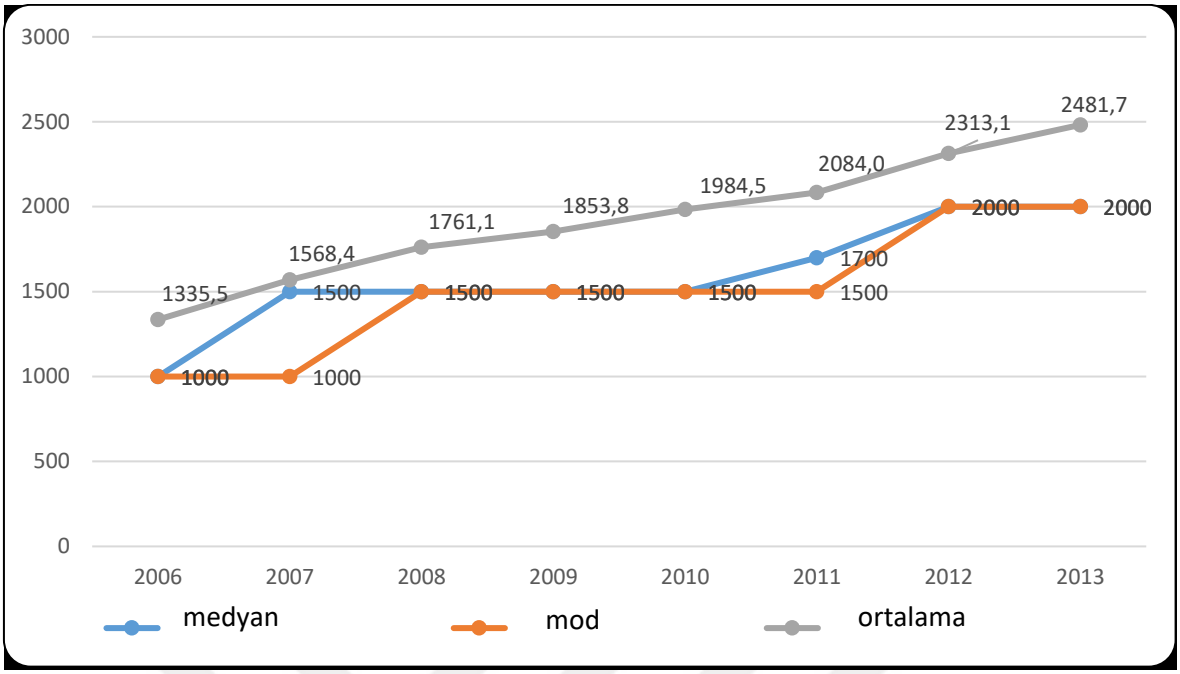
Bölüm 3.3.2'de ele alındığı gibi hanelerin gelir refah durumlarının incelenmesi gerekmektedir.

Hane bazlı gelir refah durumunu sorgulamanın bir yolu araştırma sorularına verilen cevaplardır. Bu sorular Bölüm 3.3.2'de ayrıntıları ele alınan öznel yoksulluk yaklaşımlarında kullanılan GDS, MGS ve Deleeck soruları veya araştırmaya özel hazırlanan gelir-refah değerlendirme soruları olabilmektedir. Bu çalışmada hanelerin gelir refah durumlarına ilişkin incelemeler GYKA kesit veri setinde yer alan MGS "Bir ay boyunca geçinebilmek için hanenin sahip olması gereken en düşük aylık net gelirin ne kadar olacağı (TL)" ve Deleeck sorusu "Hanenin toplam aylık hane geliriyle bir ay boyunca geçinebilme durumu; 1-çok zor, 2-zor, 3-biraz zor, 4-biraz kolay, 5-kolay, 6-çok kolay" sorularına verdikleri yanıtlar üzerinden gerçekleştirilmiştir.

Çizelge 4.5'de Türkiye'de hanelerin MGS yanıtlarının betimleyici istatistikleri ve analize dahil edilen hane sayıları yer almaktadır.

Çizelge 4.5. Türkiye geneli MGB betimsel istatistikleri (2006-2013)

Aylık/TL	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Medyan	1000	1500	1500	1500	1500	1700	2000	2000
Mod	1000	1000	1500	1500	1500	1500	2000	2000
Ortalama	1335,50	1568,44	1761,13	1853,84	1984,55	2084,06	2313,14	2481,72
Hane Sayısı	10920	10796	11228	11870	12106	15025	17562	19899
Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA kesit veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları								



Şekil 4.1. Türkiye geneli MGB konum parametreleri (2006-2013)

Çizelge 4.5 ve Şekil 4.1'de 2006-2013 yıllarında hanelerin aylık minimum gelir beklentilerinin yıllar itibarıyla artış gösterdiği görülmektedir. 2006 yılında MGS yanıtlarına göre hanelerin ortalama aylık minimum gelir beklentileri 1335,50 TL iken 2013 yılında 2481, 72 TL olarak gerçekleşmiştir. Yıllara ilişkin konum parametrelerinin birbirine yakın oluşu ilgili yıla ilişkin hanelerin MGS yanıtlarının normal dağılıma yakınsaklığını göstermekle birlikte dağılım gereği ortalama değerlerin mod ve medyan değerlerinden büyük oluşu dağılımların sağa çarpık olduğuna işaret etmektedir.

Çizelge 4.4'de 2013 yılında eşdeğer hanehalkı kullanılabilir fert gelirine göre yıllık yoksulluk sınırının 6012 TL, aylık 501 TL olduğu görülmektedir. Çizelge 4.5'de ise aynı yıl için aylık hane bazlı MGS yanıtlarının ortalaması 2481,72 TL'dir. Türkiye için ortalama hane büyüklüğünün yaklaşık 3,5 alınması durumunda kişibaşı aylık gelir beklentisi yaklaşık 709 TL'dir. Bu durum öznel yoksulluğun sadece göreli yoksulları değil belirli bir sınıra kadar orta gelirli haneleri de kapsadığının bir göstergesidir. Ayrıca ortalama minimum gelir beklentisinin kendi içinde bir sınır tanımlaması ve bu sınırın yoksulluk sınırından çok uzak olmayışı MGS'e verilen cevapların güvenirliliği açısından da bir gösterge oluşturmaktadır.

Çizelge 4.6'da ise SPM yönteminde baz alınan Deleeck sorusuna hanelerin verdikleri yanıtlar ile MGS ve kullanılabilir gelirlerin karşılaştırmaları yer almaktadır.

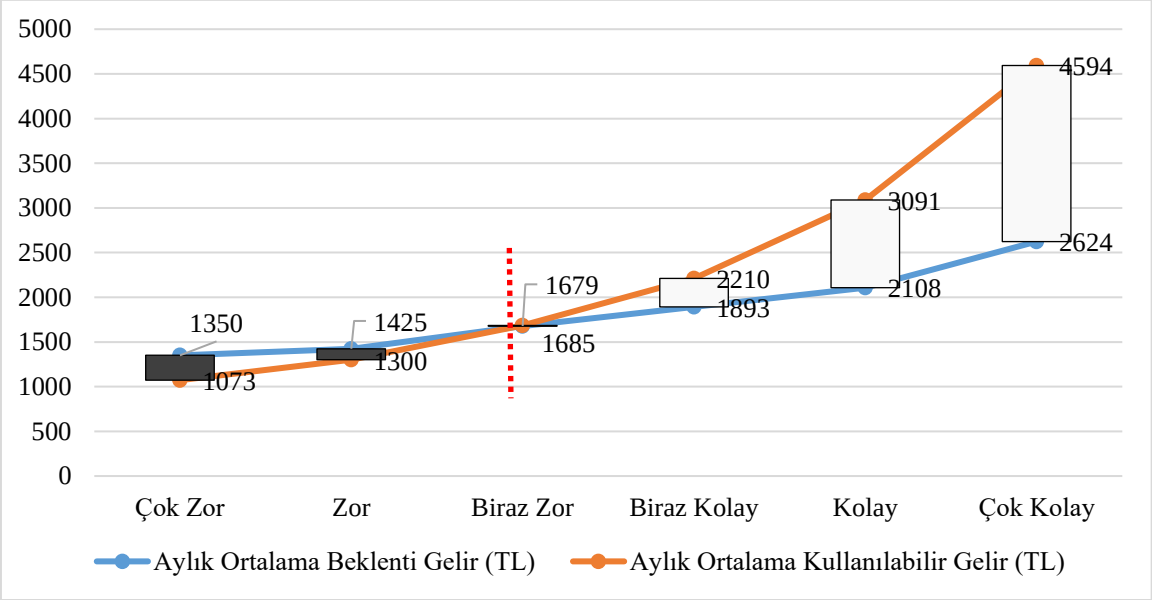
Çizelge 4.6. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2006-2013)

		2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Çok Zor	Aylık Ortalama Beklenti Gelir (TL)	1162	1350	1387	1504	1565	1688	1956	1966
	Aylık Ortalama Kullanılabilir Gelir (TL)	807	1073	1019	1194	1204	1302	1467	1549
Zor	Aylık Ortalama Beklenti Gelir (TL)	1237	1425	1648	1739	1817	1883	2105	2142
	Aylık Ortalama Kullanılabilir Gelir (TL)	1014	1300	1342	1457	1514	1631	1772	1861
Biraz Zor	Aylık Ortalama Beklenti Gelir (TL)	1385	1679	1933	1962	2173	2166	2443	2489
	Aylık Ortalama Kullanılabilir Gelir (TL)	1331	1685	1725	1863	1979	2172	2394	2439
Biraz Kolay	Aylık Ortalama Beklenti Gelir (TL)	1591	1893	2092	2266	2367	2417	2759	2917
	Aylık Ortalama Kullanılabilir Gelir (TL)	1901	2210	2308	2482	2510	2773	3154	3294
Kolay	Aylık Ortalama Beklenti Gelir (TL)	1814	2108	2317	2551	2752	3132	3096	3059
	Aylık Ortalama Kullanılabilir Gelir (TL)	2646	3091	3022	3414	3630	3806	4206	4178
Çok Kolay	Aylık Ortalama Beklenti Gelir (TL)	1800	2624	2485	2467	3136	3212	3467	3341
	Aylık Ortalama Kullanılabilir Gelir (TL)	3155	4594	4303	5581	4587	5159	5515	5047
Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA kesit veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları									

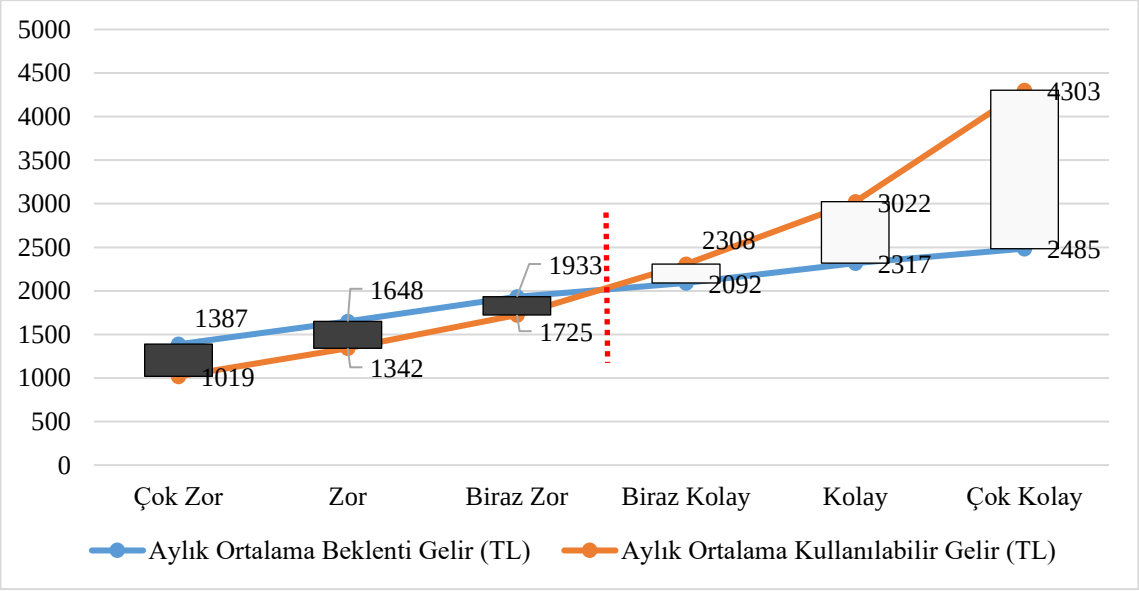
Çizelge 4.6'da aylık geliriyle geçinebilme durumunu çok zor olarak belirten hanelerin 2006 yılında aylık ortalama beklenti gelirinin yaklaşık 1162 TL, aylık ortalama kullanılabilir gelirinin ise 807 TL; 2013 yılında aylık ortalama beklenti gelirinin 1966 TL, aylık ortalama kullanılabilir gelirinin ise 1549 TL olarak hesaplandığı görülmektedir. Aylık geliriyle geçinebilme durumunu çok zor olarak tanımlayan haneler için aylık ortalama gelir beklentilerinin, aylık kullanılabilir gelirlerinden daha yüksek olması beklenilen bir

durumdur. Bununla birlikte 2006-2013 yılları arasında bu farkın yaklaşık aynı düzeylerde gerçekleşmesi ve ortalama beklenti gelirin, ortalama kullanılabilir gelirden çok yüksek olmayışı yıllar itibarıyla MGS verilen yanıtların güvenilirliği ile birlikte toplumun refaha yakınsaklığının bir göstergesidir.

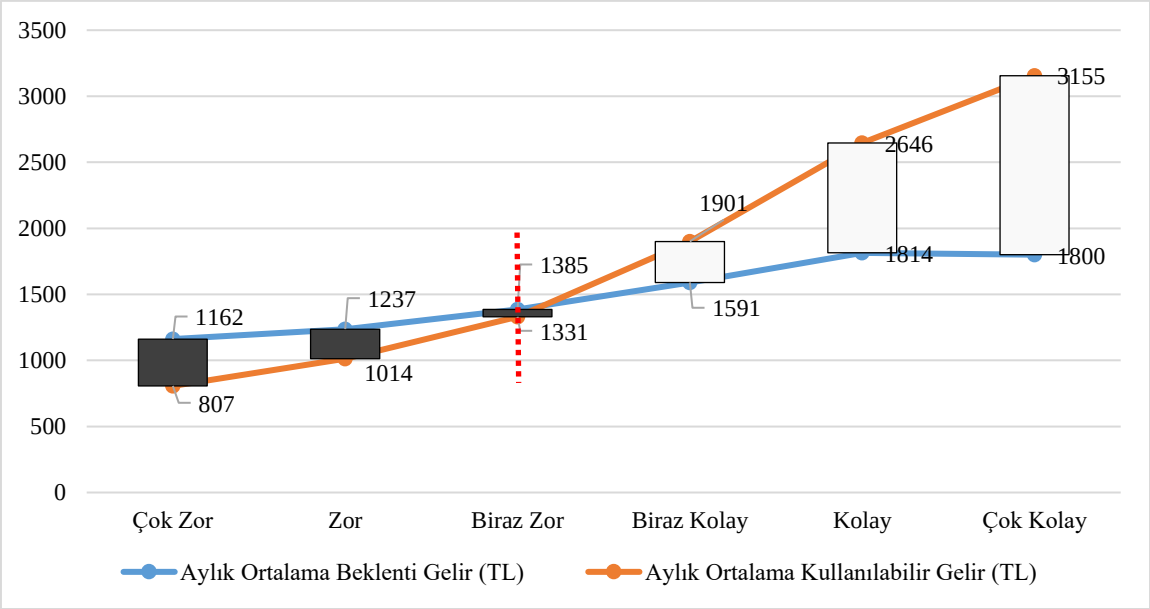
GRF hanelerin farklı refah düzeylerine karşılık gelen minimum gelir beklentilerini ölçen bir fonksiyondur. Buradan hareketle hanelerin farklı refah düzeylerine karşılık gelen MGS yanıtlarının kesişim noktası hesaplanabilmektedir. Her hanenin birim bazlı GRF'si olabileceği gibi hane bazlı GRF'lerden hareketle toplumun geneline yönelik GRF tanımlanabilmektedir. Şekil 3.1 hanelerin MGS yanıtlarının kullanılabilir gelir ve hane büyüklüğü açıklayıcılarıyla regresyonundan elde edilen yoksulluk sınırını göstermektedir. Çoklu regresyon tanımı gereği hanehalklarının ortalama MGS yanıtlarıyla ortalama aylık kullanılabilir gelirlerinin kesiştiği noktanın temsili olarak bu regresyondan elde edilen sınır tahminlerine yakın olması beklenmektedir. 2006-2013 yılları için hanelerin ortalama MGS ve ortalama KG yanıtlarının kesişimini gösteren grafikler sırasıyla Şekil 4.2, Şekil 4.3, Şekil 4.4, Şekil 4.5, Şekil 4.6, Şekil 4.7, Şekil 4.8, Şekil 4.9 ile gösterilmektedir.



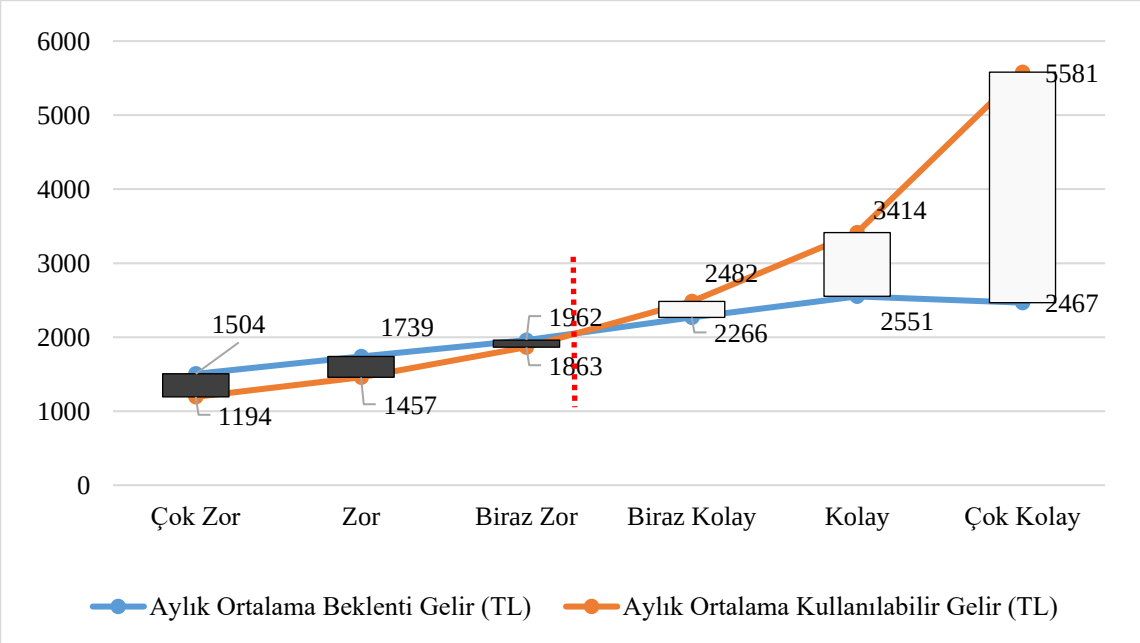
Şekil 4.2. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2006 yılı)



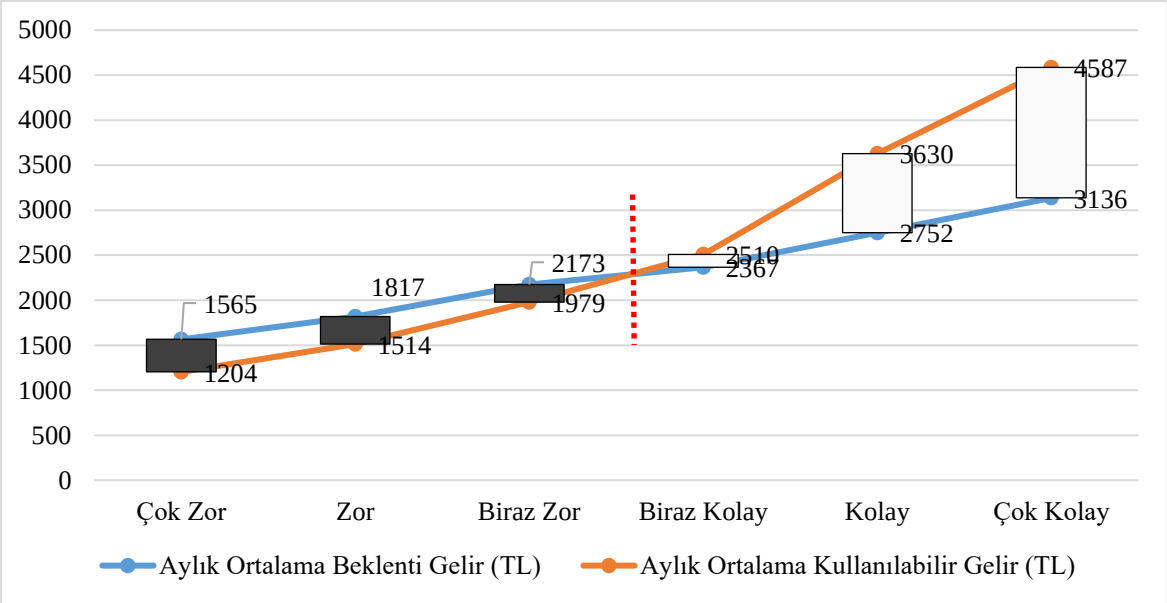
Şekil 4.3. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2007 yılı)



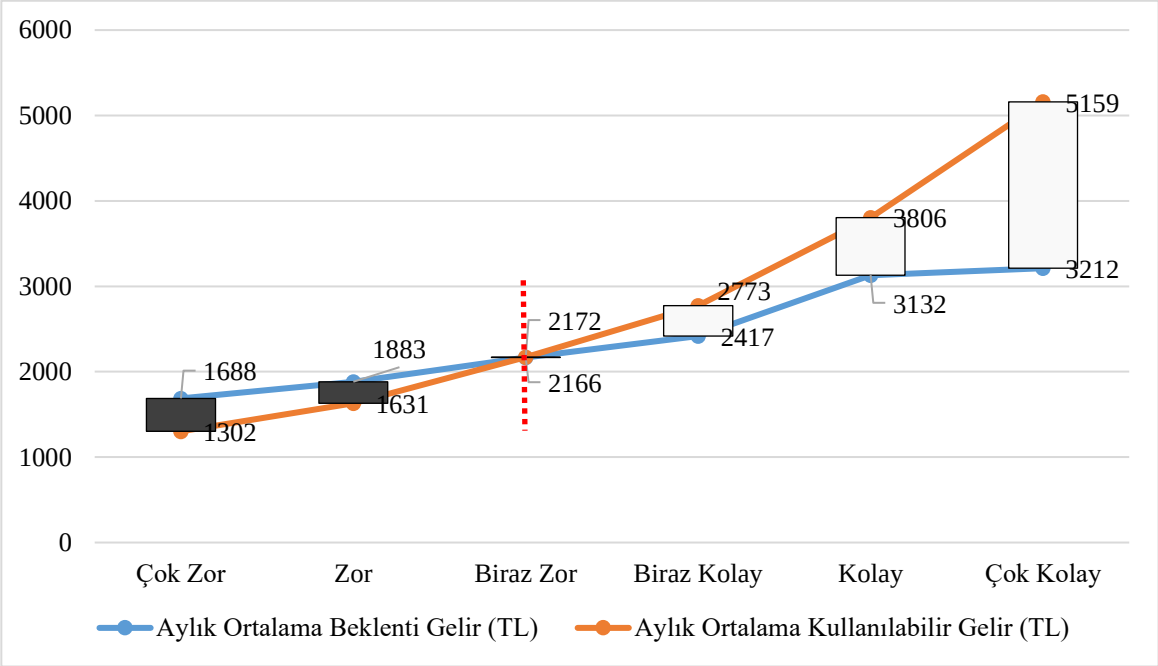
Şekil 4.4. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2008 yılı)



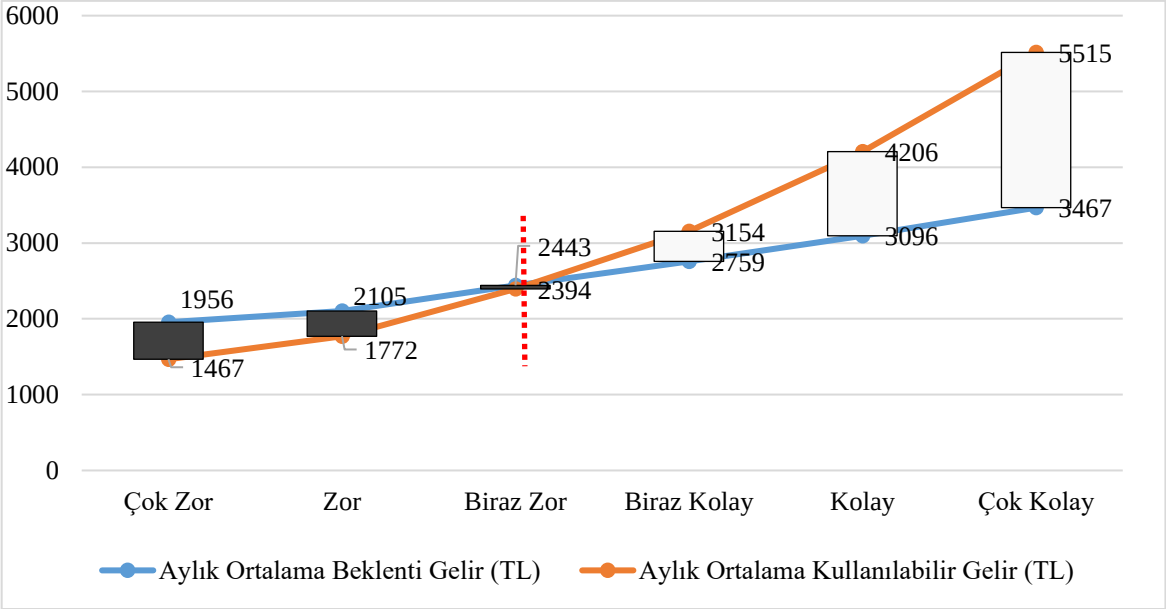
Şekil 4.5. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2009 yılı)



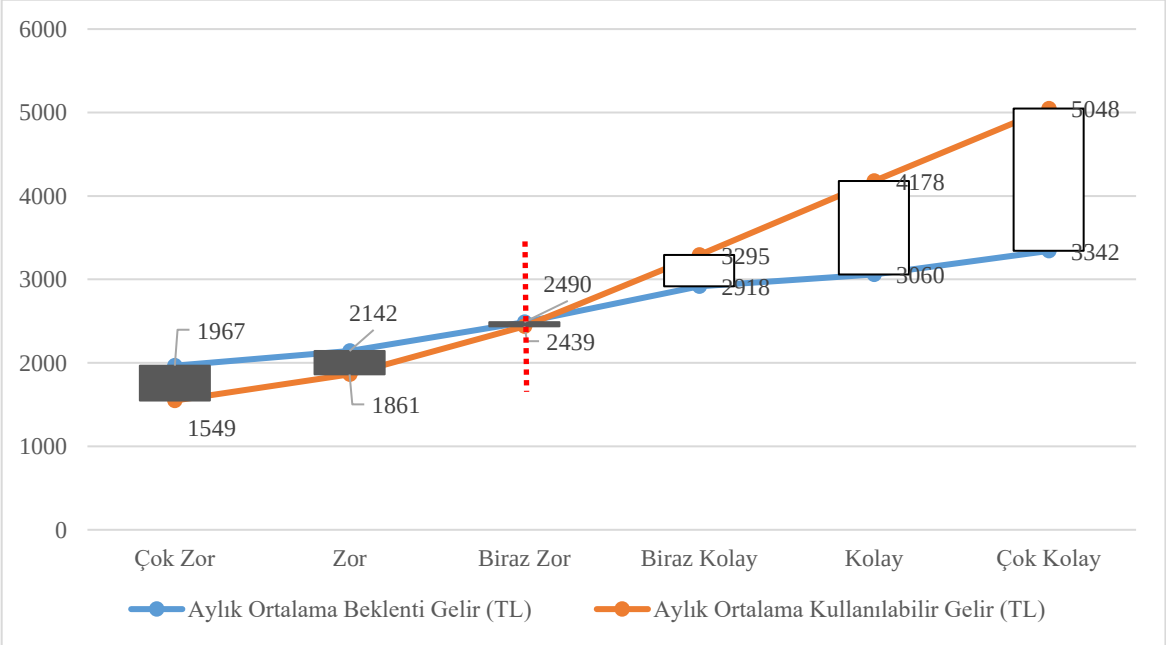
Şekil 4.6. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2010 yılı)



Şekil 4.7. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2011 yılı)



Şekil 4.8. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2012 yılı)



Şekil 4.9. Geçinebilme durumuna göre MGB ve KG değerleri (2013 yılı)

Şekil 4.2, Şekil 4.3, Şekil 4.4, Şekil 4.5, Şekil 4.6, Şekil 4.7, Şekil 4.8, Şekil 4.9 tüm yıllar için aylık geçinebilme durumlarını çok zor, zor ve biraz zor olarak tanımlayan hanelerin aylık ortalama gelir beklentilerinin aylık ortalama kullanılabilir gelirlerinden daha yüksek olduğunu; biraz kolay, kolay ve çok kolay olarak tanımlayan hanelerin ise daha düşük oladuğunu göstermektedir. Bu sonuç literatürde yapılan çalışmalarda regresyon modeli tahmini sonucunda kullanılabilir gelir değişkenin katsayısının pozitif olması ile uyumludur.

Görülen başka bir sonuç tüm yıllar için aylık ortalama gelir beklentisi ile aylık ortalama kullanılabilir gelirlerin kesişme noktasının geçinebilme durumunu biraz zor olarak tanımlayan hanelerin aylık gelir sınırları içinde olduğudur. Bu durum SPM yaklaşımında Deleeck sorusuna biraz zor cevabı veren alt örneklem ile çalışılmasını açıklar niteliktedir. Yöntemlerin birbiriyle çelişmemesi ise verilerin güvenilirliği üzerinde güçlü bir yan oluşturmaktadır. Ayrıca bu durum öznel yoksulluğun geçinebilme durumlarını biraz zor olarak tanımlayan orta gelir grubundaki haneleri de içeren bir problem olduğunu kanıtlar niteliktedir.

Aylık geçinebilme durumlarını çok zor olarak tanımlayan hanelerin MGS ve KG yanıtları arasındaki açık ile çok kolay olarak tanımlayan hanelerin yanıtları arasındaki açık karşılaştırıldığında tüm yıllar için çok zor cevabı verenlerde açığın az olduğu görülmektedir. Bu durum çok zor cevabı veren hanelerin gelir beklentisinin gelirlerinden çok fazla olmadığını, çok kolay diyen hanelerin ise gelirlerinin geçim için beklentilerinden daha fazla olduğunu göstermektedir. Elde edilen bu sonuç literatürdeki uygulamalar ile uyumlu sonuçlar ortaya koymaktadır.

MGS yöntemi ile Türkiye için öznel yoksulluk (ÖYS) belirlemeleri

MGS yöntemi aracılığıyla öznel yoksulluk sınırı tahmini, Eş. 3.15'de hanelerin minimum gelir sorusuna verdikleri yanıtların bağımlı değişken, hanehalkı büyüklüğü (HHB) ve hanehalkı kullanılabilir gelirinin (KG) bağımsız değişkenler olarak ele alındığı çoklu regresyon modeli ile tahmin edilmiştir.

Çoklu regresyon analizi, bir değişkeni etkileyen iki ve daha fazla bağımsız değişken arasındaki neden-sonuç ilişkilerini doğrusal bir modelle açıklamak ve bu bağımsız değişkenlerin etki düzeylerini belirlemek için yararlanılan bir yöntemdir (Gujarati, 1995).

Eş. 4.1 X_j'ler bağımsız değişkenleri ve Y de bağımlı değişkeni göstermek üzere çoklu regresyon modelinin genel bir ifadesini göstermektedir.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \cdots + \beta_k X_k + u_i \quad (4.1)$$

Modelin SEKK yöntemiyle tahmin edilmesi belirli varsayımlara dayanmaktadır. Bu varsayımlar genel çerçevede şu şekildedir (Alpar, 1997; Gujarati, 1995):

- Model doğrusal kurulmuştur
- X açıklayıcı değişkenlerinin değerleri yinelenen örneklemlerde aynıdır.
- Hata terimi normal dağılımlıdır.
- Hata terimi u_i'nin ortalaması sıfırdır. ($E(u_i|X_i) = 0$)
- Hata terimi u_i'nin varyansı (bütün X_i'ler için) aynıdır. ($Var(u_i|X_i) = \sigma^2$)
- Hata terimleri arasında ardışık bağımlılık yoktur. ($Kov\left(u_i, u_j\right) = 0 \quad i \neq j$)
- Her hata terimi açıklayıcı değişkenden bağımsızdır. ($Kov\,(u_i, X_i,) = 0$)
- Regresyon modeli doğru kurulmuştur. Başka bir değişle modelde kuruluş sapması ya da hatası bulunmamalıdır.

Varsayımların sağlanması parametre tahminlerinin yansızlık, etkinlik ve tutarlılıkları üzerinde gereklilik oluşturmaktadır. Bahsedilen varsayım bozulmalarının etkileri ve bazı çözüm yöntemleri ise şu şekildedir:

- Modelde ardışık bağımlılık (otokorelasyon) olması durumunda EKK tahmin edicileri sapmasız ve tutarlı olup, etkin değillerdir. Standart sapmaların olduğundan küçük bulunması problemiyle birlikte t istatistiği değeri mutlak değer olarak artar, böylece anlamsız bir katsayı anlamlı gibi görünebilir. Modelde ardışık bağımlılığın sınanmasında otokorelasyon testleri olan Durbin-Watson ve Breusch Godfrey testleri kullanılmaktadır.
- Modelde değişen varyans olması durumunda EKK tahmin edicileri doğrusal ve sapmasızdır ama etkin değildir. Parametre tahmincilerinin varyansları olduğundan büyük çıkmakta, bunun sonucu olarak t istatistiği değerleri mutlak değer olarak olduğundan küçük bulunmaktadır. Böylece anlamlı bir katsayı anlamsız olarak yorumlanabilmektedir. Değişen varyansın araştırılmasında Park testi, Goldfeld-Quandt testi, geljser testi, spearman sıra korelasyon testi, Breush-Pagan Godfrey testi gibi testler

kullanılmaktadır (Gujarati, 1995). Modelde değişen varyansın saptanması durumunda ağırlıklı en küçük kareler yönteminin uygulanması sıklıkla tercih edilmektedir.

- Modelde çoklu doğrusal bağlantı olması durumunda, standart hata çok büyür ve parametreleri tahmin etmek imkansızlaşır. Modelde çoklu doğrusallığın ortaya çıkarılmasında öncelikli olarak yüksek belirleme katsayısı değerlerine karşı mutlak değerce düşük t değerleri yani modelin anlamlılığına karşı parametrelerin anlamsız olması durumu aranır. Bununla birlikte Varyans Şişirme Faktörü incelemeleri de sıklıkla kullanılır. Çoklu doğrusallık durumunda kesit verilerle zaman serisi verilerini bir araya toplama (panel veri kullanma) önlem olarak kullanılabilmektedir.
- Modelin hata terimlerinin normal dağılıma sahip olmaması durumunda, EKK tahmin yöntemi uygulanamaz. Normal dağılım varsayımının sınanmasında kolmogorov-smirnov ya da ki-kare uyum iyiliği gibi testler uygulanabilmektedir. Çoklu doğrusallık durumunda güçlü (robust) yöntemlerden faydalanılabileceği gibi değişkenlere dönüşüm uygulama tekniklerinden yararlanılabilmektedir.

2006-2013 yıllarına ilişkin ÖYS tahminleri için literatürde önerildiği şekilde öncelikle verideki uç değerler analiz edilmiştir. Bunun en temel gerekçesi literatürde sıklıkla değinildiği üzere, hanelerin minimum gelir beklentisi değişkeni kullanılarak yapılacak modellerde uç değerlerin modeli etkileme düzeylerinin yüksek olması ve ölçüm hatalarının model tahminlerini etkileme olasılığıdır. Ek-1'de her bir yıl için Cook mesafesi ve kaldıraç değerleri kullanılarak yapılan değerlendirmelerin sonuçları gösterilmektedir. Yapılan incelemeler her yıl için uç değer niteliğindeki gözlemlerin olduğunu göstermektedir. Bu gözlemlerin analize dahil edilmesi neticesinde oluşacak ölçüm hatalarından kaçınmak için, her yıl için aylık minimum gelir beklentisi değişkeninin ortalamasına göre 2-standart sapma aralığındaki hanehalkları ile analizlere devam edilmiştir. 2006-2013 yılları için veri setinde var olan ve uç değerler çıkartıldıktan sonra analize devam edilen hane sayıları Çizelge 4.7'de gösterilmektedir.

Çizelge 4.7. Uç değer analizi sonucunda analize dahil edilen hane sayıları (2006-2013)

Yıllar	Hane Sayısı	Analize dahil edilen hane sayısı (ÖYS Yoksulluk Sınırı)
2006	10920	10409
2007	10796	10464
2008	11228	10734
2009	11870	11479
2010	12106	11945
2011	15025	14781
2012	17562	17153
2013	19899	19546
Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA kesit veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		

MGS yöntemine dayalı olarak 2006-2013 yılları hanelerin MGS yanıtlarının logaritmasının (LNMGS) bağımlı değişken; aylık hanehalkı büyüklüğünün logaritması (LNHB) ve aylık hanehalkı kullanılabilir gelirinin logaritması (LNKG) değişkenlerinin açıklayıcı değişken olarak alındığı çoklu regresyon modelleri Log-doğrusal[20] model yapısında tahmin edilmiştir. Bunun en temel gerekçesi, beklenti gelir-hanehalkı büyüklüğü ve beklenti gelir-kullanılabilir gelir yapısının üstel dağılım özelliği göstermesidir. Yani kullanılabilir gelir arttıkça beklenti gelir de artmaktadır ancak bu artış azalarak meydana gelmektedir. Beklenti gelirin bağımlı değişken olduğu durumda bu ilişki yapısı üstel regresyon modeli ile tahmin edilebilir nitelik göstermektedir. Üstel regresyon modelinin tahmini ise doğal logaritma dönüşümü altında literatürde önerildiği şekilde AEKK yöntemi ile gerçekleştirilmiştir. Çizelge 4.8, AEKK yöntemiyle elde edilen çoklu regresyon katsayı tahmin sonuçlarını göstermektedir.

[20] Üstel regresyon modelinde doğal logaritma dönüşümü ile elde edilen ve katsayılarda doğrusal olan bu modeller literatürde log-log, çifte-log ya da log-doğrusal modeller olarak adlandırılmaktadır. Ayrıca model için Y bağımlı değişken X bağımsız değişken olmak üzere X'in katsayısı olan esneklik katsayısı her yerde sabit varsayıldığından sabit esneklik modeli olarak da bilinmektedir. (Gujarati, 2006).

Çizelge 4.8. AEKK yöntemiyle elde edilen katsayı tahmin sonuçları (2006-2013)

	Bağımlı Değişken: Aylık Minimum Gelir Beklentisinin Logaritması (LNMGS)			
	2006	2007	2008	2009
Sabit Katsayı	4,442*** (0,043)	3,704*** (0,050)	3,728*** (0,052)	3,894*** (0,059)
Aylık Hanehalkı Kullanılabilir Gelir Logaritması (LNKG)	0,352*** (0,006)	0,461*** (0,007)	0,476*** (0,007)	0,450*** (0,008)
Hane Büyüklüğünin Logaritması (LNHB)	0,109*** (0,008)	0,144*** (0,008)	0,120*** (0,008)	0,153*** (0,008)
R^2	0,304	0,384	0,430	0,404
F-değeri	1.724,62***	2.368,84***	2.305,89***	1.891,96***
	2010	2011	2012	2013
Sabit Katsayısı	3,597*** (0,053)	3,822*** (0,049)	3,797*** (0,053)	3,685 *** (0,050)
Aylık Hanehalkı Kullanılabilir Gelir Logaritması	0,499*** (0,007)	0,469*** (0,006)	0,484*** (0,007)	0,501*** (0,006)
Hane Büyüklüğünün Logaritması	0,147*** (0,008)	0,137*** (0,007)	0,119*** (0,007)	0,132*** (0,006)
R^2	0,406	0,409	0,425	0,450
F-değeri	2.586,75***	2.810,37***	2.612,34***	3.558,21***

Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA kesit veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları

Not: parantez içlerindeki değerler standart hata değerlerini göstermektedir.

*0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu, F testi için modelin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Çizelge 4.8'de yer alan 2006-2013 yılları için tahmin sonuçları incelendiğinde, tüm yıllar için log-hane büyüklüğü ve log-aylık hanehalkı kullanılabilir gelirin, beklenildiği gibi log-aylık minimum gelir beklentisini pozitif yönde etkilediği tahmin edilmiştir. Regresyon modeli log-doğrusal model olarak kurgulandığı için modeldeki açıklayıcı değişken katsayıları sırasıyla aylık minimum gelir beklentisinin hanehalkı büyüklüğüne ve aylık hanehalkı kullanılabilir gelire göre esnekliğini göstermektedir. Tüm yıllar için $\alpha = 0{,}01$ anlamlılık düzeyinde açıklayıcı değişkenlerin katsayıları ve model anlamlı tahmin edilmiştir. Literatürde yapılan çalışmalarda olduğu gibi açıklayıcı değişkenlerin bağımlı

değişkeni açıklama derecesi (belirleme katsayısı) genel anlamda çok yüksek olmamakla birlikte yıllar içinde yükselme eğilimi göstermektedir.

Elde edilen sonuçlara göre, aylık hanehalkı kullanılabilir gelirindeki yüzde 1 artışın aylık minimum gelir beklentisinde 2006 yılında ortalama yüzde 0,35; 2013 yılında ortalama yüzde 0,50 artış yaratacağı tahmin edilirken, hanehalkı büyüklüğündeki yüzde 1 artışın aylık minimum gelir beklentisinde 2006 yılında yüzde 0,10; 2013 yılında yüzde 0,13 artış yaratacağı tahmin edilmiştir.

Veri setlerinde yer alan hanelerin MGS cevapları hanelerin belirtilen refah düzeyine ilişkin öznel yanıtlarını içerdiğinden belirli değerlerin tekrarlı değerler bazında ifade edilmesi olası bir durumdur. Yani, asgari düzeyde bir yaşam için gerekli aylık hane geliri 1000 TL civarında olan haneler, bunu daha çok 1000 TL olarak ifade etme eğilimi göstermektedirler. Sonuç olarak yoksulluk oranları regresyon modellerinden üretilen sınırlara bağlı olarak hesaplandığından bu durum ölçüm hatası oluşturabilme riskini taşımaktadır. Bu riske karşılık olarak literatürde LYS hesaplamalarında kullanılan ve bireysel faydaların GRF üzerindeki değerlerini ifade eden fayda düzeyi bazında incelemeler yapılmıştır.

Bölüm 3.3.2'de bahsedildiği gibi LYS için genel olarak $\alpha = 0{,}4$ ve $\alpha = 0{,}5$ için hesaplamalar yapılmaktadır. GRF'nin standart normal dağılım özelliği dikkate alındığında çok düzeyli GDS cevaplarına verilen yanıtlardan üretilen $\mu_{1i}\ ve\ \sigma_{1i}$ değerlerinin MGS için tek düzeyli hesaplanması ve $\overline{\sigma_1}$ değerlerinin elde edilmesi sonucunda sırayla $\alpha = 0{,}5\ ve\ \alpha = 0{,}4$ için $\phi^{-1}(\alpha)$ değerleri 0,00 ve -0,25335 alınarak yapılan hesaplamalar sonucunda Eş. 3.9 kullanılarak 2006-2013 yılları için tahmin edilen ÖYS sınır değerleri Çizelge 4.9'de gösterilmektedir.

Çizelge 4.9. ÖYS sınır tahminleri (2006-2013)

Yıllar	ÖYS Sınırı (Aylık/TL) $\alpha = 0{,}4$	ÖYS Sınırı (Aylık/TL) $\alpha = 0{,}5$
2006	944,66	1168,55
2007	1024,41	1336,65
2008	1234,66	1618,59
2009	1265,10	1644,96
2010	1383,77	1855,42
2011	1383,56	1837,13
2012	1557,89	2050,92
2013	1643,21	2184,14
Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA kesit veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		

Çizelge 4.9'daki sonuçlar incelendiğinde 2006-2013 yılları için iki fayda düzeyindeki sınır değerler arasında yüksek farklılıkların olduğu gözlenmektedir. 2013 yılı baz alındığında $\alpha = 0{,}4$ fayda düzeyi için Türkiye'deki hane öznel yoksulluk sınırı tahmini aylık ortalama 1643 TL tahmin edilmişken; $\alpha = 0{,}5$ fayda düzeyi için ortalama 2184 TL olarak tahmin edilmiştir. En genel anlamda hane öznel yoksulluğu, hanenin aylık kullanılabilir gelirinin aylık minimum gelir beklentisinden düşük olması hali olarak tanımlandığında 2013 yılı için aylık minimum gelir beklentisini 1643 TL ile 2184 TL arasında olduğunu ifade eden çok sayıda hane olduğu dikkati çekmektedir. Çizelge 4.5'de 2013 yılı MGS'nin tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde bu çıkarım doğrulanmaktadır. 2013 yılı için MGS mod değeri 2000 TL'e eşit olup hanelerin büyük bir çoğunluğunun minimum aylık gelir beklentisine 2000 TL olarak yanıt verdiği görülmektedir. Ayrıca Şekil 4.9'da 2013 yılı için hanelerin MGS ve KG değerlerinin kesisişim noktasının da bu değer aralıkları içerisinde olduğu gözlenmektedir. Daha öncede bahsedildiği gibi her bir yıl için hane öznel yoksulluk sınırının $\alpha = 0{,}4$ ve $\alpha = 0{,}5$ için hesaplanan değerler arasında olduğu beklenmektedir.

SPM yöntemi ile Türkiye için öznel yoksulluk belirlemeleri

2006-2013 yılları için SPM Yöntemi ile yoksulluk sınırı tahminleri Bölüm 3.3.2'de belirtildiği gibi "Deleeck Sorusu" olarak bilinen hanelerin kullanılabilir gelirleri ile aylık geçinebilme durumlarını ölçen soruya verdikleri cevaplardan hareketle tahmin edilmiştir. Öncelikli olarak her yıl için bu soruya "biraz zor" cevabı verenlerin alt örneklemi seçilmiş daha sonra bu alt örneklemin minimum gelir beklentisi ve kullanılabilir gelirlerinin

minimumum değerinden hareketle yeni bir değişken tanımlanmıştır. Elde edilen bu yeni değişkenin ortalaması SPM öznel yoksulluk sınırı olarak tanımlanmıştır. SPM yöntemi kapsamında 2006-2013 yılları için veri setinde var olan ve alt örneklem kapsamında analize devam edilen hane sayıları Çizelge 4.10'da gösterilmektedir.

Çizelge 4.10. SPM yönteminde analize dahil edilen hane sayıları (2006-2013)

Yıllar	Hane Sayısı	Analize dahil edilen hane sayısı (Alt örnek)
2006	10920	2825
2007	10796	2434
2008	11228	2705
2009	11870	2329
2010	12106	2502
2011	15025	3698
2012	17562	4545
2013	19899	5430
Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA kesit veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		

Daha önce de bahsedildiği gibi Şekil 4.2, Şekil 4.3, Şekil 4.4, Şeki 4.5, Şekil 4.6, Şekil 4.7, Şekil 4.8 ve Şekil 4.9 incelendiğinde 2006-2013 yılları için hanelerin aylık kullanılabilir gelirleri ile aylık minimum gelir beklentilerinin kesişme noktalarının aylık kullanılabilir gelirle geçinebilme durumu "biraz zor" düzeyinde yer aldığı gözlenmektedir. Bu durum Türkiye için öznel yoksulluk sınırı hesaplamalarında bu düzey bazında alınan bir alt örneklem ile yapılacak tahminlerin yığının tümünü temsili açısından önemli görülmektedir.

Çizelge 4.11'de 2006-2013 yılları için SPM yöntemi ile elde edilen Türkiye için sınır tahminleri yer almaktadır.

Çizelge 4.11. SPM sınır tahminleri (2006-2013)

Yıllar	SPM Sınırı (Aylık/TL)
2006	932,39
2007	1160,28
2008	1279,80
2009	1340,91
2010	1456,01
2011	1532,60
2012	1725,88
2013	1868,45
Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA kesit veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları	

Çizelge 4.11'de yer alan sonuçlar incelendiğinde, elde edilen tahmin değerlerinin MGS yöntemiyle iki farklı refah düzeyine karşılık gelen sonuçların aralığında yer aldığı görülmektedir. Literatürde daha çok gelişmiş ülkeler için SPM yöntemiyle elde edilen öznel yoksulluk sınırı tahminlerinin MGS yöntemiyle elde edilen değerlerden daha yüksek olduğu görülmektedir.

Panel modelleme ile Türkiye için öznel yoksulluk (ÖYS) belirlemeleri

Son yıllarda yapılan çalışmalar öznel yoksulluk ölçümlerinde sadece kesit ölçümlerin değil hanelerin minimum gelir beklentilerinin zamana dayalı ölçümlerinin yapılmasını önermekte, panel verilerin kullanılmasının özellikle ölçüm hatalarının minimuma indirilmesindeki önemini vurgulamaktadır. Bu bölümde 2010-2013 yılları GYKA dengeli panel veri seti üzerinden daha önce ele alınan MGS'e dayalı ÖYS yönteminin panel modeli tahmin edilmiştir. Böylece yatay kesit verisi ile yapılan modellemeye zaman etkisi de dahil edilerek (artan serbestlik derecesi ile birlikte) daha önce MGS yöntemi için ele alınan ölçüm hatalarının minimum düzeye indirilmesi amaçlanmıştır.

Model kurgusunda, hanelerin 2010-2013 yılları için aylık minimum gelir beklentilerinin doğal logaritması bağımlı değişken (LNMGS) olarak ele alınmış, hane büyüklüğü (LNHB) ve aylık kullanılabilir gelir (LNKG) değişkenlerinin doğal logaritması ile yıllık değişimlerin ölçülmesi için YIL kategorik değişkeni açıklayıcı değişkenler olarak modele dahil edilmiştir. Daha önce MGS yönteminde uygulanan aylık minimum gelir beklentisi değişkeninin ortalamasına göre iki standart sapma aralığın dışındaki değerler uç değer olarak ele alınıp

veriden çıkartıldıktan sonra analize dahil edilen dengesiz ve dengeli panel verilerin büyüklükleri Çizelge 4.12'de gösterilmektedir.

Çizelge 4.12. Panel ÖYS yönteminde analize dahil edilen hane sayıları (2006-2013)

Orijinal Veri[21]	Uç değerlerin çıkartıldığı Dengesiz Panel Veri	Uç değerlerin çıkartıldığı Dengeli panel veri
3384 hane / 12247 gözlem verisi	3371 hane[22] / 12026 gözlem verisi	2575 hane / 10300 gözlem verisi
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		

Bölüm 2'de bahsedildiği gibi panel veride varsayımların sağlanması hususu modelin tahmininde kullanılacak yöntemi değiştirmektedir.

Panel veri modellerinde tahmin yöntemleri arasındaki tercihler çeşitli testler üzerinden yapılmaktadır. Bu yöntemlerin temeli bağımsız değişkenlerin gözlenemeyen birim etki ile korelasyonlu olup olmadığının incelenmesine dayanmaktadır. Eğer korelasyon yoksa rastgele etkiler tahmincisi daha etkindir. Söz konusu bu tercih belirli testler sonucunda da verilebilmektedir.

Panel veri modellerinde birim ve/veya zaman etkilerinin olup olmadığı Moulton ve Randolph (1989) tarafından önerilen birim ve/veya zaman etkisinin olmadığı klasik modeli sabit etkiler modeline karşı test etmekte kullanılan ve birim etkinin olmadığı hipotezi üzerine kurulan *F* testi, klasik modeli rastgele etkiler modeline karşı test etmek için kullanılan olabilirlik oranı testi, havuzlanmış en küçük kareler modelinin uygun olup olmadığını rastgele etkiler modeline karşı sınamak için Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı ve Düzeltilmiş Lagrange Çarpanı Testleri, küçük örneklerde klasik modeli rastgele etkiler modeline karşı test etmek için kullanılan score testi, birim etkilerin varlığını rastgele etkiler modeli üzerinden sınayan Wooldridge'in testi kullanılmaktadır.

Sabit etkiler tahmincisi ile rastgele etkiler tahmincisi arasında tercih yapmak için ise Hausman testi uygulanmaktadır. Bu test için yokluk hipotezi açıklayıcı değişkenler ile birim

[21] İkincil analiz kapsamında öznel yoksulluk sürekliliğinin incelenmesinde hane referans kişisinin ve hanehalkının özellikleri dikkate alındığından aynı veri seti üzerinde işlemlerin yürütülebilmesi için 2010-2013 yılları fert panel verisinden hareket edilmiş, hane büyüklüğü verisi fert kayıt verisinden elde edilmiştir.

[22] 2010-2013 yıllarında 140 hanenin MGS yanıtları uç değer olarak tanımlanmıştır. Ancak hanelerin bir yıl verisi uç değer olabilirken diğer yıllara ilişkin verisi normal sınırlar altında yer alabileceğinden dengesiz uç değerlerin çıkartıldığı panel verideki hane sayısı (3.371) yüksek görülmektedir.

etki arasında korelasyon yoktur biçiminde kurgulanmaktadır. Bu varsayım altında her iki tahmin edici tutarlı fakat rastgele etkiler tahmin edicisi daha etkindir. Alternatif hipotez ise açıklayıcı değişkenler ile birim etkinin korelasyonlu olduğu biçiminde kurgulanmaktadır. Bu varsayım altında ise sabit etkiler modeli tutarlıdır. Hausman testine göre yokluk hipotezi k serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uyan istatistik yardımıyla test edilmektedir. Eğer eşit varyanslılık, koşulsuz varyansın zamana göre sabit ve otokorelasyonsuz olması varsayımları sağlanmıyorsa yokluk hipotezinin testi için Hausman istatistiğinin dirençli hali olan Wald istatistiği kullanılmaktadır. Ayrıca sabit ve rastgele etkiler arasında seçim yapabilmek için *t* testi ve *F* testi de kullanılmaktadır.

Bu tez çalışmasında panel ÖYS model tahmini için birim etkilerin olduğunu varsayan yöntemlerden birisi olan birinci farklar yöntemi kullanılmamıştır. Birinci Farklar Yöntemi açıklayıcı değişkenlerin bir önceki döneme göre değişimi üzerinden katsayı tahmini verdiğinden öznel yoksulluk sınırı hesaplamasında doğrudan kullanılabilir nitelik göstermemektedir. Çünkü yıllar itibarıyla öznel yoksulluk sınırlarının hesaplanmasında yıl bazlı değerlendirmelerin yapılabilmesi için bu değişkene karşılık gelen katsayının tahmin edilmesi gerekmektedir.

Kurulacak panel modelde hanelerin aylık kullanılabilir gelirleri, hanelerin sosyo-ekonomik birçok özelliği (birim etkiler) ile korelasyonlu olabileceğinden önsel olarak gözlenemeyen birim etkilerin varlığından şüphelenilmiş, ancak 2010-2013 yılları kısa bir zaman periyodunu içerdiği ve bu süreçte tüm birimleri aynı anda etkileyeceği varsayılan kriz, doğal afet gibi bir süreç yaşanmadığından hareketle modelde gözlenemeyen zaman etkilerinin olmadığı varsayılmıştır. Model için gözlenemeyen birim etkilerin olup olmadığı, rastgele etkiler modelinin ya da sabit etkiler modelinin kullanılması hususu Hausman testi ile sınanmıştır. Çizelge 4.13'de dengeli panel veriler üzerinden birim etkinin varlığının sınanması için kullanılan testlerin sonuçları yer almaktadır.

Çizelge 4.13. Birim etki varlığı test sonuçları

	Havuzlanmış En Küçük Kareler Tahmin Sonuçları	Sabit Etkiler Tahmin Sonuçları	Rastgele Etkiler Tahmin Sonuçları
N	10300	10300	10300
F	2721,02	470,95	
Kikare			4685,05
R^2	0,442	0,155	
F_f		3259	
p-değeri	0,000(***)	0.000(***)	0.000(***)
Breusch-Pagan Lagrange Çarpanları Test İstatistiği			1304,90 (0,000***)
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları *0, 10; **0,05; ***0,01 anlamlılık düzeyi için birim etkilerin varlığı reddedilememektedir.			

Çizelge 4.13'de birim etkilerin varlığının sınanması amacıyla HEKK sabit etkiler (grup içi) üzerinden yapılan F testi, ve rastgele etkiler için genelleştirilmiş EKK üzerinden yapılan Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) testi sonuçları gösterilmektedir. F testi için yokluk hipotezi "birim etkiler sıfıra eşittir" şeklinde kurulmakta iken; LM testi için yokluk hipotezi "birim etkinin varyansı sıfıra eşittir" biçiminde kurulmaktadır. Test sonuçlarının tamamına göre birim etkilerin varlığı 0,01 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Yani modelde birim etkiler olduğu sonucu elde edilmiştir.

Bu durumda birim etkilerin olmadığı varsayılan HEKK üzerinden model tahminleri elde edilemeyeceğinden modelin sabit etkili mi rastgele etkili mi olduğuna karar vermek amacıyla Hausman testi uygulanmıştır. Çizelge 4.14'de Hausman testinin sonuçları gösterilmektedir. Hausman testine göre yokluk hipotezi, katsayılardaki farklılığın sistematik olmadığını sınamaktadır.

Çizelge 4.14. Hausman testi sonuçları

	SE (b)	TE (B)	Fark (b-B)	Standart hata(*)
LNHB	0,172	0,168	0,003	0.032
LNKG	0,171	0,413	-0,242	0,009
YIL	0,070	0,044	0,026	0,001
Kikare	730,19***			

Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları

(*) Standart hata değerler Var_b- Var_B matrisinin köşegen değerlerinin karekök değerlerini ifade etmektedir.

***0,01 anlamlılık düzeyi için yokluk hipotezi reddedilmiştir.

Çizelge 4.14'de Hausman testi sonuçlarına göre "parametreler arasında fark sistematik değildir" şeklindeki yokluk hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Bu durumda sabit etkiler tahmincisinin tutarlı olduğuna karar verilmiştir.

Çizelge 4.15'de sabit etkiler altında modele ilişkin elde edilen tahmin sonuçları yer almaktadır.

Çizelge 4.15. Panel ÖYS yöntemi model tahmin sonuçları

Değişkenler	Katsayı Tahminleri
LNHB	0,172*** (0,039)
LNKG	0,171*** (0,014)
YIL	0,070*** (0,003)
Sabit	5,876*** (0,106)
σ_u	0,347
σ_e	0,316
Korelasyon	0,547
F(3,7722)	470,96***
Korelasyon(u_i, X_b)	0,374
R^2	0,355
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları Not: parantez içleri robust standart hataları ifade etmektedir. ***0,01anlamlılık düzeyi için yokluk hipotezi reddedilmiştir.	

Çizelge 4.15'de belirtilen sonuçlara göre hane büyüklüğü, aylık hanehalkı kullanılabilir gelir ve yıl değişkenleri sabit etkiler modeli üzerinden bağımlı değişkeni açıklamakta anlamlı bulunmuştur. Modelin geneli için R^2 değeri yaklaşık %35'dir. Sabit etkiler modelinde birim etki ile hata terimi arasında korelasyona izin verildiğinden, bu korelasyon değerinin yaklaşık 0,37 hesaplandığı görülmektedir. Birim hata öğesinin standart hatası yaklaşık 0,34; artık hata öğesinin standart hatası ise yaklaşık 0,31 olarak hesaplanmıştır. Birim hata öğesinin varyansının bileşik hata öğesinin varyansı içindeki payı ise yaklaşık 0,54'dür. Hane büyüklüğündeki ve hanenin aylık kullanılabilir gelirindeki %1'lik artışın hanenin aylık minimum gelir beklentisinde yaklaşık %0,17'lik bir artış yaratacağı; her bir yıl artışının ise aylık minimum gelir beklentisini yaklaşık %7 artıracağı tahmin edilmiştir.

Tahmin sonuçları ışığında Eş. 3.9 kullanılarak elde edilen panel ÖYS sınır tahminleri Çizelge 4.16'de gösterilmektedir.

Çizelge 4.16. Panel ÖYS sınır tahminleri (2010-2013)

Yıllar	Panel ÖYS Sınırı (Aylık/TL) $\alpha = 0{,}4$	Panel ÖYS Sınırı (Aylık/TL) $\alpha = 0{,}5$
2010	1273,23	1516,59
2011	1386,73	1646,81
2012	1502,69	1784,53
2013	1640,03	1941,76
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		

Çizelge 4.16 incelendiğinde panel ÖYS yöntemiyle elde edilen öznel yoksulluk sınırı tahminlerinin Çizelge 4.9'da ÖYS yöntemiyle $\alpha = 0{,}4$ ve $\alpha = 0{,}5$ fayda düzeylerine ilişkin elde edilen tahmin değerlerine yakın olduğu, SPM yöntemiyle elde edilen tahmin sonuçlarının bu iki sınır değer arasında yer aldığı gözlenmektedir. Sonuçların birbirine yakın olması veri setinde uç değerler çıkarıldıktan sonra ölçüm hatalarının minimum olduğunu göstermektedir.

Çizelge 4.17'de panel ÖYS yöntemi üzerinden elde edilen sınır tahminlerine ilişkin bootstrap yöntemiyle elde edilen standart hatalar ve %95 güven aralığı değerleri gösterilmektedir.

Çizelge 4.17. Panel ÖYS yöntemi bootstrap sonuçları

Yıllar	Bootstrap Standart Hatalar	%95 Güven Aralıkları
2010	13,40	1505,31-1557,84
2011	10,90	1643,27-1686,02
2012	13,40	1779,22-1831,80
2013	20.34	1926,62-2006,35
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		

Çizelge 4.17'de, Çizelge 4.16'da elde edilen sınır değerlerin bootstrap standart hatalardan üretilen güven aralığının içinde yer aldığı görülmektedir. Bu sonuç panel ÖYS yöntemiyle yapılan tahminlerin sağlamlılığına ilişkin kanıt oluşturmaktadır.

Çizelge 4.18'de öznel yoksulluğa ilişkin üç yöntem ile elde edilen sınır tahmini sonuçları birlikte gösterilmektedir.

Çizelge 4.18. Yöntemlere göre sınır tahmin sonuçları (2010-2013)

Yıllar	MGS Sınırı ($\alpha = 0{,}50$)	MGS Sınırı ($\alpha = 0{,}40$)	SPM Sınırı	Panel ÖYS Sınırı ($\alpha = 0{,}50$)	Panel ÖYS Sınırı ($\alpha = 0{,}40$)
2010	1.855,42	1.383,77	1.456,01	1.516,59	1.273,23
2011	1.837,13	1.383,56	1.532,60	1.646,81	1.386,73
2012	2.050,92	1.557,89	1.725,88	1.784,53	1.502,69
2013	2.184,14	1.643,21	1.868,45	1.941,76	1.640,03
Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA sonuçlarına dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları					

Daha öncede bahsedildiği gibi literatürde ülkeler bazında yapılan hesaplamalarda öznel yoksulluk üzerinden tahmin edilen yoksulluk oranları gelir ya da harcama üzerinden ölçülen yoksulluk oranlarından daha yüksek seyir etmektedir. Çetinkaya ve Başaran'ın (2013) 2003-2008 yıllarına ilişkin Türkiye'de hanelerin öznel yoksulluk oranlarını tahmin ettikleri çalışmalarında da beklenildiği gibi oranların mutlak ve göreli yoksulluğun üzerinde olduğu gözlenmektedir. Bu durum öznel yoksulluğun belli bir sınıra kadar orta gelir grubunu da içeren bir yoksunluk ve geçim algısı göstergesi olması ile açıklanmaktadır. Bu kapsamda, öznel yoksulluk oranı yoksunluk oranı olarak değerlendirilmektedir. Yani gelir ve harcamaya dayalı yoksulluk oranları ile karşılaştırılabilir nitelik göstermemektedir. Ancak bir finansal geçim problemine işaret eden maddi yoksunluk oranları ile birlikte değerlendirilebilmektedir.

Çizelge 4.19'da Panel ÖYS oranları ile TÜİK tarafından açıklanan maddi yoksunluk oranları birlikte gösterilmektedir.

Çizelge 4.19. Panel ÖYS oran tahmin sonuçları ve yoksunluk ölçeklerinin karşılaştırması (2010-2013)

Yıllar	Panel ÖYS Oranı	Maddi Yoksunluk Oranı
2010	%46	%59,4
2011	%44	%57,9
2012	%42	%55,0
2013	%41	%43,8
Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA sonuçlarına dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları (*)Panel ÖYS oranı ortalama fayda düzeyi üzerinden Eş. 3.12 baz alınarak elde edilmiş, hane bazlı ölçümleri yansıtmaktadır. Bir geçim ölçümü olarak maddi yoksunluk dışında diğer nesnel ölçümler ile karşılaştırılabilir nitelik göstermemektedir. (**) Maddi yoksunluk oranı TÜİK tarafından resmi istatistikler kapsamında açıklanmaktadır.		

Çizelge 4.19'da öznel yoksulluğun zaman içinde hızlı bir düşüş trendi gösterdiği ve yıllar itibarıyla maddi yoksunluğa göre daha az bir yoksunluğa işaret ettiği görülmektedir. Türkiye'de makro bazdaki büyüme ve refah artışı nesnel yoksulluk ölçülerinde olduğu gibi yoksunluk durumunda da hızlı bir düşme eğilimi yaratmıştır. Bu durum yoksunluğa ilişkin panel ÖYS oranı ve maddi yoksunluk oranının her ikisinde de gözlenmektedir. Panel ÖYS oranının maddi yoksunluk oranına göre daha düşük olması ise literatürde maddi yoksunluk tanımına ilişkin getirilen maddelerin Türkiye'ye özgü uyum problemleri ile birlikte tartışılabilir nitelik göstermektedir. Bu çerçevede öznel yoksulluk, toplumun kendi değerlendirmeleri üzerinden Türkiye'ye özgü bir yoksunluk ölçeği olarak değerlendirilebilir.

4.3. İkincil Analiz: Dinamik Panel Veri Analizi ile Türkiye'de Öznel Yoksulluğun Sürekliliğinin İncelenmesi

Bu bölümde Bölüm 2.7'de ele alınan panel modellerde süreklilik yaklaşımları çerçevesinde 2010-2013 dönemi için öznel yoksulluğun sürekliliğine ilişkin incelemeler yapılmıştır. İncelemelere hanelerin göreli yoksulluk incelemeleri de dahil edilerek süreklilik bağlamında öznel ve göreli yoksulluğunun ilişki yapıları da analiz edilmiştir.

İncelemelere ilişkin temel unsurlar ve kullanılan değişkenler

Türkiye'de öznel ve göreli yoksulluğun sürekliliğine ilişkin incelemeler GYKA 2010-2013 yılları 4 yıllık dengeli panel veri kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Hanelerin göreli yoksul

olma durumu eşdeğer hanehalkı geliri, Türkiye geneli eşdeğer hanehalkı medyan gelirinin yüzde 60'ından düşük olması olarak tanımlanmıştır. Öznel yoksul olma durumu ise Bölüm 4.2'de $\alpha = 0{,}50$ fayda düzeyi için Panel ÖYS yöntemi ile elde edilen öznel yoksulluk sınırının altında olması durumu olarak belirlenmiştir.

Geçiş ve süreklilik incelemeleri için modellerdeki bağımlı değişkenler hanelerin öznel/göreli yoksul olup olmama durumları; açıklayıcı değişkenler ise Bölüm 4.1'de ele alınan çok değişkenli yoksulluğu açıkladığı düşünülen beş boyut (demografik, eğitim, istihdam, sağlık, barınma) değişkenlerinden oluşmuştur. Bölüm 2.7'de ele alındığı gibi sürekliliğe ilişkin incelemeler yapılırken öncelikle içselliğe neden olabilecek seçim problemlerinin incelenmesi gerekmektedir.

Panel yıpranması incelemeleri

Bölüm 2.2'de tanımlandığı gibi panel verilerde bazı birimler bir yıl verisinde olurken diğer dalgalarda takip edilmeyebilmektedir. Eğer veriye dahil olanlar ile olmayanlar sistematik olarak farklı iseler bu durumda sonuçlar yanlı olmaktadır (Cuddeback ve diğerleri, 2004:19; Şeker 2011). Şeker (2011), 2006-2007 yılları için GYKA iki yıllık panel verisi üzerinden yapmış olduğu panel yıpranma incelemesinin sonucu olarak, 2006 yılında araştırmaya dahil olan bireylerin %90,7'sinin 2007 yılında gözlemlerinin mevcut olduğunu ve panel yıpranmasının ihmal edilebilir olduğunu göstermiştir. Diğer bir anlamda yoksulluk modellemesine ilişkin tahminlerin 2007 yılında gözlenen örneklem üzerinden yani dengeli panel üzerinden olabileceğini ortaya koymuştur. TÜİK (2008)'de GYKA panel tasarımını şu şekilde tanımlamıştır;

> GYKA panel tasarımı, 4 yıllık rotasyon bazında yıllık 4 alt örnekten oluşmaktadır. Araştırmada rotasyonel tasarımın kullanılmakta ve bir yıldan diğer yıla bir alt örnek örnekten çıkartılırken, yeni bir alt örnek eklenmektedir. Temel örnek seçimi ile başlayan panel uygulama kapsamında temel örnek hanehalkındaki 13 ve daha yukarı yaştaki tüm fertler belirlenmiş izleme kuralları doğrultusunda 4 yıl takip edilmektedir. Ayrıca panel veri kapsamında hanehalkında yaşayan tüm bireylerin temel bilgileri "fert kayıt", ve hanehalkının bilgileri "hanehalkı" verisi ile sunulmaktadır (TÜİK, 2008).

2010-2013 yılları GYKA panel veri seti kapsamında toplamda 15.321 hane iki, üç ve dört yıllık paneller kapsamında araştırmaya dahil edilmiştir. Dört yıllık panel veride 3.384 hanenin bilgisi yer almaktadır. Bu hanelerden 2.692'si dört yıl boyunca gözlenmiştir.

Çizelge 4.20'de panel veriye dahil edilen hane sayıları gösterilmektedir. Bu durumda dört yıllık dengeli panel veri üzerinden modelleme yapabilmek için veri üzerindeki yıpranmanın araştırılması gerekmektedir. Daha öncede belirtildiği gibi dört yıllık araştırmaya katılanlar ile katılmayanların sistematik olarak farklı olması sonuçların yanlı olmasına neden olabilmektedir. Bu nedenle yıpranmanın bir seçim problemi oluışturmaması için örnekten düşen hanelerin karakteristiklerinin orjinal veriye yakın olması beklenmektedir.

Çizelge 4.20. Panel veriye dahil edilen hane sayıları

	Hane Sayısı	Yüzde (%)
Dört yıllık panel veriye dahil edilen hane sayısı	3.384 hane	%100
Dört yıl boyunca gözlemlenen hane sayısı	2.692 hane	%80
Toplam örnekten düşen hane Sayısı	692 hane	%20
Bir yıl örnekten düşen hane sayısı	307 hane	%9
İki yıl örnekten düşen hane sayısı	178 hane	%5
Üç yıl örnekten düşen hane sayısı	207 hane	%6
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		

Yıpranmanın kontrolü için seçim modeli

Literatürde yapılan incelemeler özellikle düşük sosyo-ekonomik duruma sahip haneler için yıpranma probleminin yaygınlığına dikkat çekmektedir. Bu tez çalışmasında da yoksulluk üzerinde çalışıldığından yıpranma probleminin kontrolü önem arz etmektedir. Bu kontrol işlemi için iki değişkenli probit modelden faydalanılmaktadır. Bu test iki eşitlik arasındaki hata terimlerinin korelasyonuna dayanmaktadır. Eğer bu korelasyon 1 değerine eşitse, seçim modelinin regresyon katsayıları ve temel modelin regresyon katsayıları benzer süreçler tarafından tahmin edilmiştir yani potansiyel bir seçim yanlılığı mevcuttur. Tersine, korelasyon sıfıra yakınsa veri rastgele kaybolmuştur veya seçim modelinin regresyon katsayıları ile temel modelin regresyon katsayıları bağımsız olarak tahmin edilmiştir. Bu durumda seçim yanlılığı için daha az kanıt söz konusudur ve yıpranma sorun oluşturmayacak boyuttadır yani modelden tutarlı tahminler elde edilebilmektedir (Cuddeback ve diğerleri, 2004:27; Şeker,2011).

Temel modelde (bu model öznel yoksulluk eşitliği olarak da tanımlanabilmektedir) bağımlı değişken 2010-2013 yılları için hanelerin öznel yoksul olması durumunda 1, diğer durumlarda 0 olarak tanımlanmış; seçim modelinde (bu model ise muhafaza eşitliği olarak tanımlanabilmektedir) bağımlı değişken 2010-2013 yılları için haneler eğer örnekte devam etmişse 1, düşmüşse 0 olarak tanımlanmıştır. Açıklayıcı değişkenler ise daha önce belirtildiği gibi demografik boyut altında (hanehalkı referans kişisinin yaşı, cinsiyeti, medeni durumu, hanehalkı genç bağımlılık oranı, hanehalkı yaşlı bağımlılık oranı), eğitim boyutu altında (hanehalkı referans kişisinin eğitim durumu), istihdam boyutu altında (hanehalkı referans kişisinin istihdam durumu, hanehalkı işgücü durumu), sağlık boyutu altında (hanehalkı referans kişisinin genel sağlık durumu), barınma boyutu altında (ev sahipliği, hanede oda başına düşün birey sayısı) tanımlanan değişkenlerden oluşmaktadır.

Wooldridge (2002) tarafından belirtildiği gibi yıpranmanın kontrolüne ilişkin modelin tanımlanabilmesi için dışsal bir araca ihtiyaç söz konusudur. Bu araç yoksulluk geçiş olasılığı üzerinde etkisi olmayacak ancak örnek muhafazasında etkili olacak bir değişken olarak tanımlanmalıdır. Sırma (2011), birey bazlı panel veriler üzerinden hareket ettiği çalışmasında bu araç değişkeni, hanehalkı cevaplayıcısının değişme durumu olarak tanımlamıştır. Bu fikir genel anlamda hanehalkı cevaplayıcısının değişmesi durumunda araştırmaya daha az ilgi göstermesi nedeniyle panele devam etme olasılığının küçük olabilmesi ihtimaline dayalıdır. Cappeleri ve Jenkins (2002), bireyin orijinal örnek üyesi veya daha sonradan katılan örnek üyesi olması durumunu bir dummy araç değişken olarak kullanmıştır.

Bu tez çalışmasında 2010-2013 yılları panel araştırma kapsamında hane bazlı bir inceleme yapıldığı için hanehalkı referans kişisinin örnek fert olma durumu (hanehalkı referans kişisinin örneğe seçilen temel hanehalkının ilk anket uygulamasında hanehalkı ferdi olarak kaydedilmesi durumu) bir dummy araç değişken olarak alınmıştır. Buradaki temel fikir ise, ankete sonradan katılan bir referans kişinin sonraki yıllar için araştırmaya daha az ilgi göstermesi olarak tanımlanmıştır. Yıpranmanın kontrolü için seçim modelinin sonuçları Çizelge 4.21'de gösterilmektedir.

Çizelge 4.21. Yıpranmanın kontrolü için seçim modeli tahmin sonuçları

	Öznel Yoksulluk Eşitliği, Bağımlı değişken=1, eğer öznel yoksul ise; 0, eğer öznel yoksul değilse		Muhafaza Eşitliği, Bağımlı değişken=1, dört yıl boyunca araştırmada devam ettiyse; 0, eğer araştırmadan düştüyse		Göreli Yoksulluk Eşitliği, Bağımlı değişken=1, eğer öznel yoksul ise; 0, eğer öznel yoksul değilse		Muhafaza Eşitliği, Bağımlı değişken=1, dört yıl boyunca araştırmada devam ettiyse; 0, eğer araştırmadan düştüyse	
	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata
Ref. kişinin yaşı (Ref.<25 yaş)								
25-44 yaş	-0,160*	0,092	1,310***	0,094	-0,177*	0,110	1,311***	0,094
45-64 yaş	-0,521***	0,093	1,660***	0,097	-0,363***	0,112	1,660***	0,097
65 yaş üstü	-0,676***	0,109	1,659***	0,120	-0,547***	0,131	1,658***	0,120
Ref. kişinin cinsiyeti (Ref. Erkek)								
Kadın	-0,049	0,056	-0,297***	0,057	-0,144**	0,067	-0,298***	0,057
Ref.kişi medeni durum (Ref. Evli)								
Hiç evlenmedi	0,300***	0,082	0,000	0,084	0,398***	0,109	-0,000	0,084
Eşi öldü	0,169***	0,064	0,126*	0,070	0,039	0,074	0,126**	0,070
Boşandı	0,293***	0,095	-0,098	0,095	0,132	0,125	-0,098	0,095
Ayrı yaşıyor	0,754***	0,168	-0,137	0,133	0,588***	0,136	-0,137	0,133
Ref.kişi eğitim durumu (Ref.eğitimi olmayan)								
İlköğretim	-0,577***	0,046	0,183***	0,051	-0,563***	0,047	0,183***	0,051
Ortaöğretim	-1,165***	0,056	0,257***	0,066	-1,057***	0,066	0,257***	0,066
Yüksekokul ve üstü	-1,863***	0,064	-0,348***	0,066	-1,588***	0,109	-0,349***	0,066
Ref.kişi istihdam durumu (Ref.çalışmayan)								
Ücretli-maaşlı	-0,021	0,046	0,216***	0,055	-0,312***	0,056	0,215***	0,055
Yevmiyeli	0,549***	0,081	0,300***	0,092	0,182**	0,082	0,299	0,092
İşveren	-0,766***	0,082	-0,242***	0,082	-0,579***	0,114	-0,243***	0,082
Kendi Hesabına	0,336***	0,056	0,330***	0,070	0,022	0,065	0,330***	0,070
Ücretsiz Aile İşçisi	-0,112	0,153	0,378**	0,199	-0,342*	0,187	0,376**	0,199
Ref.kişi kayıt dışı çalışma durumu (Ref.kayıt dışı çalışmayan)								
Kayıt dışı çalışan	0,367***	0,042	-0,199***	0,051	0,333***	0,048	-0,198***	0,051
Ref.kişi sağlık durumu (Ref. İyi)								
Sağlık durumu kötü	0,225***	0,039	-0,071*	0,046	0,347***	0,042	-0,072*	0,046
Genç bağımlılık oranı	0,531***	0,088	0,175*	0,103	0,822***	0,100	0,173*	0,103
Yaşlı bağımlılık oranı	0,509***	0,082	-0,048	0,096	0,132*	0,094	-0,048	0,096
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,477***	0,019	-0,134***	0,022	-0,146***	0,021	-0,134***	0,022
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,228***	0,033	0,027	0,044	-0,000	0,036	0,026	0,044
İş arayan kişi sayısı	-0,123***	0,037	-0,113	0,044	0,259***	0,040	-0,114***	0,044
Ref.kişi ev sahipliği durumu (Ref. Ev sahibi değil)								
Ev sahibi olmak	-0,364***	0,029	0,172***	0,034	-0,204***	0,035	0,172***	0,034
Odabaşına düşen kişi sayısı	0,121***	0,024	0,201***	0,031	0,712***	0,027	0,201***	0,031
Ref.kişi örnek fert değilse 1; örnek fert ise 0			-2,090***	0,112			-2,090***	0,112
Sabit katsayı	1,571***	0,109	-0,653***	0,116	-0,925***	0,126	-0,652***	0,116
Korelasyon	0,020				-0,018			
Olabilirlik Oran Testi (Eşitliklerin bağımsız olmasının testi: korelasyon=0)	Kikare(1)=0,826 p-değeri=0,363				Kikare(1)=0,514 p-değeri=0,473			
Log Olabilirlik	-10512,542				-8470,231			
Araçların Geçerliliği Testi	Wald Kikare (51)=4137,42 p-değeri =0,000				Wald Kikare (51)=3511,17 p-değeri =0,000			

Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları

*0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.

Çizelge 4.21'de öznel yoksulluk-muhafaza eşitliği; göreli yoksulluk-muhafaza eşitliği arasındaki hata terimleri arasındaki korelasyonun sıfıra çok yakın olduğu görülmektedir. İki eşitliğin bağımsız olduğunu sınayan olabilirlik oran testi kapsamında iki eşitliğin bağımsız olduğunu sınayan yokluk hipotezi 0,01 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Bu durum öznel yoksulluk ve göreli yoksulluk açısından muhafaza sürecinin ihmal edilebilir olduğu ve analize dört yıl boyunca gözlemlenen veriler üzerinden hareket edilebileceğini göstermektedir. Ayrıca araçların geçerliliği yani kesişim katsayısı hariç bütün katsayıların sıfıra eşit olduğu yokluk hipotezini sınayan wald testi 0,01 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu durum hem öznel ve hem göreli yoksulluk için kurulan modellerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Panel yıpranmasının kontrol edilmesi için bir diğer yol ise Verbeeck ve Nijman (1992) tarafından önerilen değişken ekleme testidir. Buradaki temel düşünce ilgili açıklayıcı değişkenler ile ilgilenilen çıktının modellenmesidir. Daha sonra yıpranmaya ilişkin bazı test değişkenleri modele eklenmekte ve bu model dengeli olmayan panel ile tahmin edilmektedir. Burada eklenen değişkenler için t istatistikleri yıpranmanın göstergeleri olarak kullanılmaktadır. Bu testin mantığı, yıpranmanın tesadüfi olması durumunda araştırmaya katılan hanelerin davranış göstergelerinin gözlenen açıklayıcı değişkenler kontrol edildikten sonra yoksulluğun çıktısıyla ilişkili olmadığıdır.

Bu test işlemi için ilgilenilen çıktı bağımlı değişken $t-1$ yılındaki yoksulluk durumuna göre t yılında kişi yoksulsa 1 değilse 0 değerini alan iki yanıtlı bir değişkendir. Açıklayıcı değişkenler aynı alınmakla birlikte, test değişkenleri hanehalkının 2010-2013 yıllarında yeni eklenen bir hanehalkı olması ve muhafaza değişkenleri olarak alınmıştır. Çizelge 4.22 test değişkenleri eklenerek gerçekleştirilen seçim modeli tahmin sonuçlarını göstermektedir.

Çizelge 4.22. Test değişkenleri eklenerek gerçekleştirilen seçim modeli tahmin sonuçları

	Öznel Yoksulluk Eşitliği, Bağımlı değişken=1, eğer öznel yoksul ise; 0, eğer öznel yoksul değilse		Göreli Yoksulluk Eşitliği, Bağımlı değişken=1, eğer göreli yoksul ise; 0, eğer öznel yoksul değilse	
	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata
Ref. kişinin yaşı (Ref.<25 yaş)[23]				
25-44 yaş	-0,078	0,172	-0,226	0,198
45-64 yaş	-0,569***	0,180	-0,436**	0,205
65 yaş üstü	-0,731***	0,213	-0,752***	0,243
Ref. kişinin cinsiyeti (Ref. Erkek)				
Kadın	-0,060	0,120	-0,189*	0,128
Ref.kişi medeni durum (Ref. Evli)				
Hiç evlenmedi	0,626***	0,185	0,678***	0,220
Eşi öldü	0,204*	0,139	-0,034	0,147
Boşandı	0,556***	0,206	0,172	0,257
Ayrı yaşıyor	1,173***	0,336	0,936***	0,297
Ref.kişi eğitim durumu (Ref.eğitimi olmayan)				
İlköğretim	-1,083***	0,112	-0,947***	0,105
Ortaöğretim	-2,180***	0,141	-1,800***	0,148
Yüksekokul ve üstü	-3,423***	0,164	-2,600***	0,217
Ref.kişi istihdam durumu (Ref.çalışmayan)				
Ücretli-maaşlı	-0,028	0,089	-0,374***	0,100
Yevmiyeli	0,540***	0,148	0,118	0,141
İşveren	-1,055***	0,173	-0,670***	0,213
Kendi Hesabına	0,369***	0,109*	0,032	0,118
Ücretsiz Aile İşçisi	-0,091	0,277	-0,617**	0,307
Ref.kişi kayıt dışı çalışma durumu (Ref.kayıt dışı çalışmayan)				
Kayıt dışı çalışan	0,450***	0,0800	0,477***	0,084
Ref.kişi sağlık durumu (Ref. İyi)				
Sağlık durumu kötü	0,099*	0,066	0,361***	0,068
Genç bağımlılık oranı	0,884***	0,186	1,082***	0,195
Yaşlı bağımlılık oranı	0,838***	0,170*	0,164	0,186
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,692***	0,037	-0,264***	0,038
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,375***	0,061	0,118	0,141
İş arayan kişi sayısı	-0,282***	0,063	-0,670***	0,213
Ref.kişi ev sahipliği durumu (Ref. Ev sahibi değil)				
Ev sahibi olmak	-0,691***	0,068	-0,379***	0,074
Odabaşına düşen kişi sayısı	0,143***	0,054	1,174***	0,060
Ref.kişi örnek fert değilse 1; örnek fert ise 0	0,101	0,189	0,002	0,210
Muhafaza (hane dört yıl boyunca gözlenmişse 1; gözlenmemişse 0)	0,056	0,093	-0,080	0,099
Sabit katsayı	2,615***	0,228	-1,394***	0,240
Korelasyon	0,684		0,631	
Olabilirlik oran testi (rho=0)	Kikare(1)=2065,78 p-değeri=0,000		Kikare(1)=1153,71 p-değeri=0,000	
Log olabilirlik	-5253,643		-3667,363	
Wald testi	Wald kikare(27)=1250,92 p-değeri =0,000		Wald kikare(27)=972,40 p-değeri =0,000	
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları *0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.				

[23] Yaş değişkenine ilişkin grupların öznel yoksullukta geçiş olasılıklarını artan derecede etkilemesinden dolayı, yaş değişkeni buradan sonra nicel bir değişken olarak analize dahil edilmiştir.

Çizelge 4.22 incelendiğinde yıpranmanın kontrolü için eklenen test değişkenlerinin anlamlı olmadığı ancak modelin anlamlı olduğu görülmektedir. Çizelge 4.21 ve Çizelge 4.22'de elde edilen bulgular beraber değerlendirildiğinde öznel ve göreli yoksulluk için yıpranmanın tesadüfi olduğu, yıpranmanın bir seçim problemi oluşturmayacağı ve bu araştırma için dengeli panel verinin kullanılabileceği değerlendirilmektedir.

Öznel yoksullukta sürekliliğin incelenmesi

Birincil analiz kapsamında Türkiye'de öznel yoksulluk sınırlarına ilişkin tahminler statik analizle elde edilmişti. Bununla birlikte öznel yoksulluğa ilişkin dinamik analizler öznel yoksulluğu daha iyi analiz edebilmek ve yoksunluk algısına giriş ve çıkış nedenlerini daha iyi irdeleyebilmek açısından önem taşımaktadır. Bu bölümde Bölüm 2.7'de ele alınan süreklilik yaklaşımları çerçevesinde 2010-2013 yılları GYKA Panel veri seti kullanılarak hanelerin öznel ve göreli yoksullukta süreklilik durumları ve sürekliliği etkileyen karakteristikler analiz edilmiştir.

Öznel ve göreli yoksullukta geçiş oranları

Çizelge 4.23'de 2010-2013 yılları dengeli GYKA panel veri seti kullanılarak hesaplanan öznel ve göreli yoksulluğa ilişkin giriş ve çıkış oranları gösterilmektedir. Bu oranlar aynı zamanda hanenin bir önceki yıl öznel-göreli yoksul olup/olmama koşulu altında bir sonraki yıl öznel-göreli yoksuluğa girme/çıkma olasılıklarına karşı bir ölçü niteliği göstermektedir.

Çizelge 4.23. Öznel ve göreli yoksulluk geçiş oranları (%) (2010-2013)

		Yoksulluk Durumu, t	
		Öznel Yoksulluk	
Yoksulluk Durumu, t-1		Yoksul Değil	Yoksul
Öznel Yoksulluk			
2011	Yoksul Değil	84,65	15,35
	Yoksul	22,31	77,69
2012	Yoksul Değil	85,02	14,98
	Yoksul	22,44	77,56
2013	Yoksul Değil	84,07	15,53
	Yoksul	18,14	81,86
Göreli Yoksulluk		Göreli Yoksulluk	
		Yoksul Değil	Yoksul
2011	Yoksul Değil	92,64	7,36
	Yoksul	35,11	64,89
2012	Yoksul Değil	92,56	7,44
	Yoksul	25,05	74,95
2013	Yoksul Değil	92,40	7,60
	Yoksul	27,72	72,28
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları			
Hanehalklarının ortalama fayda düzeyi üzerinden panel ÖYS tahmin sonuçları baz alınmıştır.			

Çizelge 4.23'de çıkış oranı, $t-1$ döneminde öznel/göreli yoksul olan ve t döneminde öznel/göreli yoksul olmaya devam etmeyen hanelerin sayısının, $t-1$ döneminde öznel/göreli yoksul olan hane sayısına bölünmesiyle elde edilmektedir. Bu hesaplamaya göre süreklilik oranı 1'den çıkış oranı çıkartılarak hesaplanmaktadır. Benzer olarak, giriş oranı $t-1$ döneminde öznel/göreli yoksul olmayan ve t döneminde öznel/göreli yoksul olan hanelerin sayısının $t-1$ döneminde öznel-göreli yoksul olmayan hanelerin toplam sayısına bölünmesiyle elde edilmektedir. Yapılan hesaplamalarda hanelerin t dönemindeki durumu dikkate alınmaktadır. 2010-2013 yıllarında öznel yoksullukta süreklilik oranının sırasıyla %77,69, %77,56 %81,86 olduğu görülmektedir, aynı yıllar için göreli yoksullukta süreklilik oranı ise sırasıyla %64,89, %74,95 ve %72,28'dir. Bu durum süreklilik bakımından göreli yoksulluk ile öznel yoksulluk arasında pozitif bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Çizelge 4.23'den elde edilen bir diğer sonuç ise hanelerin yoksunluk durumunun, göreli yoksulluk durumundan daha fazla süreklilik gösterdiğidir.

Çizelge 4.24'de birleştirilmiş yıl verisi kullanılarak, $t-1$ ve t dönemlerine ilişkin olarak geçiş olasılıkları gösterilmektedir. Sonuçlar incelendiğinde 2010-2013 yılları için, hanelerin %15,29'unun bir önceki yıl öznel yoksul değilken sonraki yıl öznel yoksulluğa geçiş yaptığı;

hanelerin %7,47'sinin ise, bir önceki yıl göreli yoksul değilken sonraki yıl göreli yoksulluğa geçiş yaptığı görülmektedir. Hanelerin %21,03'ü bir önceki yıl öznel yoksul iken sonraki yıl öznel yoksulluktan çıkmıştır. Benzer şekilde %29,39'u ise göreli yoksulluk durumundan çıkmıştır. Literatürde birçok kez gösterildiği gibi elde edilen sonuçlar, verilen yıldaki yoksulluk durumunun önceki yıl ki yoksulluk durumu ile ilişkili olduğunu göstermektedir. Ayrıca öznel yoksulluk için süreklilik probleminin göreli yoksulluktan daha fazla oranda olduğu da görülmektedir. Elde edilen bir diğer sonuç ise bazı hanelerin gelir yoksulluğu sonlansa bile öznel yoksulluğunun devam ettiğidir.

Çizelge 4.24. Birleştirilmiş yıl verisine dayalı olarak öznel yoksulluk ve göreli yoksulluk geçiş oranları

Yoksulluk Durumu, t-1	Yoksulluk Durumu, t	
Öznel Yoksulluk	Yoksul Değil	Yoksul
Yoksul Değil	84,71	15,29
Yoksul	21,03	78,97
Göreli Yoksulluk		
Yoksul Değil	92,53	7,47
Yoksul	29,39	70,61
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		
Hanehalklarının ortalama fayda düzeyi üzerinden panel ÖYS tahmin sonuçları baz alınmıştır.		

Başlangıç koşulları incelemesi

Yoksulluk geçişlerinin modellenmesinde içsellik incelemeleri açısından önemli konulardan bir diğeri başlangıç koşulları problemidir. Bu problemin temelinde yoksulluğa girme veya çıkma durumundaki hanelerin yığının tesadüfi bir örneğini oluşturmaması gelmektedir. Yani hanelerin önceki dönem durumlarına göre ilgili dönemdeki durumları rastgele olmayabilmektedir. Bu seçim problemi literatürde "başlangıç koşulları" problemi olarak ele alınmaktadır (Heckman, 1981b: 179, Şeker, 2011). Başlangıç koşulları problemi, gözlem periyodunun başlangıcı hanelerin yoksulluk deneyimlerini üreten stokastik sürecin başlangıcı ile kesişmediği durumda ortaya çıkmaktadır. Başlangıç koşulları problemi, durum bağımlılığı ve gözlenemeyen heterojenliğin etkilerinden kurtulmak için de çözülmesi gereken bir problem niteliğindedir (Arulampalam ve diğerleri, 2000:26).

Yoksulluk geçişlerinde durum bağımlılığının modellendiği çalışmalarda başlangıç koşulları probleminin ele alınması gerekmektedir. Cappellari ve Jenkins (2002), Andriopoulou ve

Tsakloglou (2011) tarafından yapılan çalışmalarda başlangıç koşulları modele yoksulluk durumunun gecikmeli değerinin dahil edilmesi ve t dönemi yoksulluk eşitliğinde başlangıç yoksulluk durumu dikkate alınarak iki değişkenli veya üç değişkenli (yıpranma probleminin de dahil edildiği durumlarda) modellerin kullanılması aracılığıyla çözülmüştür.

Eğer zamanın belli bir noktasındaki geçişler ile ilgileniliyorsa başlangıç koşulları bir içsel seçim problemi olarak görülmelidir. Eğer başlangıç koşulları ($t-1$ döneminde yoksul olma) dışsal bir değişken değilse, $t-1$ döneminde yoksul olma koşulu altında t döneminde yoksulluktan çıkma olasığı modeli tahminlerde seçim yanlılığı oluşturabilmektedir. t döneminin bilgisi sadece $t-1$ döneminde yoksul olanlar için kullanıldığında içsel seçim ile iki değişkenli probit model kullanılabilmektedir.

İçsel değişim modellerinde, bir eşitlik ilgilenilen çıktının iki yanıtını içerirken diğer eşitlik ilk çıktının gözlenip gözlenmediğini karakterize etmektedir. Eğer iki eşitlik arasındaki hata terimleri ilişkiliyse, örnek seçimi içseldir ve bu durumda tek değişkenli bir probit modelden elde edilecek parametre tahminleri tutarsızdır (Cappelari ve Jenkins, 2006:16) Yoksulluk gibi önceki dönem durumlarının etkili olacağı varsayılan olgularda başlangıç koşullarının içselliği çoğu durumda varsayılmaktadır.

Literatürde içsel değişim modelleri gibi dinamik rastgele etkiler probit modeller de sürekliliğin modellenmesinde sıklıkla kullanılmaktadır. Başlangıç koşulları problemi dinamik rastgele etkiler probit modellerde de ele alınmaktadır. Bu modellerde içsel değişim modellerinden farklı olarak yoksulluk geçiş eşitliğinde son dönem yoksulluk durumunun yanı sıra başlangıç-ilk dönem yoksulluk durumu bir açıklayıcı değişken olarak ele alınmaktadır. Tahmin sonuçları çok benzer olmakla birlikte, başlangıç koşullarının içselliği altında dinamik rastgele etkiler probit modelleri literatürde daha sıklıkla kullanılmaktadır.

Çizelge 4.23 ve Çizelge 4.24'de görüldüğü gibi başlangıç koşullarının modele dahil edilmemesi hem öznel hem de göreli yoksulluk için model tahmininde içselliğe neden olabilecek boyuttadır. Bu nedenle panel yıpranmasının önemli olmadığının varsayıldığı dengeli panel için öznel ve göreli yoksulluktaki süreklilik, başlangıç koşullarının içselliği altında içsel değişim modeli ve dinamik rastgele etkiler probit model aracılığıyla modellenmiştir. Her iki modelde de geçişlerin kontrolü başlangıç koşullarının içselliği altında yapılmıştır.

Bununla birlikte geçişlerin modellenmesinde başlangıç koşullarının içselliğinin hesaba katılmaması durumunda giriş ve çıkış olasılıkları temel geçiş oranı yaklaşımı ile tahmin edilebilmektedir. Öznel yoksulluk için sonuçların karşılaştırılabilmesi amacıyla Çizelge 4.25'de temel geçiş oranı yaklaşımı tahmin sonuçları yer almaktadır.

Temel geçiş oranı yaklaşımı sonuçları

Bölüm 2.7'de bahsedildiği gibi bu yaklaşımda giriş ve çıkış olasılıkları hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımı altında probit model yardımıyla ayrı ayrı modellenmektedir. Çizelge 4.25'de öznel yoksulluk için temel geçiş oranı yaklaşımına dayalı olarak model tahmin sonuçları yer almaktadır. Elde edilen parametre tahminlerinin işaretleri giriş ve çıkış olasılıkları üzerinde etkinin yönünü vermekteyken, bu sonuçlardan hareketle etkinin büyüklüğü hakkında birşey söylenememektedir. Bu bağlamda aslında tahmin edilen parametreler probit modelin üzerine kurulduğu gizil modelin parametreleridir.

Çizelge 4.25. Temel geçiş oranı model tahmin sonuçları

	Giriş Olasılığı Bağımlı değişken=1, eğer t-1'de öznel yoksul değil; t'de öznel yoksul ise; 0 diğer durumlarda		Çıkış Olasılığı Bağımlı değişken=1, eğer t-1'de öznel yoksul, t'de öznel yoksul değilse; 0 diğer durumlarda	
	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata
Ref. kişi yaş	-0,056***	0,016	0,032***	0,013
Ref. kişi yaş kare	0,000**	0,000	-0,000*	0,000
Ref. kişinin cinsiyeti (Ref. Erkek)				
Kadın	-0,078	0,144	0,093	0,119
Ref.kişi medeni durum (Ref. Evli)				
Hiç evlenmedi	0,215	0,195	0,112	0,175
Eşi öldü	0,102	0,162	-0,074	0,129
Boşandı	0,271	0,222	0,029	0,186
Ayrı yaşıyor	-0,238	0,636	-0,969***	0,359
Ref.kişi eğitim durumu (Ref.eğitimi olmayan)				
İlköğretim	-0,143	0,121	0,364***	0,081
Ortaöğretim	-0,593***	0,140	0,707***	0,107
Yüksekokul ve üstü	-0,944***	0,149	1,017***	0,145
Ref.kişi istihdam durumu (Ref.çalışmayan)				
Ücretli-maaşlı	-0,220**	0,096	0,048	0,093
Yevmiyeli	0,417**	0,181	-0,213*	0,140
İşveren	-0,292**	0,144	0,618***	0,193
Kendi Hesabına	0,204*	0,113	-0,113	0,109
Ücretsiz Aile İşçisi	-0,406	0,357	0,064	0,275
Ref.kişi kayıt dışı çalışma durumu (Ref.kayıtdışı çalışmayan)				
Kayıtdışı çalışma	0,205**	0,087	-0,293***	0,077
Genç bağımlılık oranı	0,198	0,192	-0,297*	0,162
Yaşlı bağımlılık oranı	0,282	0,178	-0,316**	0,141
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,257***	0,039	0,435***	0,038
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,053	0,068	0,238***	0,056
İş arayan kişi sayısı	0,154*	0,082	0,165***	0,064
Ref.kişi ev sahipliği durumu (Ref. Ev sahibi değil)				
Ev sahibi olmak	-0,085*	0,063	0,119**	0,058
oda başına düşen kişi sayısı	0,062	0,057	-0,052	0,042
Ref. kişi sağlık durumu (Ref. iyi)				
Genel sağlık durumu kötü	0,279***	0,087	-0,106	0,069
Sabit katsayı	1,459***	0,449	-2,618***	0,372
Wald Testi	Wald kikare(23)=261,86 p-değeri=0,000		Wald kikare(23)=342,29 p-değeri=0,000	
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları *0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.				

Çizelge 4.25'de elde edilen sonuçlara göre giriş olasılığı modelinde anlamlı bulunan değişkenler içinde;

- referans kişinin yaşının artmasının, eğitimi olmayana göre ortaöğretim, yüksekokul ve üstü eğitime sahip olmasının, çalışmamasına göre ücretli-maaşlı ve işveren statüsünde çalışmasının, hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısının artmasının ve hanenin ev sahibi olmasının giriş olasılığını azaltacağı,
- referans kişinin çalışmamasına göre yevmiyeli ve kendi hesabına çalışmasının, referans kişinin kayıtdışı çalışmasının, hanede iş arayan kişi sayısının artmasının, referans kişinin genel sağlık durumunun kötü olmasının ise giriş olasılığını artıracağı,

tahmin edilmiştir. Çıkış olasılığı modelinde anlamlı bulunan değişkenler içinde ise;

- referans kişinin evli olmasına göre ayrı yaşamasının, çalışmamasına göre yevmiyeli çalışmasının, kayıtdışı çalışmasının, hanenin genç bağımlılık ve yaşlı bağımlılık oranının artmasının ve hanede odabaşına düşen kişi sayısının artmasının öznel yoksulluktan çıkış olasılığını azalatacağı,
- referans kişinin yaşının artmasının, eğitimi olmamasına göre ilköğretim, ortaöğretim, yüksekokul ve üstü eğitime sahip olmasının (sırasıyla artan derecede), çalışmamasına göre işveren olmasının, hanede tam zamanlı, yarı zamanlı ve iş arayan kişi sayısının artmasının, hanenin ev sahibi olmasının ise çıkış olasılığını artıracağı,

tahmin edilmiştir. Modelin uygunluğunun incelendiği wald testi sonuçları incelendiğinde; kesişim katsayısı hariç bütün katsayıların sıfıra eşit olduğunun sınandığı yokluk hipotezinin her iki model için de 0,01 anlamlılık düzeyinde reddedildiği görülmektedir. Bu durumda giriş ve çıkış olasılıkları modellerinin anlamlı olduğu tahmin edilmiştir.

Açıklayıcı değişkenlerin giriş ve çıkış olasılıkları üzerindeki etkilerinin büyüklüklerinin incelenmesi için Çizelge 4.26'de her iki modele ilişkin marjinal etkiler sunulmuştur. Genel olarak probit modellerde bir sağ taraf değişkeninin marjinal etkisi, diğer bütün sağ taraf değişkenlerinin sabit olduğu veriliyken, bu değişkendeki birim değişimin bağımlı değişkenin 1 değerini almasının açıklayıcı değişkenler üzerindeki koşullu olasılığı üzerindeki etkisidir. Bu durumda marjinal etki sağ taraf değişkenin değerine bağlıdır. Marjinal etki hesaplanma yöntemine göre iki tip olabilmektedir. Bunlar sırasıyla birimlerin merjinal etkilerinin hesaplanmasına dayalı olan ortalama marjinal etki ve ortalamada marjinal etkidir. Marjinal etkiye ilişkin olarak genel tanımlama sağ taraf değişkenlerinin sürekli ve kesikli değişkenler olmasına göre değişmektedir. Sürekli değişkenler için sonsuz

küçük bir değişimin sol taraf değişkeninin olasılığını belirli bir yüzde büyüklük kadar değiştirdiğinden bahsedilirken, bir dummy değişken için 0'dan 1'e bir değişimin sol taraf değişkenin olasılığı üzerinde belirli bir yüzde puan (iki yüzde değer arasındaki değişim) kadar değişim yarattığından bahsedilir.[24]

Temel geçiş oranı yaklaşımında öznel yoksullukta sürekliliği etkilediği düşünülen değişkenler, süreklilik olasılığının çıkış olasılığının birden farkı alınarak hesaplanması yöntemine dayalı olarak, çıkış olasılığı üzerinde anlamlı olan değişkenlerin etki yönlerinin ters işaretlisi olarak değerlendirilir.

[24] sürekli değişkenler için sağ taraf değişkenindeki bir birimlik değişimin sol taraf değişkenin olasılığı üzerinde yarattığı %X değişim yüzde üzerinden (percentage) değişimi ifade ederken, kesikli değişkenlerde X yüzde değer (percentage point) değişimi ifade etmektedir. Örneğin başarı bağımlı değişkeni üzerinde ortalama derece açıklayıcı değişkeninin marjinal etkisinin 0,364; kadın olma açıklayıcı değişkeninin marjinal etkisinin 0,272 olarak tahmin edildiği varsayılsın. Bu durumda, öğrencinin ortalama derecesindeki küçük bir değer artışı başarı olasılığını %36,4 yükseltmekte iken cinsiyetin erkek çocuktan kız çocuğa değişmesi, başarı olasılığını 27,2 yüzde değer kadar artırmaktadır. Buradaki yüzde değer çocuğunun başarı olasılığı ile erkek çocuğunun başarı olasılığı arasındaki artışın mutlak değeridir. Percantage ve percentage point arasındaki temel farkın vurgulanabilmesi için bir diğer örnek, 1990'da %25 olan sigara içme oranının 2000'de %15'e düşmesinde, 1990'dan 2000'e sigara içme oranında %40'lık (percentage) bir azalmayı ve 10 yüzde farklık (percentage point) bir azalmayı temsil etmesidir.

Çizelge 4.26. Temel geçiş oranı yaklaşımına dayalı olarak tahminlerin marjinal etkileri

	Marjinal Etkiler Giriş Olasılığı Bağımlı değişken=1, eğer t-1'de öznel yoksul değil; t'de öznel yoksul ise; 0 diğer durumlarda		Marjinal Etkiler Çıkış Olasılığı Bağımlı değişken=1, eğer t-1'de öznel yoksul; t'de öznel yoksul değilse; 0 diğer durumlarda	
	dy/dx	Standart Hata	dy/dx	Standart Hata
Ref. kişi yaş	-0,013***	0,003	0,007***	0,003
Ref. kişi yaş kare	0,000***	0,000	-0,000*	0,000
Ref. kişinin cinsiyeti (Ref. Erkek)				
Kadın	-0,018	0,033	0,021	0,028
Ref.kişi medeni durum (Ref. Evli)				
Hiç evlenmedi	0,056	0,054	0,026	0,043
Eşi öldü	0,025	0,041	-0,016	0,027
Boşandı	0,072	0,064	0,006	0,043
Ayrı yaşıyor	-0,051	0,123	-0,135***	0,025
Ref.kişi eğitim durumu (Ref.eğitimi olmayan)				
İlköğretim	-0,044	0,039	0,006***	0,014
Ortaöğretim	-0,157***	0,041	0,159***	0,024
Yüksekokul ve üstü	-0,216***	0,040	0,259***	0,044
Ref.kişi istihdam durumu (Ref.çalışmayan)				
Ücretli-maaşlı	-0,052**	0,023	0,011	0,021
Yevmiyeli	0,124**	0,057	-0,044	0,027
İşveren	-0,067**	0,031	0,175***	0,062
Kendi Hesabına	0,057*	0,031	-0,024	0,023
Ücretsiz Aile İşçisi	-0,088	0,064	0,015	0,066
Ref.kişi kayıt dışı çalışma durumu (Ref.kayıtdışı çalışmayan)				
Kayıtdışı çalışma	0,052**	0,023	-0,062***	0,015
Genç bağımlılık oranı	0,048	0,047	-0,066**	0,036
Yaşlı bağımlılık oranı	0,069	0,043	-0,070**	0,031
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,062***	0,009	0,097***	0,008
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,012	0,016	0,053***	0,012
İş arayan kişi sayısı	0,037*	0,020	0,037***	0,014
Hanenin ev sahibi olma durumu (Ref. Ev sahibi değil)				
Ev sahibi olmak	-0,021*	0,015	0,026**	0,012
oda başına düşen kişi sayısı	0,015	0,014	-0,011	0,009
Ref. kişi sağlık durumu (Ref. iyi)				
Genel sağlık durumu kötü	0,074***	0,024	-0,023	0,014
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları *0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.				

Giriş olasılığı modeline ilişkin tahmin edilen marjinal etkiler incelendiğinde elde edilen bazı sonuçlar şu şekildedir;

Demografik boyut:

- diğer bütün değişkenler sabitken, referans kişinin yaşındaki bir birimlik değişim öznel yoksulluğa giriş olasılığını %1,3 azaltmaktadır.

Eğitim boyutu:

- giriş olasılığını en fazla azaltan değişkenin referans kişinin eğitim düzeyinin yüksek olması olduğu görülmektedir. Buna göre; yüksekokul ve üstü eğitime sahip referans kişisi olan hanelerin öznel yoksulluğa giriş olasılığı, eğitimi olmayan referans kişisi olan hanelerin öznel yoksulluğa giriş olasılığından ortalama olarak 0,216; ortaöğretim düzeyinde eğitime sahip referans kişisi olan hanelerin öznel yoksulluğa giriş olasılığı, eğitimi olmayan referans kişisi olan hanelerin öznel yoksulluğa giriş olasılığından ortalama olarak 0,157 daha azdır. Bir diğer değişle, hanedeki referans kişinin eğitim durumunun eğitimli olmama durumundan yüksekokul ve üstü eğitim durumuna geçmesi durumunda öznel yoksulluğa giriş olasılığı 0,216; ortaöğretim düzeyinde eğitim durumuna geçmesi durumunda 0,157 azalmaktadır. Belirtilen eğitim durumları arasındaki geçişin öznel yoksulluğa giriş olasılığında yarattığı değişim sırasıyla -0,216 ve -0,157'dir.

İstihdam boyutu:

- diğer tüm değişkenler sabitken hanedeki referans kişinin çalışmaması durumuna göre ücretli-maaşlı çalışması durumunda öznel yoksulluğa giriş olasılığı ortalama olarak 0,052; işveren olarak çalışması durumunda 0,067 daha azdır.
- diğer tüm değişkenler sabitken referans kişinin kayıtdışı çalışmaması durumuna göre kayıtdışı çalışması durumunda öznel yoksulluğa giriş olasılığı ortalama olarak 0,052 daha fazladır.
- diğer tüm değişkenler sabitken, hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısında bir birimlik artış öznel yoksulluğa giriş olasılığını %6,2 azaltmaktadır. Hanede iş arayan kişi sayısındaki bir birimlik artış ise öznel yoksulluğa giriş olasılığını %3,7 arttırmaktadır.

Barınma boyutu:

- Diğer tüm değişkenler sabitken hanenin ev sahibi olması durumunda, olmaması durumuna göre öznel yoksulluğu giriş olasılığı ortalama olarak 0,021 daha azdır.

Sağlık boyutu:

- Diğer tüm değişkenler sabitken hanenin referans kişisinin genel sağlık durumunun kötü olması durumuna göre olmaması durumunda öznel yoksulluğa giriş olasılığı ortalama olarak 0,074 daha azdır.

Çıkış olasılığı modeline ilişkin tahmin edilen marjinal etkiler incelendiğinde elde edilen bazı sonuçlar ise şu şekildedir;

Demografik boyut:

- diğer tüm değişkenler sabitken, referans kişinin yaşındaki bir birimlik değişim öznel yoksulluğa çıkış olasılığını %0,7 artırmaktadır. Yaş kare değişkenin katsayısının negatif tahmin edilmesi belirli bir yaş düzeyine kadar artışın öznel yoksulluktan çıkış olasılığını artırdığı sonra düştüğünü ifade etmektedir.
- diğer tüm değişkenler sabitken referans kişinin evli olmasına göre ayrı yaşıyor olması durumunda öznel yoksulluktan çıkış olasılığı ortalama olarak 0,135 daha azdır. Bu değişkenin giriş olasılığı üzerinde anlamlı bir etkisi yokken çıkış olasılığı üzerinde en fazla düşürücü etkiye sahip değişken olması önemli bir sonuç olarak görülmektedir.
- diğer tüm değişkenler sabitken genç bağımlılık oranı ve yaşlı bağımlılık oranındaki bir birim artış öznel yoksulluktan çıkış olasılığını sırasıyla %3,6 ve %3,1 azaltmaktadır.

Eğitim boyutu:

- çıkış olasılığını en fazla artıran değişkenin referans kişinin eğitim düzeyinin yüksek olması olduğu görülmektedir. Buna göre; diğer tüm değişkenler sabitken eğitimi olmayan referans kişisi olan hanelere göre yüksekokul ve üstü eğitime sahip referans kişisi olan hanelerin öznel yoksulluktan çıkış olasılığı ortalama olarak 0,259; ortaöğretim düzeyinde eğitime sahip referans kişisi olan hanelerin 0,159; ilköğretim düzeyinde eğitime sahip referans kişisi olan hanelerin 0,0069 daha fazladır. Burada dikkati çeken bir unsur öznel yoksullukta giriş olasılığında anlamlı bir değişken olmayan ilköğretim düzeyinde eğitime sahip olma durumunun çıkış olasılığını artırıcı yönde anlamlı bir değişken oluşudur.

İstihdam boyutu:

- diğer tüm değişkenler sabitken hanedeki referans kişinin çalışmaması durumuna göre işveren olması durumunda öznel yoksulluktan çıkış olasılığı ortalama olarak 0,175 daha

fazladır. Referans kişinin işveren olması eğitim durumunun yüksek olmasından sonra öznel yoksulluktan çıkış üzerinde en fazla etkiye sahip değişkendir.

- diğer tüm değişkenler sabitken referans kişinin kayıtdışı çalışmaması durumuna göre kayıtdışı çalışması durumunda öznel yoksulluktan çıkış olasılığı ortalama olarak 0,062 daha azdır.
- diğer tüm değişkenler sabitken, hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısında, yarı zamanlı çalışan kişi sayısında, iş arayan kişi sayısında bir birimlik artış öznel yoksulluktan çıkış olasılığını sırasıyla %9,7, %5,3 ve %3,7 azaltmaktadır.

Barınma boyutu:

- Diğer tüm değişkenler sabitken hanenin ev sahibi olması durumunda, olmaması durumuna göre öznel yoksulluktan çıkış olasılığı ortalama olarak 0,026 daha fazladır.

İçsel değişim modeli yaklaşımı sonuçları

Temel geçiş oranı yaklaşımı başlangıç koşullarının içselliğini dikkate almaksızın giriş ve çıkış olasılıklarının modellenmesine dayalıdır. Ancak Bölüm 2.7'de bahsedildiği gibi özellikle yoksulluk problemi gibi başlangıç koşulları değerlerine bağlı olduğu tahmin edilen problemlere ilişkin süreklilik modellemelerinde başlangıç koşullarının bir içsel seçim problemi oluşturabileceği dikkate alınmalıdır. İçsel değişim modeli yaklaşımı başlangıç koşullarının içselliği dikkate alınarak bir dönem önceki yoksulluk durumu koşulu altında cari dönemdeki yoksulluğun iki değişkenli probit model aracılığıyla modellenmesine dayalı tahminleri göstermektedir.

Wooldridge (2002) modelin belirlenmesi aşamasında, dışsal sınırlamalara ihtiyaç olduğunun altını çizmiştir. Bu nedenle başlangıç yoksulluk durumunu etkileyen ancak yoksulluk geçişini etkilemeyecek araç değişkenlere ihtiyaç duyulmaktadır. Literatürde, SILC verileri üzerinden yanıtlayıcıların 14 yaşındaki durumlarını ölçen ebeveynlerin sosyo-ekonomik durumlarının göstergeleri sıklıkla bu amaç için kullanılmaktadır. Cappelari ve Jenkins (2002), Buddelmeyer ve Verick (2007) yoksulluk sürekliliğine ilişkin yaptıkları çalışmalarında bu değişkenleri araç değişkenler olarak kullanmışlardır. Ayllon (2008) başlangıç koşulları eşitliğinde hanehalkı referans kişisinin kronik bir hastalıkla mücadele edip etmediğini tanımlayan bir dummy değişken kullanmıştır. Şeker (2011) çalışmasında "en az 6 aydan beri süregelen fiziksel veya ruhsal herhangi bir sağlık problemi nedeniyle

ferdin günlük faaliyetlerinde bir sınırlama olup olmadığı" bilgisine dayalı olarak hayır sınırlanmadı 0, ever çok sınırlandı ve evet sınırlandı cevabının 1 olarak ele alındığı bir araç değişken kullanmıştır. Bu çalışma kapsamında referans kişisinin genel sağlık durumunun kötü ve çok kötü olması durumun 1 olarak tanımlandığı iki yanıtlı değişkeni araç değişken olarak kullanılmıştır.

Başlangıç koşullarının ihmal edilebilirliği, koşullu cari yoksulluk durumu ve son yılın yoksulluk eşitlikleri arasındaki korelasyon katsayısının önemliliğinin testi ile kontrol edilmektedir. Çizelge 4.27'de bu test işlemine ilişkin sonuçlar ve öznel/göreli yoksulluk için içsel değişim yaklaşımına dayalı olarak model tahmin sonuçları yer almaktadır. Daha önce de bahsedildiği gibi elde edilen parametre tahminlerinin işaretleri öznel ve göreli yoksullukta süreklilik üzerinde açıklayıcı değişkenlerin etkisinin yönünü vermektedir.

Çizelge 4.27. İçsel değişim yaklaşımına dayalı olarak model tahmin sonuçları

	t-1'de öznel yoksul olma koşulu altında t'de öznel yoksul olma olasılığı		öznel yoksulluk eşitliği Bağımlı Değişken=1 eğer t-1'de öznel yoksul ise, 0 diğer durumda		t-1'de göreli yoksul olma koşulu altında t'de göreli yoksul olma olasılığı		göreli yoksulluk eşitliği Bağımlı Değişken=1 eğer t-1'de göreli yoksul ise, 0 diğer durumda	
	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata
Yaş	-0,053***	0,009	-0,043***	0,009	-0,028***	0,010	-0,029***	0,010
Yaş kare	0,000***	0,000	0,000***	0,000	0,000*	0,000	0,000*	0,000
Ref. kişinin cinsiyeti (Ref. Erkek)								
Kadın	-0,058	0,079	-0,034	0,077	-0,077	0,089	-0,142*	0,091
Ref.kişi medeni durum (Ref. Evli)								
Hiç evlenmedi	0,098	0,116	0,119	0,115	0,227*	0,156	0,123	0,162
Eşi öldü	0,204*	0,086	0,165**	0,084	0,071	0,096	0,048	0,098
Boşandı	0,361***	0,126	0,285**	0,124	0,253*	0,156	0,154	0,160
Ayrı yaşıyor	1,120***	0,239	0,740***	0,217	0,581***	0,173	0,567***	0,174
Ref.kişi eğitim durumu (Ref.eğitimi olmayan)								
İlköğretim	-0,632***	0,058	-0,641***	0,058	-0,656***	0,058	-0,665***	0,059
Ortaöğretim	-1,279***	0,071	-1,232***	0,071	-1,203***	0,084	-1,213***	0,084
Yüksekokul ve üstü	-1,956***	0,082	-1,940***	0,081	-1,796***	0,148	-1,873***	0,156
Ref.kişi istihdam durumu (Ref.çalışmayan)								
Ücretli-maaşlı	-0,057	0,058	-0,035	0,057	-0,300***	0,069	-0,269***	0,070
Yevmiyeli	0,550***	0,099	0,402***	0,096	0,212**	0,102	0,234**	0,101
İşveren	-0,779***	0,104	-0,774***	0,101	-0,603***	0,145	-0,544***	0,141
Kendi Hesabına	0,315***	0,068	0,232***	0,067	0,031	0,080	0,051	0,080
Ücretsiz Aile İşçisi	-0,345	0,197	-0,194	0,192	-0,236	0,231	-0,239	0,233
Ref.kişi kayıt dışı çalışma durumu (Ref. kayıtdışı çalışmayan)								
kayıt dışı çalışma	0,310***	0,110	0,275***	0,051	0,259***	0,059	0,173***	0,059
Genç bağımlılık oranı	0,420***	0,110	0,522***	0,109	0,481***	0,125	0,596***	0,125
Yaşlı bağımlılık oranı	0,662***	0,093	0,714***	0,091	0,251***	0,105	0,223**	0,108
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,526***	0,023	-0,339***	0,022	-0,181***	0,026	-0,054**	0,025
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,233***	0,040	-0,131***	0,040	0,026	0,044	0,109***	0,044
İş arayan kişi sayısı	-0,163***	0,047	-0,103**	0,046	0,244***	0,053	0,297***	0,053
Hanenin ev sahibi olma durumu (Ref.ev sahibi değil)								
Ev sahibi olmak	-0,311***	0,037	-0,308***	0,036	-0,190***	0,043	-0,183***	0,043
oda başına düşen kişi sayısı	0,145***	0,030	0,114***	0,029	0,766***	0,033	0,678***	0,033
Sabit katsayı	3,082***	0,258	2,623***	0,253	0,000	0,296	-0,078	0,297
Referans kişinin genel sağlık durumu (Ref. iyi)								
Sağlık durumu kötü			0,184***	0,042			0,219***	0,047
Korelasyon	0,769				0,728			
Olabilirlik Oran Testi (Eşitliklerin bağımsız olmasının testi: korelasyon=0)	Kikare(1)=1874,66 p-değeri=0,000				Kikare(1)=1078,37 p-değeri=0,000			
Log olabilirlik	-7283,63				-5013,192			
Araçların Geçerliliğinin Testi (Wald testi)	Kikare(47)= 2492,88 p-değeri=0,000				Kikare(47)= 2111,82 p-değeri=0,000			

Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları

*0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.

Çizelge 4.27'de başlangıç koşullarının içselliği referans kişinin genel sağlık durumu araç değişkeni ile modele dahil edilmiştir. Hem öznel hem de göreli yoksullukta süreklilik modelinde bu değişkenin 0,01 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tahmin edilmiştir. Ayrıca her iki modelde de başlangıç koşulları eşitliği ile cari durum yoksulluk sürekliliği arasında ilişkinin olmadığı yokluk hipotezini sınayan olabilirlik oran testi 0,01 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu durumda hem öznel hem de göreli yoksulluk süreklilik modelinde başlangıç koşulları probleminin içsellik oluşturabileceği önemde olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca kesişim katsayısı hariç katsayıların sıfıra eşit olduğunu varsayan yokluk hipotezini sınayan Wald testi sonucuna göre her iki model için 0,01 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezi reddedilmiştir. Yani her iki model tanımlanan açıklayıcı değişkenler ile anlamlı bulunmuştur.

Çizelge 4.27'de elde edilen sonuçlar, temel geçiş oranı modelinde öznel yoksulluğa giriş ve çıkış olasılığına anlamlı etki eden değişkenlerin etki yönleriyle uyumludur. Öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığında anlamlı etkiye sahip değişkenlerin etki yönlerinin ise çok benzerlik gösterdiği görülmektedir. Yani öznel yoksullukta süreklilik olasılığını azaltma etkisine sahip değişkenler genel anlamda göreli yoksullukta süreklilik olasılığını da azaltma etkisine sahiptirler. Bununla birlikte her iki model üzerinde farklı etkiye sahip değişkenler üzerinden elde edilen bazı sonuçlar şu şekildedir:

- referans kişinin evli olması durumuna göre hiç evlenmemiş olması öznel yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmazken, göreli yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde artırıcı etki göstermektedir.
- Referans kişinin eğitimi olmamasına göre daha üst düzeyde bir eğitime sahip olması hem öznel hem de göreli yoksullukta süreklilik olasılığını azaltıcı etki yaratmaktadır.
- referans kişinin çalışmaması durumuna göre ücretli-maaşlı çalışması öznel yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde anlamlı bir etki yaratmazken göreli yoksullukta süreklilik olasılığını azaltmaktadır. Bu durum hanenin ücret ve maaş gelirinin hane gelirinde yarattığı artışın göreli yoksullukta sürekliliğe azaltıcı etki yaparken, öznel yoksullukta anlamlı bir etki yaratmadığını göstermektedir. Bu durum mikro bazda ele alındığında hanedeki ücret-maaştan kaynaklı gelir artışı haneyi daha kolay bir şekilde göreli yoksulluktan çıkarırken öznel yoksulluktan çıkmasına bu kadar kolay etki etmediği şeklinde değerlendirilebilir.

- Hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısındaki artış hem öznel hem göreli yoksullukta süreklilik olasılığını azaltıcı etki yaratırken, yarı zamanlı çalışan kişi sayısındaki artış öznel yoksullukta süreklilik olasılığını azaltıcı etki gösterirken, göreli yoksullukta sürekliliğe anlamlı bir etki yaratmamaktadır. İş arayan kişi sayısındaki artış öznel yoksullukta sürekliliği azaltıcı etki yaratırken, göreli yoksullukta sürekliliği artırıcı etki yaratmaktadır. Bu sonuçlar birlikte ele alındığında, hanede ücret-maaş geliri üzerinden tam zamanlı çalışan kişi sayısındaki artış göreli yoksullukta sürekliliğe doğrudan etki yaratmadır. Bununla birlikte gelir getirici bir işte çalışmayan (iş arayan) kişi sayısındaki artış gelire bir etki yaratmadığından göreli yoksulluk sürekliliği üzerinde bir etkiye sahip olmamaktadır.

Çizelge 4.28'de ise öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde açıklayıcı değişkenlerin marjinal etkileri görülmektedir.

Çizelge 4.28. İçsel değişim yaklaşımına dayalı olarak tahminlerin marjinal etkileri

	Marjinal Etkiler t-1'de öznel yoksul olma koşulu altında t'de öznel yoksul olma olasılığı		Marjinal Etkiler t-1'de göreli yoksul olma koşulu altında t'de göreli yoksul olma olasılığı	
	dy/dx	Standart Hata	dy/dx	Standart Hata
Yaş	-0,020***	0,003	-0,004***	0,001
Yaş kare	0,000***	0,000	0,000*	0,000
Ref. kişinin cinsiyeti (Ref. Erkek)				
Kadın	-0,019	0,028	-0,015	0,010
Ref.kişi medeni durum (Ref. Evli)				
Hiç evlenmedi	0,045	0,042	0,024*	0,019
Eşi öldü	0,076***	0,030	0,008	0,011
Boşandı	0,134***	0,045	0,028*	0,019
Ayrı yaşıyor	0,388***	0,081	0,081***	0,021
Ref.kişi eğitim durumu (Ref.eğitimi olmayan)				
İlköğretim	-0,263***	0,020	-0,093***	0,007
Ortaöğretim	-0,520***	0,025	-0,170***	0,010
Yüksekokul ve üstü	-0,806***	0,029	-0,259***	0,016
Ref.kişi istihdam durumu (Ref.çalışmayan)				
Ücretli-maaşlı	-0,019	0,021	-0,040***	0,008
Yevmiyeli	0,198***	0,035	0,0316***	0,012
İşveren	-0,321***	0,037	-0,081***	0,017
Kendi Hesabına	0,114***	0,024	0,005	0,009
Ücretsiz Aile İşçisi	-0,113*	0,069	-0,033	0,028
Ref.kişi kayıt dışı çalışma durumu (Ref. kayıtdışı çalışmayan)				
kayıt dışı çalışan	0,121***	0,018	0,030***	0,007
Genç bağımlılık oranı	0,194***	0,039	0,076***	0,015
Yaşlı bağımlılık oranı	0,284***	0,033	0,033***	0,012
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,180***	0,008	-0,016***	0,003
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,076***	0,014	0,009*	0,005
İş arayan kişi sayısı	-0,055***	0,017	0,038***	0,006
Hanenin ev sahibi olma durumu (Ref.ev sahibi değil)				
Ev sahibi	-0,128***	0,013	-0,026***	0,005
oda başına düşen kişi sayısı	0,054***	0,010	0,101***	0,005
Ref.kişi genel sağlık durumu (Ref.iyi)				
Genel sağlık durumu kötü	0,036***	0,008	0,015***	0,003
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları *0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.				

Çizelge 4.28'de öznel ve göreli yoksulluk sürekliliğine ilişkin tahmin edilen marjinal etkiler incelendiğinde elde edilen bazı sonuçlar ise şu şekildedir,

Demografik boyut:

- diğer tüm değişkenler sabitken, referans kişinin yaşındaki bir birimlik değişim öznel yoksullukta süreklilik olasılığını %2; göreli yoksullukta süreklilik olasılığını ‰4 azaltmakta ve bu azaltıcı etki yaş artıkça devam etmektedir. Görüldüğü gibi yaş artışının sürekliliği azaltma yönündeki etkisi öznel yoksulluk için daha fazladır.
- diğer tüm değişkenler sabitken, referans kişinin evli olması durumuna göre hiç evlenmemiş olması durumunda göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,019 daha fazladır. Bu durumunun öznel yoksullukta süreklilik üzerine ise anlamlı bir etkisi yoktur. Eşi vefat etmiş olması durumunda ise öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,076 daha fazladır. Bu durumun ise göreli yoksullukta süreklilik üzerine anlamlı bir etkisi yoktur. Boşanmış olma durumunda öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak sırasıyla 0,134 ve 0,028; ayrı yaşıyor olması durumunda sırasıyla 0,388 ve 0,081 daha fazladır. Görüldüğü gibi evli olma durumuna göre eşi vefat etmiş, boşanmış ve ayrı yaşıyor olmak öznel yoksullukta sürekliliği göreli yoksullukta süreklilikten daha çok etkilemektedir.
- diğer tüm değişkenler sabitken genç bağımlılık oranı ve yaşlı bağımlılık oranındaki bir birim artış öznel yoksullukta süreklilik olasılığını sırasıyla %19,4 ve %28,4 artırmakta iken göreli yoksullukta süreklilik olasılığını sırasıyla %7,6 ve %3,3 artırmaktadır.

Eğitim boyutu:

- öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığını en fazla düşüren değişkenlerin başında referans kişinin eğitim durumunun yüksek olması gelmektedir. Buna göre; diğer tüm değişkenler sabitken eğitimi olmayan referans kişisi olan hanelere göre yüksekokul ve üstü eğitime sahip referans kişisi olan hanelerin öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,806; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,259; ortaöğretim düzeyinde eğitime sahip olan hanelerin öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,520 ve 0,170; ilköğretim düzeyinde eğitime sahip olan hanelerin öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,263 ve 0,093 daha azdır. Görüldüğü gibi en fazla düşürücü etki yüksekokul ve üstü eğitime sahip olmak durumunda yaşanmaktadır.

İstihdam boyutu:

- diğer tüm değişkenler sabitken hanedeki referans kişinin çalışmaması durumuna göre ücretli-maaşlı çalışması durumunda göreli yoksulluktaki süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,040 daha azken bu durumun öznel yoksullukta anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Yevmiyeli çalışması durumunda ise öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,198; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,0316 daha fazladır. Görülmektedir ki, yevmiyeli çalışmanın süreklilik üzerinde etkisi hem öznel hem de göreli yoksulluk için artırıcı yöndedir. Bununla birlikte öznel yoksullukta sürekliliği etkisi daha fazladır. Referans kişinin işveren olması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,321; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,081 daha azdır. Referans kişinin işveren olması öznel yoksullukta sürekliliği eğitimin yüksekokul ve üstü olmasından sonra en fazla düşüren etkiye sahiptir. Referans kişinin kendi hesabına çalışması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,114 daha fazla, ücretsiz aile işçisi olması durumunda 0,113 daha azdır.
- Diğer tüm değişkenler sabitken referans kişinin kayıtdışı çalışması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,121; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,030 daha fazladır.
- diğer tüm değişkenler sabitken, hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısında, yarı zamanlı çalışan kişi sayısında, iş arayan kişi sayısında bir birimlik artış öznel yoksullukta süreklilik olasılığını sırasıyla %18, %7,6 ve %5,5 azaltmaktadır. Göreli yoksullukta süreklilik olasılığında ise sadece tam zamanlı kişi sayısındaki artış azaltıcı etki yaratmaktadır. Buna göre tam zamanlı kişi sayısındaki bir birim artış göreli yoksullukta süreklilik olasılığını %1,6 azaltırken, yarı zamanlı çalışan kişi sayısındaki ve iş arayan kişi sayısındaki bir birim artış sırasıyla ‰9 ve %3 artırmaktadır.

Barınma boyutu:

- Diğer tüm değişkenler sabitken hanenin ev sahibi olması durumunda olmaması durumuna göre öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,128 daha azken, göreli yoksullukta süreklilik olasılığı 0,026 daha azdır.
- Diğer tüm değişkenler sabitken oda başına düşen kişi sayısındaki bir birimlik artış öznel yoksullukta süreklilik olasılığını %5,4 artırırken, göreli yoksullukta süreklilik olasılığını %10,1 artırmaktadır.

Sağlık boyutu:

- Referans kişinin genel sağlık durumunun kötü olması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,036, göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,015 daha fazladır.

Dinamik rastgele etkiler probit modeli yaklaşımı sonuçları

Başlangıç koşullarının modele dahil edildiği dinamik modelleme yöntemlerinden bir diğeri ise bir dönem önceki yoksulluk durumunun modele dahil edildiği dinamik rastgele etkiler probit modellerdir. Bölüm 2.7.3'de ifade edildiği gibi dinamik rastgele etkiler probit modelin içsel değişim modelinden farkı, $t-1$ dönemindeki gecikmeli bağımlı değişkenin modelde parametre ile karakterize edilmesidir. Bu durum dinamik rastgele etkiler probit modelinde durum bağımlılığının dikkate alındığını göstermektedir.

Dinamik rastgele etkiler probit modellere ilişkin tahminlerin elde edilmesinde literatürde birden çok yöntem kullanılmaktadır. Bu tez çalışmasında dinamik rastgele etkiler probit modelin tahmini için Heckman ve Wooldridge yaklaşımları ile tahminler elde edilmiştir.

Heckman yaklaşımı sonuçları

Bölüm 2.7.3'de detayları ele alınan bu yaklaşımda bir indirgenmiş form aracılığıyla birim etki ve açıklayıcı değişkenlerin ilişkili olmasına izin verilmektedir. Çizelge 4.29'da öznel ve göreli yoksulluk sürekliliğine ilişkin Heckman yaklaşımı tahmin sonuçları görülmektedir[25].

[25] Tahminler Stata 13.0'de rastgele etkiler dinamik probit modelin Heckman tahmin edicilerinin elde edilmesinde kullanılan redprob programı ile elde edilmiştir.

Çizelge 4.29. Dinamik rastgele etkiler probit modeli Heckman yaklaşımı sonuçları

	t-1'de öznel yoksul olma koşulu altında t'de öznel yoksul olma olasılığı		Başlangıç Koşullarının İçselliği İçin Araç Değişkenler		t-1'de göreli yoksul olma koşulu altında t'de göreli yoksul olma olasılığı		Başlangıç Koşullarının İçselliği İçin Araç Değişkenler	
	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata
Löznel/Lgöreli	0,882***	0, 075			0,828***	0,094		
Ref.kişi yaş	-0,067***	0,015	-0,065***	0,022	-0,035**	0,017	-0,046**	0,230
Ref.kişi yaşkare	0,000***	0,000	0,000**	0,000*	-0,000	0,000	0,000	0,000
Ref. Kişinin cinsiyeti (Ref. Erkek)								
Kadın	-0,055	0,126	-0,035	0,204	-0,047	0,141	-0,243	0,215
Ref.kişi medeni durum (Ref. Evli)								
Hiç evlenmedi	0,048	0,195	0,134	0,293	0,280	0,251	0,0651	0,380
Eşi öldü	0,185*	0,138	0,314*	0,224	0,052	0,154	-0,134	0,239
Boşandı	0,446**	0,206	0,291	0,322	0,255***	0,254	-0,718*	0,475
Ayrı yaşıyor	1,386***	0,369	1,076*	0,589	0,705**	0,203	0,812**	0,414
Ref.kişi eğitim durumu (Ref.eğitimi olmayan)								
İlköğretim	-0,740***	0,108	-0,944***	0,159	-0,780***	0,113	-0,884***	0,141
Ortaöğretim	-1,539***	0,152	-1,793***	0,206	-1,454***	0,17	-1,549***	0,207
Yüksekokul ve üstü	-2,289***	0,193	-2,855***	0,258	-2,118***	0,265	-1,948***	0,323
Ref.kişi istihdam durumu (Ref.çalışmayan)								
Ücretli-maaşlı	-0,059	0,089	-0,210*	0,146	-0,295***	0,107	-0,604***	0,162
Yevmiyeli	0,544***	0,148	0,131	0,246	0,155	0,153	-0,054	0,230
İşveren	-0,741***	0,169	-0,944***	0,255	-0,555***	0,225	-0,425*	0,294
Kendi Hesabına	0,344***	0,106	0,166	0,173	0,054	0,124	-0,036	0,184
Ücretsiz Aile İşçisi	-0,443	0,302	0,661*	0,466	-0,337	0,340	-0,592*	0,440
Ref.kişi kayıt dışı çalışma durumu (Ref. kayıtdışı çalışmayan)								
kayıt dışı çalışma	0,310***	0,079	0,555***	0,128	0,351***	0,092	0,367***	0,130
Referans kişinin genel sağlık durumu (Ref. iyi)								
Sağlık durumu kötü			0,237**	0,115			0,611***	0,115
Genç bağımlılık oranı	0,373**	0,178	0,904***	0,273	0,417**	0,203	1,063***	0,277
Yaşlı bağımlılık oranı	0,692***	0,154	0,828***	0,247	0,241*	0,170	0,309	0,260
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,663***	0,043	-0,425***	0,058	-0,287***	0,042	-0,001	0,056
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,341***	0,062	-0,225**	0,096	-0,059	0,068	0,027	0,092
İş arayan kişi sayısı	-0,248***	0,067	-0,113	0,114	0,147**	0,076	0,456***	0,108
Hanenin ev sahibi olma durumu (Ref.ev sahibi değil)								
ev sahibi olmak	-0,367***	0,065	-0,464***	0,098	-0,238***	0,073	-0,306***	0,101
oda başına düşen kişi sayısı	0,167***	0,048	0,182**	0,083	0,932***	0,079	0,930***	0,091
Sabit katsayı	3,360***	0,482	3,811***	0,629	-0,273	0,483	-0,025	0,613
Rho	0,433***	0,047				0,439***	0,054	
Theta	1,317***	0,185				0,957***	0,145	
/logitrho	-0,266*	0,191				-0,243	0,220	
/ltheta	0,275**	0,141				-0,043	-0,151	
Araçların Geçerliliğinin Testi (Wald testi)	Kikare(24)= 1450,85 p-değeri=0,000				Kikare(24)= 1034,34 p-değeri=0,000			
Log olabilirlik	-4367,965				-3059,212			

Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları
*0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.

Çizelge 4.29'da elde edilen tahmin sonuçları daha önce de belirtildiği gibi açıklayıcı değişkenlerin öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığına etkilerinin yönünü göstermektedir. Anlamlı bulunan değişkenler üzerinden elde edilen bazı sonuçlar şu şekildedir:

- Bir dönem önce öznel/göreli yoksul olmak, öznel/göreli yoksullukta süreklilik olasılığını artıran bir değişken olarak tahmin edilmiştir. Heckman yaklaşımında bu katsayı tahmini aynı zamanda durum bağımlılığının büyüklüğünün bir derecesini ortaya koymaktadır. Bu bağlamda, öznel yoksulluk için durum bağımlılığının derecesi göreli yoksulluktan daha büyük tahmin edilmiştir.
- Referans kişinin yaşının artması öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde azaltıcı bir etki yaratmaktadır.
- Referans kişinin evli olması durumuna göre eşinin vefat etmesi öznel yoksullukta süreklilik olasılığında artırıcı etki göstermektedir, boşanması ve ayrı yaşaması ise hem öznel hem de göreli yoksullukta süreklilik olasılığında artırıcı etki oluşturmaktadır.
- Referans kişinin eğitimi olmamasına göre daha üst düzeyde bir eğitime sahip olması hem öznel hem de göreli yoksullukta süreklilik olasılığında azaltıcı etki yaratmaktadır.
- Referans kişinin çalışmaması durumuna göre ücretli-maaşlı çalışması öznel yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde anlamlı bir etki yaratmazken göreli yoksullukta süreklilik olasılığını azaltmaktadır. Yevmiyeli ve kendi hesabına çalışması ise öznel yoksullukta süreklilik olasılığınu artırırken, işveren olması hem öznel hem de göreli yoksullukta süreklilik olasılığını azaltmaktadır.
- Referans kişinin kayıtdışı çalışması hem öznel hem de göreli yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde artırıcı etkiye sahiptir.
- Hanenin genç bağımlılık ve yaşlı bağımlılık oranının artması hem göreli hem de öznel yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde artırıcı etki göstermektedir
- Hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısındaki artış hem öznel hem göreli yoksullukta süreklilik olasılığını azaltıcı etki yaratırken, yarı zamanlı çalışan kişi sayısındaki artış öznel yoksullukta süreklilik olasılığını azaltıcı etki gösterirken, göreli yoksullukta sürekliliğe anlamlı bir etki yaratmamaktadır. İş arayan kişi sayısındaki artış öznel yoksullukta sürekliliği azaltıcı etki yaratırken, göreli yoksullukta sürekliliği artırıcı etki yaratmaktadır.

- Hanenin ev sahibi olması hem öznel hem göreli yoksullukta süreklilik olasılığını azaltıcı etki yaratırken, odabaşına düşen kişi sayısının artması artırıcı etki göstermektedir.

Heckman yaklaşımında başlangıç koşullarının içselliği, içsel değişim yaklaşımında olduğu gibi referans kişinin genel sağlık durumu değişkeni ile modele dahil edilmiştir. Hem öznel yoksulluk hem de göreli yoksulluğun süreklilik modelinde bu değişkenin sırasıyla 0,05 ve 0,01 anlamlılık düzeylerinde anlamlı bulunduğu gözlenmektedir. Ayrıca kesişim katsayısı hariç katsayıların sıfıra eşit olduğunu varsayan yokluk hipotezini sınayan Wald testi sonucuna göre her iki model için 0,01 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezi reddedilmiştir. Yani her iki model tanımlanan açıklayıcı değişkenler ile anlamlı bulunmuştur.

Wooldridge yaklaşımı sonuçları

Wooldridge tarafından önerilen bu yaklaşımda dinamik probit modelin tahmini Heckman yaklaşımına göre daha hızlı sonuç üretmektedir. Koşullu en çok olabilirlik tahmin edicisi yöntemine dayalı olan Wooldridge yaklaşımında açıklayıcı değişkenlerin zaman üzerindeki ortalaması modele dahil edilerek birim etki ve açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişki elimine edilmektedir. Heckman yaklaşımının aksine Wooldridge yaklaşımında başlangıç durumu modellenmemektedir. Çizelge 4.30'da Wooldridge yaklaşımı sonuçları görülmektedir.

Çizelge 4.30. Dinamik rastgele etkiler probit modeli Wooldridge yaklaşımı sonuçları

	t-1'de öznel yoksul olma koşulu altında t'de öznel yoksul olma olasılığı		t-1'de göreli yoksul olma koşulu altında t'de göreli yoksul olma olasılığı	
	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata
Löznel/Lgöreli	0,868***	0,047	0,625***	0,057
Ref.kişi yaş	-0,014	0,037	0,005	0,038
Ref.kişi yaşkare	0,000	0,000	-0,000	0,000
Ref. Kişinin cinsiyeti (Ref. Erkek)				
Kadın	0,337*	0,230	0,298*	0,230
Ref.kişi medeni durum (Ref. Evli)				
Hiç evlenmedi	0,124	0,165	0,247	0,207
Eşi öldü	0,329*	0,187	0,080	0,194
Boşandı	0,625**	0,288	0,261	0,304
Ayrı yaşıyor	1,299***	0,419	0,415	0,401
Ref.kişi eğitim durumu (Ref.eğitimi olmayan)				
İlköğretim	0,020	0,203	-0,037	0,229
Ortaöğretim	-0,030	0,393	-0,042	0,449
Yüksekokul ve üstü	-0,027	0,580	-0,141	0,671
Ref.kişi istihdam durumu (Ref.çalışmayan)				
Ücretli-maaşlı	0,029	0,076	-0,098	0,087
Yevmiyeli	0,506***	0,133	0,179*	0,135
İşveren	-0,452***	0,168	-0,341*	0,205
Kendi Hesabına	0,260*	0,159	0,042	0,168
Ücretsiz Aile İşçisi	-0,390*	0,279	-0,170	0,311
Ref.kişi kayıt dışı çalışma durumu (Ref. kayıtdışı çalışmayan)				
kayıt dışı çalışma	-0,043	0,105	0,164*	0,112
Genç bağımlılık oranı	0,571*	0,343	0,039	0,373
Yaşlı bağımlılık oranı	0,916**	0,314	0,341	0,356
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,508***	0,049	-0,347***	0,053
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,287***	0,080	-0,226***	0,084
İş arayan kişi sayısı	-0,267***	0,075	-0,120*	0,077
Hanenin ev sahibi olma durumu	-0,670***	0,142	-0,487***	0,169
oda başına düşen kişi sayısı	-0,141	0,125	0,393***	0,129
Zaman ortalaması değişkenler				
Ref. Kişinin yaşı	-0,030	0,038	-0,029	0,039
Ref.kişinin yaş karesi	0,000	0,000	0,000	0,000
Ref. Kişinin cinsiyeti	-0,363*	0,249	-0,302	0,257
Ref. Kişinin medeni durumu	-0,129*	0,099	-0,005	0,104
Genç bağımlılık oranı	-0,458	0,373	0,276	0,412
Yaşlı bağımlılık oranı	-0,579*	0,345	-0,088	0,395
Ref.kişinin eğitimi	-0,376**	0,196	-0,388	0,227
Ref.kişinin istihdam durumu	0,007	0,045	0,006	0,049
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,000	0,059	0,153***	0,065
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	0,052	0,100	0,295***	0,107
İş arayan kişi sayısı	0,209*	0,113	0,522***	0,124
Ref.kişinin kayıtdışı çalışma durumu	0,346**	0,125	0,095	0,135
Odabaşına düşen kişi sayısı	0,238*	0,134	0,126	0,139
Hanenin ev sahibi olma durumu	0,525***	0,152	0,372**	0,180
2010 yılında öznel/göreli yoksul olma durumu	0,822****	0,050	0,823***	0,063
2012 yılı	0,034	0,042	0,092**	0,047

Çizelge 4.30. (Devam) Dinamik rastgele etkiler Wooldridge yaklaşımı sonuçları

2013 yılı	0,040	0,045	0,076*	0,050
Sabit katsayı	1,884***	0,405	-0,318	0,477
Araçların Geçerliliğinin Testi (Wald testi)	Kikare(41)= 2511,51 p-değeri=0,000		Kikare(41)= 1558,56 p-değeri=0,000	
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları *0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.				

Çizelge 4.30 incelendiğinde anlamlı bulunan değişkenler üzerinden elde edilen bazı sonuçlar şu şekildedir:

- Bir dönem önce öznel/göreli yoksul olmak, her iki durum içinde süreklilik olasılığını arttırıcı değişkenler olarak tahmin edilmiştir.
- Referans kişinin kadın olması öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığını arttırıcı etki göstermektedir.
- Referans kişinin evli olması durumuna göre eşinin vefat etmesi, boşanması ve ayrı yaşaması ise öznel yoksullukta sürekliliği artırıcı etki yaratmaktadır.
- Referans kişinin çalışmaması durumuna göre yevmiyeli çalışması öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığını artırıcı etki gösterirken, işveren olması her iki durumda süreklilik olasılığını azaltıcı etki yaratmaktadır.
- Referans kişinin kayıtdışı çalışması hem öznel hem de göreli yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde artırıcı etkiye sahiptir.
- Hanenin genç bağımlılık ve yaşlı bağımlılık oranının artması öznel yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde artırıcı etki göstermektedir
- Hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısındaki artış, yarı zamanlı kişi sayısındaki artış, iş arayan kişi sayısındaki artış hem öznel hem göreli yoksullukta süreklilik olasılığını azaltıcı etki yaratmaktadır.
- Hanenin ev sahibi olması hem öznel hem göreli yoksullukta süreklilik olasılığını azaltıcı etki yaratırken, odabaşına düşen kişi sayısının artması göreli yoksullukta süreklilik olasılığını artırıcı etki göstermektedir.
- Wooldridge yaklaşımına özgü modele eklenen 2010 yılında öznel/göreli yoksul olma durumu öznel/göreli yoksullukta süreklilik olasılığı üzerinde artırıcı etki yaratmaktadır.
- Ayrıca yıl değişimi göreli yoksullukta süreklilik olasılığına etki için anlamlı olsa da öznel yoksulluk için anlamlı görülmemektedir.

Kesişim katsayısı hariç katsayıların sıfıra eşit olduğunu varsayan yokluk hipotezini sınayan Wald testi sonucuna göre her iki model için 0,01 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezi reddedilmiştir. Yani her iki model tanımlanan açıklayıcı değişkenler ile anlamlı bulunmuştur.

Wooldridge yaklaşımı tahmin edilen modele ilişkin marjinal etkiler Çizelge 4.31'de gösterilmektedir.

Çizelge 4.31. Dinamik rastgele etkiler probit modeli Wooldridge yaklaşımına dayalı olarak tahminlerin marjinal etkileri

	Marjinal Etkiler t-1'de öznel yoksul olma koşulu altında t'de öznel yoksul olma olasılığı		Marjinal Etkiler t-1'de göreli yoksul olma koşulu altında t'de göreli yoksul olma olasılığı	
	dy/dx	Standart Hata	dy/dx	Standart Hata
Löznel/Lgöreli	0,457***	0,015	0,340***	0,020
Yaş	-0,002	0,012	0,005	0,016
Yaş kare	0,000	0,000	-0,000	0,000
Ref. Kişinin cinsiyeti (Ref. Erkek)				
Kadın	0,099*	0,061	0,125*	0,095
Ref.kişi medeni durum (Ref. Evli)				
Hiç evlenmedi	0,046	0,043	0,094	0,078
Eşi öldü	0,107***	0,045	0,034	0,082
Boşandı	0,158***	0,045	0,102	0,130
Ayrı yaşıyor	0,226***	0,017	0,155	0,167
Ref.kişi eğitim durumu (Ref.eğitimi olmayan)				
İlköğretim	0,015	0,064	-0,0094	0,095
Ortaöğretim	0,005	0,123	-0,0108	0,186
Yüksekokul ve üstü	0,007	0,181	-0,057	0,271
Ref.kişi istihdam durumu (Ref.çalışmayan)				
Ücretli-maaşlı	0,009	0,022	-0,049*	0,032
Yevmiyeli	0,132***	0,026	0,063	0,053
İşveren	-0,130**	0,062	-0,129	0,069
Kendi Hesabına	0,081*	0,044	0,014	0,070
Ücretsiz Aile İşçisi	-0,102	0,104	-0,049	0,118
Ref.kişi kayıt dışı çalışma durumu (Ref. Kayıtdışı çalışmayan)				
kayıt dışı çalışma	-0,014	0,034	0,074*	0,047
Genç bağımlılık oranı	0,180*	0,110	-0,030	0,151
Yaşlı bağımlılık oranı	0,294***	0,100	0,101	0,157
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,162***	0,015	-0,147***	0,022
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,093***	0,025	-0,105***	0,035
İş arayan kişi sayısı	-0,083***	0,024	-0,055*	0,033
Hanenin ev sahibi olma durumu (Ref.ev sahibi değil)				
Ev sahibi	-0,198***	0,038	-0,209***	0,071
oda başına düşen kişi sayısı	-0,036	0,039	0,167***	0,053
2010 yılındaki yoksulluk durumu	0,188***	0,017	0,182***	0,022
2012	0,015	0,013	0,048**	0,021
2013	0,018	0,014	0,034*	0,022
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları *0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.				

Çizelge 4.31'de öznel ve göreli yoksulluk sürekliliğine ilişkin tahmin edilen marjinal etkiler incelendiğinde elde edilen bazı sonuçlar şu şekildedir,

- Diğer tüm değişkenler sabitken bir dönem önce öznel/göreli yoksul olma durumunda öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak sırasıyla 0,457 ve 0,340

daha fazladır. Görüldüğü gibi bir dönem önceki durum öznel yoksullukta süreklilik olasılığını daha fazla artırmaktadır.

Demografik boyut:

- Diğer tüm değişkenler sabitken, referans kişinin kadın olması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,099; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı 0,125 daha fazladır.
- Diğer tüm değişkenler sabitken, referans kişinin evli olması durumuna göre hiç evlenmemiş olması, eşinin vefat etmiş olması, boşanmış olması ve ayrı yaşıyor olması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak sırasıyla 0,107; 0,158 ve 0,226 daha fazladır.
- Diğer tüm değişkenler sabitken genç bağımlılık oranı ve yaşlı bağımlılık oranındaki bir birim artış öznel yoksullukta süreklilik olasılığını sırasıyla %18 ve %29,4 arttırmaktadır.

İstihdam boyutu:

- Diğer tüm değişkenler sabitken hanedeki referans kişinin çalışmaması durumuna göre ücretli-maaşlı çalışması durumunda göreli yoksullukta süreklilik olasılığı 0,049 daha azdır. Bu durumun öznel yoksullukta anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Yevmiyeli çalışması ve kendi hesabına çalışması durumlarında öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama 0,132 ve 0,081 daha fazlayken, işveren olması durumunda 0,130 daha azdır.
- Diğer tüm değişkenler sabitken referans kişinin kayıtdışı çalışması durumunda göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,074 daha fazladır.
- Diğer tüm değişkenler sabitken, hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısında, yarı zamanlı çalışan kişi sayısında, iş arayan kişi sayısında bir birimlik artış öznel yoksullukta süreklilik olasılığını sırasıyla %16,2, %9,3 ve %8,3; göreli yoksullukta süreklilik olasılığını ise sırasıyla %14,7, %10,5 ve %5,5 azaltmaktadır.

Barınma boyutu:

- Diğer tüm değişkenler sabitken hanenin ev sahibi olması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,198 daha azken, göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,209 daha azdır.
- Diğer tüm değişkenler sabitken oda başına düşen kişi sayısındaki bir birimlik artış göreli yoksullukta süreklilik olasılığını %16,7 artırmaktadır.

Ayrıca;

- 2010 yılında hanenin yoksul olması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,188; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,182 daha fazladır.
- 2012 ve 2013 yılları değişkenleri göreli yoksullukta süreklilik için anlamlı olup, olasılığı sırasıyla 0,021 ve 0,022 artırmaktadır.

Çizelge 4.32'de ise öznel yoksulluk sürekliliğine ilişkin elde edilen model tahmin sonuçları toplu bir şekilde yer almaktadır.

Çizelge 4.32. Öznel yoksullukta süreklilik olasılığına ilişkin model tahmin sonuçları

	Birleştirilmiş Probit Model		İçsel Değişim Modeli		Heckman Yaklaşımı		Wooldridge Yaklaşımı	
	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata
Löznel	1,576***	0,037			0,882***	0, 075	0,868***	0,047
Ref.kişi yaş	-0,039***	0,010	-0,053***	0,009	-0,067***	0,015	-0,014	0,037
Ref.kişi yaşkare	0,000***	0,000	0,000***	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000
Ref. Kişinin cinsiyeti (Ref. Erkek)								
Kadın	-0,059	0,089	-0,058	0,079	-0,055	0,126	0,337*	0,230
Ref.kişi medeni durum (Ref. Evli)								
Hiç evlenmedi	0,041	0,130	0,098	0,116	0,048	0,195	0,124	0,165
Eşi öldü	0,148*	0,097	0,204**	0,086	0,185*	0,138	0,329*	0,187
Boşandı	0,272**	0,142	0,361***	0,126	0,446**	0,206	0,625**	0,288
Ayrı yaşıyor	0,990***	0,275	1,120***	0,239	1,386***	0,369	1,299***	0,419
Ref.kişi eğitim durumu (Ref.eğitimi olmayan)								
İlköğretim	-0,375***	0,065	-0,632***	0,058	-0,740***	0,108	0,020	0,203
Ortaöğretim	-0,809***	0,081	-1,279***	0,071	-1,539***	0,152	-0,030	0,393
Yüksekokul ve üstü	-1,207***	0,093	-1,956***	0,082	-2,289***	0,193	-0,027	0,580
Ref.kişi istihdam durumu (Ref.çalışmayan)								
Ücretli-maaşlı	-0,042	0,065	-0,057	0,058	-0,059	0,089	0,029	0,076
Yevmiyeli	0,444***	0,111	0,550***	0,099	0,544***	0,148	0,506***	0,133
İşveren	-0,462***	0,118	-0,779***	0,104	-0,741***	0,169	-0,452***	0,168
Kendi Hesabına	0,259***	0,077	0,315***	0,068	0,344***	0,106	0,260*	0,159
Ücretsiz Aile İşçisi	-0,310*	0,224	-0,345***	0,197	-0,443	0,302	-0,390*	0,279
Ref.kişi kayıt dışı çalışma durumu (Ref. kayıtdışı çalışmayan)								
kayıt dışı çalışma	0,221***	0,058	0,310***	0,110	0,310***	0,079	-0,043	0,105
Genç bağımlılık oranı	0,203*	0,124	0,420***	0,110	0,373**	0,178	0,571*	0,343
Yaşlı bağımlılık oranı	0,387***	0,105	0,662***	0,093	0,692***	0,154	0,916**	0,314
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,458***	0,027	-0,526***	0,023	-0,663***	0,043	-0,508***	0,049
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı	-0,221***	0,045	-0,233***	0,040	-0,341***	0,062	-0,287***	0,080
İş arayan kişi sayısı	-0,144***	0,053	-0,163***	0,047	-0,248***	0,067	-0,267***	0,075
Hanenin ev sahibi olma durumu (Ref.ev sahibi değil)								
ev sahibi olmak	-0,190***	0,042	-0,311***	0,037	-0,367***	0,065	-0,670***	0,142
oda başına düşen kişi sayısı	0,101***	0,033	0,145***	0,030	0,167***	0,048	-0,141	0,125
Zaman ortalaması değişkenler								
Ref. Kişinin yaşı							-0,030	0,038
Ref.kişinin yaş karesi							0,000	0,000
Ref. Kişinin cinsiyeti							-0,363*	0,249
Ref. Kişinin medeni durumu							-0,129*	0,099
Genç bağımlılık oranı							-0,458	0,373
Yaşlı bağımlılık oranı							-0,579*	0,345
Ref.kişinin eğitimi							-0,376**	0,196
Ref.kişinin istihdam durumu							0,007	0,045
Tam zamanlı çalışan kişi sayısı							-0,000	0,059
Yarı zamanlı çalışan kişi sayısı							0,052	0,100
İş arayan kişi sayısı							0,209*	0,113
Ref.kişinin kayıtdışı çalışma							0,346**	0,125
Odabaşına düşen kişi sayısı							0,238*	0,134
Hanenin ev sahibi olma durumu							0,525***	0,152

Çizelge 4.32. (devam) Öznel yoksullukta süreklilik olasılığına ilişkin model tahmin sonuçları

2010 yılında öznel yoksul olma durumu							0,822***	0,050
2012 yılı	0,773*	0,044					0,034	0,042
2013 yılı	0,107*	0,044					0,040	0,045
Sabit katsayı	1,339***	0,293	3,082***	0,258	3,360***	0,482	1,884***	0,405
Rho			0,769		0,433***	0,047		
Theta					1,317***	0,185		
/logitrho					-0,266*	0,191		
/ltheta					0,275**	0,141		
Araçların Geçerliliğinin Testi (Wald testi)	Kikare(26)=4437,94 p-değeri=0,000		Kikare(47)= 2492,88 p-değeri=0,000		Kikare(24)= 1450,85 p-değeri=0,000		Kikare(41)= 2511,51 p-değeri=0,000	
Log olabilirlik	-3081,036		-7283,63		-4367,965			
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları *0, 10; **0,05; ***0,01anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.								

Çizelge 4.32'de öznel yoksullukta süreklilik incelemeleri bakımından dinamik model yaklaşımlarına ilişkin model tahmin sonuçları birlikte görülmektedir. Birleştirilmiş probit model sonuçları dinamik probit modelde başlangıç koşullarının içselliği varsayılmaksızın HEKK tahmin sonuçlarını göstermektedir. Daha önce de ifade edildiği gibi Wald testi sonuçlarına göre tahmin için kullanılan dört modelinde 0,01 anlamlılık düzeyinde tanımlanan açıklayıcı değişkenler ile anlamlı bulunduğu görülmektedir. Açıklayıcı değişkenlerin anlamlılıkları, yönleri ve katsayı tahminlerinin büyüklükleri bakımından başlangıç koşullarının içselliği altında tahminler veren içsel değişim modeli ve Heckman yaklaşımının sonuçları oldukça yakındır. Wooldridge yaklaşımı ise diğer model tahminlerine göre biraz farklı tahminler sunmaktadır. Yapılan incelemelerde bunun başlıca nedeninin değişkenlerin birimler bazında ortalamalarının modele ilave edilmesinin bir dönem önceki öznel yoksulluk durumu ile etkileşim etkilerinin büyük olmasından kaynaklandığı görülmüştür. Bununla birlikte modelin tümünden elde edilen olasılık tahmin sonuçlarının yakın olduğu gözlenmektedir. Çizelge 4.32'de değişkenlerin ortalama değerleri üzerinden içsel değişim yaklaşımı ve dinamik rastgele etkiler probit model Wooldridge yaklaşımı öznel yoksulluk sürekliliğine ilişkin olasılık tahmin sonuçları görülmektedir.

Çizelge 4.33. Model yaklaşımlarına göre öznel yoksullukta süreklilik olasılığı tahminleri

	İçsel Değişim Yaklaşımı	Dinamik Rastgele Etkiler Probit Modeli Wooldridge Yaklaşımı
Ortalama üzerinden	0,802	0,764
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		

Çizelge 4.24'de birleştirilmiş yıl verisi üzerinde 2010-2013 yılları arasında öznel yoksullukta süreklilik oranının %78,9 olarak hesaplandığı görülmektedir. Çizelge 4.33 dinamik model tahminlerinden içsel değişim yaklaşımı ve Wooldridge yaklaşımı ile elde edilen süreklilik olasılığı tahminlerinin (sırasıyla %80,2 ve %76,4) bu değere yakın tahmin sonuçları verdiği görülmektedir. Boskin-Nold ifadelerinden hareketle içsel değişim modeli yaklaşımına göre yoksulluk nöbetinin medyan süresi ise 3,168 yıl olarak hesaplanmıştır.

Çizelge 4.34. İçsel değişim modeli altında süreklilik olasılığı ve medyan nöbet süresi tahmini

	İçsel değişim yaklaşımı süreklilik olasılığı tahmini	Yoksulluk nönetinin medyan süresi
Öznel Yoksulluk	0,802	3,168
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		

İçsel değişim yaklaşımı altında referans kişiye ve haneye ilişkin bazı özel değerler altında süreklilik olasılığı tahminleri Çizelge 4.34'de tanımlanmaktadır.

,

Çizelge 4.35. İçsel değişim yaklaşımı altında bazı durumlar için öznel yoksullukta süreklilik olasılığı tahminleri

	Öznel yoksullukta süreklilik olasılığı tahmini
Genel (Ortalama Değerler üzerinden)	0,802
Referans kişinin kadın olduğu haneler için	0,782
Referans kişinin evli olduğu haneler için	0,760
Referans kişisi hiç evlenmemiş olan haneler için	0,794
Referans kişinin eşi vefat eden haneler için	0,826
Referans kişisi boşanmış olan haneler için	0,854
Referans kişisi ayrı yaşayan haneler için	0,879
Referans kişisinin eğitimi olmayan haneler için	0,921
Referans kişisi ilköğretim eğitimine sahip olan haneler için	0,830
Referans kişisi ortaöğretim eğitimine sahip olan haneler için	0,706
Referans kişisi yüksekokul ve üstü eğitime sahip haneler için	0,564
Referans kişisi kayıtdışı çalışan haneler için	0,866
Ev sahibi olan haneler için	0,788
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları	

Çizelge 4.35'de görüldüğü gibi öznel yoksullukta süreklilik olasılığı özellikle referans kişinin eğitim düzeyinin yükselmesi ile birlikte 0,564 seviyesine kadar düşmektedir. Bununla birlikte eğitimi olmama durumunda ise 0,921'e kadar çıkmaktadır.

Durum bağımlılığının incelenmesi

Bölüm 2.7'de durum bağımlılığının dinamik panel modellerde bir içsel seçim problemi olarak ele alınması gerektiği ifade edilmişti. Bu problem yoksulluk kavramı için en genel tanımıyla $t-1$ yılında yoksul olma ve yoksul olmama durumuna göre t yılında yoksul olma olasılıkları arasındaki farkın yüksek olmasıyla ölçülmektedir.

Gerek öznel gerek göreli yoksulluk için süreklilik oranlarının yüksek oluşu modellemede durum bağımlılığının bir içsel problem olarak göze alınmasını gerekli kılmaktadır. Bölüm 2.7'de ele alındığı gibi birleştirilmiş olasılıklar üzerinden hesaplanan yüksek durum bağımlılığı birim heterojenliği ve gerçek durum bağımlılığından kaynaklanabilmektedir.

Eğer gerçek durum bağımlılığı birim heterojenliği etkisine göre daha önemliyse bu durum yoksulluk problemi için nöbet durumunu tanımlamaktadır.

Öznel ve göreli yoksulluk için koşullu yoksulluk eşitliğinin tahmininden sonra elde edilen olasılık tahminleri kullanılarak yoksulluktaki gerçek durum bağımlılığı bulunabilir. Bu çalışmada içsel değişim modeli tahmininden yola çıkarak birleştirilmiş durum bağımlılığı (gerçek durum bağımlılığı ve birim heterojenliğine dayalı olan durum bağımlılığı) ve gerçek durum bağımlılığı hesaplanmıştır. Elde edilen hesaplama sonuçları dinamik rastgele etkiler probit modelin tahmininden elde edilen durum bağımlılığı derecesi ile karşılaştırılmıştır.

İçsel değişim modelinde, herbir hanenin veri setinde bağımsız değişkenlere karşılık gelen karakteristikleri kullanılarak, $t-1$ döneminde yoksul olması veriliyken t döneminde yoksul olma koşullu olasılığı tahmin edilmiştir. Daha sonra $t-1$ döneminde yoksul olanlar üzerinden bu olasılıkların ortalaması alınmıştır ve daha sonra $t-1$ döneminde yoksul olmayanlar üzerinden aynı işlemler yapılmıştır. Gerçek durum bağımlılığı etkisi, $t-1$ döneminde yoksul olmayan örnek üzerinden $t-1$ döneminde yoksul olduğu veriliyken t döneminde yoksul olanların ortalama tahmin edilen olasılıkları ve aynı örnek üzerinden t döneminde yoksul olmanın birleştirilmiş satır olasılığı arasındaki farkı ifade etmektedir (Stewart ve Swaffiled, 1999:38-39).

Dinamik rastgele etkiler probit modelde, $t-1$ dönemindeki gecikmeli bağımlı değişken (y_{it-1}) modelde parametre ile karakterize edildiğinden bu modelde λ'nın tahmini ne kadar büyükse istenilen sonucun gerçekleşme olasılığı üzerinde durum bağımlılığının derecesi o kadar büyüktür (Cappellari ve Jenkins, 2008). Yani durum bağımlılığı bu parametrenin tahmini ile ölçülmektedir. Çizelge 4.36'da öznel ve göreli yoksulluk için durum bağımlılığı hesaplamaları yer almaktadır.

Çizelge 4.36. Öznel ve göreli yoksulluk için durum bağımlılığı tahminleri

	Öznel Yoksulluk	Göreli Yoksulluk
Birleştirilmiş satır olasılıkları üzerinden t yılında yoksul olma olasılığı		
t-1'de yoksulken	0,802	0,533
t-1'de yoksul değilken	0,245	0,073
Fark	0,557	0,460
İçsel Seçim Modeli sonuçlarına göre		
t-1'de yoksul olanlar üzerinden ortalama	0,817	0,593
t-1'de yoksul olmayanlar üzerinden ortalama	0,684	0,489
Fark	0,133	0,104
Durum bağımlılığı etkisi	0,439	0,416
Gerçek durum bağımlılığı etkisinin (%)	76,7	80,0
Kaynak: 2010-2013 yılları GYKA panel veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları		

Çizelge 4.36'de birleştirilmiş satır olasılıkları üzerinden öznel ve göreli yoksulluk için farkın yüksek olduğu görülmektedir. Bunun anlamı t'de öznel/göreli yoksul olmanın olasılığı $t-1$'de yoksul olmayanlara göre $t-1$'de yoksul olanlar için daha yüksektir. Ancak bu hesaplama birleştirilmiş durum bağımlılığını göstermektedir. Bölüm 2.7'de bahsedildiği gibi bu büyüklük içerisinde hem birim heterojenliği hem de gerçek durum bağımlılığının etkisi kapsanmaktadır.

Öznel yoksullukta gerçek durum bağımlılığını tahmin etmek için öncelikle için her bir birim (hanehalkı) için modelde kullanılan karakteristikleri kullanılarak , $t-1$'de yoksul oldukları veriliyken t'de yoksul olmalarının koşullu olasılıkları tahmin edilmiştir. Daha sonra $t-1$'de yoksul olanlar ve $t-1$'de yoksul olmayanlar üzerinden ortalamaları alınmıştır. Bu iki ortalama değer arasındaki fark (0,133) gerçek durum bağımlılığından kaynaklanmayan katkıdır. Gerçek durum bağımlılığı etkisi ise gerçekte $t-1$'de yoksul olan örnek üzerinden $t-1$'de yoksul olma durumu veriliyken yoksul olmanın ortalama olasılığı (0,684) ile aynı örnek için t'de yoksul olmanın birleştirilmiş satır olasılığı (0,245) arasındaki farktır (0,439). Bu durumda birleştirilmiş durum bağımlılığı (0,133+0,439) üzerinden gerçek durum bağımlılığının etkisi %76,7 olarak tahmin edilmiştir.

Göreli yoksulluk için benzer hesaplamalar ile gerçek durum bağımlılığı etkisi 0,416; birleştirilmiş durum bağımlılığı üzerinden gerçek durum bağımlılığının etkisi %80,0 olarak tahmin edilmiştir.

Elde edilen sonuçlar, hanehalklarının bir dönemde öznel/göreli yoksul olmasının sonraki dönemde yoksul olma durumu üzerinde yüksek bağımlılığa sahip olduğunu göstermektedir. Gerçek durum bağımlılığının etkisi öznel yoksullukta daha fazla olmakla birlikte, göreli yoksullukta ise birleştirilmiş durum bağımlılığı içindeki gerçek durum bağımlılığının ağırlığı (%80,0) daha fazladır. Bunun anlamı öznel yoksulluk durumu için nöbet durumu göreli yoksulluktan nispi olarak daha yüksektir.

Elde edilen sonuçlar dinamik rastgele etkiler probit model sonuçları ile karşılaştırıldığında bir dönem gecikmeli öznel ve göreli yoksulluk değişkeninin marjinal etkilerinin (sırasıyla 0,457 ve 0,340) içsel değişim modelinden elde edilen gerçek durum bağımlılığının derecesi ile yakın olduğu gözlenmektedir. Bu durum elde edilen tahmin sonuçlarının sağlamlılığı üzerinde bir gösterge oluşturmaktadır.

5. TARTIŞMA

Panel yöntemler istatistik teorisinde özellikle son yıllarda çok fazla çalışılan alanlardan birisi durumuna gelmiştir. Bu yöntemler hem kesit hem de zaman boyutuna ilişkin birçok yöntemin karma prosedürlerini kapsamakla birlikte kendine özgü tanımlamaları da içermektedir. Bu tanımlamalara göre şekillenen panel yöntemler içinde uygulamada en fazla çalışma alanı bulanlardan biri dinamik panel yöntemlerdir. Dinamik panel yöntemler için dengeli panel veri ile çalışma, başlangıç koşullarının modele dahil edilmesi ve birim heterojenliğinin varlığı gibi birçok husus tahmin prosedürlerini değiştirmektedir. Literatürde bu tahmin prosedürlerinden elde edilen tahminlerin özellikleri açısından karşılaştırıldığı birçok çalışma söz konusudur. Bu çalışmaların bir kısmı teorik, çok büyük bir kısmı ise uygulamaya dayalı sonuçlar sunmaktadır.

Bu uygulamalarda panel yöntemlerin istatistiksel prosedürleri çoğu kez ülkelerin gelir ve yaşam koşuları, işgücü araştırmaları ve bazı özel araştırma verilerine uygulanmıştır. Ülkelerin sosyo-ekonomik verilerine dayalı olarak gerçekleştirilen bu analizler geleceğe yönelik politikaların geliştirilmesi ve problemlerin zaman üzerindeki sonuçlarının izlenmesi açısından önemli görülmektedir. Sosyo-ekonomik verilere dayalı analizlerin çok büyük bir kısmını yoksulluk ve gelir dağılımına ilişkin incelemeler oluşturmaktadır. Bu incelemelerin çoğunda yoksulluk nesnel ve tek boyutlu olarak ele alınmıştır.

Nesnel yoksulluk hanelerin belirli kurallara bağlı olarak hesaplanan yoksulluk sınırlarına dayalı olarak ölçülmekteyken, öznel yoksulluk hanelerin geçim için bekledikleri minimum gelirden hareketle yapılan ölçümlere dayalıdır. Öznel ölçümler çok kompleks istatistiksel hesaplamalara ve model tahminlerine göre gerçekleştirilmektedir. Öznel yoksulluk için ölçüm hatalarına ilişkin hesaplamaların probleme dahil edilmesi ile soruna daha kompleks bir yapı kazandırılmaktadır. Bu tez çalışması ile hem istatistiksel hem de yoksulluk literatürü açısından tahmin prosedürü yoğun istatistiksel incelemelere dayalı olan öznel yoksulluğun dinamik panel yöntemler altında analiz edilmesi amaçlanmıştır. Bu amacı gerçekleştirmek için öncelikle öznel yoksulluk sınırları farklı istatistiksel hesaplama yöntemleri altında tahmin edilmiştir.

Elde edilen bulgular, öznel yoksulluğun gerek nicelik gerek nitelik olarak maddi yoksunluk ölçümlerinin haricinde nesnel yoksulluk ölçülerinden farklı bir yoksunluk ve geçim ölçeği olduğunu göstermiştir. Öznel yoksullukla ilgili literatürde yapılan tüm çalışmalar bu ölçeğe ilişkin büyüklüklerin nesnel yoksulluk ölçümlerinden daha büyük olduğunun ve karşılaştırmanın uygun olmadığının altını çizmektedir. Ancak isminde yoksulluk olması bu ölçüyü nesnel yoksulluk ölçüleriyle birlikte değerlendirme hatasına yol açmaktadır. Literatürde bu durum çoğu kez tartışılmakta bu nedenle bu ölçümler "öznel iyi olma hali" kavramı altında ele alınmaktadır. Bununla birlikte elde edilen sonuçlar, öznel yoksulluğun zaman içinde hızlı azalan trendine ve maddi yoksunluk durumuna göre daha az bir yoksunluğa işaret ettiğine dikkat çekmektedir.

Nesnel yoksulluk ölçülerinde olduğu gibi geçim ölçülerinde özellikle öznel yoksulluktaki iyileşme trendi Türkiye için ekonomik büyüme ve refaha yönelik diğer makro göstergeler ile uyumlu sonuçlar vermektedir. Elde edilen öznel yoksulluk oranı tahminlerinin maddi yoksunluk oranına göre daha düşük olması ise literatürde maddi yoksunluk tanımına ilişkin getirilen maddelerin Türkiye'ye özgü uyum problemleri ile birlikte tartışılabilir nitelik göstermektedir. Bu çerçevede öznel yoksulluk, toplumun kendi değerlendirmeleri üzerinden Türkiye'ye özgü bir yoksunluk ölçeği olarak değerlendirilebilir.

Türkiye'deki nesnel ölçümler gelir ve harcama üzerinden ölçülmektedir. Gelir ve harcama üzerinden ölçülen yoksulluk oranlarının zaman üzerindeki değişimi incelendiğinde, harcama üzerinden ölçülen yoksulluk oranlarında zaman içinde çok ciddi iyileşmeler olduğu, gelire dayalı ölçülen göreli yoksulluk oranında ise iyileşmenin nispi olarak daha az gerçekleştiği görülmektedir. Harcama üzerinden yapılan ölçümler bireylerin ve hanelerin mutlak bir değerden daha az harcama yapmasına dayalı olduğundan makro açıdan ekonomik iyileşmelerden ve satınalma gücünün artmasından doğrudan etkilenmektedir. Ayrıca beyana dayalı olarak toplanan verilerde birimler gelirlerini düşük beyan etme eğiliminde olabilmektedir. Literatürde bu nedenle öznel yoksulluğun sadece geçimi ifade eden gelirden hareketle değil, tüketim yeterliliğine dayalı olarak da ölçülmesi önerilmektedir. Türkiye açısından da öznel değerlendirmelerin tüketim üzerinden ölçülebileceği soruların veri setlerine eklenmesi bu nedenle önem arz etmektedir. Ayrıca tüketim üzerinden yapılanacak öznel yoksulluk ölçümlerinin, harcamaya dayalı nesnel yoksulluk ölçümlerinde olduğu gibi, çok daha düşük oranlarda yoksunluk durumunu göstereceği düşünülmektedir.

Gelir ve harcama üzerinden yapılan tek boyutlu ölçümler zaman içerisinde gelişen yoksulluk yaklaşımlarında sıklıkla eleştirilmiştir. Buna göre bireylerin ve hanelerin yoksullukları sadece harcama veya sadece gelir üzerinden ölçülemeyecek kadar kompleks bir yapıya sahiptir. Bu yaklaşım çok boyutlu yoksulluk yaklaşımının temelini oluşturmaktadır. Literatürde farklı hesaplama yöntemleri olmakla birlikte genellikle bireylerin ve hanelerin gelir yoksullukları ile birlikte eğitim, sağlık, işgücü, barınma gibi boyutlardaki yoksunlukları çok boyutlu yoksulluklarını ve yoksulluk potansiyellerini açıklar niteliktedir. Birçok ülke gelir yoksulluğu ölçeklerine bu boyutlardan yoksunlukları eklediğinde daha fazla yoksulluk oranları ile karşı karşıya kalmaktadır. Türkiye için yapılan bazı çalışmalarda çok boyutlu yoksulluk ölçümlerinin zaman içinde azalma göstermekle birlikte diğer nesnel ölçülerden daha yüksek olduğu tahmin edilmiştir.

Yoksulluğa ilişkin geliştirilen yaklaşımlardan bir diğeri de katılımcı yoksulluk yaklaşımıdır. Mantığı yoksulluğun mutlak değerlere veya topluma göre belirlenmesinden çok bireylerin ve hanelerin kendi tanımlamaları üzerinden ölçülebileceğidir. Bu bakış açısı sadece yoksullar için değil topluma genişletilirse öznel yoksulluk ölçümleri ile ilişkilidir. Bu tez çalışmasında kullanılan öznel yoksulluk hanelerin geçimleri için belirttikleri sınır değerlere verdikleri yanıtlara ya da geçim değerlendirmelerine dayalıdır. Burada hanelerin verdikleri yanıtlar üzerinden toplumun gelir refah fonksiyonu hesaplanmakta olduğundan öznel yoksulluk göreli bir ölçektir. Aynı zamanda hanelerin verdikleri yanıtlar hanelerin çok boyutlu değerlendirmelerine dayalı olduğundan öznel yoksulluk bir çok boyutlu ölçektir. Haneler geçim değerlendirmelerini sağlık, eğitim, işgücü, barınma vb. birçok durumunu değerlendirerek tanımlamaktadır. Tüm bu gerekçeler öznel yoksulluğun aslında çok boyutlu ve göreli, gelir ve harcamaya dayalı bir yoksunluk ölçüsü olduğunu göstermektedir.

Yoksulluk tanımlamalarına ilişkin bu farklı yönler, yoksulluk ölçeklerindeki süreklilik durumlarının da farklılaşmasına neden olmaktadır. Mutlak yoksullukta süreklilik hanelerin gelirlerinde yaşanılacak ani bir artışa dayalı olarak harcama düzeylerinin artmasıyla daha kolay sonlanabilecek bir nitelik gösterirken, göreli yoksullukta süreklilik toplumun geneline göre şekilleneceğinden daha zor sonlanabilmektedir. Hesaplanmasında tüm bu unsurları içeren öznel yoksullukta ise beklenildildiği gibi daha zor bir nitelik göstermektedir. Uluslararası literatürde daha az çalışma alanı bulsa da yapılan çalışmalar göstermektedir ki öznel yoksullukta sürekliliğin ve durum bağımlılığının göreli yoksulluğa göre daha belirgin bir yapısı mevcuttur.

Bir yoksulluk durumunun sürekliliği kavramı ile sürekli yoksulluk farklı durumları ifade etmektedir. Bir yoksulluk ölçeğinde süreklilik panel veriden hareketle birbirini takip eden iki dönemde yoksul olma durumunu ifade ederken, sürekli yoksulluk dört yıllık panel veriden hareketle, son yılda ve önceki üç yıldan en az ikisinde göreli yoksul olan fertleri içermektedir. 2014 yılında sürekli yoksulluk oranı %15,1 iken 2015 yılında bu oran %15,8 olmuştur. Bu tez çalışmasında ise birbirini takip eden iki yılda göreli yoksullukta süreklilik oranı GYKA verileri üzerinden (birleştirilmiş verilere dayalı olarak) %70,61 olarak hesaplanmıştır. Görüldüğü gibi bu oran, sürekli yoksulluk oranından oldukça yüksektir. Bununla birlikte yoksulluktaki süreklilik, sürekli yoksulluk için temel oluşturduğundan sürekliliğe ilişkin incelemeler sürekli yoksulluk için de geçerli nitelik oluşturmaktadır. Burada önemli bir unsur bir yoksulluk ölçüsünde süreklilik kavramı ile sürekli yoksulluğun anlamsal olarak benzemekle birlikte aynı şey olmadığıdır. Diğer önemli unsur ise sürekliliğin bir panel ölçüm olması ve daha kompleks bir hesaplamaya dayanmasıdır.

Öznel yoksulluk incelemelerine ilişkin literatürde yapılan en büyük eleştiriler bu ölçümlerin öznel yanıtlara dayalı olmasından dolayı oluşabilecek ölçüm hatalarına yöneliktir. Bu durum ülkelerin hane karakteristiklerine göre değişiklik gösterebilir niteliktedir. Bu tez çalışmasında yapılan birçok kontrol ölçüm hatalarının çok büyük olmadığını göstermiştir. Bununla birlikte yapılan analizlerde tahminlerin etkilenmemesine ilişkin ölçüm hatalarına neden olabilecek uç değerler analiz edilmiştir ve analizler bu veriler elimine edilerek gerçekleştirilmiştir. Ayrıca literatürde bir hanenin takip eden yıllarda ölçüm hatasına neden olabilecek yanıtları tekrarlama olasılığının düşük olmasından hareketle literatürde sıklıkla önerildiği şekilde panel öznel yoksulluk incelemeleri de yapılmıştır.

Bu tez çalışmasında yapılan panel analizlere ve öznel yoksullukta süreklilik incelemelerine yapılan araştırmalar çerçevesinde ulusal literatürde daha önce rastlanılmamıştır. Bu durum tez çalışmasına ilişkin özgün yanı ortaya koymaktadır. Bununla birlikte panel analizlerin daha güvenilir sonuçlar ortaya koyabilmesi ve elde edilen sonuçların daha uzun dalgalarda kontrol edilebilmesi amacıyla daha uzun boyutlu paneller ile çalışılması, öznel yoksulluğun ulusal ölçeklere dayalı olarak örneğin tüketim yeterliliği gibi farklı soru yapılarına bağlı olarak ölçülmesi önerilmektedir. Ayrıca yoksulluğa ilişkin oluşturulacak mücadele stratejilerinde öznel yoksulluğun belirleyicilerinin birer eksen olarak ele alınması yoksullukla mücadeleye daha bütüncül bir yaklaşım getirebilecek niteliktedir.

6. SONUÇ VE ÖNERİLER

Günümüzde sosyal ve ekonomik araştırmalarda yaygın olarak kullanılan panel veri yöntemleri özellikle sosyal olguların süreklilik incelemeleri açısından değerli sonuçlar ortaya koymaktadır. Birçoğu dinamik panel yöntemlere dayalı olan bu incelemelerde literatürde veri yapısının tahmin üzerinde içsellik problemi oluşturmasına bağlı olarak farklı yöntemler kullanılmaktadır. Bu tez çalışmasında öncelikle panel verilerde dinamik yöntemlerin irdelenmesi, farklılıklarının ortaya konulması ve süreklilik modellerinin önemli bir uygulama ile karşılaştırmasının yapılması hedeflenmiştir. Böylece hem ulusal literatürde az çalışma alanı bulan dinamik panel yöntemlerin tartışılması hem de bu araçlarla öznel yoksulluk gibi bir yoksunluk ölçeğinin derinlemesine irdelenmesi amaçlanmıştır.

Çalışmanın teorik kısmında panel modellemede kullanılan yaklaşımlar ve sürekliliğin incelenmesinde kullanılan dinamik model türleri ayrıntılarıyla incelenmiştir. Bu teorilerin uygılamasında ise iki aşamalı bir analiz yapılmıştır. Birincil analiz kapsamında Türkiye'de hanelerin gelir refah durumları ve öznel yoksulluğa ilişkin ayrıntılı incelemeler yapılmış, bu incelemeler ışığında öznel yoksulluk sınırları tahmin edilmiştir.

Çalışmanın birincil analiz sonuçları, hanelerin geçim değerlendirmelerini harcamalarını, gelirlerini ve toplumun genelini düşünerek tutarlı olarak tanımladığı ve ölçüm hatalarının göreli düşük olduğunu göstermiştir. Hanelerin ortalama üzerinden geçim için bekledikleri gelir, 2006 yılında ortalama 1335,50 TL iken 2013 yılında ortalama 2481,72 TL olarak hesaplanmış ve değerler yıllar boyunca artış seyri göstermiştir. Bu artış seyri makro bazda ekonomik göstergelerle uyumlu görülmüştür. Ayrıca verilen yanıtlar yıllar itibarıyla TÜİK tarafından açıklanan resmi bir nesnel yoksulluk ölçüsü olan göreli yoksulluk sınırlarının çok üstünde gerçekleşmemiştir. Bununla birlikte oransal olarak fazla olmamakla birlikte öznel yoksulluğun bir yoksunluk ölçüsü olması dolayısıyla yıllar itibarıyla göreli yoksul olmayan ancak beklenti gelirinin altında yaşayan ve daha çok orta gelir grubunda yer alan hanelerin olduğu da görülen bir başka sonuçtur.

Beklenildiği gibi, aylık geliriyle geçinebilme durumunu çok zor olarak tanımlayan haneler için aylık ortalama gelir beklentileri, aylık ortalama kullanılabilir gelirlerinden daha yüksek, biraz kolay, kolay ve çok kolay olarak tanımlayan haneler için daha düşük hesaplanmıştır. Tüm yıllar için aylık ortalama beklenti gelir ve kullanılabilir gelirinin en yakın olduğu

düzeyin geçinebilme durumunu biraz zor olarak tanımlayan grupta gerçekleştiği görülmüştür. Geçinebilme durumunu çok zor olarak tanımlayan haneler için 2006 ve 2013 yılları karşılaştırıldığında beklenti gelir ve kullanılabilir gelir arasındaki açıklığın neredeyse eşit olduğu elde edilen bir diğer sonuçtur.

Elde edilen sonuçlar literatürde yapılan çalışmalarda beklenti gelirin açıklayıcısı olarak regresyon modelinde kullanılabilir gelir değişkenin katsayısının pozitif tahmin edilmesi ile uyumludur. Yani, kullanılabilir gelir arttıkça geçim için gelir beklentisi de artmaktadır. Ancak düşük gelirli haneler için beklenti gelir daha fazla durumdayken, yüksek gelirli aileler için kullanılabilir gelir daha yüksek durumdadır.

Gelir-geçim değerlendirmesine ilişkin elde edilen sonuçlar öznel yoksulluğun ölçümüne ilişkin güvenilir sonuçlar ortaya koymuş ve ölçüm hatasının minimum olabileceğine yönelik öngörü oluşturmuştur. Yine de yapılan incelemelerde regresyon modellerinden elde edilen tahmin sonuçlarının olası ölçüm hatalarından etkilenmemesi için uç değer analizleri de gerçekleştirilmiştir. Sonuçlar doğrultusunda uç değer niteliğindeki gözlemler veriden elimine edilerek analizlere devam edilmiştir.

Öznel yoksulluğa ilişkin MGS ile yapılan regresyon modeline dayalı tahminler sonucunda hane büyüklüğü ve hanelerin kullanılabilir gelirlerinin minimum gelir beklentisini pozitif yönde etkilediği tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, aylık hanehalkı kullanılabilir gelirindeki yüzde 1 artışın aylık minimum gelir beklentisinde 2006 yılında ortalama yüzde 0,35; 2013 yılında ortalama yüzde 0,50 artış yaratacağı tahmin edilirken, hanehalkı büyüklüğündeki yüzde 1 artışın aylık minimum gelir beklentisinde 2006 yılında yüzde 0,10; 2013 yılında yüzde 0,13 artış yaratacağı tahmin edilmiştir. Bu sonuçlara göre hanenin aylık kullanılabilir geliri, aylık gelir beklentisi üzerinde hanehalkı büyüklüğünden daha etkili bir değişkendir.

MGS ile yapılan ÖYS incelemelerinde ölçüm hatalarına ilişkin fayda düzeyi bazında tahminler elde edilmiştir. Sırasıyla $\alpha = 0{,}5\ ve\ \alpha = 0{,}4$ fayda düzeyleri için yapılan incelemelerde 2006 yılında hane bazlı aylık ÖYS sınırı 944,66 TL ve 1168,55 TL; 2013 yılı baz alındığında ise hane bazlı aylık ÖYS sınırı 1643,21 TL ve 2184,14 TL olarak tahmin edilmiştir. Bir diğer yöntem olan SPM yaklaşımı sonuçlarına göre elde edilen tahmin değerlerinin MGS yöntemiyle iki farklı fayda düzeyine karşılık gelen sonuçların aralığında

yer aldığı görülmüştür. Bu yönteme göre 2006 yılında hane bazlı aylık SPM sınırı 932,39 TL ve 2013 yılında 1868,45 TL olarak tahmin edilmiştir.

Literatürde öznel yoksulluğa ilişkin ölçüm hatalarının etkisinin azaltılması amacıyla önerilen panel incelemeler kapsamında gerçekleştirilen panel ÖYS analizi sonucunda, hane büyüklüğündeki ve hanenin aylık kullanılabilir gelirindeki %1'lik artışın hanenin aylık minimum gelir beklentisinde yaklaşık %0,17'lik bir artış yaratacağı; her bir yıl artışının ise aylık minimum gelir beklentisini yaklaşık %7 artıracağı tahmin edilmiştir. Kesit veriler üzerinden gerçekleştirilen ÖYS yönteminden farklı olarak yıl değişkeninin beklenti gelir üzerinde daha açıklayıcı olduğu gözlenmiştir. Bunun en temel nedeni hanelerin finansal durumlarını etkileme olasılığı yüksek olan makro ekonomik göstergelerin etkisinin yıl değişkeni ile açıklanabilir olmasıdır. Bu durum ise panel modele dahil edilen açıklayıcı değişkenlerin beklenti gelirdeki değişimi açıklama gücünün daha yüksek olduğunu gösterir niteliktedir. Panel ÖYS yöntemine ilişkin tahminler 2010-2013 yılı panel veri setinden hesaplanmıştır. Buna göre sırasıyla $\alpha = 0{,}4$ ve $\alpha = 0{,}5$ fayda düzeyleri için 2010 yılında Panel ÖYS sınırı hane bazlı aylık 1273,23 TL ve 1516,59 TL; 2013 yılı için ise sırasıyla 1640,03 TL ve 1941,76 TL olarak tahmin edilmiştir.

Öznel yoksulluk sınırına ilişkin tüm tahmin yöntemlerinin sonuçları birlikte değerlendirildiğinde panel ÖYS yöntemiyle elde edilen tahmin değerlerinin ÖYS yöntemiyle $\alpha = 0{,}4$ ve $\alpha = 0{,}5$ fayda düzeylerine ilişkin elde edilen tahmin değerlerinden daha düşük olduğu, SPM yöntemiyle elde edilen tahmin sonuçlarının ÖYS ve panel ÖYS'den elde edilen değerler arasında yer aldığı gözlenmiştir. Literatürde yapılan uygulamalarda SPM ölçümlerinin ÖYS ölçümlerinden çok yüksek sonuçlar vermesi, Türkiye için daha düşük fayda düzeyi bazında yapılacak ölçümlerin daha doğru sonuçlar vereceğini göstermiştir. Panel ÖYS yöntemi üzerinden elde edilen sınır tahminlerine ilişkin bootstrap yöntemiyle elde edilen standart hataların anlamlı olması ve tahminlerin bu standart hatalara göre elde edilen sınır değerlerin arasında yer alması tahminlerin gücünü ortaya koymuştur. Ortalama fayda düzeyi üzerinden Panel ÖYS yöntemine göre yapılan oran tahminlerinin yıllar itibarıyla hızlı düşüş gösterdiği ve resmi istatistikler kapsamında açıklanan maddi yoksunluk oranları ile karşılaştırıldığında daha az bir yoksunluk sorununa işaret ettiği görülmüştür. Bir yoksunluk ölçüsü olması gerekçesiyle büyüklük açısından karşılaştırmak doğru olmasa da öznel yoksulluk ve göreli yoksulluk açısından iyileşmenin

derecesi karşılaştırıldığında ise öznel yoksulluğun çok daha hızlı bir iyileşme gösterdiği görülmüştür.

İkincil analiz kapsamında öznel ve göreli yoksulluğa ilişkin panel veriden hareketle süreklilik incelemeleri yapılmıştır. Literatürde yoksulluğa giriş, çıkış ve süreklilik durumları dinamik panel modeller altında incelenmektedir. Bu çalışmada literatürde kullanılan farklı dinamik modelleme yaklaşımları ile tahminler elde edilmiştir. Tüm bu incelemelerde bağımlı değişken hanenin öznel ya da göreli yoksul olma durumu olarak belirlenmişken, açıklayıcı değişkenler demografik, eğitim, istihdam, barınma ve sağlık boyutları olmak üzere çok boyutlu yoksulluğun açıklayıcısı olan beş boyut altında belirlenmiştir. Tüm incelemelerden önce dört yıl boyunca gözlenen haneler ile analize devam edilmesinin uygunluğu panel yıpranma problemi altında incelenmiştir. İncelemeler sonucunda yıpranmanın tesadüfi olduğu yıpranmanın bir seçim problemi oluşturmayacağı ve bu araştırma için dengeli panel verinin kullanılabileceği değerlendirilmiştir. Yani veriye dahil olan haneler ile olmayan haneler sistematik olarak farklı bulunmamıştır.

2010-2013 yılları panel veri seti üzerinden yapılan hesaplamalarda 2011-2013 yıllarında öznel yoksullukta süreklilik oranının sırasıyla %77,69, %77,56, %81,86 olduğu görülmektedir. Aynı yıllar için göreli yoksullukta süreklilik oranı ise sırasıyla %64,89, %74,95 ve %72,28 olarak hesaplanmıştır. Burada süreklilikten kasıt birbirini takip eden iki yıl için yoksullukta olma durumu olarak tanımlanmıştır. Öznel ve göreli yoksulluk için süreklilik oranlarındaki bu seyir hanelerin yoksunluk algısının, yoksulluktan daha fazla süreklilik gösterdiğini ortaya koymuştur. Sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde hanelerin gelir bazlı yoksulluk durumundan çıkmasının yoksunluk durumundan çıkması için bir gereklilik oluşturmadığı görülmüştür. Birleştirilmiş yıl verisinden hareketle geçiş oranları incelendiğinde, 2010-2013 dönemi için hanelerin %15,29'unun bir önceki yıl öznel yoksul değilken sonraki yıl öznel yoksulluğa geçiş yaptığı; hanelerin %7,47'sinin, bir önceki yıl göreli yoksul değilken sonraki yıl göreli yoksulluğa geçiş yaptığı gözlenmiştir. Hanelerin %21,03'ü bir önceki yıl öznel yoksul iken sonraki yıl öznel yoksulluktan çıkmıştır. Benzer şekilde %29,39'u ise göreli yoksulluk durumundan çıkmıştır. Literatürde birçok kez gösterildiği gibi elde edilen sonuçlar, verilen yıldaki yoksulluk durumunun önceki yıl yoksulluk durumu ile ilişkili olduğunu göstermektedir.

Dinamik model tahminleri kapsamında ilk olarak temel geçiş oranı yaklaşımı uygulanmıştır. Bu yaklaşımda başlangıç koşullarının içselliği hesaba katılmamış, öznel yoksulluğa ilişkin giriş ve çıkış olasılığı ayrı modellenmiş ve her iki modelin de belirlenen açıklayıcı değişkenler ile birlikte anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Model tahminleri sonucunda elde edilen açıklayıcı değişkenlerin marjinal etkileri boyutlar altında değerlendirildiğinde;

- Demografik boyut altında;diğer bütün değişkenler sabitken, referans kişinin yaşındaki bir birimlik değişimin öznel yoksulluğa giriş olasılığını %1,3 azalttığı; çıkış olasılığını %0,7 artırdığı tahmin edilmiştir. Referans kişinin evli olmasına göre ayrı yaşıyor olması durumunda öznel yoksulluktan çıkış olasılığı ortalama olarak 0,135 daha azken, bu değişkenin giriş olasılığı üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı görülmüştür. Genç bağımlılık oranı ve yaşlı bağımlılık oranındaki bir birim artış ise öznel yoksulluktan çıkış olasılığını sırasıyla %3,6 ve %3,1 azaltmıştır.
- Eğitim boyutu altında; giriş olasılığını en fazla azaltan ve çıkış olasılığını en fazla artıran değişkenin referans kişinin eğitim düzeyinin yüksek olması olduğu görülmüştür. Buna göre eğitimi olmayan referans kişiye sahip hanelere göre yüksekokul ve üstü eğitime sahip referans kişisi olan hanelerin öznel yoksulluğa giriş olasılığı ortalama olarak 0,216 daha az; çıkış olasılığı 0,259 daha fazla tahmin edilmiştir. Ortaöğretim düzeyinde eğitime sahip referans kişisi olan hanelerin ise giriş olasılığı 0,157 daha az; çıkış olasılığı 0,159 daha fazla; İlköğretim düzeyinde eğitime sahip referans kişisi olan hanelerin çıkış olasılığı 0,0069 daha fazla tahmin edilmiştir. Öznel yoksullukta giriş olasılığında anlamlı bir değişken olmayan ilköğretim düzeyinde eğitime sahip olma durumu çıkış olasılığını artırıcı yönde anlamlı bir değişken olarak tahmin edilmiştir.
- İstihdam boyutu altında; diğer tüm değişkenler sabitken hanedeki referans kişinin çalışmaması durumuna göre ücretli-maaşlı çalışması durumunda öznel yoksulluğa giriş olasılığı ortalama olarak 0,052 daha az; İşveren olarak çalışması durumunda giriş olasılığı 0,067 daha az, çıkış olasılığı ise 0,175 daha fazla tahmin edilmiştir. Referans kişinin işveren olmasının eğitim durumunun yüksek olmasından sonra öznel yoksulluktan çıkış üzerinde en fazla etkiye sahip değişken olduğu görülmüştür. Referans kişinin kayıtdışı çalışmaması durumuna göre kayıtdışı çalışması durumunda öznel yoksulluğa giriş olasılığı 0,052 daha fazla, çıkış olasılığı 0,062 daha az tahmin edilmiştir. Hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısında bir birimlik artış öznel yoksulluğa giriş olasılığını %6,2 azaltmış, çıkış olasılığını %9,7 artırmıştır. Hanede iş arayan kişi sayısındaki bir birimlik artış ise öznel yoksulluğa giriş olasılığını %3,7 arttırırken, çıkış olasılığını %3,7

azaltmıştır. Yarı zamanlı çalışan kişi sayısındaki bir birimlik artış giriş olasılığı üzerinde bir etki yaratmazken, çıkış olasılığını %5,3 azaltmıştır.

- Barınma boyutu altında; diğer tüm değişkenler sabitken hanenin ev sahibi olması durumunda öznel yoksulluğu giriş olasılığı 0,021 daha az; çıkış olasılığı ise 0,026 daha fazla tahmin edilmiştir.
- Sağlık boyutu altında; diğer tüm değişkenler sabitken hanenin referans kişisinin genel sağlık durumunun kötü olması durumunda öznel yoksulluğa giriş olasılığını 0,074 daha fazla tahmin edilmiştir.

Elde edilen sonuçlar özellikle referans kişinin ve hanenin istihdam durumundaki iyileşmenin çıkış olasılığında daha fazla artırıcı etki gösterdiğini ortaya koymuştur. Bu sonucu destekler nitelikte hanede çalışamayacak durumdaki bireylerin (çocuk ve yaşlı) sayısındaki artış ise çıkış olasılığını düşürücü etki yaratmıştır.

Başlangıç koşulların model tahminlerine içsel olarak dahil edilmesi durumunda süreklilik olasılığının tahmini için dinamik panel modelleme yaklaşımı altında içsel değişim modeli ve rastgele etkiler probit model Heckman ve Wooldridge yaklaşımları uygulanmıştır. Bu yaklaşımlardan önce öznel ve göreli yoksullukta süreklilik durumu için başlangıç koşullarının içselliği test edilmiştir. Başlangıç koşullarının ihmal edilebilirliği, koşullu cari yoksulluk durumu ve son yılın yoksulluk eşitlikleri arasındaki korelasyon katsayısının önemliliğinin testi ile kontrol edilmiştir. Hem öznel hem de göreli yoksulluk süreklilik modelinde başlangıç koşulları probleminin içsellik oluşturabilecek önemde olduğu sonucuna varılmıştır.

Süreklilik model tahminleri açısından, açıklayıcı değişkenlerin anlamlılıkları, yönleri ve katsayı tahminlerinin büyüklükleri bakımından başlangıç koşullarının içselliği altında tahminler veren içsel değişim modeli ve Hekman yaklaşımının sonuçları oldukça yakın tahmin edilmiştir. Wooldridge yaklaşımının ise diğer model tahminlerine göre biraz farklı tahminler sunduğu görülmüştür. Yapılan incelemelerde bunun başlıca nedeninin Wooldridge yaklaşımında değişkenlerin birimler bazında ortalamalarının modele ilave edilmesinin bir dönem önceki öznel yoksulluk durumu ile etkileşim etkilerinin büyük olmasından kaynaklandığı görülmüştür. Bununla birlikte modelin tümünden elde edilen olasılık tahmin sonuçlarının diğer tahmin yöntemleriyle oldukça yakın olduğu tespit edilmiştir.

Çok yakın sonuçlar vermesi gerekçesiyle öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığının tahminleri ve durum bağımlılığı incelemeleri içsel değişim modeli ile tahmin edilmiştir. İçsel değişim modeli sonuçları incelendiğinde, elde edilen sonuçların temel geçiş oranı modelinde öznel yoksulluğa giriş ve çıkış olasılığını anlamlı etki eden değişkenlerin etki yönleriyle uyumlu olduğu görülmüştür. Öznel ve göreli yoksulluk açısından ise süreklilik olasılığı üzerinde anlamlı etkiye sahip değişkenlerin etki yönleri çok benzer tahmin edilmiştir. Yani öznel yoksullukta süreklilik olasılığını azaltma etkisine sahip değişkenler genel anlamda göreli yoksullukta süreklilik olasılığını da azaltma etkisine sahip bulunmuştur. İçsel değişim modeli ile tahmin edilen öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığına etki eden marjinal etkiler boyutlar altında değerlendirildiğinde;

- Demografik boyut altında, diğer tüm değişkenler sabitken, referans kişinin yaşındaki bir birimlik değişim öznel yoksullukta süreklilik olasılığını %2; göreli yoksullukta süreklilik olasılığını ‰4 azalttığı ve bu azaltıcı etkinin yaş artıkça devam ettiği tahmin edilmiştir. Yaş artışının sürekliliği azaltma yönündeki etkisi öznel yoksulluk için daha fazla bulunmuştur. Referans kişinin evli olması durumuna göre hiç evlenmemiş olması durumunda göreli yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,019; eşi vefat etmesi durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı 0,076; boşanmış olması durumunda öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılıkları sırasıyla 0,134 ve 0,028; ayrı yaşıyor olması durumunda ise sırasıyla 0,388 ve 0,081 daha fazla tahmin edilmiştir. Yani, evli olma durumuna göre eşi vefat etmiş, boşanmış ve ayrı yaşıyor olmak öznel yoksullukta sürekliliği göreli yoksullukta süreklilikten daha çok etkilemiştir. Diğer tüm değişkenler sabitken genç bağımlılık oranı ve yaşlı bağımlılık oranındaki bir birim artış öznel yoksullukta süreklilik olasılığını sırasıyla %19,4 ve %28,4 artırmakta iken göreli yoksullukta süreklilik olasılığını sırasıyla %7,6 ve %3,3 artırmıştır. Hanedeki ve hane referans kişisindeki demografik değişimler öznel yoksullukta sürekliliği göreli yoksulluğa göre daha fazla etkilemiştir.
- Eğitim boyutu altında, öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığını en fazla düşüren değişkenlerin başında referans kişinin eğitim durumunun yüksek olması gelmiştir. Buna göre; diğer tüm değişkenler sabitken eğitimi olmayan referans kişisi olan hanelere göre yüksekokul ve üstü eğitime sahip referans kişisi olan hanelerin öznel yoksullukta süreklilik olasılığı 0,806; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı 0,259; ortaöğretim düzeyinde eğitime sahip olan hanelerin öznel ve göreli yoksullukta süreklilik olasılığı sırasıyla 0,520 ve 0,170; ilköğretim düzeyinde eğitime sahip olan hanelerin öznel ve

göreli yoksullukta süreklilik olasılığı sırasıyla 0,263 ve 0,093 daha az tahmin edilmiştir. Eğitim durumunun iyileşmesi öznel yoksullukta süreklilikte daha fazla düşürücü etki yaratmıştır.

- İstihdam boyutu altında, diğer tüm değişkenler sabitken hanedeki referans kişinin çalışmaması durumuna göre ücretli-maaşlı çalışması durumunda göreli yoksulluktaki süreklilik olasılığı 0,040 daha azken bu durumun öznel yoksullukta anlamlı bir etkisi bulunmamıştır. Yevmiyeli çalışması durumunda ise öznel yoksullukta süreklilik olasılığı 0,198; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı 0,031 daha fazla tahmin edilmiştir. Yani her iki yoksulluk durumu için de yevmiyeli çalışmak süreklilik üzerinde artırıcı etki yaratmıştır. Bununla birlikte öznel yoksullukta sürekliliğe etkisi daha fazla tahmin edilmiştir. Referans kişinin işveren olması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı 0,321; göreli yoksullukta süreklilik olasılığını 0,081 daha az tahmin edilmiştir. Referans kişinin işveren olması öznel yoksullukta sürekliliği eğitimin yüksekokul ve üstü olmasından sonra en fazla düşüren faktör olarak tahmin edilmiştir. Referans kişinin kendi hesabına çalışması durumunda ise öznel yoksullukta süreklilik olasılığının 0,114 daha fazla olduğu görülmüştür. Diğer tüm değişkenler sabitken referans kişinin kayıtdışı çalışması öznel yoksullukta süreklilik olasılığı ortalama olarak 0,121; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı 0,030 daha fazla tahmin edilmiştir. Hanede tam zamanlı çalışan kişi sayısında, yarı zamanlı çalışan kişi sayısında, iş arayan kişi sayısında bir birimlik artışın ise öznel yoksullukta süreklilik olasılığını sırasıyla %18, %7,6 ve %5,5 azalttığı, göreli yoksullukta süreklilik olasılığında ise sadece tam zamanlı kişi sayısındaki artışın azaltıcı etki yarattığı tahmin görülmüştür. Tüm bu sonuçlar istihdam boyutu altında sadece hanede tam zamanlı çalışma durumunun ve referans kişinin ücretli-maaşlı çalışma durumunun göreli yoksullukta sürekliliğe azaltıcı yönde etki ettiğini ortaya koymuştur.
- Barınma boyutu altında, diğer tüm değişkenler sabitken hanenin ev sahibi olması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı 0,128; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı 0,026 daha az tahmin edilmiştir. Ayrıca diğer tüm değişkenler sabitken oda başına düşen kişi sayısındaki bir birimlik artışın öznel yoksullukta süreklilik olasılığını %5,4 , göreli yoksullkta süreklilik olasılığını %10,1 artırmıştır.
- Sağlık boyutu altında, referans kişinin genel sağlık durumunun kötü olması durumunda öznel yoksullukta süreklilik olasılığı 0,036; göreli yoksullukta süreklilik olasılığı 0,015 daha fazla tahmin edilmiştir.

İçsel değişim yaklaşımında önceki dönem öznel/göreli yoksulluk durumu doğrudan modelde yer almamaktadır. Dinamik rastgele etkiler probit model yaklaşımlarında ise modelde bir açıklayıcı değişken olarak bulunmaktadır. Heckman yaklaşımı sonuçlarına göre, bir dönem önce öznel/göreli yoksul olmak, öznel/göreli yoksullukta süreklilik olasılığını artıran bir değişken olarak tahmin edilmiştir. Heckman yaklaşımında bu katsayı tahmini aynı zamanda durum bağımlılığının büyüklüğünün bir derecesini ortaya koymaktadır. Bu bağlamda, öznel yoksulluk için durum bağımlılığının derecesi göreli yoksulluktan daha büyük tahmin edilmiştir.

Dinamik model tahminlerinden içsel değişim yaklaşımı ve wooldridge yaklaşımı ile elde edilen süreklilik olasılığı tahminleri sırasıyla 0,802 ve 0,764 olarak tahmin edilmiştir. Bu tahmin sonuçlarının birleştirilmiş yıl verisi üzerinden hesaplanan süreklilik oranına yakın olduğu görülmüştür. Boskin-Nold ifadelerinden hareketle içsel değişim modeli yaklaşımına göre yoksulluk nöbetinin medyan süresi ise 3,168 yıl olarak hesaplanmıştır. Öznel yoksullukta süreklilik olasılığı özellikle referans kişinin eğitim düzeyinin yükselmesi ile birlikte 0,564 seviyesine kadar düşmektedir. Bununla birlikte eğitimi olmama durumunda ise 0,921'e kadar çıkmaktadır.

Gerek öznel gerek göreli yoksulluk için geçiş oranları arasındaki farkların yüksek oluşu modellemede durum bağımlılığının bir içsel problem olarak göze alınmasını gerekli kılmıştır. Bu çalışmada içsel değişim modeli tahmininden yola çıkarak birleştirilmiş durum bağımlılığı (gerçek durum bağımlılığı ve birim heterojenliğine dayalı olan durum bağımlılığı) ve gerçek durum bağımlılığı hesaplanmıştır. Öznel yoksullukta gerçek durum bağımlılığı, yoksul olma durumu veriliyken yoksul olmanın ortalama olasılığı (0,684) ile aynı örnek için cari yılda yoksul olmanın birleştirilmiş satır olasılığı (0,245) arasındaki farkın hesaplanmasıyla 0,439 olarak tahmin edilmiştir. Gerçek durum bağımlılığından kaynaklanmayan katkı ise 0,133 olarak bulunmuştur. Bu durumda öznel yoksulluk için birleştirilmiş durum bağımlılığı (0,133+0,439) üzerinden gerçek durum bağımlılığının etkisi %76,7 olarak tahmin edilmiştir. Göreli yoksulluk için ise gerçek durum bağımlılığı etkisi 0,416; birleştirilmiş durum bağımlılığı üzerinden gerçek durum bağımlılığının etkisi %80,0 olarak tahmin edilmiştir.

Elde edilen sonuçlar, hanehalklarının bir dönemde öznel/göreli yoksul olmasının sonraki dönemde yoksul olma durumu üzerinde yüksek bağımlılığa sahip olduğunu göstermiştir. Gerçek durum bağımlılığının etkisi öznel yoksullukta daha fazla olmakla birlikte, göreli yoksullukta birleştirilmiş durum bağımlılığı içindeki gerçek durum bağımlılığının ağırlığı daha yüksek tahmin edilmiştir. Yani, öznel yoksulluk durumu için nöbet durumu göreli yoksulluktan nispi olarak daha yüksek bulunmuştur.

Bulgular dinamik rastgele etkiler probit model sonuçları ile karşılaştırıldığında bir dönem gecikmeli öznel ve göreli yoksulluk değişkeninin marjinal etkilerinin (sırasıyla 0,457 ve 0,340) içsel değişim modelinden elde edilen gerçek durum bağımlılığının derecesi ile yakın olduğu gözlenmiştir. Bu durum elde edilen tahmin sonuçlarının sağlamlılığı üzerinde bir gösterge oluşturmuştur.

Bu tez çalışmasında, öznel yoksulluk ölçümleri ve süreklilik açısından öznel yoksulluğun belirleyicileri ile göreli yoksullukla süreklilik ilişkileri incelenmiştir. Sonuçların yoksulluk ve gelir dağılımını iyileştirici stratejiler bağlamında kullanılmasında şüphesiz tüm bu incelemelerin nesnel ölçümlerle sentezlenerek ortaya konması önemlidir. Bu nedenle öznel yoksullukla ilgili yapılacak çalışmaların diğer nesnel yoksulluk ölçümleriyle birlikte değerlendirilmesi daha bütüncül sonuçlara ulaşılması bakımından önerilmektedir. Ayrıca öznel yoksulluk ölçümlerinin Eurostat tarafından gerçekleştirilen bir uluslararası hesaplama ölçütü olan maddi yoksunluk oranlarından daha az bir yoksunluğa işaret etmesi araştırılması önerilen bir diğer konudur. Bu konu maddi yoksunluğun belirlenmesinde kullanılan maddelerin Türkiye'ye özgü yoksunluk ölçümünde kullanılmasına litaeratürde getirilen eleştiriler ile birlikte değerlendirilebilir niteliktedir. Türkiye açısından harcama ve gelire ilişkin nesnel yoksulluk ölçütlerindeki iyileşme derecelerinin göreli olarak farklı olması öznel yoksulluğun da bu iki kavram üzerinden farklı sonuçlar verebileceği düşüncesini doğurmaktadır. Bu nedenle belirli örneklem üzerinde ölçüm yapmayı planlayan araştırmacılar için tüketim bazlı öznel yoksulluk ölçümlerinin de gerçekleştirilmesi ve gelir-geçim bazlı sonuçlar ile karşılaştırılması önerilmektedir.

KAYNAKLAR

Abel-Smith, B. and Townsend, P. (1965). The poor and the poorest, a new analysis of the ministry of labour's family expenditure surveys of 1953-54 and 1960. *LSE Occasional Papers on Social Administration,* 17, 63.

Acar, A. (2014). The dynamics of multidimensional poverty in Turkey, *BETAM Working Paper Series,* 14.

Adams, R. H. and Page, J. (2001). *Holding the line: poverty reduction in the Middle East And North Africa 1970-2000*. Paper presented at the annual Economic Research Forum conference, October 25-27, 2001.

Aitchison, J. and Brown, J.A.C. (1957). *The Lognormal Distribution* (First Edition). England: Cambridge University Press, 176.

Alem, Y. (2013). Poverty persistence and intra-household heterogeneity in occupations: Evidence from urban Ethiopia. *University of Gothenburg Working Papers in Economic,* 580.

Alem, Y., Köhlin G. and Stage J. (2012). The persistence of subjective poverty in Urban Ethiopia. *University of Gothenburg Working Papers in Economics,* 549.

Alkire, S. and Santos, M. E. (2010). Acute multidimensional poverty: a new index for developing countries. *United Nations Development Programme Human Development Research Paper,* 11.

Andrén, T. (2007). The persistence of welfare participation. *Göteborg University Working Papers in Economics,* 266.

Andriopoulou, E. and Tsakloglou, P. (2011). The determinants of poverty transitions in Europe and the role of duration dependence, *IZA Discussion Paper,* 5692.

Arellano, M. and S. Bond. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58, 277 – 297.

Arulampalam, W. and Stewart, M. (2009). Simplified implementation of the Heckman estimator of the dynamic probit model and a comparison with alternative estimators. *Oxford bulletin of economics and statistics,* 71(5), 659-681.

Arulampalam, W., Booth, A. L. and Taylor, M. P. (2000). Unemployment persistence, Oxford *Economic Papers*, 52, 24-50.

Arulampalam, W., Gregg, P. and Gregory M. (2001). Introduction: unemployment scarring, *Economic Journal*, 111, 577–584.

Ayllon, S., (2008). Modelling poverty transitions in Spain: Do attrition and initial conditions really matter?, *IRISS Working Papers,* 8.

Bağdadioğlu, N. and Başaran A.A. (2011). Poverty perception and government's transfer policy: an assessment of the Turkish case. *The Empirical Economics Letters*, 10(4), 317-325.

Balestra, P. and Nerlove, M. (1966). Pooling cross-section and time series data in the estimation of a dynamic model: the demand for natural gas. *Econometrica*, 34: 585-612.

Basic E. and Rendtel U. (2004). *Latent markov chain analysis of income states with the european community household panel (echp): empirical results on measurement error and attrition bias.* Paper presented at the 2nd International Conference of ECHP Users - EPUNet 2004 Berlin, June 24-26, 2004.

Başaran A.A. ve Çetinkaya (2013). Türkiye'de sübjektif yoksulluk profili: 2003-2008. *Sosyoekonomi*, 2013-1, 245-262.

Biewen, M. (2004). Measuring state dependence in individual poverty status: are there feedback effects to employment decisions and household composition?. *IZA Discussion Paper*, 1138.

Bigsten, A., and Shimeles, A. (2011). The persistence of urban poverty in Ethiopia: a tale of two measurements. *Applied Economics Letters*, 18, 835-839.

Booth, C. (1892). *Life and Labour of the People in London* (second edition). London: Macmillan, 468.

Boskin, M. J. and Nold F. (1975). A Markov model of turnover in aid for families with dependent children. *Journal of Human Resources*, 10, 467–481.

Böheim, R., Ermisch J., and Jenkins S. (1999). The dynamics of lone mothers' incomes: public and private income sources compared. *University of Essex ISER Working Paper*, 1999-05.

Browning, M., Crossley, T.F. and Weber, G. (2003). Asking consumption questions in general purpose surveys. *Economic Journal*, 113, 40-67.

Buddelmeyer, H., and Verick, S. (2007). Understanding the Drivers of Poverty Dynamics in Australian Households. *IZA Discussion Paper*, 2827.

Bun, M.J.G. and Kiviet, J.F. (2001). The accuracy of various inference procedures in dynamic panel data models. *University of Amsterdam Tinbergen Institute Discussion Paper*, 2001-006/4.

Burgess, S. M. and Propper, C. (1998). An economic model of household income dynamics, with an application to poverty dynamics among american women. *CASEpaper, 9.*

Cain, G. (1976). The challenge of segmented labor market theories to orthodox theory: a survey. *Journal of Economic Literature*, 14(4), 1215-1257.

Cappellari, L. (1999). Low-wage mobility in the Italian labor market. *The Warwick Economics Research Paper Series*, 531.

Cappellari, L. and Jenkins, S. P., (2002). Modelling low income transitions. *IZA Discussion Paper*, 504.

Cappellari, L. and Jenkins, S. P. (2004a). Modelling low income transitions. *Journal of Applied Econometrics*, 19, 593-610.

Cappellari, L. and Jenkins, S. P. (2004b). Modelling low pay transition probabilities, accounting for panel attrition, non-response, and initial conditions. *CESIFO Working Papers*, 1232.

Cappellari, L. and Jenkins, S. P. (2006). Calculation of multivariate normal probabilities by simulation, with applications to maximum simulated likelihood estimation. *IZA Discussion Paper*, 2112.

Cappellari, L. and Jenkins, S. P. (2008). The dynamics of social assistance receipt: measurement and modelling issues, with an application Britain. *IZA Discussion Paper Series*, 3765.

Cellini, S. R., McKernan, S. M. and Ratcliffe, C., (2008). The dynamics of poverty in the United States: a review of data, methods, and findings. *Journal of Policy Analysis and Management*, 27(3), 577-605.

Chamberlain, G. (1984). Panel data. *In Handbook of Econometrics*, 22, 1254-1318.

Chambers, R. (1994). Participatory Rural Appraisal (PRA): Analysis of experience. *World Development*, 22(9), 1253-1268.

Colasanto, D., A. Kapteyn and J. van der Gaag (1984). Two subjective definitions of poverty: results from the wisconsin basic needs study. *Journal of Human Resources*, 19, 127-137.

Coşkun, S. ve Tireli, M. (2007). *AB, Dünya Bankası ve UNDP bağlamında yoksullukla mücadele yaklaşımları*, IV. Uluslararası Sivil Toplum Kuruluşları Kongresi, Çanakkale.

Cuddeback, G., Wilson, E., Orme, J. G., and Combs-Orme, T., (2004). Detecting and statistically correcting sample selection bias. *Journal of Social Service Research*, 30(3), 19-33.

Dansuk, E., (1997). *Türkiye'de Yoksulluğun Ölçülmesi ve Sosyo-Ekonomik Yapılarla İlişkisi*, Uzmanlık Tezi, Devlet Planlama Teşkilatı, Ankara, 5-93.

De Vos K. and Garner T. (1991). An evaluation of subjective poverty definitions: comparing results from the U.S. and the Netherlands. *Review of Income and Wealth*, 37(3), 267-285.

Deaton, A. (1997). *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. London: Baltimore Johns Hopkins University Press. 63-204.

Deaton, A. (2010). Price indixes, inequality, and the measurement of world poverty. *American Economic Review*, 100(1), 5-34.

Deleeck, H., J. Berghman and Janssens, P. (1984). Sociale zekerheid: inkomensverdeling en doelmatigheid anno 1982. *De Gids Op Maatschappelijk Gebied*, 75, 595-623.

Derviş, K. and Robinson S. (1980). *The structure of income inequality in Turkey (1950-1973*.. New York/London: Holmes and Meier Publishers Inc.

Dolan, P., Peasgood T. and White, M. (2007). Do we really know what makes up happy? AA review of the economic literature on the factors associated with subjective well-being. *Journal of Economic Psychology*, 29, 94-122.

Dumanlı, R. (1996). *Yoksulluk ve Türkiye'deki Boyutları*, Uzmanlık Tezi, Devlet Planlama Teşkilatı, Ankara, 1-176.

Efron, B. (1982). *The jackknife, the bootstrap and other resampling plans* (Sixth Edition). USA: Capital City Press, 29-35.

Engel, E. (1883). Der werth des menschen. 1. teil: der kostenwerth des menschen, *Volkswirtschaftliche Zeitfragen*, 37(38), 1-74.

Flik, R. and Van Praag, B. (1991). Subjective poverty line definitions, *De Economist*, 139(3), 311-330.

Foster, E. J. and Shorrocks, A. F. (1991). Subgroup consistent poverty ındices. *Econometrica*, 59(3), 687-709.

Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function* (Sixth Edition), Princeton: Princeton University Press, 97-197.

Fuchs, V. (1967). Redefining poverty and redistributing ıncome. *The Public Interest*, 88-95.

Garner, I.T. and K. de Vos (1995). Income sufficiency v. poverty: results from the United States and the Netherlands. *Journal of Population Ecomomics*, 8(2), 117-134.

Goedhart, Th., V. Halberstadt, A. Kapteyn and B.M.S. Van Praag (1977). The poverty line: concept and measurement. *The Journal of Human Resources*, 12, 503-520.

Gustafsson, B., Shi, L. ve Sato, H. (2004), Can a subjective poverty line be applied to China? assessing poverty among urban residents in 1999, *Journal of International Development*, 16(8), 1089-1107.

Gül, L. (2010). *Leyden Yoksulluk Çizgisinin Belirlenmesi*, Yüksek Lisans Tezi, Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Antalya.

Gül, S. (2002). *Türkiye'de Yoksulluk ve Yoksullukla Mücadelenin Sosyolojik Boyutları: Göreliden Mutlak Yoksulluğa, Yoksulluk, Şiddet ve İnsan Hakları (Birinci Baskı)*, Ankara: TODAİE, 107-118.

Hagenaars A. and De Vos K. (1988). The definition and measurement of poverty. *Journal of Human Resources*, 23(2), 211-221.

Hagenaars, A.J.M. and B.M.S. Van Praag (1985). A synthesis of poverty line definitions. *Review of lncome and Wealth*, 31, 139-153.

Hansen, J., and Lofstrom M. (2006). Immigrant-native differences in welfare participation: the role of entry and exit rates. *IZA Discussion Paper*, 2261.

Heckman, J. J., (1981a). *Heterogeneity and State Dependence*, Studies in Labor Markets. Chicago: University of Chicago Press, 91-140.

Heckman, J. J., (1981b). *The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-discrete data Stochastic Process*, Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications, Cambridge: MIT Press.

Helson, H. (1964). *Adaptation-Level Theory*: *An Experimental and Systematic Approach to Behavior*. New York: Harper and Row.

Herrera, J., R. and M., Roubaud, F. (2006). The determinants of subjective poverty: a comparative analysis between Madagascar and Peru. *Institut de Recherde Pour le Developpement*, DT/2006-01.

Johnson, N.L. and S. Kotz (1971). *Distributions in statistics, continuous univariate distributions-l* (Second Edition). New York: Cambridge University Press 1-300.

Jones, A. M., Koolman, X., and Rice, N., (2005). Health related attrition in the bhps and echp: using ınverse probability weighted estimators in the nonlinear models. *HEDG Working Paper* No. 05/05.

Judson, R. and Owen A. (1999). Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. *Economic Letters*, 65(1), 9-15.

Kabaş, T. (2009). *Gelişmekte Olan Ülkelerde Yoksulluğun Nedenleri ve Yoksullukta Mücadele Yolları*, Doktora Tezi, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimleri Enstitüsü, Adana, 7-22.

Kalaycıoğlu, S. (2006). Dynamics of poverty in Turkey: gender, rural/urban poverty, socaial networks and reciprocal strategies, edi. Petmesidor, Maria; Papatheodorou, Christos, *Poverty and Social Deprivation in the Mediterranean: Trends, policies and welfare prospects in the new millenniım*. 218.

Kapteyn, A., S. van de Geer and H. van de Stadt (1985). *The Impact of Changes in Income and Family Composition on Subjective Measures of Well-Being*. Horizontal Equity, Uncertainty and Economic Well-Being, Chicago: University og Chicago Press.

Kapteyn, A., T.J. Wansbeek and J. Buyze (1980). The dynamics of preference formation. *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 1, 123-157.

Karadağ, M. (2010). *Yoksulluk hesaplamalarına çok değişkenli yaklaşım*, Uzmanlık Tezi. Türkiye İstatistik Kurumu, Ankara.

Karadağ, M. ve Saraçoğlu, B. (2015). Çok boyutlu yoksulluk analizi: Türkiye-AB karşılaştırması, *Amme İdaresi Dergisi*, 48(4), 129-159.

Kazgan, G. (1992). *Türkiye'de gelir bölüşümünü bozat etkenler ve iyileştirmesine ilişkin politikalar*, Ankara: TOBB Yayınları, 222.

Kingdon, G. and Knight, J. (2007). Unemployment in South Africa, 1995-2003: causes, problems and policies. *Journal of African Economies*, 16(5), 813-848.

Kiviet, J.F., (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 68, 53–78.

Laderchi R., Saith R. and Stewart F. (2003). Does it matter that we do not agree on the definition of poverty? a comparison of four approaches. *Oxford Development Studies*, 31(3).

Lamont, M., and Small, M. L., (2008). *How culture matters for poverty: enriching our understanding of poverty*, New York: Russell Sage Foundation, 76-102.

Lewis, O., (1966). *la vida: a puerto rican family in the culture of poverty*, New York: Random House

Mabughi, N and Selim, T. (2006). Poverty as Social Deprivation: A Survey. *Review of Social Economy*, 64(2), 181-204.

Mayhew, H. (1851). *London Labour and London Poor*. London*:* Griffin, Bohn & Company.

Milanovic B and B.Jocanovic (1999). Changes in the perception of the poverty line during times of depression: Russia 1993-96. *Policy Research Working Paper*, 2077.

Miller, R. B., and Hollist, C. S., (2007). Attrition Bias. *Encyclopedia of Measurement and Statistics*, 1, 72-73.

Modigliani, F., (1986). Life cycle, individual thrift, and the wealth of nations, *The American Economic Review*, 76(3), 297-313.

Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*, 46, 69–85.

Mussard, S. ve Pi Alperin M.N., (2008). Inequalities in multidimensional poverty: evidence from Argentina. *Applied Economics Letters, Taylor and Francis Journals*, 15(10), 759-765.

Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49(6), 1417-1426.

Olaniyan, D. A., and Okemakinde, T. (2008). Human Capital Theory: Implications for Educational Development. *European Journal of Scientific Research*, 24(2), 157-162.

Orme, C,. D. (2001). Two-step inference in dynamic non-linear panel data models, *University of Manchester School of Economic Studies,* 1-16.

Orme, C. D. (1997). The initial conditions problem and two-step estimation in discrete panel data models. *Discussion Paper*, 9633, Revised version, June 2001, retitled as: 'Two-Step inference in dynamic non-linear panel data models'.

Orshansky, M. (1965). Counting the poor: another look at the poverty profile. *Social Security Bulletin*, 28, 3-29.

Osberg, Lars; Xu Kuan (2005). *How should we measure global poverty ın a changing world?*. Paper presented at The 2004 International Conference on Official Poverty Statistics.

Oxley, H., Dang, T. and Antolin (2000). Poverty dynamics in six OECD countries. *OECD Economic Studies*, 30, 2000/I, 7-52.

Özcan, K.M. (2003). Türkiye'de yoksulluğun ölçülmesi:2001, *Ekonomik Yaklaşım*, 14(49).

Özgenç, N. ve Yavuzkanat, P. (2015). Yoksullukla mücadelenin gelişen yapısına uygun yeni ölçüm yöntemleri. *Biz bir aileyiz*, 12, 20-25.

Praag, B.M.S. van, Goedhart, Th. and Kapteyn A. (1980). The poverty line: a pilot survey in Europe. *Review of Economics and Statistics*, 62, 461-465.

Pradhan M. Ve Ravallion M. (2000). Measuring poverty qualitative perceptions of consumption adequacy. *The Review of Economics and Statistics*, 82(3), 462-471.

Ravallion, M. (1998). Poverty lines in theory and practice. *Living Standards Measurement Study Working Paper*, 133.

Ravallion, M. and Lokshin M. (2001). Identifying welfare effects from subjective questions. *Economica,* 68(271), 335-357.

Rendtel U., Langeheine, R. and Berntsen R. (1998). The estimation of poverty dynamics using different measurement of household income. *Income and Wealth*, 44(1), 81-98.

Rowntree, B.S., (1901). Poverty: A study of town life, macmillan, London. *Seventh Annual Report of the United States Commissioner of Labor*, 1891 (1892) Washington, Government Printing Office.

Saunders, P., Halleröd B. and Matheson G. (1994). Making ends meet in Australia and sweden: a comparative analysis using the subjective poverty line methodology. *Acta Sociologica*, 37(1), 3-22.

Sen, A.K. (1976). Poverty: an ordinal approcah to measurement, *Econometrica,* 46, 437-446.

Sen, A. (1983). *Poor, relatively speaking.* Oxford Economic Papers 35, UK: Oxford University Press, 153-169.

Sen, A., (1985). *The standard of living,* New York: Cambridge University Press.

Sen, A. (2002). *Justice across borders: In Global justice and transnational politics.* Cambridge: MIT Press, 37-51.

Sen, A., (2006). *Conceptualizing and measuring poverty*, California: Stanford University Press, 30- 46.

Smeeding T. M., Saunders P., Coder J., Jenkins S., Fritzell J., Hagenaars A. J. M., Hauser R. and Wolfson M. (1993). Poverty, inequality and family living standards impacts across seven nations: the effects of noncash subsidies for health, education and housing. *The Review of Income and Wealth*, 39(3), 229-256.

Stewart, M. B., (2005). The Inter-related dynamics of unemployment and low-wage employment, *Warwick Economic Research Papers*, 741.

Stewart, M. B., and Swaffield, J. K, (1999). Low pay dynamics and transition probabilities, *Economica*, 66, 23-42.

Stewart, M.. (2007), The interrelated dynamics of unemployment and low pay, *Journal of Applied Econometrics*, 22: 511–531.

Şeker, S. (2008). *Türkiye'de Sosyal Transferlerin Yoksulluk Üzerindeki Etkileri*, Uzmanlık Tezi, Devlet Planlama Teşkilatı, Ankara, 1-195.

Şeker, S. (2011). *The Dynamics of Poverty in Turkey*, Doktora Tezi, Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara, 1-207.

Tatoğlu, Y.F. (2013a). *Panel veri ekonometrisi stata uygulamalı* (3. Baskı). Ankara: Beta Basım Yayım, 1-334.

Tatoğlu, Y.F. (2013b). *İleri panel veri analizi.* (2. Baskı). Ankara: Beta Basım Yayım, 1-290.

Teekens, R. and M.A. Zaidi (1989). Relative and absolute poverty in The European Community; results from family budget surveys. *Report presented at Noordwijk, Seminar Poverty Statistics in the European Community*.

Temiz, H. E. (2008). Dünyada Kronik Yoksulluk ve Önleme Stratejileri. *Çalışma ve Toplum*, 2008/2, (61-100).

Thorbecke, E. (2005). *Multi-dimensional poverty: conceptual and measurement issues.* UNDP International Poverty Centre, Brasilia, 29-31.

Tomlinson M., Walker R. ve Williams G. (2008), Measuring poverty in britain as a multidimensional concept, 1991 to 2003, *Journal of Social Policy*, 37(4), 597-620.

Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standard of Living*. California: University of California Press.

Türkiye İstatistik Kurumu. (2008). *Tüketim harcamaları, yoksulluk ve gelir dağılımı, sorularla resmi istatistikler dizisi - 6* , Ankara, Türkiye İstatistik Kurumu, 1-81.

United Nations Development Programme. (1996). *Human development report, overview, "growth for human development?*", UK: Oxford University Press, 303-314

Van Praag, B.M.S. and A. Ferrer-i-Carbonell, (2004). *Happiness quantified: A satisfaction calculus approach*. UK: Oxford University Press.

Verbeek, M., and Nijman, T., (1992). Testing for selectivity bias in panel data models, *International Economic Review*, 33, 681-703.

Walker, A. and Walker, C. (1997). *Britain divided: the growth of social exclusion in the 1980s and 1990s*, London: CPAG.

Watts, H. W. (1967). The Measurement of poverty an exploratory exercise. *American Statistical Association*, 12-68.

Wooldridge, J. M. (2005). Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 20, 39–54.

Wooldridge, J.M. (2012). *Econometric analysis of cross section and panel data*. London: The MIT Press.

Yavuzkanat, P. (2013). *Türkiye'de İllerin Yoksulluk Riskinin Ölçülmesi Üzerine Bir Yöntem Önerisi*, Uzmanlık Tezi, Aile ve Sosyal Politikalar Bakanlığı, Ankara.

EKLER

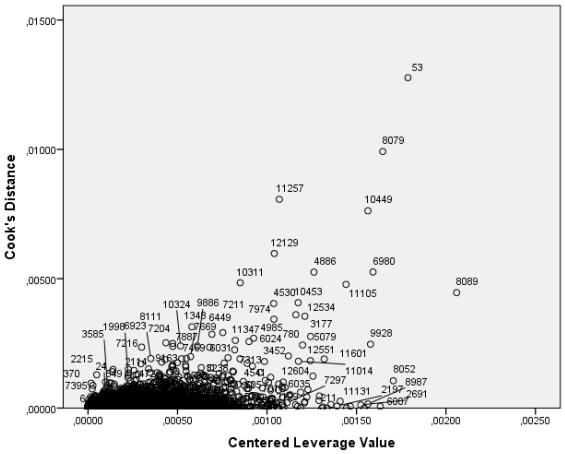
Ek-1. MGB, HHB ve KG arasındaki doğrusal ilişkiler (2006-2013)

	ρ_1 (Minimum Gelir-Hane Büyüklüğü)	ρ_2 (Minimum Gelir-Kullanılabilir Gelir)	ρ_3(Hane Büyüklüğü-Kullanılabilir Gelir)
2006	0,169* (P-değeri=0,000)	0,587* (P-değeri=0,000)	0,092* (P-değeri=0,000)
2007	0,174* (P-değeri=0,000)	0,654* P-değeri=0,000)	0,121* (P-değeri=0,000)
2008	0,187* (P-değeri=0,000)	0,698* (P-değeri=0,000)	0,129* (P-değeri=0,000)
2009	0,213* (P-değeri=0,000)	0,684* (P-değeri=0,000)	0,120* (P-değeri=0,000)
2010	0,221* (P-değeri=0,000)	0,674* (P-değeri=0,000)	0,134* (P-değeri=0,000)
2011	0,234* (P-değeri=0,000)	0,665* (P-değeri=0,000)	0,127* (P-değeri=0,000)
2012	0,227* (P-değeri=0,000)	0,698* (P-değeri=0,000)	0,147* (P-değeri=0,000)
2013	0,253*	0,709*	0,183*
Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA kesit veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları *0, 10; **0,05; ***0,01 anlamlılık düzeyi için katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir.			

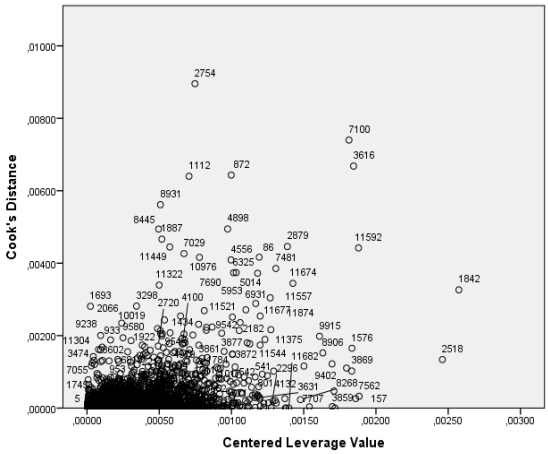
Ek-2. Çoklu regresyon analizi varsayım sınamalarının sonuçları (2006-2013)

Yıllar	Ortalama Varyans Şişirme Faktörü Değeri (VIF)	Değişen Varyans Sınaması Breusch-Pagan/Cook-Weisberg testi
2006	1,01	Kikare(1)=7,96 p-değeri=0,004***
2007	1,02	Kikare(1)=3,14 p-değeri=0,0762*
2008	1,02	Kikare(1)=93,69 p-değeri=0,000***
2009	1,02	Kikare(1)=32,15 p-değeri=0,000***
2010	1,02	Kikare(1)=10,43 p-değeri=0,001***
2011	1,02	Kikare(1)=4,79 p-değeri=0,0287**
2012	1,03	Kikare(1)=88,39 p-değeri=0,000***
2013	1,04	Kikare(1)=177,67 p-değeri=0,000***
Kaynak: 2006-2013 yılları GYKA kesit veri setine dayalı olarak yazarın kendi hesaplamaları *0, 10; **0,05; ***0,01 anlamlılık düzeyi için değişen varyans sorununu tahmin edilmiştir.		
(1)VIF faktörünün 1-5 arasında değer alması ardışık bağımlılık sorununun olmadığına işaret etmektedir. (2) Değişen varyans varsayımı için yokluk hipotezinde sabit varyans durumu sınanmaktadır.		

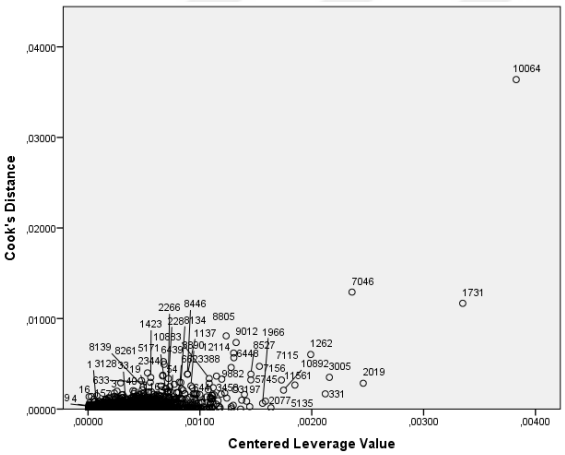
EK-3. Çoklu regresyon analizi sonuçlarına göre uç değerler(2006-2013)



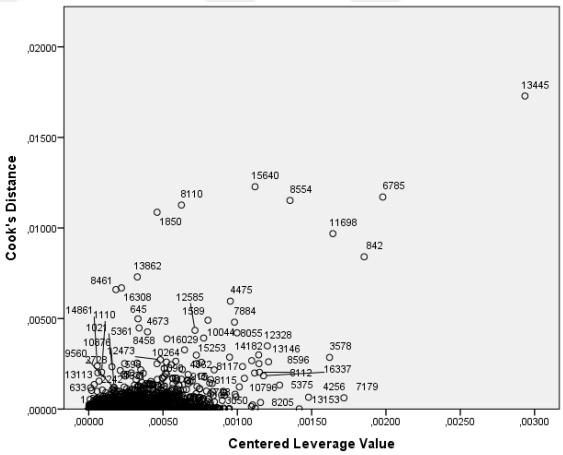
Resim 1.1. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2006 Yılı)



Resim 1.2. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2007 Yılı)

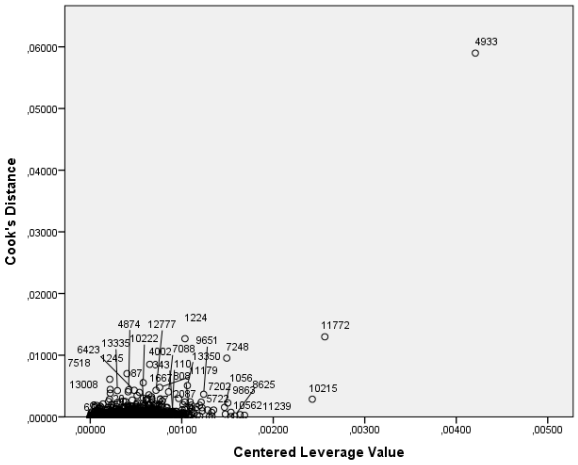


Resim 1.3. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2008 Yılı)

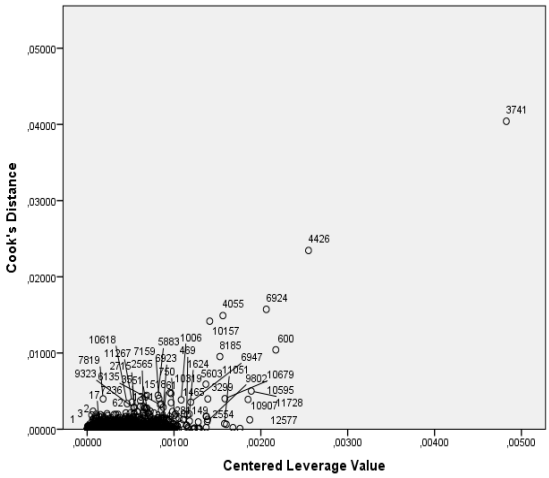


Resim 1.4. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2009 Yılı)

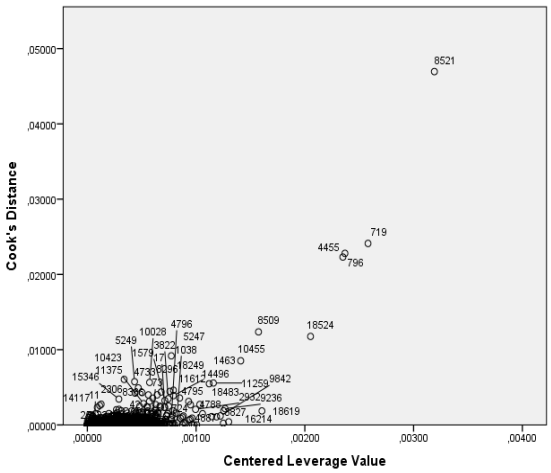
EK-3. (devam) Çoklu regresyon analizi sonuçlarına göre uç değerler(2006-2013)



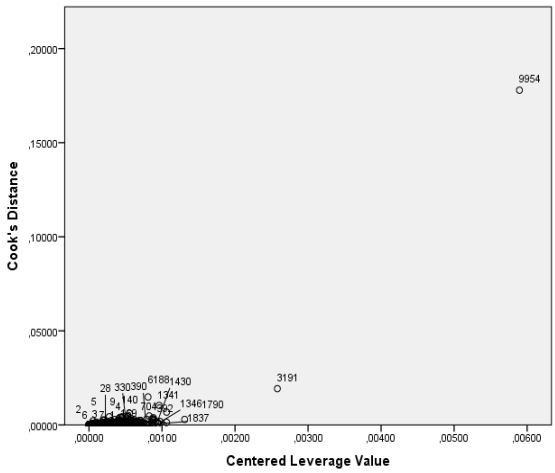
Resim 1.5. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2010 Yılı)



Resim 1.6. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2011 Yılı)

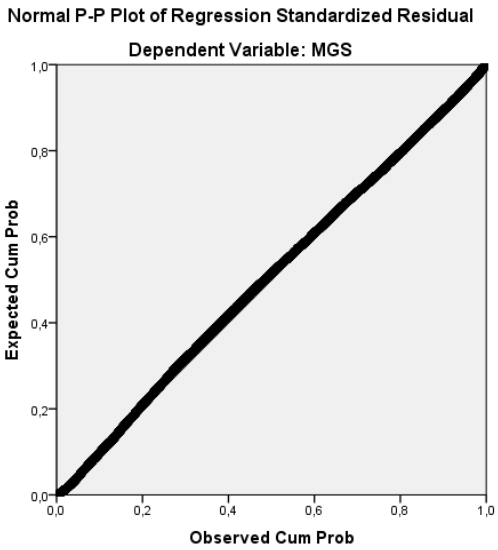


Resim 1.7. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2012 Yılı)

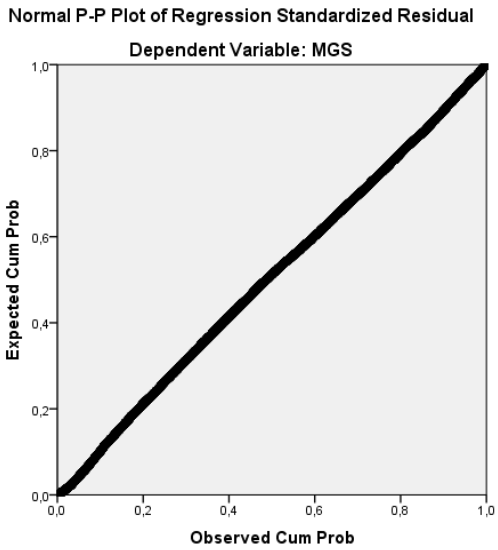


Resim 1.8. Cook uzaklığı ve merkezileştirilmiş kaldıraç değerlerine göre uçdeğerler (2013 Yılı)

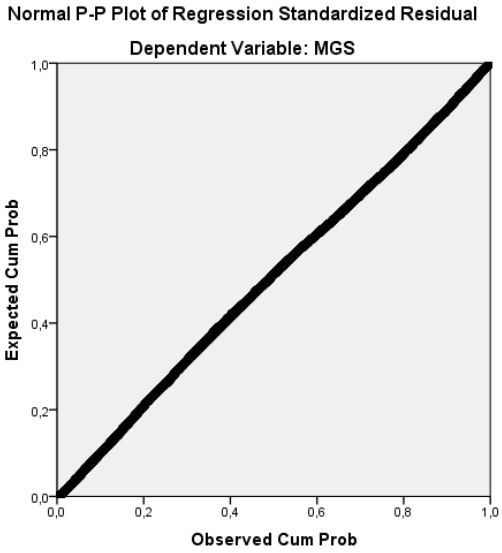
EK-4. Standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2006-2013)



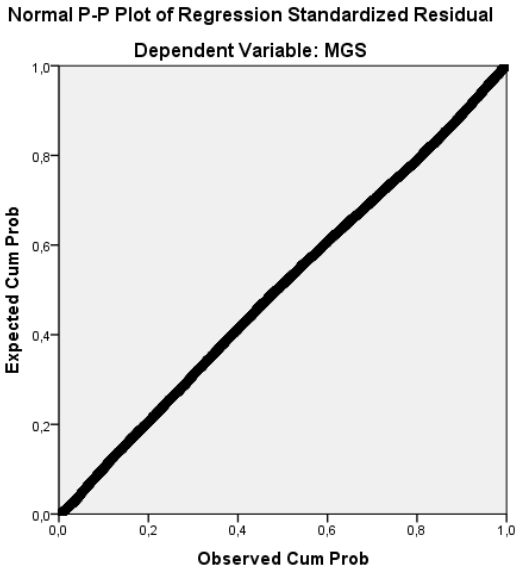
Resim 1.9. Çoklu Doğrusal Regresyon Sonuçlarına Göre Standartlaştırılmış Artıkların Normal Dağılıma Uygunluğu (2006 Yılı)



Resim 1.10. Çoklu Doğrusal Regresyon Sonuçlarına Göre Standartlaştırılmış Artıkların Normal Dağılıma Uygunluğu (2007 Yılı)

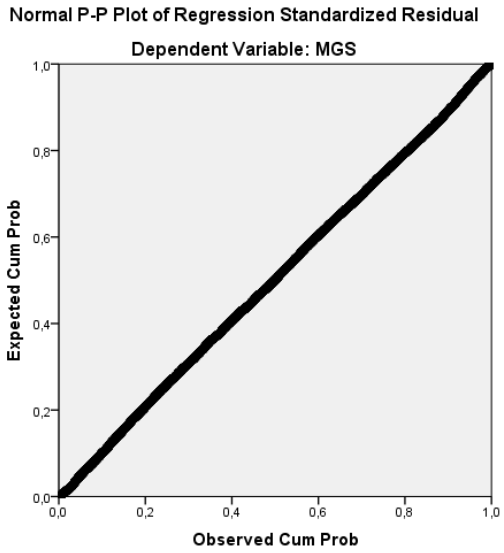


Resim 1.11. Çoklu Doğrusal Regresyon Sonuçlarına Göre Standartlaştırılmış Artıkların Normal Dağılıma Uygunluğu (2008 Yılı)

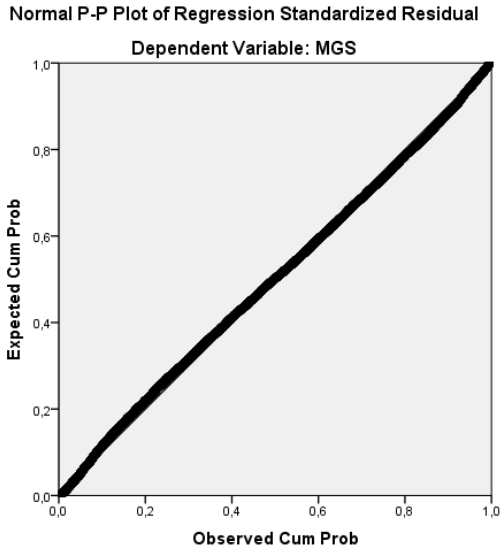


Resim 1.12. Çoklu Doğrusal Regresyon Sonuçlarına Göre Standartlaştırılmış Artıkların Normal Dağılıma Uygunluğu (2009 Yılı)

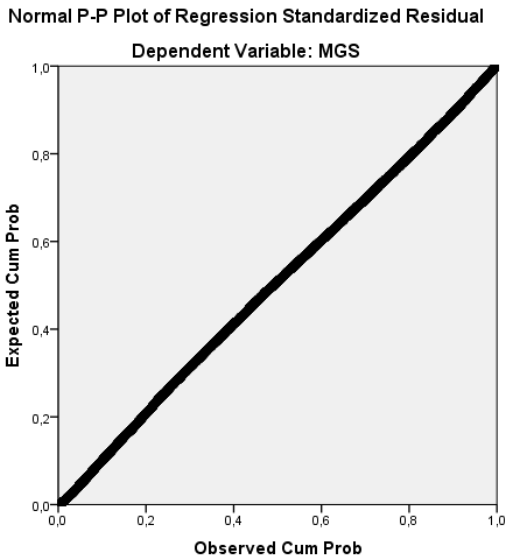
EK-4. (devam) Standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma uygunluğu (2006-2013)



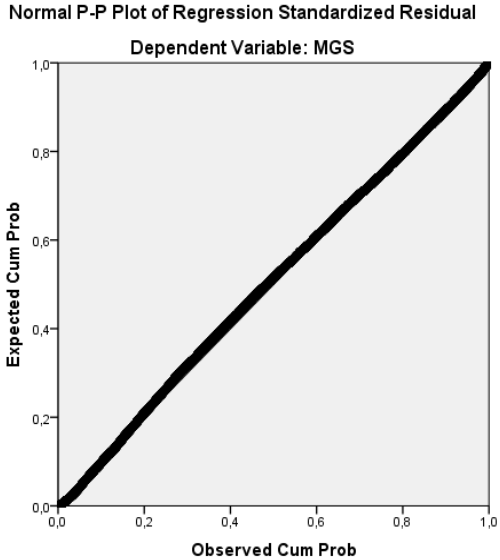
Resim 1.13. Çoklu Doğrusal Regresyon Sonuçlarına Göre Standartlaştırılmış Artıkların Normal Dağılıma Uygunluğu (2010 Yılı)



Resim 1.14. Çoklu Doğrusal Regresyon Sonuçlarına Göre Standartlaştırılmış Artıkların Normal Dağılıma Uygunluğu (2011 Yılı)



Resim 1.15. Çoklu Doğrusal Regresyon Sonuçlarına Göre Standartlaştırılmış Artıkların Normal Dağılıma Uygunluğu (2012 Yılı)



Resim 1.16. Çoklu Doğrusal Regresyon Sonuçlarına Göre Standartlaştırılmış Artıkların Normal Dağılıma Uygunluğu (2013 Yılı)

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler



Soyadı, adı : YAVUZKANAT, Pınar
Uyruğu : Türkiye Cumhuriyeti
Doğum tarihi ve yeri : 12.06.1985, Ankara
Medeni hali : Evli
e-mail : pnaresen@gmail.com

Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet tarihi
Y.Lisans	Gazi Üniversitesi /İstatistik	2010
Lisans	Gazi Üniversitesi /İstatistik	2007
Lise	Ankara Deneme Lisesi(Y. Dil Ağırlıklı)	2003

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
2009-Halen	T.C. Aile ve Sosyal Politikalar Bak.	Aile ve Sosyal Politikalar Uzmanı

Yabancı Dil

İngilizce

Yayınlar

Tezler

- Esen, P. (2010). *Zaman Serisi Modelleri İle Stres-Dayanıklılık Analizi ve Su Tüketiminde Riske İlişkin Bir Uygulama*, Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- Yavuzkanat, P. (2013). *İllerin Yoksulluk Riskinin Ölçülmesi Üzerine Bir Yöntem Önerisi*, Uzmanlık Tezi, Aile ve Sosyal Politikalar Bakanlığı, Ankara.

Dergi-Gazete	• Özgenç, N. ve Yavuzkanat, P. (2015). Yoksullukla mücadelenin gelişen yapısına uygun yeni ölçüm yöntemleri. *Biz Bir Aileyiz Dergisi,* Sayı:12 • Özgenç, N. ve Yavuzkanat, P. (2015). İnsani Gelişme Raporları ve Türkiye, *Biz Bir Aileyiz Dergisi*, Sayı:12

Hobiler

Film izlemek, spor yapmak

DİZİN

B

birim etki · ix, 15, 98

D

deleeck sorusu · 5, 66, 67, 79
durum bağımlılığı · iv, x, 8, 11, 30, 31, 32, 40, 71, 75, 112, 143, 144, 145, 159, 161, 162

F

fayda · 2, 6, 61, 62, 92, 93, 101, 102, 154, 155

G

geçinebilme · ix, xi, 81, 83, 84, 85, 86
gelir değerlendirme sorusu · 60
gelirin refah fonksiyonu · 61
gerçek durum bağımlılığı · iv, 145, 162
gizil değişkenler · 15
gözlenemeyen heterojenlik · 15, 30

H

hausman · ix, 27, 97, 98, 99
heckman · x, 32, 39, 40, 41, 42, 43, 112, 129, 131, 132, 139, 158, 161, 163, 167
heterojenlik · vii, 18

İ

içsel değişim · viii, 35, 121, 139, 141
içsellik · 13, 15, 20, 112, 124, 158

K

katı dışsallık · 15, 18, 22, 25, 28
kullanılabilir gelir · viii, 47, 60, 82, 87, 96, 100, 153

L

leyden yoksulluk sınırı · 62

M

minimum gelir beklentisi · viii
minimum gelir sorusu · xiv, 2, 65

Ö

ölçüm hataları · 66

P

panel yıpranması · vii, 14, 104
probit · viii, 34, 37, 129, 130, 139, 141

R

rastgele etkiler · vii, 21, 24, 25

S

sabit etkiler · vii, 21, 23, 24, 27, 97, 100
seçim modeli · ix, 107, 108, 109

T

temel Olasılık Oranı · vii, 32

U

uç değer · viii, 89, 101, 150, 175, 176

W

wooldridge · x, 10, 14, 15, 16, 18, 20, 21, 24, 26, 27, 39, 42, 43, 97, 106, 121, 132, 134, 135, 139, 140, 141, 158, 172

Y

yıpranma · 13, 14, 30, 104, 105, 113, 156

Z

zayıf dışsallık · 15



GAZİ GELECEKTİR..