TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

SEÇİLMİŞ AB ÜLKELERİ İÇİN GELİR-TÜKETİM İLİŞKİSİ: PANEL VERİ YAKLAŞIMI

Mehmet ÖKSÜZKAYA

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ADANA – 2013

TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

SEÇİLMİŞ AB ÜLKELERİ İÇİN GELİR-TÜKETİM İLİŞKİSİ: PANEL VERİ YAKLAŞIMI

Mehmet ÖKSÜZKAYA

Danışman: Doç. Dr. Mehmet ÖZMEN

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ADANA - 2013

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğü'ne,

Bu çalışma, jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim Dalı'nda YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Başkan: Doç. Dr. Mehmet ÖZMEN
(Danışman)

Üye : Prof. Dr. Altan ÇABUK

Üye : Prof. Dr. Murat DOĞANLAR

ONAY
Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim elemanlarına ait olduklarını onaylarım.
...../...../2013

Prof. Dr. Azmi YALÇIN
Enstitü Müdürü

Not: Bu tezde kullanılan özgün ve başka kaynaktan yapılan bildirişlerin, çizelge, şekil ve fotoğrafların kaynak gösterilmeden kullanımı, 5846 Sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunu'ndaki hükümlere tabidir.

ÖZET

SEÇİLMİŞ AB ÜLKELERİ İÇİN GELİR-TÜKETİM İLİŞKİSİ: PANEL VERİ YAKLAŞIMI

Mehmet ÖKSÜZKAYA

Yüksek Lisans Tezi, Ekonometri Anabilim Dalı
Danışman: Doç. Dr. Mehmet ÖZMEN
Haziran 2013, 93 sayfa

Ekonometri ve iktisat bilimlerinin en önemli araştırma konulardan biri olan gelir ile tüketim arasındaki ilişki hemen hemen her dönem güncelliğini korumuş ve birçok çalışmaya konu olmuştur. Bu alanda yapılan ilk çalışmalar bir Alman istatistikçi olan Ernst Engel 'in 19 yüzyıldaki çalışmaları dayanmaktadır. Günümüze kadar gelir ile tüketimi arasındaki ilişkiyi açıklamak için başta Keynes'in mutlak gelir hipotezi olmak üzere birçok tüketim teorisi geliştirilmiştir.

Bu çalışmada, 1996 - 2010 yılları arasında, seçilmiş Avrupa Birliği ülkelerinden oluşan panel veri seti kullanılarak, gelir ile tüketim arasındaki ilişki tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bu çalışmada, kullanılan panel birim kök ve panel eşbütünleşme testleri ayrıntılı bir biçimde anlatılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Gelir, Tüketim, Tüketim Teorileri, Panel Birim Kök, Panel Eşbütünleşme

ABSTRACT

RELATIONSHIP BETWEEN INCOME AND EXPENDITURE FOR SELECTED EU COUNTRIERS: A PANEL DATA APPROACH

Mehmet ÖKSÜZKAYA

Master Thesis, Department of Econometrics
Supervisor: Assoc. Prof. Dr. Mehmet ÖZMEN
July 2013,93 pages

The relationship between income and consumption is one of the most popular subjects of econometrics and economics science that protects its popularity and became study to many subjects. The first studies in this subject is based on the German statistician Ernst Engel's ninenteenth century studies. So far to clarify the relationship between income and consumption was improved firstly Keynes's absolute income theory, and many other consumption theories.

In this study, the relation between income and consumption was tried to be estimated by using panel data set that consists of chosen EU countries between 1996-2010. Panel unit root and panel co-integration tests are explained comprehensively in this study.

Keywords: Income, Consumption, Consumption Theory, Panel Unit Root, Panel Co-integration

ÖNSÖZ

Bu tezin hazırlanması sürecinde desteklerini benden esirgemeyen, zor zamanlarımda beni yalnız bırakmayan sayın hocam ve tez danışmanım Doç. Dr. Mehmet ÖZMEN'e en derin şükranlarımı sunarım.

Ayrıca tezin oluşturulması sürecinde çalışmasını, bilgisini, zamanını benden esirgemeyen ve hatta çalışmanın tamamlanması için gerekli ortam ile zamanın oluşmasına olanak sağlayan çok değerli Doç. Dr. Latif ÖZTÜRK Hocam'a sonsuz minnet ve teşekkürlerimi sunuyorum. Değerli yönlendirmeleri ve vermiş oldukları desteklerinden ötürü Kırıkkale Üniversitesi'nden Doç. Dr. Nihat IŞIK ile Yrd. Doç. Dr. Taylan TANER Doğan'a teşekkürü borç bilirim.

Son olarak bana olan inanç ve desteğiyle yardımlarını esirgemeyen ailem annem Behice ÖKSÜZKAYA babam Hüseyin ÖKSÜZKAYA ve kardeşim Hayrullah ÖKSÜZKAYA'ya sonsuz şükranlarımı sunarım.

Mehmet ÖKSÜZKAYA

Haziran 2013

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET ii
ABSTRACT iii
ÖNSÖZ iv
KISALTMALAR LİSTESİ ix
TABLOLAR LİSTESİ x

BÖLÜM I
GİRİŞ

1.1. Araştırmanın Amacı 1
1.2. Araştırmanın Önemi 1
1.3. Araştırmanın Yöntemi 2
1.4. Araştırmanın Sınırlılıkları 2

BÖLÜM II
PANEL VERİYE GİRİŞ

2.1. Ekonomik Analizlerde Kullanılan Veri türleri 3
2.1.1. Zaman Serisi Verisi 3
2.1.2. Yatay Kesit Verisi 4
2.1.3. Panel Veri 4
2.2. Panel Veri Kaynakları 5
2.3. Panel Verinin Avantajları 7
2.4. Panel Verinin Dezavantajları 11
2.5. Panel Veri Regresyon Modellerinin Tahmini 13
2.5.1. Sabit Etkiler Modeli 14
2.5.2. Tesadüfi Etkiler Modeli 16
2.5.3. Hausman Testi 17

BÖLÜM III
PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ

3.1. Durağanlık Kavramı. 18
3.2. Birim Kök Kavramı 19
3.3. Durağan Olmayan Paneller 19
3.4. Panel Birim Kök Testleri 20
3.4.1. Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri 21
3.4.1.1. Levin, Lin ve Chu Panel Birim Kök Testi 21
3.4.1.2. Levin, Lin ve Chu Panel Birim Kök Testinin Özellikleri 23
3.4.1.3. Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testi 24
3.4.1.4. Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testinin Özellikleri 24
3.4.1.5. Breitung Panel Birim Kök Testi 24
3.4.1.6. Breitung Panel Birim Kök Testinin Özellikleri 25
3.4.1.7. Hadri Panel Birim Kök Testi 26
3.4.1.8. Hadri Panel Birim Kök Testinin Özellikleri 28
3.4.1.9. Im, Pesaran Panel Birim Kök Testi. 28
3.4.1.10. Im, Pesaran Panel Birim Kök Testinin Özellikleri 30
3.4.2. İkinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri 30
3.4.2.1. Moon ve Perron Panel Birim Kök Testi 30
3.4.2.2. Bai ve Ng (2004) Panel Birim Kök Testi 31
3.4.2.3. Phillips ve Sul (2003) Panel Birim Kök Testi 32
3.4.2.4. Pesaran Panel Birim Kök Testi 33

BÖLÜM IV
PANEL EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

4.1. Kao Panel Eşbütünleşme Testi 36
4.2. Pedroni Panel Eşbütünleşme Testi 38
4.3. McCoskey ve Kao Panel Eşbütünleşme Testi 40
4.4. Westerlund ve Edgerton (2005) Panel Eşbütünleşme Testi 42

BÖLÜM V
TÜKETİM TEORİLERİ

5.1. Mutlak Gelir Hipotezi..... 47
5.1.1. Keynez'in Mutlak Gelir Hipotezine İlişkin Ampirik Çalışmalar 52
5.2. Nispi Gelir Hipotezi 54
5.3. Sürekli Gelir Hipotezi..... 59
5.4. Hayat Devreleri Hipotezi..... 63
5.5. Literatür Taraması 66

BÖLÜM VI
UYGULAMA

6.1. Uygulama..... 72

BÖLÜM VII
SONUÇ VE ÖNERİLER

7.1. Sonuç 83
7.2. Öneriler..... 85

KAYNAKÇA..... 86
ÖZGEÇMİŞ 93

KISALTMALAR LİSTESİ

AB : Avrupa Birliği
ABD : Amerika Birleşik Devletleri
ADF : Arttırlmış Dickey Fuller
AIH : Mutlak Gelir Hipotezi (Absolute Income Hypothesis)
APC : Ortalama Tüketim Eğilimi
APEC : Asya Pasifik İşbirliği Örgütü
CIA : Merkezi Haber Alma Ajansı (Central Inteligence Agency)
DF : Dickey Fuller
DOLS : Dinamik En Küçük Kareler
ECB : Avrupa Merkez Bankası (European Central Bank)
FEM : Sabit Etkiler Modeli (Fixed Effect Model)
FM : Tam değiştirilmiş (Fully Modified)
GSYİH : Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
IFS : Uuslararası Para Fonunun Uluslararası Finansal İstatistikler Bölümü (International Finance Statistic)
IMF : Uluslararası Para Fonu (International Monetary Fund)
IPS : Im, Pesaran ve Shin Panel Birim Kök Testi
LBUI : Yerel en iyi Değişmez sapmasız Değişmez (Locally Best İnvarient)
LLC : Levin, Lin ve Chu Panel Birim Kök Testi
LM : Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier)
LSVD : En Küçük Kareler Kukla Değişken Modeli (Least Square Dummy Variable)
MPC : Marjinal Tüketim Eğilimi
NDUS : Avrupa Topluluğu İstatistik Ofisinin Ulusal Veri Toplamı Birimi
NLS : İşgücü Piyasaları Deneyimlerinin Ulusal Uzunlamasına Araştırmaları (National Longitudinal of Labor Market Experience)
OECD : Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü
OPEC : Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü
PIH : Sürekli Gelir Hipotezi
PSID : Gelir Dinamikleri Panel Veri Çalışması (Panel Study of Income Dynamics)
REM : Tesadüfi Etkiler Modeli (Random Efffect Model)
SGP : Satın Alma Gücü Paritesi

TABLOLAR LİSTESİ

Sayfa

Tablo 1. Türkiye'nin 2004-2010 Yılları Arasındaki Nüfusu 3
Tablo 2. AB Ülkelerinin 2007 Yılındaki Nüfusu.....4
Tablo 3. AB Ülkelerinin 2004-2011 Yılları Arasındaki Nüfusu 5
Tablo 4. Gelir ve Tüketim Değişkenleri İçin Tanımlayıcı İstatistikler 72
Tablo 5. Gelir Değişkeni Panel Birim Kök Testi Sonuçları 73
Tablo 6. Gelir Değişkeni İçin Hadri Panel Birim Kök Testi Sonuçları..... 74
Tablo 7. Tüketim Değişkeni İçin Panel Birim Kök Testi Sonuçları 74
Tablo 8. Tüketim Değişkeni İçin Hadri Panel Birim Kök Testi Sonuçları 75
Tablo 9. Gelir ve Tüketim Değişkenleri İçin Panel EGLS Tahmini..... 76
Tablo 10. Gelir ve Tüketim Değişkenleri için Sabit Etkiler Modeli..... 78
Tablo 11. Gelir ve Tüketim Değişkenleri için Rassal Etkiler Modeli..... 79
Tablo 12. Gelir ve Tüketim Değişkeni İçin Hausman Test Sonuçları 80
Tablo 13. Ülkeler Bazında Sabit Terim ve Gelir Değişkeninin Anlamlılığı 81

BÖLÜM I

GİRİŞ

Ekonometri ve iktisat bilimlerinin en önemli araştırma konularından biri olan gelir ile tüketim arasındaki ilişki hemen hemen her dönem güncelliğini korumuş ve üzerine pek çok çalışma yapılmıştır. Gelir ile tüketim arasında yapılan ilk çalışmalar bir Alman istatistikçi olan Ernst Engel'in 19 yüzyıldaki çalışmalarına dayanmaktadır.

Bununla birlikte, Keynes'in 'Mutlak Gelir Teorisi', Friedman'ın 'Sürekli Gelir Hipotezi', Duesenberry'in 'Nispi Gelir Teorisi' ve Modigliani'nin 'Hayat Devreleri Hipotezi' gibi kuramlar günümüzde gelir ile tüketimi açıklayan en önemli kuramlardır.

Bu çalışmada Avrupa Birliğine üye ülkelerin belirlenen bir zaman içindeki gelir ile tüketim arasındaki ilişkiyi açılayan en uygun model tahmin edilmeye çalışılacaktır. Bunun için öncelikle analize başlamadan önce konuyla ilgili temel kavramlara yer verilmiştir. İlerleyen bölümlerde ise gelir ile tüketim değişkenlerinin durağan olup olmadığı çeşitli test ve hipotezlerle sınamıştır. Uygulanan bu testlerin arka planlarındaki işleyişlerinin nasıl olduğu oldukça detaylı bir biçimde incelenecektir. Elde edilen sonuçlara doğrultusunda en uygun ekonometrik model seçilecektir.

1.1.Araştırmanın Amacı

Avrupa Birliğine üye olan 26 ülkenin 14 yıllık gelir ve tüketim değişkenlerinden oluşan panel veri seti kullanılarak en uygun ekonometrik model tahmin edilmeye çalışılacaktır. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda elde edilen modeller iktisadi, ekonometrik ve istatistiki olarak incelenecektir.

1.2.Araştırmanın Önemi

Günümüzde panel veri setlerinin yaygınlaşması ile daha kapsamlı araştırmalar yapılmasına olanak veren panel analiz teknikleri geliştirilmiştir. Ancak panel veri analizi, panel birim kök testleri ve panel eşbütünleşme testleri ile ilgili çalışmalar oldukça sınırlı kalmaktadır. Literatürdeki panel birim kök ve panel eşbütünleşme ile ilgili olan çalışmalar oldukça sığ olmakla birlikte bu testlerin ne şekilde oluştuğu ve bu

testlerin arka planlarındaki teorik altyapıları hakkında kapsamlı çalışma sayısı oldukça azdır.

Bu çalışmada Avrupa Birliğine üye olan ülkelerin seçilme nedeni ise, bu ülkelerin nispeten diğer ülkelere göre gelir ve tüketimlerinin daha istikrarlı olmasıdır. Bu konuda yapılan çalışmalarda, genellikle panel veri analizi yatay boyutu görece daha kısa olan uygulamalar yapılmıştır. Bu çalışmada bu alanda oluşan boşluğu doldurmak amacıyla yapılmıştır.

1.3.Araştırmanın Yöntemi

Çalışmanın belirlenen amaçları doğrultusunda, daha önce yapılmış teorik ve uygulamalı çalışmalar incelenecektir. Oluşturulacak modeldeki değişkenler Eviews bilgisayar paket programı kullanılarak durağan olup olmadığı çeşitli hipotezlerle testleri ile test edilecektir. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda en uygun model oluşturulacaktır.

1.4.Araştırmanın Sınırlılıkları

Bu çalışmada Avrupa Birliğine üye olan 26 ülkenin 14 yılı kapsayan panel veri seti kullanılarak gelir ile tüketim arasındaki ilişkiyi açıklayan en uygun ekonometrik model incelenecektir. Bu çalışmada birinci bölümde konuyla ilgili temel kavramlara yer verilmiştir. İkinci ve üçüncü bölümde gelir ve tüketim değişkenlerinin analizinde kullanılacak olan yöntemlere ve bunların metodolojileri hakkında oldukça detaylı bir biçimde incelenmiştir. Dördüncü bölümde ise gelir ve tüketim arasındaki ilişkiyi daha kapsamlı bir biçimde açıklamak için öne sürülmüş olan tüketim teorileri üzerinde durulmuştur. Son olarak beşinci bölümde ise konu ile ilgili uygulamalar ilgili paket programı kullanılarak elde edilen sonuçlar iktisadi, ekonometrik ve istatistiki olarak yorumlanmıştır.

BÖLÜM II

PANEL VERİYE GİRİŞ

2.1. Ekonomik Analizlerde Kullanılan Veri Türleri

"Ekonometrik araştırmanın en önemli aşamalarından bir tanesi, değişkenlere ait verilerin toplanmasıdır. Güvenilir kaynaklardan ve doğru olarak veri toplanmasının yanı sıra, kullanılacak modele uygun olacak şekilde veri toplanması da ekonometrik tahminlerin güvenilirliğini büyük ölçüde etkilemektedir." Ekonomik araştırmalarda kullanılan veri türleri zaman serisi verisi, yatay kesit verisi ve panel veri olmak üzere üç çeşittir (Tatoğlu F. , 2012a, s. 1).

2.1.1. Zaman Serisi Verisi

Tatoğlu (2012a)'de zaman serisi, değişken değerlerinin birim zamana göre yıllık, mevsimlik, aylık, haftalık, günlük olarak değişimini içeren verilerdir. Bu serilere yıllık olarak (GSYİH) gayri safi yurtiçi hasıla ve ithalat, aylık olarak işsizlik oranları ve enflasyon oranları, günlük olarak hisse senedi getirileri şeklinde sıralanabilmektedir. Tablo 1'de Türkiye'nin 2004-2010 yılları arasındaki nüfus verileri zaman serisi verisine örnek olarak verilebilir.

Tablo 1

Türkiye'nin 2004-2010 Yılları Arasındaki Nüfusu

Yıllar	Türkiye'nin Nüfusu Milyon kişi
2004	67.723
2005	68.566
2006	69.395
2007	70.215
2008	71.095
2009	72.050
2010	73.003

Kaynak: International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, October 2012, http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2012/02/weodata/weoselgr.aspx Erişim tarihi: 10.11.2012

2.1.2. Yatay Kesit Verisi

Zamanın belli bir noktasından, farklı birimlerden elde edilen verilere yatay kesit verisi denilmektedir. Burada 'farklı birimlerden' kastedilenler; birey, hane halkı, firma, sektör, ülke gibi iktisadi birimleri ifade etmektedir (Tatoğlu F. , 2012a, s. 2).

Bu serilere Asya Pasifik Ekonomik İşbirliği (APEC) ülkelerin her birinin 2009 yılındaki dolar cinsinden Gayri safi yurtiçi hasılaları (GSYİH), Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü (OPEC) ülkelerin her birinin 2010 yılının ilk çeyreğinde (ocak-şubat-mart) ihraç ettikleri petrol miktarları örnek olarak verilebilir. Tablo 2'de Avrupa Birliği (AB) üye bazı ülkelerin 2007 yılındaki nüfusları yatay kesit veriye örnek verilebilir.

Tablo 2

AB Ülkelerinin 2007 Yılındaki Nüfusu

Ülkeler (milyon kişi)	**Yunanistan**	**Hollanda**	**İspanya**	**Fransa**	**Almanya**
Yıl: 2007	11.112	16.382	44.874	61.975	82.262

Kaynak: International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, October 2012, http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2012/02/weodata/weoselgr.aspx Erişim tarihi: 10.11.2012

2.1.3. Panel Veri

Bireyler, hane halkları, firmalar, sektör ve ülkeler gibi farklı birimlere ait olan yatay kesit verileri ile, günlük, aylık ve yıllık gibi farklı dönemlere ait zaman serisi verilerin bir araya getirilmesi ile panel veri seti oluşturulur (Tatoğlu F. , 2012a, s. 2).

Bu serilere örnek olarak Avrupa Birliğine üye ülkelerin 1985-2009 yılları arasındaki enflasyon oranları, Asya Pasifik Ekonomik İşbirliği Teşkilatına üye ülkelerin 1990-2007 arasındaki tahıl üretim miktarlar örnek olarak verilebilir. Tablo 3'de Avrupa Birliğine üye olan birkaç ülkenin 2004-2011 yıllarındaki nüfus rakamları panel veri setine örnek teşkil etmektedir.

Tablo 3

AB Ülkelerin 2004-2011 Yılları Arasındaki Nüfusu

Ülkeler (milyon kişi)	**Yunanistan**	**Hollanda**	**İspanya**	**Fransa**	**Almanya**
2004	11.042	16.282	42.692	60.505	82.501
2005	11.064	16.320	43.398	60.693	82.465
2006	11.087	16.346	44.068	61.400	82.366
2007	11.112	16.382	44.874	61.795	82.262
2008	11.137	16.446	45.593	62.135	82.120
2009	11.161	16.530	45.929	62.466	81.875
2010	11.183	16.615	46.073	62.791	81.757
2011	11.194	16.690	46.125	63.128	81.779

Kaynak: International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, October 2012, http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2012/02/weodata/weoselgr.aspx Erişim tarihi: 10.11.2012

Ekonomik analizlerde farklı sebeplerden ötürü ya yatay olan kesit verileri ya da dikey olan zaman serisi verileri kullanılmaktadır. Ama bazı ekonomik analizlerde ne dikey olan zaman serisi ne de yatay olan kesit verisi tek başına yeterli olmamaktadır. Bunun nedeni yatay kesit verilerinin farklı birimler için ancak bir dönem boyunca bilgi vermesi, aynı şekilde zaman serisi verilerinde yalnızca bir tek birimin farklı dönemleri boyunca bilgi vermektedir. Bu yüzden bazı ekonomik araştırmaların yapılabilmesi için farklı dönemlere ait zaman serisi verileri ile farklı birimlere ait yatay kesit verilerinin birleştirilmesi ile elde edilen panel veri setleri kullanılmalıdır (Tatoğlu F. , 2012a, s. 3).

2.2. Panel Veri Kaynakları

Günümüzde panel veri setleri ve panel veri analizine olan ilgi gün geçtikçe artmakta olup hem gelişmiş ülkelerde hem de gelişmekte olan ülkelerde yaygın olarak kullanılmaktadır. Panel veri konusunda en önemli iki örnek Amerika Birleşik Devletleri (ABD) Michigan Üniversitesi Sosyal Araştırmalar Enstitüsü tarafından toplanan Gelir Dinamikleri Panel Veri Çalışması (PSID = Panel Study of Income Dynamics) diğeri Bureau of Labour Statistic'in sponsorluğundaki toplanan İşgücü Piyasaları

Deneyimlerinin Ulusal Uzunlamasına Araştırmaları (NLS = National Longitudinal Surveys of Labor Market Experience) (Hsiao, 2003, s. 1).

Michigan Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü (PSID) tarafından yaklaşık olarak 6000'den aile ve 15000'den bireyden oluşturulan temsili bir örneklemden yıllık ekonomik bilgilerin toplanmasına 1968 yılında başlanmış günümüzde de devam etmektedir (Hsiao, 2007, s. 2).

Oluşturulan veri setinde gelir, yoksulluk durumu, vergiler aile yapısı, işgücü piyasası, coğrafi hareketlilik, ev sahibi olup olmama durumu ve ev işlerine ne kadar zaman harcandığı ile ilgili çeşitli sorulardan oluşmaktadır (Baltagi, 2005, s. 1).

Bu gibi sorulardan elde edilen panel veri seti yaklaşık olarak 5000 fazla değişken içermektedir (Hsiao, 2003, s. 1).

National Longitudinal Surveys of Labor Market Experience'ın 1960'lı yıllarda başlayan farklı işgücü piyasalarında farklı kesimleri kapsayan 5 farklı panel veri setini içerir. Bunlar; 1966 yılında 45 ile 59 yaş arası erkekler, 1966 yılında 14 ile 24 yaş arası genç erkekler, 1967 yılında 30 ile 44 yaş arası bayanlar, 1968 yılında 14 ile 24 yaş arası genç bayanlar ve 1979 yılında 14 ile 24 yaş arasındaki genç erkek ve bayanlardan oluşmaktadır (Hsiao, 2007, s. 2).

Avrupa'da birçok ülke yıllık veya daha sık frekansla ulusal veri toplayan kuruluşlara sahiptirler. Bunlara Almanya'da German Social Economics Panel, Hollanda'da Netherlands Socio-Economic Panel, Lüksemburg'ta Luxemburg Social Panel, Kore'de Korea Labour and Income Panel Study, İngiltere'de the British Household Panel Survey ve Japonya'da Japanese Panel Survey on Consumers örnek olarak verilebilir. Avrupa Topluluğu İstatistik Ofisinin Ulusal Veri Toplamı Birimi (NDUS) 1994 yılında mevcut ulusal panelleri koordinasyon ile birbirine bağlayarak merkezi çok amaçlı yıllık panel araştırmalarına başlamıştır.

Panel veriler gelişmekte olan ülkelerde giderek daha kullanılabilir hale gelmiştir. Ancak bu ülkeler uzun süreli istatistiksel veri toplama geleneğine sahip olmadıkları için birçok önemli soruna anlamlı bir şekilde cevaplandırabilmek için gerekli olan özgün veri setlerine de sahip değildirler. Pek çok uluslararası kuruluşlar ülkelerin panel veri çalışmalarını oluşturmak için sponsor olmuşlardır. Çin Devlet Konseyi Kırsal Kalkınma Araştırma Merkezi Dünya Bankası ile işbirliği yaparak 200 büyük İlçe ve köy işletmeleri için 1984 - 1990 yılları arasında yıllık panel araştırması yapmıştır (Hsiao, 2005, s. 145).

Yukarıda ifade edilen mikro panellerin dışında Satın Alma Gücü Paritesi (SGP) ve büyüme yakınsaması gibi makro paneller üzerine yapılan çalışmalar da bulunmaktadır. Makro panellere bir örnek vermek gerekirse bunlardan ilki ticari verilerin yönü ve uluslararası finansal istatistiklerin bulunduğu Uluslararası Para Fonu'nun (IMF = International Monetary Fund) yer alan makro panel veri setleridir (Baltagi, 2005, s. 3).

Uluslararası Para Fonunun Uluslararası Finansal İstatistikler (IFS= International Finance Statistic) bölümünde yer alan makro panel verileri, 1948 yılından başlayarak 200'den fazla ülkede yaklaşık olarak 32.000 zaman serisini kapsamaktadır. Bu panel veri setleri döviz kurları , Başlıca küresel fon hesapları ve ülkelerin ekonomik göstergelerini içeren makro panellerden oluşmaktadır (www.imf.org, 2012).

İkinci büyük makro panel veri kaynağı ise, Dünya Bankası'nın uluslararası kaynaklardan derlediği Dünya Gelişim Göstergeleridir. Bize küresel kalkınmada en doğru ve en güncel verileri, ulusal ve bölgesel bazda tahminleri sunmaktadır (www.worldbank.org, 2012).

Bunların dışında diğer makro panel veri setleri; Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütünün (OECD) panel verileri, Avrupa Merkez Bankasının (European Central Bank = ECB) kendi üyeleri için sağladığı makro paneller ve Merkezi Haber Alma Ajansının (Central Inteligence Agency) sağladığı makro paneller olarak sıralanmaktadır (Uğur, 2009, s. 37).

2.3. Panel Verinin Avantajları

Hsiao (2003) ve Klevmarken (1989) panel veri kullanmanın faydalarını aşağıda verilen şekilde listelemişlerdir.

1) Birim heterojenlik kontrolü: Panel veri bireylerin, firmaların, eyaletlerin ve ülkelerin heterojen olduğunu öne sürer. Zaman serisi ve yatay kesit verileri heterojenliği kontrol edemediğinden sonuçların sapmalı olma riskiyle karşı karşıyadır. Bu duruma bir örnek vermek gerekirse, Baltagi ve Levin (1992) çalışması örnek verilebilir. Bu çalışmaya 1963-1988 yılları arasında 46 Amerikan eyaletinde sigara talebi çalışması örnek verilebilir. Sigara tüketimi; gelir, fiyat ve tüketimin gecikmeli değeri kullanarak modellenmiştir. Bu değişkenler zamana ve eyaletlere göre değişmektedir. Ancak, tüketimi etkileyen zamanla değişmeyen veya eyaletlerle birlikte değişmeyen birçok

değişken vardır. Bu değişkenleri sırasıyla Z_i ve W_t olarak isimlendirelim. Z_i değişkenlerine din ve eğitim örnek olarak verilebilir. Din değişkeni için, her bir devletin ve eyaletin zaman içinde nüfusun yüzde kaçının hristiyan olduğunu söylemek mümkün olmayabilir. Aynı şekilde nüfusun yüzde kaçının lise veya üniversite mezunu olduğunu söylemek mümkün olmayabilir. W_t değişkenine radyo ve televizyon reklamları örnek olarak verilebilir. Ülke çapında yapılan bu reklamlar eyaletlere göre değişmez. Buna ek olarak Z_i veya W_t değişkenleri gibi ölçülmesi veya elde edilmesi zor olan değişkenlerin tüketim modelinde yer almayabilir. Bu değişkenlerin tüketim modeline dahil edilmemesi tahmin sonuçların sapmalı olmasına yol açabilmektedir. Panel veri zamanla ve yatay kesit verisi olan eyaletlere göre değişmeyen değişkenleri kontrol edebilme imkanı sağlarken; zaman serisi veya yatay kesit verileri bunu sağlayamaz (Baltagi, 2005, s. 4-5).

2) Bireyler, firmalar ve hane halklarından elde edilen mikro panel verileri, benzer şekilde makro seviyesinde elde edilen değişkenlere göre daha doğru olabilmektedir. Firmalar ve bireylerden elde edilen veriler üzerindeki sınırlama ve kısıtlamalar sapmalı sonuçlara neden olabilmektedir (Baltagi, 2005, s. 7).
3) Panel veri insan davranışlarındaki karmaşıklığı göz önüne almada yatay kesit verileri ve zaman serisi verilerine göre daha yüksek kapasiteye sahiptir. Bunun sayesinde (Hsiao, 2005, s. 146);
   a) Saf yatay kesit verileri veya saf zaman serileri etkilerin belirlenip saptanması panel veri setine göre kolay değildir. Elimizde yalnızca kadınlardan oluşan bir yatay veri setimiz olduğunu ve bu kadınların işgücüne yıllık ortalama %50 bir oran ile katıldığını varsayım. Bu durumda iki durum söz konusudur. Birinci durumda, herhangi verilmiş bir yıl için her kadının işgücüne katılma oranı şansı %50 olur. İkinci durumda kadınların %50 her zaman çalışıyorken, %50 hiç bir zaman çalışmıyor. Birinci durumda yüksek oranda devir varken ikinci durumda hiç devir olmamaktadır. Sadece panel veri bu iki durum arasındaki farkı ayırt edebilmektedir (Baltagi, 2005, s. 6).
   b) Modele dahil edilmeyen değişkenlerin kontrolü: Oluşturduğumuz ekonomik modellerde, açıklayıcı değişkenlerle ilgili olan ve model üzerinde belli etkilere sahip olan değişkenlerin modele dahil edilmemesi

durumunda gerçek sonuçlar elde edilemeyebilir. Panel hem veri dönemler arası (zaman sersisi boyutu) ilgili dinamik bilgileri hem de bireylerin varlıkları (yani kesit boyutu) ilgili bilgi içerdiğinden eksik veya gözlenmemiş değişkenlerin etkilerini kontrol etmemize olanak sağlar (Hsiao, 2005, s. 146).

c) Dinamik ilişkilerin ortaya çıkarılması: Ekonomik davranışlar doğal olarak dinamiktir. Bu yüzden ekonomik ilişkiler açıkça veya örtülü olarak dinamiktir. Zaman serisi verileri kullanılarak yapılan tahminlerde genellikle gecikmesi dağıtılmış Almon veya Kyock gibi modellere güvenmek zorundayız. Çünkü bugünkü gözlemlerle ve gecikmeli zaman serisi gözlemleri arasında yüksek dereceden eşdoğrusallık vardır. Panel veri kullandığımız zaman bireyler arası farklılıklar değişkenlerin bugünkü ve geçmiş değerleri arasında eşdoğrusallığı azaltacağına güvenebiliriz (Hsiao, 2005, s. 147)

d) Bireylerin sonuçlarını tek tek kullanarak tahmin etme yerine bireylerin sonuçları için veri havuzu oluşturmak daha doğru tahminler yapabilmemize imkan sağlamaktadır. Belli değişkenler altında bireysel davranışlar benzer ise, panel veri diğer gözlemlerin davranışlarını inceleyerek bireylerin davranışı hakkında bilgi edinmemizi sağlar. Bireysel davranışların açıklanmasında bireysel gözlemlerin yanında diğer bireyler üzerine soru içeren verilerin bulunması durumunda daha doğru bir sonuç elde etmek mümkündür (Hsiao, 2005, s. 147-148).

4) Panel veri, uyum dinamiği çalışmalarında daha iyi sonuçlar verir. Örneğin yatay kesit verilerinin dağılımları nispeten sabit olan çok sayıda değişkeni gizler. Panel veriler ülkelerin işsizlik ve yoksulluk gibi ekonomik durumlarını incelemek için uygundur. Eğer panel veri seti yeterince uzunsa ekonomi politikalarındaki değişikliklerin hızının ayarlanmasında bizlere ışık tutabilmektedir. Örneğin işsizlik oranının ölçümünde, yatay kesit verileri sadece zamanın bir noktasında nüfusun işsizlik oranını tahmin edebilir. Tekrarlanan yatay kesit verileri zaman içinde bu oranların nasıl değiştiğini gösterir. Bir dönem işsiz olanların diğer bir dönemde işsiz kalanların oranını sadece panel veriler kullanılarak tahmin edilebilir (Baltagi, 2005, s. 6).

5) Model parametrelerin daha doğru tahmini: Panel veri ; N sayıda gözlemden oluşan yatay kesit verilerinden veya T sayıda gözlemden oluşan zaman serisi

verilerine göre daha az çoklu doğrusal bağlantıya, daha fazla değişkenliğe ve daha fazla serbestlik derecesine sahiptir. Bu sebeplerden ötürü panel verinin ekonomik tahminlerinin verimliliği daha yüksektir (Hsiao, 2005, s. 146).

6) Panel veri, yatay kesit verisi ve zaman serisi olmak üzere iki boyuttan oluşmaktadır. Normal şartlar altında panel verinin tahmincilerinin hesaplanması ve çıkarımlar yapılması yatay kesit verilerine ve zaman serisi verilerine göre daha karmaşık olmaktadır. Ancak bazı durumlarda panel verinin kullanılması durumunda panel verinin tahmincilerin hesaplanması ve çıkarımlar yapmayı kolaylaştırmaktadır.
   a) Durağan olmayan zaman serilerin analizi: Durağan olmayan zaman seriler ne en küçük kareler tahmincileri nede maksimum olabilirlik tahmincileri büyük örneklemler için normal dağılımla dağılmaktadır. Panel veriler mevcutsa ve yatay kesit birimleri arasında ki gözlemler bağımsız ise, merkezi limit teorimi yatay kesit birimlerinin tahmin edicilerini sınırlayıcı dağılımları asimptotik olarak normal dağılır.
   b) Ölçüm Hataları: Ölçme hataları ekonomik modellerin tanımlama hatasına yol açabilmekte. Belirli bireyler için veya belirli bir zamanda birden fazla gözlemin bulunması durumunda araştırmacıya tahmin ediciler üzerinde farklı dönüşümler yapmasına izin verir,dolayısıyla tanımlanmamış modeli tanımlı hale getirir (Hsiao, 2005, s. 148).
   c) Dinamik Tobit Modelleri: Bir değişkenin budanmış (truncated) veya sansürlenmiş (censored) olduğu zaman o değişkenin gerçek değeri gözlenemez. Bir sonuç değişkenin değeri eğer geçmiş değerlerine bağlıysa ve bu değerler gözlemlenemiyorsa, bu gözlemlerin olasılığını elde etmek için budanmış örneklemdeki verilerin tümleşme (integration) alınması gereklidir. Birden çok eksik değerin olduğu dinamik bir çerçevede, birden çok tümleşmenin hesaplanması olanaksızdır. Panel veri ile değişkenlerin geçmişteki değerlerin gözlenebildiği alt örneklemlere odaklanılarak bu problem basite indirgenebilmektedir (Hsiao, 2005, s. 148-149).

2.4. Panel Verinin Dezavantajları

Ekonomik analizlerde panel veri kullanmanın birtakım üstünlükleri olduğu gibi, birtakım dezavantajları da bulunmaktadır. Baltagi (2005) bu dezavantajları aşağıda verilen şekilde sıralamaktadır.

1) Kısa zaman serisi boyutu: Mikro panel veri setlerin karakteristiği genellikle her bir birey için kısa bir zaman aralığı olan yıllık verileri içermektedir. Bu da birey sayısı sonsuza doğru giderken asimptotik değerlere ulaşacağı anlamına gelmektedir. Panel verinin zaman boyutunu maliyet olmadan arttırılamaz. Aslında panel verinin zaman boyutunu arttırmak aşınma (attrition) olasılığını arttıracağı için sınırlı bağımlı değişkenli panel veri modellerinin hesaplanmasını zorlaştırmaktadır.
2) Ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığını hesaba almayan ülkeler ve bölgelerin uzun zaman serisi şeklinde ele alınan makro panelleri hatalı çıkarımlara yol açabilmektedir. Bu sebepten yatay kesit bağımlılığı oldukça önemli olup sonuçlar üzerinde etkili olmaktadır. Alternatif panel birim kök testleri yatay kesit bağımlılığını dikkate almaktadır (Baltagi, 2005, s. 8).
3) Ölçüm hatalarındaki çarpıtmalar: Ölçüm hataları belirsiz sorulara bağlı olarak verilen hatalı yanıtlar, hafıza hataları, yanıtların kasten çarpıtılması (distortions), cevapların yanlış bir şekilde kaydedilmesi, yanlış örneklem seçimi ve anketör etkisine gibi nedenlerden ötürü ölçüm hatalarına ortaya çıkmaktadır. Buna bir örnek verecek olursak Herriot ve Spiers (1975) deki çalışmasında Current Population Survey ve Internal Revenue Service 'den aynı bireylere ait kazançları incelemişler. Bu iki kaynaktan alınan verilerin sonucuna göre aynı bireylere ait kazançların en az %15 en çok %30 oranında tutarsızlık olduğunu tesbit etmişlerdir.
4)Tasarım ve veri toplama sorunları: Bu sorunlar yanıtlamama (Nonresponse) görüşülen kişiyle yapılan yetersiz işbirliği veya anketör hataları, hatırlama (recall) görüşülen kişinin soruların cevabını doğru bir şekilde anımsayamaması, görüşme aralığı, görüşme sıklığı ve referans dönemi gibi problemleri içermektedir.
5) Seçicilik problemleri (Selectivity problems) üç çeşittir.

a) Seçim yanlılığı: (Self-selectivity) İnsanlara çalışması için önerilen ücretler, insanların beklediği ücretin altında olması durumunda, insanlar çalışmamayı tercih etmektedirler. Bu durumda bireylerin ücretlerini değil, bireylerin karakteristik özelliklerini gözlemleriz. Bireylerin ücretlerine ait bilgiler eksik olduğundan bu örneklem sansürlüdür. Ancak biz veri setimizdeki tüm bireyleri gözlemlemezsek örneklemimiz budanmış olur. Buna örnek olarak New Jersey'deki negatif gelir vergisi uygulaması verilebilir. Bu örnekte geliri yoksulluk sınırında olanlarla gelir seviyesi yoksulluk sınırının 1.5 katı olan bireylerde aynı örneklem grubuna düşmektedirler. Budanmış örneklemlerde daha fazla veri kullanmak yanlılığın azaltılmasına yardımcı olmamaktadır (Baltagi, 2005, s. 7).

b) Yanıtlamama: Sorulan sorulara bireylerden veya deneklerden yanıt alınamaması durumuna denir. Panelin başlangıcında bireylerin ankete iştirak etmemesi, evde kimsenin olmaması, örnekleme katılanların bireylerin izlenememesi gibi nedenlerden kaynaklanmaktadır. Yanıtlamama durumu tam yanıtlamama (Complete Nonresponse) ve kısmi yanıtlamama (Partial Nonresponse) olmak üzere ikiye ayrılır. Kısmi cevapsızlık, bir veya daha fazla sorunun yanıtsız bırakılması veya sorulan sorulara alınan cevabın uygun olmaması durumudur. Tam yanıtlamama, örnekleme katılan hane halkı veya bireylerden hiç bir bilgi elde edilememesi durumudur. Yanıtlamama durumu eksik veriye bağlı olarak etkinlik kaybını yanı sıra popülasyonun parametrelerinin belirlenmesinde ciddi sorunlara neden olabilir. Horowitz ve Manskinin (1998) çalışması, yanıtlamama sorunun ciddiyetini yanıtlamama oranı ile doğru orantılı olduğunu göstermiştir. Avrupa yapılan panel çalışmalarında yanıtlamama oranı ülkeden ülkeye değişmektedir. Katılımın zorunlu olduğu Yunanistan ve İtalya'da yanıtlamama oranı %10, katılmanın zorunlu olmadığı Almanya'da yanıtlamama oranı %52 ve Lüksemburg'da yanıtlamama oranı %60 oranındadır.

c) Aşınma: Örnekleme dahil olan katılımcıların ölmesi, taşınması veya cevap almanın maliyetinin yüksek olması aşınmaya neden olmaktadır. Yanıtlamama sorunu yatay kesit çalışmalarında ortaya çıkmasına rağmen, panel veri çalışmalarında daha ciddi sorunlarına neden olmaktadır. Beckett ve arkadaşları (1988) çalışmasında PSID 1968 yılında oluşturduğu

temsili örneklemin 1981 yılına gelindiğinde ise 1968 yılında örnekleme katılan bireylerden ancak %40 'nın orjinal kaldığını tesbit etmişlerdir (Baltagi, 2005, s. 8).

2.5. Panel Veri Regresyon Modellerinin Tahmini

Panel kelimesi Flemenkçe'den gelmekte olup esasen dikdörtgen şeklindeki tahta anlamına gelmektedir (Kunst, 2011, s. 1). Ekonomik araştırmalar yapılırken çeşitli veri türlerinden yararlanılmaktadır. Her bir veri türü ancak o veri türüne uygun modeller kullanılmaktadır. Örneğin zaman serisi verileri farklı ,yatay kesit verileri ile farklı analizler yapılmaktadır (Pazarlıoğlu & Güler, 2007, s. 3).

Bu ikisi dışında da günümüzde de sık kullanılan yatay kesit verisindeki gözlemlerin iki yada daha çok kez tekrarlanmasıyla oluşturulan uzunlaması (longitudinal) biçimindeki panel veri setleri ile de farklı analizler yapılmaktadır. Bu veri setine Amerika Birleşik Devletleri Michigan Üniversitesi Sosyal Araştırmalar Enstitüsü tarafından toplanan Gelir Dinamikleri Panel veri Çalışması örnek olarak verilebilir (Dougherty, 2006, s. 408). Her gözlemin her zaman dönemi boyunca gözlemişse 'dengeli' panel bazı birimler için bazı zaman dönmeleri eksikse 'dengesiz' panel olarak adlandırılmaktadır (Dougherty, 2006, s. 409). Doğrusal panel veri modeli (1.1) numaralı denklemdeki şekilde ifade edilmektedir (Pazarlıoğlu & Güler, 2007, s. 3).

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \ldots\ldots + \beta_{kit}X_{kit} + \varepsilon_{it} \qquad (1.1)$$

i=1,.....N t=1,.....T

Bu modelde N yatay kesit birimlerini, T ise zamanı ifade etmektedir (Pazarlıoğlu & Güler, 2007, s. 3). Burada Y değişkeni açıklanan değişken, X ise açıklayıcı değişken (K) adettir (Tüzüntürk, 2007, s. 3). Ayrıca hata teriminin ortalaması sıfır varyansının ise sabit olduğu kabul edilmektedir. Yani $E(\varepsilon_{it}) = 0$ ve $Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon}^2$

Bu modelde tahmin edilmesi gereken parametre sayısı gözlem sayısından fazla olduğu görülmektedir. Bu durumda modelin tahmin edilmesi mümkün değildir (Tüzüntürk, 2007, s. 3). Bu durumda modeli tahmin edebilmek için bazı varsayımlara ihtiyaç duyulmaktadır. Bu varsayımlar modelin sabit terimine, eğim katsayısına ve hata terimi üzerinde olmaktadır. Bu varsayımlarla ilgili olarak beş farklı modeli tahmin edilebilmektedir (Özer & Biçerli, 2003, s. 71). Bunlar:

1) Hem sabit katsayıların hem eğim katsayıları zamana ve birimlere göre sabit olduğu ama değişimlerin hata terimi üzerinden yansıtıldığı modeller:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad \text{i=1,.....N; t=1,.....T} \tag{1.2}$$

2)Eğim katsayısının sabit olduğu ve sabit katsayısının birimlere göre değiştiği modeller,

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad \text{i=1,.....N; t=1,.....T} \tag{1.3}$$

3) Eğim katsayısının sabit olduğu ve sabit katsayısının zamana göre değiştiği modeller,

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad \text{i=1,.....N; t=1,.....T} \tag{1.4}$$

4) Tüm katsayıların (hem eğim hem de sabit katsayının) birimlere göre değişken zamana göre sabit olan modeller

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{ki} X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad \text{i=1,.....N; t=1,.....T} \tag{1.5}$$

5) Tüm katsayıların (Sabit katsayının ile eğim katsayısının), hem bireylere hem de zamana göre değiştiği modeller (Gujarati, 2004, s. 640; Tatoğlu F. , 2012a, s. 38)

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{kit} X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad \text{i=1,.....N; t=1,.....T} \tag{1.6}$$

Judge ve diğerleri (1985) Ve Gujareti (2003) de anlatıldığı gibi (1.3) ve (1.5) numaralı modelleri de, değişen katsayılarını sabit veya tesadüfi olup olmamasına göre gruplandırılabilir (Özer & Biçerli, 2003, s. 71).

2.5.1. Sabit Etkiler Modeli

Panel veri analizinde kullanılan iki temel modelden birisi Sabit Etkiler Modeli (Fixed Effect Model= FEM) diğeri Tesadüfi Etkiler Modeli (Random Efffect Model = REM). Eğim katsayılarının sabit olduğu varsayılan Sabit Etkiler Modelinde bireyler, hane halkları, firmalar gibi birimler arasındaki farklılıkların sabit terimdeki farklılıklar

yardımıyla temsil edilebileceğini varsayılmaktadır.Bu model de sabit etki gruba özgü sabit terim olarak kullanılır. Burada sabit etki ile kastedilen birimler (bireylerin, hane halklarının, firmaların v.b) göre değişebileceği ama zamana göre değişmeyeceğini yani sabit kalacağını ifade etmektedir (Greene, 2003, s. 285).

Sabit Etkiler Modeli birimlerin kendi aralarındaki farklılıkların sabit terimdeki farklılıklar yardımıyla yakalanabileceğini varsaymaktadır. Bu amaçla panel veri modelimizi En Küçük Kareler Kukla Değişken Modeli (Least Square Dummy Variable = LSVD) olarak adlandırılan yöntemi ile tahmin edilmektedir. (1.1) numaralı panel veri modeli ele alındığında (Pazarlıoğlu & Güler, 2007);

$$\beta_{0it} = \beta_{0i} \quad \beta_{1it} = \beta_1 \quad \beta_{2it} = \beta_2 \quad \beta_{kit} = \beta_k \tag{1.7}$$

şeklinde olduğunu varsaymaktadır. Burada dikkat edilecek olursak sadece sabit parametreler değişmektedir. Sabit terimin zaman çerçevesi bakımından değişmediğini buna karşın yatay kesit çerçevesi bakımından farklılıklar olduğu görülmektedir. Yani zaman boyutu sabit tarafından korunmasına karşın bireyler arasındaki davranışların farklılıklar gösterdiğini ifade etmektedir (Pazarlıoğlu M. V., 2001).

(1.1) numaralı panel veri modeli yeniden alındığında;

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}X_{1it} + \beta_{2i}X_{2it} + \ldots\ldots\ldots \beta_{ki}X_{kit} + \varepsilon_{it} \tag{1.8}$$

şeklinde yazılır. Bu modeli β_{0i} ifadesine göre yeniden yazılırsa;

$$Y_{it} = \beta_{01}D_{1i} + \beta_{02}D_{2i} + \ldots\ldots + \beta_{0N}D_{Ni} + \beta_{2i}X_{2it} + \ldots\ldots + \beta_{ki}X_{kit} + \varepsilon_{it} \tag{1.9}$$

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \beta_{0j}\, D_{ji} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k\, X_{kt} + \varepsilon_{it} \tag{1.10}$$

$$D_{1i} = \begin{pmatrix} 1, & i = 1 \\ 0, & diğer\ durumlar \end{pmatrix} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots, \quad D_{1N} = \begin{pmatrix} 1, & i = N \\ 0, & diğer\ durumlar \end{pmatrix}$$

(Pazarlıoğlu & Güler, 2007)

Bu modelde N tane yatay kesit birimi ve K tane açıklayıcı değişken vardır. Burada dikkat edilmesi gereken sabit etkiler modeline birim etkileri dahil ederken gölge değişkeni tuzağına düşmemek için birim sayısından (N-1) adet gölge değişken

kullanılmalı veya N sayıda gölge değişken kullanılacaksa modele sabit terim alınmamalıdır (Tatoğlu F. , 2012a, s. 81).

2.5.2. Tesadüfi Etkiler Modeli

Sabit etkili model bize gözlenemeyen bireysel etkileri ile açıklayıcı değişkenler arasında ilişki olmasına izin vermektedir. Bu durumda sabit etkiler modelinde birimler arasındaki farklıları regresyon modelimizde parametrik değişimler tamamen doğru bir şeklinde modellenmektedir. Eğer bireysel etkiler modelde yer alan açıklayıcı değişkenlerle sıkı bir biçimde ilişkili değilse, bu durumda birimlere özgü sabit terimlerin; birimlere göre tesadüfi olarak dağıldığı varsayan tesadüfi etkiler modelinin kullanılması daha uygun olmaktadır (Greene, 2003, s. 293).

Birimlerin yada birimler ile zamana göre meydana gelen farklılıkları, tesadüfi etkili modelde hata teriminin bir parçası olarak kabul edilmektedir. Buradaki temel amaç sabit etkili modellerde rastlanılan serbestlik derecesini büyük ölçüde azaltılmak istenmesidir (Pazarlıoğlu & Güler, 2007). Bunun nedeni tesadüfi etkiler modelinin mühim olan, birimlere yada birime ve zamana özgü katsayıların bulunması değil, birimlere yada birime ve zamana özgü hat bileşenlerin bulunmasıdır. Buna ek olarak tesadüfi etkiler modeli, hem örneklemdeki birimler ve zamana göre meydana gelen farklılıkları hem de örneklem dışındaki etkileri de dikkate almaktadır (Pazarlıoğlu & Güler, 2007). Tesadüfi etkiler modelini şu şekilde açıklayabiliriz. (1.8) numaralı denklemde β_{0i} tesadüfi değişken olarak alınıp,

$$\beta_{0i} = \overline{\beta_0} + \mu_i \tag{1.11}$$

şeklinde modellenmektedir. $\overline{\beta_0}$ ana kütle ortalama sabiti olup bilinmeyen parametredir. ve μ_i , birey davranışlarındaki bireysel farklılıkları dikkate alan gözlenemeyen tesadüfi hatalardır. μ_i'ler birbirlerinden ve μ_{it}'lerden bağımsızlardır. (1.11) numaralı denklem (1.8) numaralı denklemde yerine koyulursa;

$$Y_{it} = \left(\overline{\beta_0} + \mu_i\right) + \beta_1 X_{1it} + \ldots\ldots \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \tag{1.12}$$

$$Y_{it} = \overline{\beta_0} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{it} + (\varepsilon_{it} + \mu_i) \tag{1.13}$$

elde edilir. (1.13) numaralı denklemde ifade tesadüfi etkiler modelinin genel bir biçimi olup $(\varepsilon_{it} + \mu_i)$ teriminden dolayı 'Hata bileşenleri Modeli' veya 'Hata Öğeleri Modeli' olarak da adlandırılmaktadır. ε_{it} tüm hataları gösterirken μ_i bireysel hatayı yani birim farklılıkları ve zamana göre birimler arasındaki farklılığı gösterir (Tatoğlu F. , 2012a, s. 104).

2.5.3.Hausman Testi

Birim yada birim ve zaman farklılıklarını temsil eden katsayıların yani tesadüfi etkiler modelinin hata terimi bileşenlerinin modeldeki açıklayıcı değişkenlerden ilişkisiz olduğu hipotezin geçerliliğini, Hausman tarafından önerilen test istatistiği ile incelenebilmektedir (Pazarlıoğlu & Güler, 2007, s. 5). Hausman test istatistiği bize tesadüfi etkiler modelinin yoksa sabit etkiler modelinde hangisini tercih etmemiz gerektiği konusunda yardımcı olur. Hausman testinin hipotezleri şu şekilde kurulmaktadır.

H_0= Tesadüfi etkiler mevcuttur.
H_1= Tesadüfi etkiler mevcut değildir. (Çakır & Küçükkaplan, 2012, s. 78-79)

Hausman Test istatistiği k serbestlik dereceli ki-kare dağılımı göstermektedir (Pazarlıoğlu & Güler, 2007, s. 5). Test istatistiğinin değeri kritik değeri olan p değerimizden küçük olduğu durumda H_0 hipotezi reddedilemez. Bu durumda Tesadüfi Etkiler Modeli kullanılır. Eğer Test istatistiğinin değeri kritik değeri olan p değerinden büyük ise bu durumda H_0 hipotezi reddedilir. Bu durumda Sabit Etkiler Modeli kullanılır (Çakır & Küçükkaplan, 2012, s. 78-79).

BÖLÜM III

PANEL VERİLERDE BİRİM KÖK TESTLERİ

3.1. Durağanlık Kavramı

Bir zaman serisinin istatistiksel analizi yapılmadan önce, analizi yapılacak serinin durağan (stationary) yada durağan olmama (nonstationary) durumunun incelenmesi gerekmektedir. Ekonomik modellerde değişkenler arasında anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için analizi yapılan zaman serilerinin durağan olması gerekmektedir (Tarı, 2010, s. 374).

Değişkenlere ait durağan olmayan zaman serilerine ekonomik analizler uygulandığında elde edilen ilişki gerçek bir ilişkiden ziyade sahte regresyon (spurious regression) şeklinde ortaya çıkabilmektedir (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 199; Tarı, Ekonometri, 2010, s. 374). Diğer bir ifadeyle serinin durağanlığının olmadığı durumlarda geleneksel sınama süreçleri olan t ve F testleri ile R^2 değerleri yanlı olabilmektedir. Bu sebeplerden ötürü analiz edilecek serinin ilk önce durağanın test edilmesi gerekmektedir (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 199; Gujarati, 1999, s. 707).
Stokastik bir sürece sahip zaman serisinin durağan olması için (2.1), (2.2) ve (2.3)'deki koşulları sağlaması gerekmektedir.

$E(Y_t) = \mu$	sabit ortalama	(2.1)
$Var(Y_t) = \sigma_y^2 = \gamma_0$	sabit varyans	(2.2)
$Cov(\gamma_t, \gamma_{t+k}) = \gamma_k$	bütün t'ler için sabit ve $k \neq 0$ olmak üzere	(2.3)

Bir zaman serisinin durağan olabilmesi için ortalaması varyansı ve kovaryansının incelenen zaman süresince değişmemesi gerekmektedir. Bir zaman serisinin ortalaması varyansı ve kovaryansı incelenen zaman süresinde değişmemesi zayıf durağanlık olarak tanımlanmakta olup kovaryans durağanlık veya ikinci dereden durağanlık olarak da ifade edilebilmektedir (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, s. 59; Yılmaz, 2005, s. 69). Bununla birlikte zayıf durağanlık özelliklerinin yanı sıra incelenen serinin dağılımının zaman içinde değişmemesi özelliğine sahip olması durumunda güçlü durağanlık söz konusu olacaktır (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, s. 59).

3.2. Birim Kök Kavramı

Bir zaman serisinin birim kök sahip olması, o serinin durağan olmadığı anlamına gelmektedir. Durağan olan seriler yani birim köke sahip olmayan serilere uygulanan şoklar etkisi geçici olmaktadır. Diğer bir ifadeyle durağan seriye uygulanan şoklar serinin kısa dönmedeki ortalamadan sapma olsa bile uzun dönemde seri yine kendi ortalaması etrafında salınacaktır. Ama durağan olmayan yani birim köke uygulanan şokların etkisi kalıcı olmaktadır. Yani seriye uygulanan şoklar neticesinde seri bir daha kendi ortalaması dönememektirler (Tarı, 2010, s. 374).

Bir zaman serisinde durağanlığı sağlamak için seriyi logaritması alınabilir veya serini farkları alınarak durağan hale getirilebilir. Örneğin bir zaman serisinde bir kere farkı alınarak durağan hale geliyorsa seri birinci dereceden entegredir veya birinci derecenden eşbütünleşiktir deyip bunu I(1) şeklinde gösterilir. Aynı şekilde d defa farkı alınarak durağan hale geliyorsa aynı şekilde d'inci dereceden entegredir veya d'inci dereceden eşbütünleşiktir denip I(d) ile gösterilir (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, s. 313; Gujarati, 1999, s. 719).

3.3. Durağan Olmayan Paneller

Son yıllarda hem ülkelerin hem de sanayi kuruluşlarının panel veri kullanımına ilgisinin artmasıyla birlikte, panel veri ekonometrisinin yoğunlaştığı büyük N (ülke sayısı) ve küçük T (zaman serisinin uzunluğu) olan asimptotik mikro panellerden büyük N ve büyük T olan asimptotik makro panellere doğru kaymıştır (Baltagi, 2005, s. 237; P.Smith, 2001, s. 2). Makro panellerde zaman serilerinin uzunluğu olan (T) sonsuza kadar gitmesine izin verilmesi durumunda iki farklı fikir akımı ortaya çıkmıştır. Bu fikirlerden ilki heterojen regresyon modeli ile elde edilen regresyon parametrelerinin homojenliğini reddederler. Buna örnek olarak Pesaran ve Zhao çalışmaları örnek olarak verilebilir. Bu literatürde her bir ülkenin regresyonlarının ayrı ayrı bulunabilmesi kritik olarak T değerinin büyük olmasına bağlıdır (Baltagi, 2005, s. 237).

Diğer fikir akımındakiler ise zaman serisi prosedürlerini panel verileri üzerine uygulamış olup durağan olmama, sahte regresyonlar ve kointegrasyon konusunda endişe etmektedirler (Baltagi, 2005, s. 237). Buna örnek olarak Uluslararası Para Fonunun kendi sayfasında yayınladığı ülkelerin gayri safi yurtiçi hasılası veya ülkelerin satın alma gücü paritesi gibi değişkenlere sahip zaman serilerinin güçlü bir şekilde

durağan olmadığı görülür. Bu durum büyük N ve büyük T değerlerinden oluşan panellerin karakteristiği gereği durağan olmadığı anlamına gelmektedir (C.B.Phillips & R.Moon, 2000, s. 264).

Literatürde zaman serilerine uygulanan çeşitli birim kök testleri panel veriye de uygulanarak genişletilmiştir. Panel verinin hem heterojen hem de durağan olmadığı zaman serilerine uygulanan bireysel birim kök testleri bir araya getirilerek Maddala ve Wu (1999) tarafından incelenmiştir Kao (1999)'a göre panel veri kullanılarak sahte regresyon sorunu önlenebilir.

Bunu daha detaylı bir biçimde anlatmak gerekirse; elimizde I(1) olan $X_{i,t}$ ve $Y_{i,t}$ şeklinde iki rassal vektörümüz olduğunu varsayalım. $X_{i,t}$ ve $Y_{i,t}$ arasında kointegrasyon ilişkisinin olmadığını ve verilen bir i birimi için zaman serisi regresyonu uygulanırsa, bu durumda regresyon katsayısının iyi olduğu bilinmektedir. Granger ile Newbold (1974) ve Phillips (1986) çalışmalarında bu tür regresyonları sahte olarak karakterize etmişlerdir. Bu durumda zaman serisi regresyonu gürültü (noise) kuvvetli olmasına rağmen, gürültü genellikle yatay kesit birimleri arasında bağımsızlık olarak karakterize edilebilir. Bundan dolayı, yatay kesit birimleri ile zaman serisi gözlemlerini bir araya getirerek regresyonun kalıntılarının güçlü etkisini azaltabiliriz ve aynı zamanda $X_{i,t}$ sinyal gücünü korumuş oluruz. Böyle bir durumda, havuzlanmış panel regresyonu bize uzun dönem regresyon katsayılarının tutarlı bir tahmini sağlar (C.B.Phillips & R.Moon, 1999, s. 1058). N ve T değerlerinin sonsuza gitmesine izin verilmesi doğal olarak asimptotik analizin uygulanmasına birtakım yeni sorunları beraberinde getirmektedir (C.B.Phillips & R.Moon, 2000, s. 266).

3.4. Panel Birim Kök Testleri

Panel birim kök testleri alanında çalışmalar yapan bilim adamlarının oluşturdukları testler birinci kuşak ve ikinci kuşak testler olmak üzere iki gruba ayrılmaktadır. Birinci kuşak testler, birimler arasında bağıntı yani korelasyon olmadığı varsayımına dayanmaktadır. Ayrıca H_0 hipotezini gereğinden daha güçlü bir şekilde reddederler.

Birinci kuşak testlerine; Levin, Lin ve Chu (2002), Harris ve Tzavalis(1999), Breitung (2000), Hadri (2000), Im, Pesaran ve Shin (IPS,2003), Fisher ADF (Maddala ve Wu,1999), Fisher Phillips ve Perron (Choi,2001) ,Levin ve Lin(1992) testleri örnek olarak verilebilir. İkinci kuşak testlerin özelliği ise, birimler arasında bağıntı yani

korelasyon olduğu varsayımına dayanmaktadır. Bu testlere; Pesaran (2004), Bai ve Ng (2004), Phillips ve Sul (2003), Moon ve Perron (2004) örnek olarak verilebilir (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 199).

3.4.1. Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri

3.4.1.1. Levin, Lin ve Chu (LLC) Panel Birim Kök Testi

Levin, Lin ve Chu (2002) Panel Birim Kök Testide, paneldeki bütün bireylerin birinci dereceden kısmi otokorelasyonlu olduğunu ancak modelin tüm diğer deterministik bileşenleri (yüksek dereceden otoregresif dinamikleri, hata teriminin varyansı gibi,) yatay kesit boyutunun bireyler arasında değişkenliğine izin verildiğini varsaymaktadır (Herwartz & Siedenburg, 2007, s. 9).
Testin karar hipotezleri aşağıdaki şekilde yazılabilir

H_o : Seride genel bir birim kök vardır.
H_1 : Seride genel bir birim kök yoktur.

Bu hipotezin testi için sabitsiz, sabitli (birim etkiler) ve sabitli-trendli olmak üzere üç farklı model oluşturulmuştur.

Model 1:$\Delta Y_{it} = \rho Y_{it-1} + \mu_{it}$
Model 2: $\Delta Y_{it} = \alpha_{0i} + \rho Y_{it-1} + \mu_{it}$
Model 3: $\Delta Y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} t + \rho Y_{it-1} + \mu_{it}$ (Zengin & Kurt, 2007, s. 4)

Model 1 ile homojen paneli; Model 2 ile birim etkileri son olarak Model 3 ile birim etkileri ve trendleri içermektedir. (2.4) numaralı temel denklemi aşağıda verilen şekilde yazılır; (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 200)

$$\Delta Y_{it} = \rho Y_{it-1} + \sum_{L=1}^{Pi} \theta_{iL} \Delta Y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \mu_{it} \quad (2.4)$$

burada hata terimi (μ_{it}) birimler boyunca bağımsız olup her birim için bir ARMA süreci izlemektedir.

$$\mu_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij}\, v_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (2.5)$$

(Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 200)

(2.4) numaralı denkleminde, d_{mt} her bir birim için yatay kula değişkenini göstermekte olup α_{mi} ise yatay kukla değişkenlerinin katsayısını göstermektedir. ΔY_{it} ve Y_{it-1}, ΔY_{it-L}'nin üzerine ayrı ayrı regresyon uygulanır buradan kalıntılar elde edilir. Burada L (L=1,2,3.....Pi) optimal gecikme uzunluğunu belirtmektedir (Zengin & Kurt, 2007, s. 4)

$$\hat{e}_{it} = \Delta Y_{it} - \sum_{L=1}^{Pi} \hat{\pi}_{iL}\, \Delta Y_{it-L} - \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (2.6)$$

$$\hat{\mu}_{it} = \Delta Y_{it-1} - \sum_{L=1}^{Pi} \hat{\pi}_{iL}\, \Delta Y_{it-L} - \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (2.7)$$

Yatay kesit verilerindeki birimlerinden kaynaklanan heterojenliği ortadan kaldırmak için (2.6) ve (2.7)'deki denklemlerden elde edilen kalıntıları temel denklem olan (2.4) numaralı denklemin standart hatasına oranlanarak (1.18) ve (1.19)'daki şekilde gibi normalleştirilebilmektedir.

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}} \quad (2.8)$$

$$\tilde{\mu}_{it-1} = \frac{\hat{\mu}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}} \quad (2.9)$$

Bundan sonra kısa ve uzun dönem standart sapmaları tahmin edilir. Temel denklem (2.4) uzun dönem standart sapması şu şekilde yazılabilir (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 201).

$$\hat{\sigma}^2_{Y_i} = \frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T} \Delta Y_{it}^2 + 2\sum_{L=1}^{K} \omega_{\bar{K}L} \left(\frac{1}{T-1}\sum_{t=2+L}^{T} Y_{it}\, \Delta Y_{it-L}\right) \quad (2.10)$$

Burada $\bar{K}$ veriye bağlı olarak kesikli gecikmedir. Ayrıca $\bar{K}$, $\hat{\sigma}^2_{yi}$ ile tutarlılık sağlayacak biçimde elde edilmelidir.

$$\omega_{\bar{K}L} = 1 - \left(L/(\bar{K}+1)\right) \quad (2.11)$$

Her bir yatay kesit birimi için, uzun dönem standart sapma kısa dönem standart sapmaya oranlanarak elde edilir.

$$\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{Y_i} \Big/ \hat{\sigma}_{\varepsilon_i} \tag{2.12}$$

Ortalama standart sapma (S_N) tahmini, (2.13) numaralı denklemden elde edilmektedir.

$$\hat{S}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \hat{s}_i \tag{2.13}$$

$\hat{S}_N$ değeri düzeltilmiş t istatistiklerinin hesaplanmasında kullanılmaktadır.

$$t_\rho^* = \frac{t_\rho - N\tilde{T}\hat{S}_N \hat{\sigma}_{\hat{\varepsilon}}^{-2} \hat{\sigma}(\hat{\rho}) \mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \tag{2.14}$$

Burada $\mu_{m\hat{T}}^*$ ve $\sigma_{m\tilde{T}}^*$ sırasıyla Levin, Lin ve Chu'dan ortalama ve standart sapma düzeltme parametreleridir. LLC t_ρ^* asimptotik olarak N(0,1) dağıldığını gösterir (Baltagi, 2005, s. 240-241).

3.4.1.2. Levin, Lin ve Chu Panel Birim Kök Testinin Özellikleri

Levin, Lin ve Chu Panel Birim Kök Testinin karakteristik özellikleri aşağıda verilen şekilde sıralanmaktadır:

1) Levin, Lin ve Chu testi ancak dengeli panellere uygulanabilmektedir. (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 202)
2) Levin, Lin ve Chu testi yatay kesit boyutu olan (N) 10 ile 250 birim, zaman boyutu (T) 25 ile 250 birim olan orta büyüklükteki panel veriler için bu birim kök testinin kullanılması önerilmektedir.
3) Levin, Lin ve Chu testi asimptotik olarak $\sqrt{N_T}/T \to 0$ yaklaşması gerekir. Burada N_T yatay kesit birimlerin sayısı olan (N) temsil edip, zaman boyutu olan (T)'nin keyfi monoton artan bir fonksiyonudur. Bu panel veri seti daha çok mikro ekonomik panel veri setleri için daha uygundur. Bunun nedeni ise zaman boyutu olan T yatay kesit boyutu olan N daha yavaş olarak artmasına izin vermektedir. (Baltagi, 2005, s. 241)

3.4.1.3. Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testi

Harris ve Tzavalis (1999) birim kök testi sıfır hipotezi altında grupların tahmin edicilerinin yanlılık düzeltilmesine dayanır. Hata terimi $v_{it} \sim iid(N, \sigma_v^2)$ olmak üzere y_{i1} ile v_{it} arasında korelasyon olmadığı varsayılır (Bond, Nauges, & Windmeijer, 2002, s. 12).

Harris ve Tzavalis (1999) ayrıca (2.4) numaralı denklemden aşağıda verilen üç farklı panel birim kök testi türetmişlerdir.

Model 1: $\sqrt{N}(\hat{\rho} - 1) \rightarrow N\left(0, \frac{2}{T(T-1)}\right)$

Model 2: $\sqrt{N}\left(\hat{\rho} - 1 + \frac{3}{T+1}\right) \rightarrow N\left(0, \frac{3(17T^2-20T+17)}{5(T-1)(T+1)^3}\right)$

Model 3: $\sqrt{N}\left(\hat{\rho} - 1 + \frac{15}{2(T+2)}\right) \rightarrow N\left(0, \frac{15(193T^2-728T+1147)}{112(T+2)^3(T-2)}\right)$ (Baltagi, 2005, s. 242)

3.4.1.4. Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testinin Özellikleri

Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testinin karakteristik özellikleri aşağıda verilen şekilde sıralanmaktadır:

1) Harris ve Tzavalis (1999) birim kök testini uygulanabilmesi için Levin, Lin ve Chu panel birim kök testinde olduğu gibi panel veri seri setinin de dengeli olması gerekir. (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 204)

2) Harris ve Tzavalis (1999) çalışmalarından zaman boyutu olan (T)'nin yatay kesit boyutu olan (N)'den daha hızlı bir şekilde sonsuza gitme eğilimi olduğunu göstermektedir. Bu durumda özellikle zaman boyutu (T) küçük olan mikro panellerle uygulandığı zaman testin gücü önemli ölçüde azalmaktadır (Baltagi, 2005, s. 242).

3) Harris ve Tzavalis testi otoregresif katsayısı olan ρ'nin heterojen olmasına izin vermemektedir (Christopoulos & Tsionas, 2004, s. 64).

3.4.1.5. Breitung Panel Birim Kök Testi

Levin, Lin ve Chu testi ile Im, Pesaran ve Shin (IPS) panel birim kök testleri panel verinin yatay kesit birimlerinin sayısı olan N'nin sonsuza giderken $\left(N/T \rightarrow 0\right)$ gitmesi gerektiğini ifade etmektedir. Yani birim sayısı olan N'nin göreli olarak panel verini

zaman boyutu olan T'den yeterince küçük olması gerektiğini söylemektedir. N küçük olduğu veya göreli olarak T'den büyük olduğu durumda Levin, Lin ve Chu panel birim kök testi ve Im, Pesaran ve Shin panel birim kök testlerinin nominal boyutta olmayabileceği anlamına gelmektedir (Baltagi, 2005, s. 243).

Breitung (2000) LLC ve IPS test istatistiklerine karşı yanlı düzeltme faktörleri gerektirmeyen bir havuzlandırılmış (pooled) panel birim kök testi geliştirmiştir (Hlouskova & Wagner, 2005, s. 8). Bunu uygun bir değişken dönüştürme işlemi yaparak elde etmiştir. Verilerin dönüşümü;

$$y_{it}^{*} = s_t\left(\Delta z_{it} - \frac{1}{T-t}\left(\Delta z_{it+1} + \cdots + \Delta z_{iT}\right)\right) \tag{2.15}$$

$$x_{it}^{*} = z_{it-1} - z_{i0} - \frac{t-1}{T}\left(z_{iT} - z_{i0}\right) \tag{2.16}$$

Y_{it}^{*} ile X_{it}^{*} birbirlerinin ortoganalleri olmak üzere Breitung tarafından önerilen havuzlandırılmış (pooled) tahmin edicisi (2.17) numaralı eşitlik

$$\rho^{*} = 1 + \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=2}^{T-1}\sigma_i^{-2}y_{it}^{*}x_{it}^{*}}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=2}^{T-1}\sigma_i^{-2}x_{it}^{*}} \tag{2.17}$$

tarafından tam olarak ortalanır ve yanlılık düzeltmesine ihtiyaç yoktur. Breitung panel birim kök boş hipotezini test etmek için bununla ilgili olarak (2.28) numaralı eşitlikte verilen t-istatistiğini önerir.

$$UB_{nT} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=2}^{T-1}\sigma_i^{-2}y_{it}^{*}x_{it}^{*}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=2}^{T-1}\sigma_i^{-2}x_{it}^{*}}} \tag{2.18}$$

(Moon, Perron, & Phillips, 2005, s. 18).

2.4.1.6. Breitung Panel Birim Kök Testi Özellikleri

Breitung Panel Birim Kök Testinin karakteristik özellikleri aşağıda verilen şekilde sıralanmaktadır:

1) Breitung panel birim kök testi, LLC ile Harris ve Tzavalis panel birim kök testlerinde olduğu gibi ancak dengeli panellere uygulanmaktadır. (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 206)
2) Breitung (2000) çalışmalarına LLC ve IPS panel birim kök testlerine birim etkiler ve trend dahil edildiğinde testlerin gücü dramatik bir biçimde azalmaktadır (Baltagi, 2005, s. 243). Bundan birlikte Breitung (2000) önerdiği test istatistiği yanlılık düzelmesine gerek yoktur. Ayrıca Breitung (2000) yaptığı Monte Carlo deneyleri sonucunda küçük örneklemlerdeki (N:20, T:30) LLC ve IPS panel birim kök testlerinden daha güçlü olduğunu göstermiştir (Baltagi, 2005, s. 243; Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 207).
3) Breitung ve Das (2005) testin heterojenlik durumunda da kullanılabileceğini, çünkü test bütün birimlerin aynı otoregresif katsayıya sahip olması temeli üzerine olmasına rağmen, her bir birimin kendi otoregresif parametreye sahip olmasına izin vermektedir (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 237).
4)Programdan Dirençli seçeneği işaretlendiğinde, kalıntıların birimler arası korelasyonuna göre dirençli t istatistikleri hesaplanabilmektedir. Bu istatistiklerden öncelikle panel verinin zaman boyutu olan T ardından panel veri birim boyutu olan N sonsuza doğru giderken asimptotik olarak normal dağılama sahiptirler (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 206).

3.4.1.7. Hadri Panel Birim Kök Testi

Birinci nesil panel birim kök testlerinim aksine, Hadri (2000) tarafından önerilen sıfır hipotezi durağanlık üzerine dayanır. Bu durağanlık testi, Kwiatkowski ve diğerleri tarafından geliştirilen ve zaman serilerine uygulanan testin bir uzantısıdır (Hurlin & Mignon, 2006, s. 7).

Hadri (2000) kalıntı temelli Lagrange çarpanı testini alternatif panel birim kök testlerine karşı sıfır hipotezini 'birim kök olmadığı' şeklinde türetmiştir. Ayrıca Hadri (2000) sabit etkili ile sabit etkili ve trendli olmak üzere aşağıda verilen iki farklı modeli ele almaktadır (Baltagi, 2005, s. 246).

Model 1: $y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it}$ (sabit etkili ve trensiz)

Model 2: $y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it}$ (sabit etkili ve trendli)

Burada r_{it}, rassal yürüyüşe uymaktadır.

$$r_{it} = r_{it-1} + \mu_{it} \text{ ve } \mu_{it} \sim (0, \sigma_{\mu}^2) \quad (2.19)$$

μ_{it} ve ε_{it} karşılıklı olarak bağımsız normal dağlıma sahiptirler (Giulietti, Otero, & Smith, 2006, s. 1-2).

y_{it}, Model 1 etrafında deterministik düzeyde, Model 2 etrafında deterministik trend durağan olduğunu ve $\varepsilon_{it} \sim i.i.d$ olduğunu varsayalım. Bu durumda Model 1 ve Model 2 yeniden yazılırsa;

$$y_{it} = r_{i0} + e_{it} \quad (2.20)$$

$$y_{it} = r_{i0} + \beta_i t + e_{it} \quad (2.21)$$

Burada;

$$e_{it} = \sum_{j=1}^{t} \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.22)$$

şeklinde elde edilmekte olup r_{i0} heterojen sabitinin başlangıç değeridir. Burada önemli olan nokta; $\sigma_{\mu}^2 = 0$ ise $e_{it} \equiv \varepsilon_{it}$ durağan olduğunu yani r_{it} bir sabit olduğu anlamına gelmektedir. Bununla birlikte $\sigma_{\mu}^2 \neq 0$ ise yani e_{it} durağan olmadığı yani r_{it} rassal bir yürüyüşe sahip olduğu anlamına gelmektedir.

Hadri (2000) testindeki hipotezler şu şekilde yazılabilir.

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_a: \lambda > 0 \text{ (Hurlin \& Mignon, 2006, s. 7)}$$

Hadri'nin Lagrange Çarpanı istatistiği aşağıda (2.23) numaralı eşitlikte verilmiştir.

$$LM = \frac{\frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N} \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^{T} S_{it}^2\right)}{\hat{\sigma}_e^2} \quad (2.23)$$

Burada, S_{it} sıradan en küçük karelerin (OLS) kalıntılarının kısmi toplamı aşağıda verilen (1.34) numaralı eşitlikteki şekilde olup,

$$S_{it} = \sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{it} \quad (2.24)$$

H_0 hipotezi altında $\hat{\sigma}_e^2$, σ_e^2 'nin tutarlı bir tahmin edicisidir.

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{it}^2 \quad (2.25)$$

(Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 209)

3.4.1.8. Hadri Panel Birim Kök Testinin Özellikleri

Hadri Panel Birim Kök Testinin karakteristik özellikleri aşağıda verilen şekilde sıralanmaktadır:

1) Hadri Panel Birim Kök testinin uygulanabilmesi için panel verinin güçlü bir biçimde dengede olması gerekmektedir (Gómez & Tamarit, 2011).
2) Hadri Panel Birim Kök testinde kalıntıların normal dağıldığı varsayılmaktadır. (Hurlin & Mignon, 2006, s. 7)
3) Hadri Panel Birim Kök Testinde 'trend' seçeneği işaretlendiğinde sıfır hipotezi 'doğrusal trend etrafında bütün birimler durağandır' şeklinde kurulmaktadır. (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 210)

3.4.1.9. Im, Pesaran ve Shin Panel Birim Kök Testi

Levin, Lin ve Chu panel birim kök testi yatay kesit birimlerinin otoregresif katsayısının homojen olması sınırlaması bulunurken Im, Pesaran ve Shin panel birim kök testi katsayıların heterojen olmasına izin vermektedir (Gül & Kamacı, 2012, s. 85; Baltagi, 2005, s. 242).

IPS testi, yatay kesit birimleri arasında farklı seri özellikleri ile hata terimi μ_{it} serisi ile ilişkili ise bu durumda ortalama Arttırılmış Dickey Fuller (ADF) testini kullanmamızı önermektedir (Baltagi & Kao, 2000, s. 11). IPS testinin sıfır hipotezinde tüm serilerin durağan olmadığı yani paneldeki bütün serilerin tümünün birim kök içerdiği anlamına gelmektedir. Alternatif hipotez ise bazı birimlerin (i'lerin) birim kök içermesine izin vermektedir.

$H_0: \rho_i = 0$ panel birim kök vardır.

$H_a: \begin{pmatrix} \rho_i<0 & i=1,2,3,..,N_1 \\ \rho_i=0 & i=N_1,N_2,..,N \end{pmatrix}$ (Baltagi, 2005, s. 242).

Im, Pesaran ve Shin t-bar istatistiği, bireysel ADF istatistiklerin ortalamasıdır.

$$\bar{t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{\rho i} \tag{2.26}$$

Burada; $t_{\rho i}$ bireysel t-istatistiğini ifade etmektedir.

$$t_{\rho i} \Longrightarrow \frac{\int_0^1 W_{iZ} dW_{iZ}}{\left(\int_0^1 W_{iZ}^2\right)^{1/2}} = t_{iT} \tag{2.27}$$

Test istatistiği olarak hipotezleri sınmak için standart normal dağılımlı t değerlerinin yerine, her bir grup için hesaplanan t değerlerinin aritmetik ortalamasının alınmasıyla elde edilen $\bar{t}$ istatistiğini değerleri kullanmaktadır (Gül & Kamacı, 2012, s. 85; Baltagi & Kao, 2000, s. 12).

T sonsuza giderken ($T \to \infty$) Im, Peseran ve Shin testi t_{iT}'yi sonlu ortalama ve varyansa sahip bağımsız özdeş dağılımlı olduğunu varsaymaktadır.

$$\frac{\sqrt{N}\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT} - E(t_{iT}|\rho_i=1)\right)}{\sqrt{Var(t_{iT}|\rho_i=1)}} \Longrightarrow N(0,1) \tag{2.28}$$

(Baltagi & Kao, 2000)

N sonsuza giderken ($N \to \infty$) Lindeberg-Levy merkezi limit teoremi gereğince

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t}E(t_{iT}|\rho_i=1)\right)}{\sqrt{Var(t_{iT}|\rho_i=1)}} \Longrightarrow N(0,1) \tag{2.29}$$

şeklinde ifade edilmektedir (Baltagi, 2005, s. 243).

3.4.1.10. Im, Pesaran ve Shin (IPS) Panel Birim Kök Testinin Özellikleri

Im, Pesaran ve Shin Panel birim Kök Testinin karakteristik özellikleri aşağıda verilen şekilde sıralanmaktadır:

1) IPS panel birim kök testi her bir yatay kesit birimi için ayrı ayrı β katsayılarının hesaplanmasına olanak verir.
2) Diğer panel birim kök testleri farklı olarak dengeli olmayan panel verilerinde de uygulanabilmektedir.
3) Yatay kesit birimleri için hesaplanan ADF testlerinde farklı gecikme değerlerine olanak sağlamaktadır (Aslan & Kula, 2008, s. 5).

3.4.2. İkinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri

3.4.2.1. Moon ve Perron Panel Birim Kök Testleri

Moon ve Perron aşağıdaki modelden hareket etmişlerdir.

$$y_{it} = \alpha_i + y_{it}^0 \quad (2.30)$$

$$y_{it}^0 = \phi_i y_{it-1}^0 + \mu_{it} \quad (2.31)$$

$$\mu_{it} = \lambda_i^{'} F_t + e_{it} \quad (2.32)$$

Burada α_i sabit etkileri ifade etmektedir. μ_{it} parametre vektörü gözlenemeyen hata terimi faktörlerini içerir. F_t parametre vektörü $(K \times 1)$ boyutlu gözlenemeyen rassal faktörleri, $\lambda_i^{'}$ parametre vektörü rassal olmayan katsayıların faktörlerini ve son olarak e_{it} sıra dışı şokları ifade etmektedir. Ayrıca K sayısı kadar faktör bilinmemektedir (Moon & Perron, 2006, s. 2-3; Hurlin & Mignon, 2006, s. 13).
Moon ve Perron testi için hipotezler aşağıda verilen şekildedir.

$H_0: \phi_i = 1 \quad \forall_i = 1, \ldots, N$
$H_a: \phi_i < 1 \quad$ (en az bir i için)

Moon ve Perron otoregresif birim kök havuzlandırılmış tahmincisi $\phi_i = \phi_j$ için test istatistiğini (1.43) numaralı eşitlikteki şekilde inşa etmişlerdir.

$$\hat{\phi}_{pool}^{+} = \frac{trace(Z_{-1}Q_vZ^{'})-NT\lambda_e}{trace(Z_{-1}Q_vZ^{'})} \quad (2.33)$$

burada;

$$\lambda_e = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\lambda_e^i \quad (2.34)$$

λ_e^i sıra dışı bileşenlerden pozitif otokovaryansların toplamı olup aşağıda verilen (2.35)'deki eşitlik yardımıyla elde edilir.

$$\lambda_e^i = \sum_{l=1}^{\infty}\sum_{j=0}^{\infty} d_{i,j}d_{i,j+1} \quad (2.35)$$

Moon ve Perron havuzlandırılmış tahmincisi ($\hat{\phi}_{pool}^{+}$) birim kök vardır şeklindeki sıfır hipotezi varsayımı altında sırasıyla t_a ve t_b olmak üzere iki test istatistiği önermektedirler. Moon ve Perron sıfır hipotezi altında standart normal dağılıma sahip iki t-istatistiği aşağıda verilen (2.36) ve (2.37) şeklinde tanımlamaktadır.

$$t_a = \frac{T\sqrt{N}\left(\hat{\phi}_{pool}^{+}-1\right)}{\sqrt{2\gamma_e^4/\omega_e^4}}\ N(0,1) \quad (2.36)$$

$$t_b = T\sqrt{N}\left(\hat{\phi}_{pool}^{+}-1\right)\sqrt{\frac{1}{NT^2}trace\left(Z_{-1}QZ_{-1}^{'}\right)\frac{\omega_e^2}{\gamma_e^4}}\ N(0,1) \quad (2.37)$$

Bu test istatistiklerinde T ve N sonsuza gittiğini varsayıldığı durumda N/T sıfıra doğru gitme eğilimindedir (Hurlin & Mignon, 2006, s. 13).

3.4.2.2. Bai ve Ng (2004) Panel Birim Kök Testi:

Bai ve Ng (2004) I(0) ve I(1) gözlenemeyen değişkenlerin bir arada olduğu gözlenen değişkenlerin durağanlığını test etmeye çalışmanın zor ve genellikle yanıltıcı bir süreç olduğunu savunmaktadır. Yazar birimlerin i:1.....N ve zamanın t:1.....T kadar yaklaşık L faktörlü dinamik doğrusal olduğunu varsayar.

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_i^{'}f_t + e_{it} \quad (2.38)$$

$$e_{it} = \lambda_i e_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.39)$$

$$f_t = \beta f_{t-1} + \mu_t \quad (2.40)$$

Bai ve Ng (2004) gözlenmiş süreci (y_{it}) bileşenlere ayırmayı önermektedir. Bunlardan ilki gözlenemeyen kısmı oluşturan sıra dışı hatalar (e_{it}), ikinci bileşeni ise ortak faktörlerdir (f_t). Ortak faktörler f_t ve L faktör yükleri ile ilişkili γ_i tahmini, farkı alınmış veriler (Δy_{it}) üzerinden gerçekleştirilen temel bileşenler yöntemi ile elde edilmektedir.

Her bir yatay kesit birimlerinin sıra dışı hataları Arttırılmış Dickey Fuller Testi kullanılarak ayrı ayrı test ($H_0: \lambda_i = 1$) edilir. L=1 olduğu durumda, faktörün birim kök ($H_0: \beta = 1$) sahip olup olmadığı ADF test süreci kullanılarak test edilir. Bai ve Ng, Stock and Watson testinin modifiye edilmiş bir versiyonunu kullanmaktadırlar. Bai ve Ng havuzlandırılmış p değerlerinin bireysel tek değişkenli test istatistikleri ve Fisher testinin bir varyantını oluşturulmasını önermişlerdir.

$$P_{\hat{e}} = \frac{-2\sum_{i=1}^{N} log(P_{\hat{e}i}) - 2N}{\sqrt{4N}} \qquad (2.41)$$

Burada $P_{\hat{e}\imath}$, yatay kesit birimi (i)'ler ADF testlerinden elde edilen p değerleridir. Sonuç olarak ortaya çıkan H_0 (sıfır hipotzi) altında N sonsuza giderken ($N \to \infty$) Fisher Testi standart normal dağılıma sahiptir. Test istatistiğinin pozitif değerleri için büyük ölçüde sıfır hipotezi reddedilir (Silva, K.Hadri, & Tremayne, 2009, s. 347-348).

Bai ve Ng (2004) panel birim kök testinin genel özellikleri şu şekilde sıralanmaktadır:

1) Moon and Perron (2004) ve Bai and Ng Panel Birim Kök Testleri dengelenmiş N sayıda yatay kesit birimi ile T sayıda zaman serisinde oluşan paneller için tasarlanmıştır.
2) Yatay kesit birimlerin olası kointegrasyon ilişkilerini varlığını göz önüne alan Bai ve Ng panel birim kök testi bir veya daha fazla faktörün entegre olması olasılığa izin vermektedir (Barbieri, 2006, s. 33).

3.4.2.3. Phillips ve Sul (2003) Panel Birim Kök Testi

Phillips ve Sul (2003) yöntemi Moon ve Perron (2004) birim kök test sürecine benzer. Phillips ve Sul Testinin farkı ise sadece bir faktöre izin vermesi ve Moon ve Perron testindeki F_t zaman boyunca tıpkı standart normal dağılım gibi bağımsız

dağılmalıdır. Çarpanlarına ayrılmış veri (de-factored), yatay kesit birimleri asimptotik korelasyonsuzsa aşağıdaki mevcut dönüşümleri uygulayarak, bağımsız yatay kesit verilerini ile çalışmak üzere tasarlanmış panel birim kök testlerini yatay kesit bağımlılığı olan panel verilere de uygulanabilmektedir (Gutierrez, 2006, s. 524).

$$G_{OLS}^{++} = \frac{1}{\sqrt{N\sigma_\xi}} \sum_{i=1}^{N-1} \left[\frac{(\hat{\rho}_i^+ - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_i^+}} \mu_\xi \right] \tag{2.42}$$

Burada $\hat{\rho}_i^+$ ve $\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_i^+}$ yatay kesit otoregresif tahmin edicileri olup, her bir yatay kesit birimi için hesaplanan hata terimleri çarpanlarına ayrılmış (de-factored) veriden elde edilir. μ_ξ ve σ_ξ parametreleri sırasıyla asimptotik ortalama ve varyansı göstermektedir.

$$G_{OLS}^{+} = \sum_{i=1}^{N-1} \left[\frac{(\hat{\rho}_i^+ - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_i^+}} \right] \tag{2.43}$$

Phillips ve Sul (2003) panel birim kök testine göre, birim sayısı N ve zaman serisi boyutu olan T $(N, T \to \infty)$ sonsuza giderken (1.52) numaralı denklem standart normal dağılıma yakınsar. Bai ve Ng (2004) ve Phillips ve Sul (2003) Panel Birim Kök Testleri bize meta-analiz testleri önermektedirler.

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N-1} \Phi^{-1}(p_{\hat{e}i}^c) \tag{2.44}$$

Burada $p_{\hat{e}i}^c$, yatay kesit birimi (i)'ler Genişletilmiş Dickey Fuller testlerinden elde edilen p değerleridir. Ayrıca Φ^{-1} , standart normal değişken için ters kümülatif dağılım fonksiyonunu ifade eder. Konuyu özetlemek gerekirse (2.42) ve (2.44) numaralı denklemlere N-1 sayıda elaman gerekir çünkü Phillips ve Sul testinin prosedürü gereği yatay kesit boyutu bire indirger (Gutierrez, 2006, s. 524) .

3.4.2.4. Pesaran Panel Birim Kök Testi:

Pesaran (2003) panel birim kök testi yatay kesit bağımlılığı sorunu için farklı bir yaklaşım önerir. Pesaran tıpkı Phillips ve Sul Testindeki gibi kalıntıları tek faktörlü modeli hetorojen faktör yüklerini de göz önüne almaktadır.

Ortak faktörlerin tahmininde sapmalara dayanan birim kök testleri yerine, Pesaran standart Dickey Fuller (DF) veya Arttırılmış Dickey Fuller regresyonlarını yatay kesit ortalama gecikme düzeyleri ile birinci farkı alınmış bireysel seriler ile zenginleştirmiştir. Eğer kalıntı serisi korelasyonlu değil ise, i'nci ülke için regresyon aşağıda verilen (2.45) numaralı denklemdeki şekilde tanımlanır.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + c_i \overline{y}_{t-1} + d_i \Delta \overline{y}_t + v_{it} \tag{2.45}$$

Burada $\overline{y}_{t-1}$ ve $\Delta \overline{y}_t$ aşağıda verilen (2.46) ve (2.47) numaralı denklemlerden,

$$\overline{y}_{t-1} = \left(1/N\right) \sum_{i=1}^{N} y_{it-1} \tag{2.46}$$

$$\Delta \overline{y}_t = \left(1/N\right) \sum_{i=1}^{N} \Delta y_{it} \tag{2.47}$$

elde edilmekte olup ρ_i sıradan en küçük kareler tahmincisi bize $t_i(N,T)$ t-istatistiklerini gösteririr. Pesaran testinin dayandığı bireysel yatay kesitlerle zenginleştirilmiş Genişletilmiş Dickey Fuller istatistikleri; CADF olarak ifade edilir. Ayrıca CADF* küçük T örneklerinde oluşabilecek ekstrem sonuçların etkisinde kaçınmak için kullanılabilmektedir.

Ortalama bireysel CADF veya CADF* test istatistiklerinin her ikisi de modifiye edilmiş Im, Pesaran ve Shin t-bar test istatistiğine dayanmaktadır. (yatay kesit artırılmış IPS testine bundan sonra sırasıyla CIPS ve CIPS* olarak ifade edecektir)

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) \tag{2.48}$$

$$CIPS^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t_i^*(N,T) \tag{2.49}$$

Burada, budanmış CADF istatistiği (2.50) numaralı eşitlikteki şekilde ifade edilmektedir.

$$t_i^*(N,T) = \begin{cases} K_1 & t_i(N,T) \leq K_1 \\ t_i(N,T) & K_1 < t_i(N,T) < K_2 \\ K_2 & t_i(N,T) \geq K_2 \end{cases} \tag{2.50}$$

$[K_1, K_2]$ bire yakın olduğunda $t_i(N,T)$ olasılığı sabit K_1 ve K_2 gibi sabit olasılığa sahiptir. Modelde sadece sabit terim olduğunda, bunlara karşılık gelen simüle edilmiş değerler sırasıyla -6.19 ve 2.61'dir (Hurlin & Mignon, 2006, s. 19).

Bütün bireysel CADF veya CADF* istatistikleri asimptotik sıfır dağılımları benzer iken faktör yüklerine bağımlı değildirler. Ne yazık ki ortak faktör bağımlılığı nedeniyle CADF istatistikleri korelasyon göstermektedir. CIPS istatistikleri inşa edilebilir olsa bile bunlara standart merkezi limit teoreminin uygulanabilmesi mümkün değildir. Im ve diğerleri (2003) yatay kesit bağımsızlığı altında elde edilen sonuçların, hatta büyük N için bile CIPS istatistiğinin dağılımı standart dışı olduğunu gösterilmişlerdir.

Pesaran CIPS çeşitli örneklem boyutları ve üç farklı deterministik bileşen oluşan modelleri simüle eden kritik değerler önermiştir. Bunlardan ilki sabitsiz ve trendsiz modeller ikincisi bireysel özel sabitler ve üçüncü olarak Rastsal (incidental) doğrusal trend modelleridir.

Maddala ve Wu (1999) yada Choi (2001) göre Pesaran'nın önerdiği bireysel CADF istatistikleri Fisher tipi olarak anlamlılık düzeyeni dayanan testlerdir. Bu durumun yanı sıra daha önce anlatılan nedenlerden ötürü istatistiklerinde standart dağılım yoktur.

Pesaran (2003) hata terimleri korelasyon olması durumunda modelini aşağıda verilen (2.51) numaralı şekilde genişletmektedir.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + c_i \overline{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} d_{ij} \Delta \overline{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{ij} \Delta y_{t-j} + \mu_{it} \qquad (2.51)$$

CADF ve CIPS testleri yatay kesit bağımlılığı altında tek bir ortak faktörlü birim kök testleri olarak tasarlanmışlardır. Ama CIPS testi bireysel CADF testine göre daha güçlü özeliklere sahip olduğundan CIPS testi seçilmelidir (Barbieri, 2006, s. 27-28).

BÖLÜM IV

PANEL EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

4.1. Kao Panel Eşbütünleşme Testleri

Kao Eşbütünleşme Testi, Dickey Fuller ve Genişletilmiş Dickey Fuller testlerine benzer bir standart yaklaşım kullanılır. Kao Eşbütünleşme Testi aşağıda (3.1) numaralı belirtilen denklem ile panel regresyon modeline başlamaktadır.

$$y_{it} = X_{it}^{'}\beta + Z_{it}^{'}\gamma + e_{it} \quad (3.1)$$

Burada X_{it} ve y_{it} I(1) olup aralarında eşbütünleşme olmadığı ayrıca $z_{it} = (\mu_{it})$ olduğunu belirtelim. Kao (1999) 'eşbütünleşme yoktur' şeklindeki sıfır hipotezini test etmek amacıyla Dickey Fuller ve Genişletilmiş Dickey Fuller birim kök testlerinden elde edilen e_{it} hata terimini kullanılmasını önermiştir. Dickey Fuller testinden sabit etkiler kalıntıları hesaplanabilir.

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (3.2)$$

Burada kalıntılar (3.1) numaralı denklem kullanılarak şu şekilde elde edilmekte,

$$\hat{e}_{it} = \tilde{y}_{it} - \tilde{X}_{it}\hat{\beta} \quad (3.3)$$

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \overline{y}_{i} \quad (3.4)$$

olup hipotezleri aşağıda verilen (3.5) ve (3.6)'daki şekilde yazılabilir.

$H_0: \rho = 1$ (X ve Y arasında eşbütünleşme yoktur) (3.5)

$H_a: \rho < 1$ (X ve Y arasında eşbütünleşme vardır) (3.6)

ρ 'nin en küçük kareler tahmin, ve t-istatistiği aşağıdaki gibidir;

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it}\hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it}^2} \quad (3.7)$$

$$t_\rho = \frac{(\hat{\rho}-1)\sqrt{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it-1}^2}}{s_e} \quad (3.8)$$

burada s_e^2 ;

$$s_e^2 = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}(\hat{e}_{it} - \hat{\rho}\hat{e}_{it-1})^2 \quad (3.9)$$

Kao (1999), DF-tipi test istatistikleri ile ADF test istatistiklerini kullanarak panel eşbütünleşmeyi test etmek için dört tane DF-tipi test istatistiği bir tanede ADF test istatistiği olmak üzere toplam beş tane test istatistiği geliştirmiştir. Bunlar;

1) DF_ρ istatistiği $DF_\rho = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}}{\sqrt{51/5}}$

2) DF_t istatistiği $DF_t = \sqrt{\frac{5}{4}}t_\rho + \sqrt{\frac{15N}{8}}$

3) DF_ρ^* istatistiği $DF_\rho^* = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1)+\frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3+\frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{0v}^4}}}$

4) DF_t^* istatistiği $DF_t^* = \frac{t_\rho+\frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2}+\frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}}$

Burada, $\hat{\sigma}_v^2 = \hat{\Sigma}_{yy} - \hat{\Sigma}_{yx}\hat{\Sigma}_{xx}^{-1}$ ve $\hat{\sigma}_{0v}^2 = \hat{\Omega}_{yy} - \hat{\Omega}_{yx}\hat{\Omega}_{xx}^{-1}$

DF_ρ ve DF_t regresörleri ile hatalar arasında güçlü dışsallık varsayımına dayanmaktadır. DF_ρ^* ve DF_t^* regrösleri ile hatalar arasında içsel (endojen) bir ilişki olduğu varsayımına dayanmaktadır. Genişletilmiş Dickey Fuller Test istatistiği aşağıda verilen regresyon tahmininden elde edilmektedir.

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p} v_j\Delta\hat{e}_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.10)$$

sıfır hipotezi 'eşbütünleşme yoktur' şeklinde kurulan ADF test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

5) ADF istatistiği $ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}}$

Burada, t_{ADF} (3.10) denklemindeki ρ'nun test istatistiğidir. DF_ρ, DF_t, DF_ρ^* ve DF_t^* 'nin asimptotik dağılımı ardışık(sıralı)limit teoremine göre standart normal dağılıma N(0,1) yakınsar (Baltagi, 2005, s. 252-253; Chaiboonsri, Sriboonjit, Sriwichailamphan, Chaitip, & Sriboonchitta, 2010, s. 73-74).

4.2. Pedroni Panel Eşbütünleşme Testi

Pedroni (1997) ilk çalışmalarında basit iki değişkeninin homojenliği üzerine yoğunlaşmışına rağmen bazı sınırlamalara sahip olduğunu analiz etmiştir. Daha sonraki çalışmalarında çoklu doğrusal regresyon modellerine analiz etmiştir. Pedroni (1997) Panel Eşbütünleşme Testi birtakım avantajlara sahiptir. Bunlardan ilki bu test eşbütünleşme vektörlerinin, yatay kesit birimlerinin karşında kalıntıların heterojenliğe olanak sağlamasıdır. Bununla birlikte eşbütünleşik vektörlerin yatay kesit olan birimler arasında değişkenliğe de olanak sağlamasıdır. (Şahan & Bektaşoğlu, 2010, s. 10).

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} X_{1it} + \beta_{2i} X_{2it} + \cdots + \beta_{Mi} X_{Mit} + \varepsilon_{it} \quad (3.11)$$

t=1,....T; i=1,....N; m=1,....M

Burada T gözlemlerin zaman boyutu, N ise yatay kesit birimlerin sayısını ve M ise regresyondaki değişkenlerin sayısını ifade etmektedir. Bununla birlikte denklemde β_{1i} , β_{2i} ,...., β_{Mi} eğim katsayılarını, α_i sabit ekiler parametresini ve $\delta_i t$ deterministik zaman trendini temsil etmektedir.

Pedroni asimptotik dağılımlara ve küçük örneklem performanslarına göre yedi farklı test istatistiği türetmiştir. Bu yedi testi iki gruba ayırırsak ilk dördü için gruplar içi (within groups) geriye kalan üçü için ise gruplar arası olarak (between groups) iki gruba ayırılmaktadır. Pedroni'ni terminolojisine göre grup içi istatistiklerini panel eşbütünleşme istatistikleri, gruplar arası istatistikleri grup ortalamalı panel eşbütünleşme istatistikleri olarak ifade etmektedir.

Panel eşbütünleşme istatistiklerinden ilki parametrik olmayan varyans oranı türünde bir istatistik testi olup ikinci test istatistiği ise parametrik olmayan ve Phillips Perron rho istatistiğine benzeyen istatistiğin panel bir versiyonudur. Bu grupta üçüncü

test istatistiği ise parametrik olmamakla birlikte Phillips Perron t- istatistiğine benzemekte olup bu grubun son test istatistiği olan dördüncü eşbütünleşme test istatistiği Arttırılmış Dickey Fuller (ADF) t-istatistiğine bezer parametrik bir istatistiktir. Pedroni veri üretme süreci altında iki değişkenli yaptığı Monte Carlo simulasyonları sonuçlarına göre yukarıdaki verilen test istatistiklerin birbirlerine göre çesitli avantajları olduğunu ifade etmektedir.

Diğer üç panel eşbütünleşme tesleri grup ortalamaları yaklaşımına dayanmaktadır. Bu grupta test istatistikleri parametrik olmamakla birlikte Phillips Perron rho-istatistiğine benzemektedir. Geriye kalan iki istatistik ise sırasıyla Phillips Perron t-istatistiği ve Arttırılmış Dickey Fuller (ADF) t-istatistiğine benzemektedirler. Pedroni (1997) ayrıntılı olarak analiz ettiği iki değişkenli regresyon modellerinde, bu testler veri üretme süreci altında birbirlerine göre karşılıklı avantajlara sahiptirler.

Pedroni panel eşbütünleşme testleri aşağıda verilmektedir:

1) Panel v istatistiği

$$T^2N^{3/2}Z_{\hat{v}N,T} \equiv T^2N^{3/2}\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^{2}\right)^{-1}$$

2) Panel p istatistiği

$$T\sqrt{N}Z_{\hat{p}_{N,T-1}} \equiv T\sqrt{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^{2}\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}\left(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t}-\hat{\lambda}_i\right)$$

3) Panel t istatistiği (parametrik olmayan)

$$Z_{t_{N,T}} \equiv \left(\tilde{\sigma}_{N,T}^{2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^{2}\right)^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}\left(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t}-\hat{\lambda}_i\right)$$

4) Panel t istatistiği (parametrik)

$$Z_{t_{N,T}}^{*} \equiv \left(\tilde{s}_{N,T}^{*2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^{*2}\right)^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^{*}\Delta\hat{e}_{i,t}^{*}$$

5) Grup p istatistiği

$$TN^{-1/2}\tilde{Z}_{\hat{p}_{N,T-1}} \equiv TN^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{i,t-1}^{2}\right)^{-1}\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t}-\hat{\lambda}_i\right)$$

6) Grup t istatistiği (parametrik olmayan)

$$N^{-1/2}\tilde{Z}_{t_{N,T}} \equiv N^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{\sigma}_i^2\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t}-\hat{\lambda}_i\right)$$

7) Grup t istatistiği (parametrik)

$$N^{-1/2}\tilde{Z}^*_{t_{N,T}} \equiv N^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\hat{s}_i^{*2}\hat{e}_{i,t-1}^{*2}\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}^*_{i,t-1}\Delta\hat{e}^*_{i,t}$$

burada $\hat{\lambda}_i$, $\hat{s}_i^2$, $\hat{\sigma}_i^2$, $\tilde{\sigma}_{N,T}^2$, $\hat{s}_i^{*2}$, $\tilde{s}_{N,T}^{*2}$, $\hat{L}_{11i}^2$ aşağıda verilen şekilde elde edilmektedir.

$$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T}\sum_{s=1}^{k_i}\left(1-\frac{s}{k_i+1}\right)\sum_{t=s+1}^{T}\hat{\mu}_{i,t}\,\hat{\mu}_{i,t-s} \qquad \hat{s}_i^2 \equiv \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{\mu}_{i,t}^2 \quad \hat{\sigma}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2\hat{\lambda}_i$$

$$\tilde{\sigma}_{N,T}^2 \equiv \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{\sigma}_i^2 \quad \hat{s}_i^{*2} \equiv \frac{1}{t}\sum_{t=1}^{T}\hat{\mu}_{i,t}^{*2} \qquad \tilde{s}_{N,T}^{*2} \equiv \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\hat{s}_i^{*2}$$

$$\hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{\eta}_{i,t}^2 + \frac{2}{T}\sum_{s=1}^{k_i}\left(1-\frac{s}{k_i+1}\right)\sum_{t=s+1}^{T}\hat{\eta}_{i,t}\hat{\eta}_{i,t-s}$$

Burada $\hat{\mu}_{i,t}$, $\hat{\mu}^*_{i,t}$ ve $\hat{\eta}_{i,t}$ kalıntıları aşağıdaki regresyondan elde edilir. (Pedroni, 1999)

4.3. McCoskey ve Kao Panel Eşbütünleşme Testi

McCoskey ve Kao tarafından 'eşbütünleşme vardır' şeklindeki sıfır hipotezini test etmek için kalıntı temelli bir test önermişlerdir. Bu test Lagrange Çarpanı (LM) zaman serisi literatüründe MA birim kök için yerel en değişmez sapmasız değişmez (Locally Best İnvarient=LBUI) testinin genişletilmiş bir versiyonudur. Bu test ayrıca McCoskey ve Kao (1998) tarafından ele alınmıştır. Özellikle LM Testinin sıfır hipotezine durağan ve eşbütünleşme olmasına izin veren bir testin literatürde bulunmaması sebebiyle McCoskey ve Kao tarafından böyle bir test geliştirilmiştir. (McCoskey & Kao, 1998, s. 57-84)

Bu modelde eşbütünleşme vektörü yatay kesit gözlemlerine karşı değişmesine izin vermekte olup, asimptotikler her bir yatay kesit bağımsız tahmini zaman serilerinin sonuçlarına bağımlıdır. Modellerin ortak eğimi için tahmin birlikte yapılır dolayısıyla panel verilerde eşbütünleşme ilişkisi ortaklaşa tahmini asimptotik teoriye dayanmaktadır.

Sıfır hipotezi' eşbütünleşme vardır' şeklinde kalıntı temelli bu testte, eşbütünleşik değişkenlerin etkin bir tahmin tekniği kullanılması gereklidir. Zaman serisi literatüründe

asimptotik etkili çeşitli yöntemler olduğu gösterilmiştir.Bunlar Phillips ve Hansen (1990) tarafından önerilen tam değiştirilmiş (Fully Modified) tahmincisi ayrıca Saikkonen (1991) ve Stock ve Watson (1993) tarafından önerilen dinamik en küçük kareler tahmincisi (Dynamic Least Square Estimator) gibi tahmin teknikleri kullanılması gerekmektedir. Kao ve Chiang (1997) çalışmaları panel veride hem tam değiştirilmiş hem de dinamik dinamik en küçük kareler tahmincisinin sıfır ortalamalı ve asimptotik dağılımlı olduğunu göstermiştir

Sabit ve eğim değişmesine izin veren model aşağıda verilmektedir.

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}^{'}\beta_i + e_{it} \qquad i = 1, \dots . N \qquad t = 1, \dots , T \tag{3.12}$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{3.13}$$

$$\varepsilon_{it} = \gamma_{it} + \mu_{it} \tag{3.14}$$

$$\gamma_{it} = \gamma_{it-1} + \theta\mu_{it} \tag{3.15}$$

McCoskey ve Kao tarafından önerilen test istatistiği (3.16) numaralı denklemde verilmiştir;

$$\overline{LM} = \frac{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{T^2}\sum_{t=1}^{T}S_{it}^{+2}}{s^{+2}} \tag{3.16}$$

burada δ_{it} hata terimlerin kısmi toplamı olup,

$$S_{it}^{+} = \sum_{j=1}^{t}\hat{e}_{ij} \tag{3.17}$$

$$s^{+2} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{it}^{+2} \tag{3.18}$$

Parametrik olmayan tam değiştirilmiş (FM)'nin tahmin edicisi, seri korelasyonlu ve zayıf dışsal regresörü olan eşbütünleşik regresyonlar için mümkündür. Bu etkileri düzeltmek için Dinamik en küçük kareler (DOLS)'un tahmin edicisi gecikmeli ve gelecekteki farkı alınmış x_{it} kullanılmaktadır.

Testin asimptotik sonucu:

$$\sqrt{N}\left(\overline{LM} - \mu_v\right) \Longrightarrow N(0, \sigma_v^2)$$

McCoskey ve Kao (1998) tarafından $\mu_v = 0.1162$ ve $\sigma_v^2 = 0.0109$ olacak şekilde tanımlanmaktadır (McCoskey & Kao, 1999, s. 17-18).

4.4. Westerlund ve Edgerton (2005) Panel Eşbütünleşme Testi

Westerlund ve Engerton (2005), 'eşbütünleşmenin yoktur' şeklinde olan sıfır hipotezi sınamak için Lagrange Çarpanına (LM) temeline dayanan bir test önermişlerdir. Bu testin önemli özeliklerinden biride deterministik zaman trendlerine sahip olmasıdır. Günlük hayatta gayri safi yurt içi hasıla, gelir ve tüketim fiyat düzeyleri sürüklenmenin olduğu durağan olmayan ekonomik veriler olarak tarif edilmektedirler. Testin diğer bir özelliği ise iktisat teorisi ile açıklanmayan büyük buhran, petrol fiyatı şokları ve politik rejim kayması gibi yapısal kırılmaları da göz önüne almaktadır.

Sıfır hipotezi 'eşbütünleşme yoktur' şeklinde olan Westurlund ve Edgerton (2005) panel eşbütünleşme testi panel veriler için yapısal değişiklik ve deteministik trend izin veren iki test istatistiği önermektedir. Lagrange Çarpanı temeline dayanan test istatistiği kırılmanın olmadığı zaman, verilerin elde edilen bilgilerle kırılmanın yeri önsel (priori) olarak tahmin edilebilmektedir.

Yapısal kırılmanın olmadığı durumda Lagrange Çarpanın dayanan test istatistikleri kullanılmaktadır. Bunun için aşağıda verilen (3.19), (3.20) ve (3.21) numaralı veri üretme sürecinin (Data Generating Process) gözlenemeyen bileşenleri temsil ettiği varsayılır.

$$Y_{it} = \alpha_i + \tau_i t + X_{it}^{'}\beta_i + Z_{it} \tag{3.19}$$

$$Z_{it} = \rho_i Z_{it-1} + e_{it} \tag{3.20}$$

$$X_{it} = X_{it-1} + w_{it} \tag{3.21}$$

burada, $i = 1, \dots, N$ yatay kesit endeksini $t = 1, \dots, T$ zaman serisi endeksini temsil etmektedir. Ayrıca e_{it} hata terimi bağımsız özdeş dağılıma sahip olup sıfır ortalamaya ve sabit bir varyansa sahiptir. Bununla birlikte e_{it} ve w_{it} kalıntıları arasında korelasyon olmadığı varsayılmaktadır. Panel eşbütünleşme testi için hipotezler aşağıda verilen (3.22) ve (3.23)'deki şekilde kurulur.

$$H_0: \rho_i = 1 \quad i = 1, \dots, N \tag{3.22}$$

$$H_a: |\rho_i| < 1 \quad i = 1, \dots, N_1 \quad \text{ve} \quad \rho_i = 1 \quad i = N_1, \dots . N \tag{3.23}$$

Bu testin tutarlı olabilmesi için eşbütünleşik birimlerin fraksiyonunun kaybolmaması gerektiğini varsaymak gerekir. Bunun için $(N \to \infty)$ N sonsuza giderken ${N_1}/{N} \to \delta\epsilon(0,1]$ olması gerekir

$\rho_i = 1$ kısıtı altında her bir yatay kesit birimi Lagrange Çarpanı ile test edilebilir. Lagrange Çarpanı testi için havuzlandırılmış logaritmik olabilirlik fonksiyonu,

$$\log L = -\frac{NT}{2}\log 2\pi\sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{N} SSE_i \tag{3.24}$$

(3.24) numaralı denklemde ifade edilmektedir. Burada,
SSE: Kalıntıların kareleri toplamı olarak ifade edilir.
$\rho_i = 1$ şeklinde sıfır hipotezi olan Lagrange Çarpanı testi için, kısıtlı en çok olabilirlik tahmininden elde edilen skor vektörü aşağıda verilen biçimde yazılabilir.

$${\partial \log L}/{\partial p_i} = \hat{\sigma}^{-2}\sum_{t=2}^{T}\left(\Delta\hat{S}_{it} - \Delta\hat{S}_{i.}\right)\left(\hat{S}_{it-1} - \hat{S}_{i.-1}\right) \tag{3.25}$$

$$\hat{\sigma}^{-2} = (TN)^{-1}\sum_{i=1}^{N} SSE_i \tag{3.26}$$

buradaki $\hat{\sigma}^{-2}$, σ^2 en çok olabilirlik tahmincisidir. $\Delta\hat{S}_{i.}$ ve $\hat{S}_{i.-1}$ değişkenleri sırasıyla $\Delta\hat{S}_{it}$ ve $\hat{S}_{it-1}$ örneklem ortalamasıdır.

$$\hat{S}_{it} = y_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\tau}_i t - X_{it}^{'}\hat{\beta}_i \tag{3.27}$$

$$\hat{\alpha}_i = y_{i1} + \hat{\tau}_i - X_{i1}^{'}\hat{\beta}_i \tag{3.28}$$

(3.27) ve (3.28) kısıtları altında en çok olabilirlik tahmincisi,

$$\tilde{\alpha}_i = \alpha_i + z_{i0} \tag{3.29}$$

τ_i ve β_i karşılık gelen tahmin edicileri sırasıyla $\hat{\tau}_i$ ve $\hat{\beta}_i$ aşağıdaki en küçük kareler regresyonu çalıştırılarak elde edilmiştir.

$$\Delta y_{it} = \hat{\tau}_i + \Delta X_{it}^{'}\hat{\beta}_i + \hat{e}_{it} \tag{3.30}$$

(3.31) numaralı denklemde verilen $\phi_i = p_i - 1$ otoregresif parametresinin en küçük kareler tahmini (3.25)'de verilen skor vektörü ile orantılı olduğunu göstermektedir.

$$\Delta\hat{S}_{it} = \mu_{it} + \phi_i \hat{S}_{it-1} + u_{it} \tag{3.31}$$

burada, μ_{it} birimlere özgü sabiti u_{it} ise durağan kalıntıları ifade etmektedir. Lagrange Çarpanı dayanan panel test istatistiği (3.32)'deki eşitlikteki şekilde tanımlanır.

$$Z_\phi = \sum_{i=1}^{N} \tilde{S}_{i11}^{-1} \tilde{S}_{i12} \quad \text{ve} \quad Z_t = \hat{\sigma}^{-1} \sum_{i=1}^{N} \tilde{S}_{i11}^{-1/2} \tilde{S}_{i12} \tag{3.32}$$

burada test istatistiği Z_ϕ;

$$TZ_\phi = \sum_{i=1}^{N} \left(T^{-2}\tilde{S}_{i11}\right)^{-1} T^{-1}\tilde{S}_{i12} \tag{3.33}$$

(3.33) numaralı denklemdeki $\tilde{S}_{i11}$ ve $\tilde{S}_{i12}$ değerleri (3.34) ve (3.35) numaralı eşitlikler yardımıyla hesaplanmaktadır.

$$T^{-2}\tilde{S}_{i11} = T^{-2} \sum_{t=2}^{T} \left(\hat{S}_{it-1} - \hat{S}_{i.-1}\right)^2 \tag{3.34}$$

$$T^{-2}\tilde{S}_{i12} = T^{-1} \sum_{t=2}^{T} \left(\hat{S}_{it-1} - \hat{S}_{i.-1}\right)\left(\Delta\hat{S}_{it} - \Delta\hat{S}_{i.}\right) \tag{3.35}$$

Aynı şekilde test istatistiği olan Z_t,

$$Z_t = \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{\sigma}^{-2}\tilde{S}_{i11}\right)^{1/2} E_i \tag{3.36}$$

$$E_i = \left(T^{-2}\tilde{S}_{i11}\right)^{-1} T^{-1}\tilde{S}_{i12} \tag{3.37}$$

(3.36) ve (3.37) numaralı eşitliklerden elde edilmektedir.
Kırılmanın bilindiği durumda Lagrange Çarpanı testi;

$$y_{it} = \alpha_i + \tau_i t + \delta_i D_{it} + X_{it}^{'}\beta_i + Z_{it} \tag{3.38}$$

burada, α_i kırılmadan önceki sabiti ve δ_i kayma anında sabitin değişimini temsil etmektedirler. T_i , i'nci yatay kesit biriminin kaymanın yerini gösterirse;

$$D_{it} = \begin{cases} 1; & t > T_i \\ 0; & diğer\ durumlar \end{cases}$$

Kırılmanın konumu her bir "i" için $T_i = \lambda_i T$ olduğu varsayılır. Burada λ_i sıfır ile bir arasındaki değerleri alan bir sabit sayıyı temsil etmektedir.

Kırılma olmadığı durumda Lagrange çarpanı istatistiği (3.39)'daki yardımcı regresyondan elde edilmektedir.

$$\Delta\hat{S}_{it}^{c} = \mu_i + \phi_i \hat{S}_{it-1}^{c} + u_{it} \tag{3.39}$$

ancak kırılmanın olduğu durumda $\hat{S}_{it}^{c}$ değişkeni yeniden inşa edilir.

$$\hat{S}_{it}^{c} = y_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\tau}_i t - \hat{\delta}_i D_{it} - X_{it}^{'}\hat{\beta}_i \tag{3.40}$$

$$\hat{\alpha}_i = y_{i1} + \hat{\tau}_i - \hat{\delta}_i D_{i1} - X_{i1}^{'}\hat{\beta}_i \tag{3.41}$$

τ_i , δ_i ve β_i 'nin kısıtlı en çok olabilirlik tahmincileri olan $\hat{\tau}_i$ $\hat{\delta}_i$ ve $\hat{\beta}_i$ aşağıda verilen (3.42) numaralı regresyon denkleminden elde edilirler.

$$\Delta y_{it} = \hat{\tau}_i + \Delta X_{it}^{'}\hat{\beta}_i + \hat{e}_{it} \tag{3.42}$$

Z_ϕ ve Z_t istatistiklerinin modifiye edilmiş versiyonu sırası ile Z_ϕ^c ve Z_t^c şeklinde gösterilir. Yapısal kırılmanın olduğu durumda hem sabitin hem de bireylere göre eğimi inceleyen regresyon modeli,

$$y_{it} = \alpha_i + \tau_i t + \delta_i D_{it} + D_{it} X_{it}^{'}\gamma_i + X_{it}^{'}\beta_i + Z_{it} \tag{3.43}$$

(3.43) numaralı denklemdeki α_i , τ_i ve δ_i parametreleri modelde düzey kaymasını, β_i kaymadan önceki eğim parametresini ve γ_i eğimdeki değişimi temsil etmektedir. Lagrange Çarpınana dayanan test istatistiği aşağıda verilen yardımcı regresyondan elde edilebilir.

$$\Delta\hat{S}_{it}^{r} = \mu_i + \phi_i \hat{S}_{it-1}^{r} + u_{it} \tag{3.44}$$

burada,

$$\hat{S}_{it}^{r} = y_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\tau}_i t + \hat{\delta}_i D_{it} - D_{it} X_{it}^{'}\hat{\gamma}_i - X_{it}^{'}\hat{\beta}_i \tag{3.45}$$

τ_i, δ_i , γ_i ve β_i'nin kısıtlı en çok olabilirlik tahmin edicileri, (3.46) numaralı regresyona en küçük kareler uygulanması ile elde edilir.

$$\Delta y_{it} = \hat{\tau}_i + \hat{\delta}_i \Delta D_{it} + \Delta(D_{it} X_{it})' \hat{\gamma}_i + \Delta X'_{it} \hat{\beta}_i + \hat{e}_{it} \quad (3.46)$$

kırılma noktası hakkında önsel (priori) bir bilgi yoksa bu durumda endojen değişkenlerin yardımıyla tahmin edilebilmektedir. Kırılma noktası,

$$\hat{T}_i = argmin \sum_{t=1}^{T} \hat{\mu}_{it}^2 \quad (3.47)$$

(3.47) numaralı denkleminden bulunup burada $T_i \varepsilon [n, T-n]$ olarak tanımlanır. (Westerlund & Edgerton, 2005, s. 1-34)

BÖLÜM V

TÜKETİM TEORİLERİ

5.1. Mutlak Gelir Hipotezi (Absolute Income Hypothesis = AIH)

Gelir ile tüketim arasındaki ilişkiyi araştıran iktisatçıların çalışmaları 18. yüzyılın sonuna kadar gitmektedir. Bu çalışmalar arasında Özellikle Hicks ve Hill'in fikirleri oldukça önemlidir. Bununla birlikte, Keynes'in 'Mutlak Gelir Teorisi' , Friedman'ın 'Sürekli Gelir Hipotezi', Duesenberry'in 'Nispi Gelir Teorisi' ve Modigliani'nin 'Hayat Devreleri Hipotezi' gibi kuramlar gelir ile tüketimi açıklayan en önemli kuramlardır. Ancak gelir ile tüketim harcamaları arasındaki ilişkiyi ilk olarak Alman bir istatistikçi olan Ernst Engel'in 1857 yılında 200 Belçikalı işçinin bütçe harcamalarını incelemesi sonucunda aşağıdaki sonuçlara ulaşmıştır.

Düşük gelire sahip olan kişilerin tüketim harcamaları içinde otonom tüketimin diğer bir ifade ile zorunlu tüketim harcamalarının oranının oldukça fazla olduğunu tespit etmiştir. Bununla birlikte yüksek gelire sahip olan kişilerin tüketim harcamalarında ise zorunlu tüketimin oranının, düşük gelire sahip olan kişilerin tüketim harcamalarındaki zorunlu tüketim oranına göre oldukça düşük bir düzeyde olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ernst Engel çalışması sonucunda elde ettiği sonuçları aşağıdaki gibi sıralanabilir.

1) Tüketicinin geliri arttığı durumda gıda harcamalarının bütçe içindeki oranı giderek azalmaktadır.
2) Tüketicinin gelir miktarı arttığı durumda giyim harcamaları ve konut harcamaları için bütçesinden ayırdığı pay değişmemektedir.
3) Tüketicinin gelir miktarı arttığı durumda eğitim, kültür ve eğlence kalemlerinden oluşan harcamaların bütçesinden ayırdığı pay giderek artmaktadır (Tarı & Pehlivanoğlu, 2007, s. 196-197).

İkinci Dünya savaşından sonra tüketim teorileri makroekonomi araştırmalarının merkezi odağı haline geldi. Barış zamanlarında yapılan tüketim harcamaları gayrisafi yurtiçi hasılanın üçte ikisini oluşturmaktadır. Ancak ekonomistler daha çok ekonominin gerilemesi durumunda ortaya çıkan kitlesel işsizlik üzerine odaklandılar.

Bu konuda ilk olarak Keynes'in toplam tüketim fonksiyonundan geliştirdiği Genel Teori (General Theory) görüşü geçerli olmuştur. Keynes'in teorisine göre toplam tüketim pozitif olmakla birlikte toplam gelirin azalan bir fonksiyonu şeklindedir (Palley, 2008, s. 2).

Modern tüketim kuramı ilk olarak Keynes (1936) psikolojik temelli tüketim davranışlarının analizi ile başlayan teorisini Keynes şu şekilde ifade etmektedir: Hem öncül (priori) olarak elde edindiğimiz bilgiler hem de insan tabiatı gereği deneyimlerinde elde edindiği ayrıntılı olgulardan yola çıkarak oluşturduğumuz temel psikolojik yasası şekilde ifade etmiştir. İnsanlar bir kural olarak gelirleri arttıkça tüketimleri artmaktadır. Lakin bu artış gelirdeki artış kadar olmamaktadır (Palley, 2008, s. 4).

Keynes'in Genel Teoride belirttiği 'temel psikolojik yasa' kuşkusuz olarak her bir insan için aynı olmamakla birlikte, ortalama olarak diğer bir deyişle ulus ekonomileri için doğru olmaktadır. Hâl böyle olmasaydı, gelir artıkça gelirin tamamını tüketime ayrılıyor olsaydı, bu durumda istihdam düzeyinde artışa ve bundan ötürü tam istihdama ulaşılmasında engel olmayacağı anlamına gelecekti. Lakin insanların tüketim harcamaları üzerine yapılan araştırmalar bunun bu şekilde olmadığını ortaya koymaktadır (Öcal, 2007, s. 80).

Keynes'in Mutlak Gelir Hipotezine göre, tüketim harcamaları tüketim fonksiyonu tarafından belirlenmektedir. Dışa kapalı ve vergilerin göz önüne alınmadığı bir ekonomi için tüketim fonksiyonu (4.1) numaralı eşitlikte verilen şekilde yazılamaktadır;

$$C = C_o + cY_d \,, \quad C_o > 0 \,, \quad 0 < c < 1 \tag{4.1}$$

Burada;

C = Tüketim Harcamalarını,

C_o = Otonom Tüketim Harcamalarını (Tüketicilerin daha önceden biriktirdiği tasarruflarını çözerek yada başkalarından borçlanarak yaptığı tüketim harcamalarıdır yani harcanabilir gelire bağlı olmayan tüketim harcamalarını göstermekte olup sıfırdan büyük bir değeri ifade etmektedir.)

c = Marjinal Tüketim Eğilimi,

Y_d = Harcanabilir Geliri,

cY_d = Uyarlanmış Tüketim harcamalarıdır (Tüketicilerin harcanabilir gelire bağlı olarak yaptıkları harcamaları ifade etmektedir) (Bocutoğlu, 2011, s. 112-113).

Yukarıda (4.1) numaralı denklemle verilen Keynes'in tüketim fonksiyonunun temel özellikleri aşağıdaki gibi sıralanmaktadır.

1) Reel tüketim harcamaları esasen reel harcanabilir gelir tarafından belirlenmekte olup kısa dönemde değişmeyen istikrarlı bir fonksiyondur.

2) Marjinal tüketim eğilimi pozitif olmakla birlikte sıfır ile bir arasında bir değer almaktadır.

3) Ortalama tüketim eğilimi (APC) marjinal tüketim eğiliminden (MPC) daha büyüktür. Bunun nedeni ise otonom tüketim harcamalarından kaynaklanmaktadır. Ortalama tüketim eğilimi (APC) toplam tüketim harcamasının oranlanmasıyla elde edilir:

$$APC = \frac{Co}{Y} + c \qquad (4.2)$$

Bu durumda ortalama tüketim eğilimi, marjinal tüketim eğiliminde $Co/_Y$ kadar daha büyük olduğu ifade etmektedir.

4) Gelir arttıkça marjinal tüketim eğiliminin azalması beklenir.

Tüketim seviyesi ve gelir seviyesi fiyat düzeyindeki varyasyonlardan arındırılarak ifade edilirse ,tüketim fonksiyonu kısa dönemde çok değişmeyen kararlı (stabil) bir yapıda olduğu ifade edilebilir. Bunu daha açık bir şekilde ifade etmek gerekirse t dönemindeki tüketimi, t dönemindeki gelir düzeyinin artan bir fonksiyonundan elde edilmektedir.

$$C = f(Y)\,; \qquad dC/dY > 0$$

Marjinal tüketim eğilimi; gelirdeki bir birimlik artışa karşılık bunun ne kadarının tüketime harcandığını ifade eder. Marjinal tüketim eğilimi pozitif olmakla birlikte birden küçük bir değeri ifade etmektedir. Keynes'in tüketim fonksiyonunun dördüncü maddesinde ifade ettiğimiz gibi gelir düzeyi artıkça marjinal tüketim eğiliminin azalması beklenir (Yıldırım, Karaman, & Taşdemir, 2009, s. 542-543).

Keynes'in Mutlak Gelir Hipotezine göre tüketim fonksiyonundan yararlanarak Tasarruf fonksiyonu da belirlenebilmektedir. Harcanabilir gelirin tüketim harcamalarında kullanılmayan kısmına tasarruf denilmektedir. Tasarruf fonksiyonunu yazabilmek için ilk olarak tasarruf fonksiyonundan elde edilen marjinal tüketim

eğiliminin (s) ne anlama geldiğinin bilinmesi gerekmektedir. Harcanabilir gelirdeki bir dolarlık yani 100 sentin bir artışa karşılık bunun kaç sentinin tasarrufa ayrıldığını gösteren orana marjinal tasarruf eğilimi denilmektedir. Marjinal tasarruf eğilimi (s) aşağıda verilen (4.3) numaralı eşitlikteki şekilde gösterilir:

$$s = {\Delta S}/{\Delta Y_d} \tag{4.3}$$

Burada,

ΔS = Tasarruflardaki değişmeyi,

ΔY_d = Harcanabilir gelirdeki bir birimlik değişmeyi gösterir.

Marjinal tüketim eğilimi (c) ve marjinal tasarruf eğilimleri oranlarının toplamları bire eşit olmaktadır.

Buradan;

$c = 1 - s$ ve $s = 1 - c$

olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bunu sayısal bir örnekle ifade edilirse; marjinal tüketim eğiliminin 0.85 olduğu durumda marjinal tasarruf oranı 0.15 olmaktadır. Bu bilgiler ışığında dışa kapalı bir ve vergilerin göz önüne alınmadığı bir ekonomi için tasarruf fonksiyonu (4.4) veya (4.5) numaralı eşitliklerdeki şekilde yazılabilmektedir.

$$S = -C_o + sY_d \qquad C_o > 0\,, \quad 0 < s < 1 \tag{4.4}$$

$$S = -C_o + (1 - c)Y_d \tag{4.5}$$

Burada;

S = Tasarrufları

C_o = Otonom tüketim harcamalarını,

s yada (1-c) = Marjinal tasarruf eğilimi,

Y_d = harcanabilir geliri göstermektedir.

Keynes'in mutlak gelir hipotezine bakarak tüketim harcamaları ve tasarruflar harcanabilir gelirin birer artan fonksiyonudur. Yani harcanabilir gelir arttığı durumda tasarruf ile tüketim harcamaları birlikte artmaktadır (Bocutoğlu, 2011, s. 114-115).

Şimdiye kadar marjinal tüketim eğiliminin tüm gelir seviyeleri için sabit olduğunu varsayıldı. Burada bir başka durumu ele alacak olursa; gelir arttıkça marjinal tüketim eğilimi azaldığından dolayı, tüketim fonksiyonu doğrusal bir biçimde temsil edilemez onun yerine tüketim fonksiyonu yatay eksene doğru kavislenen yani içbükey (konkav) kavisle gösterilir. Bu kavis azalan oranda artan biçiminde çizilir. Bu varsayım gerçeğe daha yakın olmakla birlikte aşağıda verilen iki olguda bu durumu doğrulamaktadır.

1) Kısa dönemde gelirin değişmesi durumunda, tüm tüketicilerin gelirdeki bu artıştan yararlanabilmesi için var olan tüketim davranışlarını değiştirebilmesi pek olanaklı değildir.
2) Gelirin uzun dönemde değişmesi durumunda toplumun refah seviyesi arttıkça gelirin tüketime ayrılan kısmı gitgide azalacaktır. Hakikaten böyle toplumlarda tüketim tepe (doyum) noktasına yaklaşma ve gelirim arttığı vakit tasarruflar artmaya meyillidirler.

Keynes, kısa dönemde tüketim fonksiyonunun kararlı olduğunu ve bireyin tüketimlerini sübjektif faktörler ve objektif faktörler bağlı olduğunu ifade etmektedir (Öcal, 2007, s. 82-83).

Objektif Faktörler: bireyleri veya hane halklarını yaklaşık olarak aynı şekilde etkileyen unsurlardır. Objektif faktörleri de kendi içinde ikiye ayrılmaktadır. Bunlar sırasıyla kişi bakımından objektif faktörler ve toplum bakımından faktörlerdir. Kişi bakımından objektif faktörler, kişinin gelirini nominal ve reel olarak etkileyen unsurları kapsamaktadır. Bunlara örnek olarak kişinin gelirinin artması veya azalması, fiyat genel düzeyinin artması veya azalması ve kişinin gelecekle ilgili beklentileri, genel olarak vergilerin artması veya azalması son olarak savaş doğal afetler gibi olağandışı durumları kapsamaktadır (Ertürk, 1999, s. 45).

Sübjektif Faktörler: İnsanların tasarruf kararlarını veya tüketim kararlarını bir çok farklı faktörden etkilenmektedir. Keynes'e göre bireylerin tüketim davranışlarını etkileyen psikolojik etkenler, dini etkenler, tarihleri ve kültürel bağları gibi daha bir çok faktörden bağlı olup bunları kısa dönemde değişebilmesi pek olası değildir (Öcal, 2007, s. 83) .

5.1.1. Keynes'in Mutlak Gelir Hipotezine İlişkin Ampirik Çalışmalar

Keynes'in tüketim fonksiyonu kullanılarak İngiltere'nin 1949 ile 1975 yılları için en küçük kareler tahmin yöntemi kullanılarak elde edilen tüketim fonksiyonu (4.6) numaralı denklemdeki şeklinde tahmin edilmiştir:

$$C = 4141 + 0.78Y \tag{4.6}$$

Bu çalışmanın sonucuna göre marjinal tüketim eğiliminin 0.78 olduğu görülmektedir. Bu sonuçlara göre, iktisadi olarak katsayıların beklenen işaret ve büyüklüğe sahip olduğu görülmektedir. Bu çalışmanın sonucu aynı zamanda Keynes'in açıklamalarını doğrular bir nitelikte olduğu görülmektedir.

Arthur Smithies (1945) araştırma sonuçları uzun dönemli tüketim harcamalarını Keynes'in tüketim fonksiyonuna uyarlamaya çalışmıştır. Smithies'in araştırmaları sonucu Amerika Birleşik Devletleri için yaptığı uzun dönemli tüketim fonksiyonunda marjinal tüketim eğilimi ile ortalama tüketim eğilimlerinin birbirlerine eşit (MPC=APC) olduğunu söylemekle birlikte farklı etkenlerin neticesinde tüketim fonksiyonunda gelir artışı sebebiyle ortalama tüketim eğiliminde (APC) meydana çıkacak artışı rastsal olarak bertaraf edecek bir etki yaptığını belirtmektedir (Özmen, 1997, s. 66).

Tüketim harcamalarının belirlenmesinde, Keynes'in mutlak gelir hipotezinin geçerliliğini sınamak için bir çok araştırma yapılmıştır. Bu araştırmalardan en önemlilerinde biri ise Amerikalı iktisatçı olan Simon Kuznets'in 1946 yılında bitirdiği çalışmasıdır. Bu çalışmasında 1863 ile 1933 yılları arasındaki Amerikan ekonomisi üzerine yaptığı çalışması sonucu aşağıdaki bulgulara ulaşmıştır.

1) Kısa dönemde, harcanabilir gelirin arttığı durumda ortalama tüketim eğilimi azalmaktadır.
2) Uzun dönemde, harcanabilir gelirin arttığı durumda ortalama tüketim eğilimi azalmamakta tersine ortalama tüketim eğilimi değişmemekte ayrıca marjinal tüketim eğilimine eşit olmaktadır.
3) Yukarıdaki ikinci maddeden hareketle kısa dönem tüketim fonksiyonu ile uzun dönem tüketim fonksiyonunu iki farklı biçimde değerlendirilmesi gerekmektedir. Kısa dönem tüketim fonksiyonunda harcanabilir gelir miktarı

arttığında ortalama tüketim eğilimi azalmasından dolayı ortalama tüketim eğilimi marjinal tüketim eğiliminden daha büyük değerler alabilmektedir. Bununla birlikte uzun dönemde tüketim fonksiyonunda ise, harcanabilir gelir miktar arttırıldığında ortalama tüketim eğilimi değişmemekte yani diğer bir ifadeyle sabit olarak kalmakta ayrıca ortalama tüketim eğilimi ile marjinal tüketim eğilimleri birbirlerine eşitlenmektedir

4) Simon Kuznets'in çalışmalarına göre, Uzun dönemde harcanabilir gelir arttığı durumda ortalama tüketim eğiliminin azalmamasına yani sabit kalmasına tüketim bulmacası denilmektedir. Tüketim bulmacası, Keynes'in mutlak gelir hipotezinin en mühim olgularından geçerli olmadığı ortaya koyarak Keynes'in mutlak gelir hipotezine gölge düşürmüştür. Tüketim bulmacası Keynes'in mutlak gelir hipotezini gözden düşmesine neden olmuştur (Bocutoğlu, 2011, s. 115-116).

Goldsmith 1955 yılında yaptığı araştırmasında gerek yatay kesit verileri gerek zaman serisi verilerini kullanarak Kuznets'in bulgularını bu amaca daha elverişli olan şahsi gelir için doğrulamış olup aşağıda verilen görüşleri ortak bir şekilde onaylamıştır;

1) Uzun dönem zaman serisi araştırmalarına bakılarak gelirin arttığı durumda ortalama tüketim eğiliminin (APC) azaldığını öne süren hipotezi reddetmektedir. Ancak yatay kesit çalışma verilerinden olan ailelerin bütçe çalışmaları ise tutarlı bir biçimde öne sürülen hipotezi desteklemektedir.
2) Tüketim fonksiyonunu yatay kesit verileri üzerine çalışıldığında marjinal tüketim eğilimi daima zaman serisi verilerine göre daha küçük değerler almaktadır. Burada anlatılmak istenen yatay kesit verileri kullanılarak elde edilen tüketim fonksiyonu zaman serisi verileri kullanılarak elde edilen tüketim fonksiyonuna göre daha düz bir görünüme sahip olmaktadır. Zaman serisi tüketim fonksiyonlarına göre daha küçük marjinal tüketim eğilimine sahip olan yatay kesit tüketim fonksiyonları bir müddet sonra yukarı yönlü bir hareket sergileyebilmektedirler.
3) Efektif tüketimin gelire oranı uzun dönemde sabit olmasına karşılık yıldan yıla dalgalanabilmektedir. Bu durumda Goldsmith'in ortalama tüketim eğilimimdeki döngüsel farklılığı ortaya koymaktadır. Gelir ile tüketim

> arasındaki döngüsel dalgalanmalar refah dönemlerinde azalırken resesyon dönemlerinde artmaktadır (Özmen, 1997, s. 67).

Keynes'ten sonra yapılan çalışmalar Keynes'in mutlak gelir hipotezinin gözden düşmesine bu nedenle tüketim harcamalarını belirleyen etkenler üzerinde daha kapsamlı hipotezlerin ortaya çıkmasına teşvik etmiştir. (Bocutoğlu, 2011, s. 116; Özmen, 1997, s. 67)

5.2. Nispi Gelir Hipotezi (Relative Income Hypothesis)

James Duesenberry, çığır açan çalışması olan Gelir, Tasarruf ve Tüketici Teorisi Davranışları (1949) zaman serisi tüketim verilerinin özellikleri ile yatay kesit tüketim verilerinin özellikleri arasındaki köklü farklılıkları rasyonalize etmek için Nispi Gelir Hipotezini oluşturdu.

1935-1936 ve 1941-1942 yıllarında zenginliğe dayalı yatay kesit verilerine dayanarak yapılanbütçe anketleri artan gelirle birlikte tasarruf oranının arttığını göstermekte iken Kuznets'in (1942) tarafından 1869'dan 1929 kadar toplanan toplam tasarruf ile toplam gelir verilerin eğilimi daha düşük bir tasarruf oranı ortaya çıkmaktaydı.Duesenberry bu durum için bireysel tüketim fonksiyonunu diğer insanların mevcut gelirine bağlı olduğunu öne sürdü (Alvarez-Cuadrado & Long, 2011, s. 1489).

Nispi gelir hipotezi biri yatay kesit diğeri zaman serisi versiyonu olmak üzere iki farlı şekilde formüle edilmiştir. Kuznets paradoksu yatay kesit ve zaman serisi varyantlarına karşılık gelir. Her iki varyantta da tüketim, mevcut gelirin görece hane halkının standart geliri kendi geçmiş gelirlerine veya geliri etrafındaki hane halklarının gelirlerine bağlıdır.

Yatay kesit versiyonunda, Duesenberry hane halkı tüketiminin sadece mevcut gelir düzeyine bağlı olmayacağını öne sürmekte ancak kişini görece geliri, nüfusun içindeki kendisi gibi alt grupların geliri üzerine tanımlamaktadır. Hane halkı tüketim harcamaları kendi gibi olanların içinde bulunduğu grubun harcamalarına uyum sağlar. Grubun içindeki düşük gelire sahip hane halkları grubun içindeki yüksek gelirli hane halkına yetişebilmek için gelirlerin daha büyük bir kısmını tüketime ayırırken, yüksek geliri sahip hane halkı gelirlerinin daha küçük bir kısmını tüketime ayırmaktadırlar.

Bu hipotez aynı gelire sahip olan ailelerden farklı gruplara ait ailelerin tüketim harcamalarında sistematik olarak farklı gözlemlerin elde edilmesiyle destek kazanmıştır.

Buna bir örnek vermek gerekirse verilen bir gelir seviyesinde yapılan anket sonuçları siyah ailelerin tüketim harcamaların beyaz ailelerin tüketim harcamalarına göre daha düşük olduğunu göstermiştir. Nispi Gelir Hipotezi görece geliri bireylerin içinde bulundukları gruptaki farklılığa bağlamaktadır.

Bu farklılığın nedeni beyaz ailelerin ortalama gelirleri daha yüksek olduğu için bu diğer beyaz aileler üzerinde oluşturduğu büyük baskıdan dolayı göreceli olarak gelirlerin daha büyük bir kısmını tüketime ayırırlar. Ancak siyahi aileler, diğer içinde bulundukları siyahi aileler arasında baskı daha azdır. Her iki grubunda zamanla geliri artarken uzun vadede tüketim eğilimleri artacaktır. Her bir grup içindeki ortalama hane halkı tüketim harcama eğilimi sabit kalacaktır.

Nispi gelir hipotezinin zaman serisi varyantları, yatay kesit versiyonuna oldukça benzemektedir. Bu ikisi arasındaki temel fark hane halkının kendi gelirleri ile diğer hane halkı gelirlerinin karşılaştırılması, her hane halkının bugünkü geliri görece kendi geçmiş gelir seviyelerini dikkate aldığı varsayılır (Parker, 2011, s. 6).

Duesenberry'in (1949) önerdiği bireysel tüketim fonksiyonu diğer insanların mevcut gelirine bağlı kalmaktadır. Sonuç olarak 'herhangi biri için gelir dağılımı ' aileler tarafından tasarrufun, geliri yüzdesinin eşsiz, değişmez olduğunu ve gelir dağılımının yüzdelik konumuna göre artan bir fonksiyon olma eğiliminde olduğunu ifade etmektedir. Tasarrufun yüzdesi gelirin mutlak düzeyinden bağımsızdır. Bu da toplam tasarruf oranının gelirin mutlak düzeyinden bağımsız olacağını ifade etmektedir (Alvarez-Cuadrado & Long, 2011, s. 1489).

Duesenberry 'in Gelir, Tasarruf ve Tüketim Teorisi Davranışlarını yazdığı zaman da İngiliz bir iktisatçı olan John Maynard Keynes'in geliştirdiği bireylerin gelirleri arttığı durumda bireylerin gelirlerindeki tüketim harcamalarının yüzdelerin azalacağı tasarruf oranlarının yüzdelerinin artacağı şeklinde olan hipotezi hakimdi.

Gözlemlenen yatay kesit verilerinde bu model gerçekten doğruydu. Zaman içindeki belli bir noktada nüfusun içinde zengin olanların tasarruf oranların fakir olanların tasarruf oranına göre daha yüksek olduğunu ancak Keynes'in teorisi diğer ampirik çalışmaların düzeni ile çelişmektedir. Zaman içinde toplam gelir artmasına rağmen toplam tasarruf oranı artmamaktadır. Duesenberry'in nispi gelir hipotezinin hem yatay kesit hem de zaman serisi verilerine açıklamada kullanılabileceğini öne sürmüştür (Koçkesen, 2008, s. 153) .

Duesenberry tarafından geliştirilen nispi gelir hipotezi Keynes'in geliştirdiği mutlak gelir hipotezinin altında yatan varsayımlara iki koldan muhalefet etmektedir. Bunlar; (Ertürk, 1999, s. 46; Parasız, 2006, s. 94)

1) Keynes'in mutlak gelir hipotezinde tüketicilerin tüketim kararlarının birbirinden bağımsız olduğunu öne sürerken Duesenberry'in nispi gelir hipotezi kişilerin tüketim kararlarının birbirine bağımlı olduğunu varsaymaktadır (M.Ünsal, 2005, s. 421).
2) Keynes'in mutlak gelir hipotezine göre tüketimin tersine döndürülebilir olduğunu yani tüketimin harcanabilir gelirdeki artış veya azalışların aynı miktarda olduğunu varsayarken Duesenberry'in nispi gelir hipotezi harcanabilir gelirde meydana gelen bir artış veya azalışın tüketim harcamaları üzerinde meydana gelen değişimin aynı olmadığını yani mutlak değerce birbirlerinden farklı olduğunu öne sürmüştür (Parasız, 2006, s. 94; Özmen, 1997, s. 68).

Duesenberry'in Nispi gelir hipotezin ilk varsayımına göre bireyler bulundukları çevre ile sosyal ve ekonomik açıdan birbirlerini etkilemektedirler. Tüketiciler harcanabilir gelirleri arttığı zaman bunu anında tüketim harcamalarına yansıtmazlar. Bu bağlamda tüketiciler harcanabilir gelir miktarları artarken içinde bulundukları sosyal çevredeki (mahalle -meslek) diğer tüketicilerin tüketim kararlarını incelerler.

Bireyler içinde bulundukları sosyal çevrenin dağılımı ile kendi gelir dağılımlarının oranı değişmemesi durumu diğer bir ifade ile bireyin içinde bulunduğu sosyal çevrenin harcanabilir gelir miktarının artış oranı ile bireylerin harcanabilir gelir miktarının artış oranlarının birbirine eşit olması durumudur. Bu durumda bireyler içinde bulundukları sosyal çevre ile kıyaslandığında nispi olarak harcanabilir gelirlerinde bir değişiklik olmamışsa bireyler ortalama tüketim eğilimini değiştirmezler (Bocutoğlu, 2011, s. 116-117).

Bunu daha somut bir örnekle anlatmak gerekirse belirli bir muhitte yaşayan bireyin gelir miktarı üç katına yükselirken bulunduğu muhitte yaşayanların da ortalama gelir miktarları üç katına yükseldiğini varsayalım. Bu durumda bireyin bulunduğu muhite göre nispi geliri değişmediğinden, bireyin tüketiminden gelirine ayırdığı pay da ortalama tüketim eğilimi de değişmemektedir.

Yukarıda verilen örneği ekonomi ölçeğinde ifade etmek gerekirse, ortalama tüketim eğilimi kişinin içinde bulunduğu gelir dağılımındaki konumuna bağımlıdır. Kişinin geliri belli bir zaman boyunca düzgün bir şekilde arttığı durumda, gelir dağılımı zaman boyunca kayda değer bir değişiklik olmadığı müddetçe, ortalama tüketim eğilimi değişmemektedir. Bu bağlamda Duesenberry'in nisbi gelir hipotezi Kuznets'in uzun dönem zaman serisi analizlerinden elde ettiği ortalama tüketim eğiliminin uzun dönemde değişmeyeceğini yani sabit kalacağını hususunu doğrulamaktadır (M.Ünsal, 2005, s. 421-422).

Duesenberry'in nispi gelir hipotezinin ikinci varsayımına göre Hane halklarının alışkanlıkları ve beklentileri harcanabilir gelirin geçmiş yıllarda ulaştığı azami gelir seviyesine dayanarak oluşturdukları tüketim seviyesini muhafaza etmeye çalışırlar. Bu nedeni bireyler ulaştıkları azami gelir seviyesine göre alıştıkları hayat standartlarından ödün vermek istemezler (Parasız, 2006, s. 95; Bocutoğlu, 2011, s. 117).

Konjonktür dönemin genişleme devresinde harcanabilir gelir miktarı arttığı durumda, tüketiciler gelir dağılımı konumları değişmediği için nispi gelirleri de değişmemektedir. Bu yüzden ortalama tüketim eğilimi değişmemektedir yani sabit kalmaktadır.

Konjonktür döneminin daralma devresinde, tüketicilerin harcanabilir gelir miktarları azaldığı durumda tüketiciler tüketim harcamalarını azaltmak yerine, daha önce oluşturduğu tasarruflarını çözerek eski tüketim seviyelerini korumaya çalışırlar. Yani tüketicilerin harcanabilir gelir miktarları azaldığı durumda alıştıkları tüketim davranış kararlarından kolay bir şekilde fedakarlık yapamazlar. Bu sebeple, tüketicilerin harcanabilir gelir arttığı durumda da ortalama tüketim eğilimi değişmemektedir (Bocutoğlu, 2011, s. 117).

Duesenberry'in nispi gelir hipotezinin tüketim fonksiyonu aşağıdaki şekilde yazılabilir;

$$\frac{\bar{C}_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \beta\left(\frac{\bar{Y}_{it}}{Y_{it}}\right) + \mu_{it} \qquad (4.7)$$

Burada;

C_{it}: i. hane halkının tüketimini,

Y_{it}: i. hane halkının gelirini,

μ_{it}: tesadüfi hata terimini,

$\overline{Y}$: hane halkının ait olduğu gelir dağılımı grubunun ortalamasını göstermektedir.

(4.7) numaralı denklemde i.hane halkının tüketiminin gelire oranlanmasıyla nispi gelirin bir fonksiyonu elde edilmektedir. β>0 ifadesi, tüketiciler gelirleri arttığı durumda gelirin tüketim içindeki oranının azalacağı anlamına gelecektir. (4.7) numaralı denklemin her iki tarafını Y_{it} çarpılması durumunda aşağıda verilen (4.8) numaralı formda yazılmaktadır.

$$C_{it} = \alpha Y_{it} + \beta \overline{Y}_{it} \quad (4.8)$$

Yukarıda verilen (4.8) numaralı denklem yatay kesit tüketim fonksiyonunu ifade etmekte olup zaman içindeki herhangi bir noktada bireyin ait olduğu gelir grubu içindeki marjinal tüketim eğilimi (MPC) α'ya eşit olmaktadır. Bununla birlikte sabit terimi $\beta \overline{Y}_{it}$'dir. Hem bireysel hane halkları hem de bireylerin içinde bulundukları halde dağılım grupları üzerine toplamı şeklinde alınan efektif değişkenler şu şekilde yazılabilmektedir.

$$C_t = \sum_{i=1}^{n} C_{it} \quad (4.9)$$

$$Y_{it} = \sum_{i=1}^{n} Y_{it} \quad (4.10)$$

$$C_t = (\alpha + \beta) Y_t \quad (4.11)$$

(4.11) numaralı ifade edilen denklemin ilişkisi efektif zaman serisi modelini temsil etmektedir. Bu modelde marjinal tüketim eğilimi $(\alpha + \beta)$'dir. Zaman serisi modelinde gelirin arttığı durumda ortalama tüketim eğilimi (APC) sabit kaldığı görülmektedir. (4.8) ile verilen denklemde yatay kesit tüketim fonksiyonunda marjinal tüketim eğilimi α olmasına rağmen zaman serisi tüketim fonksiyonunda marjinal tüketim eğilimi $(\alpha + \beta)$ değerini almaktadır. Yukarıda verilen bilgiler ışığında zaman serisi tüketim fonksiyonunda eğimi yatay kesit tüketim fonksiyonundan daha büyük olduğunu diğer bir ifade dile zaman serisi tüketim fonksiyonunun yatay kesit tüketim fonksiyonundan daha dik olduğu anlamına gelmektedir (Özmen, 1997, s. 72-73).

Harcanabilir gelirin azaldığı durumda ortalama tüketim harcamalarının da azalacağından toplam talep de daralacaktır. Bu durum, ekonomide kayda değer üretim ve istihdam kayıplarının yaşanmasına neden olacaktır. Lakin tüketicilerin harcanabilir

gelir miktarları azaldığı durumda, tüketiciler daha önce oluşturdukları tasarruflarını eritmek suretiyle tüketim harcamalarını devam etmesi toplam talep daralmaların önüne bir bariyer çekerek ekonomide meydana gelebilecek durgunluğa önleyen bir mandal veya takoz etkisi (ratchet effect) yaratmaktadırlar (Bocutoğlu, 2011, s. 117).

İktisatçılar Duesenberry tarafından öne sürülen nispi gelir hipotezi kısa dönem tüketim fonksiyonu ile uzun dönem tüketim fonksiyonu arasındaki paradoksuna açıklama getiren ilk çalışma olması özelliği dışında çok fazla önem vermezler. Bunun sebebi ise Keynes'in mutlak gelir hipotezi ile Duesenberry'in nispi gelir hipotezlerinin mikro temellerden yoksun olmasıdır. Bununla birlikte hem Keynes'in mutlak gelir hipotezi hem de Duesenberry'nin nispi gelir hipotezinin tüketicilerin fayda maksimizasyonu davranışına dayanan bir yöntem olmamalarından kaynaklanmaktadır (M.Ünsal, 2005, s. 422).

5.3. Sürekli Gelir Hipotezi

Sürekli gelir hipotezi 1957 yılında Milton Friedman tarafından ayrıntılı bir şekilde geliştirilmesine rağmen Irving Fisher's (1907) faiz teorisi kökenine dayanmaktadır (Ireland, 1995, s. 50). Milton Fiedman tarafından geliştirilen sürekli gelir hipotezine göre tüketimi belirleyen en önemli unsuru sürekli gelir olduğunu öne sürmektedir. Sürekli geliri bireylerin beşeri serveti ve fiziki serveti elde edeceği ortalama harcanabilir gelir miktarı olarak tanımlamaktadır.

Buradaki beşeri servetten anlatılmak istenen; bireylerin eğitim, öğretim ve iş tecrübesi gibi konularda yeteneklerini arttırılmasıyla oluşan donanımlı işgücünü ifade etmektedir. Fiziki servet; bireylerin sahip oldukları ev, araba, arsa ve ticaret hane gibi fiziki tüketim malları olabileceği gibi hisse senedi ve tahvil gibi finansal servet şeklinde de oluşabilmektedir (Bocutoğlu, 2011, s. 121).

Geliri, sürekli gelir ve geçici gelir şeklinde iki bölüme ayıran Friedman bununla birlikte tüketimi de sürekli tüketim ve geçici tüketim şeklinde ikiye bölmüştür. Friedman'a göre bireylerin tüketim harcamaları üzerinde dominant olan tek faktör bireylerin sürekli geliri olarak tanımlamıştır (Sivri & Eryüzlü, 2010, s. 92).

Friedman'ın birtakım faktörlerin gelirin geçici kısmında artış veya azalışlara neden olabileceğini öne sürmüştür. Buna bir örnek vermek gerekirse aniden ortaya çıkan hastalıklar kötü bir hasat mevsimi gibi faktörler gelirin geçici kısmına azaltırken aynı şekilde hiç hesapta olmayan bazı faktörlerden kaynaklanan artışlarda gelirin geçici

kısmını arttırmaktadır. Tüketicilerin geçici geliri üzerindeki bu artış ve azalışların uzun dönemde gelirin geçici kısmının ortalamasının sıfır anlamına gelmektedir. Diğer bir ifade ile geçici gelirin uzun dönemde tüketim harcamaları üzerinde hiçbir etkisi olmadığı anlamına gelmektedir (Bocutoğlu, 2011, s. 121).

Friedman geliri ve tüketimi sürekli ve geçici kısımlarını aşağıda verilen denklemlerle ifade etmektedir.

$$C_i = k * Y_i^p \quad (4.12)$$

$$C_i = C_i^p + C_i^t \quad (4.13)$$

$$Y_i = Y_i^p + Y_i^t \quad (4.14)$$

Burada:

Y_i = i. tüketicinin geliri,

Y_i^p = i. tüketicinin sürekli geliri,

Y_i^t = i. tüketicinin geçici geliri,

C_i = i. tüketicinin tüketimi,

C_i^p = i. tüketicinin sürekli tüketimi,

C_i^t = i. tüketicinin geçici tüketimi,

k = i. tüketicinin sürekli gelirinden tüketim harcamalarına ayrılan kısmın oranını ifade etmektedir. (Özmen, 1997, s. 86; Fernandez & Corudego, 2004, s. 4).

Sürekli gelir hipotezinde iki önemli sonucu şunlardır;

1) Yukarıda (4.12) numaralı denklemde yer alan tüketim harcamaları ile sürekli gelir arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu görülmektedir. (Bocutoğlu, 2011, s. 121) Friedman' a görüşüne göre tüketiciler tüketim kalıplarını cari gelir seviyelerine göre değil, elde ettikleri sürekli gelirlerine veya uzun dönmede tüketim imkanlarına göre uyarlarlar. Bu konuya şu şekilde örnek verilebilir. Çalışan bir bireyin her ay ücretini ayın ortasında aldığını varsayalım. Bu durumda hiç bir tüketici aldığı bir aylık ücretin tamamını bir günde harcayıp ayın geri kalanı boyunca hiç tüketim yapmayacağını şeklinde bir durum söz konusu olmamaktadır. Tüketiciler genellikle tüketimlerini yoğun bir şekilde birkaç güne sığdırmaktan ziyade tüketimlerini düzenli bir tüketim akımı

içinde bulunurlar. Burada anlatılmak istenen sav ayın herhangi bir günündeki tüketim cari gelirine göre değil, günlük ortalama gelirini yani aylık gelirinin aylık gün sayısına bölünmesine göre belirleyecektir. Friedman'a göre üç aylık, yıllık veya daha uzun bir dönemi kapsayacak olsa dahi tüketiciler tüketimlerini o dönem için kazandıkları gelire göre planlamaktadırlar (Parasız, 2006, s. 100).

2) Yukarıda (4.12) numaralı denklemde yer alan (k) tüketicilerin sürekli gelirlerinden tüketim harcamalarına ayırdıkları kısmı göstermekte olup uzun dönemde değişmemektedir. Bununla birlikte marjinal tüketim eğilimi, ortalama tüketim eğilimi ve (k) oranları birbirlerine eşit olup uzun dönemde değişmemektedirler. Bu durum ayrıca tüketim bulmacası neticesinde ulaşılan bulgularla tutarlılık göstermektedir (Bocutoğlu, 2011, s. 122).

Tüketiciler gelirlerindeki herhangi bir artış olduğu duruda bu artışın sürekli gelirden mi yoksa geçici gelirden mi kaynaklandığını belirlemek durumundadırlar. Tüketiciler gelirlerinde ortaya çıkan artışların oransal olarak ne kadarının geçici gelirden oransal olarak ne kadarının sürekli gelirden elde edildiği konusunda tam bir bilgiye sahip olamamaktadırlar. Friedman'ın sürekli gelir hipotezine göre geçici gelirin tüketim üzerinde kayda değer bir etkisinin olmadığını öne sürmektedir. Gelirde meydan gelen artışın yüzdelik olarak ne kadarının sürekli gelirden elde edilmesiyle birlikte sonucu pragmatik bir yöntemle çözülmüştür. Bu yönteme göre sürekli gelirin, geçmiş gelirleri ile bugünkü gelir arasında bir bağlantı olduğunu öne sürmüştür (Özmen, 1997, s. 84).

Sürekli gelir, bugünkü gelir ile geçmiş dönemlerdeki gelirlerin üstel bir biçimde ağırlıklandırılmış ortalaması elde edilmektedir. Tüketiciler gelecek gelirleri üzerine kestirim yaparlarken, bugünkü gelirine yakın olan geçmiş gelirlerinden bugünkü gelirlerine daha uzak olan geçmiş gelirlerine doğru gitgide azalan bir şekilde olacağını varsayılmışlardır. Diğer bir ifade ile bir parametrenin gelecekte alması beklenen değeri, bu parametrenin bugünkü ve geçmiş zamandaki almış olduğu değerlerin üstel bir biçimde ağırlıklandırılmış ortalama değerlerinin toplamından elde edilmektedir. Sürekli geliri aşağıdaki şekilde yazılabilmektedir.

$$Y_{pt} = \beta Y_t + \beta(1-\beta)Y_{t-1} + \beta(1-\beta)^2 Y_{t-2} + \cdots + \beta(1-\beta)^n Y_{t-n} \qquad (4.15)$$

Ağırlıkların toplamının bire eşit olması beklenilmektedir.

$$\sum_i^n \beta_i = 1 \quad (4.16)$$

Geçmiş gelirlere doğru giderken β'nın değerinin zamanla ağırlığının azaldığı görülmektedir. Friedman'a göre tüketimi de sürekli gelirin bir fonksiyonu olacak şekilde tanımlamaktadır. Tüketicilerin gelirlerini sürekli gelir ve geçici gelir olarak ikiye ayıran Friedman sürekli tüketimin geçici gelirin bir fonksiyonu olmadığını ancak sürekli gelirin sürekli tüketimin bir fonksiyonu olduğunu ifade etmektedir. Friedman servet ile sürekli tüketim arasındaki ilişkiyi şu şekilde tanımlamaktadır:

$$W = \sum_{t=1}^{n} \frac{Y_p}{(1+i)^t} \quad (4.17)$$

(YAY, 2001, s. 202-203)

Kısa dönem marjinal tüketim harcamaları uzun dönemdeki marjinal tüketim harcamalarına oranla daha düşük değerler almaktadır. Bunun sebebi ise cari gelirde ortaya çıkan artışın uzun dönemde devam edip etmeyeceğinin konusunda emin olunamaması ve tüketim harcamalarını buna bakarak hazırlamasıdır. Kısa dönemde meydana gelen gelir artışlar ortama tüketim eğilimini azalmasına sebep olacaktır. Zira bireyler gelirlerinde meydana gelen bu artışın sürekli olup olmadığı konusunda tam bir bilgiye sahip olmamaktadırlar. Bireyler, şayet gelirde meydana gelen bu artışın sürekli olduğuna kanaat getirirlerse bundan sonraki tüketim harcamalarını bu elde ettikleri daha yüksek seviyeli sürekli gelirlerine göre tüketimlerini uyarlayacaklardır (Özmen, 1997, s. 85).

Sürekli gelir hipotezi için çok sayıda araştırma olmasına rağmen sonuçlar tek değildir. Buna örnek olarak Bilson (1980) üçer atlık zaman serilerini kullanarak Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere ve Almanya için dolaylı destek bulur. Son zamanlarda Dawson, Dejuan, Seater ve Stephenson (2001) sanayileşmiş ülkeler için kıllanılan yatay kesit verileri sürekli gelir hipotezini desteklerken gelişmekte olan ülkeler için veri yoktur. Daha güncel olarak DeJuan, Seater ve Wirjanto (2004) Amerikadaki eyaletler için yaptıkları ampirik çalışmalar sürekli gelir hipotezini desteklemektedir (Kundu & Kr.Mukhopadhyay, 2011).

Friedman' nın sürekli gelir hipotezi farklı araştırmalar neticesinde bazı eleştirilere maruz kalmıştır. Bu eleştiriler bilhassa sürekli gelir ile geçici gelir arasında bir ilişki

olmaması ve geçici gelir ile geçici gelir ile arasında herhangi bir bağ olmaması üzerine yoğunlaşmaktadır. (Öcal, 2007, s. 88)

5.4. Hayat Devreleri Hipotezi (Life Cycle Hypothesis)

Bundan yaklaşık elli yıl önce Modigliani ve Brumberg insanların gelecekteki harcamaları için faydayı maksimize edecek fikri formülize ettiler. Bunun için tasarrufun temel güdüsünü, daha sonraki harcamalar için kaynak biriktirme ve emeklilik süresince standart alışmış oldukları tüketimi sürdürebilmek amacıyla tasarruf yaptıklarını varsaymışlardır. Savaş sonrası dönemdeki ekonomik tartışmalar ve tasarruf hakkındaki düşünme şeklindeki köklü değişim hayat devreleri hipotezi ile temsil edilmektedir. Bugün toplam tasarruf bireysel analiz çerçevesinde hala referans olarak kullanılmaktadır. (Jappelli, 2005, s. 7)

Hayat devreleri modeli, sürekli gelir modeline benzemekle, belirli bir dönemdeki tüketim teorisini cari dönme gelirine bağlı olmaktan ziyade yaşam boyu gelir ilgili beklentiler üzerine inşa edilmiştir. Hayat devreleri hipotezinin özgün katkısı bireylerin yaşam boyunca gelirlerinde sistematik dalgalanmalar eğiliminde olduğu gözlemlemiş dolayısıyla bireylerin tasarrufları davranışları kişinin yaşam döngüsü tarafından belirlenir. 1986 Nobel ekonomi ödüllü Franco Modigliani 1950'lerde ve 1960'lıların başlarında Richard Brumberg ve Albert Ando ile birlikte yazılmış makalelerden hayat devreleri modelini geliştirmiştir. (D.Sachs & B., 1993, s. 98)

Hayat Devreleri Hipotezinde tüketiciler yaşamları boyunca mevcut kaynaklardan faydayı maksimize etmeye meyillidirler. Tüketim planı sermaye getiri oranı, yaş faktörü ve mevcut kaynakların fonksiyonunun bir sonucudur.Bir dizi varsayımları yaptıktan sonra Modigliani aşağıda verilen (4.19) numaralı denkleme ulaşmıştır.

$$c_t = \alpha_1 y_t + \alpha_2 y_t^e + \alpha_3 A_{t-1} \qquad (4.18)$$

Burada c toplam tüketimi, y mülkiyete dayanmayan cari geliri, y^e mülkiyete dayanmayan beklenen yılık geliri ve A net değeri (serveti) temsil etmektedir. Modigliani Nobel Ödülü Konferansında oluşturduğu modeli aşağıdaki gibi özetlemiştir.

1) Bir ülkenin tasarruf oranı kişi başına düşen gelirinden tamamen bağımsızdır.

2) Farklı ulusal tasarruf oranları özdeş bireylerin yaşam döngüsü davranışları ile tutarlıdır.
3) Özdeş bireylerin davranışı ile ülkeler arasında ekonominin uzun dönemde büyüme oranı yüksek olunca toplam tasarruf oranı daha yüksek olacaktır. Sıfır büyüme için bu sıfır olacaktır.
4) Servet - Gelir oranı büyüme oranının azalan bir fonksiyonudur. Bu nedenle sıfır büyümede en büyük değeri almaktadır.
5) Bir ekonomide servet miras yoluyla bırakılmaz ise gelire rağmen görece servet çok önemli miktarda stok biriktirilebilir.
6) Verilen büyüme servet -gelir oranı ve tasarruf oranını kontrol eden ana parametre cari emeklilik uzunluğudur (Fernandez & Corudego, 2004, s. 5).

Hayat Devreleri Hipotezine incelenirse tüketim harcamalarının sadece cari gelire bağlı olmadığını ayrıca uzun dönemde veya hayat boyu gelir beklentilerinin bir fonksiyonu olduğu görülmektedir. Bununla birlikte stok değişkeni olan serveti açıklayıcı bir değişken olarak tüketim fonksiyonuna dahil edilmektedir. Hayat Devreleri Hipotezine göre cari gelir değişkeni ve servet değişkenindeki varyasyonların tüketim harcamaları üstündeki etkisinin oldukça düşük olmakla birlikte bireylerin hayat boyu gelir beklentilerin tüketim harcamaları üstündeki etkisinin oldukça yüksek olduğu görülmektedir. Yani servet ve cari gelir değişkenlerinin tüketim üzerindeki marjinal eğilimlerinin düşük olduğu lakin hayat boyu gelir değişkenin tüketim üstünde marjinal eğilim yüksek olduğu anlamına gelmektedir. Hayat devreleri hipotezi, tüketim harcamalarının hayat boyu gelir beklentilerinin değişmeyen yani sabit bir rasyosu olduğunu belirtilmektedir (Sivri & Eryüzlü, 2010, s. 91).

Ekonomide demografik olarak kararlı ve gelirde hiç bir büyüme yoksa hayat döngüleri modeli çok güçlü öngörüler yapacaktır. Bu öngörülerden biri de toplam tasarruf oranının sıfır olacağı şeklindedir. Toplam tasarrufun sıfır olma nedeni çalışanlar tarafından arttıran tasarrufların yaşlılar yani emekliler tarafından harcanmasından kaynaklanmaktadır. Yaşlı insanlar vasiyet bıraktıkları durumda, ortalama miras büyüklüğü zaman içinde artmamaktadır. Daha karmaşık ekonomilerde toplam tasarruf oranı sıfır olmayacak ancak nüfus ve gelir oranlarının artan bir fonksiyonu şeklinde olacaktır. Gelir artışı pozitif olduğunda toplam tasarruf oranı da pozitif olacaktır. Bunun nedeni ise gençlerin yaşamın aynı aşmasındaki büyüklerine göre daha fazla kazandıkları için gençlerin tasarrufları yaşlıların çözdükleri tasarruf oranından fazla olacaktır.

Pratikte gelişmiş toplumlarda net tasarruf oranı sıfırdan büyük olmasına rağmen genellikle tek basamaklıdır. Bunun bir çok nedeni vardır. Bunlara örnek olarak toplumların demografik yapılarının kararlı olmaması, çoğu ülkede gelirlerin büyüyor olması ve miras yolunun gittikçe artması. Bununla birlikte toplam tasarruf oranlarının sıfıra gitme eğiliminde olmasıdır (Coleman, 2006).

Hayat devreleri hipotezi bireylerin yaşamlarını, kazanılan net gelir ile net yapılan harcamaları iki devreye ayırmaktadır. Bireyler yaşamlarını tüketerek idam ettirdikleri için, tüketim davranışlarının muntazam olması için çaba göstermektedirler. Bireyler tasarrufu, geliri elde edemedikleri dönemler için yapmakla birlikte bireyin tüketim fonksiyonu aşağıda verilen (4.19) numaralı denklem şeklindedir:

$$C = \alpha WR + bYL \tag{4.19}$$

WR reel serveti, YL emek gelirlerini, a katsayıları servet gelirinden elde edilen marjinal tüketim eğilimini ve b katsayısı ise emek gelirinden elde edilen marjinal tüketim eğilimini ifade etmektedir. Buradaki yaklaşımdan hareketle bireyin yaşamının NL sene olduğu varsayalım. Bunun WL sene boyunca çalışıp gelir elde ettiğini durumda NL-WL seneleri ise emeklilik dönemi olduğunu farz edelim. Bu durumda bireyin yaşamı boyunca elde ettiği gelir, $(WR) \times (YL)$ eşit olmaktadır. Yani bireyin çalıştığı yıl sayısı ile bireyin her sene elde ettiği emek gelirinden oluşmaktadır. Burada yaşam boyu elde edilen gelir ile yaşam boyu tüketimin birbirlerine eşit olduğu varsayılmaktadır. O halde bireylerin her sene için tüketim planlamasını aşağıda verilen (4.20) ve (4.21) numaralı şekilde olmaktadır:

$$C \times NL = YL \times WL \tag{4.20}$$

$$C = \frac{WL}{NL} \times YL \tag{4.21}$$

Aynı şekilde bireylerin her sene için tasarruf eğilimi aşağıda verilen (4.22) numaralı şekilde olmaktadır.

$$S = \frac{NL-WL}{NL} \times YL \tag{4.22}$$

Buradan hareketle tüketim ile tasarruf toplarsak;

$$C + S = \left(\frac{WL}{NL}\right) \times YL + \left(\frac{NL - WL}{NL}\right) \times YL$$

$$C + S = YL \times \left(\frac{WL + NL - WL}{NL}\right)$$

$$C + S = YL$$

değişim oranları cinsinden yazılır ise;

$$\left(\frac{\Delta C}{\Delta YL}\right) + \left(\frac{\Delta S}{\Delta YL}\right) = 1$$

yani marjinal tüketim eğilimi ile marjinal tasarruf oranları toplamı bire eşit olmaktadır (Ertürk, 1999, s. 48-49).

5.5. Literatür Taraması

Bu bölümde literatürde gelir ile tüketim arasındaki ilişki ilgili yapılan çalışmalar değinilmiştir.

1975 -1979 yılları arasında 20 gelişmekte olan ülkenin gelir dağılımın tüketim üzerindeki incelenmiştir. Bu çalışmalarına sonucuna göre denkleştirilmiş gelir dağılımın toplam tüketimi arttırması geleneksel Keynesyenin görüşü ile uyumludur (H.Khan, 1987, s. 1369-1374).

Bu çalışma yeni bir şekilde sürekli gelir hipotezi (PIH) kapsamını ve uygulamasını incelemektedir. Yazar 26 yıl boyunca Hindistan da beşeri olmayan varlıkları verilerini hesaplamıştır. Sürekli gelir, sürekli tüketim,geçici gelir ve geçici tüketimin oluşan değişen parametrelerden regresyonu hesaplamak için doğrudan doğruya servet verilerini kullanmıştır. Sürekli gelir hipotezinin unsurları olan gelir ve tüketim için, sürekli gelir ile geçici gelir ayrıca sürekli tüketim geçici tüketim arasında sıfır korelasyon olduğu konusundaki varsayımı test edilmiştir. Bu çalışmanın sonucu büyük ölçüde sürekli gelir hipotezi ile uyumludur (Laumas & Hudak, 1992, s. 349-358).

Bu çalışmada özel tüketimin belirleyicisi olan borsanın servet etkisini dikkate alarak analiz edilmiştir. Farklı kategorilerden (doğrudan yada dolaylı) olmasından kaynaklanan hisse senetlerinin potansiyel farklılıkları analiz edilmiştir. Bunun için 1952-2001 yılları arası üçer aylık Amerika Birleşik Devletleri ekonomik verileri kullanılarak uzun dönmeli ilişki tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bunun sonucunda

doğrudan hisse senetlerinin dolaylı internet hisse senetlerine göre servet üzerindeki etkisi 3.5 katı olduğu tahmin edilmiştir. (Sousa R. M., 2003, s. 1-37).

Sarantis ve Stewart (1999) son araştırmaları doğal olarak entegre edilmiş gelir tüketim oranı yani ortalama tüketim oranı (APC) hakkında ampirik bir inceleme sağlamaktadır. Sarantis ve Stewart daha önceki literatürde istihdam verisini tek değişkenli Arttırılmış Dickey Fuller (ADF) testini, Im ve diğerleri (1997) ve Taylor ve Sarno (1998) 20 OECD ekonomisi için panel veri uygulamalarını genişletmişlerdir. Sarantis ve Stewart panel birim kök test sonuçlarına göre gelir ile tüketim arasında sabit bir oran olduğuna dahil çok az kanıt bulmuşlardır (Cook, 2005, s. 55-56).

Yazar 20 yıllık yüksek kaliteli veri kullanarak grup ortalamasını hesaplamamış olup hane halkı tüketim büyümesi ile bundan sonraki altı yılda gerçekleşecek gelir büyümesi arasında sağlam bir ilişki olduğunu göstermiştir. Gelir artışındaki değişkenlikler birçok farklı şekilde ortaya çıkar. Bunlar yatay kohort-eğitim varyasyonları, yaşam döngüsü varyasyonları ve iş yaşamı varyasyonları şeklindedir. Diğer açıklamalar incelenmiş iken bireylerin gelecekteki gelirleri hakkında bilgi alması durumunda büyük olasılıkla mevcut tüketimlerini ona göre değiştireceklerdir (Nalewaik, 2006, s. 2239).

Bu makale sürekli gelir hipotezinde ilerici arıtmanın sonucu test edilmiştir. Günlüklerden inşa edilen hane halkı istatistikleri Norveç merkez bürosu tarafından elde edilmiştir. Ayrıntılı tüketim harcamaları ve fiyat bilgileri devletin 1975-1977 yılları arası vergi dosyalarındaki gelir ile servet verileri ile birleştirilmiştir. Göreli fiyat değişkenliği ve demografik değişkenlerin etkisi, dayanıklı malların etkisi ve gözlemlerin zamanlaması veya gelir inovasyon harcamalarındaki farlılıkların etkisini dikkate alan bir model oluşturulursa sonuçların sürekli gelir hipotezi ve hayat devreleri hipotezi ile tutarlı olduğunu göstermektedir (Mork & Smith, 1989, s. 287).

Bu çalışmada yazar özel tüketim harcamaları, servet ve harcanabilir gelir arasındaki uzun dönem ilişkisi yaklaşık olarak öz sermaye ve sanayileşmiş 15 ülkenin konut fiyat endeksi oluşan panel veri incelemiştir. Tüketim, gelir ve servetin ortak bileşenleri eş bütünleşiktir. Ev fiyatlarının etkisi öz sermayeden kaynaklanan zenginlik aştığında, ev fiyatlarının bu ilişkiye girmesine izin verilirse uzun dönemde hayat devreleri sürekli gelir hipotezi ile uyumlu olduğu görülmektedir. Bu duruma has gelir ile tüketim arasındaki uzun dönemli ilişki için servet değişkeni çıkarılabilmektedir. Bu duruma has gelir esnekliğinin daha az olduğunu, Dolayısıyla tüketim denklemlerindeki zenginliğin etkisi varlık piyasalarındaki uluslararası entegrasyona ve ajanların risk paylaşım faaliyetlerinden doğmaktadır. Yeterli imkanlar olmaksızın özel tüketim harcamalarında

düşüş ulusal tasarruf oranlarında artış olması beklenir (Dreger & Reimers, 2011, s. 21-34).

Uzun zamandan beri zenginliğin yani servetin tüketim harcamaları üzerindeki etkileri incelenmiştir. Ama son literatür çalışmaları tüketim kararlarını 'zenginlik algısı' tepki verdiğini öne sürmektedir. Bu çalışama Arjantin toplam tüketimini büyük makroekonomik değişkenlikleri bu süre içinde etkilerini tespit etmeye çalışmaktadır. Sonuçlar ulusal harcanabilir gelirin sadece uzun dönmede özel tüketim harcamalarının belirleyicisi olduğunu göstermekte ve kısa vadede zenginliği ayarlamak için iki vekil değişken belirlenmiştir. Bunlar reel döviz kuru ve gelirinin son tepe değerinin etkisidir (Ahumada & Garegnani, 2002, s. 1).

Bu çalışmada İngiltere ve euro bölgesinin dahil olduğu özel tüketim harcamaları ile harcanabilir gelir arasında uzun dönmedeki ilişkiyi test edilmektedir. Eşbütünleşme ilişkisi bireysel ve panel seviyesinde test edilmiştir. Pedroni (1999) olağan modelinin istatistikleri eşbütünleşmenin olmadığı sıfır hipotezini ret ederken Kao ve McCoskey (1998) eşbütünleşmenin olduğu sıfır hipotezini ret etmektedir. Bununla birlikte eşbütünleşme vektörü zamanla tasarrufta bir düşüş olarak yansımaktadır. Finansal servet stoku modeli genişletilmesi için sıradan bir yaklaşımı geliştirir. Bütün testler uzun dönemde ilişkinin varlığını desteklemekte ve gelir esnekliğinin sürekli gelir hipotezi ile daha uyumlu olduğunu göstermektedir (Dreger & Reimers, 2006, s. 245).

Bu çalışma servet etkisinin tüketim harcamaları üzerindeki etkisini yeni bir anket olan İspanyol Hane Halkı Finans verilerini içermektedir. Bu veriler tüketim ve işletmelerin varlıklarını doğrudan ölçebilmektedir. İspanyol Hane Halkı Finans Verilerinin ayırt edici bir özelliği ise servetin tabakalı örneklemi hakkında bilgi vermesidir. Konut zenginliğini potansiyel içselliğini kontrol etmek için coğrafi ev fiyatları değişimi ve enstrümantal değişken olarak İspanyol Hane Halkı Finans verileri miras bilgileri elde edilmiştir. Bu model aynı zamanda yaş grupları arasındaki zenginlik etkilerini analiz etmiştir. Buna göre konut zenginliğinin erişkinler için oldukça büyük ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Genel olarak, servetin en büyük etkisi kişilerin oturduğu konut için vardır. İkincil evleri için servetin etkisi küçük istatistiksel olarak anlamlı değildir (Bover, 2005, s. 8).

Bu çalışma Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD) ülkesinin 1960- 2005 yıllarını örnek alan gelir tüketim oranının özelliklerini stokastik özelliklerini incelemektedir. Bu nedenle son zamanlarsa geliştirilen panel birim kök ve durağanlık testleri kullanılacaktır. Yazar bulgularına göre panel birim kök testlerinin yapısal

kırılmaları kontrol edemediği ayrıca bumdan önceki yapılmış çalışmalarında doğrultusunda açıkça birim kök testlerini desteklediği görülür. Tam tersine birden çoklu panel durağanlık testleri ile çoklu kırılmalara uygulanan testlerden elde edilen sonuçlar OECD tüketim gelir oranlarının durağanlığını varlığını rejim-bilgelik desteklemektedir. Bootstrap yöntemi ile yatay kesit bağımlılığı kontrol edilmektedir. Etki tepki fonksiyonundan elde edilen yarı ömürlü medyan ve sapmasız tahmincilerde olgularında eklenerek 23 OECD ülkesi için sonlu olarak bulunmuştur (Romero-Ávila, 2009, s. 107).

Bu çalışma bir bütün olarak Euro bölgesindeki servet etkisinin tüketim üzerindeki etkisinin tahmin etmektedir. Yazar çalışmasından şu sonuçları elde etmiştir.

1) Finansal servetin etkisi nispeten daha büyük ve istatistiksel olarak anlamlıdır.
2) Konut zenginliğinin etkisinin neredeyse sıfır olduğu ve anlamlı olmadığını
3) Tüketimin büyümesi güçlü kalıcılık gösterirken Şoklara karşı ağır cevap vermektedir.
4) Servetinin anında tüketim ile servetin uzun dönemde etkisi birbirinden farklıdır. Finansal zenginlik önemli bileşenlerine ayrılmak istenirse, servetin etkisi özellikle döviz ve mevduatlarda, hisse senetleri ve yatırım fonları için büyük olduğu görülmektedir. Buna ek olarak tüketim finansal yükümlülükler ve mortage kredileri için oldukça duyarlı görünmektedir (Sousa R. M., 2009, s. 4).

Bu çalışma Amerika Birleşik Devletleri tüketim harcamalarına ampirik bir model sunmakla ve tüketimi emek geliri ve hane halkı tüketimle ilişkili olduğu söylemektedir. Bu özelikler 1960 popüler Modigliani'ni hayat devreleri hipotezi ile tutarlıdır. Yazar bu çalışmada gelir,tüketim ve servet arasındaki dinamik ilişkiyi eşbütünleşme ve hata düzeltme modelini kullanarak incelemiştir. bu çalışmada üçer aylık veriler olup yazar bu çalışma için veri aralığını 1959Q1 ile 2000Q2 arasında almıştır. Bu çalışma servetin tüketim üzerinde önemli bir etkisi olduğunu hipotezini desteklemektedir. Ancak bununla birlikte bazı önemli uyarılarda bulunmaktadır. Bu çalışmanın sonucunda servet esneklik tahmincilerinin 1990'larda kararlı olmadığını belirmiştir. Aynı zamanda hayat döngüleri hipotezi olmak üzere tüketim denklemlerini tahmin etmiştir (Mehra, 2001, s. 45).

Bir dizi yazar son zamanlarda tüketiciler tarafından sürekli gelir rasyonel beklentiler hipotezi yerine tüketimini her dönemki gelire göre toplam tüketimin

yüzdesini tahmin etmektedir. Bu yüzdeliğin büyüklüğünün önemli politik etkileri vardır. Mevcut modeller ancak, kendi tahminlerinin tutarlılığını yok edecek yaklaşımlar içermektedir. Bu çalışmada 1960-1993 yılları arasında yıllık toplam veri kullanılarak elde edilen yüzdelik tahmini mevcut modellerden daha düşük bir yüzdelik tahmini vermektedir. Fayda - Zarar hesaplamalarındaki farklılıkların önemli olabileceğini düşündürmektedir (Hatzinikolaou, 1999, s. 293-306).

Bu çalışma Amerika Birleşik Devletlerinin uzun dönemde gelir tüketim ilişkisini incelemektedir. King ve arkadaşları (1991) Sürekli gelir hipotezinin logaritmik versiyonunda gelir ve tüketimin eşbütünleşik olduğunu ve eşbütünleşme vektörünün (1,-1) olduğunu göstermişlerdir. Eşbütünleşme vektöründeki bu kısıtlama stokastik trendler ortadan kalktığı anlamına gelmektedir. Ayrıca fark durağan değişkenler kaymadan (drift) kaynaklananan deterministik trendleri de ortadan kaldırır. Bu çalışmada eşbütünleşme kısıdı test etmek amacıyla iki farklı metodoloji kullanılmıştır. Bu metodolojinden ilki Park (1992) tarafından önerilen kanonik eşbütünleşme. İkinci metodoloji eşbütünleşme vektörü (1,-1) olduğu varsayılarak farkı alınmış logaritmik tüketim ile logaritması alınmış gelir kullanılmıştır. Durağanlık için iki test istatistiği kullanılmıştır. Çalışmanın sonucu deterministik eşbütünleşme kısıdı altında reddedilemez olduğunu belirtmiştir (Han & Ogaki, 1997, s. 107-117).

1994-2005 yılları arasında Rusya Uzunlamasına İzleme Araştırmasından alınan (RMLS) panel mikro veriler kullanılarak hane halkı ve bireysel ekonomik değişkenler kullanılarak oluşturulmuştur. Yapılan analizde ekonomik iyileşme olan 2000-2005 yılları arasında yatay kesit gelir ve tüketim eşitsizlik trendlerinde bir azalma olduğu belirtilmiştir. Bu düşüşü yönlendiren geçici gelir şokları volatiliteden kaynaklandığı gibi görünmektedir. Bu çalışmada sürekli ve geçici gelir şoklarını tüketim üzerinde zayıf bir etkisi olduğu kalıcı şoklara karşı sigortalama ile geçici yumuşaması arasında büyük ölçüde tutarlı olduğu görülmüştür. Son olarak Rusya'da harcama ve gelir eşitsizliği birbirinden uzak olmadığı sonucuna ulaşılmıştır (Gorodnichenko, Peter, & Stolyarov, 2010, s. 209-237).

Bu çalışmada gelir eşitsizliği hakkında gerçekte çok fazla anlaşmasızlık olduğunu söylemektedir: Çalışmasında Ekonomik İşbirliği Kalkınma Teşkilat üyesi dokuz ülkenin 1945-2001 yıllarını arasındaki veriler kullanılmıştır. Buradan hane halkı gelirlerinin, kamu politikalarına ve kişinin işi dışındaki gelir kaynaklarına bağlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Atkinson, 2003, s. 479).

Literatür incelendiğinde gelir ile tüketim arasındaki ilişki için birçok çalışma bulunmaktadır. Ancak bu çalışmaların bir çoğu zaman serisi verileri kullanılarak yapılmıştır. Diğer bir ifade, ile gelir ve tüketim arasındaki ilişkiyi araştırmak için panel veri yöntemleri oldukça az olup çalışmalarda daha çok zaman serisi yöntemleri kullanılarak elde edilmiştir. Yapılan çalışmalarda tüketim teorileri bire bir test edilmesinden daha çok bunların çeşitli (servet, konut ve hisse senedi gibi) etkenler üzerindeki sonuçları üzerine çalışmalar yapılmıştır. Özellikle sürekli tüketim etkileyen gelir üzerine bir çok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalar neticesinde sürekli gelirin, sürekli tüketimi istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilediği sonucuna ancak geçici gelirin sürekli tüketim üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı görülmektedir.

BÖLÜM VI

UYGULAMA

6.1. Uygulama

Uygulamada 1996 - 2010 dönemleri için Avrupa Birliğine üye olan ülkelerin kişi başına gayri safi yurt içi hasılası büyüme oranları ile kişi başına hane halkı nihai tüketim harcamaları büyüme oranları arasındaki ilişkinin varlığı araştırılmıştır.

Çalışmada Avrupa Birliği üye olan 27 ülkeden yalnızca Estonya analize dahil edilmemiştir. Estonya'nın gerek Avrupa Birliğine üye ülkelere göre daha geç üye olması gerek gayri safi yurt içi hasılasının diğer Avrupa Birliğine üye ülkelere göre oldukça küçük olması sebeplerinden ötürü analize dahil edilmemiştir. Uygulamada kullanılacak panel veri seti yatay olarak 26 Avrupa Birliği ülkesini dikey olarak 14 yılı kapsayan 390 adet veriden oluşmaktadır. Uygulamada kullanılan veriler, Dünya Bankası'nın uluslararası kaynaklardan derlediği Dünya Gelişim Göstergelerinden alınmıştır. Çalışmada yıllık frekanstaki veriler kullanılmıştır. Değişken olarak ise, kişi başına gayri safi yurt içi hasılasının büyüme oranları yüzde cinsinden alınmıştır. Diğer bir değişken olarak ise, kişi başına hane halkı nihai tüketim harcamaları büyüme oranları yüzde cinsinden alınmıştır. Bundan sonra anlatımda kolaylık olması açısından birinci değişkenimize gelir ikinci değişkenimize ise tüketim olarak adlandırılacaktır.

Tablo 4

Gelir ve Tüketim Değişkenleri İçin Tanımlayıcı İstatistikler

	Kişi Başına Gayri Safi Yurt İçi Hasılası Büyüme Oranları	**Kişi Başına Hane halkı Nihai Tüketim Harcamaları Büyüme Oranları**
Ortalama	2.475737	2.619466
Medyan	2.815060	2.247396
Maksimum	12.84955	21.91554
Minimum	-17.54528	-23.70628
Standart Sapma	3.623752	3.956394
Çarpıklık	-1.036072	-0.439496
Sivrilik	6.891478	10.97115
Toplam	965.5373	1021.592
Hata Kareler Toplamı	5108.183	6089.039
Gözlemler	390	390

Tablo 4 incelendiğinde her iki değişkeninde ortalama değerlerinin birbirlerine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Değişkenlerin aralık değerlerine yani maksimum değeri ile minimum değeri arasındaki farka bakıldığında ise, gelir değişkeninin tüketim değişkenine göre aralık değerinin daha küçük olduğu görülmektedir. Diğer bir ifade ile, tüketim değişkeni gelir değişkenine göre daha geniş bir aralığa yayılmaktadır. Bununla birlikte, gelir ve tüketim değişkenlerinin standart sapmalarına bakıldığında tüketim değişkeninin gelir değişkenine göre daha büyük bir standart sapmaya sahip olduğu görülmektedir. Yani gelir değişkeni tüketim değişkenine göre verilerin merkeze daha yakın bir şekilde dağıldığı anlamına gelmektedir.

Diğer tanımlayıcı istatistiklerden çarpıklık (skewness) değeri bakıldığında hem tüketim değişkeninin hem de gelir değişkeninin negatif değer aldığını yani her iki değişken için verilerin sola çarpık olduğu görülmektedir. Basıklık değeri (Kurtosis) incelendiğinde ise her iki değişkenin de pozitif değerler aldığı görülmektedir. Bu da değişkenlerin normal dağılıma göre daha sivri olduğu anlamına gelmektedir.

Bu çalışmamızda değişken olarak kişi başına hane halkı nihai tüketim harcamaları büyüme oranları ile kişi başına gayri safi yurt içi hasılasının kişi büyüme oranları arasındaki ilişki varlığı araştırılacaktır. Bu kapsamda öncelikle kullanacağımız değişkenlerin durağan olup olmadığının kontrol edilmesi gerekmektedir. Çünkü değişkenlere ait serilerde trend bulunması durumunda ilişki gerçek olmaktan ziyade daha çok 'sahte regresyon' olarak şeklinde ortaya çıkabilmektedir. Bu yüzden öncelikle değişkenlerin durağan olup olmadığını incelemek için panel birim kök testleri kullanılacaktır. (Tarı, Ekonometri, 2010, s. 374)

Tablo 5

Gelir Değişkeni Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Yöntem	İstatistik	Olasılık**	Yatay-kesit	Gözlem
Sıfır hipotezi: Birim Kök (ortak birim kök sürecini varsayar)				
Levin, Lin & Chu t*	-5.71498	0.0000	26	339
Breitung t-istatistik	2.33062	0.9901	26	313
Sıfır hipotezi: Birim Kök (bireysel birim kök sürecini varsayar)				
Im, Pesaran ve Shin W-istatistik	-3.73087	0.0001	26	339
ADF - Fisher ki-kare	105.644	0.0000	26	339
PP - Fisher ki-kare	121.690	0.0000	26	364

Tablo 5 gelir değişkeni için panel birim kök testlerinin sonuçlarını göstermektedir. Sıfır hipotezleri birim kök içeren yani durağan olmayan panel birim kök testlerinden Levin,Lin&Chu t*, Breitung t-stat, Im,Pesaran and Shin W-stat, ADF- Fisher Chi-square ve PP- Fisher Chi-square testlerine yüzde on anlamlılık düzeyinde bakıldığında, Breitung panel birim kök testi dışında tüm panel birim kök testlerinin sıfır hipotezini reddettiğini yani gelir değişkeninin durağan olduğunu göstermektedir. Sadece Breitung panel birim kök testi gelir için sıfır hipotezini reddedememektedir yani gelir değişkeninin durağan olmadığını ifade etmektedir.

Tablo 6

Gelir Değişkeni İçin Hadri Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Yöntem	İstatistik	Olasılık**
Hadri Z-istatistik	8.34621	0.0000
Tutarlı değişen varyans Z-istatistik	10.9270	0.0000

Gelir değişkeni için durağanlık testi olan Hadri panel birim kök testi incelendiğinde aşağıda verilen şu sonuçlara ulaşılmaktadır. Sıfır hipotezi altında durağan olan Hadri panel birim kök testine göre yüzde on anlamlılık düzeyinde incelendiğinde gelir değişkeninin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Gelir değişkeni için yapılan panel birim kök testleri birlikte değerlendirildiğinde Hadri ve Breitung panel birim kök testleri dışında diğer bütün panel birim kök testlerinde gelir değişkeni durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 7

Tüketim Değişkeni İçin Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Yöntem	İstatistik	Olasılık.**	Yatay-Kesit	Gözlemler
Sıfır Hipotezi: Birim kök (ortak birim kök sürecini varsayar)				
Levin, Lin & Chu t*	-9.43404	0.0000	26	347
Breitung t-istatistik	2.37740	0.9913	26	321
Sıfır hipotezi: Birim kök (bireysel birim kök sürecini varsayar)				
Im, Pesaran ve Shin W-istatistik	-5.61303	0.0000	26	347
ADF - Fisher ki-kare	118.236	0.0000	26	347
PP - Fisher ki-kare	123.160	0.0000	26	364

Tüketim değişkenine uygulanan panel birim kök testlerinin sonuçları incelendiğinde aşağıda verilen şu sonuçlara ulaşılmaktadır. Sıfır hipotezleri birim kök içeren yani durağan olmayan panel birim kök testlerinden Levin, Lin&Chu t* ,Breitung t-stat, Im,Pesaran and Shin W-stat, ADF- Fisher Chi-square ve PP- Fisher Chi-square testlerine yüzde on anlamlılık düzeyinde bakıldığında Breitung panel birim kök testi dışında tüm panel birim kök testlerinin sıfır hipotezini reddettiğini yani tüketim değişkeninin durağan olduğunu göstermektedir. Sadece Breitung panel birim kök testi tüketim değişkeni için sıfır hipotezini reddetmemektedir yani tüketim değişkenin durağan olmadığını ifade etmektedir.

Tablo 8

Tüketim Değişkeni İçin Hadri Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Yöntem	İstatistik	Olasılık**
Hadri Z-istatistik	10.1702	0.0000
Tutarlı değişen varyans Z-istatistik	11.8662	0.0000

Tüketim değişkeni için durağanlık testi olan Hadri panel birim kök testi incelendiğinde aşağıda verilen sonuçlara ulaşılmaktadır. Sıfır hipotezi altında durağan olan Hadri panel birim kök testine göre yüzde on anlamlık düzeyinde incelendiğinde tüketim değişkeninin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Tüketim değişkeni için yapılan panel birim kök testleri birlikte değerlendirildiğinde Hadri ve Breitung panel birim kök testleri dışında diğer bütün panel birim kök testlerinde tüketim değişkeninin durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 9

Gelir ve Tüketim Değişkenleri İçin Panel EGLS Tahmini

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık
GELIR	0.783150	0.032917	23.79147	0.0000
C	0.527048	0.100028	5.268986	0.0000

Tartılı İstatistik

R-kare	0.705766	Bağımlı değişken ortalama	3.402037
Düzeltilmiş R-kare	0.705007	Bağımlı değişken standart sapma	4.401412
Açıklanan kareler toplam	2.356712	Hata kareler toplam	2154.988
F-istatistik	930.6763	Durbin-Watson istatistik	1.607984
Olasılık(F-istatistik)	0.000000		

Seçilmiş Avrupa Birliği ülkeleri için ağırlıklandırılmış ve White Cross Section ile yatay kesit değişen varyans sorunu dikkate alınarak yapılan Panel EGLS tahmin yöntemi edilmiştir. Tablo 9 incelendiğinde aşağıda verilen sonuçlara ulaşılmaktadır. Sabit ve Gelir değişkeninin katsayılarının t-istatistik değerleri ile tablo değerleri karşılaştırıldığında t-istatistik değerinin oldukça büyük olduğu görülmektedir. Sabit ve gelir değişkeni için sıfır hipotezleri reddedilmektedir. Sonuç olarak sabit ve gelir değişkenleri istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Ayrıca regresyon modelinde katsayıların genel anlamlığını ölçen F-istatistik değeri oldukça büyük değer almıştır. Bu durumda modeldeki katsayıların genel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Modelin açıklama gücü olan (R-square) determinasyon değeri yaklaşık yüzde 70 olduğu görülmektedir. Yani açıklayıcı değişken olan gelir bağımlı değişkeni olan tüketim değişkeninde olan değişimlerin yaklaşık yüzde 70'ni açıklamaktadır. Bununla birlikte gelir değişkenindeki yüzde bir birimlik değişime karşın tüketimde yaklaşık olarak yüzde 0.78'lik birimlik bir değişime neden olmaktadır. Sonuçlarına göre katsayıların istatistiki olarak anlamlı olduğu ayrıca iktisadi olarak da katsayıların beklenen işaret ve büyüklüğe sahip olduğu söylenebilir.

Burada tahmin yöntemi olarak panel EGLS kullanmamızın nedeni şu şekilde ifade edilebilir. Parametreleri sıradan en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilebilir ancak bu tahmin en iyi doğrusal sapmasız değildir. Bu durumda feasible GLS ile etkili bir şekilde tahmin edilebilir. FGLS'yi tahmin etmek için ilk olarak σ^2 ve σ_α^2 tahmin etmek gerekir. Modelden birimlerin birinci farkı alınmış değişkenler çıkarılabilir.

$$y_{it-}\bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)'\gamma + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i),\ \text{i=1,.....m} \quad \text{t=1,.....n}$$

$\hat{\gamma}$, yukarıdaki denklemde verilen γ sıradan en küçük kareler tahmincisi olmak üzere, grup içi tahmincisi $\sigma^2 = E(\epsilon_{it}^2)$ aşağıdaki verilen şekilde tahmin edilir:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{m(n-1)} \sum_{i=1}^{m} \sum_{t=1}^{n} (y_{it-}\bar{y}_i - (x_{it} - \bar{x}_i{}')\hat{\gamma})^2$$

σ_α^2 tahmin edebilmek için grup içi tahmincisi $\hat{\sigma}^2$ ve varyans tahmincilerini kombine ederek birim-ortalama arasında açıklanamayan varyans tahmin edilir.

$$\bar{y}_i = \alpha\bar{x}_i'\gamma + (\bar{\epsilon}_i - \eta_i),\ \text{i=1,.....m}$$

yukarıda verilen regresyonun varyans tahmini $\hat{\sigma}_B^2$ gösterilir.

$$\text{var}(\bar{\epsilon}_i + \eta_i) = \text{var}(n^{-1}\sigma^2 + \sigma_\alpha^2)$$

$\hat{\sigma}_B^2$ ve σ^2 kombine edilerek yeni bir tahmin edici elde edilir.

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \hat{\sigma}_B^2 - n^{-1}\hat{\sigma}^2$$

$\hat{\sigma}_\alpha^2$ ve $\hat{\sigma}^2$ verilmişken FGLS'in ikici adımı olarak α ve γ yeniden tahmin edilir. Yukarıdaki tahmin edici aynı zamanda γ EGLS tahmincisi olarak adlandırılır. (Ooms, s. 22)

Panel veri analizinde kullanılan en sık kullanılan modelden birisi olan Sabit Etkiler Modeli (Fixed Effect Model) diğeri Tesadüfi Etkiler Modeli (Random Effect Model) tahmin sonuçları incelenerek hangi modelin veri seti için uygun olduğu araştırılacaktır.

Tablo 10

Gelir ve Tüketim Değişkenleri için Sabit Etkiler Modeli

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
GELIR	0.745851	0.030593	24.37947	0.0000
C	0.772934	0.100229	7.711667	0.0000
Etkilerin Özellikleri				
Yatay-kesit sabit (kukla değişkenler)				
Tartılı İstatistik				
R-kare	0.718374	Bağımlı değişken ortalama		3.351969
Düzeltilmiş R-kare	0.698203	Bağımlı değişken standart sapma		4.262451
Açıklanan kareler toplam	2.326970	Hata kareler toplam		1965.569
F-istatistik	35.61325	Durbin-Watson istatistik		1.723445
Olasılık(F-istatistik)	0.000000			

Yukarıdaki tablo 10'da yatay kesit verileri ile ağırlıklandırılmış ve White Cross Section ile değişen varyans sorunu dikkate alacak biçimde sabit etkiler modeli tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları yüzde onluk anlam düzeyinde incelendiğinde gerek sabitin gerekse gelir değişkeninin istatistiki olarak oldukça anlamlı olduğu görülmektedir. Modelin determinasyon katsayısı yaklaşık yüzde yetmiş bir olarak bulunmuştur. Yani gelir değişkeni tüketimde meydana gelen değişimlerin yaklaşık yüzde yetmiş birini açıklamaktadır. Bu modelde gelirdeki bir birimlik değişime karşılık tüketimde 0.74 birimlik bir değişime neden olmaktadır.

Tablo 11

Gelir ve Tüketim Değişkenleri için Rassal Etkiler Modeli

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
GELIR	0.863770	0.025362	34.05743	0.0000
C	0.480998	0.201196	2.390692	0.0173
Etkilerin Özellikleri				
			S.D.	Rho
Yatay-kesit rastsal			0.306422	0.0165
Sıradışı rastsal			2.363844	0.9835
Tartılı İstatistik				
R-kare	0.629387	Bağımlı değişken ortalama		2.340999
Düzeltilmiş R-kare	0.628432	Bağımlı değişken standart sapma		3.897379
Açıklanan kareler toplam	2.375702	Hata kareler toplamı		2189.856
F-istatistik	658.9141	Durbin-Watson istatistik		1.671807
Olasılık(F-istatistik)	0.000000			

Yukarıda tablo 11'de yatay kesit verileri ile ağırlıklandırılmış ve White Cross Section ile değişen varyans problemini göz önüne alan rassal (tesadüfi) etkiler modeli tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları yüzde on anlam düzeyinde incelendiğinde gerek sabitin gerekse gelir değişkeninin istatistiki olarak oldukça anlamlı olduğu görülmektedir. Modelin belirlilik katsayısı yaklaşık olarak yüzde 62 olarak bulunmuştur. Diğer bir ifade ile açıklayıcı değişken açıklanan değişken olan tüketimdeki değişimlerin yaklaşık yüzde altmış ikisini açıklamaktadır. Bu modelde gelirdeki bir birimlik değişime karşılık tüketimde 0.86 birimlik bir değişime neden olmaktadır.

Yapılan analiz sonuçlarına göre panel veri modelleri olan Sabit Etkiler Modeli ve Rassal Etkiler Modeli de verilerimiz oldukça uyumlu olduğu görülmektedir. Bu durumda Hausman test istatistiği tesadüfi etkiler mi yoksa sabit etkiler modelinden hangisinin tercih edilmesi gerektiği konusunda yardımcı olacaktır.

Tablo 12

Gelir ve Tüketim Değişkeni İçin Hausman Test Sonuçları

Test Özeti	Ki-kare. istatistik	ki-kare.	d.f.	Olasılık
Yatay-kesit rastsal	6.258804		1	0.0124

Yatay kesit rastsal etkiler test karşılaştırmaları:

Değişken	Sabit	Rastsal	Var	Olasılık
GELIR	0.839266	0.863770	0.000096	0.0124

Yukarıdaki tablo 12 incelendiğinde sıfır hipotezi rassal etkiler şeklinde olan Hausman test istatistiğini yüzde onluk anlam düzeyinde incelendiğinde sıfır hipotezini güçlü bir biçimde reddetmektedir. Yani Hausman test istatistiği sabit etkiler modelini kullanmamız gerektiğini ifade etmektedir. Bu durumda verilerimiz için en uygun modelin sabit etkiler modeli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 13

Ülkeler Bazında Sabit Terim ve Gelir Değişkeninin Anlamlılığı

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
GELIR_?	0.745851	0.030593	24.37947	0.0000
AUSTURYA--C	-0.038778	0.368689	-0.105179	0.9163
BELÇİKA--C	0.147304	0.253696	0.580631	0.5618
BULGARİSTAN--C	1.809465	1.094002	1.653988	0.0990
KIBRIS--C	1.165965	0.483610	2.410959	0.0164
ÇEK CUMHURİYETİ--C	0.575136	0.538478	1.068076	0.2862
DANİMARKA--C	0.391625	0.387436	1.010812	0.3128
FİNLANDİYA--C	0.746657	0.387096	1.928868	0.0545
FRANSA--C	0.572441	0.223248	2.564148	0.0107
ALMANYA--C	-0.152471	0.398688	-0.382433	0.7024
YUNANİSTAN--C	0.575715	0.458041	1.256906	0.2096
MACARİSTAN--C	0.584802	0.697231	0.838749	0.4022
İRLANDA--C	0.858068	0.315237	2.721976	0.0068
İTALYA--C	0.410513	0.285521	1.437768	0.1514
LETONYA--C	1.953061	1.364752	1.431073	0.1533
LİTVANYA--C	1.889402	1.057208	1.787161	0.0747
LÜKSEMBURG--C	-0.874447	0.599839	-1.457803	0.1458
MALTA--C	1.266261	0.668593	1.893919	0.0590
HOLLANDA--C	0.040459	0.319442	0.126656	0.8993
POLANYA--C	1.086068	0.353680	3.070764	0.0023
PORTEKİZ--C	0.745868	0.148889	5.009563	0.0000
ROMANYA--C	3.159587	1.271567	2.484799	0.0134
SLOVAK CUMHURİYETİ--C	1.048169	0.598815	1.750407	0.0809
SLOVENYA--C	0.263322	0.538580	0.488918	0.6252
İSPANYA--C	0.461208	0.212410	2.171305	0.0306
İSVEÇ--C	0.548612	0.321122	1.708422	0.0884
BİRLEŞİK KRALLIK--C	0.862283	0.276959	3.113394	0.0020

Tartılı İstatistik

R-kare	0.718374	Bağımlı değişken ortalama	3.351969
Düzeltilmiş R-kare	0.698203	Bağımlı değişken standart sapma	4.262451
Açıklanan kareler toplam	2.326970	Hata kareler toplam	1965.569
F-istatistik	35.61325	Durbin-Watson istatistik	1.723445
Olasılık (F-istatistik)	0.000000		

Tablo 13 Seçilmiş Avrupa Birliği ülkeleri için tahmin edilen sabit etkiler modelindeki sabit katsayının her bir ülke için ne değer aldığını ve bu alınan değerlerin istatistiki olarak anlamlı olup olmadığını göstermektedir. Yukarıdaki tablo incelendiğinde çoğunlukla sabit katsayının anlamlı olduğu görülmektedir. Ancak ülkeler özelinde bulunan katsayılar tek tek incelendiğinde bazı ülkelerin sabit terimin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Buna karşın Bulgaristan, Kıbrıs, Finlandiya, Fransa, İrlanda, Litvanya, Malta, Polonya, Portekiz, Romanya, Slovakya Cumhuriyeti, İspanya, İsveç ve Birleşik Krallık için yüzde on anlam düzeyinde incelendiğinde sabit terimin istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Avusturya, Belçika, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Almanya, Yunanistan, Macaristan, İtalya, Letonya, Lüksemburg, Hollanda ve Slovenya için yüzde on anlamlık düzeyinde incelendiğinde sabit katsayının istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

BÖLÜM VII

SONUÇ VE ÖNERİLER

7.1. Sonuç

Çalışmada zaman boyutu 1996 ve 2010 dönemlerini için yıllık frekansta Avrupa Birliğine üye olan 26 ülkeden oluşan panel veri seti kullanılmıştır. Bağımlı değişken olarak 'kişi başına hane halkı nihai tüketim harcamaları büyüme oranları', bağımsız değişken olarak 'kişi başına gayri safi yurt içi hasılası büyüme oranları' olarak belirlenmiştir. Çalışmada Avrupa Birliği ülkelerin genel anlamda tüketim davranışlarının incelenmesi amaçlanmıştır.

Çalışmada Avrupa Birliğine üye olan 26 ülkenin 14 yılı kapsayan 390 gözlem değerinden oluşmaktadır. Kullanılan panel veri setini Dünya Bankası'nın uluslararası kaynaklardan derlediği Dünya Gelişim Endekslerinden alınmıştır. Uygulamada kullanılan panel veriler yıllık sıklıkta alınmıştır. Bağımsız değişken olarak alınan gelir ile bağımlı değişken olarak alınan tüketim değişkenleri yüzde cinsinden ifade edilmiştir.

Uygulamada kullanılan değişkenlerin genel bir durumunu incelemek amacıyla öncelikli olarak gelir ve tüketim değişkenlerinin tanımlayıcı istatistikleri incelenmiştir. Değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri olan maksimum ve minimum değerleri incelenmiştir. Bunun sonucunda gelir ile tüketim değişkenlerinin ortalama değerlerinin birbirlerine oldukça yakın olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Maksimum ve minimum değerleri arasındaki farkı ifade eden aralık değeri tüketim değişkenin gelir değişkenine göre daha geniş bir aralığa yayıldığı görülmektedir.

Uygulamada gelir ile tüketim arasındaki ilişkiyi doğru bir şekilde tahmin edebilmek için değişkenlerin durağan olup olmadığı incelenmiştir. Bunun nedeni ise analizde kullanılan değişkenler durağan olmaması durumunda sadece trend içermesi nedeniyle gerçekte aralarında hiç bir ilişki olmamasına rağmen yapılan analizlerde sonucunda değişkenler arasında sahte bir ilişki ortaya çıkabilmektedir. Bu yüzden hem gelir değişkeni için hem de tüketim değişkeninin durağan olup olmadığı incelenmiştir.

Gelir değişkeninin durağan olup olmadığını test etmek amacıyla altı farklı birim kök testi uygulanmıştır. Uygulanan panel birim kök testlerinden dördü gelir değişkenini güçlü bir biçimde durağan olduğunu ifade etmektedir. Ancak diğer iki birim kök testi

olan Breitung ve Hadri panel birim kök testleri gelir değişkeninin durağan olmadığını sonucuna ulaşılmıştır. Bu kapsamda gerek uygulanan panel birim kök testlerin çoğunluğunun durağan olması gerekse değişkenin yüzde cinsinden alınması nedeniyle gelir değişkeninin durağan olarak kabul edilmiştir.

Aynı şekilde bağımlı değişken olan tüketim değişkeninin durağan olup olmadığı incelenmiştir. Uygulanan panel birim kök testlerinden dördü tüketim değişkenini güçlü bir biçimde durağan olduğunu ifade etmektedir. Ancak diğer iki birim kök testi olan Breitung ve Hadri panel birim kök testleri tüketim değişkeninin durağan olmadığını sonucuna ulaşılmıştır. Bu kapsamda gerek uygulanan panel birim kök testlerin çoğunluğunun durağan olması gerekse değişkenin yüzde cinsinden alınması nedeniyle tüketim değişkeninin durağan olarak kabul edilmiştir. Genel bir çerçevede değerlendirildiğinde hem gelir değişkeninin hem de tüketim değişkeninin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Gelir ve tüketim arasındaki ilişkiyi test etmek için yatay kesit ile ağırlıklandırılmış ve White Cross Section değişen varyans sorununu dikkate alan panel EGLS yöntemi kullanılmıştır. Çalışmada bu yöntemin kullanılma nedeni olarak gerek panel veri ile yapılan çalışmalarda gerek verilerimizde değişen varyans sorunu olması nedeniyle White Cross Section ile değişen varyans sorunu göz önünde bulundurulmuştur (Nargelecekenler, 2011, s. 173). Elde edilen sonuçlar incelendiğinde hem sabit katsayının hem de gelir katsayısı istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Modelin genel anlamlığını ölçen F testi sonuçları göre model anlamlı olarak bulunmuştur. Bu kapsamda modeldeki gelir ve sabit katsayının anlamlı olduğunu sonucuna ulaşılmaktadır. Ayrıca gelir değişkeninin tüketimdeki değişimlerin yaklaşık olarak yüzde 70 açıkladığı saptanmıştır. Gelir meydana gelen yüzde birlik bir artış veya azalış tüketim değişkeninde aynı yönlü olarak yüzde 0.78 birimlik bir artış veya azalışa neden olmaktadır. Elde edilen sonuçlar genel bir çerçevede değerlendirildiğinde katsayıların istatistiki ve iktisadi olarak beklenen işaret ve büyüklüğe sahip olduğu görülmektedir.

Uygulamanın bir sonraki aşamasında panel veri analizlerinde kullanılan iki temel model olan sabit etkiler modelimi yoksa tesadüfi etkiler modelinin kullanılacağı incelemiştir. Bu nedenle hem sabit etkiler hem de tesadüfi etkiler modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Gerek sabit etkiler modelinin katsayılarını istatistiki ve iktisadi olarak gerek tesadüfi etkiler modelinin katsayılarının istatistiki ve iktisadi olarak oldukça anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Ancak hangi panel veri modelinin gelir ve tüketim değişkenleri için daha uygun olduğunu anlamak için Hausman test istatistiğine

başvurulmuştur. Sıfır hipotezi tesadüfi etkiler biçimde olan Hausman test istatistiği yüzde on anlam düzeyinde incelendiğinde sıfır hipotezini güçlü bir biçimde reddedilmiştir. Diğer bir ifade ile Hausman test istatistiği göre gelir ve tüketim değişkenleri için en uygun olan modelin sabit etkiler modeli olduğunu ortaya koymuştur.

Çalışmanın son aşamasında ise sabit etkiler modeli ile tahmin edilen seçilmiş Avrupa Birliği ülkeleri için sabit katsayının her biri için ayrı ayrı tahminleri elde edilmiştir. Yapılan incelemenin sonucunda kimi ülkeler için sabit katsayının ülkeden ülkeye değiştiği ve bazı ülkeler için pozitif değerler alırken bazı ülkeler için negatif değerler şeklinde bulunmuştur. Ülkeler bakımından katsayılar tek tek incelendiğinde her bir ülkenin sabit katsayısının anlamlı olmadığı görülmektedir. Bulgaristan, Kıbrıs, Finlandiya, Fransa, İrlanda, Litvanya, Malta, Polonya, Portekiz, Romanya, Slovakya Cumhuriyeti, İspanya, İsveç ve Birleşik Krallık için yüzde on anlamlılık düzeyinde incelendiğinde sabit katsayının istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Avusturya, Belçika, Çek Cumhuriyeti Danimarka, Almanya, Yunanistan, Macaristan, İtalya, Letonya, Lüksemburg, Hollanda ve Slovenya için yüzde on anlamlılık düzeyinde incelendiğinde sabit katsayının istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bu kapsamda değerlendirildiğinde her bir ülke için sabit katsayının değiştiği yani birbirinden farklı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

7.2. Öneriler

Çalışmada zaman boyutu 1996 ve 2010 dönemlerini için yıllık frekansta Avrupa Birliğine üye olan 26 ülkeden oluşan panel veri seti kullanılmıştır. Bu çalışmada kullanılan panel veri seti daha çok dikdörtgen şeklindedir. Ancak araştırmacılar panel veri setlerinde daha sağlıklı sonuçlar elde edebilmek için zaman boyutu ile yatay kesit boyutu birbirine daha yakın olan kare panel veri setleri oluşturarak daha doğru sonuçlar elde edilebilirler. Ayrıca bu konuda yapılacak çalışmalarda birbirinden farklı büyük gruplar kullanmak yerine birbirlerine göre daha homojen gruplar kullanılması araştırmacı için oldukça faydalı olacaktır. Buna bir örnek vermek gerekirse Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütünün tüm üyelerini kapsayan bir şekilde oluşturulacak gelir ve tüketim modeli oluşturmak yerine gelişmiş yada gelişmekte olan ülkeler şeklinde gruplara ayırarak tahmin etmek araştırmacıya hem daha doğru tahminler yapmasına hem de gruplar arası karşılaştırma yapmaya olanak sağlamaktadır.

KAYNAKÇA

Ahumada, H. A., & Garegnani, M. L. (2002). *Wealth effects in the consumption function of an emerging economy:Argentina 1980-200*. Erişim tarihi: 01.02.2013 http://www.bvrie.gub.uy/local/File/JAE/2002/iees 03j330702.pdf

Alvarez-Cuadrado, F., & Long, N. V. (2011). The relative income hypothesis. *Journal of Economic Dynamics & Control* (35), 1489-1501.

Aslan, A., & Kula, F. (2008). *Türkiye imalat Sanayinde Fiyat-Maliyet Marjları: Dönemler ve Sektörler İtibariyle Karşılaştırmalı Bir Analiz.* 2. Ulusal ktisat Kongresi (s. 1-15). İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi.

Atkinson, A. B. (2003). Income Inequality in OECD Countries: Data and Explanations. *CESifo Economic Studies, 49*(4), 479-513.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometrics analysis of panel data.* West Sussex, England: John Wiley & Sons Ltd.

Baltagi, B. H., & Kao, C. (2000). *nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: A survey.* Erişim tarihi: 25.01.2013 http://www.bilkent.edu.tr/~tyigit/gradmetr/survey.pdf

Barbieri, L. (2006). Panel unit root tests. *Quaderni Del dipartimento Di Scienze Economiche E Sociali,* 1-53.

Bocutoğlu, E. (2011). *Makro iktisat teorileri ve politikaları.* Trabzon: Murathan Yayınevi.

Bond, S., Nauges, C., & Windmeijer, F. (2002). *Unit roots and ıdenfication in autoregressive panel data models: A comparision of alternative tests.* Erişim tarihi:15.01.2013 ftp://www.cemfi.es/pdf/papers/wshop/nauges.pdf

Bover, O. (2005). Microeconometric estimates from the spanish survey of household frinances. *Documentos de Trabajo,* 1-34.

C.B.Phillips, P., & R.Moon, H. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica,* (67), 1057-1111.

C.B.Phillips, P., & R.Moon, H. (2000). Nonstationary panel data analysis: An overview of some recent developments. *Econometric Reviews,* 19(3), 263-286.

Çakır, H. M., & Küçükkaplan, İ. (2012). İşletme semayesi unsurlarının firma değerleri ve karlılığı üzerineki etkisinin İMKB'de işlem gören üretim firmalarında 2002-2009 dönemi için analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi,* 69-86.

Chaiboonsri, C., Sriboonjit, J., Sriwichailamphan, T., Chaitip, P., & Sriboonchitta, S.

(2010). A panel cointegration analysis: An application to international tourism demand of thailand. *Annals of the University of Petroşani, Economics,* 10(3), 69-86.

Christopoulos, D. K., & Tsionas, E. G. (2004). Financial development and economic growth: evidence from panel unit root and cointegration tests. *Journal of Development Economics,*(73), 55-74.

Coleman, A. (2006). The Life-Cycle model savings and growth. *Reserve Bank of New Zealand, 1*-30.

Cook, S. (2005). The stationarity of Consumption–Income ratios:Evidence from minimum LM unit Root testing. *Economics Letters, 89,* 55-60.

D.Sachs, J., & B., F. L. (1993). *Macroeconomics in the global economy.* New Jersey: Prentice-Hall.

Dougherty, C. (2006). *Introduction to econometrics.* New York: Oxford Universty Press.

Dreger, C., & Reimers, H.-E. (2006). Consumption and income in the euro area: Empirical evidence based on panel cointegration methods. *Empirica,* 245-254.

Dreger, C., & Reimers, H.-E. (2011). The long run relationship between private consumption and wealth: common and ıdiosyncratic effects. *Port Ejon Journal,* 21-34. Erişim tarihi: 02.02.2013 http://econstor.eu/bitstream/10419/43850/1/64379395X.pdf

Ertürk, E. (1999). *Makro iktisat küresel ekonımide makroekonomik analize giriş*. İstanbul: Alfa Basım Yayın Dağıtım.

Fernandez, E., & Corudego. (2004). Consumption theory. *Handbooks in Central Banking,* 1-43.

Giulietti, M., Otero, J., & Smith, J. (2006). Testing for stationarity in heterogeneous panel data in the presence of cross section dependence.Erişim tarihi:24.01.2013 http://wrap.warwick.ac.uk/1440/1/WRAP_Giulietti_twerp_758.pdf

Gómez, E., & Tamarit, d. C. (2011). The Euro effect on trade: Evidence in gravity equations using panel cointegraration techniques. *WP-EC,* 1-47.

Gorodnichenko, Y., Peter, K. S., & Stolyarov, D. (2010). Inequality and volatility moderation in russia: Evidence from micro level panel data on consumption and income. *Review of Economic Dynamics,* 13, 209-237.

Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis.* New Jersey: Prentice-Hall.

Gujarati, D. N. (1999). *Temel ekonometri.* (Ü. Şenesen, & G. G. Şenesen, Çev.)

İstanbul: Literatür Yayıncılık.

Gujarati, D. N. (2004). *Basic econometrics.* New York: The McGraw-Hill Companies.

Gül, E., & Kamacı, A. (2012). Dış ticaretin büyüme üzerine etkileri: Bir panel veri analizi. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi, 4*(3), 81-91.

Gutierrez, L. (2006). Panel Unit-Root tests for Cross-sectionally correlated panels: Monte Carlo comparision. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 68*(4), 519-540.

H.Khan, A. (1987, October-November). Aggregate consumption function and income distribution effect: Some evidence from developing countries. *Word Development, 15,* 1369-1374.

Han, H. L., & Ogaki, M. (1997). Consumption, income and cointegration. *International Review of Economic & Finance, 6,* 107-117.

Hatzinikolaou, D. (1999, Nisan). Modelling consumption: Permanent-Income or Rule-of-Thump behaviour? *Economic Modelling, 16,* 293-306.

Herwartz, H., & Siedenburg, F. (2007). *Homogenous panel unit root tests under cross sectional dependence: Finite sample modifications and the wild bootstrap.* Erişim tarihi: 12.01.2013 http://www.paceprojects.co.uk/Siedenburg.pdf

Hlouskova, J., & Wagner, M. (2005). The performance of panel unit root and stationarity tests: Results from a large scale simulation study.Erişim tarihi:18.01.2013 http://www.vwl.unibe.ch/papers/dp/dp0503.pdf

Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data.* Cambridge: Cambridge University Press.

Hsiao, C. (2005). Why Panel Data? The Singapore Economic Review, 143-154.

Hsiao, C. (2007). Panel data Analysis-Advantages and challanges. *Invited Paper, 16,* 1-22.

Hurlin, C., & Mignon, V. (2006). *Second generation panel unit root tests.* Erişim tarihi: 24.01.2013 http://halshs.archives-ouvertes.fr/docs/00/15/98/42/PDF/UnitRoot_Ev5.pdf

Ireland, P. N. (1995). Using the permanent income hypothesis for forecasting. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, 81*(1), 49-63.

Jappelli, T. (2005). The Life-Cycle hypothesis, fiscal policy and social security. *Centre for Studies in Economics and Finance,* 1-21.

Kao, C. (1999). Spurious regression and Residual-Based tests. *Journal of Econometrics, 90,* 1-44.

Koçkesen, L. (2008). International encyclopedia of the social sciences. Erişim tarihi:

04.02.2013 http://home.ku.edu.tr/~lkockesen/research/rel_inc_hyp.pdf

Kök, R., & Şimşek, N. (tarih yok). Endüstri-içi dış ticaret, patentler ve uluslararası teknolojik yayılma. Erişim tarihi: 02.02.2013 http://kisi.deu.edu.tr/recep.kok/endustriici_patent.pdf

Kundu, A., & Kr.Mukhopadhyay, C. (2011). *Consumption and ıncome revisit of permanent income hypothesis with an application to the economy of sri lanka.* 2011 International Conference on Economics and Finance Research. 4, 261-264. Singapore: IACSIT Press.

Kunst, R. M. (2011). *Econometric methods for panel Data-Part I.* Erişim tarihi:12.18.2012 http://homepage.univie.ac.at/robert.kunst/panels1e.pdf

Laumas, P. S., & Hudak, S. P. (1992). Wealth income and consumption in a developing economy. *Journal of Macroeconomics, 14*, 349-358.

M.Ünsal, E. (2005). *Makro iktisat*, (6. bs). Ankara: İmaj Yayıncılık.

Maddala, G., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Staistics, Special Issue, 61*, 631-652.

McCoskey, S., & Kao, C. (1998). A Residual-Based test of the null of cointegration in panel data. *Econometric Reviews,* s. 57-84. Erişim tarihi: 04.02.2013 http://faculty.maxwell.syr.edu/cdkao/working/er.pdf

McCoskey, S., & Kao, C. (1999, Mart). *A monte carlo comparison of tests for cointegration in panel data.* Erişim tarihi:05.02.2013 http://max-cmshost-01.maxwell.syr.edu/uploadedFiles/cpr/publications/working_papers/wp3.pdf

Mehra, Y. P. (2001). Federal reserve bank of richmond. *Economic Quarterly, 87*(2), 45-68.

Moon, H. R., & Perron, B. (2006, mayıs 9). *An empirical analysis of nonstationarity in a panel of interest rates with factors.* Erişim tarihi: 25.01.2013 http://mapageweb.umontreal.ca/perrob/evidence.pdf

Moon, H. R., Perron, B., & Phillips, P. C. (2005). *Incidental trends and the power of panel unit Root tests:* Erişim tarihi: 01.17.2013 http://secure.cirano.qc.ca/realisations/grandes_conferences/methodes_econometriques/moon.pdf

Mork, K. A., & Smith, V. K. (1989). Testing the Life-Cycle hypothesis with a norwegian household panel. *Journal of Business & Economic Statistics*, 7, 287-296.

Nalewaik, J. J. (2006). Current consumption and future income growth: Synthetic panel evidence. *Journal of Monetary Economics, 53,* 2239-2266.

Nargelecekenler, M. (2011). Hisse Senedi Fiyatları ve Fiyat/Kazanç Oranı İlişkisi: Panel Verilerle Sektörel Bir Analiz. Business and Economic Research Journal, 2(2), s. 165-184.

Öcal, T. (2007). *Makro iktisat.* İstanbul: İkinci Sayfa Arıkan Basım Yayın Dağıtım.

Ooms, M. *Panel data, SUR and GLS.* Erişim tarihi: 08.02.2013 http://www.feweb.vu.nl/econometriclinks/orientatie/econometricsii20079.pdf

Özer, M., & Biçerli, K. (2003). Türkiye'de kadın işgücünün panel veri analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 3*(1), 55-84. http://kybele.anadolu.edu.tr/makaleler/sb2003_3_1/194880.pdf adresinden alınmıştır.

Özmen, M. (1997). *Türkiye için tüketim fonksiyonunun ekonometrik tahmini.* Yayımlanmamış yüksek lisans tezi, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.

P.Smith, R. (2001). *Estimation and inference with Non-Stationary panel Time-Series data.* Erişim tarihi: 23.01.2013 http://carecon.org.uk/UWEMasters/Applied%20Econometrics/panel1.pdf

Palley, T. I. (2008). The relative income theory of consumption: A synthetic Keynes-Duesenberry-Friedman model. *Political Economy Research Institute,* 1-26.

Parasız, M. (2006). *Makro ekonomi teori ve politika.* Bursa: Ezgi Kitapevi Yayınları.

Parker, J. (2011). Theories of consumption and saving. J. Parker içinde, *Macroeconomic Theory* (s. 1-24). Portland. Erişim tarihi: 17.02.2013 http://academic.reed.edu/economics/parker/s11/314/book/Ch16.pdf

Pazarlıoğlu, M. V. (2001, Eylül 19-21). 1980-1990 döneminde Türkiye'de iç göç üzerine ekonometrik model çalışması. Aralık 5. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Erişim tarihi: 29.12.2012 http://idari.cu.edu.tr/sempozyum/bi18.htm

Pazarlıoğlu, M., & Güler, Ö. K. (2007). Telekomünikasyon yatırımları ve ekonomik büyüm: panel veri yaklaşımı. 8.Türkiye Ekonometri Ve İstatistik Konferansı (s. 1-10). Malatya: İnönü üniversitesi.

Pedroni, P. (1999). Crittical values for cointegration tess in heterogeneous panels with multiple regressors. oxford bulletin of economics and statistics, *Special İssue,* 653-670.

Romero-Ávila, D. (2009). Are OECD Consumption–Income ratios stationary after all? *Economic Modelling, 26,* 107-117.

Şahan, F., & Bektaşoğlu, Y. (2010). A panel cointegration analysis of budget deficit and inflation for eu countries and Turkey. 6 th International Student Conference (6'ncı Uluslararası Öğrenci Konseyi), (s. 1-22). İzmir.

Sevüktekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik zaman serileri analizi Eviews uygulamalı.* Ankara: Nobel.

Silva, S. D., K.Hadri, & Tremayne, A. R. (2009). Panel unit root tests in the presence of Cross-Sectional dependence: Fnite sample performance and an application. *The Econometrics Journal,* 12, 340-366.

Sivri, U., & Eryüzlü, H. (2010). Rayonel beklentiler-yaşam boyu sürekli gelir hipotezinin testi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, 11,* 90-99.

Sousa, R. M. (2003, Mart). *Property of stocks and wealth effect on consumption.* Erişim tarihi: 17.02.2013 http://repositorium.sdum.uminho.pt/ bitstream/1822/1290/1/wealth.pdf

Sousa, R. M. (2009, Mayıs). Wealth effect on consumption evidence from euro area. *European Central Bank*, 1-29.

Tarı, R. (2010). *Ekonometri.* Kocaeli: Umuttepe Yayınları.

Tarı, R., & Pehlivanoğlu, F. (2007). Kocaeli ilinde tüketici davranışlarının gelir-harcama grupları ilişkisi açısından analizi (tüketim harcamaları profili). *Kocaeli,* 1(13), 192-210.

Tatoğlu, F. (2012a). *Panel veri ekonometrisi: Stata uygulamalı*. İstanbul: Beta.

Tatoğlu, F. Y. (2012b). *İleri panel veri analizi: Stata uygulamalı.* İstanbul: Beta.

Tüzüntürk, S. (2007). Panel veri modellerinin tahmininde parametre heterojenliğinin önemi: Geleneksel Phillips eğrisi üzerine bir uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 21*(2), 1-14.

Uğur, A. (2009). *Hisse senedi getirilerinin panel veri analizi ile tahmini: İstanbul menkul kıymetler borsasında incelem.* Yayınlanmamış doktora tezi, İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Malatya.

Westerlund, J., & Edgerton, D. (2005, Ekim 11). Panel cointegration tests with deterministic trends and structural breaks. http://www.nek.lu.se/publications/ workpap/ Papers/WP05_42.pdf adresinden alınmıştır.

www.imf.org. IMF Web Sitesi Erişim tarihi:10.11.2012 http://www.imf.org

www.imf.org. IMF Web sitesi Erişim tarihi: 18.12.2012 http://www.imf.org/external/data.htm

www.worldbank.org. Dünya Bankası Web Sitesi Erişim tarihi: 18.12.2012 http://data.worldbank.org/data-catalog

YAY, G. G. (2001). Chicago okulu Milton Friedman ve Monetarizm. *Liberal Düşünce, 6*(24), 196-207.

Yıldırım, K., Karaman, D., & Taşdemir, M. (2009). *Makroekonomi.* Ankara: Seçkin Yayıncılık.

Yılmaz, Ö. G. (2005). Türkiye ekonomisinde büyüme ile işşizlik oranları arasındaki nedensellik ilişkisi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, 2,* 11-29.

Zengin, H., & Kurt, S. (2007). OECD ülkelerinde kamu-özel sektör tüketim ve dış ticaret malları fiyatlarının enflasyon üzerindeki belirleyiciliği: Panel veri analizi. 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi (s. 1-12). Malatya: İnönü Üniversitesi.

ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Ad Soyadı : Mehmet Öksüzkaya
Doğum Yeri-Yılı : Adana – 04.07.1986
Adres : Bağlarbaşı Mahallesi / Kırıkkale
E-mail : mehmetoksuzkaya@hotmail.com

EĞİTİM DURUMU

Yüksek Lisans : Çukurova Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı (2010)

Lisans : Çukurova Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü (2009)
Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü (Çift Anadal - 2009)

Yabancı Dil : İngilizce