

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

**GELİR DAĞILIM EŞİTSİZLİĞİ ve
SAĞLIK GÖSTERGELERİ İLİŞKİSİ PANEL
VERİ MODELİ ANALİZİ**

Yüksek Lisans Tezi

ZUHAL ŞAHİN

İstanbul, 2020

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

**GELİR DAĞILIM EŞİTSİZLİĞİ ve
SAĞLIK GÖSTERGELERİ İLİŞKİSİ PANEL
VERİ MODELİ ANALİZİ**

Yüksek Lisans Tezi

ZUHAL ŞAHİN

Danışman: Dr. Öğr. Üyesi TURGUT ÜN

İstanbul, 2020

GENEL BİLGİLER

İsim ve Soyadı : Zuhal ŞAHİN

Anabilim Dalı : Ekonometri

Programı :Ekonometri

Tez Danışmanı :Dr. Öğr. Üyesi Turgut ÜN

Tez Türü ve Tarihi :Yüksek Lisans-Ekim 2020

Anahtar Kelimeler :Panel Veri Analizi, Wilkinson Hipotezi, Panel Eşbütünleşme, Panel Hata Düzeltme Modelleri

ÖZET

GELİR DAĞILIM EŞİTSİZLİĞİ VE SAĞLIK GÖSTERGELERİ İLİŞKİSİ PANEL VERİ MODELİ ANALİZİ

Panel veri modelleri birim ve zaman boyutunun birlikte ele alındığı modellerdir. Bu modeller daha fazla gözlem sayısına sahiptirler ve daha güvenilir sonuçların elde edilmesine imkan tanırırlar. Tercih edilme sebeplerinin başında sadece yatay kesit veya zaman serisi analizi ile elde edilemeyecek ekonometrik analizlerin yapılması yer alır. Birim boyutunun zaman boyutundan büyük olduğu geleneksel panel çalışmalarından farklı olarak makro panellerde zaman boyutu birim boyutundan daha büyüktür. Durağan olmamanın bir nedeni olan bu durum eş bütünleşmeyi test etmede önemli bir faktördür.

Bu yüksek lisans tezinde sağlık kavramı, sağlık ekonomisi, kalkınma ve sağlık kavramları hakkında genel bilgiler verilmiştir. Çalışmada 2 model üzerinde durulmuştur. 1. Modelde gelir dağılımı eşitsizliğinin sağlık üzerindeki etkisini inceleyen Wilkinson Hipotezi ile çalışılmıştır. 2. Model de ise ömürde beklenen yaşam süresini etkileyen GSYİH ve sağlık harcamaları değişkenleriyle 22 ülke üzerinde çalışılmıştır.

Bu çalışmada durağan olmayan panellerin analizinde sıkça karşılaşılan tahmin metotları incelenmiştir. Panel birim kök testi, panel eşbütünleşme ve panel hata düzeltme modelleri kullanılmıştır. Yatay kesit bağımlılığının bulunması sebebiyle ortak faktörler yardımıyla elde edilen Pesaran (CIPS, 2007) panel birim kök testi uygulanmıştır. Birimler arası korelasyonu ve heterojenliği dikkate alan Gengenbach, Urbain ve Westerlund'un panel

eşbütünleşme testi (Panel EC-test) kullanılmıştır. Çalışmanın son aşamasında uzun ve kısa dönem ilişkilerinin tahmini için DCCE (Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler) tahmincisinden yararlanılmıştır.



GENERAL KNOWLEDGE

Name and Surname :Zuhal ŞAHİN

Field : Econometrics

Programme : Econometrics

Supervisor : Dr. Lecturer Turgut ÜN

Degree Awarded and Date : Master – October 2020

Keywords : Panel Data Analysis, Wilkinson Hypothesis, Panel Cointegration Analysis, Panel Error Correction Models.

ABSTRACT

Panel data models review unit dimensions and time dimensions simultaneously. This models have more observations and allow for safer results. Their ability to do analysis that cannot be done with only cross-section or time-series analysis is a primary reason of preference. Contrary to traditional panel works, in which unit dimension is bigger than time dimension, with macro panels time dimension is bigger than unit dimension. It is a reason of not being fixed and an important factor on testing cointegrity.

In this master's thesis general informations about notion of health, health economics and development are given. 2 models of econometrics are emphasized over the course of this study. Initial model is studied with Wilkinson Hypothesis ,which analyzes the effects of income inequality over health. In the second model, with GDP, which affects expected lifespan, and health expenses variables, 22 countries are studied.

In the analysis of non-fixed panels, frequently encountered estimation methods are examined. Panel unit root test, panel cointegration test and panel error correction models are used in the making of this study. Pesaran panel unit root test, which can be acquired with the help of common factors, is applied as cross sectional dependency is found. It is concluded that variables are not fixed. Cointegration relation is found in both of models as a result of Panel EC Cointegration Test. DDCE estimator is used during the last stages of this study.

ÖNSÖZ

Öncelikle çok şey öğrendiğim sorularımın çoğuna ilk duyarlı cevabı veren tez Çalışma konumun belirlenmesinden sürecin sonlandığı ana kadar her daim bilgi ve donanımıyla çalışmamı aydınlatan değerli hocam Dr. Öğr. Üyesi Turgut Ün'e minnet borçlu olduğumu belirtmek isterim. Bana gelişmem için her daim fırsat tanıyan ve eğitimim konusunda hep duyarlı davranan değerli aileme sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Tezi tamamlama sürecimin özel hayatımdaki etkisini benimle paylaşan değerli eşim Deniz Şahin'e özel teşekkürlerimi sunmayı kendime borç bilirim.



İÇİNDEKİLER

TABLO LİSTESİ	ix
ŞEKİLLER LİSTESİ	x
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ	xi
1. GİRİŞ	1
2. GELİR ve SAĞLIK	3
2.1 Gelir ve Sağlık Kavramına İlişkin Kavramsal Bakış	3
2.1.1 Gelir Kavramı	3
2.1.2 Gelir Dağılımı Kavramı	4
2.1.3 Gelir Dağılımı ve Sağlık İlişkisi	6
2.1.4 Gelir Dağılımı Eşitsizliği Kavramı	7
2.1.4.1 Lorenz Eğrisi	7
2.1.4.2 Gini Katsayısı	8
2.1.4.3 Yüzde Paylar Analizi	8
2.1.4.4 Dalton-Atkinson Ölçütü	9
2.1.4.5 Yoksulluk Oranı Endeksi	9
2.1.5 Wilkinson Eşitsizliği	9
2.2. Sağlık ve Sağlık Ekonomisine İlişkin Kavramsal Çerçeve	11
2.2.1. Sağlık Kavramı	11
2.2.2. Sağlık Hizmeti	12
2.2.3. Sağlık Ekonomisinin Tanımı	14
2.2.4. Sağlık Ekonomisinin Gelişimi	17
2.3. Sağlık Harcamaları	18
2.3.1. Sağlık Harcamasının Tanımı	18
2.3.2. Türkiye’de Sağlık Harcamaları	20

2.4. Kalkınma ve Sağlık	25
2.4.1. Gelir ve Sağlık Çıktıları İlişkisi.....	27
2.4.2 Gelir ve Bebek Ölüm Oranı İlişkisi.....	28
2.4.3 Gelir ve Doğumda Beklenen Yaşam Süresi İlişkisi.....	31
3. YÖNTEM.....	34
3.1. Panel Veri Analizi	34
3.2. Panel Zaman Serileri Analizi	36
3.3. Panel Veri Modellerinde Birimler Arası Korelasyon	36
3.3.1. Breusch ve Pagan LM Testi	37
3.3.2. CD Testi	38
3.4. Panel Birim Kök Testleri	38
3.4.1. Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri	40
3.4.1.1. Homojenlik Varsayımı Altında Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri.....	40
3.4.1.1.1. Levin ve Lin (1992,1993) ve Levin, Lin ve Chu (2002) Panel Birim Kök Testleri.....	41
3.4.1.1.2. Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testi.....	48
3.4.1.1.3. Breitung Panel Birim Kök Testi	50
3.4.1.1.4. Hadri Panel Birim Kök Testi	52
3.4.1.2. Heterojenlik Varsayımı Altında Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri	54
3.4.1.2.1. Im, Pesaran ve Shin (IPS) (2003) Panel Birim Kök Testleri	54
3.4.1.2.2. Fisher Tipi Testler: Maddala ve Wu(1999) ve Choi (2001) Panel Birim Kök Testleri.....	57
3.4.2. İkinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri.....	59
3.4.2.1. Yatay Kesit Ortalamadan Fark Alınması ile Elde Edilen İkinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri.....	59
3.4.2.1.1. Choi Panel Birim Kök Testleri	60

3.4.2.2. SUR Tipi Panel Birim Kök Testleri	62
3.4.2.2.1. Çok Değişkenli Genişletilmiş Dickey Fuller (MADF) Panel Birim Kök Testi	63
3.4.2.2.2. Görünürde İlişkisiz Regresyon Genişletilmiş Dickey Fuller (SURADF) Panel Birim Kök Testi	64
3.4.2.3. Faktör Yapısı Yaklaşımına Dayanan İkinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri	66
3.4.2.3.1 Moon ve Perron Panel Birim Kök Testi	66
3.4.2.3.2 Yatay Kesit Genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin (CIPS) Panel Birim Kök Testi	68
3.4.2.3.3 Bai ve Ng (PANIC) Panel Birim Kök Testi (2004,2010)	69
3.4.2.3.4 Pesaran, Smith ve Yamagata (CSB) Panel Birim Kök Testi (2013) ..	72
3.4.2.3.5 Reese ve Westerlund (PANICCA) Panel Birim Kök Testi (2016)	75
3.5. Panel Vektör Otoregresif Modeller	78
3.6. Panel Verilerde Nedensellik Analizi	79
3.6.1 Panel Granger Nedensellik Testi.....	81
3.6.2 Dumitrescu ve Hurlin Panel Nedensellik Testi.....	83
3.6.3 Canning ve Pedroni Panel Nedensellik Testi	85
3.7. Panel Eşbütünleşme Testleri	86
3.7.1. Temel Hipotezinde Eşbütünleşmenin Olmamasını Sınayan Panel Eşbütünleşme Testleri	87
3.7.1.1. Kalıntı Temelli Panel Eşbütünleşme Testleri.....	88
3.7.1.1.1. Kao Panel Eşbütünleşme Testleri	88
3.7.1.1.2. Pedroni Panel Eşbütünleşme Testleri	91
3.7.1.1.3. Hanck Panel Eşbütünleşme Testleri	94
3.7.1.2. Hata Düzeltme Modeli Temelli Panel Eşbütünleşme Testleri.....	95
3.7.1.2.1 Larsson, Lyhagen ve Löthgren Panel Eşbütünleşme Testleri	95

3.7.1.2.2 Westerlund (2007) Panel Eşbütünleşme Testi	96
3.7.1.2.3 Gengenbach, Urbain ve Westerlund (2016) Panel Eşbütünleşme Testi	98
3.8. Panel Hata Düzeltme Modelleri	100
3.8.1. Havuzlanmış Ortalama Grup (PMG) Tahmincisi	100
3.8.2. Ortalama Grup (MG) Tahmincisi.....	101
3.8.3. Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) Tahmincisi.....	102
3.8.4. Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCE) Tahmincisi	103
4. UYGULAMA.....	104
4.1. Değişkenler ve Hipotezler	104
4.2. Yatay Kesit Bağımlılık Analizi Sonuçları	105
4.3. Panel Birim Kök Testinin Sonuçları	107
4.4. Gecikme Uzunluğunun Seçimi ve Homojenlik Testi	109
4.5. Panel Eşbütünleşme Testi	110
4.6. Heterojen Panel Dinamik EKK (PDOLS) Tahmincisi.....	112
4.7. Panel Hata Düzeltme Modeli	114
5. SONUÇ	117
EKLER.....	119
KAYNAKÇA	121

TABLO LİSTESİ

Tablo No	Sayfa
TABLO 2.1: Hekim sayısı, hekim başına düşen kişi sayısı ve hekim başına hasta müracaat sayısı, 2009-2018.....	23
TABLO 2.2: Türkiye’de Sağlık Harcamaları (MİLYON TL) 2000-2018.....	24
TABLO 2.3: Veri Seti.....	105
TABLO 2.4: Model 1 için Pesaran CD Test Yatay Kesit Bağımlılığı Testi.....	106
TABLO 2.5: Model 2 için Pesaran CD Test Yatay Kesit Bağımlılığı Testi.....	107
TABLO 2.6: Model 1 için Pesaran CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları	108
TABLO 2.7: Model 2 için Pesaran CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları	108
TABLO 2.8: Model 1 için Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçimi	109
TABLO 2.9: Model 2 için Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçimi	110
TABLO 2.10: Model 1 için Panel EC Testi.....	111
TABLO 2.11: Model 2 için Panel EC Testi.....	112
TABLO 2.12: Model 1 için Heterojen PDOLS Tahmincisi	113
TABLO 2.13: Model 2 için Heterojen PDOLS Tahmincisi	113
TABLO 2.14: Model 1 için DCCE Tahmincisi	114
TABLO 2.15: Model 2 için DCCE Tahmincisi	115
TABLO 2.16: Model 2 için DCCE Tahmincisi	115

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil No	Sayfa
ŞEKİL 2.1: Gelir Dağılımı Türleri ve Arasındaki İlişki	6
ŞEKİL 2.2: Lorenz Eğrisi.....	8
ŞEKİL 2.3: Sağlık Sektörü ile Ekonominin Kalan Kısmı Arasındaki İlişki..	15
ŞEKİL 2.4: Sağlık Ekonomisinin Yapısı.....	16
ŞEKİL 2.5: Kişi Başına Düşen Sağlık Harcamaları	19
ŞEKİL 2.6: Toplam Sağlık Harcamasının (TSH) Gayri Safi Yurtiçi Hasılaya (GSYH) oranı.....	21
ŞEKİL 2.7: Türkiye’de Yıllara Göre Kamu ve Özel Sağlık Harcamasının GSYİH İçindeki Payı.....	22
ŞEKİL 2.8: Sağlık ve Kalkınma Arasındaki İlişkiler.....	26
ŞEKİL 2.9: Bebek Ölüm Hızı (1.000 canlı doğum başına).....	30
ŞEKİL 2.10: Doğumda Yaşam Beklentisi.....	33

SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

ADF: Genişletilmiş Dickey Fuller

AMG: Genişletilmiş Ortalama Grup Tahmincisi

Ark: Arkadaşları

CIPS: Genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin

CSB: Genişletilmiş Sargan-Bhargava

DCCE: Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler Tahmincisi

DF: Dickey–Fuller

DPT: Devlet Planlama Teşkilatı

DSÖ: Dünya Sağlık Örgütü

EKK: En Küçük Kareler

GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler

GMM: Genelleştirilmiş Momentler

HNC: Homojen Olmayan Nedensellik

HT: Harris ve Tzavalis

IPS: Im, Pesaran ve Shin

İKE: İnsani Kalkınma Endeksi

KPSS: Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin

LLC: Lin, Levin ve Chu

LM Testi: Lagrange Çarpanı Testi

LSDV: Gölge Değişkenli En Küçük Kareler

LSDVT: Trendli Gölge Değişkenli En Küçük Kareler

LSP(POLS): Havuzlanmış En Küçük Kareler

MADF: Çok Değişkenli Genişletilmiş Dickey Fuller

MG: Ortalama Grup Tahmincisi

Morbidite: Hastalık Oranı

Mortalite: Ölüm Oranı

MRM: Birden Çok Bağımlı Değişkenli Regresyon Modelleri

OLS: En Küçük Kareler

OOP: Cepten sağlık ödemeleri

Panel EC-test: Gengenbach, Urbain ve Westerlund'un panel eşbütünleşme testi

PANIC: Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and Common Components

Panicca: Panic on Cross-Section Averages

PDOLS: Heterojen Panel Dinamik EKK

PMG: Havuzlanmış Ortalama Grup Tahmincisi

POLS: Havuzlanmış EKK

PP: Philips Perron

PP: Philips Perron

SGP: Satın Alma Gücü Paritesi

SHS: Sağlık Hesaplamaları Sistemi

SUR: Görünürde İlişkisiz Regresyon

SURADF: Görünürde İlişkisiz Regresyon Genişletilmiş Dickey Fuller

TSH: Toplam Sağlık Harcaması

TTB: Türk Tabipler Birliği

TÜİK: Türkiye İstatistik Kurumu

UNDP: Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı

VAR: Vektör Otoregresif Model

WE: Sabit Etkiler

WHO: Dünya Sağlık Örgütü

1. GİRİŞ

Sağlık kavramı çok boyutlu bir kavramdır. Toplumsal, ekonomik ve politik etkileri bulunmaktadır. En önemli etkisi ise toplumların var olabilmesi için sağlıklı bireylerin ve nesillerin varlığına ihtiyaçlarının olmasıdır. Sağlığın korunması kadar kaybedilen sağlığın yeniden kazanılması için de tıp biliminde araştırmalar ve yeni yöntemler geliştirilmektedir. Burada dikkat çeken unsur yapılan araştırmalar ve geliştirilen yöntemlerde kıt kaynaklar ile çalışılmasıdır. Eldeki kaynakların etkin bir şekilde kullanılması sağlık kavramı ile iktisat arasında ilişkinin temel dayanağıdır ve sağlık ekonomisi kavramının doğuş noktasıdır.

Sağlık için yapılan harcamaların ülke ekonomisine etkileri göz ardı edilmemelidir. Sağlık harcamaları devletleri ekonomik olarak etkilediği kadar hane halklarını da etkilemektedir. Ülkeler kendi iç dinamiklerine göre sağlık harcamalarına bütçe ayırmaktadırlar. Ancak her ne kadar ülkeler bireysel olarak sağlık harcamalarını belirleseler de sağlığın uluslararası bir boyutu da bulunmaktadır. Dünyanın herhangi bir noktasında meydana gelen bir hastalık uluslararası bir boyut alabilmekte ve hatta tüm dünyayı etkiler hale gelebilmektedir. Son yıllarda sağlık verileri incelendiğinde ulusal ve uluslararası boyutlarda sağlık harcamalarındaki artışlar göze çarpmaktadır. Bu artışların sağlık üzerindeki olumlu etkileri literatürde yapılan çalışmalar sonucunda görülebilmektedir. Ekonomide meydana gelen iyileşmeler sağlık göstergelerini olumlu etkilerken sağlıkta meydana gelen gelişmeler ise ekonominin gelişmesine fayda sağladığı görülmektedir.

Bu çalışma 5 bölümden oluşmaktadır. Aralarında Türkiye'nin de bulunduğu 22 ülke için 1990-2016 yılları arasında yıllık veriler kullanılmıştır. Beklenen ortalama yaşam süresini etkileyen ekonomik değişkenlerin belirlenmesi ve ortalama yaşam süresini ne kadar etkiledikleri belirlenmeye çalışılmıştır. Uygulama da 2 ayrı ekonometrik model kurulmuştur. İlk bölümde çalışmanın amacı anlatılmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde sağlık ve gelir kavramları üzerinde durularak tanımları ele alınmıştır. Devamın da sağlık hizmetleri, sağlık ekonomisi, sağlık ekonomisinin gelişimi ve sağlık harcamaları üzerinde durularak detaylı olarak incelenmiştir ve çeşitli göstergeler ile açıklanmaya çalışılmıştır. Ayrıca kalkınma ve sağlık arasındaki ilişki irdelenmiştir. Son olarak ise Türkiye de sağlık harcamaları araştırılmıştır ve çeşitli istatistiklerden yararlanılmıştır.

Üçüncü bölümde panel veri analizi ele alınmıştır. Literatürde yer alan panel birim kök testleri tanıtılmıştır. Daha sonra sırasıyla panel nedensellik, panel eşbütünleşme ve panel hata düzeltme modelleri incelenmiştir.

Dördüncü bölümde ise uygulama bölümüdür. Bu bölümde çalışmada yer alan değişkenlere yatay kesit bağımlılık analizi uygulanarak bağımlılık tespit edilmiş ve uygun panel birim kök testi seçilerek uygulanmıştır. Daha sonrasında yapılan eşbütünleşme testleri sonucunda eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Son olarak ise hata düzeltme modelleri ile uzun dönem tahminleri yapılmıştır.

Çalışmanın beşinci ve son bölümü olan sonuç bölümünde uygulama bölümünde elde edilen bilgiler çalışmanın bütün bölümlerindeki bilgilerden yararlanılarak yorumlanmaya çalışılmıştır.

Araştırmada kullanılan veriler konunun niteliğine uygun kitap, dergi, makale ve gerekli görülen birincil kaynaklardan elde edilmiştir. Dördüncü kısım olan uygulama kısmında kullanılan ekonometrik verilerde ise Dünya Bankasından yararlanılmıştır. Ayrıca uygulama kısmında elde edilen sonuçlar ekonometrik olarak değerlendirilmeye çalışılmıştır.

2. GELİR ve SAĞLIK

2.1 Gelir ve Sağlık Kavramına İlişkin Kavramsal Bakış

2.1.1 Gelir Kavramı

Gelir: Bir ekonomide üretim öğelerinin, ulusal ürünün oluşumuna katkıda bulunmalarının sonucunda bir yıl içerisinde elde ettikleri parasal değerlerin toplamıdır.¹

Diğer bir tanıma göre ise gelir; Bir ülkenin sınırları içerisinde bir yılda gerçekleştirilen nihai(sonsal) mal üretimi karşılığında üretim faktörlerine yapılan ödemeler toplamına denir.²

Gelir kavramı daha geniş ele alındığında ekonomik birimlere yapılan parasal veya nesnel aktarımları da bünyesinde barındırmaktadır. Bu aktarımlar şunlardır;

Milli Gelir: Bir ülkede belli bir dönemde üretilen bütün mal ve hizmetlerin fiyatları cinsinden toplanması ile oluşan değer milli gelir olarak tanımlanmaktadır.³

$Y = \text{milli gelir}$, $I = \text{yatırım harcamaları}$, $C = \text{tüketim harcamaları}$, $S = \text{tasarruf}$

$Y = C + I$ ve $Y = C + S$ ise; $I = S$

Birinci ve ikinci denklemde yer alan özdeşlik ile denge noktasında yatırımlarla tasarrufların birbirine eşit olacağı görülmektedir.

Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH): Bir ülkede belirli bir dönem (3 ay, 1 yıl) içerisinde üretilen bütün nihai malların piyasa fiyatları üzerinden toplanmasıyla oluşan toplam değer Gayri Safi Yurtiçi Hasıla olarak adlandırılmaktadır.⁴

¹ Hüseyin Karakayalı, Makro Ekonomi, 5. Basım, İzmir: Emek Kitabevi, 2005.

² Erdal Ünsal, Makro İktisat, 9. Basım, Ankara: İmaj Kitabevi, 2005.

³ Mahfi Eğilmez, Örneklerle Kolay Ekonomi, İstanbul: Remzi Kitabevi, 2018, s. 178-188.

⁴ Eğilmez, s.178-188.

Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH): Belirli bir dönem (genellikle bir yıl) içinde ulusal bir ekonominin oluşturduğu nihai mal ve hizmetler toplamının para ile ifade edilmesidir.⁵

GDP (GSYİH) Deflatör: Cari yıl ile baz alınan yıl arasındaki fiyatlar genel düzeyindeki gelişmeleri ifade etmektedir.⁶ GDP Deflatörünü aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\text{GDP Deflatör} = (\text{Nominal GSYİH} / \text{Reel GSYİH}) * 100$$

2.1.2 Gelir Dağılımı Kavramı

Bir ülkede belli bir dönemde elde edilen milli gelirin bireyler, bölgeler ve üretim faktörleri arasında paylaşılmasına gelir dağılımı kavramı denilmektedir. Gelir dağılımı kavramı bir ülkede üretilen mal ve hizmetlerin toplumun farklı kesimleri arasında nasıl paylaşıldığını da gösteren bir kavramdır. Bu kavramın başlıca dört türü vardır. Bunlar; fonksiyonel gelir dağılımı, kişisel gelir dağılımı, sektörel gelir dağılımı ve bölgesel gelir dağılımıdır.⁷

Fonksiyonel gelir dağılımı kavramı bir ülkede belli bir zaman aralığında elde edilen gelirin o ülkedeki üretim sürecine katılan faktörler arasındaki dağılımını ifade etmek için kullanılan bir tanımdır. Üretim sürecine katılan faktör sahipleri ücret, rant, kar ve faiz elde ederler. Bu dağılımda toprak sahibine rant, sermaye sahibine faiz, girişimciye kar ve emek sahibine ücret geliri dağıtılmaktadır. Fonksiyonel gelir dağılımından faydalanarak milli gelirden üretim faktörlerine düşen pay hakkında bilgi sağlarız ve aynı zamanda milli gelirin üretim faktörleri sayısına bölünmesi ile de milli gelirin sosyal tabakalara dağılışı incelenir.

Kişisel gelir dağılımı, adından da anlaşılacağı üzere bireylerin gelir paylaşımı ile ilgilenmektedir. Bir ülkedeki milli gelirin bireyler arasındaki dağılımını incelemektedir. Bu dağılım gelirin nasıl, nerede, ne şekilde elde edildiği soruları ile ilgilenmez. Odak noktası bireylerin belli bir zaman diliminde elde ettikleri gelir miktarıdır. Kişisel gelir dağılımının fonksiyonel gelir dağılımı ile ortak bir noktası vardır. Her ikisinde de yukarıda bahsedildiği gibi üretim fonksiyonu dikkate alınmaz ve bireylerin gelirden aldığı pay ve payın büyüklüğü incelenir.⁸ Bu dağılımda önemli olan gelirin miktarıdır. Çünkü bu dağılım gelirin büyüklüğüne göre sınıflandırmalara dayanmaktadır. Kişisel gelir dağılımında ülke nüfusu beş eşit parçaya ayrılır. Bu parçalar en düşük gelire sahip gruptan en yüksek gelire sahip gruba doğru

⁵Erdoğan Alkin, Herkes için ekonomi. İstanbul, İstanbul Ticaret Odası. 2009, s.49

⁶Gülden Ülgen, İktisat Bilimine Giriş, 6. Basım, İstanbul: Türkmen Kitapevi, 2014, s.296

⁷ Ülgen, s.268

⁸ Yaşar Uysal, “Gelir Dağılımı Türleri Arasındaki İlişkiler Bağlamında Gelir Dağılımının Düzenlenmesine Yönelik Öneriler,” Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt:9, Sayı:2 (Nisan-Haziran2007), s.251

ayrılmaktadır. Her gruba düşen gelir miktarı hesaplanır. Sonrasında ise en düşük gelire sahip %20'lik grup ile en yüksek gelire sahip %20'lik grup arasındaki gelir farkı incelenir. Fark ne kadar artarsa gelir dağılımındaki adaletsizliğinde o kadar arttığı çıkarsaması yapılır.

Sektörel gelir dağılımında ise adından anlaşılacağı gibi sektörlerin gelirden aldıkları pay hakkında bilgi vermektedir. Sektör kavramı tarım, sanayi ve hizmet olarak ayrılmaktadır. Sektörlerin milli gelirden elde ettikleri pay ile ülkenin ekonomik gelişmesi arasında bir ilişki bulunmaktadır. Ülkenin sanayi sektöründe yıllar içerisinde ne kadar geliştiği, diğer sektörlerin ekonomi içerisindeki yüzdeleri ve sektörlerle hangi düzeyde ağırlık verilip verilmemesi gibi sorular ekonomi politikalarının belirlenmesinde önem arz etmektedir.

Bölgesel gelir dağılımı bir ülkedeki bölgeler arasında milli gelirin dağılımını açıklar. Bölge kavramı coğrafi olarak, kırsal ya da kent olarak veya gelişmişlik düzeyi gibi farklı kriterlere göre belirlenir. Bu yöntemde bölgeler arasındaki fark ortaya konulurken gelişmiş ve gelişmekte olan bölgeler şeklinde kıyaslamalar yapılarak gelir dağılımı farkları elde edilir. Bölgesel gelir dağılımının faydası ise bölgeler arasındaki gelişmişlik farklarının belirlenmesini sağlayarak ekonomi politikalarının oluşturulmasında bu farkların giderilmesi için yol gösterici olmaktadır. Çünkü sosyo-ekonomik farklılıklar temelde gelir dağılımı dengesizliklerine dayanmaktadır.

Gelir dağılımı türlerinin her biri gelir dağılımını farklı bir boyut ile ele almaktadır. Ancak bu durum türlerin birbirinden bağımsız olduğu anlamına gelmemektedir. Her bir gelir dağılımı türü aynı konuyu farklı bir noktadan bakmamızı sağlayarak geniş bir bakış açısı kazanmamızı sağlamaktadır. Fonksiyonel gelir dağılımı ekonominin sektörel yapısına, yani sektörel gelir dağılımına bağlı olarak belirlenmekte, sektörel bazda ekonomik faaliyetlerin coğrafi dağılımı bölgesel gelir dağılımını ortaya çıkarmakta, kişisel gelir dağılımı ise bunlara bağlı olarak şekillenmektedir. Anlaşılacağı üzere her biri diğerini etkilemektedir. Birinde meydana gelebilecek bir değişim diğerlerine de sıçrayacaktır.⁹

⁹ Uysal, s.254-255



Şekil 2.1: Gelir Dağılımı Türleri ve Arasındaki İlişkisi

Kaynak: Yaşar UYSAL, “Gelir Dağılımı Türleri Arasındaki İlişkiler Bağlamında Gelir Dağılımının Düzenlenmesine Yönelik Öneriler,” Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt:9 Sayı:2 2007, s. 255.

2.1.3 Gelir Dağılımı ve Sağlık İlişkisi

Gelir dağılımı ve sağlık kavramları ele alındığında bu iki kavram arasında bir bağlantı bulunmaktadır ve bu bağlantıyı açıklayabilmek için çeşitli teoriler ortaya atılmıştır. Bu teoriler içerisinde 3 hipotez öne çıkmaktadır. Hipotezlerden ilki mutlak gelir hipotezidir. Mutlak gelir hipotezine göre gelir düzeyindeki artış sağlık düzeyini arttırmakta yalnız bir noktadan sonra gelirde meydana gelen artışların sağlık üzerindeki marjinal faydası giderek azalmaktadır.¹⁰

Gelir ve sağlık kavramlarındaki ilişkiyi ortaya koyan ikinci hipotez ise karşılaştırmalı gelir hipotezidir. Bu hipotezde bireyin sağlığını bireyin gelir düzeyinin yanı sıra içinde bulunduğu toplumun karşılaştırmalı geliri de etkilemektedir. Bireyin geliri sabitken içinde bulunduğu toplumun gelirinin artması bireyi psikolojik olarak etkilemekte ve sağlık düzeyinde bozulmalar meydana gelmektedir. Mutlak gelir hipotezi sağlık düzeyindeki düşüşleri gelir düzeyi ile ilişkilendirirken karşılaştırmalı gelir hipotezi gelir eşitsizliği ve psikolojik sebeplere bağlamaktadır.¹¹

Gelir dağılımı ve sağlık arasındaki ilişkiyi ortaya koyan üçüncü hipotez ise Wilkinson hipotezidir. Wilkinson yaptığı çalışmalar sonucunda sağlık ile gelir kavramlarındaki ilişkiyi tespit ederek hipotezinde gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde bu iki kavram arasındaki kuvvetli ilişkiyi kanıtlamıştır. Gayri safi yurt içi hasıla ile zayıf ilişkilere rağmen, ulusal ölüm oranları, her

¹⁰ David Coburn, “Income inequality, social cohesion and the health status of populations: the role of neo-liberalism”, Social Science and Medicine, Vol. 51, No.1 (2000), s.135-146

¹¹ John Mullahy ve Stephanie Robert ve Barbara Wolfe, Health, ‘Income, and Inequality: Review and Redirection for the Wisconsin Russell Sage Working Group: Russell Sage Foundation’, 2002, s.1-32

bir ülkedeki toplumsal gelir eşitsizliği ölçümleriyle güçlü bir şekilde ilişkili bulunmuştur. Kısacası bu hipoteze göre, toplumun gelir dağılımındaki eşitsizliğin sağlık düzeyi ile negatif ilişkilidir. Bu hipotezde toplumun gelir dağılımı kavramının mutlak gelire kıyasla sağlık düzeyi ile daha sıkı ilişkisi olduğunun altına çizmiştir.¹²

2.1.4 Gelir Dağılımı Eşitsizliği Kavramı

Bir ülkede gelir eşitsizliği üzerine çalışmalar yapılmasının faydası gelir dağılımındaki farkların tespit edilerek ülkedeki zengin ve fakir nüfus arasındaki farkı ortaya koyarak devleti politika uygulamalarında gelir eşitsizliğini azaltacak tedbirler almaya yönlendirir.

Gelir dağılımı eşitsizliğini ölçmek için birçok yöntem bulunmakla birlikte literatürde sıkça kullanılan yöntemler şunlardır; Lorenz eğrisi, gini katsayısı, yüzde paylar analizi, Dalton-Atkinson ölçütü ve yoksulluk oranı endeksidir. Bu 5 yöntem arasından en çok tercih edilenler Lorenz eğrisi ve gini katsayısıdır. Aşağıdaki başlıklarda bu yöntemler daha detaylı olarak anlatılacaktır.

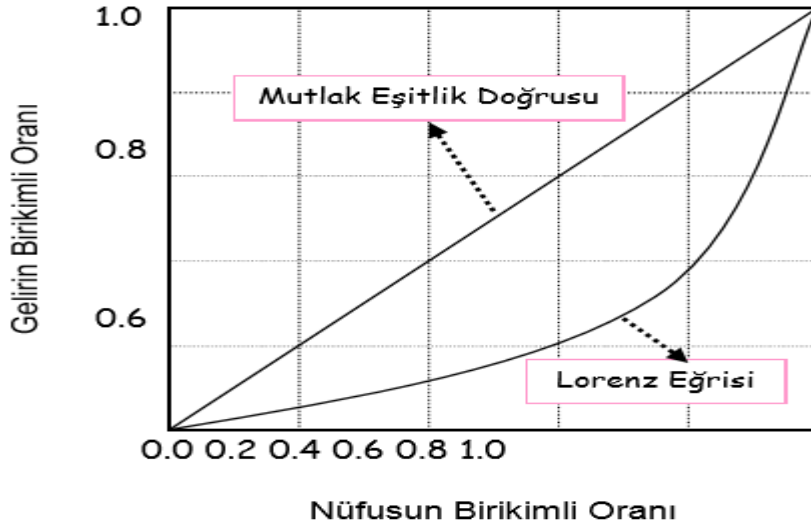
2.1.4.1 Lorenz Eğrisi

Lorenz eğrisi, Amerikalı istatistikçi Max Otto Lorenz tarafından gelir eşitsizliğini grafik yardımıyla gösterecek şekilde geliştirilmiştir. Bu grafiklerde milli gelir ile onu elde eden nüfus gösterilmektedir.

Lorenz eğrisinde gelirin onu elde eden nüfusa dağılımındaki eşitsizlikler ortaya konulmaktadır. Dikey eksen nüfusun oranına göre tespit edilen milli geliri gösterirken yatay eksen ise nüfus göstermektedir. Nüfus dilimleri gelirden eşit bir şekilde faydalaniyorsa grafikte 45 derecelik açıyla bir doğru oluşmaktadır. Bu duruma ‘mutlak eşitlik doğrusu’ denilmektedir. Gelir dağılımında eşitsizlikler meydana geldiğinde ise Lorenz eğrisi mutlak eşitlik doğrusundan uzaklaşmakta ve sağa kaymaktadır.¹³

¹² Richard G. Wilkinson, ‘National Mortality Rates: The Impact of Inequality’, American Journal of Public Health, Vol. 82, No. 8 August 1992, s.1082-1084

¹³ Cem Doğan, Murat Tek, ‘Türkiye’de Gelir Dağılımının Toplanma Oranı Yöntemiyle Analizi, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar’, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, Cilt:3, Sayı:2 2007, s. 99.



Şekil 2.2: Lorenz Eğrisi

Kaynak: Şadan Çalışkan, Türkiye'de gelir eşitsizliği ve yoksulluk. Sosyal Siyaset Konferansları, 2010 s. 98

2.1.4.2 Gini Katsayısı

Gini katsayısı İtalyan istatistikçi Corrado Gini tarafından geliştirilmiştir. Bu katsayıdaki değerler '0' ile '1' arasında değişir. Gelir eşitsizliğini bir katsayı ile gösteren Gini katsayısı, gelir dağılımı eşitsizliğini tespit etmede en bilindik yöntemlerdendir. Bu yöntem Lorenz eğrisine bağlıdır. Lorenz Eğrisi ile köşegen arasında kalan alanın, köşegenin altında kalan toplam alan oranına eşittir. Gini katsayısının 0 değerini alabilmesi için nüfusun gelirden eşit şekilde faydalanması gerekmektedir. Katsayının 1 değerini alması ise toplumdaki gelirin tamamının sadece 1 kişi tarafınca aldığını gösterir. Gini katsayısı toplumdaki gelir seviyesinin büyüklüğüne bağlı değildir. Gelir seviyeleri arasındaki kişi sayılarına bağlıdır.¹⁴

2.1.4.3 Yüzde Paylar Analizi

Yüzde paylar analizinde yüzdeler dilimleme yöntemi kullanılarak bireyler ve hane halkları %20, %10, %5 gibi eşit yüzdelerle bölüştürülür. Gelirin en az olduğu yüzdeler dilim ile başlanarak gelirin en fazla olduğu yüzdeler dilime doğru bir sıralama yapılır. Bu sıralama yardımıyla gelir eşitsizliği gözlemlenebilmektedir. Aynı zamanda bu yöntem sayesinde zaman

¹⁴ Doğan ve Tek, s.99

içinde oluşan gelir eşitsizliğindeki varyasyonlar incelenir ve diğer ülkelerle kıyaslamalarda yapılabilmektedir.¹⁵

Yüzde paylar analizi, Lorenz eğrisi ve Gini katsayısından farklı olarak nüfusun tamamı için gelir eşitsizliği hesaplaması yerine yüzdelik dilimlemeler kullanılarak gelirin en az olduğu yüzdelik dilim ile gelirin en fazla olduğu yüzdelik dilim arasında kıyaslamalar yapılır ve gelir dağılımındaki adaletsizliğin ne düzeyde olduğu belirlenir.

2.1.4.4 Dalton-Atkinson Ölçütü

Dalton-Atkinson ölçütü eşitlikçi bir gelir dağılımı varsayımına dayanır. Bu ölçüt toplumun sahip olduğu gelir düzeyinden mutlak eşitlik durumuna geçerken vazgeçeceği gelir hakkında bilgi vermektedir.

2.1.4.5 Yoksulluk Oranı Endeksi

Yoksulluk oranı endeksi nüfusu yoksul ve yoksul olmayan şeklinde iki gruba ayırır ve yoksulluk çizgisi altında kalanlara yoğunlaşır. Gelir dağılımındaki önemli kavramlardan biriside yoksulluk oranıdır. Ayrıca yoksulluk oranı ile gelir eşitsizliği arasında aynı yönlü bir ilişki bulunmaktadır.

2.1.5 Wilkinson Eşitsizliği

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde morbidite ve mortalite de farklılıklar işsizlik, aşırı kalabalık, eğitim, barınma, mesleki sınıf, kalabalık, araba sahipliği gibi çok çeşitli sosyo-ekonomik durumlarla ve gelirle ilişkilendirilmektedir. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde gelir ve çeşitli sağlık önlemleri arasında güçlü bir ilişki olduğuna dair artan kanıtlar vardır. Gelir ve gelir dağılımının sağlık düzeyi üzerindeki etkisi incelendiğinde, sağlık düzeyi üzerindeki gelir etkisinin gelişmemiş ve gelişmekte olan ülkelerde daha yoğun hissedildiği, gelir dağılımının etkisinin ise daha çok gelişmiş ülkelerde görüldüğü tespit edilmiştir.¹⁶

Gelişmiş ülkelerdeki sağlık eşitsizlikleri sağlığın sosyo-ekonomik faktörlere olan duyarlılığının devam ettiğini göstermektedir. Aynı zamanda varlıklı sanayi toplumlarında görülmemiş seviyelerde mutlak gelir ve zenginlik göz önüne alındığında, mutlak yaşam

¹⁵Sıddık Ensari, “Son 20 Yılda Gelir Dağılımı: 1973, 1987, 1994 Araştırmaları ve Sonuçları”, Ekonomik Forum Dergisi Yıl.4, Sayı.4 (Nisan 1997), s.16–22.

¹⁶ R. G. Wilkinson, Unhealthy societies: The Afflictions of Inequality. London: Routledge, 1996

standartındaki daha fazla artışın mortalite üzerinde büyük bir etkisinin olmadığını gösteren kanıtlar şaşırtıcı değildir. Toplumun gelir dağılımı ile nüfusun ortalama yaşam beklentisi arasındaki güçlü ilişkiyi yorumlamak için 4 olasılık önerilebilir:¹⁷

Birinci olasılık daha eşitlikçi gelir dağılımına sahip olan ülkelerde sağlığa fayda sağlayan daha iyi kamu hizmetlerine sahip olmaları olasıdır ancak tıbbi hizmetlerin ulusal mortalite üzerinde belirleyici bir etkisinin olması muhtemel değildir. Ayrıca tıbbi bakım için ne kamu ne de özel harcamaların ilişkiyi açıklayamayacağı istatistiksel olarak gösterilmiştir.

İkinci olasılık etnik azınlık topluluklarının sağlıkta ayrımcılığa sahip olmaları ve istihdamdaki ayrımcılık nedeniyle gelir dağılımını genişletebilmeleridir. Ancak böyle bir hipotez uluslararası göçün sıkı bir şekilde kontrol edildiği yıllar boyunca gelir dağılımındaki değişiklikler ile yaşam beklentisi arasındaki ilişkiyi açıklayamaz. Son olarak gelir dağılımının sağlık üzerindeki etkisinin ölçeği azınlıklar tarafından belirlenemeyecek kadar büyüktür.

Üçüncü olasılık ters nedenselliklerdir. Hastalık bazen yoksulluğun bir nedeniyse hasta insanların büyük bir kısmı gelir dağılımını genişletir. Ölüm oranları arasındaki sınıfsal farklılıklar, bu tür etkilerin en güçlü olmaları beklenen ekonomik olarak aktif çalışma çağındaki insanlar arasında ölçülür. Mevcut analizler, toplam nüfus içinde doğumda yaşam beklentisi kullanıldığında ters nedenselliğin etkisi daha da azalacaktır; çocuklar, emekliler ve ekonomik olarak aktif olmayanlar hastalandığında herhangi bir gelir kaybı yaşanması olası değildir.

Dördüncü olasılık ise ölüm oranının gelir dağılımından etkilenmesidir. Gelir ve ölüm arasında var olan eğrisel ilişki bu durumu kanıtlar niteliktedir. Ayrıca sağlığın, en düşük gelirli gruptaki bireylerin gelirlerinde değişiklik meydana geldiğinde bu değişikliklere diğer gelir gruplarında olduğundan daha duyarlı olması da dördüncü olasılığın tutarlılığını kanıtlar niteliktedir.

Gelir eşitsizliği hipotezi olarak da bilinen Wilkinson hipotezi de gelir dağılımı ve sağlık ilişkisi üzerine kuruludur. Bu hipotezde spesifik olarak gelişmiş ülkelerde sağlık seviyesini etkileyen faktörün mutlak gelir kavramı değil gelir dağılımı kavramı olduğu belirtilmektedir. Kişi başına düşen gayrisafi milli hasıla ile zayıf ilişkilere rağmen ulusal ölüm oranları her bir ülkedeki toplumsal gelir eşitsizliği ile güçlü bir şekilde ilişkili olması üzerine kurulu bir hipotezdir.

¹⁷R. G. Wilkinson, Income Distribution and Life Expectancy, 1992 s.167

Kısacası sağlık düzeyinin artması için gelirin yüksek olması gerekmekte, gelir dağılımındaki adaletin artması sağlık düzeyinde olumlu gelişmeler yaşamak için yeterlidir.

Wilkinson hipotezine dair açıklamalar bulunmaktadır. Bu açıklamalarda birine göre gelir dağılımındaki eşitsizlikler bireyi toplumdan dışlamakta ve suça teşvik etmektedir. Bu sebeple de düşük gelir seviyesindeki bireyler sağlık problemleri ile karşılaşmaktadır.¹⁸ Bir başka açıklamaya göre ise yüksek gelir seviyesinde kişilerin kamusal alanlara kaynak aktarmada isteksiz olmalarıdır. Bu durum kamusal alanlara yatırımı azalmakta ve temel ihtiyaçlarını karşılayamayan düşük gelirli bireyler sağlık problemleri ile karşılaşmaktadır.¹⁹

2.2. Sağlık ve Sağlık Ekonomisine İlişkin Kavramsal Çerçeve

2.2.1. Sağlık Kavramı

Sağlık, açıklanmakta zorluk çekilen bir kavramlardandır. Bu durum ise sağlığa ilişkin farklı tanımların yapılmasına sebep olmaktadır. Farklı tanımların temelinde yatan neden ise dönemin özellikler ve sağlığa olan bakış açısıdır. Örneğin; ilk çağlarda insanların büyük çoğunluğu hastalıkların sebebi olarak kötü ruhları ve cinleri görmüştür ve tedavi olarak da büyü ve sihre inanmıştır. Bilimsel akış açısının gelişmesi ve yaygınlaşması, doktorluk mesleğinde ortaya çıkan gelişmeler, mikroorganizmaların varlığının tespiti, bilimin ve tedavi yöntemlerinin gelişmesi gibi birçok faktör sonucunda insanların hastalığa, tedaviye ve sağlığa olan bakış açısı değişmiştir.

Dünya Sağlık Örgütü (DSÖ) sağlığı; ‘Sağlık, sadece hastalık veya sakatlığın olmaması değil, tam bir fiziksel, zihinsel ve sosyal refah durumu’²⁰ olarak ifade etmiştir. Bu ifadede bulunan sağlık kavramı ele alındığında;

Fiziksel sağlık; bireyin solunum, beslenme, boşaltım, hareket vb. ihtiyaçlarını tam olarak yerine getirebilmesini,

Ruhsal sağlık; bireyin gerek kendisi gerekse çevresi ile uyum içinde olmasını,

¹⁸ Therese Nilsson ve Andreas Bergh, Income Inequality and Individual Health: Exploring the Association in a Developing Country, 2012, s. 1-32

¹⁹ Brendan Kennelly, Eamon O’She ve Eoghan Garvey, ‘Social capital, life expectancy and mortality: a cross-national examination’, Social Science & Medicine, 56(12), 2003, s.2367-2377

²⁰ World Health Organization, Constitution of WHO: Principles, <http://www.who.int/about/mission/en/>.

[Erişim Tarihi: 07.03.2020]

Sosyal sađlık ise; bireyin sevilme, ait olma ve sosyal iliřkiler kurabilmesi vb. özellikleri içermektedir.

Tespit etmesi ve ulařılması bir hayli zor olan DSÖ'nün sađlık tanımlamaları her ne kadar sađlığı çeřitli yönlerden inceleyerek ele alsada çok fazla eleřtiri almıřtır.

Bir diđer tartışmalı sađlık tanımı ise 2. Dünya Savařı sonrasına kadar sađlığın yalnızca hastalık, sakatlık ve ölüm kavramları ile ifade edilmeye çalıřılmasıdır. Bu ifadelerin aksine sađlık insanların yařam süreleri boyunca fiziksel noksanlıklarının bulunmaması, acı ve acıya dayalı her türlü aksaklıkla beraber erken yařta ölüme sebebiyet verecek duruma uğramamalarıyla birlikte sosyal ve çalıřma aktivitelerini devam ettirebilmek için psikolojik rahatsızlıklarının bulunmamasını kapsayan komplike bir tanımdır.²¹

Dar anlamlı geleneksel tanımlama yerine sađlığın sosyal faktörler içerisinde aynı yönlü iliřkisinin kurulmasıyla sađlık detaylı ve modern bir yaklařıma kavuřmuř ve sađlığın hastalığa indirgenmesinden vazgeçilmiřtir. Merkeze kiřileri deđil toplumu alan görüřlere yönelim artmıřtır. Sađlık hizmetlerinden faydalanmak herhangi bir ayırım gözetmeksizin (ırk, din, siyasi inanç, ekonomik vs.) tüm bireylerin temel hakkıdır.

2.2.2. Sađlık Hizmeti

Sađlık ve sađlık hizmeti aralarında iliřki bulunan ancak aynı tanımlamalara sahip olmayan iki kavramdır. Sađlık birçok farklı tanımlamaya sahipken sađlık hizmeti için yapılan tanımlamalar neredeyse aynıdır. Sađlık hizmeti için yapılan tanımlardan bir tanesi řudur; 'İnsan sađlığına zarar veren çeřitli etmenlerin yok edilmesi ve toplumun bu etmenlerin etkilerinden korunması, hastaların tedavi edilmesi, bedensel ve ruhsal yetenek ve becerileri azalmıř olanların rehabilite edilmesi için yapılan hizmetlerdir.'²² Bir bařka sađlık hizmeti tanımıysa; 'Sađlık hizmetleri, hastalıkların önlenmesi ve toplumun sađlık statüsünün yönetilmesi amacına yönelik olarak yürütölen faaliyetlerin yanında, hastalıkların teřhis, tedavi ve rehabilitasyonunu sađlamak için sunulan hizmetlerin bütünüdür.'²³

²¹ Zafer Çalıřkan, "Sađlık Ekonomisi: Kavramsal Bir Yaklařım", H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Faköltesi Dergisi, Cilt: 26, Sayı:2 (2008), s.29-50

²²TTB, Sađlık Hizmetlerinin Yürütölmesi Hakkında Sađlık Bakanlıđı Yönergesi,2005, https://ttb.org.tr/mevzuat/index.php?option=com_content&id=240 [ERİřİM TARİHİ:07.03.2020]

²³ Sinem Somunođlu ve Diđerleri, Sađlık Kurumları Yönetimi-I, (Editör) Mehtap Tatar Eskiřehir: Anadolu Üniversitesi, T.C Anadolu Üniversitesi Yayını No:2631, Açıköğretim Faköltesi Yayını No:1599, 2012 s. 8-12

Sağlık hizmetleri 3 ana bölümden oluşmaktadır:

Tedavi Edici Hizmetleri: Tedavi edici sağlık hizmetleri, sağlık statüsünde meydana gelen bozulmalara bağlı olarak ortaya çıkan hastalık ve sakatlık halinin iyileştirilmesi ve hastalık etkenlerinin yok edilmesi amacıyla verilen hizmetlerdir.

Koruyucu Sağlık Hizmetleri: Koruyucu sağlık hizmetleri, sağlığın korunmasına ve hastalıkların önlenmesine yönelik olarak verilen hizmetleri kapsamakta, toplumun hastalık etmenlerinden uzak tutulmasını hedeflemekte ve sağlık ocağı, ana çocuk sağlığı merkezi, dispanserler vb. kurumlar tarafından sunulmaktadır.

Rehabilite Edici Sağlık Hizmetleri: Sağlık statüsünün bozulmasına neden olan hastalık, sakatlık, yaralanma, vb. durumların her zaman tam anlamı ile tedavi edilebilmesi mümkün olmamaktadır. Bu durumda bireylerin kaybettiği bedensel ve zihinsel becerilerin yeniden kazandırılması ve kimseye bağımlı olmadan yaşayabilmelerinin sağlanması için rehabilite edici hizmetlere ihtiyaç duyulmaktadır. Rehabilite edici sağlık hizmetleri sayesinde bireylerin yeniden topluma kazandırılması, ekonomik, sosyal ve kültürel açıdan güçlendirilmesi amaçlanmaktadır.

Yapılan tanımlardan da anlaşılacağı gibi sağlık hizmetleri birbiri ile ilişkili birçok faaliyetten meydana gelmektedir. Sağlık hizmetlerinin öncelikli hedefi her bir ferdin hasta olmasının önlenmesi, hasta olanların teşhis edilmesi ve tedavi edilerek sağlıklarına kavuşturulmasıdır. Daha sağlıklı ve daha üretken bir toplum oluşturulması temel hedeftir.

Sağlık hizmetleri emek yoğun bir sektördür. Teknolojinin aktif kullanıldığı bir sektör olsa dahi hizmet aşamasından bireysel çabalar ön plandadır. Ayrıca sağlık hizmetine ne zaman ihtiyaç olacağı bilinmemekte ve hizmete ihtiyacın aciliyete göre ertelenmesi mümkün olmamaktadır. Çünkü stoklanamamaktadır. Üretildiği anda tüketilmesi gerekmektedir.

1978 yılında Kazakistan'ın Alma-Ata şehrinde düzenlenen Uluslararası Temel Sağlık Hizmetleri Konferansı, sağlık hizmetlerinin içeriğinin oluşturulmasında önemli bir yere sahiptir. Bu konferans neticesinde Alma-Ata Bildirgesi yayımlanmıştır. Alma-Ata Bildirgesi DSÖ Genel Kurulu'nda alınan "2000 Yılında Herkese Sağlık" projesini desteklemektedir ve bu projenin amaçlarına varabilmek için gerekli ilkeler belirlenmiştir. Alma-Ata, temel sağlık hizmetinin toplumda çoğunluğun kabul göreceği, eksiksiz katılımın olduğu ve ödenebilir bir harcama

neticesinde gerçekleşen bir ihtiyaç olduğu belirtilmiştir. Ayrıca temel sağlık hizmetlerini aşağıdaki gibi sıralamıştır:²⁴

- Sağlık temel insanlık hakkıdır. Sağlığı sadece hastalık ve sakatlık durumu olarak ifade etmek yeterli değildir. Sağlık beden, ruh ve sosyal zindeliğin bir bütünüdür.
- Sağlık hizmetlerinden bireylerin eşit ve adil bir şekilde yararlanması gerekmektedir. Var olan dengesizliklerin çözümü tüm dünya ülkelerini ilgilendirmektedir.
- Sağlık hizmetlerinin planlanması ve yürütülmesinde toplumdaki bireylerin sorumlulukları vardır. Hem bireysel olarak hem de toplumsal olarak sağlık hizmetlerine katılma hakları bulunmaktadır.
- Sağlık hizmetlerinin toplumda çoğunluğun kabul göreceği şekilde oluşturulması önemlidir. Ayrıca sağlık hizmetlerinin bir bütün olarak topluma sunulması da önem arz etmektedir.
- Sağlık hizmetlerinin sunumunda hekim sayısı kadar diğer sağlık personellerine de ihtiyaç vardır. Bu personellerin yeterli sayıda ve etkin kullanılmasına dikkat edilmelidir.
- Devletler, toplumlarındaki her bir bireyin sağlığından sorumludur. Sağlıklı bir toplum için alınması gereken sağlık hizmetleri devletlerin temel görevleri arasında yer almaktadır.
- Var olan sağlık sorunlarının çözülmesi ve bu sağlık sorunlarının kontrol edilebilir hale getirilmesinde toplumların yeterli eğitimleri alması sağlanmalıdır.
- Ana sağlığı ile aile planlamasına yönelik hizmetlerin geliştirilmelidir.
- Çocuk sağlığı hizmetlerinin iyileştirilmelidir.

2.2.3. Sağlık Ekonomisinin Tanımı

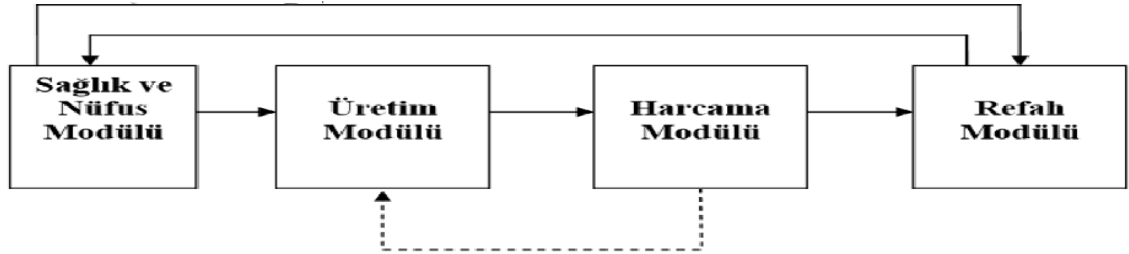
“İnsanların yaşamlarını devam ettirmek için bazı ihtiyaçları vardır ve bireyler bu ihtiyaçlarını karşılamak için mal ve hizmet tüketiminde bulunurlar. Ekonomi bilimi, kişilerin tükettikleri mal ve hizmet miktarı ne kadar olursa, kişilerin o kadar mutlu olacaklarını varsayar. Ancak tüketilmek istenen bu mal ve hizmetlerin üretimi sınırlıdır. Ekonomi bu sınırlı kaynakların nasıl kullanılacağını yani insanların sınırsız tüketim isteklerinin sınırlı (kıt) kaynaklarla en iyi nasıl tatmin edeceğini inceleyen sosyal bilim dalıdır”²⁵

²⁴WHO, Declaration of Alma-Ata, 1978, https://www.who.int/publications/almaata_declaration_en.pdf [ERİŞİM TARİHİ:07.03.2020]

²⁵ Tümay Ertek, Temel Ekonomi Basından Örneklerle, 6. Basım, İstanbul, Kahraman Neşriyat Ofset San. Tic. Ltd. Şti. 2009, s.3.

Sağlık ekonomisi, toplumların ve toplumu oluşturan fertlerin sağlıklarını korumak, sağlık koşullarının bozulması durumunda tedavilerini yapmak, hastalıklarından tamamen kurtulamayıp sakat kalanların başkalarına bağımlı olmadan yaşayabilmelerini sağlamak ve toplumların sağlık düzeylerini yükseltmek için yapılan planlı çalışmalar da ekonomi biliminin imkanlarının kullanılmasıdır.

Şekil 2.2 sağlık ve ekonomi arasındaki ilişkiyi göstermektedir. Ekonomi bilimindeki dört soru ile sağlık ve ekonomi arasındaki ilişkiye cevap bulunmaya çalışılmıştır. Şekildeki her bir modül ülke ekonomilerinin ana bileşenleridir. Oklarla da ekonominin bileşenleri arasındaki neden-sonuç ilişkilerine değinilmiştir. Ayrıca düz çizgiler ile doğrudan etkiler anlatılırken kesikli çizgilerle dolaylı etkiler anlatılmıştır.



Şekil 2.3: Sağlık Sektörü ile Ekonominin Kalan Kısmı Arasındaki İlişki

Kaynak: Over, M. Economics for Health Sector Analysis. Washington D.C.: The World Bank. 1991.

s.10

Modern tıbbın var olmadığı dönemlerde sağlık hizmetleri çok kısıtlıydı. Toplumlar sağlık hizmetlerine yetersiz ulaşmakla birlikte bu tarz hizmetleri bir hayır olarak görmekteydiler. Tıbbın gelişmesi sağlığa verilen önemi arttırmakla birlikte farklı ve çeşitli sağlık hizmetlerinin doğmasını sağlamıştır. Bu durum ise toplumlarda sağlığa verilen önemin arttırmıştır ve sağlıklı olmak için alınan sağlık hizmetlerinin toplum nezdinde doğal ve gerekli bir durum olmasını sağlamıştır. Sağlık hizmetlerindeki bu artış insanları kaynak aramaya yönlendirmiştir. Bulunan kıt kaynakların etkin bir şekilde kullanılması düşüncesi giderek gelişmiştir. Doğal olarak bu düşüncenin varlığı sağlık hizmetleri ile ekonomi arasında bir ilişkinin doğmasını beraberinde getirmiştir. Sağlık hizmetlerinin en iyi ve en etkin şekilde yürütülmesinde ekonomiden faydalanılmaktadır.

Sağlık ekonomisi genel ekonominin uygulamalı bir alt ana disiplindir. Ayrı bir disiplin olarak gelişmiştir. Bunun sebebi ise her toplumda kaynakların önemli bir bölümünün bu sektöre aktarılmasıdır. Hızlı ve sürekli bir artış mevcuttur. Bu kaynakların kullanımı, kullanım

2.2.4. Sağlık Ekonomisinin Gelişimi

Amerikan Tıp Birliği tarafından 1931 yılında kurulan Tıbbi Ekonomi Bürosu ile sağlık ekonomisi için çalışmalar başlamıştır. Sağlık hizmetleri literatürünün ilk çalışmaları olarak kabul edilen bu çalışmalar önem arz etmektedir. Tıbbi Ekonomi Bürosunun temel hedefi sağlık ve sağlık hizmetlerinin ekonomik yanlarını gösteren çalışmalar yapmaktır. Kısıtlı bir çalışma alanı belirlemeleri konusunda eleştiri alsalar da günümüzde kullanılan sağlık ekonomisine ait ilk terimlerin bu büro sayesinde başladığı göz ardı edilmemelidir.²⁶ Birçok yazarın kabul ettiği üzere ise sağlık ekonomisi Selma J. Mushkin'in 1958 de yayınladığı "Toward a Definition of Health Economics" adlı makale ile başlamıştır.

1932 yılında Ray Lyman Wilbur 'The Economics of Public Health and Medical Care' adlı çalışmasında Amerika da uygulanan sağlık hizmetlerinin ödeme sistemlerine etkisi üzerine çalışmıştır. Wilburn sağlık hizmetleri için finansman yöntemlerinin yetersizliğini 4 sebebe bağlamaktadır. Birinci sebep, insanlar ihtiyaç duydukları sağlık hizmetlerinin bütünü elde edememektedir. İkinci sebep, sağlık hizmetleri için kullanılan finansmanlar savurgan ve iktisadi olmaktan uzaktır. Üçüncü sebep, insanlar arasında maliyetlerin eşit dağıtılmaması sonucu orta ve alt gelir grubuna ait kişiler gelirleri ile giderememesidir. Son sebep ise, sağlık uzmanlarının gelirleri düzensiz ve belirsizdir.²⁷

1951 yılında Seymour Harris 'The British Health Experiment: The First Two Years of the National Health Service' adlı çalışmasında sağlık hizmetlerinin kamu harcamalarına olan etkisi üzerine çalışmıştır.

Kenneth Arrow "Uncertainty and The Welfare Economics of Medical Care" makalesi sağlık ekonomisi disiplini için temel kaynaklardan biridir. Piyasa mekanizmasının sağlık faaliyetlerinde önemli bir yer oynayacağını ancak sağlık hizmetlerindeki piyasa başarısızlıkları için piyasa dışı kurumların olması gerektiğini belirtmiştir. Bu çalışmayı sağlık ekonomisi disiplini için ilk çalışma olarak adlandırmak doğru olmayacaktır. Ancak sağlık ekonomisini geniş bir bakış açısıyla ele alan en geniş çalışma ve sağlıktaki diğer alanlar içinde temel kaynaklardan biri olarak

²⁶ Mehtap Tatar, Teorik Çerçevesiyle Sağlık ekonomisi ve Türkiye'ye İlişkin Genel Bir Değerlendirme, 2009, <http://saglikekonomisi.blogspot.com/2009/11/teorik-cercevesiyle-saglk-ekonomisi-ve.html> [ERİŞİM TARİHİ:15.03.2020]

²⁷ Ray Lyman Wilbur, The Economics of Public Health and Medical Care, The Milbank Memorial Fund Quarterly Bulletin, Vol. 10, No. 3 1932, s.169-190.

kabul edildiğini ifade etmek doğru bir açıklama olacaktır.²⁸ Sağlık ekonomisi için yapılan çalışmalar genellikle sağlık kurumları tarafından var olan sağlık sistemindeki problemleri göstermek ve çözüm bulmak için yapılırken Arrow' un 1963 yılındaki çalışması ile bu durum değişmiştir.

1960'lerden günümüze kadar sağlık ekonomisi için yapılan çalışmalar incelendiğinde fiyat, talep esnekliği, mikro boyutta hekim davranışları, maliyet ve sağlık hizmetlerine ulaşılabilirlik başlıkları için çalışmalar yapılmıştır. Sağlık hizmetleri üretildiği anda tüketilmesi gerekmekte ve sağlığı bir çıktı olarak belirlemek zordur. Günümüzde sağlık hizmetleri için hızla gelişen teknolojiler kullanılmaktadır. Bu teknolojiler ile sağlık değerinin ve sağlık hizmetlerinin değerlendirilmesinde kolaylık sağlanmaktadır.

2.3. Sağlık Harcamaları

2.3.1. Sağlık Harcamasının Tanımı

Bireylerin sağlıklı olmaları ve sağlıklarını korumaları, hayatta kalabilmeleri ve ekonomik faaliyetlerinin devam ettirebilmeleri için gerekmektedir. Elbette sağlıklı olabilmek için gerekli harcamalar da beraberinde gelmektedir. Bu harcamalar sağlık harcamaları kavramı ile adlandırılmıştır. Sağlık harcamalarının ekonomik gelişme üzerinde etkisine literatürde sıkça değinilmiştir. Ekonomik yönden gelişmiş ülkelerde sağlık harcamalarında ve bu ülkelerdeki insanlarda sağlık bilincinde artış göze çarpmaktadır.²⁹

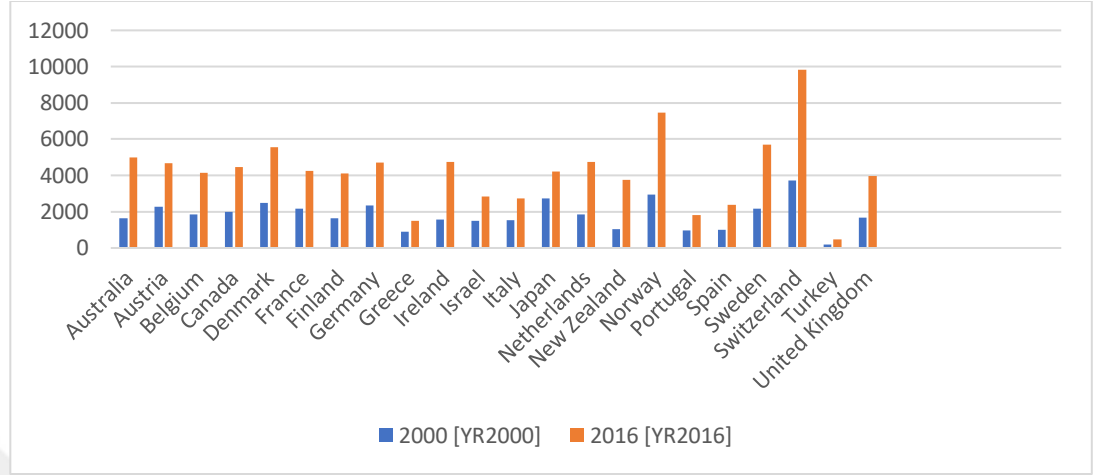
Sağlık ekonomisinde sağlık harcamalarının sınırını belirlemek tartışmalı ve zordur. Nelerin sağlık harcaması olduğu günümüzde hala belirlenememiştir. Kozmetik harcamaları sağlık harcaması mıdır? Eksilen saçların insanları aynada mutsuz etmesi ve saç ektirmesi sağlık harcamasına giriyor mu? Fazla kilolarımızdan kurtulmak için yağ aldırma sağlık harcaması değil midir? Soruları arttırmak mümkündür. Bu sorular hala tartışılmaktadır ve sağlık harcamaları için bir sınır noktası yoktur.

Tablo 2.1 de 22 ülke için dünya bankasından alınan veriler ile sağlık harcamaları (cari USD) için bir tablo hazırlanmıştır. Bu tablo da 2000 ile 2016 yılları arasında sağlık harcamalarındaki artış kıyaslanmak istenmiştir. 16 yıllık süreçte sağlık harcamalarının payının

²⁸Kenneth Arrow, Uncertainty and The Welfare Economics of Medical Care, The American Economic Review, Vol.53, No.5 1963, s.941-973

²⁹ Hüseyin Ağır ve H. Hayrettin Tıraş, Türkiye’de Sağlık Harcama Türlerinin Değerlendirilmesi, KSÜSBD, Cilt:15 Sayı:2 (2018), s.644

ciddi bir artış gösterdiği gözlemlenmektedir. Çalışılan 22 ülkeden yola çıkarak ülkelerin gelir seviyelerine göre sağlık harcamalarında da farklılıklar gözlemlenmektedir.



ŞEKİL 2.5: Kişi Başına Düşen Sağlık Harcamaları

KAYNAK: World Bank,

<https://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.CHEX.PC.CD> [ERİŞİM TARİHİ:22.03.2020]

Şekil 2.4 de görüldüğü gibi yıllar içerisinde sağlık harcamalarında artış meydana gelmiştir. Bu artışın çeşitli nedenleri bulunmaktadır. Toplumun eğitim seviyesinin artması ile sağlık bilincinin gelişmesi bu nedenlerden biridir. Elbette sağlık bilincinin gelişmesiyle ortalama yaşam süreleri uzamıştır. Toplumda yaşlı nüfusun artması beraberinde bakım ve tedavi maliyetlerini de beraberinde getirmiştir. Sosyal güvencelerin varlığı ve kapsamlarının genişlemesi de sağlık harcamalarını arttıran bir diğer nedendir. Kanser ve AIDS gibi uzun süreli tedavi gerektiren hastalıkların ortaya çıkması da maliyetleri arttırmıştır. Son olarak teknolojik gelişmelerin sağlık sektöründe hastalıkların tanı ve tedavisinde kullanılması gösterilebilir. Kullanılan teçhizatların üretimi, bakım ve onarımı ile kullanılması için verilen eğitimler harcamaları arttırmıştır.

Sağlık harcamaları değişkendir. Ülkelerin sağlık ve sağlık harcamalarına verdiği öneme, sağlık politikalarına ve sosyokültürel etmenlere göre şekil almaktadır. Bazı ülkelerde sağlık hizmeti ve finansmanı kamu tarafından sağlanırken bazılarında hem kamu hem de özel sektör tarafından sağlanmaktadır.

Kamu sağlık harcamalarının sağlık sonuçları üzerindeki etkisinin ülkedeki gelir gruplarına göre farklılaşmasını bekleyebiliriz. Kamu sağlık harcamaları özellikle yüksek ölüm

oranlarına ve düşük hayat beklentisine sahip yoksul vatandaş kesimleri için yüksek yeniden dağıtıcı ve refah iyileştirici potansiyele sahiptir. Zira çoğu ülkede bu gelir grubundakiler kamu sağlık hizmetlerine yüksek gelirliilere nazaran daha ağır bağımlılık içindedirler. Yoksullar kamu sağlık hizmetlerinin temel müşterisidirler. Bu yüzdendir ki kamu sağlık harcamalarının sağlık sonuçları üzerindeki etkisi sadece harcamanın toplam boyutu açısından değil harcamanın yöneldiği hizmetlerin niteliği yani harcamanın bileşimi açısından da önemlidir.³⁰

Cepten ödemeler (OOP'lar), bireylerin hizmet kullanımı sırasında sağlık hizmeti sağlayıcılarına doğrudan yaptığı ödemeler olarak tanımlanır.³¹ Cepten ödemeler tanımdan da anlaşılacağı üzere hekim, ilaç, tıbbi malzeme ve yatış ücretleri için yapılmaktadır. Cepten sağlık ödemesi olabilmesi için alınan mal veya hizmetin kısmen veya tamamen ödenmemesi gerekmektedir. Dolayısıyla hane halklarının yaptığı tüm sağlık harcamaları, cepten ödemeler olarak adlandırılmaz. Bu konu hakkında verilebilecek bir örnek şudur; sigortalı bir birey ele alalım. Bu birey Sosyal Güvenlik Kurumu (SGK) çatısına dahil olsun. İlaç aldığı için yaptığı harcamayı tamamen geri alması durumunda cepten ödeme kapsamına girmeyecektir. Örneğin, özel sağlık sigortası için yapılan prim ödemeleri ise cepten ödeme kapsamına girmektedir.³²

2.3.2. Türkiye’de Sağlık Harcamaları

Türkiye’de ilk Ulusal Sağlık Hesaplamaları 1999 ve 2000 yıllarında gerçekleşmiştir. Bu çalışmalar da Sağlık Hesaplamaları Sistemi (SHS) metodolojisi kullanılmıştır. 2001 yılı ve sonrasında Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve Devlet Planlama Teşkilatı (DPT) sağlık harcamaları için veri toplamakta ve yayımlamaktadır.

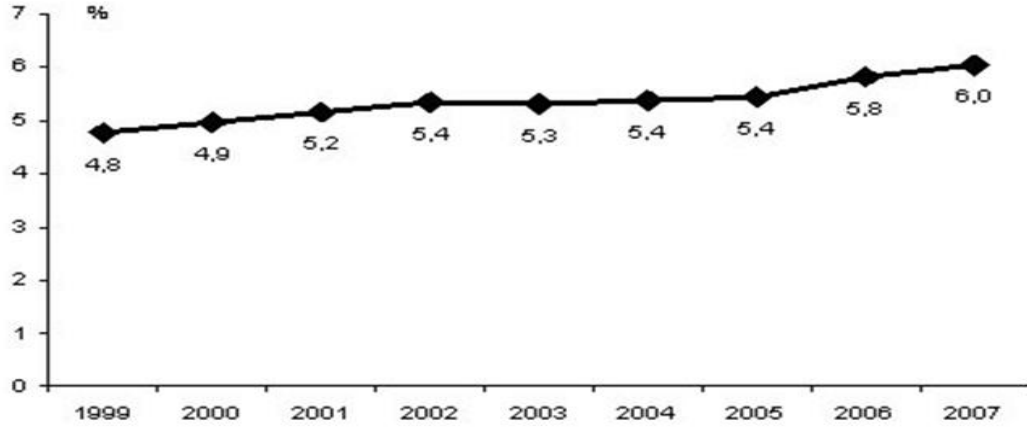
Türkiye’de sağlık harcamalarını yapan kurumlar, Sağlık Bakanlığı, Hudut ve Sahiller Genel Müdürlüğü, Milli Savunma Bakanlığı’na bağlı hastaneler ve Üniversitelerdir. Bu kuruluşlar esas konsolide bütçe kapsamında kaynak kullandığı gibi, Sağlık Bakanlığı ve Üniversiteler özelinde bütçe dışından fon kaynaklı harcamalar ve döner sermayeler aracılığı ile sağlık harcaması yapmaktadırlar. Sağlık harcaması yapan ve son dönemde ağırlığı artan bir diğer kurumsal yapı ise Sosyal Güvenlik Kuruluşlarıdır. Üniversitelerin öğrencilerine sunduğu sağlık hizmetleri ile döner sermayeli birer kuruluş olan hastaneler bu kapsamdadır. Bu kuruluşların yanında diğer konsolide bütçe kapsamındaki kuruluşlar ve diğer kamu kurumları özellikle

³⁰ Savaş Çevik, Kamu Sağlık Harcamalarının Sağlık Sonuçları Üzerindeki Etkisi: Ülkelerin Gelir Seviyelerine Göre Bir Karşılaştırma, İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, No:48 (2013), s.115

³¹ WHO, https://www.who.int/health_financing/topics/financial-protection/out-of-pocket-payments/en/ [ERİŞİM TARİHİ: 22.03.2020]

³² Hacer Özgen, Sağlık Hizmetleri Finansmanında Cepten Harcama: Nedir? Neden Önemlidir? ,Hacettepe Sağlık İdaresi Dergisi, Cilt 10, No:2 (2007), s. 201-218.

personel harcamaları içinde sağlık harcaması yapmaktadırlar. Ayrıca Sosyal Yardım ve Dayanışmayı Teşvik Fonu ile Mahalli İdareler de sağlık harcaması yapmaktadır.³³



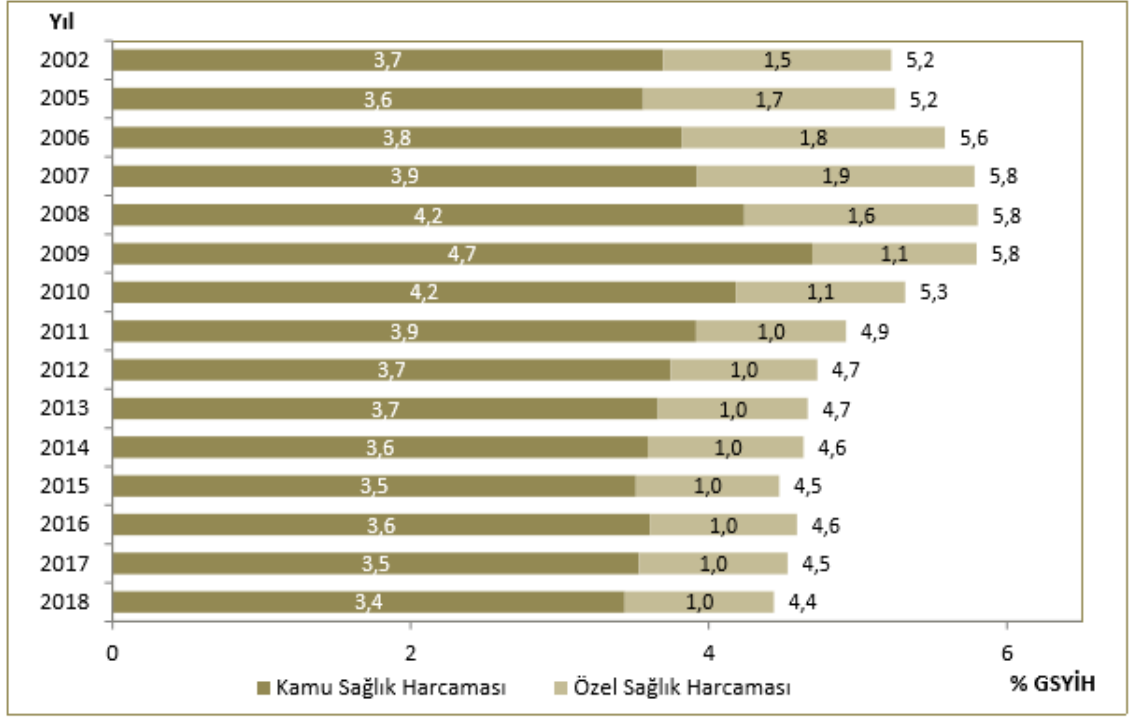
Şekil 2.6: Toplam Sağlık Harcamasının (TSH) Gayri Safi Yurtiçi Hasılaya (GSYH) oranı

Kaynak: T.C. Başbakanlık, Türkiye İstatistik Kurumu Haber Bülteni, Sayı: 29, 22 Şubat 2010

Toplam sağlık harcamaları 1999'dan 2007 yılına kadar incelendiğinden toplam sağlık harcamalarının gayri safi yurt içi hasılaya oranında %1,2 artış vardır. 1999 yılında %4,8 olan bu oran 2007 yılında %6' ya yükselmiştir. Kişi başına düşen sağlık harcamaları ise 1999 yılında 78,7 TL (186 ABD\$) seviyesindeyken 2007 yılında 724,6 TL (553 ABD\$)' ye yükselmiştir.

Kamu ve özel sektör harcamaları olarak ikiye ayrılan toplam sağlık harcamalarında sektörlerin bu harcamalardaki paylarını öğrenmek gereklidir. Özel sektör sağlık harcamalarında da cepten ödenen sağlık harcamalarını bilmek önemlidir. Oranlar sayesinde devletin, bireylerinin sağlığını koruma ve tedavisinde görev ve yükümlülüklerini hangi düzeyde sağladığı hakkında bilgi sahibi olunmaktadır. Ayrıca bu oranlar ile gelecek dönem öngörülerini yapılarak sağlık sektörünün kamuya olacak yükü hakkında tahminler yürütülebilmektedir.

³³ Ferhat Emil ve H. Hakan Yılmaz, Kamu Borçlanması, İstikrar Programları ve Uygulanan Maliye Politikalarının Kalitesi: Genel Sorunlar ve Türkiye Üzerine Gözlemler, Economics Resource Center Working Papers in Economics, (September 2003), s.30



Şekil 2.7: Türkiye’de Yıllara Göre Kamu ve Özel Sağlık Harcamasının GSYİH İçindeki Payı, (%)

Kaynak: Sağlık İstatistikleri Yıllığı, 2018

<https://dosyasb.saglik.gov.tr/Eklenti/36134,siy2018trpdf.pdf?0> [ERİŞİM TARİHİ 23.03.2020]

Türkiye’de 2002 yılında kamu sağlık harcamalarının GSYH içindeki oranı 3,7 iken özel sektör harcamaları 1,5’tir. 2018 yılına gelindiğinde kamu sağlık harcamaları 3,4 ve özel sektör harcamaları 1,0’dır. 2002 yılı ile 2018 yılı kıyaslandığında çok olmasa da bir azalma mevcuttur. Kamu kesimi sağlık harcamalarının GSYH içindeki oranının en fazla gerçekleştiği yıl 4,7 ile 2009 yılıdır. Bunda 2008 küresel krizinin bir etkisi vardır. Küresel kriz sağlık harcamalarında kırılganlığın olduğu bir yıla sebep olmuştur. Bu kırılganlık özel sağlık harcamalarını azaltıp kamu kesimi sağlık harcamalarını arttırmıştır. 2009 yılı sonrasında da özel kesim sağlık harcamalarının payı az kalmıştır. Bu noktadan yola çıkarak Türkiye’de sağlık harcamalarında kamu kesiminin finansman sahibi olduğu anlaşılmaktadır.

Türkiye’de hasta başına düşen hekim sayısı artış göstermiştir. 2018 yılına gelindiğinde 100.000 kişiye 187 doktor düşmektedir. Hekim sayısı ve hasta yeterliliği hakkında daha detaylı sonuçlara ulaşılabilmek için Tablo 2.1 daha açıklayıcı olacaktır.

Tablo 2.1

Hekim sayısı, hekim başına düşen kişi sayısı ve hekim başına hasta müracaat sayısı,2009-2018

YILLAR	HEKİM SAYISI	HEKİM BAŞINA DÜŞEN HASTA SAYISI	HEKİM BAŞINA DÜŞEN MÜRACAAT SAYISI
2009	118 641	612	4 447
2010	123 447	597	4 367
2011	126 029	593	4 850
2012	129 772	583	4 791
2013	133 775	573	4 712
2014	135 616	573	4 749
2015	141.259	557	4 673
2016	144 827	551	4 735
2017	149 997	539	4 793
2018	153 128	536	5 110

KAYNAK: TÜİK Sağlık Harcamaları İstatistikleri,
http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1095, [ERİŞİM TARİHİ:23.03.2020]

Tablo 2.1 incelendiğinde 2009-2018 yıllarında hekim başına düşen hasta sayısındaki azalmıştır Bu oran iyileşme meydana geldiğini insanların sağlık hizmetlerine daha çabuk ulaşabildikleri sonucunu vermektedir. Tabi ki doktor başına düşen hasta sayısındaki azalışın önemli bir nedeni sağlık harcamalarında meydana gelen artış olsa da insanların sağlık hizmetlerine ulaşmasının kolay hale gelmesi de bir sebeptir. Aynı zamanda da hekimlerin hastalarla olan ilgilenme süreleri de bu orandan etkilenecektir. Ancak nüfus artan bir trend içerisinde olduğu için hekim başına düşen müracaat sayısı yıllar içerisinde artmıştır. Hasta sayısının artmasına paralel olarak hekim sayısının da artış göstermesi hekim başına düşen hasta sayısını düşürebilmektedir.

Tablo 2.2 ile sağlık harcamalarında yıllar içerisinde meydana gelen varyasyon gözlemlenmek istenmiştir. 2000-2018 yılları arasında incelemeler yapılmıştır.

Tablo 2.2

Türkiye’de Sağlık Harcamaları (MİLYON TL) 2000-2018

Kamu Sağlık Harcamaları						Özel Sağlık Harcamaları		
Yıllar	Genel toplam	Toplam	Merkezi devlet	Yerel devlet	Sosyal güvenlik	Toplam	Hane halkları	Diğer
2000	8 248	5 190	1 846	458	2 886	3 058	2 280	778
2001	12 396	8 438	3 612	231	4 595	3 958	2 832	1 126
2002	18 774	13 270	5 283	356	7 631	5 504	3 725	1 779
2003	24 279	17 462	6 317	482	10 662	6 817	4 482	2 335
2004	30 021	21 389	7 659	500	13 231	8 632	5 775	2 856
2005	35 359	23 987	9 520	467	14 000	11 372	8 049	3 323
2006	44 069	30 116	11 766	683	17 667	13 953	9 684	4 269
2007	50 904	34 530	13 966	867	19 697	16 374	11 105	5 269
2008	57 740	42 159	15 948	865	25 346	15 580	10 036	5 545
2009	57 911	46 890	17 946	667	28 277	11 021	8 142	2 879
2010	61 678	48 482	17 209	577	30 695	13 196	10 062	3 134
2011	68 607	54 580	19 086	557	34 937	14 028	10 590	3 438
2012	74 189	58 785	16 493	662	41 630	15 404	11 750	3 654
2013	84 390	66 228	18 425	810	46 993	18 162	14 156	4 006
2014	94 750	73 382	21 282	744	51 356	21 368	16 819	4 549
2015	104 568	82 121	25 286	927	55 908	22 446	17 315	5 131
2016	119 756	94 012	28 731	1 118	64 163	25 744	19 562	6 182
2017	140 647	109 744	35 316	1 303	73 125	30 904	24 004	6 900
2018	165 234	128 021	40 461	1 439	86 121	37 213	28 655	8 558

KAYNAK: TÜİK Sağlık Harcamaları İstatistikleri,

http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1084, [ERİŞİM TARİHİ:23.03.2020]

Sağlık hizmetleri için Türkiye’de büyük atılımlar sergilenmiştir. Tablo 2.3’te Türkiye’de son 18 yılda sağlık harcamalarındaki artışın hızı görülmektedir. Son 18 yıldaki bu artışın nedenleri sosyal güvenlik sisteminin dönüşümü ve modern hastanelerin varlığının artması gibi birçok faaliyete bağlanabilir. Sağlık harcamalarındaki artış kamu ve özel sektör harcamaları olarak ayrıca değerlendirilirse, kamu kesiminin artışı özel sektöre kıyasla daha fazladır. Ayrıca kriz dönemlerinde kamu kesimi sağlık harcamaları artarken özel kesim sağlık harcamaları ya aynı kalmış ya da azalmıştır. Bu durum kriz dönemlerinde özel kesim daha temkinli davranırken kamu

kesimi ise krizin etkisini azaltabilmek için kamu harcamalarını dolayısıyla sağlık harcamalarını da arttıracakı düşünülmektedir.

Sonuç olarak Türkiye’de artan nüfus ile sağlık harcamaları da yıllar itibariyle artmıştır. Ayrıca sağlık harcamaları içerisinde kamu kesimi sağlık harcamalarının payı daha fazla olmuştur.

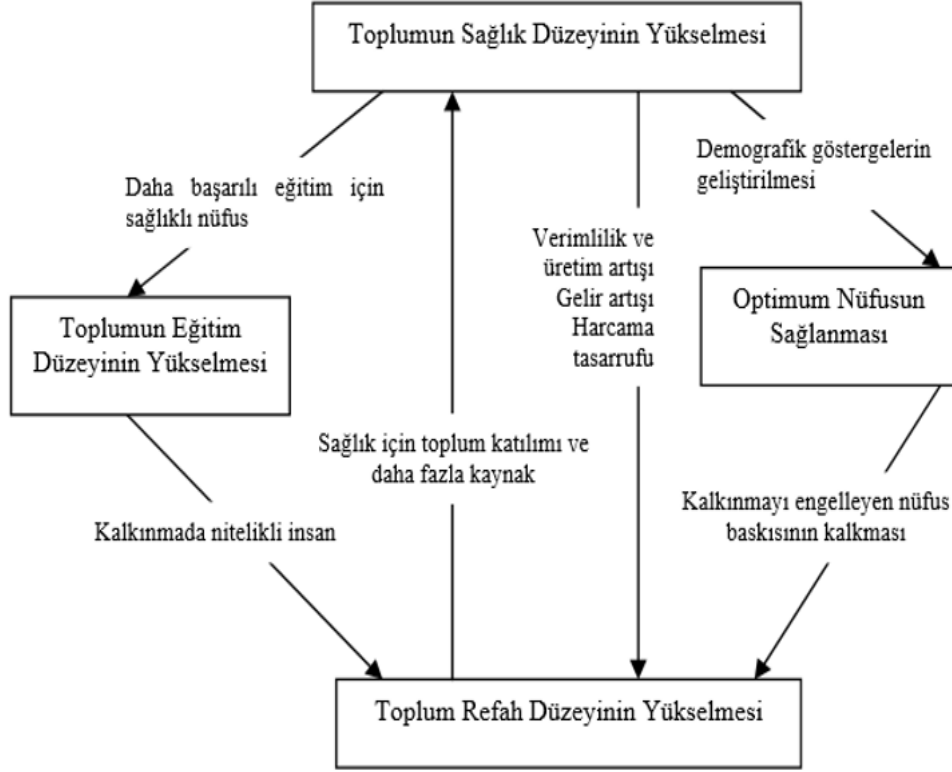
2.4. Kalkınma ve Sağlık

Kalkınma kavramının anlamı zaman içerisinde değişim göstermiştir. Toplumların gelişim aşamaları ve değişen dönem koşulları bu anlam değişikliklerinin nedeni olmuştur. Aynı dönem içerisinde bile anlamında değişikliklerin meydana geldiği bile olmuştur. Kalkınma kavramı sanayileşme, modernleşme, ilerleme, büyüme ve yapısal değişme gibi kavramlarla etkileşime geçmiştir. Günümüzde de net olarak tanımlı yapılar anlaşılabilecek hale gelememiştir. Günlük söylemlerde etkileşime geçtiği sanayileşme, büyüme ve modernleşme kavramları yerine kullanıldığı görülmektedir.³⁴

Gelişmişlik düzeyi günümüzde sadece gelir düzeyi ile belirlenmemektedir. İnsani Kalkınma Endeksi (İKE), Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı (UNDP) aracılığıyla geliştirilmiştir. İKE de gelişmişlik düzeyleri incelenmektedir. Bu endekse göre insani kalkınma 3 parametre ile açıklanmaktadır; Refah kriteri olarak Satın Alma Gücü Paritesi ’ne (SGP) göre kişi başına Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYİH), eğitim kriteri olarak yetişkin okuma-yazma oranı ve okullaşma oranı ve sağlık kriteri olarak da aynı zamanda bir sağlık çıktısı olan doğumda beklenen yaşams üresidir.³⁵

³⁴ Cengiz Yavilioğlu, Kalkınmanın Anlam Bilimsel Tarihi ve Kavramsal Kökenleri, C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Cilt 3, Sayı 1, 2002, s.59

³⁵ Şevket Tüylüoğlu ve Mustafa Tekin, Gelir Düzeyi ve Sağlık Harcamalarının Beklenen Yaşam Süresi ve Bebek Ölüm Oranı Üzerindeki Etkiler, Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt:13, Sayı:1 (Haziran 2009), s.3



Şekil 2.8: Sağlık ve Kalkınma Arasındaki İlişkiler

Kaynak: Mazgit, İ. Bilgi toplumu ve sağlığın artan önemi, 1. Ulusal Bilgi, Ekonomi ve Yönetim Kongresi, Mayıs 2002, s.412

Sağlık ile nüfus, eğitim ve ekonomik kalkınma arasında güçlü bir ilişki vardır. Sağlık seviyesindeki iyileşmeler beraberinde ekonomik kalkınmayı getirmektedir. Toplumun sağlık düzeyinin yükselmesi demografik göstergeleri geliştirmekte ve beraberinde optimum nüfus sağlanmaktadır. Optimum nüfus ekonomi üzerindeki nüfus baskısını ortadan kaldırmaktadır. Nüfus baskısının kalkması ekonomik ve sosyal kalkınma için önemli bir faktördür. Diğer taraftan sağlıklı bireyler ile daha başarılı eğitim için sağlıklı nüfus sağlanmaktadır. Sağlıklı nüfus ile gerçekleştirilen eğitim sonucunda eğitim seviyesi artırılabilmekte ve nitelikli insanlar piyasa da yer alabilmektedir. Nitelikli insan kalkınma için bir diğer önemli faktördür.

2.4.1. Gelir ve Sağlık Çıktıları İlişkisi

Sağlık göstergeleri ile gelir ve gelir dağılımı arasındaki ilişki birçok araştırmaya konu olmuştur. Özellikle 1970'lerden sonra gelişmiş ülkelerde gelir dağılımı eşitsizliğinin artması ile araştırmacılar dikkatini bu alana yöneltmiştir. Gelir düzeyi ve sağlık çıktıları arasındaki ilişkiye yönelik çalışmaların büyük bir bölümünde pozitif yönlü ilişki tespit edilirken, gelir dağılımının etkisini araştıran çalışmalar kesin bir görüş birliğine varamamıştır.

Kawachi ve Kennedy (1997), gelir dağılımı eşitsizliği sağlığı 3 yol ile etkilemektedir. İlk yol devletlerin beşeri sermayesinin azlığıdır. Çünkü bu durumda yoksul kesime sunulan ekonomik fırsatlar sınırlı hale gelmektedir. İkinci yol gelir dağılımı eşitsizliğinin sosyal sermaye kavramının yok etmesidir. Sosyal sermayenin yokluğu varlıklı ve yoksul kesim arasındaki uçurumu arttırmaktadır. Son olarak üçüncü yol ise artan gelir eşitsizliğinin zararlı davranışlar ve sağlık sonuçlarına neden olacak hayal kırıklıkları yaratmasıdır.³⁶

Shibuya, Hashimoto ve Yano (2002), Japonya için gelir ve sağlık ilişkisi üzerine çalışmıştır. Mutlak gelir hipotezini destekleyen sonuçlara ulaşılırken gelir eşitsizliği hipotezi ile sağlık arasındaki ilişkiye dair bulgulara ulaşamamışlardır.³⁷

Lindley ve Lorgelly (2005), 1991-2001 dönemi için gelir eşitsizliği ve sağlık kavramlarının bağlantısını İngiltere verileriyle incelemişlerdir. Çalışmalarında panel veri yöntemlerini kullanmışlardır. Çalışmanın sonuçları incelendiğinde İngiltere için sağlık ve gelir eşitsizliği kavramları birbirleriyle ilişkili değildir.³⁸

Materia vd. (2005), İtalya'nın bölgesel verileri ile çalışmışlardır. Bir Avrupa ülkesinin tüm nüfusu üzerine yapılan ilk çalışmalardan biridir. Yazarlar gelir eşitsizliği hipotezini destekleyen bulgulara ulaşmışlardır. Gelir eşitsizliğinin sağlık üzerindeki etkilerinin bölgelere göre değiştiğini belirtmişlerdir. İtalya'da gelir eşitsizliği ülkenin güney ve orta bölgelerindeki ölümlerle doğrudan ilişkilidir. Özellikle yaşlılar ve kadınlar için geçerlidir. Ayrıca gelir eşitsizliği

³⁶ Ichiro Kawachi ve Diğerleri, Social Capital, Income Inequality, and Mortality American Journal of Public Health, Vol:87, No:9 (September 1997), s.1491-1498.

³⁷ Kenji Shibuya, Hideki Hashimoto ve Eiji Yano, Individual Income, Income Distribution and Self Rated Health in Japan: Cross Sectional Analysis of Nationally Representative Sample, BMJ Volume 324, 2002, s.1-5

³⁸ Joanne Lindley ve Paula Lorgelly, The Relative Income Hypothesis: Does It Exist Over Time? Evidence from the BHPS, Sheffield Economic Research Paper Series (June 2005), s.1-32

kısmen, güney İtalya'daki kadınlarda ölüm oranının kuzeydeki kadınlara göre tarihsel olarak daha yüksek olduğunu açıklayabilmektedir.³⁹

Nilsson ve Berg (2012), gelişmekte olan ülkeleri temsilen Zambiya verileri ile çalışmışlardır. Veriler Ekim 2004'ten Ocak 2005'e kadar gerçekleştirilen 2004 Zambian Yaşam Durumu İzleme Anketi'nden (LCMS IV) alınmıştır. Anket ülke çapında 19340 hanede sağlık, eğitim, tüketim harcamaları ve sağlık üretimi gibi göstergeler hakkında rapor verilmesini sağlamıştır. Çalışmada çocuk gelişimi sağlık değişkeni olarak kullanılmıştır. Elde edilen bulgular mutlak gelir hipotezini doğrulamaktadır. Doğrusal olmayan pozitif yönlü bir ilişki vardır.⁴⁰

Bakkeli (2016), Çin sosyoekonomik yapısını ele almıştır. Çin için 1989'dan 2011 yılına kadar geçen süre zarfındaki sağlık problemlerinde gelir eşitsizliğinin etkisinin bulunup bulunmadığını incelemiştir. Panel veri yöntemi ile gerçekleştirilen çalışmadan elde edilen bulgular, gelir eşitsizliğinin bireylerin sağlık sorunları ile karşılaşma riski üzerinde herhangi bir önemli etkisinin olmadığını göstermiştir. Gelir ve gelir dağılımının sağlık üzerindeki etkisine yönelik gerçekleştirilen çalışmalar incelendiğinde, elde edilen sonuçların ülkenin gelişmişlik düzeyi, ülkedeki gelir eşitsizliği, yaş, cinsiyet gibi birçok farklı değişkene göre farklılık gösterdiği görülmüştür.⁴¹

2.4.2 Gelir ve Bebek Ölüm Oranı İlişkisi

Flegg (1982), eşitsizlikler ve doğumda ölüm oranı ilişkisini incelediği çalışmasında 47 az gelişmiş ülke verilerini kullanmıştır. Elde edilen bulgulara göre gelir eşitsizliğindeki artışın ölüm oranı ile ilişkili olduğu yönündedir.⁴²

Prichett ve Summers (1996), 1960-1985 yılları için gelişmekte olan ülke verileri ile gelir ve sağlık kavramlarındaki bağlantıyı araştırmıştır. Çalışmanın sonuçları incelendiğinde gelir ile çocuk ve bebek ölüm oranları birbirleriyle kuvvetli bir ilişkiye sahiptir. Gelir arttıkça bebek ve çocuk ölüm oranları azalmaktadır Prichett ve Summers, gelişmekte olan ülkelerde 1990 da

³⁹ Enrico Materia ve Diğerleri, Income inequality and mortality in Italy, European Journal of Public Health, Vol. 15, No. 4 (2005), s. 411-417.

⁴⁰ Nilsson ve Bergh, s. 1-32

⁴¹ Nan Zou Bakkeli, Income Inequality and health in China: A Panel Data Analysis, Social Science & Medicine 157 (2016), s. 39-47

⁴² A. T. Flegg, Inequality of Income, Illiteracy and Medical Care as Determinants of Infant Mortality in Underdeveloped Countries, Population Studies, Vol. 36, No:3 (1982), s.441-458

gerçekleşen yarım milyon çocuğun vefat etmesini 1980’li yıllardaki kötü ekonomik koşulların bir sebebi olarak görmektedir.⁴³

Holcman, Latorre ve Santos (2004), Brezilya’nın Sao Paulo kentindeki 1980-2000 yıllarındaki bebek ölüm oranları ile ilgili bir çalışma gerçekleştirmiştir. Farklı bebek ölüm oranlarını incelemişlerdir. Doğum esnasında, 7 günlük, 7-27 günlük gibi. Elde edilen sonuçlarda gelirin bebek ölümlerini farklı etkilediği sonucuna varılmıştır. Yazarlar, yoksul nüfusta doğum esnasında ve ilk haftada bebek ölümlerinin yoğunlaştığını belirtmişlerdir.⁴⁴

Çoban (2008), Türkiye için bir çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmasında Euro Bölgeleri ile Türkiye arasındaki benzerlik ve farklılıkları araştırmak için gelir, eğitim eşitsizliği, gelir eşitsizliği, bebek ve yetişkin ölüm oranlarını ele almıştır. Gelir eşitsizliği için gelir gini ve eğitim eşitsizliği için eğitim gini kullanılmıştır. Çalışma 1980-2016 yıllarını kapsamaktadır. Euro Bölgesi için panel veri analizi, Türkiye için zaman serisi analizi yapılmıştır. Çalışma bulgularına göre gelirdeki artışlar bebek ölüm oranlarını azaltıcı etkiye sahiptir.⁴⁵

Bebek ölümlerinin birçok sebebi bulunmaktadır. Bir toplumda bebek ölümlerinin çoklu belirleyicilerini anlamada ve bebek ölümlerini azaltmaya yönelik müdahaleleri belirlemeye yardımcı olmak için çok sayıda çerçeve kullanılmıştır. Bebek ölümlerinin temel sosyal nedenleri kalıcı yoksulluk, ırkçılık ve bunlarla ilişkili kronik stres gibi faktörlerdir. Sosyal faktörlerin yanı sıra annenin yaşı, beslenme, stres, istenmeyen hamilelik ve sigara ve diğer uyuşturucu kullanımı gibi nedenlerde anne faktörüne bağlı sebeplerdir ve annenin sağlığı üzerinde hamileliğin sonucunu etkileyen bir dizi sosyoekonomik ve biyolojik güç bulunmaktadır. Bu olay dizisinin olumsuz sonucu genellikle erken doğum ve düşük riskini arttırmaktadır.⁴⁶

Az gelişmiş ülkelerdeki birçok insan yetersiz besleniyor. Gelişmekte olan ülkelerde, bir yaşına kadar hayatta kalan bebeklerin büyük çoğunluğu yaşlılığa ulaşabiliyor. Çocukların anne karnından başlayarak tüm yetişme dönemleri boyunca beslenme koşullarının yeterli ve dengeli olması sağlıklı bir hayat sürmelerini sağlamaktadır. Hayatta kalan çocuklar için erken çocukluk dönemi beyin gelişimi için kritiktir. Protein ve demir beyin büyümesi için önemlidir. Bu

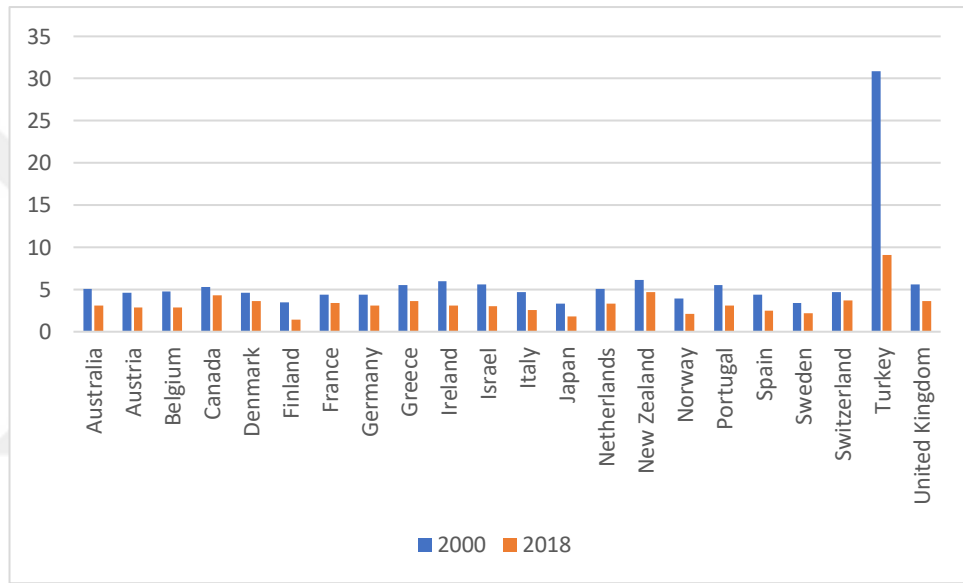
⁴³Lant Pritchett ve Lawrence H. Summers, Wealthier is Healthier, The Journal of Human Resources, Vol. 31, No:4 (1996), s.841-868

⁴⁴ Marcia Moreira Holcmana, Maria do Rosário Dias de Oliveira Latorrea and Jair Lício Ferreira Santos, Infant mortality evolution in the metropolitan region of São Paulo (Brazil) 1980-2000, Rev Saude Publica Vol:38 No:2 (2004), s. 1-7

⁴⁵ Serap Çoban, The Relationships among Mortality Rates, Income and Educational Inequality in Terms of Economic Growth: A Comparison between Turkey and the Euro Area, 2008 s.1-14

⁴⁶ The Task Force Report, Reducing Infant Mortality in Delaware, The Task Force Report, May 2005, s.9-10, <https://www.dhss.delaware.gov/dph/files/infantmortalityreport.pdf> [ERİŞİM TARİHİ: 12.04.2020]

maddelerin en fazla bulunduğu besinler ise hayvansal ürünlerdir. Bu besinler ise diğer ürünlere göre daha maliyetli olabilmektedir. Düşük gelirli aileler bu besinlere ulaşamamaktadır ve bu nedenle de bu besin maddelerinin düzenli bir şekilde tedarik edilmesi politika yapıcılar için bir sorundur. Demir ve proteinin vücutta gerekli miktarlarda olması sağlıklı yaşam için gereklidir. Eksikliği enfeksiyon rahatsızlıklarına sebebiyet vermektedir. Gelişmiş ülkelerde gerçekleştirilen araştırmalar neticesinde yetersiz beslenmenin verim kaybına yol açtığı hatta uzun dönemde üretim kaybına bile sebep olduğu sonucuna varılmıştır.⁴⁷



Şekil 2.9: Bebek Ölüm Hızı (1.000 canlı doğum başına)

Kaynak: World Bank, <https://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.IMRT.IN>

[ERİŞİM TARİHİ: 28.03.2020]

22 ülke için son 18 yıldaki bebek ölüm oranları incelendiğinde düşüş görülmektedir. Ülkelerin anne-çocuk ölüm oranlarını düşürmek için uyguladığı politikaların, koruyucu sağlık ve hizmetlerinin ve bireysel ve çevresel koşullardaki iyileştirmelerin sonuç verdiği görülmektedir. Türkiye diğer ülkelere nazaran daha yüksek ölüm oranına sahiptir. Son 18 yılda %70 oranında ölüm oranları azalarak bin canlı doğumda 9,3 ölüm gerçekleşmektedir.

⁴⁷ Alok Bhargava, "Nutrition, health and economic development: Some policy priorities", Food and Nutrition Bulletin, Vol.22, No.2 2001, s.173-175

2.4.3 Gelir ve Doğumda Beklenen Yaşam Süresi İlişkisi

Preston'a göre ekonominin mortalite ile ilişkisi incil zamanından beri bilinmektedir. En elzem durumlarda dahi yiyeceğe ulaşmanın kolaylığı ile ölüm ilişkisi kurulmaktadır. Dünya ülkelerinde kişi başına düşen gelir ile beklenen yaşam süresi bağlantısı 1900,1930 ve 1960 için 3 farklı dilimde incelenmiştir. Preston çalışmaları sonucunda bireylerin geliri ile yaşamları beklenen yaşam dilimi arasında doğrusal olmayan bir ilişki tespit etmiş ve bireylerin gelirleri arttıkça yaşamları beklenen sürenin hızla iyileştiğini fakat bu iyileşmenin zaman içinde eksi yönlü bir yol izlediğini ve durağanlaştığı sonucuna ulaşmıştır.⁴⁸

Ram (2005), 108 ülke ile bir çalışma gerçekleştirmiştir. Gelir eşitsizliği ile toplum sağlığı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Toplum sağlığını temsilen ortalama yaşam süresi ve doğumda yaşam oranının kullanıldığı çalışmadan elde edilen bulgular, gelir eşitsizliği ile toplum sağlığı arasında negatif ilişki olduğunu göstermiştir.⁴⁹

Sanayileşen ilk Avrupa dışı ülke olan Japonya, Dünya Ekonomik Kalkınma tarihinde eşsiz bir yere sahiptir. Ancak Japonya'nın modernizasyonu, doğal kaynaklardan ziyade insana olan olağanüstü güveniyle de ayırt edilir. Yaşam beklentileri on dokuzuncu yüzyılın başında Japonya, İtalya ve İngiltere ve Galler de çok benzerdi. İngiltere ve Galler de dünyanın en kentleşmiş ülkesiydi. Hem gelir avantajları hem de yüksek kentleşme oranı, uzun zaman önce çalışma çağındaki çoğu erkeği ekonominin birincil sektörüne transfer eden sanayileşmenin bir sonucuydu. Japonya ve İtalya hala gelişimin erken aşamalarında idi. Her iki ülkenin nüfusunun sadece bir azınlığı kasabalarda yaşıyordu ve ekonomileri hala ağırlıklı olarak tarımdı. Ama on dokuzuncu yüzyılın son birkaç on yıl boyunca Japonya halkı için temel evrensel ilköğretim düzeyinde eğitim politikasına kendini adanmıştı. Yirminci yüzyılın ilk yarısı boyunca Japonya, görece kişi başına gelirin düşük olmasına rağmen, mümkün olan en yüksek yaşam beklentisini sağlayabilmiştir. Japonya'da İkinci Dünya Savaşı'ndan sonra doğrudan halk sağlığı alanına yatırımlar yapılmıştır. Yirminci yüzyılın ilk yarısı boyunca Japonya, görece kişi başına gelirin düşük olmasına rağmen, mümkün olan en yüksek yaşam beklentisini sağlayabilmiştir. Doğumda yaşam beklentisinde görülmemiş derecede hızlı artışlarla Japonya, gelir seviyeleri hala Avrupa'da yaygın olanlardan çok daha düşük olmasına rağmen, yüksek yaşam beklentileri olan uluslar kulübüne hızla katıldı. 1960' da Japon erkeklerin doğumundaki yaşam beklentisi 68 idi ve kişi

⁴⁸ Samuel H. Preston, "The Changing Relation Between Mortality and Level of Economic Development", Population Studies, Vol. 29, No. 2 (Jul., 1975), s. 231-248.

⁴⁹ Rati Ram, Further Examination of the Cross-Country Association between Income Inequality and Population Health, Social Science & Medicine, 62(3) 2006, s.779-791.

başına geliri 774 \$ 'a eşitti. İngiltere ve Galler'de kişi başına gelir bu rakamın iki katıydı, ancak erkeklerin doğumdaki yaşam beklentisi sadece 69'du. Ortalama geliri Japonya'nın üç katından fazla olan Amerika Birleşik Devletleri'nde 1960 yılında erkekler için doğumda beklenen yaşam süresi bir yıl daha düşüktü. Bu tür farklı ülkelerin yaşam beklentisi geçmişi, hiç kimsenin, tek, kültürsüz, zamansız, dar ekonomik veya biyolojik ölüm değişikliğinin mümkün olmadığını göstermektedir. Ölüm tarihi, onu yönlendiren biyolojik, politik, kültürel, ekonomik ve teknolojik güçler kadar karmaşıktır. Kısacası, bunu yapan insanlar kadar karmaşıktır. Japonya'nın ölüm tarihçesi pek çok açıdan önemlidir.⁵⁰

Wang ve Diğerleri (1997), 1960-1992 yıllarında 32 dünya ülkesini inceledikleri çalışmalarında yaşlı insanların mortalite oranları ile yaşamları beklenen süre üzerine çalışmışlardır. Temel hipotezlerini teknik-bilimsel ilerleme, eğitim ve gelir oranları oluşturmuştur. Ortalama gelir düzeyindeki bir ülke için hem teknik ilerleme hem de gelir artışı nedeniyle yaşam beklentisi kadınlar için 3,8 yıl erkekler için 2,7 yıl artar. %10 luk bir gelir artışı yaşlı kadın nüfusunun yaşam beklentisini %0,4 arttırırken aynı ülke için bu gelir artışı yaşlı erkek nüfusunun yaşam beklentisini %0,1 arttırır. Yapılan bu araştırmalar bilimsel ve teknik gelişmelerin mortalite oranına ve yaşlılar için beklenen yaşam süresi oranına olan etkisinin, kişi başına düşen gelirin etkisine oranla daha önemli bir değişken olduğu sonucuna ulaşmıştır. Lakin örneklem toplam ölüm oranı düşük olan yüksek gelirli ülkelerin çoğunda hayati kayıt verilerine sahip ülkeler ile sınırlı olduğundan ulaşılan bulguların düşük gelirli veya yüksek ölümlü her ülke için geçerli olduğu sonucuna ulaşamaz.⁵¹

Taban ve Kar (2006), 1969-2001 yıllarını kapsayan Türkiye verileri ile yaptıkları araştırmalarında sağlık sektörünün durumu ve ekonomik büyümenin ilişkisini incelemişlerdir. Sağlık sektörünün gelişmişlik göstergesi olan yaşam beklentisi ile çalışmışlardır. Araştırmaları sonucunda Türkiye de ekonomik büyümenin yaşam beklentisini arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır.⁵²

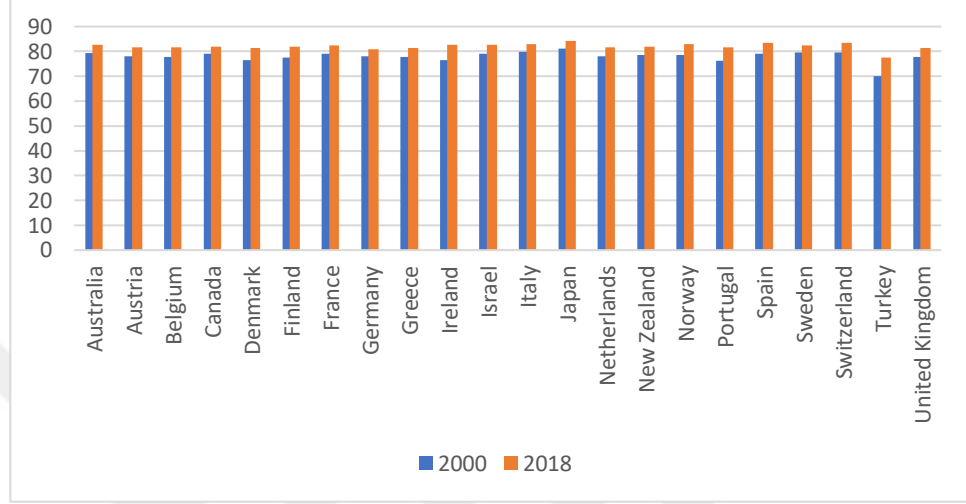
Demografik gelişmişliğin hesaplanmasında kullanılan göstergelerden en önemlisi doğumda hayatta kalma beklentisidir. Bu gösterge aynı zamanda sağlık sektörünün de nitelikli

⁵⁰ S. Ryan Johansson ve D Carl Mosk, Exposure, Resistance and Life Expectancy: Disease and Death during the Economic Development of Japan, 1900-1960, Population Studies, Vol. 41, No.2, s.207-235

⁵¹ Jia Wang, Dean T. Jamison, Eduard Bos ve My Thi Vu, "Poverty and Mortality Among The Elderly: Measurement of Performance in 33 Countries 1960-1992", Tropical Medicine and International Health, Vol. 2, No.10 (October 1997), s. 1001-1010

⁵² Sami Taban ve Muhsin Kar, Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme: Nedenellik Analizi, 1969-2001, Sosyal Bilimler Dergisi, 6(1), 2006, s.159-181

dağılımı hakkında da bilgi vermektedir. Hayatta kalma oranının yükselmesi sağlıklı ve uzun yaşayan insan sayısının arttığını göstermektedir lakin uzun yaşam her zaman sağlıklı bir yaşam anlamına gelmez bu sonuç aynı alanda uluslararası araştırmaların sonuçlarından da hareketle ulaşılan bir yargıdır.⁵³



Şekil 2.10: Doğumda Yaşam Beklentisi

Kaynak: World Bank, <https://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.LE00.IN>

[ERİŞİM TARİHİ: 14.04.2020]

22 ülke için son 18 yıldaki doğumda yaşam beklentisi oranları incelendiğinde artış görülmektedir. Ülkelerin ekonomik ve demografik faktörleri, ülkenin sağlık hizmetleri altyapı olanakları, toplumun yaşam kalitesi, yaşam tarzı, sağlık hizmetlerine erişimi ve sağlık hizmeti kullanım düzeylerinin iyileştirilmesi gibi faktörlerin sonuç verdiği görülmektedir. Türkiye diğer ülkelere nazaran daha düşük yaşam beklentisine sahiptir. Son 18 yılda %10 oranında yaşam beklentisi artarak 77 yaşına yükselmiştir.

⁵³ Mine Yılmaz, “İnsani Kalkınma Politikaları ve Türkiye Üzerine Bir Deneme”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2002 s. 92

3. YÖNTEM

Çalışmanın bu bölümünde; panel veri analizi ile ilgili bilgi verilmiş ve arkasından literatürde yer alan bir takım panel birim kök testlerine yer verilmiştir. Daha sonra, panel vektör otoregresif modeller ve panel nedensellik analizi ele alınmış, literatürde yer alan bazı panel nedensellik testlerinden bahsedilmiştir. Son olarak ise panel eşbütünleşme ve panel hata düzeltme modelleri detaylı bir şekilde anlatılmıştır.

3.1. Panel Veri Analizi

Panel veri, zaman serisi ile yatay kesit verilerinin birleşiminden oluştuklarından dolayı zaman boyutu ile yatay kesit boyutu teste konu olan birimlere göre değişim gösterirler. Bu nedenle panel veri modelleri her iki boyutu da içerecek şekilde oluşturulurlar. Bu modeller sabit ve değişken katsayı ile kurulabileceği gibi tek ve iki faktörlü sabit ve tesadüfi etkileri içeren modeller ile de kurulabilir.⁵⁴

Birim ve zaman boyutunun birlikte incelendiği panel verinin ilk örneklerini Hildret (1950), Kuh (1959), Grunfeld ve Griliches (1960), Zellner (1962), Balestro ve Nerlove (1966), Swamy (1970) çalışmaları ile değinilmiştir. Fakat panel veriye atılan ilk gerçek adım 1990'lı yıllar ile gerçekleşmiştir.⁵⁵

Yatay kesit verileri ile birimler arası farklılıklar incelenirken, panel veri analizi ile birim farklılıkları ve birim içerisindeki zamanda meydana gelen farklılıklar analiz edilmektedir. Birim ve zaman boyutu birlikte kullanılarak ele alınamayan bir dizi ekonomik sorunun analiz edilmesine fırsat verir. Panel veriler genellikle araştırmacıya çok sayıda veri noktası verir, serbestlik derecelerini artırır ve açıklayıcı değişkenler arasındaki eşzamanlılığı azaltır. Böylece ekonometrik tahminlerin verimliliğini artırır.⁵⁶ Sun ve Parikh, panel veriler ile çalışmanın diğer nedenlerini ise şu şekilde sıralamaktadırlar.⁵⁷

- Panel veri analizi, zaman ve yatay kesit boyutunun ikisini de içerdiği için gözlem sayısını arttırmaktadır.

⁵⁴ Selahattin Güriş ve Ebru Çağlayan, Ekonometri Temel Kavramlar, 4. Basım, İstanbul: Der Yayınları, 2013, s.11

⁵⁵ Yerdelen Tatoğlu Ferda, Panel Veri Ekonometrisi, 2. Basım, İstanbul: Beta Yayınları, 2013, s.3

⁵⁶ Cheng Hsiao, Analysis of Panel Data, 2. Basım, Cambridge University Press, 2003, s.2-3

⁵⁷ Haishun Sun ve Ashok Parikh, Exports, Inward Foreign Direct Investment (FDI) and Regional Economic Growth in China, Regional Studies, Vol. 35, No.3 2001, s.190

- Panel veri analizi, daha fazla değişkenlik ve daha fazla bilgi içermektedir.
- Panel veri analizi, verinin mevcut olması için yeterli zaman dilimi olması kaydıyla verilerin ayrı ayrı iki boyutta (yatay kesit ve zaman boyutu) işlenmesine izin vermektedir.
- Panel veri analizi, sabit ve tesadüfî etkili modeller ile ekonometrik spesifikasyonu zenginleştirmektedir.

Zaman serisi ve kesit veri analizine göre birçok üstün yanı bulunan panel veri analizinin kısıtlı tarafları da bulunmaktadır. Bunlar;

- Panel veri modellerinde hata terimi çoğu zaman sapmalıdır.
- Panel veri modelleri için önemli problemlerden biri de verilere ulaşmak ve verileri düzenlemektir. Ayrıca sansürlü gözlemler ve özellikle anket çalışmalarında çeşitli sebeplerden dolayı cevapsız kalan sorular nedeniyle verinin kısıtlaması da mümkündür.
- Panel veride genellikle birim boyutu fazla olmasına rağmen zaman boyutu kısadır. Bunun anlamı, asimptotik özelliklerin oldukça fazla olan birim sayısına bağlı olmasıdır.

Panel veri modellerinde tek bağımsız değişkenli basit doğrusal bir model,⁵⁸

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} X'_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.1.1)$$

Y: bağımlı değişken

X: bağımsız değişken

α : sabit parametre

β : eğim parametresi

u : hata terimi

i : yatay kesit birimi (birey, firma, şehir, ülke gibi)

t : zaman (gün, ay, yıl gibi)

⁵⁸ Badi H. Baltagi, Econometric Analysis of Panel Data, 3. Basım, USA: John Wiley&Sons Ltd., 2001,

3.1.1 modelinin, Y değişkeninin k tane açıklayıcı değişkenle belirtildiği daha açık gösterimi,

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad (3.1.2)$$

olarak ifade edilmektedir.

3.2. Panel Zaman Serileri Analizi

Panel zaman serileri analizi, panel verilerde durağanlık, eşbütünleşme ve nedensellik analizleri, vektör otoregresif ve hata düzeltme modelleri gibi konuları içermektedir. Panel zaman serileri analizinde, parametrelerin homojen ya da heterojen olmasına ve kalıntılarda birimler arası korelasyon olup olmaması durumlarına göre testler ve tahmin yöntemleri çok geniş yelpazede sunulmaktadır. Analizde hangi test ve tahmin yönteminin kullanılmasının uygun olacağının belirlenmesinde öncelikle heterojenliğin ve birimler arası korelasyonun varlığını sınamak gerekmektedir.⁵⁹

3.3. Panel Veri Modellerinde Birimler Arası Korelasyon

Birimler arası korelasyon, literatürde ‘yatay kesit bağımlılık’ olarak da bilinmektedir. Yatay kesitleri oluşturan birimler (örneğin hanehalkı, firmalar, ülkeler vb.) arasındaki etkileşim olarak tanımlanır. Zaman serilerindeki seri korelasyonun karşılığı olarak da görülebilir. Bireyler arasındaki davranışsal etkileşimler örneğin bir topluluktaki tüketiciler veya aynı sektördeki firmalar arasında taklit ve öğrenme nedeniyle ortaya çıkabilir. Ayrıca gözlemlenemeyen ortak faktörlerden veya makroekonomide yaygın olan ortak şoklardan da kaynaklı olabilir. Zaman serilerinde korelasyon sorunundaki gibi, yatay kesit bağımlılık, EKK tahmincisinde verimlilik kaybına yol açar ve standart varyans, kovaryans tahmincileri kullanan geleneksel t testleri ve F testleri geçersiz hâle gelir. Hatta bazen bu durum tutarsız tahmincilere neden olabilir. Bu nedenle, kullanılacak olan modelde analize başlamadan önce yatay kesit bağımlılığının test edilmesi gerekmektedir.⁶⁰

Paneli oluşturan ülkelerin yani yatay kesitlerin birimlerinin bağımsız olması; paneli oluşturan birimlerden birine gelen şoktan, tüm yatay kesit birimlerinin aynı düzeyde etkilendikleri ve ülkelerin herhangi birinde meydana gelen bir makroekonomik şoktan diğer ülkelerin

⁵⁹ Ferda Yerdelen Tatoğlu, Panel Zaman Serileri Analizi, 1. Basım, İstanbul: Beta Yayınları, 2017, s. 3

⁶⁰ Badi H. Baltagi, Qu Feng ve Chihwa Kao, A Lagrange Multiplier Test for Cross-Sectional Dependence in a Fixed Effects Panel Data Model, Journal of Econometrics, 170(1), 2012, s. 164.

etkilenmediği varsayımına dayanmaktadır. Hâlbuki günümüzde ulus ekonomilerinin birbiriyle ilişkili olduğu düşünülürse, paneli oluşturan yatay kesit birimlerinden birine gelen bir şoktan, birimlerin farklı düzeyde etkilenmesi daha gerçekçi bir yaklaşımdır.⁶¹

Birimler arası korelasyon panel veri modellerinde kullanılan tahmin yöntemlerinin seçiminde önemlidir. Birimler arası korelasyon varlığı dikkate alınmadan yapılan tahminlerde tahmincilerin etkin olmaması sorunu ile karşılaşmaktadır.

Seride yatay kesit bağımlılığının olması hem birim kök testlerinin seçiminde hem de eşbütünleşme testlerinin seçiminde ve tahmin aşamasında etki etmektedir. Birinci kuşak panel birim kök testleri korelasyonu dikkat almadıkları için seride birimler arası korelasyon varsa tahminciler etkin olmayacaktır. Aynı şekilde birinci kuşak panel eşbütünleşme testleri de birimler arası korelasyonu dikkate almamaktadır. Bu sebeple birimler arası korelasyon dikkate alınıp test edilmesi önemli olup kullanılacak testlerin ve tahmin yöntemlerinin seçiminde yol göstericidir.

3.3.1. Breusch ve Pagan LM Testi

Literatürde panel verilerde birimler arası korelasyonu test etmek için kullanılan birçok test vardır ve bu testlerden biri de Breusch ve Pagan (1980) LM testidir. Breusch ve Pagan (1980) LM testi N sabit ve $T \rightarrow \infty$ durumunda, kalıntıların korelasyon katsayılarını temel alan bir Lagrange Çarpanı (LM) testidir. Ancak testin $N \rightarrow \infty$ durumlarında kullanılması uygun değildir.

Breusch ve Pagan (1980) LM testinin test istatistiği aşağıdaki gibidir:⁶²

$$LM = (T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \widehat{\rho}_{ij}^2) \quad (3.3.1.1)$$

Bu test istatistiği, $N(N-1)/2$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılmaktadır. Ayrıca testin sıfır hipotezi her bir birimden elde edilen kalıntıların arasında korelasyon olmadığı anlamına gelmektedir.

ρ_{ij} i. ve j. birimleri arasında anlık korelasyonu göstermektedir ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:⁶³

⁶¹ Mehmet Mercan, “Feldstein-Horioka Hipotezinin AB-15 ve Türkiye Ekonomisi için Sınanması: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Yapısal Kırılmalı Dinamik Panel Veri Analizi”, Ege Akademik Bakış, Cilt: 14, Sayı: 2 2014, s. 235.

⁶² T. S. Breusch ve A. R. Pagan, The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics, Review of Economic Studies, Vol. 47, No. 1 1980, s.239-253.

⁶³ Baltagi, Feng ve Kao, s.165.

$$\widehat{\rho_{ij}} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}} \quad (3.3.1.2)$$

3.3.2. CD Testi

Birimler arası korelasyonu test etmek amacıyla kullanılan testlerden olan Breusch ve Pagan (1980) testi N sabitken, $T \rightarrow \infty$ durumunda geçerli olup kullanılabilen bir testtir. Breusch ve Pagan testi N büyük, T ise sonlu olduğu durumda, tutarlılık özelliğini kaybetmektedir. Pesaran (2004) T 'nin küçük ve N 'nin büyük olduğu durumlarda birimler arası korelasyonu test etmek için Breusch ve Pagan testine alternatif bir test geliştirmiştir ve bu test aşağıdaki gibidir:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (3.3.2.1)$$

$\hat{\rho}_{ij}$: i ve j . kalıntının korelasyon katsayısıdır.

Bu testin sıfır hipotezi yatay kesit bağımlılığının olmamasıdır. Ayrıca, $CD \rightarrow N(0,1)$ fonksiyonunun limitiyse ve $N \rightarrow \infty$ ve T yeterince büyükse geçerlidir. LM istatistiğinin aksine, CD istatistiği homojen / heterojen dinamik modeller ve durağan olmayan modeller de dahil olmak üzere çok çeşitli panel-veri modelleri altında sabit T ve N değerleri için tam sıfır anlamına gelmektedir.⁶⁴

Dengesiz paneller için Pesaran (2004), (3.3.1.1) 'in hafifçe değiştirilmiş bir versiyonunu önermektedir.⁶⁵

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \sqrt{T_{ij}} \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (3.3.2.2)$$

Sıfır hipotezi yatay kesit bağımlılığının olmamasıdır. Ayrıca, $CD \rightarrow N(0,1)$ fonksiyonunun limitiyse ve $T_{ij} > 3$ ve N yeterince büyükse geçerlidir.

3.4. Panel Birim Kök Testleri

Panel veriler ile yapılan çalışmalarda son yıllarda veri zenginliğinde artış gözükmemekte ve bu da makro paneller ile yapılan çalışmaları arttırmaktadır. Elbette veri zenginliği durağanlık

⁶⁴ Rafael E. De Hoyos ve Vasilis Sarafidis, Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Data Models, The Stata Journal, 6(4), 2006, s. 485-486

⁶⁵ M. Hashem Pesaran, General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, IZA Discussion Paper No. 1240, 2004, s.17

kavramının önem kazanmasına sebep olmaktadır. Çünkü doğrusal olmayan panel veri modelleri zaman serilerinde olduğu gibi sahte regresyona sebep olmaktadır. Durağanlık birim kök testleri ile sınanmaktadır.

Verinin zaman ve yatay kesit boyutunu dikkate alan panel veri birim kök testlerinin sadece zaman boyutunu ele alan zaman serisi birim kök testlerinden istatistiksel olarak daha güçlü olduğu kabul edilmektedir. Sebebi ise yatay kesit boyutunun eklenmesi ile değişkenliğin artmasına dayanmaktadır.⁶⁶

Panel birim kök testleri zaman serisi birim kök testlerine kıyasla daha farklıdır. Panel birim kök analizinde, birim kök varlığının test edilmesi için yatay kesit bağımlılığının sınanması gerekmektedir. Yatay kesit bağımlılığının sonuçlarına göre birim kök testleri birinci kuşak ve ikinci kuşak panel birim kök testleri olarak ayrılmaktadır.

Birinci kuşak panel birim kök testlerinde yatay kesit bağımlılığının olmadığı yani yatay kesit bağımlılığının reddedildiği durumlarda kullanılan testlerdir. Birinci kuşak testler otoregresif parametrenin homojenlik durumuna göre homojen ve heterojen olarak ikiye ayrılmaktadır. Levin, Lin ve Chu (2002), Breitung (2005) ve Hadri (2000) homojenlik varsayımına dayanırken; Im, Pesaran ve Shin (2003), Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) heterojenlik varsayımına dayanmaktadır.

Birinci kuşak birim kök testlerinde birimler arası korelasyon dikkate alınmamıştı ancak birimle arası korelasyonsuzluk çok kısıtlayıcıdır ve bu sebeple birimler arası korelasyonu dikkate alan ikinci kuşak panel birim kök testleri geliştirilmiştir. İkinci kuşak birim kök testleri üç farklı yaklaşıma dayanmaktadır. İlk yaklaşımda birimler arası korelasyon dikkate alınmakta ancak bazı korelasyon tiplerini tamamen yok edememektedir. Bu sebeple literatürde çok tercih edilen testler değildir. İkinci yaklaşımda, MADF (Taylor ve Sarno, 1998) ve SURADF (Breuer, Mcknown ve Wallace, 2002) gibi sistem tahminlerine dayanan panel birim kök testleri yer almaktadır. Üçüncü yaklaşımda ise birimler arası korelasyon ortak faktörler yardımıyla modellenmektedir. Üçüncü yaklaşıma Moon ve Perron (2004), CIPS (Pesaran 2007), PANIC (Bai ve Ng 2004), CSB (Pesaran, Shin ve Yamagata 2013) ve PANICCA (Reese ve Westerlund 2016) testleri örnek verilebilir.⁶⁷

⁶⁶ Mercan, s. 236

⁶⁷ Yerdelen Tatoğlu, Panel Zaman Serileri Analizi, s. 67

3.4.1. Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri

Birinci nesil modeller, verilerin birimler arasında bağımsız olduğu ve aynı şekilde özdeş dağıldığı panel temelli birim kök testlerini analiz etmektedir. Bu birim kök testleri, Quah (1992, 1994), Breitung ve Mayer (1994) ve Levin ve Lin (1992, 1993) testleridir. Önerilen testler arasındaki temel fark alternatif hipotezler altında göz önüne alınan heterojenliğin dereceleridir. Genel olarak, bu tür panel birimi kök testleri aşağıdaki tek değişkenli regresyona dayanır:⁶⁸

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{it-1} + z'_{it} \gamma + u_{it} \quad i = 2, 1, \dots, N \quad t = 2, 1, \dots, T \quad (3.4.1.1)$$

i : yatay kesit birimi

t : zaman

z_{it} : deterministik bileşen

u : hata terimi

$H_0: \rho_i = 0 \forall i$

Temel hipotez seride birim kökün varlığını ifade etmektedir. Alternatif hipotezde ise serinin durağan olduğunu göstermektedir.

3.4.1.1. Homojenlik Varsayımı Altında Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri

Birinci kuşak birim kök testlerin bir kısmı otoregresif parametrenin birimden birime değişmediği yani homojen olduğu varsayımına dayanmaktadır. Aşağıdaki bölümde, teoride ve pratikte sıkça kullanılan birim kök testleri aktarılacaktır. İlk olarak Levin ve Lin tarafından 1992 ve 1993'te yayımlanan testlere baktıktan sonra, Levin, Lin ve Chu tarafından 2002 yılında yayımlanan test incelenmektedir. Daha sonra Harris ve Tzavalis tarafından 1999 yılında yayımlanan testi ile Breitung tarafından 2000 yılında yayınlanan testi incelenecektir. Son olarak ise Hadri tarafından 2000 yılında geliştirilen test incelenecektir. İlk üç testin dağılımı ve temel hipotezi aynıdır. Asimptotik normal dağılmaktadır. Temel hipotezleri ise en az bir birim kök

⁶⁸Laura Barbieri, Panel Unit Root Tests: A Review, Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali, Università Cattolica del Sacro Cuore, Piacenza, Serie Rossa, n.43 2006, s.4

vardır, şeklindedir. Hadri tarafından geliştirilen testte ise temel hipotez ve alternatif hipotez yer değiştirmiştir. Testin dağılımı ise T ve N sonsuza gittiğinde asimptotik olarak geçerlidir.

3.4.1.1.1. Levin ve Lin (1992,1993) ve Levin, Lin ve Chu (2002) Panel

Birim Kök Testleri

Levin ve Lin (1992, 1993) ve Levin, Lin ve Chu panel birim kök testlerinde yeni sonuçlar vermektedir. Quah'ın modelini, homojen birinci dereceden otoregresif parametreler varsayarak, bireysel deterministik etkilerin heterojenliğine (sabit ve / veya doğrusal zaman eğilimi) ve hata terimlerinin heterojen seri korelasyon yapısına izin verecek şekilde genelleştirir. Hem N hem de T'nin sonsuzluğa eğilimli olduğunu ancak T'nin daha hızlı bir oranda arttığını varsayarlar, böylece $N/T \rightarrow 0$ olur.⁶⁹

Levin ve Lin Testi (1992)

Levin ve Lin (1992) aşağıdaki modeli dikkate alır:⁷⁰

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + z'_{it} \gamma + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.4.1.1.1)$$

z_{it} = deterministik bileşen

u_{it} = durağan süreç

z sıfır, bir, sabit etkili, μ_i , veya sabit etkili ve de zaman trendli olabilir. Levin ve Lin testleri u_{it} 'nin i.i.d $(0, \sigma_u^2)$ olduğunu ve bütün i'ler için $\rho_i = \rho$ olduğunu varsayar. Levin ve Lin testi aşağıdaki hipotezleri test eder:

$H_0: \rho = 1$ (Panel birim kök vardır.)

$H_a: \rho < 1$ (Panel birim kök yoktur.)

Burada $\hat{\rho}$, ρ 'nun (3.4.1.1.1) denklemi içerisindeki EKK tahmin edicisi olsun:

$$z_t = (z_{1t}, \dots, z_{Nt})'$$

⁶⁹ Barbieri, s.5-6.

⁷⁰ Badi H. Baltagi ve Chihwa Kao, Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey, Center for Policy Research Working Papers 16, Center for Policy Research, Maxwell School, Syracuse University, 2000, s. 3

$$h(t,s)=z_t'(\sum_{t=1}^T z_t z_t')z_s$$

$$\tilde{u}_{it}=u_{it}-\sum_{s=1}^T h(t,s) u_{is} \quad (3.4.1.1.1.2)$$

ve

$$\tilde{y}_{it}=y_{it}-\sum_{s=1}^T h(t,s) y_{is} \quad (3.4.1.1.1.3)$$

Aşağıdaki denklem elde edilir:

$$\sqrt{NT} (\hat{\rho}-1) = \frac{\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1} \tilde{u}_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1}^2}$$

Temel hipotezi altında karşılık gelen t-istatistiği şöyledir:

$$t_p = \frac{(\hat{\rho}-1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1}^2}}{s_e}$$

ve

$$s_e^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{u}_{it}^2$$

D_T gibi bir ölçeklendirme matrisi ve $Z(r)$ gibi bir parçalı sürekli fonksiyon olduğunu varsayarsak:

$$D_T^{-1} Z_{[TR]} \rightarrow Z(r)$$

$r \in [0, 1]$ içindir ve sabit bir n için:

$$\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1} \tilde{u}_{it} \rightarrow \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \int W_{iz} dW_{iz}$$

ve

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1}^2 \rightarrow \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \int W_{iz}^2$$

$T \rightarrow \infty$ olduğunda,

$$W_{iz}(r) = W_i(r) - [\int W_i Z_i'] [\int Z Z'] Z(r) \quad (3.4.1.1.1.4)$$

L_2 , $Z_i(r)$ üzerinde $W_i(r)$ 'nin yansıma kalıntılarıdır. $W_i(r)$ standart bir Brown hareketidir. $\int W_{iz} dW_{iz}$ ve $\int W_{iz}^2$ bağımsız ve sonlu ikinci momente sahiptirler. O zaman bunu takip edecek olan denklem, büyük sayıların ve Lindeberg-Levy merkezi limit teoreminin bir kuralı vasıtasıyla $N \rightarrow \infty$ şeklinde olduğu durumdur:⁷¹

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \int W_{iz}^2 \xrightarrow{p} E[\int W_{iz}^2]$$

ve

$$\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (\int W_{iz} dW_{iz} - E[\int W_{iz} dW_{iz}]) \rightarrow N(0, \text{Var}(\int W_{iz} dW_{iz}))$$

Levin ve Lin'in (1993) Monte Carlo simülasyon sonuçları, bireysel belirli sabit etkiler olmadığında, standart normal dağılımın, nispeten küçük numunelerde test istatistiğinin ampirik dağılımına iyi bir tahmin sağlayabileceğini ve panelin çerçevesi, her bir zaman serisi için ayrı bir birim kök testi gerçekleştirmeye kıyasla güç olarak önemli gelişmeler sağlayabilir.⁷²

Levin ve Lin çalışmaları ile panelin hem zaman hem de birim boyutu arttıkça birim veriler üzerinde birim kök testlerinin asimptotik özelliklerini geliştirmişlerdir. Zaman serisinin asimptotik özelliklerinin aksine panel regresyon tahmin edicileri ve t istatistikleri sabit panellerde olduğu gibi normal dağılımı sınırlandırmaktadır. Bireysel belirli sabit etkilerde veya yatay kesit bağımlılığı durumlarında birim kök testleri standart normal dağılıma yaklaşmaz ancak sorunu düzeltmek için basit bir dönüşüm gerçekleştirilebilir. Levin ve Lin Monte Carlo simülasyonları sonucunda (en az 250 kişi) belirli sabit etkilerin yokluğunda panel birim kök t istatistikleri için iyi sonuçlar elde etmişlerdir. Daha küçük kesit boyutlarına sahip veya bireysel belirli sabit etkilerin varlığında ise belirli kritik değerlerin kullanılmasını tavsiye etmektedirler. Ayrıca Monte Carlo sonuçları panel birim kök testlerinin gücünü gösterir: nispeten küçük bir panel için gerçekleştirilen panel birim kök testinin gücü, tek bir zaman serisinin gücünden daha yüksek olabilmektedir.⁷³

⁷¹ Baltagi ve Kao, s.4

⁷² Barbieri, s.7

⁷³ Andrew Levin ve Chien-Fu Lin, Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, University of California, San Diego Department of Economics, Discussion Paper 92-93, May 1992, s.42.

Lin, Levin ve Chu Testi (2002) (LLC)

Lin, Levin ve Chu (2002) panel birim kök testi, Levin ve Lin (1992) çalışmasının geliştirilmiş halidir.

LLC birim kök testlerinin dengeden oldukça yüksek oranda sapmalar gösteren alternatif hipotezlere karşı kısıtlı bir güce sahip olduklarını ileri sürmüşlerdir. Bu durumun özellikle küçük örneklerde şiddetli gerçekleştiğini belirtmişlerdir. LLC, her bir yatay kesit için ayrı birim kök testleri gerçekleştirmekten daha güçlü bir panel birim kök testi önermektedir. Testin sıfır hipotezi her bireysel zaman serisi bir birim kök içerir şeklindedir.⁷⁴

LLC makalesinde önerilen panel birim kök testi, bireysel spesifik (individual specific) kesişmelere ve zaman trendlerine olanak tanımaktadır. Dahası, birimler arası hata varyansı ve daha yüksek seri korelasyonun serbestçe değişmesine izin vermektedir. Panel verinin boyutları hem yatay kesit hem de zaman serisi boyutu olarak artar ve panel birim kök test istatistiği sınırlayıcı normal dağılıma sahiptir. Monte Carlo simülasyonları, normal dağılımın, nispeten küçük örneklerde test istatistiğinin ampirik dağılımına iyi bir yaklaşım sağladığını ve panel çerçevesinin, her bir ayrı zaman serisi için ayrı bir birim kök testi gerçekleştirmeye kıyasla önemli ölçüde güç geliştirdiğini göstermektedir. Bu nedenle, panel birimi kök testlerinin kullanımının, endüstri düzeyindeki ve ülkeler arası verilerin analizinde özellikle yararlı olduğu kanıtlanabilir. Önerilen panel tabanlı birim kök testinin sınırlamaları vardır. İlk olarak bu makalede bildirilen araştırma, büyük ölçüde bireyler arasındaki bağımsızlık varsayımına dayanmaktadır ve bu nedenle yatay kesit bağımlılığı mevcutsa uygulanamaz. İkinci olarak, tüm bireylerin için bir birim kökün varlığı ya da yokluğu ile özdeş olduğu varsayımı biraz kısıtlayıcıdır.⁷⁵

Varsayımları şunlardır:

(i) $\{Y_{it}\}$ ifadesinin aşağıdaki üç modelden biriyle oluşturulduğu varsayılır.

$$\text{Model 1: } \Delta Y_{it} = \delta Y_{it-1} + \xi_{it}$$

$$\text{Model 2: } \Delta Y_{it} = a_{0i} + \delta Y_{it-1} + \xi_{it}$$

$$\text{Model 3: } \Delta Y_{it} = a_{0i} + a_{1i}t + \delta Y_{it-1} + \xi_{it} \quad -2 < \delta \leq 0 \quad i = 0, \dots, N$$

⁷⁴ Baltagi, s.240

⁷⁵ Andrew Levin, Chien-Fu Lin ve Chia-Shang James Chu, Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties, Journal of Econometrics, 108, 2002, s.1-24.

- (ii) Hata süreci bireylere arasında bağımsız olarak dağıtılır ve her birey için durağan tekrarlı bir ARMA süreci izler.

$$\xi_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} \xi_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

- (iii) Her $i = 1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T$ için;

$$E(\xi_{it}^4) < \infty; E(\varepsilon_{it}^2) \geq B_\varepsilon > 0 \text{ ve } E(\xi_{it}^2) + 2 \sum_{j=1}^{\infty} E(\xi_{it} \xi_{it-j}) < B_\xi < \infty$$

Varsayım (i) de yer alan modeller içerisinde üç veri oluşturma işlemini içerir. Bunlar:

Model 1 için:

- Homojen paneli içermektedir ve hipotezleri;

$$H_o: \rho = 0$$

$$H_a: \rho < 0$$

Model 2 için:

- $\{Y_{it}\}$ serisi, Model 2'de bireye özgü bir ortalamaya sahiptir, ancak bir zaman trendi içermez.

$$H_o: \rho = 0 \text{ ve } a_{oi} = 0$$

$$H_a: \rho < 0 \text{ ve } a_{oi} \in R$$

Model 3 için:

- $\{Y_{it}\}$ serisi, Model 2'de bireye özgü bir ortalamaya ve zaman trendi sahiptir.

$$H_o: \rho = 0 \text{ ve } a_{1i} = 0$$

$$H_a: \rho < 0 \text{ ve } a_{1i} \in R$$

Deterministik eleman bulunmasına rağmen regresyon sürecine dahil edilmezse tutarsızlık sorunu ile karşılaşılacaktır. Birim kök testinde tutarsızlık olmaması için deterministik öğenin sürece dahil edilmesi gerekmektedir. Ancak deterministik öğeye ait gözlemlenen verilerin mevcut olması gerekmektedir. Yeterli gözlemlenen veri olmadığı durumlarda bu seferde birim kök testinin istatistiksel gücünde azalmalar meydana gelecektir.

LLC panel birim kök testinde aşağıdaki regresyon modelinden hareket edilmektedir:

$$\Delta Y_{it} = \rho Y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta Y_{it-L} + a_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m=1,2,3. \quad (3.4.1.1.1.5)$$

d_{mt} , deterministik değişkenlerin vektörüdür. a_m , model $m = 1, 2, 3$ için karşılık gelen katsayı vektörünü belirtmek için kullanılır. Özellikle $d_{1t}=(\text{boş grup})$, $d_{2t}=\{1\}$ ve $d_{3t}=\{1, t\}$ şeklindedir. Bununla birlikte, ρ bilinmediğinden, testimizi uygulamak için üç adımlı bir prosedür öneriliyor. Bu adımlar şu şekildedir:⁷⁶

Adım 1: ADF regresyonlarını gerçekleştirin ve ortogonalleştirilmiş artıklar oluşturulur.

$\Delta Y_{it}, Y_{it-1}$ ve ΔY_{it-L} için ayrı ayrı regresyonlar kurulup sonrasında elde edilen kalıntılar şöyledir:

$$\hat{e}_{it} = \Delta Y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{\pi}_{iL} \Delta Y_{it-L} - \hat{a}_{mi} d_{mt}$$

ve (3.4.1.1.1.6)

$$\hat{v}_{it-1} = Y_{it-1} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{\pi}_{iL} \Delta Y_{it-L} - \hat{a}_{mi} d_{mt}$$

Birimler arasında heterojenliği kontrol etmek için kalıntılar standart sapmalarına oranlanır.

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}} \quad \text{ve} \quad \tilde{v}_{it-1} = \frac{\hat{v}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}}$$

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 = \frac{1}{T-p_i-1} \sum_{t=p_i+2}^T (\hat{e}_{it} - \hat{\delta}_i \hat{v}_{it-1})^2$$

Adım 2: Uzun dönem standart sapmalarından kısa dönem standart sapmalarına doğru bir tahmin yapılır.

$$\hat{\sigma}_{Y_i}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Delta Y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} W_{\bar{K}L} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^T \Delta Y_{it} \Delta Y_{it-L} \right] \quad (3.4.1.1.1.7)$$

$\bar{K}$: Veriye bağlı olarak kesikli gecikme parametresidir.

$W_{\bar{K}L}$: Örnek kovaryans tartılarıdır. Örneğin, Bartlett kernel kullanılırsa;

$$W_{\bar{K}L} = 1 - \left(\frac{L}{\bar{K} + 1} \right)$$

⁷⁶ Levin, Lin ve Chu, s.5.

Şimdi ise uzun dönem standart sapması her birim için elde edilmiş denklemlerin kalıntılarının standart sapmasına oranlanması ile ortalama standart sapma olan S_N elde edilir.

$$\hat{s}_i = \frac{\hat{\sigma}_{Y_i}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}}$$

$$S_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i \quad (3.4.1.1.1.8)$$

Adım 3: Panel test istatistiklerini hesaplanır.

İlk olarak tüm panel için aşağıdaki model tahmin edilir.

$$\tilde{e}_{it} = \hat{\delta}_i \tilde{v}_{it-1} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

$\delta = 0$ için test istatistiği;

$$t_\delta = \frac{\hat{\delta}}{STD(\hat{\delta})} \quad (3.4.1.1.1.9)$$

ve

$$\hat{\delta} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1} \tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2}$$

$$STD(\hat{\delta}) = \hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}} [\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2]^{-1/2}$$

$$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^2 = [\frac{1}{N\bar{T}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T (\tilde{e}_{it} - \hat{\delta}_i \tilde{v}_{it-1})^2]$$

LLC sıfır hipotezi altında t istatistiklerinin asimptotik olarak Model 1 için normal dağıldığını ancak Model 2 ve Model 3 için negatif sonsuza ıraksaması nedeni ile asimptotik olarak normal dağılan düzeltilmiş t istatistiklerini kullanmaktadırlar. Bu istatistik şu şekildedir;⁷⁷

$$t_\delta^* = \frac{t_\delta - N\bar{T} \hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2} STD(\hat{\delta}) \mu_{m\bar{T}}^*}{\sigma_{m\bar{T}}^*} \quad (3.4.1.1.1.10)$$

⁷⁷ Levin, Lin ve Chu, s.8.

3.4.1.1.2. Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testi

HT panel birim kök testi de otoregresif parametrenin birimden birime değişmediği yani homojen olduğu varsayımına dayanmaktadır. Teste ait üç model bulunmaktadır. Dengeli panel veriler ile çalışılırken kullanılması tavsiye edilen bir birim kök testidir. HT testinde T sonlu ve N ise sonsuza gittiği, başlangıç değeri ve birim etkinin sabit olduğu varsayımlarına dayanmaktadır.

Harris ve Tzavalis panel birim kök testinde aşağıdaki 3 model üzerinden hareket edilmektedir.⁷⁸

Model 1(a): Homojen panelin basit halidir. H_0 hipotezi: $\varphi = 1$ (seride birim kök var) ve H_a hipotezi: $|\varphi| = 1$ (seri durağan) şeklindedir.

$$y_{it} = \varphi y_{it-1} + v_{it}$$

Model 1(b): Temel hipotezi heterojen yığılma parametrelerinde sabitli panelde birim kök sürecini ve alternatif hipotez ise heterojen yığılma parametrelerinde sabitli panelde durağanlığı ifade etmektedir.

$$y_{it} = a_i + \varphi y_{it-1} + v_{it}$$

Model 1(c): Farklı trendler ve heterojen sabit etkiler içermektedir. Temel hipotezi her bir seri heterojen sabitli rassal yürüyüş sürecini ve alternatif hipotez ise deterministik trend etrafında durağanlığı ifade etmektedir.

$$y_{it} = a_i + \beta_i t + \varphi y_{it-1} + v_{it}$$

$\varphi = 1$ sıfır hipotezi altında Model (1a) ve Model (1c) için en küçük kareler tahminleri;

$$\varphi^{-1} = [\sum_{i=1}^N y_i' - 1Q_T y_{i,-1}]^{-1} \cdot [\sum_{i=1}^N y_i' - 1Q_T v_i] \quad (3.4.1.1.2.1)$$

v_i' ve $y_{i,-1}'$ hata terimi vektörleridir ve $y_{i,-1}' = (y_{i0}, \dots, y_{iT-1})$ ile $v_i' = (v_{i1}, \dots, v_{iT})$ olarak ifade edilmektedir. $Q_T, T \times T$ dönüşüm matrisidir. Model 1(a) için $Q_T = I_T$ olup $I_T, T \times T$ birim matrisidir. Model 1(b) için $Q_T = M_T = (I_T - (\frac{1}{T})e_T e_T')$ olup e_T T uzunluğunda birim sütun

⁷⁸ Richard D.F. Harris ve Elias Tzavalis, Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension Is Fixed, Journal of Econometrics, 91, 1999, s.204

vektörüdür. Son olarak Model 1(c) için $Q_T = I_T - Z_T(Z_T'Z_T)^{-1}Z_T'$ olup $Z_T = (e_T, \tau_T)$ ve $\tau_T = (1, 2, \dots, T)$ dir. Regresyon modelleri 1(a), 1(b) ve 1(c) için ϕ' 'nin üç en küçük kareler tahmincisi şöyledir; Model 1(a) POLS tahmincisi (ϕ_{LSP}), Model 1(b) gölge değişkenli en küçük kareler (ϕ_{LSDV}) ve Model 1(c) ise trendli gölge değişkenli en küçük kareler (ϕ_{LSDVT}) şeklindedir.⁷⁹

HT testinde aşağıdaki varsayımlar yapılmaktadır;

Varsayım a: $\{v_{it}; i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T\}$ v_{it} 'nin $E(v_{it}) = 0$ ve $\text{Var}(v_{it}) = \sigma_v^2 < \infty$ tüm i ve t 'ler için özdeş ve bağımsız dağılıma sahip tesadüfi değişkenlerdir.

Varsayım b: Başlangıç değerinin sabit olması gerekir yani $y_{i0}\{v_{it}\}$ ile ilişkisizdir.

Varsayım c: Birim etkinin sabit olması gerekir yani $a_{i0}\{v_{it}\}$ ile ilişkisizdir.

HT testinde aşağıdaki teoremler bulunmaktadır;

Theorem 1: $\phi = 1$ temel hipotezi altında varsayım a sağlanırsa ve $y_{i0} = 0$ olduğunda (Model 1(a) için)

$$\sqrt{N}(\phi_{LSP} - 1) \xrightarrow{L} N(0, C_1)$$

$$C_1 = 2\{T(T-1)\}^{-1} \text{ ve } \xrightarrow{L}: \text{dağılımda yakınsamadır. } \phi_{LSP} - 1 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it-1} v_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it-1}^2}$$

Test istatistiği: $\bar{t} = C_1^{-1/2} \sqrt{N}(\phi_{LSP} - 1) \xrightarrow{L} N(0, C_1)$ 'dir.

Theorem 2: $\phi = 1$ temel hipotezi altında varsayım a sağlanırsa ve $a_i = 0$ olduğunda (Model 1(b) için)

$$\sqrt{N}(\phi_{LSDV} - 1 - B_2) \xrightarrow{L} N(0, C_2)$$

⁷⁹ Harris ve Tzavalis, s.205.

$$B_2 = \text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\varphi_{LSDV} - 1) = -3(T+1)^{-1} \text{ ve } C_2 = \{3(17T^2 - 20T + 17)\}\{5(T-1)(T+1)^3\}^{-1}$$

$$\text{Test istatistiği: } \bar{t} = C_2^{-1/2} \sqrt{N}(\varphi_{LSDV} - 1 + \frac{3}{T+1}) \xrightarrow{L} N(0, C_2)$$

Teorem 3: $\varphi = 1$ temel hipotezi altında varsayım a sağlanırsa ve $\beta_i = 0$ olduğunda

(Model 1(c) için)

$$\sqrt{N}(\varphi_{LSDVT} - 1 - B_3) \xrightarrow{L} N(0, C_3)$$

$$B_3 = \text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\varphi_{LSDVT} - 1) = -15\{2(T+2)\}^{-1} \text{ ve } C_3 = \{15(193T^2 - 728T + 1147)\}\{112(T+2)^3(T-2)\}^{-1}.$$

$$\text{Test istatistiği: } \bar{t} = C_3^{-1/2} \sqrt{N}(\varphi_{LSDVT} - 1 + \frac{15}{2(T+2)}) \xrightarrow{L} N(0, C_3)$$

3.4.1.1.3. Breitung Panel Birim Kök Testi

Breitung (2000), LLC ve IPS test istatistiklerinin tesirini bir dizi alternatife karşı inceler. Breitung, birim etkiler ve trendler dahil edildiğinde LLC ve IPS testlerinde bir güç kaybı olduğunu fark eder. Önerdiği test istatistiği için yaptığı Monte Carlo simülasyonları ile testin LLC veya IPS den daha güçlü olduğunu göstermiştir. Simülasyon sonuçları, LLC ve IPS testlerinin gücünün deterministik terimlerin spesifikasyonuna karşı hassas olduğunu göstermektedir.⁸⁰

Durağanlık hipotezi trend durağan hipotezine karşı test edilmek istendiğinde Levin ve Lin (1993) ve Im, Pesaran ve Shin (1997) düzeltilmiş t-istatistikleri önerilmektedir. Bu tür düzeltmeler t istatistiğinin sıfır olmayan ortalamasını hesaba katmak için gereklidir. Bu bölümde, bir dizi yerel alternatife karşı panel birimi kök istatistiklerinin yerel gücü incelenmiştir. Test istatistiklerinin yerel gücünü iki farklı terimin etkilendiği gösterilmiştir. İlk terim asimptotik etkiyi temsil eder. İkinci terim ise yerel alternatifler dizisi altında sınırlayıcı dağılımın konum parametresidir. Her iki terimin de birbirini dengeleyebileceği, böylece testin yerel alternatifler

⁸⁰ Baltagi, s.243.

dizisine karşı hiçbir gücü olmadığı iddia edilmektedir. Bu sonuçlar test istatistiklerinin dönüştürülmesini önermektedir. Breitung y_{it} 'yi aşağıdaki gibi tanımlamıştır.⁸¹

$$y_{it} = \mu_i + \beta_i t + X_{it} \quad (3.4.1.1.3.1)$$

burada X_{it} otoregresif süreç tarafından üretilmekte;

$$X_{it} = \sum_{k=1}^{p+1} a_{ik} X_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

$S \leq 0$ için $X_{is} = 0$ 'dır. ε_{it} 'nin beyaz gürültü (White noise) olduğu varsayılmakta $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2$ ve tüm i, t ve bazı durumlarda $\delta > 0$ için $E|\varepsilon_{it}|^{2+\delta} < \infty$ 'dur. Ayrıca ε_{it} 'nin $i \neq j$ ve tüm s, j 'ler için ε_{js} 'den bağımsızlığı varsayımı bulunmaktadır. Temel hipotezi fark durağanlığı ifade etmekte:

$$H_0: \rho_i \equiv \sum_{k=1}^{p+1} a_{ik} - 1 = 0 \quad i=1, \dots, N$$

Alternatif hipotez Y_{it} (trend) durağan yani tüm i 'ler için $\rho_i = 0$ 'dır.

Breitung'un (2000) test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilir.⁸²

Adım 1: LLC testinde olduğu gibi $\Delta y_{i,t-L}$, $\hat{e}_{it}$ ve $\hat{v}_{i,t-1}$ kalıntılarının elde edilmesinde kullanılır.

Adım 2: Kalıntılar Arellano ve Bover (1995) tarafından geliştirilen dönüşüm kullanılarak dönüştürülür.

$$e_{it}^* = \sqrt{\frac{T-t}{(T-t+1)}} \left(\tilde{e}_{it} - \frac{(\tilde{e}_{i,t+1}, \dots, \tilde{e}_{iT})}{T-t} \right)$$

Ayrıca,

$$v_{i,t-1}^* = \tilde{v}_{i,t-1} - \tilde{v}_{i,1} - \frac{t-1}{T} \tilde{v}_{iT} \rightarrow \text{sabit etkili ve trendli}$$

$$v_{i,t-1}^* = \tilde{v}_{i,t-1} - \tilde{v}_{i,1} \rightarrow \text{sabit etkili ve trend yok}$$

⁸¹ Jörg Breitung, "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, in B. Baltagi (ed.), Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics, Vol.15, Amsterdam: JAI Press, 2000, s. 161-164.

⁸² Baltagi, s.244.

$$v_{i,t-1}^* = \tilde{v}_{i,t-1} \rightarrow \text{sabit etki ve trend yok}$$

Son adım, toplanan regresyonu çalıştırmaktır:

$$e_{it}^* = \rho v_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it}^*$$

3.4.1.1.4. Hadri Panel Birim Kök Testi

Önceki birinci nesil testlerin aksine, Hadri (2000) tarafından önerilen panel birim kök testinde durağanlık temel hipotezde bulunmaktadır. Test zaman serisi bağlamında Kwiatkowski ve ark (1992) tarafından geliştirilen durağanlık testinin (KPSS) bir uzantısıdır. Hadri kalıntı temelli Lagrange Çarpmanı (LM) testini önermektedir. Temel hipotezinde tüm serinin deterministik trend etrafında durağan olduğunu ve alternatif hipotezinde ise serideki bazı birimlerde birim kök olduğunu ifade etmektedir. Hadri (2000) aşağıdaki iki modeli ele almaktadır:⁸³

$$y_{i,t} = r_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.4.1.1.4.1)$$

ve

$$y_{i,t} = r_{i,t} + \beta_i t + \varepsilon_{i,t} \quad (3.4.1.1.4.2)$$

$r_{i,t}$: rassal yürüyüş sürecidir ve $r_{i,t} = r_{i,t-1} + u_{i,t}$ $u_{i,t}$ i.i.d. $(0, \sigma_u^2)$ 'dir. $\varepsilon_{i,t}$ ve $u_{i,t}$ bağımsızdır. Ayrıca $\varepsilon_{i,t}$ i.i.d. $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ varsayıldığından dolayı temel hipotez altında $y_{i,t}$ (3.3.1.4.1) modelinde deterministik seviye etrafında durağandır ve $y_{i,t}$ (3.3.1.4.2) modelinde deterministik trend etrafında durağandır. Model (3.3.1.4.1) şu şekilde yazılabilir:⁸⁴

$$y_{i,t} = r_{i,0} + e_{i,t} \quad (3.4.1.1.4.3)$$

Model (3.3.1.4.2) şu şekilde yazılabilir:

$$y_{i,t} = r_{i,0} + \beta_i t + e_{i,t} \quad (3.4.1.1.4.4)$$

Her iki model içinde $e_{i,t} = \sum_{j=1}^t u_{i,j} + \varepsilon_{i,t}$ şeklindedir. $r_{i,0}$ ise heterojenlik kesişmesinde rol oynayan başlangıç değerleridir.

⁸³ Christophe Hurlin ve Valérie Mignon, Second Generation Panel Unit Root Tests, Manuscript, THEMA-CNRS, University of Paris X.,2006, s.7.

⁸⁴ Hurlin ve Mignon, s.7.

Daha spesifik olarak testin hipotezleri şu şekildedir: $H_0: \lambda = 0$ ve $H_a: \lambda > 0$. $\lambda = \sigma_u^2 / \sigma_\varepsilon^2$ 'dir. Bu nedenle kullanacağımız istatistik, $\lambda = 0$ hipotezi için hem tek taraflı LM istatistiği hem de LBI (yerel en iyi değişmez) test istatistiğidir. Hadri LM test istatistiği:⁸⁵

$$LM = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (3.4.1.1.4.5)$$

S_{it} kalıntıların kısmi toplamıdır,

$$S_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{ij}$$

ve temel hipotez altında $\hat{\sigma}_\varepsilon^2, \sigma_\varepsilon^2$ 'nin tutarlı bir tahmincisidir. Olası bir aday:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2 \quad (3.4.1.1.4.6)$$

Bununla birlikte, simülasyonlar sonlu örnekler için, serbestlik derecelerini düzeltmemiz gerektiğini (3.3.1.4.6) gösterdi.

Önce model (3.3.1.4.1) için testi üretmeliyiz. n_μ için (3.4.1.1.4.5)'deki istatistiğinde aşağıdaki kısaltma gerçekleştirildiğinde LM test istatistiği şu şekildedir:⁸⁶

$$n_\mu = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2$$

$$n_\mu \xrightarrow{p} \sigma_\varepsilon^2 E \left[\int_0^1 V(r)^2 dr \right] = \sigma_\varepsilon^2 \xi_\mu$$

ve

$$\widehat{LM}_\mu = \frac{n_\mu}{\sigma_\varepsilon^2}$$

Z_μ test istatistiği:

$$Z_\mu = \frac{\sqrt{N}(\widehat{LM}_\mu - \xi_\mu)}{\zeta_\mu} \rightarrow N(0,1) \quad (3.4.1.1.4.7)$$

⁸⁵ Kaddour Hadri, Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data, Econometrics Journal, Volume 3, 2000, s.151.

⁸⁶ Hadri, s.150-155.

Son olarak model (3.3.1.4.2) için testi üretmeliyiz. n_μ için (3.3.1.4.5)'deki istatistiğinde aşağıdaki kısaltma gerçekleştirildiğinde LM test istatistiği şu şekildedir:

$$n_\tau \xrightarrow{p} \sigma_\varepsilon^2 E[\int_0^1 V_2(r)^2 dr] = \sigma_\varepsilon^2 \xi_\mu$$

$$\widehat{LM}_\tau = \frac{n_\tau}{\sigma_\varepsilon^2}$$

Z_τ test istatistiği:

$$Z_\tau = \frac{\sqrt{N}(\widehat{LM}_\tau - \xi_\tau)}{\zeta_\tau} \rightarrow N(0,1) \quad (3.4.1.1.4.8)$$

ξ ve ζ ile $\int V_1$ ve $\int V_2$ tesadüfi değişkenlere ait ortalama ve varyanslardır. $\xi_\mu = 1/6$, $\xi_\tau = 1/15$, $\zeta_\mu^2 = 1/45$ ve $\zeta_\tau^2 = 1/15$ değerlerine sahiptir.

3.4.1.2. Heterojenlik Varsayımı Altında Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri

Birinci kuşak birim kök testleri içerisinde otoregresif parametrenin birimden birime değişmediği yani homojen olduğu varsayımına dayanan testlere alternatif olarak geliştirilmiştir. Tüm birimlerin aynı otoregresif parametreye sahip olması varsayımı kısıtlayıcıdır. Bu testler ile bu durum daha esnetilerek her bir birim kendi otoregresif parametresine sahip olacak şekilde geliştirilmiştir. Aşağıda, teoride ve uygulamada yoğun bir şekilde kullanılmakta olan birim kök testleri aktarılacaktır. İlk aşamada Im, Pesaran ve Shin tarafından 2003 yılında geliştirilen test incelenmektedir. Sonrasında Fisher Genelleştirilmiş ADF ve Fisher Philips Perron birim kök testlerinden bahsedilecektir. Bu testlerde temel hipotez hiçbir birim durağan değil iken alternatif hipotez en az bir birim durağan şeklindedir.

3.4.1.2.1. Im, Pesaran ve Shin (IPS) (2003) Panel Birim Kök Testleri

IPS birim kök testi, heterojen panellerde birim kök hipotezini test etmek amacıyla geliştirilmiştir. Serideki hatalar otokorelasyonlu olması söz konusu olduğunda ve T ve N yeterince büyük olması durumunda ADF regresyon modeli temel alınarak tahmin edilmektedir. Seride korelasyon ve heterojenliğe izin verildiğinde ve ADF regresyonu yeterli gecikme uzunluğu seçildiğinde simülasyon sonuçları oldukça tatmin edicidir ve LL testinde daha iyidir. Bu makalenin çalışma kağıdı versiyonu 1995'te ortaya çıktığından, t-bar testi ampirik panel

literatüründe yaygın olarak kullanılmıştır ve hesaplamaları TSP ve Stata gibi ekonometrik yazılım paketlerinde kodlanmıştır.⁸⁷

IPS y_{it-1} 'in heterojen katsayısına izin verir ve tek tek birim kök test istatistiğinin ortalamasına dair alternatif bir test seçeneği sunar. Yani IPS diğer panel birim kök testlerinin aksine verileri birleştirmek yerine ayrı ayrı birim kök testleri uygulamaktadır. IPS yatay kesit birimlerindeki farklı seri korelasyon özelliklerine sahip serilerle ilişkili olduğu durumda ADF testinin bir ortalamasını önermektedir. $u_{it} = \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} \Delta y_{it-j} + z'_{it} \gamma + \varepsilon_{it}$ 'tir.⁸⁸

IPS panel birim kök testinde kullanılan birinci mertebe otoregresif süreç şu şekildedir:

$$y_{it} = (1 - \phi_i) \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.4.1.2.1.1)$$

Temel hipotezi tüm i 'ler için $\phi_i = 0$ olarak ifade edilebilir.

$$\Delta y_{it} = a_i + \beta_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

ve $a_i = (1 - \phi_i) \mu_i$, $\beta_i = -(1 - \phi_i)$ ve $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ 'dir. Daha sonra birim köklerin temel hipotezi şu hale gelir;

$$H_0: \beta_i = 0 \quad \text{tüm } i\text{'ler için}$$

ve alternatif hipotezi ise;

$$H_1: \beta_i < 0 \quad i=1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0 \quad \text{ve } i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N.$$

Burada zaman serisi birim kök literatürünü takip ediliyor ve öncelikle birimlere özgü Dickey-Fuller (DF) istatistiklerinin ortalamasına dayanarak panel birim kök testlerine odaklanılıyor. Yani IPS test istatistiği DF istatistiğinin ortalaması üzerine kuruludur.⁸⁹

$$t_{iT} = \frac{\hat{\beta}_{iT} (y'_{i,-1} M_\tau y_{i,-1})^{1/2}}{\hat{\sigma}_{iT}} = \frac{\Delta y'_i M_\tau y_{i,-1}}{\hat{\sigma}_{iT} (y'_{i,-1} M_\tau y_{i,-1})^{1/2}} \quad (3.4.1.2.1.2)$$

$$\hat{\beta}_{iT}, \beta_i \text{'nin OLS tahmincisidir. } M_\tau = I_T - \tau_T (\tau'_T \tau_T)^{-1} \tau'_T.$$

⁸⁷ Kyung So Im, M. Hashem Pesaran ve Yongcheol Shin, Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, Journal of Econometrics, 115, 2003, s. 53-74.

⁸⁸ Baltagi ve Kao, s.6.

⁸⁹ Im, Pesaran ve Shin, s.57.

$$\hat{\sigma}_{iT}^2 = \frac{\Delta y_i' M_{X_i} \Delta y_i}{T-2}$$

$$M_{X_i} = I_T X_i (X_i' X_i)^{-1} X_i' \text{ ve } X_i = (\tau_T, y_{i,-1}).$$

Analitik izlenebilirlik için bu istatistiğin aşağıdaki basitleştirilmiş versiyonunu da dikkate almalıyız:

$$\tilde{t}_{iT} = \frac{\Delta y_i' M_{\tau} y_{i,-1}}{\hat{\sigma}_{iT} (y_{i,-1}' M_{\tau} y_{i,-1})^{1/2}}$$

ve

$$\tilde{\sigma}_{iT}^2 = \frac{\Delta y_i' M_{\tau} \Delta y_i}{T-1}$$

$\tilde{t}_{iT}$ ve t_{iT} istatistikleri sadece σ_i^2 tahmin edicisinin seçimi noktasında farklılık göstermektedir. Temel hipotez altında $\hat{\sigma}_{iT}^2$ ve $\tilde{\sigma}_{iT}^2$ tahmincilerinin her ikisi de tutarlıdır. Sonlu bir T ve yeterince büyük N için $\tilde{t}_{iT}$ istatistiği analitik olarak çok daha kullanışlı olduğu ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle, sonlu bir T için aşağıdaki ortalama istatistiklerini dikkate alıyoruz:

$$\tilde{t} - bar_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{t}_{iT} \quad (3.4.1.2.1.3)$$

Hatalar birbiri ile ilişkili ise ve T ve N yeterince büyükse aşağıdaki ADF regresyon modeli kullanılarak test istatistiği hesaplanmaktadır:

$$\Delta y_{it} = a_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \rho_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \text{ ve } t = 1, \dots, T$$

IPS panel birim kök testinde W_{t-bar} olarak ifade edilen standartlaştırılmış t-bar istatistiğinde diyagonal olarak $N/T \rightarrow k$ boyunca ve $k > 0$ durumunda temel hipotez altında standart normal dağılıma yaklaşır.

$$W_{tbar}(p, \rho) = \frac{\sqrt{N} \{t - bar_{NT} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT}(p_i, 0 | \beta_i = 0)]\}^{T, N}}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N var[t_{iT}(p_i, 0 | \beta_i = 0)]}} \Rightarrow N(0, 1). \quad (3.4.1.2.1.4)$$

olarak hesaplanır ve

$$t - bar_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}$$

elde edilmektedir.

Breitung (1999) ardışık yerel alternatiflere karşı IPS ve LL test istatistiklerinin yerel gücünü araştırmıştır. Breitung eğer spesifik bir bireysel trend varsa LL ve IPS testlerinin dramatik bir güç kaybına uğrayacağını ortaya çıkarmıştır. Simülasyon sonuçları LL ve IPS testlerinin tesrinin deterministik terimlerin tayin edilmesine karşı oldukça hassas olduğunu belirtmektedir.⁹⁰

3.4.1.2.2. Fisher Tipi Testler: Maddala ve Wu(1999) ve Choi (2001) Panel Birim Kök Testleri

Önceki bölümde bahsedildiği gibi, heterojen bir modele dayanan panel birimi kök testleri, N bağımsız bireysel testlerden elde edilen sonuçların önemini test etmekten oluşur. Bu durum incelendiğinde, IPS ortalama bir istatistik kullanıyor olsa da bireysel testlerden gözlemlenen önemli düzeylerin birleştirilmesinde kullanılan bir diğer test stratejisi vardır. P-değerlerine istinat eden bu yaklaşımın meta-analizde köklü bir geçmişi vardır. Panel birimi kök testlerinde Fisher (1932) tipi testlere dayanan böyle bir strateji özellikle Choi (2001) ve Maddala ve Wu (1999) tarafından kullanılmıştır.⁹¹

Choi (2001), Fisher (1932) testini temel alarak, her birim için yapılan ADF ve Philips Perron (PP) testlerinin tüm panel için birleştirilmesi ile elde edilen panel birim kök testlerini önermiştir. Fisher ADF testinde zaman serileri için klasik ADF testi, Fisher PP tsinde ise zaman serileri için klasik PP testi her birim için uygulanmakta ve elde edilen test istatistiklerine ait p olasılık değerleri tüm panel için bilgilerin elde edilmesinde kullanılmaktadır. Testin ADF temelli olarak ilk kez panel veriye uyarlanması, Maddala ve Wu (1999) tarafından gerçekleştirilmiştir.⁹²

Dikkate alınan model şu şekildedir:

$$y_{it} = d_{it} + x_{it} \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T_i \quad (3.4.1.2.2.1)$$

$$d_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \dots + a_{im_i}t^{m_i}$$

$$x_{it} = \rho_i x_{i(t-1)} + u_{it}$$

⁹⁰ Baltagi ve Kao, s.7.

⁹¹ Hurlin ve Mignon, s.6.

⁹² Yerdelen Tatoğlu, Panel Zaman Serileri Analizi, s.45.

u_{it} ($u_{it} = I(0)$) durağandır. y_{it} , stokastik olmayan d_{it} ve stokastik bir süreç x_{it} süreçlerinin birleşiminden oluşmaktadır. Her bir zaman serisi y_{it} 'ye bağlı olarak farklı örnek boyutuna ve stokastik ve stokastik olmayan bileşenin farklı spesifikasyonuna sahip olabilir. Özellikle u_{it} heteroskedastik olabilir.⁹³

Test hipotezleri şu şekildedir:

$$H_0: \rho_i = 1$$

Sonlu en ve en az bir i için alternatif hipotez;

$$H_a: |\rho_i| < 1$$

Sonsuz N ve bazı i 'ler için alternatif hipotez;

$$H_a: |\rho_i| < 1$$

Temel hipotez tüm serilerin birim köklü olduğunu sınarken alternatif hipotez baz seriler için durağan bazıları için durağan olmama durumunu sınamaktadır.

Maddala ve Wu her i birim için elde edilen ρ değerlerinin birleştirilmesi ile bir test istatistiği geliştirmiştir. Bu test istatistiği şu şekildedir:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln \rho_i \quad (3.4.1.2.2.2)$$

ρ_i , i birim için bir birim kök testinin olasılık değerleridir. $\rho_i = F(G_{IT_i})$ ve $F(\cdot)$ G_I 'nin dağılım fonksiyonudur. $T \rightarrow \infty$ giderken tüm N 'ler serbestlik derecesi $2N$ ile χ^2 dağılır.

Choi'nin (2001) önerdiği test istatistiği ise şu şekildedir.⁹⁴

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \quad (3.4.1.2.2.3)$$

$\Phi(\cdot)$ standart normal kümülatif dağılım işlevindedir ve

$$L = \sum_{i=1}^N \ln \left(\frac{p_i}{1-p_i} \right) \quad (3.4.1.2.2.4)$$

⁹³ Barbieri, s. 11.

⁹⁴ In Choi, Unit root tests for panel data, Journal of International Money and Finance, 20, 2001, s. 253-256.

$$L^* = \sqrt{k}L \rightarrow t_{5N+4}$$

ve

$$k = \frac{3(5N+4)}{\pi^2(5N+2)}$$

$$L^* = \sqrt{k}L \cong \frac{1}{\sqrt{\pi^2 N/3}} \sum_{i=1}^N \ln \left(\frac{p_i}{1-p_i} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (3.4.1.2.2.5)$$

Bu da P testinin sınırdan dejenere olmayan bir dağılıma sahip olmadığı anlamına gelir. $T_i \rightarrow \infty$ ve sonra $N \rightarrow \infty$ ilişkisinde P testinin dejenere olmayan sınırlama dağılımına sahip olacak şekilde değiştirilmesi gerektiğini belirtir. P test, $E(-2\ln(p_i)) = 2$ ve $Var(2\ln(p_i)) = 4$ ' dür. Bunları kullanarak değiştirilmiş P test istatistiği,

$$P_m = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (-2\ln(p_i) - 2) = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (\ln(p_i) + 1) \quad (3.4.1.2.2.6)$$

$$P_m, Z, L^* \rightarrow N(0,1)$$

3.4.2. İkinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri

İkinci nesil birim kök testleri yatay kesit bağımsızlığı varsayımını esnetmektedir. Sorun, bu yatay kesit bağımlılığını belirtmektir. Bu spesifikasyon açık değildir çünkü bir yatay kesit içindeki bireysel gözlemlerin, ekonomik mesafenin bir metriğini dikkate almamız haricinde doğal bir düzeni yoktur. Bu nedenle, yatay kesit korelasyona izin veren panel birim kök testlerine duyulan ihtiyaca yanıt olarak, araştırmacılar çeşitli yöntemler geliştirmiştir.⁹⁵

3.4.2.1. Yatay Kesit Ortalamadan Fark Alınması ile Elde Edilen İkinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri

Levin, Lin ve Chu (LLC, 2002), öncelikle tüm birimlere ait seriler için yatay kesit ortalamaların hesaplanmasını ve tüm serilerden bu ortalamaların çıkarılmasını, bir başka ifade ile yatay kesit ortalamalardan fark alınmasını önermiştir. Bu düzeltilmiş serilere birim kök analizi yapılmasının, birimler arası korelasyonun etkisinin azalttığını ileri sürmüştür.⁹⁶ LLC, HT, Breitung, Hadri ve Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) testleri için yatay kesit ortalama

⁹⁵ Hurlin ve Mignon, s.8.

⁹⁶ Yerdelen Tatoğlu, Panel Zaman Serileri Analizi, s. 68.

farkları alarak korelasyona izin veren ikinci kuşak testlere dönüştürebiliriz. Ancak korelasyon etkisini tamamen ortadan kaldırmadığı için literatürde çok tercih edilmemektedirler.

3.4.2.1.1. Choi Panel Birim Kök Testleri

Choi (2002) aşağıdaki iki yönlü hata bileşeni modeliyle ilgilenmektedir;⁹⁷

$$y_{it} = \beta_0 + x_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T) \quad (3.4.2.1.1.1)$$

ve

$$x_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (3.4.2.1.1.2)$$

$$v_{it} = \sum_{l=1}^{p_i} a_{il} v_{i(t-l)} + e_{it} \quad (3.4.2.1.1.3)$$

μ_i : gözlemlenemeyen bireysel etki

λ_t : zayıf durağan bir süreç olarak temsil edilen gözlemlenemeyen zaman etkisi

v_{it} : otoregresif süreci takip eden rastgele bileşen

(3.3.2.1.1.2) de tüm yatay kesit birimlerin, λ_t zaman etkisi değişkeninden eşit şekilde etkilendiğini ima etmektedir. Her zaman eşit şekilde etkilene söz konusu olmayabilir ve bu yüzden bazı yazarlar aşağıdaki en basit şekli olan dinamik faktör modelini kullanmaktadır.

$$x_{it} = \mu_i \lambda_t + v_{it} \quad (3.4.2.1.1.4)$$

ve λ_t sabit olduğu varsayılır.

Test hipotezleri şu şekildedir:

$$H_0: \sum_{l=1}^{p_i} a_{il} = 1 \quad (\text{tüm } i\text{'ler için})$$

$$H_a: \sum_{l=1}^{p_i} a_{il} < 1 \quad (\text{bazı } i\text{'ler için})$$

v_{it} bileşeni sabit olduğunda, OLS tahmincisi sabit terimin tam olarak verimli bir tahmincisidir. Bununla birlikte v_{it} I(1) olduğunda veya birim köke yakın salınım gösterdiği

⁹⁷ In Choi, Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels, Hong Kong University of Science and Technology, 2002, s.3.

durumlarda Elliott ve ark. (1996), yarı farklı veriler üzerindeki sabit terimi tahmin etmek için GLS kullanmanın daha iyi sonuçlu örnek özellikleri ile birim kök testleri sağladığını göstermiştir. Choi (2002) bu yaklaşımı panel bağlamında genişletmiştir. Daha resmi olarak Choi'nin metodolojisi aşağıdaki gibi sunulabilir.⁹⁸

Aşama 1: Modelin hata terimi olan v_{it} 'nin en büyük kökünün $1+c/T$ (yaklaşık birim kök süreci) varsayımı altında $t \geq 2$ için $\tilde{y}_{it}$ ve $\tilde{c}_{it}$ yaklaşık fark serileri aşağıdaki gibidir:

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - (1 + \frac{c}{T})y_{it-1}$$

$$\tilde{c}_{it} = 1 - (1 + \frac{c}{T})$$

$c=-7$ (Bu değer Elliott, Rothenberg ve Stock tarafından verilmiştir.). Deterministik değişken $\tilde{c}_{it}$ üzerinden $\tilde{y}_{it}$ incelendiğinde T büyükken aşağıdaki gibi fark serileri yazılabilir:

$$y_{it} - \hat{\beta}_{0i} \simeq \lambda_t - \lambda_1 + v_{it} - v_{i1}$$

v_{it} I(1) yada yakın entegredir. Ortak bileşen λ_t , bireyler arasında korelasyon yaratabilir.

Aşama 2: Choi $y_{it} - \hat{\beta}_{0i}$ için yatay kesit ortalamadan fark serisi oluşturmayı ve yeni bir değişken olan z_{it} 'yi tanımlamayı önerir.

$$z_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_{0i} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_{it} - \hat{\beta}_{0i}) \simeq v_{it} - v_{i1} - \bar{v}_{.t} + \bar{v}_{.1}$$

$$\bar{v}_{.t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N v_{it}$$

Denklemden z_{it} için kullanılan ADF test istatistiği regresyon katsayısı tahmini $\hat{\rho}_0$ için t istatistiğidir:

$$\Delta z_{it} = \hat{\rho}_0 z_{i(t-1)} + \sum_{l=1}^{p_i-1} \hat{\rho}_l \Delta z_{i(t-l)} + \hat{u}_{it} \quad (3.4.2.1.1.5)$$

Bu test DF-GLS^u test olarak adlandırılır. Bu test T ve N sonsuza giderken ve trend yokken DF t dağılımındadır.

⁹⁸ Barbieri, s. 40.

p_i , i. Birim için DF-GLS testinin asimptotik p değeri olsun. Değerlendirilecek test istatistiği aşağıda yer almaktadır:

$$P_m = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (\ln(p_i) + 1) \quad (3.4.2.1.1.6)$$

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \quad (3.4.2.1.1.7)$$

$$L^* = \frac{1}{\sqrt{\pi^2 N/3}} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \quad (3.4.2.1.1.8)$$

P_m , Z ve $L^* \rightarrow N(0,1)$

$\Phi(\cdot)$: standart kümülatif normal dağılım fonksiyonudur.

Z : ters normal test olarak adlandırılır.

L^* : değiştirilmiş logit testidir.

P_m : Fisher'ın (1932) ters ki-kare testlerinin bir modifikasyonudur.

Görüldüğü gibi test istatistikleri Fisher ADF test istatistikleri ile aynıdır. Aralarındaki fark burada değişkenlerin ADF regresyonuna ilave edilmeden önce dönüştürülmesidir. Ayrıca burada yatay kesit ortalama fark alınmamıştır. Bunun yerine yaklaşık fark alınmıştır.

3.4.2.2. SUR Tipi Panel Birim Kök Testleri

Paneldeki homojen korelasyon, paneldeki tüm serilerin aynı şekilde ilişkili olduğunu varsayar. Strauss ve Yigit (2003), Monte Carlo simülasyonları ile yaptıkları çalışmalar neticesinde eşzamanlı ve homojen korelasyonlu serilerde, homojen korelasyonun ortalama fark alma işlemi ile tamamen ortadan kalktığını göstermişlerdir. Çalışmanın devam eden kısmında heterojen korelasyonlu serileri ele almışlardır ve heterojen korelasyon durumunda ortalama fark alma işleminin uygulanmasının, yaygın olarak kullanılan birkaç panel veri setinde yanlış çıkarım oluşturduğunu göstermişlerdir. Heterojen korelasyonlu panel serilerde ortalama fark alma işlemi korelasyonu tamamen ortadan kaldırmakta yeterli olmayıp testlerinin gücünün zayıflamasına yol açmaktadır.⁹⁹

⁹⁹ Jack Strauss ve Taner Yigit, Shortfalls of Panel Unit Root Testing, Economics Letters, 81, 2003, s. 309

Birden çok bağımlı değişkenin bulunduğu modeller Birden Çok Bağımlı Değişkenli Regresyon Modelleri (MRM) olarak bilinir. MRM modelleri içerisinde bağımlı değişkenlerin farklı ve açıklayıcı değişkenlerin aynı veya farklı olabileceği modeller ise Görünürde İlişkisiz Regresyon Modelleri (SUR) denir.

Bu bölümde bahsedilecek olan SUR temelli panel birim kök testleri heterojen birimler arası korelasyon durumunu da dikkate aldığı için daha avantajlıdır.

3.4.2.2.1. Çok Değişkenli Genişletilmiş Dickey Fuller (MADF) Panel Birim Kök Testi

Standart tek denklemlili ADF testine benzeyen MADF birim kök testinin ele aldığı model aşağıdaki gibidir: ¹⁰⁰

$$q_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^k \rho_{ij} q_{it-j} + u_{it} \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T \quad (3.4.2.2.1.1)$$

$$u_t = (u_{1t} \dots u_{Nt})'$$

Hata teriminin bağımsız olarak skaler olmayan bir kovaryans matrisi ile normal dağıldığı varsayılmaktadır:

$$u_t \sim IN(0, \Lambda)$$

Temel hipotezi şu şekildedir:

$$H_0: \sum_{j=1}^k \rho_{ij} - 1 = 0, \forall i = 1, \dots, N \quad (3.4.2.2.1.2)$$

(3.3.2.2.1.1) yer alan denklemi tahmin etmenin en açık yolu, birimlere özgü en küçük kareler tahmininden elde edilen kalıntıların eşzamanlı kovaryans matrisinin bir tahminini kullanarak temel olarak çok değişkenli genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) tahmini yapılmaktadır ve bu da Zellner'in (1962) SUR tahmincisini kullanmaktır. Matris notasyonunda şu şekilde yazabiliriz:

$$Q = Z\beta + u \quad (3.4.2.2.1.3)$$

¹⁰⁰ Mark P. Taylor ve Lucio Sarno, The Behavior of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period, Journal of International Economics, 46, 1998, s.281-312.

- $Q, Q = (q'_1, q'_2, \dots, q'_N)'$ ve $NT \times 1$ boyutludur.
- $Z, NT \times N(k+1)$ blok diagonal matrisidir.
- β , her bir denklem için parametre vektörüdür ve $N(k+1) \times 1$ boyutludur.
- $u, NT \times 1$ boyutlu kalıntı vektörüdür. Böylece;

$$u \sim N(0, \Lambda \otimes I_T) \quad (3.4.2.2.1.4)$$

Temel hipotez denklemindeki (3.3.2.2.1.2) kısıtlamalar daha sonra şu şekilde yazılabilir:

$$\Psi\beta - \iota = 0 \quad (3.4.2.2.1.5)$$

- $\Psi, N \times N(k+1)$ blok diagonal matrisidir.

Birim kök hipotez denklemini (3.3.2.2.1.2) için MADF test istatistiği, standart Wald test istatistiğidir:

$$MADF = \frac{(\iota - \Psi\hat{\beta})' \{ \Psi [Z(\hat{\Lambda}^{-1} \otimes I_T) Z]^{-1} \Psi' \} (\iota - \Psi\hat{\beta}) N(T-k-1)}{(Q - Z\hat{\beta})' (\hat{\Lambda}^{-1} \otimes I_T) (Q - Z\hat{\beta})} \quad (3.4.2.2.1.6)$$

$\hat{\beta}$ ve $\hat{\Lambda}$, β ve Λ tutarlı tahminçileridir. MADF testi N serbestlik derecesi ile χ^2 dağılmaktadır. Bununla birlikte mevcut durumda temel hipotez altında serideki süreçlerin teorik olarak sonsuz varyansı olması nedeniyle dağılımı bilinmemektedir. Ancak sonlu örneklemelerdeki ampirik dağılımı Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanabilir.

3.4.2.2.2. Görünürde İlişkisiz Regresyon Genişletilmiş Dickey Fuller (SURADF) Panel Birim Kök Testi

SURADF panel birim kök testi önerisi Breuer'in (2002) bir önerisidir ve Zellner (1962) tarafından geliştirilen SUR (Seemingly Unrelated Regressions) ve panel tahminine dayanan ADF (Augmented Dickey-Fuller) testlerinin birlikte kullanılmasıyla elde edilir.

SURADF birim kök testi birkaç yönüyle diğer testlerden farklılaşmaktadır. Bunlar sırasıyla SURADF testinin her birim için ayrı birim kök testi prosedürü uygulaması, panelde yer alan serilerden kaç adedinin durağan olduğu bilgisini vermesi ve durağan serilerden hangi birime ait söyleyebilmesidir. Eğer SURADF ile elde edilen değer 10.000 tekrarlı Monte Carlo

simülasyonundan elde edilen bootstrap kritik değerlerinden büyük ise temel hipotez reddedilir ve ilgili birime ait serinin durağan olduğuna yani birim kök içermediğine karar verilir.¹⁰¹

Tüm panel birimi kök testlerini kapsayan N seri ve T zaman boyutu için genel model:¹⁰²

$$\Delta y_{1,t} = a_1 + \beta_1 y_{1,t-1} + \sum_{j=1}^{k_1} \delta_{1,j} \Delta y_{1,t-j} + u_{1,t} \quad t=1, \dots, T \quad (3.4.2.2.2.1)$$

.

.

.

$$\Delta y_{N,t} = a_N + \beta_N y_{N,t-1} + \sum_{j=1}^{k_N} \delta_{N,j} \Delta y_{N,t-j} + u_{N,t} \quad t=1, \dots, T$$

β_i , i. birim için otoregresif katsayıyı göstermektedir. Burada SURADF prosedürü SUR ile tahmin edilerek her bir β katsayısının anlamlılığı simülasyon ile oluşturulan kritik değerlerle karşılaştırılarak test edilir.

SURADF süreci paneldeki hangi serilerin birim kök içerdiğini ve hangilerinin birim kök içermediğini belirlemek için kullanılabilecek panel birimi kök test istatistikleri sunmaktadır. Buradaki yenilik, SUR çerçevesinde her panel üyesi için ayrı temel ve alternatif hipotezlerin test edilmesidir. Denklem (3.3.2.2.2.1)'e istinaden, temel ve alternatif hipotezler şu şekildedir:

$$H_0^1: \beta_1 = 0; \quad H_A^1: \beta_1 < 0$$

$$H_0^2: \beta_2 = 0; \quad H_A^2: \beta_2 < 0$$

.

.

$$H_0^N: \beta_N = 0; \quad H_A^N: \beta_N < 0$$

SURADF testinin üç önemli özelliği üzerinde durmakta fayda vardır. Bu özelliklerden ilki hata terimleri arasındaki eş zamanlı korelasyonu dikkate alarak çalışmasıdır. İkincisi gecikmelerde panel birimlerinde heterojenliğe olanak sağlamasıdır. Üçüncü ve son özelliği ise yatay kesit bağımlılığına izin vermesidir.

¹⁰¹ Bülent Doğru, Euro Bölgesinde İşsizlik Histerezisinin İkinci Nesil Panel Birim Kök Testleri ile Analizi, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Vol.14, No.3 2013, s.81.

¹⁰² Janice Boucher Breuer, Robert McNown ve Myles Wallace, Series-specific Unit Root Tests with Panel Data, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.64, No.5 2002, s. 527–546.

3.4.2.3. Faktör Yapısı Yaklaşımına Dayanan İkinci Kuşak Panel Birim

Kök Testleri

Bu bölümde, faktör yapısı yaklaşımını inceleyen çalışmalardan Moon ve Perron (2004), Pesaran (CIPS 2007), Hadri ve Kurozumi (Yatay Kesit Genelleştirilmiş KPSS 2012), Bai ve Ng (PANIC 2004,2010), Pesaran, Shin ve Yamagata (CSB 2013) ve Reese ve Westerlund (PANICCA 2016) panel birim kök testleri üzerinde durulacaktır. Bahse konu bu testler birbirinden ayrı yatay kesit birimlerinde diferansiyel etkilerine sahip genel yargıları kabul etmekte ve birimler arası korelasyon faktörler ile modellenmektedir.

3.4.2.3.1 Moon ve Perron Panel Birim Kök Testi

Moon ve Perron (2004), T sayısının büyük olduğu paneller için birimler arası korelasyona izin veren birim kök testi geliştirmişlerdir. Modelde yatay kesit bağımlılığı dikkate alabilmek için bilinmeyen sayıda gözlenemeyen ortak faktörler kullanılmıştır. Panelde ortak faktörler varken yatay kesitler arasında bağımsızlığı varsayan testler boyut bozukluğu sorunu ile karşı karşıya kalırlar. Bu problemin çözümü için Moon ve Perron (2004), panel veri için faktörleri ortogonalleştirerek faktörden arındırılmış panel veri elde etmişlerdir. Faktörlerden arındırarak elde ettikleri panel veri setini kullanarak bir test istatistiği geliştirmişlerdir.¹⁰³

Dikkate alınacak model dinamik panel modelidir:¹⁰⁴

$$z_{it} = a_i + z_{it}^0 \quad (3.4.2.3.1.1)$$

$$z_{it}^0 = \rho_i z_{it-1}^0 + y_{it}$$

$$y_{it} = \beta_i^{o'} f_t^0 + e_{it}$$

- $z_{i0}^0 = 0$ tüm i'ler için ilk gözlemlerdir.
- a_i sabit etkilerdir.
- y_{it} gözlenemeyen hata terimleridir ve M tane gözlenemeyen tesadüfi faktör tarafından oluşturulmaktadır.
- f_t^0 $r \times 1$ boyutlu ortak faktörler vektörüdür.

¹⁰³ Esra Canpolat, “Görünürde İlişkisiz Regresyon Modellerine Dayalı Kalıntılarla Genişletilmiş Fourier Fonksiyonlu Panel Birim Kök Testi”, İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Ana Bilim Dalı, Ekonometri Bilim Dalı, Doktora Tezi, Malatya, 2017, s.100

¹⁰⁴ Hyungsik Roger Moon ve Benoit Perron, Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors, Journal of Econometrics, 122, 2004, s. 83.

- β_i^0 tesadüfi olmayan faktör yükleme katsayısıdır.
- e_{it} kendine özgü şoklar ve faktör sayısıdır.

Moon ve Perron testinin hipotezleri:

$H_0: \rho_i = 1$ Tüm i 'ler için

$H_1: \rho_i < 1$ Bazı i 'ler için

Moon ve Perron (2004), faktörleri hata parametresi gibi ele almışlardır ve birim kök testini oluşturmak için havuzlanmış faktörden ayrılmış verinin kullanılmasını önermişlerdir. Ortak faktörleri elimine etmek için panel veri faktör yükleri ortogonalleştirilecek şekilde tasarlanmıştır. Bu şekilde tasarlanan faktörlerden arındırılmış veri ve kalıntılar, artık yatay kesit bağımlılığı içermeyecektir. Ardından standart havuzlanmış t -istatistiği IPS'deki gibi gösterilebilir. Modifiye edilmiş havuzlanmış EKK tahmincisi faktörden arındırılmış veri kullanılarak elde edilir ve aşağıdaki şekilde verilmiştir:¹⁰⁵

$$\hat{\rho}_{pool}^+ = \frac{tr(Z_{-1}Q_{\beta^0}Z') - nT\lambda_e^n}{tr(Z_{-1}Q_{\beta^0}Z'_{-1})} \quad (3.4.2.3.1.2)$$

Moon ve Perron (2004), 2 adet test istatistiği önermiştir:

$$t_a = \frac{\sqrt{nT}(\hat{\rho}_{pool}^+ - 1)}{\sqrt{2\phi_e^4/\omega_e^4}} \Rightarrow N(-\mu_\theta \sqrt{\frac{\omega_e^4}{2\phi_e^4}}, 1) \quad (3.4.2.3.1.3)$$

ve

$$t_b = \sqrt{nT}(\hat{\rho}_{pool}^+ - 1) \sqrt{\frac{1}{nT^2} tr(Z_{-1}Q_{\beta^0}Z'_{-1})} \frac{\omega_e^2}{\phi_e^4} \Rightarrow N(-\mu_\theta \sqrt{\frac{\omega_e^4}{2\phi_e^4}}, 1) \quad (3.4.2.3.1.4)$$

- Z_{-1} gecikmeli değişkenler matrisidir.
- Q_{β^0} izdüşüm matrisidir.
- ω_e^2 , e_{it} kalıntılarının uzun dönem varyansdır.
- ϕ_e^4, ω_e^4 , ün yatay kesit ortalamasıdır.
- $(n, T \rightarrow \infty)$ iken $n/T \rightarrow 0$ 'tır ve standart limit dağılımına sahiptir.

¹⁰⁵ Canpolat, s.101

3.4.2.3.2 Yatay Kesit Genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin (CIPS) Panel

Birim Kök Testi

Pesaran (2007) birim kök testlerinde faktör tahminlerinden sapmalar yerine, standart DF (veya ADF) regresyonlarının gecikmeli düzeylerinin yatay kesit ortalamaları ve her bir serinin ilk farkları ile genişletilmiş basit bir panel birim kök testi önerir. Standart panel birim kök testleri daha sonra tek tek yatay kesit olarak genişletilmiş ADF istatistiklerinin (CADF ile belirtilir) basit ortalamalarına veya ilişkili ret olasılıklarının uygun dönüşümlerine dayanır. Asimptotik sonuçlar hem yatay kesit olarak artırılmış ADF (CADF) istatistikleri hem de onun basit ortalamaları için elde edilir. Bireysel CADF istatistiklerinin asimptotik olarak benzer olduğu ve faktör yüklemelerine bağlı olmadığı gösterilmiştir. Bu testin küçük örnek özellikleri Monte Carlo deneyleri ile araştırılmıştır.¹⁰⁶

Pesaran (2007) basit dinamik doğrusal heterojen panel veri modeli şu şekildedir;¹⁰⁷

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad (3.4.2.3.2.1)$$

y_{i0} başlangıç değeridir. Sonlu varyans ve ortalama sahip bir yoğunluk fonksiyonuna sahiptir. Hata terimi, u_{it} , tek faktörlü yapıya sahiptir. Bu yapı şu şekildedir;

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.4.2.3.2.2)$$

f_t gözlemlenemeyen ortak etkileri ve ε_{it} birime özgü hataları ifade etmektedir. (1) ve (2)'i aşağıdaki gibi yazmak uygundur:

$$\Delta y_{it} = a_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.4.2.3.2.3)$$

Burada; $a_i = ((1 - \phi_i)\mu_i)$, $\beta_i = -(1 - \phi_i)$ ve $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ 'tir.

İlgilenilen birim kök hipotezi $\phi_i = 1$ iken temel ve alternatif hipotezler şu şekildedir:

$$H_0: \beta_i = 0 \quad \text{tüm } i\text{'ler için}$$

$$H_a: \beta_i < 0 \quad i = 1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

¹⁰⁶ Badi H. Baltagi ve M. Hashem Pesaran, "Heterogeneity and Cross Section Dependence in Panel Data Models: Theory and Applications", Journal of Applied Econometrics, Vol. 22, 2007, s. 230.

¹⁰⁷ M. Hashem Pesaran, "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence", Journal of Applied Econometrics, Vol. 22, 2007, s. 265–312.

Temel hipotez, aşağıdaki yatay kesit olarak arttırılmış DF(CADF) regresyonunda OLS tahmininin t-oranına dayandırılır:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (3.4.2.3.2.4)$$

Burada t oranı t_i (N, T) ile aşağıdaki gibi ifade edilir;

$$t_i(N, T) = \frac{\Delta y'_{it} \bar{M}_w y_{i,-1}}{\hat{\sigma}_i (y'_{i,-1} \bar{M}_w y_{i,-1})^{1/2}} \quad (3.4.2.3.2.5)$$

Bu test IPS testinin yatay kesit olarak geliştirilmiş versiyonu olarak düşünülebilir. CIPS istatistiğini elde etmek için (3.3.2.3.2.5)'da ki t istatistiklerinin ortalamaları alınır.

$$CIPS(N, T) = t - bar = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (3.4.2.3.2.6)$$

Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) tarafından önerilen bireysel testlerin p-değerlerinin birleştirilmesi de düşünülebilir. Maddala ve Wu (1999) tarafından önerilen ters ki-kare (veya Fisher) test istatistiği şu şekildedir:

$$P(N, T) = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_{iT}) \quad (3.4.2.3.2.7)$$

Burada p_{iT} , tek tek yatay kesit birimin birim kök testine karşılık gelen p-değeridir. Başka bir olasılık, Choi (2001) tarafından tanımlanan ters normal test istatistiği kullanmak olacaktır ve bu istatistik şu şekildedir:

$$Z(N, T) = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_{iT}) \quad (3.4.2.3.2.8)$$

Pesaran (2007) çalışmasında CADF için hesaplanan kritik değerleri sabitsiz trendsiz, sabitli ve sabitli trendli durum için ayrı ayrı tablolaştırılarak 10'dan 200'e kadar tabloştırmıştır.

3.4.2.3.3 Bai ve Ng (PANIC) Panel Birim Kök Testi (2004,2010)

Bai ve Ng genel kabul görmüş yatay kesit korelasyonu dikkate alarak birim kök temel hipotezinin ilk testini önerdiler. Bu test kabul edilen bağımlılıkların farklı bir bakış açısı ile belirlenmesinden ibarettir. Bai ve Ng oldukça kolay bir bakış açısı ile bir faktör analitik modeli düşündüler.¹⁰⁸ Bireysel ve ortak bileşenlerdeki durağanlıkların ayrı ayrı incelendiği bir test önermişlerdir. Bu test literatürde PANIC (Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and

¹⁰⁸ Hurlin ve Mignon, s.8.

Common Components) şeklinde yer almaktadır. Aşağıdaki faktör analitik modeli dikkate alınmaktadır,¹⁰⁹

$$X_{it} = D_{it} + \lambda_i' F_t + e_{it} \quad (3.4.2.3.3.1)$$

$$(1 - L)F_t = C(L)\eta_t$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

- F_t $r \times 1$ ortak faktörüdür.
- e_{it} hata terimidir.
- D_{it} polinomial trend fonksiyonudur.
- λ_i faktör yüklenimi vektörüdür.
- X_{it} deterministik bileşenlerin toplamıdır.
- $C(L)$ gecikme operatörünün L polinomlarından oluşan bir $r \times r$ matrisidir ve $C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j$

Modelin ilk farklar denklemi;

$$\Delta X_{it} = \lambda_i' \Delta F_t + \Delta e_{it} \quad (3.4.2.3.3.2)$$

$$x_{it} = \Delta X_{it}, f_t = \Delta F_t \text{ ve } z_{it} = \Delta e_{it} \quad (3.4.2.3.3.3)$$

biçiminde gösterilip sonrasında

$$x_{it} = \lambda_i' f_t + z_{it} \quad (3.4.2.3.3.4)$$

Ayrıca Bai ve Ng birikimli değişkenlere dayalı farkı alınabilen ve tekrar toplanabilen bir tahmin süreci önermiştir. Bu birikimli değişkenler şu şekildedir;

$$\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s \text{ ve } \hat{e}_{it} = \sum_{s=2}^t \hat{z}_{is}$$

$p=1$ olduğunda birinci fark verilerin ortalamalarının da kaldırılması gerekmektedir.

$$x_{it} = \Delta X_{it} - \overline{\Delta X}_i, f_t = \Delta F_t - \overline{\Delta F} \text{ ve } z_{it} = \Delta e_{it} - \overline{\Delta e}_i \text{ olacaktır.}$$

¹⁰⁹ Jushan Bai ve Serena Ng, Panel Unit Root Tests With Cross-Section Dependence: A Further Investigation, Econometric Theory, 26, 2010, s. 1088–1114.

Ortak faktörlerin kalıntılarının durağanlığının sınanabilmesi için kalıntıların durağanlığının sınanmaktadır. Kalıntıların durağanlığı incelenirken ilk olarak e_{it} ' in bireysel olarak durağanlığı test edilmekte sonrasında havuzlanmış p değerleri için tüm panelin durağanlığı sınanmaktadır.

p= -1 ve p=0 için;

$$\hat{\rho}^+ = \frac{tr(\hat{e}'_{-1}\hat{e}) - NT\hat{\lambda}_\varepsilon}{tr(\hat{e}'_{-1}\hat{e}_{-1})}$$

ve PANIC test istatistikleri

$$P_a = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1)}{\sqrt{\frac{2\hat{\Phi}_\varepsilon^4}{\hat{\omega}_\varepsilon^4}}} \quad (3.4.2.3.3.5)$$

$$P_b = \sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1) \sqrt{\frac{1}{NT^2} tr(\hat{e}'_{-1}\hat{e}_{-1}) \frac{\hat{\omega}_\varepsilon^2}{\hat{\Phi}_\varepsilon^4}} \quad (3.4.2.3.3.6)$$

p=1 için;

$$\hat{\rho}^+ = \frac{tr(\hat{e}'_{-1}\hat{e})}{tr(\hat{e}'_{-1}\hat{e}_{-1})} + \frac{3}{T} \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\omega}_\varepsilon^2} = \hat{\rho} + \frac{3}{T} \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\omega}_\varepsilon^2}$$

ve PANIC test istatistikleri

$$P_a = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1)}{\sqrt{\left(\frac{36}{5}\right) \hat{\Phi}_\varepsilon^4 \hat{\sigma}_\varepsilon^4 / \hat{\omega}_\varepsilon^8}} \quad (3.4.2.3.3.7)$$

$$P_b = \sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1) \sqrt{\frac{1}{NT^2} tr(\hat{e}'_{-1}\hat{e}_{-1}) \frac{5}{6} \frac{\hat{\omega}_\varepsilon^6}{\hat{\Phi}_\varepsilon^4 \hat{\sigma}_\varepsilon^4}} \quad (3.4.2.3.3.8)$$

Temel hipotez altında $\rho_i = 1$ iken tüm i'ler için $N, T \rightarrow \infty$ ve $N/T \rightarrow 0$, $P_a \xrightarrow{d} N(0,1)$ ve $P_b \xrightarrow{d} N(0,1)$ 'tir.

Hata teriminin otokorelasyonlu olması durumunda PMSB testi geliştirilmiştir. $\hat{e}$, PANIC' ten elde edilmektedir. p=-1 ve p=0 için test istatistiği;

$$PMSB = \frac{\sqrt{N} \left(tr \left(\frac{1}{NT^2} \hat{e}' \hat{e} \right) - \frac{\hat{\omega}_\varepsilon^2}{2} \right)}{\sqrt{\hat{\Phi}_\varepsilon^4 / 3}} \quad (3.4.2.3.3.9)$$

p=1 için test istatistiği;

$$PMSB = \frac{\sqrt{N}(\text{tr}(\frac{1}{NT^2}\hat{e}'\hat{e}) - \frac{\hat{\omega}_{\hat{e}}^2}{6})}{\sqrt{\hat{\phi}_{\hat{e}}^4/45}} \quad (3.4.2.3.3.10)$$

Şeklin de elde edilir. $N, T \rightarrow \infty$ ve $N/T \rightarrow 0$ iken $PMSB \xrightarrow{d} N(0, 1)$ ' tir.

3.4.2.3.4 Pesaran, Smith ve Yamagata (CSB) Panel Birim Kök Testi (2013)

Genişletilmiş Sargan-Bhargava (CSB) panel birim kök testi Pesaran, Smith ve Yamagata (2013) tarafından geliştirilmiştir. Bu testte Pesaran (2007) tarafından önerilen CIPS testinin çok faktörlü hata yapısı genişletilmiştir. CSB testi için aşağıdaki model dikkate alınmaktadır;

$$\Delta Y_{it} = \beta_i(y_{i,t-1} - a'_{iy}d_{t-1}) + a'_{iy}\Delta d_t + u_{it} \quad i=1,2, \dots, N \text{ ve } t=1,2, \dots, T \quad (3.4.2.3.4.1)$$

$\beta_i \leq 0$ ve $d_t = (1, t)'$ sabit ve trendli 2×1 vektördür. $d_0 \equiv 0$ ve $\Delta d_1 = (0, 1)'$ olduğu varsayılır. Aşağıdaki çok faktörlü hata yapısını göz önünde bulundurur;¹¹⁰

$$u_{it} = \gamma'_{iy}f_t + \varepsilon_{iyt} \quad (3.4.2.3.4.2)$$

f_t $m^0 \times 1$ boyutlu gözlemlenemeyen ortak etkiler vektörüdür. γ_{iy} ise faktör yüklerinin ilişkili vektörüdür. ε_{iyt} kendine özgü bir bileşendir. Bu, Pesaran'ın (2007) tek faktörlü hata spesifikasyonunu genelleştirir. (3.3.2.3.4.1) ve (3.3.2.3.4.2) birleştirildiğinde;

$$\Delta y_{it} = \beta_i(y_{i,t-1} - a'_{iy}d_{t-1}) + a'_{iy}\Delta d_t + \gamma'_{iy}f_t + \varepsilon_{iyt} \quad (3.4.2.3.4.3)$$

Gözlemlenen tüm y_{it} serilerinde birim kökün varlığı ve yatay kesit birimlerin bütünleşik olmadığı temel hipotez ve alternatif hipotez şu şekilde ifade edilir:

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ bütün } i\text{'ler için}$$

$$H_1: \beta_i < 0 \quad i = 1, 2, \dots, N_1$$

$$H_1: \beta_i = 0 \quad i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

¹¹⁰ M. Hashem Pesaran, L. Vanessa Smith ve Takashi Yamagata, Panel unit root tests in the presence of a multifactor error structure, Journal of Econometrics, 175, 2013, s.96.

ve burada $N_1/N \rightarrow \kappa$, $0 < \kappa \leq 1$ iken $N \rightarrow \infty$ 'tir.

Temel hipotez altında (3.3.2.3.4.3) eşitliği şu şekilde yazılabilir;

$$y_{it} = y_{i0} + a'_{iy}d_t + \gamma'_{iy}S_{ft} + S_{iyt} \quad i=1,2, \dots, N \text{ ve } t=1,2, \dots, T \quad (3.4.2.3.4.4)$$

Burada $S_{ft} = f_1 + f_2 + \dots + f_t$ ve $S_{iyt} = \varepsilon_{iy1} + \varepsilon_{iy2} + \dots + \varepsilon_{iyt}$ 'tir.

Yaklaşımın, Bai ve Ng (2004) PANIC çerçevesi ile nasıl ilişkili olduğunu görmek için şu yapı kullanılmaktadır:

$$y_{it} = \mu_i + \gamma'_{iy}F_t + e_{iyt} \quad (3.4.2.3.4.5)$$

$$\Delta F_t = C(L)V_t$$

$$(1 - \rho_i L)e_{iyt} = \varepsilon_{iyt}$$

Burada $\text{rank}(C(1))=r$, $0 \leq r \leq m^0$ ve r faktör sayısı olup $I(1)$ 'tir. $\varepsilon_{iyt} \sim i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2)$. (3.4.2.3.4.5) numaralı denklem aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\Delta y_{it} = \beta_i(y_{i,t-1} - \mu_i - \gamma'_{iy}F_{t-1}) + \gamma'_{iy}\Delta F_t + \varepsilon_{iyt} \quad (3.4.2.3.4.6)$$

$$\beta_i = -(1 - \rho_i).$$

Pesaran (2007), $m^0 = 1$ durumunda f_t gözlemlenemeyen ortak etkiler vektörü için bir araç değişken kullanılmasını önermiştir. $m^0 > 1$ durumunda y_{it} 'ye ek olarak, farklı faktörler kümesine sahip olmasına rağmen aynı ortak faktörler kümesine bağlı (S_{ft}) k adet gözlemlenebilir x_{it} değişkeni olduğu varsayılır.

Daha spesifik olarak, genel doğrusal işlemin $k \times 1$ vektörü boyutlu ek değişkene sahip olduğu varsayılır:

$$\Delta x_{it} = A_{ix}\Delta d_t + \Gamma_{ix}f_t + \varepsilon_{ixt} \quad i=1,2, \dots, N; t=1,2, \dots, T \quad (3.4.2.3.4.7)$$

ve burada $x_{it} = (x_{i1t}, x_{i2t}, \dots, x_{ikt})'$, $\Gamma_{ix} = (\gamma_{ix1}, \gamma_{ix2}, \dots, \gamma_{ixk})'$, $A_{ix} = (a_{ix1}, a_{ix2}, \dots, a_{ixk})'$ ve ε_{ixt} kalıntıdır. x_{it} için çözüldüğünde;

$$x_{it} = x_{i0} + A_{ix}d_t + \Gamma_{ix}S_{ft} + S_{ixt} \quad i=1,2, \dots, N; t=1,2, \dots, T \quad (3.4.2.3.4.8)$$

$S_{ixt} = \sum_{s=1}^t \varepsilon_{ixs}$ 'tir ve (3.3.2.3.4.4) ile (3.3.2.3.4.8) birleştirildiğinde;

$$z_{it} = z_{i0} + \Gamma_i S_{ft} + A_i d_t + S_{it} \quad (3.4.2.3.4.9)$$

Burada $z_{it} = (y_{it}, x'_{it})'$, $\Gamma_i = (\gamma_{iy}, \Gamma'_{ix})'$, $A_i = (a_{iy}, A'_{ix})'$ ve $S_{it} = (S_{iyt}, S'_{ixt})'$.

Yukarıdakiler ışığında, panel birim kök testi aşağıdaki yatay kesit olarak arttırılmış regresyonda b_i 'nin OLS tahmin edicisinin ($\hat{b}_i$) t-oranına dayalıdır:

$$\Delta y_{it} = b_i y_{it-1} + c'_i \bar{z}_{t-1} + h'_i \Delta \bar{z}_t + g'_i d_t + \varepsilon_{it} \quad (3.4.2.3.4.10)$$

($\hat{b}_i$) t-oranı şu şekildedir;

$$\begin{aligned} t_i(N, T) &= \frac{\Delta y'_i \bar{M} y_{i,-1}}{\hat{\sigma}_i (y'_{i,-1} \bar{M} y_{i,-1})^{1/2}} \\ &= \frac{\sqrt{T-2k-5} \Delta y'_i \bar{M} y_{i,-1}}{(\Delta y'_i \bar{M} y_{i,-1})^{1/2} (y'_{i,-1} \bar{M} y_{i,-1})^{1/2}} \end{aligned} \quad (3.4.2.3.4.11)$$

Panel birimi kök testinin CIPS test istatistiği t oranlarının ortalamasına dayalıdır:

$$CIPS_{NT} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (3.4.2.3.4.12)$$

CIPS test istatistiğinin kesikli versiyonu şu şekildedir:

$$CIPS_{NT}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i^*(N, T) \quad (3.4.2.3.4.13)$$

Sargan ve Bhargava (1983) tarafından önerilen test istatistiği, zaman serisi durumunda otokorelasyonu dikkate alacak şekilde Stock (1999) tarafından geliştirildi. Bu test, yakın zamanda Bai ve Ng (2010) tarafından panel veri seti için uyarlanmıştır ve Pesaran, Shin ve Yamagata (2013) tarafından CSB testi olarak genişletilmiştir.

Temel hipotez altında y_{it} serisi şu şekildedir;

$$\Delta y_{it} = a'_{iy} \Delta d_t + \gamma'_{iy} f_t + \varepsilon_{iyt} \quad (3.4.2.3.4.14)$$

Her i için yatay kesit olarak arttırılmış Sargan-Bhargava istatistiği şu şekildedir;

$$CSB_i(N, T) = T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 / \hat{\sigma}_i^2 \quad (3.4.2.3.4.15)$$

Burada $\hat{u}_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{ij}$ ve $\hat{\sigma}_i^2 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2 / [T - (k + 1)]$.

Eğer modelde trend varsa varyans modeli şu şekilde değişmektedir;

$$\hat{\sigma}_i^2 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2 / [T - (k + 2)].$$

CSB testi daha sonra $CSB_i(N, T)$ istatistiklerinin yatay kesit ortalaması kullanılarak aşağıdaki gibi elde edilir;

$$CSB_{NT} = N^{-1} \sum_{i=1}^N CSB_i(N, T) \quad (3.4.2.3.4.16)$$

CSB testi için yapılan Monte Carlo simülasyonları sonucunda T ve N boyutu arttıkça testin gücünün arttığı ve testin doğru sonuçlar verdiği gösterilmiştir. Ayrıca teste ait kritik değerlerde Pesaran, Shin ve Yamagata tarafından çalışmalarında belirtilmiştir.

3.4.2.3.5 Reese ve Westerlund (PANICCA) Panel Birim Kök Testi (2016)

Reese ve Westerlund (2016), Pesaran'ın (2007,2013) ve Bai ve Ng'nin (2004, 2010) testlerini bir araya getirerek yeni bir test önermiştir. Önerdikleri testte PANICCA ismini vermelerinin sebebi ise Pesaran'ın testinden CA kısmını yani yatay kesit ortalamalardan fark alma üzerine kurulu bir faktör testi olması ve Bai ve Ng'nin testinden ise PANIC kısmını yani PC temelli kalıntı ve faktörlerin durağanlığını sınavan bir test olmasından dolayıdır.

$Y_{i,t}$ 'nin veri oluşturma işleminin (DGP) aşağıdaki ortak faktör modeli ile verildiği varsayılmaktadır:¹¹¹

$$Y_{i,t} = a_i' D_{t,p} + \lambda_i' F_t + e_{i,t} \quad (3.4.2.3.5.1)$$

- $e_{i,t}$, skaler kendine özgü bir hatadır.
- F_t , $(r \times 1)$ boyutlu ortak faktörlerin vektörü
- λ_i , $(r \times 1)$ boyutlu yükleme katsayıları vektörü
- $D_{t,p} = (1, \dots, t^p)'$, $(p + 1) \times 1$ boyutlu deterministik bileşenler vektörüdür ve $p=0$ ise sabit, $p=1$ ise sabit ve trend bulunmaktadır.

¹¹¹ Simon Reese ve Joakim Westerlund, Panicca: Panic on Cross-Section Averages, Journal of Applied Econometrics, 2015, s.1-21.

Bununla birlikte ortak faktör model tarafından verilen $X_{i,t}$ olarak adlandırılan $m \times 1$ boyutlu ek değişkenlerin varlığına izin verilmektedir. Bu değişken;

$$X_{i,t} = \beta_i' D_{t,p} + \Lambda_i' F_t + u_{i,t} \quad (3.4.2.3.5.2)$$

(3.3.2.3.5.1) ve (3.3.2.3.5.2) denklemlerin ışığında tanımlanan değişkenler $Z_{i,t} = (Y_{i,t}, X_{i,t}')'$ ile gösterildiğinde;

$$Z_{i,t} = B_i' D_{t,p} + C_i' F_t + V_{i,t} \quad (3.4.2.3.5.3)$$

Burada $B_i = (a_i, \beta_i)$, C_i $r \times (m + 1)$ boyutlu faktör yükü katsayıları vektörü olup $C_i = (\lambda_i, \Lambda_i)'$ tir ve $V_{i,t} = (e_{i,t}, u_{i,t}')$.

PANIC'in arkasındaki fikir ilk önce $Z_{i,t}$ 'nin ilk farkının alınarak dönüştürülmesidir. Dönüştürülen değişkenin varsayımsal olarak durağan olması nedeniyle, $Z_{i,t}$ 'nin bütünleşme mertebesine ilişkin belirsizlik ortadan kalkar, bu da ortak ve kendine özgü bileşenlerin ortak faktör modelleri için mevcut yöntemler kullanılarak tahmin edilebileceği anlamına gelir.

Bu bölümün geri kalanının amacı yukarıdaki tartışmayı biraz daha kesin hale getirmektir. Tanımlayarak başlanılırsa;

$$z_{i,t} = \Delta Z_{i,t}, d_{t,p} = \Delta D_{t,p}, f_t = \Delta F_t \text{ ve } v_{it} = \Delta V_{i,t}$$

Bu gösterimde, denklemin (3.3.2.3.5.3) ilk farklarının alınmış versiyonu şu şekilde yazılabilir:

$$z_{i,t} = b_i' D_{t,p-1} + C_i' f_t + v_{i,t} \quad (3.4.2.3.5.4)$$

Veya matris formunda şu şekildedir;

$$z_{i,t} = D_{p-1} b_i + f C_i + v_i \quad (3.4.2.3.5.5)$$

$z_i = (z_{i,2}, \dots, z_{i,T})'$, $v_i = (v_{i,2}, \dots, v_{i,T})'$ olup $(T-1) \times (m+1)$ boyutlu ve $f = (f_2, \dots, f_T)'$ olup $(T-1) \times r$ boyutludur. $D_{p-1} = (D_{2,p-1}, \dots, D_{T,p-1})'$ ve $(T-1) \times (p-1)$ boyutludur.

Bu gösterimde, denklem (3.3.2.3.5.5) alternatif olarak şu şekilde yazılabilir:

$$z_i^p = f^p C_i + v_i^p \quad (3.4.2.3.5.6)$$

Test aşağıdaki şekilde yapılır. $r=m+1=1$ ise $\hat{F}_t^p$ (ve F_t^p) skaler olup test mevcut herhangi bir birim kök testi kullanılarak yapılabilir. Bai ve Ng (2004), Augmented Dickey–Fuller (ADF) testine odaklanmıştır. Reese ve Westerlund, Bai ve Ng (2004)’nin ADF testini kullanmışlardır. ADF istatistiği şu şekildedir;

$$ADF_p = \frac{(\hat{F}_{-1}^p)' M_{p+1} M_W M_{p+1} \Delta \hat{F}^p}{\hat{\sigma}_\eta \sqrt{(\hat{F}_{-1}^p)' M_{p+1} M_W M_{p+1} \hat{F}_{-1}^p}} \quad (3.4.2.3.5.7)$$

Test istatistiği tanımlamaları;

$$\Delta \hat{F}^p = (\Delta \hat{F}_{3+q}^p, \dots, \Delta \hat{F}_T^p)', \quad \hat{F}_{-1}^p = (\hat{F}_{2+q}^p, \dots, \hat{F}_{T-1}^p)'$$

$$W = (W_{2+q}, \dots, W_T^p), \quad W_t = (\Delta \hat{F}_{t-1}^p, \dots, \Delta \hat{F}_{t-q}^p)$$

$$\hat{\sigma}_\eta^2 = T^{-1} (\Delta \hat{F}_T^p)' M_{p+1} M_W M_{p+1} \Delta \hat{F}^p$$

$$M_W = I_{T-q-1} - W(W'W)^{-1}W'$$

Eğer $r=m+1>1$ ise r_1 'i belirlemek için sıralı test prosedürü kullanılabilir. Ayrıca $MQ_p(k)$ test istatistiği kullanılır:

$$MQ_p(k) = T[\hat{w}_p(k) - 1]$$

Burada $\hat{w}_p(k)$ en küçük özdeğer;

$$\frac{1}{2} \left[(\hat{Y}_{k,-1}^p)' \hat{Y}_k^p + (\hat{Y}_k^p)' \hat{Y}_{k,-1}^p - T(\hat{\Sigma}_k + \hat{\Sigma}_k') \right] [(\hat{Y}_{k,-1}^p)' \hat{Y}_{k,-1}^p]^{-1}$$

ve $\hat{\Sigma}_k = \sum_{j=1}^{J-1} K(j) T^{-1} \sum_{t=j+3}^T \hat{U}_{t-j,k} \hat{U}_{t,k}', \hat{U}_{t,k}$ 'tir.

MQ_p , CA yaklaşımı ile uygulanan Bai ve Ng (2004) PANIC testinde tanımladığı MQ_c test istatistiğinin tahminidir. Bai ve Ng (2004)'in MQ_f olarak tanımlanan başka bir test istatistiği de bulunmaktadır. Bununla birlikte, MQ_c test istatistiği daha genel olduğundan, Reese ve Westerlund bu istatistiğin CA yaklaşımını ele almışlardır.

3.5. Panel Vektör Otoregresif Modeller

VAR modeli, çok değişkenli zaman serilerinin analizi için en başarılı, esnek ve kullanımı kolay modellerden biridir. VAR modelinin özellikle ekonomik ve finansal zaman serilerinin dinamik davranışını tanımlamak ve tahmin etmek için yararlı olduğu kanıtlanmıştır. VAR modelleri tek değişkenli otoregresif modellerin, dinamik çok değişkenli zaman serileri ile genişletilmesi sonucu elde edilir. VAR modellerinden tahminler oldukça esnektir, çünkü modelde belirtilen değişkenlerin gelecekteki potansiyel yolları üzerinde koşullu hale getirilebilirler. VAR modelinin veri tanımına ve öngörülmesine ek olarak yapısal çıkarım ve politika analizi için de kullanılır.¹¹²

Ekonomideki VAR modelleri Christopfer Sims tarafından popüler hale getirilmiştir. Sims 1980 yılında ‘Makro Ekonomi ve Gerçekler (Macroeconomic and Reality)’ adlı makalesini yayınlamıştır. Bu makalede vektör otoregresif modelleri tanımlamıştır. Christopfer Sims modelde yer alan değişkenlerin içsel ve dışsal olarak ayrılmasına gerek olmadığını ve tüm değişkenlerin içsel kabul edilmesi gerektiğini belirtmiştir.¹¹³

Holt-Eakin, Newey ve Rosen (1988) tarafından ilk çalışması yapılan Panel VAR modeli Sims (1980)’in geleneksel VAR modeli yapısının panel verilere uygulanmış halidir. Panel vektör otoregresif modeller makro ekonomik panel zaman serilerinde değişkenler arasındaki karşılıklı dinamik ilişkilerin saptanmasında kullanılan bir yöntemdir. Bu model sisteminde içsel olarak yer alan değişkenin hem kendisinin hem de sistemde yer alan diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri denklemde yer almaktadır. Yani geçmiş dönem değerleri kullanılarak gelecek dönem değerleri hakkında tahmin yapılmaktadır. Ayrıca panel VAR ile klasik VAR modele yatay kesit boyutu dahil edildiği için daha güçlü sonuçlar elde edilmektedir ve bu modele dahil edilen yatay kesit boyut yani birim etkiler panel VAR modeli klasik VAR modelden ayırmaktadır. Panel VAR modellerde zayıf dışsallık olarak adlandırılan bağımsız değişken ile hata teriminin aynı dönemde bağımsız olması koşulu sağlanırken bağımsız değişkenin geçmiş gelecek değerlerinin aynı anda bağımsız olması durumu yani katı dışsallık koşulu sağlanmamaktadır. Çünkü ortogonalite durumundan sapmalar görülmektedir. Son olarak panel VAR modelde bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri bağımsız değişken olarak kullanıldığı için içsellik problemi de görülebilmektedir.

¹¹² Eric Zivot, Jiahui Wang, Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series with S-Plus, New York: Springer, 2006, s.385.

¹¹³ Christopher A. Sims, “Macroeconomics and Reality”, Econometrica, Vol.48, No.1, 1980, s.1-40.

Panel VAR modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir;

$$Y_{it} = a_0 + \sum_{l=1}^m a_l Y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l X_{it-l} + \mu_i + u_{it} \quad (3.5.1)$$

$$X_{it} = a'_0 + \sum_{l=1}^m \theta_l Y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \lambda_l X_{it-l} + \mu_i + u'_{it}$$

- m gecikme uzunluğudur.
- μ_i yatay kesit boyut yani birim etkidir.

Panel VAR modelleri homojen ve heterojen modeller olarak ikiye ayırmak mümkündür. Homojen panel VAR model tüm parametrelerin homojen olduğu yani birim etkinin olmadığı durumları ifade etmektedir. Homojen VAR modellerin tahmininde havuzlanmış EKK (POLS), sabit etkiler (WE) ya da genelleştirilmiş momentler (GMM) kullanılmaktadır. Birim ve zaman etkisi yoksa POLS ile tahmin yapılabilir. Birim etkinin olduğu durumlarda WE tahmincisini kullanmak tavsiye edilmektedir. Bu iki tahmin yöntemine göre GMM yöntemi ortogonalite koşulunu sağladığı için daha çok tercih edilmektedir. Aynı zamanda GMM yöntemi dışsalılık varsayımı sağlanmadığında da tutarlıdır. Heterojen panel VAR modeli ise birim etkinin olduğu durumları ifade etmektedir. Heterojen panel VAR modelinin tahmininde Pesaran ve Smith (1995) tarafından önerilen ortalama grup (MG) tahmini kullanılabilmektedir.¹¹⁴

Panel VAR modellerinin tahmin süreci şu şekilde ilerlemektedir; tahmin edilecek panel VAR modelinin seçimi, nedensellik ilişkisi, kararlılık analizi, varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizidir.

3.6. Panel Verilerde Nedensellik Analizi

Regresyon analizi değişkenler arasındaki bağımlılık ilişkisi hakkında bilgi vermektedir. Ancak bağımlılık ilişkisinin bulunması nedensellik ilişkisinin olduğu anlamına gelmemektedir. Bağımlılık ilişkisinde ilişkilerin yönü hakkında bir ön koşul yokken nedensellik analizinde değişkenler arasındaki ilişkinin yönü araştırılmaktadır.¹¹⁵

Nedensellik kuramı ile iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisi açıklanırken, değişkenlerden birinin cari zamandaki değerini açıklamada diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bir katkı sağlayıp sağlamadıklarına bakılır. Bu kuram 1969 yılında Granger

¹¹⁴ Yerdelen Tatoğlu, Panel Zaman Serileri Analizi, s.121-151.

¹¹⁵ Recep Tarı, Ekonometri, 9. Basım, Kocaeli: Umuttepe Yayınları, 2011, s.436.

tarafından geliştirilmiştir. Granger nedensellik diğer ifade ile şu şekilde açıklanabilir; Bir değişkenin (Y) t zamanındaki değerini açıklamak için diğer değişkenin (X) gecikmeli değerleri içerildiğinde modelin açıklama gücü artıyorsa; X, Y'nin Granger nedenidir denir. Uzunca bir zaman ekonometrik uygulamalarda kullanılan temel bir yaklaşım olan Granger Nedensellik yaklaşımına ilk önemli teorik ve ampirik katkı 1980 yılında Sims tarafından yapılmıştır. Sims nedenselliği geleceğin günümüzün nedeni olamayacağı gerçeğinden yola çıkarak açıklayan bir Nedensellik Testi geliştirilmiştir. Son 30 yılda ise Granger ve Sims Nedensellik Testleri dışında Toda-Yamamoto Nedensellik Testi, Panel Nedensellik Testi vb. birçok diğer nedensellik testleri yaklaşımları geliştirilmiştir.¹¹⁶

2 değişken arasındaki nedensel ilişkiler;

- $X \rightarrow Y$: X, Y'nin Granger Nedenidir.
- $Y \rightarrow X$: Y, X'in Granger Nedenidir.
- $X \leftrightarrow Y$: X ve Y arasında 2 yönlü Nedensellik vardır.
- $X \nleftrightarrow Y$: X ve Y arasında Nedensel ilişki yoktur.

şeklinde ifade edilebilir.

Panel nedensellik analizlerinde son yıllarda çeşitli yöntemler geliştirilmiştir. Geliştirilen yöntemlerde heterojenliğe izin verip vermemesi önemli bir unsurdur. Genelleştirilmiş momentler yöntemi bunlardan biridir. Genelleştirilmiş momentler yöntemi panel vektörünün otoregresif tahminine veya vektör hata düzeltme modeli tahminine izin vermektedir. Bu yöntemi dezavantajı ise heterojenliğe izin vermemesidir.

Panel verilerde nedensellik testlerinin temeli Granger nedenselliğine dayanmaktadır. Panel VAR modellerde değişkenler arasındaki ilişkinin varlığı ve yönü için modelde yer alan her bir eşitliğe Granger nedensellik testi yapılmaktadır. Temel hipotez nedensel ilişkinin olduğu durumları ifade etmektedir.

László Kónya (2006) 1960'tan 1997'ye kadar 24 OECD ülkesinde gerçek ihracat logaritmaları ile reel GSYİH arasında Granger nedensellik olasılığını araştırmıştır. Wald testlerine dayanan yeni bir panel-veri yaklaşımı uygulanmıştır. Bu yaklaşımın iki avantajı vardır. Bir yandan, panelin homojen olduğunu varsaymaz, bu nedenle her bir panel üyesinde Granger-

¹¹⁶ Özgür Engeloğlu, İsa Gürkan Meral ve Kübra Genç, "Türkiye İçin Yapılan Nedensellik Uygulamaları Üzerine Literatür Araştırması," Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi, Cilt 4, Sayı 2, 2015, s.142.

nedenselliğini ayrı ayrı test etmek mümkündür. Bununla birlikte, ülkeler arasında eşzamanlı korelasyona izin verildiğinden, panel veride sağlanan ek bilgilerin kullanılmasını mümkün kılar. Öte yandan bu yaklaşım, birim kökler ve eşbütünleşme için ön test gerektirmez, ancak yine de gecikme yapısının belirtilmesini gerektirir.¹¹⁷

Panel verilerde Canning ve Pedroni (2008) tarafından önerilen nedensellik testi de kullanılan bir yöntemdir. Durağan olmayan ancak eşbütünleşik olan serilerde nedensellik analizinin sınanabilmesi için geliştirilen bir testtir.

Panel veriler için önerilen bir diğer nedensellik testi ise Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından önerilen nedensellik testidir. Dumitrescu ve Hurlin, Granger nedensellik testini heterojen panellerde kullanılacak şekilde geliştirmiştir. Temel hipotez homojen panel nedenselliğinin olmadığı durumları ifade etmektedir.

3.6.1 Panel Granger Nedensellik Testi

Granger nedensellik analizi, aşağıdaki denklemler yardımıyla incelenmektedir. X_t ve Y_t sıfır ortalamalı iki sabit zaman serisi olsun. Basit nedensel model şu şekildedir;

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.6.1.1)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

ε_t ve η_t lişkisiz iki beyaz gürültü serisi olarak kabul edilir. Tüm t ve s 'ler için $E[\varepsilon_t, \varepsilon_s] = 0 = E[\eta_t, \eta_s]$, $s \neq t$, $E[\varepsilon_t, \varepsilon_s] = 0$ 'dır.¹¹⁸

- m =gecikme uzunluğudur.
- ε_t ve η_t = birbirinden bağımsız hata terimleridir.
- a, b, c ve d = modele ait eğim parametreleridir.

Yukarıdaki model ile her zaman nedensellik araştırılamamaktadır. Nedenselliğin daha genel modeli şu şekildedir;

¹¹⁷ László Kónya, Exports and growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with A Panel Data Approach, Economic Modelling, 23, 2006, s.978-992.

¹¹⁸ C. W. J. Granger, Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, Econometrica, Vol. 37, No. 3, 1969, s. 424-438.

$$X_t + b_0 Y_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.6.1.2)$$

$$Y_t + c_0 X_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

Bu doğrultuda; X_t değişkeninden Y_t değişkenine doğru her zaman nedenselliğin varlığının bulunması durumunda, Y_t değişkeninin bilgisi, X_t değişkeni için ilk denklemin öngörüsünü ve uyum iyiliğini geliştirir.

Granger nedensellik analizinde temel hipotez;

$H_0: b_j = 0$ (X' den Y' e doğru nedensellik yoktur.)

Yukarıda verilen nedensellik tanımı, Y 'nin X ' e neden olduğunu, bazı b_j 'nin sıfır olmaması koşuluyla anlamına gelir. Benzer şekilde, bazı c_j sıfır değilse X , Y 'ye neden olur. Bu olayların her ikisi de gerçekleşirse, X ve Y arasında bir geri bildirim ilişkisi olduğu söylenir. Sonuç olarak X ve Y arasında karşılıklı nedensellik olması, sadece X' den Y' e doğru nedensellik olması veya Y' den X' e doğru nedensellik olması, X ve Y arasında karşılıklı nedensellik olmaması durumları söz konusudur.

Granger nedensellik testinden homojen panel verilerde yararlanılmaktadır. Panel veri içeriğine uyarlanmış durağan bir VAR modeli düşünüldüğünde, her i birim için $\forall t \in [1, T]$:

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^p \gamma^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + u_{i,t} \quad (3.6.1.3)$$

$p \in N^*$ ve

$u_{i,t} = a_i + \varepsilon_{i,t}$ iken

$\varepsilon_{i,t}$ i.i.d. $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 'tir. $\gamma^{(k)}$ ve $\beta_i^{(k)}$ $\forall k \in [1, p]$ için sabittir. Ayrıca $\gamma^{(k)}$ 'nın tüm bireyler için özdeş olduğu varsayılırken, $\beta_i^{(k)}$ 'nın bireysel bir boyutu olabilir. Bu model, panel veri bağlamında Granger nedensellik testi için temel çerçeveyi oluşturur.¹¹⁹

Bu basit iki değişkenli model, Granger nedenselliğini panel veri bağlamında incelemek için temel çerçeveyi oluşturur. Panel veri boyutunun eklenmesi, y ve x değişkenleri arasındaki

¹¹⁹ Robert Hoffmann ve Diğerleri, FDI and Pollution: A Granger Causality Test using Panel Data, Nottingham University Business School, The University of Nottingham.

nedensellik ilişkilerini test etmek için hem yatay kesit hem de zaman serisi bilgilerinin kullanılmasına izin verir. Özellikle, araştırmacıya açıklayıcı değişkenler arasındaki serbestlik derecesini arttıran ve eş düzeyliği azaltan çok sayıda gözlem yapılmasına yol açmaktadır. Böylece, Granger nedensellik testlerinin verimliliğini belirgin şekilde artırır.¹²⁰

3.6.2 Dumitrescu ve Hurlin Panel Nedensellik Testi

T zaman aralığında N birey için gözlenen x ve y değişkenleri ele alınsın. Her bir birey için

$i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$ zamanında, aşağıdaki doğrusal modeli dikkate alınır;¹²¹

$$y_{i,t} = a_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.6.2.1)$$

K optimal gecikme sayısıdır. $K \in N^*$ ve $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(k)})'$. Başlangıç koşulları $(y_{i,-K}, \dots, y_{i,0})$ ve $(x_{i,-K}, \dots, x_{i,0})$ için hem bireysel $y_{i,t}$ hem de $x_{i,t}$ süreçleri belirlidir ve gözlemlenebilir. Model, $\gamma_i^{(k)}$ otoregresif parametresine izin vermektedir ve eğimleri ifade eden $\beta_i^{(k)}$ birimlere göre farklılık göstermektedir.

Bu nedensellik testinde hem regresyon modeli hem de nedensel ilişki heterojenliği dikkate almakta ve Homojen Olmayan Nedensellik (HNC) hipotezini test etmeyi önermektedir. HNC' in temel ve alternatif hipotezleri şu şekilde tanımlanır:

$$H_0: \beta_i = 0 \quad (\forall i = 1, \dots, N \text{ için})$$

burada $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(k)})'$ dir.

$$H_a: \beta_i = 0 \quad (\forall i = 1, \dots, N_1 \text{ için})$$

$$H_a: \beta_i \neq 0 \quad (\forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \text{ için})$$

N_1 bilinmiyor fakat $0 \leq N_1/N < 1$ koşulu karşılanıyor. N_1/N oranı zorunludur, çünkü $N_1 = N$ olursa alternatif hipotez temel hipoteze eşdeğer olur.

¹²⁰ Christophe Hurlin ve Baptiste Venet, Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients, Eurisco, Université Paris IX Dauphine, 2001, s.4.

¹²¹ Elena-Ivona Dumitrescu ve Christophe Hurlin, Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels, 2011, s.5.

Temel hipotez incelenen değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını belirtirken alternatif hipotez ise incelenen değişkenlerden arasında bazı birimlerde nedensellik ilişkisi bulunduğunu ifade etmektedir.

Temel hipotezin reddedildiğini ve $N_1=0$ olduğunu varsayılırsa, x değişkeninin y' e neden olduğu görülür. Bu durumda homojen panel nedensellik sonucu elde edilir. Aksine, eğer $N_1 > 0$ ise, nedensellik ilişkisi heterojendir: regresyon modeli ve nedensellik ilişkileri bir kişiden diğerine farklıdır.

Bu bağlamda nedenselliğin olmadığını ifade eden temel hipotezin sınanması için Wald istatistiğinin ortalaması kullanılmaktadır.

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (3.6.2.2)$$

$W_{i,T}$ birimlere özgü Wald test istatistiğidir ve,

$$W_{i,T} = (T - 2K - 1) \left(\frac{\tilde{\varepsilon}_i \Phi_i \tilde{\varepsilon}_i}{\tilde{\varepsilon}_i M_i \tilde{\varepsilon}_i} \right), i=1, \dots, N \quad (3.6.2.3)$$

Burada $\tilde{\varepsilon}_i = \varepsilon_i / \sigma_{\varepsilon,i}$ normal dağılır ve Φ_i ile M_i pozitif yarı tanımlı, simetrik ve idempotent matrisler olup,

$$\Phi_i = Z_i (Z_i' Z_i)^{-1} R' [R (Z_i' Z_i)^{-1} R']^{-1} R (Z_i' Z_i)^{-1} Z_i'$$

$$M_i = I_T - Z_i (Z_i' Z_i)^{-1} Z_i'$$

burada M_i matrisinin doğrusal regresyon analizinin standart projeksiyon matrisine karşılık geldiğine dikkat edilmelidir. $W_{i,T}$ ve $Z_{N,T}^{Hnc}$,

$$\begin{matrix} d \\ W_{i,T} \rightarrow \chi^2(K), \quad \forall i = 1, \dots, N \\ T \rightarrow \infty \end{matrix} \quad (3.6.2.4)$$

$$Z_{N,T}^{Hnc} = \sqrt{\frac{N}{2K} (W_{N,T}^{Hnc} - K)} \xrightarrow[T \rightarrow \infty]{d} N(0,1) \quad (3.6.2.5)$$

$T > 5 + 2K$ ve sabit bir T boyutu için standartlaştırılmış ortalama istatistik $\tilde{Z}_N^{Hnc}$ normal dağılımda yakınsar. $\tilde{Z}_N^{Hnc}$ istatistiği şu şekildedir;

$$\tilde{Z}_N^{Hnc} = \sqrt{\frac{N}{2 \times K} \times \frac{(T-2K-5)}{(T-K-3)}} \times \left[\frac{(T-2K-3)}{(T-2K-1)} W_{N,T}^{Hnc} - K \right] \xrightarrow[T \rightarrow \infty]{d} N(0,1) \quad (3.6.2.6)$$

ve $W_{N,T}^{Hnc} = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N W_{i,T}$ 'tir.

3.6.3 Canning ve Pedroni Panel Nedensellik Testi

Canning ve Pedroni (2008) heterojen paneller için geliştirilen panel nedensellik testidir. Bu nedensellik testinde düzeyde durağan olmayan değişkenler arasındaki uzun dönem nedensellik ilişkisi araştırılmaktadır. Testi tahmin ettiği eşbütünleşme regresyonu şu şekildedir;

$$g_{it} = a_i + b_t + \beta_i y_{it} + e_{it} \quad (3.6.3.1)$$

İkinci adımda, bu tahmin ile eşbütünleşme ilişkisinin dengesizlik terimi oluşturulmak için kullanılır. Dengesizlik teriminin tahmini şu şekildedir;

$$\hat{e}_{it} = g_{it} - \hat{a}_i - \hat{b}_t - \hat{\beta}_i y_{it}$$

Daha sonra dengesizlik teriminin tahmini kullanılarak hata düzeltme modeli tahmin edilir;

$$\begin{aligned} \Delta g_{it} &= c_{1i} + \lambda_{1i} \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^K \varphi_{11ij} \Delta g_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \varphi_{12ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{1it}. \\ \Delta y_{it} &= c_{2i} + \lambda_{2i} \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^K \varphi_{21ij} \Delta g_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \varphi_{22ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{2it}. \end{aligned} \quad (3.6.3.2)$$

Değişken e_{it} , değişkenleri denge ilişkisinden ne kadar uzakta olduğunu gösterir ve hata düzeltme mekanizması, bu dengesizliğin, uzun dönem ilişkisini sağlam tutmak için değişkenlerin dengeye nasıl uyum sağladığını tahmin eder. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki sürdürülecekse λ_{1i} ve λ_{2i} hata düzeltme katsayılarından en az birisi sıfırdan farklı olmalıdır.¹²²

Grup ortalama testi, her bir ülke λ_{2i} testlerinin örnek ortalamasına dayanır ve panel için uzun dönem nedensel etkisinin ortalama olarak sıfır olup olmadığını sormamıza izin verecektir. Özellikle, grup ortalama paneli tahmini şu şekilde hesaplanır:

$$\bar{\lambda}_2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\lambda}_{2i} \quad (3.6.3.3)$$

¹²² David Canning ve Peter Pedroni, Infrastructure, Long-Run Economic Growth and Causality Tests for Cointegrated Panels, The Manchester School, Vol 76, No. 5, 2008, s.512.

Uzun dönemli nedensel etkinin sıfır olduğu grup ortalama paneli testi şu şekilde hesaplanır:

$$\bar{t}\lambda_2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N t\lambda_{2i} \quad (3.6.3.4)$$

burada $t\lambda_{2i}$, $\lambda_{2i} = 0$ olduğu temel hipotezi için bireysel testtir. $t\lambda_2$ testi, panel için uzun dönemli nedensel etkinin olmadığını ifade eden temel hipotezi altında standart bir normal dağılıma sahiptir.

Lambda-Pearson panel testi ise bunlarla ilişkili birikmiş marjinal önemi hesaplamak için her t testiyle ilişkili p değerlerini kullanır. Özellikle, lambda-Pearson testi şu şekildedir;

$$P_{\lambda_2} = -2 \sum_{i=1}^N \ln P_{\lambda_{2i}} \quad (3.6.3.5)$$

P_{λ_2} , panel için uzun dönemli nedensel etkinin olmadığı temel hipotezi altında $2N$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılmaktadır.

3.7. Panel Eşbütünleşme Testleri

Durağan olmayan serileri doğrusal bileşimleri durağan ise bu serilere eşbütünleşik değişkenler denir. Eşbütünleşmenin iktisadi yorumu ise iki veya daha fazla seri uzun dönemde yayılan bir denge eşitliği oluşturacak biçimde birbirine ilişkili iseler, seriler stokastik trend içerseler (durağan olmasalar) bile, zaman içinde birbirleriyle yakın hareket ederler ve aralarındaki fark istikrarlıdır. Diğer bir ifade ile durağandır. Böylece eşbütünleşme kavramı, ekonomik sistemin zaman içinde yakınsadığı anlamında uzun dönem denge ilişkisinin varlığı anlamına gelmektedir. Eğer değişkenler arasındaki bu denge bozulursa, ekonomik güçler denge ilişkisini yeniden kurmak için harekete geçecekler ve uzun dönem denge ilişkisi içindeki durağan olmayan zaman serileri dengeden çok fazla uzaklaşamayacaklardır.¹²³

Zaman serisi değişkenleri durağan olmadıklarından aralarındaki ilişki sahte regresyona sebep olabilmektedir. Bu durumda ise regresyon modelinde istatistiksel testler sapmalı ve R^2 değerleri yanıltıcı olur. Durağan olmayan değişkenler arasındaki regresyon modelinde ise sağlıklı sonuçlar elde edilemez. Bu sebeple değişkenlerin durağanlık yapıları önem arz etmektedir. Durağan olmayan değişkenlere fark alma işlemi uygulanıp durağan hale getirilebilir ve sonrasında bu değişkenler modele dahil edilebilir. Ancak fark alma işleminin dezavantajı olan bilgilerin

¹²³ Nilgün Çil Yavuz, Finansal Ekonometri, 2. Basım, İstanbul: Der Yayınları, 2015, s.377.

özünün kaybolmasına sebep olması nedeniyle tercih edilen bir yöntem değildir. Durağan olmayan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi varsa regresyon modelinden sağlıklı sonuçlar elde edilebilir. Engle-Granger 1987 yılındaki çalışmalarında eşbütünleşme modelini geliştirerek literatüre önemli bir katkıda bulunmuşlardır.

Zaman serisinde olduğu gibi, panel birimi kök testlerinde de kalıntı serilerinin durağanlık için test edildiği kalıntı temelli eşbütünleşme testlerinde kullanılabilir. Ancak panel çerçevesinde tahmin sürecinde bazı komplikasyonları bulunmaktadır. İlk olarak, eşbütünleşmenin olmadığını test eden temel hipotezi için eşbütünleşme testleri, "sahte regresyon" problemi ile karşılaşır ve temel hipotezini test etmek için eş-bütünleşik ilişkinin etkin bir şekilde tahmin edilmesi gerekir. Daha sonra, birim kök testlerinin çoğu her bir bireysel yatay kesiti ayrı ayrı ele alır. Eşbütünleşme ile karşılaşıldığında her bir bireysel yatay kesiti ayrı ayrı ele alan modelde güçlü çıkarımlarla değişen eğimler ve değişken kesişmeler ortaya çıkabilir. Ön test aşamasında da daha fazla dikkat edilmesi gerekmektedir. Aslında, birim kök testlerinde tek sorun gecikme uzunluklarını ve deterministik unsurları belirlemektir, eşbütünleşme modellerinde çok sayıda seçenek alınmalıdır. Son olarak, panel eşbütünleşme testinin yorumlanması panel birim kök testlerinin yorumlanmasından daha da fazla zorluk çıkarmaktadır.¹²⁴

Panel eşbütünleşme testleri temel hipotezinde eşbütünleşmenin olup olmamasına göre iki gruba ayrılırlar. Bu gruplar şu şekildedir;

- 1) Temel hipotezinde eşbütünleşmenin olmamasını sınanan testler: bu gruptaki testlerin bir kısmı kalıntı temelli iken bir kısmı ise hata düzeltme modeli temellidir. Bu bölümde Kao (1999), Pedroni (1999, 2004), Groen ve Kleibergen (2003), Larsson ve Lyhagen (1999) Hanck (2007), Westerlund (2007) ve Gengenbach, Urbain ve Westerlund (2016) testleri incelenecektir.
- 2) Temel hipotezinde eşbütünleşmenin olmasını sınanan test; McCoskey ve Kao (1998) testi incelenecektir.

3.7.1. Temel Hipotezinde Eşbütünleşmenin Olmamasını Sınayan Panel Eşbütünleşme Testleri

¹²⁴ Laura Barbieri, Panel Cointegration Tests: A Survey, Rivista Internazionale di Scienze Sociali, 2008, s.5.

Bu testler düzeyde durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişkinin yani eşbütünleşmenin olup olmadığını sınamak içindir. Temel hipotezinde eşbütünleşmenin olmadığını sınavan bu gruptaki testler kendi arasında ikiye ayrılmaktadır. İlk olarak kalıntı temelli testler incelenecektir. Kalıntı temelli testler şu şekildedir; Kao (1999), Pedroni (1997, 2004) ve Hanck (2007)'tir. Daha sonra ise hata düzeltme modeli temelli testler incelenecektir. Hata düzeltme modeli temelli testler şu şekildedir; Groen ve Kleibergen (2003); Larsson, Lyhagen ve Löthgren (2001), Westerlund (2007) ve Gengenbach, Urbain ve Westerlund (2016) testleridir.

3.7.1.1. Kalıntı Temelli Panel Eşbütünleşme Testleri

Hem zaman serilerinde hem de panel veri literatüründeki ilk kalıntı temelli testler, temel hipotezinde eşbütünleşmenin bulunmamasına dayanmaktadır. Bu testler, regresyon denkleminin hata sürecinin durağan olup olmadığına karar verme ilkesine dayanmaktadır. Bu bölümde panel veriler için eşbütünleşmenin bulunmadığı temel hipotezin testi sunulmaktadır. Testler kalıntı temelli olduğundan kalıntılara ilişkin iyi tahminler elde etmek önemlidir. Çünkü kalıntı temelli testler elde etmek için kalıntılardan elde edilen iyi tahminler önemlidir. Bu testlerin asimptotik özellikleri tahmin edicilerin asimptotiklerine bağlıdır. Testler sahte regresyon varsayımı altında türetilir ve OLS tahminine dayanır.¹²⁵

3.7.1.1.1. Kao Panel Eşbütünleşme Testleri

Kao (1999) çalışmasında kalıntı temelli eşbütünleşme testlerinin asimptotik dağılımları ile ilgilenmiştir. LSDV ($\hat{\beta}$) tahmincisinin asimptotik özelliklerini incelemiştir. Ayrıca çalışmasını ilk bölümünde panel verilerde sahte regresyonu açıklamaya çalışmıştır. Sahte regresyon olması durumunda $\hat{\beta}$ ' in asimptotik dağılımı yanıltıcıdır. Asimptotik dağılım panelde kalıntı temelli eşbütünleşme testlerinde önemlidir ve bu testlerin dağılımı $\hat{\beta}$ ' in dağılımına bağlıdır.

Kao temel hipotezinde eşbütünleşmenin olmaması durumunu test etmek için Dickey - Fuller (DF) testi ve Genişletilmiş Dickey -Fuller (ADF) testi ile çalışmıştır. Testlerin asimptotik dağılımları elde edilir ve önerilen testlerin sonlu örnek özelliklerini değerlendirmek için Monte Carlo deneyleri yapılır. y_{it} ve x_{it} ' in panel veride kullanılan tüm i'ler için EKK tahmincisi tarafından yanlış tahmin edildiğini varsayalım; LSV sahte regresyon modeli şu şekildedir;¹²⁶

¹²⁵ Suzanne McCoskey ve Chihwa Kao, A Monte Carlo Comparison of Tests for Cointegration in Panel Data, Center for Policy Research Working Paper, No. 3, 1999, s.3.

¹²⁶ Chihwa Kao, Spurious Regression and Residual-Based Tests For Cointegration in Panel Data, Journal of Econometrics, 90, 1999, s. 1—44.

$$y_{it} = a_i + \beta x_{it} + e_{it}, \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T \quad (3.7.1.1.1.1)$$

Burada,

e_{it} , I (1)'tir.

β ' in LSDV tahmincisi;

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} (x_{it} - \bar{x}_i)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \quad (3.7.1.1.1.2)$$

DF testi, kalıntılara aşağıdakiler kullanılarak uygulanabilir:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (3.7.1.1.1.3)$$

iken ρ tahmini şu şekildedir;

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it} \hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2} \quad (3.7.1.1.1.4)$$

Testin temel hipotezi;

$$H_0: \rho = 1 \text{ (Eşbütünleşme Yoktur.)}$$

Test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır;

$$\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) = \frac{\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2} \quad (3.7.1.1.1.5)$$

$$\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) = \frac{\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it-1}^*)^2} = \frac{\sqrt{N} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \zeta_{3iT}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \zeta_{4iT}} = \frac{\sqrt{N} \xi_{3NT}}{\xi_{4NT}}$$

Burada $\zeta_{3iT} = (1/T) \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*$, $\zeta_{4iT} = (1/T^2) \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^{*2}$, $\xi_{3NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N \zeta_{3iT}$ ve $\xi_{4NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N \zeta_{4iT}$ tir. $\rho = 1$ için t test istatistiği;

$$t_{\rho} = \frac{(\hat{\rho} - 1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^{*2}}}{S_e} \quad (3.7.1.1.1.6)$$

Burada $S_e^2 = (1/NT) \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it}^* - \hat{\rho} \hat{e}_{it-1}^*)^2$.

Test istatistiklerinin asimptotik dağılımları μ_{3T} , μ_{4T} , σ_v^2 ve σ_{0v}^2 parametrelerine bağlıdır;

$$\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) - \frac{\sqrt{N}\mu_{3T}}{\mu_{4T}} \Rightarrow N(0, 3 + \frac{36}{5} \frac{\sigma_v^4}{\sigma_{0v}^4})$$

$$t_\rho - \frac{\sqrt{N}\mu_{3T}}{S_e\sqrt{\mu_{4T}}} \Rightarrow N\left(0, \frac{\sigma_{0v}^2}{2\sigma_v^2} + \frac{3\sigma_v^2}{10\sigma_{0v}^2}\right)$$

Burada $\mu_{3T} = E[\zeta_{3iT}]$ ve $\mu_{4T} = E[\zeta_{4iT}]$.

Yukarıda da bahsedildiği gibi $\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1)$ ve t_ρ test istatistiklerinin asimptotik dağılımları μ_{3T} , μ_{4T} , σ_v^2 ve σ_{0v}^2 parametrelerine bağlıydı. Kao (1999), dağılımları bu parametrelere bağlı olmayan yeni test istatistikleri geliştirmiştir. Bu test istatistikleri;

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

ve

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

Sıralı limit teorisi ile $DF_\rho^* \Rightarrow N(0,1)$ ve $DF_t^* \Rightarrow N(0,1)$ kolaylıkla gösterilebilir.

DF testi $\hat{e}_{it}$ 'in kendi gecikmeli değerleri üzerinden basit bir OLS regresyonuna dayanıyordu. ADF test istatistiğinde seri korelasyon için OLS ve t istatistiklerine düzeltme yapılmıştır. Aşağıdaki ADF regresyonundan tahmin edilmektedir;¹²⁷

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta\hat{e}_{it-j} + v_{itp} \quad (3.7.1.1.1.6)$$

Temel hipotezi eşbütünleşme yoktur şeklinde olup temel hipotezi altında ADF test istatistiği şu şekildedir;

¹²⁷ Chihwa Kao, Spurious Regression and Residual-Based Tests For Cointegration in Panel Data, s.9.

$$t_{ADF} = \frac{(\hat{\rho}-1)[\sum_{i=1}^N(e_i' Q_i e_i)]^{1/2}}{S_v}$$

Burada $\hat{\rho}$, ρ ' un OLS tahminidir ve $(\hat{\rho}-1) = [\sum_{i=1}^N(e_i' Q_i e_i)]^{-1} \cdot [\sum_{i=1}^N(e_i' Q_i v_i)]$.

$$t_{ADF} = \frac{\sum_{i=1}^N(e_i' Q_i v_i)}{S_v \sqrt{\sum_{i=1}^N(e_i' Q_i e_i)}}$$

$$t_{ADF} = \frac{\sqrt{N} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N(e_i' Q_i v_i)}{S_v \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N(e_i' Q_i e_i)}} = \frac{\sqrt{N} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N(e_i^{*'} Q_i^* v_i)}{S_v \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N(e_i^{*'} Q_i^* e_i^*)}} = \frac{\sqrt{N} \xi_{5NT}}{S_v \sqrt{\xi_{6NT}}}$$

Burada $\xi_{5NT} = (\frac{1}{N}) \sum_{i=1}^N \zeta_{5iT}$, $\zeta_{5iT} = (\frac{1}{T})(e_i^{*'} Q_i^* v_i)$, $\xi_{6NT} = (\frac{1}{N}) \sum_{i=1}^N \zeta_{6iT}$ ve $\zeta_{6iT} = (\frac{1}{T^2})(e_i^{*'} Q_i^* e_i^*)$.

ADF test istatistiğinin asimptotik dağılımı şu şekildedir;

$$t_{ADF} - \frac{\sqrt{N} \xi_{5NT}}{S_v \sqrt{\xi_{6NT}}} \Rightarrow N\left(0, \frac{\sigma_{0v}^2}{2\sigma_v^2} + \frac{3\sigma_v^2}{10\sigma_{0v}^2}\right)$$

3.7.1.1.2. Pedroni Panel Eşbütünleşme Testleri

Pedroni (1997), temel hipotezde eşbütünleşmenin olmaması durumu için çeşitli testler önermiştir. Testler 2 kategoriye ayrılmaktadır. İlk grupta zaman serisinde yatay kesitler arasında eşbütünleşme için ortalama test istatistiği içerir. İkinci grupta ise istatistikler arasındaki ortalamalar yerine istatistikleri gruplandırmaktadır. Bundan dolayı sınırlayıcı dağılımlar parçalı pay ve payda terimlerinin sınırlarına dayanır.¹²⁸

Pedroni bir kısmı parametrik bir kısmı ise parametrik olmayan 7 tane kalıntı temelli panel eşbütünleşme testi geliştirmiştir. Bu testlerden 4 tanesi panel eşbütünleşme testi olarak adlandırılırken 3 tanesi ise grup ortalama eşbütünleşme istatistikleri olarak adlandırılmaktadır. Pedroni'nin (1999) makalesinde bu testlere ait asimptotik dağılımlar ve kritik değerler yer almaktadır.

En genel haliyle aşağıdaki regresyon ele alınmaktadır:

$$Y_{it} = a_i + \delta_i t + \beta_i X_{it} + e_{it} \quad i=1, \dots, N \text{ ve } t=1, \dots, T \quad (3.7.1.1.2.1)$$

¹²⁸ Chihwa Kao, A Monte Carlo Comparison of Tests for Cointegration in Panel Data, s.13.

Burada Y_{it} ve X_{it} değişkenlerinin I (1) olduğu varsayılır. Eşbütünleşmenin olmadığı temel hipotez altında kalıntı e_{it} de I (1) olacaktır. α_i ve δ_i parametreleri sırasıyla birimlere özgü sabit etkileri ve deterministik eğilimlerin parametreleridir. Eğim parametresi β_i , birimlere göre değişmektedir. Böylece eşbütünleşme vektörleri panelin birimleri arasında heterojen olabilir.¹²⁹

Pedroni'nin testlerinde temel hipotez aynı iken alternatif hipotez test istatistiklerinde olduğu gibi ikiye ayrılmaktadır. Temel hipotez şu şekildedir:

$$H_0: \gamma_i = 1 \text{ (tüm } i\text{'ler için) (panelin tüm birimleri için eşbütünleşme yoktur.)}$$

Panel eşbütünleşme test istatistikleri için alternatif hipotez şu şekildedir:

$$H_a: \gamma_i = \gamma < 1 \text{ (tüm } i\text{'ler için) (panelin tüm birimleri eşbütünleşiktir.)}$$

Grup ortalama eşbütünleşme test istatistikleri için alternatif hipotez şu şekildedir:

$$H_a: \rho_i < 1 \text{ (tüm } i\text{'ler için) (birimlerin önemli bir kısmı eşbütünleşiktir.)}$$

Bu testler şu şekildedir.¹³⁰

1. Panel v istatistiği:

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

2. Panel ρ istatistiği:

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

3. Panel t istatistiği (parametrik değil):

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

4. Panel t istatistiği (parametrik):

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

¹²⁹ Peter Pedroni, "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, 20, 2004, s. 599.

¹³⁰ Peter Pedroni, *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 1999, s.660-661.

5. Grup ρ istatistik:

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

6. Grup t istatistik (parametrik olmayan):

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

7. Grup t istatistik (parametrik):

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

Burada;

- $\lambda_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} (1 - \frac{s}{k_i+1}) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s},$
- $\hat{s}_i^2 \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^2,$
- $\hat{\sigma}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2\hat{\lambda}_i,$
- $\hat{\sigma}_{N,T}^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_i^2$
- $\hat{s}_i^{*2} \equiv \frac{1}{t} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^{*2}$
- $\tilde{s}_{N,T}^{*2} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2}$
- $\hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} (1 - \frac{s}{k_i+1}) \sum_{t=s+1}^T \hat{\eta}_{i,t} \hat{\eta}_{i,t-s}$

ve

- $\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma} \hat{e}_{i,t-1} + \hat{\mu}_{i,t}$
- $\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma} \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{i,k} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{u}_{i,t}^*$
- $\Delta y_{i,t} = \sum_{m=1}^M b_{mi} \Delta x_{mi,t} + \hat{\eta}_{i,t}$

$\hat{\mu}_{i,t}, \hat{\mu}_{i,t}^*$ ve $\hat{\eta}_{i,t}$ kalıntıları yukarıdaki regresyonlardan elde edilir.

3.7.1.1.3. Hanck Panel Eşbütünleşme Testleri

Hanck (2007), panel eşbütünleşmesi için bazı yeni testleri inceleyerek Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) tarafından önerilen panel birim kök testlerini eşbütünleşme ortamına genişletmiştir. Temel hipotezinde eşbütünleşmenin olmamasını sınavan kalıntı temelli bir eşbütünleşme testidir. Bu testte, seri korelasyon yapısındaki dengesiz panelleri ve heterojenliği hesaba katmak kolaydır. Ayrıca, testlerin hesaplaması kolay ve uygulanması basittir.¹³¹

Testin p değeri şu şekildedir:

$$p_i = F_{T_i}(\theta_{i,T_i}) \quad (3.7.1.1.3.1)$$

θ_{i,T_i} , örneklem büyüklüğü T_i olan ve i birime uygulanan bir zaman serisi eşbütünleşme testi istatistiği olsun. F_{T_i} , θ_{i,T_i} 'in kesin, sonlu T_i boş kümülatif dağılım işlevini belirtir.

Testin temel ve alternatif hipotezi şu şekildedir:

H_0 : Herhangi bir i için (birim içi) eşbütünleşme yoktur. ($i=1, \dots, N$)

H_a : En az bir i için (birim içi) eşbütünleşme vardır. ($i=1, \dots, N$)

Hanck panel eşbütünleşmesi için 3 tane test istatistiği geliştirmiştir. Test istatistiklerini elde etmek için standart zaman serisi eşbütünleşme testlerinden elde edilen $i=1, \dots, N$ tane p_i değerinin birleştirilmesini önermektedir. Test istatistikleri aşağıdaki gibidir:

$$P_{\chi^2} = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad (3.7.1.1.3.2)$$

$$P_{\Phi^{-1}} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \quad (3.7.1.1.3.3)$$

$$P_t = \sqrt{\frac{3(5N+4)}{\pi^2 N(5N+2)}} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \quad (3.7.1.1.3.4)$$

P-değerlerinin bir araya getirilmesi ile oluşan bu 3 teste P testleri denilmektedir. Panele minimum homojenlik kısıtlamaları uygulayarak panel eşbütünleşmesine uyumlu testler verir. Örneğin, panelin farklı birimleri dengesiz olabilir. Ayrıca, eşbütünleşme (olmayan) için kanıtlar önce panelin her birimi için incelenir ve daha sonra zaman serisi eşbütünleşme testinin p değeri

¹³¹ Christoph Hanck, A Meta Analytic Approach to Testing for Panel Cointegration, Taylor & Francis, 2014, s.1051.

ile kompakt bir şekilde ifade edilir. Dolayısıyla, panelin her birimi için farklı değişkenler arasındaki ilişkiyi tanımlayan katsayılar, i boyunca heterojen olabilir. Bu nedenle, büyük T zaman serilerinin elde edilmesi, geleneksel panel veri analizinde olduğu gibi eğim katsayılarına güçlü homojenlik kısıtlamaları uygulamak zorunda kalmadan verilerin bir panel içinde havuzlanmasına izin verir.¹³²

Test istatistikleri asimptotik olarak şu şekilde dağılır:

$$P_{\chi^2} \rightarrow d\chi_{2N}^2$$

$$P_{\Phi^{-1}} \rightarrow dN(0,1)$$

$$P_t \xrightarrow{approx} T_{5N+4}$$

burada χ^2 , ki kare dağılıma sahip bir değişkendir. T , Student-t dağılımını gösterir.

3.7.1.2. Hata Düzeltme Modeli Temelli Panel Eşbütünleşme Testleri

Bu grupta yer alan testlerde ortak faktör yapısından yararlanılarak hata düzeltme modeli temelli olarak türetilen panel eşbütünleşme testlerinden bahsedilmektedir.

3.7.1.2.1 Larsson, Lyhagen ve Löthgren Panel Eşbütünleşme Testleri

Larsson, Lyhagen ve Löthgren (2001), heterojen panel modellerinde, rank iz istatistiklerinin ortalamasına dayalı olarak panel eşbütünleşme testi sunmaktadır. Bireysel rank iz istatistiğinin asimptotik dağılımının ilk iki anının varlığı belirlenir. Buna dayanarak, test istatistiğinin asimptotik dağılımının normal olduğu gösterilmiştir. Küçük örnek büyüklüğü ve güç özellikleri Monte Carlo simülasyonları kullanılarak araştırılmıştır.¹³³

Her bir grup için veri oluşturma işleminin aşağıdaki heterojen VAR (k_i) modeli ile karakterize edilmektedir:

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^{k_i} \Pi_{ik} Y_{i,t-k} + \varepsilon_{it}, i=1, \dots, N \quad (3.7.1.2.1.1)$$

¹³² Hanck, s. 1053.

¹³³ Rolf Larsson, Likelihood-Based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels, Conometrics Journal, Vol 4, 2001, s.109.

burada her i grubu için $Y_{i,-k_i+1}, \dots, Y_{i,0}$ değerleri sabit kabul edilir. ε_{it} hataları bağımsız olarak aynı şekilde dağılır; $\varepsilon_{it} \sim N_p(0, \Omega_i)$.

Heterojen hata düzeltme modeli şu şekildedir:

$$\Delta Y_{it} = \Pi_i Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{k_i-1} \Gamma_{ik} \Delta Y_{i,t-k} + \varepsilon_{it}, i=1, \dots, N \quad (3.7.1.2.1.2)$$

Bu bölümde, yukarıda tartışılan gruba özgü sıralama testini kullanılacak olup panel verilerinde bulunan tüm bilgileri kullanan basit ve anlaşılır bir eşbütünleşme rank panel testi önerilmiştir.

3.7.1.2.2 Westerlund (2007) Panel Eşbütünleşme Testi

Westerlund panel veriler için hata düzeltme modeli tabanlı panel eşbütünleşme testleri önermiştir. Bu testlerin sınırlayıcı dağılımları türetilmekte ve kritik değerleri sağlanmaktadır. Similasyon sonuçları ise yüksek güç ile iyi küçük örnek özelliklerine sahip olduğunu göstermektedir. Herhangi bir ortak faktör kısıtlaması dayatmayan dört adet panel testi önerilmektedir. Temel hipotezi eşbütünleşme yoktur, şeklindedir. Hata düzeltme sonunu koşullu bir hata düzeltmesi modelini sıfıra eşit olarak göz önünde bulundurarak test etmek üzere tasarlanışlardır. Hata düzeltmesinin olmadığı temel hipotezi reddedilirse, eşbütünleşmenin olmadığı temel hipotezi de reddedilir.¹³⁴ Test istatistikleri aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Y_{it} = \delta'_i d_t + a_i(Y_{it-1} - \beta'_i X_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} a_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + e_{it} \quad (3.7.1.2.2.1)$$

burada $d_t = (1, t)'$ kalıntı deterministik bileşenlerden oluşmaktadır ve $\delta_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i})'$ ilişkili parametrelerin vektörüdür.

Alternatif bir yaklaşım olarak (3.6.1.2.2.1) denklemi aşağıdaki şekilde yeniden düzenlenebilmektedir;

$$\Delta Y_{it} = \delta'_i d_t + a_i Y_{it-1} + \lambda'_i X_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} a_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + e_{it} \quad (3.7.1.2.2.2)$$

¹³⁴ Joakim Westerlund, Testing for Error Correction in Panel Data, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69, 6, 2007, s. 709-710.

Grup ortalamasının istatistiklerinin oluşturulması özellikle basittir ve üç adımda gerçekleştirilebilir. İlk adım, denklem (3.6.1.2.2.2)'yi her bir i için en küçük karelerle tahmin etmektir;

$$\Delta Y_{it} = \hat{\delta}'_i d_t + \hat{a}_i Y_{it-1} + \hat{\lambda}'_i X_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \hat{a}_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta X_{it-j} + \hat{e}_{it} \quad (3.7.1.2.2.3)$$

İkinci adım, tahmin etmeyi içermektedir;

$$a_i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} a_{ij} \quad (3.7.1.2.2.4)$$

Bunu yapmanın doğal bir yolu, parametrik bir yaklaşım kullanmak ve $a_i(1)$ 'i tahmin etmektir;

$$\tilde{a}_i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{a}_{ij} \quad (3.7.1.2.2.5)$$

Üçüncü adım, test istatistiklerini aşağıdaki şekilde hesaplamaktır;

$$G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{a}_i}{SE(\hat{a}_i)}$$

$$G_a = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T \hat{a}_i}{\hat{a}_i(1)}$$

burada $SE(\hat{a}_i)$, $\hat{a}_i$ 'nin standart hatasıdır.

P_a ve P_τ test istatistiklerinin hesaplanması karmaşıktır. Çünkü bu test istatistikleri hem parametrelerinin hem de boyutunun yatay kesit birimleri arasında farklılık göstermesine izin vermektedir. Bu sebeple üç aşamalı bir prosedür uygulanmaktadır.

İlk adım grup ortalama istatistikleri ile aynıdır. İlk olarak p_i belirlenir. ΔY_{it} ve Y_{it-1} 'in d_t 'ye, ΔY_{it} 'nin gecikmeli değerlerinin yanı sıra ΔX_{it} 'in gecikmeli değerleri ile kalıntılar hesaplanır;

$$\Delta \tilde{Y}_{it} = \Delta Y_{it} - \hat{\delta}'_i d_t - \hat{\lambda}'_i X_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{a}_{ij} \Delta Y_{it-j} - \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta X_{it-j}$$

$$\text{ve} \quad (3.7.1.2.2.6)$$

$$\tilde{Y}_{it-1} = Y_{it-1} - \hat{\delta}'_i d_t - \hat{\lambda}'_i X_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \tilde{a}_{ij} \Delta Y_{it-j} - \sum_{j=0}^{p_i} \tilde{\gamma}_{ij} \Delta X_{it-j}$$

İkinci adım, ortak hata düzeltme parametresi a 'yı ve standart hatasını tahmin etmek için $\Delta\tilde{Y}_{it}$ ve $\tilde{Y}_{it-1}$ kullanmayı içerir.

$$\hat{a} = (\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{Y}_{it-1}^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \frac{1}{\hat{a}_i(1)} \tilde{Y}_{it-1} \Delta\tilde{Y}_{it} \quad (3.7.1.2.2.7)$$

Standart hata $\hat{a}$ ise şöyledir;

$$SE(\hat{a}) = ((\hat{S}_N^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{Y}_{it-1}^2)^{-1/2}$$

burada $\hat{S}_N^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{S}_i^2$, $\hat{S}_i$, $\hat{\sigma}_i$ ' in tahmini sonucunda ulaşılan standart hatadır ve $\hat{S}_i^2 = \frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{a}_i(1)}$ olarak ifade edilmektedir.

Üçüncü adımda panel istatistikleri hesaplanmaktadır

$$P_\tau = \frac{\hat{a}}{SE(\hat{a})}$$

$$P_a = T\hat{a}$$

İstatistikler yukarıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

3.7.1.2.3 Gengenbach, Urbain ve Westerlund (2016) Panel Eşbütünleşme Testi

Vektör biçimindeki hata düzeltme modeli kullanılmaktadır ve aşağıdaki gibidir;¹³⁵

$$\Delta y_i = d\delta_{y.x_i} + a_{yi}y_{i,-1} + w_{i,-1}\gamma_i + v_i\pi_i + \varepsilon_{y.x_i} = a_{yi}y_{i,-1} + g_i^d\lambda_i + \varepsilon_{y.x_i} \quad (3.7.1.2.3.1)$$

burada

$$\Delta y_i = (\Delta y_{i,2+p}, \dots, \Delta y_{i,T})' \text{ (T-1-p) *1 boyutludur.}$$

$$y_{i,1} = (y_{i,p+1}, \dots, y_{i,T-1})' \text{ (T-1-p) *1 boyutludur.}$$

$$\varepsilon_{y.x_i} = (\varepsilon_{y.x_i,2+p}, \dots, \varepsilon_{y.x_i,T})' \text{ (T-1-p) *1 boyutludur.}$$

¹³⁵ Christian Gengenbach, Jean-Pierre Urbain ve Joakim Westerlund, Error Correction Testing in Panels with Common Stochastic Trends, Journal of Applied Econometrics, 2015, s.985.

$d = (d_{2+p}, \dots, d_{i,T})' (T-1-p) * p_d$ boyutludur.

$w_{i,-1} = (w_{i,p+1}, \dots, w_{i,T-1})' (T-1-p) * (p_x + p_F)$ boyutludur.

$v_i = (v_{i,2+p}, \dots, v_{i,T})' (T-1-p) * [p+(1+p) (p_x + p_F)]$ boyutludur.

$v_{i,t} = (\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p}, \Delta w'_{i,t}, \dots, \Delta w'_{i,t-p})' [p+(1+p) (p_x + p_F)] * 1$ boyutludur.

$g_i = (w_{i,-1}, v_i) (T-1-p) * [p+(2+p) (p_x + p_F)]$ boyutludur.

Bu test hetetrojenliğe ve birimlere arası korelasyona izin vermesinin yanı sıra dengesiz panellerde de kullanılabilir.

Testin hipotezleri şu şekildedir;

$H_0: a_{yi} = 0$ (eşbütünleşme yoktur.)

$H_1: a_{yi} < 0$

$(T-1-p) * (T-1-p)$ boyutlu projeksiyon matrisi şu şekildedir;

$$M_A = I_{T-1-p} - A(A'A)A'$$

Herhangi bir $(T-1-p)$ sıralı matris A için a_{yi} ' in OLS tahmincisi,

$$\hat{a}_{yi} = \frac{y'_{i,-1} M_{g_i^d} \Delta y_i}{y'_{i,-1} M_{g_i^d} y_{i,-1}}$$

Tahmini varyans şu şekildedir;

$$\hat{\sigma}_{\hat{a}_{yi}}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{y.xi}^2}{y'_{i,-1} M_{g_i^d} y_{i,-1}}$$

burada $\hat{\sigma}_{y.xi}^2 = T^{-1}(\Delta y_i - \hat{a}_{yi} y_{i,-1})' M_{g_i^d} (\Delta y_i - \hat{a}_{yi} y_{i,-1})$.

$H_0: a_{yi} = 0$ hipotezi aşağıdaki t-istatistiği ile sınanır;

$$T_{a_{yi}}(F, 0) = \frac{\hat{a}_{yi}}{\hat{\sigma}_{\hat{a}_{yi}}}$$

Panel test istatistikleri yatay kesit birime özgü testlerin ortalamasıdır.

$$\bar{T}_c = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N T_{c_i}$$

Panel test istatistiği için temel ve alternatif hipotez şu şekildedir;

$$H_0: a_{y1} = \dots = a_{yN} = 0$$

$$H_a: a_{yi} < 0 \text{ (en az bir } i \text{ için)}$$

3.8. Panel Hata Düzeltme Modelleri

Panel verilerde değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi tespit edilirse zaman serilerinde olduğu gibi değişkenlerdeki kısa ve uzun dönemli ilişkiler hata düzeltme modelleri ile tahmin edilebilmektedir. Panel hata düzeltme modelleri ile ilişkilerin sapmasız katsayı tahminleri ile tahmin edicilerin uyumluluk özelliklerinin tahmini sağlanmaktadır.

Bu bölümde panel hata düzeltme modellerinden detayları ile bahsedilecek olan yöntemler şöyledir; Havuzlanmış Ortalama Grup (PMG) Tahmincisi, Ortalama Grup (MG) Tahmincisi, Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) Tahmincisi ve Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCE) Tahmincisidir. Bu tahminciler ile değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerine ait tahminler elde edilirken homojenlik veya heterojenlik varsayımı altında kullanılabilmektedirler. Bu durum yöntemler açıklanırken daha detaylı bir şekilde ele alınacaktır.

3.8.1. Havuzlanmış Ortalama Grup (PMG) Tahmincisi

PMG tahmincisi, Pesaran, Shin ve Smith tarafından 1999 yılında önerilmiştir. Başlangıç koşulları sabit veya rastgele olarak ele alınabilir ve uzun dönem parametreleri, kısa dönem parametrelerinin doğrusal olmayan işlevleridir. Uzun dönem parametreleri homojen, diğer parametreler ise heterojen kabul edilmektedir. Bu durum ise heterojen kısa dönem parametreleri için bazı teknik zorlukları ortaya çıkarmaktadır. Çözülmesi gereken bir dizi sorun kalmasına ve tüm dinamik heterojen panel problemleri için uygun olmasa da PMG tahmincisi önemli birkaç durum için faydalıdır.¹³⁶

¹³⁶ M. Hashem Pesaran, Yongcheol Shin ve Ron P. Smith, Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, Journal of the American Statistical Association, Vol. 94, No. 446, 1999, s. 621-634.

PMG tahmincisinde $t=1,2, \dots, T$ ve $i=1,2, \dots, N$ periyotları için bir ARDL ($p, q, q, \dots, q$) modeli tahmin edilirse;

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.8.1.1)$$

- x_{it} , $(k \times 1)$ boyutlu grup i için açıklayıcı değişkenlerin vektörüdür.
- μ_i , sabit etkileri temsil eder.
- λ_{ij} , gecikmeli bağımlı değişkenlerin skalar katsayılarıdır.
- δ_{ij} , $(k \times 1)$ boyutlu katsayı vektörüdür.

Her bir grup için modelin tahmin edilebilmesi için T 'nin yeterince büyük olması gerekmektedir. Benzer şekilde, zaman eğilimleri veya mevsimsel kuklalar gibi değişkenlerde modele dahil edilebilir. Ancak PMG tahmincisi gösterimleri sabit tutmak için bu tür etkileri modele dahil etmemiştir. (3.7.1.1) numaralı denklemi aşağıdaki şekilde düzenleyerek çalışmak daha uygundur:

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta'_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^{*'}_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.8.1.2)$$

burada $i=1,2, \dots, N$ ve $t=1,2,\dots, T$ 'dir.

$$\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$$

$$\beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$$

$$\lambda^*_{ij} = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im} \quad j=1,2,\dots, p-1$$

$$\delta^*_{ij} = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im} \quad j=1,2,\dots, q-1$$

Bişiminde tanımlanmaktadır.

3.8.2. Ortalama Grup (MG) Tahmincisi

MG tahmincisi Pesaran ve Smith tarafından 1995 yılında önerilmiştir. Bu tahminci eğim katsayılarının ve hata varyanslarının yatay kesit boyutları arasında değişmesine olanak sağlar. Yani tüm parametreler heterojen olmasına izin verir. OLS yöntemi ile eğim katsayıları elde edilir.

Sonrasında ise uzun dönem parametreleri elde edilir. Panel verilerde dört prosedür yaygın kullanılmaktadır. Bu prosedürler; havuzlama, toplama, grup tahminlerinin ortalamasını alma ve yatay kesit regresyonudur. Statik durumda, katsayılar rastgele farklılık gösteriyorsa, dört prosedürün tümü katsayı ortalamalarının tarafsız tahminlerini verir. Dinamik durumda ise katsayılar gruplar arasında farklılık gösterdiğinde, havuzlama ve toplama yöntemleri katsayıların tutarsız ve potansiyel olarak yanıltıcı tahminlerini verir, ancak yatay kesit uzun vadeli etkilerin tutarlı tahminlerini sağlayabilir. Bu tahmin yönteminde hata düzeltme parametreleri, kısa dönem parametresi ve sabit terim hesaplanırken ise ortalama alınmaktadır.¹³⁷

MG tahmincisinin hata düzeltme modeli şu şekildedir:

$$\Delta y_{it} = \phi_i(y_{it-1} - \theta'_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j^* \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \delta_j \Delta x_{it-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.8.2.1)$$

3.8.3. Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) Tahmincisi

Panel hata düzeltme modellerinde kullanılan tahmincilerden bir diğeri ise Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisidir. Bu tahminci Bond ve Eberhardt (2009) tarafından geliştirilmiştir. AMG, regresyona yatay kesit bağımlılığını açıklayan ortak dinamik etkiyi dahil etmektedir. Bu tahmincide gözlemlenemeyen ortak faktörlerin gelişimi dikkate alınır. Gözlemlenemeyen ortak faktörlerin eşbütünleşme ilişkisinin bir parçası olması koşuluyla regresyon modelinde kullanılır. Gözlemlenemeyen ortak faktörler modele dahil edilmediğinde elde edilen tahminler ciddi şekilde etkilenmektedir. AMG tahmincisi özellikle panel zaman serilerinin tahmininde kullanılmaktadır.¹³⁸

AMG tahmincisinin hata düzeltme modelleri şu şekildedir:

$$\text{AMG-Aşama(i)} \Rightarrow \Delta y_{it} = b' \Delta x_{it} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + e_{it} \quad (3.8.3.1)$$

$$\Rightarrow \hat{c}_t \equiv \hat{\mu}_t$$

$$\text{AMG-Aşama (ii)} \Rightarrow y_{it} = b'_i x_{it} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t + e_{it} \quad (3.8.3.2)$$

$$\Rightarrow \hat{b}_{AMG} = N^{-1} \sum_i \hat{b}_i$$

¹³⁷ M. Hashem Pesaran, Ron Smith, Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels, Journal of Econometrics, 68, 1995, s. 79- 113.

¹³⁸ Markus Eberhardt ve Stephen Bond, Cross-section dependence in nonstationary panel models: a novel estimator, MPRA, WP17870, 2009, s.1-28.

Bu denklem birinci farklar havuzlanmış regresyon yöntemi kullanılarak (T-1) adet $\hat{\mu}_t$ olarak adlandırılan zaman gölge değişkeni ile genişletilip tahmin edilmektedir. Elde edilen tahminler ise her bir birim için kurulan hata düzeltme modeline dahil edilmektedir.

Her iki durumda da Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi daha sonra Pesaran ve Smith (1995) Ortalama Grup (MG) tahmincisinde birleştirilir ve birimler bazında ortalama alınır. Monte Carlo simülasyonlarının sonuçlarına dayanarak bu tahmin yönteminin yatay kesit bağımlılığı durumunda ve heterojen panellerde etkili olduğu sonucuna varılmıştır.

3.8.4. Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCE) Tahmincisi

Pesaran (2006) tarafından geliştirilen Ortak İlişkili Etkiler (CCE) yaklaşımını, gecikmeli bağımlı değişkenler ve / veya zayıf dışsal bağımsız değişkenlere sahip heterojen panel veri modellerine genişletmektedir.

X ile Y değişkenlerinin I (1) süreci izlediği varsayılırsa, DCCE tahmincisinin modeli şu şekildedir;

$$\Delta y_{it} = a_i(y_{it} - \lambda'_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \bar{x}_{t-j} + e_{it} \quad (3.8.4.1)$$

CCE ortalama grup tahmin edicisinin geçerli olmaya devam etmektedir. Ancak dinamiklerle başa çıkmak için aşağıdaki iki koşulun yerine getirilmesi gerekir: Panelin ayrı denklemlerine yeterli sayıda yatay kesit ortalamaları dahil edilmelidir ve çapraz kesit sayısı bölüm ortalamaları en az gözlemlenmeyen ortak faktör sayısı kadar büyük olmalıdır. Tutarlılık oranları belirlenir ve asimptotik dağılımı türetilir. DCCE tahmincisinde $(\sqrt{T} - 1)$ kadar yatay kesit ortalamalarının gecikmeleri eklendiğinde tahmin edicinin tutarlı hale geldiğini göstermişlerdir. Birden çok gözlemlenmeyen ortak faktörün etkileriyle başa çıkmak için ortak değişkenlerin kullanılmasını önerilir. Monte Carlo simülasyonları teorik bulgulara, panelin zaman serisi boyutu yeterince büyük olduğu sürece önerilen tahmin edicilerin iyi performans gösterdiğini belirtmektedir.¹³⁹

¹³⁹ Alexander Chudik ve M. Hashem Pesaran, Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors, Journal of Econometrics, Vol 188, No 2, 2015, s.393-420.

4. UYGULAMA

Bu çalışmada 1990-2016 döneminde 22 ülke için (Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, Türkiye, Amerika Birleşik Devletleri) gelir dağılımı eşitsizliği ve toplam yaşam süresi arasındaki ilişkiler Wilkinson Hipotezi ile incelenirken sağlık kavramını etkileyen literatürdeki diğer anlamlı değişkenler yardımıyla alternatif bir model oluşturulmuştur ve model 2 başlığı altında ele alınmıştır. Türkiye gelişmekte olan ülkeler, diğer 21 ülke ise gelişmiş ülkeler kategorisinde yer alır. Tezde bu çalışmada panel birim kök testleri, Gengenbach, Urbain ve Westerlund (Panel EC) eşbütünleşme testi ve DCCE tahmincisi kullanılmıştır.

İlk modelde Wilkonson Hipotezinin geçerliliği çalışmadaki ülkeler ve yıllar için sınanmıştır. Gelir dağılımı değişkeni için gini katsayısı kullanılmıştır. Sağlık düzeyi içinse toplam yaşam proxy olarak seçilmiştir. Değişkenlerde birimler arası korelasyon olduğu için ikinci kuşak panel birim kök testleri ile çalışmaya devam edilmiştir. CIPS panel birim kök testi kullanılmıştır. Değişkenler birinci farklarında durağandır. Daha sonrasında Swamy S testi testi ile homojenlik testi yapılmıştır ve serilerin heterojen olduğuna karar verildikten sonra Gengenbach, Urbain ve Westerlund'un panel eşbütünleşme testi yapılmıştır. Son olarak ise DCCE tahmincisi ile hata düzeltme modellerinin tahmini yapılmıştır.

İkinci modelde ise sağlık harcamaları, GSYİH ve toplam yaşam değişkenleri ile çalışılmıştır. Değişkenlerde birimler arası korelasyon olduğu için ikinci kuşak panel birim kök testleri ile çalışmaya devam edilmiştir. CIPS panel birim kök testi kullanılmıştır. Değişkenler birinci farklarında durağandır. Daha sonrasında Swamy S testi testi ile homojenlik testi yapılmıştır ve serilerin heterojen olduğuna karar verildikten sonra Gengenbach, Urbain ve Westerlund'un panel eşbütünleşme testi yapılmıştır. Son olarak ise DCCE tahmincisi ile hata düzeltme modellerinin tahmini yapılmıştır.

4.1. Değişkenler ve Hipotezler

Bu çalışmada Gini, toplam yaşam, sağlık harcamaları ve GSYİH olmak üzere 4 adet makroekonomik büyüklükte ve uygulama kapsamına yönelik olarak da 22 ülke için (Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, Türkiye, Amerika Birleşik Devletleri) ülkesinde karar kılınmıştır. İlgili değişkenler 1990- 2016 yılları

arasında ve yıllık periyotlarla analize dâhil edilmiş olup, veriler World Bank tabanından derlenmiştir.

Değişkenlerle ilgili ayrıntılı bilgi Tablo 2.3’de gösterilmiştir.

Tablo 2.3

Veri Seti

Veri Seti	Veri Tipi	Aralık
Gini	Panel veri	1990-2016
Toplam Yaşam	Panel veri	1990-2016
Sağlık Harcamaları	Panel veri	1990-2016
GSYİH	Panel veri	1990-2016

Kaynak: <https://data.worldbank.org/>

Birinci modelde ömürde toplam yaşam beklentisi ve gelir dağılımı eşitsizliği arasındaki ilişkiyi irdeleyen Wilkinson hipotezi test edilmiştir. Gini 100 ile çarpılmıştır ve her iki değişkenin de logaritması alınmıştır. Bağımlı değişken toplam yaşamdır ve bağımsız değişken ise Ginidir. Toplam yaşam ve gelir dağılımı eşitsizliği arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için Wilkinson takip edilerek, aşağıdaki model ile tahminler yapılmıştır:

$$toplamyasam_{it} = a_{it} + \beta_1 gini_{it} + e_{it}$$

İkinci modelde ise sağlık harcamaları ve kişi başına düşen gayri safi milli hasılanın toplam yaşam üzerindeki etkisi incelenmiştir. Sağlık harcamaları ve GSYİH değişkenlerinin logaritmaları alınmıştır. Bağımlı değişken toplam yaşamdır ve bağımsız değişkenler ise sağlık harcamaları ve GSYİH’ tir. Aşağıdaki model ile tahminleri yapılmıştır:

$$toplamyasam_{it} = a_{it} + \beta_1 saǧlıkharcamaları_{it} + \beta_2 GSYİH_{it} + e_{it}$$

4.2. Yatay Kesit Bağımlılık Analizi Sonuçları

Serilerde yatay kesit bağımlılığının göz ardı edilmesi analiz sonuçlarını etkilemektedir. Birimler arası korelasyon olup olmamasına göre durağanlık analizinde kullanılacak birim kök testleri değişkenlik göstermektedir. Bundan dolayı analize geçmeden önce serilerde yatay kesit bağımlılığın varlığının test edilmesi daha doğru bir adım olacaktır. Yatay kesit bağımlılığı için

literatürde pek çok test bulunmaktadır. Çalışmamdaki 22 ülke ve 26 yıl için Pesaran CD testi kullanılmıştır.

Tablo 2.4 ‘de birinci model için incelenen tüm değişkenler için birimler arası korelasyonu ölçmeye yönelik Pesaran CD Testi sonuçları bulunmaktadır.

Tablo 2.4

Model 1 için Pesaran CD Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Değişkenler	Pesaran CD test istatistikleri	Korelasyon katsayıları	Olasılık
lgını	8.60	0.404	0.000*
ltoplamyaşam	77.84	0.986	0.000*

Not: (*) %1 anlamlılık düzeyini, (**) %5 anlamlılık düzeyini, (***) %10 anlamlılık düzeyini gösterir.

Testin temel ve alternatif hipotezleri şu şekildedir:

$$H_0: \rho_{ij} = 0 \text{ (Birimler arası korelasyon yoktur.)}$$

$$H_a: \rho_{ij} \neq 0 \text{ (Birimler arası korelasyon vardır.)}$$

Her iki değişken için de olasılık değeri $0.00 < 0.05$ olduğu için H_0 hipotezi reddedilir. Ömürde toplam yaşam beklentisi değişkeni için ortalama korelasyon katsayısı ise %98’dir. Gini değişkeni için ortalama korelasyon katsayısı ise %40’tır. Birimler arası korelasyon genellikle; ülke, bölge, şehir vb. birimler ile çalışıldığında görüldüğünden bu problemle karşılaşılması beklenen bir durumdur. Birimler arası korelasyon olduğu anlaşıldığından ikinci kuşak panel birim kök testleri kullanılarak durağanlık sınanacaktır.

Tablo 2.5 ‘de ikinci model de incelenen tüm değişkenler için birimler arası korelasyonu ölçmeye yönelik Pesaran CD Testi sonuçları bulunmaktadır.

Tablo 2.5

Model 2 için Pesaran CD Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Değişkenler	Pesaran CD test istatistikleri	Korelasyon katsayıları	Olasılık
İsağlıkharcamaları	77.22	0.978	0.000*
lgsyih	71.54	0.906	0.000*

İtoplamyaşam	77.85	0.986	0.000*
--------------	-------	-------	--------

Not: (*) %1 anlamlılık düzeyini, (**) %5 anlamlılık düzeyini, (***) %10 anlamlılık düzeyini gösterir.

Ho: $\rho_{ij} = \text{cor}(v_{it}, v_{jt}) = 0 \quad i \neq j$ (Birimler arası korelasyon yoktur.)

Ha: $\rho_{ij} = \text{cor}(v_{it}, v_{jt}) \neq 0 \quad i \neq j$ (Birimler arası korelasyon vardır.)

Her üç değişken için de olasılık değeri $0.00 < 0.05$ olduğu için Ho hipotezi reddedilir. Ömürde toplam yaşam beklentisi değişkeni için ortalama korelasyon katsayısı ise %98'dir. Sağlık harcamaları değişkeni için ortalama korelasyon katsayısı ise %97'dir ve gsyih değişkeni için ortalama korelasyon katsayısı %90'dır. Birimler arası korelasyon genellikle; ülke, bölge, şehir vb. birimler ile çalışıldığında görüldüğünden bu problemle karşılaşılması beklenen bir durumdur. Birimler arası korelasyon olduğu anlaşıldığından ikinci kuşak panel birim kök testleri kullanılarak durağanlık sınanacaktır.

4.3. Panel Birim Kök Testinin Sonuçları

Panel birim kök testleri birinci nesil panel birim kök testleri ve ikinci nesil panel birim kök testleri olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Yatay kesit bağımlılığı bulunmuyorsa birinci nesil panel birim kök testleri tercih edilmektedir. Ancak yatay kesit bağımlılığı bulunuyorsa ikinci nesil panel birim kök testlerine geçilmektedir. Serilerin birimleri arasındaki yatay kesit bağımlılıkları incelendikten sonra ikinci nesil panel birim kök testlerinin kullanılmasına karar verilmiştir. Bu kısımda durağanlık Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF birim kök testi kullanılmaktadır. Pesaran CIPS testi birimler arası korelasyonu modelleyip faktör olarak istatistiğe dâhil eden testlerdendir. Aşağıdaki iki tabloda Pesaran CADF testine ait CIPS değerleri bulunmaktadır.

Tablo 2.6 'da birinci model için incelenen tüm değişkenler için Pesaran CIPS testi sonuçları bulunmaktadır.

Tablo 2.6

Model 1 için Pesaran CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Pesaran CIPS	Ülkeler	
	Seviye	Birinci Fark

Gini		-2.403	-3.612*
Toplam Yaşam		-2.106	-3.776*
Kritik Değerler		Sabitli-Trendli	Sabitli
	%1	-2.81	-2.30
	%5	-2.66	-2.15
	%10	-2.58	-2.07

Not: (*) %1 anlamlılık düzeyini, (**) %5 anlamlılık düzeyini, (***) %10 anlamlılık düzeyini gösterir.

Yukarıdaki tablo uygun gecikme uzunluğu olarak seçilen 1 gecikme durumunda CIPS test sonuçları görülmektedir. Gini ve toplam yaşam değişkenlerinin logaritmalarını alınmıştır. Bu değişkenler için t-bar (CIPS) istatistiği, %90(cv10), %95(cv5) ve %99(cv1) güven düzeyinde verilen kritik değerlerden mutlak değerce küçük olduğu için seri birim köklü olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca bu iki değişken için birinci farklarında t-bar (CIPS) istatistiği, %90(cv10), %95(cv5) ve %99(cv1) güven düzeyinde verilen kritik değerlerden mutlak değerce büyük olduğu için durağan hale geldikleri anlaşılmaktadır. Seriler için elde edilen bulgular sonucunda panel eşbütünleşme testlerine geçilebileceği sonucu elde edilmektedir.

Tablo 2.7 'de ikinci model için incelenen tüm değişkenler için Pesaran CIPS testi sonuçları bulunmaktadır.

Tablo 2.7

Model 2 için Pesaran CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Pesaran CIPS		Ülkeler	
		Seviye	Birinci Fark
Toplam Yaşam		-2.059	-3.575*
Sağlık Harcamaları		-2.521	-3.358*
GSYİH		-2.617***	-3.237*
Kritik Değerler		Sabitli-Trendli	Sabitli
	%1	-2.81	-2.30
	%5	-2.66	-2.15
	%10	-2.58	-2.07

Not: (*) %1 anlamlılık düzeyini, (**) %5 anlamlılık düzeyini, (***) %10 anlamlılık düzeyini gösterir.

Yukarıdaki tabloda uygun gecikme uzunluğu olarak seçilen 1 gecikme durumunda CIPS test sonuçları görülmektedir. Toplam yaşam, gsyih ve sağlık harcamaları değişkenlerinden gsyih ve sağlık harcamalarının logaritmaları alınmıştır. Bu değişkenler için t-bar (CIPS) istatistiği, %90(cv10), %95(cv5) ve %99(cv1) güven düzeyinde verilen kritik değerlerden mutlak değerce küçük olduğu için seri birim köklü olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca bu üç değişken için birinci farklarında t-bar (CIPS) istatistiği, %90(cv10), %95(cv5) ve %99(cv1) güven düzeyinde verilen kritik değerlerden mutlak değerce büyük olduğu için durağan hale geldikleri anlaşılmaktadır. Seriler için elde edilen bulgular sonucunda panel eşbütünleşme testlerine geçilebileceği sonucu elde edilmektedir.

4.4. Gecikme Uzunluğunun Seçimi ve Homojenlik Testi

Eşbütünleşme testine geçmeden önce uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi önemlidir. Belirlenen gecikme uzunluğu nedensellik analizinde kullanılmaktadır. Çalışmamda Hansen J istatistiği, genel belirleme katsayısı, Bayesyen bilgi kriteri, Akaike bilgi kriteri, Quinn bilgi kriterleri için sonuçlar elde edilecek olup seçilecek kritere göre bir gecikme uzunluğu sonucuna varılacaktır.

Tablo 2.8 ‘de birinci model için elde edilen gecikme uzunlukları şu şekildedir:

Tablo 2.8

Model 1 Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçimi

Gecikme uzunluğu	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-.3376	46.511	.00008	-47.306*	14.511	-10.088
2	-.6955	29.464	.0033	-40.898	5.464	-12.985
3	-5.381	4.961	.7616	-41.947	-11.038*	-23.338*
4	-37.346	.053	.9996	-23.400	-7.946	-14.096

Not: (*) en küçük değeri göstermektedir.

Not: J= Hansen J istatistiği, $CD:R^2$ = Genel belirleme katsayısı, MBIC= Bayesyen bilgi kriteri, MAIC= Akaike bilgi kriteri, MQIC= Quinn bilgi kriteri

MBIC kriteri için 1, MAIC kriteri için 3 ve MQIC kriteri için 3 gecikmede minimum olmaktadır. Cimrilik prensipleri sebebiyle 1 gecikme uzunluğu ve çoğunluk prensibi nedeniyle 3 gecikme uzunluğu uygun olmaktadır.

Tablo 2.9 ‘da ikinci model için elde edilen gecikme uzunlukları şu şekildedir:

Tablo 2.9

Model 2 Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçimi

Gecikme uzunluğu	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-3.745	62.507	.0039	-146.259*	-9.492	-64.046
2	-4.832	20.049	.8286	-136.526	-33.950*	-74.866*
3	-6.236	21.014	.2786	-83.369	-14.985	-42.262
4	-12.742	10.236	.3316	-41.954	-7.763	-21.401

MBIC kriteri için 1, MAIC kriteri için 2 ve MQIC kriteri için 2 gecikmede minimum olmaktadır. Cimrilik prensipleri sebebiyle 1 gecikme uzunluğu seçilmiştir.

Parametrelerin homojen veya heterojen olmasına göre kullanılacak eşbütünleşme testinin belirlenmesinde önemlidir. Bu bölümde ayrıca homojenlik sınaması yapılacaktır ve bu Swamy S testi ile sınanacaktır. Testin temel ve alternatif hipotezleri şu şekildedir:

Ho: Parametreler homojendir.

Ha: Parametreler heterojendir.

Birinci model için gerçekleştirilen Swamy S testinde $\chi^2(63)=646.02$ ve olasılık değeri 0.000 elde edilmiştir. Bu durumda Ho hipotezi reddedilmiş ve parametrelerin heterojen olduğuna karar verilmiştir.

İkinci model için gerçekleştirilen Swamy S testinde $\chi^2(63)=666.09$ ve olasılık değeri 0.000 elde edilmiştir. Bu durumda Ho hipotezi reddedilmiş ve parametrelerin heterojen olduğuna karar verilmiştir.

Yapılan testler sonucunda her iki model için de yatay kesit bağımlılığı ve heterojenliğin olduğu sonucu elde edilmiştir. Bu iki durum göz önüne alındığında uygun panel eşbütünleşme testi Gengenbach, Urbain ve Westerlund'un panel eşbütünleşme testidir.

4.5. Panel Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme kavramı ise iki veya daha fazla serinin uzun döneme yayılan bir denge halinde olması durumudur. Panel zaman serileri ile çalışırken uzun dönemli bir ilişkinin olma ihtimali önemlidir. Panel zaman serilerinde eşbütünleşme ilişkisi tespitinin sürecinde literatürde yine iki grup eşbütünleşme testiyle karşılaşılmaktadır. Hangi grup testin seçileceğinde iki önemli

kavram gözetilmekte olup bu kavramlardan ilki birimler arası korelasyon ikincisi ise parametre heterojenliğidir. Çalışmamda kullanılan her iki modelde I (1) olup birimleri arası korelasyon bulunmaktadır ve parametreler heterojendir. Modellerin uzun dönem ilişkisinin analizinde birimler arası korelasyon olduğu için Kao (1999), Pedroni (1997, 2004) ve Westerlund (2007) testleri zayıf kalmaktadır. Bu sebeple birimler arası korelasyonu dikkate alan diğer testlere geçilmiştir. Heterojenlik durumu da göz önüne alınarak burada Gengenbach, Urbain ve Westerlund'un panel eşbütünleşme testi (Panel EC-test) kullanılmıştır.

Panel EC testi hata düzeltme modeli temelli bir testtir. Heterojen panellere ve birimler arası korelasyon durumlarına izin vermektedir. Dengesiz panellere uygulanabilmektedir. Temel hipotezi t testi ile sınanır. Testin kritik değerleri ise Gengenbach, Urbain ve Westerlund'un (2016) makalesinde verilmektedir. Aşağıdaki tablolarda test sonuçları sunulmuştur.

Tablo 2.10 'da birinci model için elde edilen panel eşbütünleşme test sonuçları şu şekildedir:

Tablo 2.10

Model 1 için Panel EC Test Sonuçları

Panel EC Testi						
Gruba özel gecikme seçilmiştir.						
Bağımlı değişken: ltoplamyaşam						
ltoplamyaşam	Katsayı	T-bar	Olasılık			
ltoplamyaşam(t-1)	0.488	-2.851	<=0.01			
Uzun Dönem Ortalama Katsayılar						
ltoplamyaşam	Katsayı	Std. Hata	z	P> z	%95 Güven Aralıkları	
lgini	-0.007	0.016	-0.46	0.648	-0.401	0.024

$$H_0: a_{y1} = \dots = a_{yN} = 0 \text{ (Eşbütünleşme Yoktur.)}$$

$$H_a: a_{yi} < 0 \text{ (en az bir i için Eşbütünleşme vardır.)}$$

Yukarıdaki çıktıda Gengenbach, Urbain ve Westerlund'un panel eşbütünleşme testi (Panel EC-test) için hata düzeltme parametresinin tahmini, t-bar istatistiği ve olasılık değeri görülmektedir. t-bar istatistiği ve olasılık değeri dikkate alındığında H_0 hipotezi reddedilmektedir

ve deęişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Toplam yaşam ve gini deęişkeninin eşbütünleşme modeli çerçevesinde tahmini yapılacaktır.

Tablo 2.11 ‘de ikinci model için elde edilen panel eşbütünleşme test sonuçları şu şekildedir:

Tablo 2.11

Model 2 için Panel EC Test Sonuçları

Panel EC Testi						
Gruba özel gecikme seçilmiştir.						
Bağımlı değişken: toplamyaşam						
Itoplamyaşam	Katsayı	T-bar	Olasılık			
Itoplamyaşam(t-1)	-0.684	-3.098	<=0.05			
Uzun Dönem Ortalama Katsayılar						
Itoplamyaşam	Katsayı	Std. Hata	z	P> z	%95 Güven Aralıkları	
Igsyih	-1.046	0.438	-2.39	0.017	-1.906	-0.186
İsağlıkharcamaları	-0.816	0.814	-1.00	0.316	-2.413	0.780

t-bar istatistięi ve olasılık deęeri dikkate alındığında H_0 hipotezi reddedilmektedir ve deęişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Bağımlı deęişken toplam yaşam ve bağımsız deęişkenler gayri safi yurt içi hasıla ve saęlık harcamaları deęişkenlerinin eşbütünleşme modeli çerçevesinde tahmini yapılacaktır.

Her iki model için de eşbütünleşme ilişkisi olduęu sonucuna varıldığından dolayı sonraki aşamada eşbütünleşme modelinin tahmini yapılacaktır.

4.6. Heterojen Panel Dinamik EKK (PDOLS) Tahmincisi

Model 1 ve Model 2 için eşbütünleşme testleri sonucunda eşbütünleşme ilişkisinin olduęu sonucuna varıldığı için bu aşamada eşbütünleşme modellerinin tahminleri yapılacaktır. Kullanılacak olan tahmin yöntemleri yatay kesit bağımlılıęının olup olmasına göre ve parametrelerin heterojen ya da homojen olmasına göre deęişiklik göstermektedir. Her iki model de yatay kesit bağımlılıęı vardır ve parametreler heterojendir. Bu sebep ile kullanılacak olan tahminci heterojen PDOLS tahmincisidir. Bu yöntemde deęişkenler yatay kesir ortalamalardan

fark alınacaktır ve sonrasında dönüştürülerek tüm panel birimler için tahmin yapılacaktır. Aşağıda her iki model içinde uygulanan tahmin sonuçlarına ait tablolara yer verilmiştir.

Tablo 2.12 ‘de birinci model için elde edilen PDOLS tahmincisi şu şekildedir:

Tablo 2.12

Model 1 için Heterojen PDOLS Tahmincisi

Panel ünite sayısı:22 Gözlem sayısı: 528 Gecikme :1 Gözlem sayısı: 24		
Değişken	Katsayı	t istatistiği
IGini	-0.014	-2.988

Tablo da t istatistiği için $\alpha=0.05$ de kritik değeri 1.96’dır. Gini değişkeni %95 güven düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Bu tabloda toplam yaşam ve Gini değişkeni arasındaki uzun dönem ilişkisi incelenmektedir. Gini parametresi tahmin edilen parametredir ve uzun dönem parametresidir. Uzun dönemde Ginide ki %1’lik artış toplam yaşamı %0.01 azaltmaktadır.

Tablo 2.13 ‘de birinci model için elde edilen panel eşbütünleşme testleri şu şekildedir:

Tablo 2.13

Model 2 için Heterojen PDOLS Tahmincisi

Panel ünite sayısı:22 Gözlem sayısı: 528 Gecikme :1 Gözlem sayısı: 24		
Değişken	Katsayı	t istatistiği
lgsyih	-0.014	-2.988
Isağlıkharcamaları	4.744	43.04

Tablo da t istatistiği için $\alpha=0.05$ de kritik değeri 1.96’dır. Gayri safi yurtiçi hasıla ve sağlık harcamaları değişkenleri %95 güven düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Uzun dönemde gayrisafi yurtiçi hasıladaki %1’lik artış toplam yaşamı %0,43 azaltmaktadır ve sağlık harcamalarındaki %1’lik artış toplam yaşamı %4,74 arttırmaktadır.

4.7. Panel Hata Düzeltme Modeli

Durağan olmayan panel veri serileri ile yapılan çalışma sonucunda eşbütünleşme ilişkisi saptandığı için kısa ve uzun dönemli ilişkiler yani panel hata düzeltme modellerine geçilmiştir. Panel hata düzeltme modelleri ile ilişkilerin sapmasız katsayı tahminleri ile tahmin edicilerin uyumluluk özelliklerinin tahmini sağlanmaktadır. Çalışılan her iki modelde de birimler arası korelasyonunu varlığı ve parametrelerin heterojenliği sebebiyle CCE, DCCE ve AMG tahmincilerinin kullanılması uygundur. Tahmincilerden CCE ve AMG tahmincileri zayıf dışsalılık varsayımı altında tutarlı olmadıklarından tercih DCCE tahmincisi yönünde kullanılmıştır. Aşağıdaki tablolarda DCCE tahmin edicisine ait sonuçlar bulunmaktadır. Başlık 4.3 de gecikme uzunlukları seçilmiştir. Model 1 için uygun gecikme uzunluğu 1 iken Model 2 için ise 2 idi.

Tablo 2.14 ‘de birinci model için cimrilik prensibinden yola çıkılarak bir gecikme uzunluğu seçilmiştir. Çoğunluk prensibinden yola çıkılarak elde edilen 3 gecikme uzunluğunda yeterli anlamlılık sağlanamadığı için tablo olarak eklenmemiştir. Panel DCCE tahmincisi şu şekildedir:

Tablo 2.14

Model 1 için DCCE Tahmincileri

Uzun Dönem Katsayıları	Tahmin Değeri	Olasılık Değeri
φ_1	0.189	0.314
Hata Düzeltme Katsayısı (φ)	-0.41	0.000*
Kısa Dönem Katsayıları	Tahmin Değeri	Olasılık Değeri
ψ_1	-0.308	0.000*
ψ_2	0.002	0.701
Sabit parametre	0.181	0.000*

Not: (*) %1 anlamlılık düzeyini, (**) %5 anlamlılık düzeyini, (***) %10 anlamlılık düzeyini gösterir.

Hata düzeltme parametresi -0,04’dür. Negatif ve anlamlıdır. Dolayısıyla bir dönemde oluşan dengesizliklerin %04’ünün bir sonraki dönemde düzeleceği anlaşılmaktadır. İlk model için DCCE tahmincisi ile Gini ve toplam yaşam süresi arasında negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Gelir dağılımı eşitsizliğinin artması toplama yaşam süresini olumsuz yönde etkilediği tespit edilmiştir. Elde edilen sonuçlar Wilkinson Hipotezini destekler niteliktedir.

Tablo 2.15 ‘de ikinci model için cimrilik prensibinden yola çıkılarak bir gecikme uzunluğu seçilmiştir. Panel DCCE tahmincisi şu şekildedir:

Tablo 2.15

Model 2 için DCCE Tahmincisi

Uzun Dönem Katsayıları	Tahmin Değeri	Olasılık Değeri
φ_1	10.101	0.001*
φ_2	-4.134	0.137
Hata Düzeltme Katsayısı	-0.452	0.004*
Kısa Dönem Katsayıları	Tahmin Değeri	Olasılık Değeri
ψ_1	-0.167	0.187
ψ_2	-1.515	0.004*
ψ_3	-0.988	0.006*
Sabit parametre	18.820	0.001*

Not: (*) %1 anlamlılık düzeyini, (**) %5 anlamlılık düzeyini, (***) %10 anlamlılık düzeyini gösterir.

Not: φ_1 değişkeni sağlık harcamaları, φ_2 değişkeni gsyih, ψ_1 değişkeni toplam yaşam, ψ_2 değişkeni sağlık harcamaları ve ψ_3 gsyih değişkenini ifade etmektedir.

Hata düzeltme parametresi -0,45’dir. Negatif ve anlamlıdır. Dolayısıyla bir dönemde oluşan dengesizliklerin %45’inin bir sonraki dönemde düzeleceği anlaşılmaktadır. İkinci model için DCCE tahmincisi ile elde edilen sonuçlara göre yaşam süresi ile sağlık harcamaları ve GSYIH arasındaki ilişkide sağlık harcamalarındaki %1’lik artış toplam yaşam süresini %10,10 arttırmaktadır. GSYIH ise modelde anlamlı çıkmamıştır.

Tablo 2.16 ‘de ikinci model için çoğunluk prensibinden yola çıkılarak iki gecikme uzunluğu seçildiğinde elde edilen panel DCCE tahmincisi şu şekildedir:

Tablo 2.16

Model 2 için DCCE Tahmincisi

Uzun Dönem Katsayıları	Tahmin Değeri	Olasılık Değeri
φ_1	5.307	0.000*
φ_2	-1.485	0.253
Hata Düzeltme Katsayısı	-0.470	0.015*
Kısa Dönem Katsayıları	Tahmin Değeri	Olasılık Değeri
ψ_1	-0.241	0.126
ψ_2	-1.793	0.004*
ψ_3	-0.938	0.05**
Sabit parametre	23.311	0.001*

Not: (*) %1 anlamlılık düzeyini, (**) %5 anlamlılık düzeyini, (***) %10 anlamlılık düzeyini gösterir.

Not: φ_1 değişkeni sağlık harcamaları, φ_2 değişkeni gsyih, ψ_1 değişkeni toplam yaşam, ψ_2 değişkeni sağlık harcamaları ve ψ_3 gsyih değişkenini ifade etmektedir.

Hata düzeltme parametresi -0,47'dir. Negatif ve anlamlıdır. Dolayısıyla bir dönemde oluşan dengesizliklerin %47'inin bir sonraki dönemde düzeleceği anlaşılmaktadır. İkinci model için DCCE tahmincisi ile elde edilen sonuçlara göre yaşam süresi ile sağlık harcamaları ve GSYİH arasındaki ilişkide sağlık harcamalarındaki %1'lik artış toplam yaşam süresini %5,30 arttırmaktadır. GSYİH da meydana gelen %1'lik artış toplam yaşam süresini %1,48 azaltmaktadır.

5. SONUÇ

Bu çalışmada çok boyutlu olan sağlık kavramı incelenmiştir. Sağlık kavramı çok boyutlu bir kavramdır. Tıp biliminin gelişmesi sağlığa verilen önemi arttırmakla birlikte birçok sağlık hizmetinin oluşmasını sağlamıştır. Sağlık hizmetlerinin en iyi ve etkin şekilde kullanılması sağlık ekonomisi kavramını doğurmuştur. Sağlık hizmetlerinin finansmanı ve gelir, gelir dağılımı eşitsizliği veya sağlık harcamalarında meydana gelen değişimlerin sağlık üzerindeki etkileri çalışmanın ana hedefidir.

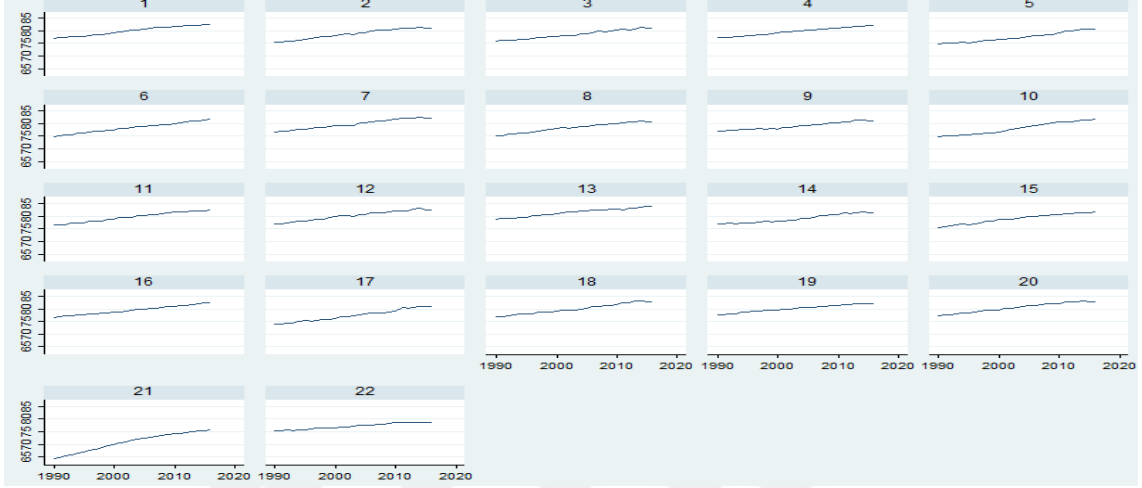
Sağlık hizmetleri birbiri ile ilişkili birçok faaliyetten meydana gelmektedir. Sağlık hizmetleri 3 ana bölümde ele alınmaktadır. Bunlar; koruyucu, tedavi edici ve rehabilite edici sağlık hizmetleridir. Toplumun hastalıklardan korunması, var olan hastalıkların tanısı, tedavisi ve iyileştirilmesi sağlık hizmetlerinin temel amacını oluşturmaktadır. Daha sağlıklı ve daha üretken bir toplum oluşturulması temel hedeftir. Sağlık bir hak ise bireylerin sağlık hizmetinden yararlanması için gerekli yatırımların ve düzenlemelerin yapılması gerekmektedir. Yapılan düzenlemelerin başarılı olabilmesi için ülkelerin mevcut sağlık düzeyinin belirlenmesi en önemli unsurdur. Bir ülkenin geliri ile sağlık düzeyi arasında önemli bir ilişki bulunmaktadır. Ancak tek faktör gelir değildir. Etkileri ülkeden ülkeye farklılık göstermekle birlikte beklenen ortalama yaşam süresi, bebek ölüm oranları, sağlık harcamaları, beslenme yapısı, gelirin ne kadarının sağlık için harcadığı ve gelir dağılımı eşitsizliği de sağlık üzerinde etki etmektedir. Benzer gelir düzeyine sahip ülkelerde sağlık harcamalarındaki farklılık göze çarpmaktadır. Gelir eşitsizliği hipotezi olarak da bilinen Wilkinson hipotezi de gelir dağılımı ve sağlık ilişkisi üzerine kuruludur. Bu hipotez özellikle gelişmiş ülkelerde sağlık düzeyini belirleyen unsurun mutlak gelirden ziyade toplumun gelir dağılımı olduğunu ileri sürmektedir. Kişi başına düşen gayrisafi milli hasıla ile zayıf ilişkilere rağmen ulusal ölüm oranları her bir ülkedeki toplumsal gelir eşitsizliği ile güçlü bir şekilde ilişkili olması üzerine kurulu bir hipotezdir. Kısacası sağlık düzeyinin artması için gelirin yüksek olması gerekmemekte, gelir dağılımındaki adaletin artması sağlık düzeyinde olumlu gelişmeler yaşamak için yeterlidir.

Çalışma için 22 ülke belirlenmiştir. Bu ülkelerin seçiminde ilk olarak Dünya Sağlık Örgütü (WHO) üye ülkeler dikkate alınmıştır. Daha sonrasında İnsani Gelişme Endeksi (İGE) içerisinde yer alan ilk 64 ülke ile sınırlama yapılmıştır. Son sınırlama da ise bu ülkeler içerisinde OECD ye üye olan ülkeler seçilmiştir. 22 ülke için (Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, Türkiye, Amerika Birleşik Devletleri) 1990-2016 yılları arasında beklenen ortalama yaşam süresini etkileyen ekonomik değişkenlerin

belirlenmesi ve ortalama yaşam süresini ne kadar etkiledikleri belirlenmeye çalışılmıştır. Uygulama da 2 ayrı ekonometrik model kurulmuştur. İlk modelde Wilkonson Hipotezinin geçerliliği sınanmıştır. Bu hipotezde gelir dağılımı eşitsizliği ile sağlık düzeyi arasında bir ilişki olduğu öne sürülmektedir. Gelir dağılımı eşitsizliği arttıkça bebek ölüm oranlarının arttığı, ortalama yaşam süresini ise azaldığını yani aralarında anlamlı bir ilişki olduğunu öne sürmektedir. Toplumlarda sağlık düzeyinin artırmanın yolu gelir düzeylerini arttırmaktan ziyade gelir dağılımındaki adaleti sağlamak olduğunu belirtir. İkinci modelde ise beklenen ortalama yaşam süresini etkilediği literatür taraması ile saptanan diğer değişkenler sınanmıştır. Belirlenen ülkeler ve yıllar için panel veri analizi ile çalışılmıştır. Her iki modelde bağımlı değişken toplam yaşam süresi ile bağımsız değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ve hata düzeltme modelleri ile uzun dönem tahminleri yapılmıştır. Elde edilen bulgular sonucunda her iki model için de eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. İlk model için DCCE tahmincisi ile de gini ve toplam yaşam süresi arasında negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Gelir dağılımı eşitsizliğinin artması toplam yaşam süresini olumsuz yönde etkilediği tespit edilmiştir. Elde edilen sonuçlar Wilkonson Hipotezini destekler niteliktedir. İkinci model için aynı şekilde DCCE tahmincisi ile elde edilen sonuçlara göre toplam yaşam süresi ile sağlık harcamaları ve gayrisafi milli hasıla arasındaki ilişki negatif ve anlamlıdır. Sağlık harcamalarındaki %1'lik artış, toplam yaşam süresini %5.30 arttırmaktadır ve gayrisafi yurtiçi hasıladaki %1'lik artış, toplam yaşam süresini %1.48 azaltmaktadır. Elde edilen sonuçlar ışığında gelirdeki artışlardan ziyade sağlık harcamalarının ve toplumlardaki gelir seviyeleri arasındaki farkların sağlığı etkilediği sonucuna varılmıştır. Bu sonuçlar toplum sağlığı otoritelerine uygulayacakları politikalar konusunda yol gösterici olabilmektedir.

EKLER

Ek 1: Toplam Yaşam Değişkeninin Her Birim için Çizgi Grafiği



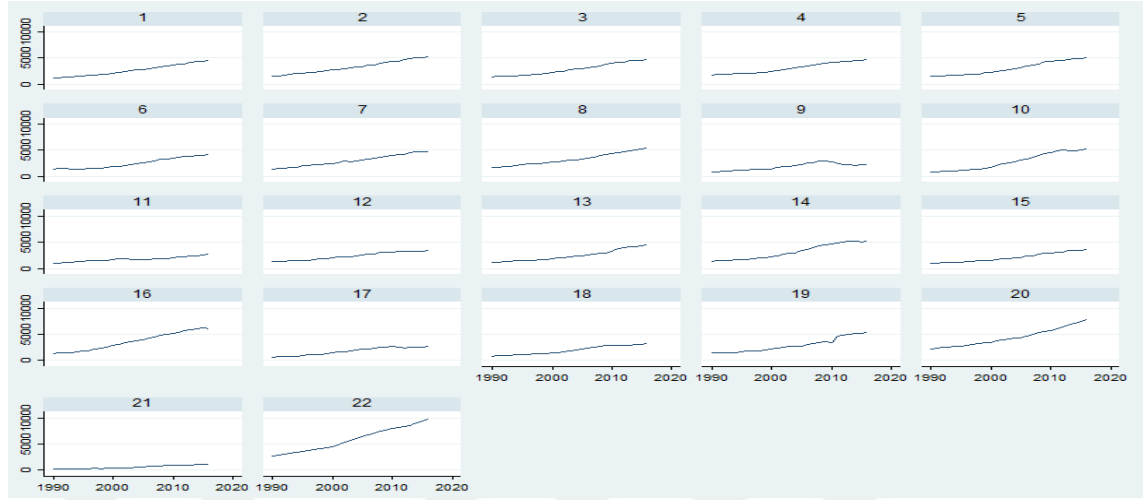
Not: 1 Avustralya, 2 Avusturya, 3 Belçika, 4 Kanada, 5 Danimarka, 6 Finlandiya, 7 Fransa, 8 Almanya, 9 Yunanistan, 10 İrlanda, 11 İsrail, 12 İtalya, 13 Japonya, 14 Hollanda, 15 Yeni Zelanda, 16 Norveç, 17 Portekiz, 18 İspanya, 19 İsveç, 20 İsviçre, 21 Türkiye, 22 Amerika Birleşik Devletleri

Ek 2: GSYİH Değişkeninin Her Birim için Çizgi Grafiği



Not: 1 Avustralya, 2 Avusturya, 3 Belçika, 4 Kanada, 5 Danimarka, 6 Finlandiya, 7 Fransa, 8 Almanya, 9 Yunanistan, 10 İrlanda, 11 İsrail, 12 İtalya, 13 Japonya, 14 Hollanda, 15 Yeni Zelanda, 16 Norveç, 17 Portekiz, 18 İspanya, 19 İsveç, 20 İsviçre, 21 Türkiye, 22 Amerika Birleşik Devletleri

Ek 3: Sağlık Harcamaları Değişkeninin Her Birim için Çizgi Grafiği



Not: 1 Avustralya, 2 Avusturya, 3 Belçika, 4 Kanada, 5 Danimarka, 6 Finlandiya, 7 Fransa, 8 Almanya, 9 Yunanistan, 10 İrlanda, 11 İsrail, 12 İtalya, 13 Japonya, 14 Hollanda, 15 Yeni Zelanda, 16 Norveç, 17 Portekiz, 18 İspanya, 19 İsveç, 20 İsviçre, 21 Türkiye, 22 Amerika Birleşik Devletleri

Ek 4: Gini Değişkeninin Her Birim için Çizgi Grafiği



Not: 1 Avustralya, 2 Avusturya, 3 Belçika, 4 Kanada, 5 Danimarka, 6 Finlandiya, 7 Fransa, 8 Almanya, 9 Yunanistan, 10 İrlanda, 11 İsrail, 12 İtalya, 13 Japonya, 14 Hollanda, 15 Yeni Zelanda, 16 Norveç, 17 Portekiz, 18 İspanya, 19 İsveç, 20 İsviçre, 21 Türkiye, 22 Amerika Birleşik Devletleri

KAYNAKÇA

Ağır, Hüseyin ve H. Hayrettin Tıraş. Türkiye’de Sağlık Harcama Türlerinin Değerlendirilmesi, KSÜSBD, Cilt:15 Sayı:2 (2018), s.644

Alkin, Erdoğan. Herkes için Ekonomi. İstanbul: İstanbul Ticaret Odası. 2009.

Arrow, Kenneth. Uncertainty and The Welfare Economics of Medical Care, The American Economic Review. Vol.5. No.5 1963, ss.941-973.

Bai, Jushan ve Serena Ng. Panel Unit Root Tests With Cross-Section Dependence: A Further Investigation. Econometric Theory. 26, 2010, ss. 1088–1114.

Bakkeli, Nan Zou. Income Inequality and health in China: A Panel Data Analysis, Social Science & Medicine. 157 (2016), ss. 39-47.

Baltagi, Badi H. Econometric Analysis of Panel Data. 3. Basım. USA: John Wiley&Sons Ltd. 2001.

Baltagi, Badi H. ve Chihwa Kao. Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey, Center for Policy Research Working Papers 16. Center for Policy Research. Maxwell School. Syracuse University. 2000, ss. 1-44.

Baltagi, Badi H. ve M. Hashem Pesaran. Heterogeneity and Cross Section Dependence in Panel Data Models: Theory and Applications. Journal of Applied Econometrics. Vol. 22, 2007, ss. 229-232.

Baltagi, Badi H., Qu Feng ve Chihwa Kao. A Lagrange Multiplier Test for Cross-Sectional Dependence in a Fixed Effects Panel Data Model, Journal of Econometrics. 170(1). 2012, ss. 164-177.

Barbieri, Laura. Panel Cointegration Tests: A Survey. Rivista Internazionale di Scienze Sociali. 2008, ss.3-36.

Barbieri, Laura. Panel Unit Root Tests: A Review, Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali. Università Cattolica del Sacro Cuore, Piacenza, Serie Rossa. n.43. 2006, ss.1-53.

Bhargava, Alok. “Nutrition, health and economic development: Some policy priorities”, Food and Nutrition Bulletin. Vol.22. No.2 2001, ss.173-175.

Breitung, Jörg. "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, in B. Baltagi (ed.). Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics. Vol.15. Amsterdam: JAI Press, 2000, ss. 161-177.

Breuer, Janice Boucher, Robert McNown ve Myles Wallace. Series-Specific Unit Root Tests with Panel Data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. Vol.64, No.5, 2002, ss. 527–546.

Canning, David ve Peter Pedroni. Infrastructure, Long-Run Economic Growth and Causality Tests for Cointegrated Panels. The Manchester School. Vol 76, No. 5, 2008, ss.504-527.

Canpolat, Esra. Görünürde İlişkisiz Regresyon Modellerine Dayalı Kalıntılarla Genişletilmiş Fourier Fonksiyonlu Panel Birim Kök Testi. Doktora Tezi. İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Ana Bilim Dalı, Ekonometri Bilim Dalı, Malatya, 2017, ss.1-182.

Choi, In. Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels. Hong Kong University of Science and Technology. 2002, ss.1-27.

Choi, In. Unit Root Tests for Panel Data. Journal of International Money and Finance. 20, 2001, ss. 249–272.

Chudik, Alexander ve M. Hashem Pesaran. Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors. [Journal of Econometrics](#). Vol 188, No 2, 2015, ss.393-420.

Coburn, David. “Income inequality, social cohesion and the health status of populations: the role of neo-liberalism”, Social Science and Medicine. Vol. 51, No.1 (2000), ss.135-146

Çalışkan, Şadan. Türkiye'de Gelir Eşitsizliği ve Yoksulluk. Sosyal Siyaset Konferansları. 2010

Çalışkan, Zafer. “Sağlık Ekonomisi: Kavramsal Bir Yaklaşım”, H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt: 26, Sayı:2 (2008), ss.29-50

Çevik, Savaş. Kamu Sağlık Harcamalarının Sağlık Sonuçları Üzerindeki Etkisi: Ülkelerin Gelir Seviyelerine Göre Bir Karşılaştırma, İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi. No:48 (2013), ss.115

Çoban, Serap. The Relationships among Mortality Rates, Income and Educational Inequality in Terms of Economic Growth: A Comparison between Turkey and the Euro Area. 2008. ss.1-14.

Demirhan, Azize. Verimlilik ve Dış Ticaret Hadleri: OECD Ülkeler için Nedensellik Analizi. Yüksek Lisans Tezi. Zonguldak Bülent Ecevit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Ana Bilim Dalı, Zonguldak, 2019, ss.1-119.

Doğan, Cem ve Murat Tek. ‘Türkiye’de Gelir Dağılımının Toplanma Oranı Yöntemiyle Analizi, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar’, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi. Cilt:3, Sayı:2 2007, ss. 99.

Doğru, Bülent. Euro Bölgesinde İşsizlik Histerezisinin İkinci Nesil Panel Birim Kök Testleri ile Analizi. Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi. Vol.14, No.3, 2013, ss.77-86.

Dumitrescu, Elena-Ivona ve Christophe Hurlin. Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels. 2011, ss.1-30.

Eberhardt Markus ve Stephen Bond. Cross-Section Dependence in Nonstationary Panel Models: A Novel Estimator. MPRA. WP17870. 2009, ss.1-28.

Eğilmez, Mahfi. Örneklerle Kolay Ekonomi. 8. Basım. İstanbul: Remzi Kitapevi. 2018.

Emil, Ferhat ve H. Hakan Yılmaz. Kamu Borçlanması, İstikrar Programları ve Uygulanan Maliye Politikalarının Kalitesi: Genel Sorunlar ve Türkiye Üzerine Gözlemler, Economics Resource Center Working Papers in Economics. (September 2003), ss.30

Engeloğlu, Özgür, İsa Gürkan Meral ve Kübra Genç. Türkiye İçin Yapılan Nedensellik Uygulamaları Üzerine Literatür Araştırması. Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi. Cilt 4, Sayı 2, 2015, s.142-154.

Ensari, Sıddık. ‘Son 20 Yılda Gelir Dağılımı: 1973, 1987, 1994 Araştırmaları ve Sonuçları’, Ekonomik Forum Dergisi. Yıl.4, Sayı.4 (Nisan 1997), ss.16–22.

Flegg, A. T. Inequality of Income, Illiteracy and Medical Care as Determinants of Infant Mortality in Underdeveloped Countries, Population Studies. Vol. 36. No:3 (1982), ss.441-458.

Gengenbach, Christian, Jean-Pierre Urbain ve Joakim Westerlund. Error Correction Testing in Panels with Common Stochastic Trends. Journal of Applied Econometrics. 2015, s.982-1004.

Granger, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. Econometrica. Vol. 37, No. 3, 1969, ss. 424-438.

Güriş, Selahattin ve Ebru Çağlayan. Ekonometri Temel Kavramlar. 4. Basım. İstanbul: Der Yayınları. 2013.

H. Preston, Samuel. “The Changing Relation Between Mortality and Level of Economic Development”, Population Studies. Vol. 29. No. 2 (Jul., 1975), ss. 231-248.

Hadri, Kaddour. Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data, Econometrics Journal. Volume 3. 2000, ss. 148–161.

Hanck, Christoph. A Meta Analytic Approach to Testing for Panel Cointegration. Taylor & Francis. 2014, s.1051-1070.

Harris, Richard D.F. ve Elias Tzavalis. Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension Is Fixed, Journal of Econometrics. 91. 1999, ss. 201-226.

Harris, Seymour Edwin. The British Health Experiment: The First Two Years of the National Health Service, The American Economic Review. Vol. 41, No. 2 (May 1951), ss.652-666

Hoffmann, Robert, Lee Chew Ging, Bala Ramasamy ve Matthew Yeung. FDI and Pollution: A Granger Causality Test using Panel Data. Nottingham University Business School. The Universtiy of Nottingham. ss.1-13.

Holcmana, Marcia Moreira, Maria do Rosário Dias de Oliveira Latorrea and Jair Lício Ferreira Santos. Infant mortality evolution in the metropolitan region of São Paulo (Brazil) 1980-2000, Rev Saude Publica. Vol:38. No:2 (2004), ss. 1-7.

Hoyos, Rafael E. De ve Vasilis Sarafidis. Testing for Cross-Sectional Sependence in Panel-Data Models, The Stata Journal. 6(4). 2006, ss. 482-496.

Hsiao, Cheng. Analysis of Panel Data. 2. Basım. Cambridge University Press. 2003.

Hurlin, Christophe ve Baptiste Venet. Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients. Eurisco. Universite Paris IX Dauphin. 2001, s.1-31.

Hurlin, Christophe ve Valérie Mignon. Second Generation Panel Unit Root Tests, Manuscript, THEMA-CNRS. University of Paris X.,2006, ss.1-24.

Johansson, S. Ryan ve D Carl Mosk. Exposure, Resistance and Life Expectancy: Disease and Death During the Economic Development of Japan, 1900-1960, Population Studies. Vol. 41. No.2, ss.207-235.

Kao, Chihwa. Spurious Regression and Residual-Based Tests For Cointegration in Panel Data. Journal of Econometrics. 90, 1999, ss. 1—44.

Karakayalı, Hüseyin. Makro Ekonomi. 5. Basım. İzmir: Emek Kitabevi, 2005.

Karaman, Banu ve Melih Özçalık. ‘Türkiye’de Gelir Dağılımı Eşitsizliğinin Bir Sonucu: Çocuk İşgücü’, Celal Bayar Üniversitesi Yönetim ve Ekonomi Dergisi. Cilt:14, Sayı:1 2007, ss. 26-41

Kawachi, Ichiro ve Diğerleri. Social Capital, Income Inequality, and Mortality American Journal of Public Health. Vol:87. No:9 (September 1997), s.1491-1498.

Kennelly, Brendan ,Eamon O’She ve Eoghan Garvey. ‘Social capital, life expectancy and mortality: a cross-national examination’, Social Science & Medicine. 56(12), 2003, s.2367-2377

Konat, Gökhan, Mustafa Gökçe ve Fatma Kızılkaya. AB Ülkelerinin Yakınsaması: Suradf ve Surkss Birim Kök Testi. Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics. 31, 2019, ss. 63-75.

Kónya, László. Exports and growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with A Panel Data Approach. *Economic Modelling*. 23, 2006, ss.978-992.

Larsson, Rolf. Likelihood-Based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels. *Conometrics Journal*. Vol 4, 2001, ss.109-142.

Levin, Andrew ve Chien-Fu Lin. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, University of California, San Diego Department of Economics, Discussion Paper 92-93. May 1992, ss.1-59.

Levin, Andrew Chien-Fu Lin ve Chia-Shang James Chu. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties, *Journal of Econometrics* 108. 2002, ss.1-24.

Lindley, Joanne ve Paula Lorgelly. The Relative Income Hypothesis: Does It Exist Over Time? Evidence from the BHPS, *Sheffield Economic Research Paper Series*. (June 2005), ss.1-32.

Materia, Enrico ve Diğerleri. Income inequality and mortality in Italy, *European Journal of Public Health*. Vol. 15. No. 4 (2005), ss. 411–417. May 2005
<https://www.dhss.delaware.gov/dph/files/infantmortalityreport.pdf> [ERİŞİM TARİHİ: 12.04.2020]

Mazgit, İ. Bilgi toplumu ve sağlığın artan önemi. 1. Ulusal Bilgi, Ekonomi ve Yönetim Kongresi. Mayıs 2002, ss.412.

McCoskey, Suzanne ve Chihwa Kao. A Monte Carlo Comparison of Tests for Cointegration in Panel Data. *Center for Policy Research Working Paper*. No. 3, 1999, ss.1-42.

Mercan, Mehmet. “Feldstein-Horioka Hipotezinin AB-15 ve Türkiye Ekonomisi için Sınanması: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Yapısal Kırılmalı Dinamik Panel Veri Analizi”, *Ege Akademik Bakış*. Cilt: 14. Sayı: 2 2014, ss.231-245.

Moon, Hyungsik Roger ve Benoit Perron. Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors. *Journal of Econometrics*. 122, 2004, ss. 81-126.

Mullahy, John, Stephanie Robert ve Barbara Wolfe. 'Health, Income, and Inequality: Review and Redirection for the Wisconsin Russell Sage Working Group: Russell Sage Foundation'. 2002, ss.1-32

MUTLU, A.ve IŞIK, A. Sağlık Ekonomisi ve Politikaları, Marmara Üniversitesi Maliye Araştırma ve Uygulama Merkezi. Yayın No:14, 2002, İstanbul, s. 17

Nilsson, Therese ve Andreas Bergh, 'Income Inequality and Individual Health: Exploring the Association in a Developing Country'. 2012, s. 1-32

Over, M. Economics for Health Sector Analysis. Washington D.C.: The World Bank. 1991 ss.10

Özgen, Hacer. 'Sağlık Hizmetleri Finansmanında Cepten Harcama: Nedir? Neden Önemlidir?', Hacettepe Sağlık İdaresi Dergisi. Cilt 10. No:2 (2007), s. 201-218.

Pedroni, Peter. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 61, 1999, s.653-670.

Pedroni, Peter. Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. Econometric Theory. 20, 2004, s. 597-625.

Pesaran, M. Hashem ve Ron Smith. Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics. 68, 1995, ss. 79- 113.

Pesaran, M. Hashem, L. Vanessa Smith ve Takashi Yamagata. Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure. Journal of Econometrics. 175, 2013, s.94-115.

Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin ve Ron P. Smith. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. Journal of the American Statistical Association. Vol. 94, No. 446, 1999, ss. 621-634.

Pesaran, M. Hashem. A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. Journal of Applied Econometrics. Vol. 22, 2007, ss. 265–312.

Pesaran, M. Hashem. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, IZA Discussion Paper No. 1240. 2004, ss.1-39.

Preston, Samuel H. “The Changing Relation Between Mortality and Level of Economic Development”, Population Studies. Vol. 29. No. 2 (Jul., 1975), s. 231-248.

Pritchett, Lant ve Lawrence H. Summers. Wealthier is Healthier, The Journal of Human Resources. Vol. 31. No:4 (1996), ss.841-868.

Ram, Rati. Further Examination of the Cross-Country Association between Income Inequality and Population Health, [Social Science & Medicine](#). 62(3). 2006, ss.779-791.

Reese, Simon ve Joakim Westerlund. Panıcca: Panıc on Cross-Section Averages. Journal of Applied Econometrics. 2015, ss.1-21.

Sağlık İstatistikleri Yıllığı. 2018.
<https://dosyasb.saglik.gov.tr/Eklenti/36134,siy2018trpdf.pdf?0> [ERİŞİM TARİHİ 23.03.2020]

Shibuya, Kenji, Hideki Hashimoto ve Eiji Yano. Individual Income, Income Distribution and Self Rated Health in Japan: Cross Sectional Analysis of Nationally Representative Sample, BMJ Volume 324. 2002, ss.1-5.

Sims, Christopher A. Macroeconomics and Reality. Econometrica. Vol.48, No.1, 1980, ss.1-40.

So Im, Kyung, M. Hashem Pesaran ve Yongcheol Shin. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics. 115, 2003, ss. 53-74.

Somunoğlu, Sinem ve Diğerleri. Sağlık Kurumları Yönetimi-I, (Editör) Mehtap Tatar Eskişehir: Anadolu Üniversitesi. T.C Anadolu Üniversitesi Yayını No:2631. Açıköğretim Fakültesi Yayını No:1599, 2012 ss. 8

Strauss, Jack ve Taner Yigit. Shortfalls of Panel Unit Root Testing, Economics Letters. 81, 2003, ss. 309 – 313.

Sun, Haishun ve Ashok Parikh. Exports, Inward Foreign Direct Investment (FDI) and Regional Economic Growth in China, Regional Studies. Vol. 35. No.3 2001, ss.187-196.

T. S. Breusch ve A. R. Pagan. The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics, Review of Economic Studies. Vol. 47. No. 1 1980, ss.239-253.

Taban, Sami ve Muhsin Kar. Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme: Nedensellik Analizi, 1969-2001, Sosyal Bilimler Dergisi. 6(1). 2006, ss.159-181.

Tarı, Recep. Ekonometri. 9. Basım. Kocaeli: Umuttepe Yayınları, 2011.

Tatar, Mehtap. Teorik Çerçevesiyle Sağlık ekonomisi ve Türkiye'ye İlişkin Genel Bir Değerlendirme. 2009, <http://saglikekonomisi.blogspot.com/2009/11/teorik-cercevesiyle-saglk-ekonomisi-ve.html> [ERİŞİM TARİHİ:15.03.2020]

Taylor, Mark P. ve Lucio Sarno. The Behavior of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period. Journal of International Economics. 46, 1998, ss.281-312.

The Task ForceReport. The Task Force Report, Reducing Infant Mortality in Delaware.

Tokalaş, Sevinç. 'Kamu Sağlık Hizmetlerinin Satın Alınması', Yüksek Lisans Tezi. Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Maliye Ana Bilim Dalı, Mali İktisat Bilim Dalı, İstanbul, 2006.

TTB. Sağlık Hizmetlerinin Yürütülmesi Hakkında Sağlık Bakanlığı Yönergesi. 2005. https://ttb.org.tr/mevzuat/index.php?option=com_content&id=240 [ERİŞİM TARİHİ:07.03.2020]

TUİK. Sağlık Harcamaları İstatistikleri. http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1095, [ERİŞİM TARİHİ:23.03.2020]

Tüylüoğlu, Şevket ve Mustafa Tekin. Gelir Düzeyi ve Sağlık Harcamalarının Beklenen Yaşam Süresi ve Bebek Ölüm Oranı Üzerindeki Etkiler, Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi. Cilt:13. Sayı:1 (Haziran 2009), ss.3.

Uysal, Yaşar. "Gelir Dağılımı Türleri Arasındaki İlişkiler Bağlamında Gelir Dağılımının Düzenlenmesine Yönelik Öneriler," Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi. Cilt:9, Sayı:2 (Nisan-Haziran2007), ss. 248-292

Ülgen, Gülden. İktisat Bilimine Giriş. 6 Basım. İstanbul: Türkmen Kitapevi. 2014.

Ünsal, Erdal. Makro İktisat. 9. Basım. Ankara: İmaj Kitabevi, 2005.

Wang, Jia, Dean T. Jamison, Eduard Bos ve My Thi Vu. "Poverty and Mortality Among The Elderly: Measurement of Performance in 33 Countries 1960-1992", Tropical Medicine and International Health. Vol. 2. No.10 (October 1997), ss. 1001-1010

Westerlund, Joakim. Testing for Error Correction in Panel Data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 69,6,2007, ss.709-748.

WHO. Declaration of Alma-Ata. 1978.
https://www.who.int/publications/almaata_declaration_en.pdf [ERİŞİM TARİHİ:07.03.2020]

WHO. https://www.who.int/health_financing/topics/financial-protection/out-of-pocket-payments/en/ [ERİŞİM TARİHİ: 22.03.2020]

Wilbur, Ray Lyman. The Economics of Public Health and Medical Care, The Milbank Memorial Fund Quarterly Bulletin, Vol. 10, No. 3 1932, ss.169-190.

Wilkinson, R. G. 'Income Distribution and Life Expectancy'. 1992, ss.167

Wilkinson, R. G. 'Unhealthy societies: The Afflictions of Inequality'. London: Routledge, 1996

Wilkinson, Richard G. 'National Mortality Rates: The Impact of Inequality', American Journal of Public Health. Vol. 82, No. 8 August 1992, ss.1082-1084

World Health Organization. Constitution of WHO: Principles.
<http://www.who.int/about/mission/en/>. [Erişim Tarihi: 07.03.2020]

Yavilioğlu, Cengiz. Kalkınmanın Anlam Bilimsel Tarihi ve Kavramsal Kökenleri, C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Cilt 3. Sayı 1 2002, ss.59.

Yavuz, Nilgün Çil. Finansal Ekonometri. 2. Basım. İstanbul: Der Yayınları. 2015.

Yerdelen Tatoğlu, Ferda. Panel Veri Ekonometrisi. 2. Basım. İstanbul: Beta Yayınları. 2013.

Yerdelen Tatoğlu, Ferda. Panel Zaman Serileri Analizi. 1. Basım. İstanbul: Beta Yayınları. 2017.

Yılmaz, Mine. “İnsani Kalkınma Politikaları ve Türkiye Üzerine Bir Deneme”,
Yayınlanmamış Doktora Tezi. Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü,
2002.

Zivot, Eric ve Jiahui Wang. Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series
with S-Plus. New York: Springer. 2006, ss.1-991.

