

**T.C.
ERCIYES ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSAT BİLİM DALI**

**KONJONKTÜR DALGALARININ BELİRLEYİCİLERİ:
GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER
ÜZERİNE UYGULAMALI BİR ANALİZ**

**Hazırlayan
Ali Gökhan YÜCEL**

**Danışman
Prof. Dr. Ekrem ERDEM**

Doktora Tezi

**Mayıs 2019
KAYSERİ**

**T.C.
ERCIYES ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSAT BİLİM DALI**

**KONJONKTÜR DALGALARININ BELİRLEYİCİLERİ:
GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER
ÜZERİNE UYGULAMALI BİR ANALİZ
(Doktora Tezi)**

**Hazırlayan
Ali Gökhan YÜCEL**

**Danışman
Prof. Dr. Ekrem Erdem**

**Bu çalışma; Erciyes Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Birimi
Tarafından SDK-2015-5480 kodlu proje ile desteklenmiştir.**

**Mayıs 2019
KAYSERİ**

BİLİMSEL ETİĞE UYGUNLUK

Bu çalışmadaki tüm bilgilerin, akademik ve etik kurallara uygun bir şekilde elde edildiğini beyan ederim. Aynı zamanda bu kural ve davranışların gerektirdiği gibi, bu çalışmanın özünde olmayan tüm materyal ve sonuçları tam olarak aktardığımı ve referans gösterdiğimi belirtirim.

Ali Gökhan YÜCEL



YÖNERGEYE UYGUNLUK ONAYI

“Konjonktür Dalgalarının Belirleyicileri: Gelişmiş ve Gelişmekte olan Ülkeler Üzerine Uygulamalı Bir Analiz” adlı **Doktora** tezi, Erciyes Üniversitesi Lisansüstü Tez Önerisi ve Tez Yazma Yönergesi’ne uygun olarak hazırlanmıştır.

Tezi Hazırlayan
Ali Gökhan YÜCEL

Danışman
Prof. Dr. Ekrem ERDEM

İktisat ABD Başkanı
Prof. Dr. Ferit KULA

KABUL ve ONAY

Prof. Dr. Ekrem ERDEM danışmanlığında Ali Gökhan YÜCEL tarafından hazırlanan “Konjonktür Dalgalarının Belirleyicileri: Gelişmiş ve Gelişmekte olan Ülkeler Üzerine Uygulamalı Bir Analiz” adlı bu çalışma jürimiz tarafından Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı'nda **Doktora** tezi olarak kabul edilmiştir.

03/05/2019

JÜRİ:

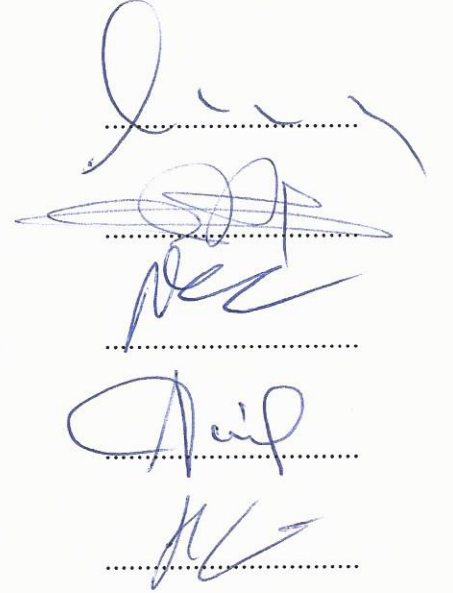
Danışman : Prof. Dr. Ekrem ERDEM

Üye : Prof. Dr. Halil ALTINTAŞ

Üye : Dr. Öğr. Üyesi Aytekin ALTIPARMAK

Üye : Prof. Dr. Osman DEMİR

Üye : Prof. Dr. Hatice ERKEKOĞLU



ONAY:

Bu tezin kabulü Enstitü Yönetim Kurulu'nun 20/05/2019 tarih ve 22... sayılı kararı ile onaylanmıştır.

20/05/2019

Prof. Dr. Celaleddin GELİK
Enstitü Müdürü



ÖNSÖZ

Doktora tez çalışmalarım boyunca yardım ve desteğini esirgemeyen, sağladığı bilimsel katkılar sayesinde tezin ortaya çıkmasında büyük emeği geçen danışmanım sayın Prof. Dr. Ekrem Erdem'e en içten teşekkürlerim sunarım. Tez çalışmamı okuyan ve değerli görüşleri ile tezin düzeltilmesinde yardımcı olan jüri üyeleri Prof. Dr. Osman Demir'e, Prof. Dr. Halil Altıntaş'a, Prof. Dr. Hatice Erkekoğlu'na, Prof. Dr. Azzem Özkan'a ve Dr. Öğretim Üyesi Aytekin Altıparmak'a ayrıca teşekkür ederim.

Hayatımın her döneminde maddi ve manevi olarak desteklerini hissettiğim, varlıkları ile bana güç veren annem Nazire Yücel'e ve tutkuyla bağlı olduğum akademisyenlik mesleğine beni yönlendiren babam Halil Yücel'e ne kadar teşekkür etsem azdır.

Son ama en önemlisi olarak, tanıdığım günden beri desteğini hiçbir zaman esirgemeyen ve bu stresli dönemde bana huzur veren hayat arkadaşım Özge Yücel'e; yoğun çalışmalarım dolayısıyla yeterince ilgilenemediğim ve vaktinden çaldığım, neşe kaynağım, biricik oğlum Burak'a ne sevgi ve şükranlarımı sunarım.

Yazmış olduğum bu tezin, bu alanda çalışacak olan araştırmacılara katkıda bulunması dileklerimle...

KONJONKTÜR DALGALARININ BELİRLEYİCİLERİ: GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER ÜZERİNE UYGULAMALI BİR ANALİZ

Ali Gökhan YÜCEL

**Erciyes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü
Doktora Tezi, Mayıs 2019
Danışman: Prof. Dr. Ekrem ERDEM**

ÖZET

Konjonktür dalgaları konusunda yaklaşık bir asırdır araştırma yapılmasına rağmen, konjonktür dalgalarının nedenleri ve niteliği ile ilgili halen net bir sonuca ulaşılmış değildir. Piyasa ekonomilerinin yaşadığı dalgalanmalar sonucu yaşanan krizlerle ve durgunluklarla mücadele edebilmek için dalgaların yapısının iyi analiz edilmesi gerekmektedir.

Bu tezin amacı konjonktür dalgalarının belirleyicilerini gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için ampirik olarak test etmektir. Bu amaca ulaşmak için seçilmiş 7 gelişmiş (G7) ve gelişmekte olan (E7) ülkenin 1960-2017 dönemine ait yıllık verileri kullanılarak konjonktür dalgaları, kamu harcamaları, para arzı, toplam faktör verimliliği, seçimleri temsil eden kukla değişken, ticari açıklık oranı ve tarımsal üretim değişkenleri kullanılarak panel zaman serisi analizi gerçekleştirilmiştir. Uygulama kısmında yatay kesit bağımlılığı BP (1980), CD (2004) ve LM_{adj} (2008) testleri kullanılarak araştırılmıştır. Yatay kesit bağımlılığı nedeniyle değişkenlerin durağanlık özellikleri ikinci nesil panel birim kök testlerinden Bootstrap Panel (2004) birim kök testi ve Fourier Panel KPSS (2017) testi ile araştırılmıştır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testi ile eşbütünleşme tahminçileri ise CupFM ve CupBC testleri (2009) ile elde edilmiştir.

Ampirik bulgulara göre hem G7 ülkelerinde hem de E7 ülkelerinde konjonktür dalgaları durağan bir sürece sahip değildir. Diğer bir ifadeyle, gayrisafi yurtiçi hasılanın uzun dönem büyüme trendinden sapması olan nitelendirebileceğimiz konjonktür dalgalanmaları zaman içerisinde uzun dönem trend değerine kendiliğinden dönmemektedir. Bu nedenle, politika yapıcıların aktif iktisat politikaları kullanarak konjonktür dalgalarına müdahale etmeleri gerekmektedir. Eşbütünleşme modeli tahmini sonuçlarına göre hem gelişmiş ülkelerde hem de gelişmekte olan ülkelerde hükümet

harcamalarının ve para arzının konjonktür dalgalarını azaltıcı; ticari açıklığın ise konjonktür dalgalarını artırıcı etkisi vardır. Gelişmiş ülkelerde toplam faktör verimliliğinin konjonktür dalgalarını artırıcı etkisi var iken, gelişmekte olan ülkelerde seçimlerin konjonktür üzerinde pozitif bir etkisi vardır. Tarımsal üretimin hasıladaki payı ile konjonktür dalgaları arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Anahtar Kelimeler: Konjonktür dalgaları, Hodrick-Prescott Filtresi, Fourier Panel KPSS, Panel Eşbütünleşme



**DETERMINANTS OF BUSINESS CYCLES:
AN EMPIRICAL STUDY ON DEVELOPED AND DEVELOPING COUNTRIES**

Ali Gökhan YÜCEL

Erciyes University, Institute for Social Sciences

PhD Thesis, May 2019

Supervisor: Prof. Dr. Ekrem ERDEM

ABSTRACT

Although business cycles have been investigated for nearly a century, there is still no clear conclusion on the causes and the nature of business cycles. In order to combat the crises and stagnation as a result of the fluctuations experienced by market economies, the structure of business cycles must be well analyzed.

The aim of this thesis is to empirically test the determinants of business cycles for developed and developing countries. To achieve this aim, panel time series analysis was performed using various variables for 7 developed (G7) and developing (E7) countries covering the period of 1960-2017. Cross sectional dependence was investigated using BP (1980), CD (2004) and LMAdj (2008) tests. Due to cross sectional dependence, unit root properties of the variables were investigated second generation unit root tests, Bootstrap Panel (2004) and Fourier Panel KPSS (2017). The cointegration relationship among the variables was examined by Durbin-Hausman panel cointegration test and cointegration parameters were obtained using CupFM and CupBC tests of Bai, Kao and Ng (2009).

According to the empirical findings, business cycles are not stationary in both G7 and E7 countries. In other words, business cycles defined as deviations from the long-term economic growth trend of gross domestic product do not spontaneously return to the long-term trend value over time. For this reason, policy makers need to intervene in the business cycles by using active economic policies. According to the results of cointegration model estimation, government expenditures and money supply are negatively related to business cycles both in E7 and G7 countries, while trade openness is positively related to business cycles. Total factor productivity and dummy variable representing elections are positively related to business cycles in G7 and E7 countries,

respectively. Finally, there is no statistically significant relationship between the share of agricultural production and business cycles.

Key words: Business Cycles, Hodrick-Prescott Filter, Fourier Panel KPSS, Panel Cointegration



İÇİNDEKİLER

KONJONKTÜR DALGALARININ BELİRLEYİCİLERİ: GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER ÜZERİNE UYGULAMALI BİR ANALİZ

BİLİMSEL ETİĞE UYGUNLUK.....	i
YÖNERGEYE UYGUNLUK ONAYI	iii
KABUL ONAY	iv
ÖNSÖZ	v
ÖZET	vi
İÇİNDEKİLER	x
KISALTMALAR LİSTESİ	xiv
ŞEKİLLER LİSTESİ	xvi

BÖLÜM 1

KONJONKTÜR DALGALARI İLE İLGİLİ TEMEL KAVRAMLAR

1.1. Ekonomik Faaliyetlerdeki Dalgalanma Türleri.....	5
1.1.1. Trend (Genel Eğilim).....	5
1.1.2. Mevsimsel Dalgalanmalar	6
1.1.3. Tesadüfi (Düzensiz) Dalgalanmalar	6
1.1.4. Konjonktür Dalgalanmaları	6
1.2. Konjonktürün Tanımı ve Aşamaları.....	7
1.3. Konjonktür Dalgalarının Evreleri	9
1.3.1. Genişleme Dönemi	11
1.3.1.1. Canlanma Dönemi	11
1.3.1.2. Refah Dönemi.....	12
1.3.2. Daralma Aşaması.....	13
1.3.2.1. Durgunluk Dönemi	13
1.3.2.2. Bunalım Dönemi	14
1.4. Makroekonomik Değişkenlerin Konjonktürel Davranışları	15

1.4.1. İstihdam ve İşsizlik	16
1.4.2. Faiz oranları	17
1.4.3. Beklentiler.....	18
1.4.4. Kapasite kullanım oranı.....	18
1.4.5. Borsa fiyat endeksi.....	18
1.4.6. Verimlilik.....	19
1.4.7. Para Arzı.....	19
1.4.8. Reel Ücretler.....	19
1.5. Konjonktür Dalgalarının Ayırt Edici Özellikleri	20
1.6. Konjonktür Dalgalarının Elde Edilmesi.....	26
1.6.1. Hodrick-Prescott Filtresi.....	27
1.6.2. Baxter-King Filtresi	29
1.6.3. Christiano-Fitzgerald Filtresi	30
1.6.4. Corbae-Ouliaris Filtresi	30

BÖLÜM 2

MODERN KONJONKTÜR TEORİLERİ

2.1.Klasik Konjonktür Teorisi.....	32
2.1.1.Klasik Modelde Emek Piyasası.....	33
2.1.2.Klasik Modelde Toplam Talep ve Toplam Arz.....	34
2.1.3.Klasik Modelde Konjonktür Dalgaları	36
2.2.Keynesyen Konjonktür Teorisi.....	37
2.2.1. Keynesyen Konjonktür Teorisinde Uyarım Mekanizması	39
2.2.2.1.Envanter Yatırımları ve Konjonktür Dalgalanmalar	39
2.2.2.2.Çarpan-Hızlandırıcı Modeli	40
2.2.2.3.Gecikmeli Çarpan-Hızlandırıcı Modeli	42
2.2.3.Keynesyen Teoride Talep Şokları	43
2.2.4.Keynesyen Teoride Arz Şokları.....	45
2.3.Monetarist Yaklaşım	46

2.3.1.Monetarist Konjonktür Teorisinde Uyarım Mekanizması.....	48
2.3.2.Monetarist Konjonktür Teorisinde Yayılma Mekanizması.....	49
2.3.3.Monetarist Konjonktür Modelinde Talep Şokları.....	49
2.3.4.Monetarist Konjonktür Teorisinde İstikrar Politikaları	52
2.4.Yeni Klasik Konjonktür Teorisi.....	54
2.4.1.Lucas'ın Eksik Bilgi Modeli.....	55
2.4.2.Yeni Klasik Konjonktür Teorisinde Uyarım Mekanizması.....	57
2.4.3.Yeni Klasik Konjonktür Teorisinde Yayılım Mekanizması	58
2.5.Yeni Keynesyen Konjonktür Teorisi.....	60
2.5.1.Yeni Keynesyen Modeller	62
2.5.1.1.Fiyat Katılıklarına Dayanan Modeller	62
2.5.1.2.Nominal ve Reel Ücret Katılıklarına Dayanan Modeller.....	65
2.5.1.3.Kredi ve Risk Modelleri	68
2.5.2.Yeni Keynesyenlerde Konjonktür Hareketleri	69
2.6.Reel Konjonktür Teorisi	71
2.6.1.Temel Bir Reel Konjonktür Modeli	71
2.6.2.Teknoloji Şokunun Ölçülmesi: Solow Artığı.....	76
2.6.3.Konjonktür Dalgalarının Kalıcılığını Belirleyen Ampirik Testler.....	78
2.6.3.1. Nelson ve Plosser'in Testi.....	78
2.6.3.2. Campbell ve Mankiw'in Testi.....	79
2.7.Politik Konjonktürel Dalgalanmalar	79

BÖLÜM 3

LİTERATÜR TARAMASI VE EKONOMETRİK METODOLOJİ

3.1. Ampirik Literatür Taraması	86
3.2. Literatürün Genel Bir Değerlendirmesi	94
3.3. Ekonometrik Metodoloji: Panel Veri Analizi	96
3.3.1. Yatay Kesit Bağımlılığının Test Edilmesi.....	99
3.3.2. Panel Birim Kök Testleri	103

3.3.2.1.Bootstrap Panel Birim Kök Testi	105
3.3.2.2.Fourier Panel Birim Kök Testi	106
3.3.3. Panel Eşbütünleşme Testleri.....	109
3.3.3.1.Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testi	111
3.3.4. Panel Eşbütünleşme Modelinin Tahmini.....	113
3.3.4.1.CupFM ve CupBC Panel Eşbütünleşme Modeli Tahmincileri	113

BÖLÜM 4

BULGULAR VE TARTIŞMA

4.1. Veri Seti ve Model.....	115
4.2.Konjonktür Bileşeninin Elde Edilmesi	118
4.3. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları.....	119
4.4. Panel Birim Kök Testi Sonuçları.....	121
4.5. Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları	126
4.6. Panel Eşbütünleşme Modeli Tahmin Sonuçları	127
SONUÇ	131
KAYNAKÇA.....	136
ÖZGEÇMİŞ	159

KISALTMALAR LİSTESİ

AD	: Aggregate Demand (Toplam Talep)
ADF	: Augmented Dickey-Fuller (Geliştirilmiş Dickey-Fuller)
ARDL	: Autoregressive Distributed Lag (Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif Model)
AS	: Aggregate Supply (Toplam Arz)
BK	: Baxter-King
BN	: Beveridge-Nelson
CD	: Yatay Kesit Bağımlılığı (Cross-section Dependency)
CF	: Christiano-Fitzgerald
CO	: Corbae-Ouliaris
CupBC	: Continuously-updated and bias-corrected (Sürekli güncellenmiş ve yanlılık düzeltilmiş)
CupFM	: Continuously updated and fully-modified (Sürekli güncellenmiş ve tam dönüştürülmüş)
DH	: Durbin-Hausman
E7	: Gelişmekte olan 7 ülke
EKK	: En Küçük Kareler
EMU	: Economic and Monetary Union (Ekonomik ve Parasal Birlik)
FED	: Federal Reserve System (Amerikan Merkez Bankası)
G7	: Gelişmiş 7 ülke
GMM	: Generalized Method of Moments (Genelleştirilmiş Momentler Metodu)
GSYİH	: Gayrisafi yurt içi hasıla
HP	: Hodrick-Prescott
IMF	: International Monetary Fund (Uluslararası Para Fonu)
KPSS	: Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin
LM	: Langrange çarpanı (Langrange Multiplier)
LRAS	: Long-run Aggregate Supply (Uzun Dönem Toplam Arz)
NBER	: Ulusal Ekonomi Araştırmaları Bürosu (The National Bureau of Economic Research)
OECD	: Organisation for Economic Co-operation and Development (Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü)
RBC	: Real Business Cycle (Reel Konjonktür Teorisi)
SRAS	: Short-run Aggregate Supply (Kısa Dönem Toplam Arz)

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 1.1.	Seçilmiş Ülke ve Ülke Gruplarının İş Çevrimleri	23
Tablo 1.2.	GSYİH Bileşenlerinin Davranışı	25
Tablo 2.1.	Politik Konjonktürel Dalgalanma Modelleri	83
Tablo 2.2.	İktisat Teorilerinin Konjonktür Dalgalarına İlişkin Görüşlerinin Özeti	84
Tablo 3.1.	Konjonktür Dalgalarının Belirleyicilerine Yönelik Ampirik Literatür Özeti	92
Tablo 3.2.	LM Testinin Boyut Özellikleri	101
Tablo 3.3.	CD Testinin Boyut Özellikleri.....	102
Tablo 3.4.	LMadj Testinin Boyut Özellikleri	102
Tablo 3.5.	LM, CD ve LMadj testlerinin güç özellikleri	103
Tablo 4.1.	Analize Dahil Edilen Ülkeler	116
Tablo 4.2.	Analizde Kullanılacak Olan Değişkenler	117
Tablo 4.3.	Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları.....	121
Tablo 4.4.	Bootstrap Panel Birim Kök Testi Sonuçları	123
Tablo 4.5.	Fourier Panel KPSS Birim Kök Testi Sonuçları	125
Tablo 4.6.	Eşbütünleşme Modelinde Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenite Testi Sonuçları.....	126
Tablo 4.7.	Westerlund (2008) Eşbütünleşme Testi Sonuçları	127
Tablo 4.8.	Eşbütünleşme Parametreleri	128

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1.	Konjonktürün Evreleri.....	10
Şekil 1.2.	Ortalama Daralma ve Genişleme Süreleri (çeyrek).....	21
Şekil 1.3.	Konjonktürel Dalgalanmalarda Sanayi Üretimindeki Aylık Yüzde Değişimler	22
Şekil 2.1.	Klasik modelde denge	36
Şekil 2.2.	Gelir Vergisinin Emek Piyasasına Etkisi.....	37
Şekil 2.3.	Dalgalanma Türleri.....	43
Şekil 2.4.	Keynesyen Teoride Toplam Talep Şokları.....	44
Şekil 2.5.	Keynesyen Teoride Toplam Talep Şokları.....	45
Şekil 2.6.	Keynesyen Teoride Arz Şokları	46
Şekil 2.7.	Para Arzındaki Değişikliklerin Emek ve Mal Piyasalarına Etkisi.....	51
Şekil 2.8.	Yeni Klasik Görüşe Göre Para Arzında Beklenmeyen Değişikliklerin Etkisi.....	59
Şekil 2.9.	Yeni Keynesyen Modelde Konjonktürel Dalgalanmalar	70
Şekil 2.10.	Hasıla Artışı ve Solow Artığı	77

GİRİŞ

Her ülkenin amacı belirli bir zamanda üretilen mal ve hizmetlerin piyasa değeri olan gayri safi yurtiçi hasılayı sürekli olarak artırmak suretiyle vatandaşların refah düzeyini yükseltmektir. Kısaca ekonomik büyüme olarak adlandırdığımız bu süreç sonunda bireyler daha yüksek yaşam standardına sahip olurlar. Ancak ekonomik büyüme dediğimiz olgu belli bir trend üzerinde ilerlemez; trend değerinin altında ya da üzerinde değerler alır. Gayrisafi yurtiçi hasılanın uzun dönem büyüme trendi etrafındaki salınımları olarak tanımlayabileceğimiz konjonktür dalgaları ekonomilerde istikrarsızlık yaratarak iktisadi birimlerin beklentileri üzerinde olumsuz etki yapar; ekonomide makro istikrarsızlıklara yol açar. Ayrıca, dalgalanmaların sık ve şiddetli olması ekonomiye olan güveni sarsacağından, iktisadi karar birimlerinin ileriye dönük beklentilerinin bozulmasına yol açarak yatırımları ve potansiyel girişimcileri de caydırır.

Konjonktür dalgaları günümüz piyasa ekonomilerinin tamamında karşılaşılan ve makro iktisat politikaları vasıtasıyla kontrol edilmeye çalışılan bir sorundur. Bu alanda yaklaşık son iki asırdır araştırma yapılmasına rağmen, konjonktür dalgalarının nedenleri ve niteliği ile ilgili halen net bir sonuca ulaşılmış değildir. Konjonktürün genişleme ve daralma dönemlerini, durgunlukları ve buhranları anlamaya ve önlemeye yönelik çalışmalar olmasına rağmen, iktisatçılar, siyasetçiler ve politika yapıcılar arasındaki tartışma devam etmektedir. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelere konjonktür dalgalarının oynaklığı gelişmiş ülkelere kıyasla yüksektir ve konjonktür dalgalarının dinamikleri gelişmiş ülkelerdekilerden farklılaşmaktadır. Piyasa ekonomilerinin yaşadığı dalgalanmalar sonucu yaşanan krizlerle ve durgunluklarla mücadele edebilmek için dalgaların yapısının iyi analiz edilmesi gerekmektedir. Bunu yapabilmek için de konjonktürel dalgaların makro ekonomik değişkenlerle olan ilişkisinin gelişmiş ekonometrik yöntemlerle analiz edilmesi gerekmektedir.

Konjonktür dalgalarının en önemli özelliği periyodik ve düzenli olmamalarıdır. Bu kapsamda özellikle gelişmekte olan ülkelere sürdürülebilir büyüme sağlamak için her

türlü istikrarsızlık kaynağının bertaraf edilmesi büyük önem taşımaktadır. Bu nedenle, istikrarsızlığa ve dalgalanmalara yol açan faktörlerin açık bir şekilde ortaya konması gerekmektedir. Nitekim, Lucas (1981) çalışmasında konjonktür dalgalarının yapısal özelliklerinin anlaşılmasının doğru istikrar politikalarının oluşturulmasında birinci adım olduğunu belirtmektedir.

Uluslararası literatürde konjonktür konusuna artan bir ilgi varken, aynı ilginin ülkemizde olduğunu söylemek mümkün değildir. Bu konuyla ilgili yapılan yayınların sayısı oldukça azdır. Konjonktür dalgaları konusunda Türkçe literatürün oldukça sınırlı olması nedeniyle bu çalışmanın temel amacı konjonktür dalgalarının belirleyicilerini en güncel ekonometrik testler vasıtasıyla araştırarak literatüre katkı sağlamaktır. Hodrick ve Prescott'un (1997, s. 2) da belirttiği gibi, konjonktür dalgaları üzerine yapılan hiçbir tekil çalışma diğerlerini domine etmemektedir. Bu açıdan bakıldığında, konjonktür dalgaları üzerine gerçekleştirilen her bir çalışma literatüre katkı sağlama potansiyeline sahiptir.

Yukarıda belirtilen amaç çerçevesinde tezin birinci hipotezi modern konjonktür teorilerinin konjonktür dalgalarını açıklamakta başarılı olduğudur. Tezin ikinci hipotezi ise konjonktür dalgalarının belirleyicilerinin gelişmiş ülkelerle gelişmekte olan ülkeler açısından farklılaştığıdır. Bu hipotezleri test edebilmek amacıyla hazırlanan tez çalışması dört bölüm olarak kurgulanmıştır. Tezin birinci bölümünde konjonktür dalgaları ile ilgili temel kavramlardan bahsedilecek, sonrasında ise filtreleme teknikleri açıklanacaktır.

Tezin ikinci bölümünde konjonktür dalgalarının teorik çerçevesi modern konjonktür teorileri kapsamında ortaya konulacaktır. Bu sayede modern konjonktür teorilerinin varsayımları, çıkarsamaları ve farklılaştıkları noktalar ele alınarak okuyucuya teorik açıdan altyapı sağlanacaktır.

Tezin üçüncü bölümü ampirik literatür taraması ve ekonometrik metodoloji kısımlarından oluşmaktadır. Literatür taraması kısmında konjonktür dalgalarının belirleyicileri üzerine yapılan uygulamalı çalışmalar ve bu çalışmaların bulguları tartışılacaktır. Okuyucuya kolaylık sağlaması ve karşılaştırma imkânı sağlaması amacıyla literatür taramasında ele alınan çalışmalar literatür özeti başlığı altında tablolandırılacaktır. Bu tabloda gerçekleştirilen çalışmaların yazarları, çalışmanın

tarihleri, analize konu olan ülkeler, kullanılan filtreleme teknikleri ve çalışmanın en temel bulguları sunulacaktır. Üçüncü bölümün son kısmında ise, tezde kullanılacak ekonometrik metodoloji tanıtılacaktır. Bu amaçla öncelikle panel zaman serisi literatürünün gelişimi ve farklılaştığı noktalara dair oldukça kapsamlı bir literatür araştırması yapılacaktır. Daha sonra ise, tezin uygulama kısmında gerçekleştirilecek olan ekonometrik testlerin teorik temelleri orijinal makalelerden yararlanılarak oldukça ayrıntılı bir şekilde açıklanacaktır. Bu açıklamalar yapılırken mekanik bir anlatımdan özenle kaçınılacak ve hangi testin hangi durumda kullanılacağı testlerin boyut ve güç özellikleri de dikkate alınarak analitik bir yaklaşımda ele alınacaktır. Analizde kullanılan Smith vd. (2004), Bai, Kao ve Ng (2009) ve Nazlioglu ve Karul (2017) testlerinin nispeten güncel ve literatürde pek kullanılmamış olmaları dolayısıyla bu testlerin teorik temellerinin açıklanmasının gelecekteki araştırmacılara katkı sağlaması beklenmektedir.

Tezin son bölümü olan dördüncü bölüm çalışmanın uygulama kısmını oluşturmaktadır. Bu kısımda panel zaman serisi literatüründe önerilen en güncel analiz yöntemleri uygulanacaktır. Panel veri ekonometrisi Pesaran'ın 2004 yılında geliştirdiği iki farklı yatay kesit bağımlılığı testi sonrasında büyük bir ivme kazanmıştır. Literatürdeki bu ivme o kadar etkili olmuştur ki yatay kesit bağımlılığı üzerine gerçekleştirilen bu ufuk açıcı çalışmaların neticesinde literatürde birinci nesil ve ikinci nesil testler ayrımı (Breitung & Pesaran, 2008, s. 279) ortaya çıkmıştır. Bu ayrım sonucu yatay kesit bağımlılığı önce birim kök testleri daha sonra ise eşbütünleşme testleri için modellenmiştir. Üçüncü bölümde literatür değerlendirmesi başlığı altında detaylı bir şekilde tartışılacağı üzere konjonktür dalgalarının belirleyicilerine yönelik olarak yapılan ampirik çalışmalardaki en önemli eksiklik yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmamasıdır. O'Connell'e göre (1998, s. 16) panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadığı durumlarda istatistiklerin boyut ve güç özellikleri zayıflamakta ve test sonuçları etkilenmektedir. Hsiao (2014, s. 327) da analize konu olan seriler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusu ise bu durum dikkate alınmadan yapılan testlerin doğruluğu ve güvenilirliği etkileneceğini belirtmiştir. Baltagi ve Pesaran (2007, s. 229) kesitler arası bağımsızlığı varsayan birinci nesil birim kök ve eşbütünleşme testlerinin yetersiz olduğunu ve ihmal edilen yatay kesit bağımlılığı durumunda önemli ölçüde boyut bozulmalarına yol açacağını belirtmişlerdir. Bai ve

Kao (2006, s. 3), panel literatüründe yaygın bir şekilde yatay kesit bağımsızlığı varsayılmasına rağmen bu durumun oldukça katı bir varsayım olduğunu öne sürmüştür. Literatürdeki bu boşluktan hareketle konjonktür dalgalarının belirleyicilerinin ikinci kuşak panel veri modelleri kullanılarak araştırılacaktır.

Yukarıda belirtmiş olduğumuz amaçlara ulaşmak için gerçekleştirilen bu tez çalışmasında teorik ve ampirik olarak birtakım sınırlamalara da gidilme ihtiyacı duyulmuştur. Her ne kadar konjonktür dalgalarının araştırılmasının kökenleri Juglar'ın (1862) çalışmasına dayansa da çalışmanın kuramsal bölümlerinde sadece modern konjonktür teorilerine yer verilmiş; Jevons'un (1884) güneş lekesi teorisi, Moore'nin (1914) ekonomik dalga teorisi gibi ilk konjonktür teorilerine yer verilmemiştir. Bu tür bir sınırlamanın nedeni konjonktür teorileri üzerine gerçekleştirilen çağdaş çalışmaların 1929 bunalımı ve sonrasında ABD'de NBER'e bağlı "Konjonktür Dalgaları Tarihi Tespit Komisyonu'nun" kurulması ile başlamasıdır. Çalışmaya getirilen bir diğer sınırlama ise uygulama kısmındadır. Uygulama kısmında gelişmekte olan ülkeleri temsil etmesi amacıyla 7 ülke ve gelişmiş ülkeleri temsil etmek amacıyla da 7 ülke olmak üzere toplamda 14 ülke analize dahil edilmiştir. Analize tabi tutulan veriler 1960-2017 dönemini kapsayan yıllık zaman serileridir. Veri setinin bu kadar uzun bir dönemi kapsaması bu dönemlerde yaşanan şokların ve krizlerin etkilerinin modellenmesi avantajını sağlarken, ülke sayısının ve değişken sayısının da sınırlanmasına yol açmıştır.

BÖLÜM 1

KONJONKTÜR DALGALARI İLE İLGİLİ TEMEL KAVRAMLAR

Konjonktür dalgalarının yapısı, nedenleri ve etkileri iktisatçıların uzun yıllardan beri ilgisini çeken konuların başında gelmektedir. Bu ilginin en temel nedeni ise günümüz piyasa ekonomilerinde konjonktür dalgalarının oldukça sık görülmesi ancak açıklanması konusunda iktisat okulları arasında bir uzlaşma olmamasından kaynaklanmaktadır. Kıt kaynakların etkin bir şekilde kullanılarak refah artışı için ekonomideki istikrarsızlıkların ortadan kaldırılması gerekmektedir. Bunu sağlamak için ise istikrarsızlığa yol açan faktörlerin doğru tespit edilmesi gerekmektedir. Konjonktür dalgaları üzerine yapılan çalışmalar sadece ekonominin genişleme ve daralma evrelerini anlamamızı sağlamamış aynı zamanda bir bütün olarak makroekonominin işleyişini daha iyi anlamamıza da büyük katkı sağlamıştır. Tezin ilk kısmı olan bu bölümde ilerleyen bölümlerdeki açıklamaların daha sağlıklı anlaşılabilmesi için kavramsal bir çerçeve çizilecek, daha sonra ise konjonktür dalgalarını elde etmek amacıyla literatürde kullanılan parametrik ve parametrik olmayan yöntemler açıklanacaktır.

1.1. Ekonomik Faaliyetlerdeki Dalgalanma Türleri

Ekonomik faaliyetlerdeki dalgalanmalar trend, mevsimsel dalgalanmalar, tesadüfi dalgalanmalar ve konjonktür dalgalanmaları olarak dörde ayrılmaktadır. Şimdi bu dalgalanmaları kısaca açıklayalım.

1.1.1. Trend (Genel Eğilim)

Trend herhangi bir değişkenin uzun dönemde artma veya azalma yönünde gösterdiği genel eğilimdir. İktisadi zaman serilerindeki trend ise yıllar itibariyle ortaya çıkan sürekli hareketi ifade eder. Bu hareketler uzun bir zaman diliminde (20-30 yıl gibi)

ortaya çıkar. Uzun dönemde sermaye birikiminin artması, nüfusun nitel ve nicel olarak gelişmesi, teknolojik ilerleme, kısacası kalkınma ve büyümeyi sağlayan içsel ve dışsal faktörlerin gelişmesiyle birlikte ekonomide trend hareketleri oluşur (Umay, 2001, s. 51). Ekonomik faaliyette görülen trend doğrusal olabileceği gibi eğri şeklinde de olabilir. Dünyada 1848-1874 döneminde yükselme trendi görülürken, 1873-1894 döneminde düşme trendi egemen olmuş, 1895-1913 döneminde ise ekonomik faaliyetlerde tekrar yükselme görülmüştür (Özer & Taban, 2006, s. 6).

1.1.2.Mevsimsel Dalgalanmalar

Mevsimlere bağlı olarak ekonomilerde mevsimlerin değişmesiyle birlikte bu dalgalanmalar meydana gelmektedir. Bu dalgalanmalar her yıl kendisini tekrarlayan ritmik hareketlerden oluşmaktadır. Bu dalgalanmaların temelde iki nedeni olduğunu söylenebilir. Birincisi doğa olaylarıdır. Don, kuraklık, yağmur gibi hava koşulları tarım sektörünü doğrudan sanayi ve ulaşım gibi pek çok sektörü de dolaylı etkilemektedir. Hava koşullarından doğrudan etkilenen bir diğer sektör ise turizm sektörüdür. Örf, adet ve sosyal davranışlar ise mevsimsel dalgalanmaların altında yatan ikinci bir nedendir. Hafta sonu tatilleri, eğitim-öğretim dönemleri, milli ve dini bayramlar da birçok ekonomik faaliyeti etkilemektedir.

1.1.3.Tesadüfi (Düzensiz) Dalgalanmalar

İktisadi bir seride meydana gelen, önceden tahmin edilemeyen düzensiz değişmelere tesadüfi dalgalanmalar adı verilir. Tesadüfi dalgalanmalara örnek olarak sel, deprem gibi doğal afetleri, savaşları, siyasi istikrarsızlıkları, ülke ve dünya ekonomisinde köklü değişiklikleri verebiliriz. Herhangi bir serideki dalgalanmanın düzensiz bileşeni, o serideki trend, mevsimsel dalgalanma ve konjonktürel dalgalanmanın ayrıştırılmasından sonra kalan kısımdır.

1.1.4.Konjonktür Dalgalanmaları

Ekonomik faaliyetlerin trend etrafındaki hareketleri toplam ekonomik faaliyetlerdeki sürekli değişmelerle ayrı bir anlam kazanır. Toplam ekonomik faaliyetlerdeki uzun süreli genişleme döneminin ardından bir daralma dönemi yaşanabilir. Bu tür bir dalgalanma ekonominin sadece belli bir sektöründe değil tamamında etkisini gösterir.

Konjonktür dalgaları daha sonra açıklayacağımız üzere periyodik değil devresel dalgalanmalardır.

1.2. Konjonktürün Tanımı ve Aşamaları

Uluslararası literatürde kullanılan ve ekonomik faaliyet düzeylerinde zaman içerisinde yinelenen değişimler anlamına gelen “*Business Cycles*” kavramının Türkçe literatürde yerleşik bir karşılığı bulunmamakla beraber iş çevrimleri, ekonomik döngüler, konjonktür dalgaları, devresel hareketler veya iktisadi dalgalanmalar gibi farklı kavramlar kullanılmaktadır. Bu çalışmada yerli literatürde en yaygın kullanım alanı bulan “konjonktür dalgaları” kavramı kullanılacaktır.

Konjonktür dalgaları konusunda sistematik ilk araştırmalar Jean Charles de Sismondi’ye dayanmaktadır. Bu açıdan Sismondi’nin ekonomi bilimine en büyük katkısının konjonktür dalgalarını keşfi olduğunu söyleyebiliriz. Sismondi’ye kadar klasik ekonomistler tarafından konjonktür dalgalarının varlığı ya reddediliyordu ya da savaş gibi dışsal faktörlerden kaynaklandığı öne sürülüyordu. Sismondi, döneminin J. B. Say ve David Ricardo gibi meşhur düşünürlerinin aksine hızlı ve eşanlı bir şekilde sürekli olarak ulaşılabilen ekonomik denge fikrine karşı çıkmış, dengenin uzun dönemde yeniden tesis edilebileceğini ancak bunun çok ciddi sıkıntılar sonucunda gerçekleşebileceğini belirtmiştir. Sismondi 1819 yılında yayımladığı *Politik Ekonominin Yeni İlkeleri* adlı eserinde her ne kadar konjonktür dalgaları kavramına değinmemiş olsa da konjonktür dalgalarını eksik tüketim ve aşırı üretim ile açıklamıştır.

Konjonktür dalgaları konusunda teori geliştiren ilk yazar ise Juglar olmuştur. Juglar’a göre konjonktür dalgalarının kökleri refah dönemlerine dayanmaktaydı. Konjonktür teorileri başlığı altında daha detaylı bir şekilde değineceğimiz üzere, Juglar 1862 yılında *Des crises commerciales et de leur retour périodique* aslı eserinde halen birçok ekonomistin araştırma alanında yer alan (Grinin, Korotayev, & Malkov, 2010; Korotayev & Tsirel, 2010; Ledenyov & Ledenyov, 2013) 7-11 yıl süren Juglar sabit yatırım çevrimlerini ortaya koymuştur.

Konjonktür dalgaları kavramı ilk kez Wesley Clair Mitchell’in 1913 yılında kaleme aldığı “*Business Cycles*” isimli kitabı ile literatüre girmiş, 1922 yılında, Carnegie Enstitüsü tarafından “cycle” kavramı üzerine yapılan bir konferansta, farklı bilim

dallarından gelen katılımcılar bu kavramın tanımı üzerinde bir uzlaşmaya varmışlardır. Bu tanıma göre cycle (dalga) kavramı, kesin ölçümlere duyarlı olan artı ve eksi farklı hareket evrelerinin tekrarını göstermektedir (Kydland & Prescott, 1990, s. 5). Bununla birlikte iktisatçılar ekonomik konjonktürün tanımı üzerinde tam bir görüş birliğine varamamışlar ve farklı tanımlar yapmışlardır. Haberler (1937, s. 161) ekonomik konjonktürü, genişleme ve daralma dönemlerinin birbirini izlemesi olarak tanımlamaktadır. Burns ve Mitchell (1946, s. 3) ise konjonktürü ekonomik faaliyetlerde görülen dalgalanmalar olarak kabul etmektedir. Hansen'e göre (1964, s. 4) konjonktür, bir ekonomide istihdam, milli gelir ve fiyat seviyelerindeki dalgalanmalardır. Lucas (1977, s. 87) ise konjonktürü toplam reel çıktının trendden sapması olarak tanımlamaktadır. Dornbusch, Fisher ve Startz (2011, s. 14) konjonktürel dalgalanmaları Lucas'ın tanımına benzer şekilde "trend"e bağlı olarak tanımlamışlardır. Buna göre konjonktürel dalgalanma, iktisadi faaliyetin uzun dönem ekonomik büyüme trendi etrafında genişleme ve daralma şeklinde ortaya çıkan az ya da çok düzenli bir hareketidir.

Yukarıda yapılan tanımlamalardan en kapsamlı ve en yaygın kullanılan tanım Burns ve Mitchell (1946) tarafından yapılan tanımlamadır. Yazarlar *"Measuring Business Cycles"* adlı eserlerinde konjonktür dalgaları ile ilgili olarak artık klasikleşen aşağıdaki tanımı yapmaktadırlar:

"Konjonktür dalgaları, toplam ekonomik faaliyetlerin ağırlıklı olarak firmalar tarafından organize edildiği uluslarda ortaya çıkan bir dalgalanma türüdür. Bir çevrim, birçok ekonomik faaliyette hemen hemen aynı zamanda gerçekleşen genişlemeler, benzer şekilde takip eden genel durgunluklar ve daralmalar ile bir sonraki çevrimin genişleme dönemiyle birleşen canlanmalardan oluşur; değişimler deki bu birbirini izleyen sıralanma tekrarlanmakla birlikte, periyodik değildir; konjonktür dalgalanmasının süresi bir yıldan on veya on iki yıla kadar değişir. Konjonktür dalgaları, hemen hemen aynı genişlikteki daha küçük dalgalara bölünmezler" (Burns & Mitchell, 1946, s. 3).

Yukarıdaki tanımdan hareketle dört noktanın üzerinde durabiliriz (Abel, Bernanke, & Croushore, 2013, ss. 281–282):

- *Toplam ekonomik faaliyet.* Konjonktür reel gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYİH) gibi tek bir iktisadi değişkende dalgalanmalar olarak değil, "toplam ekonomik faaliyette" dalgalanmalar olarak tanımlanır. Her ne kadar reel GSYİH toplam ekonomik aktiviteyi ölçen en temel değişken olsa da Burns ve Mitchell istihdam

veya finansal piyasa değişkenleri gibi toplam ekonomik aktivitenin başka göstergelerine bakmanın da önemli olduğunu ortaya koymuşlardır.

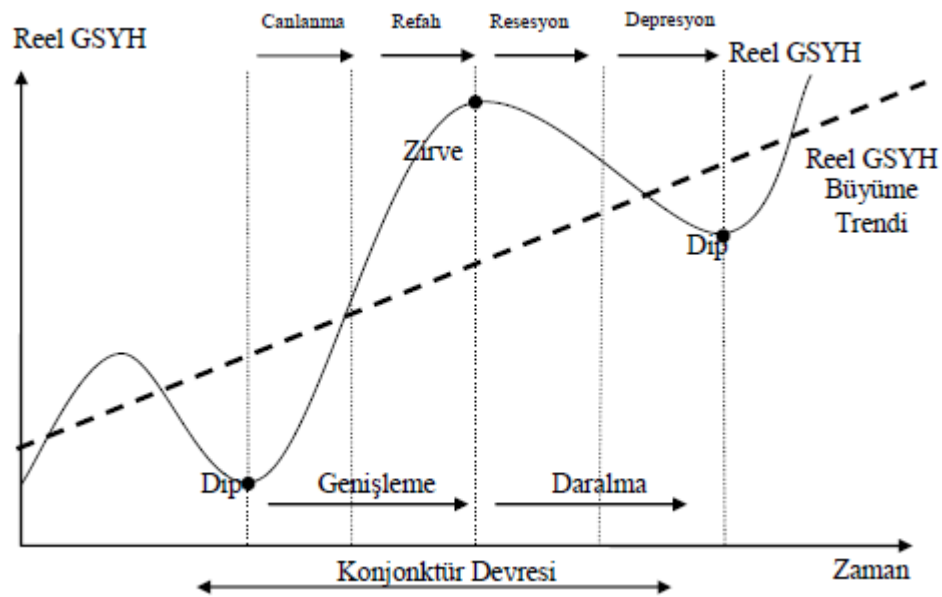
- *Birlikte hareket.* Konjonktür bir ekonominin birkaç sektöründe ya da birkaç değişkende ortaya çıkmaz; genişleme veya daralmalar hemen hemen aynı anda birçok ekonomik faaliyette ortaya çıkarlar. Dolayısıyla, her ne kadar bazı sektörler konjonktürel dalgalanmalara diğer sektörlerle oranla daha duyarlı olsa da çoğu sektördeki üretim ve istihdam daralma döneminde düşme, genişleme döneminde ise artma eğilimindedir. Fiyatlar, yatırım, verimlilik, kamu harcamaları gibi pek çok iktisadi değişkenin bir konjonktür döneminde düzenli ve tahmin edilebilir davranışları vardır. İşte bu değişkenlerdeki değişme eğilimine birlikte hareket (co-movement) denir.
- *Tekrarlanma ancak periyodik olmama.* Konjonktürel dalgalanmalar düzenli ve tahmin edilebilir aralıklı olmaması ve sabit ya da önceden belirlenmiş bir süreyle devam etmeme açısından periyodik değildir, ancak tekrarlanırlar. Bu tekrarlanma sürekli olarak daralma, dip, genişleme, zirve şeklinde devam eder.
- *Süreklilik arz etme.* Bir konjonktür dalgasının süresi 1 yıldan 10 veya 12 yıla kadar büyük ölçüde farklılık arz edebilir ve bu süreyi tahmin edebilmek oldukça güçtür. Bununla birlikte, durgunluk bir kez başladığında ekonomide bir yıl veya daha süre daralma devam etme eğiliminde olacaktır. Benzer şekilde, genişleme bir kez başladığında bir müddet devam edecektir. Ekonomik faaliyetteki azalmayı başka azalmaların takip etmesi ve artışları yeni artışların takip etmesi şeklindeki bu eğilim süreklilik olarak adlandırılır. Ekonomik faaliyetteki hareketlerin süreklilik arz etmesi dolayısıyla, iktisadi analistler ekonomik faaliyetin yönündeki bir değişimi göstermesi açısından dönüm noktalarını yakından izlerler.

1.3.Konjonktür Dalgalarının Evreleri

Konjonktür devresi ve bu devreyi oluşturan aşamalar Şekil 1.1’de gösterilmiştir. Buna göre, kesikli çizgi ile gösterilen pozitif eğimli doğru, reel gayri safi yurtiçi hasılanın (GSYİH) her yıl ortalama veya uzun dönem büyüme hızına¹ eşit bir hızda büyümesi

¹Ortalama büyüme hızı, reel GSYİH’da uzun dönemde meydana gelen yıllık artışı yansıtmaktadır. Uzun dönem büyüme hızı (g) aşağıdaki formülde gösterildiği gibi hesaplanmaktadır:

halinde söz konusu olacak reel GSYİH trend değerini, kısaca toplam ekonomik faaliyetin büyüme patikasını göstermektedir. Aşağı-yukarı sürekli hareket eden eğri ise her yılın gerçekleşen reel GSYİH değerini ifade etmektedir. Toplam ekonomik faaliyetin azaldığı zaman dilimi *daralma* olarak adlandırılır. Daralmanın en az iki ardışık çeyrek devam etmesi *durgunluk*², durgunluğun oldukça şiddetli olması ve/veya uzun süre devam etmesi ise *bunalım*³ olarak adlandırılır. Daralmanın en alt noktasına, *dip (D)*, ulaşıldıktan sonra, toplam ekonomik faaliyetin artmaya başlaması *genişleme* olarak adlandırılır. Genişlemenin en üst noktasına, *zirve (Z)*, ulaşıldıktan sonra toplam ekonomik faaliyet azalmaya başlar. Birbiri ardına tüm bu artış ve azalışlar konjonktür dalgaları olarak adlandırılır. Konjonktür dalgaları, zirve noktasından zirveye veya dip noktasından dibe ölçülebilir.



Şekil 1.1. Konjonktürün Evreleri

Kaynak: Abel, Bernanke, & Croushore'dan (2013, s. 282) uyarlanmıştır.

$$g = \left(\frac{\text{dönem sonundaki reel GSYİH}}{\text{dönem başındaki reel GSYİH}} \right)^{1/2} - 1$$

²İlk defa istatistikçi Julius Shiskin tarafından 1974 yılında New York Times'daki bir makalede kullanılan ve genel kabul gören bu tanım reel GSYİH'nin toplam ekonomik faaliyetin birçok muhtemel göstergesinden sadece biri olması açısından iktisatçılar arasında genel kabul görmüş değildir. ABD'de Ulusal Ekonomik Araştırma Bürosu'nun (NBER) durgunluk tanımı ise şu şekildedir: "Birkaç aydan fazla süren, reel GSYİH, reel gelir, istihdam, sanayi üretimi ve toptan-perakende satışlarda görülen, ekonominin tamamındaki iktisadi faaliyetlerde belirgin bir azalış".

³Bunalımın üzerinde uzlaşılan bir tanımı olmamakla birlikte, bunalımı durgunluktan ayırt eden iki kıstas olduğunu söyleyebiliriz: reel GSYİH'de %10'dan daha fazla bir azalış ve/veya hasıladaki azalışın en az 3 yıl sürmesi.

Konjonktür dalgalarının süresi (duration of the business cycle) ekonominin iki dip veya iki zirve noktası arasında geçen ay, çeyrek veya yıl uzunluğudur. *Konjonktür dalgalarının asimetrikliği* dalgaların genişleme ve daralma süre ve şiddetlerinde farklılık gözlemlenmesidir. *Konjonktür dalgalarının derinliğini* (amplitude of business cycle) ise trendden sapma olarak ifade edebiliriz. Şekil 1.1 aynı zamanda konjonktürel dalgaların ekonominin büyüme patikasından geçici sapmalar olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla trendden sapma ne kadar büyükse yani dalgalanmanın şiddeti ne kadar fazla ise dalgaların derinliği o kadar fazla olacaktır. Burada belirtmeliyiz ki her ne kadar bu sapmalar geçici olsa da konjonktür dalgaları esnasında hasıladaki kayıplar ya da kazançlar kalıcı hale de gelebilir.

Konjonktüre dalgalanmalar süre veya derinlik açısından farklılık göstermelerine rağmen bütün konjonktürel dalgalanmalar canlanma, refah, zirve, durgunluk, bunalım, dip aşamalarından oluşmaktadır. Konjonktürün bu aşamaları bazen net bir şekilde belirlenememekle birlikte bütün ekonomiler sürekli olarak bu aşamalardan geçmektedir. Şimdi bu aşamaları sırasıyla inceleyelim.

1.3.1.Genişleme Dönemi

Genişleme dönemi hasıla ve istihdamdaki büyüme oranının ekonominin uzun dönem büyüme trendinin üzerinde olduğu bir periyodu ifade eder (Bronfenbrenner, Sichel, & Gardner, 1984, s. 176). Genişleme dönemi boyunca doğal kaynak, emek ve sermaye kullanımı artmaktadır. Artan girdi kullanımına paralel olarak ekonomide iş hacmi genişlemekte, firmaların kârlılıkları ve çalışanların gelirleri artmaktadır.

Genişleme dönemi kendi içerisinde iki ayrı döneme ayrılmaktadır. Başlangıç dip noktasından genişleme döneminin yarısına kadar olan hızlı genişleme sürecine canlanma safhası, canlanma safhasından zirve noktasına kadar genişleme sürecine ise refah aşaması denmektedir.

1.3.1.1. Canlanma Dönemi

Canlanma aşaması ekonomide gelir, hasıla ve istihdamın yükselmekte olduğu, firma ve tüketicilerin iyimserliklerinin sermaye yatırımları ve tüketime giderek daha fazla yansıdığı bir dönemdir (Spencer, 1977, s. 141).

Canlanma aşamasında ücretler ve yatırım mallarının fiyatları düşüktür. Beklentilerde meydana gelen iyileşme yatırımların canlanmasına neden olur. Yatırımlardaki canlanma ve artış dolayısıyla üretim, istihdam ve gelir de hızla artmaktadır. Konjonktürün bu döneminde en önemli değişim, stoklarda ve siparişlerde gözlemlenir. Dayanıklı tüketim malları siparişlerindeki artış, stok yatırımlarında da ciddi bir artışı beraberinde getirir. Canlanma döneminde tüketici ve üretici gelirlerindeki artış kamu kesimine de yansır. İş alemi ve hane halklarının gelirleri arttığı için kamunun en önemli gelir kaynağı olan vergi gelirleri de artar. Üretim artışı nedeniyle devletin üretici kesimlere yapmış olduğu destekleme alımları ve sübvansiyon gibi ödemeler azalırken, istihdamdaki artış sonucu işsizlik ödemeleri ve transfer harcamaları da azalır. Dolayısıyla sosyal harcamalardaki bu azalmalar yerini daha verimli ve üretken harcamalar olan cari ve yatırım harcamalarına bırakır.

Canlanma aşamasının ayırt edici özelliği yatırımlardaki hızlı artıştır. Konjonktürün bu döneminde toparlanma ve hızlı büyüme söz konusudur. Canlanma döneminde ekonomiler alışık olunmayan büyüme rakamları yakalarlar. Ancak canlanma dönemi ilelebet devam edecek değildir. Üretimde azalan verimler yasasının işlemeye başlaması, fiyatlardaki artış ve beraberinde talepteki daralma ekonominin canlanma aşamasından refah aşamasına geçişini sağlar.

1.3.1.2. Refah Dönemi

Canlanma aşamasından sonra yaşanan refah aşaması, toplam iktisadi faaliyet hacminin oldukça yüksek olduğu, ekonominin tam istihdamda veya tam istihdama yakın bir noktada faaliyet gösterdiği, sermaye yatırımları ve tüketimdeki artışın firma ve tüketici refahına olumlu yansıdığı konjonktür dönemidir (Spencer, 1977, ss. 140–141). Bu dönemde ekonominin tam istihdama yönelmesiyle birlikte üretimde darboğazlar⁴ ortaya çıkabilmekte ve bu da fiyat artışlarına neden olmaktadır. Fiyat artışları ise firmaların kârlarında ve dolayısıyla çalışanların da ücretlerinde bir artışa yol açmaktadır.

⁴Burada belirtmeliyiz ki darboğaz kavramını durgunluk ve depresyon ile karıştırmamak gerekir. Darboğaz piyasada faktörlerden birinin esneksizleşmesi nedeniyle döviz yetersizliği, iş bulma zorlukları, arz ve talebin birbirine uymaması, kredi tavanlarının ihtiyacı karşılayamaması gibi değişen durumlara anında uyamaması sonucu ortaya çıkar. Durgunluk ve depresyon daha önce bahsedildiği üzere ise konjonktürün daralma safhalarıdır ve satınalma gücünün zayıfladığı dönemleri ifade eder (Parasız & Bildirici, 2006, s. 10).

Refah aşamasının en temel özelliği yatırım artış hızının canlanma aşamasına göre belirgin bir şekilde azalmış olmasıdır. Zira bu dönemde artan yatırımlar kredi taleplerini artıracak, artan kredi talepleri ise faiz oranlarında bir artışa neden olacaktır. Bu dönemde hükümetler kamu harcamalarının kısılması, vergi oranlarının ya da faiz oranlarının artırılması gibi yükselen enflasyonu düşürmeye dayalı politikalar izler. Burada amaç konjonktürün bu dönemde ulaşılan yüksek refah seviyesini sürdürmektir.

1.3.2. Daralma Aşaması

Daralma dönemi ekonomik aktivitede uzunca bir süre devam eden bir düşüş dönemidir (Bronfenbrenner vd., 1984, s. 172). Daralma döneminde çalışanların geliri düşmekte, ekonomideki iş hacmi ve yatırımlar azalmaktadır.

Daralma dönemi de tıpkı genişleme döneminde olduğu gibi kendi içerisinde iki ayrı safhaya ayrılmaktadır. Zirve noktasından daralma döneminin yarısına kadar olan süreçte durgunluk, durgunluk aşamasından dip noktasına kadar ki daralma sürecine ise bunalım aşaması denir.

1.3.2.1. Durgunluk Dönemi

Durgunluk aşaması ekonomide gelir, hasıla ve istihdamın düşmekte olduğu, firma ve tüketicilerin ekonomiye ilişkin kötümserliklerinin sermaye yatırımları ve tüketime giderek daha fazla yansıdığı bir dönemdir (Spencer, 1977, s. 141).

Durgunluk dönemi çok yavaş veya negatif büyüme hızı ile düşük istihdamın gözlendiği, yatırımların düştüğü bir süreçtir. Durgunluk döneminde talepteki düşme önemli rol oynar. Düşen gelirler talebi düşürmektedir. Talepteki aşırı düşmeye bağlı olarak fiyatlar ve kârlar düşmekte, ürününü satamayan üretici üretimi azalmakta ve işçi çıkarmaktadır (Parasız & Bildirici, 2006, ss. 8–9). Firmalar satışlarındaki düşüşü durdurmak için daha fazla reklama ve rekabete yönelirler. Bu durum ise maliyetlerin artmasına ve kârın azalmasına neden olur. Bu nedenle firmalar ödeme zorluğuna girebilir. Birçok firma zaten darboğazda olduğu için bankalar da kredi verme konusunda temkinlidirler (Demir, 1997, s. 158).

Durgunluk döneminde ekonomik faaliyet düzeyinde görülen düşüşün bir diğer önemli sebebi ise Spencer'ın (1977, s. 141) vurguladığı ekonomiye ilişkin kötümser beklendişlerin etkisidir. Zira bu dönemde ekonominin geneline hâkim olan olumsuz hava dolayısıyla reel ekonomik aktiviteler azalmış, sabit yatırımlar yerini spekülâtif yatırımlara bırakmıştır. Ayrıca ekonomideki durgunluk nedeniyle vergi gelirleri düşerken, sübvânsiyon ve transfer harcamaları gibi sosyal harcamalarda artış görülür. Hükümetin gelirlerini artırmak amacıyla vergi oranlarını yükseltmesi durumunda ise ekonomideki durgunluk daha da şiddetlenerek daralma döneminin ikinci aşaması olan bunalım aşamasına geçilmiş olur.

1.3.2.2. Bunalım Dönemi

Bunalım dönemi, ekonominin büyük bir eksik istihdam düzeyinde faaliyet gösterdiği, durgun sermaye yatırımları ve tüketim neticesinde firma ve tüketicilerin ekonomiye dönük iyimserliklerinin oldukça gerilediği bir dönemi ifade eder (Spencer, 1977, s. 141).

Bunalım döneminde başta üretim, istihdam ve gelirler olmak üzere bütün ekonomik göstergeler hızla gerilemektedir. Toplam talepte büyük ölçüde bir daralma meydana gelmektedir. Genişleme aşamasında arzdaki hızlı yükselişi talep yükselişi takip ederken, bu aşamada talepteki hızlı düşüşü arz miktarındaki düşüş takip etmektedir. Röpke'ye göre (1947, s. 16), talepteki bu düşme tüketicinin doyuma ulaşmasından değil, talebi olmayan malların üretilmiş olmasındandır.

Bunalım döneminde hasıla uzun bir süre boyunca düşüş gösterir. Ekonomik faaliyetlerin giderek azaldığı konjonktürün bu döneminde kimi firmalar tasarruf ederek ve küçülerek uyum sağlarken, kimi firmalar da uyum sağlayamayarak iflas ederler. Firmaların küçülmesi, âtıl kapasitelerin artması, iflasların birbirini takip etmesi sonucu hızla artan işsizlik, talebi daha da düşürmekte ve ekonomideki daralma şiddetlenmektedir. Bunalım safhasında yaşanan kriz derinlik kazanmış ve ekonominin geneline yayılmıştır. Elbette ki bunalım döneminde azalış gösteren toplam talebin bu seyri daimî değildir. Bir taraftan hane halkı isteklerini uzun süre erteleyemezken, diğer yandan banka ve tasarruf sahipleri varlıklarını uzun süre âtıl tutamazlar. İşsizler daha düşük ücret düzeyinde çalışmaya razı olurken, hammadde arz edenler daha düşük fiyattan satış yaparlar.

Hükümetler para ve maliye politikaları ile ekonomiye müdahale ederken, yeni yatırım ve fırsatları değerlendirmek isteyen girişimciler de ekonominin yeniden canlanmasına katkıda bulunurlar. Sonuç olarak, ekonomi yeniden konjonktürün ilk aşaması olan canlanma aşamasına yeniden geçer.

1.4.Makroekonomik Değişkenlerin Konjonktürel Davranışları

Konjonktür konusundaki teorik tartışmaları ve konjonktürün neden ve sonuçlarını daha iyi anlayabilmek için bazı makroekonomik değişkenlerin konjonktür döneminde nasıl değiştiğini incelemek faydalı olacaktır. Bu açıdan makroekonomik değişkenlerin iki karakteristik konjonktürel davranışı önem taşır. Bunlardan ilki, makroekonomik değişkenlerin toplam ekonomik faaliyetlere oranla nasıl değiştiğidir.

Konjonktürel dalgalanmaların etkisi altında kalan iktisadi değişkenler, dalgalanmalardan sergiledikleri gelişimin yönü açısından üçe ayrılmaktadır (Abel vd., 2013, s. 290):

- Bir değişkenin kendi trendinden sapmalar ile hasılanın trendindeki sapmalar arasında pozitif korelasyon varsa o değişken *konjonktür yönlü* değişkendir (procyclical variable); diğer bir deyişle, konjonktür yönlü değişken hasılanın arttığı genişleme aşamasında artarken, hasılanın azaldığı daralma safhasında ise azalır.
- Bir değişkenin kendi trendinden sapmalar ile hasılanın trendindeki sapmalar arasında negatif korelasyon varsa o değişken *konjonktür karşıtı* değişkendir (countercyclical variable); diğer bir deyişle, konjonktür karşıtı değişken hasılanın arttığı genişleme aşamasında azalırken, hasılanın azaldığı daralma safhasında ise artar.
- Son olarak, bir değişkendeki değişiklikler ile hasıladaki değişiklikler arasında tutarlı bir korelasyon yok ise yani hasılanın arttığı genişleme veya azaldığı daralma dönemlerinde hem artıyor hem azalıyor ise o değişken *konjonktürelle ilişkisiz* bir değişkendir (acylical variable).

Makro iktisadi değişkenlerin konjonktürel davranışlarının ikinci karakteristiği ise değişkenlerin *dönüm noktalarının*, konjonktürün dönme noktalarına oranla zamanlamasıdır (Boyes & Melvin, 2012, ss. 229–230). Buna göre, *öncü gösterge*, hasıla

zirve yapmadan zirve ve dip yapmadan dip yapan bir değişken iken, *geciken gösterge* hasıla zirve yaptıktan sonra zirve ve dip yaptıktan sonra dip yapan bir değişkendir. *Uyan gösterge* (coincident indicator) ise, hasıla ile aynı zamanda zirve ve dip yapan bir değişkendir. Bazı değişkenlerin hasıla dip (zirve) yapmadan önce dip (zirve) yapmaları, bu değişkenlerin izlenerek ekonominin gelecekteki durumuna ilişkin öngörüler yapmayı, örneğin daralmada olan bir ekonomide ilerleyen dönemde daralmanın devam mı edeceği yoksa genişlemenin mi başlayacağı konusunda öngörü yapmayı mümkün kılar.

Bazı durumlarda makroekonomik bir değişkenin konjonktürel dalgalanmalar boyunca davranışını anlamak için grafiğine bakmak yeterli olurken, bazı durumlarda ise ileri ekonometrik teknikler kullanmak gerekmektedir. Şimdi bazı önemli makroekonomik değişkenlerin konjonktür dalgaları boyunca davranışlarını inceleyelim.

1.4.1.İstihdam ve İşsizlik

İşgücü piyasası konjonktür dalgalarından en çok etkilenen piyasaların başında gelmektedir. Daralma ve durgunluk dönemlerinde istihdam daha yavaş artarken veya azalırken, işten çıkarmalar başlamakta ve iş bulmak zorlaşmaktadır. Dolayısıyla, işsizlik oranı daralma dönemlerinde keskin bir şekilde artması ve genişleme dönemlerinde ise nispeten yavaş düşmesi nedeniyle güçlü bir karşı yönlü çevrimsel değişkendir. İşsizlik oranı GSYİH zirve yaptıktan sonra en düşük değerine ulaşırken, en yüksek değerine ise GSYİH dip yaptıktan sonra ulaşır. Bu açıdan geciken bir göstergedir. İş çevrimlerinin asimetrik olma özelliği işsizlik dalgalanmalarında da kendisini gösterir; işsizlik oranındaki artış genellikle işsizlik oranındaki azalıştan daha hızlı bir şekilde seyreder. Yeni eleman istihdam etmenin, işten eleman çıkarmaya göre daha maliyetli ve zaman alan bir süreç olması ve firmaların son raddeye kadar eleman çıkarma konusunda gönülsüz olmaları ancak işten çıkarmalar bir kez başladığı zaman hızlı bir şekilde devam etmesi gibi nedenler neticesinde işsizlikteki artış, azalıştan daha hızlıdır.

Amerikalı iktisatçı Arthur Okun konjonktürel işsizlikteki değişimlerin hasıla üzerine etkisini kantitatif olarak araştıran ilk iktisatçıdır (Okun, 1962). Okun, işsizlik ve

istihdam arasındaki konjonktürel ilişkiyi Amerikan ekonomisi için araştırmış ve şu şekilde formüle etmiştir⁵:

$$\frac{Y^* - Y}{Y^*} = 2(u - u^*) \quad (1.1)$$

Bu denklemde Y^* tam istihdam hasıla düzeyi iken, u^* doğal işsizlik oranını temsil etmektedir. Denkleme göre potansiyel ve fiili hasıla arasındaki yüzdelik açık çevrimsel işsizlik oranının 2 katına eşittir. Bir diğer deyişle, işsizlik ve hasıla arasında negatif bir ilişki olduğunu ortaya koyan ve işsizlik oranındaki her %1’lik konjonktürel artışın (azalışın), hasılanın potansiyel hasıladan %2’lik bir azalışa (artışa) yol açacağını ifade eden bu ilişki *Okun Kanunu* olarak literatürde yerini almıştır.

Buradaki vurgulanması gereken önemli bir husus işsizlikteki %1’lik bir artışın neden hasılda 2 kat büyük bir azalışa neden olduğudur. Bunun nedeni ise, konjonktürel işsizlik %1 arttığı zaman hasılayı belirleyen diğer faktörler -işgücü sayısı, haftalık işçi başına ortalama çalışma saati, emeğin ortalama verimliliği..vs- de azalacağı için işsizliğin hasıla üzerindeki etkisi daha da büyük olacaktır (Abel vd., 2013, s. 94).

1.4.2.Faiz oranları

Faiz oranlarının konjonktür dalgası boyunca davranışlarını geliştirmiş ve geliştirmekte olan ülkeler için ayrı ayrı incelemek gerekmektedir. Geliştirmiş ekonomilerde yabancı sermaye bağımlılığı olmadığından faiz oranları konjonktür dalgalarının bir belirleyicisi durumunda değildir. Ancak geliştirmekte olan ülkeler tasarruf açığı yaşamalarından ötürü yabancı sermayeye oldukça bağımlı olmaktadır ve bu durum ekonomiyi kırılgan bir hale getirmektedir. Ekonomide işlerin kötü gitmesi halinde yabancı sermayenin geliştirmekte olan ülkelere çıkması ev sahibi ülkelerde faiz oranlarının yükselmesine neden olacaktır. Dolayısıyla, kriz ya da durgunluk dönemlerinde sermaye çıkışı faiz oranlarını yükseltecek, genişleme dönemlerinde ise sermaye girişi faiz oranlarının düşmesine yol açacaktır. Bu açıdan faiz oranları konjonktür karşıtı olup, öncü bir göstergedir.

⁵Burada belirtmeliyiz ki Arthur Okun’un orijinal çalışmasında (“Potential GNP: Its Measurement and Significance”) *Okun katsayısı* 2 değil 3’tür. Ancak günümüzdeki kaynakların neredeyse tamamı doğru katsayının 2’ye yakın olduğunu belirtmektedir (Abel vd., 2013, s. 94; Dornbusch vd., 2011, s. 166; Hubbard, O’Brien, & Rafferty, 2011, s. 284).

1.4.3.Beklentiler

Hane halklarının geleceğe dair beklentilerini ölçmede kullanılan en yaygın yöntem *tüketici güven endeksi* adı verilen ve tüketicilerin kişisel mali durumları ve ekonominin genel gidişatına ilişkin mevcut durum değerlendirmeleri ve gelecek dönem beklentileri ile yakın gelecekteki harcama ve tasarruf eğilimlerinin ölçmeyi amaçlayan bir göstergedir. Beklentilerin iktisadi birimlerin karar alma sürecinde önemli bir rol oynaması, tüketim ve yatırım kararlarını etkilemesi dolayısıyla tüketici güven endeksi yakından izlenilen bir ekonomik göstergedir.

Tüketici güven endeksi güçlü bir konjonktür yönlü değişken olup aynı zamanda öncü bir iktisadi göstergedir. Ancak tüketici güven endeksi, GSYİH'ye göre oldukça oynak olması dolayısıyla konjonktür dalgalarının dönüm noktaları konusunda çoğu kez yanlış bilgi verir (Knoop, 2015, s. 28).

1.4.4.Kapasite kullanım oranı

Sermayenin istihdam oranı da denilen kapasite kullanım oranı fiili hasıla oranının sürdürülebilir maksimum hasıla düzeyine oranıdır ve bu anlamda konjonktür hareketlerinin önemli bir göstergesidir (Corrado & Matthey, 1997, s. 151). Kapasite kullanım oranı açık bir şekilde konjonktür yönlü bir değişkendir. Kapasite kullanım oranı ekonominin genişleme dönemlerinde artarken, daralma dönemlerinde ise düşer. Ayrıca kapasite kullanım oranı genişleme dönemi başlamadan önce artmaya başlarken, ekonomik daralma dönemlerinde daralma başladıktan sonra düşmeye başlar. Başka bir ifadeyle kapasite kullanım oranı ekonomi zirve noktasına doğru harekete başladığında firmaların büyük miktarlarda sermaye yatırımları yapmaları nedeniyle öncü bir göstergeyken, ekonomi dip noktasına doğru harekete başladığında firmaların öncelikle envanterlerini azaltmaları sonrasında ise yeni yatırım projelerini olabildiğince geciktirmeleri nedeniyle gecikmeli bir gösterge halini almaktadır (Knoop, 2015, s. 25).

1.4.5.Borsa fiyat endeksi

Borsa fiyat endeksi en kolay izlenebilen öncü göstergelerdendir. Bu endeks konjonktür yönlü hareket etmekle birlikte gayrisafi yurtiçi hasılaya (GSYİH) kıyasla daha fazla oynaklık gösterir. Borsada yapılan işlemler büyük ölçüde beklentilere dayandığı için

ekonominin gidişatına yönelik belirsizliklerin arttığı dönemlerde risk primleri de artacağı için endeksin volatilitesi artacaktır

1.4.6.Verimlilik

İşgücü başına çıktı olarak tanımlayabileceğimiz verimliliğin artması bir ülkenin vatandaşlarının yaşam standartlarını uzun dönemde artırabilmesinin birincil yoludur. Ancak kısa dönemde hasıla ve verimlilik ilişkisi çok açık değildir.

1.4.7.Para Arzı

Dolaşımdaki para miktarı ile vadesiz mevduatların toplamından oluşan M1 en yaygın kullanılan para arzı göstergesidir⁶. M1 güçlü bir konjunktür yönlü değişken olup, aynı zamanda öncü bir göstergedir. M1 para arzı miktarı tamamen olmasa da büyük ölçüde Merkez Bankaları tarafından belirlenir. Bu noktada karşımıza çıkan kritik soru para arzındaki değişikliklerin mi hasılda değişikliğe yol açtığı yoksa hasıladaki değişikliklerin mi para arzında değişikliğe yol açtığıdır. Bu soru konjunktür teorileri başlığı altında daha detaylı tartışılacaktır.

1.4.8.Reel Ücretler

Ücret, işçiler tarafından arz edilecek ve firmalar tarafından talep edilecek emeğin en temel belirleyicisi olması dolayısıyla konjunktürel dalgalanmalar literatüründe oldukça önemli bir değişkendir. Ücretlerin farklı ekonomik koşullara duyarlılığının zayıf olması durumu ise *ücret katılığı* olarak ifade edilmektedir. Ücret katılığı işgücü piyasası dinamiklerini etkileyen önemli bir unsurdur. Ücretlerin, işgücü piyasasını dengede tutan ücret seviyesinin üzerinde olduğu ve katılık nedeniyle bu seviyeye yakınsama eğilimi göstermemesi işsizliğin artmasına neden olabilecektir. Bütün bu nedenlerden dolayı, ücretlerin iktisadi faaliyete ne derece duyarlı olduğu bilgisi büyük önem arz etmektedir. Ancak, reel ücretlerin konjunktürel dalgalanmalarda nasıl hareket ettiği iktisatçılar

⁶En temel para arzı göstergesi olan M1 dolaşımdaki para miktarı ile vadesiz mevduatın toplamından oluşurken, ampirik literatürde sıklıkla M1 ile vadeli mevduatın toplamından oluşan M2 değişkeni kullanılır. Son olarak, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından hesaplanan M3 geniş para arzı ise M2'ye repo ve ihraç edilen menkul kıymetlerin eklenmesiyle hesaplanır (TCMB, 2019, s. 2).

arasında tartışmalı bir konudur. Bir kısım çalışmalarda reel ücretlerin konjonktür yönlü olduğu öne sürülürken (Solon, Barsky, & Parker, 1994), bir kısım çalışmalarda konjonktür karşıtı hareket ettiği ortaya konulmakta ve yine bir kısım çalışmalarda ise reel ücretlerin konjonktürle ilişkisinin olmadığı öne sürülmektedir (Devereux, 2001). Yapılan çalışmalarda kullanılan ekonometrik yöntemlerin, toplulaştırma düzeyinin, modellerin ve incelenen ülkelerin farklılık göstermesi elde edilen çelişkili sonuçların gerekçesi olarak gösterilebilir.

1.5. Konjonktür Dalgalarının Ayırt Edici Özellikleri

Konjonktür dalgalarının temel yapısını daha iyi anlamak için konjonktür dalgaları konusundaki Amerika Birleşik Devletleri ve uluslararası diğer çalışmalardan hareketle konjonktür dalgalarıyla ilgili genel kabul gören bazı gerçekleri (stylized facts)⁷ aşağıdaki gibi sıralayabiliriz (Knoop, 2015, ss. 18–24; Romer, 2012, ss. 189–193; Spencer, 1977, ss. 141–142):

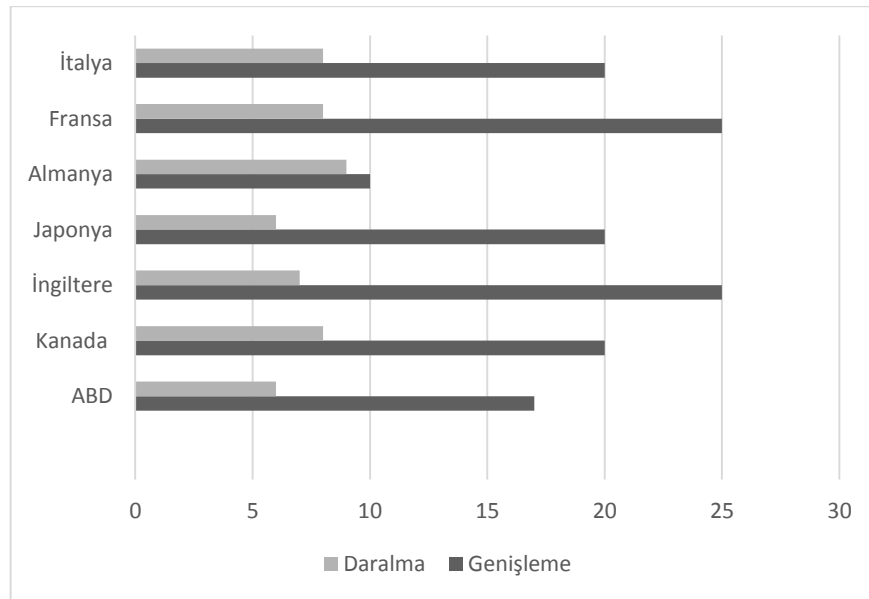
- *Konjonktür dalgaları döngüsel değildir.* Her ne kadar konjonktür dalgaları tabiri daralma ve genişlemelerin düzenli ve tahmin edilebilir bir patika izlediğini izlenimini uyandırır da bu doğru değildir. Tersine, konjonktür dalgaları zaman boyunca büyüklük ve süre açısından ciddi ölçüde farklılaşmaktadır. Amerika Birleşik Devletleri’nde en kısa süreli daralma 1980-1981 yıllarında gerçekleşmiş ve 6 ay sürmüştür, sonrasında ise en kısa süreli genişleme gerçekleşmiş ve 12 ay sürmüştür. En uzun daralma 1933-1937 yılları arasında 43 ay sürmüştür iken, en uzun genişleme ise 1991 yılından 2001 yılına kadar 121 ay sürmüştür. Bahsedilen en kısa ve en uzun daralma ve genişlemeler arasında farklı uzunluklarda çok sayıda konjonktür dalgası mevcuttur.⁸ Dolayısıyla, bir önceki konjonktür dalgasının uzunluğu bir sonraki konjonktür dalgası uzunluğu hakkında fikir vermemektedir. İlave olarak belirtebiliriz ki konjonktür dalgalarının

⁷İlk olarak Macar ekonomist Nicholas Kaldor tarafından kullanılan genel kabul gören gerçekler (stylized facts) kavramı herkes tarafından genel kabul gören ampirik gözlemleri ifade etmektedir. Kaldor 1961 tarihinde yayımlanan “Capital Accumulation and Economic Growth” başlıklı makalesinde büyüme modelinin kökenini oluşturan şu 6 ampirik gözlemi sıralamış ve bu gözlemleri genel kabul gören gerçekler olarak adlandırmıştır: Kişi başına sermaye sürekli artmaktadır, sermayenin getiri oranı istikrarlıdır, sermaye/hasıla katsayısı istikrarlıdır, uzun dönemde sermaye ile emek arasındaki gelir bölüşümü istikrarlıdır, uzun dönemde çeşitli ülkelerde üretkenlik, farklı oranlarda artmaktadır.

⁸Amerika’da 1920 yılında kurulan NBER’e (Ulusal Ekonomik Araştırmalar Bürosu) bağlı “Konjonktür Dalgaları Tarihi Tespit Komisyonu” tarafından 1929 yılından beri Amerikan Konjonktür Dalgalarının tarihlerini yayınlamaktadır. Amerikan konjonktür dalgalarının süresi ve derinliği hakkında ayrıntılı bilgi için bkz. Ek-1.

hasıla üzerindeki etkisi de büyük ölçüde farklılaşmaktadır. Örneğin ABD’de Büyük Bunalım döneminde hasıla %27 azalırken, 2001 daralmasında sadece %0,3 azalmıştır. Türkiye’deki konjonktür dalgalarının karakteristik yapısı da benzer bir durum sergilemektedir.⁹ Türkiye’de, 1988 sonrası dönemde en kısa daralma 1994:2-1995:1 döneminde olmak üzere 7 ay sürerken, en uzun daralma 1998:8-1999:10 döneminde olmak üzere 14 ay sürmüştür; en kısa genişleme 1999:11-2001:1 döneminde 14 ay sürerken, en uzun genişleme 1989:5 -1994:1 döneminde 56 ay sürmüştür. Daralmaların ortalama uzunluğu 10 ay iken, genişlemelerin ortalama uzunluğu 38 ay olarak tespit edilmiştir (Tastan & Yildirim, 2008, s. 326).

- *İş çevrimleri simetrik değildir.* Örneğin Amerika Birleşik Devletleri’nde ortalama genişleme süresi 39 ay iken, ortalama daralma süresi 18 aydır. Dolayısıyla, genişleme süresi daralma süresinin yaklaşık iki katıdır. Bununla birlikte, daralma döneminde hasıladaki değişiklikler genişleme döneminde hasıladaki değişikliklerden çok daha büyük olma eğilimindedir. ABD ekonomisi için geçerli olan bu asimetriklik uluslararası düzeyde de geçerlidir. Şekil 1.2 seçilmiş ülkeler için ortalama daralma ve genişleme sürelerini göstermektedir. Şekil incelendiğinde analize konu olan bütün ülkelerde genişlemeler daralmalardan kayda değer bir şekilde daha uzun sürmektedir. Ele alınan ülkelerde daralma uzunlukları açısından çok yüksek bir benzerlik göze çarparken, genişleme süreleri nispeten daha fazla farklılaşmaktadır.

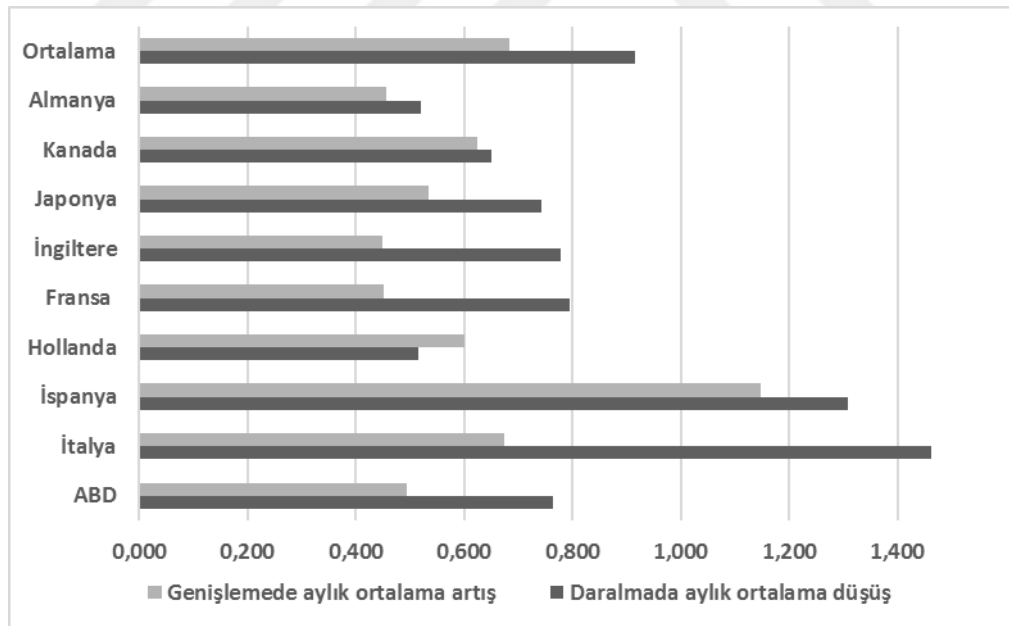


Şekil 1.2. Ortalama Daralma ve Genişleme Süreleri (çeyrek)

⁹Konjonktür dalgaları konusunda Türkiye’de çalışma yapan resmi bir kurum olmadığı için konjonktür dalgalarının tarihleri konusunda elimizde kaynak olarak sadece sınırlı sayıda birkaç makale vardır.

Kaynak: Chauvet ve Yu (2006) verileri kullanılarak yazar tarafından oluşturulmuştur.

İş çevrimlerinin asimetrik olduğunu ortalama daralma ve genişleme sürelerine ek olarak daralma ve genişlemelerin sanayi üretimindeki aylık etkilerine bakılarak da ortaya konulabilir. Bu kapsamda, ABD’de daralma sürecinde sanayi üretimi aylık ortalama %0,763 azalırken, genişleme sürecinde %0,493 artmakta; Almanya’da daralma sürecinde sanayi üretimi aylık ortalama %0,519 azalırken, genişleme sürecinde %0,456 artmakta; İtalya’da daralma sürecinde sanayi üretimi aylık ortalama %1,462 azalırken; genişleme sürecinde %0,673 artmaktadır. OECD üyesi 12 ülkenin ortalamasına baktığımızda ise, sanayi üretimi daralma sürecinde aylık ortalama %0,9 azalırken, genişleme sürecinde aylık ortalama %0,7 artmaktadır. Şekil 1.3’te de görüleceği üzere, daralmalar karakteristik olarak hasıla üzerinde daha büyük etki yapmaktadır. Genel bir kural olarak belirtebiliriz ki daralmalar daha kısa olmakla birlikte hasıla üzerinde daha büyük etkilere sahip iken; genişlemeler daha uzun olmakla birlikte hasıla üzerinde daha düşük artışlara yol açmaktadır (Michael John Artis vd., 1997, ss. 256–257).



Şekil 1.3. Konjonktürel Dalgalanmalarda Sanayi Üretimindeki Aylık Yüzde Değişimler
Kaynak: Artis vd. (1997) verileri kullanılarak yazar tarafından oluşturulmuştur.

- *Konjonktür dalgaları zaman içerisinde değişmektedir.* Yeni ve güvenilir veriler iktisatçılara konjonktür dalgalarının daha açık bir resmini sunmaktadır ve bu yeni veriler II. Dünya Savaşı sonrası daralmaların özellikle süreleri bakımından daha ılımlı bir hale geldiğini göstermektedir.

- *Konjonktür dalgaları fakir ülkelerde zengin ülkelere göre daha büyük ve daha siktir.* Fakir ülkelerde hasılanın volatilitesi zengin ülkelere göre iki kattan daha fazladır. Tablo 1.1 seçilmiş ülke ve ülke grupları için konjonktür dalgalarının verilerini sunmaktadır. Tablo 1.1’de görüleceği gibi 12 Latin Amerika ülkesinde, 8 Asya ülkesinde, 12 OECD üyesi ülkede ve Türkiye’de daralmaların süresi birbirlerine benzemektedir. Genişleme süreleri ise, ülke gruplarına göre oldukça farklılık arz etmektedir. Türkiye’de ortalama genişleme süresi yaklaşık 12 çeyrek, 12 Latin Amerika ülkesinde 16 çeyrek, 8 Asya ülkesinde yaklaşık 21 çeyrek ve gelişmiş ekonomilerden oluşan 12 OECD ülkesinde ise yaklaşık 24 çeyrek sürmektedir. Ülke ve ülke gruplarının genişleme süreleri arasındaki bu farklılık aynı zamanda zengin ülkelerde daralmanın fakir ülkelere göre daha nadir olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, Latin Amerika ülkelerindeki daralmaların şiddeti OECD ülkelerinin yaklaşık 2,8 katı iken, Asya ülkelerindeki daralmaların şiddeti 3,3 ve Türkiye’deki daralmaların şiddeti ise OECD ülkelerinin yaklaşık 3.5 katıdır.

Tablo 1.1. Seçilmiş Ülke ve Ülke Gruplarının Konjonktür Dalgaları

	Ortalama Süre (çeyrek)		Ortalama Derinlik	
	Daralma	Genişleme	Daralma	Genişleme
Latin Amerika (12)	3,5	16	-6,2	21,3
Asya (8)	4,2	21,3	-7,4	41,6
OECD (12)	3,6	23,8	-2,2	20,2
Türkiye	3	11,8	-7,8	20,9

Kaynak: Calderón ve Fuentes (2010, s. 11)

Sonuç olarak belirtebiliriz ki gelişme süreci ile paralel olarak daralmaların süresi azalırken şiddeti düşmekte, bununla birlikte genişlemelerin süresi de artmaktadır ve konjonktür dalgalarının volatilitesi de azalmaktadır.

- *Konjonktür dalgaları iş gücü piyasasındaki değişikliklerle ilişkilidir.* İşsizlik güçlü biçimde konjonktür karşıtı hareket etmektedir ve durgunluk ya da bunalım dönemlerinde istihdamdaki değişim üretimin diğer girdilerindeki değişimden çok daha büyüktür. Uzun dönemde, sermaye stokundaki artışlar kişi başı gayri safi yurtiçi hasıladaki artışın yaklaşık üçte birini oluştururken, verimlilik artışları ise kalan üçte ikilik kısmı oluşturur. İstihdam ve nüfus yaklaşık olarak aynı oranda arttıkları için, istihdamdaki değişim uzun dönem kişi başı gayrisafi yurtiçi hasıladaki değişimin

oldukça küçük bir kısmını açıklar. Bununla birlikte, konjonktürel dalgalanmalarda - hasılanın trend değerinden farklı arttığı zamanlarda- biraz önce anlattığımız işleyiş tam tersine dönmektedir. Sermaye stoku kısa dönemde sabit olduğu için konjonktürel dalgalanmalarda çok az değişmekte ve dolayısıyla dalgalanmalar boyunca hasıladaki değişikliklere çok az miktarda katkıda bulunmaktadır. Diğer taraftan verimlilikteki değişimler konjonktürel değişimlerin üçte birini oluştururken, istihdamdaki değişimler kişi başı hasıladaki konjonktürel değişimlerin üçte ikilik kısmını oluşturmaktadır. Diğer bir deyişle, istihdamdaki değişimler daralma ve genişlemeler boyunca hasıladaki değişimlerin oldukça büyük bir kısmını oluşturmaktadır. Bu açıdan bakıldığında konjonktür dalgalarını açıklamaya yönelik teorilerin işgücü piyasasının konjonktür davranışına önem atfetmesi gerekmektedir.

- *GSYİH'nin bileşenleri GSYİH'nin kendisinden oldukça farklı bir davranış sergilemektedirler.* Diğer bir deyişle, GSYİH bileşenleri konjonktür dalgaları boyunca büyük ölçüde farklılaşmaktadırlar. GSYİH'nin bileşenlerini tüketim, yatırım, hükümet harcamaları ve net ihracat olarak sıralayabiliriz. Bu bileşenler içerisinde yatırım, dayanıklı tüketim harcamaları ve net ihracat kalemleri oldukça oynak olup konjonktür dalgaları boyunca GSYİH'den daha fazla değişmekte iken, dayanıklı olmayan tüketim harcamaları ve hükümet harcamaları ise nispeten daha stabil ve konjonktür dalgaları boyunca GSYİH'den daha az değişmektedir.

Tablo 1.2 GSYİH'nin bileşenlerini ve bu bileşenlerin GSYİH katkıları ile daralma dönemlerinde ortalama değişimlerini sunmaktadır. Tüketim harcamaları dayanıksız tüketim (yiyecek, giyim...vs), dayanıklı tüketim (ev eşyası, araba...vs) ve hizmetlerden oluşmaktadır. Hem dayanıksız tüketim harcamaları hem de hizmetler hasılanın önemli bir bölümünü oluşturmalarına rağmen (yaklaşık %56), daralma dönemlerinde hasıladaki düşüşün küçük bir kısmına (yaklaşık %20) sebep olmakta ve dolayısıyla hasılanın kendisinden daha istikrarlı bir durum arz etmektedirler. Dayanıklı tüketim harcamaları ise güçlü bir aynı yönlü çevrimsel değişken olup, hasıladan daha oynak ama aynı zamanda genel ekonomik gidişatla uyumlu bir değişkendir.

Konut yatırımları, konut-dışı sabit yatırımlar ve stok yatırımları olmak üzere üç bileşenden oluşan yatırımlar, bir bütün olarak aynı yönlü çevrimsel bir değişken ve öncü gösterge olup, hasıladan yaklaşık 3,5 kat daha oynaktır. Tablo 1.2'de de görüleceği gibi

yatırımların her bir bileşeni hasıladaki paylarından oldukça daha fazla oranda oynak olup, daralma dönemlerinde hasıladaki düşüşlerin yaklaşık %76'sı sadece yatırımlardan kaynaklanmaktadır. Yatırım bileşenleri arasında stok yatırımlarının hasıladaki payı %1 bile değilken, daralma dönemlerinde hasıladaki değişimlerin yaklaşık %45'ini açıklaması oldukça çarpıcıdır. Bu açıdan stok yatırımları konjonktür dalgalarının dönüm noktalarını göstermesi açısından öncü bir göstergedir.

Tablo 1.2. GSYİH Bileşenlerinin Davranışı

GDP'nin Bileşenleri	Hasıladaki Payı (%)	Durgunluk Dönemlerinde Hasıladaki Ortalama Düşüşü (%)
Tüketim		
Dayanıklı	8,9	14,6
Dayanıksız	20,6	9,7
Hizmetler	35,2	10,9
Yatırım		
Konut Yatırımları	4,7	10,5
Konut-dışı Sabit Yatırım	10,7	21
Stok Yatırımları	0,6	44,8
Net İhracat	-1,0	-12,7
Hükümet Harcamaları	20,2	1,3

Kaynak: Romer (2012, s. 191)

Hükümet harcamaları, hükümetin mal ve hizmet satın alımları için yapmış olduğu harcamaları göstermekte olup, hükümetin farklı amaçlarla yapmış olduğu transfer harcamalarını kapsamamaktadır. Tablo 1.2'de de görüleceği üzere, hükümet harcamaları çevrimsel olmayan bir değişkendir.

Son olarak, ihracat ile ithalat arasındaki fark olan net ihracat Amerika Birleşik Devletleri'nin 1980'lerin ortalarından itibaren sürekli dış ticaret açığı vermesi nedeniyle hasılanın eksi bir oranı olarak Tablo 1.2'de yer almaktadır. Net ihracat kalemi daralma dönemlerinde düşme eğiliminde olması dolayısıyla nispeten karşı yönlü çevrimsel bir değişkendir. Bu ise durgunluk dönemlerinde döviz kurunun düşmesi nedeniyle ihracat pahalı hale gelmesi, ithalatın ise ucuzlamasından kaynaklanmaktadır. Net ihracat kalemi oynak olmakla birlikte, hasılanın dip ve zirve noktalarını göstermesi açısından güvenilir bir gösterge değildir.

1.6.Konjonktür Dalgalarının Elde Edilmesi

Makroekonomik bir serinin, o seriyi oluşturan uzun dönem (trend) ve kısa dönem (konjonktür) bileşenlerine ayrılması iktisatçıların Burns ve Mitchell'dan (1946) beri üzerinde çalıştıkları konular arasındadır. Filtre yöntemleri konjonktür dalgalarının ortaya çıkarılmasına, hasıla açığının hesaplanmasına, Philips eğrisinin ve Okun yasasının ampirik olarak test edilebilmesine imkân vermektedir. Literatürde konjonktür bileşeninin elde edilmesi için kullanılan çok farklı yöntemler bulunmaktadır. Bu yöntemler genel olarak NBER dönüm noktası analizi, parametrik yöntemler ve parametrik olmayan yöntemler olarak üçe ayrılabilir (Massmann & Mitchell, 2005, ss. 281–284).

NBER dönüm noktası analizi zaman serilerini trendden ayırtırmadan konjonktür dalgalarının dip ve zirve noktalarının tespitini içerir. Zaman serisinin trendden ayırtırılmaması nedeniyle konjonktür dalgaları elde edilemeyeceği için bu yöntem konjonktür dalgalarının kullanıldığı regresyon modellerinde faydalı olamamaktadır.

Parametrik yöntemler ise, serilerin ağırlıklandırılmış ortalamasını trend olarak tanımlamaktadır. Doğrusal trendden ayırıştırma, gözlemlenemeyen bileşen (UC-unobsorved component) ve Beveridge-Nelson (BN) ayırıştırması, literatürde en sık kullanılan parametrik yöntemlerdir. Gözlemlenemeyen bileşen yönteminde oldukça yumuşak bir trend ile derin ve kalıcı bir konjonktür bileşeni elde edilirken, Beveridge-Nelson ayırıştırmasında GSYİH'deki oynaklığın büyük kısmı trend bileşeninden kaynaklanır, konjonktür bileşeni oldukça küçüktür. Morley, Nelson ve Zivot (2003, s. 235) parametrik metotların oldukça farklı konjonktür hareketleri elde ettiğini ortaya koymuştur. Perron ve Wada'ya (2009, s. 750) göre parametrik metotların oldukça farklı konjonktür hareketleri elde etmesinin nedeni trendin eğimindeki değişimin hesaba katılmamasıdır. Yazarlar, trendin eğimindeki değişimi parametrik yöntemlere ekleyerek konjonktür bileşenlerini tahmin ettiklerinde her iki yöntemin de aynı sonucu verdiğini ortaya koymuşlardır (Perron & Wada, 2009, s. 764). Parametrik metotlar, trendin eğiminde değişim olması durumunda, trend ve konjonktür bileşenini doğru şekilde ayırtıramadığı için literatürde sık kullanılmamaktadır.

Parametrik olmayan yöntemler, parametrik ve parametrik olmayan yöntemlerin birleştirilmesiyle oluşan karma yöntemlerdir. Bu yöntemlerde trend parametrik bir

şekilde elde edilirken, trendin düzleştirilmesi ise parametrik olmayan yöntemlerle gerçekleştirilir. Literatürde en sık kullanılan parametrik olmayan yöntemler Hodrick-Prescott, Baxter-King, Christiano-Fitzgerald ve Corbae-Ouliaris filtreleridir.¹⁰

1.6.1.Hodrick-Prescott Filtresi

Hodrick-Prescott filtresi (HP) tek değişkenli bir filtreleme yöntemi olup, basit bir düzleştirme (smoothing) prosedürüne dayanmaktadır (Hodrick & Prescott, 1980, 1997)¹¹. Kullanım kolaylığı nedeniyle literatürde en iyi bilinen ve en yaygın kullanılan filtreleme yöntemidir. HP filtresi GSYİH serisini uzun dönem trend değeri ve konjonktür bileşenine ayırtmak için geliştirilmiş olsa da herhangi bir seriyi düz (smooth) ve oynak (volatile) iki bileşene dönüştürmek amaçlı kullanılabilir (Weron & Zator, 2015, s. 2). Makroekonomik açıdan, serinin yumuşak kısmı uzun dönem büyümeye karşılık gelirken, oynak kısmı ise konjonktür dalgalarını temsil eder. HP filtresinin nasıl işlediğini ortaya koymak için y ve y^n terimlerinin sırasıyla gözlemlenen ve potansiyel GSYİH olduğunu varsayalım. Bu durumda konjonktür dalgalarını:

$$y^c = y - y^n \quad (1.2)$$

formülü ile ifade edebiliriz. 1.2 numaralı denklemi tahmin etmekteki zorluk gözlemlenmeyen bir değişken olan y^n 'den (potansiyel GSYİH, uzun dönem trend) kaynaklanmaktadır. HP filtresi 1.3 numaralı denklemin minimize edilmesi ile elde edilir (Hodrick & Prescott, 1997, s. 3)

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^n)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} [(y_{t+1}^n - y_t^n) - (y_t^n - y_{t-1}^n)]^2 \quad (1.3)$$

Yukarıdaki eşitlikte y_t orijinal seri, y_t^n serinin trend bileşeni ve λ ise trenddeki oynaklığı cezalandıran düzeltme parametresidir. Eşitlikteki ilk terim hasılanın trend değerinden sapmasının karelerinin toplamını ifade ederken, ikinci terim trendin ikinci

¹⁰Literatürde parametrik olmayan filtreleme yöntemlerinden hangisinin daha yaygın olduğu Google Scholar taramasıyla kolayca anlaşılabilir. 2018 yılı itibarıyla Hodrick-Prescott (1997) filtresi 8539, Baxter-King filtresi (1995) 3565, Christiano-Fitzgerald filtresi (2003) 1863 ve Corbae-Ouliaris (2006) filtresi ise 82 atıf almıştır.

¹¹Burada belirtmeliyiz ki HP filtresi Hodrick ve Prescott ile popülerlik kazansa da ilk olarak İngiliz matematikçi Edmund Taylor Whittaker'ın 1923 tarihli "*On a new method of graduations*" başlıklı çalışmasında öne sürülmüştür.

farkının karelerinin toplamını ifade etmektedir. 1.3 numaralı minimizasyon problemindeki λ parametresinin değeri büyüdükçe düzeltme faktörü büyüyecek ve daha düz bir trend elde edilecek, küçüldükçe trend serisi gözlemlenen seriye yaklaşacaktır (Massmann, Mitchell, & Weale, 2003, s. 100).

Hodrick ve Prescott düzeltme parametresi olarak yıllık frekanslı verilerde 100, çeyreklik frekanslı verilerde 1600 ve aylık frekanslı verilerde 14400 değerini önermişlerdir. Hodrick ve Prescott'un da önerisi doğrultusunda çeyreklik verilerde λ değerinin 1600 alınması konusunda literatürde bir uzlaşma mevcuttur. Ancak diğer frekans düzeylerinde (örneğin aylık veya yıllık) λ değerinin ne olması gerektiği konusunda genel bir kabul bulunmamaktadır. Backus ve Kehoe (1992) yıllık verilerde düzeltme faktörü olarak 100 değerini alırken, Correia, Neves & Rebelo (1992) ve Cooley ve Ohanian (1991) 400 değerini önermişlerdir. Ravn ve Uhlig (2002) ise standart λ değeri olan 1600'ün serilerin frekansının dördüncü kuvvetine bölünerek uyarlanması gerektiğini belirtmiştir.¹²

HP yönteminin en önemli avantajı uygulama kolaylığı ve çok az veriye ihtiyaç duymasıdır. Bu nedenle HP filtresi literatürde halen yaygın olarak tercih edilen bir yöntemdir.¹³ Literatürde HP filtresinin kullanımına yönelik olarak bazı eleştiriler (Canova, 1994; Cogley & Nason, 1995; Harvey & Jaeger, 1993; King & Rebelo, 1993a; Söderlind, 1994) de mevcuttur. Bu eleştiriler iki başlık altında toplanabilir. Birincisi, filtredeki λ değerinin belirlenmesindeki zorluktur (Saxena & Cerra, 2000, s. 4). Mekanik bir şekilde HP filtresi kullanılması sonucu sahte konjonktür dalgaları üretilebilir. İkincisi ise, tüm iki yanlı filtre yöntemlerinde olduğu gibi HP filtresinde de dönem sonu yanlılık problemi bulunmasıdır. Bu problem özellikle tahminin öngörü amaçlı kullanılması durumunda ortaya çıkmakta ve ilave gözlemler geldikçe farklı tahminler elde edilebilmektedir (Serju, 2007, s. 3). Dönem sonu yanlılık problemini gidermenin bir çözümü serilerin ileri doğru tahmin edildikten sonra filtrelemeye tabi tutulmasıdır (Billmeier, 2014b, s. 9). Diğer yandan, Ravn ve Uhlig'e göre (2002, s.

¹²Bu durumda, Ravn ve Uhlig'e göre çeyreklik verilerde λ değeri $1600/4^4=6,25$ olacaktır. Bu değer Baxter ve King (1999) tarafından çeyreklik seriler için önerilen 10 değerine de oldukça yakındır.

¹³ HP filtresi ile ilgili güncel bazı çalışmalar için bkz. Acaroğlu, 2018; Cohen, Jalles, Loungani, & Marto, 2018; Lagesh, Srikanth, & Acharya, 2018; Lin vd., 2018; Njegić, Živkov, & Damnjanović, 2017; Njindan Iyke, 2018; Smeral, 2018.

371), yeni filtreleme yöntemleri geliştirilse de, HP filtresi standart bir trend ayırıştırma yöntemi olarak varlığını sürdürmeye devam edecektir.

1.6.2.Baxter-King Filtresi

Makroekonomik serilerin konjonktür bileşenini ayıklamak için yaygın olarak kullanılan bir diğer yöntem Baxter-King (1999) filtresidir. Baxter-King (BK) filtresi simetrik ve sabit gecikmeli bir bant geçiş filtresi olup, serideki konjonktürel dalgalanmaları ekonomik teori temelinde bir frekans bandında ayıklayarak trend ve konjonktürel bileşenlerine dönüştürür. Dönüştürme işlemi için konjonktür hareketlerinin alt ve üst limitleri belirlenmekte ve bu frekans aralıkları dışında kalan bileşenler çıkarılmaktadır.

BP filtresi aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Baxter & King, 1999, s. 578):

$$\hat{u}_n = \sum_{j=-K}^K \hat{b}_j y_{n-j} \quad (1.4)$$

Yukarıdaki eşitlikte u_n konjonktür bileşenini, y_n orijinal seriyi, K simetrik öncül (lead) ve gecikme (lag) değerlerini ve b_j ise filtre frekansına bağlı olarak değişen katsayıları göstermektedir. Konjonktür dalgalarının temel özelliklerinin yakalanması için Baxter ve King çeyreklik verilerde öncül ve gecikme değerlerinin 12, yıllık verilerde ise 3 alınmasını önermiştir (Gençay, Selçuk, & Whitcher, 2002, s. 47). BP filtresinde döngü frekansları ise 6 ve 32 çeyrek olarak belirlenmiştir (Hansen & Ohanian, 2016, s. 2047). Bu değerler Burns ve Mitchell'in konjonktür dalgaları tanımındaki 1 ile 10 yıl arası (veya 12) ifadesi ile de yakınlık göstermektedir.

BP filtresi simetrik olması nedeniyle faz kaymaları oluşturmaz. Ayrıca, sonlu bir uzunluğa sahip olması ve zamana göre değişmemesi (time-invariant) nedeniyle durağan seriler üretir (Murray, 2003, ss. 472–473). Bu özelliklerinden dolayı BP filtresi literatürde farklı amaçlarla birçok çalışmada kullanılmıştır.¹⁴ Diğer yandan, filtrenin en önemli dezavantajı ise ağırlıklı hareketli ortalama hesaplaması için eşit sayıda geçmiş

¹⁴ BP filtresi ile ilgili güncel bazı çalışmalar için bkz. Borio vd., 2016; Cagé & Gadenne, 2018; Gupta & Goyal, 2015; Huang & Lin, 2016; Ibrahim & Alagidede, 2017; Lin vd., 2018; Marczak & Gómez, 2015; Umulisa & Habimana, 2018.

ve gelecek dönem değerlerine ihtiyaç duyması nedeniyle toplamda $2K$ (K öncül ve K gecikme) kadar gözlem kaybına neden olmasıdır (Álvarez & Cabrero, 2010, s. 81).

1.6.3.Christiano-Fitzgerald Filtresi

Christiano-Fitzgerald (CF) filtresi asimetrik bir filtre olup konjonktür hareketleri için bir “yaşam dönemi” varsayıp, bu hareketlerin tesadüfi yürüyüş sürecinden çıkarılmasına dayanmaktadır (Christiano & Fitzgerald, 2003). Doğrusal bir filtreleme yöntemi olan CF filtresi, orijinal serinin tesadüfi yürüyüş modeli izlediği varsayımı altında konjonktür hareketlerinin bir bant içinde kalan değerlerinin hareketli ortalamasının alınması şeklinde işlemektedir. Bu yöntemde her gözlem için öncü ve gecikmeli değerlerin ağırlıkları değişebildiğinden BP filtresindeki gözlem kaybı sorunu yaşanmaz.

CF filtresi aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$c_t = \beta_0 y_t + \beta_1 y_{t+1} + \dots + \beta_{T-1-t} y_{T-1} + \tilde{\beta}_{T-1} y_T + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{t-2} y_2 + \tilde{\beta}_{t-1} y_1 \quad (1.5)$$

$$\beta_j = \frac{\sin(jb) - \sin(ja)}{\pi j}, j \geq 1 \quad (1.6)$$

$$\beta_0 = \frac{b-a}{\pi}, a = \frac{2\pi}{p_u}, b = \frac{2\pi}{p_l} \quad (1.7)$$

$$\tilde{\beta}_k = -\frac{1}{2} \beta_0 - \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \quad (1.8)$$

Yukarıdaki eşitlikte p_u ve p_l en kısa ve en uzun konjonktür aralığını göstermektedir. p_l 'den uzun ve p_u 'dan kısa konjonktür dalgaları elde edilmektedir.

1.6.4.Corbae-Ouliaris Filtresi

Corbae ve Ouliaris (2006) serinin durağanlık durumunun bilinmesine gerek kalmadan, hem durağan hem de durağan olmayan durumda konjonktür hareketini elde eden frekansa bağlı bir filtre önermektedir. Corbae ve Ouliaris (2006) frekansa bağlı filtreleme tekniğinde zaman boyutu arttıkça konjonktür hareketinin değişmesinin, tahmin edilen konjonktür hareketinin gerçek durumuna yaklaşması anlamına geldiğini ortaya koymaktadır. Corbae-Ouliaris (CO) filtresi, Burns ve Mitchell'a (1946) paralel

olarak 6-32 çeyrek arası dalgalanmaları konjonktür dalgaları olarak kabul edilerek, bu düzeyden daha yüksek veya düşük frekansları dikkate alınmaz.

X_t 'nin $I(1)$ süreci izlediğini ve v_t 'nin $\Delta X_t = v_t$ olup Wold özelliği gösterdiğini varsayalım. v_t 'nin spektral yoğunluğu tüm λ 'lar için $f_{vv}(\lambda) = 0$ olacaktır. $\lambda \neq 0$ için X_t 'nin kesikli Fourier dönüşümü aşağıdaki gibi yazılabilir (Igan, Kabundi, Nadal De Simone, Pinheiro, & Tamirisa, 2010, s. 9):

$$w_X(\lambda_s) = \frac{1}{1 - e^{i\lambda_s}} w_v(\lambda_s) - \frac{e^{i\lambda_s}}{1 - e^{i\lambda_s}} \frac{(X_n - X_0)}{n^{1/2}} \quad (1.9)$$

Yukarıdaki eşitlikte $\lambda_s = \frac{2\pi s}{n}$ olup, $s = 0, 1, \dots, n-1$ temel frekanslardır. 1.9 nolu eşitlikteki ikinci terim Fourier dönüşümün temel frekanslar boyunca asimptotik olarak bağımsız olmamasını sağlar çünkü ikinci terim frekans bölgesinde tesadüfi $\frac{(X_n - X_0)}{n^{1/2}}$ katsayısı ile deterministik trende sahiptir.

CO filtresinin HP ve BP filtrelerine göre bazı avantajları vardır (Felipe & Lanza, 2018, s. 7). Birincisi, CO filtresi hem stokastik hem de deterministik trendleri dikkate alır. İkincisi, CO filtresinde dönem sonu yanlılık sorunu bulunmaz. Üçüncüsü ise, CO filtreleme yönteminde konjonktür dalgalarının alt ve üst frekansları haricinde herhangi bir parametre değeri bilinmesini gerekmez.

BÖLÜM 2

MODERN KONJONKTÜR TEORİLERİ

İktisatçıların konjonktür dalgalanmalarını teorik olarak açıklamaya başlamaları 19. yüzyılın sonları ile 20. yüzyılın başlarına dayanmaktadır. Keynes'in Genel Teorisi'nin 1936 yılında yayımlanmasından sonra toplam hasıladaki dalgalanma sorunları ekonomistlerin araştırmalarının ana konusu haline gelmiştir. Bu dönemde konjonktür teorilerinin genel tartışmalarını konjonktür hareketlerinin ekonomiye içsel mi yoksa dışsal mı olduğu, paranın yansızlığı ve politika önerileri üzerine olmuştur. Bu başlık altında sırasıyla Klasik, Keynesyen, Paracı, Yeni Klasik, Yeni Keynesyen, Reel Konjonktür ve Politik Konjonktür dalgalanmaları teorilerinin ortaya çıkış nedenleri, temel özellikleri, uyarım ve yayılma mekanizmaları ele alınacak ve daha sonra durgunluk ve genişleme dönemlerine bakış açıları değerlendirilecektir.

2.1.Klasik Konjonktür Teorisi

Konjonktür dalgalanmaları açıklamaya çalışan en eski model klasik modeldir. Klasik modelin temelleri Adam Smith'in "*An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*" başlıklı meşhur çalışmasına dayanmaktadır (A. Smith, 1776). Klasik modele daha sonra David Ricardo, Jean-Baptiste Say ve John Stuart Mill gibi dönemin ünlü iktisatçıları da katkıda bulunmuşlardır.

Klasik model üç önemli varsayıma dayanmaktadır (Knoop, 2015, s. 40):

- *Tüm piyasalarda tam rekabet şartları geçerlidir.* Ekonomide hanehalkları ve firmalar fiyat alıcıdır, ücret ve fiyatlar tam esnektir, piyasa koşullarında tam bilgi hakimdir ve piyasalar sürekli olarak temizlenir yani talep veya arz fazlalıkları kalıcı değildir.
- *Karar verme sürecinde nominal değil reel değerler kullanılır.* Diğer bir deyişle, para illüzyonu geçerli değildir.

- *Ekonomi temsili karar birimlerinden oluşur ve bu karar birimlerinin tamamının aynı tercihleri söz konusudur ve benzer şekilde hareket ederler.* Bu varsayım tam rekabet varsayımı ile birlikte değerlendirildiğinde temsili karar birimlerinin makroekonomik davranışları ortalama mikro ekonomik davranışların toplamından oluşmaktadır. Başka bir ifadeyle, klasik modelde katı bir mikroekonomik ve makroekonomik davranış ayrımı yoktur.

2.1.1.Klasik Modelde Emek Piyasası

Klasik modelde emek ve sermaye üretim fonksiyonu aracılığı ile hasılayı üretmek için kullanılır. En basit haliyle üretim fonksiyonunu aşağıdaki gibi gösterebiliriz:

$$Y = F(L, K) \quad (2.1)$$

Burada Y toplam reel hasılayı, L istihdam edilen toplam emek miktarını ve K da toplam sermaye stokunu ifade etmektedir.

Yukarıdaki üretim fonksiyonu Cobb-Douglas tipi bir üretim fonksiyonudur. Bu üretim fonksiyonu ölçeğe göre sabit getiri mevcuttur, yani emek ve sermaye girdilerinin iki katına çıkarılması durumunda üretim de iki kat artacaktır. Ancak burada belirtmeliyiz ki üretim fonksiyonundaki her bir girdi aynı zamanda *azalan verimler kanununa* tabiidir. Azalan verimler kanunu işgücü piyasasında önemli bir rol oynar. Klasik modelde denge reel ücret (W/P) emek arz ve talebi tarafından belirlenir. Ne kadar emek talep edeceklerine firmalar emeğin marjinal ürününün o emeğin marjinal maliyetine eşitleyerek karar verirler. Azalan verimler yasasına göre emeğin marjinal ürünü emek miktarı arttıkça azalacaktır. Dolayısıyla, firmalar daha fazla emeği ancak daha düşük bir reel ücret düzeyinde istihdam edeceklerdir ki bu durum emek talep eğrisinin negatif eğimli olduğu anlamına gelecektir (Mandler, 1999, ss. 53–54).

Emek arzı açısından, reel ücretlerdeki bir değişikliğin iki etkisi vardır. Birincisi, daha yüksek bir reel ücretin işsizleri işgücü piyasasına girmeye ve çalışanları ise daha fazla çalışmaya teşvik eden *ikame etkisidir*. İkincisi ise, daha yüksek bir reel ücretin refahı artırması sonucu çalışma isteğini azaltıcı *refah etkisidir*. Klasik model reel ücretteki bir artışın ikame etkisinin refah etkisinden daha baskın olduğunu ve böylece daha yüksek

bir reel ücretin emek arzını artırdığını dolayısıyla emek arz eğrisini pozitif eğimli olduğunu varsayar.

Arz ve talep edilen emek miktarının eşit olduğu noktada emek piyasasında denge sağlanacağı için üretim fonksiyonundaki emek, sermaye ve teknoloji girdilerinden bir veya birkaçını değiştirecek herhangi bir etki toplam hasıla miktarını değiştirecektir:

- *Emek miktarını etkileyen faktörler:* Bir ekonomide emek miktarını değiştirecek en önemli faktörler göç ve nüfus artışıdır. Hükümet politikaları da emek arz ve talebi üzerinde bireylerin çalışma isteklerini etkilemek suretiyle rol oynar. Örneğin, gelir vergisi emek arzını azaltırken, işveren üzerine vergiler emek talebini azaltacaktır.
- *Sermaye miktarını etkileyen faktörler:* firmaları yatırıma teşvik edecek herhangi bir politika toplam hasılayı artıracak iken, firmaların yatırımlarını caydıracak herhangi bir politika da toplam hasılayı azaltacaktır. Yeni doğal kaynakların keşfi toplam hasılayı artıracak iken, savaşlar veya sermaye stokunu azaltan doğal afetler toplam hasılayı düşürecektir.
- *Teknolojiyi etkileyen faktörler:* yeni teknolojiler firmanın üretim fonksiyonunu değiştirmek suretiyle firmaların aynı miktarda emek ve sermaye kullanarak daha fazla üretim yapmasına imkân sağlayacaktır. Kısacası, firmaları daha fazla yatırım yapmaya ve üretmeye teşvik eden her türlü teknolojik gelişme toplam hasılayı artıracaktır. Ayrıca, yeni teknolojiler firmaları daha fazla emek ve sermaye kullanmaya da teşvik eder. Tersine, negatif şokların da yeni teknoloji kullanımını caydırıcı etkisi vardır. Örneğin, 1970’lerde petrol ihraç eden ülkeler birliğinin (OPEC) petrol ambargosu sonunu artan petrol fiyatları yoğun petrol kullanımı gerektiren üretim sektörlerinde verimliliği düşürmüş ve dolayısıyla toplam hasılayı önemli ölçüde azaltmıştır.

2.1.2.Klasik Modelde Toplam Talep ve Toplam Arz

Klasik modelde reel hasılayı belirleyen değişkenler emek, sermaye ve teknolojidir. Bu girdiler üzerinde fiyat seviyesi gibi nominal değişkenlerin hiçbir etkisi yoktur ve dolayısıyla nominal değişkenler reel hasılanın belirlenmesinde rol oynamazlar. Fiyat seviyesi ve hasıla arasında herhangi bir ilişki olmaması toplam arz eğrisinin (AS) dikey

bir doğru olması anlamına gelecektir. Dolayısıyla, toplam arz eğrisinin konumu ülkenin sahip olduğu emek, sermaye ve teknoloji girdileri tarafından belirlenecektir.

Klasik modelde toplam talep ise ünlü İskoç filozof David Hume tarafından 1700'lerin ortalarında geliştirilen *paranın miktar teorisine* dayanmaktadır. Miktar teorisine göre hane halkları günlük işlemleri yürütmek için para tutarlar. Bu durumda miktar teorisi aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

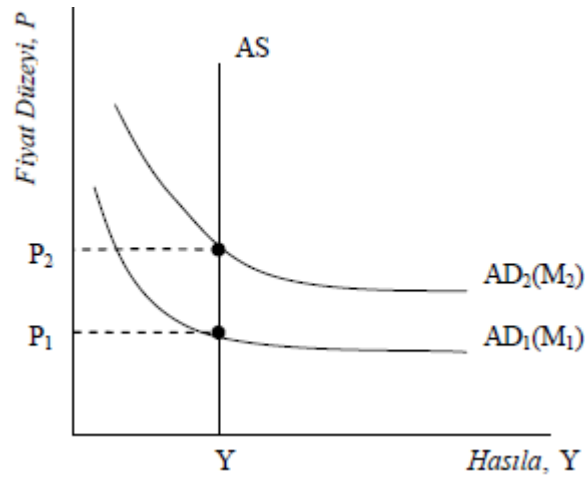
$$MV = PY \quad (2.2)$$

Burada Y reel hasılayı, P genel fiyat düzeyini, M para arzını, V ise paranın dolaşım hızını ifade etmektedir. Klasik teoriye kısa dönemde ekonomi tam istihdam düzeyinde olduğundan paranın dolaşım hızının ve reel hasılanın sabit olduğu kabul edilir. Bu varsayımlar altında paranın miktar teorisi yeniden aşağıdaki gibi düzenlenebilir (Mankiw, 2015, s. 109):

$$M\bar{V} = P\bar{Y} \quad (2.3)$$

Paranın miktar teorisi sadece bir para talebi teorisi değil, aynı zamanda ekonominin talep tarafında fiyat seviyesi ve reel hasıla arasındaki negatif ilişkiyi ortaya koyması bakımından bir toplam talep teorisidir. Paranın dolaşım hızının ve gelir düzeyinin sabit olması nedeniyle para arzındaki bir artış etkisini sadece fiyat düzeyinde gösterecek, bireylerin varlıklarının reel değeri azalacağı için harcama ve dolayısıyla hasıla düşecektir ki bu durum toplam talep eğrisinin (AD) neden negatif eğimli olduğunu açıklamaktadır.

Dolayısıyla, paranın miktar teorisine göre para politikası ekonomide reel değişkenleri etkilemeden sadece fiyat düzeyi üzerinde etkili olacaktır. Sonuç olarak, klasik modellerde toplam arz eğrisinin dikey ve toplam talep eğrisinin ise negatif eğimli olması sebebiyle para politikasının reel hasıla üzerinde bir etkisi bulunmayıp sadece fiyat düzeyini etkilemektedir. Klasik modelde ekonominin dengesi Şekil 2.1'de gösterilmektedir.



Şekil 2.1. Klasik modelde denge

Toplam talep ve toplam arz eğrilerini birlikte dikkate aldığımızda, klasik modelin iki temel önermesi ile karşılaşırız. Birincisi, toplam talebin tek rolü fiyat seviyesini belirlemektir. Yani, toplam talebin reel hasıla üzerinde herhangi bir etkisi yoktur. Klasik görüşte toplam harcama üzerinden toplam geliri belirleyen toplam arz miktarıdır. Her arzın kendi talebini yarattığı bu önerme *Say Yasası* olarak ifade edilir.

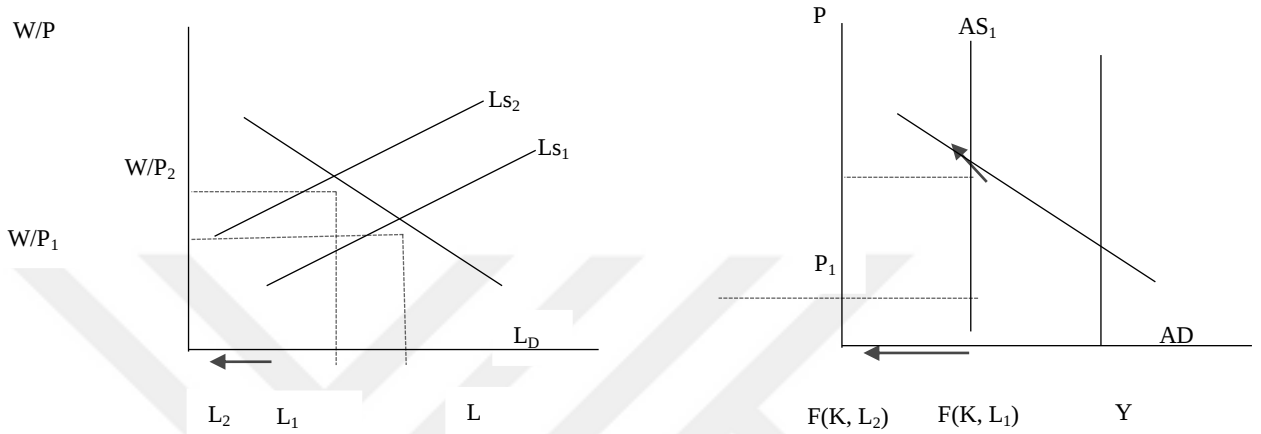
İkincisi, toplam talep doğrusunun sadece fiyat seviyesini etkilediği dikkate alındığında para arzındaki değişiklik sonucu toplam talep doğrusunun konumunun değişmesi sadece fiyat seviyesini değiştirecektir (Şekil 2.1). Klasiklerin para arzındaki değişikliklerin sadece nominal değişkenleri (fiyat düzeyi, nominal ücretler, nominal hasıla..vs) etkilediği fakat reel değişkenleri (reel hasıla, işsizlik, emek, sermaye, teknoloji..vs) etkilemediği görüşü *paranın yansızlığı* olarak adlandırılır. Başka bir ifadeyle, klasik modelde para arzındaki değişiklikler ekonomide önem taşıyan asıl değişkenleri etkilememektedir.

Ücret ve fiyatların tam esnek olduğu varsayımına dayanan klasik modelde ekonomi daima tam istihdam düzeyindedir.

2.1.3.Klasik Modelde Konjunktür Dalgaları

Aslında klasik modelde hasılanın uzun dönem trendinden geçici sapması olarak tanımlayabileceğimiz geleneksel konjunktür dalgaları yoktur. Klasik modelde hasıladaki tüm değişiklikler toplam arz eğrisindeki değişmeden kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla, toplam arzdaki bir azalış sonucu hasılanın düşmesi durumunda, başka bir

şey toplam arzı artırmadığı sürece hasıla eski seviyesine dönmeyecektir. Klasik modelde ekonominin daralmasına yol açan toplam arzdaki değişikliklerin tek bir kaynağı vardır o da *vergi politikaları ve hükümetin düzenlemeleri gibi hükümet politikalarıdır*.



Şekil 2.2. Gelir Vergisinin Emek Piyasasına Etkisi
Kaynak: Knoop (2015, s. 45)

Şekil 2.2’de görüleceği gibi hükümetin gelir vergisini artırması gibi toplam emek arzını azaltıcı bir müdahalesi sonucu emek talebi azalacak ve reel ücret artacaktır. Bu durum aynı zamanda toplam arz eğrisini de sola kaydıracak ve dolayısıyla toplam hasıla azalacaktır.

2.2.Keynesyen Konjonktür Teorisi

Klasik iktisat teorisinin 1929 yılında yaşanan Büyük Buhran ile ilgili tatminkâr bir açıklama getirememesi, klasik konjonktür teorisinin sorgulanmasına ve yeni arayışlar içerisine girilmesine neden olmuştur. John Maynard Keynes 1936 yılında yayımladığı *Para, Faiz ve İstihdamın Genel Teorisi* adlı kitabında milli gelir ve istihdam seviyesini etkileyen en önemli faktörün toplam talep olduğunu öne sürmüştür. Keynes’in toplam hasılanın merkezine toplam talebi koyması yerleşik ekonomik teoride adeta bir devrim yaratmıştır. Nitekim, 1964 yılında yapılan bir çalışmada önde gelen 27 ekonomist, tarihçi, eğitimci ve siyaset bilimciye bu yüzyılda basılan hangi kitabın/kitapların toplumun yönünü değiştirdiği ve hangi kitapların önümüzdeki yıllarda düşünce ve eylemlerimizde daha fazla etkisi olacağı sorulmuştur. Verilen cevaplar içerisinde en

fazla atıf yapılan kaynak Keynes'in "Genel Teori" isimli çalışması olmuştur (Breit & Ransom, 2014, s. 1; Roberts & Stratton, 1997, s. 26; Thomas, 2012, s. 21).

Klasik teoride milli gelir üretim teknolojisinin bir fonksiyonu olarak işlev görmesine karşın, Keynesyen teoride toplam talebin bir fonksiyonu olarak kabul görmektedir. Klasik ve Keynesyen görüş arasında bir diğer önemli fark paranın faiz oranını belirlemesidir. Üçüncü önemli bir fark olarak da ücret ve fiyatların esnek olduğu varsayımının Keynesyen teoride geçerliliğini yitirmesidir. Bu üç önemli fark sonunda ortaya çıkan Keynesyen teorinin ana felsefesini şu şekilde özetleyebiliriz: Ekonomi genellikle eksik istihdam seviyesinde dengededir. Para, ekonomik faaliyetin yönünü ve seviyesini belirleyen aktif bir unsurdur ve bu etkisini faiz oranları aracılığı ile yapmaktadır (Özer & Taban, 2006, s. 19).

Klasik görüşün tersine, Keynes'e göre ücretler ve fiyatlar tam esnek değildir. Ayrıca, para yansız değildir ve kısa dönemde ekonomi üzerinde reel etkisi vardır.

Keynesyen iktisadın konjonktür dalgaları ile ilgili genel ilkelerini aşağıdaki gibi özetleyebiliriz (Knoop, 2015, s. 65):

- *Keynesyen konjonktür teorisine göre ekonomideki dalgalanmaların sebebi yatırımlardaki değişmelerdir:* Bu durum büyük ölçüde sürekli değişen beklentiler ve bunların yatırım, tüketim ve finansal piyasalar üzerinde etkilerinden kaynaklanmaktadır.
- *Hasıla ve istihdam kısa dönemde fiyatlar ve ücretlerden daha oynaktır:* Keynesyenlere göre ekonomideki aksak rekabet koşulları fiyat ve ücret katılıklarına neden olur. Dolayısıyla, toplam talepteki değişikliklerin hasıla ve işsizlik üzerinde reel etkileri vardır.
- *Kriz sonrası ekonominin potansiyel hasılasına dönmesi oldukça yavaştır:* Ücret ve fiyatların oldukça yavaş uyarlanması nedeniyle mal piyasalarında aşırı arz kaynaklı dengesizlikler ve emek piyasalarındaki işsizlik uzun süreli olabilir.
- *Para ve maliye politikaları ekonomiyi dengeye getirmek için kullanılabilir:* para arzı artışları, vergi oranlarında azalma veya kamu harcamalarındaki artışlar gibi para ve maliye politikaları toplam talepteki azalmayı dengelemek için kullanılabilir.

2.2.1. Keynesyen Konjonktür Teorisinde Uyarım Mekanizması

Keynesyen konjonktür teorisine göre ekonomik dalgalanmaları yaratan ana uyarım kaynağı yatırım harcamalarıdır. Keynes'in bizzat kendisi yatırım kararlarının yatırımcıların gelecekteki kârlılığı hakkında beklentilere bağlı olduğunu, ancak bu beklentilerin istikrarlı olmadığını öne sürmüştür. Keynes, girişimcilerin gelecek hakkındaki iyimserlik veya kötümserliklerinin neden olduğu yatırımlardaki dalgalanmaların, toplam talebi ve dolayısıyla toplam arzı değiştireceğini varsaymıştır. Çünkü nominal ücretlerin katı olduğu kabul edildiğinde, yani toplam talep değişimleri karşısında nominal ücretlerin değişmediği durumda, toplam talepteki dalgalanmalar sadece fiyatları değil aynı zamanda hasılayı da etkiler. Bu durumda konjonktürel dalgalanmaların ana kaynağı olarak toplam talep şoklarını göstermek mümkündür.

2.2.2. Keynesyen Teoride Konjonktürel Dalgalanmaların Nedenleri

Keynesyen konjonktür teorilerin ekonomik dalgalanmaları yaratan ana uyarım kaynağının yatırım harcamaları olduğunu savunur. Keynes'in bizzat kendisi, yatırım kararlarının yatırımcıların gelecekteki kârlılığı hakkındaki beklentilere bağlı olduğunu ancak bu beklentilerin istikrarlı olmadığını iddia etmiştir. Keynesyen teoride, beklenen kâr ve satışlardaki değişim sonucu yatırımların değişmesiyle dalgalanmalar başlar. Keynesyen dalgalanma mekanizmasının ikinci anahtar unsuru, toplam arzın toplam talep değişmelerine tepkisidir. Keynesyen teoride kısa dönem toplam arz eğrisi (SRAS) yatay eksene paralel olduğu için toplam talepteki değişimler fiyat düzeyini etkilemeksizin, reel gelirin artmasına sebep olur. Kısa dönemde nominal ücretlerin yapışkan olduğu varsayıldığı için SRAS eğrisinin pozisyonunda bir değişim olmaz

2.2.2.1. Envanter Yatırımları ve Konjonktür Dalgalanmalar

Keynesyen teoride bir başka yayılma mekanizması 1941 yılında Amerikan iktisatçı Lloyd Metzler tarafından ortaya atılan ve sabit yatırımlar ile konjonktürel dalgalanmalar arasındaki bağlantıyı kuran “envanter dalgaları”dır.

Keynesyen modelde bir talep şokunun konjonktürel dalgalanmaya sebep olması firmaların öngörülemeyen talep artışlarını karşılayabilmek için sürekli olarak belli bir düzeyde stok bulundurmaya istemelerinden kaynaklanmaktadır. Keynesyen modelde

işletmeler envanter politikalarını, üretim ve satış stratejilerinin bir parçası olarak algırlarlar. Ürünlerinin taleplerindeki beklenmeyen bir artışı, üretimlerinde beklenmeyen bir artış ve envanterlerinde beklenmeyen bir azalışla karşılamaya çalışırlar. Tersine, talepteki bir azalma durumunda ise üretimde beklenmedik bir düşüş ve envanter stoklarında da beklenmedik bir artış yapmak durumunda kalırlar. İşletmeler normalde belli bir envanter düzeyi tutmak istedikleri için envanter stoklarındaki planlanmayan artış veya azalışa üretimlerini uydurmaya çalışırlar (Özer & Taban, 2006, s. 21).

2.2.2.2.Çarpan-Hızlandırıcı Modeli

Keynesyen konjonktür teorileri, yatırımların konjonktürel dalgalanmalara nasıl neden olduğunu sadece envanterdeki değişmelerle açıklamaz. Keynesyen teoride konjonktürel dalgalanmaları açıklamanın bir başka yolu da çarpan-hızlandırıcı modelidir. *Çarpan*, milli gelirin yatırım değişmelerine bağlı olarak nasıl değişeceğini gösterir (Nadar & Vijayan, 2012, s. 258). Çarpan katsayısı “k” aşağıdaki gibi gösterilebilir (Keynes, 1964, s. 115):

$$k = \frac{\Delta Y}{\Delta I} \quad (2.4)$$

$$\Delta Y = k \Delta I \quad (2.5)$$

$$\Delta Y = \frac{1}{1-c} \Delta I \quad (2.6)$$

Yukarıdaki denklemde görüleceği gibi çarpan katsayısı (k), marjinal tüketim eğilimine (c) bağlıdır. Marjinal tüketim eğilimi arttıkça, çarpan katsayısı da artacaktır. Dolayısıyla, tüketim eğiliminin yüksek olduğu dönemlerde yatırımlardaki küçük bir artışın milli gelir üzerinde etkisi büyük olacaktır. Bu nedenle, marjinal tüketim eğilimi milli gelirdeki dalgalanmayı etkileyen önemli bir değişkendir.

Yukarıdaki genel çarpan formülünü Y, milli geliri, I, yatırımları, C, tüketimi, c marjinal tüketim eğilimini, S, tasarrufu ve s marjinal tasarruf eğilimini göstermek üzere Keynesyen tanıma göre açtığımızda çarpanın sayısal değerinin marjinal tasarruf eğiliminin tersine eşit olduğu görülür (Parkin, 2010, s. 682):

$$\begin{aligned}
S_t &= sY_t \\
C_t &= (1-s)Y_t \\
Y_t &= C_t + I_t \\
Y_t &= (1-s)Y_t + I_t \\
sY_t &= I_t
\end{aligned} \tag{2.7}$$

$$\text{ve dolayısıyla } Y_t = \frac{I_t}{s} \tag{2.8}$$

eşitliğini elde ederiz. Burada belirtmeliyiz ki çarpanın bu basit ifadesinde gelirin meydana gelişi ile harcamaya dönüşmesi arasında geçmesi gereken zaman dikkate alınmamakta ve aynı anda gerçekleştiği kabul edilmektedir.

Talep ya da tüketimde meydana gelen artışın yatırımlar üzerindeki etkisi ise *hızlandırıcı* mekanizması ile açıklanır. Diğer bir ifadeyle, hızlandırıcı milli gelirin yatırıma dönüşen oranıdır. Hızlandırıcı, mevcut reel sermaye stoku ile milli gelir veya toplam üretim seviyesi arasında belirli bir oran olduğunu; başka bir ifadeyle, sermaye stokunun milli gelirin bir fonksiyonu olduğunu gösterir. Uzun dönem analizlerde “sermaye-hasıla katsayısı” olarak da adlandırılan bu oran veri teknoloji ve sabit faktör fiyatları varsayımına dayanır. Çarpan mekanizmasından farklı olarak hızlandırıcı mekanizmasında gelirdeki artış ile yatırımlarda meydana gelecek olan artış arasındaki zaman dikkate alınmaktadır. Buna göre:

$$I_t = v(Y_t - Y_{t-1}) \tag{2.9}$$

Burada “v” hızlandırıcı katsayısı, Y_t , t dönemindeki gelir ve Y_{t-1} ise gelirin bir gecikmesi yani bir dönem önceki gelirdir.

2.8 numaralı eşitliği 2.9 numaralı eşitlikte kullanırsak:

$$Y_t = \frac{v}{s}(Y_t - Y_{t-1}) \tag{2.10}$$

$$Y_t = \frac{v}{v-s} Y_{t-1} \tag{2.11}$$

eşitliğini elde ederiz. Bu eşitliğe göre herhangi bir t dönemindeki gelir, kendi gecikmeli değerinin bir fonksiyonudur. Fark denklemi şeklinde ifade edecek olursak;

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y = \frac{v}{v-s} \quad (2.12)$$

Birinci derece fark denklemine göre gelir her dönem bir önceki döneme göre $v/(v-s)$ kadar artmaktadır. $s < 1$ ve $v > 1$ olduğu için $v/(v-s) > 1$ olacak ve dolayısıyla milli gelir belli bir hızda artacaktır (Allen, 1959, ss. 82–83).

2.2.2.3. Gecikmeli Çarpan-Hızlandırıcı Modeli

Bir önceki modelde bahsettiğimiz çoğaltan-hızlandırıcı modelinde, t dönemindeki yatırımların, aynı dönem milli geliri ile bir önceki (t-1) dönem milli geliri arasındaki farkın fonksiyonu olarak almıştık. Ancak yatırımlar, çeşitli nedenlerle gelir artışlarını bu kadar yakından takip etmezler. Yatırımlarla, gelir değişimleri arasında ekonominin ve yatırım teknolojisinin özelliklerine göre çeşitli sürelerde gecikmeler mevcuttur.

Amerikalı iktisatçı Alvin Hansen tarafından oluşturulan ve daha sonra Amerikalı iktisatçı Paul Samuelson tarafından geliştirilen Hansen-Samuelson modelinde gecikmeler dikkate alınarak milli gelirdeki dalgalanmalar açıklanmaya çalışılmıştır. Hansen-Samuelson modeline göre t dönemindeki milli gelir, Y_t , kamu harcamaları (G_t), tüketim harcamaları (C_t) ve özel yatırımların toplamı olarak ifade edilebilir. Tüketim ve yatırım değerlerini aşağıdaki gibi ifade edecek olursak (Samuelson, 1939, ss. 76–77):

$$Y_t = G_t + C_t + I_t \quad (2.13)$$

$$C_t = \alpha Y_{t-1} \quad (2.14)$$

$$I_t = \beta(C_t - C_{t-1}) = \alpha\beta Y_{t-1} - \alpha\beta Y_{t-2} \quad (2.15)$$

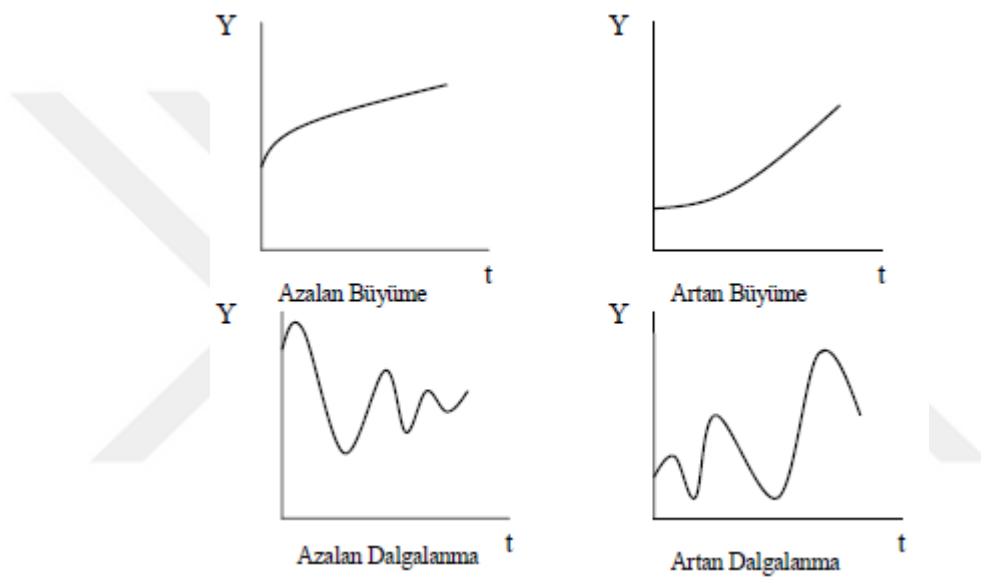
$$G_t = I \quad (2.16)$$

olacaktır. Bu durumda milli gelir eşitliğini aşağıdaki gibi gösterebiliriz:

$$Y_t = I + c[I + v]Y_{t-1} - cvY_{t-2} \quad (2.17)$$

Sonuç olarak, geçmiş iki dönemin milli gelirinin bilinmesi durumunda, müteakip dönemin milli geliri ağırlıklı bir ortalama kullanılarak hesaplanabilir. Burada ağırlık yani konjonktürel dalgalanma marjinal tüketim eğilimine (ve dolayısıyla marjinal tasarruf eğilimine) ve hızlandırıcı değerine bağlı olacaktır.

Gecikmeli çarpan-hızlandırıcı modelinde azalan büyüme, artan büyüme, azalan dalgalanma ve artan dalgalanma olmak üzere dört farklı dalgalanma ortaya çıkmaktadır (Şekil 2.3).



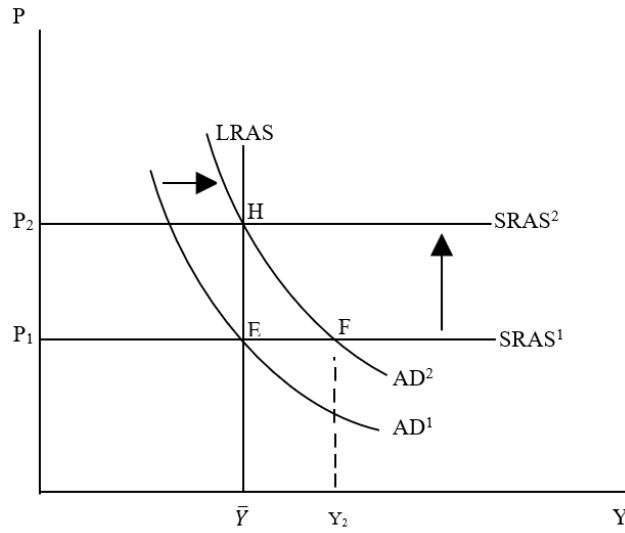
Şekil 2.3. Dalgalanma Türleri
Kaynak: Kennedy (2011, ss. 283–284)

Hızlandırıcının, marjinal tasarruf eğiliminden büyük olması ($v > s$) durumunda konjktür devreleri ortaya çıkacak ve bu dalgalar “*artan dalgalanma*” halini alacaktır. Çoğaltıcı ve hızlandırıcı analizlerinde genellikle $0 < s < 1$ ve $v > 0$ varsayımı yapıldığı için karşılaşılabilecek en muhtemel dalgalanma artan dalgalanma olacaktır. Hızlandırıcı katsayısının birle eşit olduğu durumda ($v = 1$) hasıladaki dalgalanmalar düzenli şekilde devam eder. Hızlandırıcının birden küçük olması durumunda ($v < 1$) dalgalanmalar giderek azalan bir seyir izlerken, birden büyük olması durumunda ($v > 1$) ise giderek büyüyen dalgalanmalar görülür (Kennedy, 2011, ss. 283–284).

2.2.3. Keynesyen Teoride Talep Şokları

Keynesyen teoride ekonominin genişlemesi beklentilerin iyileşmesiyle birlikte başlar. Şekil 2.4’de Keynesyen teoride genişlemenin başlangıcı ve etkileri gösterilmiştir.

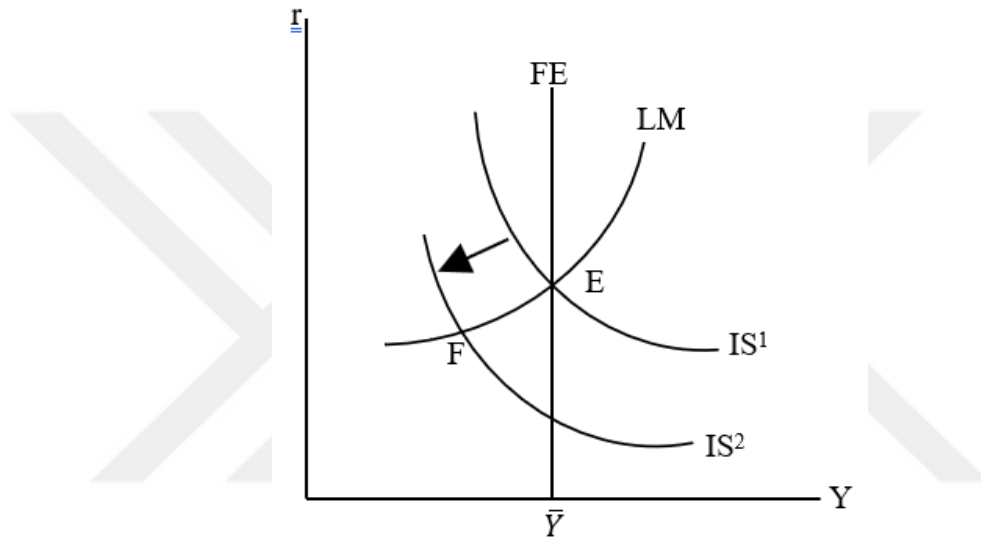
Başlangıçta ekonomi AD_1 toplam talep eğrisi ve $SRAS_1$ kısa dönem toplam arz eğrisinin kesiştiği E noktasında dengede iken, satış ve kâr beklentilerinde bir iyileşme sonucu yatırım talebi artacak ve toplam talep eğrisi AD_1 konumundan AD_2 konumuna doğru kayacaktır. Yatırımlardaki artış sonucu çarpan mekanizmasının işlemesiyle birlikte hasıla düzeyi artmaya başlayacaktır. Hasıla düzeyi, potansiyel düzeyin ($\bar{Y}$) altında olduğu sürece fiyat ve ücretler sabit kalacaktır. Diğer yandan, hasıla düzeyi hiçbir zaman potansiyel hasıla düzeyinin üzerinde olduğu F noktasında dengeye gelemmez. Zira, hasılanın potansiyel hasılanın üzerine çıkması durumunda işsizlik doğal oranının altına ineceği için parasal ücretler artmaya başlar ve kısa dönem arz eğrisi $SRAS_1$ konumundan $SRAS_2$ konumuna kayar. Parasal ücretlerdeki artış fiyat düzeyindeki artışı da beraberinde getireceği için hasıladaki büyüme yavaşlar ve ekonomi F noktasına hiç gelmeden H noktasında dengeye gelir. Dolayısıyla, Keynesyen konjonktür teorisi Keynes'in *hayvansal dürtüler* olarak adlandırdığı ekonominin yönünü değiştiren dış faktörlerle başlayan ve dengeye ulaşılmasıyla son bulan bir mekanizmadır (Keynes, 1964, s. 161). Bu sistemde ekonominin yeni bir denge noktasına doğru hareket etmesi için tekrar bir dış faktör tarafından tetiklenmesi gerekmektedir.



Şekil 2.4. Keynesyen Teoride Toplam Talep Şokları
Kaynak: Abel vd., (2013, s. 428)

Keynesyen modelde toplam talep şoku neticesinde ortaya çıkan durgunluk Şekil 2.5. kullanılarak açıklanabilir. Ekonominin başlangıç dengesi IS_1 ve LM_1 eğrilerinin kesiştiği E noktasıdır. İktisadi karar birimlerinin ekonominin geleceğine ilişkin beklentilerinin bozulduğunu varsayalım. Beklentilerdeki bozulma nedeniyle karar birimleri tüketimi

azaltacak, tasarrufları artıracaktır ve bu nedenle reel faiz oranı düşecektir. Faiz oranındaki düşme sonucu IS eğrisi IS_1 konumundan IS_2 konuma kayacaktır. Ekonomi F noktasında durgunluğa sürüklenecektir. Tam istihdamın yeniden sağlanması amacıyla fiyatlardaki ayarlanma hemen gerçekleşmeyeceği için durgunluk uzun bir süre devam edecektir. Durgunluk döneminde firmaların mallarına olan talep normal düzeyin altında olacağı için firmalar istihdam ettikleri işçi sayısını da azaltacaklardır (Abel vd., 2013, s. 429).



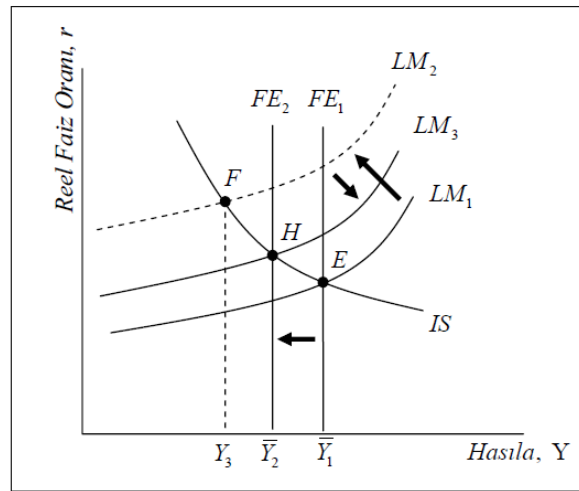
Şekil 2.5. Keynesyen Teoride Toplam Talep Şokları
Kaynak: Abel vd., (2013, s. 429)

2.2.4. Keynesyen Teoride Arz Şokları

Arz şokları üretilen mal ve hizmetlerin maliyetinin değişmesine ve dolayısıyla firma fiyatlarının değişmesine neden olacak şoklardır. Arz şokları fiyat düzeyi üzerinde doğrudan etkili olması dolayısıyla bazen *fiyat şokları* olarak da adlandırılır (Mankiw, 2015, s. 303). Arz şokları kıtlık, petrol fiyatları veya hukuki düzenlemeler kaynaklı olabilir.

Petrol fiyatlarındaki ani bir artışın etkileri Şekil 2.6'da gösterilmiştir. Petrol fiyatlarındaki artış olumsuz bir arz şoku olması nedeniyle tam istihdam hasıla düzeyi $\bar{Y}_1$ 'den $\bar{Y}_2$ 'ye düşer ve FE tam istidam doğrusu FE_1 'den FE_4 'ye kayar. Petrol fiyatlarındaki artış çoğu sektörde maliyetlerin artmasına yol açacağından ortalama fiyat düzeyinin artmasına yol açar. Ortalama fiyat düzeyindeki artış ise reel para arzını azaltarak, LM eğrisinin LM_1 konumundan LM_2 konumuna kaymasına neden olacaktır. Dolayısıyla, kısa dönem

dengesi LM_2 ve IS eğrisini kesiştiği F noktasında gerçekleşecektir. F noktası ise FE tam istihdam doğrusunun solunda yer aldığından hasıla, tam istihdam düzeyi olan $\bar{Y}_2$ 'nin altında gerçekleşmiş ve ekonomi durgunluğa sürüklenmiştir. F noktasında toplam talep, tam istihdam düzeyi seviyesinden az olduğundan uzun dönemde fiyatlar düşecektir. Fiyatlardaki düşme ise LM eğrisini sağa kaydıracak ve yeni denge LM_2 eğrisi ile IS eğrisinin kesiştiği H noktasında olacaktır.



Şekil 2.6. Keynesyen Teoride Arz Şokları
Kaynak: Abel ve Bernanke, 2001, s. 421

2.3.Monetarist Yaklaşım

Monetarist (parasalcı) makroekonomik model, 1960'lı yıllarda gelişmiş ülkelerde ortaya çıkan yüksek enflasyon ve işsizliği açıklamakta yetersiz kalan Keynesyen teoriye alternatif olarak geliştirilmiştir. 1976 yılı Nobel ekonomi ödülü sahibi Amerikalı ekonomist Milton Friedman, 1956 yılında "*Paranın Miktar Teorisi Üzerine Çalışmalar*" adlı çalışmasıyla parasalcı iktisatın temel ilkelerini ortaya koymuştur. Klasik makroekonomik modelin devamı niteliğinde olan ve 1968 yılında Karl Brunner tarafından "*Monetarizm*" olarak nitelendirilen (Bordo & Schwartz, 2003, s. 1) bu yaklaşımın temel ilkeleri şunlardır (Barutca, 2000, ss. 105–106; Knoop, 2015, ss. 79–81; Zarnowitz, 1992, ss. 47–48):

- Tüm piyasalarda fiyatlar esnektir, yani piyasaların sürekli temizlendiği varsayımı benimsenmektedir.

- Para arzındaki büyüme oranı ile nominal gelirin büyüme oranı arasında çok kesin olmamakla birlikte bir ilişki bulunmaktadır.
- Para arzındaki artışlar kısa dönemde reel üretimi etkilerken, uzun dönemde ise sadece fiyat düzeyini etkilemektedir. Bu nedenle, hükümetin tam istihdamı sağlamak için aktif bir iktisat politikası izlemesine gerek yoktur.
- Para politikasının göstergesi olarak parasal taban kullanılırken, para politikasının hedefi olarak para stoku kullanılmaktadır. M2 para tanımı ele alınmakta ve para tanımına kabul edilen değişkenler arasındaki ikame esnekliği 1 olarak kabul edilmektedir.
- Ekonomide dengesizlik doğuran etkenlerin çoğunun nedeni ekonomiye para ve maliye politikası gibi ayırıcı politikalar aracılığıyla yapılan yoğun devlet müdahaleleridir. Ekonomi esas itibarıyla istikrarlı olduğundan, kendi haline bırakılması yaygın bir işsizliğe ve enflasyona neden olmayacaktır.
- Doğan oran hipotezi geçerli olup, karar birimlerinin fiyat düzeyinin gelecekteki değerine ilişkin beklentilerini, fiyat düzeyinin geçmişteki değerine bakarak ve hatalardan ders alarak belirledikleri kabul edilmektedir, yani uyarlayıcı (adaptive) beklentiler söz konusudur.
- Emek talebi gerçekleşen reel ücretin, emek arzı ise beklenen reel ücretin bir fonksiyonudur. *İşçi yanılma modeli* olarak ifade edilen işçilerin fiyat düzeyi konusunda tam bir bilgiye sahip olmaması nedeniyle kısa dönem toplam arz eğrisi pozitif eğimlidir.

Yukarıdaki ilkelerden anlaşılacağı üzere, ekonominin merkezine parayı yerleştiren Paracılar açısından ekonomide dalgalanmaların kaynağı para arzıdır. Monetarist yaklaşımın konjonktür dalgalarını açıklamaya yönelik ilk çalışması Milton Friedman ve Anna Schwartz'ın 1963 yılında yayınladıkları ünlü "*Para ve Konjonktürel Dalgalanmalar*" başlıklı çalışmalarıdır (Friedman & Schwartz, 1963b). Yazarlar aynı yıl "*Amerika'nın Parasal Tarihi, 1867-1960*" adlı çalışmalarında ABD'de meydana gelen şiddetli ekonomik daralmaların temel nedenini ABD Merkez Bankası'nın (FED, Federal Reserve Bank) uygulamış olduğu sıkı para politikasından kaynaklandığını iddia etmişlerdir (Friedman & Schwartz, 1963a). Yazarlara göre, ekonomide para arzının daraltılması yerine artırılması durumunda bu krizler ortaya çıkmayacaktı (Friedman & Schwartz, 1963a, s. 11).

Para arzı ve konjonktür dalgaları arasındaki ilişki miktar teorisi üzerinden gösterilebilir. M logaritmik nominal para arzını, y logaritmik reel hasılanın durağan durum değerinden (y^*) sapmasını, p logaritmik fiyat düzeyini ve Δp^e de beklenen enflasyon oranını göstermek üzere, paranın miktar teorisini monetarist modelde aşağıdaki gibi ifade edebiliriz (Laidler, 1992, ss. 105–106):

$$\Delta m = b\Delta y + b\Delta^* + \Delta p \quad (2.18)$$

Beklentilerle geliştirilmiş Phillips eğrisi,

$$\Delta p = g y_{-1} + \Delta p_{-1}^e \quad (2.19)$$

ve hata öğrenme hipotezini de,

$$\Delta p^e = d\Delta p + (1-d)\Delta p_{-1}^e \quad (2.20)$$

şeklinde yazabiliriz. Bu durumda modelin indirgenmiş formu aşağıdaki gibi olacaktır:

$$y = \frac{1}{b}(\Delta^2 m - \Delta^2 y^*) + \left[\frac{2b-g}{b} \right] y_{-1} - \left[\frac{b-(1-d)g}{b} \right] y_{-2} \quad (2.21)$$

Çarpan-hızlandıran modelinde bahsettiğimiz istikrarlılık ve dalgalanma koşullarını yukarıdaki modele uyguladığımızda $g > b$ olması durumunda durağan durum değerine yakınsamayacaktır.

Modelden türetilen enflasyon ve konjonktür dalgası arasındaki ilişki,

$$\Delta^2 p = g\Delta y_{-1} + dg\Delta y_{-2} \quad (2.22)$$

şeklinde yazılabilir. Bu durumda fiyat artış oranı, gelirin trend değerinden sapmasının büyüme oranı ile gecikmeli değerinin bir fonksiyonu olduğunda; fiyat düzeyi, gelirin trend değerinden sapmasının ve bu nedenle de konjonktür dalgasının çok gerisinde kalacaktır.

2.3.1. Monetarist Konjonktür Teorisinde Uyarım Mekanizması

Paracı konjonktür teorisinin temelinde para olması nedeniyle doğal olarak konjonktür hareketlerinin kaynağında da para arzındaki değişimler yer almaktadır (Parasız & Bildirici, 2006, s. 145). Monetaristler para arzının dışsal olduğunu varsayarlar. Diğer bir deyişle, para arzı merkez bankası tarafından serbestçe belirlenebilmektedir. Dolayısıyla, para stokunun büyüme hızındaki azalmalar ekonomik daralmalara yol

açarken, paranın büyüme hızındaki azalışlar ise ekonomik daralmalara yol açacaktır (Parkin, 2010, s. 257).

2.3.2.Monetarist Konjonktür Teorisinde Yayılma Mekanizması

Monetarist model de dâhil olmak üzere Yeni Klasik ve Yeni Keynesyen modellerin tamamında kısa dönem toplam arz eğrisinin pozitif eğime sahip olduğu varsayılmaktadır. Beklentilerin de dâhil edildiği durumda uzun dönemde dikey olan toplam arz eğrisini aşağıdaki gibi ifade edebiliriz (Mankiw, 2015, s. 410):

$$Y = \bar{Y} + \alpha(P - P^e), \alpha > 0 \quad (2.23)$$

Burada Y toplam hasılayı, $\bar{Y}$ doğal hasıla oranını, P gerçekleşen fiyat düzeyini, P^e beklenen fiyat düzeyini gösterir. α fiyat düzeyinde beklenmeyen değişikliklere hasılanın ne kadarlık tepki verdiğini gösteren parametre olup, $1/\alpha$ ise toplam arz eğrisinin eğimini göstermektedir. Bu denklem fiyat düzeyinin beklenen fiyat düzeyinden farklı olduğu durumda, hasılanın doğal düzeyinden farklı olacağını açıklar. Gerçekleşen fiyatın beklenen fiyat düzeyinden büyük olduğu durumda ($P > P^e$), hasıla tam istihdam düzeyinden fazla olurken, gerçekleşen fiyatın beklenen fiyat düzeyinden düşük olması durumunda ($P < P^e$) ise, hasıla tam istihdam düzeyinin altında olacaktır. Uzun dönemde ise gerçekleşen ve beklenen fiyat düzeyleri birbirine eşit olacağı için ($P = P^e$) hasıla tam istihdam hasıla düzeyine eşit olacak ve dikey bir konum alacaktır. Dolayısıyla, kısa dönemde reel üretim düzeyinin değişmesine neden olan para stokundaki artışlar (*paranın yanlılığı*), uzun dönemde reel üretim düzeyinde herhangi bir etkiye sahip olmamaktadır (*paranın yansızlığı*) (Mankiw, 2015, s. 410).

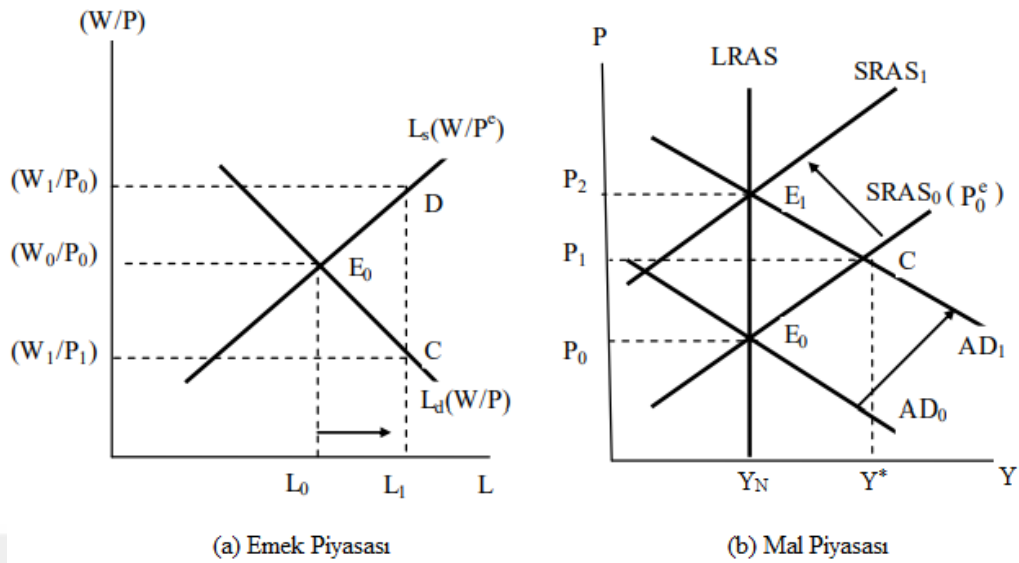
2.3.3.Monetarist Konjonktür Modelinde Talep Şokları

Paracı görüşe göre, Merkez Bankasının para arzının büyüme oranını değiştirmesiyle birlikte ekonomide dalgalanma mekanizması işlemeye başlayacaktır. Bu mekanizmanın iki ayağı vardır. Para arzındaki artış ilk olarak toplam talebi etkiler. Çünkü paranın büyüme oranı artınca reel para miktarı da artar, faiz oranları düşer ve döviz kuru yükselir. Finansal piyasalarda ortaya çıkan bu başlangıç etkisi zamanla diğer piyasalara yayılır. Faiz oranı düştüğün için yatırım talebi artarken, döviz kuru yükseldiği için de ihracat artar. Tüketiciler de dayanıklı tüketim mallarına daha fazla harcama yaparlar. Bu harcama artışları da Keynesyen teoride olduğu gibi çarpan etkisi yaratır. Bu mekanizma

ile paranın büyüme oranındaki artış, toplam talep eğrisini sağa doğru kaydırır ve ekonomide genişlemeye yol açar (Knoop, 2015, s. 83). Çünkü nominal gelirin belirleyicisi olan para stoku ve para talebinin servet veya sürekli gelir ile uyumlu olduğu bir ekonomide ücret ve fiyatların uyumunda ortaya çıkan bazı gecikmelerin var olması durumunda, para arzındaki değişimler, toplam talep ile reel ekonomik faaliyetlerde dalgalanmalara yol açar. Yeterince uzun dönemde düşük bir parasal büyüme oranı ekonomiyi durgunluğa iterken, yine uzun dönemde negatif bir parasal büyümenin söz konusu olduğu bir durumda ise ekonomi depresyona girer (Zarnowitz, 1992, s. 47).

Paracı mekanizmanın ikinci ayağı, toplam talepteki değişme karşısında toplam arzın göstereceği tepkidir. Kısa dönemde toplam arz eğrisi pozitif eğime sahip olduğu için toplam talepteki değişiklikler sadece fiyatları değil aynı zamanda geliri de etkileyecektir. Ancak buradaki farklılık para arzındaki değişikliklerin milli gelire yansımalarının gecikmeli bir şekilde olmasıdır. Friedman'a göre (1960, s. 87) para arzındaki artışın zirveyi görmesinden ortalama olarak 16 ay sonra toplam ekonomik aktivite zirveye ulaşırken, para arzındaki artışın dip noktasını görmesinden ortalama 12 ay sonra toplam ekonomik aktivite dip noktasına ulaşmaktadır. Bu süreler, zirve noktalarında 6-29 ay arasında, dip noktalarında ise 4-22 ay arasında değişmektedir. Sonuç olarak, Friedman'a göre para arzı konjonktürel dalgalanmalara neden olmakta ancak para arzının konjonktür üzerindeki etkisi değişen ve uzun gecikmelerle ortaya çıkmaktadır.

Monetarist görüşe göre, kısa dönemde para artının artırılması talep artışı nedeniyle fiyatları yükseltecek ve dolayısıyla reel ücretlerin düşmesine yol açacaktır. Reel para arzındaki değişikliklerin ekonomide genişleme ve daralmalara nasıl yol açtığını emek ve mal piyasaları kullanılarak Şekil 2.7 yardımıyla gösterilmiştir.



Şekil 2.7. Para Arzındaki Değişikliklerin Emek ve Mal Piyasalarına Etkisi

Kaynak: Knoop (2015, s. 83)

Şeklin a paneli emek piyasasında denge durumunu gösterirken, b paneli mal piyasasında denge durumunu göstermektedir. Ekonomi başlangıçta toplam talep doğrusu (AD_0), kısa dönem toplam arz eğrisi ($SRAS_0$) ve uzun dönem arz eğrisinin ($LRAS$) kesiştiği tam istihdam üretim düzeyi olan E_0 noktasında dengededir. Para stokundaki bir artış sonucu toplam talepteki artış cari fiyat düzeyini yükseltirken, reel ücret düzeyini düşürecektir. Bu durumda, ekonominin kısa dönem dengesi E_0 noktasından C noktasında gerçekleşecektir. Reel gelir Y_N 'den Y^* 'a, fiyatlar da P_0 'dan P_1 'e yükselecektir. Fiyatların yükselmesi reel ücretleri düşüreceği için, istihdam düzeyi L_0 'dan L_1 'e yükselecektir. Firmalar fiyat düzeyinin P_1 'e yükselmiş olduğunu bildiklerinden reel ücretin gerçekte W_1/P_1 olduğunun farkındadırlar ve bu reel ücretten C noktasındaki L_1 kadar işgücünü istihdam ederler. İşçiler ise beklenen reel ücret düzeyinin P_0 olduğunu düşündüklerinden ($P^e=P_0$), firmaların ücret düzeyini W_1 'e yükseltmelerinin reel ücret düzeyini artırdığını düşünerek emek arzlarını E noktasına arttıracaklardır.

Kısa dönemde reel üretim düzeyinde artışa neden olan bu durum (*işçi yanılması*), uzun dönemde işçilerin fiyat düzeyinin yükseldiğini fark etmeleri sonucu beklentilerini değiştirmelerine ($P^e=P_2$) neden olacaktır. Bunun sonucunda kısa dönem toplam arz eğrisi $SRAS_0$ konumundan $SRAS_1$ konumuna gelecektir. İşçilerin fiyat beklentileri, fiili fiyat düzeyine yaklaştıkça işçiler eski reel ücret düzeyine ulaşmalarını sağlayacak yeterli nominal ücret artışı talep edeceklerdir. Nominal ücret düzeyi arttıkça fiyat düzeyi artacak ve reel üretim düzeyi azalacaktır.

Daraltıcı bir para politikasında ise ekonomide yukarıda ifade edilenlerin tersi bir mekanizma işleyecektir. Ekonominin tam istihdamda dengede olduğu bir durumda, para stokundaki bir yavaşlama toplam talebin azalmasıyla birlikte fiyatlar genel düzeyindeki bir azalma parasal ücretleri azaltacaktır. İşçilerin fiyatlarındaki düşüş sonucu parasal ücretlerdeki bir düşüşü reel ücretlerde bir azalış olarak algılamaları işçileri daha az çalışmaya yönlendirecek, işsizlik artacak ve dolayısıyla reel gelir azalacaktır. Ancak uzun dönemde işçilerin parasal ücretlerdeki azalmayı fiyatlardaki düşüşten kaynaklandığını anlamalarıyla birlikte kısa dönem toplam arz eğrisi sağa kayacaktır. Sonuç olarak fiyat düzeyi düşecek, reel gelir artacak ve yeni tam istihdam denge düzeyine eskisine kıyasla daha düşük bir fiyat düzeyinde ulaşılacaktır.

Sonuç olarak, reel üretim seviyesinde dalgalanmalara neden olan para stokundaki değişimler, işçilerin fiyat düzeyi konusunda tam bir bilgiye sahip olmamaları sonucunda kısa dönemde tam istihdam üretim düzeyinden geçici sapmalar yaratmaktadır. Uzun dönemde ise sadece fiyat düzeyi değişmekte ve reel üretim düzeyi doğal düzeyine geri dönmektedir.

2.3.4.Monetarist Konjonktür Teorisinde İstikrar Politikaları

Paracılar konjonktürün ana sebebini para arzında görmelerinin doğal bir sonucu olarak konjonktür dalgalanmalarını azaltıcı politikalarda da parayı ön plana çıkarırlar. Paracılara göre, ekonomide dalgalanmaların ana sebebi Merkez Bankası tarafından izlenilen yanlış para politikalarıdır (Parkin, 2010, s. 257). Bu nedenle, paracılar para politikaları uygulamalarının çözümden çok daha fazla problem yaratacağını öne sürmüşler ve piyasalarının serbest bırakılması neticesinde piyasa güçlerinin ekonomide tam istihdamı sağlayacağını savunmuşlardır (Stiglitz & Walsh, 2006, s. 846). Bu şartlar altında, hükümetlerin ekonominin tam istihdam seviyesine ulaşmalarını sağlamak için yapabilecekleri en iyi şey para arzının ekonominin uzun dönem üretim kapasitesindeki artış ile aynı oranda (yaklaşık olarak %3-5) artmasını sağlamaktır (Cox, 1969, s. 72). Friedman (1975, s. 77) bu durumu şu şekilde ifade etmektedir: “Paranın miktarı ile milli gelir ve fiyatlar arasında yakın ve istikrarlı bir ilişki vardır. İstikrarlı bir fiyat düzeyi için para miktarı, ekonominin toplam üretimindeki artış oranına paralel bir şekilde artırılmalıdır.” Literatürde “*para arzı kuralı*” veya “*% k kuralı*” olarak adlandırılan bu kurala göre para arzı yıllık sabit bir oranda artırılmalıdır (Jha, 1991, s. 126).

Friedman'ın para arzının sabit bir oranda artırılması görüşünün altında para talebi fonksiyonunun istikrarlılığı vardır. Paracılara göre, para talebinin faiz esnekliğinin düşük olması parasal işlemlerin ekonomideki etkinliğini artırmaktadır. Uzun dönemde ise üretim düzeyi para miktarındaki değişimlerden değil, üretim faktörlerinden (sermaye, emek, teknoloji gibi) etkilenir. Buna karşın kısa dönemde para miktarı artışları üretim artışları meydana getirir (Özer & Taban, 2006, s. 38). Diğer yandan, yine Friedman'a göre para miktarı para otoritelerinin kontrolündedir. Ancak faiz oranları para otoritelerinin istekleri dışında parasal işlemlerin gelişimi ile bağlantılı olarak değişebilir. Bu nedenle para politikasında ölçü olarak etkinliği tam sağlayabilecek olan para miktarı kullanılmalıdır. Bu açıdan bakıldığında Friedman, Keynes'in para politikasında etkin rol oynayan faiz politikasını dışlamaktadır (Barutca, 2000, s. 142). Ekonomide daha istikrarlı bir para politikası izlenmesinin konjonktürü daha istikrarlı bir hale getireceğini öne süren Paracılar, ekonomik büyümeyi sağlayacak politikalar olarak da yapısal politikaları önermektedirler. Bu politikalara örnek olarak üretici ve tüketicilerin davranışlarını sınırlayan, etkin rekabeti azaltan politikaların kaldırılması gibi deregülasyonlar, çalışmayı caydıran vergi politikalarının değiştirilmesi ve doğal işsizlik oranını azaltıcı politikalar örnek gösterilebilir (Parasız & Bildirici, 2006, s. 385).

Fiyatların tam esnek ve beklentilerin uyarlayıcı (adaptive) olduğu görüşlerine dayanan parasalcı model iktisatçılar tarafından yoğun bir şekilde eleştirilmiş ve 1980'lerden itibaren gözden düşmeye başlamıştır. Parasal hareketlerin konjonktürün temel kaynağı olduğu ve para arzındaki istikrarlı bir artışın hasıladaki dalgalanmaları azaltacağı görüşü günümüzde çok az iktisatçı tarafından kabul görmektedir. Bununla birlikte, başta Milton Friedman olmak üzere parasalcı iktisatçılar tarafından öne sürülen görüşlerin bazıları yeni iktisat okullarına ışık tutarken, bazıları ise günümüzde halen etkisini sürdürmektedir. Parasalcı iktisatçıların iktisat literatürüne en önemli katkılarından biri hiç şüphesiz para politikasının önemi konusunda oluşturdıkları farkındalıktır. Bu farkındalık Merkez Bankalarını uyguladıkları politikalar konusunda daha şeffaf olmaya yöneltmiştir. Parasalcıların literatüre önemli bir diğer katkıları ise ekonomide fiyat beklentilerinin önemini vurgulamış olmalarıdır. Nitekim, parasalcı iktisatın uzantısı olarak geliştirilen rasyonel beklentiler teorisi de ekonomik birimlerin “uyarlayıcı” beklentilerden ziyade “rasyonel” beklentilere sahip olduğunu öne sürmüşlerdir.

Parasalcı iktisatçıların bir diğer önemli katkıları “*istikrar politikalarının istikrar bozucu etkileri*” olduğunu öne sürmeleri olmuştur. Politika uygulamalarının etkilerinin ortaya çıkmasındaki gecikmeler nedeniyle konjonktür dalgalanmalarını azaltıcı politikaların, tersine, konjonktür dalgalanmalarının artırıcı etkileri olabileceğini iddia etmişlerdir.

2.4.Yeni Klasik Konjonktür Teorisi

Yeni Klasik ekonomi okulu 1970’li yıllarda Keynesyen devrime karşı ortaya çıkan ve John F. Muth, Robert Lucas, Robert Barro, Thomas Sargent ve Neil Wallace gibi ünlü iktisatçıların temsilciliğini yaptığı bir iktisadi akımdır. Adından da anlaşılacağı üzere, klasik iktisatçıların devlet müdahalelerinin kaldırılması, devletin ekonomideki rolünün asgari düzeyde olması ve piyasanın kendi haline bırakılması gibi bazı görüşlerinin revize edilmesiyle ortaya çıkmıştır. Yeni Klasikler, Klasiklerden iki noktada ayrılır (Bilgili, 2011, s. 217):

- Hem mal ve hizmet hem de faktör fiyatlarının esneklik süreci ile ücretlerle fiyatların esneklik süreci eşanlı ve hemen oluşur.
- Klasik iktisattaki tam istihdam düzeyindeki denge fikri yerini doğal işsizlik oranındaki dengeye bırakmıştır.

Yeni Klasik makroekonomik modelin temel varsayımları ise genel olarak aşağıdaki gibi sıralanabilir (Hoover, 1988, ss. 13–14):

- Bireylerin tasarruf, tüketim ve yatırım gibi reel ekonomik kararları nominal veya parasal etkenlerle değil, reel etkenlerle belirlenir.
- Bireyler bilgilerinin sınırları içerisinde tutarlı, başarılı optimize edicidirler. Yani, denge hali sürekli olduğundan piyasalar çok çabuk temizlenir.
- Bireyler rasyonel beklentilere sahip olduklarından, ekonomik olayları değerlendirmede sistematik hata yapmazlar.

Rasyonel beklentiler varsayımı ilk kez Muth’un 1961 yılında yayımladığı “*Rational Expectations and the Theory of Price Movements*” adlı makalesinde yer almıştır (Muth, 1961). Buna göre, iktisadi karar birimleri zamanla bir iktisadi değişkenin nasıl bir süreç ile oluştuğunu öğrenir ve öğrendikleri bu bilgiyi ilgili değişkene ilişkin beklentileri düzenlemek amacıyla kullanırlar. İktisadi karar birimleri, değişkenle bağlantılı olan beklentilere ilişkin tüm bilgiyi kullanarak, süreci meydana getiren değişken hakkında

bilgi sahibi olurlar (Muth, 1961, s. 315). Yeni Klasik iktisadın rasyonel beklentileri makroekonomik analiz dahil etmesi literatüre ufuk açıcı bir katkı olmuştur. Zira, yakın zamana kadar ekonomi bilimi beklentileri dikkate almayan, daha çok mekanik bir işleyiş tarzının benimsendiği bir yönetime sahipti. Zaman içerisinde karar birimlerinin beklentilerinin ekonomiyi etkilediği anlaşılmaya başlandı. Hatta günümüzde beklentilerin ekonomi üzerindeki etkisi maddi ilişkilerden bile fazla olabilmektedir. Bu nedenle, Yeni Klasik yaklaşım ve onun bir ögesi olan rasyonel beklentiler hipotezi iktisadi anlayışta bir devrim olarak kabul edilmektedir. Nitekim, Yeni Klasik iktisatın temsilcilerinden Robert Lucas “*rasyonel beklentiler modelini geliştirmesi ve ekonomiye uygulayarak makroekonomik analizi dönüştürmesi ve bu sayede ekonomi politikasını anlayışını derinleştirmesi*”¹⁵ sebebiyle 1995 yılında Nobel ekonomi ödülüne layık görülmüştür.

2.4.1. Lucas’ın Eksik Bilgi Modeli

Robert Lucas tarafından geliştirilen eksik bilgi teorisi, ekonominin tam rekabetçi bir yapıya sahip olması durumunda bile eksik bilginin nasıl konjonktürel dalgalanmalara yol açtığını açıklar (Sachs & Larrain, 1993, s. 531). Eksik bilgi modeli, paracı bir konjonktür teorisi yaratmak amacıyla geliştirilmiştir. Teori geliştirilirken fiyatlarla ilgili eksik bilgi varsayımı yapıldığı için teori Walrascı paradigmadan bir sapmayı temsil eder (Mankiw, 2015, s. 413).

Lucas’ın modelinde çok sayıda farklı mal üretilen bir ekonomi söz konusudur. n sayıda mal olduğunu kabul edersek, ekonomide n sayıda piyasa olacaktır. $i=1,2,3\dots n$ olmak üzere i malının üreticisi, kendi emeği ile ürettiği malı i piyasasında satarken, n sayıdaki bütün piyasalardan mal satın alarak tüketmektedir. i malının fiyatının logaritması p_i ile, i piyasasındaki çıktı miktarının logaritmasını ise y_i ile gösterelim. Bu durumda fiyatlar

genel seviyesini $p \equiv \sum_{i=1}^n p_i$ olarak yazabiliriz. i piyasasındaki fiyatın fiyatlar genel

seviyesi p ve i piyasasına özgü ε_i gibi tesadüfi bir şok ile belirlendiğini varsayalım:

$$p_i = p + \varepsilon_i \quad (2.24)$$

¹⁵ https://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economic-sciences/laureates/1995/press.html

Burada e_i beklenmeyen bir talep şoku olarak düşünülebilir. Bu şoklar her piyasa için birbirlerinden bağımsız olup, beklenen değerleri (ortalama) sıfır ve varyansları da σ_i^2 gibi sabit bir değerdir. Bu varsayımlar altında herhangi bir i piyasasında fiyatlar iki nedenle artar (Snowdon & Vane, 2005, s. 239): fiyatlar genel seviyesindeki (p) bir artış veya i malının nisbi fiyatında (p_i-p) bir artış sonucunda. İlk durumda i malının diğer mallara oranla fiyatı değişmezken, ikinci durumda ise i malı ekonomideki diğer mallara oranla daha pahalı hale gelecektir. Eğer fiyat artışı nispi fiyatın artışından kaynaklanıyorsa, i malının üreticisi kendi ürününü daha pahalıya satarken, diğer malları daha ucuza alacaktır. Bu durumda birey için rasyonel olan daha fazla çalışmak, yani üretimini artırmak olacaktır. Diğer bir ifadeyle, p_i-p arttığı zaman y_i de artacaktır. Fakat bireyler fiyatlardaki artışın genel bir artış mı yoksa kendi ürettikleri malın fiyatında diğer mallara oranla bir artış mı olduğunu tam olarak bilememektedirler (eksik bilgi). Her birey sadece kendi piyasasındaki fiyatları gözlemleyebilmekte, diğer piyasalardaki fiyatları ise tam olarak gözlemleyememektedir. Bu nedenle kendi piyasalarındaki fiyat artışının nisbi fiyatlardan mı yoksa genel bir fiyat artışından mı kaynaklandığına karar vermek durumundadırlar.

Lucas'ın modelinin para arzı ile öngörülerini ortaya koyabilmek için Lucas arz eğrisi ve $y=m-p$ şeklinde ifade edilen toplam talebi birbirine eşitleyip p ve y için ayrı ayrı çözersek (Romer, 2012, ss. 296–297):

$$\begin{aligned} p &= \frac{1}{1+\beta} m + \frac{\beta}{1+\beta} E[p] \\ y &= \frac{\beta}{1+\beta} m - \frac{\beta}{1+\beta} E[p] \end{aligned} \tag{2.25}$$

denklemlerini elde ederiz. Beklenen fiyat düzeyini ($E[p]$) bulabilmek için fiyat denkleminin her iki tarafının beklenen değerini alırsak¹⁶,

$$E[p] = \frac{1}{1+\beta} E[m] + \frac{\beta}{1+\beta} E[p]$$

Denklemini $E[p]$ için çözecek olursak,

$$E[p] = E[m] \tag{2.26}$$

¹⁶ Beklenen değer beklenen değeri ($E(E[x])$) yine beklenen değere eşittir.

eşitliğini elde ederiz. Bu eşitlik fiyat düzeyinin beklenen para arzı tarafından belirlendiğini ortaya koymaktadır. Bu eşitliği kullanarak toplam çıktı denklemini

$$y = \frac{\beta}{1+\beta}(m - E[m]) \quad (2.27)$$

olarak elde ederiz.

2.26 numaralı nolu fiyat denklemine, 2.27 numaralı eşitliği ve $m = E[m] + (m - E[m])$ eşitliğini kullanarak yeniden düzenlersek,

$$p = E[m] + \frac{1}{1+\beta}(m - E[m]) \quad (2.28)$$

olarak elde ederiz. Elde etmiş olduğumuz fiyat ve hasıla denklemleri bize ekonomi dengedeyken fiyatlar genel düzeyi ve toplam üretim miktarını vermektedir. Görüldüğü gibi, para arzında beklenen değişiklikler ($E[m]$) sadece fiyatlar genel düzeyini etkilerken, beklenmeyen değişiklikler ($m - E[m]$) ise hem fiyatlar genel düzeyini hem de hasıla düzeyini etkilemektedir. Diğer bir ifadeyle, para arzında beklenen değişiklikler sadece fiyatları etkilerken, beklenmeyen (sürpriz, öngörülme) değişimler ekonomide reel etki yaratmaktadır. Bununla birlikte, para arzının hasıla üzerindeki etkisi uzun dönemde beklentiler ile gerçekleşen para arzının eşitlenmesiyle kaybolacak fakat fiyat üzerindeki etkisi ise kalıcı olacaktır. Buradan çıkan en önemli sonuç ise para politikalarının uzun dönemde etkin olmadığı yani *politikanın etkinsizliği* önermesidir.

2.4.2.Yeni Klasik Konjonktür Teorisinde Uyarım Mekanizması

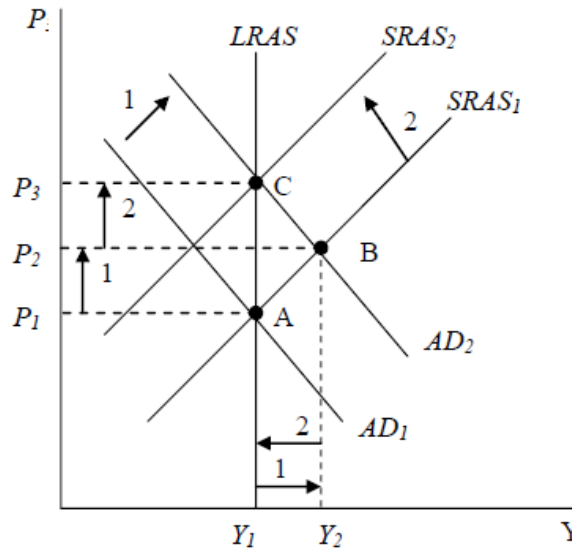
Yeni Klasik konjonktür teorisi temelde Klasik teorisinin varsayımlarını muhafaza etmekle birlikte uyarım ve yayılma mekanizmaları açısından farklılık göstermektedir. Yeni Klasik modelde ekonomiyi etkileyen şoklar talep cephesinden gelen beklenmeyen değişimlerdir. Toplam talepteki beklenmeyen değişimler konjonktür hareketinin başlaması için ilk hareketi oluşturmaktadır. Dolayısıyla, maliye politikası, para politikası veya ihracat gibi toplam talebi etkileyecek öngörülme herhangi bir uygulama reel hasıla üzerinde değişiklik meydana getirebilir.

2.4.3.Yeni Klasik Konjonktür Teorisinde Yayılım Mekanizması

Yeni Klasik teoride konjonktür dalgalanmaları hasılanın doğal oranından sapması olarak tanımlanmaktadır. Doğal oranın tanımlanmasındaki zorluk nedeniyle de konjonktür hareketi hasılanın kendi uzun dönem trend değerinden geçici saplamalar şeklinde hesaplanmaktadır. Yeni Klasik modelde konjoktürün kaynağı öngörülmeyen politikalar nedeniyle ortaya çıkan tahmin hatalarıdır. Dolayısıyla, öngörülen politikalar sonucu toplam talepte beklenen değişimler fiyat düzeyini değiştirmekle birlikte hasıla ve istihdamı etkilemeyeceği için konjonktürel dalgalanmaya neden olmaz.

Yeni Klasik konjonktür modeline göre, çalışanların para arzı ile fiyatlar genel düzeyi arasındaki ilişkinin sonuçlarını öğrenecekleri varsayılmaktadır. Para arzında bir artış öngörülüyorsa, bu durumun sonucunda enflasyonun ortaya çıkacağı da öngörülebilecektir. Ücretler ve fiyatlar tam ve mükemmel bir biçimde uyarlanacağı için para arzı artışları neticesinde ortaya çıkan fiyat artışlarına ücret artışları hızlı bir biçimde uyarlanacaktır. Bu durumda para arzı artışı, üretim ve hasıla artışına yol açmayacak sadece fiyatlar genel düzeyini artıracaktır. Çünkü rasyonel beklentilere bağlı olarak karar veren iktisadi karar birimleri, fiyat artışlarını cari dönemdeki değişmelere bağlı olarak önceden tahmin edecekler ve fiyat artışlarına ücret artışları hızlı bir biçimde uyarlanacaktır. Başka bir deyişle, reel ücretlerde bir değişme olmaksızın nominal ücretlerde meydana gelen artış istihdam ve hasıla üzerine herhangi bir değişmeye yol açmaz (Abel vd., 2013, ss. 393–394).

Para arzında beklenmeyen değişmelerin etkilerini ise aşağıdaki Şekil 2.8 yardımıyla görmek mümkündür.



Şekil 2.8. Yeni Klasik Görüşe Göre Para Arzında Beklenmeyen Değişikliklerin Etkisi

İktisadi karar birimlerinin para arzının sabit kalacağını bekledikleri bir durumda, Merkez Bankası'nın kamuoyuna duyurmadan para arzını artırdığını varsayalım. Para arzındaki bu artış toplam talep doğrusunu AD_1 konumundan AD_2 konumunu alacak şekilde sağa kaymasına neden olur. Bu durumda yeni denge B noktasında oluşur. B noktasında fiyatlar P_2 iken hasıla düzeyi Y_2 olur. Bu noktada gerçekleşen fiyat düzeyi (P_2) beklenen fiyat düzeyinden büyük olduğu için Y_2 gerçekleşen hasıla düzeyi de Y_1 doğal hasıla doğal hasıla düzeyinden büyüktür. Gerçekleşen fiyat düzeyinin beklenen fiyat düzeyinden büyük olması reel ücretleri düşürecektir. Ancak para arzındaki artış beklenmeyen bir durum olduğundan işçiler, para arzı artışının reel ücretlerinde azalmaya yol açtığını hemen tahmin edemezler. Tahmin hatası içinde olan işçiler, ücret artış talebinde bulunmazlar. Bu nedenle maliyetlerinde azalma olan firmalar üretim miktarlarını artırırlar. Üretim miktarlarının artması ise hasıla düzeyinde artış meydana getirir. Bununla birlikte, bir süre sonra ekonomik birimler gerçek fiyat düzeyi hakkında bilgi edinir ve beklentilerini de uyarlayarak ücret artışı talebinde bulunurlar. Ücretlerdeki artışlar sonucu kısa dönem toplam arz doğrusu $SRAS_1$ konumundan sağa kayarak $SRAS_2$ konumunu alır. Yeni denge $SRAS_2$ ve AD_2 doğrularının kesiştiği ekonominin uzun dönem dengesi olan C noktasında gerçekleşirken; fiyat düzeyi P_3 'e yükselmiş, fiyat düzeyi ise Y_1 seviyesine geri dönmüştür (Mankiw, 2015, s. 413). Dolayısıyla, para arzında öngörülmeven artışlar kısa dönemde ücretleri ve fiyatları yükseltecek ve bu da üretim ve istihdamın artmasına neden olacaktır. Ancak uzun

dönemde, iktisadi karar birimleri gerçekleşen fiyat düzeyi hakkında bilgi sahibi olduklarında üretim ve istihdam başlangıç dengesine geri dönecektir.

Sonuç olarak, Yeni Klasik iktisadın fiyatlarda tam esneklik ve esnek fiyatlar sayesinde tüm piyasaların Walrasgil genel denge sürecini gerçekleştirmesi görüşü pek gerçekçi görülmemiştir. Zira, ücret ve fiyatlar mutlaka belli bir ölçüde sert olacaktır. Nitekim, uzun süreli sözleşmelerin varlığı emek arz edenler ile emek talep edenlerin sözleşme süresi boyunca revizyona gitmesini engelleyecektir. Ayrıca ekonomide gerçekleşen son derece karmaşık olaylar uzmanlık bilgisi gerektirmektedir. Bütün bu itirazlara rağmen Yeni Klasik iktisat son 30-40 yıllık iktisat literatürüne damgasını vurmuş ve Keynesyen ekonominin yerini almıştır. Amerika Birleşik Devletleri'nde önde gelen üniversiteler genel makroekonomik yaklaşım olarak bu ekolü benimsemiş ve buna dayalı makroiktisat kitaplarını okutmuşlardır. 2008 küresel finans kriziyle birlikte rasyonel beklentiler teorisi ve yeni klasik okulun görüşleri ciddi biçimde sarsılmış ve Keynesyen yaklaşımlar yeniden ön plana çıkmıştır.

2.5.Yeni Keynesyen Konjonktür Teorisi

İsim babası Michael Parkin olan (Gordon, 1990, s. 1115) Yeni Keynesyen¹⁷ iktisatın en önemli temsilcileri Arthur Okun, Stanley Fischer, Gregory Mankiw, Edmund Phelps, Joseph Stiglitz, Janet Yellen, David Romer'dir. Yeni Keynesyen iktisat, Keynesyen teoriden piyasa aksaklıklarını ve fiyat yapışkanlığını, monetarist teoriden doğal oran hipotezini, Yeni Klasik teoriden rasyonel beklentiler varsayımını ödünç alarak konjonktür hareketlerini açıklamaya yönelik olarak mikroekonomik temellere sahip sentez bir teori üretmişlerdir.

Yeni Keynesyen ifadesi ortak bir fikre dayalı birçok farklı modeli ifade etmek için kullanılmaktadır. Yeni Keynesyen iktisatçıların neye inandıkları ve onları geleneksel Keynesyen iktisatçılardan nelerin farklılaştırdığını altı başlık altında aşağıdaki gibi ifade edebiliriz (Knoop, 2015, ss. 128–130):

¹⁷ Yeni Keynesyen iktisat terimi ilk defa bir makalede Ball, Mankiw ve Romer (1988) tarafından kullanılmıştır. Kavram olarak *Neo* yerine *Yeni Keynesyen* teriminin kullanılmasının nedeni, Neoklasik ile Yeni Klasik İktisat ayrımına dayanmaktadır. Zira eski Keynesyen iktisat Neoklasik iktisadın rakibiyken, Yeni Keynesyen iktisat ise Yeni Klasik İktisadın rakibi durumundadır (Gordon, 1990, ss. 1115–1116). Yeni Keynesyen iktisat, Yeni Klasik iktisadın rasyonel beklentiler varsayımını kabul ederek, farklı mekanizmalara ilişkin mikro ekonomik kanıtlar sunarak, farklı sonuçlara ulaşmaktadır.

- *Konjonktür dalgalarını anlamanın en iyi yolu Keynes'in Genel Teorisini okumak değildir.* Genel Teoriyi anlamak zordur ve bu zorluk makroekonomik davranışların mikroekonomik temellerini açıklanmasında karşımıza çıkar. Keynes'in kitabı miadını doldurmuştur ve ekonomi bilimindeki gelişmeler ekonomik işleyişi Keynes'in teorisinden daha iyi açıklamaktadır.
- *Klasik modelin görüşleri faydalıdır.* Her ne kadar Keynes klasik modeli gözardı etse de Yeni Keynesyenler Klasik iktisatçıların öne sürdüğü tam istihdamın uzun dönemde sağlanabileceğini düşünmektedirler.
- *Aşırı tasarruflar ekonomiyi tehdit etmezler.* Keynes'in tasarruf paradoksuna göre aşırı tasarruflar tüketimi azaltarak ekonomiyi durgunluğa sürükleyebilmektedir. Yeni Keynesyenlere göre ise tasarruf artışı uzun dönemde sermaye birikimini artırarak hasılanın büyümesine yol açar. Dolayısıyla, Yeni Keynesyenleri endişelendiren durum çok fazla tasarruf yapan bir ekonomi değil az tasarruf yapan bir ekonomidir.
- *Yüksek enflasyon düşük işsizlik pahasına gerçekleşmemektedir.* Yeni Keynesyenler doğal oran hipotezini kabul ederler ve enflasyon-hasıla arasında uzun dönemde bir değiş-tokuş ilişkisi olduğuna inanmazlar. Kısa dönemde Monetaristler gibi enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkinin istikrarsız olması dolayısıyla para politikası aracı olarak kullanılamayacağını kabul ederler.
- *Para politikası hasılayı istikrarlı hale getirmek için bir araç olarak kullanılabilirken, maliye politikası kullanılamaz.* Eski Keynesyenlerin maliye politikası araçlarının büyük çarpan etkisi olduğunu düşünmelerine rağmen, Yeni Keynesyenlere göre maliye politikası etkisizdir ve konjonktür hareketlerine istikrar kazandırmada faydalı olamaz.
- *Ekonomi politikaları politika yapımcıların keyfi kararlarına değil kurallara bağlı olmalıdır.* Keyfi politikalar enflasyonun artmasına neden olurken, zaman tutarsızlıkları nedeniyle hâsılayı değiştirmemektedir. Politikanın zaman tutarsızlığı, politikanın uygulama zamanının yanlış belirlenmesi, etkilerinin gecikmeli olarak ortaya çıkması ve politikacıların dönem başında uygulayacaklarını duyurdukları politikaları dönem içinde uygulamaktan vazgeçmeleri anlamına gelmektedir.

2.5.1.Yeni Keynesyen Modeller

Gordon, Yeni Keynesyen akımın gelişmesini ücret ve fiyat katılıklarının rasyonel beklentiler hipotezi doğrultusunda araştırılmasına bağlamaktadır (Gordon, 1990, s. 1137). Gordon'a göre fiyat ve ücret katılıkları mal ve faktör girdilerindeki heterojenlik, eksik rekabet, eksik bilgi gibi mikro temellere dayanmaktadır. Eksik rekabet ve piyasa aksaklıklarının konjonktür hareketlerindeki rolünü açıklamaya çalışan Yeni Keynesyen modeller fiyat katılıklarına dayanan modeller, nominal ve reel ücret katılıklarına dayanan modeller ve asimetrik bilgi ve risk modelleri olmak üzere üç grupta toplanabilir. Teorik olarak böyle bir ayrım olmamasına ve bu modeller birbirlerinden farklılaşmasına rağmen bu modellerin her birinde eksik rekabet koşulları konjonktür dalgaları oluşturacak piyasa başarısızlıklarına neden olur. Şimdi sırasıyla bu modelleri inceleyelim.

2.5.1.1.Fiyat Katılıklarına Dayanan Modeller

Fiyat esnekliği mal piyasasında değişen arz ve talep koşulları karşısında fiyatın yeni arz ve talep koşullarına intibak etme hızını ifade eder. Fiyatların tam esnek olduğu bir durumda değişen arz ve/veya talep koşullarına fiyat anında intibak ederken, fiyatların sıfır esnek olması durumunda arz ve/veya talepte bir değişme olması durumunda fiyat değişmeyecektir. Eğer iddia edildiği gibi fiyatlarda katılık var ise mal piyasalarındaki dengesizlikten kaynaklı olarak konjonktürel dalgalanmalar ortaya çıkacaktır. Yeni Keynesyenler fiyat katılığının beş farklı kaynağı olduğunu öne sürerler.

Fiyat katılıklarının birinci nedeni *stok yatırımlarıdır*. Firmalar piyasa koşullarındaki değişmelere fiyatlarını değiştirmenin dışında farklı yollarla tepki verebilirler. Firmalar, ürettikleri malın fiyatının gelecekte artacağını bekliyorlar stok yatırımlarını artırabilirler. Tersine, ekonominin daralma evresinde de fiyatları düşürmek yerine stok yatırımlarını azaltabilirler (Blinder, 1982, s. 347). Firmalar mallarına olan talebin arttığı dönemde fiyatları artırmak yerine teslimat süresini uzatma yoluna da gidebilirler. Bu sayede müşteriler daha yüksek bir fiyat ödemeyecek iken ve firmalar da kapasite artırımına gitmeyecektir (Knoop, 2015, s. 131).

Yeni Keynesyen iktisatçılara göre fiyatların yavaş ayarlanmasının bir diğer nedeni *menü maliyetleridir*. Menü maliyetleri, fiyat değiştiğinde yeni fiyat kataloglarının basımı,

müşterilere gönderilmesi, reklam afişlerinin basılması ve satış elemanlarının bilgilendirilmesi gibi maliyetlerdir. Dolayısıyla, menü maliyetleri firmaların maliyetlerini sürekli değil de ara sıra ayarlamalarına neden olur. Gregory Mankiw tarafından geliştirilen bu model, küçük ve önemsiz gibi görülen fiyat listelerinin değiştirilme maliyetlerinin eksik rekabet koşullarında önemli refah kayıplarına ve konjonktür hareketlerine neden olabileceğini ortaya koymaktadır. Eğer fiyat ayarlaması yapmanın maliyeti yüksekse, üreticiler fiyatlarını değiştirmeden önce iyice düşünecekler ve bu da fiyatların yapışkan olmasına yol açacaktır. Diğer taraftan, firmalar maliyetlerinde bir parça artış bile olsa fiyatlarını artırma girişiminde bulunmayabilirler. Eğer bir firma fiyatını artırmasına karşın, diğer firmalar fiyatlarını artırmazsa fiyatı artıran firma önemli ölçüde piyasa kaybı yaşayacaktır. Tüm firmalar bu durumu bildiklerinden her bir firma fiyat artırma girişiminde bulunmayacak ve bu durum yine fiyatlarda yapışkanlığa yol açacaktır (Hartley, 2001, s. 172). Ayrıca, küçük menü maliyetleri bile nominal fiyatlarda belirgin katılıklar yaratarak çıktı ve istihdam üzerinde büyük dalgalanmalara neden olabilmektedir (Akerlof & Yellen, 1985, s. 829; Mankiw, 1985, s. 529). Menü maliyetleri gibi fiyat değiştirmenin açık maliyetleri yanında örtülü bazı maliyetleri de vardır. Örneğin, fiyat artışı durumunda tüketicinin güveninin kaybedilmesi olasılığı mevcuttur. Bu nedenle firmalar durgunluk dönemlerinde fiyatları düşürüp, ekonominin tekrar canlandığı dönemlerde fiyat yükseltme yerine maliyet değişikliği gibi bir zorunluluk durumunda fiyatları değiştirme yoluna giderler. Zira tüketiciler maliyet değişikliği sonucu ortaya çıkan fiyat değişikliklerini daha anlayışla karşılayacaklardır. Durgunluk dönemlerinde fiyat düşürmenin bir diğer dezavantajı ise firmalar arasında ortaya çıkma olasılığı olan fiyat savaşlarıdır. Bu potansiyel maliyet özellikle oligopol piyasalarda daha fazla önem taşımaktadır. Çünkü bu piyasalarda firmalar diğer firmaların fiyatlama kararlarına anında tepkide bulunurlar (Özer & Taban, 2006, ss. 99–100).

Fiyat katılıklarının üçüncü nedeni çoğu firmanın fiyatlarını *maliyet üstü* (mark-up) strateji ile belirlemeleridir. Bu yöntemde fiyatlama malın maliyeti üzerine belli bir kâr marjının eklenmesiyle oluşturulur. Maliyet üstü fiyatlama basitliği, anlaşılabilirliği ve uygulama kolaylığı nedeniyle çok sık kullanılan bir yöntemdir. Bu fiyatlamayı uygulayan firmalar fiyatlarını sadece maliyetleri arttığı zaman artıracaklardır. Fiyatlamada ne ileriye dönük piyasa şartları ne de talep koşullarını dikkate alacaklardır.

Bu nedenle mark-up fiyatlama stratejisi fiyatların katı olmasına yol açacaktır (Abel vd., 2013, s. 420).

Fiyat katılığının dördüncü nedeni firmaların fiyatları *nispi olarak* yani rakiplerinin fiyatlarını dikkate alarak belirlemesidir. Bir firmanın optimal fiyatı sıklıkla rakiplerinin fiyatlama stratejisine bağlıdır. Firmalar kendi mallarının fiyatının görelisi olarak daha pahalı olacağı korkusuyla rakipleri fiyatlarını artırmadığı sürece fiyatlarını artırma konusunda isteksizdirler. Fiyat değişikliği konusunda firmalar arasında bir koordinasyon olması durumunda fiyatlar tam esnek olacaktır ancak bazı firmaların fiyat artışına gitmeyerek pazar paylarını artırmaya çalışacakları düşüncesiyle *koordinasyon hatası* ortaya çıkacak ve bu nedenle fiyatlar yavaş bir şekilde uyarlanacaktır. Eğer firmanın malına olan talep esnekliği yüksekse firmanın nispi fiyatını artması durumunda büyük bir pazar kaybı ile karşı karşıya kalacaktır. Dolayısıyla, firmalar fiyatlarının değiştirme konusunda isteksiz olacaklar ve böylece endüstride Yeni Keynesyenlerin *reel katılık* (real rigidity) olarak adlandırdığı fiyat katılığı oluşacaktır (Romer, 2012, ss. 278–280).

Fiyat katılıklarının beşinci ve son nedeni Mankiw ve Reis tarafından geliştirilen *yapışkan bilgi* modelidir. Bu modelin temelinde makroekonomik koşullara ilişkin bilginin nüfusun tamamına yavaş bir şekilde yayılması yer alır. Bu yavaş yayılma bilgi edinme maliyetlerinden veya yeniden optimizasyon maliyetinden kaynaklanabilir. Her iki durumda da fiyatlar sürekli olarak değişse de fiyatlama kararı her zaman güncel bilgiye dayalı değildir (Mankiw & Reis, 2002, s. 1296).

Yeni Keynesyen modellerde fiyat katılıklarının teorik temellerini ortaya koyduktan sonra literatürdeki bu konuda yapılan bazı ampirik çalışmalara bakalım. Klenow ve Malin (2010) fiyatların değişme sıklıklarının farklı mallar arasında çok büyük ölçüde farklılaştığını göstermişlerdir. Çalışmanın önemli bir diğer sonucu ise fiyatların yarısının yılda ancak bir veya iki kez değiştiği fakat bu değişiklik bir kez gerçekleştiğinde ise çok büyük oranda olduğudur.

Blinder'in (1991) 72 üst düzey yönetici üzerinde yaptığı anketin sonuçlarına göre, firmaların %55'i fiyatları yılda sadece bir kez değiştirmekte ve herhangi bir şokun fiyat üzerindeki etkisi 3 ile 4 ay arasında ortaya çıkmaktadır. Aynı çalışmanın sonuçlarına göre üst düzey yöneticilerin önemli bir kısmı stok yatırımlarını, mark-up fiyatlamayı,

açık ve örtük sözleşmeleri ve menü maliyetlerini fiyat katılıklarının önemli nedenleri arasında görmektedir.

Levy ve arkadaşları (1997) süpermarketlerde fiyatları değiştirmenin maliyetini araştırdıkları çalışmalarında, bu maliyetlerin %0,5 ile %1 arasında değişmekte olduğunu ortaya koymuşlardır. Süpermarketlerde kar marjlarının oldukça düşük olması sebebiyle bu maliyetlerin oldukça yüksek olduğu söylenebilir. Dolayısıyla, menü maliyetleri perakendecilerin fiyat değiştirme konusunda isteksiz olmalarının önemli bir nedenidir.

Fiyat katılıklarının makroekonomik etkilerine bakacak olursak, Kiley (2000)'e göre enflasyon oranının daha yüksek olduğu ülkelerde fiyatlar daha sık değiştirilmektedir. Örneğin, 1948-1996 yılları arasında ortalama enflasyon oranının %4 olduğu Amerika Birleşik Devletleri'nde fiyatlar yaklaşık 3,5 yılda bir değişirken, aynı dönemde enflasyonun %58 olduğu Arjantin'de fiyatlar her yıl değişmiştir. Bu sonuçlar göstermektedir ki enflasyonun yüksek olduğu ülkelerde firmalar fiyat değiştirme konusunda daha isteklidirler. Bu nedenle, daha yüksek enflasyona sahip ülkelerde fiyatların daha sık değiştirilmesi hasıladan sapmaların daha kısa süreli olmasına yol açacaktır.

Benzer şekilde, Ball, Mankiw ve Romer (1988) talep şoklarının reel etkilerinin zaman boyunca herhangi bir ülkede veya ülkeler arasında ortalama enflasyon oranı arttıkça azaldığını ortaya koymuşlardır. Bu sonuç hasıladaki görülen reel etkilerin sadece öngörülmeleyen talep şokları sonucu kamuoyunun yanıltılması nedeniyle değil aynı zamanda fiyat ve ücret katılıklarının da bir sonucu olarak gerçekleştiğini ortaya koymaktadır. Fiyat değişmelerinin hasıladaki değişimle birlikte eşanlı olarak değil de belli bir süre sonra gerçekleşmesi nedeniyle beklenen şoklar dahi hasıla üzerinde etkilidir. Dolayısıyla, bütün bu araştırmalar göstermektedir ki fiyat katılığı vardır ve hasılanın dalgalanmasında önemli bir rol oynamaktadır.

2.5.1.2.Nominal ve Reel Ücret Katılıklarına Dayanan Modeller

Yeni Keynesyenlere göre konjonktür hareketlerinin ikinci temel nedeni ücret değişiminde gözlenen katılıklardır. Nominal ve reel ücret katılıklarına dayanan bu modeller, işgücü piyasasının işleyişini mikroekonomik temellerle açıklamaya çalışırlar. Bu modellerin en önemlileri açık (explicit) sözleşme modeli, örtük (implicit) sözleşme

modeli, asgari (minimum) ücret yasası, etkin ücret modeli ve içerdeki-dışarıdakiler modelidir.

Açık ücret sözleşmeleri sendikalar aracılığıyla yapılan müzakereler sonunda ortaya çıkan sözleşmeler ile ücretlerin nominal olarak ve belirli bir süre için belirlendiği sözleşmelerdir. Ücret görüşmelerinin hem işçi hem de işveren açısından maliyetli olması ve grev riski dolayısıyla sözleşmeler uzun dönemli olarak yapılmaktadır. Bu modellere göre nominal ücretlerin sözleşme dönemlerinde belirlenmesi ücretlerin kademeli bir şekilde ayarlanmasına yol açmaktadır. Dolayısıyla, ücretlerin sözleşmelerle belirlendiği emek piyasasında para arzında meydana gelen değişiklikler kısa dönemde ücretler üzerinde herhangi bir değişikliğe yol açmayacaktır.

Arthur Okun'un, Smith'ten esinlenerek "görünmez tokalaşma" olarak nitelediği (Tobin, 1996, s. 739) *örtük sözleşme teorisi* firmaların risk yansız iken işçilerin riskten kaçındıklarını varsayar. Bu durumda ücret oranı sadece işçiye emeğinin karşılığı olarak yapılan bir ödeme olmayıp aynı zamanda gelirin değişme riskine karşı bir güvencedir. Ücretin bu rolü işçilerin riski azaltmak amacıyla finansal piyasalara erişiminde güçlükler varsa daha da belirginleşir. Ekonomide bir şok durumunda firmalar riskten kaçınan işçileri gelirlerindeki dalgalanmadan korumak amacıyla reel ücretleri sabit tutma konusunda işçilerle anlaşabilirler. Bu anlaşma resmi bir anlaşma olabileceği gibi örtülü bir şekilde firmanın ücret politikalarında da kendini gösterebilir. Bu sayede firma konjonktür riskini üstlenirken, işçiler riske karşı korunmuş olmaktadırlar. Çalışanların gelir düzeyi istikrarlı olduğundan ücretler yapışkandır. Örneğin, petrol fiyatlarındaki değişimden kaynaklanan bir arz şokunda, artan petrol fiyatları reel ücretleri düşürecektir. Ancak firma hem işveren hem de sigortacı gibi davranarak çalışanları örtülü bir anlaşma yaparak reel ücretlerin sabit tutulması konusunda anlaşabilir. Bu sayede, petrol fiyat şokunun işçilerin reel ücretlerini düşürmesi önlenmiş olur. (Sachs & Larrain, 1993, ss. 538–539).

Ücret katılıklarına yol açan bir diğer faktör *asgari ücret yasası*dır. Etkin¹⁸ bir asgari ücret yasası halinde işgücü piyasasında ödenebilecek en düşük ücret belirlenmekte ve bu ücretin altında işçinin çalıştırılması kanunen yasaklanmaktadır. Dolayısıyla, açık ve

¹⁸ Asgari ücretin etkin olabilmesi için denge ücretin üzerinde olması gerekmektedir.

örtük sözleşmeler modelinde olduğu gibi asgari ücret yasası da nominal ücret katılığı açıklamaktadır.

*Etkin ücret modeli*¹⁹ ücretlerin bazı piyasalarda piyasayı temizleyecek kadar düşmediğini öne sürmektedir. Daha önceki modellerden farklı olarak bu model hem nominal hem de reel ücretlerin katılığını açıklamaktadır. Etkin ücret modelinin temel varsayımı daha yüksek ücret ödemenin firmaya maliyeti olduğu gibi faydası da olmasıdır. Firmaların çalışanlarına cari ücret düzeyinden daha fazla ücret ödemesinin birçok nedeni vardır. Birincisi, özellikle fakir ülkelerde geçerli olmak üzere, daha fazla ücret alan işçi daha iyi beslenecek, daha sağlıklı olacak ve bu sayede verimliliği artacaktır (Mankiw, 2015, s. 194). İkincisi, yüksek ücret alan işçiler işini kaybettiklerinde aynı koşullarda iş bulmakta zorlanacaklarını bildiklerinden, firma tarafından tam olarak izlenemeseler bile işten kaçmayacaklardır (Abel vd., 2013, s. 411). Üçüncüsü, daha yüksek bir ücretin işçinin yetenekleri firmanın gözlemleyemeyeceği bir boyutta artırmasıdır. Daha yüksek bir ücret firmaya daha kaliteli işçilerin başvuru yapmasına neden olacak ve bu sayede firmanın işe aldığı işçiler ortalama olarak daha yetenekli bireylerden oluşacaktır (Romer, 2012, s. 458). Dördüncüsü, daha yüksek bir ücret çalışanlar arasında firmaya olan sadakati artırır ve onları daha gayretli olmaya sevk eder. Tersine, düşük bir ücret ise kızgınlık ve intikam hissi sonucu kaytarmaya ve sabotaja yöneltecektir (Akerlof & Yellen, 1985, s. 256). Bütün bu nedenlerle ekonominin daralma evresinde bile firmalar ücretleri düşürmeyerek piyasa koşullarındaki değişimin ücretlere yansımaları önlemektedirler. Bu nedenle, işsizlik doğal oranının üzerinde seyretmektedir.

İlk olarak Lindbeck ve Snower tarafından ileri sürülen (Blanchard, Bean, & Münchau, 2006, s. 23) *içeridekiler-dışarıdakiler modeli* gayri-iradi işsizlik altında ücret katılıklarını açıklamaya çalışmaktadır. Bu modelde içeridekiler firmanın hâlihazırda istihdam ettiği işçiler, dışarıdakiler ise işsizlerdir. Etkin ücret modelinde piyasayı temizleyen ücretin üzerinde ücret veren firmalar iken, içeridekiler-dışarıdakiler

¹⁹ Etkin ücret modelinin teorik olarak ortaya çıkışı Shapiro-Stiglitz'e (1984) dayansa da uygulamadaki ilk örneği Henry Ford tarafından gerçekleştirilmiştir. 1914 yılının Ocak ayında Ford Motor piyasada günlük ücret 2-3\$ iken, işçilerine günlük 5\$ ödemeye başlamıştır. Kısa sürede binlerce kişi Ford Motor fabrikasının önünde iş bulabilmek amacıyla kuyruğa girmiştir. Piyasayı temizleyen ücretin (2-3\$) yaklaşık iki katı ücret (5\$) uygulaması sonucu işten ayrılmalar %87, işe gelmeme %75 azalırken, verimlilik %30 artmıştır. Henry Ford daha sonra cari ücret düzeyinden daha fazla ücret vermesinin maliyetleri düşürmek için yapmış olduğu en iyi hamle olduğunu söylemiştir (Raff & Summers, 1987).

modelinde ücreti belirleme gücü kısmi olarak içeridekilere aittir. İçeridekiler işgücü değişiminin firmaya maliyetli olduğunu bildiklerinden dolayı dışarıdakilere nispeten pazarlık gücüne sahiptirler. İşgücü değişimindeki maliyetin birinci sebebi işten çıkarma ve işe alma sırasında katlanılan zorunlu olan işe alma ve işten çıkarma prosedürlerini, reklâm, denetleme, kıdem tazminatı ve dava maliyetlerini kapsamaktadır. Bunlara ek olarak Lindbeck ve Snower'ın (1988) vurguladığı bir başka maliyet unsuru daha söz konusudur. İçeridekiler firmadaki pozisyonlarının dışarıdakiler tarafından tehdit edildiğini düşünürlerse onlarla işbirliği yapmayı reddedebilir, onları eğitmekten kaçınabilir ve hatta çalışma koşullarını onlar açısından kötüleştirebilirler. Bütün bu maliyetlerden dolayı, kısmen de olsa, içeridekiler pazarlık gücüne sahiptirler (Snowdon & Vane, 2005, ss. 394–395). Bu pazarlık gücü neticesinde firma çalışanlarına piyasayı temizleyen ücret düzeyinin üzerinde bir ücret verecek ve dolayısıyla daha az kişiyi istihdam edecektir.

2.5.1.3.Kredi ve Risk Modelleri

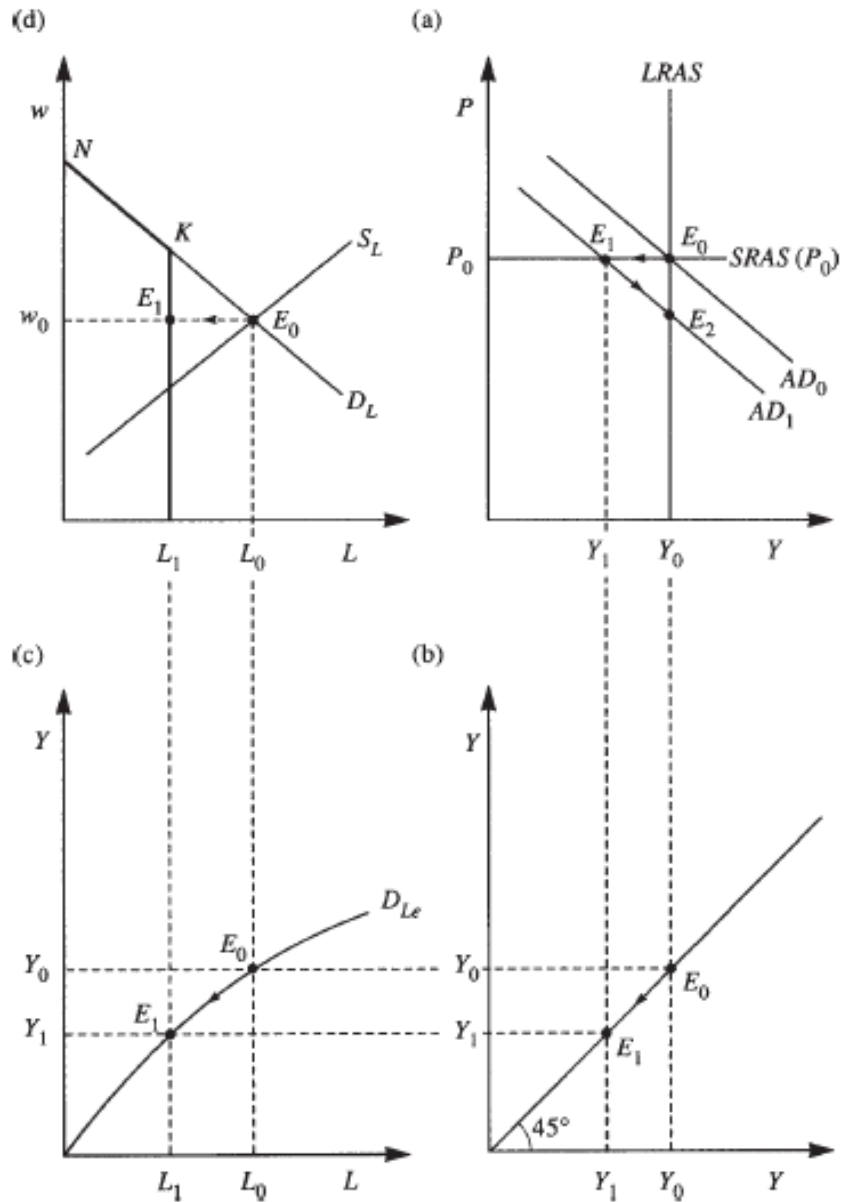
Yeni Keynesyenlerin piyasa başarısızlıklarını açıklamada kullandıkları üçüncü model kredi ve risk modelleridir. Ekonomide kaynak dağılımı görevini üstlenen finansal piyasaların bu işlevi hatalı bir şekilde yerine getirmesi durumunda ekonominin tamamı bu durumdan etkilenecektir. Finansal piyasalarda alıcı ve satıcıları ilgilendiren bilginin, tam ve taraflarca eşit düzeyde sağlanamaması olarak tanımlayabileceğimiz asimetrik bilgi finansal piyasalarda kaynakların hatalı dağılmasının en önemli nedenidir. Asimetrik bilgi ise *ters seçim (adverse selection)* ve *ahlaki tehlike (moral hazard)* olmak üzere iki soruna yol açar. Ters seçim finansal piyasalarda alacaklı konumundaki kişi veya kurumların fonlarını yatırıma dönüştürmeden önce iyi riskli başvurularla kötü riskli başvuruları birbirinden ayırt etmelerine dair bir sorundur. Borç sözleşmeleri gerçekleşmeden önceki aşamada fon talep edenlerin hangilerinin kredibilitesinin daha yüksek, hangilerinin daha düşük olduğunun tespiti elinde fonu bulunan ve bunları finans piyasalarına plase etmek isteyen yatırımcılar için önemli bir sorundur (Erdem, 2014, ss. 79–80). Ahlaki tehlike ise finansal piyasalarda borçlunun kullandığı fonları planladığı gibi kullanıp kullanmadığının alacaklı tarafından tespit edilmesi ve takibi ile ilgili bir sorundur (Erdem, 2014, s. 88). Finansal piyasalarda ters seçim ve ahlaki tehlike sorunlarını ortaya çıkması, finansal işlemlerin riskinin yükselmesi nedeniyle kredi maliyetlerini artıracaktır. Kredi maliyetleri arttığında, kredi ihtiyaçları hat safhaya

ulaşmış yüksek riskli başvurular artacaktır. Bankaların düşük riskli başvurularla yüksek riskli başvuruları tam olarak ayırt edememesi kaynakların hatalı dağılımına yol açacaktır (Leland & Pyle, 1977, s. 371).

2.5.2.Yeni Keynesyenlerde Konjonktür Hareketleri

Yeni Keynesyen iktisatçılar toplam arz şoklarını tamamen göz ardı etmemekle birlikte, konjonktür dalgalarının temel sebebi olarak Keynesyen anlayışta olduğu gibi toplam talepteki şokları görmektedirler. Toplam talepte meydana gelen şokların kaynağı para politikası gibi nominal etkenler olabileceği gibi kamu harcamaları gibi reel faktörler de olabilir. Yeni Keynesyen iktisatçılar, Keynesyen teoride olduğu gibi toplam talep şoklarının nominal ücretlerdeki ve fiyatlardaki yapışkanlıklar nedeniyle bir konjonktür hareketine dönüşeceğini öngörmektedirler. Fakat Keynesyen iktisatçılar gibi nominal ücretlerin ve fiyatların yapışkan olduğu ön kabulü yerine, bu yapışkanlıkları açıklayan modeller ortaya koymuşlardır. Bu modellerin ayırt edici unsuru eksik rekabet varsayımıdır (Rogers, 2013, s. 175). Bu nedenle piyasada monopolcü rekabet şartları geçerlidir. Zira, fiyat yapışkanlıkları varsayımı tam rekabet varsayımı ile örtüşmemektedir.

Yeni Keynesyen modelde konjonktür dalgalanmalarının nasıl ortaya çıktığı toplam talep ve toplam arz eğrileri kullanılarak açıklanabilir (Snowdon & Vane, 2005, ss. 396–398):



Şekil 2.9. Yeni Keynesyen Modelde Konjonktürel Dalgalanmalar

Kaynak: Snowdon ve Vane (2005, s. 397)'den alınmıştır.

Şekil 2.9.'da ücret ve fiyatların katı olduğu durumdaki emek ve mal piyasası yer almaktadır. Şeklin (a) panelinde para arzında bir azalma sonucu toplam talep doğrusu AD_0 konumundan AD_1 konumuna gelecektir. Menü maliyetleri ve reel katılıklar nedeniyle fiyat düzeyi P_0 seviyesinde sabit olacağı için toplam talepteki bir azalma sonucu ekonominin yeni dengesi şeklin (a) panelinde E_0 noktasından E_1 noktasına kayacaktır. Hasıladaki azalma etkin emek talebini azaltacaktır. Şeklin (c) paneli etkin emek talep eğrisi (D_{Le}) farklı üretim düzeyleri için ne kadar emeğin gerekli olduğunu göstermektedir. Şekilde görüldüğü gibi, Y_1 miktarında hasıla üretebilmek için L_1

miktarında emek gerekmektedir. Ücret ve fiyatların P_0 ve w_0 seviyesinde sabit olması nedeniyle firmaların etkin emek talebi D_L değil bu doğrunun NK ile gösterilen kısmı ve KE_1L_1 ile gösterilen kısmından oluşan (d) panelindeki NKL_1 doğrusudur. Reel katılığın w_0 seviyesinde olduğu durumda firmalar L_0 kadar işçi istihdam etmek isterler ancak L_0 miktarında emek istihdam ederek üreteceği Y_0 miktarındaki ürünün hepsini satamayacaktır. Dolayısıyla, toplam talep şoku L_0-L_1 kadar bir gayri-iradi işsizliğe yol açmıştır. Yeni Keynesyen kısa dönem toplam arz eğrisi ($SRAS$) sabit fiyat seviyesinde (P_0) tam esnektir. Zamanla ücret ve fiyatlardaki aşağı yönlü baskı nedeniyle ekonominin dengesi a panelinde olduğu gibi E_1 noktasından E_2 noktasına gelecektir. Sonuç olarak Yeni Keynesyen modelde parasal şokların kısa dönemde hasıla üzerinde etkileri varken uzun dönemde para yansızdır.

Yeni Keynesyen iktisatçılar ekonominin uzun dönemde tam istihdam seviyesine geleceğini kabul etmekle birlikte, bu sürecin uzun süreceğini ve toplumsal refahı azaltacağını öne sürerek hiçbir şey yapmadan beklemek yerine toplam talebi artırıcı politikaların uygulanması gerektiğini ifade ederler.

2.6.Reel Konjonktür Teorisi

Yeni Klasik modelde bilgi gecikmelerinin çok kısa dönemli olmaları nedeniyle konjonktür dalgalarının makul bir kaynağı olamayacakları görüşü nedeniyle konjonktür dalgalanmalarının eksik bilgi teorisi ile açıklanamayacağı görüşü Yeni Klasik iktisatçıları piyasaların sürekli temizlendiği alternatif bir konjonktür teorisi arayışına yöneltmiştir. Finn Kydland, Edward Prescott, Robert King ve Charles Plosser gibi iktisatçıların öncülük ettiği Reel Konjonktür Teorisi (Real Business Cycles- RBC) olarak adlandırılan bu yeni teoriye göre konjonktür hareketlerinin kaynağı parasal şoklar (talep şoku) olmayıp reel (arz) şoklardır (Gordon, 2013, ss. 548–549).

2.6.1.Temel Bir Reel Konjonktür Modeli

Reel Konjonktür modeli Neoklasik büyüme modelini kullanmaktadır. Model çok sayıda alözdeş firmadan oluşmaktadır. Üretimi gerçekleştirmek için sermaye (K), emek (L) ve teknolojinin (A) kullanıldığı ölçeğe göre sabit getiriye sahip Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonu aşağıdaki gibi gösterilebilir (Romer, 2012, ss. 195–207):

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2.29)$$

Hasıla tüketim (C), yatırım (I) ve hükümet harcamalarından (G) oluşmakta ve her dönem sermayenin δ kadarlık kısmı amortismanına uğramaktadır. $t+1$ dönemindeki sermaye birikimi denklemi

$$\begin{aligned} K_{t+1} &= K_t + I_t - \delta K_t \\ &= K_t + Y_t - C_t - G_t - \delta K_t \end{aligned} \quad (2.30)$$

şeklinde olup hükümet harcamaları götürü vergilerle finanse edilmektedir. Emek ve sermayenin marjinal ürünlerinin karşılığını aldığı durumda herhangi bir t döneminde reel ücret ve reel faiz oranı aşağıdaki gibidir:

$$w_t = (1-\alpha)K_t^\alpha (A_t L_t)^{-\alpha} A_t \quad (2.31)$$

$$= (1-\alpha) \left(\frac{K_t}{A_t L_t} \right)^\alpha A_t \quad (2.32)$$

$$r_t = \alpha \left(\frac{A_t L_t}{K_t} \right)^{1-\alpha} - \delta \quad (2.33)$$

Temsili hanehalkının amacı şimdiki ve gelecekte elde edeceği faydaların indirgenmiş değerini maksimize etmektir.

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} u(c_t, 1-l_t) \frac{N_t}{H} \quad (2.34)$$

Burada C_t temsili hanehalkının tüketimini, l_t çalışma süresini, $1-l_t$ boş zamanı, ρ iskonto oranını, N_t nüfusu ve H toplam hanehalkı sayısını²⁰ ifade etmektedir.

Nüfus dışsal olarak n gibi bir oranda artmaktadır;

$$\ln N_t = \bar{N} + nt, \quad n < \rho \quad (2.35)$$

Dolayısıyla nüfusun düzey değeri ise $N_t = e^{\bar{N}+nt}$ olacaktır.

²⁰ Dolayısıyla, denklemdeki N_t/H terimi temsili bir hanede kaç bireyin olduğunu yani hanehalkı sayısını göstermektedir.

Anlık fayda fonksiyonun, $u(\cdot)$, tüketimin (c) ve toplam zamanın²¹ çalışılmayan kısmı olan boş zamanın (leisure) artan bir fonksiyonudur. Bütün hanehalkları özdeş olduklarından, $c=C/N$ ve $l=L/N$ olarak ifade edilebilir.

Anlık fayda fonksiyonu ise aşağıdaki gibi log-doğrusal bir yapıya sahiptir;

$$u_t = \ln c_t + b \ln(1-l_t), \quad b > 0 \quad (2.36)$$

Modelin son varsayımları ise konjonktür dalgalarının iki kaynağı olan teknoloji ve hükümet harcamalarını kapsamaktadır. Trend büyümesini yakalamak amacıyla şokların olmadığı durumda $\ln A_t$ veri teknoloji düzeyi ile teknolojinin artış hızı (g) toplamından oluşacaktır. Ancak teknoloji düzeyi rastsal şoklara maruz kalacağı için

$$\ln A_t = \bar{A} + gt + \tilde{A}_t \quad (2.37)$$

şeklinde ifade edilebilir. Teknoloji şoklarını temsil eden $\tilde{A}$ birinci dereceden otoregresif bir süreç izlemektedir:

$$\tilde{A}_t = \rho_A \tilde{A}_{t-1} + \varepsilon_{A,t}, \quad -1 < \rho < 1 \quad (2.38)$$

Burada $\varepsilon_{A,t}$ sıfır ortalamaya sahip, otokorelasyon içermeyen beyaz gürültü (white noise) hata terimidir. Teknoloji şokunun katsayısını gösteren ρ katsayısının -1 ile +1 arasında bir değer alması teknoloji şoklarının pozitif veya negatif olabileceğini ancak şokun teknoloji üzerindeki etkisinin kademeli olarak ortadan kalkacağını anlamına gelmektedir.

Hükümet harcamaları için de benzer varsayımlar geçerlidir. Kişi başına kamu harcamalarının trend büyüme oranını teknolojinin trend büyüme oranına eşittir. Eğer bu varsayım yapılmazsa kamu harcamaları zaman içerisinde ekonomi içerisinde ya çok küçük ya da çok büyük olacaktır. Böylece,

$$\begin{aligned} \ln G_t &= \bar{G} + (n+g)t + \tilde{G}_t \\ \tilde{G}_t &= \rho_G \tilde{G}_{t-1} + \varepsilon_{G,t}, \quad -1 < \rho_G < 1 \end{aligned} \quad (2.39)$$

²¹ Basitlik amacıyla toplam zaman 1 olarak normalize edilmiştir.

Bu eşitlikte de ε_G 'ler beyaz gürültü hata terimleri olup, teknoloji eşitliğindeki hata terimleri, ε_A , ile ilişkisizdir.

Fayda fonksiyonundan emek arzı ile ilgili bilgi edinmek amacıyla hanehalkının yalnızca bir dönem yaşadığını ve başlangıçta herhangi bir serveti olmadığını kabul edelim. Ayrıca, basitlik amacıyla hanehalkının yalnızca bir üyeden oluştuğunu varsayalım. Bu durumda hanehalkının amaç fonksiyonu $\ln c + b \ln(1-l)$ ve bütçe kısıtı da $c=wl$ olacaktır.

Hanehalkı maksimizasyon probleminin Lagrange eşitliği

$$L = \ln c + b(1-l) + \lambda(wl - c) \quad (2.40)$$

biçimindedir. c ve l 'ye göre kısmi türev alarak birinci derece koşulları elde edersek,

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial c} &= \frac{1}{c} - \lambda = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial l} &= -\frac{b}{1-l} + \lambda w = 0 \end{aligned} \quad (2.41)$$

sonuçlarını elde ederiz. Bütçe kısıtı $c=wl$ olduğundan $\lambda=l/wl$ olacaktır. Bu ifadeyi son denklemde yerine koyarsak

$$-\frac{b}{1-l} + \frac{1}{l} = 0 \quad (2.42)$$

eşitliğini elde ederiz. Dikkat edilirse bu eşitlikte ücret yer almamaktadır. Dolayısıyla, emek arzı ücretten bağımsızdır. Faydanın tüketimin logaritmik bir fonksiyonu olması ve hanehalkının başlangıç serveti olmaması nedeniyle ücretteki bir değişimin gelir ve ikame etkileri birbirini dengelemektedir.

Burada belirtmeliyiz ki statik durumda ücret düzeyinin emek arzını etkilememesi hanehalkının yaşam süresinin bir dönemden uzun olduğu durumda ücretteki değişimin emek arzını etkilemeyeceği anlamına gelmemektedir. Bu hanehalkının iki dönem yaşadığı durumda kolaylıkla görülebilir. Hanehalkının yalnızca bir bireyden oluştuğunu ve başlangıç serveti olmadığı varsayımına ilave olarak faiz oranı veya ikinci dönemdeki ücret düzeyi ile ilgili herhangi bir belirsizlik olmadığını kabul edelim.

Hanehalkının yaşamboyu bütçe kısıtı artık;

$$c_1 + \frac{1}{1+r} c_2 = w_1 l_1 + \frac{1}{1+r} w_2 l_2 \quad (2.43)$$

olup denklemdeki r reel faiz oranını ifade etmektedir. Langrange denklemi,

$$L = \ln c_1 + b \ln(1-l_1) + e^{-\rho} [\ln c_2 + b \ln(1-l_2)] + \lambda \left[w_1 l_1 + \frac{1}{1+r} w_2 l_2 - c_1 - \frac{1}{1+r} c_2 \right] \quad (2.44)$$

Burada hanehalkının karar vermesi gereken değişkenler her iki dönemdeki tüketim (c_1, c_2) ve boş zamanın dönemler arasındaki dağılımıdır (l_1, l_2). İki dönem altında nispi ücretin emek arzı üzerindeki etkisini göstermek için l_1 ve l_2 'nin birinci derece koşullarını yeterlidir

$$\frac{\partial L}{\partial l_1} = \frac{b}{1-l_1} = \lambda w_1 \quad (2.45)$$

$$\frac{\partial L}{\partial l_2} = \frac{e^{-\rho} b}{1-l_2} = \frac{1}{1+r} \lambda w_2$$

2.45 nolu eşitliğin her iki tarafını w_1 ile, 2.43 nolu eşitliğin her iki tarafını $w_2/(1+r)$ ile bölüp elde edeceğimiz ifadeyi λ 'ya eşitlersek

$$\frac{e^{-\rho} b}{1-l_2} \frac{1+r}{w_2} = \frac{b}{1-l_1} \frac{1}{w_1} \quad (2.46)$$

$$\frac{1-l_1}{1-l_2} = \frac{1}{e^{-\rho}(1+r)} \frac{w_2}{w_1}$$

2.46 nolu eşitliğe göre iki dönemde emek arzı nispi ücretlerdeki değişmeye tepki vermektedir. Örneğin, birinci dönemdeki reel ücret (w_1) ikinci dönemdeki reel ücrete (w_2) oranla artarsa hanehalkının ilk dönemdeki boş zamanını (l_1) ikinci döneme kıyasla azalıp, ilk dönemdeki emek arzı artar.

2.46 numaralı eşitlik aynı zamanda faiz oranlarındaki bir artışın ilk dönemdeki emek arzının ikinci döneme kıyasla artacağını ima etmektedir. Faiz oranındaki bir artış bugün çalışmanın ve tasarruf etmenin cazibesini artıracaktır. Faiz oranındaki bir artışın emek arzı üzerine etkisi reel konjonktür modelinde istihdamdaki dalgalanmaların açıklanması konusunda önemli bir işleve sahiptir.

2.6.2. Teknoloji Şokunun Ölçülmesi: Solow Artığı

Reel konjonktür modelinde konjonktür dalgalanmalarının temel nedeni teknoloji şoklarıdır. Ancak teknolojik değişim kolayca ölçülebilen bir değişken olmadığı için ekonomik büyüme sürecinde teknolojinin katkısını tespit edebilmek kolay değildir. Bu soruna ABD’li iktisatçı Robert Solow (1957) doğrudan ölçülemeyen teknolojik ilerlemenin dolaylı bir şekilde ölçülmesini önererek oldukça pratik bir çözüm getirmiştir. *Solow artığı* (*Solow residual*) basitçe hasıladaki değişimin emek ve sermayedeki değişmeden kaynaklanmayan kısmı olarak ifade edilebilir²².

Emek, sermaye ve veri teknoloji düzeyi tarafından tanımlanan jenerik bir üretim fonksiyonunu aşağıdaki gibi ele alabiliriz (Solow, 1957, ss. 312–313):

$$Y = AF(K, L) \quad (2.47)$$

Hasıla A, K veya L değiştikçe değişecektir. Üretim fonksiyonu olarak ampirik çalışmalarda en sık kullanılan Cobb-Douglas üretim fonksiyonu kullanılabilir:

$$Y = AK^\delta L^{1-\delta}, \quad 0 < \delta < 1 \quad (2.48)$$

Burada δ sermayenin hasıla esnekliği ve $1 - \delta$ emeğin hasıla esnekliğidir. Katsayıların toplamının 1 olması ise üretim fonksiyonunun ölçeğe göre sabit getiriye sahip olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla emek ve sermaye girdilerindeki eşit bir artış, hasılayı aynı oranda artıracaktır. Eşitliği tekrar düzenleyerek Solow artığına (A) ulaşabiliriz:

$$\text{Solow artığı} = A = \frac{Y}{K^\delta L^{1-\delta}} \quad (2.49)$$

Burada A doğrudan ölçülemediği için artık olarak tahmin edilecektir. Cobb-Douglas üretim fonksiyonunu yüzde değişimleri olarak aşağıdaki gibi ifade edebiliriz:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta A}{A} + \delta \frac{\Delta K}{K} + (1 - \delta) \frac{\Delta L}{L} \quad (2.50)$$

Bu eşitliğe göre hasıladaki değişim ($\Delta Y/Y$); toplam faktör verimliliğindeki değişime ($\Delta A/A$), emek $(1 - \delta)(\Delta L/L)$ ve sermayedeki değişimin $(\delta(\Delta K/K))$ ağırlıklı ortalamasına bağlıdır. Yukarıdaki eşitliği teknolojik değişimin artık olarak ifade edildiği eşitlik olarak aşağıdaki gibi yazabiliriz:

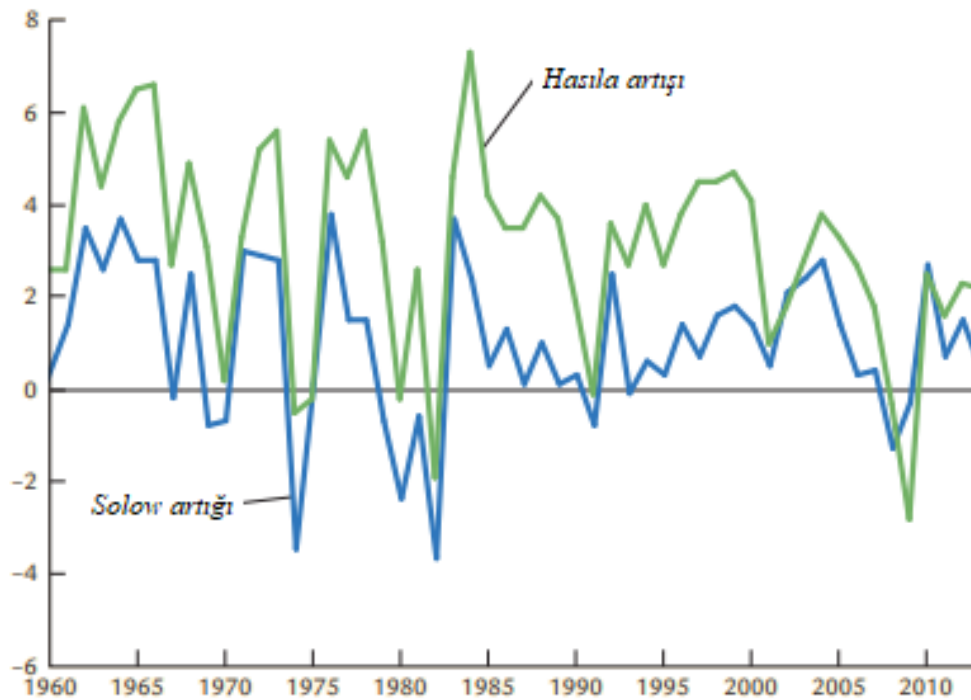
²² Teknolojik ilerleme doğrudan ölçülemeyip, hasıladaki değişmeden emek ve sermayedeki değişme çıkarılması suretiyle elde edildiği için *artık* terimi kullanılmaktadır.

$$\frac{\Delta A}{A} = \frac{\Delta Y}{Y} - \left[\delta \frac{\Delta K}{K} + (1 - \delta) \frac{\Delta L}{L} \right] \quad (2.51)$$

Burada $\Delta A/A$ Solow artığı olarak adlandırılır. Reel konjonktür teorisine göre Solow artığı teknolojik değişimin bir ölçüsüdür.

RBC teorisine göre Solow artığı ile hasıla arasında yüksek bir korelasyon olması beklenmektedir. Nitekim, Kydland and Prescott ABD ekonomisi için yapmış oldukları çalışmada savaş sonrası dönemde hasıladaki dalgalanmaların %70'inin Solow artığı ile açıklandığını ortaya koymuşlardır (Kydland & Prescott, 1991, s. 63). Solow artığı ile hasıla dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi grafiksel olarak da ortaya koymak mümkündür. Şekil 2.10'da ABD ekonomisinde 1960-2013 dönemi için hasıla büyümesi ve Solow artığı arasındaki ilişki için görülmektedir.

Grafikte de görüldüğü gibi hasıla büyümesi ile verimlilik şokları arasındaki güçlü korelasyon verimlilik şoklarının konjonktür dalgalarında önemli bir rol oynadığı anlamına gelmektedir.



Şekil 2.10. Hasıla Artışı ve Solow Artığı
Kaynak: Mankiw (2015, s. 277)

2.6.3. Konjonktür Dalgalarının Kalıcılığını Belirleyen Ampirik Testler

Reel konjonktür modelinde hasıladaki dalgalanmaların temel kaynağı olarak teknoloji değişimleri görülür. Teknolojinin deterministik bir trend etrafında dalgalandığını varsayıldığı bir durumda bir teknoloji şokunun etkisi zamanla ortadan kalkacaktır. Basitlik amaçlı böyle bir varsayım yapılsa da teknoloji şoklarının kalıcı etkiler yaratan bileşenleri de olabilir. Örneğin, günümüzdeki küçük bir yenilik zaman içerisinde geliştirilerek teknolojinin ilerleme hızı üzerinde etkili olabilir. Dolayısıyla, yenilik teknoloji seviyesinde kalıcı bir artışa yol açabilir. Bu nedenle reel konjonktür modelleri hasıladaki dalgalanmaların kalıcı bileşenleri üzerinde durmaktadır (Romer, 2006, s. 203)

2.6.3.1. Nelson ve Plosser'in Testi

Konjonktür dalgalarının kalıcı olup olmadığına yönelik ilk çalışma Nelson ve Plosser (1982) tarafından gerçekleştirilmiştir. Kullanılan testler karmaşık ekonometrik yöntemler içerse de test oldukça basit bir fikre dayanır. Hasıladaki dalgalanmalar deterministik bir trend etrafında gerçekleşen dalgalanmalar ise, hasıla trend düzeyinin üzerindeyken hasıla büyümesi normalden daha az; hasıla trend düzeyinin altındayken ise hasıladaki büyüme normalden daha fazla olacaktır. Bu ifadeyi aşağıdaki gibi bir regresyonda gösterebiliriz:

$$\Delta \ln y_t = a + b \{ \ln y_{t-1} - [\alpha + \beta(t-1)] \} + \varepsilon_t \quad (2.52)$$

Burada $\ln y$ reel GSYİH'nin logaritması, $\alpha + \beta t$ GSYİH'nin trendi, ε_t ise $\ln y_{t-1} - [\alpha + \beta(t-1)]$ ile korelasyon içermeyen sıfır ortalamaya sahip hata terimidir. $\ln y_{t-1} - [\alpha + \beta(t-1)]$ ise logaritmik GSYİH ile t-1 dönemindeki trend değeri arasındaki farktır. Dolayısıyla, hasıla trend değerine yaklaşıyorsa b negatif, yaklaşıyorsa b sıfır olur.

2.52 nolu eşitliği aşağıdaki gibi tekrar yazabiliriz:

$$\Delta \ln y_t = \alpha' + \beta' t + b \ln y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.53)$$

Burada $\alpha' \equiv a - b\alpha + b\beta$ ve $\beta' \equiv -b\beta$ dır. Dolayısıyla, trende yönelmeyi (şokların geçici olması) şokların kalıcı olduğu alternatifine karşısında test etmek için 2.53 nolu denklemi tahmin etmek ve $b=0$ olup olmadığını test etmek yeterlidir. Bu tahminde boş hipotez hasılanın durağan olmadığı (birim kök içerdiği) iken alternatif hipotez hasılanın trend-durağan olduğudur.

Nelson ve Plosser ABD'nin reel GSMH, kişi başı reel GSMH, sanayi üretimi ve istihdam verilerini kullanarak 11 nolu modeli tahmin etmişlerdir. Elde ettikleri basit en küçük kareler tahmin sonuçlarına göre b parametrelerinin -0,1 ile -0,2 arasında değerler alırken, t istatistikleri ise -2,5 ile -3,0 arasında değişmektedir. Yazarlar elde edilen t istatistiklerinin %5 anlam düzeyindeki kritik değer olan -3,45'in²³ sağında kalması nedeniyle boş hipotezin reddedilemeyeceği yani hasıladaki dalgalanmaların kalıcı olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

2.6.3.2. Campbell ve Mankiw'in Testi

Dalgalanmaların kalıcı bileşeninin varlığını test etmenin önemli bir sınırı bu kalıcı bileşenin ne kadar büyük olduğu hakkında herhangi bir fikir vermemesidir. Campbell ve Mankiw (1987) kalıcılığın ölçümünü hedefleyen bir test öne sürmüşlerdir. Yazarlar, logaritmik hasıladaki değişimi dikkate almak amacıyla farklı süreçler önermişlerdir. Bunlardan bir tanesi aşağıdaki gibi üçüncü dereceden otoregresif (AR-3) bir süreçtir:

$$\Delta \ln y_t = a + b_1 \Delta \ln y_{t-1} + b_2 \Delta \ln y_{t-2} + b_3 \Delta \ln y_{t-3} + \varepsilon_t \quad (2.54)$$

Campbell ve Mankiw yukarıdaki regresyonu tahmin edip, $\ln y$ 'nin ε üzerindeki 1 birimlik şoka tepkisini hesaplamışlardır. Kalıcılığın ölçüsü ise bu tahminin hangi değere yakınsadığıdır. Bu ölçü aslında hasıla bu dönem beklenenden %1 daha fazla gerçekleşirse gelecekteki hasıla tahmini yüzde kaç değiştirilmelidir sorusunun cevabıdır. Eğer hasıla trend-durağan bir süreç izliyorsa bu sorunun cevabı 0 olacaktır. Eğer hasıla tesadüfi bir süreç izliyorsa (yani $\ln y_t = \alpha + \varepsilon_t$ ise) cevap 1 olacaktır.

Campbell ve Mankiw'in sonuçları kalıcılığın genellikle 1'i geçmesi açısından şaşırtıcıdır. Yani hasılayı etkileyen şokları aynı yönde ve daha büyük hasıla şokları izler. Örneğin, üçüncü dereceden otoregresif süreçte kalıcılık katsayısı 1,57 değerini almıştır.

2.7. Politik Konjonktürel Dalgalanmalar

Politik konjonktürel dalgalanmalar modellerinde politika yapıcıların uyguladıkları ekonomik politikaların siyasi sonuçları da dikkate alınmakta ve siyaset ile ekonomi ilişkisi incelenmektedir. Seçmenler tarafından seçilen bugünkü hükümetlerin izleyeceği ekonomik politikaların sonuçlarının sonraki nesillere aktarılması olarak da ifade

²³ Buradaki kritik değer standart *t*-dağılımından gelmeyip, 100 gözlem altında, %5 anlam düzeyinde, sabitli ve trendli modeldeki Dickey-Fuller kritik değeridir.

edebileceğimiz konjonktür dalgalarının politik güdülerle açıklanması 1970’li yıllardan bu yana yoğun ilgi görmüştür.

Politik konjonktür dalgalanmaları kavramı ilk olarak Polonyalı iktisatçı Michal Kalecki’nin “*Political Aspects of Full Employment*” başlıklı makalesinde kullanılmıştır (Kalecki, 1943). Kalecki’ye göre politik davranış ile ekonomik büyüme arasındaki çatışmanın altında yatan neden bireyler arasındaki çıkar çatışmasıdır. Politik konjonktür dalgalanmaları teorisinin ilk izlerini ise Akerman’ın (1947) çalışmasında görebiliriz. Akerman (1947), 1830-1945 yıllarında kısa dönem hasıla dalgalanmaları ile dört yıllık başkanlık seçimleri arasında ilişki olduğunu göstermiştir. Akerman’ın çalışmasından on yıl sonra, Downs (1957a, 1957b) makroekonomik değişkenlerdeki dalgalanmaları dikkate alması da Nordhaus’un (1975) bir yapıt niteliğinde olan çalışmasına temel teşkil edecek bir hipotez öne sürmüştür: Politikacılar özel çıkarlar tarafından yönlendirilmektedir. Downs’ın kelimeleri ile ifade edecek olursak (1957a, s. 28): “*Politikacılar sadece iktidarın getirdiği gelir, prestij ve güce sahip olmak için hareket ederler*”. Bu amaç politikacıların kendi lehlerine olan oyları maksimize etmek gibi bir motivasyona sahip olmalarına yol açacaktır. Diğer yandan, Downs bu amaca ulaşmak için politika yapıcıların manipüle etmek zorunda oldukları makroekonomik değişkenlere dair hiçbir şey söylememiştir. Politik konjonktür dalgaları teorisini test etmek üzere model geliştiren ve ampirik olarak test eden ilk iktisatçı ise Nordhaus (1975) olmuştur. Nordhaus, “The political business cycle” başlıklı ufuk açıcı çalışmasında makroekonomik değişkenlerin pür politik mülahazalar tarafından belirlendiğini analitik bir çerçevede ortaya koymuştur. Bu çıkış açan katkıya kadar çoğu akademik çalışmada hükümetler sosyal refahı maksimize etmeye çalışan sosyal planlamacılar olarak görülüyordu. Nordhaus (1975) çalışmasında politik konjonktür dalgalanmaları teorisinin geçerliliğini gelişmiş 9 ülke (ABD, Avusturalya, Kanada, Fransa, Almanya, Japonya, İngiltere, Yeni Zelanda ve İsveç) için 1947-1972 yılları arası verileri kullanarak parametrik olmayan bir test ile araştırmıştır. Nordhaus gerçekleştirdiği analizde hipotezini θ uzunluğundaki bir seçim döneminde işsizlik oranının ilk $\theta/2$ yılda artması, sonraki $\theta/2$ yılda ise azalması şeklinde tanımlamıştır (Nordhaus, 1975, s. 185). Çalışmanın bulgularına göre, analize konu ülkelerden Avusturalya, Japonya, Kanada ve İngiltere’de politik konjonktürel dalgalanmaların varlığına dair kanıtlara ulaşılammış, Fransa ve İsveç için ise teori zayıf kanıtlarla

desteklenirken, ABD, Yeni Zelanda ve Almanya örneklemelerinde ise politik konjonktür dalgalanmalarının varlığına dair güçlü kanıtlara ulaşılmıştır.

Politik konjonktür dalgalanmalar modellerinde ele alınan temel faktörler ve konular beş grupta toplanabilir (Telatar, 1998, s. 39):

- *Seçmenler.* Oy verme sürecini etkileyen ve yönlendiren faktörler nelerdir? Ekonomik olayların oylama davranışı üzerinde etkisi var mıdır? Seçmenler partiler arasında tercih yaparken, gelecekte gösterecekleri performansları mı karşılaştırmaktadır, yoksa yalnızca partilerin geçmişte göstermiş oldukları performansları mı dikkate alırlar? Seçmenler rasyonel beklentilere sahip ve iyi bilgilendirilmiş birimler midir, yoksa rasyonel olmayan ve eksik bilgi sahibi birimler midir?

- *Partiler.* Siyasi liderleri veya partileri motive eden esas unsurlar nelerdir? Geçmişteki konumlarını, parti taraftarlarının görüşlerini ve izleyecekleri politikaların yaratacağı fiili sonuçları dikkate almaksızın, yalnızca seçilme (veya yeniden seçilme) olasılıklarını maksimize edecek şekilde “fırsatçı” davranış mı sergilemektedirler, yoksa “ideolojik veya partizan” davranış içinde, iktidara gelmeye ve politik popülariteye özel bir ağırlık vermeksizin, belirli seçmen gruplarının çıkarları doğrultusunda ekonomik ve sosyal sonuçlar yaratacak politikalar mı izlemektedirler?

- *Ekonomik Yapı.* Ekonominin yapısı nedir? Siyasi partiler veya hükümetler, izledikleri politikalar yoluyla, ekonomik sonuçlar üzerinde etkili olabilirler mi, yoksa politika etkinsizliği mi söz konusudur? Ekonomik sonuçlar üzerinde etki yaratma açısından önem taşıyan politika enstrümanları (maliye politikası, transfer ödemeleri, para politikası vb.) nelerdir? Söz konusu enstrümanlar hangi otoritenin (hükümet, merkez bankası vb.) kontrolü altındadır?

- *Şoklar.* Siyasi süreci ve ekonomiyi etkileyen şoklar nelerdir? Şoklar dışsal nitelikte midir (kasırga, kıtlık, dış savaşlar vb.) yoksa siyasi sürecin kendi bünyesinden kaynaklanan “içsel” nitelik mi taşımaktadır (örneğin bir başbakanın halefine büyük bir bütçe açığı veya yüksek düzeyde enflasyon devretmesi)?

- *Beceri düzeyi.* Partiler amaçlarına yeterli ve etkin biçimde ulaşabilmekte midir, yoksa izledikleri politikalar yoluyla seçmenleri tatmin edememekte ve/veya ideolojik amaçlarına ulaşmalarını sağlayacak sonuçlar elde edememekte midir?

Literatürde yukarıda sıraladığımız beş temel unsur üzerine çok sayıda yaklaşım geliştirilmiş olmasına rağmen, esas olarak üzerinde durulan konuların seçmen ve parti davranışları olduğu görülmektedir.

Politik konjonktürel dalgalanmalar literatürü birbirinden net çizgiler ile ayrılabilen iki farklı evrede gelişmiştir (bkz. Tablo 2.1). Literatürün birinci evresinde yer alan ve 1970'lerin ortalarında yapılan bu çalışmalarda negatif eğimli Phillips eğrisinin geçerli olduğu geleneksel makroekonomik modeller kullanarak hükümetler sistematik ve tahmin edilebilir bir şekilde makroekonomik çıktıları etkilemektedirler. Literatürün bu evresindeki ilk görüşler (Lindbeck, 1976; Nordhaus, 1975) politika yapıcıların "fırsatçı" güdülerini öne çıkarmaktadır. Bu görüşe göre politikacıların kendi politika tercihleri yoktur ve dolayısıyla (tekrar) seçilme şanslarını artıracak politikaları uygularlar. İkinci bir görüş ise (Hibbs, 1977) politika yapıcıların partizan davranışlarını öne çıkarır. Bu görüşe göre sol partiler enflasyondan ziyade işsizlikle mücadele ederken, sağ partiler ise tam tersine işsizlikten ziyade enflasyon ile mücadele ederler (Alesina, Roubini, & Cohen, 1997, s. 663).

Politik konjonktürel dalgalanmalar teorisinde ikinci evre, rasyonel beklentilerin makroekonomi literatürüne devrim niteliğindeki girişi ile başlayan süreç ile şekillenmiştir. Bu evrede yapılan çalışmalar, 80'li yılların ortalarında geliştirilen pozitif ekonomik politika teorisine oyun teorisi yaklaşımının bir uzantısı niteliğindedir. Cukierman ve Meltzer (1986), Persson ve Tabellini (1990), Rogoff (1990) ve Rogoff ve Sibert (1988) rasyonel beklentilere dayalı bir fırsatçı model (rasyonel fırsatçı) ortaya koyarken, Alesina (1987) rasyonel beklentilere dayalı bir partizan model (rasyonel partizan) geliştirmiştir. Bu modellerin önceki modeller ile arasında iki temel fark vardır. Birincisi, iktisadi karar birimlerinin rasyonel beklentilere sahip olması varsayımı reel ekonomik aktivitenin para politikasından dolayı ve tahmin edilebilir bir şekilde etkilenmesine yol açmaktadır. İkincisi ise, rasyonelliğin seçmenlerin sistematik olarak aldatılamayacağını ima etmesidir (Alesina vd., 1997, s. 664).

Tablo 2.1. Politik Konjonktürel Dalgalanma Modelleri

	Fırsatçı Modeller	Partizan Modeller
Uyarlayıcı Beklentilerle	Nordhaus (1975)	Hibbs (1977)
Genişletilmiş Phillips	Lindbeck (1976)	
Eğrisi Modelleri	MacRae (1977)	
Rasyonel Beklentiler	Cukierman-Meltzer (1986)	Alesina (1987)
Modelleri	Rogoff ve Sibert (1988)	
	Rogoff (1990)	
	Persson ve Tabellini (1990)	

Kaynak: Alesina vd., (1997, s. 2)

Nordhaus'a göre, siyasi partilerin amacı seçimleri kazanarak iktidara gelmek iken, seçmenler ise düşük işsizliği tercih etmektedirler. Seçmenlerin bu isteğinin farkında olan siyasi partiler seçim öncesinde popülist para ve maliye politikaları izleyerek seçmenlerin istekleri doğrultusunda hareket ederken, seçim sonrasında ise seçim döneminde genişletici para ve maliye politikaları nedeniyle artan enflasyonun daraltıcı para ve maliye politikaları ile düşürülmesine dayalı politikalar izlemektedirler. Sonuç olarak, iktidarlar yeniden seçilme ihtimallerini artırmak amacıyla ekonomi üzerinde sistematik etki yaratarak konjonktürel dalgalanmalara yol açmaktadırlar.

Bu bölümde incelemiş olduğumuz modern konjonktür teorilerinin ayırt edici özellikleri Tablo 2.2'de sunulmuştur.

Tablo 2.2. İktisat Teorilerinin Konjonktür Dalgalarına İlişkin Görüşlerinin Özeti

Teoriler	Temsilcileri	Konjonktürel Dalgalanmanın Nedenleri	Konjonktürel Dalgalanmaların Ekonomiye Yayılması	Konjonktürel Dalgalanmalar Nasıl Önlenebilir?
Klasikler	Adam Smith David Ricardo Thomas Robert Malthus Jean Baptiste Say John Stuart Mill	Dışsal şoklar, savaşlar, doğal afetler ve vergiler gibi faktörlerdir.	Dışsal şoklar, ekonomideki üretim fonksiyonunu, tüketicilerin harcama ve tasarruf kararlarını, kamu harcamalarını, para talebini, para arzını, ücretleri ve fiyat düzeyini etkilemektedir. Dışsal şoklar ekonomideki üretimi ve karlılığı etkiler. Bu etkileşim sonucunda sermaye ve nitelikli işgücü değişir. Oluşan bu yeni süreçte üretim ve işsizlik oluşur.	Dışsal şokların oluşturduğu bu konjonktürel dalgalanmaların etkisi ekonominin bulunduğu konjonktür evresine bağlı olarak değişir. Ekonomi bunalım dönemindeyse konjonktürel dalgalanmaları önlemek söz konusu bile değildir. Ayrıca bu dalgalanmaları önlemek için yapılan devlet müdahaleleri hem piyasa yapısını bozmakta hem de bunalım süresini uzatmaktadır.
Keynesyenler	John Maynard Keynes	Tüketim eğilimi, likidite tercihi ve sermayenin marjinal etkinliğidir.	Sermayenin marjinal etkinliğindeki değişmeye bağlı olarak genişleme döneminde yatırımlardaki artış, tasarrufları artırarak tüketimin azalmasına neden olur. Tüketimin azalması efektif talebi düşürür. Üretim azalır, işsizlik artar. Sonuçta yatırımlar durma seviyesine gelir.	Keynes ve Keynesyenlere göre konjonktürel dalgalanmaları önlemek için ekonomide toplam talebi arttırmaya yönelik politikalar uygulanmalıdır. Yapılması gereken daralma dönemlerinde genişleyici para ve maliye politikası uygularken, genişleme dönemlerinde de daraltıcı para ve maliye politikaları uygulanmalıdır. Böylece konjonktürel dalgalanmalar önlenmiş olur.
Monetaristler	Milton Friedman Anna Schwartz Karl Brunner Allan Meltzer Allan Walters	Para stokundaki değişimler	Uyumlaştırılmış beklentilerin etkisiyle para arzı artış oranındaki beklenmedik bir değişme ekonomide durgunluğa veya canlanmaya neden olmaktadır.	Paracılar göre dalgalanmaları önlemek için, ekonomideki dalgalanmaların kaynağı olan para arzındaki değişimler yani paranın büyüme oranı kontrol edilmelidir
Yeni Klasikler	John F. Muth Robert E. Lucas Thomas Sargent Neil Wallace Robert J. Barro	Toplam talepte beklenmeyen değişiklikler	Konjonktürel dalgalanmaların oluşmasına neden olan toplam talepteki beklenmeyen değişiklikler fiyat beklentisindeki sapmayla birlikte üretimi etkiler. Bu etkilenme konjonktürel	Konjonktürel dalgalanmaları önlemek için kamuya haber verilmeden uygulanan para politikaları ancak kısa dönemde etkilidir. Haber verilip uygulanan para ve maliye politikaları rasyonel beklentiler nedeniyle uzun

			dalgalanmalara neden olur.	dönemde etkisizdir.
Teoriler	Temsilcileri	Konjonktürel Dalgalanmanın Nedenleri	Konjonktürel Dalgalanmaların Ekonomiye Yayılması	Konjonktürel Dalgalanmalar Nasıl Önlenebilir?
Reel Konjonktür Teorisi	Edward Prescott Finn E.Kydland Charles Plosser Robert King	Teknolojik değişimler, göç, kötü hava koşulları ve petrol fiyatlarında yaşanan ani yükselişler gibi ekonomiyi birden etkileyen reel şoklar	Reel şoklar, ekonominin üretim ve istihdam seviyesini etkileyerek arz yanlı bir şok oluşturur. Üretim fonksiyonunu etkileyen bu şok, üretim ve istihdam seviyesinde dalgalanmalara neden olur.	Konjonktürel dalgalanmalar bu teoride, reel şoklara karşı rasyonel tepki veren karar birimlerinin davranışlarının bir sonucu olduğu için, refah düşürücü etkiler olarak görülmemektedir. Bu nedenle ekonomide uygulanan para ve maliye politikaları kısa ve uzun dönemde etkisizdir. Yani ekonomide yaşanan konjonktürel dalgalanmalar reel konjonktür teorisinde olağandır.
Yeni Keynesyenler	Michael Parkin, George Akerlof Stanley Fischer Edmund Phelps Janet Yellen Joseph Stiglitz David Romer	Toplam talepteki değişimler	Toplam talepteki değişimler, nominal ücretlerdeki ve fiyatlardaki yapışkanlıklar nedeniyle bir konjonktür hareketine dönüşmektedir.	Konjonktürel dalgalanmaları önlemek için, ekonominin uzun dönemde tam istihdam seviyesine geleceğini kabul etmekle birlikte, bu sürecin uzun süreceğini ve toplumsal refahı azaltacağını öne sürerek, hiçbir şey yapmadan beklemek yerine toplam talebi artırıcı politikaların uygulanması gerektiğini savunmaktadırlar. Ayrıca uygulanan para ve maliye politikaları, doğal işsizlik oranını azaltıcı politikalarla da desteklenmelidir.
Politik Konjonktür Teorisi	W.D. Nordhaus,	Hükümetlerin uygulayacağı politikalar	Seçim öncesinde iktidardaki politikacıların, seçimleri yeniden kazanabilmek için; kamu harcamalarını ve para arzını artırıcı politikaları uygulamalarıdır. Bilinçsizce uygulanan bu politikalar nedeniyle konjonktürel dalgalanmalar oluşmaktadır.	Konjonktürel dalgalanmaları önlemek için iktidardaki politikacıların uygulayacakları politikaları kendi çıkarları doğrultusunda uygulamak yerine ülke ekonomisinin çıkarları doğrultusunda uygulamaları gerekmektedir.

Kaynak: Kesgingöz' den (2013, s. 40) uyarlanmıştır.

BÖLÜM 3

LİTERATÜR TARAMASI VE EKONOMETRİK METODOLOJİ

Çalışmanın üçüncü bölümünde öncelikle konjonktür dalgalanmalarının belirleyicilerine yönelik olarak literatürde yapılan araştırmalara ve bu araştırmaların sonuçlarına yer verilecektir. Daha sonra ise çalışmanın son bölümünde gerçekleştirilecek olan ekonometrik testlerin teorik altyapısı sunulacaktır.

3.1. Ampirik Literatür Taraması

IMF (2005) raporuna göre, konjonktür dalgalanmalarının belirleyicileri şu şekilde gruplandırılabilir: makroekonomik politikaların istikrarı (Fatas & Mihov, 2003), ticari ve finansal entegrasyon, finansal sektörün gelişimi (Easterly, Islam, & Stiglitz, 2001; Kose, Prasad, & Terrones, 2003; Raddatz, 2006) ve kurumların kalitesi (Acemoglu, Johnson, Robinson, & Thaicharoen, 2003; Mobarak, 2005; Quinn & Woolley, 2001). Ayrıca, konjonktür dalgaları sıklıkla ticari açıklık ile ilişkilendirilmektedir (Bejan, 2006; Bekaert, Harvey, & Lundblad, 2006; Cavallo, Powell, & Rigobon, 2008; Kose vd., 2003; Rodrik, 1998). Konjonktür dalgalarını dış talep şokları üzerinden (Senhadji, 1998) finansal entegrasyon ve ticaret şokları ile ilişkilendiren çalışmalar (Davis, 2014; Gong & Kim, 2018; Kose, 2002) da mevcuttur. Literatürde konjonktür dalgalarının belirleyicileri olarak maliye politikası araçları da ele alınmaktadır (Alesina, Campante, & Tabellini, 2008; Gali & Perotti, 2003; Lane, 2003).

Literatürde konjonktür dalgalarının belirleyici olarak politik faktörlerin ele alındığı çok sayıda çalışma mevcuttur. Demokrasi ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi araştıran birçok çalışmada demokrasinin dalgalanmalar üzerinde azaltıcı bir etkisi olduğu ortaya konulmuştur. Quinn ve Woolley'e göre (2001) ülkelerin rejimleri ekonomik dalgalanmaları etkilemektedir. Bu işleyiş demokratik hükümetlerin ekonomileri istikrara kavuşturmak amacıyla otokratik rejimlere kıyasla daha fazla çaba

harcamalarından kaynaklanmaktadır. Zira, seçmenler belirliliği belirsizliğe tercih etmekte ve oynak büyüme oranlarından dolayı politikacıları cezalandırmaktadırlar. Rodrik'e (1999) göre, demokratik kurumların farklı şekillerde sosyal bölünmelerin etkilerini ılımlaştırması nedeniyle demokratik ülkelerde hasıladaki dalgalanmalar daha iyi absorbe edilmektedir. Konjonktür dalgalarının belirleyicilerini araştıran çalışmaların genel çerçevesini ortaya koyduktan sonra literatürde yapılan bazı ampirik çalışmaları detaylıca ele alalım. Ferreira da Silva (2002), finansal sistemin gelişmişliği ile konjonktür dalgaları arasındaki ilişkiyi 1960-1997 yıllarını kapayacak şekilde seçilmiş 40 ülke için araştırmıştır. Yazar, konjonktür dalgalarını BP filtreleme yöntemiyle elde etmiş, Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) yaklaşımıyla değişkenler arasındaki ilişkiyi tahmin etmiştir. Çalışma sonuçlarına göre, finansal sistemin gelişmişliği arttıkça konjonktür dalgaları yumuşamaktadır. Bu nedenle finansal sistemdeki bilgi asimetrisinin azaltılması konjonktürel dalgalanmalarda azalmaya yol açacaktır.

Lin, Huang ve Chuang (C.-P. Lin, Huang, & Chuang, 2018), yolsuzluk ve zayıf yönetimlerin konjonktür dalgalarına olan etkilerini 155 ülke için 1995-2015 dönemini kapsayacak şekilde araştırmışlardır. Panel en küçük kareler yöntemi sonuçlarına göre yolsuzluk oranlarındaki artış konjonktür dalgalanmalarını da artırmaktadır.

Ibrahim ve Alagidede (2017), finansal gelişmenin konjonktür dalgaları üzerindeki etkisini 23 Sahra altı Afrika ülkesinde 1980-2004 dönemi için araştırmışlardır. Yazarlara göre, gelişmiş bir finansal sistem konjonktür dalgalanmalarını azaltırken, finansal sistemin zayıf olması durumunda dalgalanmalar şiddetlenecektir. Ayrıca, yazarlar parasal kaynaklı şokların reel şoklardan daha fazla kalıcı olduğunu öne sürerek, konjonktür dalgalanmalarını yumuşatmak için Merkez Bankalarına önemli görevler düştüğünü belirtmişlerdir.

Malik ve Temple (2009), gelişmekte olan ülkelerde hasıla oynaklığının yapısal belirleyicilerini araştırmışlardır. 1960-1999 döneminde gelişen 70 ülke üzerine yapılan analiz sonuçlarına göre ülkelerin coğrafi konumları ve kurumları ile konjonktürel dalgalanmalar arasında ilişki tespit edilmiştir. Yazarlara göre, denize uzak ülkeler dış ticaretlerinde belli başlı ürünlerde yüksek oranda yoğunlaştıkları için bu durum dış ticarete yüksek dalgalanmaya ve dolayısıyla da hasılda yüksek dalgalanmaya neden olmaktadır. Diğer yandan, yazarlar coğrafyanın kader olmadığını belirterek gelişmiş bir

mali sistem ve ekonomik reformlar sayesinde izolasyon ve ticaret yoğunluğu gibi coğrafya kaynaklı yan etkilerin bertaraf edilebileceğini öne sürmüşlerdir.

Kılınç ve Berberoğlu (2018), OECD ülkelerinde kâr oranları ile konjonktür arasındaki ilişkiyi 1995-2016 dönemi için panel birim kök, yatay kesit bağımlılığı ve Panel ARDL yöntemleriyle araştırmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre ele alınan dönem için OECD ülkelerinde kâr oranları konjonktür yönlü hareket etmektedir. Dolayısıyla, hasıla düzeyi uzun dönem trend değerinin üzerine çıktığında kâr oranlarında artış olacaktır.

Şimşek (2015), politik istikrarın konjonktürel dalgalanmalar üzerindeki etkisini 66 orta-alt ve orta-üst gelirli ülke için 2002-2013 dönemi yıllık verilerini kullanarak havuzlanmış EKK, rassal etkiler ve sabit etkiler modelleri kullanarak incelemiştir. Çalışma sonuçlarına göre politik istikrar endeksi ile konjonktürel dalgalanmalar arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Politik istikrarsızlık siyasi belirsizliği artırmakta ve karar birimlerinin geleceği dönük algılarını olumsuz etkilemektedir. Bu nedenle de piyasa işleyişi bozulmakta ve verimlilik azalmaktadır. Bu durum da yatırım ve büyüme üzerinde negatif yönde bir etki oluşturmakta ve dolayısıyla konjonktürel dalgalanmalara neden olmaktadır.

Lin ve Kim (2014), büyümenin volatilitesi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi eşanlı denklem sistemleri kullanarak araştırmışlardır. Yazarlar, 158 ülke için 1960-2010 dönemi verilerini kullanarak büyümenin oynaklığı arttıkça büyüme oranlarının düştüğünü tespit etmişlerdir. Dolayısıyla, kısa dönemde ekonomik dalgalanmaları azaltıcı istikrar politikaları uzun dönem büyüme oranlarının artmasına katkıda bulunacaktır.

Ferreira-Tiryaki (2008), kayıtdışı ekonomi ile konjonktürel dalgalanmalar arasındaki ilişkiyi 1961-2002 dönemi için incelemişlerdir. Çalışmada ele alınan 47 ülke üzerine yapılan Panel GMM sonuçlarına göre kayıtdışı ekonominin büyüklüğü arttıkça tüketim, yatırım ve hasıla volatilitesi artmaktadır. Kayıtdışı faaliyet gösteren küçük firmaların verimsiz olmalarına kredi piyasalarına ulaşamamaları da eklenince ekonomideki dalgalanmalar bu firmaları oldukça savunmasız bırakmaktadır. Yazarlara göre, kurumsal reformlar yoluyla yasal olarak faaliyet göstermenin maliyeti azaltılarak kayıt

dışı firmaların ekonomideki ağırlıkları azalttırılırsa konjonktürel dalgalanmalar da yumuşayacaktır.

Papageorgiou, Michaelide ve Tsionas (2016), 1995-2012 dönemi yıllık verilerini kullanarak Avrupa Parasal Birliği (EMU) ülkelerinde konjonktür dalgalarının belirleyicilerini araştırmışlardır. Çalışmanın önemli sonuçlarından biri seçimlerin konjonktür dalgalarının volatilitisini artırmasıdır. Yazarlara göre, seçim öncesinde vergileme oranlarında azalış ve sosyal ödeme fonlarında artış seçim dönemlerinden sonra ise siyasi görüş fark etmeksizin harcamalarda görülen sıkı duruş dalgalanmaların volatilitisini artırmaktadır. Diğer yandan, parasal birlik oluşumu konjonktürel dalgalanmaların volatilitisini azaltmaktadır. Papageorgiou vd. (2016)'e göre ortak para politikası izlenilmesi sayesinde ticari açıklığın artması ve finansal entegrasyonun derinleşmesi ekonomideki dalgalanmaların şiddeti azalmaktadır.

Konstantakopoulou ve Tsionas (2014), 20 OECD ülkesinde konjonktür hareketlerinin uyumunu 1960-2010 dönemi çeyreklik verilerini kullanarak araştırmışlardır. Yazarlar, konjonktür bileşenlerini Hodrick-Prescott, Baxter-King ve Christiano-Fitzgerald yöntemleriyle elde etmişlerdir. Çalışma sonuçlarına göre Euro bölgesinde iki farklı konjonktür hareketi gözlemlenmektedir: Almanya, İtalya ve Fransa'nın yer aldığı birinci grup ülkeler Euro-bölgesi konjonktürel dalgalanmalarına tabi iken, Amerika Birleşik Devletler, İngiltere ve Kanada'nın yer aldığı ülkeler küresel konjonktür (world cycle) hareketlerine tabidir. Yazarlar ayrıca ARDL testi ile konjonktür dalgalanmalar arasında uzun dönem ilişkinin varlığını ortaya koymuşlardır.

Djennas (2016), finansal gelişmişliğin konjonktürel hareketler üzerindeki etkisini geleneksel ve İslami bankacılık açısından ele almıştır. Yazar, 6 yeni sanayileşmiş ve 8 İslam ülkesi olmak üzere toplamda 14 ülkenin 1980-2013 dönemi yıllık verilerini kullandığı çalışması sonuçlarına göre İslami bankacılık ilkelerini kullanan ülkelerin kriz ve ekonomik daralma dönemlerinde geleneksel bankacılık sistemi uygulayan ülkelere kıyasla daha iyi performans gösterdiklerini iddia etmiştir. Bu durum İslami bankacılığın geçerli olduğu ülkelerde finansal krizler yaşanmadığı anlamına gelmemekte, İslami bankacılığın ilkeleri sayesinde konjonktürel daralmalarının süresinin nispeten daha kısa ve şiddetinin nispeten daha hafif olduğu anlamına gelmektedir.

Dreher ve Vaubel (2004), 1975-1997 dönemi verilerini kullanarak 94 ülkenin Uluslararası Para Fonu'ndan (IMF) borçlanması ile seçimler arasındaki ilişkiyi statik panel veri analizi yöntemi ile incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre seçim öncesi dönemlerde IMF'den yeni borçlanmalar ciddi oranda artarken, seçim sonrası dönemlerden borçlanma büyük ölçüde azalmaktadır. Yazarlar, ahlaki tehlike olarak niteledikleri bu duruma çözüm olarak ülkelerin parasal genişleme artış oranları ile büyüme oranları dikkate alınarak borçlanma sınırlaması getirilmesi gerektiğini belirtmişlerdir. Ayrıca, mali bir önlem olarak da Avrupa Birliği'nde olduğu gibi bütçe açığının gayri safi yurtiçi hasılaya oranına sınır getirilmesi gerektiğini belirtmişlerdir.

Dreher ve Vaubel (2009), yabancı döviz rezervleri ile seçim dönemleri arasındaki ilişkiyi 149 ülkenin 1975-2001 yıllık verilerini kullanarak araştırmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre seçim dönemlerinde yabancı döviz rezervlerinde ciddi bir azalış yaşanmaktadır. Yazarlara göre, mevcut iktidarlar kendilerinden sonraki yönetimlere döviz rezervi bırakmak yerine, mevcut rezervleri kullanarak yönetimlerini devam ettirme eğiliminde olmaktadır.

Furceri ve Karras (2007), 167 ülkenin 1960-2000 yıllık verilerini kullandıkları çalışmalarında konjonktür dalgaları ile ülke ölçekleri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre ülkelerin büyüklükleri ile konjonktür dalgalarının oynaklığı arasında oldukça güçlü ve negatif bir ilişki mevcuttur. Diğer bir deyişle, küçük ülkelerde konjonktür dalgaları büyük ülkelere kıyasla daha oynaktır. Yazarlar farklı alt dönemler ve farklı filtreleme yöntemleri altında aynı sonuçlara ulaşmışlardır.

Buch, Doepke ve Pierdzioch, 24 OECD üyesi ülkenin 1960-2000 dönemi verilerini kullanarak finansal açıklık ile konjonktür dalgalarının oynaklığı arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmanın sonuçlarında göre finansal açıklık ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişki şokların türüne bağlı olarak değişmektedir. Faiz oranlarındaki dalgalanma konjonktürel dalgalanmaları artırırken, hükümet harcamalarındaki oynaklıklar konjonktürel dalgalanmaları azaltmaktadır. Dolayısıyla, finansal olarak entegrasyonun olduğu piyasalarda para politikası daha etkin iken, tersi durumda maliye politikası daha etkindir.

Tiryaki (2003), 40 ülke için 1961-1997 dönemi verilerini kullanarak finansal derinleşmenin konjonktür dalgaları üzerindeki etkisini Panel GMM yöntemi ile araştırmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre, kısa dönemde finansal derinleşmenin konjonktürel dalgalanmalar üzerinde herhangi bir etkisi yumuşatıcı etkisi olmazken, uzun dönemde yumuşatıcı etkisi bulunmaktadır. Finansal gelişmenin yumuşatıcı etkisi uzun dönemde gayrisafi hasılanın en oynak bileşeni olan yatırım üzerinde görülürken, tüketim üzerinde ise dalgalanmaları artırıcı bir etki ortaya çıkmaktadır.

Bacchetta ve Caminal (2000), sermaye piyasalarındaki aksaklıkların hasıla dalgalanmaları üzerine etkisini dinamik genel denge modelleri kullanarak araştırmışlardır. Kredi piyasalarındaki asimetrik bilginin kaynakların dağılımını etkilemesi nedeniyle hasıla hareketleri üzerinde etkisi vardır. Yazarların vardıkları temel sonuç şokların türüne bağlı olarak finansal kısıtların hasıladaki dalgalanmaları hem azaltabileceği hem de artırabileceğidir.

Rumler ve Scharler (2011), emek piyasasındaki kurumlar ile konjonktür dalgaları arasındaki ilişkiyi 20 OECD ülkesinin 1970:1-2006:4 çeyreklik verilerini kullanarak araştırmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre aktif olarak istihdam edilenlerin ne kadarının sendikaya üye olduğunu ifade eden sendika yoğunluğu ile hasıladaki dalgalanmalar arasında pozitif bir ilişki mevcuttur. Sendikalaşmanın konjonktürel dalgalanmalar üzerindeki etkisi reel katılıklardan (real rigidity) kaynaklanmaktadır.

Tang (2018), konjonktür dalgalarını oldukça farklı bir şekilde ele aldığı çalışmasında bilimsel ve teknik yayınların konjonktürel dalgalanmalar üzerindeki etkisini farklı ülke grupları için araştırmıştır. Çalışmanın bulgularına göre orta-gelir, OECD ve yüksek-gelir ülkelerde bilimsel yayınlar ile konjonktür dalgaları arasında oldukça güçlü ve negatif bir ilişki mevcuttur. Bu ilişki kantitatif olarak bilimsel ve teknik yayınların logaritmik sayısında her %10'luk artış karşısında hasıla dalgalanmalarında %1,5 dolaylarında bir azalış olarak ifade edilmiştir. Diğer yandan, Doğu Asya, düşük-gelir ve Sahra altı Afrika ülkelerinde bu etki ya bulunamamış ya da çok zayıf bulunmuştur. Tang'e göre (2018, s. 70), bilimsel ve teknik araştırmalar sonucunda üretilen bilgi ve fikirler kullanılarak yeni teknolojiler geliştirilmekte, sanayi üretimi çeşitlendirilmektedir; bu sayede ülkeler dış şoklara karşı daha dirençli bir hale gelerek hasıla dalgalanmaları daha istikrarlı bir yapıya kavuşmaktadır.

Tablo 3.2. Konjonktür Dalgalarının Belirleyicilerine Yönelik Ampirik Literatür Özeti

Yazar(lar)	Örneklem	Dönem	Filtreleme Metodu	Yöntem	Temel Bulgular
Ferreira da Silva (2002)	40 ülke	1960-1997	Baxter-King	Panel GMM	Finansal sistemin gelişmişliği arttıkça konjonktür dalgaları yumuşamaktadır.
Karras ve Song (1996)	24 OECD ülkesi	1960-1990	Hodrick-Prescott	EKK	Konjonktür dalgaları para arzı ve Solow bakiyesi ile pozitif, kamu sektörü büyüklüğü ile negatif ilişkilidir.
Lin vd. (C.-P. Lin vd., 2018)	155 ülke	1995-2015	Hodrick-Prescott	Panel EKK	Yolsuzluk oranlarının yüksek olduğu ekonomiler daha fazla konjonktür dalgalanmalarına maruz kalmaktadır.
İbrahim ve Alagidede (2017)	23 Sahra altı ülkesi	1980-2014	Spektral Yaklaşım	Panel ARDL	Finansal gelişme arttıkça konjonktürel dalgalanmalar azalmaktadır.
Malik ve Temple (2009)	Gelişmekte olan 70 ülke	1960-1999	Büyüme oranının standart sapması	Bayesian yaklaşım	Denize uzak ülkelerin dış ticaretlerindeki ürün çeşitliliğinin az olması dış şoklara daha fazla maruz kalmalarına neden olmaktadır.
Kılınç ve Berberoğlu (2018)	OECD Ülkeleri	1995-2016	Hodrick-Prescott	Panel ARDL	Hem kısa hem de uzun dönemde kâr oranları ile konjonktür arasında pozitif ilişki vardır.
Şimşek (2015)	66 orta-üst ve orta-alt gelirli ülke	2002-2013	Christiano-Fitzgerald ve Corbae-Ouliaris	Statik Panel	Politik istikrarsızlık konjonktürle dalgalanmaları artırmaktadır.
Erdem ve İlgün	49 az gelişmiş ve gelişmekte olan ülke	1985-2012	Hodrick-Prescott	Panel GMM	Hasıla açığının kamu borç stoku üzerinde negatif etkisi vardır.
Shamim (2006)	61 ülke	1970-2002	Hodrick-Prescott	Panel GMM	Gelişmiş finansal sisteme sahip ülkelerde konjonktür dalgalarının volatilitesi düşmektedir.
Lin ve Kim (2014)	158 ülke	1960-2010	Kişi başı büyüme oranının standart sapması	Sabit ve rassal etki modeli	Ekonomik büyümedeki oynaklığın ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisi vardır.
Çakır ve Kabundi (2013)	BRICS ülkeleri	1995Q1-2009Q4	Corbae-Ouliaris	Dinamik faktör modeli	İkili ticaret ve finansal entegrasyon ülkeler arasındaki konjonktür hareketlerinin uyumunu sağlamaktadır.
Ferreira-Tiryaki (2008)	47 ülke	1961-2002	Baxter-King	Panel GMM	Kayıt dışı ekonominin büyüklüğü arttıkça hasıla, yatırım ve tüketimde oynaklıklar artacaktır.
Papageorgiou vd. (2016)	EMU ülkeleri	1995-2012	Hodrick-Prescott ve Baxter-	Panel ARDL	Ortak para politikası ve finansal entegrasyon konjonktür dalgalanmalarını

			King		yumuşatmaktadır.
Yazar(lar)	Örneklem	Dönem	Filtreleme Metodu	Yöntem	Temel Bulgular
Konstantakopoulou ve Tsionas (2014)	20 OECD ülkesi	1960-2010	Hodrick-Prescott, Baxter-King ve Christiano-Fitzgerald	ARDL	OECD ülkelerinde iki farklı konjonktür hareketi gözlemlenmektedir.
Djennas (2016)	8 İslam ülkesi ve 6 yeni sanayileşmiş ülke	1980-2013	Hodrick-Prescott ve Wavelet Yöntemi	Panel GMM	İslami bankacılık, konjonktür dalgalarını yumuşatmak için geleneksel bankacılığa kıyasla nispeten daha iyi bir alternatiftir.
Dreher ve Vaubel (2009)	149 ülke	1975-2001	Hodrick-Prescott		Yabancı döviz rezervleri ile seçim öncesi dönemler arasında negatif ilişki vardır.
Dreher ve Vaubel (2004)	94 ülke	1975-1997	GSYİH büyüme oranı	OLS, 2SLS, GMM	Seçim öncesi dönemlerde IMF'den borçlanma artarken, seçim sonrası azalmaktadır.
Tiryaki (2003)	40 ülke	1961-1997	Band-Pass	Panel GMM	Finansal gelişme ile konjonktür dalgaları arasında kısa dönemde ilişki yokken, uzun dönemde negatif ilişki vardır.
Buch, Doepke, Pierd	24 OECD ülkesi	1960-2000	Baxter-King	Panel GMM	Faiz oranındaki dalgalanmalar konjonktürel dalgalanmaları artırırken, hükümet harcamalarındaki dalgalanmalar konjonktürel dalgalanmaları azaltmaktadır.
Furceri ve Karras (2007)	167 ülke	1960-2000	GSYİH büyüme oranı, Hodrick-Prescott ve Band-Pass	Panel EKK, Sabit Etkiler ve Araç Değişken	Ülkelerin büyüklüğü ve konjonktür dalgaları arasında oldukça güçlü ve negatif bir ilişki vardır. Küçük ülkelerdeki konjonktür dalgalanmaları büyük ülkelere kıyasla daha oynaktır.
Rumler ve Scharler (2011)	20 OECD ülkesi	1970:1-2006:4	Hodrick-Prescott	Tesadüfi Etkiler	Reel katılıklar nedeniyle artan sendikalaşma oranı konjonktürel dalgalanmaları artırmaktadır.
Tang (2018)	169 ülke	1980-2009	Kişi başı reel GSYİH büyüme oranının standart sapması	Tesadüfi etkiler ve Panel GMM	Bilimsel ve teknik yayınlar orta gelirli ülkelerde, OECD ülkelerinde ve yüksek gelirli ülkelerde hasıladaki dalgalanmaları azaltmaktadır.
Zouaoui, Mazioud ve Ellouz (2018)	Gelişmekte olan 50 ülke	1960-2016	Kişi başı GSYİH büyüme oranının standart	Yarı parametrik sabit etkiler	Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında birçok dönüm noktasına sahip lineer olmayan bir ilişki vardır.

Yazar(lar)	Örneklem	Dönem	Filtreleme Metodu	Yöntem	Temel Bulgular
Klomp ve de Haan (2009)	100 ülke	1960-2005		Dinamik Panel	Demokrasi hasıladaki dalgalanmaları azaltmaktadır.
Yang (2008)	138 ülke	1968-2002	Kişi başı reel GSYİH büyüme oranının standart sapması	Panel GMM	Demokrasi-dalgalanma ilişkisi toplumların etnik yapısına bağlıdır. Etnik çeşitliliğin yüksek olduğu toplumlarda demokrasi hasıla dalgalanmalarını kayda değer bir biçimde azaltırken; etnik çeşitliliğin düşük olduğu toplumlarda anlamlı bir ilişki yoktur.
Christodouloupoulou (2007)	OECD üyesi olan ve olmayan toplam 76 ülke	1973-1997	Hodrick-Prescott ve Baxter-King	Üç aşamalı EKK	OECD üyesi olan ve olmayan ülkelerde konjonktür dalgalarının belirleyicileri farklılaşmaktadır.

3.2. Literatürün Genel Bir Değerlendirmesi

Üçüncü bölümün başında yer verdiğimiz detaylı literatür araştırması ve Tablo 3.1’de yer alan literatür özeti önemli çıkarsamalar sunmaktadır. Birincisi, konjonktür dalgaları konusunda yerli literatürde yapılan çalışma sayısı oldukça sınırlıdır. Lucas’ın (1981) çalışmasında ifade ettiği gibi, konjonktür dalgalarının kendine özgü özelliklerinin anlaşılması doğru istikrar politikalarının oluşturulmasında birinci adımdır. Bu açıdan bakıldığında, kanaatimizce, konjonktür dalgaları üzerine gerçekleştirilen her bir çalışma literatüre katkı sağlama potansiyeline sahiptir²⁴.

İkincisi, literatürde gerçekleştirilen ampirik çalışmaların büyük çoğunluğunda tek bir ülke grubu analiz edilmiştir. Bu tahmin yöntemi eleştiriye açıktır. Zira, çok sayıda ülke üzerine gerçekleştirilen çalışmalarda seçilen ülke grubunun çeşitliliği tahmin sonuçlarına etki edecektir. Gelir düzeyi yüksek bir ülke ile düşük bir ülkenin verileri kullanılarak tek bir parametre tahmini yanlış sonuçlara yol açacaktır. Nitekim, Kose ve arkadaşlarına göre (2003, s. 3), gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür

²⁴ Benzer bir sonuca YÖK’ün tez havuzunda yapılacak olan basit bir tarama ile de ulaşılabilir. Örneğin, “*Ekonomik büyüme*” anahtar kelimeleri kullanılarak yapılan bir tarama sonucu 147 adet doktora tezine ulaşılabilirken, “konjonktür dalgaları” anahtar kelimeleri kullanılarak yapılan tarama sonucu sadece 6 adet doktora tezine ulaşılabilir ve bu tezlerin büyük bir kısmı politik konjonktür dalgaları üzerinedir.

hareketlerinin dinamikleri farklılaşmaktadır. Rand ve Tarp'a göre (2002, s. 2084), gelişmekte olan ülkelerdeki hasıla dalgalanmaları gelişmiş ülkelerdeki dalgalanmalardan büyük ölçüde farklılık arz etmektedir. Yazarlar, gelişmekte olan ülkelerde dalgalanmaların daha kısa olduğunu ve dönüm noktalarının da farklılaştığını belirtmektedir.

Üçüncüsü, literatürde gerçekleştirilen çalışmalarda ekonometrik tahmin yöntemi olarak statik veya dinamik panel veri analizi kullanılmıştır. Bu yöntemlerde ülkeler arasındaki karşılıklı bağımlılık ilişkisi dikkate alınmamaktadır. Panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadığı durumlarda istatistiklerin boyut ve güç özellikleri zayıflamakta ve test sonuçları etkilenmektedir (O'Connell, 1998, s. 16). Dolayısıyla, analize konu olan seriler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusu ise bu durum dikkate alınmadan yapılan testlerin doğruluğu ve güvenilirliği etkilenecektir (Hsiao, 2014, s. 327). Konjonktür dalgaları ise yapısı itibariyle yatay kesit bağımlılığına sahip serilerdir. Zira, günümüzde gelişmiş ülkelerde ortaya çıkan bir şok çeşitli aktarım mekanizmaları vasıtasıyla diğer ülkelere kısa sürede ihraç edilebilmektedir. Nitekim, 2008 yılında Amerika Birleşik Devletleri'nde patlak veren kriz önce gelişmiş ülke piyasalarını daha sonra ise gelişmekte olan ülke piyasalarını etkilemiştir. Dolayısıyla, panel zaman serisi modellerinde yatay kesit bağımlılığının modellenmesi elde edilecek olan tahmincilerin yansız olması açısından büyük önem taşıdığı gibi makroekonomik işleyişin de daha iyi modellenmesini sağlayacaktır.

Buraya kadar yapmış olduğumuz literatür değerlendirmesi aynı zamanda bu çalışmanın katkısını da ortaya koymaktadır. Literatürde konjonktür dalgaları üzerine gerçekleştirilen çalışmalar konjonktür dalgalarını daha iyi anlamamızı sağlamış ve sağlamaya da devam etmektedir. Ancak, Hodrick ve Prescott'un da belirttiği gibi (1997, s. 2), konjonktür dalgaları üzerine hiçbir tekil çalışma diğerlerini domine etmemektedir. Bu açıdan çalışmamızın literatüre katkısı, hasıladaki dalgalanmaları oldukça uzun bir zaman aralığında, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için panel zaman serisi modelleri ile inceleyerek önceki çalışmalardan zaman, örneklem ve yöntem açısından farklılaşmasıdır. Zaman aralığının genişliği karşılaşılan bütün kriz ve şokların etkilerinin modellenmesi avantajını sağlarken, iki farklı ülke grubu ise gelişmiş ülkelerin ve gelişmekte olan ülkelerin dinamiklerinin ayrı ayrı incelenmesini sağlayacaktır. Çalışmamızın yöntem açısından katkısı ise, kullanılan ekonometrik

modellerde kendini göstermektedir. Bu çalışma literatürde konjonktür dalgalarının belirleyicilerinin ikinci nesil panel veri modelleri ile araştırıldığı ilk çalışmadır. Ayrıca, uygulama kısmında kullanılan Panel KPSS birim kök testi, konjonktür dalgalarının salınım hareketleri sergilemesi nedeniyle bu serilerdeki kalıcılığının *Fourier* serileri kullanılarak araştırılması ekonometrik açıdan daha tutarlı ve yansız sonuçlar elde edilmesini sağlayacaktır. Nitekim, Bacchetta ve Caminal'a göre (2000, s. 449), makroekonomideki önemli zorluklardan birisi hasıladaki dalgalanmaların büyüklüğünü ve kalıcılığını anlamaktır.

3.3. Ekonometrik Metodoloji: Panel Veri Analizi

Ekonometrik analizlerde zaman serileri, yatay kesit verileri ve panel veri olmak üzere üç farklı veri söz konusudur. Zaman serileri, zaman sürecinde bir veya birkaç değişkenin gözlemlerini içerirken, yatay kesit verileri zamanın bir noktasında bireyler, hane halkları, firmalar, şehirler, ülkeler veya diğer farklı ekonomik birimlerin örneğinden oluşur. Panel veri ise ilk iki veri türünün karması olup, her bir yatay kesit üyesi için bir zaman serisi içerir.

Günümüzde ekonometrik analizlerde kullanımı giderek artan ve kendine önemli yer bulan panel veri analizinin diğer veri türlerine göre önemli avantajları vardır. Bu avantajları aşağıdaki gibi sıralayabiliriz (Baltagi, 2013, ss. 6–8; Gujarati & Porter, 2009, ss. 592–593):

- Panel veri setleri bireyler, firmalar, ülkeler gibi kesitlerin heterojen olduğu bilgisini içinde barındırır. Bu sayede veri setleri heterojenliğe karşı kontrol edilmektedir. Zaman serisi ve yatay kesit verileri heterojenliği kontrol edemediğinden sonuçların sapmalı olması muhtemeldir.
- Panel veri analizinde kesit verileri ve zaman serileri birleştiği için panel veri daha bilgilendirici veriler, daha fazla değişkenlik, değişkenler arasında daha az bağlantı (collinearity), daha fazla serbestlik derecesi ve daha etkin bir model sağlar.
- Tekrar eden yatay kesit gözlemleriyle çalışıldığından, panel veri uygulanan politikaların etkilerinin değerlendirilmesi gibi *değişim dinamiklerini* (dynamics of adjustment) daha iyi yansıtmaktadır.

- Panel veri sadece yatay kesit veya sadece zaman serisinde gözlemlenemeyen ve tespit edilemeyen etkileri daha iyi ölçer.²⁵
- Panel veri daha karmaşık insan davranışlara sahip modeller üzerinde çalışılmasına imkân sağlar.
- Bireyler, firmalar ve hane halklarından elde edilen mikro panel veriler, makro seviyede toplanan benzer değişkenlere göre daha doğru ölçüm sağlayabilir.
- Makro panel verileri daha uzun zaman serilerine sahip olmaları dolayısıyla zaman serileri analizinde uygulanan birim kök testlerindeki standart olmayan dağılım problemine sahip değildirler. Panel birim kök testleri standart asimptotik dağılıma sahiptir.²⁶

Panel veri analizi sadece yatay kesit veya sadece zaman serileri analizinde mümkün olmayan ekonometrik analizleri birçok farklı açıdan zenginleştirmektedir. Panel veri analizlerinin yukarıda sıralanan birçok üstünlüklerinin yanı sıra bazı kısıtları da bulunmaktadır. Daha çok veri kaynaklı olarak nitelendirebileceğimiz bu dezavantajları aşağıdaki gibi sıralayabiliriz (Baltagi, 2013, ss. 8–10):

- Tasarım ve veri toplama sorunları: Belirli dönemlerde ankete katılan birimlere ulaşamaması ve/veya ulaşılan birimlerden yanıt alınamaması, eksik cevap alınması, cevapların hatırlanamaması gibi nedenlerle panel veri analizlerinde verilerin elde edilmesi ve düzenlenmesi aşamasında bazı sorunlarla karşılaşılabilir.
- Ölçüm hataları: Ölçüm hataları, belirsiz sorulara verilen hatalı cevaplar, hafıza hataları, yanıtların kasten çarpıtılması, cevapların yanlış kaydedilmesi, yanlış örneklem seçimi ve anketör etkisi gibi nedenlerden ortaya çıkabilecek olan hatalardır.

²⁵Bu durumu basit bir örnekle açıklayabiliriz. Kadınların işgücüne katılımlarının %50 olduğu bir ekonomi varsayalım. Bu oran iki türlü açıklanabilir: (a) Veri bir yılda her bir kadının %50 iş bulma ihtimali vardır (b) Kadınların %50'si sürekli olarak çalışırken, %50'si hiç çalışmamaktadır. Dolayısıyla, (a) durumunda devir hızı oldukça yüksek iken, (b) durumunda devir hızı 0 olacaktır. Bu iki durum arasında ayrımı sadece panel veri yöntemleri yapabilir (Baltagi, 2013, s. 8).

²⁶Panel veri analizinde istatistiklerin büyük kısmının standart normal dağılım göstermesi gerçekten de büyük kolaylık sağlamaktadır. Zaman serisinde sürekli olarak her test için o testin kritik değerine bakmak yerine, panel veri analizinde standartlaştırılmış istatistiklerde tek kuyruk testlerinde 1,28, 1,645 ve 2,33 kritik değerleri ve çift kuyruk testlerinde 1,645, 1,96 ve 2,578 kritik değerleri %10, %5 ve %1 anlam düzeylerinde kullanılacaktır. Dolayısıyla, panel veri analizinde standart normal dağılan bütün testlerin kritik değeri aynıdır.

- Seçicilik problemleri: Seçicilik problemleri seçim yanlılığı, yanıtlamama ve yıpranma olmak üzere üçe ayrılır.
 - Seçim Yanlılığı (Self-selectivity) Bireylere çalışması için önerilen ücretler, bireylerin bekledikleri ücretin altında olduğunda çalışmamayı tercih edeceklerdir. Bu durumda bireylerin ücretleri yerine karakteristik özellikleri gözlemlenmiş olacaktır. Dolayısıyla, bireylerin ücretlerine ait bilgiler eksik olduğundan bu örneklem sansürlü olacaktır.
 - Yanıtlamama (Nonresponse): Muhtelif nedenlerle sorulan sorulara deneklerden yanıt alınamaması durumudur.
 - Yıpranma (Attrition): Örnekleme dahil olan katılımcılardan cevap alma maliyetinin yüksek olması, katılımcıların taşınması veya ölmesi gibi nedenlerle verilerin elde edilememesi durumudur.²⁷
- Zaman serisi boyutunun kısa olması: Mikro panel veri setleri genellikle her bir kesit için kısa bir zaman aralığı olan yıllık verileri içermektedir. Bu da kesit sayısı sonsuza giderken asimptotik değerlere ulaşılacağı anlamına gelmektedir.
- Yatay kesit bağımlılığı: Zaman serisi boyutunun uzun olduğu makro panellerde yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmaması yanlış çıkarımlara yol açacaktır. Literatürde birçok panel birim kök testinde yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmamaktadır. Yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadan yapılan testler tutarsız sonuçlara yol açacaktır.

Standart bir panel veri modelini aşağıdaki gibi gösterebiliriz:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it} \quad (3.1)$$

Burada $i=1, 2, \dots, N$ olmak üzere kesitleri ve $t=1, 2, \dots, T$ olmak üzere zaman periyodunu göstermektedir. Y açıklanan değişken, X açıklayıcı değişkenler ve u_{it} ise sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip hata terimidir. Her bir değişken kesitten kesite ve zaman periyodu boyunca farklı değerler aldığı için kesit boyutu ve zaman boyutunu temsil etmek üzere iki alt indisle ifade edilmektedir.

²⁷ Beckett ve arkadaşları (1988), 1968 yılında gerçekleştirilen gelir dinamikleri panel veri çalışmasındaki katılımcılar üzerine 14 yıl sonra gerçekleştirdikleri çalışmada, 1968 yılında oluşturulan örneklemdeki katılımcıların 1981 yılına gelindiğinde sadece %40'ının kaldığını tespit etmişlerdir (Baltagi, 2013, s. 9).

Panel veri setinin her bir yatay kesit için eşit uzunlukta zaman serisi içermesi durumu *dengeli panel*, zaman serisi uzunluklarının kesitten kesite değişmesi durumu ise *dengesiz panel* olarak adlandırılmaktadır (Greene, 2012, s. 388). Panel veri analizi, yatay kesit serilerinin ve zaman boyutunun uzunlukları açısından ise ikiye ayrılır. Kesit birimleri sayısı (N), zaman dönemleri sayısından (T) büyükse mikro panel, küçükse makro panel olarak ifade edilir. Mikro panel veri modelleri çok sayıda kesit içerirken (yüzlerce veya binlerce), zaman periyodu oldukça kısadır (en az 2 yıldan en fazla 10 veya 20 yıla kadar). Makro panel veri modelleri ise az sayıda kesit içerirken (örneğin G7 ülkeleri veya 20 OECD ülkesi gibi), uzun bir zaman periyoduna (örneğin 20 veya 60 yıl) sahiptir. Panel veri yapısının mikro veya makro olması farklı ekonometrik tahminler gerektirmesi açısından büyük önem taşır. Örneğin, mikro panel veri modelleri asimptotik özellikler için büyük sayıda N ve sabit sayıda T gerektirirken, makro paneller büyük sayıda N ve büyük sayıda T gerektirir. Ayrıca, mikro panel veri modellerinde T çok küçük olduğundan durağanlık analizi gerekmezken, makro panel modelleri uzun zaman serilerine sahip olduklarından durağanlık analizine bağlı olarak birim kök, yapısal kırılma ve eşbütünleşme analizleri yapılması gerekir. Makro panel veri modellerinde ele alınması gereken bir diğer husus ise yatay kesit bağımlılığıdır. Mikro panel veri modellerinde ise kesitler tesadüfi bir şekilde seçildiği ve aralarında korelasyon olmadığı için yatay kesit bağımlılığı yoktur (Baltagi, 2013, s. 1).

3.3.1. Yatay Kesit Bağımlılığının Test Edilmesi

Yatay kesit bağımsızlığı, paneli oluşturan kesitlerin birinde meydana gelecek bir şoktan diğer kesitlerin etkilenmediği anlamına gelmektedir. Günümüzde ülkelerin arasında artan ekonomik ilişkiler ve finansal entegrasyon neticesinde oldukça katı bir varsayım olan bu durumun test edilmesi gerekmektedir. Yatay kesit bağımlılığı küresel bir şoktan kaynaklanabileceği gibi ülkeler veya bölgeler arasında yayılma etkisi (spillover effect) sonucu da ortaya çıkabilir. Kaynağı ne olursa olsun panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadığı durumlarda istatistiklerin boyut ve güç özellikleri zayıflamakta ve test sonuçları etkilenmektedir (O'Connell, 1998, s. 16). Dolayısıyla, analize konu olan seriler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusu ise bu durum dikkate alınmadan yapılan testlerin doğruluğu ve güvenilirliği etkilenecektir (Hsiao, 2014, s. 327).

Yatay kesit bağımlılığının test edildiği panel veri regresyonunu aşağıdaki gibi gösterebiliriz:

$$\Delta y_{i,t} = d_i + \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \lambda_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (3.2)$$

Burada d_i sabit veya sabit ve trendi temsil eden deterministik bileşen ve ρ ise gecikme uzunluğudur. Literatürdeki yatay kesit bağımlılığı testlerinin tamamında test edilen hipotezler aşağıdaki gibidir:

H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur ($Cov(u_{it}, u_{jt}) = 0$, her t ve $i \neq j$ için)

H_1 : Yatay kesit bağımlılığı vardır ($Cov(u_{it}, u_{jt}) \neq 0$, en az bir çift $i \neq j$ için)

Literatürde yatay kesit bağımlılığının test edilmesi Breusch ve Pagan'ın (1980) Langrange çarpanı (LM) testi ile başlamıştır:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \sim \chi_{\frac{N(N-1)}{2}}^2 \quad (3.3)$$

Yukarıdaki eşitlikte $\hat{\rho}_{ij}^2$ her bir denklemin en küçük kareler yöntemi ile tahmininden elde edilen kalıntılar arasındaki korelasyon katsayısıdır:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2 \right)^{1/2}} \quad (3.4)$$

LM istatistiği yatay kesit bağımsızlığı boş hipotez altında, N sabitken ve $T \rightarrow \infty$ iken $N(N-1)/2$ serbestlik derecesinde χ^2 asimptotik dağılımı gösterir.

Pesaran (2004, s. 5), LM testinin zayıf noktasını testin N 'nin küçük ve T 'nin büyük olduğu durumlarda geçerli olması şeklinde ifade etmektedir. Bu durum Tablo 3.1'in üst panelinde yer alan LM testinin Monte Carlo simülasyonu sonucu elde edilen boyut (size) özellikleri incelendiğinde görülmektedir. Doğru boş hipotezin yanlışlıkla

reddedilmesi anlamına gelen birinci tip hata sorunu ile karşılaşmamak için nominal boyut değerinin ampirik boyut (0,05) değerine yakın olması gerekmektedir. LM testinin boyut özellikleri incelendiğinde, test bazı sınırlı durumlar haricinde sürekli olarak aşırı boyut (oversize) bozulması göstermektedir. Boş hipotezin yanlış bir şekilde sürekli olarak reddedilmesi anlamına gelen bu durum T'nin 30-50 arası ve N'nin 10 olduğu durumlar haricinde geçerlidir. Diğer bir deyişle, oldukça sınırlı bazı durumlar haricinde LM testinde yatay kesit bağımlılığının olmadığı boş hipotezi reddedilerek yanlış bir şekilde yatay kesit bağımlılığının varlığını öne sürülmektedir.

Tablo 3.3. LM Testinin Boyut Özellikleri

(T,N)	k = 2						k = 4						k = 6					
	10	20	30	50	100	200	10	20	30	50	100	200	10	20	30	50	100	200
LM																		
20	7.50	11.65	17.85	35.90	85.70	100.00	8.65	15.65	25.80	50.20	96.95	100.00	10.85	22.85	42.15	71.35	99.95	100.00
30	5.40	8.05	11.90	19.70	54.25	97.70	7.60	11.10	14.85	25.35	67.25	99.45	7.80	12.45	21.35	38.60	87.45	100.00
50	5.40	6.35	8.95	11.65	26.25	66.15	6.35	8.30	9.60	14.00	32.40	77.35	5.05	8.00	11.75	17.85	43.40	90.20
100	4.80	5.90	6.10	8.80	11.20	26.95	5.50	5.05	6.15	8.65	11.60	27.55	4.75	5.55	6.95	9.70	15.40	34.15

Kaynak: Pesaran, Ullah, & Yamagata 2008, Tablo 1

N'nin T'ye yakın olduğu durumlarda ortaya çıkan boyut bozulmaları (size distortion) sorununa çözüm olarak Pesaran (2004) T ve N'nin birlikte büyüdüğü ve T>N durumlarında kullanılmak üzere CD_{LM} istatistiği testini geliştirmiştir:

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \sim N(0,1) \quad (3.5)$$

CD_{LM} testi önce $T \rightarrow \infty$ ve sonra $N \rightarrow \infty$ iken yatay kesit bağımsızlığı boş hipotezi altında, asimptotik standart normal dağılım göstermektedir. LM ve CD_{LM} testlerinin zayıflığı ise büyük N ve küçük T durumunda aşırı derecede boyut bozulmasına uğramalarıdır.

Ampirik çalışmalarda $N > T$ durumu sıklıkla karşılaşılabılır olduğundan bu tür durumlarda kullanılmak üzere Pesaran (2004) CD testini önermiştir:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \sim N(0,1) \quad (3.6)$$

Tablo 3.2'de CD testinin boyut özellikleri incelendiğinde, N'nin T'den büyük olduğu durumlarda testin ampirik boyutu, nominal boyutuna yaklaşmakta ve dolayısıyla test doğru boyut (correct size) özelliği göstermektedir. LM testinde N sabit ve T artarken

ortaya çıkan aşırı reddetme sorunu, CD testinde ortadan kalkmaktadır. Örneğin, LM testi N=50 ve T=30 iken 0,197 değeri ile aşırı boyut bozulmasına uğramakta iken, CD testi aynı durumda 0,051 boyut değeri ile ideal bir test olmaktadır.

Tablo 3.4. CD Testinin Boyut Özellikleri

(T,N)	k = 2						k = 4						k = 6					
	10	20	30	50	100	200	10	20	30	50	100	200	10	20	30	50	100	200
CD																		
20	4.70	5.05	5.35	4.10	4.80	4.90	4.50	5.75	4.60	4.05	6.40	5.50	4.95	5.60	4.60	5.50	5.30	5.65
30	4.75	5.75	4.55	5.10	5.35	5.10	5.20	5.00	4.30	5.40	5.50	4.20	5.05	5.85	5.55	5.35	5.50	5.90
50	4.45	5.00	5.15	5.45	4.85	5.15	5.50	5.30	5.25	5.00	4.95	5.75	5.20	5.20	4.75	5.85	4.90	4.65
100	5.05	5.25	5.30	4.85	4.70	6.10	5.10	4.90	5.15	4.90	4.80	5.25	4.95	4.15	4.65	5.20	4.30	4.75

Kaynak: Pesaran vd., 2008, Tablo 1

CD testi, grup ortalaması sıfır fakat bireysel ortalama sıfırdan farklı olduğunda sapmalı olmaktadır. Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008), bu sapmayı LM testinin ortalama ve varyansını kullanarak düzeltmiştir. Sapması düzeltilmiş LM test istatistiği (LM_{adj}) aşağıdaki gibidir:

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2}{N(N-1)}\right)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - u_{Tij}}{\sqrt{v_{Tij}^2}} \sim N(0,1) \quad (3.7)$$

Yukarıdaki denklemde k açıklayıcı değişken sayısını, u_{Tij} ortalamayı, v_{Tij}^2 ise $(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin varyansını göstermektedir. Bu eşitlikten elde edilecek LM_{adj} istatistiği asimptotik olarak standart normal dağılım göstermektedir (Pesaran vd., 2008, s. 108).

Daha önce ifade edilen LM testindeki aşırı boyut bozulması nedeniyle boş hipotezin sürekli olarak reddedilmesi sorunu, LM_{adj} testinde ortadan kalkmıştır (Tablo 3.3). Dolayısıyla, LM_{adj} testi LM testine göre oldukça güvenilirdir.

Tablo 3.5. LM_{adj} Testinin Boyut Özellikleri

(T,N)	k = 2						k = 4						k = 6					
	10	20	30	50	100	200	10	20	30	50	100	200	10	20	30	50	100	200
LM_{adj}																		
20	6.30	5.85	6.25	5.10	5.75	5.25	5.80	6.30	5.30	5.50	6.45	6.80	6.00	6.65	6.25	7.30	8.30	8.85
30	5.10	5.40	6.05	5.50	4.70	4.95	6.90	6.65	5.95	5.45	5.95	7.05	5.60	5.00	5.95	5.90	6.55	6.85
50	5.65	5.25	5.55	4.95	5.00	5.00	6.40	6.15	5.85	5.25	5.85	5.00	4.95	5.90	5.75	5.20	5.45	6.15
100	5.75	5.55	5.45	5.90	3.60	5.30	6.15	4.65	4.75	5.45	4.50	4.55	5.40	5.40	5.35	5.75	5.20	5.75

Kaynak: Pesaran vd., 2008, Tablo 1

Son olarak, LM, CD ve LM_{adj} testlerinin Monte Carlo simülasyonları sonucu elde edilen güç (power) özellikleri Tablo 3.4'te verilmiştir. Yanlış boş hipotezin reddedilememesi anlamına gelen ikinci tip hata olasılığının minimize edilmesi gerektiği için, ideal bir testte güç değerinin 1'e yakın olması beklenmektedir. Tablo 3.4'te görüleceği üzere, boyut özellikleri açısından oldukça farklılaşan LM ve LM_{adj} testleri güç özellikleri açısından benzerlik göstermektedir. CD testi ise her türlü N ve T kombinasyonlarında diğer iki teste açık bir üstünlük sağlamaktadır.

Tablo 3.6. LM, CD ve LM_{adj} testlerinin güç özellikleri

(T,N)	$k = 2$						$k = 4$						$k = 6$					
	10	20	30	50	100	200	10	20	30	50	100	200	10	20	30	50	100	200
LM																		
20	27.75	57.30	79.15	95.70	100.00	100.00	26.75	55.80	75.60	95.70	100.00	100.00	27.35	54.95	78.95	97.80	100.00	100.00
30	40.35	72.15	88.40	98.45	100.00	100.00	35.30	69.60	86.30	98.40	100.00	100.00	34.35	65.95	83.55	98.10	100.00	100.00
50	53.10	86.60	96.55	99.65	100.00	100.00	54.85	83.95	95.90	99.65	100.00	100.00	50.95	83.25	95.95	99.65	100.00	100.00
100	76.75	96.70	99.90	100.00	100.00	100.00	74.40	96.45	99.60	100.00	100.00	100.00	72.90	97.10	99.80	100.00	100.00	100.00
LM_{adj}																		
20	25.75	46.75	64.35	85.35	97.25	99.80	21.65	39.70	55.90	76.30	95.40	99.45	18.75	33.75	46.70	65.05	89.40	98.00
30	39.85	67.15	82.65	95.65	99.90	100.00	36.80	60.35	78.30	92.55	99.70	100.00	32.55	56.15	73.35	90.15	99.30	100.00
50	53.55	85.45	95.80	99.40	100.00	100.00	55.20	83.55	93.75	99.40	100.00	100.00	52.40	80.10	92.20	99.30	100.00	100.00
100	77.55	96.45	99.90	100.00	100.00	100.00	76.15	96.75	99.75	100.00	100.00	100.00	75.95	96.90	99.20	100.00	100.00	100.00
CD																		
20	50.15	85.40	95.95	99.80	100.00	100.00	47.65	80.85	94.00	99.30	100.00	100.00	43.15	77.20	90.55	98.70	100.00	100.00
30	65.05	93.50	99.20	100.00	100.00	100.00	62.00	92.20	98.60	100.00	100.00	100.00	58.65	89.95	98.10	100.00	100.00	100.00
50	78.55	98.35	100.00	99.95	100.00	100.00	77.05	98.15	99.95	100.00	100.00	100.00	72.60	97.90	100.00	100.00	100.00	100.00
100	92.55	99.95	100.00	100.00	100.00	100.00	91.55	99.95	100.00	100.00	100.00	100.00	89.85	99.90	100.00	100.00	100.00	100.00

Kaynak: Pesaran vd., 2008, Tablo 2

YKB testi sonuçlarına göre H_0 hipotezinin reddedilememesi durumunda ele alınan ülkeler arasında YKB'nin olmadığını sonucuna ulaşılabilecek ve birinci nesil panel birim kök testleri gerçekleştirilecektir. Boş hipotezin reddedilmesi durumunda ise ikinci nesil panel birim kök testleri ve YKB'yi dikkate alan panel eşbütünleşme testlerinin yapılması gerekecektir.

3.3.2. Panel Birim Kök Testleri

Granger ve Newbold (1974) ufuk açıcı çalışmalarında sahte (spurious) regresyon olarak bilinen kavramı literatüre kazandırmışlardır. Yazarların durağan olmayan zaman serileri üzerine yapılan çalışmaların hatalı sonuçlara yol açacağını öne sürmesiyle birlikte birim kök testleri zaman serilerinde uygulanmaya başlanmıştır. Verilerin zaman ve yatay kesit boyutlarına ilişkin bilgileri dikkate alan panel birim kök testleri, sadece zaman boyutuyla ilgili bilgiyi dikkate alan zaman serisi birim kök testlerinden istatistiksel

olarak daha güçlüdürler. Yatay kesit sayısı arttıkça panel birim kök testlerinin gücü de artmaktadır. Panel birim kök testleri literatürü ilk olarak Abuaf ve Jorion'un (1990) yılında reel döviz kurlarına panel birim kök testi uygulamaları ile başlamış ve sonrasında kayda değer bir gelişme göstermiştir.

Literatürde oldukça fazla sayıda olan panel birim kök testleri birinci kuşak ve ikinci kuşak testler olmak üzere ikiye ayrılır (Hurlin & Valérie, 2007, ss. 1–2; Magazzino, 2016, ss. 441–443; Pesaran, Smith, & Yamagata, 2013, s. 94). Birinci kuşak panel birim kök testleri (Breitung, 2001; Choi, 2001; Hadri, 2000; Im, Pesaran, & Shin, 2003; Levin, Lin, & Chu, 2002; Maddala & Wu, 1999) yatay kesit bağımlılığını dikkate almazken, ikinci kuşak panel birim kök testleri (Bai & Ng, 2004, 2010; Breuer, McNown, & Wallace, 2002; Hadri & Kurozumi, 2012; Nazlioglu & Karul, 2017; Pesaran, 2007; Reese & Westerlund, 2016; L. V. Smith, Leybourne, Kim, & Newbold, 2004; Westerlund & Larsson, 2009) yatay kesit bağımlılığını dikkate alırlar.

İkinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri

İkinci kuşak panel birim kök testlerinin en önemli özellikleri yatay kesit bağımlılığını dikkate almalarıdır. Şokların ülke sınırlarını aştığı globalleşen ekonomilerde yatay kesit bağımsızlığı varsayımı nadiren karşılaşılan bir durumdur (Lluís Carrion- i- Silvestre, Del Barrio- Castro, & López- Bazo, 2005, s. 170). Dış ticaret, finansal liberalizasyon, medya gibi aktarım kanalları vasıtasıyla herhangi bir ülkede ortaya çıkan şok diğer ülkelere aktarılmaktadır. Ayrıca, Magazzino'ya (2016, s. 443) göre, ikinci nesil testler aynı ekonomik bölgede yer alan ülkelerin konjonktür dalgalarındaki ortak hareketleri test etmek için daha kullanışlıdır. Bütün bu nedenlerle, son yıllarda panel birim kök testleri ağırlıklı olarak ikinci nesil panel birim kök testleri kullanılarak gerçekleştirilmektedir.

Literatürde kesitler arasındaki bağımlılık 3 farklı yaklaşımla modellenmektedir: Bootstrap yöntemi (Breuer vd., 2002; L. V. Smith vd., 2004), yatay kesit ortalamaları (Hadri & Kurozumi, 2012; Pesaran, 2007) ve ortak faktör yaklaşımı (Bai & Ng, 2004, 2010; Reese & Westerlund, 2016; Westerlund & Larsson, 2009). Bu çalışmada bootstrap yöntemi ve yatay kesit ortalamalarını kullanan iki farklı yaklaşıma yer verilecektir.

3.3.2.1. Bootstrap Panel Birim Kök Testi

Bootstrap panel birim kök testi (L. V. Smith vd., 2004) metodolojik olarak IPS birim kök testine (Im vd., 2003) dayanmaktadır. IPS testinde olduğu gibi kesitler arasında heterojenliğe izin verilmekte ve bireysel ADF istatistiklerinin ortalaması alınarak t-istatistikleri elde edilmektedir. Bu yaklaşımın IPS testinden farklılaştığı nokta ise kritik değerlerin momentler üzerinden değil teste de adını veren bootstrap yöntemiyle elde edilmesidir. Her kesit için zamanın aynı noktasında örnekleme yapılarak o noktadaki korelasyon yapısı muhafaza edilmek suretiyle yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmaktadır.

Smith vd. (2014) birim kök testinde tahmin edilecek olan birim kök regresyon modeli aşağıdaki gibidir (L. V. Smith vd., 2004, s. 148):

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \phi_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (3.8)$$

Burada ε_{it} sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip beyaz gürültü hata terimidir. Yukarıdaki regresyon denkleminde hareketle Smith vd. (2014) $\bar{t}_s, \overline{LM}_s, \overline{W}_s, \overline{Max}_s$ ve $\overline{Min}_s$ olmak üzere 5 farklı birim kök testi geliştirmişlerdir. $\overline{LM}$ testi Solo (1984) tarafından önerilen bireysel Lagrange çarpanı test istatistiklerinin ortalamasıdır:

$$\overline{LM}_s = \frac{\sqrt{N} \{ \overline{LM} - E(\overline{LM}_i) \}}{\sqrt{Var(\overline{LM}_i)}} \quad (3.9)$$

$\bar{t}$ testi Im vd. (2003) birim kök testinin bootstrap versiyonudur:

$$\bar{t}_s = \frac{\sqrt{N} \{ \bar{t} - E(t_i) \}}{\sqrt{Var(t_i)}} \quad (3.10)$$

$\overline{Max}$ testi $\overline{Max} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \overline{Max}_i$ olmak üzere Leybourne (1995) testinden uyarlanmıştır:

$$\overline{Max}_s = \frac{\sqrt{N} \{ \overline{Max}_i - E(\overline{Max}_i) \}}{\sqrt{Var(\overline{Max}_i)}} \quad (3.11)$$

İleri ve geri ADF regresyonlarına dayanan $\overline{Min}$ testi $\overline{Min} = N^{-1} \sum_{i=1}^N Min_i$ olmak üzere LM istatistiğinin daha güçlü bir varyantıdır:

$$\overline{Min}_s = \frac{\sqrt{N} \{ \overline{Min} - E(\overline{Min}_i) \}}{\sqrt{Var(\overline{Min}_i)}} \quad (3.12)$$

Son test olan $\overline{WS}$ testi ise Pantula, Gonzalez-Farias ve Fuller (1994) testine dayanmaktadır:

$$\overline{WS}_s = \frac{\sqrt{N} \{ \overline{WS} - E(\overline{WS}_i) \}}{\sqrt{Var(\overline{WS}_i)}} \quad (3.13)$$

Yukarıdaki testlerin tamamında $E(.)$ ve $Var(.)$ terimleri T gözlem için hesaplanan Dickey-Fuller istatistiklerinin ortalama ve varyansıdır. Testlerin tamamında ilgili istatistik değeri ortalamasından çıkarılıp standart hatasına bölünerek standartlaştırılmakta ve daha sonra $\sqrt{N}$ ile çarpılarak $N \rightarrow \infty$ iken Lindeberg-Levy merkezi limit teoremi uygulanmaktadır.

Testlerin tamamında bütün kesitlerin birim kök içerdiği boş hipotezi, bazı kesitler birim kök içerirken bazı kesitlerin birim kök içermediği alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır. Dolayısıyla, boş hipotezin reddedilmesi durumunda en azından bir panel kesitinin durağan olduğu anlamına gelecektir.

3.3.2.2. Fourier Panel Birim Kök Testi

Yapısal kırılmalı birim kök testleri içerisinde birçok ön kabulü barındırmaktadır. Bu testlerde maksimum kırılma sayısının bilindiği varsayılmaktadır. Ayrıca kukla değişkenler kullanılarak kırılma öncesi 0 ve kırılma sonrası 1 olarak modellendiği için kırılmanın keskin bir formda²⁸ gerçekleştiği varsayılmaktadır. Kırılmanın sayısı ve biçimi ile ilgili varsayımlardan hareketle de kırılma tarihleri hesaplanmaktadır.

Son yıllarda gelişen Fourier yaklaşımı yukarıdaki varsayımların hiçbirini gerektirmemektedir. İlk olarak Becker, Enders ve Lee'nin 2006 yılında *Fourier*

²⁸ Halbuki, yapısal kırılmalar lojistik, üstel, kademeli veya başka bir formda gerçekleşebilir.

serilerini KPSS birim kök testine uyarlaması ile başlayan *Fourier* yaklaşımı oldukça kısa sayılabilecek bir süre içerisinde önce zaman serisi testlerine (Becker, Enders, & Lee, 2006; Enders & Lee, 2012b, 2012a; Omay, 2015; Rodrigues & Taylor, 2012) sonrasında ise panel testlerine (C. Lee, Wu, & Yang, 2016; Nazlioglu & Karul, 2017) uyarlanmıştır.

Esnek bir yaklaşım olan Fourier testlerinde kırılma sayısının veya kırılma formunun bilinmesi gerekmemekte ve kırılma tarihi hesaplanmamaktadır. Bu çalışmada ele alınan değişkenlerin birim kök özellikleri Nazlıoğlu ve Karul (2017) tarafından geliştirilen Panel Fourier KPSS testi kullanılarak araştırılacaktır. Fourier Panel KPSS testinde aşağıdaki gibi bir veri üretme süreci (data generating process) tanımlanmıştır (Nazlioglu & Karul, 2017, s. 182):

$$y_{it} = \alpha_i(t) + r_{it} + \lambda_i F_i + \varepsilon_{it} \quad (3.14)$$

$$r_{it} = r_{it-1} + u_{it} \quad (3.15)$$

Burada $i=1,...,N$ olmak üzere yatay kesit boyutunu ve $t=1,...,T$ olmak üzere zaman boyutunu, r_{it} ise tüm i 'ler için $r_{i0}=0$ olmak üzere tesadüfi yürüyüş sürecini temsil etmektedir. ε_{it} ve u_{it} bütün kesitler boyunca bağımsız ve *i.i.d.* dağılıma sahip ve zaman periyodu boyunca $E(\varepsilon_{it})=0$, $E(\varepsilon_{it}^2)=\sigma_{\varepsilon_i}^2 > 0$, $E(u_{it})=0$, $E(u_{it}^2)=\sigma_{ui}^2 \geq 0$ varsayımlarına sahiptir. F_t gözlemlenemeyen ortak faktör ve λ_i ise yükleme ağırlığıdır. F_t durağan ve $E(F_t)=0$ ve $E(F_t^2)=\sigma_F^2 > 0$ olmak üzere korelasyon içermemektedir. ε_{it} , F_t ve λ_i bütün i 'ler için bağımsız dağılmaktadır. Son olarak, F_t 'nin bilindiği varsayılmaktadır.

3.14 numaralı denklemde deterministik terim $\alpha_i(t)$ şeklinde zamana bağlı olarak tanımlanmaktadır. Deterministik terimdeki yapısal kırılmalar veya doğrusal olmayan hareketler tarih, sayı veya herhangi bir forma bağlı olmadan Fourier yaklaşımı ile yakalanabilir (Becker vd., 2006, s. 383). Sabit terimin bilinmeyen bir formda yapısal kırılma içerdiği durumda, Fourier açılımı aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\alpha_i(t) = \alpha_i + \gamma_{1i} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_{2i} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (3.16)$$

Yukarıdaki denklemde λ_{1i} ve λ_{2i} kayma derinliği ve k Fourier frekansıdır. Burada belirtmeliyiz ki Fourier yaklaşımında frekans sayısının 1 olması her ülkede kırılmanın aynı tarihte gerçekleştiği anlamına gelmemektedir. Her ülkenin farklı frekansları Fourier serisine göre hesaplanacağı için her ülkenin T dönemindeki dinamiği Fourier fonksiyonunun biçimini değiştirmiş olacaktır.

Diğer yandan, Fourier denkleminde hem sabit hem de trend katsayısı zaman boyunca dalgalanabilir. Trend fonksiyonunun doğrusal olmadığı (nonlinear) durumda, Fourier açılımı aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Jones & Enders, 2014):

$$\alpha_i(t) = \alpha_i + b_i t + \gamma_{1i} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_{2i} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (3.17)$$

3.17 numaralı eşitlikte trend fonksiyonunun yumuşak geçişini gösteren γ_{1i} ve γ_{2i} 'nin sıfır olmayan değerleriyle deterministik trendin eğimi ve sabit terimdeki herhangi bir değişim yakalanabilmektedir. Bu kapsamda Fourier frekansına izin veren KPSS test istatistiği aşağıdaki gibidir (Becker vd., 2006, s. 385):

$$\eta_i(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{S}_{it}(k)^2}{\tilde{\sigma}_{\varepsilon i}^2} \quad (3.18)$$

Burada $\tilde{S}_{it}(k) = \sum_{j=1}^t \tilde{\varepsilon}_{ij}$ 3.14 numaralı veri üretme sürecinin EKK ile tahmininden elde edilen hataları ifade etmektedir. Uzun dönem hata varyansı ise aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$\sigma_{\varepsilon i}^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_{it}^2) \quad (3.19)$$

Son olarak Fourier panel istatistiği bireysel istatistiklerin ortalaması alınarak hesaplanabilir. Bu durumda Fourier panel istatistiği $FP(k)$ aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Nazlioglu & Karul, 2017, s. 183):

$$FP(k) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \eta_i(k) \quad (3.20)$$

Lindeberg-Levy merkezi limit teoremine göre boş hipotez altında önce $T \rightarrow \infty$ ve sonra $N \rightarrow \infty$ iken $FP(k)$, $\xi(k)$ ortalama ve $\zeta^2(k)$ varyans ile standart normal dağılıma yakınsamaktadır:

$$FZ(k) = \frac{\sqrt{N} (FP(k) - \xi(k))}{\zeta(k)} \sim N(0,1) \quad (3.21)$$

Nazlıoğlu ve Karul (2017) geliştirdikleri testte yatay kesit bağımlılığını Pesaran (2007) yaklaşımını izleyerek yatay kesit ortalamalarını kullanarak dikkate almışlardır. Bu testte her bir kesit için KPSS istatistiği tahmin edilmekte ve bu kesitlerden hareketle panel istatistiği hesaplanmaktadır. Elde edilen bu istatistik 3.21 numaralı denklemde gösterildiği gibi momentlerinden arındırılarak standart normal dağılıma sahip bir istatistiğe dönüştürülmektedir. Test, KPSS tipi bir test olduğu için boş hipotez altında durağanlık test edilmektedir. Farklı veri üretme süreçleri altında testin boyut ve güç özellikleri oldukça iyi bir performans göstermektedir (Nazlıoğlu & Karul, 2017, ss. 185–188).²⁹

3.3.3. Panel Eşbütünleşme Testleri

Sistemi etkileyen kalıcı şoklara rağmen değişkenler arasında uzun dönem bir denge ilişkisinin varlığı mümkün olabilmektedir. Panel veri analizinde düzeyde durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki panel eşbütünleşme testleri ile araştırılmaktadır. Panel birim kök testlerinde olduğu gibi panel eşbütünleşme testleri de kesitler arası korelasyonu dikkate alan ve almayan testler olmak üzere iki grupta incelenir. Birinci kuşak panel eşbütünleşme testlerinde (Kao, 1999; Larsson, Lyhagen, & Löthgren, 2001; Pedroni, 1999, 2004; Westerlund, 2005) yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmazken, ikinci kuşak panel eşbütünleşme testlerinde (Bai, Kao, & Ng, 2009; Gengenbach, Urbain, & Westerlund, 2016; Westerlund, 2007b, 2008; Westerlund &

²⁹Yazarlar, çalışmalarında 5 farklı durum altında testin boyut ve güç özelliklerini incelemişlerdir. 3. ve 5. durumlarda test boyut bozulmalarına uğramakta, diğer durumlarda oldukça iyi güç ve boyut özellikleri göstermektedir.

Durum 1: Veri üretme sürecinde Fourier terimler varken Fourier terimlere sahip test

Durum 2: Veri üretme sürecinde Fourier terim yokken Fourier terimlere sahip test

Durum 3: Veri üretme sürecinde Fourier terimler varken Fourier terimler içermeyen test

Durum 4: Fazla sayıda Fourier terim (k+1)

Durum 5: Eksik sayıda Fourier terim (k-1)

Edgerton, 2007) yatay kesit bağımlılığı dikkate alınır. Her iki grupta yer alan testlerin büyük bir kısmında uzun dönem parametresinin homojen veya heterojen olduğu durumlar için panel (homojen) ve grup (heterojen) test istatistikleri hesaplanır.

Panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığına ek olarak araştırılması gereken bir diğer husus eşbütünleşme katsayılarının homojenliğinin test edilmesidir. Pesaran ve Yamagata (2008), eğitim homojenitesini belirlemek amacıyla Swamy testinin düzenlenmiş versiyonunu geliştirmişlerdir. Bu testte ilk olarak Swamy (1970) testinin düzenlenmiş hali hesaplanmaktadır:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N \left(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE} \right)' \frac{x_i' M_{\tau} x_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \left(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE} \right) \quad (3.22)$$

denklemdaki $\hat{\beta}_i$ ve $\tilde{\beta}_{WFE}$ sırasıyla havuzlanmış en küçük kareler ağırlıklandırılmış sabit etkiler tahmincisidir. M_{τ} , T. dereceden birim matris, $\tilde{\sigma}_i^2$ ise σ_i^2 tahmincisidir. Bu durumda standartlaştırılmış dağılım istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (3.23)$$

$\tilde{\Delta}$ istatistiği $(N, T) \rightarrow \infty$ iken herhangi bir kısıtlamaya tabi olmaksızın farklı N ve T değerlerinde hata terimleri normal dağıldığı sürece geçerlidir. Hata terimleri normal dağıldığında $\tilde{\Delta}$ testinin küçük örneklem özellikleri ortalama ve varyans sapması düzeltilerek aşağıdaki gibi geliştirilmiştir (Pesaran & Yamagata, 2008, s. 57):

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{\text{var}(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (3.24)$$

Burada

$$E(\tilde{z}_{it}) = k, \text{Var}(\tilde{z}_{it}) = \frac{2k(T-k-1)}{T+1}. \quad (3.25)$$

Yukarıdaki eşitlikte beklenen değerin skaler içermesi (stokastik herhangi bir terim içermemesi) nedeniyle düzeltilmiş $\tilde{\Delta}$ istatistiğinin boyut ve güç özellikleri daha iyi olacaktır.

Delta testinde ilgili hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 \dots = \beta_N$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \dots \neq \beta_N$$

Eğimlerin homojen olduğu boş hipotezi altında hem $\tilde{\Delta}$ hem de $\tilde{\Delta}_{adj}$ istatistiği standart normal dağılım göstermektedir. Yatay kesit bağımlılığı testinde hipotezin reddedilmesi durumunda yatay kesit bağımlılığını dikkate alan tahmin yöntemleri kullanılması gerektiği gibi, eğim homojenitesi testinde de boş hipotezin reddedilmesi durumunda eğim katsayılarında heterojenliğe izin veren tahmincilerin kullanılması gerekecektir.

3.3.3.1. Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testi

Panel birim kök testlerine benzer şekilde, kesitleri arası korelasyon olduğu durumlarda birinci kuşak panel eşbütünleşme testleri zayıf kalmaktadır. Bu durumda, kesitler arası korelasyonu dikkate alan ikinci kuşak panel eşbütünleşme testleri kullanılmalıdır.

Durbin-Hausman testi, panel modellerinde eşbütünleşme ilişkisinin araştırılması amacıyla Joakim Westerlund tarafından geliştirilen ikinci kuşak bir panel eşbütünleşme testidir (Westerlund, 2008). Durbin-Hausman testi, diğer eşbütünleşme testlerine kıyasla birçok avantaja sahiptir: (i) bu testte yatay kesit bağımlılığı temel bileşenler yöntemi ile dikkate alınır, (ii) yöntem hem homojen hem de heterojenlik varsayımları altında tahmin yapar, (iii) test istatistiğinin asimptotik dağılımı standart normal olduğu için çok sayıda açıklayıcı değişkenin yer aldığı modellerde kolaylıkla uygulanabilir (Adler & Grisse, 2017, s. 1086). (iv) testin en çekici özelliği ise panel eşbütünleşme testlerinin tamamında bağımlı ve bağımsız değişkenlerin aynı dereceden entegre olması gerekirken, bu yöntemde bağımsız değişkenler farklı dereceden entegre olduğunda da kullanılabilir (Westerlund, 2008, s. 205).

Monte Carlo simülasyonları ise Durbin-Hausman testinde boyut bozulmasının oldukça düşük olduğunu ve testin gücünün diğer eşbütünleşme testlerinden daha büyük

olduğunu ortaya koymuştur (Tong & Yu, 2018, s. 124). Bu yöntemde Durbin-Hausman panel istatistiği ve Durbin-Hausman grup istatistiği olmak üzere iki istatistik hesaplanır. Durbin-Hausman panel istatistiği otoregresif parametrelerin homojen olduğunu varsayar ve aşağıdaki gibi hesaplanır (Westerlund, 2008, s. 203):

$$DH_p = \hat{S}_n \left(\tilde{\phi} - \hat{\phi} \right)^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (3.26)$$

Burada $\hat{S}_n = \hat{\omega}_n^2 / \left(\hat{\sigma}_n^2 \right)^2$ varyans oranını göstermek üzere

$$\hat{\omega}_i^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{j=-M_i}^{M_i} \left(1 - \frac{j}{M_i+1} \right) \sum_{t=j+1}^T \hat{v}_{it} \hat{v}_{it-j} \quad (3.27)$$

denklemini kullanarak ω_i^2 tutarlı tahmini ve v_{it} uzun dönem varyansı hesaplanır. M_i terimi ise v_{it} 'lerin otokorelasyon sayısını belirleyen bant genişliği parametresidir.

Diğer yandan, Durbin-Hausman grup istatistiği otoregresif parametrelerin heterojen olduğunu varsayar ve aşağıdaki gibi hesaplanır (Westerlund, 2008, s. 203):

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \tilde{S}_i \left(\tilde{\phi}_i - \hat{\phi}_i \right)^2 \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (3.28)$$

Panel ve grup istatistikleri arasındaki fark test edilen hipotezlerde kendisini göstermektedir. Panel testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : \phi_i = 1 \text{ her } i = 1, \dots, n \text{ için}$$

$$H_1^p : \phi_i = \phi \text{ ve her } \phi < 1 \text{ her } i \text{ için}$$

Dolayısıyla, panel istatistiğinde hem boş hem de alternatif hipotez altında otoregresif parametre için ortak bir değer varsayılmaktadır. Bu nedenle, boş hipotezin reddedilmesi n kesitin tamamında eşbütünleşme ilişkisi olduğu anlamına gelecektir. Tersine, panel grup istatistiğinde boş hipotez, $H_1^g : \phi_i < 1$ en az bazı i'ler için alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Otoregresif parametre için ortak bir değer varsayılmadığı için boş hipotezin reddedilmesi n kesitin tamamının değil bir kısmının eşbütünleşme ilişkisine sahip olduğu anlamına gelecektir.

3.3.4. Panel Eşbütünleşme Modelinin Tahmini

Panel eşbütünleşme testleri değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret ediyorsa, uzun dönem katsayılar çeşitli yöntemlerle tahmin edilebilmektedir. Bu yöntemleri kesitler arası korelasyonu dikkate almayan (Breitung, 2005; Pedroni, 2000, 2001; Pesaran, Shin, & Smith, 1999) ve dikkate alan (Bai & Kao, 2006; Eberhardt & Bond, 2009; Pesaran, 2006; Westerlund, 2007a) testler olmak üzere ikiye ayırabiliriz. Ayrıca, tahmin yöntemleri uzun dönem parametresinin tüm birimler için homojen veya heterojen olmasına göre iki grup altında ele alınmaktadır. Birinci grupta uzun dönem parametresi tüm birimler için homojen iken, ikinci grupta uzun dönem parametresi heterojendir.

3.3.4.1. CupFM ve CupBC Panel Eşbütünleşme Modeli Tahmincileri

Bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki yatay kesit bağımlılığını dikkate alan CupFM (sürekli güncellenmiş ve tam dönüştürülmüş | continuously updated and fully-modified) ve CupBC (sürekli güncellenmiş ve yanlışlık düzeltilmiş | continuously-updated and bias-corrected) tahmincileri ile araştırılacaktır (Bai vd., 2009). Bu tercihimizin arkasındaki en önemli sebep Rubaszek ve Serwa'nın da (2014, s. 583) belirttiği gibi bu tahmincilerin konjonktür dalgaları başta olmak üzere farklı ülkelerdeki makroekonomik değişkenler arasındaki korelasyon yapısını muhafaza ediyor olmalarıdır. Bu tahmincilerin bir diğer önemli özelliği ise açıklayıcı değişkenlerin karışık $I(0)$ ve $I(1)$ olduğu durumlarda bile dirençli (robust) sonuçlar sunmalarıdır (Bai vd., 2009, ss. 83, 89). Ayrıca, bu testler otokorelasyon ve içsellik problemlerini düzelterek tutarlı sonuçlar vermektedir (Camarero, D'adamo, & Tamarit, 2016, s. 41).

Bai, Kao ve Ng, Cup-tahmincilerini elde etmek amacıyla aşağıdaki denklemden yararlanırlar (Bai vd., 2009, ss. 83–84):

$$y_{it} = x'_{it}\beta_{it} + e_{it} \quad (3.29)$$

Burada $i=1,...,n$ ülke boyutunu ve $t=1,...,T$ zaman boyutunu göstermektedir. y_{it} modelin bağımlı değişkeni, x_{it} bağımsız değişkenleri, β ortak eğim katsayıları vektörü ve e_{it} ise hata terimidir.

Bağımsız değişkenler için ise aşağıdaki tanımlama geçerlidir:

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.30)$$

Burada x_{it} k sayıda durağan olmayan açıklayıcı değişken, β ortak eğim parametrisini gösteren $k \times 1$ boyutunda vektör ve e_{it} ise regresyonun hata terimidir. Bai ve arkadaşları hata terimini durağan ve bütün i'ler için *iid* varsaymaktadır. β 'nın havuzlanmış en küçük kareler tahmini aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\hat{\beta}_{LS} = \left(\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T X_{it} X'_{it} \right)^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{it} y_{it} \quad (3.31)$$

Özellikle zaman serisi verilerinde yatay kesit bağımsızlığı varsayımı oldukça kısıtlayıcıdır. Bai vd. (2009) kesitler arasındaki korelasyonu 3.25 numaralı denklemde yer alan hata terimine faktör yapısı sınırlaması getirerek yapmaktadır. Hata terimi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$e_{it} = \lambda_i' F_t + u_{it} \quad (3.32)$$

Burada F_t , $r \times 1$ boyutunda gözlemlenemeyen ortak faktörler vektörü ve λ_i ise $r \times 1$ boyutunda ülke spesifik faktör yüklemelerini (factor loadings) gösteren vektördür. Eğer F_t ve u_{it} durağan ise, e_{it} de durağan olacaktır. Bu durumda, yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadan havuzlanmış regresyon modeli kullanılarak tutarlı tahminler elde edilebilir. Diğer yandan, $F_t = F_{t-1} + \omega_t$ şeklinde yani F_t , $I(1)$ ise havuzlanmış regresyon sonuçları tutarlı olmayacaktır. Bai vd. (2009) tarafından geliştirilen CupFM ve CupBC tahmincileri durağan olmayan faktörleri dikkate alarak ve iterasyon yaparak hem faktörleri hem de eşbütünleşme katsayılarını tutarlı bir şekilde tahmin etme imkânı sağlamaktadır (Coudert, Couharde, & Mignon, 2015, s. 119).

BÖLÜM 4

BULGULAR VE TARTIŞMA

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdeki konjonktür dalgalarının belirleyicilerinin araştırıldığı çalışmanın dördüncü ve son bölümünde konjonktür dalgalanmalarının belirleyicilerine yönelik olarak bir dizi ekonometrik analiz gerçekleştirilecektir. Daha sonra elde edilen sonuçlar detaylı bir şekilde tartışılacak ve politika önerilerinde bulunulacaktır.

4.1. Veri Seti ve Model

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür dalgalarının belirleyicilerinin araştırıldığı bu çalışmada gelişmiş ülkeler örneklemini G7 (Group of Seven) ülkeleri oluşturmaktadır. Dünya Bankası'nın gelir sınıflamasına³⁰ göre yüksek gelir grubuna dahil olan G7 ülkeleri günümüzde en gelişmiş yedi ülkedir. Çalışmamızda gelişmekte olan ülkeler olarak ise E7 (Emerging Seven) ülkeleri seçilmiştir. E7³¹ (Emerging 7) ülkeleri içerisinde Hindistan ve Endonezya alt-orta gelir düzeyinde yer alırken, diğer beş ülke üst-orta gelir grubunda yer almaktadır. Yükselen ülkeler olarak kabul edilen E7 ülkeleri, PriceWaterhouseCoopers (PWC) 2017 raporuna göre, 2050 yılındaki G7 ülkelerinin altısı şimdiki E7 ülkelerinden oluşacaktır. Ülke gruplarının G7 ve E7 ülkelerinden oluşması³² her bir grubun kendi içerisinde homojen özellikler göstermesini

³⁰ Dünya Bankası Atlas yöntemine göre, 2019 yılı için kişi başı gayrisafi milli hasıla değeri 995 ABD Doları ve altında olan ülkeler *düşük gelir*, 996 ile 3.895 ABD Doları arası gelire sahip ülkeler *alt-orta gelir*, 3.896 ile 12.055 ABD Doları arası gelire sahip ülkeler *üst-orta gelir* ve 12.056 ABD Doları ve üzeri gelire sahip ülkeler *yüksek gelir* grubu içerisinde yer almaktadır.

³¹ İlk olarak ekonomist John Hawksworth tarafından “*The World in 2050 - How big will the major emerging market economies get and how can the OECD compete?*” raporunda kullanılan E7 terimi Çin, Hindistan, Brezilya, Meksika, Rusya, Endonezya ve Türkiye’yi kapsamaktadır (Hawksworth, 2006, s. 3). Veri kısıtı nedeniyle bu çalışmada Rusya yerine Güney Afrika analize dahil edilmiştir.

³² G7 ve E7 ülkelerinin tamamı aynı zamanda G20 ülkelerini oluşturmaktadır.

sağlayarak gruplar arasında tutarlı bir karşılaştırma imkânı sağlayacaktır. Analize konu olan ülkelerin listesi Tablo 4.1’de verilmiştir.

Tablo 4.1. Analize Dahil Edilen Ülkeler

G7 Ülkeleri	E7 Ülkeleri
ABD	Brezilya
Almanya	Çin
Birleşik Krallık	Endonezya
Fransa	Hindistan
İtalya	Meksika
Japonya	Türkiye
Kanada	Güney Afrika

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür dalgalarının belirleyicilerinin araştırıldığı bu çalışmada konjonktür dalgalarının belirleyicileri Ferreira da Silva (2002), Karras ve Song (1996) ve Papageorgiou, Michaelides ve Tsionas (2016) çalışmaları temel alınarak oluşturulmuştur³³. Analize konu olan dengeli makro panel regresyon denklemi aşağıda gösterilmektedir:

$$CYC = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} GOV_{it} + \beta_{2i} BM_{it} + \beta_{3i} TFP_{it} + \beta_{4i} POL + \beta_{5i} OPEN_{it} + \beta_{6i} AGR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

Burada $i=1,2,...,N$ olmak üzere paneldeki yatay kesit sayısını; $t=1960,..., 2017$ olmak üzere zaman boyutunu; α_i ve $\delta_i t$ sırasıyla ülke spesifik etkileri ve deterministik trendi; ve ε_{it} idiosinkratik hataları göstermektedir. CYC değişkeni reel gayri safi yurt içi hasıladan Hodrick-Prescott filtremesi sonucu elde edilen trendden sapmaları yani konjonktür dalgalarını, GOV değişkeni kamu harcamalarının GSYİH’ye oranını, BM değişkeni geniş para arzının GSYİH içerisindeki payını, TFP değişkeni teknoloji şoklarını ve POL değişkeni seçim dönemlerini temsil eden kukla değişkenleri, OPEN değişkeni ihracat ve ithalat toplamının GSYİH içerisindeki yüzde oranı olup ticari

³³ Burada belirtmeliyiz ki değişkenlerin seçiminde oldukça önemli bir diğer kriter de çalışmada ele alınan 14 farklı ülkenin 1960 yılından başlayarak verilerin temin edilebilmesidir. Bu denli uzun bir zaman serisi ülke ve değişken sayısında önemli sınırlamalara yol açmaktadır.

açıklığı ve AGR tarımsal üretimin GSYİH içerisindeki payını temsil etmektedir. Analizde kullanılan seriler yıllık olduğu için mevsimsellik etkisi taşımamaktadır. Zaman serisinin 1960-2017 yılları arasını kapsaması nedeniyle G7 ve E7 ülkelerinde yaşanan şokların ve krizlerin etkileri veriler içerisinde kendisini gösterecektir. Analizler Eviews 10 ve GAUSS 19 programları kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Çalışmada kullanılacak olan değişkenlerin tanımları ve kaynakları Tablo 4.2’de gösterilmiştir.

Tablo 4.2. Analizde Kullanılacak Olan Değişkenler

Değişken	Tanımı	Veri Kaynağı
GDP	Gayrisafi Yurtiçi Hasıla	Penn Dünya Tablosu 9.1
GOV	Hükümetin nihai tüketim harcamasının GSYİH’ye oranı	Dünya Ekonomik Göstergeleri, Dünya Bankası
BM	Geniş para arzının GSYİH’ye oranı	Uluslararası Finans İstatistikleri, Uluslararası Para Fonu
TFP	Toplam faktör verimliliği	Penn World Tablosu 9.1
POL	Seçim dönemlerinde 1, diğer dönemlerde 0 değerini alan kukla değişken	Küresel Seçimler Veritabanı
OPEN	Dışa açıklık oranı	Dünya Ekonomik Göstergeleri, Dünya Bankası
AGR	Tarımsal katma değer GSYİH’ye oranı	Dünya Ekonomik Göstergeleri, Dünya Bankası

(4.1) numaralı eşitlikte yer alan bağımsız değişkenlerin teorik olarak beklenen etkileri aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

- Kamu harcamalarının GSYİH’ye oranı (GOV) kullanılarak maliye politikasının konjonktür dalgaları üzerindeki etkisi araştırılacak olup, kamu harcamalarında meydana gelecek bir artışın konjonktür dalgaları üzerinde düzleştirici bir etkisinin olacağı (Evans & Karras, 1996; Ferreira da Silva, 2002) ve dolayısıyla katsayısının negatif olması beklenmektedir.
- Günümüzde gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin tamamı ekonomilerini istikrara kavuşturmak için para politikası araçlarını kullanmaktadırlar. Geniş para arzının GSYİH’ye oranı (BM) finansal derinliği temsil etmekte olup,

finansal gelişmişlik arttıkça konjonktür dalgalarının yumuşaması (Buch & Pierdzioch, 2005; Darrat, Abosedra, & Aly, 2005; Greenwald & Stiglitz, 1993) ve dolayısıyla parametrenin negatif olması beklenmektedir.

- Teknoloji şokları doğrudan gözlemlenebilen bir değişken olmadığı için toplam faktör verimliliği ile temsil edilmiştir. Reel Konjonktür Dalgaları teorisine göre, konjonktürel dalgalanmaların temel sebebi teknoloji şoklarıdır. Teknoloji şoklarını temsil etmek amacıyla kullanılan toplam faktör verimliliği (TFP) değişkeninin katsayısının pozitif olması beklenmektedir (Ferreira da Silva, 2002; Tiriyaki, 2003).
- Politik Konjonktür Dalgalanmaları teorisine göre iktidarlar tekrar seçilebilmek için seçim dönemlerinde genişletici politikalar izlerken seçim sonrası dönemde daraltıcı politikalar izlemekte ve bu durum dalgalanmalara neden olmaktadır. Bu sebeple seçim dönemlerini temsil eden kukla değişkenin (POL) katsayısının pozitif olması beklenmektedir (Erdem & İlğün, 2017).
- Ticari açıklığın (OPEN) konjonktürel dalgalanmalar üzerinde etkisi konusunda literatürde bir uzlaşma yoktur. Gosseli ve Parent (2005) ticari açıklık arttıkça ülke dış şoklara daha fazla maruz kalacağı için katsayısının pozitif olmasını beklerken, Ferreira da Silva (2002), ticari açıklık arttıkça iç şokların dışarıya transfer edileceğini öne sürerek katsayısının negatif olacağını belirtmektedir.
- Tarımsal üretimin GSYİH'ye oranı (AGR) değişkeni kullanılarak konjonktürel dalgalanmalar sektörel bir açıdan ele alınacaktır. Tarımsal üretim niteliği itibarıyla doğa ve hava koşullarına bağlı olması nedeniyle konjonktürel dalgalanmalar üzerine pozitif etkisi olduğu beklenmektedir (Evans & Karras, 1996).

4.2.Konjonktür Bileşeninin Elde Edilmesi

Bu çalışmada literatürde (Blackburn & Ravn, 1992; Chebbi, Louafi, & Hedhli, 2014; Chisté & van Vuuren, 2014; Danthine & Donaldson, 1993; Dickerson, Gibson, & Tsakalotos, 1998; Fiorito & Kollintzas, 1994; Konstantakopoulou & Tsionas, 2014; C.-P. Lin vd., 2018; Montoya & de Haan, 2008; Pawęta, 2018) ve çeşitli uluslararası kuruluşlar (European Commission, 2003; IMF, 2008, 2015; OECD, 2011) tarafından konjonktür dalgalarını elde etmek ve hasıla açığını hesaplamak için sıklıkla kullanılması ve karşılaştırma yapma imkânı sağlaması nedeniyle Hodrick-Prescott filtresi

kullanılmıştır. HP filtresinin konjonktür dalgaları elde etmede oldukça güvenilir bir yöntem olduğu farklı çalışmalarda (M.J. Artis & Zhang, 1997; Dickerson vd., 1998) ortaya konulmuştur.³⁴

Konjonktür dalgaları aşağıdaki denklemin minimizasyonu ile elde edilir (Hodrick & Prescott, 1997, s. 3):

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^n)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} [(y_{t+1}^n - y_t^n) - (y_t^n - y_{t-1}^n)]^2 \quad (4.2)$$

Yukarıdaki eşitlikte y_t gayrisafi yurtiçi hasıla serisi, y_t^n hasılanın trend bileşeni ve λ ise trenddeki oynaklığı cezalandıran düzeltme parametresidir. Eşitlikteki ilk terim hasılanın trend değerinden sapmasının karelerinin toplamını ifade ederken, ikinci terim trendin ikinci farkının karelerinin toplamını ifade etmektedir. 4.2 numaralı minimizasyon problemindeki λ parametresinin değeri büyüdükçe düzeltme faktörü büyüyecek ve daha yumuşak (smooth) bir trend elde edilecek, küçüldükçe trend serisi gözlemlenen seriye yaklaşacaktır (Massmann vd., 2003, s. 100). Düzeltme parametresi olarak yıllık verilerde Ravn ve Uhlig'in (2002) önerisi doğrultusunda 6,25 değeri alınmıştır.

4.3. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Panel veri analizinde birinci ve ikinci nesil birim kök testleri arasında seçim yapmak için analizde kullanılacak olan seriler arasında yatay kesit bağımlılığı olup olmadığının tespiti gereklidir. Bir önceki bölümde detaylı bir şekilde tartışıldığı üzere, yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarının birbirleriyle çelişmesi durumunda zaman boyutunun kesit boyutundan oldukça büyük olması nedeniyle ($T=55 > N=7$) panelimizde geçerli olmak üzere LM ve CD_{LM} testlerinin dikkate alınması gerekmektedir. Tablo 4.3'de modelde kullanılacak olan değişkenlerin tamamına uygulanan LM (Breusch ve Pagan, 1980), CD_{LM} ve CD (Pesaran, 2004) ve LM_{adj} (Pesaran, Ullah ve Yamagata, 2008) olmak üzere

³⁴ Elbette ki Hodrick-Prescott filtresinin birtakım zayıflıkları da yok değildir. Muhtelif çalışmalarda ortaya konulan (Billmeier, 2014a; Cogley & Nason, 1995; Harvey & Jaeger, 1993; King & Rebelo, 1993b) bu zayıflıklar iki başlık altında toplanabilir. Birincisi, filtredeki λ değerinin belirlenmesindeki zorluktur (Saxena & Cerra, 2000, s. 4). Mekanik bir şekilde HP filtresi kullanılması sonucu sahte konjonktür dalgaları üretilebilir. İkincisi ise, tüm iki yanlı filtre yöntemlerinde olduğu gibi HP filtresinde de dönem sonu yanlılık problemi bulunmasıdır. Bu problem özellikle tahminin öngörü amaçlı kullanılması durumunda ortaya çıkmakta ve ilave gözlemler geldikçe farklı tahminler elde edilebilmektedir (Serju, 2007, s. 3).

dört farklı yatay kesit bağımlılığı test sonuçları yer almaktadır. Test sonuçları incelendiğinde E7 ülkelerindeki serilerinin tamamında ve G7 ülkelerinde ticari açıklık serisi hariç serilerin tamamında “yatay kesit bağımlılığı yoktur” şeklindeki boş hipotez %1 anlam düzeyinde oldukça güçlü bir şekilde reddedilmektedir. G7 ülkelerinde ticari açıklık serisinde ise yatay kesit bağımlılığı CD testinde reddedilemezken³⁵, LM, CD_{LM} ve LM_{adj} testlerinde reddedilmektedir. CD testinin $N > T$ durumunda geçerli bir test olması (Pesaran, 2004, s. 5) nedeniyle LM ve CD_{LM} testlerinin sonuçları doğrultusunda bu seride de yatay kesit bağımlılığı mevcuttur.

Seriler arasında istatistiki olarak yatay kesit bağımlılığının olması iktisadi açıdan analize konu olan değişkenlerin herhangi birinde ortaya çıkacak olan şokun zamanla diğer ülkelere de yayılacağı anlamına gelmektedir. Bu durum ekonomilerin küreselleşmesinin ve entegrasyonlarının doğal bir sonucudur. Nitekim, 2007 yılında G7 üyesi olan ABD’nin konut piyasalarında patlak veren finansal kriz önce gelişmiş ülkelerdeki finans piyasalarını, daha sonra gelişmekte olan ülkelerdeki finans piyasalarını ve sonrasında ise bu ülkelerin reel piyasalarını etkilemiştir.

Tablo 4.3.’de dikkati çeken bir diğer husus da hem E7 hem de G7 ülkelerinde %1 anlam düzeyinde yatay kesit bağımlılığı ilişkisinin varlığı ve bu ilişkinin G7 ülkelerinde daha güçlü olmasıdır. Tablo’da görüleceği üzere, G7 ülkelerinde farklı yatay kesit bağımlılığı test istatistiklerinin tamamına yakını mutlak değer olarak E7 ülkelerinden daha büyüktür. Dolayısıyla, bu durum G7 ülkeleri arasındaki entegrasyonun ve karşılıklı bağımlılığın E7 ülkelerine kıyasla daha fazla olduğu anlamına gelmektedir.

³⁵ Burada yeri gelmişken belirtmeliyiz ki yerli literatürde sıkça kullanılan “boş hipotez kabul edildi” ifadesi istatistiksel olarak hatalıdır. Bu ifadenin doğrusu “boş hipotez reddedilemedi” şeklindedir. Nitekim, bu ifade yabancı kaynaklarda “cannot reject” veya “failed to reject” şeklinde geçmektedir. Boş hipotezin reddedilememesi, kabul edildiği anlamına gelmemektedir. Sadece, hipotezi reddedebilmek için yeterli delil yoktur. Bu durumu bir analogi ile açıklayacak olursak, mahkemede yargılanan sanığın işlediği iddia edilen suçtan ötürü beraat etmesi mutlak surette suçsuz olduğu anlamına gelmemekte, iddia edilen suçtan ötürü cezalandırılmasına yetecek derece delil olmadığı anlamına gelmektedir (Detaylı bilgi için bkz. Duncan, Duncan, & Li, 2006, s. 610; Hanneman, Kposowa, & Riddle, 2012, s. 257; Indrayan & Satyanarayana, 2006, s. 222; Washington, Karlaftis, & Mannering, 2011, s. 32; Weisburd & Britt, 2007, s. 125).

Tablo 4.3. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

	LM	CD _{LM}	CD	LM _{adj}
E7 Ülkeleri				
CYC	84.485*** (0.000)	11.121*** (0.000)	-4.156*** (0.000)	16.782*** (0.000)
GOV	77.664*** (0.000)	8.744*** (0.000)	-4.805*** (0.000)	10.827*** (0.000)
BM	90.235*** (0.000)	10.683*** (0.000)	-2.849*** (0.002)	13.658*** (0.000)
TFP	49.947*** (0.000)	4.467*** (0.000)	-4.915*** (0.000)	14.416*** (0.000)
OPEN	70.904*** (0.000)	7.700*** (0.000)	-3.123*** (0.001)	12.118*** (0.000)
AGR	50.616*** (0.000)	4.570*** (0.000)	-5.016*** (0.000)	36.908*** (0.000)
G7 Ülkeleri				
CYC	96.185*** (0.000)	12.454*** (0.000)	-4.845*** (0.000)	20.577*** (0.000)
GOV	110.911*** (0.000)	13.874*** (0.000)	-5.119*** (0.000)	29.707*** (0.000)
BM	68.852*** (0.000)	7.384*** (0.000)	-3.689*** (0.000)	19.539*** (0.000)
TFP	66.730*** (0.000)	7.056*** (0.000)	-4.719*** (0.000)	16.322*** (0.000)
OPEN	159.703*** (0.000)	21.402*** (0.000)	0.502 (0.308)	30.071*** (0.000)
AGR	54.578*** (0.000)	6.128*** (0.000)	-6.192*** (0.000)	42.127*** (0.000)

Notlar: *** %1 anlam düzeyindeki istatistiki anlamlılığı vermektedir. Regresyonlar sabit ve trendli modeller için 2 gecikme altında tahmin edilmiştir. LM istatistiği Breusch ve Pagan (1980), CD istatistikleri Pesaran (2004) ve LM_{adj} istatistiği Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) test istatistikleridir.

4.4. Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Modelde yer alan değişkenler arasındaki yatay kesit bağımlılığı ilişkisi nedeniyle değişkenlerin birim kök özellikleri ikinci nesil birim kök testi olan Smith vd. (2004) testi ile araştırılmıştır. Bu testin seçilmesinin nedenlerini yatay kesit bağımlılığını dikkate alması, ülkelere özgü şoklara (heterojenite) izin vermesi ve T>N durumunda testin boyut ve güç özelliklerinin oldukça iyi olması olarak sıralayabiliriz³⁶.

³⁶ Her ne kadar Smith vd. (2004) testinin hem boyut hem de güç özellikleri iyi olsa da bu durum uygulamada her zaman karşılaşılabılır bir durum değildir. Testlerin güç ve boyut özelliklerinin ikisi birden istenilen özelliklere sahip olmayabilir. Örneğin, bir testin boyut özellikleri iyi fakat güç özelliği zayıf ise bu durumda boş hipotezin reddedilip reddedilemediğine bakmak gerekir. Boyut özelliğinin iyi olması nedeniyle boş hipotezin reddedildiği durumda bu sonuca güvenilebilir. Ancak testin gücü zayıf ve

Tablo 4.4’de Smith ve diğerlerinin (2004) önerdiği beş farklı istatistiğe ait test sonuçları yer almaktadır. Bootstrap panel birim kök testinde $T=50$ ve $N=5$ durumunda³⁷ $\overline{Min}$, $\overline{LM}$, $\overline{Max}$, $\overline{t}$ ve $\overline{WS}$ testlerinin güç ve boyut özellikleri birbirine yakın olmakla birlikte içlerinde en iyi performansı gösteren test $\overline{t}$ testidir (L. V. Smith vd., 2004, s. 157). Bu nedenle test sonuçlarının birbiriyle çelişmesi durumunda modelimiz için geçerli olmak üzere $\overline{t}$ testi dikkate alınacaktır.

Bootstrap panel birim kök testi sonuçları incelendiğinde E7 ve G7 ülkelerindeki değişkenlerin tamamında boş hipotez reddedilememektedir. Dolayısıyla, değişkenlerin tamamı birim kök taşımaktadır. Değişkenlerin farklarına birim kök testi uygulandığında ise değişkenlerin tamamı durağan hale gelmiştir. Böylece eşbütünleşme testlerinin temel varsayımlarından biri olan serilerin birinci dereceden eşbütünleşik olması koşulu sağlanmış olmaktadır.

boş hipotez reddedilemiyorsa bu sonuç güvenilir olmayacaktır. Çünkü testin gücünün zayıf olması yanlış boş hipotezin reddedilememe olasılığının da yüksek olacağı anlamına gelecektir.

³⁷ Bu durum panelimizdeki $T=58$ ve $N=5$ ’e en yakın durum olması dolayısıyla seçilmiştir.

Tablo 4.4. Bootstrap Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	$\overline{Min}$	$\overline{LM}$	$\overline{Max}$	$\overline{t}$	$\overline{WS}$
E7 ÜLKELERİ					
GOV	2.185 (0.280)	3.868 (0.176)	-1.125 (0.435)	-1.851 (0.171)	-1.083 (0.597)
Δ GOV	25.747*** (0.000)	25.969*** (0.000)	-6.915*** (0.000)	-7.049*** (0.000)	-7.134*** (0.000)
BM	2.145 (0.312)	2.413 (0.715)	-0.364 (0.970)	-0.498 (0.995)	-0.670 (0.912)
Δ BM	20.432*** (0.000)	20.554*** (0.000)	-5.629*** (0.000)	-5.656*** (0.000)	-5.837*** (0.000)
TFP	1.007 (0.875)	3.058 (0.442)	-0.462 (0.961)	-1.161 (0.846)	-0.512 (0.965)
Δ TFP	19.199*** (0.000)	23.023*** (0.000)	-5.353*** (0.000)	-6.329*** (0.000)	-5.530*** (0.000)
OPEN	1.505 (0.638)	1.848 (0.883)	-0.799 (0.776)	-0.913 (0.949)	-0.942 (0.737)
Δ OPEN	25.501*** (0.000)	25.733*** (0.000)	-6.762*** (0.000)	-6.824*** (0.000)	-6.961*** (0.000)
AGR	1.224 (0.779)	3.324 (0.346)	0.458 (1.000)	-1.452 (0.564)	0.307 (1.000)
Δ AGR	24.179*** (0.000)	28.585*** (0.000)	-6.518*** (0.000)	-7.586*** (0.000)	-6.736*** (0.000)
G7 ÜLKELERİ					
GOV	1.725 (0.522)	4.067 (0.201)	-0.966 (0.600)	-1.888 (0.205)	-1.071 (0.617)
Δ GOV	19.515*** (0.000)	20.191*** (0.000)	-5.353*** (0.000)	-5.497*** (0.000)	-5.522*** (0.000)
BM	0.676 (0.957)	0.966 (0.988)	-0.299 (0.979)	-0.557 (0.991)	-0.282 (0.988)
Δ BM	21.354*** (0.000)	21.397*** (0.000)	-6.191*** (0.000)	-6.201*** (0.000)	-6.380*** (0.000)
TFP	3.541** (0.028)	8.481 (0.000)	1.283 (1.000)	-2.739 (0.000)	1.181 (1.000)
Δ TFP	15.402*** (0.000)	15.924*** (0.000)	-4.449*** (0.000)	-4.590*** (0.000)	-4.623*** (0.000)
OPEN	0.799 (0.845)	1.052 (0.936)	-0.706 (0.775)	-0.822 (0.902)	-0.485 (0.897)
Δ OPEN	27.431*** (0.000)	27.455*** (0.000)	-7.285*** (0.000)	-7.292*** (0.000)	-7.488*** (0.000)
AGR	3.916 (0.466)	5.066 (0.487)	-1.922 (1.401)	-2.236 (0.419)	-2.087 (0.417)
Δ AGR	25.789*** (0.000)	26.253*** (0.000)	-6.930*** (0.000)	-7.058*** (0.000)	-7.221*** (0.000)

Notlar: Δ birinci fark operatörüdür. Maksimum gecikme uzunluğu 2 olarak alınmıştır. Parantez içerisinde gösterilen olasılık değerleri blok büyüklüğü 20 alınarak 10.000 bootstrap döngüsünden elde edilmiştir. Smith *et al.* (2004) testinde sabitli ve trendli model kullanılmıştır. Boş hipotezin reddedilmesi en az bir ülkede durağanlığı göstermektedir. *** ve ** boş hipotezin sırasıyla %1 ve %5 anlam düzeyinde reddedildiğini göstermektedir.

Perron (1989) ufuk açıcı çalışmasında birim kök testlerinde yapısal kırılmaların doğru bir şekilde modellenmesinin ne kadar önemli olduğunu açık bir şekilde ortaya koymuştur. Ancak yapısal kırılmaların nasıl modellenmesi gerektiği literatürde cevabı aranan önemli sorulardan biridir. Yapısal kırılmaların modellenmesinde geleneksel yaklaşım (Im, Lee, & Tieslau, 2005; J. Lee & Strazicich, 2003; Zivot & Andrews, 1992) kukla değişkenler kullanarak kırılmaların ani bir şekilde gerçekleştiğini varsaymaktır. Makro iktisadi değişkenlerdeki kırılmaların kademeli olması nedeniyle literatürde kukla değişken yaklaşımına ilave olarak yumuşak geçiş yaklaşımı (Kapetanios, Shin, & Snell, 2003; Stephen J Leybourne, C. Mills, & Newbold, 1998) da kullanılmaktadır. Hem kukla değişken hem de yumuşak geçiş yaklaşımında bir veya iki yapısal kırılma gerçekleştiği, kırılma tarihlerinin, sayısının ve biçiminin bilindiğini varsaymaktadır. Son zamanlarda geliştirilen bazı testler çoklu kırılmayı (Carrion-i-Silvestre, Kim, & Perron, 2009; Westerlund, 2012) dikkate alsa da maksimum kırılma sayısının belirlenmesi, kırılmanın hangi tarihte gerçekleştiğinin tespiti, çok fazla parametre kullanılması ve güç kaybı sorunlarına tabiidir (Enders & Lee, 2012a, s. 574; Rodrigues & Taylor, 2012, s. 736). Bu sorunları bertaraf etmek için literatürde son yıllarda *Fourier* yaklaşımı (Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a, 2012b; Rodrigues & Taylor, 2012) büyük ivme kazanmıştır. Fourier yaklaşımının yatay kesit bağımlılığını ve heterojeniteyi dikkate alan geleneksel ikinci nesil birim kök testleri karşısındaki üstünlüğü kırılma tarihlerinin, sayısının ve/veya biçiminin bilinmesini gerektirmemesidir (Omay, 2015, s. 123).

Bu çalışmada konjonktür dalgaları serisinin durağanlık özellikleri Nazlıoğlu ve Karul (2017) tarafından geliştirilen Fourier Panel KPSS testi ile araştırılmıştır³⁸. Tablo 4.5’de E7 ve G7 ülkelerindeki konjonktür dalgalanmalarının Panel KPSS birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

³⁸ Bu test Nazlıoğlu ve Karul tarafından 2017 yılında SSCI indeksli Economic Modelling dergisinde “*A panel stationarity test with gradual structural shifts: Re-investigate the international commodity price shocks*” başlığıyla yayımlanmıştır.

Tablo 4.5. Fourier Panel KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

	E7 Ülkeleri	G7 Ülkeleri
Frekans Sayısı	<i>Fourier Panel KPSS İst.</i>	
k=1	8.5759*** (0.000)	6.5279*** (0.000)
k=2	1.8271** (0.0338)	2.7485*** (0.000)

Notlar: *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Uzun dönem tutarlı varyans tahmininde Bartlett kullanılmıştır. Birinci ve ikinci asimptotik momentler sırasıyla 0.0523 ve 0.0015'tir.

Fourier panel KPSS birim kök testi KPSS tipi bir test olması dolayısıyla testin boş hipotezi “serilerde birim kök yoktur” şeklindedir. Test sonuçlarına göre gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür dalgalanmaları serileri birinci dereceden entegredir. Konjonktür dalgalanmasının birinci dereceden entegre olmaları bu değişkenin maruz kalacağı şokların uzun hafızaya (long memory) sahip olacağı anlamına gelecektir. Bu bulgu Croes ve Ridderstaat (2017) ile de uyumludur.

Gerek Smith vd. (2004) ve gerekse de Nazlıoğlu ve Karul (2017) birim kök test sonuçlarının düzeyde durağan olmamasının iktisadi olarak iki önemli çıkarsama yapmamızı sağlar. Birincisi, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerdeki serilere gelen şokların etkisi geçici değil kalıcı olacaktır. Bu çıkarsamayı konjonktürel dalgalanmalar açısından değerlendirecek olursak, uzun dönem büyüme trendinden sapmalar olarak adlandırılan konjonktür dalgalanmalarının trend değerinden sapmaları zaman içerisinde kendiliğinden ortadan kalkmayacaktır. Bu durum Kozić'in de (2014, s. 397) belirttiği gibi, dalgalanmaların günümüzde giderek artan bir biçimde düzensiz olmasından kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde yaşanan konjonktürel dalgalanmalara politika yapıcıların aktif iktisat politikaları izleyerek müdahale etmesi gerekmektedir. Ancak bu sayede sapmalar uzun dönem büyüme patikalarına tekrar dönebilecektir. İncelenen değişkenlerin birinci dereceden entegre olmalarının diğer bir sonucu ise, bu değişkenlerin uzun dönem eşbütünleşme ilişkisine sahip olabilmeleridir.

4.5. Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığını araştırmak amacıyla kullanılacak olan eşbütünleşme testine karar vermek için gerçekleştirilen yatay kesit bağımlılığı ve homojenite testi sonuçları Tablo 4.6’da rapor edilmiştir.

Tablo 4.6. Eşbütünleşme Modelinde Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenite Testi Sonuçları

Yatay Kesit Bağımlılık Testi	Test İstatistiği	
	E7	G7
LM	90.410 *** (0.000)	75.142 *** (0.000)
CD _{LM}	10.710 *** (0.000)	18.215 *** (0.000)
CD	7.670 *** (0.000)	9.401 *** (0.000)
LM _{adj}	10.724 *** (0.000)	9.176 *** (0.000)
Homojenite Testi		
$\hat{\Delta}$	-0.881 (0.811)	-2.210 (0.986)
$\hat{\Delta}_{adj}$	-0.914 (0.820)	-2.722 (0.997)

Notlar: ***, %1 düzeyinde istatistiki anlamlılığı göstermektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir.

Bai ve Kao (2006, s. 3) panel eşbütünleşme literatüründe yaygın bir şekilde yatay kesit bağımsızlığı varsayılmasına rağmen, bu durumun oldukça katı bir varsayım olduğunu belirtmiştir. Nitekim, Tablo 4.6’da yer alan test sonuçları doğrultusunda eşbütünleşme modelinde oldukça güçlü bir yatay kesit bağımlılığının varlığı görülmektedir. Ayrıca, Tablo 4.6’nın alt panelinde yer alan homojenite testi sonuçlarına ($\hat{\Delta}$ ve $\hat{\Delta}_{adj}$) göre, ülkeye özgü şokların olmadığı boş hipotezi reddedilememektedir. Bu sonuç yatay kesit bağımlılığını dikkate alan homojen bir eşbütünleşme testinin kullanılması gerektiğini göstermektedir.

Ayrıca, bu çalışmada değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin araştırılması amacıyla Durbin-Hausman testi (Westerlund, 2008) kullanılmıştır. Bu testin tercih edilmesinin sebeplerini yatay kesit bağımlılığını dikkate alması hem homojenlik hem de heterojenlik varsayımları altında tahmin yapması ve bağımsız

değişkenler farklı dereceden entegre olduğunda da kullanılabilmesi olarak sıralayabiliriz. Test sonuçları Tablo 4.7.'de gösterilmektedir.

Tablo 4.7. Westerlund (2008) Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Test	E7 Ülkeleri		G7 Ülkeleri	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
DH_g	9.357*** (0.00)	5.659*** (0.00)	10.236*** (0.00)	6.103*** (0.00)
DH_p	12.515*** (0.00)	6.894*** (0.00)	14.843*** (0.00)	10.171*** (0.00)

Notlar: DH_g ve DH_p istatistikleri Durbin-Hausman grup ve panel istatistikleridir. Maksimum faktör sayısı 3 olarak alınmıştır. En uygun çekirdek bant genişliği, M_t , zamanın bir fonksiyonu olarak $4(T/100)^{2/9}$ dan küçük en büyük tamsayı seçilmiştir. Olasılık değerleri parantez içerisinde belirtilmiştir. *** boş hipotezin %1 anlam düzeyinde reddedildiğini göstermektedir.

Durbin-Hausman panel testi, otoregresif parametrenin ülkeler arasında değişmediği varsayımından hareketle “eşbütünleşme yoktur” boş hipotezini “panelin tümünde eşbütünleşme vardır” alternatif hipotezine karşı test ederken; Durbin-Hausman grup testi katsayıların ülkeler arasında farklılaşmasına izin verir ve “eşbütünleşme yoktur” boş hipotezini “en az bir kesitte eşbütünleşme vardır” alternatif hipotezine karşı test eder. Westerlund (2008) eşbütünleşme testi sonuçlarına göre hem panel hem de grup testi E7 ve G7 ülkeleri için reddedilmektedir. Dolayısıyla, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür dalgaları ile modelde ele alınan açıklayıcı değişkenler arasında uzun dönem bir ilişki mevcuttur.

4.6. Panel Eşbütünleşme Modeli Tahmin Sonuçları

Değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığının tespiti açıklayıcı değişkenlere ait uzun dönem parametrelerin tahminini gerektirmektedir. Tablo 4.6’da yer alan eşbütünleşme modelinin yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları ikinci nesil panel eşbütünleşme testi kullanımını gerektirmektedir. Uzun dönem eşbütünleşme tahmincilerinin elde edilmesi amacıyla literatürde önerilen ikinci nesil eşbütünleşme testleri arasında, doğrusal olmama durumunu kontrol etmesi (Zafar, Shahbaz, Hou, & Sinha, 2019, s. 1171) ve içsellliği dikkate alması (Islam & Madsen, 2018, s. 270) nedeniyle Bai vd. tarafından önerilen CupFM ve CupBC tahmincileri kullanılmıştır.

Tablo 4.8’de eşbütünleşme tahmincilerini elde etmek amacıyla gerçekleştirilen CupFM ve CupBC testlerinin sonuçları yer almaktadır.

Tablo 4.8. Eşbütünleşme Parametreleri

	Bağımlı Değişken: CYC	
	CupFM	CupBC
E7 Ülkeleri		
GOV	-0.0886** (-2.14)	-0.1174** (-2.05)
BM	-0.0522*** (-5.34)	-0.0551*** (-6.12)
TFP	0.0289* (1.81)	0.0135 (1.55)
POL	0.0216** (2.29)	0.0185** (2.13)
OPEN	0.2236*** (14.40)	0.1843*** (16.81)
AGR	0.0212 (1.05)	0.0189 (0.85)
Gözlem Sayısı	406	406
G7 Ülkeleri		
GOV	-0.0691*** (-3.32)	-0.0912*** (-3.67)
BM	-0.0835** (-2.15)	-0.0542*** (-2.78)
TFP	0.0428*** (8.22)	0.0621*** (6.59)
POL	0.0029 (1.07)	0.0019 (1.21)
OPEN	0.1487*** (4.17)	0.1192*** (3.35)
AGR	0.0043 (1.23)	0.0068 (0.97)
Gözlem Sayısı	406	406

Notlar: Bağımlı değişken konjonktür dalgalarıdır. Parantez içerisindeki değerler t-istatistikleridir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Eşbütünleşme modeli tahmin sonuçlarına göre, hükümet harcamalarının (GOV) konjonktür dalgaları üzerinde E7 ülkelerinde %5 anlam düzeyinde ve G7 ülkelerinde %1 anlam düzeyinde negatif yani azaltıcı bir etkisi vardır. Bu bulgu Karras ve Song’un (1996) çalışması ile paralellik gösterirken, Ibrahim ve Alagidede’nin (2017) bulguları ile uyuşmamaktadır. Konjonktür dalgalarının nispeten istikrara kavuşması hükümetlerin

gerçekleştirdiği transfer harcamaları, sosyal harcamalar ve gelir vergisi sistemi gibi otomatik istikrarlandırıcılar ile açıklanabilir.

Tablo 4.8’de görüleceği üzere, geniş para arzının (BM) hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin konjonktür dalgaları üzerinde negatif yani yumuşatıcı bir etkisi mevcuttur. Bu bulgu da Silva (2002), Shamim (2006), da Silva (2002), Denizler, Iyigun ve Owen’ın (2002) çalışmaları ile uyumludur. Bu etkinin iktisadi temelleri iki türlü açıklanabilir. Birincisi, hükümetler aktif para politikası araçları kullanarak ekonomiye müdahale ederek dalgalanmaları azaltmaktadırlar. İkincisi ise, para arzındaki bir artış sonucu finansal piyasaların gelişmesiyle açıklanabilir. Gelişen bir finansal sistemde finansal piyasalar ve kurumlar tasarruf sahipleri ile fon kullananlar daha etkin bir şekilde eşleşeceği için ekonomideki şoklar daha iyi absorbe edilecek ve bu sayede konjonktürel dalgalanmaların şiddeti azalacaktır. Nitekim, iyi işleyen bir finansal sistemin temel işlevlerinden birisi de riskin dağıtılmasıdır (Erdem, 2014, s. 36).

Toplam faktör verimliliğinin konjonktür dalgaları üzerindeki etkisi gelişmiş ülkelerde %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak pozitif ve anlamlı iken, gelişmekte olan ülkelerde ise istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Toplam faktör verimliliğinin gelişmiş ülkelerin konjonktür dalgaları üzerindeki etkisi, reel konjonktür teorisinin konjonktür dalgalarının temel kaynağının teknoloji şokları olduğunu görüşünü desteklemektedir. Bu bulgu da Silva (2002) ve Tiryaki (2003) çalışmaları ile paralellik arz etmektedir. Bu ilişkinin gelişmemiş ülkelerde istatistiksel olarak anlamsız çıkması ise bu ülkelerdeki teknoloji düzeyinin gelişmiş ülkelerdeki düzeyde olmaması ile açıklanabilir.

Seçim dönemlerini temsil eden değişken (POL) ile konjonktür dalgaları arasındaki ilişki gelişmekte olan ülkeler örnekleminde %5 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı iken, gelişmiş ülkeler örnekleminde anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Bu durum politik konjonktür teorisinin ifade ettiği gibi, gelişmekte olan ülkelerde iktidarların tekrar seçilebilmek için seçim öncesi harcamaları artırıp seçim sonrası azaltmaları ile açıklanabilir.

Tablo 4.8 sonuçlarından görüleceği üzere, ithalat ile ihracat toplamalarının gayri safi yurt içi hasılaya oranı olan ticaret açıklığı (OPEN) arttıkça konjonktürel dalgalanmalar da artmaktadır. Bu bulgu Kose vd. (2003), Ibrahim ve Alagidede (2017), Ferreira da Silva

(2002) ve bulguları ile uyumludur. Ticari açıklığın konjonktürel dalgalanmalar üzerindeki etkisi gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde birbirine yakın olmakla birlikte, bu etki gelişmiş ülkelerde daha fazladır. Ticaret engellerinin azaltılması sonucu ülkelerin daha fazla dışarıya açılmaları şoklara karşı duyarlılıklarını da artırmaktadır.

Son olarak, tarım sektörünün hasıladaki payını temsil eden AGR değişkeni her iki ülke grubu için de istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bu sonuç Karras ve Song'un (1996) bulguları ile örtüşmektedir. Bilindiği gibi, tarımsal üretimin iklim ve hava koşullarına aşırı derecede bağımlı olması ve tarım ürünlerine olan talebin elastik olmaması tarımsal fiyatlarda aşırı dalgalanmaya yol açmaktadır. Ancak, gelişme sürecine paralel olarak tarım sektörünün hasıladaki payının giderek azalması neticesinde tarımsal fiyatlardaki oynaklık konjonktür dalgaları üzerinde anlamlı bir etki ortaya çıkarmayabilir.

SONUÇ

Konjonktür dalgalarının yapısı, nedenleri ve etkileri iktisatçıların uzun yıllardan beri ilgisini çeken konuların başında gelmektedir. Bu ilginin en temel nedeni ise günümüz piyasa ekonomilerinde konjonktür dalgalarının oldukça sık görülmesi ancak açıklanması konusunda iktisat okulları arasında bir uzlaşma olmamasından kaynaklanmaktadır. Klasik iktisat modelinde piyasalar tam rekabetçi olduğu için piyasalara müdahale edilmediği sürece etkin çalışacak, hasıla ve refah maksimize edilecektir. Bu nedenle, devletin ekonomiye müdahalesi fayda yerine zarar verecektir. Özel mülkiyet haklarının korunması, ulusal savunmanın sağlanması, monopollerin kırılması ve eğitimin sağlanması gibi asli sorumluluklarının dışında devletin ekonomiye her müdahalesi etkinliği ve hasılayı azaltacaktır. Dolayısıyla, “bırakınız yapsınlar bırakınız geçsinler” anlamına gelen “laissez faire laissez passer” de devletin ekonomide aktif bir iktisat politikası gerektirecek herhangi bir rolü olmadığını ortaya koymaktadır. Ancak klasik model tarihi boyunca baskın konjonktür dalgası teorisi olarak görüldüğü dönemlerde bile birkaç nedenden dolayı yoğun eleştiri almıştır. Birincisi, toplam talep doğrusunun tamamen etkisiz olması birçok iktisatçı için gerçekçi değildir. Para politikası veya tüketim üzerindeki başka dışsal değişkenlerin reel hasıla üzerinde gerçekten hiçbir etkisi yok mudur? İkincisi, piyasalarda tam rekabet varsayımı tartışmaya açıktır. Fiyatlar ve ücretler gerçekten de tam esnek midir? Hanehalkları ve firmalar ekonominin mevcut koşulları hakkında gerçekten de tam bilgiye sahip midirler? Tam rekabet varsayımının dolaylı bir iması finansal sistemin konjonktür dalgalarında hiçbir etkisi olmadığıdır. Halbuki, finansal değişkenler ekonominin farklı evrelerinde artıp azalır. Ayrıca, büyük bunalım sonrasında krizlerin toplam arzdaki azalmadan kaynaklandığı görüşü fazla kabul görmemektedir. Zira, büyük bunalım döneminde aşırı mal arzı olmasına rağmen işsizlik çok yüksek oranlarda seyretmiştir.

Keynes ve Keynesyenlere göre ise kapitalist ekonomiler oldukça oynaktırlar ve toplum üzerinde oldukça yüksek maliyeti olan konjonktür dalgalarının istikrar bozucu

etkilerinin azaltılması için makroekonomik politikaların yürütülmesi gereklidir. Hükümet müdahalesi olmadan, ekonomideki istikrarsızlıkların düzelmesi mümkün değildir.

Fiyatların tam esnek ve beklentilerin uyarlayıcı olduğu görüşlerine dayanan paracı model de iktisatçılar tarafından yoğun bir şekilde eleştirilmiş ve 1980’lerden itibaren gözden düşmeye başlamıştır. Parasal hareketlerin konjonktürün temel kaynağı olduğu ve para arzındaki istikrarlı bir artışın hasıladaki dalgalanmaları azaltacağı görüşü günümüzde çok az iktisatçı tarafından kabul görmektedir. Bununla birlikte, başta Milton Friedman olmak üzere parasalcı iktisatçılar tarafından öne sürülen görüşlerin bazıları yeni iktisat okullarına ışık tutarken, bazıları ise günümüzde halen etkisini sürdürmektedir. Paracı iktisatçıların iktisat literatürüne en önemli katkılarından biri hiç şüphesiz para politikasının önemi konusunda oluşturdukları farkındalıktır. Bu farkındalık Merkez Bankalarını uyguladıkları politikalar konusunda daha şeffaf olmaya yöneltmiştir. Parasalcıların literatüre önemli bir diğer katkıları ise ekonomide fiyat beklentilerinin önemini vurgulamış olmalarıdır. Nitekim, parasalcı iktisatın uzantısı olarak geliştirilen rasyonel beklentiler teorisi de ekonomik birimlerin “uyarlayıcı” beklentilerden ziyade “rasyonel” beklentilere sahip olduğunu öne sürmüşlerdir. Parasalcı iktisatçıların bir diğer önemli katkıları “istikrar politikalarının istikrar bozucu etkileri” olduğunu öne sürmeleri olmuştur. Politika uygulamalarının etkilerinin ortaya çıkmasındaki gecikmeler nedeniyle konjonktür dalgalanmalarını azaltıcı politikaların, tersine, konjonktür dalgalanmalarının artırıcı etkileri olabileceğini iddia etmişlerdir.

Yeni Klasik iktisadın fiyatlarda tam esneklik ve esnek fiyatlar sayesinde tüm piyasaların Walrasgil genel denge sürecini gerçekleştirmesi görüşü pek gerçekçi görülmemiştir. Zira, ücret ve fiyatlar mutlaka belli bir ölçüde sert olacaktır. Nitekim, uzun süreli sözleşmelerin varlığı emek arz edenler ile emek talep edenlerin sözleşme süresi boyunca revizyona gitmesini engelleyecektir. Ayrıca ekonomide gerçekleşen son derece karmaşık olaylar uzmanlık bilgisi gerektirmektedir. Bütün bu itirazlara rağmen Yeni Klasik iktisat son 30-40 yıllık iktisat literatürüne damgasını vurmuş ve Keynesyen ekonominin yerini almıştır. Amerika Birleşik Devletleri’nde önde gelen üniversiteler genel makroekonomik yaklaşım olarak bu ekolü benimsemiş ve buna dayalı makro iktisat kitaplarını okutmuşlardır. 2008 küresel finans kriziyle birlikte rasyonel

beklentiler teorisi ve yeni klasik okulun görüşleri ciddi biçimde sarsılmış ve Keynesyen yaklaşımlar yeniden ön plana çıkmıştır.

Yukarıda anahatları ile özetlediğimiz farklı iktisat okullarının konjonktür dalgaları üzerine yaptıkları çalışmalar şüphesiz ufukumuzu açmıştır. Bununla birlikte, konjonktür dalgaları ile ilgili araştırmalar son iki asırdır devam etmesine rağmen dalgaların kaynaklarının ve niteliklerinin halen tam olarak anlaşıldığını söylemek mümkün değildir. Bilindiği üzere, konjonktür dalgaları hasılanın uzun dönem büyüme trendi etrafında salınımları sonucu meydana gelmektedir. Dolayısıyla, ülkeler uzun dönemde büyüme kaydetmeler bile kısa dönemde kişi başı hasılda azalmalar yani daralma evreleri yaşarlar. Konjonktürün daralma safhaları ise başta gelir kaybı ve işsizlik gibi makroekonomik göstergelerde bozulma olmak üzere boşanma oranlarında artış, ölüm ve intihar oranlarında artış, alkolizm ve uyuşturucu bağımlılığı gibi sosyal etkileri de olan ve bu açıdan toplumlar için sosyal maliyeti oldukça yüksek bir iktisadi olgudur. Bu nedenle konjonktür dalgalarının istikrara kavuşturulabilmesi için bu dalgalanmalarının belirleyicilerinin ortaya konulması gerekmektedir.

Bu tez çalışması gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür dalgalarının belirleyicilerini ekonometrik bir model çerçevesinde araştırmıştır. Gelişmiş ülkeler örneklemine G7 ülkeleri (Amerika Birleşik Devletleri, Almanya, Birleşik Krallık, Fransa, İtalya, Japonya ve Kanada) oluştururken, gelişmekte olan ülkeler örneklemine E7 ülkeleri (Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Meksika, Türkiye ve Güney Afrika) oluşturmaktadır. Analize konu olan ülkelerde konjonktür dalgalarının belirleyicileri araştırmak amacıyla Dünya Bankası, Penn World ve Uluslararası Finans İstatistikleri veri tabanından elde edilen 1960-2017 dönemi yıllık verileri kullanılmıştır. Konjonktür dalgalarının bağımlı değişken olarak ele alındığı çalışmada, açıklayıcı değişken olarak kamu harcamalarının GSYİH'ye oranı (GOV), geniş para arzının GSYİH'ye oranı (BM), toplam faktör verimliliği (TFP), seçim dönemlerini temsil eden kukla değişken (POL), dışa açıklık oranı (OPEN) ve tarımsal katma değer GSYİH'ye oranı (AGR) kullanılmıştır. Konjonktür bileşeninin elde edilmesi amacıyla parametrik olmayan bir filtreleme yöntemi olan Hodrick-Prescott filtresi kullanılmıştır.

Uygulama kısmında kullanılacak olan tahmincilerle karar verebilmek amacıyla ilk olarak değişkenler arasındaki bağımlılık ilişkisi araştırılmıştır. Değişkenler arasında yatay kesit

bağımlılığının tespiti amacıyla LM, CD_{LM} , CD ve CD_{Adj} testleri olmak üzere dört farklı test kullanılmıştır. Gerçekleştirilen testlerin tamamında analize konu olan değişkenler arasında oldukça güçlü bir yatay kesit bağımlılığı ilişkisi bulunmuştur. Bu durum gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdeki makro ekonomik değişkenlerin birinde ortaya çıkan bir şokun çeşitli aktarım kanalları vasıtasıyla diğer ülkelere de ihraç edileceği anlamına gelmektedir. Küreselleşmenin ve entegrasyonun doğal bir sonucu olarak ortaya çıkan yatay kesit bağımlılığı nedeniyle değişkenlerin durağanlık özelliklerinin araştırılması amacıyla ikinci nesil panel birim kök testlerinden Bootstrap Panel Birim Kök testi ve Fourier Panel KPSS testleri kullanılmıştır. Konjonktür dalgalarına yönelik gerçekleştirilen Fourier panel birim kök testi sonuçlarına göre “serilerin durağan olduğu” boş hipotezi reddedilmiştir. Diğer bir ifadeyle, hasılanın uzun dönem büyüme trendinden sapması olarak tanımlanan konjonktür dalgaları uzun dönem büyüme patikasına kendiliğinden dönmemektedir. Bu nedenle aktif iktisat politikaları izlemek gerekmektedir.

Birim kök testi sonuçları doğrultusunda değişkenlerin farklı derecelerde entegre olmaları nedeniyle aralarındaki uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi Durbin-Hausman testi ile araştırılmıştır. Eşbütünleşme testi sonuçlarına göre modelde ele alınan değişkenler arasında %1 anlam düzeyinde uzun dönem ilişki tespit edilmiştir. Uzun dönem katsayılarının tahmini için CupFM ve CupBC tahmincileri kullanılmıştır. Eşbütünleşme modeli tahmini sonuçlarına göre hem gelişmiş ülkelerde hem de gelişmekte olan ülkelerde hükümet harcamaları ve para arzının konjonktür dalgalarını azaltıcı, ticari açıklığın ise konjonktür dalgalarını artırıcı etkisi vardır. Gelişmiş ülkelerde toplam faktör verimliliğinin konjonktür dalgalarını artırıcı etkisi var iken, gelişmekte olan ülkelerde seçim dönemlerini temsil eden değişkenin konjonktür üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etkisi vardır. Tarımsal üretimin hasıladaki payı ile konjonktür dalgaları arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Bu çalışmada makroekonomik değişkenlerin konjonktür dalgaları üzerindeki etkisi incelenmiştir. Yapılan analizlerde sonuçlarında istatistiksel olarak anlamlı olmayan bazı ilişkilere de ulaşılmıştır. Bu bulgular gerçekten de teorinin öngördüğü ilişkilerin olmamasından kaynaklanabileceği gibi model spesifikasyon hatasından da kaynaklanabilir. Diğer bir deyişle, yapılan analizler doğrusal bir tahmin yöntemine dayanmasına rağmen, değişkenlerin arasında doğrusal olmayan bir ilişki de mevcut

olabilir. Bu konuda yapılacak olan yeni çalışmalarda doğrusal olmayan tahmin yöntemleri kullanılması bu belirsizliği ortadan kaldıracaktır. Ayrıca, konjonktür bileşeninin elde edilmesi amacıyla sadece tek bir filtre (HP) kullanılmıştır. Bunun yerine, farklı filtreler kullanılıp bu filtreler içerisinde konjonktür dalgalarını yakalamada en başarılı olan filtre seçilebilir. En uygun filtre kriz tarihlerine uyum, konjonktürün yönüne uyum, büyüklük sırasına uyum, yeterli düzleştirme ve veri kaybı gibi birtakım filtreleme özellikleri dikkate alınarak tespit edilebilir. Son olarak, her ne kadar verilerin yapısı ikinci nesil panel birim kök ve eşbütünleşme testlerinin kullanımını gerektirse de karşılaştırma yapmak amacıyla birinci nesil panel testlerine de yer verilebilir. Bu sayede, benzer sonuçlara ulaşılması elde edilen test sonuçlarına olan güvenilirliği artıracak iken, sonuçların farklılaşması durumunda ise literatürde sıklıkla vurgu yapılan birinci nesil testlerin yanlış sonuçlara yol açtığı görüşü de teyit edilmiş olacaktır. (Feyzioglu, Inklara ve Timsit, 2015).

KAYNAKÇA

- Abel, A. B., Bernanke, B., & Croushore, D. (2013). *Macroeconomics* (8th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson.
- Abuaf, N., & Jorion, P. (1990). Purchasing Power Parity in the Long Run. *The Journal of Finance*, 45(1), 157–174.
- Acaroğlu, H. (2018). Is there a trade-off between output and unemployment? An evidence from Okun's Law for G-20 countries. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 13(2), 147–162.
- Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J., & Thaicharoen, Y. (2003). Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth. *Journal of Monetary Economics*, 50(1), 49–123.
- Adler, K., & Grisse, C. (2017). Thousands of BEERs: Take your pick. *Review of International Economics*, 25(5), 1078–1104.
- Akerlof, G. A., & Yellen, J. L. (1985). A near-rational model of the business cycle, with wage and price inertia. *The Quarterly Journal of Economics*, 100, 823–838.
- Åkerman, J. (1947). Political economic cycles. *Kyklos*, 1(2), 107–117.
- Alesina, A. (1987). Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(3), 651–678.
- Alesina, A., Campante, F. R., & Tabellini, G. (2008). Why is fiscal policy often procyclical? *Journal of the European Economic Association*, 6(5), 1006–1036.
- Alesina, A., Roubini, N., & Cohen, G. D. (1997). *Political cycles and the macroeconomy*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Allen, R. G. D. (1959). *Mathematical Economics* (2nd ed.). London, England: Palgrave Macmillan.
- Álvarez, L. J., & Cabrero, A. (2010). Does housing really lead the business cycle in Spain? İçinde O. de Bandt, T. Knetsch, J. Peñalosa, & F. Zollino (Ed.), *Housing markets in Europe* (ss. 61–84).

- Artis, M. J., Kontolemis, Z. G., Osborn, D., Artis, M., Kontolemis, Z., & Osborn, D. (1997). Business Cycles for G7 and European Countries. *The Journal of Business*, 70(2), 249–279.
- Artis, M. J., & Zhang, W. (1997). International business cycles and the ERM: Is there a European business cycle? *International Journal of Finance & Economics*, 2(1), 1–16.
- Bacchetta, P., & Caminal, R. (2000). Do capital market imperfections exacerbate output fluctuations? *European Economic Review*, 44(3), 449–468.
- Backus, D. K., & Kehoe, P. J. (1992). International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles. *The American Economic Review*, 82(4), 864–888.
- Bai, J., & Kao, C. (2006). On the estimation and inference of a panel cointegration model with cross-sectional dependence. İçinde B. H. Baltagi (Ed.), *Contributions to Economic Analysis* (C. 274, ss. 3–30).
- Bai, J., Kao, C., & Ng, S. (2009). Panel cointegration with global stochastic trends. *Journal of Econometrics*, 149(1), 82–99.
- Bai, J., & Ng, S. (2004). A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127–1177.
- Bai, J., & Ng, S. (2010). Panel unit root tests with cross-section dependence: A further investigation. *Econometric Theory*, 26(4), 1088–1114.
- Ball, L., Mankiw, N. G., & Romer, D. (1988). The new Keynesian economics and the output-inflation trade-off. *Brookings Papers on Economic Activity*, 19, 1–82.
- Baltagi, B. H. (2013). *Econometric Analysis of Panel Data* (5th ed.). West Sussex, United Kingdom: Wiley.
- Baltagi, B. H., & Hashem Pesaran, M. (2007). Heterogeneity and cross section dependence in panel data models: theory and applications introduction. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 229–232.
- Barutca, H. (2000). *Parasal Konjonktür Teorileri, Türkiye’de Uygulanan Para Politikalarının Konjonktürel Etkileri*. Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayınları.

- Baxter, M., & King, R. G. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575–593.
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381–409.
- Bejan, M. (2006). *Trade openness and output volatility*. Tarihinde adresinden erişildi MPRA Paper No. 2759 website: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/2759/1/MPRA_paper_2759.pdf
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2006). Growth volatility and financial liberalization. *Journal of International Money and Finance*, 25(3), 370–403.
- Bilgili, Y. (2011). *Karşılaştırmalı iktisat okulları* (4. Baskı). İstanbul: İkinci Sayfa Yayınları.
- Billmeier, A. (2014a). Ghostbusting: Which Output Gap Measure Really Matters? İçinde *IMF Working Papers*.
- Billmeier, A. (2014b). Measuring a roller coaster: Evidence on the finnish output gap. İçinde *IMF Working Papers*.
- Blackburn, K., & Ravn, M. O. (1992). Business cycles in the United Kingdom: Facts and fictions. *Economica*, 59(236), 383.
- Blanchard, O., Bean, C., & Münchau, W. (2006). European unemployment: The evolution of facts and ideas. *Economic Policy*, 21(45).
- Blinder, A. S. (1982). American Economic Association Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics. *The American Economic Review*, 72(3), 334–348.
- Blinder, A. S. (1991). Why are prices sticky? Preliminary results from an interview study. *The American Economic Review*, 81, 89–96.
- Bordo, M., & Schwartz, A. (2003). *IS-LM and Monetarism* (Sayı NBER Working Paper 9713).

- Borio, C., Disyatat, P., & Juselius, M. (2016). Rethinking potential output: embedding information about the financial cycle. *Oxford Economic Papers*, gpw063.
- Boyes, W., & Melvin, M. (2012). *Fundamentals of economics* (6th Ed.). Mason, OH: Cengage Learning.
- Breit, W., & Ransom, R. L. (2014). *The academic scribblers* (3rd Ed.). Princeton: Princeton University Press.
- Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. İçinde B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. Carter (Ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (ss. 161–177).
- Breitung, J. (2005). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric Reviews*, 24(2), 151–173.
- Breitung, J., & Pesaran, M. H. (2008). Unit roots and cointegration in panels. İçinde Mátyás L & Sevestre P (Ed.), *The Econometrics of Panel Data. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics* (ss. 279–322).
- Breuer, J. B., McNown, R., & Wallace, M. (2002). Series-specific unit root tests with panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(5), 527–546.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239.
- Bronfenbrenner, M., Sichel, W., & Gardner, W. (1984). *Macroeconomics*. Boston: Houghton Mifflin Company.
- Buch, C. M., & Pierdzioch, C. (2005). The integration of imperfect financial markets: Implications for business cycle volatility. *Journal of Policy Modeling*, 27(7), 789–804.
- Burns, A. F., & Mitchell, W. C. (1946). *Measuring business cycles*. New York, NY: National Bureau of Economic Research.
- Cagé, J., & Gadenne, L. (2018). Tax revenues and the fiscal cost of trade liberalization, 1792–2006. *Explorations in Economic History*, 70, 1–24.

- Çakır, M. Y., & Kabundi, A. (2013). Business cycle co-movements between South Africa and the BRIC countries. *Applied Economics*, 45(33), 4698–4718.
- Calderón, C., & Fuentes, R. (2010). *Characterizing the business cycles of emerging economies* (Sayı World Bank Policy Research Working Paper No. 5343). Tarihinde adresinden erişildi <https://ssrn.com/abstract=1629052>
- Camarero, M., D'adamo, G., & Tamarit, C. (2016). The role of institutions in explaining wage determination in the Eurozone: A panel cointegration approach. *International Labour Review*, 155(1), 25–56.
- Campbell, J. Y., & Mankiw, N. G. (1987). Are output fluctuations transitory? *The Quarterly Journal of Economics*, 102(4), 857–880.
- Canova, F. (1994). Detrending and turning points. *European Economic Review*, 38, 614–623.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks both under the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory*, 25(6), 1754–1792.
- Cavallo, E. A., Powell, A. P., & Rigobon, R. (2008). *Do Credit Rating Agencies Add Value? Evidence from the Sovereign Rating Business Institutions* (Sayı IDB Working Paper No. 546). Tarihinde adresinden erişildi <http://www.ssrn.com/abstract=1820934>
- Chauvet, M., & Yu, C. (2006). International business cycles: G7 and OECD countries. *Economic Review*, (Q1), 43–54.
- Chebbi, A., Louafi, R., & Hedhli, A. (2014). Financial fluctuations in the Tunisian repressed market context: A Markov-switching–GARCH approach. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 7(2), 284–302.
- Chisté, C., & van Vuuren, G. (2014). Investigating the cyclical behaviour of the dry bulk shipping market. *Maritime Policy & Management*, 41(1), 1–19.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249–272.
- Christiano, L. J., & Fitzgerald, T. J. (2003). The Band Pass Filter. *International*

Economic Review, 44(2), 435–465.

- Cogley, T., & Nason, J. M. (1995). Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19(1–2), 253–278.
- Cohen, G., Jalles, J. T., Loungani, P., & Marto, R. (2018). The long-run decoupling of emissions and output: Evidence from the largest emitters. *Energy Policy*, 118, 58–68.
- Cooley, T. F., & Ohanian, L. E. (1991). The cyclical behavior of prices. *Journal of Monetary Economics*, 28(1), 25–60.
- Corbae, D., & Ouliaris, S. (2006). Extracting cycles from nonstationary data. İçinde D. Corbae, S. N. Durlauf, & B. E. Hansen (Ed.), *Econometric Theory and Practice: Frontiers of analysis and applied research* (ss. 167–177).
- Corrado, C., & Matthey, J. (1997). Capacity utilization. *The Journal of Economic Perspectives*, 11, 151–167.
- Correia, I. H., Neves, J. L., & Rebelo, S. (1992). Business cycles from 1850 to 1950: New facts about old data. *European Economic Review*, 36(2–3), 459–467.
- Coudert, V., Couharde, C., & Mignon, V. (2015). On the impact of volatility on the real exchange rate – terms of trade nexus: Revisiting commodity currencies. *Journal of International Money and Finance*, 58, 110–127.
- Cox, W. N. (1969). The money supply controversy. *Monthly Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta. Tarihinde adresinden erişildi <http://fraser.stlouisfed.org/>
- Croes, R., & Ridderstaat, J. (2017). The effects of business cycles on tourism demand flows in small island destinations. *Tourism Economics*, 23(7), 1451–1475.
- Cukierman, A., & Meltzer, A. H. (1986). A positive theory of discretionary policy, the cost of democratic government and the benefits of a constitution. *Economic Inquiry*, 24(3), 367–388.
- Danthine, J.-P., & Donaldson, J. B. (1993). Methodological and empirical issues in real business cycle theory. *European Economic Review*, 37(1), 1–35.

- Darrat, A. F., Abosedra, S. S., & Aly, H. Y. (2005). Assessing the role of financial deepening in business cycles: the experience of the United Arab Emirates. *Applied Financial Economics*, 15(7), 447–453.
- Davis, J. S. (2014). Financial integration and international business cycle co-movement. *Journal of Monetary Economics*, 64, 99–111.
- Demir, O. (1997). *Ekonomide Devlet*. Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları, Yayın No:71.
- Denizer, C. A., Iyigun, M. F., & Owen, A. (2002). Finance and macroeconomic volatility. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 2(1), 1–32.
- Devereux, P. J. (2001). The cyclicalities of real wages within employer-employee matches. *Industrial and Labor Relations Review*, 54(4), 835.
- Dickerson, A. P., Gibson, H. D., & Tsakalotos, E. (1998). Business cycle correspondence in the European Union. *Empirica*, 25(1), 49–75.
- Djennas, M. (2016). Business cycle volatility, growth and financial openness: Does Islamic finance make any difference? *Borsa Istanbul Review*, 16(3), 121–145.
- Dornbusch, R., Fischer, S., & Startz, R. (2011). *Macroeconomics* (11th Ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Downs, A. (1957a). *An economic theory of democracy*. New York, NY: Harper.
- Downs, A. (1957b). An economic theory of political action in a democracy. *Journal of Political Economy*, 65(2), 135–150.
- Dreher, A., & Vaubel, R. (2004). Do IMF and IBRD cause moral hazard and political business cycles? Evidence from panel data. *Open Economies Review*, 15(1), 5–22.
- Dreher, A., & Vaubel, R. (2009). Foreign exchange intervention and the political business cycle: A panel data analysis. *Journal of International Money and Finance*, 28(5), 755–775.
- Duncan, T. E., Duncan, S. C., & Li, F. (2006). Power analysis models and methods: A latent variable framework for power estimation and analysis. İçinde Z. Sloboda & W. J. Bukowski (Ed.), *Handbook of Drug Abuse Prevention* (ss. 609–626).

- Easterly, W., Islam, R., & Stiglitz, J. E. (2001). Shaken and stirred: Explaining growth volatility. İçinde B. Pleskovic & N. Stern (Ed.), *Annual World Bank Conference on Development Economics* (ss. 191–211). Washington DC: The World Bank.
- Eberhardt, M., & Bond, S. (2009). *Cross-section dependence in nonstationary panel models: A novel estimator* (Sayı MPRA Paper No. 17692).
- Enders, W., & Lee, J. (2012a). A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574–599.
- Enders, W., & Lee, J. (2012b). The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196–199.
- Erdem, E. (2014). *Para Banka ve Finansal Sistem* (6. Baskı). Ankara: Detay Yayıncılık.
- Erdem, E., & İlğün, F. (2017). Mali disiplin üzerinde politik faktörlerin etkisi: Az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere yönelik uygulamalı bir analiz. *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 67(1), 1–23.
- Evans, P., & Karras, G. (1996). Convergence revisited. *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 249–265.
- Fatas, A., & Mihov, I. (2003). The case for restricting fiscal policy discretion. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1419–1447.
- Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2015). The Next Generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, 105(10), 3150–3182.
- Felipe, J., & Lanza, M. (2018). *The PRC's long-run growth through the lens of the export-led growth model* (Sayı ADB Economics Working Paper Series No. 555).
- Ferreira-Tiryaki, G. (2008). The informal economy and business cycles. *Journal of Applied Economics*, 11(1), 91–117.
- Ferreira da Silva, G. (2002). The impact of financial system development on business cycles volatility: cross-country evidence. *Journal of Macroeconomics*, 24(2), 233–253.
- Fiorito, R., & Kollintzas, T. (1994). Stylized facts of business cycles in the G7 from a real business cycles perspective. *European Economic Review*, 38(2), 235–269.

- Friedman, M. (1960). *A program for monetary stability*. Tarihinde adresinden erişildi <http://www.worldcat.org/title/program-for-monetary-stability/oclc/245773>
- Friedman, M. (1975). *An economist's protest*. (2nd ed.). Thomas Horton & Daughters.
- Friedman, M., & Schwartz, A. (1963a). *A Monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton University Press.
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963b). Money and business cycles. *The Review of Economics and Statistics*, 45(1), 32.
- Furceri, D., & Karras, G. (2007). Country size and business cycle volatility: Scale really matters. *Journal of the Japanese and International Economies*, 21(4), 424–434.
- Gali, J., & Perotti, R. (2003). Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, 18(37), 533–572.
- Gençay, R., Selçuk, F., & Whitcher, B. (2002). *An introduction to wavelets and other filtering methods in finance and economics*. San Diego, CA: Elsevier.
- Gengenbach, C., Urbain, J.-P., & Westerlund, J. (2016). Error correction testing in panels with common stochastic trends. *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), 982–1004.
- Gong, C., & Kim, S. (2018). Regional business cycle synchronization in emerging and developing countries: Regional or global integration? Trade or financial integration? *Journal of International Money and Finance*, 84, 42–57.
- Gordon, R. J. (1990). What Is new-Keynesian economics? İçinde *Journal of Economic Literature*.
- Gordon, R. J. (2013). *Macroeconomics* (12th ed.; H. İslatince, Ed.). Essex, United Kingdom: Pearson Education.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis* (7th Editio). Essex, United Kingdom: Pearson.
- Greenwald, B. C., & Stiglitz, J. E. (1993). Financial market imperfections and business cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(1), 77–114.

- Grinin, L., Korotayev, A., & Malkov, S. (2010). A mathematical model of Juglar cycles and the current global crisis. İçinde Leonid Grinin, Peter Herrmann, Andrey Korotayev, & Arno Tausch (Ed.), *History & Mathematics: Processes and Models of Global Dynamics* (ss. 138–187). Uchitel Publishing House.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th Edition). New York, ABD: McGraw-Hill.
- Gupta, P., & Goyal, A. (2015). Impact of oil price fluctuations on Indian economy. *OPEC Energy Review*, 39(2), 141–161.
- Haberler, G. (1937). *Prosperity and depression: a theoretical analysis of cyclical movements*. Geneva League of Nations.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), 148–161.
- Hadri, K., & Kurozumi, E. (2012). A simple panel stationarity test in the presence of serial correlation and a common factor. *Economics Letters*, 115(1), 31–34.
- Hanneman, R., Kposowa, A. J., & Riddle, M. (2012). *Basic statistics for social research*. Jossey-Bass.
- Hansen, A. H. (1964). *Business Cycles and National Income*. New York: W.W. Norton.
- Hansen, G., & Ohanian, L. (2016). Neoclassical models in macroeconomics. İçinde *Handbook of Macroeconomics* (C. 2, ss. 2043–2130).
- Hartley, J. E. (2001). *The Representative Agent in Macroeconomics*. New York, NY: Routledge.
- Harvey, A. C., & Jaeger, A. (1993). Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8(3), 231–247. Tarihinde adresinden erişildi <http://ideas.repec.org/a/jae/japmet/v8y1993i3p231-47.html>
- Hawthornthwaite, J. (2006). *The World in 2050 - How big will the major emerging market economies get and how can the OECD compete?* PriceWaterHouseCoopers (PWC).
- Hibbs, D. A. (1977). Political parties and macroeconomic policy. *American Political*

- Science Review*, 71(04), 1467–1487.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. (1980). Post-War U.S. business cycles: An empirical investigation. *Discussion Papers*.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16.
- Hoover, K. D. (1988). *The New Classical Macroeconomics*. Blackwell Publishing Ltd.
- Hsiao, C. (2014). *Analysis of panel data* (3rd ed.). New York, NY: Cambridge University Press.
- Huang, H.-C., & Lin, P.-C. (2016). The trade effects of counter-cyclical fiscal policies. *International Review of Economics & Finance*, 45, 82–95.
- Hubbard, R. G., O'Brien, P. A., & Rafferty, M. P. (2011). *Macroeconomics*. Upper Saddle River, NJ: Pearson Education.
- Hurlin, C., & Valérie, M. (2007). *Second Generation Panel Unit Root Tests*. Tarihinde adresinden erişildi <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00159842/document>
- Ibrahim, M., & Alagidede, P. (2017). Financial sector development, economic volatility and shocks in sub-Saharan Africa. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 484, 66–81.
- Igan, D., Kabundi, A., Nadal De Simone, F., Pinheiro, M., & Tamirisa, N. (2010). *Three cycles: Housing, credit and real activity* (Sayı Working Papers 160).
- Im, K. S., Lee, J., & Tieslau, M. (2005). Panel LM unit-root tests with level shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(3), 393–419.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- IMF. (2005). *World Economic Outlook: Building Institutions*. Washington DC.
- Indrayan, A., & Satyanarayana, L. (2006). *Biostatistics for medical, nursing and pharmacy students*. New Delhi, India: Prentice-Hall of India.
- Islam, M. R., & Madsen, J. B. (2018). Knowledge diffusion and agricultural development. *Agricultural Economics*, 49(2), 265–276.

- Jha, R. (1991). *Contemporary macroeconomic theory and policy*. New Delphi, India: New Age International Publisher.
- Jones, P. M., & Enders, W. (2014). On the use of the flexible Fourier form in unit root tests, endogenous breaks, and parameter instability. İçinde Ma Jun & Wohar Mark (Ed.), *Recent Advances in Estimating Nonlinear Models* (ss. 59–83).
- Juglar, C. (1862). *Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux États-Unis*. Paris: Guillaumin.
- Kalecki, M. (1943). Political aspects of full employment. *The Political Quarterly*, 14(4), 322–330.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359–379.
- Karras, G., & Song, F. (1996). Sources of business-cycle volatility: An exploratory study on a sample of OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 18(4), 621–637.
- Kennedy, M. M. J. (2011). *Macroeconomic theory*. New Delphi, India: PHI Learning.
- Kesgingöz, H. (2013). *Türk sanayisinin konjonktürel analizi (Yayımlanmamış Doktora Tezi)*. Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Keynes, J. M. (1964). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Florida: Harcourt Brace Jovanovich.
- Kiley, M. T. (2000). Endogenous price stickiness and business cycle persistence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1), 28.
- King, R. G., & Rebelo, S. T. (1993a). Low frequency filtering and real business cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(1–2), 207–231.
- King, R. G., & Rebelo, S. T. (1993b). Low frequency filtering and real business cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(1–2), 207–231.
- Kılınç, E. C., & Berberoğlu, C. N. (2018). Kar oranları konjonktür yönlü müdür? *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 10(19), 606–621.

- Klenow, P. J., & Malin, B. A. (2010). *Microeconomic evidence on price-setting* (Sayi NBER Working Paper No. 15826).
- Klomp, J., & de Haan, J. (2009). Political institutions and economic volatility. *European Journal of Political Economy*, 25(3), 311–326.
- Knoop, A. T. (2015). *Business cycle economics: Understanding recessions and depressions from boom to bust*. Santa Barbara, CA: Praeger Publishers.
- Konstantakopoulou, I., & Tsionas, E. G. (2014). Half a century of empirical evidence of business cycles in OECD countries. *Journal of Policy Modeling*, 36(2), 389–409.
- Korotayev, A. V., & Tsirel, S. V. (2010). A spectral analysis of world GDP dynamics: Kondratieff waves, Kuznets swings, Juglar and Kitchin cycles in global economic development, and the 2008–2009 economic crisis. *Structure and Dynamics*, 4(1), 3–57.
- Kose, M. A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: ‘How much do world prices matter?’ *Journal of International Economics*, 56(2), 299–327.
- Kose, M. A., Prasad, E. S., & Terrones, M. E. (2003). Financial integration and macroeconomic volatility. İçinde *SSRN Electronic Journal*.
- Kozić, I. (2014). Detecting international tourism demand growth cycles. *Current Issues in Tourism*, 17(5), 397–403.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1990). Business cycles: real facts and a monetary myth. *Quarterly Review*, 14(2), 3–18.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1991). Hours and employment variation in business cycle theory. *Economic Theory*, 1, 63–81.
- Lagesh, M. A., Srikanth, M., & Acharya, D. (2018). Corporate performance during business cycles: Evidence from Indian manufacturing firms. *Global Business Review*, 19(5), 1261–1274.
- Laidler, D. (1992). The cycle before new-classical economics. İçinde M. Belongia & G. Michelle (Ed.), *The Business Cycle: Theories and Evidence* (ss. 85–117).
- Lane, P. R. (2003). The cyclical behaviour of fiscal policy: Evidence from the OECD. *Journal of Public Economics*, 87(12), 2661–2675.

- Larsson, R., Lyhagen, J., & Löthgren, M. (2001). Likelihood- based cointegration tests in heterogeneous panels. *The Econometrics Journal*, 4(1), 109–142.
- Ledenyov, D. O., & Ledenyov, V. O. (2013). *On the accurate characterization of business cycles in nonlinear dynamic financial and economic systems*. Tarihinde adresinden erişildi <http://arxiv.org/abs/1304.4807>
- Lee, C., Wu, J.-L., & Yang, L. (2016). A simple panel unit-root test with smooth breaks in the presence of a multifactor error structure. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(3), 365–393.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082–1089.
- Leland, H. E., & Pyle, D. H. (1977). Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *The Journal of Finance*, 32(2), 371–387.
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, J. C.-S. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
- Levy, D., Bergen, M., Dutta, S., & Venable, R. (1997). The magnitude of menu costs: Direct evidence from large U. S. supermarket chains. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 791–825.
- Leybourne, S. J. (1995). Testing for unit roots using forward and reverse Dickey-Fuller regressions. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(4), 559–571.
- Leybourne, S. J., C. Mills, T., & Newbold, P. (1998). Spurious rejections by Dickey-Fuller tests in the presence of a break under the null. *Journal of Econometrics*, 87(1), 191–203.
- Lin, C.-P., Huang, C.-J., & Chuang, C.-M. (2018). Corruption and business cycle volatility: A corporate governance perspective. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 25(5), 586–606.
- Lin, S.-C., & Kim, D.-H. (2014). The link between economic growth and growth volatility. *Empirical Economics*, 46(1), 43–63.
- Lindbeck, A. (1976). Stabilization policy in open economies with endogenous politicians. *American Economic Review*, 66(2), 1–19.

- Lluís Carrion i Silvestre, J., Del Barrio Castro, T., & López Bazo, E. (2005). Breaking the panels: An application to the GDP per capita. *The Econometrics Journal*, 8(2), 159–175.
- Lucas, R. E. (1977). Understanding business cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, 7–29.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(s1), 631–652.
- Magazzino, C. (2016). Is per capita energy use stationary? Panel data evidence for the EMU countries. *Energy Exploration & Exploitation*, 34(3), 440–448.
- Malik, A., & Temple, J. R. W. (2009). The geography of output volatility. *Journal of Development Economics*, 90(2), 163–178.
- Mandler, M. (1999). *Dilemmas in economic theory: Persisting foundational problems of microeconomics*. New York, NY: Oxford University Press.
- Mankiw, N. G. (1985). Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 529.
- Mankiw, N. G. (2015). *Macroeconomics* (9th ed.). New York, NY: Worth Publishers.
- Mankiw, N. G., & Reis, R. (2002). Sticky information versus sticky prices: A proposal to replace the new Keynesian Phillips curve. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4).
- Marczak, M., & Gómez, V. (2015). Cyclicalities of real wages in the USA and Germany: New insights from wavelet analysis. *Economic Modelling*, 47, 40–52.
- Massmann, M., & Mitchell, J. (2005). Reconsidering the Evidence. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2004(3), 275–307.
- Massmann, M., Mitchell, J., & Weale, M. (2003). Business cycles and turning points: A survey of statistical techniques. *National Institute Economic Review*, (183), 90–106.

- Mobarak, A. M. (2005). Democracy, volatility, and economic development. *Review of Economics and Statistics*, 87(2), 348–361.
- Montoya, L. A., & de Haan, J. (2008). Regional business cycle synchronization in Europe? *International Economics and Economic Policy*, 5(1–2), 123–137.
- Morley, J. C., Nelson, C. R., & Zivot, E. (2003). Why are the Beveridge-Nelson and unobserved-components decompositions of GDP so different? *The Review of Economics and Statistics*, 85(2), 235–243.
- Murray, C. J. (2003). Cyclical properties of Baxter-King filtered time series. *The Review of Economics and Statistics*, 85(2), 472–476.
- Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, 29(3), 315.
- Nadar, S., & Vijayan, E. N. (2012). *Managerial Economics* (2nd ed.). New Delhi, India: PHI Learning.
- Nazlioglu, S., & Karul, C. (2017). A panel stationarity test with gradual structural shifts: Re-investigate the international commodity price shocks. *Economic Modelling*, 61, 181–192.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139–162.
- Njegić, J., Živkov, D., & Damnjanović, J. (2017). Business cycles synchronisation between the EU-15 and selected Eastern European Countries – The wavelet coherence approach. *Acta Oeconomica*, 67(4), 539–556.
- Njindan Iyke, B. (2018). The real effect of currency misalignment on productivity growth: evidence from middle-income economies. *Empirical Economics*, 55(4), 1637–1659.
- Nordhaus, W. D. (1975). The Political Business Cycle. *The Review of Economic Studies*, 42(2).
- O’Connell, P. G. J. (1998). The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, 44(1), 1–19.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. *Proceedings of*

the Business and Economics Statistics Section, 98–104.

- Omay, T. (2015). Fractional frequency flexible Fourier form to approximate smooth breaks in unit root testing. *Economics Letters*, 134, 123–126.
- Özer, M., & Taban, S. (2006). *Modern Konjonktür Teorileri* (2. Baskı). Ankara: Ekin Kitabevi.
- Pantula, S. G., Gonzalez-Farias, G., & Fuller, W. A. (1994). A Comparison of Unit-Root Test Criteria. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(4), 449.
- Papageorgiou, T., Michaelides, P. G., & Tsionas, E. G. (2016). Business cycle determinants and fiscal policy: A Panel ARDL approach for EMU. *The Journal of Economic Asymmetries*, 13, 57–68.
- Parasız, İ., & Bildirici, M. (2006). *Modern Konjonktür Teorileri*. Bursa: Ezgi Kitabevi.
- Parkin, M. (2010). *Macroeconomics* (10th ed.). Boston, MA: Pearson Education.
- Pawęta, B. (2018). Impact of the global financial crisis on the business cycle in the Visegrad Group. *Entrepreneurial Business and Economics Review*, 6(3), 43–58.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653–670.
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. İçinde B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. Carter (Ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics, Volume 15)* (ss. 93–130).
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727–731.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(03), 597–625.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361.
- Perron, P., & Wada, T. (2009). Let's take a break: Trends and cycles in US real GDP.

Journal of Monetary Economics, 56(6), 749–765.

- Persson, T., & Tabellini, G. E. (1990). *Macroeconomic policy, credibility and politics*. Harwood Academic Publishers.
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Sayı IZA DP No. 1240). Cambridge Working Papers in Economics.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967–1012.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634.
- Pesaran, M. H., Smith, V. L., & Yamagata, T. (2013). Panel unit root tests in the presence of a multifactor error structure. *Journal of Econometrics*, 175(2), 94–115.
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105–127.
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50–93.
- Quinn, D. P., & Woolley, J. T. (2001). Democracy and national economic performance: The preference for stability. *American Journal of Political Science*, 45(3), 634.
- Raddatz, C. (2006). Liquidity needs and vulnerability to financial underdevelopment. *Journal of Financial Economics*, 80(3), 677–722.
- Raff, D. M. G., & Summers, L. H. (1987). Did Henry Ford pay efficiency wages? *Journal of Labor Economics*, 5(4, Part 2), 57–86.
- Rand, J., & Tarp, F. (2002). Business cycles in developing countries: Are they different? *World Development*, 30(12), 2071–2088.
- Ravn, M. O., & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371–

375.

- Reese, S., & Westerlund, J. (2016). Panizza: Panic on cross-section averages. *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), 961–981.
- Roberts, P. C., & Stratton, L. M. (1997). *The new color line : How quotas and privilege destroy democracy*. Washington, DC: Regnery Publishing.
- Rodrigues, P. M. M., & Taylor, A. M. R. (2012). The flexible Fourier form and local generalised least squares de-trended unit root tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5), 736–759.
- Rodrik, D. (1998). Why do more open economies have bigger governments? *Journal of Political Economy*, 106(5), 997–1032.
- Rodrik, D. (1999). Where did all the growth go? External shocks, social conflict, and growth collapses. *Journal of Economic Growth*, 4(4), 385–412.
- Rogers, C. (2013). The Scientific Illusion of New Keynesian Monetary Theory. İçinde G. C. Harcourt & P. Kriesler (Ed.), *The Oxford Handbook of Post-Keynesian Economics, Volume 1: Critiques and Methodology* (ss. 167–187). New York, NY: Oxford University Press.
- Rogoff, K. (1990). Equilibrium Political Budget Cycles. *American Economic Review*, 80(1), 21–36.
- Rogoff, K., & Sibert, A. (1988). The Review of Economic Studies, Ltd. Elections and Macroeconomic Policy Cycles. *Source: The Review of Economic Studies*, 55(1), 1–16. Tarihinde adresinden erişildi <http://www.jstor.org/stable/2297526>
- Romer, D. (2006). *Advanced macroeconomics* (3rd ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Romer, D. (2012). *Advanced macroeconomics* (4th ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Röpke, W. (1947). *Konjonktür ve Buhranlar*. İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Yayınları No:35.
- Rubaszek, M., & Serwa, D. (2014). Determinants of credit to households: An approach using the life-cycle model. *Economic Systems*, 38(4), 572–587.
- Rumler, F., & Scharler, J. (2011). Labor market institutions and macroeconomic

- volatility in a panel of OECD countries. *Scottish Journal of Political Economy*, 58(3), 396–413.
- Sachs, J., & Larrain, B. F. (1993). *Macroeconomics in the global economy*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Samuelson, P. A. (1939). Interactions between the multiplier analysis and the principle of acceleration. *The Review of Economics and Statistics*, 21(2), 75.
- Senhadji, A. (1998). Time-series estimation of structural import demand equations: A cross-country analysis. *Staff Papers - International Monetary Fund*, 45(2), 236.
- Shamim, F. (2006). International evidence on the role of financial sector in economic growth with less volatile business cycles. *Forum of International Development Studies*, 31, 233–251.
- Şimşek, T. (2015). Politik istikrarsızlık çerçevesinde politika ve iktisat etkileşimi. *Uluslararası Yönetim, Eğitim ve Ekonomik Perspektifler Dergisi*, 3(2), 39–54.
- Sismondi, J. C. L. (1819). *Nouveaux principes d'économie politique, ou De la richesse dans ses rapports avec la population* (C. 2). Paris: Delaunay.
- Smeral, E. (2018). Variations in Seasonal Outbound Travel across the Business Cycles. *Journal of Travel Research*, 57(7), 936–946.
- Smith, A. (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations: volume one* (R. H. Campbell, A. S. Skinner, & W. B. Todd, Ed.). Indianapolis, ABD: Liberty Press.
- Smith, L. V., Leybourne, S., Kim, T.-H., & Newbold, P. (2004). More powerful panel data unit root tests with an application to mean reversion in real exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, 19(2), 147–170.
- Snowdon, B., & Vane, H. R. (2005). *Modern macroeconomics: Its origins, development and current state*. Northampton, MA: Edward Elgar.
- Söderlind, P. (1994). Cyclical properties of a real business cycle model. *Journal of Applied Econometrics*, 9(S1), S113–S122.
- Solo, V. (1984). The order of differencing in ARIMA models. *Journal of the American Statistical Association*, 79(388), 916–921.

- Solon, G., Barsky, R., & Parker, J. A. (1994). Measuring the cyclicalities of real wages: How important is composition bias? *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 1–25.
- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312.
- Spencer, M. H. (1977). *Contemporary Macroeconomics* (3rd ed.). New York, NY: Worth Publishers.
- Stiglitz, J. E., & Walsh, C. E. (2006). *Principles of microeconomics* (4th ed.). New York, NY: W.W. Norton and Company.
- Tang, S. H. K. (2018). Does scientific and technical research reduce macroeconomic volatility? *Bulletin of Economic Research*, 70(1), 68–88.
- Tastan, H., & Yildirim, N. (2008). Business cycle asymmetries in Turkey: an application of Markov-switching autoregressions. *International Economic Journal*, 22(3), 315–333.
- TCMB. (2019). *Şubat Ayı Parasal Gelişmeleri*.
- Telatar, F. (1998). Makroekonomi-siyaset ilişkileri: Politik devresel dalgalanmalar. *Ekonomik Yaklaşım*, 9(31), 37–60.
- Thomas, D. L. (2012). *Globetrotting : African American athletes and cold war politics*. University of Illinois Press.
- Tiryaki, G. F. (2003). Financial development and economic fluctuations. *METU Studies in Development*, 30(1), 89–106.
- Tobin, J. (1996). *Essays in economics, Vol. 4: National and international*. MIT Press Books.
- Tong, T., & Yu, T. E. (2018). Transportation and economic growth in China: A heterogeneous panel cointegration and causality analysis. *Journal of Transport Geography*, 73, 120–130.
- Umay, C. (2001). *Ekonomik Konjonktür*. Bursa: Ezgi Kitabevi Yayınları.

- Umulisa, Y., & Habimana, O. (2018). Business cycle synchronization and core-periphery patterns in the East African Community: A wavelet approach. *Journal of Economic Integration*, 33(4), 629–658.
- Washington, S., Karlaftis, M. G., & Mannering, F. L. (2011). *Statistical and econometric methods for transportation data analysis*. CRC Press.
- Weisburd, D., & Britt, C. L. (2007). *Statistics in criminal justice*. (3rd Ed.). New York, NY: Springer.
- Weron, R., & Zator, M. (2015). A note on using the Hodrick–Prescott filter in electricity markets. *Energy Economics*, 48, 1–6.
- Westerlund, J. (2005). A panel CUSUM test of the null of cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(2), 231–262.
- Westerlund, J. (2007a). Estimating cointegrated panels with common factors and the forward rate unbiasedness hypothesis. *Journal of Financial Econometrics*, 5(3), 491–522.
- Westerlund, J. (2007b). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748.
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193–233.
- Westerlund, J. (2012). Testing for unit roots in panel time-series models with multiple level breaks. *The Manchester School*, 80(6), 671–699.
- Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97(3), 185–190.
- Westerlund, J., & Larsson, R. (2009). A note on the pooling of individual PANIC unit root tests. *Econometric Theory*, 25(06), 1851.
- Yang, B. (2008). Does democracy lower growth volatility? A dynamic panel analysis. *Journal of Macroeconomics*, 30(1), 562–574.
- Zafar, M. W., Shahbaz, M., Hou, F., & Sinha, A. (2019). From nonrenewable to

renewable energy and its impact on economic growth: The role of research & development expenditures in Asia-Pacific Economic Cooperation countries. *Journal of Cleaner Production*, 212, 1166–1178.

Zarnowitz, V. (1992). *Business cycles : Theory, history, indicators, and forecasting*. London, United Kingdom: The University of Chicago Press.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251.

Zouaoui, H., Mazioud, M., & Ellouz, N. Z. (2018). A semi-parametric panel data analysis on financial development-economic volatility nexus in developing countries. *Economics Letters*, 172, 50–55.

ÖZGEÇMİŞ

1. Adı Soyadı : Ali Gökhan Yücel

İletişim

agyucel@erciyes.edu.tr

<https://orcid.org/0000-0001-7509-7693>

<https://publons.com/researcher/1659623/ali-gokhan-yucel/>

2. Doğum Tarihi : 1983

3. Unvanı : Araştırma Görevlisi

4. Öğrenim Durumu

Derece	Alan	Kurum	Yıl
Lisans	İşletme	Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi	2004-2007
Lisans	Betriebswirtschaft	Fachhochschule Wuerzburg	2007-2008
Yüksek Lisans	İktisat	Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü	2012
Doktora	İktisat	Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü	2019

Yabancı Dil: İngilizce (YDS: 97,5)

5. Yayınlar

5.1. Uluslararası Hakemli Dergilerde Yayımlanan Makaleler (SCI, SSCI, AHCI ve ESCI)

Cetin, M., Ecevit, E. ve Yucel, A.G. (2018). The impact of economic growth, energy consumption, trade openness, and financial development on carbon emissions: empirical evidence from Turkey, *Environmental Science and Pollution Research*, 25(36), 122-139.

Cetin, M., Ecevit, E. ve Yucel, A.G. (2018). Structural breaks, urbanization and CO2 emissions: Evidence from Turkey. *Journal of Applied Economics and Business Research*, 8(2), 122-139.

5.2. Uluslararası Diğer Hakemli Dergilerde Yayımlanan Makaleler

Erdem E. ve Yucel A.G. (2017). Does agricultural sector matter for business cycles? evidence from Turkey, *The Empirical Economics Letters*, 16(11), 1235-1245.

Erdem E., Koseoglu A. ve Yucel A.G. (2016). Testing the validity of the Feldstein-Horioka puzzle: New evidence from structural breaks for Turkey, *Theoretical and Applied Economics*, 23(2), 17-26.

Ecevit E., Yucel A.G. ve Yucel O. (2016). Are some taxes better than others for economic growth? An ARDL approach for Turkey, *The Empirical Economics Letters*, 15(11), 1129-1136.

Erdem E., Yucel A.G. ve Koseoglu A. (2016). Female labour force participation and economic growth: Theoretical and empirical evidence, *The Empirical Economics Letters*, 15(10), 985-991.

5.3. Ulusal Hakemli Dergilerde Yayınlanan Makaleler

Ecevit, E., Çetin, M. ve Yücel, A. G. (2018). Türki Cumhuriyetlerinde sağlık harcamalarının belirleyicileri: Bir panel veri analizi, *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 10(19), 318-334.

Erdem E. ve Yücel, A.G. (2015). Türk tarım sektöründe tohumluk kullanımı ve verimlilik ilişkisi üzerine bir uygulama, *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 9(2), 90-106.

5.4. Hakemli Kongre/Sempozyumların Bildiri Kitaplarında Yer Alan Yayınlar

Erdem E., Nageye A.İ., Yücel A.G. ve Köseoğlu A. A Comparative Analysis of Eastern African Countries' Macroeconomic Performance: Challenges and Opportunities, *The Sixth International Conference in Economics*, Paris, Fransa, 25 Temmuz 2017.

Erdem E. ve Yücel A.G. The Impact of Exchange Rate Volatility on Turkish Agricultural Trade", *International Conference on Social Sciences and Humanities (ICSSH)*, Üsküp, Makedonya, 12-14 Mayıs 2017.

Koseoglu A., Erdem E. ve Yücel A.G. Economic Growth Drag of Energy: Evidence from Turkey, *International Conference on Social Sciences and Humanities (ICSSH)*, Üsküp, Makedonya, 12-14 Mayıs 2017.

Erdem E. ve Yücel A.G. Interest-Free Banking and Economic Growth: Evidence from QISMUT Countries, *11th Annual International Symposium on Economic Theory, Policy and Applications*, Atina, Yunanistan, 18-21 Temmuz 2016.

Erdem E. ve Yücel A.G. Is economic convergence hypothesis valid? Evidence from OECD Countries, *International Conference on Social Sciences and Humanities (ICSSH2016)*, Üsküp, Makedonya, 13-15 Mayıs 2016.

Erdem E. Ve Yücel A.G. Can Islamic banking promote economic growth? Empirical evidence from Turkey, *The First International Conference on Islamic Banking and Finance*, Mekke, Suudi Arabistan, 6-8 Mart 2016.

Erdem E., Yücel A.G. ve Köseoğlu A. The Role of Women Employment in Long-Term Economic Growth: Evidence from Selected Countries, *3th Global Conference on Business, Economics, Management and Tourism*, Roma, İtalya, 26-28 Kasım 2015.

Erdem E., Köseoğlu A., Yücel A.G., Revisiting the Feldstein-Horioka Puzzle in Turkey: An Empirical Analysis with Structural Breaks", *3th Global Conference on Business, Economics, Management and Tourism*, Roma, İtalya, 26-28 Kasım 2015.

Erdem E., Yücel A.G., Testing the Tourism-Led Growth Hypothesis: Evidence From Turkey", *International Conference on Social Sciences and Education Research*, Antalya, Türkiye, 29-31 Ekim 2015.

5.5. Dergi Hakemlikleri

Carbon Management (SSCI), Mart 2019

Environmental Science and Pollution Research (SCI), Mart 2019

Athens Journal of Mediterranean Studies, Şubat 2019

Environmental Science and Pollution Research (SCI), Aralık 2018

Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Eylül 2018

6. Projeler

“Türkiye’de İş Çevrimlerinin Belirleyicileri ve Tarım Sektörünün İş Çevrimlerindeki Rolü”, BAP Doktora, SDK-2015-5480, Araştırmacı, 2015-2019

“Kayseri İli Konut Fiyatlarını Etkileyen Faktörlerin Hedonik Fiyat Modeli ile Analizi, TÜBİTAK 2209A, Danışman, 2018-2019

“Vergi Yapısının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama”, TÜBİTAK 2209A, Danışman, 2018-2019

7. Görevler

Editör Yardımcısı, Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 2018-halen, <http://dergipark.gov.tr/erciyesiibd>