

**TC
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSAT DOKTORA PROGRAMI**

DOKTORA TEZİ

**MS-VAR YÖNTEMİNİN ÇOKLU DENGE
MODELLEMESİNDE KULLANILMASI**

**ÜMİT BOZOKLU
03711201**

**TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. MELİKE BİLDİRİCİ**

**İSTANBUL
2010**

TC
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSAT DOKTORA PROGRAMI

DOKTORA TEZİ

MS-VAR YÖNTEMİNİN ÇOKLU DENGE
MODELLEMESİNDE KULLANILMASI

ÜMİT BOZOKLU
03711201

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih:
Tezin Savunulduğu Tarih:

Tez Oy birliği/Oy çokluğu ile başarılı bulunmuştur.

Unvan	Ad Soyad	İmza
-------	----------	------

Tez Danışmanı : Prof.Melike Bildirici

Jüri Üyeleri Prof.Dr. Sumru Altuğ

Prof.Dr. Işıl Akgül

Doç.Dr. Hüseyin Taştan

Yar.Doç.Dr.Tahsin Bakırtaş

İSTANBUL
2010

ÖZ

MS-VAR YÖNTEMİNİN ÇOKLU DENGE MODELLEMESİNDE KULLANILMASI

Ümit BOZOKLU

Şubat, 2010

20.yy'ın ilk yarısından itibaren iktisadi değişkenlerin sergilediği asimetrik davranışların anlaşılması/yakalanabilmesi ve buradan hareketle de doğru öngörülere ulaşabilmesi için, geleneksel zaman serisi modelleme geleneğine bir alternatif olarak deterministik veya stokastik çeşitli doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden literatürde sıklıkla bahsedilmektedir. Literatürde doğrusal olmayan pek çok model önerilmiş bulunmakla beraber, öne çıkan modellerden bir tanesi bu çalışmada kullanılan MSVAR modelleme yaklaşımıdır.

Çalışmanın teorik bölümleri ise üç ana başlıktan oluşmaktadır. Öncelikle, dışsal belirsizliğin iktisadi faaliyetleri etkilemesi ile ilgili mevcut literatür ele alınmaktadır. Takip eden iki bölümde ise tek değişkenli MSAR ve çok değişkenli MSVAR modellerine ilişkin temel özellikler incelenmiştir.

Çalışmanın uygulama bölümünde ise Markov değişim modeli, Türkiye'de iktisadi birimlerin beklentilerinde meydana gelen ve iktisadi temellere dayanmayan değişikliklerin, ekonomide dalgalanmaya yol açacağı şeklindeki görüşü test etmek için kullanılmıştır. Bu bağlamda 1991:11-2009:11 periyodu için Sanayi Üretim Endeksi ile Reel Kesim Güven Endeksi arasındaki ve 1989:10-2009:11 periyodu için Reel Kesim Güven Endeksi ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Endeksi arasındaki olası doğrusal olmayan ilişki incelenmiştir. Söz konusu uygulamalar neticesinde elde edilen sonuçlar, Türkiye'de incelenen dönemde ekonomide meydana gelen dalgalanmaların olası bir açıklaması olarak iktisadi birimlerin beklentilerinde meydana gelen değişikliklerin, yani çoklu dengenin önemini ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Doğrusal olmama, Asimetri, MSVAR modeli, Ekonomik Dalgalanma, Dışsal Belirsizlik

ABSTRACT

USE OF MS-VAR METHOD IN MODELLING MULTIPLE EQUILIBRIUM

Ümit BOZOKLU

February, 2010

Following the first half of 20th century, various deterministic or stochastic nonlinear time series models are frequently mentioned in literature, as an alternative to conventional time series models in understanding/capturing asymmetric behaviours exhibited by economic variables and achieving accurate forecasts. Though many nonlinear models are proposed in literature, MSVAR models, which is the method used in this study, is one of the prominent modelling approaches.

Theoretical part of the study is comprised of three main sections. In the first section, current literature on the issue that exogenous uncertainty affects economic activities is analyzed. Following two sections are spared for analyzing basic characteristics of univariate MSAR and multivariate MSVAR models.

In the application part of the study, Markov switching method is utilized for testing the view that changes in expectations of economic agents, which are not caused by economic factors, lead to fluctuations in Turkish economy. In this context, the possible nonlinear relation between Industry Production Index and Real Sector Confidence Index and that between Real Sector Confidence Index and Istanbul Stock Exchange are analyzed for the periods, 1991:11-2009:11 and 1989:10-2009:11 respectively. Results obtained from these applications reveal the importance of changes in expectations of economic agents, in other words multiple equilibrium, as a possible explanation of fluctuations in Turkish economy, for the periods mentioned.

Keywords: Non-linearity, Asymmetry, MS-VAR Model, Economic Fluctuations, Exogenous Uncertainty.

ÖNSÖZ

Bu çalışma süresince her konuda yardım ve birikimini benden esirgemeyen değerli tez danışmanım Prof.Dr. Melike BİLDİRİCİ'YE gösterdiği anlayış ve sabır için müteşekkirim. Hocam Prof.Dr. Işıl AKGÜL her zaman bilgi ve görüşleri ile çalışmanın her aşamasında önemli katkılarda bulunmuştur. Kendisine şükran borçluyum. Bilgi ve deneyimlerinde yaralandığım, hocam Doç.Dr. Hüseyin TAŞTAN'a teşekkür ederim. Ayrıca aileme göstermiş oldukları anlayış ve sabır için müteşekkirim.

İstanbul: Şubat 2010

Ümit Bozoklu

İÇİNDEKİLER

Sayfa No

TEZ ONAY SAYFASI	
ÖZ	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ	v
İÇİNDEKİLER	vi
TABLOLAR LİSTESİ	viii
ŞEKİLLER LİSTESİ	ix
KISALTMALAR	x
1.GİRİŞ	1
2. BEKLENTİLER VE KONJONKTÜREL DALGALANMA	4
2.1. Beklentiler.....	4
2.2. Kararsızlık ve Çoklu Denge.....	5
2.3. Dışsal Belirsizlik ve İktisat.....	9
2.3.1. Güneş Lekeleri.....	9
2.3.2. Hayvansal Güdüler.....	14
2.4. Konjonktürel Dalgalanma ve Asimetri.....	16
3. MARKOV REJİM DEĞİŞİM MODELLERİNE İLİŞKİN TEORİK ÇERÇEVE	20
3.1. Giriş.....	20
3.2. Markov Zinciri.....	21
3.2.1. Markov Zincirinin AR(1) Sunumu.....	23
3.3. Markov Rejim Değişim Modeli.....	25
3.3.1. Hamilton'ın Markov Rejim Değişim Modeli.....	26
3.3.2. Markov Rejim Değişim AR Süreci.....	31
3.3.3. Durum Değişkeninin Süre Özelliği.....	34
3.3.4. Rejimlerin Sınıflandırılması.....	35
3.3.5. Konjonktür Dalgalarının Dönüm Noktalarının Tarihlendirilmesi.....	36
3.3.6. Karma Dağılımlar.....	36
3.3.7. Bayes Teoremi ve Rejim Çıkarımı.....	41
3.3.8. Markov Değişim Modellerine Dayalı Asimetri Türleri ve Testleri.....	45
3.3.8.1. Asimetri Türleri.....	47
3.3.8.1.1. Derinlik Asimetrisi ve Test Edilmesi.....	47
3.3.8.1.2. Diklik Asimetrisi ve Test Edilmesi.....	51
3.3.8.1.3. Keskinlik Asimetrisi ve Test Edilmesi.....	53
4. MARKOV DEĞİŞİM VEKTÖR OTOREGRESİF MODELİ	56
4.1. Giriş.....	56

4.2. MS-VAR Modellerine İlişkin Teorik Çerçeve.....	57
4.3. Rejim Yaratım Süreci.....	61
4.4. Veri Yaratım Süreci	62
4.5. Rejim Kayma Fonksiyonu.....	65
4.6. MS-VAR Sürecinin Sınıflandırılması	66
4.7. Tahmin Süreci	68
4.7.1. Beklenti Adımı	69
4.7.1.1.Filtreleme.....	70
4.7.1.2.Düzleştirme.....	75
4.7.2. Maksimizasyon Adımı	78
4.7.3. Yakınsama Kriteri	81
4.8. Etki Tepki Analizi	82
4.8.1. Ehrmann-Ellison-Valla'nın Etki Tepki Yaklaşımı	85
4.8.2 Krolzig'in Etki Tepki Yaklaşımı	88
5. UYGULAMA.....	91
5.1.Giriş.....	91
5.2. Veri	95
5.3. Birim Kök Testleri	98
5.4. SUE, RKGE ve İMKB Endekslerine İlişkin Asimetri Uygulaması.....	99
5.4.1.SÜE C-L Asimetri Testi	100
5.4.2.RKGE C-L Asimetri Testi.....	103
5.4.3.İMKB C-L Asimetri Testi	105
5.5. MS-VAR Modelleme Yaklaşımı.....	107
5.5.1.SÜE ile RKGE İlişkisi.....	107
5.5.2. RKGE ile İMKB İlişkisi.....	119
6. SONUÇ.....	129
KAYNAKÇA	136
ÖZGEÇMİŞ.....	150

TABLolar LİSTESİ

Sayfa No

Tablo 1 : Derinlik, Diklik ve Keskinliđin Tanımları.....	55
Tablo 2 : MSVAR Model Türleri.....	66
Tablo 3 : Birim Kök Test Sonuçları.....	98
Tablo 4 : SÜE Model Seçimi.....	101
Tablo 5 : SUE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları.....	101
Tablo 6 : SUE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları.....	102
Tablo 7 : RKGE Model Seçimi.....	103
Tablo 8 : RKGE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları.....	104
Tablo 9 : RKGE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları.....	104
Tablo 10 : İMKB Model Seçimi.....	105
Tablo 11 : İMKB'ye İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları.....	106
Tablo 12 : İMKB'ye İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları.....	106
Tablo 13 : Log Olabilirlik ve Parametre Sayısı.....	111
Tablo 14 : LR Testi-Rejim Sayısı.....	111
Tablo 15 : MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Maksimum Olabilirlik Sonuçları.....	113
Tablo 16 : MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Rejim Özellikleri.....	114
Tablo 17 : MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Döngü Tarihleri.....	116
Tablo 18 : MSIA(3)-VAR(7) Modeline İlişkin Geçiş Olasılıkları Matrisinin Özdeğerleri.....	117
Tablo 19 : MSIA(3)-VAR(7) Modeline İlişkin Tanılayıcı Testler.....	118
Tablo 20 : Log Olabilirlik ve Parametre Sayısı.....	121
Tablo 21 : LR Testi-Rejim Sayısı.....	121
Tablo 22 : MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Maksimum Olabilirlik Sonuçları.....	123
Tablo 23 : MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Rejim Özellikleri.....	124
Tablo 24 : MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Döngü Tarihleri.....	125
Tablo 25 : MSIAH(3)-VAR(10) Modeline İlişkin Geçiş Olasılıkları Matrisinin Özdeğerleri.....	126
Tablo 26 : MSIAH(3)-VAR(10) Modeline İlişkin Tanılayıcı Testler.....	127

ŞEKİLLER LİSTESİ

	Sayfa No
Şekil 1 : Markov Rejim Değişim MSMH-AR Modeli	31
Şekil 2 : MSI ve MSM Süreci.....	33
Şekil 3 : Bayes Teorisinin İşleyişi	42
Şekil 4 : Derinlik.....	48
Şekil 5 : Diklik.....	51
Şekil 6 : Keskinlik ve Derinlik.....	54
Şekil 7 : EM Algoritması	68
Şekil 8 : Sanayi Üretim Endeksi	96
Şekil 9 : Reel Kesim Güven Endeksi.....	96
Şekil 10: İMKB Endeksi.....	97
Şekil 11: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Olasılıkları.....	114
Şekil 12: MSIA(3)-VAR(7) Modeline İlişkin Rejim Dinamikleri	117
Şekil 13: MSIA(3)-VAR(7) Hata Terimlerinin İstatistiksel Karakteristikleri.....	118
Şekil 14: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Hata Terimleri.....	119
Şekil 15: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Olasılıkları.....	124
Şekil 16: MSIAH(3)-VAR(10) Modeline İlişkin Rejim Dinamiklerini	126
Şekil 17: MSIA(3)-VAR(7) Hata Terimlerinin İstatistiksel Karakteristikleri.....	127
Şekil 18: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Hata Terimleri.....	128

KISALTMALAR

AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
GSYİH	: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
HQIC	: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri
IMKB	: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi
MS	: Markov Değişim Modeli
MSI	: Sabitte Değişimi İçeren Markov Değişim Modeli
MSM	: Ortalamada Değişimi İçeren Markov Değişim Modeli
MSVAR	: Markov Değişim VAR Modeli
NBER	: Ulusal Ekonomik Araştırmalar Merkezi
RKGE	: Reel Kesim Güven Endeksi
SIC	: Schwartz Bilgi Kriteri
STAR	: Yumuşak Geçişli Otoregresyon
SÜE	: Sanayi Üretim Endeksi
TAR	: Eşik Otoregresyon
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu

1.GİRİŞ

Son yıllarda iktisadi zaman serilerinin Box ve Jenkins (1970)'in sabit parametrelili, doğrusal zaman serisi modelleme geleneğine bir alternatif olarak doğrusal olmayan şekilde modellenmesine giderek artan bir ilgi söz konusudur. Bu eğilimin önemli nedenlerinden birisi iktisadi zaman serilerine ilişkin rejim değişiminin, doğrusal olmayan modelleme yaklaşımı ile daha iyi açıklanabileceğine ilişkin ekonometrik uygulamalar neticesinde elde edilen kanıtlardır.

Literatürde pek çok doğrusal olmayan zaman serisi modeli bulunmaktadır. Bu modeller arasındaki temel farklılık, rejimlerin veya durumların belirlenmesinde kullanılan durum değişkeninin gözlemlenebilen veya gözlemlenemez olması esasına dayanmaktadır. Bu çalışmanın konusu olan Markov değişim modelleme yaklaşımında, zaman serisi olarak ifade edilen değişken gözlemlenebilmekte fakat zaman serisinden elde edilen rejimin kendisi gözlemlenememektedir. Dolayısıyla rejimlere ilişkin bilgi kümesi olasılıksal olarak ifade edilmektedir.

Doğrusal zaman serisi modelleme geleneğine alternatif pek çok doğrusal olmayan modelleme yaklaşımı bulunmakla beraber Hamilton ve Raj (2001) tarafından işaret edildiği üzere, rejim değişikliklerinin deterministik yapısal değişimler yerine Markov süreci gibi bir olasılıksal süreç şeklinde ortaya konulması ile ilgili giderek büyüyen bir ortak görüş söz konusudur

Yukarıdaki açıklanan gelişmeler ışığında çalışmanın temel amacı, iktisadi temellerin rolünü inkar etmeden tüketicilerin ve yatırımcıların geleceğe yönelik kendi kendini besleyen iyimser veya kötümser beklentilerindeki dalgalanma ve akabinde toplam ekonomik faaliyetlerdeki sürüklenmenin, Türkiye ekonomisi için incelenmek ve dolayısıyla söz konusu alandaki boşluğun doldurulmasına katkıda bulunmaktır.

Dengenin çokluğunu içeren bu modeller tek dengeli standart modellerin aksine, iktisadi birimlerin kendi kendini gerçekleştiren inanışlarındaki şokların veya yeniliklerin nasıl konjonktürel dalgalanmalar için bağımsız bir kaynak olabileceğine dair teorik bir gerekçe sunmaktadır. Çoklu dengeli modellerde iktisadi temeller değişmese bile sadece iktisadi birimlerin beklentileri değiştiğinde ekonomide bir dalgalanma yaşanabilmektedir. Dolayısıyla aynı ekonomik verilerle ekonomi hem iyi hem de kötü dengeye doğru yönelebilir. Bu dengelerden hangisine ulaşılabileceğinin temel belirleyicisi ekonomik birimlerin beklentileridir. Çoklu denge ortamında beklentiler nedeniyle göstergeler iyi ya da kötü dengeye hızla kayabilir. Hızla kötüleşen göstergeler hızla iyileşebilir. Bununla birlikte bu alandaki çoğu araştırma, daha çok teorik ve nicelikselidir. Bu yüzden tüketicilerin ve üreticilerin beklentilerindeki değişikliklerin rolü için uygun deneysel bir test geliştirmek zordur. Çünkü bu değişikliklerin belirleyici faktörleri gözlemlenemez olmaya eğilimlidirler.

Beklentilerdeki değişikliklerin gözlemlenemez doğası sebebiyle, çalışmada Hamilton (1989) tarafından geliştirilen ve ekonometrik uygulamalarda yaygın olarak kullanılan ve rejim değişim modeli olarak bilinen doğrusal olmayan bir Markov değişim modeli kullanılmıştır. Burada kullanılan MSVAR modeli Hamilton'ın (1989, 1990) Amerika Birleşik Devletleri konjonktür dalgaları analizi için geliştirdiği ilk modele dayanmaktadır.

Çalışmanın alt bölümlerinin içeriği ise şu şekildedir: İkinci, üçüncü ve dördüncü bölümü teorik çerçeveyi anlatırken, beşinci bölüm MSVAR modelinin seçilmiş iktisadi değişkenler üzerinden Türkiye ekonomisi üzerine uygulanmasına ilişkindir.

İkinci bölümünde, ekonomik faaliyetlerin iktisadi temellerin yanı sıra aynı zamanda hayvansal güdü, güneş lekeleri, kendi kendini gerçekleştiren beklentiler ve piyasa psikolojisi gibi dışsal belirsizlikten etkilenmesini ele almaktadır. Bu etkileşimin nedeni ise iktisadi birimlerin bu tür temellere dayanmayan unsurların toplam ekonomik faaliyeti etkilediğine inanmalarıdır. Bu bağlamda iktisadi temellerin, çıktılarını tam olarak belirlememesi söz konusu değildir. Çalışmanın üçüncü bölümünde ise, Hamilton (1989) tarafından geliştirilen ve rejim değişim veya Hamilton modeli olarak da isimlendirilen tek değişkenli Markov değişim modeli

ilgili literatürden hareketle incelenmiştir. Bu bölümde doğrusal olmayan Markov değişim modeli incelenmekle beraber bu bağlamda öne çıkan kavramlar ise, Markov Zinciri, durum veya rejim değişkeni ve bu değişkenin süre özelliği, rejimlerin sınıflandırılması, karma dağılımlar, Bayes Teoremi ve asimetri türleri ve testleridir. Dördüncü bölümde tek değişkenli Markov değişim modelini çok değişkenli hale getiren Krolzig(1997)'in yaklaşımı detaylı olarak incelenmiştir. Bu bağlamda veri ve rejim yaratım süreci, tahmin süreci ve sürecin sınıflandırılması, etki-tepki analizi gibi literatürde sıklıkla bahsedilen kavramlar ele alınmıştır.

Çalışmanın beşinci bölümü olan uygulama bölümünde ise iktisadi birimlerin beklentilerindeki değişimlerin, konjonktürel dalgalanmaya neden olup olmadığı Türkiye ekonomisine ilişkin olarak test edilmektedir. Yabancı literatürde doğrusal olmayan deterministik veya stokastik modeller kullanılarak gerçekleştirilen konu ile ilgili çalışmalar bulunmakla beraber, söz konusu alanda Türkiye ekonomisine ilişkin olarak iktisadi birimlerin beklentilerinin önemini doğrusal olmayan modelleme yaklaşımı kullanarak test etmeye yönelik bir çalışma tarafımızca bilinmemektedir. Bu bağlamda çalışmada SÜE, RKGE ve İMKB şeklindeki reel ve finansal sektör değişkenlerini birlikte kullanarak, iktisadi birimlerin beklentilerin ekonomi üzerindeki etkisinin incelenmesine ilaveten yöntem olarak MSVAR modelleme yaklaşımının kullanılacak olması ve söz konusu değişkenler için gerçekleştirilecek asimetri testlerinin uygulanma neticesinde elde edilecek sonuçlar çalışmanın Türkçe literatüre olan temel katkısını oluşturmaktadır. Dolayısıyla çalışmanın konusu iktisadi birimlerin beklentilerinin ekonomi üzerinde etkili olduğu ve bu etkinin analizinin doğrusal olmayan yöntemlerle daha iyi ortaya konulacağı şeklindedir.

Bu bağlamda 1991:01- 2009:11 periyodu için Sanayi Üretim Endeksi (SÜE) ve Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) kullanılarak bir MSIA(3)-VAR(7) modeli, daha sonra 1989:10 – 2009:11 periyodunu kapsayan Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi (İMKB) serilerine ilişkin olarak MSIAH(3)-VAR(10) modeli EM algoritması ile tahmin edilmiştir.

2. BEKLENTİLER VE KONJONKTÜREL DALGALANMA

2.1. Beklentiler

İktisadi birimler tarafından ileriye yönelik alınan kararlar ve bu iktisadi birimlerin kararlarının şekillenmesinde önemli rol oynayan beklentiler, iktisat ve doğal bilimler arasındaki temel farkı oluşturur (Evans ve Honkapohja, 2001). Beklentiler tüm iktisadi yaklaşımlarda, çarpıcı bir şekilde, farklı bir vurgu ile önemli bir rol oynar. 1950’li ve 1960’lı yıllardan itibaren beklentiler; tüketim, yatırım, enflasyon oranı, faiz oranı, döviz kuru ve para talebi gibi, makro iktisadın birçok her alanına girmiştir.

Rasyonel beklentiler hipotezinin iktisatta kullanımına kadar, Keynes¹ de dahil olmak üzere, iktisat literatüründe iktisadi ajanların beklentileri ile iktisadi çıktılar arasındaki ilişkiyi tam olarak açıklayan bir model geliştirilememiştir. Bu türden yapay ekonomilerin geliştirilmesi, Keynes’in statik makroekonomik dengesizlik modelinin, Debreu (1959)’nun dinamik genel denge modelleri ile yer değiştirdiği, rasyonel beklentiler yaklaşımının ekonomiye uyarlanması ile olmuştur (Farmer, 2008).

1950’li yıllarda kullanılan adaptif beklentilerin² makroekonomik modellerde kullanımı son derece mekanik olmuşken, daha sonra makro iktisatta beklentilerin ele alınış biçiminde bir devrim gerçekleşmiş Muth (1961), Lucas ve Rapping (1969),

¹ Keynesci yaklaşımda beklentiler iktisadi süreçte etkili olmakta, ancak bu beklentiler, iktisadi sistemin diğer unsurlarından bağımsız olarak oluşmaktadır. Beklentiler, sistemin girdilerinden bir tanesidir ve beklentilerin geri besleme (feed-back) etkileri dikkate alınmamaktadır. Dolayısıyla dışsal (egzojen) beklentiler söz konusudur (Paya, 2007, 354).

² Adaptif beklentiler Türkçe literatürde uyarlayıcı beklentiler olarak da ifade edilmektedir. Adaptif beklentiler, iktisadi birimlerin geçmişteki tecrübelerine dayanarak, gelecek hakkında yaptıkları tahminleri içermekte ve tecrübelerin tahminlere yansması ise belli bir gecikmeyle gerçekleşmektedir. Beklentilerin gerçeklere uyumundaki hız farkı, adaptif beklentiler ile rasyonel beklentiler arasındaki temel farklılıklardan bir tanesidir. Adaptif beklentiler yaklaşımında beklentiler, sistemin içerisinden kaynaklandığından içsel (endojen) bir özellik sergilemektedir.

ile Lucas (1972,1973)'in alıřmalarından sonra geliřtirilen rasyonel beklentiler³ ise makro iktisatta temel yaklařım olmuřtur.

Beklentilerde gerekleřtirilen bu devrim, belirsizlik altında genel denge teorisini kapsamında, varsayım olarak iktisadi ajanların tm gelecek mmkn durumlarda geerli olacak Arrow-Debreu (1954) fiyatlarını bildiđi anlamına gelmektedir. Rasyonel beklentileri ieren temiz piyasalar yaklařımı, makro iktisada rasyonel beklentiler yaklařımı olarak bilinir ve arařtırma programı olarak Arrow Debreu (1954)'nn yaklařımı benimsenmiřtir (Farmer, 2002).

Lucas (1972,1973) konjonktr dalgasını parasal bir olgu olarak ele almıřken, parasal modeller yerlerini daha sonra, Kydland ve Prescott (1982) ile Long ve Plosser (1983)'in reel konjonktr dalgası modellerine bırakmıřlardır. Bu makroekonomik teoriler, literatrde dinamik stokastik genel denge modelleri⁴ olarak da anılmaktadırlar.

2.2. Kararsızlık ve oklu Denge

Bugn makro iktisat, Keynes'in statik makro dengesizlik modellerinin yerine, dinamik genel denge teorisine dayalıdır. Statik genel denge modellerinin aksine dinamik genel denge modellerinde, ekonomilerde kararsızlıđın (indeterminency) ve srekli durađan rasyonel beklenti (continuum of stationary rational expectations) dengesinin olabileceđi bilinir (Benhabib ve Farmer,1999).

Dinamik genel denge teorisini zerinden konjonktr dalgalarının olası bir aıklaması olarak gneř lekeleri dengesi ele alınıyorsa, Benhabib (1998) tarafından ifade

³ Rasyonel beklentiler hipotezine iliřkin yorumlardan bir tanesi, ilgili modele iliřkin hata teriminin beklenen deđerinin sifıra eřit olduđu ve normal dađılım gsterdiđi řekindedir. Dolayısıyla, piyasaların btn olarak aynı hatayı yapmayacakları ngrlr.

⁴ Bu dinamik stokastik genel denge modelleri; piyasaların tam olduđu bir ekonomide tketicim, yatırım ve istihdam dizilerini seen sonlu sayıda ajanın (genelde bir ajanın) olduđu rneklerle sınırlıydı. Dinamik stokastik genel denge modellerinin kullanımı iki yol izlemiřtir. Birincisi, sonsuz ufuklu model yaklařımını takip ederek tm kararların, her biri řimdiki ve gelecekteki hane halkı iin karar alan sonsuz mrl ve sınırlı sayıdaki hane halkı tarafından alındıđını varsaymaktadır. Bu yaklařım, gemiři Ramsey (1928), Cass (1965) ve Koopmans (1965)'a kadar giden reel konjonktr dalgaları modelini iermektedir. Diđer yaklařım, rtřen kuřaklar yaklařımıdır. Burada, ajan setinin sonsuz olduđu ve her bir ajanın sonlu sayıda bir periyot yařadıđı varsayılır. Bu model ilk defa Allais (1948) tarafından Fransızca yazılmıř, daha sonra Samuelson (1958) tarafından İngilizce olarak literatre tanıtılmıřtır (Farmer,2008).

edildiği üzere kararsızlık göz ardı edilemez. Bu bağlamda dengenin tekliğini içeren standart genel denge modellerine karşıt olarak kararsızlığı ve çoklu dengeyi içeren dinamik genel denge modelleri, iktisadi ajanların kendi kendini gerçekleştiren inanışlarındaki (self-fulfilling beliefs) şokların veya yeniliklerin (innovations) nasıl konjonktürel dalgalanmaların kaynağı olabileceğine dair teorik bir gerekçe sağlamaya çalışır (Chauvet ve Guo, 2003). Bir başka ifadeyle inançların, konjonktürel dalgalanmadaki rolüne dair teorik bir gerekçe ortaya koymaya çalışır.

Kararsızlık (indeterminacy)⁵, genel denge modellerinde dengenin bir özelliğini dikkate almaktadır. Buna göre dinamik modellerde kararsızlık ile kastedilen, kararsızlık halinde birbirine çok yakın sonsuz sayıda dengenin oluşabileceğidir. Yani bir denge ona yakın bir başka denge varsa kararsızdır. Dolayısıyla kararsızlık, miktar ve fiyatlara göre birden çok dengenin varlığını gösterir (Benhabib ve Farmer, 1999; Lubik ve Schorfheide, 2003).

Kararsız dengenin varlığı ile yapısal nedenlere dayanmayan dışsal şoklar⁶ tanımlanabilir. Bu bağlamda, kararsızlıkla yakından ilgili bir fikirde dışsal belirsizlik olarak ifade edilen güneş lekeleri (sunspots) ya da hayvansal güdüler (animal spirits) hipotezleridir (genel denge modellerinde tamamen dışsal inanç şoklarının bile denge dağılımını etkileyebileceği görüşü) (Benhabib ve Farmer, 1999). Dolayısıyla Farmer (2002) tarafından işaret edildiği üzere kararsız dengelere veya durumlara sahip modellerde, güneş lekesi veya hayvansal güdü dengelerinin örnekleri oluşturulabilir. Bu bağlamda kararsızlık ve dışsal belirsizlik birbiriyle ilişkilidir ve kararsız durumlara sahip modeller, güneş lekelerinin veya hayvansal güdülerin önemli olduğu ekonomilere örnek olarak ortaya çıkmaktadır.

⁵ Kararsız denge kullanılarak pek çok iktisadi konu açıklanmaya çalışılmaktadır. Literatürde kararsızlığa, genel olarak, üç açıdan yaklaşılmaktadır. Bunlardan birincisi, parasal aktarım mekanizmasının, özellikle de paranın yapışkanlığının açıklanmaya çalışılmasıdır. İkincisi ise, büyüme modellerinde aynı yapısal özelliklere ve gelire sahip ülkelerin neden tasarruf oranlarının farklılaştığı ve büyüme sınırlarının farklı olmasının nedenlerini açıklanmaya çalışılmaktadır. Üçüncüsü ise, konjonktür dalgalarının açıklanmaya çalışılmasıdır (Benhabib ve Farmer, 1999).

⁶ Rasyonel beklentiler modellerinde, inançlardaki dışsal değişimler iki farklı yolla temsil edilebilmektedir. Buna göre dışsal belirsizlik nedeniyle iktisadi ajanların inançlarındaki dışsal değişimler güneş lekesi şoku (sunspot shock), gelecekte temel şokların gerçekleşmesine ilişkin inançlarındaki dışsal değişim ise haber şoku (news shock) olarak ifade edilmektedir (Karnizova, 2007).

Kararsız denge modelleri, pek çok denge halini bünyesinde barındırır. Güneş lekeleri dengeside bir genel denge modelinde çoklu dengelerden rassal bir seçimle kurabilir. Dolayısıyla kararsız denge modelleri, güneş lekeleri dengesi varlığı için verilebilecek iyi örneklerdir.

Geçmişte dinamik bir modelde dengenin kararsızlığı ve çokluğu teorisinin zayıflığının bir göstergesi sayılır ve istenmezken⁷ bugün, geçmişten farklı olarak makroekonomik verileri ve/veya olguları anlamada bu kavramlara önem verilmeye başlanmıştır. Bununla beraber Driskill (2006,172) tarafından belirtildiği üzere iktisatçılar, rasyonel beklenti modellerinde çoklu dengeye ilişkin farklı görüşlere sahiptirler. Bazıları için çoklu dengenin varlığı gerçeğin tek yansımasıdır ve dolayısıyla da pek çok iktisadi olgunun olası bir açıklamasıdır. Karşıt yaklaşımda ise temelde bir denge üzerine odaklanmanın gerekliliği ve sebepleri ele alınmakta, iktisadi ajanların çoklu denge ortamında inançlarını bir denge varmış gibi ayarlayıp ayarlayamadıkları üzerinde durulmaktadır.

Cooper ve John (1988) çoklu dengeyi, ekonominin rejim değişimi sergilemesinin sebebi olarak ifade ederlerken, Matheny (1995) çoklu dengeye sahip dinamik genel denge modellerinin hükümet politikalarının rolünün değerlendirilmesi ve makro iktisadi olguların anlaşılması açısından yararlı olduğunu ileri sürmüştür. Yine Matheny (1999) tarafından dengenin lokal olarak tek olmaması durumunda, temellere dayanmayan belirsizliğin, yani güneş lekelerinin ve hayvansal güdülerin, iktisadi ajanların beklentilerini etkileyebileceği belirtilmiştir. Chauvet ve Guo (2003) ise çoklu dengeyi içeren makroekonomik modellerin, tüketicilerin ve yatırımcıların ekonominin durumu hakkındaki algılamalarının konjonktürel dalgalanmaların açıklanmasında önemli unsurlar olabileceğini ifade etmişlerdir. Bu bağlamda çoklu denge kavramı güneş lekeleri veya hayvansal güdüler gibi, dışsal belirsizlikle yakından ilişkilidir. Cass ve Shell'in 1982 makalesinde sunulan güneş lekeleri çoklu dengenin olduğu bir ekonomi oluşturmaya dayandırılmıştır.

⁷ Rasyonel beklentileri içeren çoklu denge modellerinin problemliliğinin nedenlerinden biri bu tür modellerin insanların inançlarını nasıl koordine ettiklerine dair bir takım spesifikasyonları gerektirmesidir. Dolayısıyla çoklu dengenin varlığı durumunda iktisadi birimler arasındaki koordinasyon problemi sadece iktisadi temellere atıfta bulunularak çözülemez (Driskill, 2006, 171; Gil, 2009, 2).

Hamilton ve Raj (2001) tarafından açıklandığı üzere çoklu denge yaklaşımı, diğer ajanların seçimlerini ve diğer ajanlara karşı olan durumunu veri alarak, ajanın bazı değişkenlerin değerlerini seçtiği bir “temsili ajan” çerçevesini kullanmaktadır. Temsili ajanın reaksiyon fonksiyonu doğrusal değilse o zaman çoklu denge durumu söz konusudur. Çoklu dengenin varlığı durumunda ajanın reaksiyon fonksiyonunun eğiminin değeri birden büyük olmalıdır. Bu yapıda bazı dengeler istikrarlı (stable) iken diğerleri istikrarsız (unstable) olabilecektir. Driskill (2006) tarafından belirtildiği üzere, tek (unique) bir dengenin seçilmesinde en sık kullanılan kriter⁸ istikrarlılık (stability) kriteridir. İstikrarlılık ile rassal bir takım başlangıç koşulları altında, modelin değişkenlerinin zaman içinde bir durağan duruma yakınsaması kastedilir. Bir çok modelde bu kriter bütün dengelerin elenerek bir kararlı dengeye ulaşılmasını sağlamakta, ancak bu kriteri etkisiz kılan iki durum söz konusu olabilmektedir. Bunlardan birincisi, bazı modellerde çoklu dengenin söz konusu olmasıdır. Dolayısıyla istikrarlılık kriteri dengenin tekliğini sağlayamamaktadır. İkincisi ise, çoklu dengede dengelerin hiç birisinin istikrarlı olmamasıdır.

Benhabib (1998) tarafından işaret edildiği üzere dinamik modellerde kararsızlık, bir tür koordinasyon başarısızlığı olarak ortaya çıkar. Diğer bir ifadeyle, çoklu dengeli bir model bazen koordinasyon başarısızlığı modeli olarak da anılmaktadır. Hamilton ve Raj (2001) tarafından ifade edildiği üzere konjonktür dalgaları, çoklu denge üreten koordinasyon başarısızlığı modellerinde çoklu dengeler arasındaki hareketlerden dolayı ortaya çıkarken, geleneksel Keynesyen ve reel konjonktür dalgası modellerinde bir tür piyasa aksaklığı ve/veya reel şoklardan dolayı ortaya çıkmaktadır.

Kararsızlık için gerekli olan mekanizma örneğinin, bir dengeden başlayarak iktisadi ajanların bir kısmının varlığın getiri oranı hakkında iyimser düşünmeye başladığını ve söz konusu varlığa daha fazla yatırım yapmaya karar verdikleri varsayılırsa, eğer ekonomide yeterli derecede güçlü stratejik tamamlayıcılık varsa, o zaman diğer ajanların da bu varlık üzerindeki yatırımlarını artırmaları durumunda varlığın getiri

⁸ Driskill (2006,173-175)'de diğer kriterler Wallace Kriteri, McCallum Kriteri ve e-istikrar Kriteri olarak verilmiştir. Kısmi denge analizi bağlamında dengenin varlığı, tekliği ve istikrarı ile ilgili olarak Koutsoyiannis (1997) ile Hendersen ve Quant (1998)'e başvurulabilir. Ayrıca, konuyla ilgili literatürdeki önemli makalelerin yer aldığı bir derleme çalışma için Walker (2000)'a bakılabilir.

oranı artması ve böylece daha yüksek bir başlangıç yatırımı oluşmasıdır.⁹ Sonuç olarak yüksek oranlı getiri beklentisi geçerlilik kazanmış olur. Bu da sonuçta ekonomik temellerde herhangi bir değişiklik olmadan yatırımda bir artışa neden olur. Sonsuz sayıda denge patikası oluşturmak için bu argüman tekrarlanabilir. Sonuç olarak orijinal dengenin belirsiz olduğu söylenir. Ayrıca gelir etkisi, eksik piyasa katılımı, dışsal artan getiri, monopolcü rekabet gibi dinamik genel denge modellerinde çoklu denge oluşturabilecek pek çok mekanizma bulunmaktadır (Chauvet ve Guo, 2003; Benhabib, 1998).

Bu modellerin bir diğer anlamı iktisadi temellerin çıktılarını tam olarak belirlememesidir. Bunun nedeni Cass ve Shell (1982) tarafından ifade edildiği üzere ekonomik faaliyetlerin aynı zamanda hayvansal güdü, güneş lekeleri, kendi kendini gerçekleştiren beklentiler ve piyasa psikolojisi gibi dışsal belirsizlikten¹⁰ (extrinsic uncertainty) etkilenmesidir. Bunun olmasının nedeni ise iktisadi ajanların bu tür temellere dayanmayan unsurların toplam ekonomik faaliyeti etkilediklerine inanmalarıdır.

2.3. Dışsal Belirsizlik

2.3.1. Güneş Lekeleri

İktisat literatüründe “Güneş Lekeleri” görüşü, bugün kullanılan şekliyle farklı olarak, konjonktürel dalgalanmayı gerçek güneş lekeleri dalgaları ile ilişkilendiren W.S.Jevons (1884) tarafından ortaya atılmıştır. Jevons (1884) güneş lekelerindeki değişimlerin, güneşin yaydığı enerjiyi değiştirerek tarımsal ürün verimliliğini etkilediğini ve bunun sonucunda da tarımsal ürünlerin fiyatının belirlediğini ileri

⁹Stratejik tamamlayıcılık bir ajanın optimal eylemlerinin diğer ajanların eylemleri ile pozitif ilişkili olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, Diebold ve Rudebusch (1999) tarafından işaret edildiği üzere yayılma (spillovers), yani diğerlerinin stratejilerinin iktisadi ajanın ödülünü veya cezasını (payoff) etkilemesi, ve stratejik tamamlayıcılık çoklu denge üretebilirler. Yayılma ve stratejik tamamlayıcılık özelliği üzerinden, koordinasyon mekanizması olmayan çoklu dengelerin varlığı için Cooper ve John (1988)’e bakılabilir.

¹⁰İfade edilen kavramların hepsi tercihler, üretim ve diğer iktisadi temellerle ilişkisi olmayan belirsizliğin varlığına işaret etmektedir; ancak bunlar yine de yalnızca bireysel fikirler üzerindeki etkileri ile dengeyi etkilemektedir. Ayrıca dışsal belirsizlik, piyasaların tam olduğu (complete markets) statik Arrow-Debreu ekonomisinde önemli değildir. Dışsal belirsizliğin rol oynamadığı denge dağıtımları Pareto optimaldirler.

sürmüştür. Tarım ürünlerinin fiyatındaki değişimler ise ticari krizlere yol açmakta olup bu bağlamda Jevons ve çağdaşları, güneş lekelerini ürün üzerindeki etkileri aracılığıyla ekonomiyi etkileyen ekonomik temeller olarak görmüşlerdir. Jevons (1884) ticari krizler arasındaki ortalama sürenin 10.44 yıl olduğunu ve güneş lekesi aktivitesi periyotları arasındaki sürenin de 10.45 yıl olduğunu gözlemlemiş ve bunun sonucunda; olasılıklar teorisine göre sonuçların bu yakın rassalığını değerlendirirsek, aynı ortalama periyotta çok yakın bir şekilde değişen iki periyodik olgunun sebep ve etki olarak bağlantılı olma olasılığının yüksek olduğu ortaya çıkar şeklinde bir görüş ortaya koymuştur (Arnold 2002,127). Jevons (1884)'un güneş lekeleri yaklaşımı, iktisat literatüründe konjonktür dalgalarını ampirik olarak ele alan ilk çalışmadır.

Güneş lekeleri veya güneş lekeleri dengesi¹¹ görüşü bugün iktisat literatüründe genel olarak kullanıldığı anlamıyla ise Cass ve Shell tarafından tanıtılmıştır (Shell (1977, 1987) ve Cass ve Shell (1980, 1982, 1989)). Bu literatürde güneş lekeleri, iktisadi ajanların kendi kararlarını koordine ederken dayandıkları dışsal rassal bir değişken veya araç için kullanılmaktadır. Bu bağlamda, Cass ve Shell'in güneş lekeleri yaklaşımı tamamen dışsal belirsizliği temsil etmektedir.

Dışsal belirsizliğin etkileri genelde sosyal bilimcilerin özelde de iktisatçıları uzun bir süredir ilgisini çekmektedir. İktisadi temeller ile bir ilişkisi olmaksızın sadece rastlantısallık mı iktisadi ajanların beklentilerinin koordinasyonuna hizmet etmektedir? sorusunu cevaplamaya yönelik çalışmalar, iktisatta güneş lekelerine ilişkin oldukça geniş bir literatürün oluşmasına neden olmuştur (Duffy ve Fisher, 2005). Bununla beraber güneş lekesi değişkenlerinin belirlenmesi ve diğer temellerin etkilerinden izole edilmesi önemli bir problem olarak ortaya çıkmaktadır. Abraham (2006) tarafından ifade edildiği gibi güneş lekesi literatürü, güneş lekelerinin kendisine dair bir açıklama sunmamaktadır. Bununla beraber güneş lekelerinin iktisadi ortamı belirsiz kıldığı açıktır. Yani, iktisatta fiyatların rastsallığın kaynağı dış belirsizliktir. Dolayısıyla fiyatların rastsallığı iktisadi ajanların güneş lekesi olaylarıyla ilgili inanışlarının bir sonucudur. Bu bağlamda güneş lekesi dengesi, dış olaylarla tam bir korelasyon içindeki rasyonel beklenti

¹¹ Dışsal belirsizliğin önemli rol oynadığı genel denge fikri (Presscott ve Shell, 2002). Literatürde güneş lekesi dengesine ilişkin anlaşılır bir sunum için bakınız Sen (1990, 566-567).

dengevidir ve kiřilerin gelecekteki fiyatlara dair sbjektif inaniřları sonradan doęrulandıęında gneř lekesi dengesi var olmuř olmalıdır. Buradaki temel unsur iktisadi ajanların sbjektif inaniřlara dayanan beklentiler oluřturması deęil, bu inaniřların kendilerini gerekleřtirmesidir.

Piyasa ıktılarında (iřsizlik oranı, fiyat dzeyi, hisse senedi piyasası fiyatları, faiz oranları ve dviz kuru vb.) meydana gelen dalgalanma ve buna dair neler yapılabileceęi yada yapılması gerektięi makro ekonomi aısından önemli bir konudur. Bu baęlamda Benhabib (1998) tarafından ifade edildięi zere, ekonomide ve dolayısıyla konjonktr dalgalarında grlen ařırı dalgalanmanın olası bir aıklaması gneř lekeleri tarafından sunulmaktadır. Dolayısıyla Shell (2007) tarafından da ifade edildięi zere, gneř lekelerine iliřkin modeller, ařırı dalgalanmanın aıklamasını sunan tam rasyonel beklenti genel denge modelleridir (complete rational-expectations general equilibrium models). Gneř lekesi yaklařımı, ekonomilerin ařırı dalgalanma rettięi ve retebileceęi ile ilgili yeni bir fikir olmamakla beraber, iktisadi ajanların tam olarak rasyonel olduklarında bile ekonomide ařırı dalgalanmaya izin veren ve bu baęlamda ekonomide gzlemlenen ařırı dalgalanmanın modellenmesine olanak saęlayan ilk genel denge modelidir.

Gneř lekeleri dřncesinin yada ekonomide gzlemlenen ařırı dalgalanmanın arkasında Shell (1989), Cass ve Shell (1982), Arnold (2002) ve Farmer (2002), tarafından iřaret edildięi zere iki önemli ayırım vardır. Bunlardan birincisi isel ve dıřsal belirsizlik arasındaki ayırımdır. Bu ayırma gre ekonominin temellerine iliřkin belirsizlik isel belirsiz¹² olarak tanımlanır. Bir bařka ifadeyle isel belirsizlik, ekonominin temellerini etkileyen herhangi bir rassal deęiřken veya aratır. Ekonomide ıktılarda gzlemlenen dalgalanmanın tek olası kaynaęı isel belirsizlik deęildir. Ayrıca ekonominin temellerinin bu rassal deęiřkenden veya olgudan etkilememesi durumunda ise dıřsal belirsizlik sz konusudur. rneęin mmkn iki durum varsa ve birinci durum teknolojinin dięer durumdan daha verimli olmasından dolayı dięer durumdan farklılařıyorsa, bu durum isel

¹² Shell (1989) tarafından konu ile ilgili olarak verilen bir rnek ise hava durumu ile ilgilidir. Buna gre, yaęıř miktarındaki rastsallık, retim veriminde rastsallıęa yol aarken, bunun karřılıęındaysa tarımsal retimde ve fiyatlarda bir tesadfilięe yol aar. Dolayısıyla yaęıř miktarı ekonomik temelleri etkiledięinden bunun bir isel deęiřken olduęu belirtilmektedir. Bu nedenle, yaęıř miktarındaki belirsizlik de bir isel belirsizlięe rnek teřkil eder.

belirsizlik olarak isimlendirilir. Buna karşılık iki durum eğer kullandıkları para birimi bakımından farklılaşıyorlarsa ise bu durum dışsal belirsizlik¹³ olarak isimlendirilir. Shell (1987,1989) tarafından ifade edildiği üzere kaynakların dağıtımı bu tür bir aracın çıktısına bağlıysa, o zaman dağıtım bir güneş lekesi dağıtımıdır ve dolayısıyla güneş lekesinin önemli olduğunu söylenir.

Güneş lekeleri aktivitesinin ekonomik temelleri etkilemesi içsel belirsizliği ifade ederken, güneş lekeleri temeller üzerinde yalnızca düşük bir etkiye sahipken ekonomik çıktılar üzerinde ciddi bir etkiye sahipse, güneş lekelerinin ekonomide temeller üzerindeki etkilerinin ötesinde bir rol oynaması gerektiği düşünülür. Bu durumda, temeller üzerindeki güneş aktivitesinin etkileri azaldıkça “Jevon dengesi”, “Cass-Shell” dengesi haline dönüşür.

İkinci ayırım ise katılımın tam olduğu ekonomiler ile katılımın tam olmadığı ekonomiler arasındadır. Tam olmayan katılım,¹⁴ iktisadi ajanların tamamının menkul kıymet piyasalarına katılamaması, tam olmayan piyasalar ise finansal araçlar setinin karşıt tüm olası mümkün durumlar boyunca refahı transfer etmek için yeterli çeşitliliğe sahip olmamasıdır. Bu bağlamda piyasalar ve katılım tamsa, ekonomi standart bir Arrow-Debreu değişim ekonomisi ile aynıdır ve bu durumda tüm dengeler Pareto optimaldir. Buna karşılık, güneş lekesi dengesi ise Pareto optimal değildir¹⁵; çünkü riskten kaçınan iktisadi ajanlar rassal bir dağıtımdan ziyade güvenli bir dağıtımı tercih edeceklerdir. Örneğin, sigorta piyasaları ve hepsi de bu piyasalara katılabilen ve riskten hoşlanmayan ajanların oluşturduğu tam bir sete sahip bir ekonomide güneş lekelerinin bir önemi olmayacaktır.

¹³ Temel parametreler rassal olmasa bile ekonomik çıktılar rastsal olabilir. Bunun nedeni, ekonominin birbirlerinin tavrı hakkında emin olmayan bireysel iktisadi ajanlardan oluşan sosyal bir sistem olmasından kaynaklanmaktadır. Buna göre aksiyonlarını optimize etme girişimindeki her bir ajan, diğer ajanın aksiyonlarını öngörmeye çalışmalıdır (X,Y'nin stratejisini öngörürken, Y'nin diğerlerinin öngörülerini, X'in kendisinininki de dahil, öngörmesini de öngörmelidir. Bir girişimci müşterilerinin ve rakiplerinin hareketleri konusunda emin değildir ve örneğin enflasyon oranı yada faiz oranı konusunda emin olamamaktadır. Aynı şekilde diğerleri de onun hareketlerinden emin değildirler. Bu sürecin, temellerin stokastik olmadığı durumda bile çıktılarda belirsizlik üretmesi doğaldır. Bu türden bir belirsizlik, piyasa belirsizliği olarak adlandırılır. Bu belirsizlik ya piyasa ekonomisi tarafından yada her bir piyasa katılımcısının planlarını koordine etme aracı olarak ekonominin dışından benimsenmektedir. Piyasa belirsizliği, temeller boyunca yada üzerinden aktarılmaz (Shell, 1989).

¹⁴ Örtüşen kuşaklar modelinde, ikinci kuşak hane halkı kendileri doğmadan önce açılmış olan sigorta piyasasına katılamazlar ise Cass ve Shell bu duruma tam olmayan katılım olarak tanımlamaktadır.

¹⁵ İlgili literatürde pareto optimal tahsislerin garanti olmadığı her bir model sınıfında, güneş lekesinin bir örneğinin bulunabilmesi “Philadelphia Pholk” teoremi olarak isimlendirilmektedir (Shell, 1989).

Cass ve Shell'in çalışmalarındaki temel fikir, tercihler ve donanımlar mevcut karşıt durumlar boyunca aynı iken, bir değişim ekonomisinde, dağılımların en azından bir hane halkı için farklı olduğu bir dengenin olup olmadığı üzerinedir. Böyle bir dengenin mevcut olması durumunda güneş lekelerinin önemli olduğu söylenir (Farmer, 2002). Bu bağlamda Benhabib ve Farmer (1999,389-390) tarafından ifade edildiği üzere, güneş lekeleri dengesinde benzer temellere sahip durumların nasıl çok farklı dağılımlara sahip olabilecekleri, yani tercihler, donanım ve teknoloji aynı iken tüketim ve/veya üretimin çok farklı gerçekleşebileceği açıklanmaya çalışılmaktadır. Ayrıca güneş lekeleri, tam piyasalarda sonlu genel denge modellerinin varlığında oluşamaz. Arrow – Debreu yapısından harekete oluşturulan örneklere göre güneş lekeleri varlığını kapsayan modellerden birincisi; sigorta piyasalarında tam katılımın olmamasıdır. İkincisi, işlem maliyeti veya asimetric bilgi nedeniyle oluşan eksik piyasaların varlığıdır. Üçüncüsü, teknoloji nedeniyle ölçüğe göre artan getiridir. Dördüncüsü piyasa kusurlarıdır. Beşincisi ise, paranın değişim aracı (medium of exchange) olarak kullanılmasıdır.¹⁶

Shell (2007) tarafından ifade edildiği üzere güneş lekeleri dengesi yaklaşımı, rasyonel beklenti dengesi kavramının genişletilmiş bir halidir. Rasyonel beklenti dengeleri güneş lekeleri eklendiğinde her zaman kararlı değildirler: denge seti, güneş lekeleri tarafından değiştirilirler ve güneş lekeleri mekanizmasının kendisine dayanmaktadır. Güneş lekeleri dengesi modelleri, ekonomik temeller üzerinde sadece küçük etkilere sahip değişkenlerin nasıl ekonomik çıktılar üzerinde büyük etkilere sahip olabileceğini göstermektedir.

Dışsal inanışların (extraneous beliefs) ekonomik faaliyeti etkileyebileceği düşüncesi ile ilgili olarak söz konusu literatürde iki önemli yaklaşım söz konusudur (Farmer, 2002,2008). Birinci yaklaşım, Cass ve Shell'in bahsedilen çalışmaları¹⁷ üzerine kurulmuş olup genel denge teorisinin mikro iktisat bölümünde önemli bir yere sahiptir. İkinci yaklaşım ise, Azariadis (1981)'in çalışmasından ortaya çıkmış ve makro ekonomiye güneş lekeleri düşüncesi uygulanmaktadır. Azariadis (1981), makroekonomik bir modelde güneş lekelerini, dengelerin varlığını göstermek ve

¹⁶ Güneş lekelerinin dengesinin kaynaklarına ilişkin olarak bakınız Cass ve Shell (1989).

¹⁷ İlk güneş lekeleri modeli, Shell (1977)'in örtüşen kuşaklar modelidir.

güneş lekelerinin makro ekonomik etkilerini analiz etmek için parasal örtüşen kuşaklar modelinde kullanmıştır. Diğer bir önemli çalışma ise Azariadis ve Guesnerie (1986) tarafından gerçekleştirilmiş olup, güneş lekesi döngüleri ile deterministik döngüler arasında, inançların önemli olabileceği anlamında bir bağlantı olabileceğini gösterilmek istenmiştir.

Güneş lekeleri teorine ilişkin olarak getirilen eleştiriler ise üç temel başlık altında toplanmaktadır. (Woodford 1987'den aktaran Arnold, 2002, 131-132). Birincisi, çoklu dengelere dayanması sebebi ile güneş lekesi teorileri kesin öngörü sunmamasıdır. Dolayısıyla, politika etkilerinin ölçümlerini öngörmek imkansızlaşmaktadır. Bunun nedeni ise, karşılaştırmalı istatistik uygulamalarının çoklu dengelerin varlığında anlamsızlaşmasıdır. İkincisi ise, dışsal belirsizliğin sayısız kaynağının bulunmasından kaynaklanmaktadır. Bu yüzden, iktisadi ajanların beklentilerini koordine eden belirli rassal bir olay üzerinde anlaşmaları tartışmaya açıktır. Üçüncüsü ise güneş lekesinin, piyasa kusuru türünden bazı şeyleri varsaymasıdır. Örneğin Balasko (1984) güneş lekesi dengelerinin, piyasaların tam olması durumunda Azariadis (1981)'in modelinde var olamayacağını göstermiştir. Bu sebeple güneş lekesi dengesinin varlığı, piyasa tam olmama halinin belirli bir biçimini gerektirmektedir.¹⁸

2.3.2. Hayvansal Güdüler

Hayvansal güdüler (animal spirits) hipotezi, toplam ekonomik faaliyetlerin yatırımcıların geleceğe yönelik, kısmen iyimser veya kötümser beklentilerindeki dalgalanma tarafından sürüklendiği fikrini yakalamak için kullanan J.M.Keynes (1936) ile yakından ilişkilidir.

Ekonomideki yatırım seviyesinde meydana gelen dalgalanma, Keynes ve pek çok Keynesyen iktisatçı için, kısmen piyasa psikolojisine veya kapitalistlerin hayvansal güdüsüne veya daha genel olarak dışsal belirsizliğe dayalıdır (Cass ve Shell, 1982,193). Bu bağlamda, Keynes (1936,161-162) tarafından ifade edildiği üzere,

¹⁸ Literatürde bu eleştiriye verilen cevap ise, piyasa kusurlarının yokluğu durumunda güneş lekelerinin önemsiz olacağı argümanı, teorideki ciddi bir sorundur buna karşılık pratikte küçük bir öneme sahiptir. Bunun nedeni ise, gerçekte çok sayıda piyasa kusuru bulunmasıdır.

“Spekülasyon nedeniyle olan istikrarsızlıktan uzak olsak bile, pozitif aktivitelerimizin büyük bir bölümünün matematiksel bir beklentiden ziyade ister ahlaki, ister hedonistik veya isterse de ekonomik olsun spontane iyimserliğe dayanan insan doğasının karakterinden dolayı istikrarsızlık mevcuttur. Muhtemelen pozitif bir şeyler yapma kararlarımızın çoğu ki bunların tam sonuçları gelecek günlerde ortaya çıkacaktır, yalnızca hayvansal güdülerin, harekete geçmemektense harekete geçmeye dair bir spontane dürtü, bir sonucu olarak ele alınabilir...”

Dinamik stokastik genel denge modellerine ilişkin ilgili literatürde hayvansal güdüler terimi (Azariadis (1981), Kiyotaki (1988), Howitt ve McAfee (1992), Farmer ile Guo 1994)); güneş lekeleri (Cass ve Shell (1983), Benhabib (1998), Benhabib ve Farmer(1999)) ve kendi kendini gerçekleştiren beklentiler (Azariadis 1981, Farmer 1997) birbiriyle değiş tokuş edilebilir olarak kullanılmaktadır.¹⁹

Hem sonsuz ufuklu hem de örtüşen kuşaklar modelleri, hayvansal güdülerin ekonomik aktiviteyi etkileyebileceği fikrini geliştirmek için araç olarak kullanmışlardır.²⁰ Hayvansal güdüler hipotezini geliştirmede faydalanılan ilk model, örtüşen kuşaklar modeli²¹ olmuştur. Daha sonra ise sonsuz ufuklu modelleme yaklaşımı kullanılmaya başlamıştır (Farmer, 2008,3).

Sonsuz ufuk modelleme yaklaşımı çerçevesinde Howitt ve McAfee (1992), Benhabib ve Farmer (1994) ile Farmer ve Guo (1994) teknolojinin ölçeğe göre sabit getiriye konu olduğu varsayımından vazgeçerek, hayvansal güdüler dengesine ilişkin önemli çalışmaları gerçekleştirmişlerdir. Howitt ve McAfee (1992) iyimserlik ve kötümserlik dalgalanmalarının bir Markov sürecine göre evrimleştiği bir yaklaşım ortaya koyarlarken, Benhabib ve Farmer (1994) sonsuz ufuk modelini kullanarak dışsallıkları ile ölçeğe göre artan getiriye dikkate almışlar, bu yaklaşımın kesikli zaman versiyonu ise Farmer ve Guo (1994) tarafından oluşturulmuştur. Bu modeller hayvansal güdülerin sürüklediği konjonktür dalgalarını yaratmada kullanılabilirliğini göstermişler ve sonuçta hayvansal güdülerin yönettiği modelin; üretim, istihdam, yatırım ve tüketimin gibi ekonomiye ilişkin dinamikleri

¹⁹ Bununla beraber güneş lekeleri ve hayvansal güdülerin benzedikleri ve ayrıştıkları noktalar için bakınız Sen (1990).

²⁰ Shell (1971), hem sonsuz ufuklu hem de örtüşen kuşaklar modellerinin, Debreu (1959)'nun genel dengeye ait formülasyonunun özel durumları olduğunu ileri sürmüştür.

²¹ Ekonomide fiyatların tamamen kendi kendini gerçekleştiren beklentilerin varlığına, yani Keynes'in ifadesiyle hayvansal güdülere, dayalı olarak iki farklı seviye arasında dalgalanması Azariadis'in yaklaşımı kullanılarak iki durumlu bir Markov zinciri üzerinden sunumu için bakınız Farmer (2008,5).

yakalamada, reel konjonktür dalgaları modelinden daha başarılı olduğunu sonucuna varmışlardır.

2.4. Konjonktürel Dalgalanma ve Asimetri

İktisadi değişkenlerin bir konjonktür dalgasının fazları boyunca farklı davranıp davranmadığı yada bir başka deyişle (a)simetrik davranış sergileyip sergilemediği konusu, iktisadi düşüncede uzun bir geleneğe sahiptir. İktisadi değişkenlerde asimetriye dikkat çeken Keynes (1936) ve Mitchell (1927)'in bakış açısıyla konjonktür dalgaları, ekonomik faaliyetlerdeki ani, sık olmayan ve şiddetli daralmalarla kesintiye uğrayan uzun genişlemeler ile karakterize edilmektedir. Demers ve Macdonald (2007) tarafından işaret edildiği üzere bu yaklaşım; resesyon ve genişleme olarak isimlendirilen iki ayrı faza sahip, konjonktür dalgalarının dönüm noktası²² olarak isimlendirilen özelliğini dikkate almaktadır. Bu bakış açısına göre konjonktür dalgası asimetrisi, diğerlerinin yanı sıra resesyonların genişlemelere göre daha ani ve şiddetli olduğu anlamını taşımaktadır.

Konjonktür dalgalarının asimetrik olduğunu ileri süren Mitchell (1927), Keynes (1936) ve Burns ile Mitchell (1946)'den sonra Kaldor (1940), Hicks (1950) ve Goodwin (1951) asimetrik döngüler üreten deterministik modellere dair örnekler sunmuşlardır. Ancak bu yaklaşımların işaret ettiği asimetrinin veya doğrusal olmamanın doğrusal olmayan zaman serisi ekonometrisi kullanılarak test edilmesi ise gecikmeli olmuştur. Bu bağlamda asimetrik özellikler taşıdığı bilinen veya iddia edilen bir çok iktisadi değişken uzun bir süre doğrusal olarak modellenmiştir. Ancak bilgisayar ve yazılım teknolojisindeki ilerlemeye bağlı olarak hesaplamaya ilişkin zorluklar nispeten ortadan kalkınca, 1980'li yılların ikinci yarısından itibaren uygulama açısından, tek veya çok değişkenli deterministik veya stokastik doğrusal olmayan modellerin söz konusu literatürde kullanımında büyük bir artış meydana gelmiştir.

²² Dönüm noktası, genel olarak, her bir döngünün iki ana fazını tanımlar: Resesyon ve genişleme. İlgili literatürde bir genişleme, ekonomik aktivitedeki bir çukur ile bir tepe arasındaki periyot olarak tanımlanırken, bir resesyon ise bir tepe ile bir çukur arasındaki periyot olarak tanımlanmaktadır. İktisadi değişkenler söz konusu periyot veya fazlarda farklı davranmakta ve buda doğal olarak asimetriye neden olmaktadır.

Söz konusu literatürde çeşitli iktisadi değişkenlerin asimetrik özellik taşıyıp taşımadığı ile ilgili testlerin yapıldığı çalışmalardan bazıları ise; Neftci (1984), Falk (1986), Chan ve Tong (1986), DeLong ve Summers (1986), Sichel (1989, 1993,1994), Neftci ve McNevin (1986), Tsay (1989), Hamilton (1989), Rothman (1991), Tiao ve Tsay (1991), Geweke ve Terui (1991), Burgess (1992), McQueen ve Thorley (1993), Bradley ve McClelland (1996), Ramsey ve Rothman (1996), Verbrugge (1997), Razzak (1998), Belaire ve Contreras (2003) ile Clements ve Krolzig (2002,2003) ve Chen (2005) tarafından gerçekleştirilmiştir.

Konjonktür dalgalarının ya da iktisadi değişkenlerin devresel asimetrik özellik gösterip göstermediği ya da doğrusal olup olmadığı konusunda yapılan pek çok çalışma bulunmakla beraber, elde edilen sonuçlar asimetrinin söz konusu olup olmadığı ya da doğrusal olmayan modellerin verinin konjonktür dalgası özelliklerini, doğrusal modellere göre daha iyi bir yaklaştırmasını sağlayıp sağlamadığı konusunda literatürde tam bir görüş birliği söz konusu değildir.

Konjonktür dalgalarına ilişkin literatür, işsizlik ve sanayi üretimi gibi zaman serilerinin döngüsel dalgalanmasındaki asimetriye ilişkin çok sayıda kanıt sağlarken, örneğin Neftçi (1984) ile DeLong ve Summers (1986) işsizlik oranındaki artışların düşüşlerden daha dik olduğuna dair kanıtlar ortaya koymuşlardır. Reel GSMH'ya ilişkin kanıtlar ise daha zayıftır. Örneğin Falk (1986), Neftçi (1984)'nin prosedürünü kullanarak reel GSMH'nın asimetrik özellik sergilemediğini göstermiştir.

Harding ve Pagan (2002) ise konjonktür dalgalarını açıklamada, doğrusal olmayan etkilerin önemli olmadığını saptamışlardır. Sonuçların uyumlu olmamasının muhtemel nedenlerinden bir tanesi, serilerin gerçekten asimetrik özelliğe sahip olmaması olabileceği gibi diğer bir muhtemel neden ise, kullanılan metodolojilerin farklılığından kaynaklanabilir.

İktisadi değişkenlerin asimetrik özellik sergileyip sergilemediğine ilaveten Engel, Haugh ve Pagan (2005)'da doğrusal olmayan yöntemlerin faydalarının ihmal edilemeyecek maliyetlerle birlikte geldiğini işaret etmişlerdir: Bunlardan birincisi, doğrusal olmayan modellerin daha külfetli olmasıdır. Bunun en önemli

nedenlerinden bir tanesi doğrusal olmayan modellere ilişkin hesaplama zorluğudur. Örneğin, doğrusal olmayan bir MSVAR modelinde dört değişkenli, iki gecikmeli modelde tüm sabitler, otoregresif parametreler, varyanslar ve kovaryanslar değiştiğinde, toplam kırk altı değişim parametresi oluşmaktadır. Böyle bir modelin tahmini sonuçlarını hesaplamak ve yorumlamak doğal olarak doğrusal modellere göre daha zordur. İkinci ise, bu modellerin ileri sürdüğü genişlemelerin veride gözlemlenenden daha uzun süreli olma eğiliminde olmasıdır. Buna karşılık Morley ve Piger (2006) uygulamalarında tam tersi sonuçlara ulaşmışlardır. Bu durum kullanılan metodolojinin önemini ortaya koymaktadır.

Bütün bu faktörlere rağmen iktisadi değişkenlerde asimetri(ler) varsa ve önemliyse konjonktür dalgalarına ilişkin modellerin oluşturulması ve iktisat politikalarının etkinliğine dair algılamada doğal olarak önemli farklılıklar ortaya çıkacaktır. Bu bağlamda örneğin, simetrik şoklara sahip doğrusal modeller, konjonktür dalgalarının analizinde uygun araçlar olmaktan çıkacak ve dolayısıyla, ekonometrik modeller²³ doğrusal zaman serisi modelleriyle yakalanmayan asimetri özelliğini yakalayacak şekilde düzenleneceklerdir (Knüppel,2004). İktisat politikası bağlamında ise doğrusal zaman serisi modellerinden çıkarılacak politik sonuçlar potansiyel olarak yanlış yönlendirici olacaklardır (Hess ve Iwata, 1997). Dolayısıyla politikaların geçerliliği tartışmalı hale gelecektir.

Bir zaman serisindeki asimetriyi veya doğrusal olmama fikrini, konumuz bağlamında, açıkça ele alan iki önemli ve öncü çalışma Neftçi (1984)²⁴ ve Hamilton (1989) tarafından gerçekleştirilmiştir. Her ikisinin de yaklaşımı, reel üretim ve işsizlik oranı gibi makroekonomik zaman serilerinin ampirik sürecini tanımlamada doğrusal modellerin optimal olmadığını ileri sürmek suretiyle kendilerinden sonraki çok sayıda çalışmayı etkilemiştir. Neftçi (1984) ikinci

²³ Konjonktür dalgalarının analizinde kullanılan çoğu model, bir yayılma mekanizmasına şoklar uygulamak suretiyle oluşturulur. Bu görüşe göre ekonomi, yayılma mekanizması olarak hareket etmektedir ve uzun vadede tekil şokların makroekonomik değişkenleri etkilemesine yol açmaktadır. Konjonktür dalgaları modellerinin çoğu, doğrusal bir spesifikasyona ve simetrik şoklara dayanmaktadır. Dolayısıyla bu yapı, bu modellerin ürettiği konjonktür dalgaları üzerinde direkt bir etkiye sahiptir. Bu sebeple, asimetrielerin varlığı, doğrusal spesifikasyon üzerine kurulan konjonktür dalgaları modeller sınıfının uygunluğuna şüphe düşürecektir (Knüppel, 2004).

²⁴ Sichel (1989), Neftçi (1984)'nin çalışmasında bir hata bulmuş ve Neftçi (1984)'nin testinin düşük güce sahip olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte Rothman (1991), Neftçi (1984) tarafından kullanılan ikinci derecen Markov sürecinin yerine birinci dereceden bir Markov süreci kullanılırsa, Neftçi (1984)'nin saptamasının tekrar ortaya çıkacağını göstermiştir.

dereceden bir Markov zinciri kullanarak gerçekleştirdiği çalışmasında, ABD işsizlik oranının, konjonktür dalgalarının çeşitli fazları boyunca asimetrik davranış sergilediğini bulmuştur. Buna göre, işsizlik oranındaki artışlar, düşüşlerden daha keskindirler.²⁵ Hamilton (1989) ise ABD'nin GSMH büyüme hızının, konjonktür dalgasının genişleme ve daralma fazlarında sergilediği asimetriyi birinci dereceden bir Markov zinciri kullanarak modellemiştir. Bu iki önemli ve öncü çalışmadan sonra doğrusal olmama veya asimetrinin gerek deterministik gerekse stokastik modeller ile açıklanmaya çalışılması yaygınlık kazanmıştır.

Konjonktür dalgaları ilgili literatürde, genellikle farklı türdeki asimetriler veya doğrusal olmamalar ile karakterize edildiği için (a)simetrilerin test edilmesi ile ilgili çok farklı teknikler kullanılmaktadır. Bununla beraber Sichel (1993,224) tarafından işaret edildiği üzere, çalışmaların çoğu genişleme periyotlarının resesyon periyotları ile karşılaştırılması ile ilgilenmiş, bu çalışmaların çok azı farklı asimetri türlerini tanımlama ile ilgilenmiştir (Sichel 1993, Beaudry ve Koop 1993, McQueen ve Thorley 1993, Verbrugge 1997). Bu çalışmalardaki temel sorunlardan bir tanesi ise çoğu tekniğin, belirli türdeki asimetrileri tanımlama amacıyla olmasından kaynaklanmakta dolayısıyla, diğer asimetrilerin tespit edilmesi zorlaşmaktadır.

Konjonktürel dalgalanmaya konu olan değişkenlerin incelenmesinde yaygın olarak kullanılan Markov değişim süreçlere dayalı çeşitli asimetri türlerine ilişkin formel gösterimler ve test etme süreci, çalışmanın üçüncü bölümünde, uygulamaları ise beşinci bölümde sunulmuştur.

²⁵Çalışmada kullanılan Markov zinciri terminolojisine göre ise aynı cümle “geçiş olasılıkları birbirinden farklıdır” şeklinde de ifade edilebilir.

3. MARKOV REJİM DEĞİŞİM MODELLERİNE İLİŞKİN TEORİK ÇERÇEVE

3.1. Giriş

İktisadi zaman serileri konjonktürel dalgalanma, finansal krizler, savaşlar veya hükümet politikalarındaki değişiklikler gibi önemli olaylardan etkilenmekte ve dolayısıyla davranışlarında önemli kırılmalar sergilemektedirler. Bu bağlamda önem arz eden soru, bir zaman serisinin davranışındaki ani değişimlerin nasıl modelleneceğidir. Bu durum tek bir y_t değişkeni üzerinden Hamilton (1993,1994,2005)'a dayalı olarak açıklanabilir. Buna göre, herhangi bir zaman serisinin t_1 anında koşulsuz ortalamasında bir kırılmaya sahip olduğu varsayılırsa, t_1 anından önceki gözlem değerleri için aşağıdaki (3.1) modeli,

$$y_t - \mu_1 = \phi(y_{t-1} - \mu_1) + u_t, \quad t < t_1 \text{ için} \quad (3.1)$$

ve t_1 anından sonraki gözlem değerleri için

$$y_t - \mu_2 = \phi(y_{t-1} - \mu_2) + u_t, \quad t \geq t_1 \text{ için} \quad (3.2)$$

(3.2) modeli kullanılabilir. Burada $u_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ ve $|\phi| < 1$ 'dir. ϕ_1 ve ϕ_2 parametreleri sırasıyla t_1 anından önce ve sonra serinin davranışını açıklamakta, dolayısıyla modelin daha iyi öngörülmesine imkan vermektedirler. (3.1) ve (3.2)'deki söz konusu yapı, t_1 zamanındaki kırılmayı yakalayabildiği için verinin makul bir tanımlanması olarak görülse de tümüyle uygun bir zaman serisi modeli değildir. Örneğin μ_1 'den μ_2 'ye olan değişime neyin neden olduğunu bilinmiyorsa (3.1) ve (3.2)'de tanımlanan seri öngörülemez; çünkü sabit terim geçmişte değişmişse, gelecekte de değişmesi mümkündür. Serinin nasıl öngörüleceği

bilinmiyorsa, iktisadi birimlerin ileriye yönelik davranışını anlamaya çalışan hiçbir iktisadi yada finansal modeli tanımlanamaz. Değişimin deterministik bir olayın sonucu olması gerekmez. Değişimin kendisi, rassal bir değişken olarak ele alınabilir. Bu bağlamda eksiksiz bir zaman serisi modeli, μ_1 'den μ_2 'ye olan değişimi yöneten olasılık kanununun bir tanımını içerebilmelidir.

Bir kerelik kırılma veya kayma (3.1) ve (3.2)'de gösterildiği şekliyle modellenen bir birden fazla kaymanın olması halinde, durum veya rejim olarak isimlendirilen literatürde yaygın olarak s_t olarak gösterilen bir değişken söz konusu olmaktadır. Süreç, s_t rejim ve durum değişkeni tarafından etkilenmektedir. Bu değişken, t anında farklı değerler alabilir; $s_t = 1$ ise süreç rejim 1'de iken $s_t = 2$ ise süreç rejim 2'dedir. Dolayısıyla, (3.1) ve (3.2)'deki modeller bu durum dikkate alınır, her iki durumu da kapsayacak şekilde daha formel olarak (3.3)'de gösterildiği gibi yazılabilir:

$$y_t - \mu_{s_t} = \phi(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + u_t. \quad (3.3)$$

Bu modele göre $s_t = 1$ ise sürecin ortalaması μ_1 ve $s_t = 2$ ise sürecin ortalaması μ_2 değerini almaktadır.

Değişimin stokastik veya deterministik olmasına bağlı olarak çok farklı ekonometrik modeller söz konusudur. Değişimin stokastik olması, deterministik olmasına göre daha genel bir yaklaşımdır. Bu çalışmanın konusu, gözlemlenemeyen stokastik durum değişkenine dayalı Markov rejim değişim modelleridir. Çalışmanın bu bölümünün bundan sonraki kısımlarında Markov rejim değişim modellerine ilişkin teorik çerçeve ortaya konmaktadır.

3.2. Markov Zinciri

Gözlemlenen zaman serisi gözlemlenemeyen durum değişkenine ait bilgiyi içinde barındırır. Bu bağlamda, gözlemlenemeyen değişken için zaman serisi sürecinin tanımlanması gerekmektedir. Dolayısıyla, gözlemlenmiş veri için $s_t = 1$ 'den

$s_t = 2$ 'ye veya $s_t = 2$ 'den $s_t = 1$ 'e geçişe neyin yol açtığını ortaya koyan bir model gerekmektedir. Kesikli değerli rassal değişkenler için bu tür bir zaman serisi modeli Markov zinciridir.

Markov süreci veya Markov zinciri, Markov rejim değişim (Markov Switching) modelinin temelini oluşturur. Bu bağlamda Markov değişim modeline ilişkin temel fikir, bir Markov zinciri aracılığıyla bir durumdan veya rejimden diğerine olan değişimi belirleyen stokastik süreci açıklamaktır. Markov zinciri, hangi rejimin mevcut olduğunu belirleyen ve doğrudan gözlemlenemeyen bir durum değişkeninin ya da değişkenlerin kombinasyonunun davranışını modellemek için kullanılır.

Markov süreci, olasılıkların bir önceki olasılıklarla açıklandığı stokastik bir süreçtir. Markov zinciri rassal değişkenler dizisi veya serisidir. Markov zincirlerindeki temel yaklaşım, zincirin derecesine bağlı olarak, herhangi bir değişkenin kendisinden önceki değer(ler)e bağlı olmasıdır. Birinci dereceden bir Markov zinciri aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Pr(s_t | s_{t-1}, s_{t-2}, \dots, s_0) = \Pr(s_t | s_{t-1}), \quad \forall t \quad (3.4)$$

Böylece, bir zaman serisinin olasılığı,

$$\Pr(s_t, s_{t-1}, \dots, s_0) = \Pr(s_0) \Pr(s_1 | s_0) \dots \Pr(s_t | s_{t-1}) \quad (3.5)$$

şeklinde veya daha genel olarak,

$$\Pr(s_0, s_1, \dots, s_t) = \Pr(s_0) \prod_{i=1}^t \Pr(s_i | s_{i-1}) \quad \forall t \quad (3.6)$$

şeklinde gösterilir. İkinci dereceden bir Markov zinciri ele alınırsa yukarıdaki eşitlik,

$$\Pr(s_t, s_{t-1}, \dots, s_0) = \Pr(s_0) \Pr(s_1 | s_0) \Pr(s_2 | s_1, s_0) \dots \Pr(s_t | s_{t-1}, s_{t-2}) \quad (3.7)$$

şeklini alır. Bu durumda s_t değişkeninin bağımlılığı iki periyot öncesine gider. Benzer şekilde üçüncü dereceden Markov zincirinde bağımlılık üç periyot öncesine kadar gidecektir.

Burada, $\Pr(s_0)$ koşulsuz olasılığı başlangıç olasılığını, $\Pr(s_t | s_{t-1})$ koşullu olasılığı ise geçiş olasılığını göstermektedir. M durumlu bir Markov zincirinde, t ve $t-1$ ardışık zamanı için $M * M$ tane geçiş olasılığı vardır ve geçiş olasılıkları $p_{ij} = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i)$ ile gösterilen bir Markov zinciri takip etmektedirler.

3.2.1. Markov Zincirinin AR(1) Sunumu

Birinci dereceden bir zincir söz konusu olduğunda, otoregresif süreç anlamında Markov zinciri sadece bir dönem öncesine bağlı olduğundan derecesi bir olan otoregresif bir süreçtir yani bir $AR(1)$ sürecidir.

Birinci dereceden iki durumlu bir markov zinciri $AR(1)$ süreci olarak Hamilton (1994) ve Osborn (2004)'e dayalı olarak aşağıdaki şekilde ifade edilebilir. İki durumun söz konusu olduğu yapıda durum değişkeni 0 veya 1 değerlerini alan ikili (binary) veya Bernuolli¹ değişkenidir. Cari dönemdeki söz konusu durumların ortaya çıkma olasılıkları bir önceki duruma bağlı olarak değişecektir. Buna göre öncelikle her iki durumu da tanımlayan 2×1 boyutlu bir ξ_t vektörü tanımlanırsa:

$$\xi_t = \begin{bmatrix} \xi_{1t} \\ \xi_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \xi_{1t} \\ 1 - \xi_{1t} \end{bmatrix} \quad (3.8)$$

ξ_t vektörünün birinci elemanını ξ_{1t} ve ikinci elemanı ξ_{2t} olmak üzere; $\xi_{1t}, s_t = 1$ olduğunda 1'e diğer durumlarda sıfıra eşit olan rassal bir değişkendir. ξ_t 'nin ikinci elemanı olan ξ_{2t} ise olasılıklar toplamı gereği $1 - \xi_{1t}$ 'e eşittir. Dolayısıyla

¹ Bir rassal deney yapıldığında deneyin sonucu başarılı olma-başarısız olma, olumlu-olumsuz vb. gibi sadece iki sonuç içeriyorsa, söz konusu deneye Bernoulli deneyi dağılıma da Bernoulli dağılımı denir. Bernoulli dağılımın genellenmesi ile ortaya çıkan dağılıma da Binom dağılımı denir.

$$s_t = 1 \text{ olduğunda} \quad \xi_{1t} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$s_t = 0 \text{ olduğunda} \quad \xi_{2t} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$$

elde edilir. Buradan hareketle ξ_t 'nin birinci dereceden bir vektör otoregresif biçimi olan $\xi_{t+1} = \mathbf{P}\xi_t + v_{t+1}$, (3.9)'da gösterildiği şekilde yazılabilir,

$$\begin{bmatrix} \xi_{1,t+1} \\ 1 - \xi_{1,t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_{1t} \\ 1 - \xi_{1t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1,t+1} \\ v_{2,t+1} \end{bmatrix}. \quad (3.9)$$

$s_t = 1$ iken yukarıdaki eşitlikte ilk satır aşağıdaki (3.10)'nolu eşitliği sağlar:

$$\xi_{1,t+1} = (1 - p_{22}) + (-1 + p_{11} + p_{22})\xi_{1t} + v_{1,t+1} \quad (3.10)$$

Yukarıdaki (3.10) eşitliği sabit terimi $(1 - p_{22})$ 'ye ve gecikme katsayısı $(-1 + p_{11} + p_{22})$ 'ye² eşit bir AR(1) sürecidir. Süreç $p_{11} + p_{22} > 1$ olduğunda cari durumda kalıcı olmaya eğilimliyken, ξ_{1t} bu durumda pozitif ardışık bağımlı olacaktır, $p_{11} + p_{22} < 1$ olduğunda ise bir durumda kalmaktan ziyade diğer duruma geçme olasılığı daha yüksek olmaktadır ve negatif ardışık bağımlılık üretecektir.³

$\xi_{t+1} = \mathbf{P}\xi_t + v_{t+1}$ ifadesindeki innovasyon v_{t+1} martingale fark dizisi olmak üzere $v_{t+1} \equiv \xi_{t+1} - E(\xi_{t+1} | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots)$ 'dir. Osborn (2004)'ün ifade ettiği gibi v_{t+1} artıkları kendi geçmiş değerleriyle ve $i > 0$ için ξ_{t-i} 'nin geçmiş değerleri ile ilişkisiz olmalıdır. Bu bağlamda v_{t+1} , ortalama olarak sıfırdır, yani $i > 0$ için $E[v_{t+1} | \xi_{t-i}] = E[v_{t+1}] = 0$ 'dır. $i > 0$ için $E[v_{t+1} | \xi_{t-i}] \neq 0$ ise, o zaman bazı geçmiş ξ_{t-i} ($i > 0$) durumları v_{t+1} ve dolayısıyla ξ_{t+1} için öngörü bilgisini içerir. Bununla

² $(-1 + p_{11} + p_{22})$ gecikme katsayısı geçiş olasılıkları matrisi \mathbf{P} 'nin ikinci öz değeri olan λ_2 'dir.

³Birinci dereceden bir otoregresif sürecin ortalaması $[\mu = c / (1 - \phi)]$ şeklinde ifade edilmektedir. Bu bağlamda (3.10)'nolu ifadenin ortalaması veya beklenen değeri olan,

$$E(\xi_{1t}) = (1 - p_{22}) / (2 - p_{11} - p_{22})$$

aşlında π_1 ergodik olasılığını vermektedir.

birlikte, birinci dereceden Markov süreci ξ_{t+1} 'in tahmininde sadece yalnızca ξ_t 'nin faydalı olduğu varsaymaktadır ve bu da bu olasılığı ortadan kaldırmaktadır. Ayrıca $v_{1,t+1}$ ve $v_{2,t+1}$ birbiriyle bağlantılı ve $v_{1,t+1} = -v_{2,t+1}$ şeklindeki bir genelleme söz konusudur.

3.3. Markov Rejim Değişim Modeli

Zaman serisini yaratan sürecin rejiminde değişmelere izin veren Markov rejim değişim veya kısaca Markov değişim modeli, Box ve Jenkins (1970)'in sabit parametrelili, doğrusal zaman serisi modelleme geleneğine bir alternatif olarak önerilmiştir (Krolzig, 2000).

Dağılımın durağan (stationary) olduğunu varsayan doğrusal modellere karşıt olarak genelde rejim değişim özelde de Markov değişim modelleri parametrik dağılımların karmasına dayalıdır. Çeşitli rejim değişim modelleri arasındaki fark durum değişkeninin stokastik yapısından ileri gelmektedir. Örneğin Markov değişim modellerinde gözlemlenemeyen sürecin durumu sabit veya zamanla değişen geçiş olasılıklarına sahip kesikli zamanlı bir Markov zinciri ile modellenenir (Paliouras, 2007; Demers ve Macdonald, 2007).

Krolzig (1997) ile Hondroyiannis ve Papapetrou (2006)'ın işaret ettiği üzere Markov değişim modelleri parçalı (piece-wise) doğrusal modeller sınıfına aittir, çünkü veriyi yaratan süreç (data generating process) her bir rejimde doğrusaldır. Her bir rejimdeki cari süreç doğrusal olmakla beraber sürecin birleşimi veya kombinasyonu doğrusal olmayan model üretmektedir.

Markov değişim modeli yukarıdaki açıklamaların ışığında, ekonomiye bir yada daha fazla rejim daha ekleyerek klasik bir modelin yapısını muhafaza eden (ama parametrelerini değil) fakat orjinal modeli genelleştiren doğal bir genelleme olarak görülebilir. Böylece, klasik modelleri özel bir durum olarak içine alır. Markov değişim modeli, sahip olduğu pek çok özelliğe ilaveten rejimler içerisindeki homojen davranışların modellenmesinde faydalı olduğu kadar aynı zamanda rejimler arasında heterojen davranışlara da izin vermektedir (Xu, 2004).

Markov deęişim modelinde $t = 1, 2, \dots, T$ olmak üzere y_t olarak ifade edilen zaman serisi deęişkeni gözlemlenebilmekte buna karşılık ekonominin içinde bulunduğu durum, yani rejimi ifade eden durum deęişkeni s_t ise, doğrudan gözlemlenememektedir. Bu bağlamda ekonominin her bir t periyodunda içinde bulunduğu durum, özellikleri s_t rejimine baęlı olduęu varsayılan y_t 'nin gözlem deęerleri kullanılarak, olasılıksal olarak elde edilmektedir. Gözlemlenebilen zaman deęişkeni y_t ve gözlemlenemeyen durum deęişkeni s_t birlikte ele alındığında, ikisi arasındaki söz konusu süreç aşıęıdaki gibi ifade edilebilir:

$$y_0 \rightarrow y_1 \rightarrow y_2 \rightarrow y_3 \rightarrow \dots \rightarrow y_{t-1} \rightarrow y_t \rightarrow$$

$$s_0 \rightarrow s_1 \rightarrow s_2 \rightarrow s_3 \rightarrow \dots \rightarrow s_{t-1} \rightarrow s_t \rightarrow$$

Söz konusu süreçte iki önemli husus bulunmaktadır. Bunlardan birincisi başlangıç anında ekonominin durumu ikincisi, cari rejim veriyken bir dönem sonra hangi rejimde olunacaęıdır. Buna göre $t=0$ zamanında ekonomisinin durumu s_0 , duraęan veya ergodik olasılıklar, $\Pr(s_t = 0)$ veya $\Pr(s_t = 1)$, tarafından belirlenir. s_0 elde edildięi zaman bir periyot sonraki ekonominin durumunu gösteren s_1 , dolayısıyla da s_2, s_3, \dots ise geçiş olasılıęına dayalı olarak elde edilir.

3.3.1. Hamilton'ın Markov Rejim Deęişim Modeli

Markov rejim deęişim otoregresyon modeli, kısaca $MS-AR$, Hamilton (1989,1990)'ın çalışmalarıyla iktisat literatüründe popülerlik kazanmış ve Hamilton (1994,1996)'ın daha sonraki çalışmalarıyla da bugün çok çeşitli alanlardaki ekonometrik uygulamalarda yaygın olarak kullanılmaktadır. Bununla birlikte Pelagatti (2005) tarafından işaret edildięi üzere Hamilton (1989)'ın $MS-AR$ yaklaşımı tek deęişkenli olması ve bir durumdan dięer durum(lar)a geçişin sabit olması gibi birtakım kısıtlamalara sahiptir. Bu kısıtlamaları ortadan kaldırmaya yönelik olarak literatürdeki önemli çalışmalardan bir kaçı ise zamanla deęişen geçiş olasılıkları ile ilgili olarak Filardo (1994) ile Lahiri ve Wang (1994)

ve modelde birden çok değişkenin kullanılmasıyla Krolzing (1997) tarafından gerçekleştirilmiştir.

Hamilton (1989,1990)'ın yaklaşımın temelinde ekonomideki konjoktüre ilişkin genişleme ve daralma dönemlerinin farklı rejimler olarak kabul edilmesi ve bu rejimler arasındaki geçişin olasılıksal olarak ifade edilmesi vardır. Bir başka deyişle daralmalar ve genişlemeler olasılıksal olarak modellenmiştir. Hamilton tarafından *MS* modeli, Amerika Birleşik Devletleri'nin 1953 ve 1984 arasındaki çeyrek dönemlere ait reel milli gelir büyüme hızını kullanmak suretiyle konjoktür dalgalarının dönüm noktasının tespiti için kullanılmış ve NBER tarafından açıklanan dönüm noktaları ile tutarlı bulunmuştur. Hamilton (1989)'ın modeli, dördüncü dereceden bir otoregresyonu ($p = 4$) içermektedir ve aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \phi_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + \phi_4(\Delta y_{t-4} - \mu(s_{t-4})) + u_t \quad (3.11)$$

Burada $u_t \sim NID(0, \sigma^2)$ ve $\mu(s_t)$ koşullu ortalaması iki durum ($M = 2$) arasında değişmektedir. Burada büyüme oranı μ , duruma veya rejime bağlıdır. Anlamlı bir konjoktür dalgası modeli için büyüme oranının resesyonda negatif, büyüme döneminde pozitif ortalamaya sahip olması gerekir. Hata teriminin varyansının ise, σ^2 , her iki rejimde aynı olduğu varsayılmıştır.⁴ Hamilton (1989)'ın yaklaşımı Krolzig'in notasyonları ile bir sonraki bölümde anlatılacağı üzere, $MS(M) - AR(p)$ olarak ifade edilebilir. İki rejimin söz konusu olması ve otoregresyonun derecesinin de dört olduğu dikkate alınırsa Hamilton (1989)'ın söz konusu modelinin sunumu $MS(2) - AR(4)$ şeklindedir. Hamilton, 2005 çalışmasında ise üç rejimli bir $MS - AR$ modeli kullanmıştır. İstatistiki ve iktisadi kısıtları sağladığı takdirde modeldeki rejim sayısını arttırmanın mümkün olması gibi aynı zamanda daha genel spesifikasyonlarda AR parametreleri ve varyans, Markov

⁴ Hamilton (1989)'ın Amerika için yaptığı çalışmasında temel olarak aşağıda gösterilen,

$$(1 - 0.014L + 0.058L^2 + 0.247L^3 + 0.213L^4)(y_t - \mu_{s_t}) = u_t, \quad u_t \sim N(0, 0.591)$$

$$\mu_1 = 1.164, \quad \mu_2 = -0.358, \quad \text{ve} \quad p_{11} = 0.905 \quad p_{22} = 0.755$$

sonuçlara ulaşmıştır.

zincirinin s_t durumuna koşullu olabilir. Bu durumda modelin gösterimi $MSMAH - AR(p)$ şeklindedir.

$MS - AR$ model türünün ardındaki temel fikir, AR sürecinin parametrelerinin mümkün tüm durumlardan belirli bir durumda olma olasılığını temsil eden $s_t \in \{1, \dots, M\}$ gözlemlenemeyen rejim değişkenine bağlı olduğudur. $MS - AR$ modelinin tam bir tanımı, otoregresyonun parametrelerinin bağlı olduğu stokastik ve gözlemlenemeyen rejimlerin evrimini kontrol eden bir mekanizmanın formülasyonunu gerektirmektedir. s_t durumları için bir kanun belirtildiğinde rejimlerin evrimi veriden çıkarılabilir. $MS - AR$ modellerinde rejimi üreten süreç aşağıdaki geçiş olasılıkları ile tanımlanan

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, s_0 = h) = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (3.12)$$

sonlu yada sayılabilir tamsayı değerlerini alan stokastik, ergodik bir Markov zinciridir. Burada, p_{ij} , önceki durum i olduğunda gelecek durumun j olma olasılığıdır ve i 'den j 'ye geçiş olasılığı olarak isimlendirilir. (3.12)'de görüleceği üzere geçmiş s_0, s_1, \dots, s_{t-1} durumları veri iken, cari durum s_t 'nin koşullu dağılımı sadece bir önceki duruma, yani s_{t-1} 'e bağlıdır ve geçmiş durumlardan bağımsızdır.

Eğer ekonomide iki rejim olduğunu kabul edilir $s_t = \{1, 2\}$, ve daralma, $s_t = 1$ ile ve genişlemede $s_t = 2$, olarak ifade edilirse iki rejimli bir yapıda bir rejimden diğerine geçiş olasılıkları,

$$\begin{aligned} \Pr[s_1 = 1 | s_{t-1} = 1] &= p_{11} \\ \Pr[s_1 = 2 | s_{t-1} = 1] &= p_{12} \\ \Pr[s_1 = 2 | s_{t-1} = 2] &= p_{22} \\ \Pr[s_1 = 1 | s_{t-1} = 2] &= p_{21} \end{aligned} \quad (3.13)$$

şeklinde gösterilebilir. Geçiş olasılıkları negatif olamazlar $0 \leq p_{ij} \leq 1$, ve bu olasılıklar toplamı da bire eşittir: $\sum_{k=1}^M p_{ij} = 1, \forall_{i,j} \in \{1, \dots, M\}$. Söz konusu olasılıklar geçiş olasılıkları matrisi olarak isimlendirilen bir matriste toplanır ise,

$$\mathbf{Pr} = \begin{bmatrix} \Pr[s_1 = 1 | s_{t-1} = 1] = p_{11} & \Pr[s_1 = 1 | s_{t-1} = 2] = p_{21} \\ \Pr[s_1 = 2 | s_{t-1} = 1] = p_{12} & \Pr[s_1 = 2 | s_{t-1} = 2] = p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{21} \end{bmatrix} \quad (3.14)$$

elde edilir. $s_t \in \{1, \dots, M\}$ olmak üzere M tane rejimin söz konusu olması halinde tüm olasılıklar, iki rejimli yapıda olduğu gibi bir geçiş matrisinde toplanabilir:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{M1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{M2} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{1M} & p_{2M} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (3.15)$$

Buradaki geçiş olasılıkları zaman içinde değişmez yani sabittir. Geçiş olasılıklarının sabit olduğu varsayımına karşılık bu olasılıklarının sabit olmadığını varsayan çalışmalarda mevcuttur. Buna göre zamanla değişen geçiş olasılıkları $\Pr(s_{t+1} = j | s_t = i, Y_{t+1}) = p_{ij}(t+1)$ şeklinde sunulabilirken bu olasılıkların toplandığı geçiş olasılıkları matrisi ise,

$$\mathbf{P}(t) = \begin{bmatrix} p_{11}(t) & p_{21}(t) & \cdots & p_{M1}(t) \\ p_{12}(t) & p_{22}(t) & \cdots & p_{M2}(t) \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{1M}(t) & p_{2M}(t) & \cdots & p_{MM}(t) \end{bmatrix} \quad (3.16)$$

şeklinde ifade edilir (Wang, 2003).

(3.15) ve (3.16)'daki olasılıklar tek adım geçiş olasılıklarıdır. Tek adım durumunu genişletmek ve h -adım geçişleri ele almak mümkündür. Örneğin,

$\Pr(s_{t+2} = j | s_t = i)$ iki adım geçiş olasılığı durum i 'den tüm durumlara ve sonra tüm durumlardan durum j 'ye geçişlerin olasılıklarının toplamıdır:

$$\sum_{k=1}^M \Pr(s_{t+2} = j | s_{t+1} = k) \Pr(s_{t+1} = k | s_t = i) \quad (3.17)$$

Daha genel olarak, h -adım geçiş olasılığı aşağıdaki gibi tanımlanır.

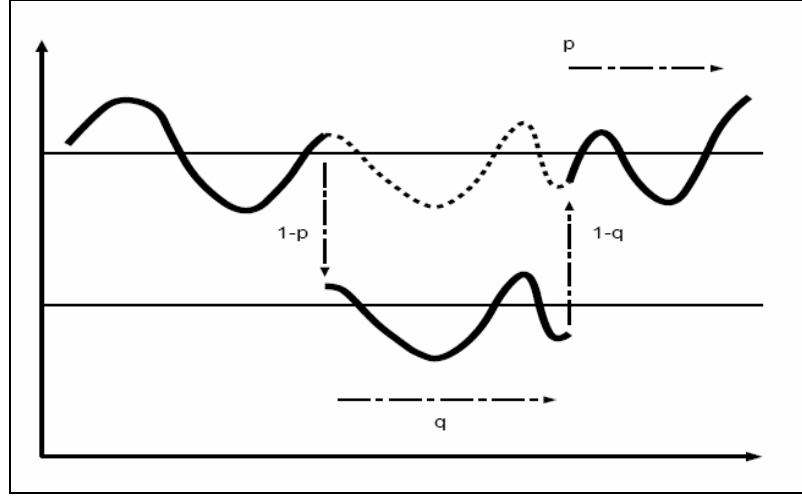
$$\Pr(s_{t+h} = j | s_t = i) = p_{ij}^h \quad (3.18)$$

Rejimler arasındaki geçiş olasılıkları kullanılarak her bir durum için ergodik olasılıklar da hesaplanabilir. İki rejimli bir Markov değişim modeli için ergodik olasılıklar,

$$\Pr(s_t = 1) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}}, \quad \Pr(s_t = 2) = \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{11} - p_{22}}. \quad (3.19)$$

şeklinindedir. Bu olasılıklar aynı zamanda sistemin çözümünden elde edilen durağan durum (steady state) olarak da ifade edilmektedir. Burada $\Pr(s_t = 1)$ örneklem periyodu içerisinde herhangi bir zamanda herhangi bir gözlemin birinci rejimde bulunmasına ilişkin koşulsuz olasılığı gösterirken, $\Pr(s_t = 2)$ ise örneklem periyodu içerisinde herhangi bir zamanda herhangi bir gözlemin ikinci rejimde bulunmasına ilişkin koşulsuz olasılığı gösterir.

Markov rejim değişim modelini Şekil 1'deki gibi göstermek mümkündür. Burada $p_{11} = q$ ve $p_{22} = p$ olarak ifade edilmektedir. Buna göre bir önceki dönem genişleme iken bir dönem sonra tekrar genişlemede bulunma olasılığı p ile, bir önceki dönem genişleme iken bir dönem sonra daralmada bulunma olasılığı $1 - p$ ile, bir önceki dönem daralmada iken bir dönem sonra tekrar daralmada bulunma olasılığı q ile ve bir önceki dönem daralmada iken bir dönem sonra genişlemede bulunma olasılığı $1 - p$ ile gösterilmektedir.



Şekil 1: Markov Rejim Değişim MSMH-AR Modeli

3.3.2. Markov Rejim Değişim AR Süreci

Hamilton (1989,1990)'ın yeniliği, modelin parametrelerinin iki rejim arasında değişmesine olanak tanınması ve bu değişikliğin durum değişkeni $s_t = \{1,2\}$ tarafından yönetilmesidir. $s_t = 1$ olduğu durumda modelin parametreleri $s_t = 2$ olduğu durumdan farklı olacaktır. Rejim veya durum değişkeni s_t , Markov değişim modelinde doğrudan gözlemlenemekte sadece iktisadi veya finansal zaman serisi y_t gözlemlenebilmektedir. y_t serisinin özellikleri de gözlemlenemeyen ama içinde bulunduğu rejim değişkenine bağlı olmaktadır. Rejim değişkeni gözlemlenebilir veya gözlemlenemez olabilir. Gözlemlenebilir rejimlere bir örnek, yapısal değişim modelleri ile ilişkindir. Şayet s_t gözlemlenmiş değişken olsaydı bu model kukla değişken yöntemleriyle tahmin edilebilirdi. Gözlemlenebilir rejimlerin ikinci bir örneği ise, eşik otoregresif modellerle ilgilidir. Bu durumda da rejim değişimleri veya kaymaları belli bir eşiği aşan bir veya daha fazla egzojen değişken tarafından tetiklenmektedir.

Markov değişim modelinde gözlemlenebilen y_t serisinin istatistiksel özelliği rejimin değişmesi ile birlikte değişebilir. Bu da, $E[y_t | s_t = 1] = \mu_1$ veya $E[y_t | s_t = 2] = \mu_2$ şeklinde veya daha genel olarak,

$$E[y_t | s_t] = \mu_{s_t} \quad (3.20)$$

şeklinde gösterilebilir. Buna göre ekonomideki büyüme oranı y_t olarak ifade edilirse, $s_t = 1$ resesyonu ve $s_t = 2$ genişlemeyi ifade ederken, μ_1 (resesyona denk gelmektedir) ve μ_2 (genişlemeye denk gelmektedir) arasında $\mu_2 > \mu_1$ şeklinde bir ilişki mevcut olacaktır. Dolayısıyla genişleme ve daralma dönemlerinin ortalamaları asimetriden dolayı farklı olmaktadır. Bu bağlamda koşullu ortalama,

$$\mu_{s_t} = \begin{cases} s_t = 2 & \text{ise } \mu_2 > 0 \text{ (genişleme)} \\ s_t = 1 & \text{ise } \mu_1 < 0 \text{ (resesyon)} \end{cases}$$

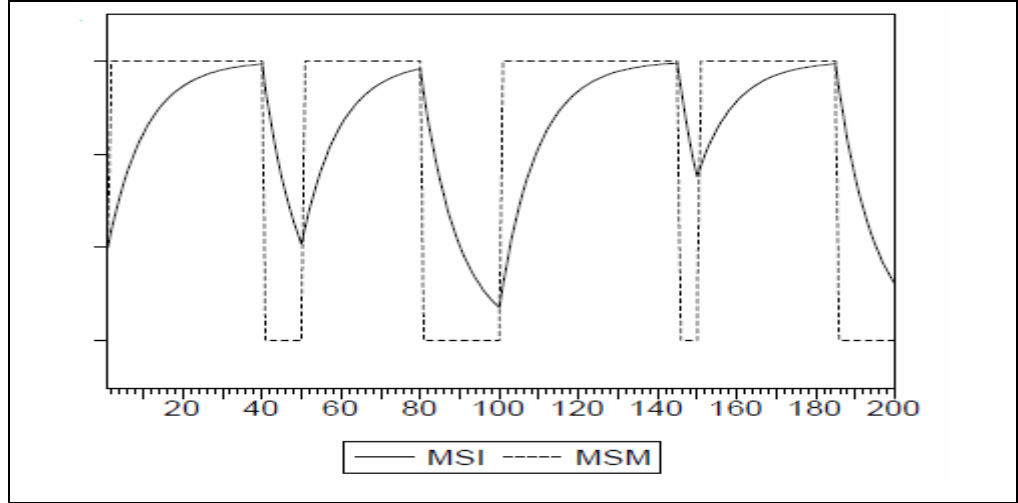
şeklinde gösterilir. Markov değişim modeli ise basit olarak,

$$y_t = \mu_{s_t} + u_t \quad \text{ve} \quad u_t \sim iid(0, \sigma^2). \quad (3.21)$$

şeklinde ifade edilebilir. Daha genel olarak y_t 'nin birinci dereceden bir otoregresif süreci takip edebileceğini dikkate alınırsa iki durum söz konusu olur. Birincisinde y_t 'nin sabit terimin rejimle birlikte değişmekte ve gösterimi $y_t = c_{s_t} + \phi y_{t-1} + u_t$ şeklinde yapılmaktadır. İkincisi ise y_t 'nin ortalaması rejimle birlikte değişmekte ve $y_t - \mu_{s_t} = \phi(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + u_t$ şeklinde gösterilmektedir.

Yukarıdaki iki yaklaşım arasındaki temel farklardan bir tanesi Krolzig (1998, 2003) tarafından işaret edildiği üzere diğer rejime geçişin şeklidir. Sabiti içeren modellerde geçiş daha yumuşak iken, ortalamayı içeren modellerde geçiş daha keskindir. İki yaklaşım arasındaki fark Şekil 2'de gösterilmiştir (Knüppel, 2004, 7). Ayrıca otoregresyon derecesinin sifıra eşit olması halinde *MSI* ve *MSM* modellerinin özellikleri birbirine eşit olmaktadır.

Literatürde *MSM* modellerini tahmin etmenin *MSI* modellerini tahmin etmeye göre daha zor olduğu ve bu nedenle de *MSI*, modellerinin uygulamada daha yaygın kullanıldığı ifade edilmektedir (Krolzig,1997).



Şekil 2: MSI ve MSM Süreci

Kaynak: Knüppel (2004, 7).

Rejimle birlikte sabitin ve AR parametrelerinin değişmesi durumunda model, $y_t = c_{s_t} + \phi_{s_t} y_{t-1} + u_t$ biçimini alır.⁵ Söz konusu eşitlik dikkate alındığında, $s_t = \{1, 2\}$ olmak üzere, iki farklı $AR(1)$ sürecinin söz konusu olacaktır:

$$y_t = \begin{cases} y_t = c_0 + \phi_0 y_{t-1} + u_t & u_t \sim iid(0, \sigma_0^2) & s_t = 1 \text{ iken} \\ y_t = c_1 + \phi_1 y_{t-1} + u_t & u_t \sim iid(0, \sigma_1^2) & s_t = 2 \text{ iken} \end{cases} \quad (3.22)$$

Yukarıdaki eşitlikler iki dağılım fonksiyonu olduğunu ve dağılımların her ikisinin de normal dağılıma sahip olmakla beraber, resesyondaki normal dağılımın genişlemeye denk gelen normal dağılımından farklı olduğunu ifade etmektedir. y_t 'nin s_t ve y_{t-1} üzerine koşullu iki dağılımı ise,

$$\begin{aligned} f_0(y_t) &= f(y_t | s_t = 1, y_{t-1}) \\ f_1(y_t) &= f(y_t | s_t = 2, y_{t-1}) \end{aligned} \quad (3.23)$$

şeklindedir.

⁵ Varyansında rejime bağlı olması durumunda modelin gösterimi $y_t = c_{s_t} + \phi_{s_t} y_{t-1} + \sigma_{s_t} u_t$ şeklinde olur.

3.3.3. Durum Değişkeninin Süre Özelliği

Markov değişim modeli analizinde ekonominin bir rejimde ortalama olarak ne kadar süre kalacağı önemlidir. Örneğin konjonktür dalgaları analizinde p_{11} ve p_{22} geçiş olasılığı değerleri birlikte ele alındığında, her bir periyot için bulunan sürelerin toplamı bir konjonktür dalgası evresinin ortalama süresini verecektir.

Geçiş olasılıkları matrisinin diagonal elemanları her bir durum veya rejimin beklenen süresine (duration) ilişkin önemli bilgileri içermektedir. Geçiş olasılıkları matrisinin diagonal elemanları sistemin kalıcılığını belirler. Buna göre cari rejimin veya durumun i olduğu biliniyor iken, yani $s_t = i$ iken, ortalama olarak i rejiminde ne kadar süre kalınacağı Kim ve Nelson (1999)'a bağlı olarak aşağıdaki gibi gösterilebilir. Buna göre, s rejim i 'nin süresini göstermek üzere,

$$\begin{array}{l}
 s = 1, \text{ eğer } s_t = i \text{ fakat } s_{t+1} \neq i \text{ ; } P(d = 1) = 1 - p_{ii} \\
 s = 2, \text{ eğer } s_t = s_{t+1} = i \text{ fakat } s_{t+2} \neq i \text{ ; } P(d = 2) = p_{ii}(1 - p_{ii}) \\
 s = 3, \text{ eğer } s_t = s_{t+1} = s_{t+2} = i \text{ fakat } s_{t+3} \neq i \text{ ; } P(d = 3) = p_{ii}^2(1 - p_{ii}) \\
 s = 4, \text{ eğer } s_t = s_{t+1} = s_{t+2} = s_{t+3} = i \text{ fakat } s_{t+4} \neq i \text{ ; } P(d = 4) = p_{ii}^3(1 - p_{ii}) \\
 \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots
 \end{array}$$

elde edilir. Dolayısıyla i rejiminin ortalama beklenen süresi,

$$\begin{aligned}
 E(s) &= \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot \Pr[s_{t+1} \neq i | s_t = i] \\
 &= 1 \times \Pr[s_{t+1} \neq i | s_t = i] \\
 &+ 2 \times \Pr[s_{t+1} = i, s_{t+2} \neq i | s_t = i] \\
 &+ 3 \times \Pr[s_{t+1} = i, s_{t+2} = i, s_{t+3} \neq i | s_t = i] \\
 &+ 4 \times \Pr[s_{t+1} = i, s_{t+2} = i, s_{t+3} = i, s_{t+4} \neq i | s_t = i] \\
 &+ \dots \\
 &= 1 \times (1 - p_{ii}) + 2 \times p_{ii}(1 - p_{ii}) + 3 \times p_{ii}^2(1 - p_{ii}) + \dots \\
 &= (1 - p_{ii}) \{1 + 2p_{ii} + 3p_{ii}^2 + \dots\} \\
 &= \frac{1}{1 - p_{ii}} \tag{3.24}
 \end{aligned}$$

şeklinde hesaplanır. Burada $s_t = i$ olarak ele alındığında, p_{ii} ne kadar büyük değere sahip olursa takip eden dönemde diğer rejime geçiş olasılığı $(1 - p_{ii})$ düşük olacağı gibi aynı zamanda i rejiminde geçirilen sürede $(1 - p_{ii})^{-1}$ yüksek olacaktır.

3.3.4. Rejimlerin Sınıflandırılması

Krolzig (2001, 2003), Harding ve Pagan (2002) ile Chauvet ve Piger (2003) tarafından bahsedildiği üzere Markov değişim modellerinde rejimlerin sınıflandırılması ve bu bağlamda konjonktür dalgalanmalarına tarih verilmesi, her bir y_t gözleminin bir $s_t^* = 1, \dots, M$ rejimine atanmasına karşılık gelmektedir. Burada uygulanan kural, y_t 'yi en yüksek düzleştirilmiş olasılığa sahip rejime eşlemektedir:

$$s_t^* = \arg \max_{1, \dots, M} \Pr(s_t | Y_T) \quad (3.25)$$

İki rejimli modellerde bu prosedür, Hamilton (1989) tarafından önerilen yüzde 50 kuralı ile özdeştir. Hamilton (1989) tarafından benimsenen yaklaşıma göre, bir dönüm noktası, $\Pr(s_t = 1 | Y_T)$ yüzde 50'nin altından yüzde 50'nin üstüne yada tersi olarak hareket ettiğinde oluşmaktadır. Bu yaklaşım bir aşamanın, bir dönüş noktası belirlenmeden önce ne kadar uzun süre aynı durumda kalması gerektiğini belirten düzleme genişletilebilir. Hamilton (1989)'ın kuralı $\Pr(s_t = 1 | Y_T)$ yüzde 50 civarında dalgalandığı zaman problemlili olabilir, çünkü bu durumda konjonktür dalgasının tepe noktaları ve dip değerleri aşırı sayıda belirlenmiş olur. Rejim sınıflandırma süreci genel olarak,

$$s_t^* = \begin{cases} 1 & \Pr(s_t = 1 | Y_T) > 0.5 \\ 2 & \Pr(s_t = 1 | Y_T) < 0.5 \end{cases} \quad (3.26)$$

şeklinindedir. Rejimlerle ilgili olarak (3.25)'de önerilen sınıflandırma kuralı, (3.26)'da görüleceği üzere gözlemi $\Pr(s_t = 1 | Y_T) > 0.5$ olması halinde ilk rejime ve

$\Pr(s_t = 1|Y_T) < 0.5$ olması halinde ikinciye atamayı kolaylaştırır. Bu kural, konjonktür dalgalanmasının analizi amacıyla, örnek olarak rejim 1'in resesyonları ve kalan rejimlerin, her bir rejimin farklı genişleme fazlarını temsil etmesiyle birlikte çok rejimli modellere de ($M > 2$) uygulanabilir.

3.3.5. Konjonktür Dalgalarının Dönüm Noktalarının Tarihlendirilmesi

Rejim sınıflandırma süreci, konjonktürel dalgalanmanın dönüm noktalarını, rejim değişkeninin geçişlerini belirleyerek tarihlendirmeyi mümkün kılar. Krolzig (2003) ile Chauvet ve Piger (2003) takip edilecek olursa, resesyon ($s_t = 1$) ve genişleme ($s_t = 2$) gibi iki rejimli bir durumda tepe tarihi, örneğin, $\Pr(t \text{ zamanında resesyon}|Y_T) < 0.5$ ve bir dönem sonraki $\Pr(t+1 \text{ zamanında resesyon}|Y_T) > 0.5$ gibi bir resesyonun başlamasından hemen önceki t dönemini verir; canlanmaya geçilen nokta, gerilemenin son dönemidir. Buna göre,

$$\begin{aligned} t = v' \text{deki tepe noktası} &\Leftrightarrow s_v^* = 2 \text{ ve } s_{v+1}^* = 1 \\ t = v' \text{deki çukur noktası} &\Leftrightarrow s_v^* = 1 \text{ ve } s_{v+1}^* = 2 \end{aligned} \quad (3.27)$$

Her bir gerileme ve genişlemenin, en azından, belli bir süre devam edeceği yönünde ilave bir koşul konması rejim sınıflandırmasına belirli bir esneklik kazandıracaktır.

3.3.6. Karma Dağılımlar

Bileşen sayısı iki veya daha fazla olan olasılık dağılımları, karma dağılımlar olarak isimlendirilir. Karma dağılımlar daha formel şekilde ise; diğer olasılık dağılımlarının konveks kombinasyonu olan bir olasılık dağılımı olarak ifade edilebilir. İlgili literatürde karma dağılım modelleriyle ilgili ilk çalışma, bir biyoloji problemini çözmek için Pearson (1894) tarafından gerçekleştirilmiştir. Pearson söz konusu çalışmasında μ_1 ve μ_2 ortalamalı, σ_1^2 ve σ_2^2 varyanslı ve π_1 ve π_2 karma oranlı iki normal yoğunluk fonksiyonunun bir karmasını incelemiştir.

Pearson (1894)'la başlayan karma dağılım modellerine ilişkin literatür genel olarak incelendiğinde, söz konusu alanda öncelikle grafiksel yöntemler üzerinde durulduğu görülür (Mclachlan ve Peel, 2000) Bilgisayar ve yazılım teknolojisindeki gelişmeler sayesinde çalışmalar, karma dağılım modelindeki parametrelerin tahmin edilmesinde, olabilirlik tahminine önem verilmesine neden olmuştur. Söz konusu modellere ilişkin olarak parametrelerin olabilirlik tahmini ile elde edilmesine yönelik ilk çalışma Rao (1948) tarafından gerçekleştirilmiştir.

Karma dağılımları formel olarak incelemeye önce Johnson ve Wichern (1992), Miller ve Miller (1999), Genceli (2001) ve Alpar (2003)'e dayalı olarak tek ve çok değişkenli olasılık yoğunluk fonksiyonları aşağıdaki gibi ifade edilebilir. Buna göre ortalaması μ ve varyansı σ^2 olan tek değişkenli normal dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left[\frac{(y-\mu)}{\sigma}\right]^2} \quad -\infty < y < +\infty \quad (3.28)$$

şeklindedir. Burada $-\infty < \mu < +\infty$ ve $\sigma > 0$ 'dır. Literatürde, μ ortalamalı ve σ^2 varyanslı tek değişkenli normal yoğunluk fonksiyonu $N(\mu, \sigma^2)$ şeklinde ifade edilmektedir. Yukarıdaki tek değişkenli yoğunluk fonksiyonunda yer alan

$$\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)^2 = (y-\mu)(\sigma^2)^{-1}(y-\mu) \quad (3.29)$$

ifadesi standart sapma cinsinden y 'den μ 'ye olan uzaklığın karesinin ölçüsüdür. Bu çok değişkene dayalı olarak $p \times 1$ boyutundaki y gözlemler vektörüne genelleştirilebilir,

$$(y-\mu)^T \Sigma^{-1}(y-\mu). \quad (3.30)$$

$p \times 1$ boyutundaki μ vektörü Y rassal vektörünün beklenen değerlerini ifade ederken Y 'nin varyans-kovaryans matrisi $p \times p$ boyutundaki Σ matrisidir. Böylelikle yukarıdaki ifade y ile μ arasındaki genelleştirilmiş mesafenin karesi

olacaktır. Çok deęişkenli normal yoğunluk (3.28)'deki yoğunluk fonksiyonunda, (3.29)'daki tek deęişkenli mesafenin yerine (3.30)'daki çok deęişkenli genelleştirilmiş mesafe ile deęiştirerek elde edilir.

Çok deęişkenli durumda olasılıklar y_i deęerlerinin integralleri tarafından belirlenen yüzeylerin altında kalan hacim tarafından belirlenir. Bu kısıt $(2\pi)^{-p/2} |\Sigma|^{-1/2}$ şeklindedir $Y^T = [Y_1, Y_2, \dots, Y_p]$ 'nin p boyutlu normal yoğunluğu,

$$f(y) = \frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\Sigma|^{1/2}} e^{-\frac{1}{2}(y-\mu)^T \Sigma^{-1} (y-\mu)} \quad (3.31)$$

şeklindedir. Bu bağlamda çok deęişkenli normal yoğunluk tek deęişkenli normal yoğunluğun $p \geq 2$ boyutlu yoğunluęa genelleştirilmesidir. Tek deęişkenli ve çok deęişkenli olasılık yoğunluk fonksiyonlarını yukarıdaki şekilde açıkladıktan sonra, karma dağılım modelinde bileşen sayısının belirlenmesiyle ilgili olarak bileşen sayısını belirleme ile ilgili tatmin edici bir çözüm söz konusu olmasa da, Titterington, Smith ve Makov (1985), McLachlan ve Basford (1988), McLachlan ve Peel (2000) ile Schnatter (2006)'e dayalı olarak y rassal deęişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu (3.32)'deki gibi sunulabilir. Buna göre, y rassal deęişkeni bir karma dağılım modeline sahip olmak üzere, y rassal deęişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(y) = \pi_1 f_1(y) + \pi_2 f_2(y) + \dots + \pi_m f_m(y) \quad (3.32)$$

şeklinde ifade edilebilir. (3.32)'nolu karma dağılım modelinde, $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_m$ karma oranlarını, $f_1(\bullet), f_2(\bullet), \dots, f_m(\bullet)$ ise karma dağılım modelindeki bileşen olasılık yoğunluk fonksiyonlarını göstermektedir. Karma dağılım modelindeki $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_m$ karma oranları ve $f_1(\bullet), f_2(\bullet), \dots, f_m(\bullet)$ bileşen olasılık yoğunluk fonksiyonları ,

$$j = 1, 2, \dots, m \quad \text{için} \quad \pi_i > 0 \quad \text{ve} \quad \pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_m = 1$$

$$f_j(\bullet) \geq 0 \quad j = 1, 2, \dots, m \quad \text{için} \quad \int_s f_j(\bullet) dx = 1$$

söz konusu kısıtları sağlar. Yukarıdaki özellikler kullanılarak (3.32)'nolu eşitlik, θ parametreleri göstermek üzere, tek değişkenli ve m bileşenli olmak üzere aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir.

$$f(y) = \pi_1 f_1(y; \theta_1) + \pi_2 f_2(y; \theta_2) + \dots + \pi_m f_m(y; \theta_m)$$

$$f(y) = \pi_1 f_1(y; \mu_1, \sigma_1) + \pi_2 f_2(y; \mu_2, \sigma_2) + \dots + \pi_m f_m(y; \mu_m, \sigma_m)$$

Bu durumda karma dağılım modeli genel olarak, $f(y) = \sum_{j=1}^m \pi_j f(y; \theta_j)$ biçimini alır.

Hamilton (1989, 2005) ile Chauvet ve Hamilton (2005) tarafından işaret edildiği üzere Markov değişim modelleri, içsel olarak tahmin edilen karma ağırlıkları kullanarak bir dağılımlar karmasını birleştirmenin doğal bir yoludur. Bu bağlamda karma dağılımlar ile karma dağılımlara dayalı olan Markov değişim modelleri arasındaki bağlantı Hamilton (1994) ile Demers ve Macdonald (2007)'a bağlı olarak aşağıdaki gibi özetlenebilir. Buna göre M tane olası rejim ($s_t = 1, 2, \dots, M$) söz konusu olmak üzere verili bir süreç için rejim s_t ile indekslenir. Dolayısıyla süreç rejim 1'de ise y_t 'nin $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ dağılımından, süreç rejim 2'de ise y_t 'nin $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ dağılımından çekildiği kabul edilir. Dolayısıyla, $j = 1, 2, \dots, M$ için s_t 'nin j değerini almasına koşullu olarak y_t 'nin yoğunluğu,

$$f(y_t | s_t = j; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (3.33)$$

yukarıda gösterildiği gibidir. Burada θ , ortalamaları ve varyansları içeren ana kütle parametre vektörüdür. Gözlemlenemeyen rejimin $\{s_t\}$ bazı olasılık dağılımlarınca

yaratıldığı varsayılır. s_t 'nin j değerini aldığı koşullu olmayan olasılık π_j ile gösterilir:

$$\Pr(s_t = j; \theta) = \pi_j \quad j = 1, 2, \dots, M \text{ için.} \quad (3.34)$$

$\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_M$ karma olasılıkları da θ 'ya dahil edilirse⁶, $s_t = j$ olduğunda, y_t ile birlikte ortak yoğunluk dağılım fonksiyonu,

$$\Pr(y_t, s_t = j; \theta) = f(y_t | s_t = j; \theta) \times \Pr(s_t = j; \theta) \quad (3.35)$$

şeklinindedir. y_t ve s_t 'nin ortak yoğunluk dağılım fonksiyonu (3.34) ve (3.35) kullanılarak,

$$\Pr(y_t, s_t = j; \theta) = \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (3.36)$$

şeklinde de ifade edilebilir. y_t 'nin koşullu olmayan yoğunluğu j 'nin tüm olası değerlerinin (3.36)'da toplayarak bulunabilir.

$$\begin{aligned} f(y_t; \theta) &= \sum_{j=1}^M \Pr(y_t, s_t = j; \theta) \\ &= \frac{\pi_1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} \\ &\quad + \frac{\pi_2}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\} + \dots \\ &\quad + \frac{\pi_M}{\sqrt{2\pi}\sigma_M} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_M)^2}{2\sigma_M^2}\right\}. \end{aligned} \quad (3.37)$$

Rejim s_t gözlemlenemediği için, (3.37) ifade gerçekte gözlemlenen y_t verisini tanımlayan ilgili yoğunluktur ve rejim değişkeni s_t , *i.i.d* dağılmış ise o zaman

⁶ $\theta \equiv (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_M, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_M^2, \pi_1, \pi_2, \dots, \pi_M)^T$

gözlemlenmiş veri için logaritmik olabilirlik (3.37) kullanılarak (3.38)'deki şekilde hesaplanabilmektedir:

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t; \theta) \quad (3.38)$$

θ 'nın maksimum olabilirlik tahmini $\pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_M = 1$ ve $j = 1, 2, \dots, M$ için $\pi_j \geq 0$ kısıtlamalarına tabi olan (3.38)'i EM algoritması kullanılarak maksimum edilmesiyle elde edilmektedir.⁷

3.3.7. Bayes Teoremi ve Rejim Çıkarımı

Parametrelere ilişkin olarak olasılıksal yorumlar yapılmasına imkan veren Bayesyen istatistiğin/yaklaşımın temelini oluşturan Bayes teoremi, Thomas Bayes (1702-1761) tarafından ortaya konulmuş bir olasılık hesaplama biçimidir. Bu teorem genel olarak, iki rassal değişkenin marjinal olasılıkları ile koşullu olasılıkları arasında ilişki kurmaktadır.

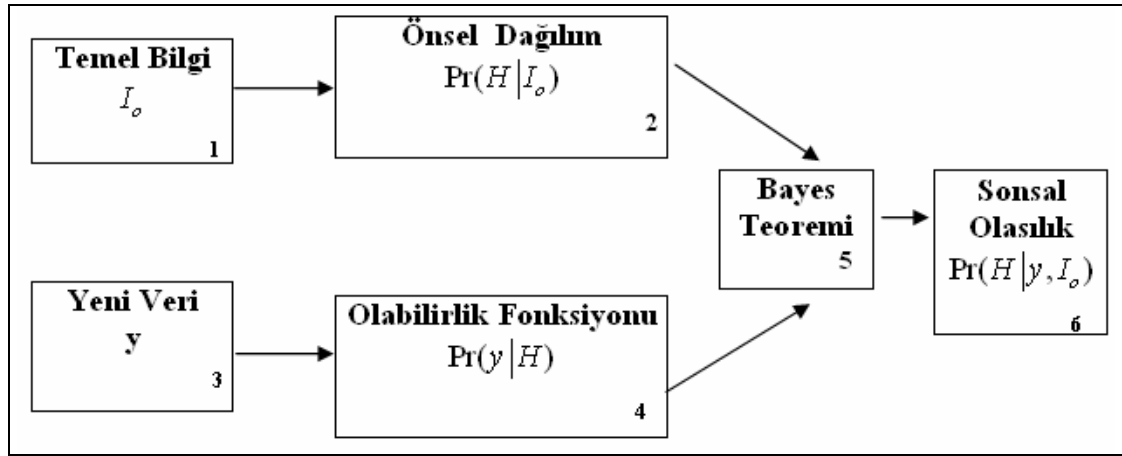
Genceli (1976) tarafından Bayesyen yaklaşımın esası, önsel/ilk bilgiler (a priori) olarak isimlendirilen mevcut tüm objektif ve subjektif bilgileri, sonradan elde edilecek ek bilgiler ile birleştirerek parametreler hakkında tutarlı tahminler elde etmek olarak ifade edilmiştir. Ayrıca elde edilen yeni bilgilerin eski bilgilerin kenara atılmasına sebep olmaması, özellikle eski ve yeninin birleştirilerek bilgi birikiminden yararlanılması, yaklaşımın sağladığı faydalardan biridir.

Bayesyen analizin amacı, parametrelerin bilgi sonrası dağılımının elde edilmesidir. Bu amaca dönük olarak Bayes teorisi öznel değerlemeleri yansıtan başlangıç olasılık dağılımlarını, örnek bilgisini kapsayan en çok olabilirlik fonksiyonu ile birleştirerek sonuç olasılıklarına dönüştüren bir araçtır. Bu uygulama sürekli olarak tekrarlanır. Bir önceki örnek yardımı ile elde edilen sonuç olasılıkları böyle bir durumda bir sonraki örneğin başlangıç olasılıkları olarak sürece dahil edilir.

⁷ Konuyla ilgili görsel gösterimler için Hamilton (1994), Krolzig (2003) ile Chauvet ve Hamilton (2005)'a başvurulabilir. Ayrıca bir sürecin marjinal dağılımın, örneğin M normal dağılımın bir karması olduğu bir durumda, duruma bağlı ortalama ve varyansın sürecin realize edilmiş yoğunluğunu nasıl etkileyeceği ile ilgili olarak Timmermann (2000) ile Clements ve Krolzig (2003)'e başvurulabilir.

Bayes teorisinin işleyiş sürecine ilişkin olarak yukarıda açıklanan kavramlar ve bunlar arasındaki ilişkiler sistematik bir biçimde Dorfman (1997) temel alınarak Şekil 3'deki gibi ifade edilebilir.

Şekil 3, araştırmacının önsel inanışları ile verilerin içerdiği objektif bilgi gibi iki bilgi kaynağının, sonsal dağılımı elde edebilmek için Bayes teorisi aracılığıyla nasıl bir araya getirildiğini göstermektedir.



Şekil 3: Bayes Teorisinin İşleyişi

Kaynak: Dorfman (1997,7)

Parametreler hakkında olasılıksal yorumlar yapılmasına imkan sağlayan Bayes teoremi, rassal olaylar bağlamında ele alınabileceği gibi aynı zamanda kesikli ve sürekli rassal değişkenler açısından da ele alınabilir. x_j olayları, $j = 1, 2, \dots, n$ olmak üzere, \tilde{x} kesikli rassal değişkeninin j olası x_1, x_2, \dots, x_n değerlerini belirtsin. y 'nin de ikinci bir rassal değişken olan \tilde{y} 'nin değerini temsil ettiğini kabul edilirse bu durumda, kesikli rassal değişkenlere ait Bayes formülü,

$$P(\tilde{x} = x_j | \tilde{y} = y) = \frac{P(\tilde{y} = y | \tilde{x} = x_j)P(\tilde{x} = x_j)}{\sum_{i=1}^n P(\tilde{y} = y | \tilde{x} = x_i)P(x_i)} \quad (3.39)$$

şeklinde ifade edilir. Eşitlikte yer alan $P(x = x_j | Y = y)$ olasılıklar kümesi $j = 1, 2, \dots, n$ için \tilde{y} rassal değişkeninin y değerini alması koşulunda \tilde{x} rassal

değişkeninin koşullu dağılımını vermektedir. Sonuçta, Bayes teoremi kesikli bir rassal değişkenin koşullu dağılımını belirlemek için kullanılabilir.

Bayes yaklaşımında parametreler de rassal değişken olarak kabul edildiklerinden yukarıdaki (3.39) nolu eşitlikte \tilde{x} yerine θ parametresi yazılarak formül değiştirilebilir:

$$P(\theta = \theta_j | \tilde{y} = y) = \frac{P(\tilde{y} = y | \theta = \theta_j)P(\theta = \theta_j)}{\sum_{i=1}^n P(\tilde{y} = y | \theta = \theta_i)P(\theta = \theta_i)} = \frac{P(y | \theta_j)P(\theta_j)}{\sum_{i=1}^n P(y | \theta_i)P(\theta_i)} \quad (3.40)$$

Yukarıdaki eşitlikte $P(\theta_j)$ başlangıç olasılıkları ilave bilgi söz konusu değil iken θ hakkındaki öznel değerlendirmeleri yansıtırken, $P(y|\theta)$ örnekten elde edilen koşullu olasılıkları ise en çok benzerlik fonksiyonunu göstermektedir. $P(\theta|y)$ ise parametrelerin bilgi sonrasındaki sonsal dağılımını ifade etmektedir

Rassal değişken veya θ parametresi sürekli ise, bu durumda Genceli (1973)'nin belirttiği üzere, değişim aralığı içinde herhangi bir reel sayı alabileceklerinden, Bayes formülü dolayısıyla da önsel ve sonsal olasılıklar bu kez olasılık yoğunluk fonksiyonları ile ifade edilirler. Sürekli rassal değişkenler için koşullu olasılık yoğunluğu ve dolayısıyla da Bayes teoremi aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$f(\theta | \tilde{y} = y) = f(\theta | y) = \frac{f(\theta, y)}{f(y)} \quad (3.41)$$

Eşitlikten de görüleceği üzere rassal değişken olan \tilde{y} 'in değeri veriyken bir rassal değişkenin koşullu olasılığı bu iki rassal değişkenin ortak olasılıklarının ikinci rassal değişkenin marjinal yoğunluğuna bölünmesi ile bulunur. $f(\theta, y)$ ortak yoğunluk fonksiyonu, $f(\theta, y) = f(\theta)f(y|\theta)$ ve $f(y)$ marjinal yoğunluğu ise,

$$f(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\theta, y)d\theta = \int_{-\infty}^{\infty} f(\theta)f(y|\theta)d\theta \quad (3.42)$$

şeklindedir. Ortak yoğunluk fonksiyonu ve marjinal yoğunluk (3.42)'de yerlerine konması ile sonsal dağılım,

$$f(\theta|y) = \frac{f(\theta)f(y|\theta)}{\int_{-\infty}^{\infty} f(\theta)f(y|\theta)d\theta} \quad (3.43)$$

şeklini alır.

Bayes Teorisinin genel çerçevesi (3.39) ile (3.43) arasındaki gibidir. Buradan hareketle Hamilton (1993), Krolzig (1997), Osborn (2004) ile Hamilton ve Chauvet (2005)'e dayalı olarak Bayes Teorisinin Markov değişim modelinde rejim çıkarımında kullanımı aşağıdaki şekilde sunulabilir. Buna göre, Y_T tüm gözlemlerin tam bir setini içermekte iken, yani $Y_T = (y_1, y_2, \dots, y_T)$, ilgilenilende Y_T 'ye bağlı olarak $\Pr(s_T = 2|Y_T)$ 'nin elde edilmesi olsun. İki rejimli bir yapıda, $\Pr(s_T = 2|Y_T) = 1 - \Pr(s_T = 1|Y_T)$, p ve q 'nin bilindiği varsayılınsın. Basitlik amacıyla y_0 başlangıç değerinin ve $t = 0$ anında rejimin $s_0 = 2$ olarak bilindiği varsayılırsa $\Pr(s_1 = 2|s_0) = p$ ve $\Pr(s_1 = 1|s_0) = 1 - p$ elde edilir. Daha sonra y_1 değerinin gözlemlendiği varsayılırsa, Bayes Teoremini kullanarak $f_2(y_1)$, $s_1 = 2$ olduğunda uygulanan y_1 'in olasılık yoğunluk fonksiyonu (*pdf*) olmak üzere,

$$\begin{aligned} \Pr(s_1 = 2|Y_1) &= \frac{f(y_1|s_1 = 2, s_0, y_0) \times \Pr(s_1 = 2|s_0, y_0)}{f(y_1|s_0, y_0)} \\ &= \frac{f_2(y_1) \times \Pr(s_1 = 2|s_0)}{f(y_1|s_0, y_0)} \end{aligned} \quad (3.44)$$

elde edilir. Eşitlikte ikinci satırı elde etmek için, s_t 'nin yalnızca s_{t-1} 'e bağlı olduğu dikkate alınırsa, y_0 ile s_1 'in birbiriyle ilişkisi yoktur. Ayrıca payda s_1 'e bağlı değildir. s_1 iki değer (1,2) alabileceğinden paydada gerekli olan *pdf* aşağıda gösterildiği gibi elde edilebilir,

$$\begin{aligned}
f(y_1|s_0, y_0) &= \sum_{s_1=1}^2 f(y_1, s_1|s_0, y_0) \\
&= \sum_{s_1=1}^2 f(y_1|s_1, s_0, y_0) \times \Pr(s_1|s_0) \\
&= p \times f_2(y_1) + (1-p) \times f_1(y_1).
\end{aligned} \tag{3.45}$$

Yukarıdaki (3.45) nolu eşitlik, $f_2(y_1)$ ve $f_1(y_1)$ olasılık yoğunluk fonksiyonlarının ağırlıklı birer ortalamasıdır. Ağırlıklarda $s_1=1$ ve $s_1=2$ olasılıklarıdır. Bayes Teoremi kullanılarak, (3.45) ifadesi herhangi bir t için genelleştirilebilir. Buna göre, herhangi bir t anında mevcut bilgiye koşullu olarak ekonominin ikinci rejimde olma olasılığı *pdf* ve geçiş olasılıkları türünden aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\Pr(s_t = 2|Y_t) = \frac{f_2(y_t) \times \Pr(s_t = 2|Y_{t-1})}{f(y_t|Y_{t-1})} \tag{3.46}$$

(3.42) nolu ifade de,

$$\Pr(s_t = 2|Y_{t-1}) = \sum_{s_{t-1}=1}^2 \Pr(s_t = 2|s_{t-1}) \times \Pr(s_{t-1}|Y_{t-1}) \tag{3.47}$$

ve

$$\begin{aligned}
f(y_t|Y_{t-1}) &= \sum_{s_t=1}^2 f_{s_t}(y_t) \times \Pr(s_t|Y_{t-1}) \\
&= \sum_{s_t=1}^2 f_{s_t}(y_t) \sum_{s_{t-1}=1}^2 \Pr(s_t|s_{t-1}) \times \Pr(s_{t-1}|Y_{t-1}) \tag{3.48}
\end{aligned}$$

şeklindedir.

3.3.8. Markov Değişim Modellerine Dayalı Asimetri Türleri ve Testleri

Hamilton (1989)'dan beri Markov değişim modelleri, konjonktür dalgasının genişleme ve daralma fazlarını karakterize etmenin bir yöntemi olarak, uygulamalı konjonktür dalgası araştırmalarında yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu bağlamda önemli bir konuda asimetrielerin analizidir. Sichel (1993, 224) asimetrik bir döngüyü “bazı fazları, karşıt fazın aynadaki yansımından farklı olan” döngü olarak tanımlamıştır.

Uygulama açısından asimetri sorununu ele almak kolay değildir. Bunun nedenlerinden bir tanesi Demers ve Macdonald (2007) tarafından işaret edildiği üzere seride, asimetri gibi konjonktür dalgası özelliği mevcutsa o zaman serinin normallikten ayrıldığına hükmedilmesidir. Diğer bir neden de literatürde, asimetrinin çok farklı türlerinin tanıtılmış olmasıdır. Dolayısıyla modelin parametrik veya parametrik olmamasına bağlı olarak farklı asimetri türleri mevcuttur.

Literatürde ileri sürülen asimetrinden bir tanesi Friedman (1969,1993) tipi asimetridir. Friedman, resesyonların üretimin büyük geçici (transitory) şoklar tarafından vurulduğu(ndaki) periyotlar olduğunu ileri sürmektedir. Çıktı, çukurları takip ederek yüksek büyümeli bir toparlanma fazına girer ve sonuçta trende geri döner. Buna literatürde Friedman tipi asimetri denir. Buna karşıt bir asimetri türü de Hamilton (1989) tipi asimetridir. Hamilton tipi asimetride, resesyonun üretimin seviyesi üzerinde kalıcı (permanent) bir etkiye sahiptir. Dolayısıyla Hamilton tipi asimetri, Friedman tipi asimetriden farklılık göstermektedir (Chen, 2005,84).⁸

Ramsey ve Rothman (1996) boyuna (longitudial) ve enine (transversal) asimetrileri birbirinden ayırt etmişlerdir. Bu yaklaşımda boyuna asimetri ile konjonktür dalgalarının hareketi ile aynı yöndeki asimetri, enine asimetri ile de konjonktür dalgalarının hareketinin yönüne dik olan asimetri kast edilmektedir.⁹ Parametrik modellerdeki diğer asimetri tiplerinden bir tanesi Beaudry ve Koop (1993) ile Hess ve Iwata (1997)'da detayları bulunacağı üzere şoklara karşı asimetrik kalıcılık şeklindeki asimetri iken bir başka asimetri türü ise Sichel (1991), Diebold, Rudebusch ve Sichel (1993), Filardo (1994), Filardo ve Gordon (1998)'de detayları bulunacağı üzere konjonktür dalgası süre bağımlılığına ilişkin asimetri tipidir.¹⁰

Yukarıda bahsedilen asimetri türleri bir zaman serisine ilişkin olarak düzey (level) seviyede tanımlanmışlardır. Buna karşılık Markov değişim modellerinde

⁸ Her iki asimetrinin ABD ekonomisi üzerine bir uygulamasına ilişkin olarak Kim ve Murray (2002)'e bakılabilir.

⁹ Derinlik ve keskinlik enine asimetrinin bir örneği olarak düşünülebilecekken diklik ise boyuna asimetrinin bir örneği olarak düşünülebilir.

¹⁰ Sichel (1991), parametrik bir risk modeli kullanarak konjonktür dalgası sürecine bir süre bağıllığı ararken, diğer çalışmalar ise zamana bağlı değişen (time varying) yaklaşımın bir uzantısı olarak ele alınabilirler.

asimetrinin yaygın ölçümleri olan diklik, derinlik ve keskinlik¹¹ trendden arındırılmış bir zaman serisi ile ilişkilidirler (Chen, 2005).

Konjonktür dalgalarının başlangıçta birden çok iktisadi değişkende birlikte hareketlerden meydana geldiği düşünülürken (Burns ve Mitchell, 1946), konjonktür dalgası asimetrisi üzerine son dönem araştırmaları geniş çapta, döngü boyunca değişkenlerdeki olası karşılıklı bağıllık ve birlikte hareketler göz ardı edilerek tek değişkenli serilere dayalı olmaktadır¹² (Clements ve Krolzig, 2003).

Tek yada çok değişkenli Markov değişim modelleri, literatürde asimetrisinin test edilmesinde sıklıkla kullanılmaktadır. Dolayısıyla çalışmanın bu bölümünde sırası ile önce, iktisadi değişkenlerdeki asimetri özelliklerinin belirlenmesinde Markov değişim modelleri ile birlikte sıklıkla kullanılan derinlik, diklik ve keskinlik asimetrisinin test edilmesi üzerinde durulacaktır.

3.3.8.1. Asimetri Türleri

3.3.8.1.1. Derinlik Asimetrisi ve Test Edilmesi

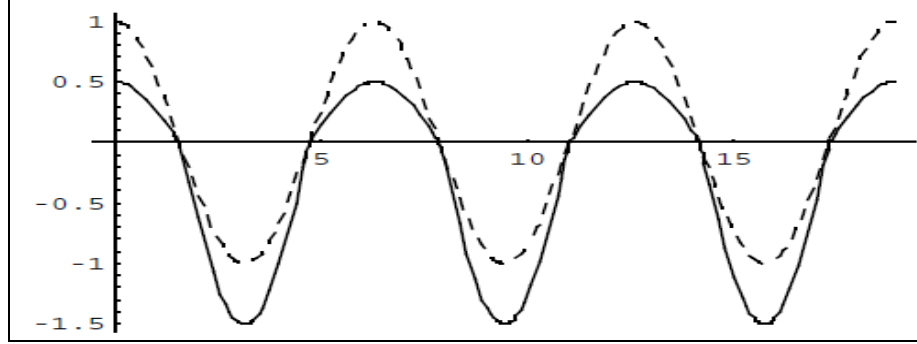
Formel olarak Sichel (1993) tarafından tanımlanan derinlik asimetrisi, Clements ve Krolzig (2003,197) tarafından işaret edildiği üzere çukurların derinliklerinin (veya büyüklüklerinin) tepelerin yüksekliklerinden (veya büyüklüklerinden) daha fazla olup olmadığı ile ilgilidir. Demers ve Macdonald (2007) tarafından belirtildiği üzere, daralma dönemlerindeki büyüme oranları, genişleme dönemlerindeki büyüme oranlarından daha büyükse yani çukurlar, tepelerin uzunluğundan daha derinse sürecin derin (deep) olduğu söylenir. Bu bağlamda derinlik asimetrisi süreç derin olduğunda negatif olarak eğilmiş, süreçten uzun (tall) olarak bahsedildiğinde ise pozitif olarak eğilmiştir.

Derinlik asimetrisinin veya derin bir zaman serisinin şekil üzerinden gösterimi ise Sichel (1993)'e dayalı olarak aşağıdaki gibi yapılabilir. Buna göre kesikli çizgi

¹¹ Keskinlik asimetrisi literatürde aynı zamanda, dönüm noktası (turning point) asimetrisi olarak da isimlendirilmektedir.

¹² İktisadi değişkenlerin konjonktürel dalgalanma anlamında birlikte veya karşıt hareketleri ile öncül ve gecikmeli olması ile ilgili daha detaylı bilgi için Parasız ve Bildirici (2003, 2006)'ya bakılabilir.

simetrik d6ngüyü gösterirken, koyu çizgi ise asimetrik d6ngüyü yani derinlik asimetrisini göstermektedir.



Şekil 4 : Derinlik

Sichel (1993) tarafından yapılan tanıma göre y_t eğik (skewed) değilse, dolayısıyla simetrikse $\{y_t\}$ sürecinin derin veya uzun olmadığı (non-deep or non-tall) söylenir bu durumda:

$$E[(y_t - \mu_y)^3] = 0. \quad (3.49)$$

Detayları Sichel (1993), Clements ve Krolzig (2003), Knüppel (2004), Fallahi ve Rodriguez (2007) ile Demers ve Macdonald (2007) bulunacağı üzere; μ_y ortalamasına ve σ_y standart sapmasına sahip durağan tek değişkenli bir y_t süreci ele alınacak olursa: Aşağıdaki koşul tüm $\varepsilon \in \mathfrak{R}$ için sağlanıyorsa, ortalama açısından koşulsuz olarak simetrik olduğu veya kısaca simetrik olduğu,

$$\Pr(y_t < \mu_y - \varepsilon) = \Pr(y_t > \mu_y + \varepsilon) \quad (3.50)$$

aksi takdirde, sürecin asimetrik olduğu söylenir. Asimetri derecesini ölçmek için Sichel (1993), aşağıda gösterilen standardize edilen üçüncü merkezi momentin yani y_t 'nin eğiklik katsayısının kullanımını önermektedir.

$$\tau_y = \frac{E[(y_t - \mu_y)]^3}{\sigma_y^3} \quad (3.51)$$

Sichel (1993)'in yaklaşımı takip edilecek olursa, asimetrielerin tipine dair bir çıkarım τ_y 'nin işaretine bağlı olarak yapılabilir. Buna göre, $\tau_y < 0$ ise derinlik (deepness) olarak isimlendirilir¹³. $\tau_y > 0$ ise uzunluk (tallness) olarak isimlendirilir. Böylece uzun dağılımlar sağa eğilirken derin dağılımlar sola eğilirler. Eğer $\tau_y = 0$ ise, dağılımın derin olmama durumu sergilediği veya eğik olmadığı söylenir.¹⁴

Clements ve Krolzig (2003), konjonktürel dalgalanmaya konu olan değişkenlerin incelenmesi için yaygın bir şekilde uygun görülen Markov değişim süreçlere dayalı asimetri için parametrik testler ileri sürmüşlerdir. Clements ve Krolzig (2003), *MS* modeli altında asimetri hipotezlerinin Wald tipi testlerini tanıtmışlardır. Düzenlenme biçimiyle sıfır veya yokluk altında modelin hesaplanması gerekmediğinden, hipotezlerin Wald testleri sayısal olarak çekicidir. Genel anlamda hipotezin Wald testi,

$$H_0 : \phi(\lambda) = 0 \text{ ve } H_1 : \phi(\lambda) \neq 0, \quad (3.52)$$

şeklinde olup burada $\lambda = (\mu_1, \dots, \mu_2; \alpha_1, \dots, \alpha_p, \sigma^2; \pi)$ şeklindeki parametre vektörü ve $\phi : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^r$, r rankı, $r = rk\left(\frac{\partial \phi(\lambda)}{\partial \lambda'}\right) \leq \dim \lambda$, ile sürekli türevlenebilir bir fonksiyondur. $\tilde{\lambda}$ ve $\hat{\lambda}$ sırasıyla $\lambda = (\mu_1, \dots, \mu_2; \alpha_1, \dots, \alpha_p, \sigma^2; \pi)$ 'nin kısıtlanmamış ve kısıtlanmış maksimum olabilirlik tahminlerini göstermektedir. Bu durumda Wald test istatistiği W asimtotik olarak normal olan kısıtlanmamış tahminci $\tilde{\lambda}$ 'ya dayalı olmaktadır:

$$\sqrt{T}(\tilde{\lambda} - \lambda) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\tilde{\lambda}}). \quad (3.53)$$

¹³ Daralmaların derinliği kendini negatif eğiklik olarak göstermesinin nedeni, ortalamanın altındaki gözlemlerin ortalama sapmasının, ortalamanın üzerindeki gözlemleri aşmasıdır (Sichel, 1993).

¹⁴ Uygulamalarda $\tau_y \neq 0$ koşulu sağlanıyorsa ancak τ_y 'nin işareti ile ilgilenilmiyorsa, o zaman y_t 'nin sadece derinliğinden bahsedilmektedir. Bu bağlamda derinlik çoğu zaman $\tau_y \neq 0$ 'a veya $\tau_y < 0$ 'a 'a gönderme yapmaktadır.

Ayrıca $\phi(\lambda)$ büyük örnekler için normal olduğu anlaşılmaktadır:

$$\sqrt{T} \left[\phi(\tilde{\lambda}) - \phi(\lambda) \right] \xrightarrow{d} N \left(0, \frac{\partial \phi(\lambda)}{\partial \lambda'} \Big|_{\tilde{\lambda}} \Sigma_{\tilde{\lambda}} \frac{\partial \phi(\lambda)'}{\partial \lambda'} \Big|_{\tilde{\lambda}} \right). \quad (3.54)$$

$H_0 : \phi(\lambda) = 0$ doğru ise ve varyans-kovaryans matrisi tersine çevrilebilir ise bu durumda:

$$T \phi(\tilde{\lambda})' \left[\frac{\partial \phi(\lambda)}{\partial \lambda'} \Big|_{\tilde{\lambda}} \tilde{\Sigma}_{\tilde{\lambda}} \frac{\partial \phi(\lambda)'}{\partial \lambda'} \Big|_{\tilde{\lambda}} \right]^{-1} \phi(\tilde{\lambda}) \xrightarrow{d} \chi^2(r), \quad (3.55)$$

olup burada $\tilde{\Sigma}_{\tilde{\lambda}}, \Sigma_{\tilde{\lambda}}$ 'nin tutarlı tahmincisidir. Derin olmamanın yokluğu veya sıfırı için Wald testi ise;

$$\phi_D(\lambda) = \sum_{m=1}^M \bar{\xi}_m (\mu_m - \mu_y)^3, \quad (3.56)$$

dayalı olmaktadır. Burada $\bar{\xi}_m$, m rejimine ilişkin ergodik olasılığını gösterirken, $\mu_y = \sum_{m=1}^M \bar{\xi}_m \mu_m$ 'de y_i 'nin koşullu olmayan ortalamasını göstermektedir. Burada $\bar{\xi}_m$ ve μ_y sabit değerler almaktadırlar. Dolayısıyla $\lambda_i = \mu_m, m=1, \dots, M$ için $\frac{\partial \phi}{\partial \lambda_i} = 3\bar{\xi}_m (\mu_m - \mu_y)^2$ ve $\lambda_i \in [\alpha_1, \dots, \alpha_p, \sigma^2; \pi]$ için $\frac{\partial \phi}{\partial \lambda_i} = 0$ 'dır.

$M = 2$ için derin olmamanın yokluğu veya sıfırı

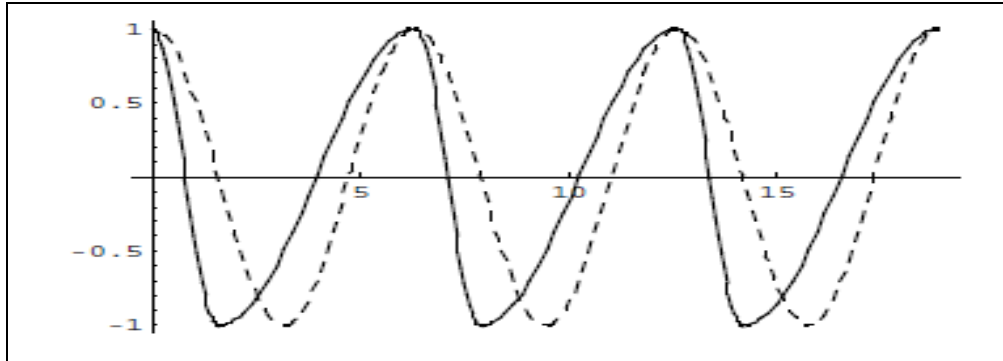
$$T \left[\sum_{m=1}^2 \bar{\xi}_m (\tilde{\mu}_m - \mu_y)^3 \right]^2 \left[\begin{bmatrix} 3\bar{\xi}_1 (\tilde{\mu}_1 - \mu_y)^2 & 3\bar{\xi}_2 (\tilde{\mu}_2 - \mu_y)^2 \end{bmatrix} \tilde{\Sigma}_{\tilde{\lambda}} \begin{bmatrix} 3\bar{\xi}_1 (\mu_1 - \mu_y)^2 \\ 3\bar{\xi}_2 (\mu_2 - \mu_y)^2 \end{bmatrix} \right]^{-1} \xrightarrow{d} \chi^2(1)$$

ile test edilir ve burada $\lambda_D = [\tilde{\mu}_1 \ \tilde{\mu}_2]'$ dir.

3.3.8.1.2. Diklik Asimetrisi ve Test Edilmesi.

Asimetri ile ilgili bir diğer yaklaşım ise diklik (steepness) asimetrisidir. Diklik asimetrisi genişlemelerin ve daralmaların görece eğimlerini belirtmektedir, yani Clements ve Krolzig (2003)'in ifadesiyle daralmaların genişlemelerden daha dik (veya daha az dik) olup olmadığı ile veya bir başka deyişle negatif büyümlerin pozitif büyümlere göre daha hızlı olup olmaması ile ilgilidir. Negatif dik olarak tanımlanan süreçler resesyonlara hızlı girecekler ancak toparlanmaları yavaş olacaktır. Konjonktür dalgalarının ani ve şiddetli resesyonlar olarak karakterize edildiği durumda sürecin, diğer anlamlarının yanı sıra, sürecin negatif derin ve dik olduğu anlamını taşımaktadır.

Diklik asimetrisinin veya dik bir zaman serisinin şekil üzerinden gösterimi ise Sichel (1993)'e dayalı olarak aşağıdaki gibi yapılabilir. Buna göre kesikli çizgi simetrik döngüyü gösterirken, koyu çizgi ise asimetrik döngüyü yani diklik asimetrisini göstermektedir.



Şekil 5 : Diklik

Yukarıdaki şekil daralmaların ani buna karşılık toparlanmaların daha yavaş olarak gerçekleştiği diklik asimetrisini göstermektedir.¹⁵ Sichel (1993) tarafından yapılan tanıma göre Δy_t eğik (skewed) değilse, $\{y_t\}$ sürecinin dik olmadığı (non-steep) söylenir. Bu durumda:

¹⁵ Bir resesyonun gelmesi hızlı olurken bir resesyondan sonraki toparlanma uzun zaman alacaktır. İktisadi birimler tarafından riskten kaçınma, iyi haber aldıklarında onların hızlı hareket etmesini engellerken, kötü haber aldıklarındaysa hızlı davranmaları konusunda onları teşvik etmektedir.

$$E[\Delta y_t^3] = 0. \quad (3.57)$$

Diklik asimetrisi y_t değişkeninin kendisini değil de Δy_t olarak gösterilen y_t 'nin değişimi ile ilgilenmektedir. Bu birinci derece fark stokastik süreci durağan haline getirmek için kullanılmamakta çünkü $\{y_t\}$ varsayımsal olarak zaten durağandır. $\{y_t\}$ 'nin durağanlığı, $\mu_{\Delta y}$, Δy_t 'nin ortalamasını göstermek üzere, $\mu_{\Delta y} = 0$ 'ı ima etmektedir. Dolayısıyla Δy_t simetrik ise $\varepsilon \in \mathfrak{R}$ için,

$$\Pr(\Delta y_t < -\varepsilon) = \Pr(\Delta y_t > \varepsilon), \quad (3.58)$$

sağlanır. Asimetrinin derecesi Δy_t 'nin eğikliğinin katsayısı ile ölçülebilir:

$$\tau_{\Delta y} = \frac{E[\Delta y_t^3]}{\sigma_{\Delta y}^3} \quad (3.59)$$

Eğer $\tau_{\Delta y} = 0$ ise, y_t 'nin dik olmadığı söylenir. $\tau_{\Delta y} \neq 0$ ise asimetrinin bulunduğunu gösterir. y_t 'de bulunan asimetri tipi, $\tau_{\Delta y} < 0$ ise negatif diklik ve $\tau_{\Delta y} > 0$ ise pozitif diklik olarak adlandırılır.

Derinliğin, dikliği ima etmediğini veya engellemediğini ve aynı zamanda dikliğin de derinliği ima etmediğini veya engellemediğini de belirtmek önemlidir. Asimetrinin bu iki kavramı karşılıklı olarak bağımsızdırlar (Knüppel, 2004).

Dik olmamanın yokluğu veya sıfırı için Wald testi;

$$\phi_S(\lambda) = \sum_{i=1}^{M-1} \sum_{j=i+1}^M (\bar{\xi}_i p_{ij} - \bar{\xi}_j p_{ji}) [\mu_j - \mu_i]^3, \quad (3.60)$$

dayalıdır. Burada $\bar{\xi}_m, p_{ij}$ ve μ_y sabit değerler almaktadırlar. Böylece test istatistiği sadece ortalama parametre vektörleri ile ilgilidir:

$$\text{Burada } Q = \frac{\partial \nabla \mu}{\partial \mu'} = \begin{bmatrix} -1 & 1 & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \\ -1 & 0 & & 1 \\ 0 & -1 & 1 & \\ & -1 & 0 & 1 \\ & & \ddots & \\ 0 & & -1 & 1 \end{bmatrix}, \mu = [\mu_1 \dots \mu_M]' \text{ ve } \nabla \mu = \begin{bmatrix} \mu_2 - \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_M - \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_M - \mu_{M-1} \end{bmatrix} \quad (3.61)$$

olmak üzere Wald test istatistiği aşağıda gösterilen biçime sahiptir:

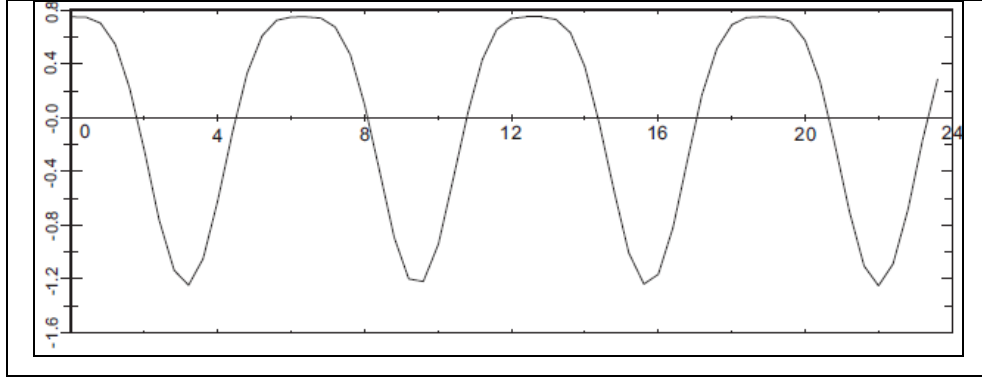
$$\phi(\tilde{\lambda})' \left[\frac{\partial \phi}{\partial \nabla \mu'} Q \left(\frac{1}{T} \tilde{\Sigma}_{\mu} \right) Q' \frac{\partial \phi'}{\partial \nabla \mu'} \right]^{-1} \phi(\tilde{\lambda}) \xrightarrow{D} \chi^2(1). \quad (3.62)$$

3.3.8.1.3. Keskinlik Asimetrisi ve Test Edilmesi.

Parametrik olmayan modeller için geçerli olan bir diğer asimetri ise McQueen ve Thorley (1993) tarafından tanımlanan keskinlik (sharpness) asimetrisidir. Keskin bir serinin daralmadan genişlemeye geçişi, genişlemeden daralmaya geçişinden daha hızlıdır (veya bunun tam tersi). Bu özellik seviye serilerin çukurlara (tepeler) göre, tepelerin (çukurlar) daha yuvarlak olmalarına yol açar. Dolayısıyla çukurlarla tepelerin şekli aynı değilse ve bunlardan birisi yuvarlak diğeri de keskin ise o zaman söz konusu asimetri zaman serisinde bulunmaktadır.

Neftçi (1984) artışların ve düşüşlerin süresini, zaman serisinin dikliğinin bir göstergesi olarak kullanmıştır. Artışların süresi söz konusu zaman serisindeki düşüşlerin süresinden daha fazla olduğunda, daralmalar genişlemelerden daha dik olmaktadır.

Keskinlik asimetrisinin derinlik asimetrisi ile birlikte bir zaman serisinin şekil üzerinden gösterimi ise aşağıdaki gibi yapılabilir. Buna göre çukurdaki geçişler tepelere göre daha derin ve keskindir.



Şekil 6 : Keskinlik ve Derinlik

McQueen ve Thorley (1993)'e göre iki dış rejimden ve iki dış rejime olan geçiş olasılıkları aynı ise y_t sürecinin keskin olmadığı söylenir. Bu durumda:

$$p_{m1} = p_{mM} \text{ ve } p_{1m} = p_{Mm}, \quad m \neq 1, M; \text{ ve } p_{1M} = p_{M1}. \quad (3.63)$$

Dolayısıyla iki rejimli bir modelde keskin olmama durumu $p_{12} = p_{21}$ 'i gerektirirken, üç rejimli bir Markov değişim modelinde ise $p_{12} = p_{32}, p_{13} = p_{31}$ ve $p_{23} = p_{21}$ olması gereklidir. Dört rejimli bir Markov değişim modelinde keskin olmama için geçiş olasılıkları matrisi üzerinde aşağıdaki kısıtlamaların sağlanması gerekmektedir (Clements ve Krolzig, 2003):

$$P = \begin{bmatrix} 1-a-b-c & a & b & c \\ d & * & * & d \\ e & * & * & e \\ c & a & b & 1-a-b-c \end{bmatrix}.$$

Keskin olmamanın sıfır durumu için bir Wald testi;

$$\phi_K(\lambda) = \Phi \pi \quad (3.64)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada tüm $m \neq 1, M$, ve $p_{1M} = p_{M1}$ için Φ matrisi, $p_{m1} = p_{mM}$ $p_{1m} = p_{Mm}$ olacak şekilde tanımlanmıştır. $M=3$ ise derin ve dik olmamayı hesaplamak için test istatistikleri asimtotik olarak $\chi^2(1)$ olacak şekilde

dağıtmış iken, keskin olmamanın sıfır durumunun testine dair test istatistiği ise $p_{12} = p_{32}, p_{13} = p_{31}$ ve $p_{23} = p_{21}$ ortak hipotezlerini test ederken asimtotik olarak $\chi^2(3)$ olarak dağılmıştır (Chen, 2005). Simetrik geçiş olasılıklarının yokluğu veya sıfırı altında Wald istatistiği aşağıda gösterilen biçime sahip olacaktır:

$$W_K = \tilde{\pi}'\Phi' \left[\Phi \left(\frac{1}{T} \tilde{\Sigma}_{\tilde{\pi}} \right) \Phi' \right]^{-1} \Phi \tilde{\pi}. \quad (3.65)$$

Derinlik, diklik ve keskinlik asimetrilerine ilişkin temel özellikler Tablo1'de özetlenmektedir.

Tablo 1: Derinlik, Diklik ve Keskinliğin Tanımları

Kavram	Tanım	Koşul	Eğikliğin Sonucu
Derinlik	<p>Çukurların, tepelerin trendden yukarıda olmasından daha aşağıda olması (Sichel, 1993, 224).</p> <p>Çukurlar, tepelerin yüksekliğinden daha derindir (Sichel, 1993,225).</p> <p>... ortalamanın veya trendinin üstüne göre altında daha az gözleme sahip olmalıdır, ancak ortalama veya trendin altındaki gözlemlerin ortalama sapması asla üstündeki gözlemlerin ortalama sapmasını aşmamalıdır (Sichel, 1993,227) .</p>	<p>y_t eğik değilse $\{y_t\}$ sürecinin derin (uzun) olmadığı söylenir. Böylece:</p> $E[(y_t - \mu_y)^3] = 0$	<p>Negatif eğiklik, derin daralmaları gösterir:</p> $\frac{E[(y_t - \mu_y)^3]}{\sigma_y^3} < 0$ <p>Pozitif eğiklik ise derin genişlemeleri gösterir:</p> $\frac{E[(y_t - \mu_y)^3]}{\sigma_y^3} > 0$
Diklik	<p>Daralmalar, genişlemelerden daha diktir (Sichel 1993:225). Serideki keskin düşüşler, daha ılımlı artışlara göre daha büyük ancak daha nadir olmalıdır (Sichel 1993:228)</p>	<p>Δy_t eğik değilse, $\{y_t\}$ sürecinin dik olmadığı söylenir. Böylece:</p> $E[\Delta y_t^3] = 0.$	<p>Negatif veya Dik daralmalar:</p> $\frac{E[\Delta y_t^3]}{\sigma_{\Delta y}^3} < 0$ <p>Pozitif veya Dik genişlemeler:</p> $\frac{E[\Delta y_t^3]}{\sigma_{\Delta y}^3} > 0$
Keskinlik	<p>Çukurlar daha keskin ve tepeler daha yuvarlaktır (McQueen ve Thorley, 1993). Daralmadan yüksek büyüme geçiş, yüksek büyümeden daralmaya geçişten daha olasıdır</p>	<p>İki dış rejime ve iki dış rejimden geçiş olasılıkları aynı ise $\{y_t\}$ sürecinin keskin olmadığı söylenir. İki rejimli bir modelde, bu $p_{12} = p_{21}$ 'i gerektirir.</p>	

Kaynak: Sichel (1993), McQueen ve Thorley (1993), Clements ve Krolzig (2003) ile Mitchll ve Muysken (2003).

4. MARKOV DEĞİŞİM VEKTÖR OTOREGRESİF MODELİ

4.1. Giriş

Markov deęişim vektör otoregresif modeli, kısaca *MS-VAR*, Hamilton (1989,1990) tarafından geliştirilen tek deęişkenli Markov deęişim modelinin Krolzig (1997) tarafından çok deęişkenli duruma genelleştirilmiş halidir. *MS-VAR* model sınıfının arkasındaki temel fikir, Sims (1980)'den itibaren makro iktisatta yaygın araştırma stratejisi olmuş doğrusal vektör otoregresif modellerinden farklı olarak, sistem rejim deęişikliği ile karşı karşıya ise *VAR* sürecinin parametrelerinin rejim deęişikliği ile beraber deęişebilmesine imkan tanınmasıdır. Bu bağlamda *MS-VAR* modeli rejimde kaymalara konu olan zaman serilerine ilişkin olarak, p 'inci dereceden basit sonlu bir *VAR* modelinin genelleştirilmesi olarak nitelendirilebilir.

MS-VAR modeli, üç gelenek üzerine kuruludur. Bunlardan birincisi, sistemin deęişkenlerinin ilişkisinin analizi ile sisteme etki eden yeniliklerin dinamik yayılımı için olan yapı yani doğrusal zamanla deęişmeyen *VAR* modelidir. İkincisi Baum ve Petrie (1966) ile Baum ve dię. (1970) tarafından tanıtılan, Markov zincirlerinin olasılıksal fonksiyonları için temel istatistiksel teknikler ve Pearson (1894)'a atfedilen normal dağılımların karması ile Blackwell ile Koopmans (1975) ve Heller (1965)'a kadar geriye giden gizli Markov zinciri modelidir. Üçüncüsü Goldfeld ve Quandt (1973) tarafından sunulan Markov deęişim regresyon modelleri ile, Markov deęişim regresyon modellerinin istatistiksel analizine yönelik Baum ve dię. (1970) fikirlerine dayanan Lindgren (1978) çalışmasıdır. Zaman serileri bağlamında ise *MS* modelinin tanıtılması, Hamilton'ın 1988 ve 1989 çalışmaları ile olmuştur. Ayrıca egzogen rejim üreten bir sürece bağlı olan bir Gaussian *VAR* süreci olarak *MS-VAR* modelleri, Tjøstheim (1986) tarafından tanıtılan çifte stokastik süreçler kavramı kadar durum uzay modelleri ile de yakından ilişkilidir (Krolzig, 1997, 1998).

MS – VAR üzerine yapılan pek çok çalışmada, Krolzig (1997) tarafından geliştirilen yaklaşım örneğin farklı rejimlerde aynı gecikme uzunluklarının kullanılması, geçiş olasılıklarının sabit olması, BLHK temelli EM algoritması gibi ya tamamen yada ufak değişikliklerle pek çok çalışmada kullanılmıştır.

MS – VAR modelleme yaklaşımına ilişkin söz konusu literatürdeki çalışmalardan bazıları ise; güneş lekeleri ve çoklu denge ile ilgili olarak Chauvet ve Guo (2003), para politikası ile ilgili olarak Owyang (2002), Fujiwara (2006), Mehrotra (2009), krizlerle ilgili olarak Fratzscher (2002), Tillmann (2004), Pontines ve Siregar (2008), konjonktür dalgaları üzerine Kontolemis (1999), Krolzig (2001,2001a), Saltoğlu, Şenyüz ve Yoldaş (2003), Ferrara (2003), Krolzig ve Toro (2004), Artis, Krolzig ve Toro (2004) ile Anas ve diğ.(2007), borsa üzerine Hondroyiannis ve Papapetrou (2006), Ismail ve Isa (2008), Guidolin ve Hyde (2009), uluslararası üretim ilişkisi üzerine Chen ve Shen (2007), Chen (2009), faiz oranları üzerine Tillmann (2001) ve döviz kurları üzerine Kumah (2007) şeklindedir.

4.2. MS-VAR Modellerine İlişkin Teorik Çerçeve

Chauvet ve Guo (2003)'nun işaret ettiği üzere pek çok dinamik iktisadi model, cari gözlemlenebilen değişkenler ile gelecekteki değişkenler arasında beklentisel ilişkiler varsaymaktadır. Bu bağlamda, y_t ilgilenilen değişkenleri içeren $n \times 1$ boyutlu bir vektör ve y_t^* 'de Y_{t-1} bilgi setini kullanılarak oluşturulan y_t 'nin beklentisi olsun. Bu durum aşağıda gösterilen (4.1) ile ifade edilebilir:

$$y_t = y_t^* + u_t \quad (4.1)$$

Burada u_t öngörü hatasıdır. (4.1)'in her iki tarafının koşullu beklentilerini alınırsa aşağıda gösterilen (4.2) elde edilir:

$$y_t^* = E[y_t | Y_{t-1}] \quad (4.2)$$

(4.2)'nolu eşitliğin sağ tarafı beklenti oluştuğunda eldeki mevcut verilere dayalı objektif beklenti iken, sol tarafı iktisadi ajanların subjektif inançları olarak yorumlanabilir. Daha sonra bir *VAR* yapısı ele alınacak alınırsa,

$$y_t = \mu + \sum_{k=1}^p A_k y_{t-k} + u_t \quad (4.3)$$

dir. Yukarıdaki (4.3)'nolu eşitlikte A_k , y_t 'nin k .gecikmesine ilişkin $n \times n$ parametre matrisini ve μ ise sürüklenme (drift) terimidir. Bu VAR çerçevesi iktisadi birimlerin koşullu beklentilerini formüle etmek için, y_t 'nin geçmiş p periyodundaki gözlemleri kullandıklarını önermektedir. Yani,

$$y_t^* = \mu + \sum_{k=1}^p A_k y_{t-k} \quad (4.4)$$

ve $n \times 1$ boyutlu hata terimi u_t 'nin $E[u_t] = 0$ 'ı sağlaması gerekmektedir. Bu bağlamda, $t = 1, \dots, T$ olmak üzere K boyutlu zaman serisi vektörü $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ için p inci dereceden bir otoregresyon aşağıda gösterildiği gibidir.

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t \quad (4.5)$$

Hata teriminin normal dağıldığı varsayılıyorsa, $u_t \sim NIID(0, \Sigma)$, denklem (4.4) kararlı bir Gausyen $VAR(p)$ modelinin sabitli biçimi olarak ifade edilir. (4.4) nolu ifade bir VAR modelinin ortalama çıkarılmış biçimi olarak ise (4.5)'deki gibi yeniden parametrize edilebilir.

$$y_t - \mu = \sum_{i=1}^p A_i (y_{t-i} - \mu) + u_t, \quad (4.6)$$

Burada $\mu = (I_K - \sum_{j=1}^p A_j)^{-1} v$, y_t 'nin $(K \times 1)$ boyutlu ortalamasıdır.

Zaman serisi rejimdeki değişmelere bağlı ise, doğal olarak parametreleri zamanla değişmeyen VAR modeli uygun olmayabilir. Bu durumda $MS-VAR$ modeli genel bir rejim değişim çatısı olarak düşünülebilir. Bu sınıf modellerin arkasındaki genel düşünce gözlemlenen zaman serisi vektörü y_t 'nin altında yatan veri yaratım süreci,

parametrelerinin gözlemlenemeyen rejim değişkeni s_t 'ye bağlı olmasıdır (Krolzig, 1997).

Krolzig (1996,1997, 1998), Fratzscher (2002) ve Sierimo (2002)'nin çalışmaları takip edilecek olursa, M olası olan rejim sayısını göstermek üzere, $s_t \in \{1, \dots, M\}$, gözlemlenen zaman serisi vektörü y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki şekildedir:

$$p(y_t | Y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} s_t = 1 \text{ ise, } f(y_t | Y_{t-1}, \theta_1) \\ \vdots \\ s_t = M \text{ ise, } f(y_t | Y_{t-1}, \theta_M) \end{cases} \quad (4.7)$$

Yukarıdaki (4.7)'nolu y_t 'ye ait yoğunluk fonksiyonunda, θ_m rejim $m = 1, \dots, M$ deki VAR parametre vektörünü ve Y_{t-1} ise $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$ gözlem değerlerini ifade etmektedir.

Böylece, belirli bir s_t rejimi için, zaman serisi vektörü y_t p . dereceden bir vektör otoregresif süreç ($VAR(p)$ modeli) tarafından aşağıdaki gösterildiği gibi yaratılır,

$$E[y_t | Y_{t-1}, s_t] = c(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-j}, \quad (4.8)$$

Burada $u_t = y_t - E[y_t | Y_{t-1}, s_t]$ Gaussyen olduğu varsayılan $\Sigma(s_t)$ varyans-kovaryans matrisli innovasyon sürecidir, yani $u_t | s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$.

M rejimli ve p . dereceden bir $MS-VAR$ sürecinin en genel biçimi (4.9)'da gösterildiği gibidir:

$$y_t = c(s_t) + A_1(s_t) y_{t-1} + \dots + A_p(s_t) y_{t-p} + u_t \quad (4.9)$$

Ortalama ayarlanmış $VAR(p)$ modelinin genelleştirilmesinde p dereceli ve M rejimli $MS-VAR$ modeli,

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad (4.10)$$

şeklinde tanımlanabilir. (4.9) ve (4.10)'da yer alan $u_t | s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ ve $c(s_t), \mu(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \Sigma(s_t)$ gerçekleşen rejim $s_t \in \{1, \dots, M\}$ 'de $\mu, A_1, \dots, A_p, \Sigma$ parametrelerine bağımlılığı tanımlayan parametre değişim veya kayma fonksiyonlarıdır.

4.3. Rejim Yaratım Süreci

Krolzig (1997, 1998)'in çalışmalarında detayları görüleceği üzere, veri yaratım süreci (4.9) ve (4.10)'nolu denklemler ile tamamlanmaz. Parametre yaratım süreci için bir model formüle edilmesi gereklidir. $MS-VAR$ modellerinin arkasındaki temel fikir gözlemlenemeyen rejim değişkeni s_t 'ye bağlı olan gözlemlenen çok değişkenli zaman serisi y_t 'nin altındaki veri yaratım sürecinin parametreleridir. Rejimler gözlemlenemez olduğundan, ilk olarak rejimi yaratan süreç için gözlemlenen verinin zamanın her noktasında mümkün tüm durumlara ilişkin çıkarsama yapılmasını sağlayacak şekilde, bir model formüle edilmelidir. Kısaca, rejimlerin evrimi veriden çıkartılabilir.

$MS-VAR$ modellerinde rejim değişkeni $s_t \in \{1, \dots, M\}$ 'nin gözlemlenemeyen gerçekleşmesinin, (4.11)'de gösterilen geçiş olasılıklarına sahip kesikli zamanlı, kesikli durumlu homojen bir Markov stokastik süreci tarafından yaratıldığı varsayılmaktadır:

$$\Pr(s_t | \{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}) = \Pr(s_t | s_{t-1}; \rho) \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall_{i,j} \in \{1, \dots, M\}$$

Burada ρ rejimi yaratan sürecin parametre vektörünü göstermektedir. Ayrıca, rejim değişkeni s_t 'nin indirgenemez, ergodik, M durumlu geçiş olasılık matrisli bir Markov süreci takip ettiği varsayılmaktadır. Geçiş olasılıkları $i = 1, \dots, M$ için $p_{i,M} = 1 - p_{i,1} - \dots - p_{i,M-1}$ olmak üzere $P = [p_{ij}]_{M \times M}$ (4.12)'de gösterilen geçiş olasılıkları matrisinde toplanabilir,

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{M1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{M2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1M} & p_{2M} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (4.11)$$

Herhangi bir geçiş olasılık matrisini tanımlayan özellikler ise; tüm elemanları pozitif ve herhangi bir durumundan başka bir duruma sistemin hareket etmesi gerektiğinden $P1 = 1$ olup, burada $1 = (1, \dots, 1)'$ m boyutlu vektör olacak şekilde tüm sütunların toplamı birdir. Ergodiklik ve indirgenememe varsayımları $MS-VAR$ modellerinin teorik özellikleri için gereklidir. Ergodiklik, bir Markov zincirinde P geçiş olasılıkları matrisinin en büyük öz değerinin bir ve diğer tüm öz değerlerinin birden küçük olmasıdır. Bu koşul altında rejimlerin durağan yada koşullu olmayan olasılık dağılımı mevcuttur. Eğer tüm rejimler pozitif bir koşulsuz olasılığa sahipse, sürecin indirgenemez olduğu söylenir. Bu özellik ile zincirdeki her bir durumdan diğer duruma ulaşmak mümkün olmaktadır.

4.4. Veri Yaratım Süreci

$MS-VAR$ modelleme yaklaşımında veri yaratım süreci Krolzig (1997, 1998)'in yaklaşımı takip edilirse aşağıdaki gibi açıklanabilir. Buna göre, rejim s_t ve gecikmeli endojen değişkenler $Y_{t-1} = (y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_1, y'_0, \dots, y'_{1-p})'$ veri iken ve (4.9) ve (4.10)'da hata terimi u_t 'nin normal dağıldığını varsayıldığında, gözlemlenen zaman serisi değişkeni y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu $p(y_t | s_t, Y_{t-1})$,

$$p(y_t | s_t = l_m, Y_{t-1}) = \ln(2\pi)^{-1/2} \ln |\Sigma|^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (y_t - \bar{y}_{lm})' \Sigma_m^{-1} (y_t - \bar{y}_{lm}) \right\}, \quad (4.12)$$

şeklindedir. (4.12)'de yer alan $\bar{y}_{m_t} = E[y_t | s_t, Y_{t-1}]$ rejim m 'deki y_t 'nin koşullu beklentisidir. Böylece rejim s_t veri iken y_t 'nin koşullu yoğunluğu, (4.4)'nolu denklemde tanımlanan *VAR* modelinde olduğu gibi normaldir. Buna göre;

$$y_t | s_t = m, Y_{t-1} \sim NID(\bar{y}_{m_t}, \Sigma_m), \quad (4.13)$$

$t-1$ zamanındaki mevcut bilgi setinin sadece örnek gözlemlerinden ve Y_{t-1} 'de toplanan ön örnek değerleri ile s_{t-1} 'e kadar Markov zincirinin durumlarından oluştuğu varsayılırsa, y_t 'nin koşullu yoğunluğu normallerin bir karmasıdır.

$$\begin{aligned} p(y_t | s_{t-1} = i, Y_{t-1}) &= \sum_{m=1}^M p(y_t | s_{t-1} = i, Y_{t-1}) \Pr(s_t = m | s_{t-1} = i) \\ &= \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^M p_{im} (\ln(2\pi))^{-1/2} |\Sigma_m|^{-1/2} \exp\{(y_t - \bar{y}_{m_t})' \Sigma_m^{-1} (y_t - \bar{y}_{m_t})\} \end{aligned} \quad (4.14)$$

ξ_t sistemin gözlemlenemeyen durumunu göstermek üzere, s_t ve Y_{t-1} üzerine koşullu y_t 'nin yoğunluğu η_t vektöründe toplanır ise,

$$\eta_t = \begin{bmatrix} p(y_t | \xi_t = 1, Y_{t-1}) \\ \vdots \\ p(y_t | \xi_t = M, Y_{t-1}) \end{bmatrix}, \quad (4.15)$$

(4.14)' nolu ifade (4.15)'de gösterildiği gibi daha yoğun olarak yazılabilir,

$$p(y_t | \xi_{t-1}, Y_{t-1}) = \eta_t' P' \xi_{t-1}. \quad (4.16)$$

Rejimin gözlemlenemez varsayıldığında, mevcut bilgi seti yalnızca gözlemlenen zaman serisinden oluşmaktadır ve ξ_t gözlemlenmemiş rejim vektörünün $\Pr(\xi_t | Y_t)$ çıkarımı ile yer değiştirmesi gerekmektedir. Y_t bilgi seti verili olmak üzere m

rejiminde olma olasılıkları $\xi_{m|t}$ olarak gösterilir ve $\hat{\xi}_{t|t}$ vektöründe aşağıda gösterildiği gibi toplanır.

$$\hat{\xi}_{t|t} = \begin{bmatrix} \Pr(s_t = 1 | Y_t) \\ \vdots \\ \Pr(s_t = M | Y_t) \end{bmatrix} \quad (4.17)$$

Bu iki yoruma izin verir. Birincisi Y_t veri iken $\hat{\xi}_{t|t}$, ξ_t 'nin kesikli koşullu olasılık dağılımını gösterir. İkinci olarak; Y_t veri iken $\hat{\xi}_{t|t}$, ξ_t 'nin koşullu ortalamasına eşittir. Bu ξ_t 'nin elemanlarının ikililiğinden ileri gelmektedir ve bu da $E[\xi_{mt}] = \Pr(\xi_{mt} = 1) = \Pr(s_t = m)$ olduğunu ima eder. Böylece, Y_{t-1} 'e dayalı olarak y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluğu aşağıdaki şekilde ifade edilir;

$$\begin{aligned} p(y_t | Y_{t-1}) &= \int p(y_t, \xi_{t-1} | Y_{t-1}) d\xi_{t-1} \\ &= \int p(y_t | \xi_{t-1}, Y_{t-1}) \Pr(\xi_{t-1} | Y_{t-1}) d\xi_{t-1} \\ &= \eta_t' P' \hat{\xi}_{t-1|t-1} \end{aligned} \quad (4.18)$$

Y_0 için ön örnek değerleri veri iken, ξ durumu üzerine koşullu $Y \equiv Y_T$ örneğinin yoğunluğu,

$$p(Y | \xi) = \prod_{t=1}^T p(y_t | \xi_t, Y_{t-1}). \quad (4.19)$$

şeklindedir. Buradan hareketle zaman serisinin gözlem değerleri ile gözlemlenemeyen durumların ortak olasılık dağılımı,

$$p(Y, \xi) = p(Y | \xi) \Pr(\xi) = \prod_{t=1}^T p(y_t | \xi_t, Y_{t-1}) \prod_{t=2}^T \Pr(\xi_t | \xi_{t-1}) \Pr(\xi_1). \quad (4.20)$$

(4.20)'de gösterildiği gibidir. Böylece Y 'nin koşulsuz yoğunluğu, marjinal yoğunluk tarafından verilir:

$$p(Y) = \int p(Y, \xi) d\xi. \quad (4.21)$$

Rejim vektörü ξ_t 'nin koşullu dağılımı, $Pr(\xi|Y) = f(Y, \xi) / f(Y)$ biçimindedir. Dolayısıyla istenen koşullu rejim olasılıkları $Pr(\xi_t|Y)$, $Pr(\xi|Y)$ 'nin marjinalizasyonu ile türetilebilir. Gelecek dönemlere ilişkin rejim olasılıkları ise, detayları Krolzig (1997)'de bulunacağı üzere, (4.22)'de gösterildiği üzere bir tahmin kuralında özetlenebilir:

$$\begin{bmatrix} Pr(s_{T+h} = 1|Y) \\ \vdots \\ Pr(s_{T+h} = M|Y) \end{bmatrix} = [P']^h \begin{bmatrix} Pr(s_T = 1|Y) \\ \vdots \\ Pr(s_T = M|Y) \end{bmatrix} \quad (4.22)$$

4.5. Rejim Kayma Fonksiyonu

Doğrusal olmayan modellerde yaygın olarak kullanıldığı üzere sisteme, gösterge değişkenler eklemek ve dolayısıyla sistemi tek bir eşitlik olarak formüle etmek, parametre kaymalarını daha açık tanımlamada faydalı olur. Buna göre, Krolzig'in 1998, 2006 çalışmaları takip edilecek olursa, $m = 1, \dots, M$ için, gösterge fonksiyon veya değişkenler, $I(s_t = m)$,

$$I(s_t = m) = \begin{cases} s_t = m & \text{ise } 1 \\ \text{diğer} & 0 \end{cases} \quad (4.23)$$

şeklindedir. Buradan hareketle, rejim değişkeni s_t 'nin gerçekleşmesi hakkındaki tüm bilgi ξ_t vektöründe toplanırsa,

$$\xi_t = \begin{bmatrix} I(s_t = 1) \\ \vdots \\ I(s_t = M) \end{bmatrix}$$

elde edilir. Burada ξ_t vektörü, sistemin gözlemlenmemiş durumunu tanımlamakta ve ikili (binary) değişkenlerden oluştuğu için aşağıdaki (4.23) ile gösterilen özelliği sağlamaktadır.

$$E[\xi_t] = \begin{bmatrix} \Pr(s_t = 1) \\ \vdots \\ \Pr(s_t = M) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Pr(\xi_t = \iota_1) \\ \vdots \\ \Pr(\xi_t = \iota_M) \end{bmatrix}$$

Yukarıdaki yer alan ι_m , birim matrisin m . sütunudur. Böylelikle ξ_t 'nin koşullu beklentisi $E[\xi_t]$, s_t 'nin olasılık dağılımını belirtir.

4.6.MS-VAR Sürecinin Sınıflandırılması

Krolzig'in *MS-VAR* modelleme yaklaşımı, sınıflandırma açısından oldukça esnek bir çatı sağlamaktadır. Krolzig'in yaklaşımı tüm parametrelerin rejim değişikliğinden etkilendiği genel durum dışında aynı zamanda, ortalamanın veya sabit teriminin rejime bağlı olup olması veya hata teriminin değişen varyans özelliği taşıyıp taşıyamamasına veya otoregresif parametrelerin rejimlere göre değişip değişmemesine, yani sadece belirli parametrelerin rejimle beraber değişebildiği bir sınıflandırma yapılabilmesine imkan vermektedir. Ancak tüm parametrelerin rejim değişikliği ile farklılaştığı modelin uygulamada hesaplanması gereken parametre sayısının çokluğu ve bu bağlamda iktisadi yorumunun güçlüğü nedeniyle Krolzig (1997) tarafından çok pratik olmadığı ifade edilmiştir. Dolayısıyla uygulamalı çalışmalarda yalnızca bazı parametrelerin rejim değişkenine bağlı olacağı buna karşılık, diğer parametrelerin ise bağlı olmadığı varsayılmaktadır. Farklı *MS-VAR* süreçlerine ilişkin olarak Krolzig (1997, 1998)'in yaklaşımı Tablo 2'de özetlenmiştir.

Tablo 2: MSVAR Model Türleri

		MSM	MSI Yapısı		
		μ değişir	μ sabit	v değişir	v sabit
A_j sabit	Σ sabit	MSM-VAR	Doğrusal MVAR	MSI-VAR	Doğrusal VAR
	Σ değişir	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A_j değişir	Σ sabit	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	Σ değişir	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

Kaynak: Krolzig (1997,1998)

Tabloda yer alan M ortalamayı, I sabiti, A otoregresif parametreleri ve H heteroskedastisiteyi ifade etmektedir.

Tablo 2'den de görüleceği üzere Krolzig'in yaklaşımında, temelde iki tür rejim değişimi veya kayması söz konusudur. Birincisi ortalama için söz konusu olmaktadır ve $MSM(M)-VAR(p)$ süreci olarak isimlendirilmektedir. Bu süreç,

$$y_t = \mu(s_t) + \left[\sum_{k=1}^p A_k (y_{t-k} - \mu(s_{t-k})) + u_t \right] \quad (4.24)$$

şeklinde ifade edilmektedir. (4.24)'nolu eşitlikte $u_t | s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ şeklindedir ve $\mu(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \Sigma(s_t)$ gerçekleşen rejim s_t üzerine $\mu, A_1, \dots, A_p, \Sigma$ parametrelerinin bağımlılığını tanımlayan parametre değişim fonksiyonlarıdır. Örneğin,

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & \text{eğer } s_t = 1, \\ \vdots & \\ \mu_M & \text{eğer } s_t = M. \end{cases}$$

biçimindedir. İkinci tür rejim kayması ise, sabit için söz konusu olmaktadır ve $MSI(M)-VAR(p)$ süreci olarak isimlendirilmektedir. Bu süreç,:

$$y_t = c(s_t) + \sum_{k=1}^p A_k y_{t-k} + u_t \quad (4.25)$$

şeklinde ifade edilmektedir. (4.25)'nolu eşitlikte, $u_t | s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ şeklindedir ve diğer parametrelere ilişkin özellikler ortalama değişim modelinde olduğu gibidir. Örneğin,

$$c(s_t) = \begin{cases} c_1 & \text{eğer } s_t = 1, \\ \vdots & \\ c_M & \text{eğer } s_t = M. \end{cases} \quad (4.26)$$

şeklindedir.

Doğrusal *VAR* modeline karşıt olarak (4.24)'teki ortalama ve (4.25)'teki sabit içeren bir *MS(M)-VAR(p)* modeli eşdeğer değildir. Krolzig (1997, 2003) bu biçimlerin rejimdeki bir değişiklikten sonra gözlemlenen değişkenler üzerinde farklı dinamik ayarlamaları beraberinde getirdiğini göstermiştir. Buna göre (4.24) ve (4.25) nolu modellerin temel farkı, rejimler arasındaki geçişlerin şeklidir. Model (4.24)'te rejimde bir değişimden sonra sürecin ortalamasında bir kerelik bir sıçrama söz konusudur. (4.25)'nolu modelde ise, bir durumdan diğer duruma geçişten sonra yeni bir seviyeye yavaşça yaklaşılması söz konusudur. Bu bağlamda (4.24) nolu model bir rejimden diğer rejime geçişin keskin veya ani olduğu durumlar için kullanılırken, bir rejimden diğer rejime geçişin yumuşak olduğu durumlarda ise (4.25) nolu model kullanılmaktadır.

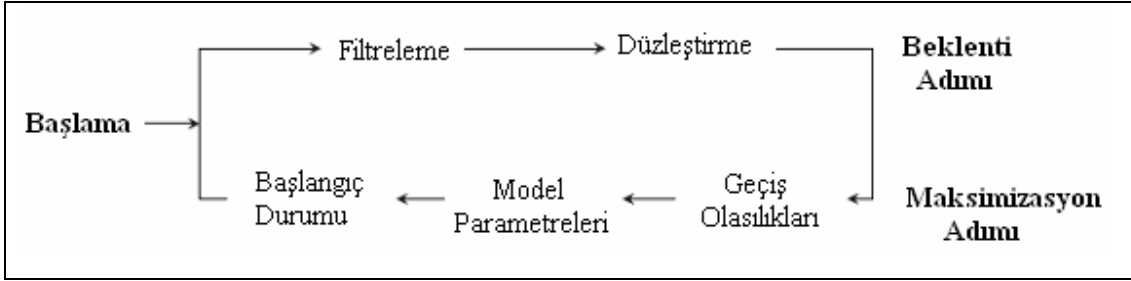
(4.24) ve (4.25) nolu eşitliklerdeki *MSI* ve *MSM* modelleri otoregresyonun derecesi sıfır, $p = 0$, ise özellikleri eş değerdir ve *MS-VAR* modeli egzojen değişkenler içermesi durumunda ise, örneğin ortalama ayarlanmış biçiminin sunumu, *MS(M)-VARX(p)* şeklinde olmaktadır.

4.7. Tahmin Süreci

MS-VAR modellerinde parametre tahmini için en uygun yöntem, maksimum olabilirlik (likelihood) yöntemiyle birlikte Beklenti Maksimizasyonu, kısaca EM, algoritmasının kullanılmasıdır. EM algoritması yinelemeli bir maksimum olabilirlik hesaplama biçimidir.

EM algoritması Dempster, Laird ve Rubin (1977) tarafından geliştirilmiş fakat Markov değişim modellerine uygulanması Hamilton (1990) tarafından gerçekleştirilmiştir. *EM* algoritması genel olarak eksik gözlemlili veya gözlemlenemeyen değişkenli modeller için, olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden bir yöntemdir. Bu yöntem gizli verilerin ilk değerlerinin tahmini ile başlamakta ve yinelemeli olarak gözlenmiş verilerin olasılığını arttıran yeni bir ortak dağılımı ortaya çıkarmaktadır.

EM Algoritmasının işleyişi temel olarak Şekil 7’de gösterildiği gibidir:



Şekil 7: EM Algoritması

Şekil 7’den da görüleceği üzere *EM* algoritmasının her bir yinelemesi, beklenti ve maksimizasyon adımı olmak üzere temelde iki adımdan oluşur. Beklenti adımında rejim olasılıkları tahmin edilirken modelin diğer parametrelerinin maksimum olabilirlik tahminleri, beklenti adımından elde edilen rejim olasılıkları veriyken maksimizasyon adımından elde edilmektedir.

4.7.1. Beklenti Adımı

Filtreleme ve düzleştirme yinelemeleri genelde Hamilton (1989,1990) ile ilişkilendirilmekle beraber temelde, Baum ve Petrie (1966) ile Baum ve diğ.(1970) tarafından gizli Markov zincirinin yeniden oluşturulması amacıyla tanıtılmış, bunların geliştirdiği algoritma ise Lindgren (1978) tarafından Markov rejim değişim regresyon modellerine uyarlanmıştır. Markov değişimli zaman serisi modellerine yönelik filtreleme ve düzleştirme algoritmalarının temeli Cosslett ve Lee (1985) ile ilişkili olmakla beraber Hamilton’ın (1988, 1989, 1994) çalışmaları ile literatürde oldukça sık kullanılır hale gelmiştir.

EM algoritması beklenti adımı ile yinelemeye başlar ve beklenti adımında, gözlemlenemeyen yani gizli ξ_t durumlarını tahmin etmek için filtreleme ve düzeltme yinelemeleri kullanır. Bu bağlamda *EM* algoritmasının beklenti adımı, gözlemlenmemiş durumların düzeltilmiş olasılıklarının elde edilmesidir. Koşullu olasılıklar yinelemeli olarak hesaplanır.

4.7.1.1.Filtreleme

Zaman serisi değişkeni y_t gözlemlenirken durum değişkeni s_t 'nin gözlemlenmemesi durumunda, Hamilton (1990) tarafından işaret edildiği üzere üç tane önemli sorun ortaya çıkmaktadır. Bunlardan birincisi y 'nin gözlemlerine dayalı olarak, t zamanında durum değişkeninin değerine ilişkin çıkarsama sorunudur. İkincisi y 'nin gözlem değerleri veriyken, y_{t+h} 'nin en iyi tahmincisinin ne olduğu yani tahmin sorunudur. Üçüncüsü ise, gözlemlenmiş veri ile en uygun olan parametreleri tahmin etmek yani parametre tahmin sorunudur. Hamilton, 1989 ve 1990 çalışmaları ile yukarıda ifade edilen üç soruna tekrarlamalı ve doğrusal olmayan filtreye dayalı bir çözüm önermektedir. Ayrıca Hamilton 1989 çalışmasında, algoritmasını zaman serilerinin dönüm noktaların istatistiksel olarak belirlenmesinin formülüzasyonu olarak görülebileceğini ifade etmiştir.

MS-VAR modellerine ilişkin önemli çalışmaları gerçekleştiren diğer bir isim olan Krolzig 1997 çalışmasında, konunun geliştirilmesinde diğer araştırmacıların katkılarının göz ardı edilmemesi gerektiğini belirterek, *MS-VAR* modelleri için filtre ve düzeltirici yinelemesini Baum (1970), Lindgren (1978), Hamilton (1988,1989), Kim (1994) tarafından yapılan çalışmalara istinaden BLHK filtresi ve düzeltiricisi olarak isimlendirmiştir.

BLHK veya Hamilton filtresi, Krolzig (1997) ve Hamilton ve Raj (2001) tarafından işaret edildiği üzere, Kalman filtresi ile benzerlik göstermektedir. Kalma filtresindeki gözlemlenmemiş durum değişkeni, rassal hataları normal dağılan bir doğrusal fonksiyon iken, Markov değişim modeli ise gözlemlenmemiş durum değişkeni kesikli bir Markov zinciridir. Bu bağlamda BLHK veya Hamilton filtresi,

Krolzig (1997) ile Hamilton ve Raj (2001) işaret edildiği üzere Kalman filtresinin kesikli bir biçimidir.

Filtre yöntemlerinin amacı, mevcut bilgi setini yani Y_t 'yi kullanarak, gözlemlenmemiş rejim değişkeninin olasılık dağılımını elde etmektir. Doğrusal olmayan bir filtre Paliouras (2007) tarafından belirtildiği üzere seride ardışık bağımlılık olması gibi bazı durumlarda daha uygun bir tahmin aracı olabilmektedir.

Hamilton (1989)'ın filtresi¹ t anındaki mevcut bilgi seti Y_{t-1} veriyken, gözlemlenmemiş durum değişkeninin optimal değerini hesaplayan bir algoritmadır. Hamilton'ın söz konusu filtresi, y_t 'nin yoğunluğunu cari ve önceki duruma bağlı olarak, yani $AR(1)$ yapısı bağlamında ele alır. Krolzig (1997, 2003)'ün yaklaşımı ise, y_t 'nin yoğunluğunu sadece cari duruma bağlı olarak yani gecikme katsayısının söz konusu olmadığı $AR(0)$ çerçevesinde ele alır.

Filtreleme algoritması Hamilton (1989, 1990, 1993,1996), Krolzig (19997, 2003) ile Kim ve Nelson (1999)'a dayalı olarak aşağıdaki şekilde özetlenebilir. Buna göre t anında y_t gözlemlenmeden önce yani bilgi seti Y_{t-1} 'e koşullu iken, filtre her bir t için $\Pr(s_{t-1} = i | Y_{t-1})$ 'den başlayarak (4.27) ile (4.31) arasında gösterildiği gibi ilerler ve sonuçta $\Pr(s_t = j | Y_t)$ hesaplanır. Bu bağlamda s_t ve s_{t-1} 'in $t-1$ anındaki gözlem değerlerine veya mevcut bilgiye koşullu ortak yoğunluğu,

$$\begin{aligned}\Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1}) &= \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, Y_{t-1}) \times \Pr(s_{t-1} = i | Y_{t-1}) \\ &= \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) \times \Pr(s_{t-1} = i | Y_{t-1})\end{aligned}\quad (4.27)$$

¹ Hamilton, 1989 çalışmasında filtrelemeyi anlattığı kısımda iki çalışmadan bahsetmektedir. Bunlardan bir tanesi temel filtrenin özel bir durumu olarak görülebileceğini ifade ettiği Neftçi'nin 1982 çalışması ile Sclove (1983)'nin çalışmasıdır. Hamilton kendi çalışması ile Sclove'nin çalışması arasındaki yaklaşım ve hesaplama farklılıklarından bahsetmiş ayrıca kendisinin konuyla ilgili yaklaşımının, Neftçi (1984)'nin ABD işsizlik verisinin analizinin doğal bir uzantısı olarak görülebileceğini ifade etmiştir.

şeklindedir.²

(4.27)'nolu eşitlikte yer alan $\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i)$ geçiş olasılığı olarak isimlendirilen zamandan bağımsız sabit bir katsayıyı, $\Pr(s_{t-1} = i | Y_{t-1})$ ise marjinal yoğunluğu göstermekte olup önceki yinelemeden elde edilir ve sonraki filtrenin girdisi olarak kullanılır.³

y_t 'nin rejim değişkeni s_t ve s_{t-1} koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu (4.28)'de gösterildiği gibidir:

$$f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, Y_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}}} \exp\left\{-\left[(y_t - \mu_{s_t}) - \phi_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}})\right]^2 / (2\sigma_{s_t}^2)\right\} \quad (4.28)$$

(4.27)'deki s_t ve s_{t-1} 'in ortak yoğunluğu ile (4.28)'deki y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu birbiri ile çarpılırsa, y_t, s_t ve s_{t-1} 'in ortak koşullu yoğunluğu elde edilir.

$$f(y_t, s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1}) = f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, Y_{t-1}) \times \Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1}) \quad (4.29)$$

(4.29)'dan hareketle y_t 'nin marjinal yoğunluğunun dağılımının hesaplanması ise, koşullu yoğunluk veriyken s_t ve s_{t-1} 'in tüm olası değerlerine göre önceki ortak yoğunluğun marjinalize edilmesidir ve

$$f(y_t | Y_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^M \sum_{s_{t-1}=1}^M f(y_t, s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1}) \quad (4.30)$$

² Krolzig (1997, 2003)'de (4.27)'nolu ifadenin sunumu ise,

$$\Pr(s_t = j | Y_{t-1}) = \sum_{s_{t-1}=1}^M \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) \times \Pr(s_{t-1} = i | Y_{t-1}) = \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M p_{ij} \times \Pr(s_{t-1} = i | Y_{t-1})$$

şeklindedir.

³ t zamanının başlangıcında bilgi seti Y_{t-1} 'e koşullu tahmin edilen durum değişkeni s_t 'nin olasılığı $\Pr(s_t | Y_{t-1})$, önsel olasılık olarak isimlendirir. Önsel olasılık olarak isimlendirilmesinin nedeni t anında y_t gözlemi için güncellenmemiş olması yani Y_{t-1} bilgi kümesine dayalı olmasıdır.

biçimindedir.⁴

t zamanının y_t bir kez gözlemlenirse yani $\Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_t) \equiv \Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1}, y_t)$ iken, olasılık terimlerinin Bayes teoremi ile güncellenmesi gerekir. Bayes teoremi bu aşamada y_t ile öncül arasındaki bağlantıyı sağlar. Bu durumda (4.29), (4.30)'a bölünürse gözlemlenemeyen durumların y_t 'nin cari ve geçmiş gözlemlerine yani Y_t 'ye koşullu olarak güncellenmiş ortak olasılık yoğunluğu elde edilir:

$$\Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_t) = \Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | y_t, Y_{t-1}) = \frac{f(y_t, s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1})}{f(y_t | Y_{t-1})} \quad (4.31)$$

Yukarıdaki dağılım Y_{t-1} bilgi kümesi yerine Y_t bilgi kümesine dayalı olduğu için, yani cari periyot t 'nin gözlemi için güncellendiğinden, s_t durum değişkeninin sonsal dağılımını vermektedir. (4.31)'nolu ifade,

$$\Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_t) = \frac{f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, Y_{t-1}) \times \Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1})}{\sum_{s_t=1}^M \sum_{s_{t-1}=1}^M f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, Y_{t-1}) \times \Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1})} \quad (4.32)$$

şeklinde veya daha açık olarak

$$\Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_t) = \frac{f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, Y_{t-1}) \times \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) \times \Pr(s_{t-1} = i | Y_{t-1})}{\sum_{s_t=1}^M \sum_{s_{t-1}=1}^M f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, Y_{t-1}) \times \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) \times \Pr(s_{t-1} = i | Y_{t-1})}$$

sunulabilir. t anına ait filtrelenmiş olasılık ise aşağıdaki filtreden elde edilir.

$$\Pr(s_t | Y_t) = \sum_{s_{t-1}=1}^M \Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_t) \quad (4.33)$$

⁴ Krolzig (1997, 2003)'de y_t 'nin Y_{t-1} üzerine koşullu *marjinal* yoğunluğu ise aşağıdaki gibidir.

$$f(y_t | Y_{t-1}) = \sum_{j=1}^M f(y_t, s_t = j | Y_{t-1}) = \sum_{s_t} f(y_t | s_t = j, Y_{t-1}) \times \Pr(s_t = j | Y_{t-1})$$

(4.33)'nin çıktısı yani sonsal dağılım bir sonraki yinelemede filtre için girdi yani önsel dağılım olarak kullanılır ve bu süreç bu şekilde devam eder. Dolayısıyla veriler arasında yinelemeli olarak ilerlenerek, herhangi bir t için (4.33) hesaplanabilir. Bu yinelemelerin çıktısı bir olasılıktır ve süreçte, yineleme yapabilmek için gerekli olan popülasyon parametrelerinin sabit ve bilindiğini kabul edilmektedir.

Yukarıda açıklanan filtreleme yaklaşımı vektör gösterimiyle de ifade edilebilir.⁵ Buna göre; $\hat{\xi}_{t|t-1} = P \hat{\xi}_{t-1|t-1}$ iken η_t 'yi kullanarak, y_t 'nin Y_{t-1} üzerine koşullu yoğunluğu,

$$f(y_t | Y_{t-1}) = \eta_t' \hat{\xi}_{t|t-1} = \mathbf{1}'_M (\eta_t \circ \hat{\xi}_{t|t-1}) \quad (4.34)$$

şeklindedir. Yukarıdaki ifadede $\mathbf{1}'_M = (1, \dots, 1)'$ birlerden oluşan bir vektördür. \circ sembolü ise Hadamar veya Schur çarpım operatörü olarak kullanılır. y_t gözlemlendiğinde rejim vektörünün tahmininin güncellenmesi ise,

$$\hat{\xi}_{t|t} = (\eta_t \circ \hat{\xi}_{t|t-1}) \div \mathbf{1}'_M (\eta_t \circ \hat{\xi}_{t|t-1}) \quad (4.35)$$

şeklindedir. Bu bağlamda filtrelenmiş rejim olasılıkları $\hat{\xi}_{t|t}$, $\hat{\xi}_{t|t-1}$ 'in güncellenmiş halini ifade etmektedir.

⁵ Bayesyen bağlamda şimdiki durum ξ_t , gelecek durum ξ_{t+1} , öncül veya tahmin edilen olasılığı $\hat{\xi}_{t|t-1}$, sonsal veya filtrelenmiş rejim olasılığını $\hat{\xi}_{t|t}$ ile gösterilir. Sonsal dağılım $\hat{\xi}_{t|t}$, yeni bilgi y_t ile öncül arasındaki bağlantıyı Bayes yasası yoluyla yapılarak hesaplanır. Sonsal dağılım $\hat{\xi}_{t|t}$ bir sonraki durumun ξ_{t+1} önsel dağılımı olur ve buna benzer olarak süreç tekrarlamalı olarak devam eder.

4.7.1.2.Düzleştirme

Yukarıda tanımlanan filtreleme yöntemi ve yöntemin (4.35)'deki tahmincisi, s_t 'nin tahmini için sadece t zamanındaki mevcut bilgi setini kullanır. Doğal olarak bu durum $t = T$ 'ye kadarki gözlemlere sahip olmadığımızdan dolayı sınırlanmış bir bilgi tekniğidir. Bu bağlamda filtreleme algoritmasının eksik yönü, kullanılan bilgi setinin sadece geçmiş gözlemlere dayalı olmasıdır.

Durum değişkeni s_t 'ye ilişkin en iyi çıkarım ise geçmiş gözlemler yerine, tüm gözlemlerden elde edilen bilgiyi kullanarak elde edilir. Dolayısıyla y_t 'nin gelecek gözlemlerini kullanarak yani bilgi seti geliştirilerek, durum değişkenine ilişkin çıkarımlar iyileştirilebilir. Bu bağlamda yapılan şey basitçe filtrede kayıp olan $Y_{t+1:T} = (y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_T)$ örnek bilgisinin gözlemlenmemiş s_t durumuna ilişkin tüm örnek çıkarımıyla ilişkilendirilmesidir.

Bu bağlamda düzleştirme, durum değişkenine ilişkin t zamanındaki mevcut bilgi setine dayalı olarak elde edilen çıkarsamayı $\Pr(s_t | Y_t)$, tüm bilgi kümesine dayalı olarak elde edilen çıkarsamaya $\Pr(s_t | Y_T)$ çevrilmesidir. Bir anlamda yapılan Y_t 'nin Y_T ile yer değiştirmesidir.⁶

Düzleştirilmiş olasılıkları elde edilmesine ilişkin farklı yaklaşımlar söz konusudur. Bunlardan bir tanesi Hamilton (1988,1989,1993)'a aittir. Hamilton'ın çalışmalarındaki düzleştirme yaklaşımı iki adım ve ikinci adımında üç kısımdan oluştuğu bir hesaplama biçimidir.

Hamilton (1988,1989,1993)'in düzleştirme yaklaşımı tüm bilgi setine, Y_T , koşullu olarak gözlemlenemeyen durum değişkenleri s_t ve s_T 'nin ortak olasılık dağılımından, tüm örnek düzleştirilmiş çıkarsamanın, $s_{t|T}$, elde edilmesi üzerine

⁶Gelecekteki bilgiyi kullanarak cari durum hakkında yapılan çıkarsama düzleştirme, elde edilen durum olasılıkları da düzleştirilmiş olasılıklar, $x \succ y$ için $\Pr(s_y | Y_x)$, olarak isimlendirilirken tüm mevcut bilgiyi kullanarak elde edilen çıkarımlar $\Pr(s_t | Y_T)$ ise, tüm örnek düzleştirilmiş olasılıklar veya tüm düzleştirme olarak isimlendirilir.

kuruludur. Buna göre, Hamilton (1989,1990,1993)'ın düzleştirme yaklaşımı, $t = 1, \dots, T-1$ için

$$\Pr(s_t | Y_T) = \sum_{s_T}^M \Pr(s_T, s_t | Y_T), \quad (4.36)$$

şeklindedir. $\Pr(s_T, s_t | Y_T)$ yinelemeli olarak elde edilebilir, buna göre $t < \tau \leq T$ için,

$$\Pr(s_\tau, s_t | Y_\tau) = \frac{\Pr(s_\tau, s_t | Y_{\tau-1}) f(y_\tau | s_\tau, Y_{\tau-1})}{f(y_\tau | s_\tau, Y_{\tau-1})}$$

şeklindedir ve burada,

$$\Pr(s_\tau, s_t | Y_{\tau-1}) = \sum_{s_{\tau-1}} \Pr(s_{\tau-1}, s_t | Y_{\tau-1}) \Pr(s_\tau | s_{\tau-1})$$

şeklindedir.⁷

Hamilton'ın yukarıda açıklanan yaklaşımı dışında düzleştirilmiş çıkarsamalar aynı zamanda, Kim (1994) tarafından geliştirilen bir algoritma kullanılarak da elde edilebilir. Kim (1994)'in algoritması basitlik ve hesaplama zamanı açısından Hamilton (1989,1990,1993)'dan daha etkindir. Kim (1994)'in düzleştirme algoritması sadece birinci dereceden Markov zincirleri için geçerlidir.

Kim (1994)'in önerdiği düzleştirme algoritması, modelin tahmin edilen parametreleri veriyken, önceden uygulanan filtrenin son noktasından, $t = T$, başlayan ve geriye doğru yinelenen bir filtredir. Bu bağlamda düzleştirme algoritmasında yapılan şey basitçe $\Pr(s_t | Y_T)$ 'ye ilişkin çıkarsamaların filtrenin son çıktısından $\Pr(s_T | Y_T)$ başlanarak ve sonra da $t = T-1$ 'den $t = 1$ 'e doğru geriye

⁷ Hamilton'ın 1989 çalışmasında ise düzleştirilmiş olasılıklar aşağıdaki şekilde sunulmuştur.

$$\Pr(\hat{s}_\tau, \hat{s}_{\tau-1}, \dots, \hat{s}_{\tau-r+1} | Y_T) = \Pr(\hat{s}_\tau, \hat{s}_{\tau-1}, \dots, \hat{s}_{\tau-r+1} | Y_t) \prod \frac{f(y_{\tau+1} | \hat{s}_\tau, \hat{s}_{\tau-1}, \dots, \hat{s}_{\tau-r+1}, Y_\tau)}{f(y_{\tau+1} | Y_\tau)}$$

yinelenerek bulunmasıdır. Buna göre mevcut tüm bilgiye dayalı olarak düzleştirilmiş çıkarımlar $\Pr(s_t | Y_T)$, aşağıdaki eşitliği kullanarak geriye doğru yinelemeli olarak bulunur,

$$\begin{aligned}\Pr(s_t = j | Y_T) &= \sum_{s_{t+1}} \Pr(s_t = j, s_{t+1} = k | Y_T) \\ &= \sum_{s_{t+1}} \Pr(s_{t+1} = k | Y_T) \times \Pr(s_t = j | s_{t+1} = k, Y_T)\end{aligned}\quad (4.37)$$

Daha sonra y_t ve s_{t+1} 'in s_t 'ye bağlı olduğunu ama geçmiş rejimlere bağlı olmadığı varsayıldığında aşağıdaki eşitliğe sahip olunur,

$$\begin{aligned}\Pr(s_t = j | s_{t+1} = k, Y_T) &= \Pr(s_t = j | s_{t+1} = k, Y_t, Y_{t+1:T}) \\ &= \frac{f(Y_{t+1:T} | s_t = j, s_{t+1} = k, Y_t) \times \Pr(s_t = j | s_{t+1} = k, Y_t)}{f(Y_{t+1:T} | s_{t+1} = k, Y_t)} \\ &= \Pr(s_t = j | s_{t+1} = k, Y_t)\end{aligned}\quad (4.38)$$

Yukarıdaki eşitlikte düzleştirme algoritmasının önceki yinelemesinin en son terimi $\Pr(s_{t+1} | Y_T)$ alınarak düzeltilmiş olasılıkları $\Pr(s_t | Y_T)$ hesaplamak mümkündür. Buna göre sırasıyla,

$$\begin{aligned}\Pr(s_t = j, s_{t+1} = k | Y_T) &= \Pr(s_t = j | s_{t+1} = k, Y_t) \times \Pr(s_{t+1} = k | Y_T) \\ &= \frac{\Pr(s_t = j | Y_t) \times \Pr(s_{t+1} = k | s_t = j, Y_t) \times \Pr(s_{t+1} = k | Y_T)}{\Pr(s_{t+1} = k | Y_t)} \\ &= \frac{\Pr(s_t = j | Y_t) \times \Pr(s_{t+1} = k | s_t = j) \times \Pr(s_{t+1} = k | Y_T)}{\Pr(s_{t+1} = k | Y_t)}\end{aligned}\quad (4.39)$$

dir. Yukarıdaki eşitlik s_{t+1} 'in tüm olası değerleri için birleştirilirse (4.40)'daki düzleştirici elde edilir.

$$\Pr(s_t = j | Y_T) = \sum_{s_{t+1}} \Pr(s_t = j, s_{t+1} = k | Y_T). \quad (4.40)$$

Yukarıdaki (4.38) ve (4.39)'nolu eşitlikler (4.37)'nolu eşitlikte yerlerine konurlarsa eşitliğin matris gösterimi elde edilir:

$$\hat{\xi}_{t|T} = (P(\hat{\xi}_{t+1|T} \div \hat{\xi}_{t+1|t})) \circ \hat{\xi}_{t|t} \quad (4.41)$$

Buradaki gösterimde P geçiş olasılıkları matrisidir ve $\xi_t = P\xi_{t-1}$ 'dir.

4.7.2. Maksimizasyon Adımı

EM algoritmasının maksimizasyon adımı, λ model parametrelerine göre olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonu ile yani olabilirlik fonksiyonu ile ilgili birinci derece koşulların çözümü ile ilgilidir.

EM algoritmasının 4.7.1'de açıklanan beklenti adımından elde edilen düzleştirilmiş durum veya rejim olasılıkları $\hat{\xi}_{t|T}(\lambda)$, algoritmanın bir sonraki adımı olan maksimizasyon adımının içine yerleştirilerek modelin parametrelerinin tahmin edilmesinde kullanılırlar. Düzleştirilmiş olasılıklar maksimizasyon adımında, durumların gerçekleşme ağırlıkları olarak kullanılır. Maksimizasyon adımının sonucunda tahmin edilen $\hat{\lambda}$ parametre vektörü ise yinelemenin bir sonraki adımında filtrelenmiş ve düzleştirilmiş olasılıkları tahmin etmek için beklenti adımında girdi olarak kullanılır.

Krolzig (1997) takip edilecek olursa, Y_T gözlemlerine koşullu olan bu olabilirlik fonksiyonu⁸ $\xi = \xi_T \otimes \xi_{T-1} \otimes \dots \otimes \xi_1$ durum vektörü ile birlikte,

$$\begin{aligned} L(\lambda | Y_T) &= p(Y_T | \lambda) \\ &= \sum_{\xi} p(Y_T, \xi | \lambda) \end{aligned}$$

⁸ Olabilirlik fonksiyonu sürekli durumda ise aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$L(\lambda | Y_T) = p(Y_T | \lambda) = \int p(Y_T, \xi | \lambda) d\xi = \int p(Y_T | \xi, \theta) \Pr(\xi | \rho, \xi_T) d\xi$$

$$= \sum_{\xi} p(Y_T | \xi, \theta) \Pr(\xi | \rho, \xi_0) \quad (4.42)$$

olarak ifade edilebilir.⁹ Olabilirlik fonksiyonunun (4.42)'deki gösterimi olabilirliğin, gözlemlenmiş zaman serisinin θ parametrelerine ve rejim yaratım süreci ile ilişkili ρ ve ξ_0 Markov zincir parametrelerine bağlı olan iki terim halinde faktörize edilebileceğini göstermektedir. Markov sürecinin özellikleri kullanılarak bu iki terim,

$$p(Y_T | \xi, \theta) = \prod_{t=1}^T p(y_t | \xi_t, Y_{t-1}, \theta) \quad \text{ve} \quad \Pr(\xi | \rho, \xi_0) = \prod_{t=1}^T \Pr(\xi_t | \xi_{t-1}, \rho) \quad (4.43)$$

şeklinde ifade edilebilir.

Parametrelerin maksimum olabilirlik tahminleri, $L(\lambda | Y_T)$ şeklindeki olabilirlik fonksiyonunun $P1_M = 1$ ve $1'_M \xi_0 = 1$ kısıtları ile $\rho \geq 0$, $\sigma \geq 0$, $\xi_0 \geq 0$ şeklindeki negatif olmama koşulları eklenerek maksimize edilmesiyle bulunur. Negatif olmama koşulu sağlandığı takdirde, $\hat{\lambda}$ 'nın maksimum olabilirlik tahmincisi,

$$\ln L^*(\lambda) = \ln L(\lambda | Y_T) - \kappa_1'(P1_M - 1_M) - \kappa_2'(1'_M \xi_0 - 1) \quad (4.44)$$

şeklindeki kısıtlanmış log-olabilirlik fonksiyonunun birinci derece koşuluyla elde edilir. (4.44)'nolu eşitlikte κ_1 ve κ_2 geçiş olasılıkları matrisine kısıtların ilave edildiği duruma ait Lagrange çarpanlarını göstermektedir. Bu durumda birinci derece koşullar, λ 'daki θ, ρ ve ξ_0 parametre setine ilişkin olarak, aşağıda gösterilen bir dizi eş zamanlı eşitlikler kümesi ile elde edilebilir:

⁹ $\xi_t : t = 1, \dots, T$ 'deki her bir durum vektörünün elemanları ikili (binary) olduğu için Kronecker çarpımı, bir sırası hariç tümü sıfır olan elemanlardan oluşan bir vektör üretir. Sıfır olmayan eleman birim olacaktır ve ξ vektörünün içinde bu elemanın pozisyonu zamanın her noktasında durumları tek bir biçimde belirleyecektir. Bu sebeple toplam durumların tüm olası kombinasyonları üzerinden alınır (Lacerda, Fedderke ve Haines, 2008).

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln L(\lambda|Y)}{\partial \theta'} &= 0 \\
\frac{\partial \ln L(\lambda|Y)}{\partial \rho'} - \kappa_1(1'_M \otimes I_M) &= 0 \\
\frac{\partial \ln L(\lambda|Y)}{\partial \xi_0'} - \kappa_2 1'_M &= 0
\end{aligned} \tag{4.45}$$

θ, ρ ve ξ_0 'ya ilişkin olarak birinci derece koşulların türetilmesi ile ilgili olarak Krolzig (1997) takip edilecek olursa, θ parametre vektörü ile ilgili birinci derece koşullar,

$$\frac{\partial \ln L(\lambda|Y)}{\partial \theta'} = \sum_{t=1}^T \sum_{\xi_t} \frac{\partial \ln p(y_t|\xi_t, Y_{t-1}, \lambda)}{\partial \theta'} \Pr(\xi_t|Y_T, \lambda) = 0 \tag{4.46}$$

şeklindedir. (4.46) matris notasyonu ile ifade edilmek istenirse,

$$\sum_{t=1}^T \hat{\xi}_{t|T}(\lambda) \left[\frac{\partial \ln \eta_t(\theta)}{\partial \theta'} \right] = 0 \tag{4.47}$$

şeklindedir ve burada $\ln \eta_t$ ise,

$$\ln \eta_t = \begin{bmatrix} \ln \eta_{1t} \\ \vdots \\ \ln \eta_{Nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\frac{K}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\sum_1| - \frac{1}{2} u'_{1t}(\theta) \sum_1^{-1} u_{1t}(\theta) \\ \vdots \\ -\frac{K}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\sum_M| - \frac{1}{2} u'_{Nt}(\theta) \sum_1^{-1} u_{Nt}(\theta) \end{bmatrix} \tag{4.48}$$

şeklindedir. (4.48)'de yer alan K gözlemlenen zaman serisinin boyutunu göstermektedir.

Kısıt eklenmiş olabilirlik fonksiyonunun, gizli Markov zincirinin parametre vektörüne göre maksimize edilmesiyle yani ρ' 'ya göre ikinci birinci derece koşulu,

$$\rho = \left[\hat{\xi}^{(2)}(\lambda) \right] \otimes \left[1_M \otimes \hat{\xi}^{(1)}(\lambda) \right] \tag{4.49}$$

şeklindedir. Burada, $\hat{\xi}^{(1)} = (I'_M \otimes I_M) \hat{\xi}^{(2)} = \sum_{t=0}^{T-1} \xi^{(1)}$ 'dir.

Üçüncü birinci derece koşul ise, gizli Markov zincirinin ξ_0 ilk durumuyla ilgili kısıtlanmış olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonuna yöneliktir ve

$$\xi_0 = \hat{\xi}_{0|T}(\lambda) \quad (4.50)$$

çözümünü sağlar. Yukarıdaki eşitlikte sağ taraf, ξ_0 'ın bir fonksiyonudur. Başlangıç durumu $\hat{\xi}_{0|T}(\lambda)$ 'yi bulmak için düzleştirici kullanarak ve ξ_0 'ın başlangıçta ergodik olasılıklara eşit olduğu varsayılarak bulunabilir.

Yukarıda (4.27) ile (4.50) arasındaki açıklamalar EM algoritmasının sadece tek bir yinelemesini açıklamaktadır. Sonraki yinelemeler gerçek ancak bilinmeyen parametre vektörünün yerine önceki maksimizasyon adımında tahmin edilen $\hat{\lambda}$ parametre vektörü kullanılarak, beklenti adımındaki filtrelenmiş ve düzleştirilmiş olasılıkları güncelleyerek devam eder. Daha sonra güncellenmiş rejim tahminleri λ için yeni bir maksimum olabilirlik tahmini elde etmek için maksimizasyon adımındaki eşitliklerin içine konulur.¹⁰

4.7.3. Yakınsama Kriteri

EM algoritmasının yinelemeye başlamasında olduğu gibi sonlandırılmasında da çeşitli kriterler söz konusu olabilmektedir. Algoritmanın sonlandırılmasına ilişkin iki temel yaklaşım ise iterasyon sayısı belirlemek veya yakınsama kriterleri kullanmaktır. Genel olarak EM algoritmasının yineleme adımları belirlenen değere yakınsama sağlanana kadar devam ettirilir. Bu bağlamda farklı yakınsama kriterleri kullanılabilir. Detayları Krolzig (1997), Hamilton (1990) ile Diebold, Lee

¹⁰ Algoritmanın ikinci ve üçüncü adımlardaki yinelemesi ile ilgili olarak daha detaylı bilgi için Chen (2008)'e bakılabilir. Ayrıca EM algoritması kullanılarak gerçekleştirilen her bir yineleme neticesinde olabilirlik fonksiyonunun türevi alınarak bulunan geçiş olasılıkları, gecikmeli parametreler, varyans ve ergodik olasılıkların elde edilmesi ile ilgili olarak detaylı bilgi için Krolzig (1997), Hamilton (1990,1993,1994) ile Kim ve Nelson (1999)'a başvurulabilir.

ve Weinbach (1999)'da bulunacağı üzere birincisi logaritmik olabilirliğin yüzde değişimine ilişkindir. Bu bağlamda yakınsama kriteri,

$$\Delta_1 = \frac{\ln L(\lambda^{(j)} | Y_T) - \ln L(\lambda^{(j-1)} | Y_T)}{\ln L(\lambda^{(j-1)} | Y_T)} \quad (4.51)$$

şeklinde ifade edilebilir. Algoritma; olabilirlikteki kazanç ihmal edilebilir olana ve yakınsama elde edilene kadar beklenti ve maksimizasyon adımları ile yinelemeler yapılarak devam ettirilir.

Ayrıca yakınsama kriteri çeşitli normlar $\|\bullet\|$ için, bir yinelemeden diğerine olan parametre değişikliği gibi çeşitli standart kriterlere de dayanabilir:

$$\Delta_1 = \|\lambda^{(j)} - \lambda^{(j-1)}\| \quad (4.52)$$

(4.52)'de algortimayı durdurma kriteri örneğin Hamilton (1990)'da, $\|\lambda^{(j)} - \lambda^{(j-1)}\| < 10^{-18}$ olarak ifade edilmiştir.

4.8.Etki Tepki Analizi

MS-VAR modeline ilişkin olarak ortalamaların, sabitlerin, otoregresif parametrelerin, varyans ve kovaryans matrislerinin bir kısmı veya tümü rejime bağlı olduğu için, tahmin edilecek parametrelerinin sayısı oldukça fazladır. Ayrıca Ehrmann ve diğ.(2001)'nin işaret ettiği üzere rejimin ortalanmasındaki değişimler, örneğin konjonktürel dalgalanma gibi, iktisadi bir arka plana sahip olmakla beraber diğer parametrelerdeki değişimler için bu bağlamda net bir açıklama söz konusu değildir. Dolayısıyla Ehrmann ve diğ.(2001) ile Tillmann (2001) tarafından belirtildiği gibi *MS-VAR* modelinin parametre tahminlerini yorumlamak çok kolay değildir.

MS-VAR modelleri açısından bu zorlukların üstesinden gelebilmeye imkan veren önemli bir araç etki tepki fonksiyonlarıdır. Tillmann (2001,2004)'ın da belirttiği

gibi etki tepki fonksiyonları, *MS – VAR* modeli tarafından temsil edilen dinamikleri izleyebilmek için türetilirler ve zaman içerisinde iktisadi şoklara her değişkenin verdiği tepkinin büyüklüğünün ve kalıcılığının belirlenmesine imkan vermektedir.

Doğrusal olmayan modellere ilişkin etki tepki analizine bağlı olarak Beaudry ve Koop (1993), üretimin doğrusal olmayan biçimde modellendiğinde üretim şoklarının kalıcılığını araştırmışlardır. Çalışmalarında, doğrusal etki tepki analizinin sonuçları ile karşılaştırıldığında, pozitif şokların (innovations)¹¹ kalıcılığının olduğundan düşük, negatif şokların kalıcılığının ise olduğundan yüksek olduğunu bulmuşlardır.

Van Dijk ve Franses (2000) ise, hisse senedi piyasaları için, dengeden sapmaların asimetric ayarlamalara yol açtığını ileri sürmüşlerdir. Bu bağlamda, dengeden negatif sapmalara hisse senedi fiyatlarının tepkisi, pozitif sapmalara verilen tepkiden farklı olabilmektedir. (Sierimo, 2002,19)

Şokların kalıcılığının farklı olması ve değişkenlerin farklı tepkiler vermesi, doğrusal olmayan modellerde bu özelliklerin dikkate alınmasına imkan veren, Potter (1995) ve Koop ve diğ.(1996) tarafından önerilen, daha genel bir etki tepki analizini gerekli kılar. Van Dijk ve Franses (2000) tarafından işaret edildiği üzere, geleneksel etki tepki fonksiyonu,¹² eğer model doğrusal ise negatif bir şokun pozitif bir şokun tam tersi bir etkiye sahip olması nedeniyle simetriktir. Ayrıca, geleneksel etki tepki fonksiyonu geçmişten de bağımsızdır. Bu özellikler doğrusal olmayan modeller için söz konusu değildir. Dolayısıyla, Van Dijk ve Franses (2000) ile

¹¹ VAR literatüründe şoklar sistem değişkenlerinden birindeki beklenmedik değişimler veya yenilikler olarak anlaşılır.

¹² Geleneksel etki tepki fonksiyonu, sürecin başka hiçbir şoka maruz kalmadığı veri iken, t anında sürece uygulanan δ büyüklüğünde bir şokun $t+n$ anındaki etkilerini incelemektedir. Dolayısıyla yapılan, t anında gerçekleştirilen bir δ etkisine y_{t+h} 'nin verdiği tepkiye dair bir ölçü sağlamak olup, buradaki etki tepki ölçümü; y_{t+h} 'nin iki realizasyonunun farkından oluşmaktadır. Birinci realizasyon, t anında hiç şokun olmadığı durumdur ve ölçüt profili (benchmark profile) olarak isimlendirilir. İkinci realizasyonda ise, süreç t anında δ büyüklüğünde bir şoka maruz kalmakta, dolayısıyla sürecin oluşturduğu bir realizasyon söz konusudur. Ayrıca, t ve $t+h$ arasındaki ara periyotlardaki tüm şoklar, her iki realizasyonda da sıfıra eşitlenmektedir. Dolayısıyla, geleneksel etki tepki fonksiyonu $h = 1, 2, 3, \dots$ için,

$$ETF_y(h, \delta, \omega_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, \varepsilon_{t+1} = \dots = \varepsilon_{t+h} = 0, \omega_{t-1}] \\ - E[y_{t+h} | \varepsilon_t = 0, \varepsilon_{t+1} = \dots = \varepsilon_{t+h} = 0, \omega_{t-1}]$$

şeklinde ifade edilmektedir (Van Dijk ve Franses (2000)). Dolayısıyla bu iki koşullu beklenti veya realizasyon arasındaki fark geleneksel etki tepki fonksiyonunun genel bir tanımını verir.

Krolzig (2006) tarafından ifade edildiği üzere, genelleştirilmiş etki tepki analizi¹³ koşullu bilginin dinamik analizde (şokun işareti, büyüklüğü yani şokların türü ile değişkenlerin veya sürecin geçmiş değerleri) kullanılmasından dolayı klasik etki tepki analizinden farklıdır. Bu bağlamda Sierimo (2002) genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu ile geleneksel etki tepki fonksiyonunu birbirinden farklılaştıran nedenleri; *i*) Genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonunun değerinin t zamanında ekonomiyi vuran şokun türüne bağlı olması, *ii*) ekonominin şoka uğramadan önce $t-1$ anındaki durumu ve *iii*) $t+1$ 'den $t+n$ 'ye kadar ekonomiyi vurması beklenen şokların türüne bağlı olması şeklinde ifade etmiştir.

Krolzig (2006,3) genelleştirilmiş etki tepki analizi çerçevesinde hem değişkenlere uygulanan şoklara, sistemin verdiği tepkiyi hem de rejim değişimlerine olan tepkileri (4.53) ve (4.54) numaralı eşitliklerde gösterildiği gibi sunmuştur. Buna göre h periyodunda değişkenlere uygulanan şoklara sistemin verdiği tepki (4.53) numaralı eşitlikte gösterilmiştir. Eşitlikte yer alan ∇u , t zamanındaki şoku ifade etmektedir:

¹³ Koop ve diğ. (1996) tarafından tanıtılan genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu, rassal bir $\varepsilon_t = \delta$ şoku ve ω_{t-1} geçmişi için, $h = 1, 2, \dots$ olmak üzere, aşağıda gösterilmiştir:

$$GETF_y(h, \delta, \omega_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, \omega_{t-1}] - E[y_{t+h} | \omega_{t-1}]$$

GETF'de y_{t+h} 'nin beklentileri sadece geçmiş ve/veya şoka bağlıyken, ara zaman periyodlarında olan şoklar ilişkin problem ortalamaları alınmak suretiyle ortadan kaldırılır. Dolayısıyla, etki-tepki için ölçüt profili, ω_{t-1} 'de özetlendiği gibi, sadece sürecin geçmişi verili olmak üzere y_{t+h} 'nin beklentisidir (yani ölçüt profilinde şu anki şokun da ortalaması alınmaktadır). Dolayısıyla, eşitlikteki ilk koşullu beklenti $\varepsilon_t = \delta$ durumunda t anında y_{t+h} 'nin optimal öngörüsü iken, ikinci koşullu beklenti, $t-1$ anında y_{t+h} 'nin optimal nokta öngörüsüdür. Dolayısıyla, genelleştirilmiş etki tepki analizi, t anında δ şoku veri olmak üzere $t-1$ anına göre t anında y_{t+h} 'nin öngörüsündeki değişiklik olarak ifade edilebilir. Sonuç olarak doğrusal modeller için genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonunun geleneksel etki tepki fonksiyonuna eşit olduğu görülmektedir (Van Dijk ve Franses (2000)). Oysaki, gelecek şokların ortalamasının alınmasıyla veya gelecek şoklara izin verilerek geleneksel etki tepkiden farklılaşmaktadır. Genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu, ε_t ve bilgi seti Ω_{t-1} rassal değişkenlerinin realizasyonu olan δ ve ω_{t-1} 'in bir fonksiyonudur. Dolayısıyla, Koop ve diğ. (1996) yukarıdaki genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonunun kendisini rassal bir değişkenin realizasyonu olduğunu vurgularlar. Bu yaklaşım ile, çok çeşitli genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu tanımlanabilir. Örneğin genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu, özel bir rejime bağlanabilir ve sadece pozitif şoklar incelenebilir. Yine, genelleştirilmiş etki tepki analizi, zaman üzerinde asimetric etkilerin önemini değerlendirmek için kullanılabilir. Potter (1994) ise, ω_{t-1} geçmişi veri olmak üzere $\varepsilon_t = \delta$ şokuna asimetric tepkinin ölçümünü aşağıdaki gibi tanımlamıştır:

$$ASY_y(h, \delta, \omega_{t-1}) = GETF_y(h, \delta, \omega_{t-1}) + GETF_y(h, -\delta, \omega_{t-1}).$$

$$ET_{\nabla u}(h) = E[y_{t+h} | \xi_t, u_t + \nabla u; Y_{t-1}] - E[y_{t+h} | \xi_t, u_t; Y_{t-1}] \quad (4.53)$$

Tepki, doğrusal olmayan yapı nedeniyle şokun boyutuna ve işaretine bağlı olarak değişmektedir. Bu yaklaşım, Gaussyen şoklara (innovations) sistemin verdiği tepki üzerine odaklanmış iken rejim değişimlerine olan tepki genelleştirilmiş etki tepki ile tanımlanması ise aşağıdaki eşitlikteki gibidir:

$$ET_{\nabla \xi}(h) = E[y_{t+h} | \xi_t + \nabla \xi, u_t; Y_{t-1}] - E[y_{t+h} | \xi_t, u_t; Y_{t-1}] \quad (4.54)$$

Burada $\nabla \xi$, t zamanındaki rejim değişimini ifade etmekte ve rejim değişimlerinin, konjonktür dalgalarının dönüm noktası gibi, ekonomik bir anlamının olduğu varsayılmaktadır.

Genelleştirilmiş etki tepki analizi bağlamında ilgili literatürdeki iki önemli yaklaşım söz konusudur. Bunlardan bir tanesi Ehrmann ve diğ.(2001,2003) tarafından gerçekleştirilmiş iken, diğeri ise Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006) tarafından gerçekleştirilmiştir.

4.8.1. Ehrmann-Ellison-Valla'nın Etki Tepki Yaklaşımı

Ehrmann ve diğ.(2001,2003), rejime dayalı etki tepki fonksiyonunu kavramını ortaya koymuşlardır. İktisadi değişkenlere ilişkin asimetriler rejime dayalı etki tepki fonksiyonlarının karşılaştırılmasıyla ortaya çıkarılabileceği gibi, aynı zamanda rejime dayalı etki tepki fonksiyonu, her bir rejimin otoregresif parametre, varyans ve kovaryans bilgisini özetlemektedir.

Fujiwara (2004,10)'nın belirttiği üzere rejime dayalı etki tepki fonksiyonları bir rejim içerisinde fundamental disturbances ile endojen değişkenlerle arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktadır. Bir başka ifadeyle de rejim değişim etki tepki fonksiyonları, farklı rejimlerde şoklara her bir değişkenlerin nasıl farklı tepki verdiğini tarif etmektedir. Farklı tepkiler fundamental disturbances'lere bir standart sapmalı şok uygulanarak elde edilmektedir. Farklı rejimlerin söz konusu olması nedeniyle tek bir etki tepki fonksiyon seti yerine her bir rejim için ayrı bir etki tepki seti söz

konusudur. Ehrmann ve diğ. (2001,2003)'nin etki tepki fonksiyonu yaklaşımına göre, M tane rejimde K tane disturbances'a K tane değişkenin reaksiyonlarına denk gelen MK^2 tane rejime bağlı etki tepki fonksiyonu söz konusudur. Bununla beraber, rejime bağlı etki tepki fonksiyonları, şokun meydana geldiği t zamanında ve bütün dönem boyunca hakim olan rejime bağlıdır.¹⁴ Bu bağlamda Ehrmann ve diğ. (2001), tüm $h \geq 0$ için $s_{t+h} = m$ iken Gausyen şoklar için etki tepki fonksiyonunu önermişlerdir.¹⁵

$MS-VAR$ modeli bağlamında şokların kalıcılığının ölçümü konusunda Ehrmann ve diğ.(2001,2003)'nin yaklaşımı Krolzig ve Toro(1999) ile Krolzig(2006)'in yaklaşımından farklı olmakla birlikte her iki yaklaşımda etki tepki fonksiyonlarının zamana ve şokların olduğu ekonomik duruma bağlı olduğu konusunda ise birbirlerine benzemektedir (Sierimo, 2001).

Aşağıdaki (4.55) numaralı eşitlik, tüm parametrelerin rejimler arasında değişim gösterebileceği p .dereceden M rejimli genel bir $MS-VAR$ sürecini ifade etmektedir. Eşitlikte K tane endojen değişken y_t vardır. $i = 1, \dots, M$ olmak üzere, her bir $s_t = i$ rejimi için eşitlikte yer alan c_i parametre matrisi sabitleri, (A_{1i}, \dots, A_{pi}) parametre matrisi ise p . dereceden otoregresif terimleri, B_i rejime bağlı bir matris olmak üzere $B_i u_t$ matrisi ise artıkları göstermektedir.

$$y_t = \begin{cases} c_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1}y_{t-p} + B_1u_t & s_t = 1 \\ c_2 + A_{12}y_{t-1} + \dots + A_{p2}y_{t-p} + B_2u_t & s_t = 2 \\ \vdots & \\ c_M + A_{1M}y_{t-1} + \dots + A_{pM}y_{t-p} + B_Mu_t & s_t = M \end{cases} \quad (4.55)$$

¹⁴ Bu aynı zamanda Fujiwara (2004) ve Krolzig (2006)'in eleştirisidir. Çünkü rejime bağlı etki tepki kavramı, sadece her bir rejimim kalıcı olduğu süre içerisinde geçerlidir. Yada başka bir ifadeyle, rejime bağlı etki tepki fonksiyonları, disturbances'lerin olduğu anda hakim olan ve bütün ufuk boyunca devam eden rejime bağlı olacak şekilde koşulludurlar. Dolayısıyla bu yaklaşım değişen rejimlerin Markov özelliğini görmezden gelmekte ve etki tepkilerinin, dinamik sistemin bir göstergesi olma olasılığı, ufuk arttıkça hızla sifira yakınsamaktadır. Bu sebeple, rejime bağlı etki tepki kavramı zaman tercihinin çok aşırı olmadığı (yani ufuk uzunluğunun öngörölmüş rejimin süresinden daha uzun olmaması) ve geçiş matrisinin kalıcı rejimleri öngördüğü sürece rejime koşullanma geçerli olacaktır.

¹⁵ Her bir rejim için, bu etki tepkiler doğrusal VAR'inkiyle aynıdır.

Burada fundamental disturbances u_t çok deęişkenli normal dağılım izlemektedir, yani $u_t \sim N(0; I_K)$ şeklindedir. Her bir u_t 'nin varyansı birim varyans-kovaryans matrisi elde etmek için bire normalize edilir. u_t rejime baęımlı matris B_i ile önden çarpıldığında, artıkların varyans-kovaryans matrisi Σ_i rejime baęımlı olmaktadır. $i=1, \dots, M$ olmak üzere i rejimi için Σ_i aşıęıdaki eşıtlikteki gibi ifade edilmektedir:

$$\Sigma_i = E(B_i u_t u_t' B_i') = B_i E(u_t u_t') B_i' = B_i B_i' \quad (4.56)$$

Bu noktada EM algoritması yalnızca $\Sigma_i = \Sigma_1, \dots, \Sigma_M$ matrisini verip $B_i = B_1, \dots, B_M$ matrisinin tahminini vermedięi için, tanımlama sorunu ortaya çıkmaktadır. Etki tepki fonksiyonunu hesaplayabilmek için B_i matrisinin tanımlanması gerektięinden bu problemini çözümlü için Sims (1980) tarafından önerilen ve Ehrmann ve dię.(2001) tarafından takip edilen kısıtlanmamıř modeldeki parametre tahminleri üzerine bazı kısıtlamalar¹⁶ getirilir. Ayrıca, endojen deęişkenler sıralanır ve bir deęişken üzerindeki fundamental disturbance'nin deęişkenin kendisi ve altında sıralanmıř deęişkenler üzerinde yalnızca eř zamanlı etkileri olduęu var sayılır. Σ_i matrisi için Cholesky ayrıştırması kullanarak B_i matrisi elde edilir.

Markov deęişim modelinin parametreleri tahmin edildiğinde ve Σ_i hesaplandıęında rejime baęlı etki tepki fonksiyonları tahmin edilebilir. Rejim i 'ye kořullu olmak üzere t zamanında k . fundamental disturbance'ye ortogonal ve bir standart sapmalık řok uygulandıęında, $t+h$ zamanında endojen deęişkenlerin yani y_{t+h} 'ın tepkisini $\theta_{ki,h}$ tanımlamaktadır:

$$\left. \frac{\partial E y_{t+h}}{\partial u_{k,t}} \right|_{s_t = \dots = s_{t+h} = i} = \theta_{ki,h}, \quad h = 0, 1, 2, \dots \quad (4.57)$$

¹⁶ Hangi kısıtlamaların konulacaęının seęimi, yapısal vektör otoregresyonu literatürünün konusudur. Daha detaylı bilgi için Sims (1980)'e başvurulabilir.

K boyutlu tepki vektörlerinden oluşan $\theta_{ki,1}, \dots, \theta_{ki,h}$ serisi, k . fundamental disturbance'ye uygulanan bir şoka endojen değişkenlerin verdiği cevabı göstermektedir. k . fundamental disturbance'ye uygulanan bir standart sapmalı şok k . elemanı bir ve diğer elemanları sıfır olan başlangıç disturbance vektörünü $u_0 = (0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)$ olmasını gerektirir. u_0 vektörü 1 olan k . elemanı dışında 0'lardan oluşan bir vektördür. Bu vektör rejime bağlı \widehat{B}_i matrisi ile önden çarpılırsa (4.58) numaralı eşitlikte görüleceği üzere tepkinin cevabını verir.

$$\widehat{\theta}_{ki,0} = \widehat{B}_i u_0 \quad h = 0 \quad (4.58)$$

Tahmin edilen parametrelerle tahmin edilen tepki vektörleri ise aşağıdaki (4.59)'nolu eşitlik ile birbirlerine bağlanırlar.

$$\widehat{\theta}_{ki,h} = \sum_{j=1}^{\min(h,p)} \widehat{A}_{ji}^{h-j+1} \widehat{B}_i u_0 \quad h = 1, 2, \dots \quad (4.59)$$

4.8.2 Krolzig'in Etki Tepki Yaklaşımı

Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006)'in $MS-VAR$ modelinde etki tepki analizini kullanarak şokların kalıcılığını ölçme yaklaşımı, Ehrmann ve diğ.(2001, 2003)'nin etki tepki yaklaşımından farklıdır. Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006) rejim içerisindeki etki tepkilerin yerine, rejimdeki değişmelere karşı ekonominin tepkisi üzerinde durmaktadırlar (Ehrmann ve diğ.2001,8). Krolzig (2006) kendi yaklaşımlarının, Ehrmann ve diğ. (2003)'nin sunduğu etki tepki fonksiyonlarının aksine, değişen rejimlerin Markov özelliğini tam olarak yansıttığını ve analizlerinin Koop ve diğ.(1996)'nin çalışmalarında tanıtılmış olan genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu kavramıyla ilgili olduğunu, ancak model dinamiklerinin özelliklerini, sürecinin tüm geçmişine $Y_t = \{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots\}$ değil de sadece y_t ve ξ_t 'nin cari değerine bağlı olduğundan dolayı daha kısa bir formda karakterize ettiğini belirtmiştir.

Çalışmanın bundan sonraki kısmı, etki tepki fonksiyonlarının $MS-VAR$ sürecinin bir durum uzayı gösteriminden elde edilmesini ele almaktadır. Bu bağlamda öncelikle rejime bağlı olmayan, daha sonra rejime bağımlı otoregresif dinamiklere sahip $MS-VAR$ modellerinin durum uzayı gösterimlerinden faydalanarak, sistemin değişkenlerinin maruz kaldığı şoklara ve rejimdeki kaymalara göre etki tepki fonksiyonları gösterilmiştir.

Krolzig (2006)'i takip ederek, rejime bağlı olmayan otoregresif dinamiklere sahip $MS-VAR$ modellerinde etki tepki fonksiyonlarının elde edilmesi $MS(M)-VAR(1)$ modeli üzerinden aşağıda gösterilmiştir. Buna göre, $y_t = (y'_t, \dots, y'_{t-p+1})'$ iken, $y_t = H\xi_t + Ay_{t-1} + u_t$ şeklinde ifade edilebilir.¹⁷ Böylece $\{u_t, \xi_t, Y_{t-1}\}$ 'e koşullu olarak, y_{t+h} 'nin beklenen değeri $y_{t+h|t} = H\xi_{t+h|t} + Ay_{t+h-1|t}$ şeklindeyken, ξ_t 'nin koşullu beklentisi ise $\xi_{t+h|t} = F^h \xi_t$ şeklindedir.¹⁸ Rejim kaymalarının etkileri, t anında rejimdeki bir değişmeye y_{t+h} 'nin bir tepkisi olarak ölçülebilir. Bu durumda etki tepki fonksiyonu,

$$ET_{\nabla \xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h A^k H F^{h-k} \right) \nabla \xi \quad (4.60)$$

biçimindedir.¹⁹

$$^{17} \text{ Bu eşitlikte yer alan } A = \begin{bmatrix} A_1 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I_K & & 0 & 0 \\ & \ddots & & \\ 0 & & I_K & 0 \end{bmatrix} \text{ (} K_p \times K_p \text{) boyutlu, } H = \begin{bmatrix} M \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} = I_1 \otimes M \text{ ise}$$

$(K_p \times M)$ boyutlu matristir.

¹⁸ Burada $F=P'$ şeklindedir.

¹⁹ Krolzig (2006,5) tarafından işaret edildiği üzere burada iki farklı yaklaşım söz konusu olabilir. Birincisi, t anında sistemin n rejiminde olduğu bilgisi, yani $s_t = n$ iken, koşulsuz dağılım $\bar{\xi}$ 'dan bir sapma olarak ele alınabilir. Bu durumda etki tepki fonksiyonu,

$$ET_{\nabla \xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h A^k H F^{h-k} \right) (I_n - \bar{\xi})$$

şeklindedir. İkincisi ise, t anında rejim n 'den rejim l 'ye bir kayma olduğunda ise, sistemin tepkisi,

$$ET_{\nabla \xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h A^k H F^{h-k} \right) (I_l - I_n)$$

şeklindedir.

Burada $J = [I_K \ 0 \ \dots \ 0] = \iota_1' \otimes I_K$, ι_j birim matrisin j 'inci sütunu olmak üzere, $(K \times K_p)$ boyutlu bir matristir.

Krolzig (2006) rejime bağlı otoregresif dinamiklere sahip $MS-VAR$ modellerinin etki tepki fonksiyonlarının elde edilmesinde, durum uzayının gösterimi için Karlsen (1990)'in önerdiği yaklaşımı benimsemiştir. Çalışmanın bu kısmında, Krolzig (2006)'i izleyerek rejime bağlı VAR matrisine sahip $MSA(M)-VAR(1)$, $MSIA(M)-VAR(1)$ ve $MSMA(M)-VAR(1)$ modellerine ilişkin etki tepki fonksiyonları ele alınacaktır. Öncelikle, $MSA(M)-VAR(1)$ modeli ele alınacak olursa, gözlemlenen zaman serisi ve gözlemlenemeyen durum değişkeni aşağıdaki gibi ifade edilebilir,

$$\begin{aligned} y_t &= A(\xi_t)y_{t-1} + u_t, \\ \xi_t &= F\xi_{t-1} + v_t, \end{aligned} \quad (4.61)$$

burada $u_t \sim NID(0, \Sigma)$ ve v_t bir martingale fark dizisidir. Etki-tepki analizi için, doğrusal durum uzay sunumunu Karlsen (1990)'in önerdiği $\gamma_t = \xi_t \otimes y_t$ biçimiyle kullanılırsa, $\gamma_t = \Pi\gamma_{t-1} + \varepsilon_t$ biçimindedir ve burada ε_t bir martingale fark dizisidir. γ_t 'nin koşullu beklentisi $E[\gamma_{t+h} | \gamma_t] = \gamma^h \lambda_t$ biçimindedir. $y_t = \sum_{i=1}^M \xi_{it} y_{it}$ olduğundan, y_{t+h} 'nin koşullu beklentisi,

$$\begin{aligned} E[y_{t+h} | y_t, \xi_t] &= \sum_{i=1}^M E[\xi_{it+h} y_{it+h} | y_t, \xi_t] = (I'_M \otimes I_K) E[\gamma_{t+h} | \gamma_t] \\ &= (I'_M \otimes I_K) \Pi^h (\xi_t \otimes y_t) \end{aligned} \quad (4.62)$$

şeklindedir. Etki tepkiler ise aşağıda gösterildiği gibidir:

$$\begin{aligned} ET_{\nabla u}(h) &= (I'_M \otimes I_K) \Pi^h (\xi_t \otimes \nabla u), \\ ET_{\nabla \xi}(h) &= (I'_M \otimes I_K) \Pi^h (\nabla \xi_t \otimes y_t). \end{aligned} \quad (4.63)$$

$MSIA(M)-VAR(1)$ modelinde ise, durum uzay gösterimi değişmektedir. Bununla birlikte $\gamma_t = \xi_t \otimes y_t$ şeklinde tanımlanacak olursa,

$$\begin{aligned}\gamma_t &= M\xi_{t-1} + \Pi\gamma_{t-1} + \varepsilon_t \\ \xi_t &= F\xi_{t-1} + \eta_t\end{aligned}\quad (4.64)$$

elde edilir ki bu eşitlik matris formunda,

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \gamma_t \\ \xi_t \end{bmatrix}}_{\gamma_t^*} = \underbrace{\begin{bmatrix} \Pi & M \\ 0 & F \end{bmatrix}}_{\Pi^*} \underbrace{\begin{bmatrix} \gamma_{t-1} \\ \xi_{t-1} \end{bmatrix}}_{\gamma_{t-1}^*} + \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix}}_{\varepsilon_t^*}\quad (4.65)$$

şeklinindedir. Burada, ε_t ve η_t martingale fark dizisidir. Böylece γ_t 'nin koşullu beklenti $E[\gamma_{t+h}^* | \gamma_t^*] = \Pi^{*h} \gamma_t^*$ biçimindedir. $y_t = \sum_{i=1}^M \xi_{it} y_t$ olduğundan, y_{t+h} 'nin koşullu beklentisi,

$$\begin{aligned}E[y_{t+h} | y_t, \xi_t] &= \sum_{i=1}^M E[\xi_{it+h} y_{t+h} | y_t, \xi_t] = (1'_M \otimes I_K : 0_{K,M}) E[\gamma_{t+h}^* | \gamma_t^*] \\ &= [1'_M \otimes I_K \quad 0_{K,M}] \begin{bmatrix} \Pi & M \\ 0 & F \end{bmatrix}^h \begin{bmatrix} \gamma_t \\ \xi_t \end{bmatrix} = [1'_M \otimes I_K \quad 0_{K,M}] \Pi^{*h} \begin{bmatrix} \gamma_t \\ \xi_t \end{bmatrix}\end{aligned}\quad (4.66)$$

şeklindeyken, etki-tepkiler ise aşağıdaki gösterildiği gibidir:

$$\begin{aligned}ET_{\nabla u}(h) &= [1'_M \otimes I_K \quad 0_{K,M}] \Pi^{*h} \begin{bmatrix} \xi_t \otimes \nabla u \\ 0_{M,1} \end{bmatrix} \\ ET_{\nabla \xi}(h) &= [1'_M \otimes I_K \quad 0_{K,M}] \Pi^{*h} \begin{bmatrix} \nabla \xi_t \otimes y_t \\ \nabla \xi_t \end{bmatrix}\end{aligned}\quad (4.67)$$

Yine $MSMA(M)-VAR(1)$ modeline ilişkin olarak y_t ve ξ_t veriyken y_{t+h} 'nin koşullu beklentisi, $E[y_{t+h} | y_t, \xi_t] = (1'_M \otimes I_K) \Pi^h (\xi_t \otimes y_t) + M F^h \xi_t$ şeklindeyken, etki-tepkiler ise aşağıdaki gösterildiği gibidir.

$$\begin{aligned}ET_{\nabla u}(h) &= (1'_M \otimes I_K) \Pi^h (\xi_t \otimes \nabla u), \\ ET_{\nabla \xi}(h) &= (1'_M \otimes I_K) \Pi^h (\nabla \xi_t \otimes y_t) + M F^h \xi_t\end{aligned}\quad (4.68)$$

5.UYGULAMA

5.1.Giriş

İktisat literatüründe rejim değişikliklerinin deterministik yapısal değişimler yerine Markov süreci gibi bir olasılık süreci şeklinde ortaya konulması ile ilgili giderek büyüyen bir ortak görüş söz konusudur (Hamilton ve Raj, 2001). Ayrıca doğrusal modeller ile literatürde sıklıkla tanımlanan diklik, derinlik ve keskinlik asimetrisini (Neftçi,1984 ; Sichel, 1993) yakalamak mümkün değildir. Bu yüzden gerek TAR, STAR gibi deterministik gerekse de Markov değişim gibi stokastik doğrusal olmayan modelleme yaklaşımına gereksinim vardır.

Markov değişim modelleri iktisat literatürüne, öncesinde konunun temelini oluşturan pek çok çalışma bulunmakla birlikte, Hamilton (1989)'ın Amerika Birleşik Devletleri'ne ilişkin yaptığı çalışma ile literatüre kazandırılmış ve sonrasında Krolzig (1997) ile oldukça popüler hale gelmiştir. Markov değişim modelleme yaklaşımı karma dağılımın söz konusu olduğu zaman serilerinde, rejim değişimlerin yer aldığı ve bu değişimlerin hangi dönemlerde gerçekleştiğinin bilinmediği ve dolayısıyla elde edilen sonuçların ve geleceğe yönelik tahminlerin olasılıksal olarak ifade edildiği doğrusal olmayan bir modelleme yaklaşımıdır.

Çoklu dengeli makroekonomik modeller, iktisadi birimlerin ekonominin durumuna dair algılamalarının ve dolayısıyla beklentilerindeki ani değişikliklerin konjonktür dalgaları için önemli faktörler olabileceğini ileri sürmektedir. Çoklu denge yaklaşımı çerçevesinde bir Markov değişim modelinin kullanılması ile söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiler stokastik olarak ortaya konulabilmektedir. Bu modellerin kullanımı sadece konjonktür dalgalarının modellenmesi ile sınırlı değildir. Para politikasından kamu harcamalarına, döviz kuru krizlerinden, turizimden faiz oranlarına kadar pek çok iktisadi konuda kullanılabildiği gibi aynı zamanda tıptan, mühendisliğe kadar oldukça geniş bir uygulama alanı vardır. Bu bağlamda hem

teoride hemde uygulama da sıklıkla ele alınan konulardan bir tanesi, kendi kendini besleyen inanışlar sonucu beklentilerdeki ani değişimlerin toplam ekonomik aktivitede dalgalanmalara neden olabileceği görüşüne dayanan ikinci nesil modellerdir.¹ İkinci nesil modeller çerçevesinde krizler çoklu denge çerçevesinde ele alınabilmektedir.

Konjonktür dalgalarının özelliklerinin anlaşılması ekonomide meydana gelen dalgalanmaların kaynağının anlaşılması ve doğru iktisat politikası araçlarıyla bu tür dalgalanmaların azaltılmasını mümkün kılar. Ayrıca, iktisadi dalgalanmaların zaman içinde tahmin edilmesi iktisadi birimlerin ekonominin cari ve gelecek durumuna ilişkin beklentilerinin şekillenmesinde önemli bir rol oynarken, beklentilerde meydana gelen değişiklikler de ekonomideki dalgalanmaların nedeni olabilir (Altuğ, 2009).

İktisadi dalgalanmaları gelişmiş ülkeler için ele alan çok sayıda çalışma bulunmakla beraber Türkiye'ye ilişkin olarak söz konusu alanda yapılan çalışmalar nispeten daha azdır. Türkiye'ye ilişkin olarak yapılan çalışmalardan bazıları ise Saltoğlu, Şenyüz ve Yoldaş (2003), Bolatoğlu (2006), Yılmazkuday ve Akay (2007), Açıkgöz (2008) ile Tastan ve Yıldırım (2008), Önder (2006), Özdemir (2007), Akgül, Koç ve Koç (2007) ile Utkulu ve Kahyaoğlu (2005) tarafından gerçekleştirilmiştir.

Saltoğlu, Şenyüz ve Yoldaş (2003) Türkiye için yaptıkları uygulamada mevsimsellikten arındırılmış üçer aylık GSMH, Sanayi Üretim Endeksi (SÜE), Toplam Tüketim Harcamaları (TTH) ve Öncü Göstergeler Endeksi (ÖGE)'ni kullanarak GSMH için MS(2)-AR(2) ve MSIH(2)-AR(4), GSMH ve ÖGE için MSIH(2)-VAR(2), GSMH, SÜE, TTH ve ÖGE için MSIH(2)-VAR(2) için Markov değişim VAR tahmini yapmışlardır. Söz konusu modellerin ortak özelliği sabit terimin ve varyansın rejime bağlı olarak değişmesidir. Kurulan dört model rejimlerin süreleri hakkında, örneğin tek değişkenli model resesyonun süresini 1.68 genişlemeyi 11.96 çeyrek olarak dört değişkenli model ise resesyonu 3.58 ve genişlemeyi 7.58 çeyrek olarak farklı sürelerle karakterize etmektedir.

¹ İkinci nesil modeller temel makroekonomik göstergelerde bozulma söz konusu değilken ve uygulanan iktisat politikalarında tutarsızlık mevcut değilken piyasadaki olumsuz beklentilere bağlı olarak meydana gelen krizlerdir. Çoklu dengeli içeren ikinci nesil modellere ilişkin detaylı bilgi için Obstfeld (1996) ile Jeanne ve Masson (2000)'a bakılabilir.

Bolatođlu (2006) tarafından yapılan alıřma da ise, Trkiye’de yařanan 1994 ile 2000-2001 krizleri oklu denge erevesinde ele alınmıřtır. Bu amala Markov deđiřim modeli kullanılmıř ve Gibbs rneklemesi yoluyla da modelin tahmini gerekleřtirilmiřtir.

Yılmazkuday ve Akay (2007) ise mevsimsellikten arındırılmıř er aylık GSYİH serisini kullanarak tek deđiřkenli ve  durumlu bir model zerinden Trkiye ekonomisine iliřkin konjonktr dalgalarının analizini gerekleřtirmiřlerdir. Resesyona sresi yaklařık 5 eyrek olarak elde edilirken birbirlerini takip eden yksek ve dřk byme rejimlerinin sreleri ise 1.1 ve 1.4 eyrek olarak bulunmuřtur.

Aıkgz (2008) tarafından yapılan alıřmada ise GSYİH ve sanayi sektr GSYİH’sının yıllık byme hızları kullanılarak ortalamada ve varyansta deđiřimlerin sz konusu olduđu bir Markov deđiřim modelini Trkiye iin uygulanmıřtır. Uygulamalarında GSYİH’da bir, sanayi sektr byme srecinde ise beř kez ortalama da bir rejim deđiřikliđi olduđu sonucuna varmıřlardır. Aıkgz (2008) tarafından GSYİH serisi kullanılarak hesaplanan geniřleme 58.4 aylık geniřleme sresi diđer alıřmalara gre daha yksekken, sanayi sektr GSYİH kullanılarak hesaplanan geniřleme sresi 12.5 ay olarak hesaplanmıřtır. GSYİH serisi kullanılarak hesaplanan 4.5 aylık daralma sresi ise sanayi sektr GSYİH kullanılarak hesaplanan 2.5 aylık daralma sresinden daha fazladır. Geniřleme dnemine iliřkin ergodik veya durađan durum olasılıkları ise GSYİH iin 0.93 iken sanayi sektr GSYİH iin 0.83’tr.

Tařtan ve Yıldıırım (2008) ise alıřmalarında mevsimsellikten arındırılmıř aylık bazdaki SE serisinin yıllık yzde deđiřimini kullanarak iki rejime sahip ve gecikmesi drt olan sabitin ve varyansın rejimle beraber deđiřtiđi bir MSIH(2)-AR(4) modeli tahmin etmiřlerdir. Ekonomideki resesyona dneminin sresini 9.52, geniřleme sresini ise 37.81 ay olarak hesaplamıřlardır. Tařtan ve Yıldıırım tarafından byme durumuna iliřkin hesaplanan kořulsuz veya ergodik olasılıklar Aıkgz (2008) tarafından hesaplanan ergodik olasılıklardan daha dřktr.

Önder (2006) tarafından yapılan çalışma ise Türkiye için Phillips eğrisinin, çoklu yapısal kırılma modelleri ile Markov değişim modeli kullanılarak test edilmesini içermektedir. 1987-2004 periyodu için aylık veriler kullanılarak gerçekleştirilen çalışmada üç rejimli bir Markov değişim modeli ile çalışılmıştır. İkinci rejim tüm dönem boyunca baskın rejim olarak gözükürken, üçüncü rejim nispi olarak yüksek ve dalgalı olan enflasyon dönemini içermektedir. Her bir rejimin ortalama süresi 13.75, 38.07 ve 1.42 ay olarak hesaplanmıştır. Çalışmanın sonuçları Phillips eğrisinin varlığını desteklerken, eğrinin asimetri özelliğine ilişkin herhangi bir kanıt ortaya koymamaktadır.

Özdemir (2007) tarafından yapılan çalışma ise, Markov değişim modelini döviz krizlerini öngörmek amacıyla erken uyarı sistemi olarak kullanılmasını öngörmektedir. Modelde normal (veya kriz olmayan durum) ve kriz olan iki durumun var olduğu varsayılmıştır. Krizin olmadığı durum ortalamanın ve dalgalanmanın düşük olduğu rejim olarak ve kriz durumu da ortalamanın ve dalgalanmanın yüksek olduğu rejim olarak kabul edilmiştir. Model sadece 1990:1-2006:12 periyodunda Türkiye'nin yanısıra aynı zamanda Latin Amerika'dan; Meksika, Arjantin ve Brezilya'yı, Güneydoğu Asya'dan; Tayland, Malezya ve Güney Kore'yi, Güney ve Doğu Avrupa'dan ise Bulgaristan, Rusya, Ukrayna'yı içermektedir. Çalışmada içsel değişken olarak döviz kuru baskı endeksi kullanılırken, potansiyel erken uyarı göstergeleri olarak çeşitli makroekonomik göstergeler, sermaye akımı göstergeleri, finansal kırılma göstergeleri ve bulaşma göstergeleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar Markov değişim modelleme yaklaşımının, finansal krizlere yönelik bir erken uyarı sistemi kurulması amacıyla uygun bir araç olduğunu doğrulamaktadır.

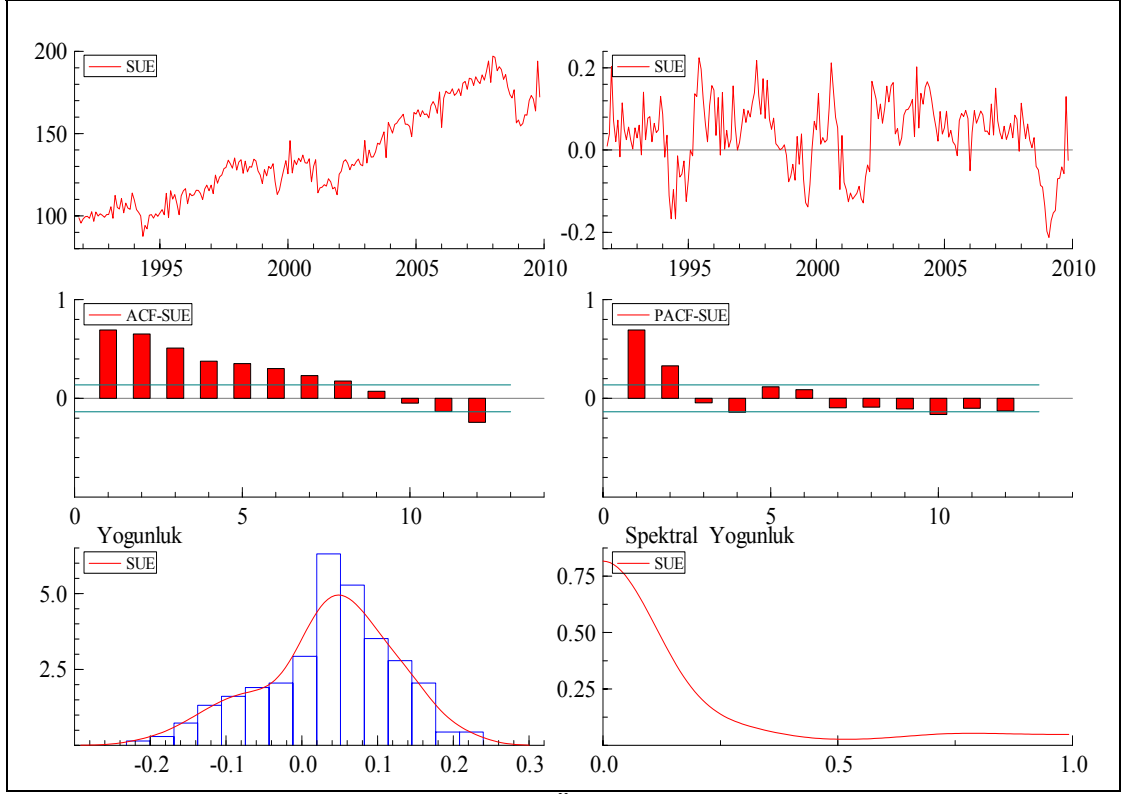
Akgül, Koç ve Koç (2007) tarafından yapılan çalışmada ise 1992-2006 periyodunda Türkiye ekonomisine ilişkin olarak, iki rejimli bir Markov rejim değişim modelinin yanı sıra TAR, STAR, LSTAR gibi diğer rejim değişim modelleri de kullanılarak cari işlemler açığının modellenmesine çalışılmıştır. Sonuç olarak cari işlemler açığının, rejim değişim modelleri ile başarılı bir şekilde tanımlanabileceği ortaya konmuştur. Utkulu ve Kahyaoğlu (2005) ise, ticari ve finansal açıklığın büyümeyi ne yönde etkilediği incelerken TAR, STAR ve Markov rejim değişim modellerinden yararlanmışlardır.

5.2. Veri

Bu çalışmada kullanılan tüm veri seti Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) internet sitesinden alınmıştır. Söz konusu serilerden birincisi, ekonominin gidişinin bir göstergesi olarak ele alınan ve 1991:01 ile 2009:11 periyodunu kapsayan aylık bazdaki Sanayi Üretim Endeksi (SUE)'dir. SÜE büyüme hızı ile GSYİH büyüme hızı arasında korelasyon Yıldırım (2007) tarafından işaret edildiği üzere 0,86 olup söz konusu değer SÜE'nin temel bir ekonomik gösterge olarak kullanılmasını haklı çıkarmaktadır. SÜE'nin bir kullanım nedeni de verilerin aylık olarak elde edilebilmesidir. İkinci seri ise, reel kesimin ekonominin gidişatına ilişkin beklentilerini ifade eden ve 1989:10 – 2009:11 periyodunu kapsayan aylık bazdaki Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE)'dir. Üçüncü seri ise daha ziyade bireysel yatırımcıların beklentilerini ifade etmek üzere 1989:10 – 2009:11 periyodunu kapsayan aylık bazdaki İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi (IMKB)'dir. Veri setindeki söz konusu değişkenler öncelikle mevsimsellikten arındırılmış daha sonra $(y_t - y_{t-12}) / (y_{t-12})$ formülü² kullanılarak, yani bir önceki yılın aynı dönemine göre nispi değişimler elde edilerek her bir seriye ilişkin olarak yıllık büyüme oranları elde edilmiştir. Çalışmanın bundan sonraki kısmında aksi belirtilmediği sürece söz konusu seriler, mevsimsellikten arındırılmış olarak ele alınmaktadır.

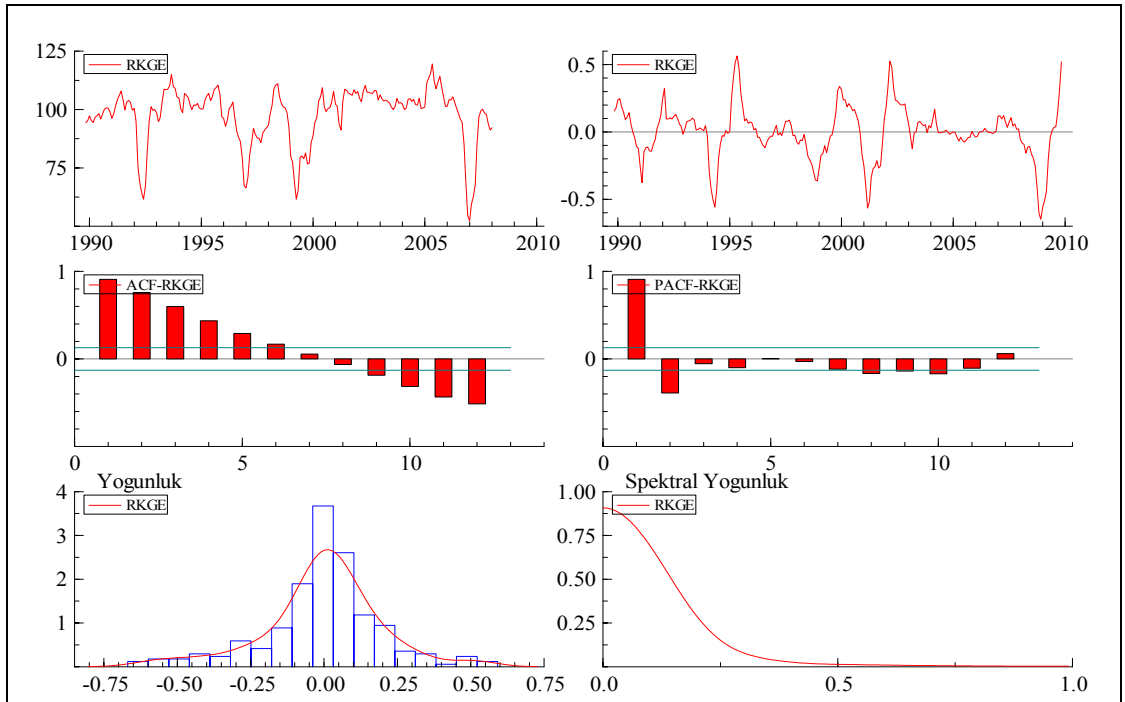
Mevsimsellikten arındırılmış SÜE'nin düzey ve yıllık büyüme hızına ilişkin olarak elde edilen grafikler ile serinin düzey, yıllık büyüme hızı, ACF ve PACF'si, yoğunluğu ile spektral yoğunluğu Şekil 8'deki gibidir. SÜE'ye ilişkin olarak ortalama değer 0.035462, medyan değer 0.042751 ve standart sapma ise 0.087138'dir. SÜE'nin aldığı maksimum değer 0.2243 iken aldığı minimum değer -0,2166'dır. Yine SÜE sola doğru -0.450937 eğim istatistiği ile hafifçe eğilmiştir. ACF, PACF, spektral yoğunluk şekilleri üssel azalan ACF ve gecikme ikide kesmesi olan kısmi otokorelasyonlara sahip kalıcı bir otoregresif yapı göstermektedir.

² Bir seriye ilişkin olarak yukarıda bahsedilen büyüme hızı logaritmik formda ise, $\log\left(\frac{y_t}{y_{t-12}}\right) = \log(y_t) - \log(y_{t-12}) \cong \frac{y_t - y_{t-12}}{y_{t-12}}$ şeklinde hesaplanabilir.



Şekil 8: Sanayi Üretim Endeksi

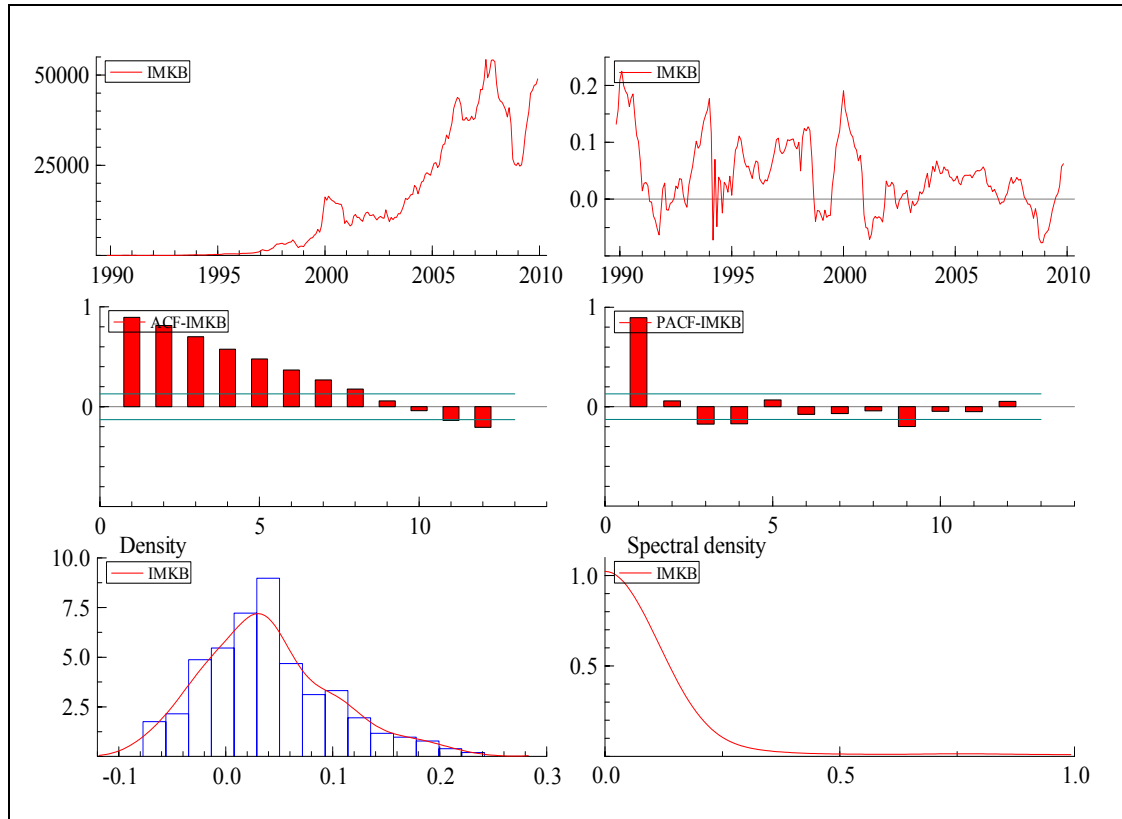
Mevsimsellikten arındırılmış RKGE'ye ilişkin olarak serinin düzey ve yıllık büyüme hızına ilişkin olarak elde edilen grafikler ile serinin yoğunluğu, ACF ve PACF'si ile spektral yoğunluğu ise aşağıdaki Şekil 9'da gösterilmiştir.



Şekil 9: Reel Kesim Güven Endeksi

Şekil 9'daki RKGE'ne ilişkin olarak ortalama değer -0.03556 , medyan değer 0.003413 ve standart sapma ise 0.198299 'dur. Yine RKGE sağa doğru 0.686724 eğim istatistiği ile hafifçe eğilmiştir. RKGE'nin aldığı maksimum değer $0,564731$ iken aldığı minimum değer $-0,6475$ 'dir. ACF, PACF, spektral yoğunluk şekilleri üssel azalan ACF ve SÜE'de olduğu gibi gecikme ikide kesmesi olan kısmi otokorelasyonlara sahip kalıcı bir otoregresif yapı göstermektedir.

İMKB'ye ilişkin olarak³ serinin düzey ve yıllık büyüme hızına ilişkin olarak elde edilen grafikler ile serinin yoğunluğu, ACF ve PACF'si ile spektral yoğunluğu ise Şekil 10'da gösterilmiştir. İMKB serisine ilişkin olarak ortalama değer 0.039698 , medyan değer 0.036725 ve standart sapma ise 0.060248 'dir. İMKB serisi sağa doğru 0.589564 eğim istatistiği ile eğilmiştir. SÜE ve RKGE'de olduğu gibi İMKB serisinde de ACF, PACF, spektral yoğunluk şekilleri üssel azalan ACF ve gecikme üç ve dördte kesmesi olan kısmi otokorelasyonlara sahip olup serinin gözlem değerleri arasında güçlü bir birliktelik söz konusudur.



Şekil 10: İMKB Endeksi

³ İMKB serisine ilişkin olarak 1994 yılı için aykırı değerler (outlier) düzeltilmesi yapılmıştır.

5.3. Birim Kök Testleri

Stokastik bir süreç izleyen zaman serilerinde, serilerin durağan olup olmadığı büyük önem kazanmaktadır. Şayet bir stokastik süreç durağan değilse, serinin davranışı sadece ele alınan tahmin dönemi için geçerli olacak ve diğer dönemler için bir genelleme yapılması söz konusu olmayacağı gibi ayrıca söz konusu serinin durağan olmaması durumunda uygulanan şoklar kalıcı olacaktır (Akgül, 2003; Enders, 2004)

SÜE, RKGE ve IMKB endekslerinin durağanlığının sınanmasına ilişkin olarak Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS)⁴ birim kök testleri uygulanmıştır. Düzeyde durağan olmadıkları görülen söz konusu serilerin mevsimsel arındırma işleminden sonra bir önceki yılın aynı dönemine göre farkının alınmasıyla elde edilen serilere uygulanan birim kök test sonuçları Tablo 3'deki gibidir.

Tablo 3 : Serilere İlişkin Durağanlık Testleri

	ADF*		PP	
	Sabit	Hiçbiri	Sabit	Hiçbiri
SÜE	-4.0380	-3.6841	-6.0928	-5.310
RKGE	-4.7636	-4.7768	-3.8646	-3.8727
IMKB	-3.7172	-3.1823	-3.7164	-3.182
	KPSS			
	Sabit			
SÜE	0.1593			
RKGE	0.0618			
IMKB	0.4221*			

* Gecikme uzunluğu 14 olarak belirlenmiştir.

** % 5 düzeyinde anlamlı iken diğerleri %1 düzeyinde anlamlıdır.

⁴ KPSS testinde kurulan hipotez, ADF testinin aksine H_0 hipotezi, serinin durağan olduğunu (birim kök içermediğini) H_1 hipotezi ise serinin durağan olmadığını (birim kök içerdiğini) ifade etmektedir.

Söz konusu serilere ilişkin olarak ADF testinde gecikme uzunluğunun SIC kriterine göre 14 alınması halinde otokorelasyon sorununun ortadan kalktığını göstermektedir. Eviews 5 programı ile gerçekleştirilen ADF, PP ve KPSS birim kök test sonuçlarına göre söz konusu serilerin % 1, * ile gösterilen serilerin ise % 5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir.

Söz konusu serilerin durağan olması çoklu denge ile bir çelişki içermemektedir. Çünkü serilerin durağan olması, Perron (1989), Banerjee ve diğ. (1992), Bai ve Perron (1998), Bai (1999) tarafından işaret edildiği üzere söz konusu serinin yapısal değişimlere maruz kalmadığı anlamına gelmez. Buna göre yapısal kırılmaların gerçekleştiği her bir alt dönem için durağan olan söz konusu seriler, dönemin tümü dikkate alındığında yine durağan olacaktır (Bolatoğlu, 2001).

5.4. SUE, RKGE ve İMKB Endekslerine İlişkin Asimetri Uygulaması

Çalışmanın bu bölümünde SÜE, RKGE ve İMKB endeksine ilişkin olarak, Sichel (1993) tarafından incelenen derinlik ve diklik asimetrisi ile McQuenn ve Thorley (1993) tarafından incelenen keskinlik asimetrisi özellikleri MSI, MSIH, MSM ve MSMH şeklindeki dört temel Markov değişim modeli üzerinden incelenecektir.⁵

Söz konusu endeksleri bireysel veya toplu olarak ele almak suretiyle, (a)simetrik özelliklere sahip olup olmadıkları ve eğer endeks(ler)de asimetri söz konusuysa, özelliklerinin neler olduğu incelenirken öncelikle rejim sayısını belli bir değere sabitlemek yerine, rejim sayısı 2 ve 3 olarak sınırlandırılacaktır. Rejim sayısının iki olarak seçilmesinin nedeni Hamilton (1989)'dan beri adet olduğu üzere, iktisadi görüş ile yakından alakalıdır. Bununla birlikte rejim sayısının iki olarak belirlenmesi durumunda Clements ve Krolzig (2002, 2003) tarafından işaret edildiği üzere; dik olmama (non steep) modelin bir özelliği olmakta yani iki rejimli modeller hiçbir zaman dik değildir ve derin olmama ise keskin olmamayı ima etmektedir.

⁵ Skalin ve Terasvirta (2000), Fattouh (2005) Mir, Osborn ve Lombardi (2005) tarafından işaret edildiği üzere mevsimsellikten arındırma işlemi sonucunda dönüm noktalarında bozulmalar olabilecek ve sonuçta rejimin biçimini bozacaktır. Ghysels, Granger ve Siklos (1996) mevsimsel ayarlamaların doğrusalsızlık yaratabileceğini, Mir ve Osborn (2004) ise mevsimsel ayarlamaların konjonktür dalgalarının zirvenin büyüklüğünü azaltacağı ve rejimlerde farklılık yaratacağı bulgularına ulaşmışlardır (Akgül, Koç, Koç, 2007).

Dolayısıyla her üç asimetrinin incelenmesi ve test edilmesi iki rejimli modellerde söz konusu değildir.

Daha sonra *AR* parametrelerine ilişkin maksimum gecikme uzunluğu ise dört olarak seçilmiştir. Rejim sayısı ve *AR* gecikme uzunlukları veriyken söz konusu modeller arasından uygun olanının seçimi Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwartz Bilgi Kriteri (SIC) ve Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (HQIC)'nin minimumuna dayanmaktadır. AIC, SIC ve HQIC tutarlı sonuçlar vermeyebilirler. *MS – AR* modelleri bağlamında SIC daha tutumlu, AIC ise daha büyük modelleri seçmeye eğilimlidir. Rejimlerin sayısı bilindiğinde ve sabit olduğunda HQIC ve SIC, doğru gecikme derecesini seçmede AIC'den daha iyi performans sergiler (Kapetanios, 2001'den aktaran Taştan ve Yıldırım, 2008).

5.4.1. SÜE C-K Asimetri Testi

Söz konusu zaman serilerinin asimetrik özelliklerini kontrol etmeye SÜE ile başlıyoruz. SÜE genel bir ekonomik performans göstergesi olarak konjonktür dalgaların temsil etmek için ilgili literatürde sıklıkla uygun bir değişken olarak ele alınmaktadır. Tablo 4 SÜE ile ilgili model seçimine ilişkin olarak birinci sütunu 2 rejimli ikinci sütunu üç rejimli modellere ilişkin olmak üzere AIC, SIC ve HQIC sonuçlarını göstermektedir.

AIC, SBC ve HQIC'ya dayalı olarak MSAR modelin her bir türünden birden fazla model seçeceğiz. Böyle yapmamızın nedeni C-K asimetri testinin sonuçlarının sağlamlığını (robustness) kontrol etmek istediğimizden kaynaklanmaktadır.

Tablo 4: SÜE Model Seçimi

Modeller	AIC	HQIC	SIC	Modeller	AIC	HQIC	SIC
MSI(2)-AR(0)	-2.6048	-2.5779	-2.5378	MSI(3)-AR(0)	-2.6625	-2.6087	-2.5286
MSI(2)-AR(1)	-2.6882	-2.6559	-2.6078	MSI(3)-AR(1)	-2.6781	-2.6189	-2.5307
MSI(2)-AR(2)	-2.7377	-2.700*	-2.6439*	MSI(3)-AR(2)	-2.7266	-2.6620*	-2.5658*
MSI(2)-AR(3)	-2.7318	-2.6887	-2.6246	MSI(3)-AR(3)	-2.7119	-2.6491	-2.5448
MSI(2)-AR(4)	-2.7473*	-2.6989	-2.6267	MSI(3)-AR(4)	-2.7335*	-2.6579	-2.5454
MSIH(2)-AR(0)	-2.5973	-2.5650	-2.5169	MSIH(3)-AR(0)	-2.6608	-2.5962	-2.5000
MSIH(2)-AR(1)	-2.6842	-2.6466	-2.5904	MSIH(3)-AR(1)	-2.6987	-2.6287	-2.5245
MSIH(2)-AR(2)	-2.7444	-2.7013*	-2.6372*	MSIH(3)-AR(2)	-2.7287	-2.6533	-2.5411
MSIH(2)-AR(3)	-2.7371	-2.6887	-2.6165	MSIH(3)-AR(3)	-2.7206	-2.6399	-2.5196
MSIH(2)-AR(4)	-2.7487*	-2.6949	-2.6147	MSIH(3)-AR(4)	-2.7614*	-2.6753*	-2.5470*
MSM(2)-AR(0)	-2.6048	-2.5779	-2.5378	MSM(3)-AR(0)	-2.6625	-2.6087	-2.5286
MSM(2)-AR(1)	-2.6876	-2.6553	-2.6072	MSM(3)-AR(1)	-2.6799	-2.6207	-2.5325
MSM(2)-AR(2)	-2.7249	-2.6872	-2.6311*	MSM(3)-AR(2)	-2.7051	-2.6405	-2.5443*
MSM(2)-AR(3)	-2.7175	-2.6744	-2.6103	MSM(3)-AR(3)	-2.7166*	-2.6466*	-2.5424
MSM(2)-AR(4)	-2.7328*	-2.6843*	-2.6122	MSM(3)-AR(4)	-2.7040	-2.6287	-2.5164
MSMH(2)-AR(0)	-2.5973	-2.5650	-2.5169	MSMH(3)-AR(0)	-2.6608	-2.5962	-2.5000
MSMH(2)-AR(1)	-2.7060	-2.6684	-2.6123	MSMH(3)-AR(1)	-2.6940	-2.6241	-2.5141
MSMH(2)-AR(2)	-2.7306	-2.6875*	-2.6234*	MSMH(3)-AR(2)	-2.7030	-2.6277	-2.5154*
MSMH(2)-AR(3)	-2.7250	-2.6766	-2.6044	MSMH(3)-AR(3)	-2.6930	-2.6122	-2.4920
MSMH(2)-AR(4)	-2.7340*	-2.6802	-2.6000	MSMH(3)-AR(4)	-2.7190*	-2.6329*	-2.5047

* AIC,SIC ve HQIC'nın minimum değerlerini göstermektedir.

Tablo 5 SÜE'ye ilişkin olarak 2 rejimli yapı üzerinden Clements ve Krolzig (2003)'in, bundan sonra kısaca C-K olarak bahsedilecektir, test sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 5: SUE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları

Modeller	Derin Olmama	Dik Olmama	Keskin Olmama
MSI(2)-AR(2)	3.7415 [0.0531]	0.0000 [1.0000]	3.4710 [0.0625]
MSI(2)-AR(4)	4.2788 [0.0386]	0.0000 [1.0000]	3.4138 [0.0647]
MSIH(2)-AR(2)	2.4325 [0.1188]	0.0000 [1.0000]	22.7899 [0.0000]
MSIH(2)-AR(4)	4.6764 [0.0306]	0.0000 [1.0000]	3.4793 [0.0621]
MSM(2)-AR(2)	4.4227 [0.0355]	0.0000 [1.0000]	12.5814 [0.0004]
MSM(2)-AR(4)	4.9417 [0.0262]	0.0000 [1.0000]	10.7701 [0.0010]
MSMH(2)-AR(2)	0.2505 [0.6167]	0.0000 [1.0000]	0.8690 [0.3512]

parantez içindekiler [...] olasılık değerleridir.

Tablo 5'in birinci sütunu incelenirse, tutarlı bir sonuca ulaşmak mümkün değildir. Bununla beraber yine de belirli bir şablonun ortaya çıktığı görülmektedir. Buna göre, koşullu varyans rejime bağlı değilse o zaman derin olmama (simetri) H_0 hipotezi reddedilir. Buna karşılık varyans rejime bağlı ise o zaman da derin olmama hipotezi yani H_0 kabul edilir. Basit olarak buradan elde edilen sonuç; derinlik asimetrisinin, SÜE büyümesine ilişkin olarak modele bağlı olduğudur. Tablo 5'in ikinci sütunu hep aynı sonucu vermiştir. Buna göre, H_0 yani dik olmama durumu kabul edilir. Buna göre, iki rejimli bir yapıda modelin yapısı ne olursa olsun model hiçbir zaman dik değildir. Dolayısıyla diklik asimetrisi için üç rejimli model incelenmelidir. Tablo 5'in üçüncü sütunu incelenecek olursa, yedi modelden sadece bir tanesinin keskin olmamayı kabul ettiği diğerlerinin reddettiği görülmektedir. Keskin olmamayı kabul eden modelin rejime bağlı varyansa sahip olduğu ve aynı model rejime bağlı olmayan varyansa sahip olduğunda ise keskin olmamayı reddettiği dikkate alınır. C-K asimetri testi sonuçlarına göre SÜE büyümesine ilişkin keskinliğe dair güçlü kanıtlar bulunmaktadır.

Tablo 6 ise, SÜE'ye ilişkin 3 rejimli yapı üzerinden C-K asimetri testinin sonuçlarını göstermektedir. Tablo 6 incelenecek olursa, sabiti içeren hiçbir $MSI - AR$ modelin tabloda yer almadığı görülmektedir. Keskin olmama MSMH(3)-AR(4) modeli tarafından güçlü bir şekilde reddedilirken, MSM(3)-AR(4) modeli tarafından aynı güçle reddedilememiştir. Burada keskin olmamaya ilişkin H_0 hipotezinin güçlü yada zayıf reddedilmesinde modele bağlı bir durumum olduğu izlenimi söz konusudur. Derin olmama hipotezi ise her iki model tarafından da kabul edilmişken, dik olmama her iki model tarafından da reddedilmiştir.

Tablo 6: SUE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları

Test	MSM(3)-AR(4)	MSMH(3)-AR(4)
Keskin Olmama	5.2381 [0.1552]	10.4689 [0.0150]
$p_{12} = p_{32}$	2.1915 [0.1388]	7.4242 [0.0064]
$p_{13} = p_{31}$	0.0006 [0.9809]	0.0011 [0.9731]
$p_{21} = p_{23}$	3.5427 [0.0598]	3.4191 [0.0644]
Derin Olmama	0.7279 0.3936]	0.0024 [0.9608]
Dik Olmama	3.5919 [0.0581]	8.0774 [0.0045]

parantez içindekiler [...] olasılık değerleridir.

Sonuç olarak üç rejimli modelin C-K asimetri testi sonuçlarına göre derinlik asimetrisine dair herhangi bir kanıt yokken, diklik ve keskinlik asimetrilerine dair kanıtlar ise mevcuttur.

5.4.2. RKGE C-K Asimetri Testi

Asimetrik özelliği test edilecek olan ikinci zaman serisi RKGE'dir. Beklentilerin önemi ikinci bölümde anlatılmıştı. Buna göre iktisadi birimlerin beklentilerindeki değişimler konjonktürel dalgalanmanın nedeni olabileceği için RKGE'nin asimetrik özelliklere sahip olup olmadığını tespiti önemlidir. Tablo 7, RKGE ile ilgili model seçimine ilişkin olarak, birinci sütunu 2 rejimli ikinci sütunu üç rejimli modellere ilişkin olarak AIC, SIC ve HQIC sonuçlarını göstermektedir. Tablo 7 incelenecek olursa, Tablo 4'ten az da iki konuda farklılık gösterdiği dikkat çekmektedir. Bunlardan birincisi $MSM(3) - AR(3)$ modeli hariç hiçbir modelde otoregresyon derecesi 2'nin üzerine çıkmamıştır ve tüm modellerde AIC, SIC ve HQIC aynı gecikme uzunluklarını vermiştir.

Tablo 7: RKGE Model Seçimi

Modeller	AIC	HQ	SC	Modeller	AIC	HQ	SC
MSI(2)-AR(0)	-0.8005	-0.7718	-0.7292	MSI(3)-AR(0)	-1.2784	-1.2210	-1.1359
MSI(2)-AR(1)	-2.5024	-2.4679	-2.4169	MSI(3)-AR(1)	-2.6410	-2.5779	-2.4843
MSI(2)-AR(2)	-2.6748*	-2.6347*	-2.5751*	MSI(3)-AR(2)	-2.7309*	-2.6620*	-2.5599*
MSI(2)-AR(3)	-2.5817	-2.5356	-2.4673	MSI(3)-AR(3)	-2.7219	-2.6470	-2.5361
MSI(2)-AR(4)	-2.5811	-2.5291	-2.4521	MSI(3)-AR(4)	-2.7225	-2.6417	-2.5219
MSIH(2)-AR(0)	-0.8126	-0.7780	-0.7266	MSIH(3)-AR(0)	-1.5068	-1.4375	-1.3348
MSIH(2)-AR(1)	-2.6249	-2.5845	-2.5245	MSIH(3)-AR(1)	-2.7094	-2.6344	-2.5231
MSIH(2)-AR(2)	-2.7703*	-2.7241*	-2.6557*	MSIH(3)-AR(2)	-2.7799*	-2.6991*	-2.5793*
MSIH(2)-AR(3)	-2.7648	-2.7129	-2.6358	MSIH(3)-AR(3)	-2.7718	-2.6853	-2.5569
MSIH(2)-AR(4)	-2.7577	-2.7000	-2.6143	MSIH(3)-AR(4)	-2.7669	-2.6745	-2.5375
MSM(2)-AR(0)	-0.7996	-0.7708	-0.7280	MSM(3)-AR(0)	-1.2851	-1.2274	-1.1418
MSM(2)-AR(1)	-2.2834	-2.2488	-2.1974	MSM(3)-AR(1)	-2.2424	-2.1789	-2.0847
MSM(2)-AR(2)	-2.5894*	-2.5490*	-2.4891*	MSM(3)-AR(2)	-2.5485	-2.4792	-2.3765
MSM(2)-AR(3)	-2.5814	-2.5352	-2.4667	MSM(3)-AR(3)	-2.6872*	-2.6122*	-2.5009*
MSM(2)-AR(4)	-2.5810	-2.5290	-2.4520	MSM(3)-AR(4)	-2.6570	-2.5762	-2.4564
MSMH(2)-AR(0)	-0.8126	-0.7780	-0.7266	MSMH(3)-AR(0)	-1.5068	-1.4375	-1.3348
MSMH(2)-AR(1)	-2.6204	-2.5800	-2.5201	MSMH(3)-AR(1)	-2.6241	-2.5491	-2.4378
MSMH(2)-AR(2)	-2.7690*	-2.7229*	-2.6544*	MSMH(3)-AR(2)	-2.7826*	-2.7018*	-2.5819*
MSMH(2)-AR(3)	-2.7626	-2.7107	-2.6336	MSMH(3)-AR(3)	-2.7778	-2.691	-2.5628
MSMH(2)-AR(4)	-2.7558	-2.6981	-2.6125	MSMH(3)-AR(4)	-2.7669	-2.6745	-2.5375

* AIC, SIC ve HQIC'nın minimum değerlerini göstermektedir.

AIC, SBC ve HQIC'ya dayalı olarak $MS-AR$ modelin her bir türünden model seçeceğiz. Böyle yapmamızın nedeni C-K asimetri testinin sonuçlarının sağlamlığını kontrol etmek istediğimizden kaynaklanmaktadır. Tablo 8 RKGE'ye ilişkin olarak iki rejimli yapı üzerinden C-K asimetri testinin sonuçlarını göstermektedir. RKGE serisine ilişkin iki rejimli C-K asimetri testi sonuçlarına göre serinin derin olmama ve doğal olarak da dik olmamayı reddedemediği görülmektedir. Keskin olmama durumu ise tam net değildir. Ortalamayı içeren model keskin olmamayı kabul ederken sabiti içeren model keskin olmamayı reddetmektedir. Dolayısıyla modele bağlı bir durum söz konudur.

Tablo 8: RKGE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları

Modeller	Derin Olmama	Dik Olmama	Keskin Olmama
MSIH(2)-AR(2)	0.1444 [0.7039]	0.0000 [1.0000]	2.9468 [0.0860]
MSM(2)-AR(2)	0.0000 [1.0000]	0.0000 [1.0000]	0.0000 [1.0000]
MSMH(2)-AR(2)	0.1234 [0.7254]	0.0000 [1.0000]	2.9831 [0.0841]

parantez içindekiler [...] olasılık değerleridir.

Tablo 9 ise, RKGE'ne ilişkin 3 rejimli yapı üzerinden C-K asimetri testinin sonuçlarını göstermektedir

Tablo 9: RKGE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları

Test	MSI(3) AR(2)	MSIH(3) AR(2)	MSM(3) AR(3)	MSMH(3) AR(2)
Keskin Olmama	15.2147 [0.0016]	5.8981 [0.1167]	1525.8711 [0.0000]	3.8161 [0.2820]
$p_{12} = p_{32}$	7.0596 [0.0079]	0.7592 [0.3836]	1469.8924 [0.0000]	0.0075 [0.9311]
$p_{13} = p_{31}$	2.4718 [0.1159]	4.7136 [0.0299]	0.9352 [0.3335]	3.8011 [0.0512]
$p_{21} = p_{23}$	0.6152 [0.4328]	0.2610 [0.6094]	0.0040 [0.9496]	0.0077 [0.9302]
Derin Olmama	1.4976 [0.2210]	0.1183 [0.7309]	2.1005 [0.1472]	0.1329 [0.7154]
Dik Olmama	13.0046 [0.0003]	0.1517 [0.6969]	6.3683 [0.0116]	0.0049 [0.9443]

parantez içindekiler [...] olasılık değerleridir.

Tablo 9 diklik ve keskinlik asimetrisine ilişkin bir takım kanıtlar ortaya koymakla birlikte, bu kanıtlar çok güçlü değildir. Bunun en önemli nedeni asimetrisinin varlığının modele bağlı olmasıdır. Örneğin dik olmama rejime bağlı varyans durumunda kabul edilirken, rejime bağlı varyansın söz konusu olmadığı durumda reddedilmektedir. Keskinlik asimetrisi görece olarak rejime bağlı varyansa sahip modeller göre daha belirgin durumdadır. Yukarıdaki söz konusu modellerin hiç biri derin olmamayı reddedememektedir.

5.4.3. İMKB C-K Asimetri Testi

Asimetri özellikleri sergileyip sergilemediği ile ilgili olarak incelenecek olan üçüncü seri İMKB serisidir. Tablo 10 İMKB ile ilgili model seçimine ilişkin olarak , birinci sütunu 2 rejimli ikici sütunu üç rejimli modellere ilişkin olmak üzere AIC, SIC ve HQIC sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 10: İMKB Model Seçimi

Modeller	AIC	HQ	SC	Modeller	AIC	HQ	SC
MSI(2)-AR(0)	2.7942	2.8212	2.8614	MSI(3)-AR(0)	2.3022	2.3561	2.4365
MSI(2)-AR(1)	1.2455	1.2779	1.3261	MSI(3)-AR(1)	0.9347	0.9941	1.0825*
MSI(2)-AR(2)	1.2095	1.2473	1.3035	MSI(3)-AR(2)	0.9409	1.0056	1.1021
MSI(2)-AR(3)	1.2014	1.2446	1.3089	MSI(3)-AR(3)	0.9399	1.0100	1.1145
MSI(2)-AR(4)	1.1444*	1.1930*	1.2653*	MSI(3)-AR(4)	0.8988*	0.9743*	1.0869
MSIH(2)-AR(0)	2.2212	2.2536	2.3018	MSIH(3)-AR(0)	1.7465	1.8112	1.9077
MSIH(2)-AR(1)	0.6903	0.7280	0.7843	MSIH(3)-AR(1)	0.5252	0.5954	0.6999
MSIH(2)-AR(2)	0.6084	0.6516	0.7159	MSIH(3)-AR(2)	0.4136	0.4891	0.6017
MSIH(2)-AR(3)	0.6101	0.6586	0.7310	MSIH(3)-AR(3)	0.4211	0.5020	0.6226
MSIH(2)-AR(4)	0.5603*	0.6142*	0.6946*	MSIH(3)-AR(4)	0.3856*	0.4719*	0.6005*
MSM(2)-AR(0)	2.7942	2.8212	2.8614	MSM(3)-AR(0)	2.3022	2.3561	2.4365
MSM(2)-AR(1)	1.8049	1.8373	1.8855	MSM(3)-AR(1)	1.2229	1.2823	1.3707
MSM(2)-AR(2)	1.6739	1.7117	1.7679	MSM(3)-AR(2)	0.9029*	0.9677*	1.0642*
MSM(2)-AR(3)	1.6627	1.7059	1.7702	MSM(3)-AR(3)	0.9104	0.9806	1.0851
MSM(2)-AR(4)	1.6080*	1.6566*	1.7290*	MSM(3)-AR(4)	0.9382	1.0137	1.1263
MSMH(2)-AR(0)	2.2212	2.2536	2.3018	MSMH(3)-AR(0)	1.7465	1.8112	1.9077
MSMH(2)-AR(1)	0.6703	0.7081	0.7644	MSMH(3)-AR(1)	0.4839	0.5541	0.6586
MSMH(2)-AR(2)	0.5841	0.6273*	0.6916*	MSMH(3)-AR(2)	0.4304	0.5060	0.6185
MSMH(2)-AR(3)	0.5890	0.6376	0.7099	MSMH(3)-AR(3)	0.4211	0.5020	0.6226
MSMH(2)-AR(4)	0.5746*	0.6286	0.7090	MSMH(3)-AR(4)	0.3856*	0.4719*	0.6005*

* AIC,SIC ve HQIC'nın minimum değerlerini göstermektedir.

AIC, SBC ve HQIC'ya dayalı olarak, $MS-AR$ modelin her bir türüne ilişkin model seçerek C-K asimetri testinin sonuçlarının kontrol edeceğiz. Tablo 11, RKGE'ye ilişkin olarak 2 rejimli yapı üzerinden C-K asimetri testinin sonuçlarını göstermektedir. İMKB büyüme serisine ilişkin C-K Asimetri testine ilişkin sonuçlar yine modele bağlı asimetri izlenimi vermektedir. Çünkü sabiti içeren MSI modeli derin olmamayı ve keskin olmamayı reddederken, rejime bağlı varyansın eklenmesi durumunda derin olmamayı ve keskin olmamayı kabul etmektedir. Ortalamayı içeren MSM modellerde ise derin olmama kabul edilirken, keskin olmama ile ilgili ise MSI durumunda anlatılan durumun tam tersi bir sonuç söz konusudur.

Tablo 11: İMKB'ye İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları

Modeller	Derin Olmama	Dik Olmama	Keskin Olmama
MSI(2)-AR(4)	4.2300 [0.0397]	0.0000 [1.0000]	22.6705 [0.0000]
MSIH(2) AR(4)	1.2671 [0.2603]	0.0000 [1.0000]	2.4877 [0.1147]
MSM(2)-AR(4)	0.0000 [0.9998]	0.0000 [1.0000]	0.0000 [0.9998]
MSMH(2)-AR(2)	1.9336 [0.1644]	0.0000 [1.0000]	8.7927 [0.0030]

parantez içindekiler [...] olasılık değerleridir.

Tablo 12 ise, RKGE'ne ilişkin 3 rejimli yapı üzerinden C-K asimetri testinin sonuçlarını göstermektedir. İMKB değişkenine ilişkin olarak keskin olmama hipotezi C-K asimetri testinin sonuçların göre her iki model tarafından da reddedilmiştir. Bu bağlamda bu değişkene ilişkin olarak keskinlik asimetrisine ilişkin kanıtlar söz konusudur. Aynı zamanda derin olmama ve dik olmamaya dair H_0 hipotezi de reddedilmektedir. Dolayısı ile İMKB serisine ilişkin olarak MSI(3)-AR(1) ve MSM(3)-AR(2) modelleri bağlamında derinliğe, dikliğe ve keskinliğe dair kanıtlar söz konusudur.

Tablo 12: İMKB'ye İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları

Test	MSI(3)-AR(1)	MSM(3)-AR(2)
Keskin Olmama	1435.6555 [0.0000]	32.0491 [0.0000]
$p_{12} = p_{32}$	0.0001 [0.9903]	2.9680 [0.0849]
$p_{13} = p_{31}$	1435.162 [0.0000]	2.9680 [0.0849]
$p_{21} = p_{23}$	0.3709 [0.5425]	0.0001 [0.9928]
Derin Olmama	53.7232 [0.0000]	4.3252 [0.0376]
Dik Olmama	67.2197 [0.0000]	40.0671 [0.0000]

parantez içindekiler [...] olasılık değerleridir.

5.5. MS-VAR Modelleme Yaklaşımı

5.5.1. Sanayi Üretim Endeksi ve Reel Kesim Güven Endeksi İlişkisi

SÜE ile RKGE arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayısı ile AR gecikme derecesine sahip ve aynı zamanda, otoregresif parametreler ile varyansın rejimlere göre değiştiği veya değişmediği durumları içeren çeşitli MSVAR modelleri 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. Yapılan uygulamalar değişen ortalamaya sahip modellerde, genelde yakınsama problemlerinin ve kararlı olmayan parametre tahminlerinin söz konusu olduğunu göstermiştir.⁶ Dolayısıyla SÜE ile RKGE arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere uygun MSVAR modelini belirlemede değişen ortalamaya sahip modeller dışarıda bırakılmıştır. Uygun modelin seçiminde bilgi kriterlerinin yanı sıra standardize edilmiş kalanlar, testin gücü gibi istatistiki kriterler ile döngü tarihlendirmesi ile rejim sınıflandırmasının uygunluğu gibi iktisadi olgularda göz önünde bulundurulmuştur.

1991:11- 2009:11 periyodu için iki rejimli ve sabit terimde değişimi içeren bir modelin AR gecikme uzunluğu AIC kriterine göre 5, HQIC ve SIC kriterine göre ise 2 olarak belirlenmiştir. Kapetanios (2001) SIC ve HQIC'nin daha tutumlu modelleri seçmeye eğilimli iken, AIC'nin daha büyük modelleri seçmeye eğilimli olduğunu ve aynı zamanda doğru gecikme derecesini seçmede HQIC ve SIC'nin, AIC'den daha iyi performans sergilediğini ileri sürmüştür. Bu bağlamda söz konusu model için uygun gecikme uzunluğu 2 olarak seçilmiştir.⁷

1991:11-2009:11 periyodu için iki rejimli MSI(2)-VAR(2) modeli genel olarak iyi sonuçlar vermesine rağmen, tüm tanılayıcı (diagnostics) istatistiklerden geçmediği için diğer alternatif modeller ele alınmıştır. İki ve üç rejim içeren çeşitli MSVAR model spesifikasyonları on iki gecikmeye kadar denenmiş olup elde edilen sonuçlardan tüm tanılayıcı istatistiklerden geçen, değişimin sabitten ve otoregresif

⁶ Sanayi Üretim Endeksi'nin *MSM-AR* modellemesine ilişkin olarak ortalamadaki değişime ilişkin benzer problem, Taştan ve Yıldırım (2008)'da söz konusudur.

⁷ Aynı zamanda 5 gecikmeli modelin sıfır hipotezi karşısında test gücünün 2 gecikmeli modele göre daha düşük olduğu görülmüştür.

parametrelerden kaynaklandığı üç rejimli MSIA(3)-VAR(7) modelinin söz konusu değişkenlere ilişkin olarak Türkiye ekonomisini iyi şekilde yansıttığı görülmüştür.

Hamilton (1994) ile Psaradakis ve Spagnolo (2003)'nın işaret ettiği üzere, rejim değişim modellerine ilişkin olarak uygulamada ortaya çıkan önemli bir problem rejim sayısının nasıl belirleneceğidir. Rejim sayısının belirlenmesiyle ilgili olarak öne çıkan alternatif yaklaşımlardan bazıları; verinin görsel olarak incelenmesi şeklindeki informal yaklaşımdan, iktisadi görüş üzerinden ikinci rejimin olduğunun savunulması veya *LR* test istatistiği sürecinin kullanılması ile Carrasco, Hu ve Ploberger (2004) tarafından öne sürülen *LR* istatistiğine dayanmayan test etme yaklaşımı, marjinal olabilirlik için en yüksek değeri (Chib, 1998) veya en yüksek Bayes faktörünü (Koop ve Potter,1999) kullanmaya yönelik Bayesyen metodlar ile Hamilton ve Susmel (1994) tarafından öne sürülen modelleri kendi öngörü kabiliyetleri temelinde karşılaştırmasıdır. Ayrıca detayları Markov değişim modellerinin otokovaryans yapısı ARMA modeli ile temsil edilebilir olduğundan, verinin otokovaryans yapısı rejimlerin sayısını oluşturmakta kullanılabilir. (Krolzig,1997; Zhang ve Stine,2001). Smith ve diğ. (2006) ise, Markov değişim modeline ilişkin durumların ve değişkenlerin sayısının eşanlı belirlenmesine ilişkin olarak Markov Değişim Kriterini önermişlerdir. Bununla beraber Garcia (1998)'nin işaret ettiği üzere bu modellere ilişkin tahmin süreci iyi oluşturulmuşken, söz konusu modellerin sıfır hipotezinin çok durumlu alternatife karşılık test edilmesi süreci problemlidir.

Rejim değişiminin söz konusu olduğu uygulamalarda yaygın olarak kullanılan hipotez test etme süreci klasik *LR* testidir. Standart düzenlilik koşulları altında *LR* istatistiğinin dağılımı χ^2 dağılımını takip eder. Ancak doğrusal modeller için geçerli olan bu durum, rejim değişiminin söz konusu olduğu modeller için geçerli değildir. Bunun nedeni, klasik asimptotik teoriye ilişkin standart düzenlilik koşulları bu modellerde Garcia and Peron (1996) ile Coe (2001) tarafından ifade edildiği gibi iki nedenden dolayı problemlidir. Birinci problem, sıfır hipotezi altında ilgili bazı parametrelerin tanımlı olmamasıdır.⁸ İkinci problem ise sıfır hipotezinin, olabilirlik fonksiyonunda yerel bir maksimum üretmesinden

⁸ Bu sorunlu parametrelerin varlığı ilgili literatürde Davies'in problemi (Davies' problem) olarak bahsedilir.

kaynaklanır. Sonuç olarak Davies (1977,1987), Hansen (1992,1996), Garcia ve Peron (1996), ile Garcia (1998)'nin işaret ettiği üzere yukarıda bahsedilen düzensizlikler standart LR testini normal yollardan uygulanamaz kılarlar.

Sıfır hipotezi altında tanımlı olmayan parametreler ve olabilirlik fonsiyonuna ilişkin problemlerle başa çıkabilmek için Hansen (1992) ve Garcia (1998)'nin yaklaşımı, uygulamalarını Hamilton (1989)'ın MS modelini içerecek şekilde gerçekleştirdikleri için, ilgili literatürde sıklıkla bahsedilmektedir. Hansen (1992), olabilirlik fonsiyonuna odaklanmış ve olabilirliği bilinmeyen parametrelerin bir fonsiyonu olarak ele almış, ampirik süreç teorisini de standardize edilmiş LR test istatistiğinin asimtotik dağılımını sınırlandırmak için kullanmıştır. Bu ikinci durumu tanımlayan parametreler ve geçiş olasılıklarının farklı değerleri ağı (grid) üzerinden olabilirliğin hesaplanmasını gerektirir. Daha sonra bu değerlerin her bir seti için kısıtlanmış olabilirlik fonsiyonunun, modelin veya ağın her noktasındaki sorunlu parametrelere göre optimize edilmesi gerekmektedir ve ampirik sürecin dağılımının Monte Carlo simülasyonları ile elde edilebileceğini göstermiştir. Hansen (1992)'in yaklaşımı klasik düzenlilik koşullarının ihlalini açıkladığı için önemlidir. Bununla birlikte iki önemli dezavantaja sahiptir. Garcia (1998) ile Coe (2002) tarafından belirtildiği üzere, ağ taraması (grid search) genişledikçe veya model karmaşıklıkça hesaplama yükü artacağı için uygulamaya yansıtılması zorlaşmakta, yani yöntem detaylı modeller için nümerik olarak engelleyici bir hal almaktadır.⁹ İkinci dezavantajı ise, LR istatistiği için kesin kritik değer değil sınır değer vermesidir. Bu da testlerin tutucu olabileceği anlamını gelmektedir.

Hamilton (1989)'ın Markov değişim modelini ilişkin olarak Hansen (1992,1996) tarafından ortaya konulan asimptotik sıfır dağılımının türetimine ilişkin prosedüre

⁹ Hansen (1992:73)'in yaklaşımın hesaplama açısından zorluğu yaptığı bir uygulama üzerinden gösterilebilir: Yöntem, bir takım ağ (grid) değerleri kullanarak μ_d, p, q 'nun her kombinasyonu için θ 'nın kısıtlanmış tahminlerinin hesaplanmasını gerektirmektedir. Buna göre μ_d için 0,1:2 aralığını 0.1'lik adımlarla (20 ağ noktası), p ve q geçiş olasılıkları içinde 0.20'den 0.80'e, 0.20'lik adımlarla (4 ağ noktası), 0.15'ten 0.90'a, 0.20'lik adımlarla (6 ağ noktası), 0.1'den 0.89'a, 0.10'lik adımlarla (8 ağ noktası) belirleyerek μ_d, p, q 'nun için uzayı sırasıyla 320, 720 ve 1280 parçaya ayırmaktadır. Dolayısıyla hesaplanması gereken parametre ve rejim sayısı arttıkça üç boyutlu ağ taramasına ilişkin hesaplama yükü ağırlaşmaktadır.

bir alternatif, Garcia (1998) tarafından gerçekleştirilmiştir. Garcia (1998) geçiş olasılığı parametrelerini tanımlı olmayan (nuisance) parametreler olarak ele almış ve sıfır hipotezini sadece Markov değişkeni tarafından yönetilen parametreler (ortalama, varyans ve otoregresif katsayılar) cinsinden oluşturarak, Hansen (1992)'deki hesaplama yükünü azaltmaya çalışmıştır. Garcia (1998) problemi bu şekilde yeniden formüle ederek Davies (1977,1987), Andrews ve Ploberger (1994), ile Hansen (1996) tarafından ileri sürülen dağılım teorisini *MS* modeline uygulamış, standart olmayan koşullarda bile doğrusal model ve Markov değişim modelinin karşılaştırılmasına imkan verecek şekilde sup *LR* testinin asimtotik dağılımını türetmiştir. Coe (2002)'nin işaret ettiği üzere bu metodun Hansen (1992)'inkine göre iki avantajı vardır. Bunlardan birincisi, bir sınırdan ziyade *LR* test istatistiği için bir kritik değer vermesi ve ikincisi hesaplama açısından daha kolay olmasıdır.¹⁰

Standart düzenlilik koşulları altında *LR* istatistiğinin dağılımı, *r* serbestlik derecesi ile $\chi^2(r)$ dağılımını takip eder. Bu durum yukarıda açıklandığı üzere, rejim değişim modellerinde ilgili bazı parametrelerinin sıfır hipotezinde tanımlı olmaması nedeni ile artık geçerli değildir. Standart χ^2 dağılımının bu durumda kullanılması sapmaya (bias) yol açar. Bu çalışmada tanımlı olmayan parametre probleminin üstesinden gelebilmek için Ang ve Bekaert (1998)'in yaklaşımı takip edilmiştir. Bu yaklaşımda serbestlik derecesinin sayısı; *m* rejimli modelin tanımlı olmayan parametrelerinin sayısı *n* ile, *m-1* rejimi üzerine *m* rejimi tarafından konan kısıtlamaların toplamına eşit olmaktadır. Buda *LR* test istatistiğinin $\chi^2(r+n)$ dağılımı ile karşılaştırılması anlamına gelmektedir. *LR* test istatistiği, $\theta^{kısıt}$ kısıtlanmış doğrusal *VAR* modelinden elde parametreler setini göstermek üzere $LR = 2 \times (L(\theta|Y_T) - L(\theta^{kısıt}|Y_T))$ şeklinde hesaplanır.

Rejim sayısının iki ve üç olarak ele alındığı, gecikme sayısının yedi olduğu ve aynı zamanda her bir rejimde sabit terimlerin ve otoregresif parametrelerin değiştiği MSIA-VAR modeli ile doğrusal VAR modellerine ilişkin olarak, log olabilirlik

¹⁰ *MSI(2) - VAR(0)*, *MSIH(2) - VAR(0)*, *MSM(2) - VAR(2)* ve *MSMH(2) - VAR(1)* modellerine ilişkin *LR* istatistiğinin asimtotik dağılımı Garcia (1993) tarafından tablollaştırılmıştır (Krolzig, 1997,145).

değerleri, model üzerine konan kısıt sayısı ile tanımlı olmayan parametre sayıları ve AIC bilgi kriterlerine ilişkin elde edilen sonuçlar Tablo 13'te gösterildiği gibidir.

Tablo 13: Log Olabilirlik ve Parametre Sayısı

	Log Olabilirlik	Parametre	Tanımlı Olmayan Parametre	Kısıt	AIC
Doğrusal VAR(7)	665.0446	33	-	-	-5.825
MSIA(2) – VAR(7)	698.2594	65	2	30	-5.836
MSIA(3) – VAR(7)	735.5906	99	6	60	-5.867

SÜE ve RKGE değişkenlerine ilişkin MSIA-VAR modeline ilişkin uygun rejim sayısının seçimi için, bire karşılık iki ve ikiye karşılık üç rejimli modellerin test edilmesi aşağıdaki şekilde gerçekleştirilmiştir. Bu bağlamda sıfır ve alternatif hipotezler tutumluluk ilkesi gereği öncelikle bire karşılık iki rejim için ve daha sonra da ikiye karşılık üç rejim için karşılaştırılacakları χ^2 dağılımları ile birlikte Tablo 14'teki gibidir:

Tablo 14: LR Testi-Rejim Sayısı

Test	Dağılım	LR İstatistiği
$H_0 : \text{Doğrusal VAR}(7)$ $H_1 : \text{MSIA}(2) - \text{VAR}(7)$	$\chi^2(32)$	66.4295
$H_0 : \text{MSIA}(2) - \text{VAR}(7)$ $H_1 : \text{MSIA}(3) - \text{VAR}(7)$	$\chi^2(36)$	74.6624

İki rejimli doğrusal olmayan MSIA(2)-VAR(7) modeli, doğrusal VAR modeline göre daha yüksek bir log-olabilirlik değeri sağlamaktadır. LR test istatistiği eğer kısıt ve tanımlı olmayan parametreleri içeren $\chi^2(r+n)$ dağılımından daha büyük ise rejim değişiminin söz konusu olmadığı sıfır hipotezi reddedilir. Buna göre MSIA(2)-VAR(7) modeli için $LR = 2(698.2594 - 665.0446) = 66.4295$ değerine sahip olan LR test istatistiği, modele ilişkin 30 kısıt ve 2 tanımlı olmayan parametre için karşılaştırılacağı $\chi^2(32)$ dağılımından hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde daha büyük olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Dolayısıyla alternatif H_1 hipotezi kabul edilir. Benzer şekilde [0.0058] olasılık değeri ile de Davies testi sıfır

hipotezinin reddedileceğini ifade etmektedir. Böylece doğrusal olmayan MSIA(2)-VAR(7) model spesifikasyonu doğrusal VAR(7) modeline tercih edilir.

MSIA(2)-VAR(7) modeline ilişkin olarak, EM algoritması kullanılmak suretiyle elde edilen maksimum olabilirlik tahminlerine ilişkin tanılayıcı testlerin otokorelasyon ve doğrusal olmama problemleri taşıdığı görülmüştür. Gecikme sayısı 12'ye kadar uzatıldıysa da söz konusu problemim ortadan kalkmadığı görülmüş ve iki rejimli model üç rejimli modele karşı test edilmiştir.

MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin olarak $LR = 2(735.59 - 698.25) = 74.6624$ değerine sahip olan LR test istatistiği, modele ilişkin 30 kısıt ve 6 tanımlı olmayan parametre için karşılaştırılacağı $\chi^2(36)$ dağılımından hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde daha büyük olduğundan iki rejimin olduğunu iddia eden H_0 hipotezi reddedilirken, üç rejimin olduğunu söyleyen alternatif H_1 hipotezi kabul edilir. Aynı şekilde [0.0000] olasılık değeri ile de Davies testi sıfır hipotezinin reddedileceğini ifade etmektedir. Böylece, MSIA(3)-VAR(7) model spesifikasyonu MSIA(2)-VAR(7) model spesifikasyonuna tercih edilir.

SÜE ve RKGE değişkenlerini içeren MSIA(3)-VAR(7) model spesifikasyonu Krolzig'in MSVAR yazılımı kullanılarak, BHLK (Baum-Lindgren-Hamilton-Kim) filtresi formunda Dempster, Laird ve Rubin tarafından önerilmiş EM algoritması kullanılmak suretiyle elde edilen maksimum olabilirlik tahminleri Tablo 15'te sunulmuştur.

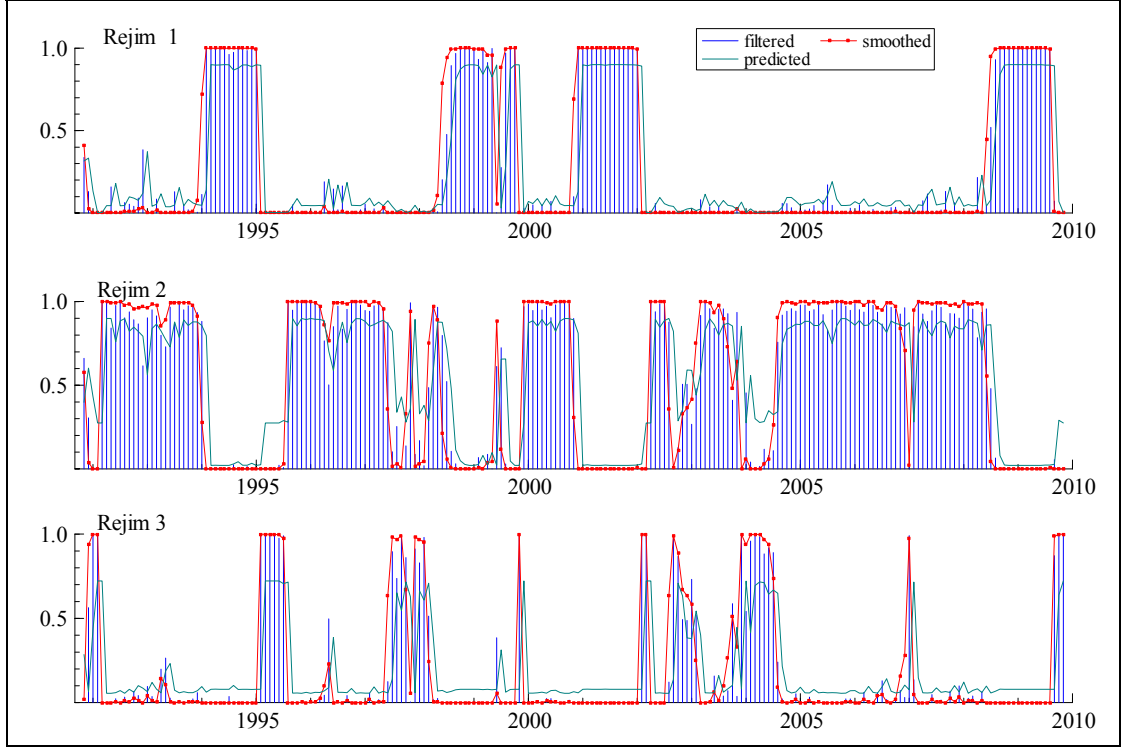
Tablo 15'ten görüleceği üzere her iki değişkene ilişkin sabitler, beklenildiği gibi birinci rejimde negatif değer alırken ikinci ve üçüncü rejimde pozitif değerler almaktadır. SÜE'ye ilişkin sabit ikinci rejimde üçüncü rejime göre bir parça daha büyüktür. RKGE ise üçüncü rejimde sabitinin değeri birinci ve ikinci rejime göre daha yüksektir.

Tablo 15: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Maksimum Olabilirlik Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2		Rejim 3	
	SUE	RKGE	SUE	RKGE	SUE	RKGE
Sabit	-0.021342 (0.0153)	-0.039993 (0.0155)	0.044276 (0.0103)	0.031014 (0.0096)	0.03612 (0.0157)	0.117829 (0.0181)
SUE(-1)	0.091039 (0.1355)	-0.487250 (0.1328)	0.058593 (0.0887)	-0.079653 (0.0833)	-0.571494 (0.1539)	-0.302194 (0.1517)
SUE(-2)	0.364844 (0.1440)	-0.093161 (0.1449)	0.049243 (0.0780)	-0.341764 (0.0765)	0.637493 (0.2035)	-0.028375 (0.1875)
SUE(-3)	0.102721 (0.1472)	0.308688 (0.1523)	-0.060603 (0.0799)	0.015852 (0.0789)	0.495375 (0.2061)	0.005651 (0.1920)
SUE(-4)	-0.305985 (0.1447)	-0.160092 (0.1429)	-0.144032 (0.0782)	-0.011121 (0.0775)	-0.031280 (0.2113)	-0.802810 (0.1959)
SUE(-5)	0.187195 (0.1347)	0.090518 (0.1357)	0.052837 (0.0817)	-0.167931 (0.0794)	0.093181 (0.1793)	0.087901 (0.1832)
SUE(-6)	0.251658 (0.1175)	-0.015677 (0.1188)	0.150746 (0.0814)	0.047059 (0.0809)	0.389972 (0.1388)	0.190284 (0.1352)
SUE(-7)	0.015088 (0.1253)	-0.024601 (0.1260)	0.043036 (0.0839)	-0.018688 (0.0822)	-0.079514 (0.1545)	-0.058441 (0.1564)
RKGE(-1)	0.231461 (0.1161)	1.711580 (0.1177)	0.040563 (0.0730)	0.815950 (0.0735)	0.357900 (0.1401)	1.450551 (0.1466)
RKGE(-2)	-0.054215 (0.2115)	-1.121070 (0.2118)	0.065657 (0.1043)	-0.056650 (0.1025)	-0.137742 (0.2538)	-0.782665 (0.2474)
RKGE(-3)	0.155401 (0.2319)	0.617071 (0.2324)	0.017024 (0.1013)	-0.008982 (0.0996)	0.130766 (0.2622)	0.105127 (0.2658)
RKGE(-4)	-0.114613 (0.2297)	-0.305464 (0.2295)	0.037595 (0.1017)	0.061205 (0.1003)	-0.047170 (0.2649)	-0.165624 (0.2618)
RKGE(-5)	-0.115818 (0.2234)	-0.234976 (0.2209)	0.013727 (0.1071)	-0.074614 (0.1038)	-0.031471 (0.2859)	0.131530 (0.2411)
RKGE(-6)	-0.018660 (0.2025)	0.470426 (0.2014)	-0.169127 (0.1023)	0.098413 (0.1022)	-0.165210 (0.2482)	0.293048 (0.1980)
RKGE(-7)	0.056041 (0.1166)	-0.255333 (0.1172)	0.142146 (0.0619)	0.000776 (0.0613)	0.011446 (0.1484)	-0.264255 (0.1359)
Standart Hata	0.038183	0.037828	0.038183	0.037828	0.038183	0.037828

(...) değerleri standart hataları göstermektedir.

SÜE ve RKGE'ye ilişkin MSIA(3)-VAR(7) modelinin EM algoritması kullanılmak suretiyle elde edilen düzleştirilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları ise Şekil 11'de gösterildiği gibidir.



Şekil 11: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Olasılıkları

Düzleştirilmiş rejim olasılıkları kullanılarak elde edilen MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayısı, ergodik olasılıklar ve süre özellikleri Tablo 16'daki gibidir.

Tablo 16: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Rejim Özellikleri

	Geçiş Olasılıkları			Gözlemler	Ergodik Olasılıklar	Süre
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 3			
Rejim 1	0.8999	0.0211	0.0790	58.4	0.2568	9.99
Rejim 2	0.0449	0.8993	0.0557	119.9	0.5583	9.93
Rejim 3	0.0033	0.2746	0.7221	38.7	0.1850	3.60

MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin elde edilen sonuçlara göre, birinci ve ikinci rejim daha yüksek olmak üzere her üç rejimde yüksek bir kalıcılık içermektedir. Tablo 16'dan da görüleceği üzere Rejim 1'i takip eden dönemde tekrar Rejim 1'de olma olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.8999$ iken, Rejim 2'yi takip eden dönemde tekrar Rejim 2'de olma olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.8993$ ve Rejim 3'ü takip eden dönemde tekrar Rejim 3'te olma olasılığı $\Pr(s_t = 3 | s_{t-1} = 3) = 0.7222$ olarak

hesaplanmıştır. Elde edilen tahmin olasılıklarının yüksek değerler alması söz konusu modelinin ekonomik verilere iyi oturduğunu göstermektedir.

Geçiş olasılıkları matrisinin diagonal elemanları her bir rejime ilişkin beklenen ortalama süreyi de vermektedir. Ekonominin Rejim 1’de kalma süresi ortalama olarak $d_1 = (1 - p_{11})^{-1} = 9.99$ ay iken, Rejim 2’de kalma süresi ortalama olarak $d_2 = (1 - p_{22})^{-1} = 9.93$ ay, Rejim 3’te kalma süresi ortalama olarak $d_3 = (1 - p_{33})^{-1} = 3.60$ ay olarak gerçekleşmiştir. Ekonominin Rejim 2 ve Rejim 3’te yani genişlemede geçirdiği toplam süre beklenildiği üzere resesyonu içeren Rejim 1’e göre daha yüksek çıkmıştır. Bu bağlamda genişlemelerin süresi daralmalara göre daha yüksek çıkmış olup ilgili literatürle genişlemelerin süresinin daralmalara göre daha uzun olduğu ile ilgili görüşle de uyumludur. Dolayısıyla ekonomideki genişleme ve daralma arasındaki asimetri süre açısından yakalanmaktadır. Bu sonuçlar Krolzig (2003)’in Avrupa Birliği üyesi 12 ülkeyi kapsayan reel GSYİH ile SÜE’nin kullanıldığı MSIH(3)-VAR(4) ve MSM(2)-VAR(2) modelleri ile mukayese edilirse, hem daralma hemde genişleme sürelerinin söz konusu gelişmiş ekonomilere göre daha kısa olduğunu göstermektedir. Bireysel olarak Silva ve Portugal (2007) tarafından Brezilya için yapılan çalışmada ise resesyon süresi 3.8 ay, buna karşılık genişlemenin süresi 18.64 ay olarak bulunmuştur. Gelişmekte olan 15 ülke için Rand ve Tarp (2002) tarafından yapılan çalışmada ise ortalama daralma ve genişleme süreleri 5.2 ve 4.8 çeyrek olarak bulunmuştur. Bu bağlamda MSIA(3)-VAR(7) modelinden Türkiye için elde edilen sonuçlara göre daralmaların süresi, Rand ve Tarp (2002)’in çalışmasındaki diğer gelişmekte olan ülkelerle kıyaslandığında daha kısa iken genişlemelerin süresi bir ay daha kısa olmakla beraber yakın çıkmıştır.¹¹

Tablo 16’den de görüleceği üzere 217 gözlem değerlerinden 58.4’ü birinci, 119.9’u ikinci, 38.7’si üçüncü rejime atanmıştır. Seçilen bir gözlem değerinin Rejim 1 içerisinde bulunmasına ilişkin koşulsuz veya ergodik olasılık $Pr(s_t = 1) = 0.2568$ iken Rejim 2’de bulunmasına ilişkin koşulsuz olasılık $Pr(s_t = 2) = 0.5583$ ve Rejim

¹¹ Koç (2008) tarafından yapılan çalışmada ise, Türkiye ekonomisinin kriz içinde bulunduğu dönem ortalama olarak 11.48 ay olarak öngörülmüştür.

3'te bulunmasına ilişkin ergodik olasılık ise $\Pr(s_t = 3) = 0.1850$ olarak gerçekleşmiştir.

Geçiş olasılıkları matrisinin diagonal dışındaki elemanları verili bir rejim altında diğer rejime geçiş olasılıkları göstermektedir. Buna göre MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin olarak $p_{13} > p_{12}$ olması ekonominin düşük (negatif) büyüme rejiminde yani resesyonda iken hemen sonra kısa süreli bir toparlanma (veya yüksek büyüme) sürecine girme olasılığının uzun süreli bir büyüme sürecine girme olasılığından daha yüksek olduğunu göstermektedir. $p_{32} > p_{31}$ ise kısa süreli bir toparlanma sürecinden sonra ekonominin uzun süreli bir ılımlı büyüme sürecine girme olasılığının daha yüksek olduğunu göstermektedir. $p_{23} > p_{21}$ ise uzun süreli bir ılımlı büyüme sürecinden sonra ekonominin resesyon veya kısa süreli bir toparlanma sürecinde olma olasılıklarının birbirine yakındır. Bununla beraber tekrar büyüme rejimine devam etme olasılığının daha yüksek olduğunu görülmektedir.

MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin olarak elde edilen resesyon dönemleri ise Tablo 15'deki gibidir. Tablo 15'deki resesyon tarihleri Saltoğlu, Senyüz ve Yoldas (2003) ile Tastan ve Yıldırım (2008) ile karşılaştırıldığında çeşitli benzerlikler ve farklılıklar içermektedir. Örneğin MSIA(3)-VAR(7) modelinin 1994 dönemine ilişkin resesyon tarihlendirmesinin başlangıcı Tastan ve Yıldırım (2008)'a göre bir ay daha önce başlamış olmakla beraber resesyondan çıkış tarihlendirmesi aynıdır. Yine 2000-2001 döneminde yaşanan krizlere ilişkin olarak da resesyonun başlangıcı üç ay daha önce başlayıp bir ay daha önce bitmiştir. Saltoğlu, Senyüz ve Yoldaş (2003) ile mukayese edilirse 1998 yılında yaşanan resesyonların başlangıç tarihleri aynı iken resesyondan çıkış tarihi daha önce olarak gerçekleşmiştir.¹²

Tablo 17: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Döngü Tarihleri

1994:1 - 1995:1 [0.9779]
1998:6 - 1999:5 [0.9687]
1999:7 - 1999:10 [0.9701]
2000:11 - 2002:1 [0.9788]
2008:7 - 2009:8 [0.9958]

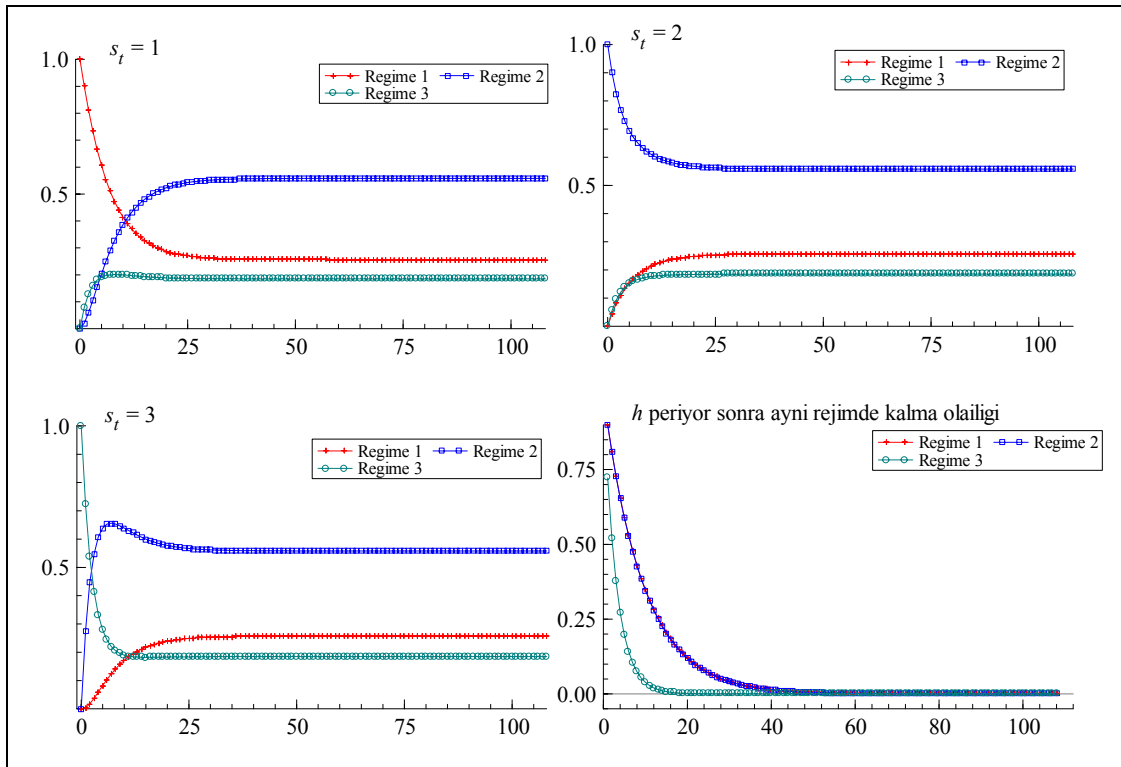
¹² Türkiye'de konjonktür dalgalarının tarih ve süre özelliklerine ilişkin farklı çalışmalardan elde edilen sonuçların bir derlemesi için Altuğ (2009)'a bakılabilir.

MSIA(3)-VAR(7) Modeline ilişkin geiş olasılıkları matrisinin özdeğerleri ise Tablo 17’de gösterildiđi gibidir. Geiş olasılıkları matrisinin en büyük öz deđeri bir ve diđer öz deđerleri 0.84969 ve 0.67161 şeklinde elde edilmiştir. Buna göre birinci öz deđer bire eşit ve diđer öz deđerler de birden küçük çıktığı için geiş olasılıkları matrisi ergodiktir ve indirgenemez. Geiş olasılıkları matrisinin ergodik olması rejimlerin durađan olduğunu doğrulamaktadır. Hamilton (1994) ve Gallager (1996)’da detayları bulunacağı üzere ergodik geiş olasılıkları matrisi her zaman kovaryans durađandır.

Tablo 18:MSIA(3)-VAR(7) Modeline İlişkin Geiş Olasılıkları Matrisinin Özdeğerleri

Gerçek	1.0000	0.84969	0.67161
--------	--------	---------	---------

Şekil 12 ise MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin rejim dinamiklerini göstermektedir. Dikey eksen belirli bir rejimde bulunma olasılıđını gösterirken, yatay eksen ise zamanı göstermektedir.



Şekil 12: MSIA(3)-VAR(7) Modeline İlişkin Rejim Dinamiklerini

Şekil 12’de yer alan birinci, ikinci ve üçüncü şekil Rejim 1, 2 ve 3 verili iken 120 ay sonraki tahmin edilen geiş olasılıklarını göstermektedir. En sağdaki şekil ise 120 ay sonra aynı rejimde kalma olasılıđını göstermektedir. Aynı rejimde kalma

olasılıkları zamanla azalmakla beraber, geçiş olasılıkları matrisinde de takip edilebileceği, üzere rejim 1 ve rejim 2 de rejim 3'e göre daha yüksektir.

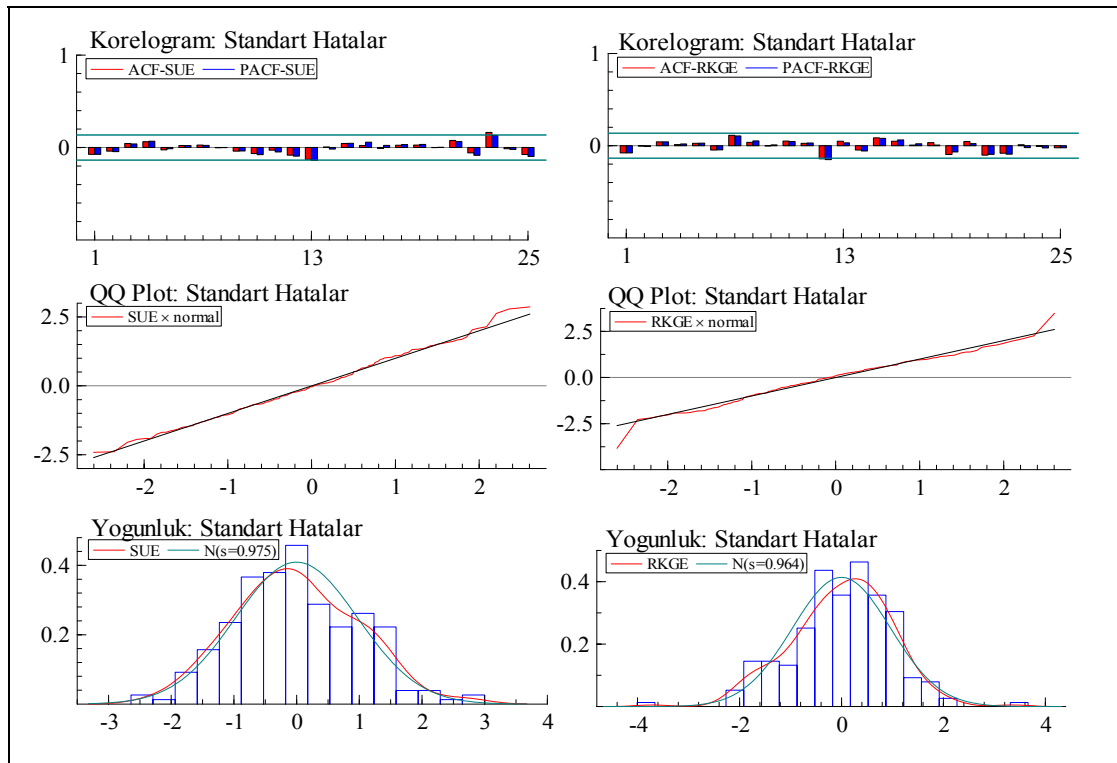
SÜE ve RKGE'ye ilişkin olarak kurulan MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin hata terimlerine ilişkin tanılayıcı testlerin sonuçları Tablo 19'daki gibidir. Hata terimleri herhangi bir şekilde otokorelasyon ve doğrusal olmamaya ilişkin herhangi bir işaret taşımamaktadırlar.

Tablo 19. MSIA(3)-VAR(7) Modeline İlişkin Tanılayıcı Testler

Testler	
Vektör Portmanto(24)	$\chi^2(68) = 85.7484 [0.0718]$
Vektör Normalite testi	$\chi^2(4) = 8.0798 [0.0887]$
Vektör hetero testi	$\chi^2(84) = 84.1049 [0.4763]$
Vektör hetero- \bar{X} testi	$\chi^2(357) = 369.6705 [0.3108]$

[...] p değerlerini göstermektedir.

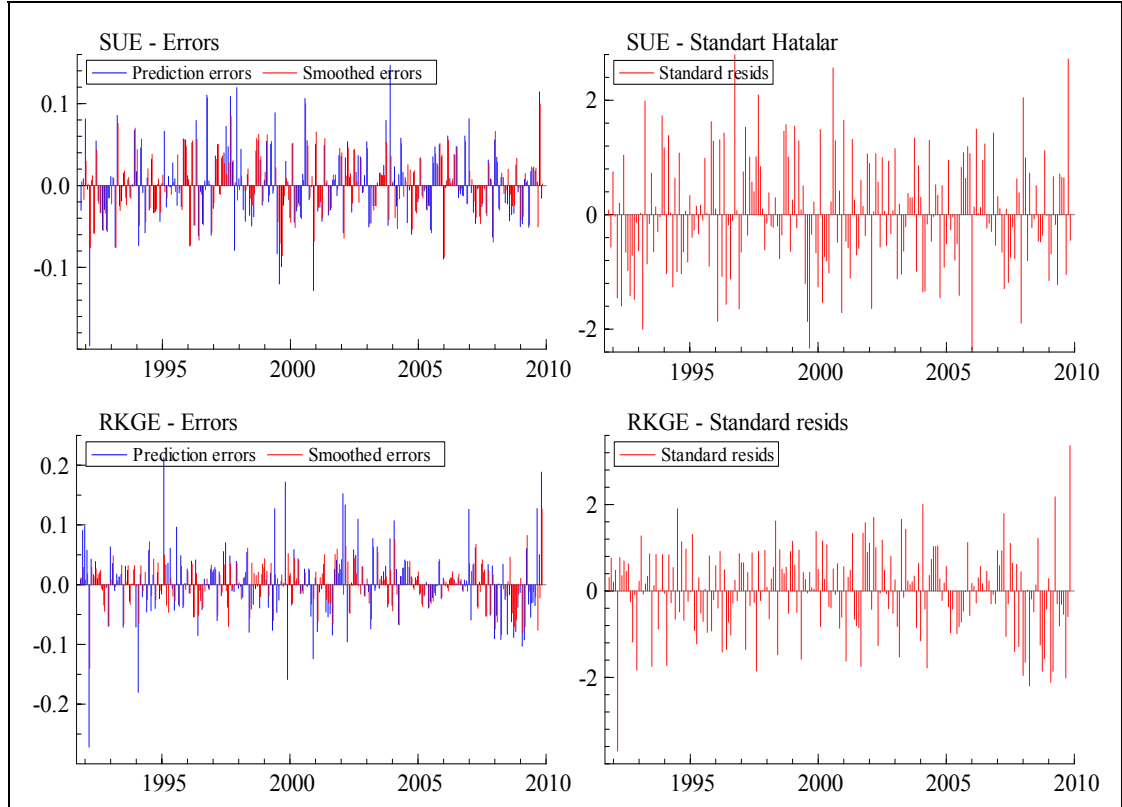
Şekil 13 SÜE ve RKGE'ye ilişkin kurulan modelin hata terimlerine ilişkin ACF, PACF, QQ çizimlerini ve dağılımlarını göstermektedir.



Şekil 13: MSIA(3)-VAR(7) Hata Terimlerinin İstatistiksel Karakteristikleri

Grafiklerden de gözlemlendiği üzere, hata terimlerinin otokorelasyona sahip olmadıkları ve yoğunluklarının (dağılımlarının) normal dağılıma sahip oldukları görülmektedir.

Aşağıdaki Şekil 14 ise tahmin edilen çok değişkenli MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin olarak, hata terimlerini ve standardize edilmiş hata terimlerini göstermektedir.



Şekil 14: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Hata Terimleri

5.5.2. Reel Kesim Güven Endeksi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Endeksi İlişkisi

Uygulamanın bu bölümünde 1989:10-2009:11 periyodu için Türkiye’de İMKB¹³ ve RKGE arasındaki ilişki, çalışmanın üçüncü ve dördüncü bölümünde anlatılan kuramsal çerçeveden hareketle ele alınmaktadır. Bu bağlamda İMKB ve RKGE serilerine ilişkin olarak en iyi model spesifikasyonunu seçmek için, çeşitli

¹³ İMKB endeksini Markov değişim modeli ile inceleyen bir çalışma için Karadağ (2008)’a bakılabilir.

MSVAR model türleri bir önceki uygulama da olduğu gibi 2 ve 3 rejimli olarak İMKB ve RKGE serileri için uygulanmıştır. Model seçimine ilişkin olarak gerçekleştirilen uygulamalar değişen ortalamaya sahip modellerde, bir önceki uygulamada olduğu gibi, genelde yakınsama probleminin söz konusu olduğunu göstermiştir. Bu bağlamda İMKB ile RKGE arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere en uygun MSVAR modelini belirlemede, ortalamada değişime izin veren modeller dışarıda bırakılmış ve en uygun modelin seçiminde sabitte değişime izin veren modeller üzerine odaklanılmıştır.

Öncelikle iki rejimli modeller ele alınmış ve MSI, MSIH, MSIA ve MSIAH modelleri üzerine odaklanılmıştır. $0 \leq p \leq 8$ olmak üzere çeşitli gecikme uzunlukları için tahmin edilen modellerden sadece MSI modeli, 4 ve daha büyük gecikmeler için modelin doğrusal olduğunu ifade eden H_0 hipotezini reddedememiş onun dışındaki diğer gecikmeler için ve aynı zamanda MSIH ve MSIAH modelleri söz konusu tüm gecikmelerde doğrusallığı varsayan H_0 hipotezini reddetmiştir. Bununla beraber bilgi kriterleri, standardize edilmiş kalanlar, testin gücü gibi istatistiksel özelliklerin yanı sıra döngü tarihlendirmesi, rejim sınıflandırması ve ekonominin krizde veya büyüme döneminde olması durumlarında söz konusu değişkenlerin beklenen değerleri gibi iktisadi gerçekler göz önünde bulundurulduğunda söz konusu modeller tatmin edici sonuçlar vermediği gibi, 2 rejimli modelin tanılayıcı istatistiklerin tümünden geçemediği de görülmüştür.

Yukarıdaki açıklamalar doğrultusunda, iki rejimli bir model yerine üçüncü rejime izin veren bir modelin kullanımının istatistiksel olarak daha uygun olup olmadığı test edilmiştir. Gerçekleştirilen uygulamalar neticesinde bilgi kriterleri, standardize edilmiş kalanlar, testin gücü gibi çeşitli istatistiksel özelliklere dikkate alınarak elde edilen sonuçlardan tüm tanılayıcı istatistiklerden geçen, rejim değişimi ile birlikte sabitin, otoregresif parametrelerin ve varyansın değiştiği MSIAH(3)-VAR(10) modelinin söz konusu değişkenlere ilişkin olarak Türkiye ekonomisini iyi şekilde yansıttığı görülmüştür.

Rejim sayısının iki ve üç olarak ele alındığı, gecikme sayısının on olduğu ve aynı zamanda her bir rejimde sabit terimlerin, otoregresif parametrelerin ve varyansın

değiştii MSIAH-VAR(10) modelleri ile doğrusal VAR modellerine ilişkin olarak, log olabilirlik değeri, model üzerine konan kısıt sayısı ile tanımlı olmayan parametre sayıları ve AIC bilgi kriterlerine ilişkin elde edilen sonuçlar Tablo 20’de gösterildiği gibidir.

Tablo 20: Log Olabilirlik ve Parametre Sayısı

	Log Olabilirlik	Parametre	Tanımlı Olmayan Parametre	Kısıt	AIC
Doğrusal VAR(10)	933.5653	45	-	-	-7.3435
MSIAH(2) – VAR(10)	1069.0723	92	2	45	-8.0750
MSIAH(3) - VAR(10)	1122.3264	141	6	90	-8.1101

İMKB ve RKGE değişkenlerine ilişkin MSIAH-VAR modeline ilişkin uygun rejim sayısının seçimi için, bire karşılık iki ve ikiye karşılık üç rejimli modellerin test edilmesi ise aşağıdaki gösterilmiştir. Bu bağlamda sıfır ve alternatif hipotezler öncelikle bire karşılık iki rejim için ve daha sonra da ikiye karşılık üç rejim için karşılaştırılacakları χ^2 dağılımları ile birlikte Tablo 21’deki gibidir:

Tablo 21: LR Testi-Rejim Sayısı

Test	Dağılım	LR İstatistiği
$H_0 : \text{Doğrusal VAR}(10)$ $H_1 : \text{MSIAH}(2) - \text{VAR}(10)$	$\chi^2(47)$	271.0140
$H_0 : \text{MSIAH}(2) - \text{VAR}(10)$ $H_1 : \text{MSIAH}(3) - \text{VAR}(10)$	$\chi^2(51)$	106.5082

Tablo 21’den de görüleceği üzere rejim sayısının iki olduğunu iddia eden ve dolayısıyla doğrusal olmamayı içeren MSIAH(2)-VAR(10) modeli, doğrusal VAR modeline göre daha yüksek bir log olabilirlik değeri sağlamaktadır. Alternatif hipotezde yer alan MSIAH(2)-VAR(10) modeli için hesaplanan log olabilirlik değeri 1069.0723 iken, sıfır hipotezinde yer alan VAR(10) modeli için hesaplanan log-olabilirlik değeri 933.5653’tür. Buna göre MSIAH(2)-VAR(10) modeli için $LR = 2 \times [1069.0723 - 933.5653] = 271.014$ değerine sahip olan LR test istatistiği, modele ilişkin 45 kısıt ve 2 tanımlı olmayan parametre için karşılaştırılacağı $\chi^2(47)$ dağılımından hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde

daha büyük olduğundan doğrusallığı yani tek rejimin olduğunu varsayan H_0 hipotezi reddedilir. Dolayısıyla iki rejimi içeren alternatif H_1 hipotezi kabul edilir. Benzer şekilde [0.000] olasılık değeri ile de Davies testi sıfır hipotezinin reddedileceğini ifade etmektedir. Böylece doğrusal olmayan MSIAH(2)-VAR(10) model spesifikasyonu doğrusal VAR(10) modeline tercih edilir.

MSIAH(2)-VAR(10) modeline ilişkin olarak EM algoritması kullanılmak suretiyle elde edilen maksimum olabilirlik tahminlerine ilişkin tanılayıcı testlerin, bir önceki uygulamada olduğu gibi otokorelasyon ve doğrusal olmama problemleri taşıdığı görülmüştür. Gecikme sayısı 12'ye kadar uzatıldıysa da söz konusu problemim ortadan kalkmadığı görülmüş ve iki rejimli model üç rejimli modele karşı test edilmiştir.

Buna göre alternatif H_1 hipotezde yer alan MSIAH(3)-VAR(10) modeli için hesaplanan log olabilirlik değeri 1122.3264 iken, H_0 hipotezinde yer alan MSIAH(2)-VAR(10) modeli için hesaplanan log olabilirlik değeri 1069.0723'tür. Dolayısıyla LR istatistiğinin değeri $LR = 2 \times [1122.3264 - 1069.0723] = 106.5042$ olup söz konusu test istatistiğinin değeri, modele ilişkin 45 kısıt ve 6 tanımlı olmayan parametre için karşılaştırılacağı $\chi^2(51)$ dağılımından hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde daha büyük olduğundan rejim sayısının iki olduğunu söyleyen H_0 hipotezi reddedilir. Dolayısıyla rejim sayısının üç olduğunu söyleyen ve sabit terimin, otoregresif parametrelerin ve varyansın değiştiği rejimle değiştiği en genel modeli içeren H_1 hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla LR testine göre tüm parametrelerde değişikliğin söz konusu olduğu MSIAH spesifikasyonu, bazı parametrelerin rejimler boyunca sabit kalmasını belirleyen diğer spesifikasyonlarla karşılaştırıldığında en uygun spesifikasyondur.

SÜE ve RKGE değişkenlerini içeren MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin olarak, 1989:10-2009:11 periyodu için Krolzig'in MSVAR yazılımından yararlanarak ve EM algoritması kullanarak elde edilen maksimum olabilirlik tahminleri Tablo 22'de sunulmuştur.

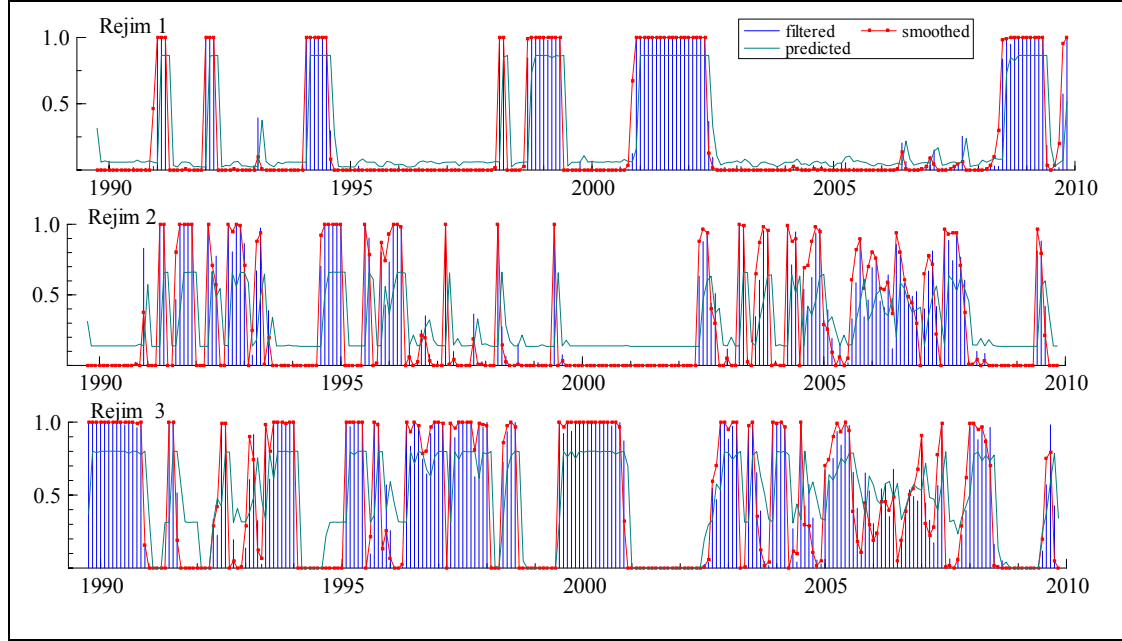
Tablo 22: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Maksimum Olabilirlik Sonuçları

	Rejim 1		Rejim		Rejim 3	
	RKGE	İMKB	RKGE	İMKB	RKGE	İMKB
Sabit	-0.043846 (0.0204)	-0.009422 (0.0092)	0.025116 (0.0039)	0.005222 (0.0015)	0.014341 (0.0058)	0.006566 (0.0023)
RKGE(-1)	1.718683 (0.1451)	0.267144 (0.0606)	0.558832 (0.0718)	-0.016713 (0.0260)	1.328215 (0.0980)	0.173065 (0.0407)
RKGE(-2)	-1.946365 (0.3129)	-0.449883 (0.1268)	0.043040 (0.0838)	0.002006 (0.0324)	-0.272151 (0.1357)	-0.178151 (0.0542)
RKGE(-3)	2.216555 (0.4298)	0.399302 (0.1738)	0.152821 (0.0912)	0.087245 (0.0387)	-0.264081 (0.1287)	-0.052220 (0.0454)
RKGE(-4)	-1.930532 (0.5253)	-0.286260 (0.2182)	-0.089519 (0.0995)	-0.034321 (0.0387)	-0.024337 (0.1050)	-0.021172 (0.0378)
RKGE(-5)	1.219636 (0.5739)	0.050990 (0.2523)	-0.014348 (0.0869)	-0.061228 (0.0367)	0.138696 (0.0937)	0.095237 (0.0357)
RKGE(-6)	-0.820209 (0.5455)	0.123199 (0.2525)	0.059206 (0.0701)	-0.014146 (0.0290)	-0.177352 (0.1102)	-0.065130 (0.0433)
RKGE(-7)	0.731501 (0.4817)	-0.144999 (0.2258)	0.028007 (0.0606)	-0.008583 (0.0257)	0.246569 (0.1228)	0.097907 (0.0513)
RKGE(-8)	-0.702949 (0.4195)	0.205546 (0.2036)	-0.051269 (0.0616)	0.098239 (0.0235)	0.101575 (0.1087)	-0.067694 (0.0427)
RKGE(-9)	0.435779 (0.3637)	-0.261498 (0.1848)	0.081347 (0.0631)	-0.049345 (0.0246)	-0.223607 (0.1056)	-0.025544 (0.0409)
RKGE(-10)	-0.369314 (0.2117)	0.101026 (0.1071)	-0.102627 (0.0402)	-0.008939 (0.0164)	-0.073561 (0.0722)	0.027937 (0.0291)
İMKB(-1)	0.867458 (0.2746)	0.224550 (0.1132)	0.022937 (0.2084)	1.360618 (0.0774)	-1.151722 (0.2467)	1.012601 (0.0995)
İMKB(-2)	-0.228008 (0.2786)	0.263283 (0.1164)	-0.151024 (0.2402)	-0.590819 (0.0990)	1.630592 (0.3487)	-0.069479 (0.1401)
İMKB(-3)	-0.301358 (0.3101)	-0.023728 (0.1382)	-0.587900 (0.2188)	0.081667 (0.0902)	-0.797743 (0.3245)	0.220149 (0.1243)
İMKB(-4)	-0.621275 (0.4032)	-0.050642 (0.1929)	-0.009629 (0.1817)	-0.309249 (0.0707)	0.599153 (0.3144)	-0.053619 (0.1152)
İMKB(-5)	0.542564 (0.7256)	0.337818 (0.3537)	-0.086872 (0.1463)	0.308501 (0.0607)	-0.136939 (0.2643)	-0.223124 (0.0986)
İMKB(-6)	-0.874816 (1.0040)	-0.409451 (0.4466)	-0.229749 (0.1406)	-0.143175 (0.0538)	-0.094847 (0.2624)	0.273300 (0.1006)
İMKB(-7)	1.381198 (0.8980)	0.413795 (0.3645)	0.258965 (0.1300)	0.087101 (0.0526)	-0.516264 (0.3037)	-0.262183 (0.1139)
İMKB(-8)	0.231997 (0.8239)	0.003554 (0.3396)	0.131370 (0.1261)	0.191800 (0.0493)	0.762250 (0.2704)	0.148965 (0.1031)
İMKB(-9)	-0.875610 (0.7642)	-0.048540 (0.3323)	-0.040614 (0.1056)	-0.168911 (0.0428)	-0.651284 (0.2267)	-0.317773 (0.0881)
İMKB(-10)	0.336953 (0.5306)	-0.126523 (0.2436)	0.037944 (0.1026)	-0.038921 (0.0410)	0.170454 (0.1740)	0.201832 (0.0700)
Standart Hata	0.057855	0.024204	0.018553	0.007064	0.031397	0.011877

(...) standart hata değerlerini göstermektedir.

Tablo 22'den görüleceği üzere her iki değişkene ilişkin sabitler, birinci rejimde negatif değer alırken ikinci ve üçüncü rejimde pozitif değerler almaktadır. RKGE'ye ilişkin varyans birinci İMKB'ye ilişkin varyans ise üçüncü rejimde daha yüksektir.

RKGE ile IMKB endekslerine ait MSIAH(3)-VAR(10) kullanılmak suretiyle elde edilen düzleştirilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları ise Şekil 15’te gösterildiği gibidir.



Şekil 15: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Olasılıkları

Düzleştirilmiş rejim olasılıkları kullanılarak elde edilen MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin geçiş olasılıkları matrisi ve gözlem sayıları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayısı, ergodik olasılıklar ve süre özellikleri Tablo 23’deki gibidir.

Tablo 23: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Rejim Özellikleri

	Geçiş Olasılıkları			Gözlemler	Ergodik Olasılıklar	Süre
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 3			
Rejim 1	0.8646	0.1354	5.587e-014	56.8	0.2523	7.39
Rejim 2	0.0235	0.6619	0.3145	70.5	0.2898	2.96
Rejim 3	0.05969	0.1393	0.8010	114.7	0.4580	5.02

MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin elde edilen sonuçlar, birinci ve üçüncü rejimlere ilişkin olarak ikinci rejime göre yüksek kalıcılık içermektedir. Tablo 23’ten de görüleceği üzere Rejim 1’i takip eden dönemde tekrar Rejim 1’de olma olasılığı

$\Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.8646$ iken, Rejim 2'yi takip eden dönemde tekrar Rejim 2'de olma olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.6619$ ve Rejim 3'ü takip eden dönemde tekrar Rejim 3'te olma olasılığı $\Pr(s_t = 3 | s_{t-1} = 3) = 0.8010$ olarak hesaplanmıştır. Rejimlere ilişkin elde edilen tahmin olasılıklarının yüksek olması söz konusu modelin ekonomik verilere iyi oturduğunu göstermektedir.

Tablo 23'ten görüleceği üzere ekonominin Rejim 1'de kalma süresi ortalama olarak $d_1 = (1 - p_{11})^{-1} = 7.39$ ay iken, Rejim 2'de kalma süresi ortalama $d_2 = (1 - p_{22})^{-1} = 2.96$ ay ve Rejim 3'te kalma süresi ortalama $d_3 = (1 - p_{33})^{-1} = 5.02$ ay olarak gerçekleşmiştir. Ekonominin Rejim 2 ve Rejim 3'te yani genişlemede geçirdiği toplam süre resesyonu içeren Rejim 1'le, diğer modelden farklı olarak, birbirine yakın çıkmıştır.

Tablo 23'ten de görüleceği üzere 247 gözlem değerlerinden 56.8'i birinci, 70.5'i ikinci, 114.7'si üçüncü rejime atanmıştır. Seçilen bir gözlem değerinin Rejim 1 içerisinde bulunmasına ilişkin ergodik olasılık $\Pr(s_t = 1) = 0.2523$ iken Rejim 2'de bulunmasına ilişkin koşulsuz olasılık $\Pr(s_t = 2) = 0.2898$ ve Rejim 3'te bulunmasına ilişkin ergodik olasılık ise $\Pr(s_t = 3) = 0.4580$ olarak gerçekleşmiştir.

MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin olarak elde edilen resesyon dönemleri ise Tablo 24'teki gibidir. Bir önceki MSIA(3)-VAR(7) modelinden elde edilen döngü tarihlerinden farklı söz konusu dönem içerisinde yaşanan durgunluk dönemlerinin daha kısa sürdüğü görülmektedir.

Tablo 24: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Döngü Tarihleri

1990:12 - 1991:3 [0.8663]
1994:2 - 1994:7 [1.0000]
1998:9 - 1999:5 [0.9992]
2000:11 - 2002:5 [0.9830]
2008:7 - 2009:5 [0.9975]

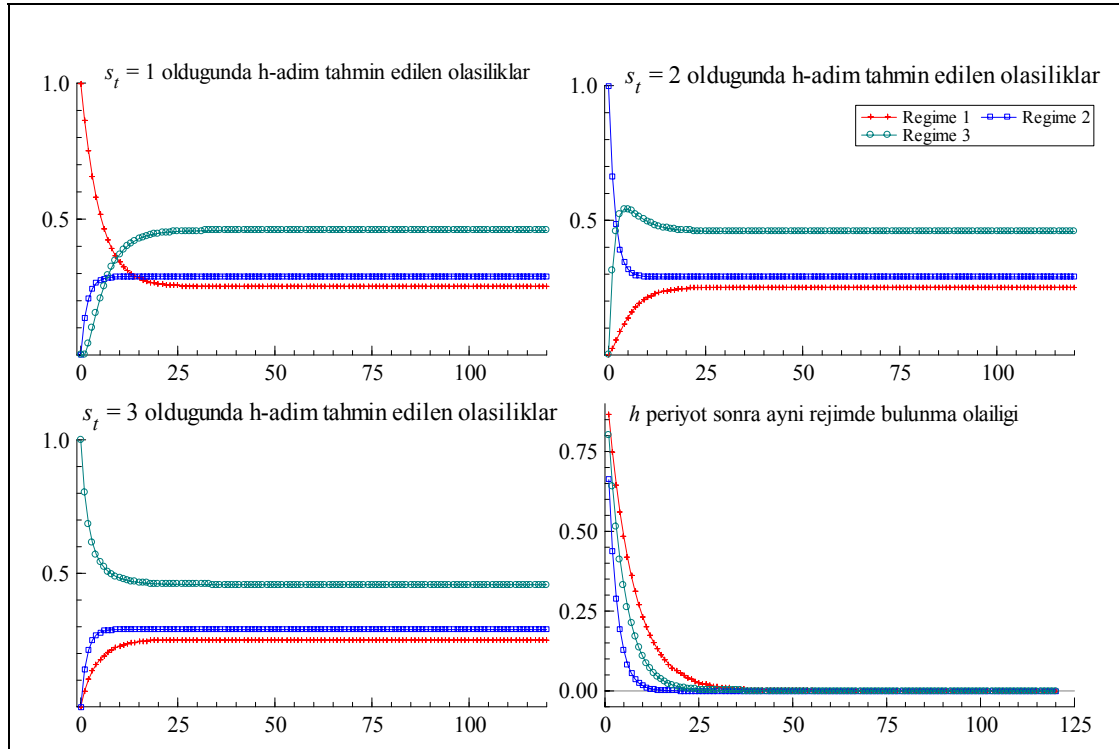
RKGE ile IMKB serilerine ilişkin MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin geçiş olasılıkları matrisinin özdeğerleri ise Tablo 24'te gösterildiği gibidir. Geçiş

olasılıkları matrisinin en büyük öz değeri bir ve diğer öz değerleri 0.80543 ve 0.52211 olarak bulunmuştur. Buna göre birinci öz değer bire eşit ve diğer öz değerler de birden küçük çıktığı için geçiş olasılıkları matrisi ergodiktir ve indirgenemez. Geçiş olasılıkları matrisinin ergodik olması rejimimizin durağan olduğunu doğrulamaktadır. Ergodik geçiş olasılıkları matrisi kovaryans durağandır.

Tablo 25: MSIAH(3)-VAR(10) Modeline İlişkin Geçiş Olasılıkları Matrisinin Özdeğerleri

Gerçek	1.0000	0.80543	0.52211
--------	--------	---------	---------

Şekil 16 ise MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin rejim dinamiklerini göstermektedir. Dikey eksen belirli bir rejimde bulunma olasılığını gösterirken, yatay eksen ise zamanı göstermektedir.



Şekil 16: MSIAH(3)-VAR(10) Modeline İlişkin Rejim Dinamiklerini

Yukarıdaki şekilde yer alan birinci, ikinci ve üçüncü şekil Rejim 1 veya 2 verili iken 120 ay sonrasına ilişkin geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak tahmin edilen geçiş olasılıklarını göstermektedir. En sağdaki şekil ise 120 ay sonra aynı rejimde kalma olasılığını göstermektedir. Aynı rejimde kalma olasılıkları zamanla azalmakla beraber, geçiş olasılıkları matrisinde de takip edilebileceği üzere en düşük olasılığa sahip olan rejim ikidir.

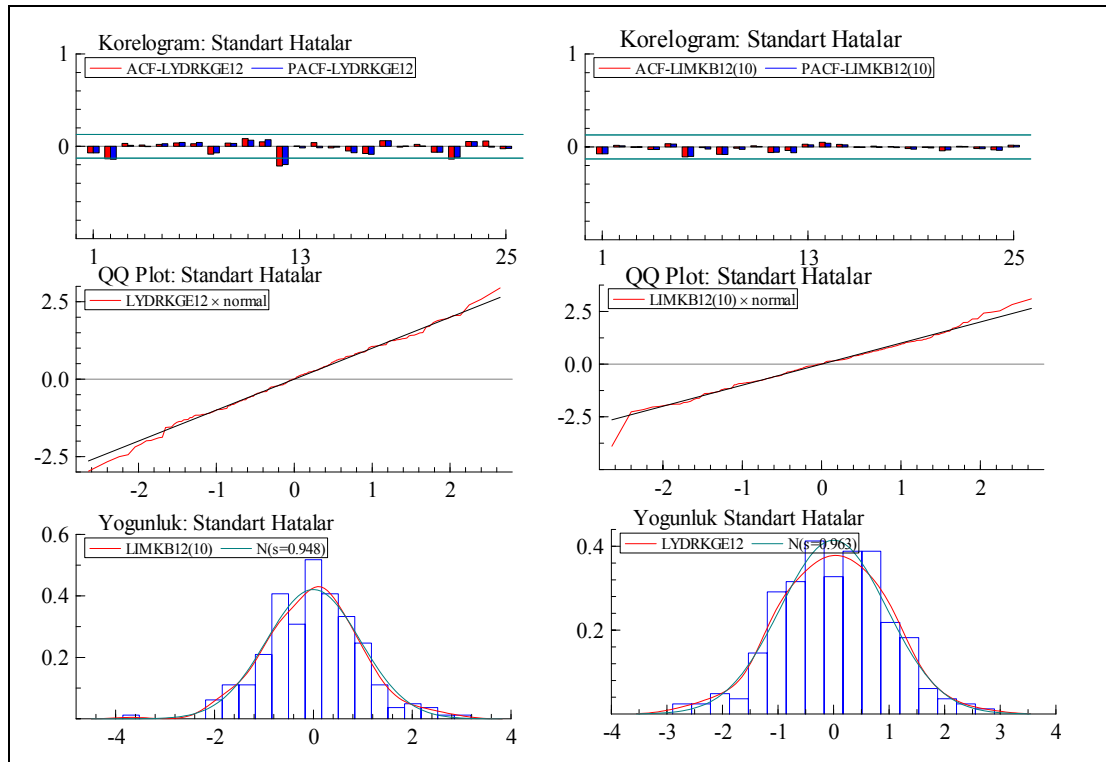
MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin hata terimlerine ilişkin tanılayıcı testlerin sonuçları Tablo 26'daki gibidir. Hata terimleri, otokorelasyon ve doğrusal olmamaya ilişkin herhangi bir işaret taşımamaktadırlar.

Tablo 26. MSIAH(3)-VAR(10) Modeline İlişkin Tanılayıcı Testler

Testler	
Vektör Portmanto(24)	$\chi^2(56) = 73.9946 [0.0539]$
Vektör Normalite testi	$\chi^2(4) = 8.2671 [0.0823]$
Vektör hetero testi	$\chi^2(120) = 121.7966 [0.4371]$
Vektör hetero- \bar{X} testi	$\chi^2(690) = 698.0881 [0.4072]$

[...] p değerlerini göstermektedir.

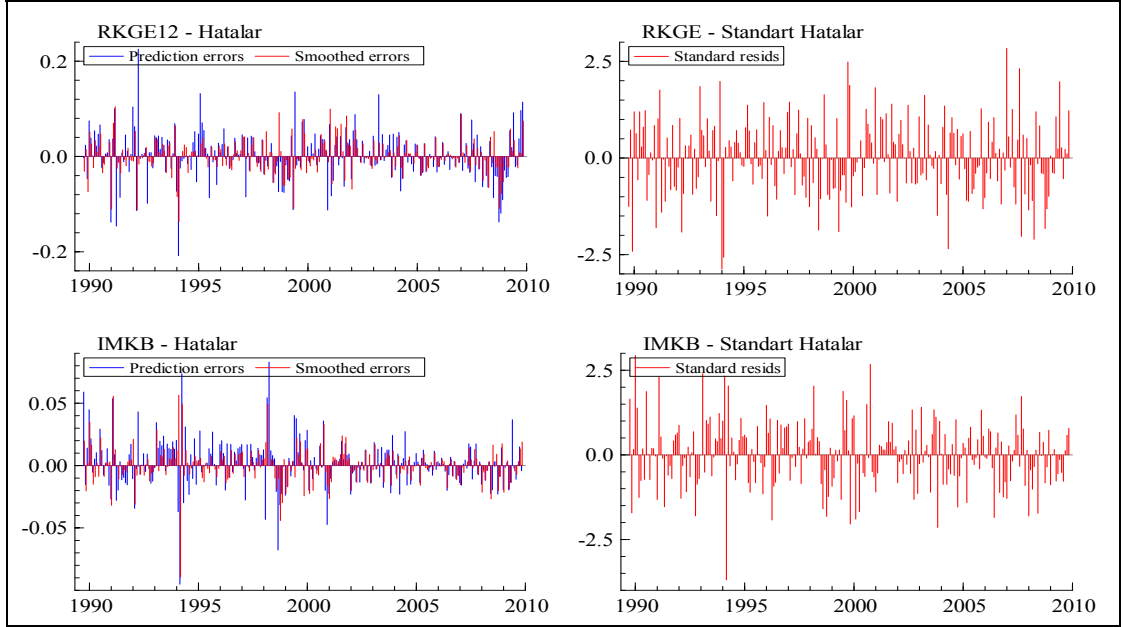
Şekil 17 İMKB ve RKGE'ne ilişkin kurulan MSIAH(3)-VAR(10) modelinin hata terimlerine ilişkin ACF, PACF, yoğunluk ve QQ çizimlerini göstermektedir.



Şekil 17: MSIA(3)-VAR(7) Hata Terimlerinin İstatistiksel Karakteristikleri

Şekil 17 incelendiği hata terimlerinin otokorelasyona sahip olmadıkları ve yoğunluklarının normal dağılıma sahip oldukları gözlemlenmektedir.

Şekil 18 ise, MSIAH3(3)-VAR(10) modeline ilişkin olarak RKGE ve IMKB serilerine ilişkin hata terimlerini ve standardize edilmiş hata terimlerini göstermektedir.



Şekil 18: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Hata Terimleri

6.SONUÇ

İktisat literatüründe iktisadi zaman serilerinin sergiledikleri asimetrik davranışları açıklayabilmek amacıyla deterministik veya stokastik doğrusal olmayan zaman serilerinin kullanımı giderek yaygınlaşmaktadır. Bunun önemli nedenlerinden bir tanesi Box ve Jenkins (1970)'in sabit parametrelili, doğrusal zaman serisi modelleme geleneğinin serilere ilişkin asimetriyi yakalayamamasıdır. İkinci önemli neden ise, rejim değişim modellerine ilişkin hesaplama zorluklarının son dönemde bilgisayar teknolojisinde yaşanan gelişmelerle beraber azalmasıdır.

Rejim değişim modelleri içerisinde yer alan Markov değişim modeli ekonomiye bir yada daha fazla rejim daha ekleyerek klasik bir modelin yapısını muhafaza eden (ama parametrelerini değil) fakat orjinal modeli genelleştiren bir genelleme olarak görülebilir. Böylece klasik modelleri özel bir durum olarak içine alır. Markov değişim modeli, sahip olduğu pek çok özelliğe ilaveten rejimler içerisindeki homojen davranışların modellenmesinde faydalı olduğu kadar aynı zamanda rejimler arasında heterojen davranışlara da izin vermektedir. Bu bağlamda genelde rejim değişim modelleri özelde de Markov değişim modeli ile iktisadi zaman serileri, rejim sayısına bağlı olarak, farklı alt regresyonlarla modellenebilmektedir.

Çalışmada Türkiye’de Sanayi Üretim Endeksi, Reel Kesim Güven Endeksi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi arasında ilişkiler incelenmek suretiyle iktisadi birimlerin beklentilerinde meydana gelen ve gözlemlenemeyen değişikliklerin ekonomide konjonktürel dalgalanmalara neden olup olmayacağı Markov değişim VAR modeli kullanılarak Türkiye ekonomisi için incelenmiştir.

Bu bağlamda öncelikle konunun iktisadi arka planı açıklanmıştır. Buna göre ikinci bölümünde, ekonomik faaliyetlerin ve dolayısıyla çıktıların gözlemlenebilen iktisadi temellerin yanı sıra aynı zamanda gözlemlenemeyen hayvansal güdü, güneş lekesi, kendi kendini gerçekleştiren beklentiler ve piyasa psikolojisi gibi iktisadi çıktıları

etkilemesine ilişkin söz konusu literatürü ortaya koymaktadır. Bu etkileşimin nedeni ise piyasa oyuncuların bu tür temellere dayanmayan bilgilerin veya unsurların toplam ekonomik faaliyeti etkilediğine inanmalarıdır. Bu bağlamda piyasa da yayılan bir bilgi piyasa oyuncularının inanması durumunda etkin bir bilgi haline gelmektedir. Dolayısıyla iktisadi temellerin, çıktıları tam olarak belirlememesi söz konusu olmamaktadır. Bu bağlamda gözlemlenemeyen beklentilerin olasılıksal olarak modellenmesine izin veren ve Markov değişim modeline ilişkin olarak tek değişkenli olarak üçüncü bölümde, çok değişkenli olarak ise dördüncü bölümde literatür taramasına yer verilmiştir.

Üçüncü bölümde, Markov rejim değişim modeli, öncesinde konunun temelini oluşturan pek çok çalışma bulunmakla beraber, Hamilton'ın 1989 ve 1990 çalışmalarıyla iktisat literatüründe popülerlik kazanmış ve Hamilton'ın daha sonraki 1993 ve 1994 çalışmalarıyla bugün çok çeşitli alanlardaki ekonometrik uygulamalarda yaygın olarak kullanılan şekliyle ele alınmaktadır. Hamilton (1989,1990)'ın yaklaşımın temelinde ekonomideki konjonktüre ilişkin genişleme ve daralma fazlarının farklı rejimler olarak kabul edilmesi ve bu rejimler arasındaki geçişin olasılıksal olarak ifade edilmesi vardır. Hamilton tarafından *MS* modeli, Amerika Birleşik Devletleri'nin 1953 ve 1984 arasındaki çeyrek dönemlere ait reel milli gelir büyüme hızını kullanmak suretiyle konjonktür dalgalarının dönüm noktasının tespiti için kullanılmış ve NBER tarafından açıklana dönüm noktaları ile tutarlı bulunmuştur. Hamilton (1989)'ın Markov rejim değişim modeli yaklaşımı tek değişkenli olması ve bir durumdan diğer durum(lar)a geçişin sabit olması gibi birtakım kısıtlamalara sahiptir. Bu kısıtlamaları ortadan kaldırmaya yönelik olarak literatürdeki önemli çalışmalardan bir kaçısı ise zamanla değişen geçiş olasılıkları ile ilgili olarak Filardo (1994) ile ve dördüncü bölümde detaylı olarak açıklandığı üzere modelde birden çok değişkenin kullanılmasıyla Krolzing (1997) tarafından gerçekleştirilmiştir. Gerek üçüncü gerekse dördüncü bölümde literatür taraması yapılırken Markov rejim değişim modelleme yaklaşımı ile yakında ilgili olan Markov Zinciri, durum veya rejim değişkeni ve bu değişkenin süre özelliği, rejimlerin sınıflandırılması, karma dağılımlar, Bayes Teoremi ve asimetri türleri ve testleri, veri ve rejim yaratım süreci, tahmin süreci ve sürecin sınıflandırılması gibi literatürde sıklıkla bahsedilen kavramlar ele alınmıştır.

Çalışmanın uygulama bölümü olan beşinci bölümü ikinci, üçüncü ve dördüncü bölümde açıklanan teorik çerçeveden hareketle Türkiye uygulamasını içermektedir. Çalışmanın asıl katkısı Türkiye uygulamasına ilişkin bölümlerdir. Uygulama bölümünde öncelikle serilere ilişkin gerekli düzenlemeler yapıldıktan sonra Sanayi Üretim Endeksi, Reel Kesim Güven Endeksi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi kullanılarak asimetri testleri yapılmıştır. Sanayi Üretim Endeksi'ne ilişkin yapılan C-K asimetri testi sonuçlarına göre derinlik asimetrisine dair elde edilen sonuçlar iki rejimli modeller için modelin yapısına bağlıyken, üç rejimli modeller için ise modele bağlılık söz konusu değildir. Buna karşılık, Sanayi Üretim Endeksi'ne ilişkin olarak diklik ve keskinlik asimetrisine dair kanıtlar ise mevcuttur. Reel Kesim Güven Endeksi dikkate alınarak kurulan iki rejimli modellerde ise asimetri özelliği modele bağlı bir durum içermekteyken, üç rejimli modeller diklik ve keskinlik asimetrisine ilişkin bir takım kanıtlar ortaya koymakla birlikte bu kanıtlar çok güçlü değildir. Bunun en önemli nedeni asimetrisinin varlığının modele bağlı olmasından kaynaklanmaktadır. Dik olmama rejime bağlı varyans durumunda kabul edilirken, rejime bağlı varyansın söz konusu olmadığı durumda reddedilmektedir. Keskinlik asimetrisi görece olarak rejime bağlı varyansa sahip modeller göre daha belirgin durumdadır. Üç rejimli modellerin hiç biri derin olmamayı reddedememektedir. İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Endeksine ilişkin C-K Asimetri testine ilişkin sonuçlar yine diğer iki değişkende olduğu gibi modele bağlı asimetri izlenimi vermektedir. Çünkü sabiti içeren MSI modeli derin olmamayı ve keskin olmamayı reddederken, rejime bağlı varyansın eklenmesi durumunda derin olmamayı ve keskin olmamayı kabul etmektedir. Ortalamayı içeren MSM modellerde ise derin olmama kabul edilirken keskin olmama ile ilgili ise MSI durumunda anlatılan durumun tam tersi bir sonuç söz konusudur. Modeller üç rejimli olarak kurulduğu zaman ise olarak keskinlik asimetrisine ilişkin kanıtlar söz konusudur. Yine uygulanan çeşitli modeller neticesinde edilen sonuçlara göre derinliğe, dikliğe ve keskinliğe dair kanıtlar İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Endeksi için söz konusudur. Asimetri testlerinden elde edilen sonuçlar Türkiye'de konjonktürel dalgalanmaları karakterize etmede doğrusal olmayan modellerin doğrusal olanlara tercih edilebilir olduğunu göstermektedir. Ayrıca elde edilen sonuçlar diğer yönden Clements ve Krolzig (2003) ile Chen (2005) tarafından elde edilen Markov değişim modellerinde asimetrinin modele bağlı olduğu sonucunu, Türkiye ekonomisi içinde ilgilenilen dönemde teyid etmektedir.

Beşinci bölümde yer alan diğer uygulamalar ise iki Markov değişim VAR modeli üzerinden yapılmıştır. Buna göre ilk model 1991:01- 2009:11 periyodu için ekonominin temel göstergesi olarak kabul edilen Sanayi Üretim Endeksi (SÜE) ile üreticilerin veya firmaların ekonominin geleceğine ilişkin algılamalarını yansıtan Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) arasındaki ilişkiyi ele almaktadır. Bu bağlamda öncelikle mevsimsellikten arındırılmış ve düzeyde durağan olmadıkları görülen seriler yıllık yüzde değişimlerine birim kök testi uygulanmış ve serilerin durağan olmaları sağlanmıştır. Daha sonra ise SÜE ve RKGE değişkenlerini içeren model öncelikle bilgi kriterlerini kullanarak iki rejimli olarak kurulduysa da tüm tanılayıcı istatistiklerden geçemediği için model bu kez üç rejimli olarak kurulmuştur. MSIA(3)- VAR(7) model spesifikasyonu Krolzig'in MSVAR yazılımı kullanılarak, EM algoritması aracılığıyla elde edilen maksimum olabilirlik tahminleri sonucuna göre geçiş olasılıkları matrisinin kovaryans-durağan olduğu (Bkz. Tablo 18), resesyona ilişkin ergodik olasılığın 0.2568 olarak gerçekleştiği ve söz konusu rejimlere ilişkin olarak değişkenlerin katsayılarının işaretlerinin beklenildiği gibi resesyonu içeren rejimde negatif, büyümenin iki alt periyodunu temsil eden diğer iki rejimde ise pozitif çıktığı görülmüştür. Ayrıca EM algoritması ile tahmini yapılan MSIA(3)- VAR(7) modelinin veri yaratım sürecini MSIA(2)- VAR(7) ve doğrusal VAR(7) modelinden daha iyi yakaladığı görülmüştür. MSIA(3)- VAR(7) modeli log olabilirlik ve AIC değerinde söz konusu diğer iki modele göre bir iyileşme sağlamıştır (Bkz. Tablo13) Ayrıca bir resesyon ve iki genişleme dönemi birlikte ele alındığında genişleme fazının daralmaya göre daha uzun sürdüğü bulunmuştur. Modelinin döngü tarihlendirmesinin ise Altuğ tarafından aktarılan çeşitli çalışmalar ile benzer veya farklı olduğu noktalar olmakla beraber bulunan döngü tarihlerinin diğer çalışmalara yakın olduğu görülmüştür. Ayrıca SÜE ve RKGE için yapılan tanılayıcı testler modele ilişkin otokorelasyon veya doğrusal olmama gibi herhangi bir soruna işaret etmemektedir. Söz konusu uygulamalar SÜE ve RKGE değişkenleri arasında doğrusal olmayan bir ilişki olduğunu ve bununda Markov değişim modeli ile yakalanabileceğini göstermektedir.

Markov değişim VAR modeli kullanılarak yapılan ikinci uygulama 1989:10 – 2009:11 periyodu için Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi (IMKB) serilerine ilişkin olarak gerçekleştirilmiştir. Bu bağlamda yine bir önceki uygulamada izlenen yol

benimsenmiştir. Bu bağlamda öncelikle mevsimsellikten arındırılmış ve yıllık yüzde değişimlerine birim kök testi uygulanmış ve serilerin durağan oldukları görülmüştür. Daha sonra RKGE ve IMKB değişkenlerini içeren MSIAH(3)- VAR(10) model spesifikasyonu tahmin edilmiştir. Maksimum olabilirlik tahminleri sonucuna göre geçiş olasılıkları matrisinin kovaryans-durağan olduğu, resesyona ilişkin ergodik olasılığın 0.2523 olarak gerçekleştiği ve söz konusu rejimlere ilişkin olarak değişkenlerin katsayılarının işaretlerinin beklenildiği gibi birinci rejimde negatif diğerlerinde pozitif çıktığı görülmüştür. Bir önceki uygulamadan farklı olarak resesyon ve iki genişleme dönemi birlikte ele alındığında genişleme ve daralma fazlarının süreleri birbirine çok yakın çıkmıştır. Bu beklentilerdeki iyileşmenin veya kötüleşmenin daha çabuk gerçekleştiğini göstermektedir. Modelinin döngü tarihlendirmesinin ise bir önceki modelden bazı dönemler için farklılık taşıdığı gözlemlenmiştir. Yine EM algoritması ile tahmini yapılan MSIAH(3)- VAR(10) modelinin veri yaratım sürecini MSIAH(2)-VAR(10) ve doğrusal VAR(10) modelinden daha iyi yakaladığı görülmüştür. MSIAH(3)-VAR(10) modeli log olabilirlik ve AIC değerinde söz konusu diğer iki modele göre bir iyileşme sağlamasıdır (Bkz. Tablo 20). Ayrıca RKGE ve IMKB için yapılan tanılayıcı testler modele ilişkin otokorelasyon veya doğrusal olmama gibi herhangi bir soruna da işaret etmemektedir.

Sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde ise; yapılan uygulamalar sonucunda söz konusu modellerin MSIA veya MSIAH şeklinde sabitteki değişimi içermesi Krolzig (1998, 2003) tarafından işaret edildiği üzere bir rejimden diğer rejime geçişin sert veya keskin değil yumuşak olduğunu göstermektedir. Yapılan asimetri testleri sonucunda ise serilerin doğrusal olduğunu ve tüm dönemin tek bir rejimle modellenebileceğini söyleyen H_0 hipotezinin iki ve üç rejimli modellerde genel olarak reddedilmesi, serilere ilişkin asimetri özelliğine ilişkin kanıtlar sunmakta dolayısıyla söz konusu serilere ilişkin özelliklerin doğrusal olmayan zaman serisi modelleri ile daha iyi yakalanabileceğini göstermektedir. Bununla beraber söz konusu seriler için yapılan asimetri testleri modele bağlı bir durum arz ettiği görülmüştür. Bu sebeple diğer parametrik ve parametrik olmayan asimetri testleri ile sonuçların desteklenmesi gerekmektedir.

Türkiye ekonomisine ilişkin olarak MSVAR yöntemi kullanılarak gerçekleştirilen uygulamada ise SÜE, RKGE ve IMKB değişkenlerinin kullanılması hem reel hem de finansal piyasaların bir araya getirilmesine imkan verdiği gibi aynı zamanda da, iktisadi birimlerin beklentilerindeki değişimin ekonomi üzerindeki etkisini ortaya koyması açısından önemlidir. Bu bağlamda söz konusu değişkenler kullanılarak iktisadi birimlerin beklentilerindeki temellere dayanmayan iyimserlik ve kötümserlik dalgalanması ile akabinde ekonomide meydana gelen dalgalanmalar arasındaki ilişki ampirik olarak test edilmiştir. Elde edilen sonuçlar iktisadi birimlerin ekonominin geleceğine ilişkin kendini kendini gerçekleştiren karamsarlığın 1994, 2000-2001 ve 2008-2009 resesyonlarında önemli bir rol oynadığını ve ekonomide söz konusu dönemde çoklu denge özelliğinin mevcut olduğu görüşünü desteklemektedir.

KAYNAKÇA

Abraham, Haim. 2006. An Alternative Approach to the Existence of Sunspot Equilibria. No:34 **School of Economics, University of Cape Town**.

Açıkgöz, Şenay. 2008. An Analysis of Business Cycles Under Regime Shifts: The Turkish Economy and Industrial Sector. **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**. c.23.s.2: 135-151.

Akgül, Işıl. 2003. **Geleneksel Zaman Serisi Yöntemleri**. İstanbul: Der Yayınları.

Akgül, Işıl, Selçuk Koç, Selin Özdemir Koç. 2007. Cari İşlemler Dengesi Rejim Değişim Modelleri İle Modellenebilir Mi? **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**. web.inonu.edu.tr/~eisemp8/bildiri-pdf/akgul-koc-koc.pdf

Allais, Maurice. 1948. Economie et intérêt. **Imprimerie Nationale**. Paris.

Alpar, Reha. 2003. Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemlere Giriş 1. 2.basım. Nobel: Ankara.

Altuğ, Sumru. 2009. Türkiye’de ve Yükselen Piyasa Ekonomilerinde İş Çevrimleri. **Yıldız Teknik Üniversitesi. Department of Economics**. Working Paper. <http://ideas.repec.org/s/yil/wpaper.html>

Anas, Jacques, Monica Billio, Laurent Ferrara Marco Lo Duca, 2007. Business Cycle Analysis with Multivariate Markov-Switching Models. Department of Economics Ca’ Foscari University of Venice. Working Paper. No.32:1-31

Ang, A., G. Bekaert. 1998. Regime Switches in Interest Rates. **Research Paper 1486**. Stanford University.

Arnold, Lutz G. 2002. **Business Cycle Theory**. Oxford University Press.

Arrow, Kenneth, Gerard Debreu. 1954. Existence of a Competitive Equilibrium for a Competitive Economy. *Econometrica*. c.22.s.3: 265-90.

Artis, M., Hans Martin Krolzig, J. Toro. 2004. The European Business Cycle. **Oxford Economic Papers**. c.56:1-44.

Azariadis, Costas. 1981. Self-fulfilling Prophecies. **Journal of Economic Theory**. c.25: 380-96.

- Azariadis, Costas, R. Guesnerie. 1986. Sunspots and Cycles. **Review of Economic Studies**. c.53.s.5: 725-738.
- Balasko, Yves. 1984. The Size of Dynamic Econometric Models. **Econometrica**. c.52: 123–141.
- Bai, J.1999. Likelihood Ratio Tests for Multiple Structural Changes. **Econometrics**. c:91:299-323.
- Bai, J., P.Perron. 1998. Testing for and Estimation of Multiple Structural Changes. **Econometrica**.c.66: 47-79.
- Baum, L. E., T. Petrie. 1966. Statistical Inference for Probabilistic Functions of Finite State Markov Chains.**Annals of Mathematical Statistics**. c.37:1554–1563.
- Baum, L. E., T. Petrie, G.Soules, N.Weiss. 1970. A Maximization Technique Occurring in the Statistical Analysis of Probabilistic Functions of Markov Chains. **Annals of Mathematical Statistics**.c.41:164–171.
- Beaudry, P., G. Koop. 1993. Do Recessions Permanently Affect Output. **Journal of Monetary Economics**. c.31:149–163.
- Belaire, Franch J., D. Contreras. 2003. An Assessment of International Business Cycle Asymmetries using Clements and Krolzig's Parametric Approach. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c.6.s.4:1–9.
- Banerjee,A., R.Lumsdaine, J.Stock. 1992. Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Treat Break Hypothesis: Theory and International Evidence. **Journal of Business and Economic Statistics**. c.10:271-287.
- Benhabib, Jess, Roger E. A. Farmer. 1994. Indeterminacy and Increasing Returns. **Journal of Economic Theory**. c.63: 19-46.
- Benhabib, Jess. 1998. Introduction to Sunspots in Macroeconomics. **Journal of Economic Theory**. c.81.s.1: 1-6.
- Benhabib, Jess, Roger E. A. Farmer. 1999. Indeterminacy and Sunspots in Macroeconomics. **The Handbook of Macroeconomics**, eds. John Taylor and Michael Woodford. North Holland.
- Blackwell, E., L.Koopmans. 1975. On the Identifiability Problem for Functions of Finite Markov Chains. **Annals of Mathematical Statistics**.c.28:1011–1015.
- Bolatoğlu, Nasip. 2006. 1994 ve 200-2001 Krizlerinin Çoklu Denge Açısından Değerlendirilmesi. **İşletme ve Finans Dergisi**. s.243:31-42.
- Box, G. E. P., G.M. Jenkins. 1970. **Time Series Analysis, Forecasting and Control**. San Francisco: Holden-Day.

- Bradley, R., R.McClelland. A Kernel Test for Neglected Nonlinearity. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometric**. c.1.s.4: 119-130.
- Burgess, S.M. 1992. Asymmetric Employment Cycles in Britain: Evidence and an Explanation. **The Economic Journal** s.102: 279-290.
- Burns, A., W.C. Mitchell. 1946. **Measuring Business Cycles**. New York: National Bureau of Economic Research.
- Carrasco, Marine, Liang Hu, Werner Ploberger. (2004. Optimal Test for Markov Switching. Working Paper. **University of Rochester**.
- Cass, David. 1965. Optimum Growth in An Aggregative Model of Capital Accumulation. **Review of Economic Studies**. c.32.s.3: 233-240.
- Cass, David, Karl Shell. 1980. **In Defense of a Basic Approach. Models of Monetary Economies**. eds. J. Kareken, N. Wallace. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis. 251-260.
- Cass, David, Karl Shell. 1982. Do Sunspots Matter? **Journal of Political Economy** c.91.s.2:193-227.
- Cass, David, Karl Shell. 1989. Sunspot equilibrium In an Overlapping-Generations Economy with An Idealized Contingent-Commodities Market. **Economic Complexity: Chaos, Sunspots, Bubbles, and Nonlinearity**. eds. W. Barnett, J. Geweke, K. Shell. Cambridge University Press: 3-20.
- Chan, K.S., H. Tong. 1986. On Estimating Thresholds in Autoregressive Models. **Journal of Time Series Analysis** c.7:179-190.
- Chauvet, Marcelle, Jang-Ting Guo. 2003. Sunspots, Animal Spirits and Economic Fluctuations. **Macroeconomic Dynamics**. c.7: 140-169.
- Chib, Siddhartha. 1998. Estimation and Comparison of Multiple Change-Point Models. **Journal of Econometrics**.c. 86: 221-241.
- Chauvet, M. J.M. Piger. 2003. Identifying Business Cycle Turning Points in Real Time, **Federal Reserve Bank of St Louis Review**, March/April,47-62.
- Chauvet, M. J.D. Hamilton. 2005. Dating Business Cycle Turning Points. **NBER Working Paper**. No. 11422.
- Chen, S.W. 2005. Empirical Evidence of Asymmetries in Taiwan's Business. Cycles: A Simple Note. **Taiwan Economic Forecast and Policy**. c.36.s.1:81-102.
- Chen, Chien-Fu.2009. Is the International Transmission of Business Cycle Fluctuation Asymmetric? Evidence from a Regime-Dependent Impulse Response Function.**International Research Journal of Finance and Economics**.c.26:134-143.

Chen, Shyh-Wei, Chung-Hua Shen. A sneeze in the U.S., a Cough in Japan, but Pneumonia in Taiwan? An application of the Markov-Switching Vector Autoregressive Model. **Economic Modelling**. c.24:1-14.

Clements, M. P., H.M. Krolzig. 2002. Can Oil Shocks Explain Asymmetries in the US Business Cycle? **Empirical Economics** c.27.s.2:185–204.

Clements, M.P., H.M. Krolzig. 2003. Business Cycle Asymmetries: Characterizing and Testing Based on Markov-Switching Autoregression. **Journal of Business and Economic Statistics**. c.21.s.1:196–211.

Coe, P. 2002. Power Issues When Testing the Markov Switching Model with the Sup Likelihood Ratio test Using U.S. Output. **Empirical Economics**. c.27:395-401

Cooper, Russel, Andrew John. 1988. Coordinating Coordination Failure in Keynesian Models. **Quarterly Journal of Economics**. c.103.s.3: 441–463.

Cosslett, S. R.,L.F. Lee. 1985. Serial Correlation in Latent Discrete Variable Models. **Journal of Econometrics**. c.27:79–97.

Davies, R.B.1977. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the Alternative. **Biometrika**. c.64:247-254.

Davies, R.B.1987. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the Alternative. **Biometrika**.c.74:33-43.

Debreu, Gerard. 1959. **The Theory of Value: An Axiomatic Analysis of Economic Equilibrium**. New York, Wiley.

DeLong, J.B., L.H. Summers. 1986. Are Business Cycle Symmetrical?" in R. J. Gordon (ed.), **The American Business Cycle**, Chicago: National Bureau of Economic Research and University of Chicago Pres. 166–179.

Demers, Frédérick, Ryan Macdonald. 2007. The Canadian Business Cycle: A Comparison of Models. Working Paper. **Bank of Canada**. No:38

Diebold, Francis X., Glenn D.Rudebusch. 1999. **Business Cycles. Duration, Dynamics, and Forecasting**. Princeton University Press.

Dempster, A. P., N. M. Laird, D. B Rubin. 1977. Maximum Likelihood Estimation from Incomplete Data via the EM algorithm. **Journal of the Royal Statistical Society**.c.39. Series B: 1–38.

Diebold, Francis X., Glenn D.Rudebusch, D.E. Sichel. 1993. Further Evidence on Business Cycle Duration Dependence. In Stock, J., and Watson, M. (eds.), **Business Cycles, Indicators, and Forecasting**. Chicago: University of Chicago Press and NBER: 255-280.

Diebold, Francis X., J.H.Lee, G.C.Weinbach. 1994. Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities. C.Hargreaves (edt.) **Non Stationary Time Series Anaynes and Cointegration**. Oxford: Oxford University Press.

Dorfman, Jeffrey H. 1997. **Bayesian Economics Through Numerical Methods: A Guide to Econometrics and Decision-Making with Prior Information**. New York. Springer Verlag.

Driskill, Robert. 2006. Multiple Equilibria in Dynamic Rational Expectations Models: A Critical Review. **European Economic Review**. c.50:171–210

Duffy, John, Eric O’N. Fisher. 2005. Sunspots in the Laboratory. **American Economic Review**. c.95.s.3:510-529.

Ehrmann M.,M. Ellison, N. Valla. 2001. Regime Dependent Impulse Response Functions in a Markov-Switching Vector Autoregression Model. **Bank of Finland**. Discussion Paper No. 11.

Ehrmann M., M. Ellison, N. Valla. 2003. Regime Dependent Impulse Response Functions in a Markov Switching Vector Autoregression Model. **Economics Letters**. c.78.s.3: 295-299.

Enders, Walter. 2004. **Applied Econometric Time Series**. 2. bs. Wiley: New York.

Engel, J., D. Haugh, A. Pagan. 2005. Some Methods for Assessing the Need for Non-Linear Business Cycle Models in Business Cycle Analysis. **International Journal of Forecasting**. c.21: 651-662.

Evans, George W., Seppo Honkapohja. 2001. **Learning and Expectations in Macroeconomics**. Princeton University Press.

Fallahi, Firouz, Gabriel Rodríguez. Using Markov-Switching Models to Identify the Link between Unemployment and Criminality. Department of Economics. Faculty of Social Sciences. University of Ottawa. **Working Paper**.No:0701E

Falk, B. 1986. Further Evidence on the Asymmetric Behaviour of Economic Time Series Over the Business Cycle. **Journal of Political Economy**. c.94: 1096-1109.

Farmer, Roger E.A. and Michael Woodford. 1997. Self-Fulfilling Prophecies and the Business Cycle. **Macroeconomic Dynamics** c.1: 740-769.

Farmer, Roger E. A., Guo, J.-T. 1994. Real Business Cycles and the Animal Spirits Hypothesis. **Journal of Economic Theory**. c.63: 42-73.

Farmer, Roger E. A. 2002. **The Macroeconomics of Self-Fulfilling Prophecies**. 2nd ed. MIT Press.

Farmer, Roger E.A. 2008. Animal Spirits. **The New Palgrave Dictionary of Economics**, 2nd ed. eds. Blume and S. Durlauf. Palgrave MacMillan.

- Fattouh, B. 2005. Capital Mobility and Sustainability Evidence from U.S. Current Account Data. **Empirical Economics**. c. 30 : 245-253.
- Ferrara, Laurent. 2003. A Three Regime Real Tim Indicator for The US Economy. **Economic Letters**. c.81:373-378.
- Filardo, A.J. 1994. Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics. **Journal of Business and Economic Statistics**. c.12.s.3:299–308.
- Filardo, A. J.,S. F. Gordon.1998. Business Cycle Durations. **Journal of Econometrics**. c.85: 99–123.
- Finn Kydland, Edward C. Prescott. 1982. Time to Build and Aggregate Fluctuations. **Econometrica**. c.50.s.6:1345-1370.
- Fujiwara, Ippei. 2006. Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates Are Almost Zero. **Journal Japanese Int. Economies**.c.20:434-453.
- Fratzscher, Marcel. 2002. On Currency Crises and Contagion. **European Central Bank**. Working Paper. No:139.
- Friedman, M. 1969. **The Optimum Quantity of Money and Other Essays**. Chapter 12. 261–284. Chicago: Aldine.
- Friedman, M. 1993. The Plucking Model of Business Fluctuations Revised. **Economic Inquiry**. c.31.s.2:171–177.
- Garcia, R. 1998. Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models. **International Economic Review**. c.39:763-788.
- Garcia R., P. Perron. 1996. An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts. **The Review of Economics and Statistics**. c.78: 111-125.
- Genceli, Mehmet. 1976. Bayes Karar Alma Yaklaşımı. **İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü**.Yayınlanmamış Doktora Tezi.
- Geweke, J., N. Terui. 1991. Threshold Autoregressive Models for Macroeconomic Time Series:A Bayesian Approach. American Statistical Association Proceedings of the Business and economics Statistic Section. American Statistical Association.42-50.
- Ghysels, E., Granger, C.W.J. ve P. Siklos, P.1996. Is Seasonal Adjustment a Linear or Nonlinear Data Filtering Process. **Journal of Business and Economic Statistics**, c.14.s.3:374-386.
- Gil, P.R. Mazedo. 2009. Animal Spirits and The Composition of Innovations in A Lab-Equipment R&D Model. Working Paper. **Universidade Do Porto Faculdade De Economia**.
- Goldfeld, S. M., R.E.Quandt.1973. A Markov Model for Switching Regressions. **Journal of Econometrics**. c.1:3–16.

- Goodwin, R.M. 1951. The Nonlinear Accelerator and the Persistence of Business Cycles. **Econometrica**. c.19: 1-17.
- Guidolin Massimo, Stuart Hyde. 2009. What tames the Celtic Tiger? Portfolio implications from a Multivariate Markov Switching model. **Applied Financial Economics**. c.19.s.6:463-488.
- Hamilton, J.D.1989. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. **Econometrica**. c.57.s.2:357–384.
- Hamilton, J.D.1990. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regimes. *Journal of Econometrics*. c.45: 39:70.
- Hamilton, J.D.1993. Estimation, Inference, and Forecasting of Time Series Subject to Changes in Regime. *Handbook of Statistics, Volume 11*. edited by G. S. Maddala, C. R. Rao, and H. D. Vinod, North-Holland.
- Hamilton, J. D.1994. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hamilton, J.D., Raul Susmel.1994. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime. **Journal of Econometrics**.c.64:307-333.
- Hamilton, J. D. 2005. Regime-Switching Models. **New Palgrave Dictionary of Economics**. 2008 2nd edition.Edited by Steven Durlauf and Lawrence Blume. Palgrave McMillan Ltd.
- Hamilton, J. D. 2005. What's Real About the Business Cycle? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. c.87.s.4: 435-452.
- Hamilton, J.D., Baldev Raj. 2001. New Directions in Business Cycle Research and Financial Analysis. **Advances in Markov-Switching Models** ed. James D. Hamilton and Baldev Raj. Physica Verlag, 3-16, 2002.
- Hamilton, J.D.1996. Specification Testing in Markov-Switching Time Series Models. **Journal of Econometrics**. c.70:127–157.
- Hansen, B.E. 1992. The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: testing the Markov Switching model of GNP. **Journal of Applied Econometrics**. c.7:61-82.
- Hansen, B.E. 1996. Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis. **Econometrica**. c.64:413-430.
- Harding, D., A. Pagan. 2002. Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation. **Journal of Monetary Economics**. c.49: 365-381.
- Heller, A. 1965. On Stochastic Processes Derived from Markov Chains. **Annals of Mathematical Statistics**.c. **36**:1286–1291.

- Hendersen, James M., Ricjard E.Quant. 1998 **Mikro İktisat: Matematiksel Bir Yaklaşım.** çev. Erhan Ada, Osman Aydoğmuş, Muzaffer Sarımeşeli, Nurcan Süzal. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Hess, G. D., S.Iwata. 1997. Asymmetric persistence in GDP? A Deeper Look at Depth. **Journal of Monetary Economics.** c.40: 535–554.
- Hicks, John Richard. 1950. **Contribution to the Theory of the Trade Cycle.** Oxford: Clarendon Press.
- Hondroyiannis, George, Evangelia Papapetrou. 2006. Stock Returns and Inflation in Grece: A Markov Switching Approach. **Review of Financial Economics.** c.15: 76-94.
- Howitt, Peter, Preston McAfee, 1992. Animal Spirits. **American Economic Review.** c.82: 493-507.
- Ismail, Mohd Tahir, Zaidi Bin Isa. 2008. Modelling Nonlinear Relationship Among Selected ASEAN Stock Markets. **Journal of Data Science.** c.6:533-545.
- Jeanne, Olivier, Paul Masson. 2000. Currency Crises, Sunspots and Markov Switching Regimes. **Journal of International Economics.** c.50:327-350.
- Jevons, William Stanley. 1863. A Serious Fall in the Value of Gold Ascertained, and Its Social Effects Set Forth. Reprinted in Jevons, **Investigations in Currency and Finance.** London: Macmillan 1884.
- Johnson, R.A., D.W. Wichern. 1992. **Applied Multivariate Statistical Analysis.** 3.bs., New Jersey: Prantice-Hall Inc.
- Kaldor, Nicholas. 1940. A Model of the Trade Cycle. **Economic Journal.** c.50:78-92.
- Kapetanios, G. 2001. Model Selection in Threshold models. *Journal of Time Series Analysis.* c.22s. 6: 733–54.
- Karadağ, Mehmet Ali. 2008. Analysis of Turkish Stock Market with Markov Regime Switching Volatility Models. **The Middle East Technical University.** Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Karnizova, Lilia. 2007. News versus Sunspot Shocks in Linear Rational Expectations Models. Working Papers. No:706E. **University of Ottawa Department of Economics.**
- Karlsen, H. 1990. A Class of Non-linear Time Series Models. PhD Thesis. **University of Bergen.** Norway.
- Keynes, John Maynard. 1936. **The General Theory of Employment Interest and Money.** McMillan. London.

Kim, Chan Jin, C. J. Murray. 2002. Permanent and Transitory Components of Recessions. **Empirical Economics**. c.27.s.2:163–183.

Kim, Chang Jin, Charles R. Nelson. 1999. **State Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications**. The MIT Pres.

Kiyotaki, Nobuhiro. 1998. Multiple Expectations Equilibria Under Monopolistic Competition. **Quarterly Journal of Economics**. c103: 695-713.

Knüppel, Malte. 2004. Testing for Business Cycle Asymmetries Based on Autoregressions with a Markov-Switching. Deutsche Bundesbank. **Discussion Paper**. Series 1: Studies of the Economic Research Centre. No: 41/2004

Kontolemis, Zenon G. 1999. Analysis of The U.S. Business Cycle with A Vector Markov Switching Model. **IMF Working Paper**. No: 107

Koop, Gary, Simon N. Potter. 1999. Bayes Factors and Nonlinearity: Evidence from Economic Time Series. **Journal of Econometrics**. c: 88:251-281.

Koop, G., M. Pesaran, S.Potter. 1996. Impulse Responses in Nonlinear Multivariate Models. **Journal of Econometrics**. 74: 119–147.

Koopmans, T. C. 1965. On the Concept of Optimal Economic Growth. **The Econometric Approach to Development Planning**. Pontif. Acad. Sc. Scripta Varia 28: 225-300.

Koutsoyiannis, A. 1997. **Modern Mikro İktisat**. çev. Muzaffer Sarımeşeli. Ankara: Gazi Kitabevi.

Krolzig, H.M. 1996. Statistical Analysis of Cointegrated VAR Processes with Markovian Regime Shifts. SFB 373 **Discussion Paper**. No:25/1996.

Krolzig, H.M. 1997. Markov Switching Vector Autoregressions: Modeling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis. Springer Verlag.

Krolzig, H.M. 1998. Econometric Modeling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for OX. Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, Oxford.

Krolzig, H.M. 2000. Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes. **Oxford University**. Working Paper 2000W31.

Krolzig, H.M. 2001. Markov Switching Procedures For Dating The Euro-Zone Business. Cycle. **Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung**. c.70.s.3:339-351.

Krolzig, H.M. 2001a. Business Cycle Measurement in the Presence of Structural Change: International Evidence. **International Journal of Forecasting**.c.17.s.3:349-368.

Krolzig, H. M. 2003. Constructing Turning Point Chronologies with Markov Switching Vector Autoregressive Models: **The Euro-Zone Business Cycle**. Working paper. in: Eurostat (ed.), Monographs of official statistics: Papers and proceedings of the colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 147-190, 2004.

Krolzig, H.M. 2006. Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models. Economics Department. University of Kent. Keynes College. https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=res2007&paper_id=700

Krolzig, H.M., J. Toro. 2004. **Classical and Modern Business Cycle Measurement: The European Case**. Spanish Economic Review. c.7: 1-22.

Kumah, Francois Y. 2007. A Markov Switching Approach to Measuring Exchange Market Pressure. **IMF Working Paper**. No:242.

Lacerda, Miguel, Johannes Fedderke, Linda Haines. 2008. Testing for Purchasing Power Parity and Uncovered Interest parity in the Presence of Monetary and Exchange Rate Regime Shifts. **University of Cape Town**. Occasional Paper Number 01.

Lahiri, K., J. G. Wang. 1994. Predicting Cyclical Turning Points with Leading Index in a Markov Switching Model. **Journal of Forecasting**. c.13:245–263.

Lindgren, G. 1978. Markov Regime Models for Mixed Distributions and Switching Regressions. **Scandinavian Journal of Statistics**.c.5:81–91.

Long, John B., Charles I. Plosser. 1983. Real Business Cycles. **Journal of Political Economy**. University of Chicago Press. c.91.s1:39-69

Lubik, Thomas A., Frank Schorfheide. 2003. Computing Sunspot Equilibria in Linear Rational Expectations Models. **Journal of Economic Dynamics and Control**. c.28.s.2:273-285.

Lucas, Robert E., Leonard Rapping. 1969. Real Wages, Employment, and Inflation. **Journal of Political Economy**. c.77.s.5: 721–54.

Lucas, Robert E. 1972. Expectations and the Neutrality of Money. **Journal of Economic Theory**. c.4: 103-124.

Lucas, Robert E. 1973. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. **American Economic Review**. c.63.s.3: 326-34.

Matheny, J. Kenneth. 1995. The Macroeconomics of Self-fulfilling Prophecies. **Atlantic Economic Journal**. c.23.s.3:220-230.

Matheny, J. Kenneth. 1999. Equilibrium beliefs in Linear Rational Expectations Models. **Journal of Economic Dynamics and Control**. c.23.s.3: 393-413.

- Mclachlan, Geoffrey J., David Peel. 2000. **Finite Mixture Models**. New York: John & Sons, Inc.
- Mclachlan, Geoffrey J., Kaye E. Basford. 1998. **Mixture Models**. New York and Basel: Marcel Dekker, Inc.
- McQueen, G., S.R. Thorley. 1993. Asymmetric Business Cycle Turning Points. **Journal of Monetary Economics**. s:31: 341-362.
- Mehrotra, Aaron Nikolai. 2009. The Case for Price Level or Inflation Targeting- What Happened to Monetary Policy Effectiveness During the Japanese Disinflation? **Japan and the World Economy**. c.21:280-291.
- Miller, Irwin, Maryless Miller. 1999. **Mathematical Statistics**. 6.bs., New Jersey: Prantice Hall.
- Mir, A.M., D.R. Osborn. 2004. Seasonal Adjustment and the Detection of Business Cycle Phases. **European Central Bank**. Working Paper Series No: 357.
- Mir, A.M., D.R. Osborn, M.J. Lombardi. 2005. The Effects of Seasonal Adjustment on the Properties of Business Cycle Regimes. **Univeraita delgi Studi di Firenze**. Dipartimento di Statistica. WP 2005/15
- Mitchell, William Joan Muysken. 2003. Employment Dynamics and Full-time Job Destruction in Australia. **The University of Newcastle**. Working Paper No. 03-02.
- Mitchell, W.C. 1927. **Business Cycles: The Problem and its Setting**. New York: National Bureau of Economic Research.
- Muth, John F. 1961. Rational Expectations and the Theory of Price Movements. **Econometrica**. c.29.s.3:315-335.
- Morley, J., J. Piger. 2006. The Importance of Nonlinearity in Reproducing Business Cycle Features. In *Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles*, edited by C. Milas, P. Rothman, and D. van Dijk, Amsterdam: Elsevier Science. 75-95.
- Neftçi, Salih. 1984. Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle? **Journal of Political Economy**. c.92: 307-328.
- Neftçi, Salih, McNevin, B. 1986. Some Evidence on the Non-Linearity of Economic Time Series. In Jess Benhabib (ed.) *Cycles and Chaos in Economic Equilibrium*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press. 1992:429-445.
- Osborn, Denise. 2002-2004. Nonlinear Models. <http://les.man.ac.uk/ses/pg/es5521/nonlin.pdf>
- Obstfeld, M. 1996. Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features. **European Economic Review**. c.40:1037-1047.

Owyang, Michael T. 2002. Modeling Volcker as a Non-Absorbing State: An Agnostic Identification of a Markov-Switching VAR. Federal Reserve Bank of St. Louis. **Working Paper**. No:2002-0018A.

Önder, A.Özlem. 2006. The Stability of The Turkish Phillips Curve and Alternative Regime Shifting Models. **Department of Economics. Ege University**. Working Paper No:06/02

Özdemir, Bilge Kaan. 2007. Gelişmekte Olan Ülkelerde Finansal Krizler ve Erken Uyarı Sistemleri: Markov Geçiş Modellemesi. **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü**. Yayınlanmamış Doktora Tezi.

Paliouras, Dimitrios V. 2007. **Comparing Regime Switching Models in Time Series: Logistic Mixtures vs. Markov Switching**. Graduate School of the University Maryland. Master of Science.

Parasız, İlker, Melike Bildirici. 2003. **Finansal Makro**. Bursa. Ezgi Kitabevi.

Parasız, İlker, Melike Bildirici. 2006. **Modern Konjunktür Teorisi**. Bursa. Ezgi Kitabevi.

Paya, Merih. 2007. **Para Politikası ve Para Teorisi**. İstanbul: Filiz Kitabevi.

Pearson, Karl. 1894. **Contributions to the Theory of Mathematical Evolution**. Philosophical Transactions of the Royal Society of London. A 186: 343-414.

Pelagatti, Matteo M. 2005. Duration Dependent Markov-Switching Vector Autoregression: Properties, Bayesian Inference, Software and Application. İçinde Business Fluctuations and Cycles, edit: T. Nagakawa. Nova Science Publishers. s:43:66.

Peron, P.1989. The Great Crash. The Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis. **Econometrica**. c.57:1361-1401.

Pontines Victor, Reza Siregar. 2008. Fundamental Pitfalls of Exchange Market Pressure-Based Approaches to Identification of Currency Crises. **International Review and Finance**. c17:345- 365.

Potter, S. 1995. A Nonlinear Approach to US GNP. **The Journal of Applied Econometrics**. c.10: 109 - 125.

Prescott, Edward.C., Karl Shell. 2002. Introduction to Sunspots and Lotteries. **Journal of Economic Theory**. c.107: 1-10.

Psaradakis, Z., N. Spagnolo. 2003. On the Determination of the Number of Regimes in Markov-switching autoregressive models. *Journal of Time Series Analysis*. c.24.s.2:237–352.

Ramsey, Frank P. 1928. A Mathematical Theory of Saving. **Economic Journal**. c.38.s.152:543-559

- Ramsey, J., P. Rothman. 1996. Time Irreversibility and Business Cycle Asymmetry. **Journal of Money, Credit and Banking**. s.28: 1-21.
- Rand, J., F. Tarp. 2002. Business Cycles in Developing Countries: Are They Different? **World Development**. c.30.s.12: 2071–2088.
- Rao, C.R. 1948. The Utilization of Multiple Measurements in Problems of Biological Classification. **Journal of the Royal Statistical Society**. B 10:159-203.
- Razzak, W.A. 1998. Business Cycle Asymmetries and the Nominal Exchange Rate Regimes. Reserve Bank of New Zealand. **Discussion Paper**. No:G98/4: 1-20.
- Rothman, P. 1991. Further Evidence on the Asymmetric Behaviour of unemployment Rates Over the Business Cycle. **Journal of Macroeconomics**. c. 13 (2): 291-298.
- Saltoğlu, B., Z. Şenyüz, E. Yoldaş. 2003. Modeling Business Cycles with Markov Switching VAR Model: An Application on Turkish Business Cycles. <http://www.econturk.org/Turkisheconomy/msvar.doc>
- Samuelson, Paul A. 1958. An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. **Journal of Political Economy**. c.66:467-482.
- Schnatter, Sylvia Frauhrwirth. 2006. **Finite Mixture and Markov Switching Models**. New York: Springer.
- Sen, Kunal K. 1990. The Sunspot Theorist and Keynes. **Journal of Post Keynesian Economics**. c.12.s.4:564-571.
- Sierimo, Carolina. 2002. Testing The Efficient Market Hypothesis of The Helsinki Stock Exchange: Further Empirical Evidence Based on Nonlinear Models. **University of Helsinki**. Thesis.
- Skalin, J., T. Trasvirta. 2000. Modelling Asymmetries and Moving Equilibria in Unemployment Rates. **University of Bielefeld Centre for Empirical Macroeconomics**. Working Paper No:3, Germany.
- Shell, Karl. 1971. Notes on the Economics of Infinity. **Journal of Political Economy**. c.79. s.5: 1002-1011.
- Shell, Karl. 1977. Monnaie et Allocation Intertemporelle. Mimeo, Séminaire Roy-Malinvand. **Centre National de la Recherche Scientifique**. Paris.
- Shell, Karl. 1987. Sunspot Equilibrium. **The New Palgrave: A Dictionary of Economics**. eds. J. Eatwell, M. Milgate, and P. Newman. Vol. 4, New York: Macmillan. 549-555.
- Shell, Karl. 1989 Sunspot Equilibrium. **The New Palgrave: General Equilibrium** eds. J. Eatwell, M. Milgate, and P. Newman. New York: Macmillan. 274-280.

- Shell, Karl. 2007. Sunspot Equilibrium. **The New Palgrave: A Dictionary of Economics**. eds. Lawrence Blume and Steven Durlauf.
- Sichel, D. E. 1989. Are Business Cycles Asymmetric? A Correction. **Journal of Political Economy**. c: 97(5): 1255–1260.
- Sichel, D. E. 1991. Business Cycle Duration Dependence: A parametric Approach. **The Review of Economics and Statistics**. c.73:254–260.
- Sichel, D.E. 1993. Business Cycle Asymmetry? A Deeper Look. **Economic Inquiry**. c. 31: 224- 236.
- Sichel, D. E. 1994. Inventories and the Three Phases of the Business Cycle. **Journal of Business and Economic Statistics**. c: 12(3): 269–278.
- Sims, C. A. 1980. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**. c.48:1–48.
- Smith, A., P.A. Naik, Chih L. Tsai. 2006. Markov-Switching Model Selection Using Kullback–Leibler Divergence. **Journal of Econometrics**. c.134.s.2: 553–577.
- Taştan, Hüseyin, Nuri Yıldırım. 2008. Business Cycle Asymmetries in Turkey: An Application of Markov-Switching Autoregressions. **International Economic Journal**. Korean International Economic Association. c.22.s.3:315-333.
- Tiao, G. C., R. S. Tsay. 1991. Some Advances in Nonlinear and Adaptive Modelling in Time Series Analysis. University of Chicago Graduate School of Business and Statistics Research Centre. **Technical Report** No 118:1991.
- Tillmann, Peter. 2001. The Regime Dependent Determination of Credibility: A New Look at European Interest Rate Differentials. **IWP Discussion Paper**. No:2
- Tillmann, Peter. 2004. External Shocks and The Non-linear Dynamics of Brady Bond Spreads in a Regime-Switching VAR. **Int.Fin.Markets, Inst.and Money**. c.14:439-454.
- Timmermann, A. 2000. Moments of Markov Switching Models. **Journal of Econometrics**. c.96: 75-111.
- Titterington, D., A. Smith, U.Makov.1985. **Statistical Analysis of Finite Mixture Distributions**. John Wiley: New York.
- Tjøstheim, D. 1986. Some Doubly Stochastic Time Series Models. **Journal of Time Series Analysis**.c.7: 51–72.
- Tong, Howel. 1983. **Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis. Lecture Notes in Statistics**. 21. Springer Verlag,Heidelberg.
- Tsay, R. S.1989. Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes. **Journal of the American Statistical Association** c.84: 231-240.

Utkulu, U., H. Kahyaoğlu. 2005. Ticari ve Finansal Açıklık Türkiye’de Büyüme ne Yönde Etkilerdi? **Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni**. 2005/13. www.econturk.org/turkiyeekonomisi/fatih_cari.pdf

Van Dijk, D., P. Franses. 2000. Nonlinear Error-Correction Models for Interest Rates in the Netherlands. In *Nonlinear Econometric Modeling in Time Series: Eleventh International Symposium in Economic Theory and Econometrics* edited by Barnett et al. Cambridge University Press.

Verbrugge, R. 1997. Investigating Cyclical Asymmetries. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c.2.s.1: 2:15-22.

Wang, Peijie. 2003. **Financial Econometrics**. New York. Routledge.

www.tcmb.gov.tr

www.tik.gov.tr

Walker, Donald A. 2000. **Equilibrium: Equilibrium in Traditional Models**. Volume 2. Edward Elgar Publishing Limited.

Xu, Yuewu. Three Essays in Financial Economics. **Yale University**. PhD Thesis.

Yıldırım, Nuri. 2007. **İktisatta Frekans-Alan (Spektral Analiz) Teknikleri: Kuramsal Çerçeve ve Türkiye Uygulaması**. İstanbul: YTÜ Yayınları.

Yılmazkuday, Hakan, Koray Akay. 2008. An Analysis of Regime Shifts in the Turkish Economy. **Economic Modelling**. c.25: s.5:885-898.

Zhang, J., ve R.A. Stine. 2001. Autocovariance Structure of Markov Regime Switching Models and Model Selection. **Journal of Time Series Analysis**. c.22.s.1: 107–124.

ÖZGEÇMİŞ

Ümit BOZOKLU

10.19.1973

UŞAK

Lisans: İstanbul Üniversitesi: İşletme

Yüksek Lisans: Marmara Üniversitesi: Ekonometri

Doktora: Yıldız Teknik Üniversitesi: İktisat Devam ediyor.