



MARKOV REJİM DEĞİŞİM MODELLERİ TEORİ VE UYGULAMA

Dr. Funda DURGUN

Genel Yayın Yönetmeni / Editor in Chief • C. Cansın Selin Temana
Kapak & İç Tasarım / Cover & Interior Design • Serüven Yayınevi
Birinci Basım / First Edition • © Eylül 2023
ISBN • 978-625-6450-76-9

© copyright

Bu kitabın yayın hakkı Serüven Yayınevi'ne aittir.

Kaynak gösterilmeden alıntı yapılamaz, izin almadan hiçbir yolla çoğaltılamaz. The right to publish this book belongs to Serüven Publishing.

Citation can not be shown without the source, reproduced in any way without permission.

Serüven Yayınevi / Serüven Publishing

Türkiye Adres / Turkey Address: Kızılay Mah. Fevzi Çakmak 1. Sokak

Ümit Apt No: 22/A Çankaya/ANKARA

Telefon/ Phone: 05437675765

web: www.seruvenyayinevi.com

e-mail: seruvenyayinevi@gmail.com

Baskı & Cilt / Printing & Volume

Sertifika / Certificate No: 47083

MARKOV REJİM DEĞİŞİM MODELLERİ TEORİ VE UYGULAMA

DR. FUNDA DURGUN



ÖN SÖZ

Markov rejim değişim modelleri zaman serisi verilerini çözümlenmek amacıyla kullanılan ortalama doğru olmayan zaman serisi modellerinden biridir. Model yapısı itibariyle değişkenler arasındaki ilişkileri incelerken farklı rejim dönemlerinin olabileceğini ve bunların zaman içerisinde belli olasılıklarla geçiş yapabileceğini varsaymaktadır. Bu geçişler ve farklı rejim dönemlerine ait değişimler geleceğe ait çıkarsama yapmak için de kullanılmaktadır. Model, özellikle finansal piyasalardaki (hisse senedi fiyatları, döviz kurları, faiz oranları vb.) hareketliliği yakalamak ve makro ekonomik göstergelerin (enflasyon, işsizlik, büyüme vb.) konjonktürel dalgalanmalarını analiz etmek amacıyla kullanılsa da farklı sektörlerde (enerji üretim ve tüketim modellerinde, iklim değişikliği ve doğal kaynakların yönetiminde, üretim süreçlerinde) de tercih edilmektedir. Bu anlamda kitapta bu modelin teorik çerçevesine yer verilmiş ve hisse senedi ile döviz kurunu içeren bir uygulama ile modelin işleyiş yapısına değinilmiştir.

Kitap, 2019 yılında savunduğum “Türkiye’de Döviz ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: MS-VAR Yaklaşımı” isimli doktora tezimin gözden geçirilmiş ve güncellenmiş son halini içermektedir. Bu bağlamda pek kıymetli tez danışmanım Prof. Dr. Mehmet Sinan TEMURLenk’e, resmi olmasa da ikinci tez danışmanım olarak gördüğüm ve tezin şekillenmesinde büyük emeği olan değerli hocam Prof. Dr. Emrah İsmail ÇEVİK’e sonsuz teşekkürlerimi arz ederim.

Okuyuculara faydalı olması dileğiyle...

Dr. Funda DURGUN

Diyarbakır, 2023

İÇİNDEKİLER

GİRİŞ	1
BİRİNCİ BÖLÜM	3
DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ	3
1.1. DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER	3
1.1.1. Markov Rejim Değişim Modelleri	4
İKİNCİ BÖLÜM	5
MARKOV REJİM DEĞİŞİM VEKTÖR OTOREGRESİF MODELİ	5
(MS-VAR)	5
2.1. MARKOV MODELLERİ	5
2.1.1. Markov Zinciri Temel Kavram ve Özellikleri	5
2.1.2. Markov Zincirinin AR(1) Süreci	8
2.1.3. n Adım İlerisi için Geçiş Olasılıkları Matrisinin Hesaplanması	9
2.2. MARKOV REJİM DEĞİŞİM MODELLERİ	10
2.2.1. Hamilton Markov Rejim Değişim Modeli (MS-AR)	12
2.2.2. Ortalama Rejimde Kalma Süresi	14
2.2.3. Rejimlerin Tasnifi (Sınıflandırılması)	15
2.2.4. Konjonktürel Dalgalanmaların Dönüm Noktalarının Tarihlendirilmesi	16
2.2.5. Rejim Sayısının Belirlenmesi.....	16
2.3. MARKOV REJİM DEĞİŞİM VEKTÖR OTOREGRESİF MODELİ (MS-	
VAR)	18
2.3.1. Krolzig Markov Rejim Değişim Modeli (MS-VAR)	20
2.3.2. Rejim Üretim Süreci	23
2.3.3. Veri Üretim Süreci.....	24
2.3.4. Rejim Kayması (Değişimleri)	26
2.3.5. MS-VAR Modellerinin Sınıflandırılması	27
2.3.6. MS-VAR Modellerinin Tahmin Süreci-EM Algoritması	29
2.3.6.1. Beklenti Adımı.....	30
2.3.6.1.1. Filtreleme.....	30
2.3.6.1.2. Düzleştirme.....	32
2.3.6.2. Maksimizasyon Adımı.....	34

2.3.7. Markov Rejim Değişim Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi (MS-ADF).....	37
2.3.8. Markov Rejim Değişim Granger Nedensellik Sınaması (MS-GRANGER).....	40
2.3.9. Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif Modeli Etki Tepki Analizi.....	43
2.3.9.1. Ehrmann-Ellison-Valla (2001, 2003) Etki Tepki Yaklaşımı.....	45
2.3.9.2. Krolzig (2006) Etki Tepki Yaklaşımı.....	47
2.3.10. Markov Rejim Değişim Vektör Hata Düzeltme Modeli (MS-VECM)	49
ÜÇÜNCÜ BÖLÜM.....	51
UYGULAMA	51
3.1. DÖVİZ KURU İLE HİSSE SENEDİ FİYATLARI ARASINDAKİ İLİŞKİ... 51	
3.2. LİTERATÜR TARAMASI.....	56
3.2.1. MS-VAR Yönteminin Kullanıldığı Literatür.....	57
3.3. ARAŞTIRMANIN ÖNEMİ, AMACI VE KAPSAMI.....	64
3.4. VERİLERİN TEMEL İSTATİSTİKSEL ANALİZLERİ	66
3.5. BİRİM KÖK SINAMALARI	67
3.6. DOĞRUSAL OLMAMA SINAMALARI	73
3.7. MS-VAR YAKLAŞIMI.....	80
3.7.1. Uygun Gecikme Sayısının Belirlenmesi ve Model Seçimi.....	81
3.7.2. Modelin Tahmin Sonuçları	82
3.7.3. Rejimlerin Adlandırılması.....	87
3.7.4. Rejim Geçiş Olasılıkları ve Rejimlerin Ortalama Kalıcılık Süresi	87
3.7.5. MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Düzleştirilmiş Geçiş Olasılıklarına Göre Yüksek Oynaklık ve Düşük Oynaklık Rejim Dönemleri	88
3.8. NEDENSELLİK SINAMALARI.....	93
3.9. ETKİ TEPKİ ANALİZİ.....	99
SONUÇ VE DEĞERLENDİRME.....	104
KAYNAKÇA.....	108
EKLER.....	121
ÖZGEÇMİŞ	145

GİRİŞ

Markov rejim deęişim modelleri ortalamada doğrusal olmayan ilişkileri modellemek için kullanılan güçlü bir zaman serisi analizi yöntemidir. Modelde rejimler gözlemlenememektedir ve yine gözlemlenemeyen stokastik bir deęişken tarafından belirlenmektedir. Bu anlamda Markov rejim deęişim modelleri, ekonomi farklı konjonktür dönemleri içindeyken onların davranışlarını dikkate alarak etkin tahmin edicilerin elde edilmesine olanak sağlamaktadır. Model ilk olarak 1989 yılında Hamilton tarafından tek deęişkenli olarak kullanılmaya başlanmıştır. 1997 yılında ise Krolzig tarafından çok deęişkenli durum için Markov rejim deęişim vektör otoregresif (MS-VAR) modeli olarak geliştirilmiştir.

Açıklanan teorik çerçeve kapsamında bu kitabın amacı Markov Rejim deęişim Modellerinin teorisine değinmek ve Türkiye için döviz ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi dikkate alarak rejim sayısını belirleyip araştırmaya konu olan dönem için bu rejimlerin ekonomi üzerindeki etkisini tespit etmektir. Döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki güçlü ilişki uluslararası piyasaların ve ekonomik politikalarının belirlenmesi açısından önem arz etmektedir. Bu anlamda döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasında yaşanan herhangi bir belirsizlik krizlere yol açabilmektedir.

Bu kitapta, Hamilton (1989)'nın tek deęişkenli durum için geliştirdiđi ve Krolzig (1997)'in çok deęişkenli duruma dönüştürdüđü, MS-VAR yaklaşımı kullanılarak döviz ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişki incelenmiştir.

Üç bölümden oluşan çalışmanın ilk bölümünde, uygulama kısmı içerisinde MS-VAR modeli ile karşılaştırma yapmak amacıyla kullanılacağı için, doğrusal olmayan SETAR, STAR, MTAR, ARCH ve Markov rejim deęişim modellerine genel hatlarıyla değinilmiştir.

İkinci bölümde, Markov zinciri temel kavram ve özellikleri, geçiş olasılıkları matrisi, Hamilton Markov rejim deęişim modeli (MS-AR), ortalama rejimde kalma süresi, rejimlerin adlandırılması, rejim sayılarının belirlenmesi, Krolzig Markov rejim deęişim modeli (MS-VAR), rejimlerin sınıflandırılması, tahmin süreci, beklenti ve maksimizasyon adımı, Markov rejim deęişim-ADF (MS-ADF) sınaması, Markov rejim deęişim etki tepki analizleri, Markov rejim deęişim Granger nedensellik sınaması (MS-

Granger) ve Markov rejim deęişim vektör hata düzeltme modeli (MS-VECM) ele alınmıştır.

Üçüncü bölümde ise Türkiye için 03:01:2003-04:11:2019 dönemini kapsayan haftalık veri seti ile döviz ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişki MS-VAR yaklaşımı ile incelenmiştir. Bu alanda literatürde yapılmış pek çok ampirik çalışma mevcuttur. Ancak çalışmaların çoęu deęişkenler arasındaki ilişkileri doğrusal olarak kabul etmektedir ve doğrusal zaman serilerine uygulanan eşbütünleşme sınamaları ile klasik nedensellik testlerine dayanmaktadır. Bu anlamda bu kitabın dięer çalışmalardan ayrılan en önemli özellięi MS-VAR yaklaşımına dayanan sınamalarının tercih edilmiş olmasıdır.

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ

1.1. DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER

Doğrusal olmayan zaman serilerinde tahmine ait hatalarla gözlemlenen zaman serilerinin arasında doğrusal olmayan bir bağlantının olduğu varsayılmaktadır ve Campbell vd. (1997: 468-469) göre tahmine ait hataların bağımsız ve özdeş bir dağılıma tabi olması gerekmektedir.

Finansal zaman serilerinde doğrusallık ve doğrusal dışılık önem arz etmektedir. Özellikle doğrusal olmayan yapıların doğrusal modellerle ifade edilmesi tanımlama hatalarına neden olabilmektedir. Tsay (2000:642)'e göre doğrusal olmayan modeller, normal dağılıma tabi olmayan dağılımların ve uç değerlerin analizi gibi konularda gittikçe artan bir kullanım alanına sahiptir. Bundan dolayı doğrusal olmama durumu

- Ortalamada doğrusal olmayan modeller
 - Kendinden Uyarımlı Eşik Değerli Otoregresif Modeller (SETAR=TAR modelleri)
 - Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif Modeller (STAR modelleri)
 - Momentum Eşik Değerli Otoregresif Modeller (MTAR modelleri)
- Varyansta doğrusal olmayan modeller
 - Tek değişkenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelleri
 - Çok değişkenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelleri
- Markov rejim değişim modelleri (MS-VAR, MS-GARCH)

olarak ayrılmaktadır.¹

¹ Bu kitapta sadece Markov Rejim Değişim modellerine yer verilmiştir. Ortalamada ve varyansta doğrusal olmayan modeller için Durgun (2023) "Uygulamalı Doğrusal Olmayan Zaman Serileri Analizi" kaynağına başvurulabilir.

1.1.1. Markov Rejim Değişim Modelleri

Markov zincirlerine dayanan Markov rejim değişim modelleri Andrey Andreyevich Markov'un 1906-1907 yıllarında kapalı bir kutudaki gaz moleküllerinin yapılarını ve davranışlarını (Brownian hareketini) matematiksel olarak tanımlamasına dayanmaktadır. Sürecin ilk doğru matematiksel formu 1923 yılında Norbert Wiener tarafından tanımlanmıştır. Sürecin genel teorisi ise Andrey Nikolaevich Kolmogorov, William Feller, Wolfgang Doeblin, Paul Lévy ve Joseph Leo Doob tarafından 1930-1940 yıllarında geliştirilmiştir (Thierauf, 1970: 406).

Markov süreci yapı itibarıyla geçmişteki olaylardan bağımsızdır. Temeli, mevcut sürecin şimdiki faaliyetlerinin olasılıklarına dayanarak gelecekteki olasılıkları gözlenemeyen stokastik (rassal) değişkenlere göre belirlemektir. Bu anlamda rejimleri içsel olarak belirleyen eşik değerli (TAR) modellerden farklı olarak rejim değişimini gösteren kırılma tarihlerine ihtiyaç duymadan olasılıkları hesaplayabilmektedir. Bunun yanı sıra rejim değişkeninin birden fazla değişkenden kaynaklanması durumunda TAR modellerinin aksine bu geçişleri yakalayabilmektedir.

Brooks (2008: 473), TAR ve Markov modelleri arasındaki farkı şu şekilde ifade etmektedir: "TAR modellerinde rejimi yöneten eşik değeri bilinmektedir ve model altında eşik değeri belirlendiğinde değişken tek başına rejimlerin birisinin içindedir. Markov geçiş modelinde ise durum belirleyici değişken veya zorunlu değişken gözlenemez durumdadır. Bu nedenle, üzerinde çalışılan değişken hiçbir zaman tamamıyla bir rejimde ya da ötekende değildir; değişken, zamanın bir noktasında herhangi bir rejimde belirli bir olasılık dahilinde yer alabilir". Markov süreci bu özellikleri barındırması bakımından uygulamada eğitim, sağlık, finans gibi hem sosyal hem de teknik bilimler olmak üzere pek çok alana uyum göstererek uygulanabilmektedir.

İKİNCİ BÖLÜM

MARKOV REJİM DEĞİŞİM VEKTÖR OTOREGRESİF MODELİ

(MS-VAR)

2.1. MARKOV MODELLERİ

Klasik zaman serisi modelleri (AR, ARIMA, VAR, regresyon vb.) literatürde doğrusal olan modeller olarak geçmektedir. Doğrusal modeller, değişkenler arasındaki ilişkinin farklı rejimler (genişleme, daralma gibi konjonktürel dalgalanmalar, mali ve politik krizler, savaşlar vb.) söz konusu olsa dahi tüm örneklem dönemleri boyunca aynı (simetrik) kaldığını varsaymaktadır. Ancak gerçek hayatta gerek iktisadi olarak gerekse finansal olarak, değişkenler arasındaki ilişki asimetrik yapı sergileyerek hem farklı dönemlerde hem de farklı rejimlerde değişkenlik arz ederek önemli kırılmalara neden olabilmektedir. Bu bağlamda doğrusal olmayan yapılara doğrusal modellerin uygulanması sahte, sapmalı ya da güvenilir olmayan sonuçlara neden olabilmektedir. Serilerdeki bu doğrusal olmama varyansta doğrusal olmamayı sınavan GARCH modelleri, eşik değerli TAR modelleri ve MS-VAR modelleri ile sınılanmaktadır.

MS-VAR modellerinin temeli Markov zincirine dayanmaktadır. Bu anlamda bu bölüm altında Markov zinciri, Markov rejim değişim modelleri, Markov rejim değişim otoregresif (MS-AR) ve Markov rejim değişim vektör otoregresif (MS-VAR) modelleri ele alınacaktır.

2.1.1. Markov Zinciri Temel Kavram ve Özellikleri

Mevcut sürecin şimdiki durumu (gözlemlenen durum) ile geçmişteki durumlarının bilinmesi halinde, gelecekteki durumun (gözlemlenemeyen durum), geçmişteki durumlardan bağımsız olarak sadece şimdiki mevcut duruma bağlı olması Markov özelliği olarak ifade edilmektedir. Markov özelliğine sahip olan ve olasılıkların bir önceki olasılıklarla açıklandığı stokastik süreç (rassal değişkenler dizini) ise Markov zinciri (süreci) olarak adlandırılmaktadır.

Markov sürecinde M tane olası durum bulunmaktadır. Belirli bir t anı içerisinde olası tüm bu durumlara ait olasılıklar olasılık vektörü olan N boyutlu Π ile ifade edilmektedir. Burada sürecin mertebesi önem arz etmektedir ve bu M tane olası durum için başlangıç olasılıkları ile geçiş olasılıklarının (bir durumdan diğer duruma geçme olasılıklarının) bilinmesi gerekmektedir. $(t-1, t)$ dönemi için $M \times M$ tane geçiş olasılığı bulunmaktadır ve bu olasılıklar $p_{ij} = Pr(s_t = j | s_{t-1} = i)$ şeklinde gösterilmektedir. p_{ij} olasılığı, $t-1$ zamanında i rejiminde bulunan sürecin t zamanında j rejimine geçiş olasılığını göstermektedir.

1. mertebeden Markov zincirinin genel yapısı

$$Pr(s_t | s_{t-1}, s_{t-2}, \dots, s_0) = Pr(s_t | s_{t-1}) \quad \text{tüm } t \text{'ler için } (t = 0, 1, 2, \dots) \text{ Markov zinciri}$$

$$Pr(s_t, s_{t-1}, s_{t-2}, \dots, s_0) = Pr(s_0) Pr(s_1 | s_0) \dots Pr(s_t | s_{t-1}) \quad \text{zaman serisinin olasılığı}$$

$$Pr(s_t, s_{t-1}, s_{t-2}, \dots, s_0) = Pr(s_0) \prod_{i=1}^t Pr(s_i | s_{i-1}) \quad \text{olasılığın genel formu}$$

$$s_t = \text{rejim ve durum değişkeni } (s_t = 1, \dots, M)$$

$$Pr(s_0) = \text{koşulsuz olasılık (=başlangıç olasılığı)}$$

$$Pr(s_t | s_{t-1}) = \text{koşullu olasılık (=geçiş olasılığı)}$$

şeklinde gösterilmektedir (Bildirici vd., 2010: 57)

Markov zincirlerinin özellikleri

- Olası farklı durumların sınıflandırılarak bir durumdan diğer bir duruma geçiş olasılıklarının tespit edilmesi gerekmektedir. Heyman ve Sobel (1984)'e göre iki durum vardır. Bunlar;
 - i durumundan başlayan zincirin h dönem (adım) sonra tekrar i durumuna döndüğü tekrar oluşumlu durum,
 - i durumundan başlayan zincirin h dönem (adım) sonra tekrar i durumuna dönemediği geçişli durum

şeklindedir.

- i durumundan j durumuna ($i \rightarrow j$) ulaşılabiliriyorken ($p_{ij}^{(h)} \neq 0$),
- j durumundan da i durumuna ($j \rightarrow i$) ulaşılabiliriyorsa ($p_{ji}^{(h)} \neq 0$) bu durumlar birbirine erişimlidir (açılımlıdır). Dolayısıyla birbirleriyle ilişkili ($i \leftrightarrow j$ her $i, j \in s$ için) olmalarından dolayı bunlara indirgenemez Markov zinciri denilmektedir (Öztürk, 2009: 743).²
- Markov zincirinin indirgenebilir olması için yutucu (emici) özelliğinin olması gerekmektedir. Markov zincirine ait durumlardan elde edilen bir alt küme varken bu alt küme için tek bir durum varsa bu özellik geçerli olmaktadır. Burada geçiş olasılığı bulunmamaktadır ve sürecin bitiminde ($h \rightarrow \infty$) herhangi bir i durumunda başlayan zincirin, başladığı i durumuna dönme olasılığı bir ($p_{ii} = 1$) olmaktadır (Öztürk, 2009: 744).
- Geçiş olasılıklarının zaman içerisinde değişmeyerek sabit kalması bu zincirlerin homojen ($p_{ij}^{(t)} = p_{ij}$ her i, j, t için) olduğunu göstermektedir. Eğer geçiş olasılıkları zamana göre değişiyorsa bunlar homojen olmayan ($p_{ij}^{(t)} \neq p_{ij}$ her i, j, t için) Markov zincirleri olarak adlandırılmaktadır (Bildirici vd., 2010: 59).
- Herhangi bir i durumunda başlayan zincirin, başladığı i durumuna dönmesi yalnızca $k, 2k, 3k, \dots$ ($k = \text{tamsayı ve } k > 1$ olmak şartıyla) gibi zamanlarda mümkün oluyorsa ve k bu şartı sağlayan en küçük sayıysa i durumuna periyodiktir denir. Periyod sayısı bire eşitse buna aperiyojik durum denir (Cox ve Miller, 1965).
- Zincirdeki tüm durumlar hem indirgenemez (birbirleriyle ilişkili), hem devirli hem de aperiyojik ise böyle zincirlere, geçiş matrisindeki tüm durumların birbiri arasında geçiş yapabildiği anlamına gelen, ergodik³ zincirler denir.

şeklindedir.

² i durumundan j durumuna ulaşılabiliriyorken j durumundan da i durumuna ulaşılamiyorsa buna geçici durum denilmektedir. Geçici durum dışındaki diğer durumlara yinelenen (devirli) durum denilmektedir.

³ Ergodiklik; Markov zincirine ait geçiş olasılıkları matrisinin en büyük öz değerinin 1, diğer tüm öz değerlerin ise 1'den küçük (birim çemberin içinde) olmasına denilmektedir. Bu özellik sayesinde zincirdeki bir rejimden diğerini elde etmek mümkündür (Krolzig, 1997: 17).

2.1.2. Markov Zincirinin AR(1) Süreci

1. mertebeden bir Markov zinciri dikkate alındığında, Markov sürecinin yapı itibariyle geçmişteki olaylardan bağımsız olmasından dolayı doğrudan kendisinden önceki döneme bağlı olan 1. mertebeden iki rejimli bir otoregresif süreç tanımlanabilmektedir.

Hamilton (1994, 679-684)'a göre Markov zincirinin AR(1) süreci

$$\xi_t = \begin{bmatrix} \xi_{1t} \\ \xi_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \xi_{1t} \\ 1 - \xi_{1t} \end{bmatrix} \quad \xi_t = 2 \times 1 \text{ boyutlu vektör}$$

ξ_{1t} = rassal değişken

$$\xi_{1t} = \begin{cases} (1,0)' & s_t = 1 \text{ iken} \\ (0,1)' & s_t = 0 \text{ iken} \end{cases}$$

Markov zinciri AR(1) sürecinin matris formu

$$\begin{bmatrix} \xi_{1,t+1} \\ 1 - \xi_{1,t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_{1t} \\ 1 - \xi_{1t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1,t+1} \\ v_{2,t+1} \end{bmatrix} \quad \xi_{t+1} = P \xi_t + v_{t+1}$$

P = geçiş olasılıkları matrisi

$$v_{t+1} \equiv \xi_{t+1} - E(\xi_{t+1} | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots)$$

v_t = sonlu değer alan, ortalaması sıfır olan ve değeri geçmiş rejimlere dayanarak tahmin edilemeyen martingale fark dizisi

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

$(1 - p_{22})$ = sabit terim

$(-1 + p_{11} + p_{22})$ = gecikme (otoregresif) katsayısı

$p_{11} + p_{22} > 1$ ise süreç cari durumda (rejimde) kalma eğiliminde

ξ_{1t} pozitif serisel ilişkili (otokorelasyonlu)

$p_{11} + p_{22} < 1$ ise süreç diğer duruma (rejime) geçme eğiliminde

ξ_{1t} negatif serisel ilişkili (otokorelasyonlu)

şeklindedir.

2.1.3. n Adım İlerisi için Geçiş Olasılıkları Matrisinin Hesaplanması

Markov sürecinde M tane olası durum bulunmaktadır. $(t-1, t)$ dönemi için $M \times M$ tane geçiş olasılığı bulunmaktadır ve bu olasılıklar $p_{ij} = Pr(s_t = j | s_{t-1} = i)$ şeklinde gösterilmektedir. p_{ij} olasılığı 0 ile 1 arasında seyretmektedir ve $t-1$ zamanında i rejiminde bulunan sürecin t zamanında j rejimime geçiş olasılığını göstermektedir. Geçiş olasılıkları, tek adımlı ve iki adımlı olmak üzere ayrılmaktadır. Tek adımlı geçiş olasılığı i 'den j 'ye geçiş olasılığını göstermekteyken, iki adımlı geçiş olasılığı önce i rejiminden diğer tüm rejimlere geçiş olasılığını sonra ise diğer tüm rejimlerden j rejimine geçiş olasılıklarının toplamını göstermektedir. Ergodik bir Markov zincirinde bu durum, n adım sonrası için sürecin belirli bir rejimde olma olasılığını ifade etmektedir ve bu olasılıklar;

- Chapman-Kolmogorov eşitliği yaklaşımı

$$p_{ij}^n = \sum_{k=1}^M p_{ik}^h p_{kj}^{n-h} \quad i, j = 1, 2, \dots, M \quad n \text{ adım sonrası için geçiş olasılığı}$$

$p_{ik}^h p_{kj}^{n-h} = i$ rejimindeki sürecin h adım sonra k rejimine geçme olasılığı,

oradan da $n-h$ adım sonra j rejimine geçme olasılığı

- Geçiş olasılığı matrisi öz değer – öz vektör yaklaşımı

$$P^n = C \Lambda^n C^{-1} = n \text{ adım sonrası için geçiş olasılığı matrisi}$$

C = sütunları P 'nin öz vektörleri olan bir matris

Λ = diyagonal P 'nin öz değerleri olan diyagonal bir matris

şeklinde ifade edilmektedir (Bildirici vd., 2010: 66-67).

2.2. MARKOV REJİM DEĞİŞİM MODELLERİ

Goldfeld ve Quandt (1973) tarafından literatüre kazandırılan, modele ait olasılık dağılımları Cosslett ve Lee (1985) tarafından hesaplanmış olan, Markov rejim değişim modelleri, doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden biri olarak, Box-Jenkins (1970)'in sabit parametrelili doğrusal zaman serisi modelleme geleneğine alternatif olarak geliştirilmiştir (Krolzig, 2000: 2). Model, diğer doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden farklı olarak; genişleme-daralma, büyüme-küçülme gibi hareketleri farklı rejimler olarak kabul etmektedir ve ekonomik konjonktürün hangi rejimde (dönemde) olduğunu olasılıklı bir şekilde ele almaktadır. Burada rejimler arası geçişler, gözlemlenemeyen değişkenlere göre belirlendiğinden; gözlemlenemeyen değişkenler kesikli değer alabilen stokastik rejim değişkenleriyle sabit veya zamanla değişen geçiş olasılıklarına sahip bir Markov zinciri ile modellenebilmektedir (Paliouras, 2007: 1). Bu modelde, süreçler her bir rejimde doğrusal, kombinasyonları doğrusal olmadığından yapısal olarak parçalı doğrusal modeller kategorisine girmektedir (Hondroyiannis ve Papapetrou, 2006: 83). Burada, ekonominin içinde bulunduğu durumu ifade eden ve gözlemlenebilen zaman serisi değişkeni y_t ($t=1,2,\dots,T$) ile gösterilmekteyken; rejimi ifade eden ve gözlemlenemeyen durum değişkeni s_t ($t=1,2,\dots,T$) ile ifade edilmektedir. Bu anlamda ekonominin t dönemindeki durumu, özellik bakımından gözlemlenemeyen durum değişkenine (s_t) bağlı olduğu varsayılan zaman serisi değişkeninin (y_t) gözlem değerlerinden olasılıksal olarak elde edilebilmektedir.

MS-AR modellerinde, geçiş olasılıkları ile tanımlanan, rejim üreten süreç;

$$Pr \{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = Pr \{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij}$$

$s_t \in \{1, 2, \dots, M\}$; sadece s_{t-1} durumuna bağlı, geçmiş durumlardan bağımsız

$p_{ij} = t-1$ döneminde i rejiminden, t döneminde j rejimine geçiş olasılığı

$$p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iM} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, M\} \quad 0 \leq p_{ij} \leq 1$$

şeklindedir (Hamilton, 1994: 678).

İki rejimli ve birinci mertebeden bir Markov süreci için geçiş olasılıkları ve matrisi

$$Pr [s_t = 2 \mid s_{t-1} = 2] = p = p_{22}$$

$$Pr [s_t = 1 \mid s_{t-1} = 2] = 1 - p = p_{21}$$

$$Pr [s_t = 1 \mid s_{t-1} = 1] = q = p_{11}$$

$$Pr [s_t = 2 \mid s_{t-1} = 1] = 1 - q = p_{12}$$

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad \text{geçiş olasılıkları matrisi}$$

$p = t-1$ dönemi genişlemede iken t döneminin de genişlemede olma olasılığı

$1-p = t-1$ dönemi genişlemede iken t döneminin daralmada olma olasılığı

$q = t-1$ dönemi daralmada iken t döneminin de daralmada olma olasılığı

$1-q = t-1$ dönemi daralmada iken t döneminin genişlemede olma olasılığı

şeklindedir (Hamilton, 1989: 360).

M rejimli bir durum için geçiş olasılıkları matrisi

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

şeklindedir.

Bu geçiş olasılıkları matrisi zamana göre değişmeyip Markov zincirine göre tanımlanmış sabit geçiş olasılıklarını temsil etmektedir. Ancak literatüre bakıldığında, yapılan bazı çalışmalar bu durum değişkenleri arasındaki geçiş olasılıklarının zamanla değişebileceğini göstermektedir. Bu anlamda Filardo (1994)'nun, Lahiri ve Wang (1994)'in çalışmaları tek değişkenli zamanla değişen geçiş olasılıklarına örnek olarak verilebilirken; Krolzig (1997)'in çalışması Hamilton (1989)'ın aksine çok değişkenli durum için zamanla değişen geçiş olasılıklarına örnek olarak verilebilmektedir.

M rejimli bir durum için zaman değişkenli geçiş olasılıkları matrisi

$$Pr \{s_{t+1} = j | s_t = i, \Omega_{t+1}\} = p_{ij}(t+1)$$

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

şeklindedir (Wang, 2003:119).

Burada ifade edilen sabit geçiş olasılıkları ve zaman değişkenli geçiş olasılıkları tek adım olması durumundaki olasılıklar olup n adım ilerisi için geçiş olasılıkları p_{ij}^n ile gösterilmektedir (Hillier ve Lieberman, 2001: 809).

2.2.1. Hamilton Markov Rejim Değişim Modeli (MS-AR)

Hamilton (1989, 1990) tarafından literatüre kazandırılan Markov rejim değişim otoregresif modeli (MS-AR/ Hamilton modeli) tek değişkenli bir model olup durum değişkenleri arasındaki geçiş olasılıklarının sabit olduğunu varsaymaktadır. Model, konjonktür dalgalanmalarının dönüm noktalarını belirleyebilmek ve tarihlendirebilmek açısından önem arz etmektedir. Bununla birlikte gözlenemeyen rejim değişkeni (s_t) için bir kaide belirlenebildiğinde rejimlerin değişimi veriden çıkartılabilmektedir. Burada geçiş olasılıkları ile belirlenen rejim üreten süreç sonlu tamsayı değerlerini alan stokastik ergodik bir Markov zincirine tabidir. (Krolzig, 2003: 4).

Hamilton (1989, 1990) 'nin çalışmalarına göre ekonomik konjonktürün genişleme ile daralma dönemleri farklı birer rejimi temsil etmektedir ve bu rejimler arasındaki geçişler olasılıksal bir yapı sergilemektedir. Hamilton (1989), ekonomik konjonktürün dönüm noktalarını belirlemeyi hedeflediği çalışmasında, anlamlı bir konjonktür dalgası modeli için büyüme oranının resesyonda (durgunluk) negatif ortalamaya, genişlemede ise pozitif ortalamaya sahip olması gerektiğini ifade etmiştir. Bu bağlamda kurduğu MS-AR modeli ile, reel gayri safi yurt içi hasıladaki yüzdeler için ABD'nin 1953-1984 dönemlerine ait çeyreklik verilerini kullanarak The National Bureau of Economic Research (NBER)'ün yaptığı çalışma ile tutarlı sonuçlar elde etmiştir.

İki rejimli ve dördüncü mertebeden bir otoregresif model olan Hamilton (1989)'ın MS(2)-AR(4) modeli

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \alpha_1 (\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + \alpha_4 (\Delta y_{t-4} - \mu(s_{t-4})) + \varepsilon_t$$

$$y_t = \mu(s_t) + \varepsilon_t$$

y_t = büyüme oranını temsil eden zaman serisi değişkeni

μ = rejime bağlı olan ortalama büyüme oranı

s_t = rejim değişkeni (gözlemlenemeyen durum değişkeni)

$\mu(s_t)$ = iki rejim arasındaki değişime bağlı olan koşullu ortalama

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

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ = her birinin değeri -1 ile $+1$ arasında sınırlı değerler

ε_t = hata terimi $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$

σ^2 = her iki rejim içinde aynı olduğu varsayılan hata teriminin varyansı

s_t 'yi üreten stokastik sürecin ergodik bir Markov zincirine göre tanımlanmış sabit geçiş olasılıkları

$$p_{12} = Pr(t \text{ zamanında resesyon} \mid t-1 \text{ zamanında genişleme})$$

$$p_{21} = Pr(t \text{ zamanında genişleme} \mid t-1 \text{ zamanında resesyon})$$

şeklindedir (Krolzig, 2003: 4).

Burada gözlenebilen y_t serisinin birinci mertebeden otoregresif sürece, AR(1) sürecine, tabi olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayım altında y_t 'nin rejimle birlikte MSI (Markov Switching Intercept) ve MSM (Markov Switching Mean) olmak üzere iki farklı model şeklinde değişim sergilediği görülmektedir. y_t serisinin mertebesinin sıfır olması durumunda ise bu modellerin özelliklerinin eşdeğer olduğu görülmektedir (Krolzig, 1997: 14). Bu modellerden MSM modeli; MSI modeline göre daha karmaşık bir yapı

sergilediğinden tahmin edilmesi daha zordur. Bundan dolayı literatürde daha çok MSI modeli tercih edilmektedir (Krolzig, 1997: 126). Modeller;

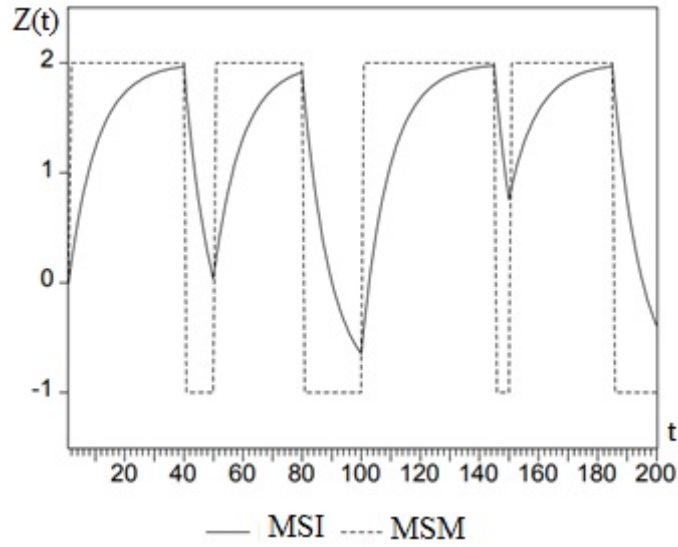
- y_t 'nin ortalamasının rejimle birlikte değiştiği, sert geçişli model

$$\text{MSM (ortalama içeren rejim değişim modeli)} \quad y_t - \mu_{s_t} = c_{s_t} + \phi_{s_t} (y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \varepsilon_t$$

- y_t 'nin sabit teriminin rejimle birlikte değiştiği, yumuşak geçişli model

$$\text{MSI (sabit içeren rejim değişim modeli)} \quad y_t = c_{s_t} + \phi_{s_t} y_{t-1} + \varepsilon_t$$

şeklindedir (Hamilton, 1994: 690).



Şekil 2.1. MSI ve MSM süreçleri

Kaynak: Knüppel (2004: 7).

2.2.2. Ortalama Rejimde Kalma Süresi

Markov rejim değişim modellerinde bir rejim ya da durumun beklenen süresi (ortalama rejimde kalma süresi) geçiş olasılıkları matrisinin köşegen (diyagonal) elemanlarına göre belirlenmektedir. Buna göre bir rejimin beklenen süresi,

$$\begin{aligned}
d = 1, & \text{ eğer } s_t = j \text{ ve } s_{t+1} \neq j; \Pr[d = 1] = (1 - p_{jj}) \\
d = 2, & \text{ eğer } s_t = s_{t+1} = j \text{ ve } s_{t+2} \neq j; \Pr[d = 2] = p_{jj}(1 - p_{jj}) \\
d = 3, & \text{ eğer } s_t = s_{t+1} = s_{t+2} = j \text{ ve } s_{t+3} \neq j; \Pr[d = 3] = p_{jj}^2(1 - p_{jj}) \\
d = 4, & \text{ eğer } s_t = s_{t+1} = s_{t+2} = s_{t+3} = j \text{ ve } s_{t+4} \neq j; \Pr[d = 4] = p_{jj}^3(1 - p_{jj}) \\
& \vdots \\
& j = \text{şu anki rejim ya da durum } (s_t = j)
\end{aligned}$$

$d = \text{rejim } j \text{'nin süresi}$

$$\begin{aligned}
E(d) &= \sum_{j=1}^{\infty} j \Pr[d = j] \\
&= 1 \times \Pr[s_{t+1} \neq j \mid s_t = j] \\
&+ 2 \times \Pr[s_{t+1} = j, s_{t+2} \neq j \mid s_t = j] \\
&+ 3 \times \Pr[s_{t+1} = j, s_{t+2} = j, s_{t+3} \neq j \mid s_t = j] \\
&+ 4 \times \Pr[s_{t+1} = j, s_{t+2} = j, s_{t+3} = j, s_{t+4} \neq j \mid s_t = j] \\
&+ \dots \\
&= 1 \times (1 - p_{jj}) + 2 \times p_{jj}(1 - p_{jj}) + 3 \times p_{jj}^2(1 - p_{jj}) + \dots \\
&= \frac{1}{1 - p_{jj}} \quad j \text{ rejiminin beklenen süresi}
\end{aligned}$$

şeklindedir (Kim ve Nelson, 1999: 71- 72).

2.2.3. Rejimlerin Tasnifi (Sınıflandırılması)

Markov rejim değişim modellerinde hem rejimlerin sınıflandırılması hem de buna bağlı olarak konjonktürel dalgalanmaların tarihlendirilebilmesi için her bir y_t gözleminin bir \hat{s}_t rejimine ($\hat{s}_t \in \{1, \dots, M\}$) denk gelecek şekilde atanması gerekmektedir. Amaç, y_t 'yi en yüksek düzleştirilmiş olasılıklı rejimle ($\hat{s}_t = \arg \max_{1, \dots, M} \Pr(s_t \mid Y_T)$) eşleştirmektir ki bu süreç, en basit iki rejimli modeller için Hamilton (1989)'nın önerdiği %50 kuralı ile benzerdir. Bu kural çok rejimli

modellerde ($M > 2$) konjonktürel dalgalanmayı analiz etmek amacıyla da kullanılabilir. Buna göre genel olarak rejim tasnifi

$$\hat{s}_t = \begin{cases} Pr(s_t = 1 | Y_T) > 0.5 & \text{ise gözlem 1. rejime atanır} \\ Pr(s_t = 1 | Y_T) < 0.5 & \text{ise gözlem 2. rejime atanır} \end{cases}$$

şeklindedir (Krolzig, 2003: 10).

2.2.4. Konjonktürel Dalgalanmaların Dönüm Noktalarının Tarihlendirilmesi

Rejim tasnif prosedürü, rejim değişkeninin geçişini tanımlayarak (belirleyerek) konjonktürel dalgalanmaların, dönüm noktalarının tarihlendirilmesine imkân sağlamaktadır. Buna göre iki rejimli bir durum için tepe tarihi bir resesyonun başlamasından hemen önceki t dönemini göstermektedir. Dolayısıyla canlanmaya geçilen nokta gerilemenin bulunduğu son döneme tekabül etmektedir. Buna bağlı olarak her resesyon ve genişlemenin belirli bir süre (en az iki çeyrek) boyunca geçerli olması yönünde bir ilave şartın uygulanması rejim tasnifi bakımından bir esneklik katmaktadır.

Buna göre iki rejimli bir durum için tarihlendirme,

$s_t = 1$ resesyon ve $s_t = 2$ genişleme olmak üzere

$$Pr(t \text{ zamanında resesyon} | Y_T) < 0.5$$

$$Pr(t+1 \text{ zamanında resesyon} | Y_T) > 0.5$$

$$\text{Tepe noktası} \quad t = \tau \Leftrightarrow \hat{s}_\tau = 2 \text{ ve } \hat{s}_{\tau+1} = 1$$

$$\text{Çukur noktası} \quad t = \tau \Leftrightarrow \hat{s}_\tau = 1 \text{ ve } \hat{s}_{\tau+1} = 2$$

şeklindedir (Krolzig, 2003: 11).

2.2.5. Rejim Sayısının Belirlenmesi

Markov rejim değişim modellerinde rejim ya da durum sayısının gözlenen verilere göre uygun bir şekilde belirlenebilmesi oldukça önem arz etmektedir. Bu sayı verilerin grafiklerinin incelenmesiyle elde edilebildiği gibi daha belirleyici olması bakımından

farklı yaklaşımlarla da tespit edilebilmektedir. Literatürde, hipotezi test etmek için klasik en çok benzerlik oran testinden (Likelihood-ratio/ LR) yaygın olarak bahsedilmektedir. Ancak bu durum uygulamada tek durumlu temel hipotezin çok rejimli alternatif hipoteze karşı test edilmesi veya LR testinin normal şartlar altında χ^2 dağılıma tabiyken rejim değişimi durumunda bunu sağlayamaması gibi birtakım problemlerden dolayı tercih edilmemektedir (Garcia, 1998: 764-765). Özellikle burada Garcia ve Perron (1996: 118) ile Coe (2002: 396) tarafından vurgulanan iki ciddi problem bulunmaktadır.

Bunlar;

- İki durumlu bir Markov rejim değişim modeli için durumlar arasındaki geçişi tanımlayan parametreler temel hipotez altında bulunmamaktadır. Davies'in problemi de denilen bu sıkıntılı parametrelerin varlığı sonucunda LR testi standart χ^2 dağılımı sergileyememektedir.
- Temel hipotez, olabilirlik fonksiyonu altında yerel bir maksimum vermektedir. Buna bağlı olarak geçiş olasılıkları ile ikinci durumu tanımlayan parametrelerin herhangi biri temel hipotez altında aynı olmaktadır. Bunun sonucunda puanlar pozitif varyansa sahip olamamaktadır ve yine LR testi standart χ^2 dağılımı sergileyememektedir.

şeklindedir.

Aynı zamanda Garcia ve Perron (1996, 118)'a göre bu ciddi problemlerden dolayı sadece LR testi değil, LM ve Wald testleri de artık standart bir χ^2 dağılımı sergileyemedikleri için kullanılamamaktadır. Bu anlamda rejim sayısının belirlenebilmesi hususunda Hansen (1992, 1996) ve Garcia (1998)'nin yaklaşımları ön plana çıkmaktadır.

Hansen (1992, 1996) yaklaşımı, olabilirliği bilinmeyen parametrelerin bir fonksiyonunu ele alarak ampirik süreç teorisi yardımıyla LR test istatistiğinin asimptotik dağılımını sınırlandırmaktadır. Ancak bu yaklaşım uygulama için birtakım dezavantajlar barındırmaktadır. Bunlardan ilki LR testi için kesin bir kritik değer veremeyip bir sınır değeri vermesidir. Diğeri ise Markov rejim değişim modelindeki ikinci durumu temsil eden parametreler ve geçiş olasılıkları için farklı değerlerin bir

ızgara noktası üzerinden (bir değer ağı/ grid) olabirliklerinin hesaplamasının gerekliliğidir. Hesaplanan bu değerlerin tanımlı olmayan parametreler için ızgaranın her bir noktasında optimize edilmesi gerekmektedir. Bu anlamda ızgara taraması genişledikçe uygulamada güçlük çıkmaktadır (Coe, 2002: 396)

Garcia (1998) yaklaşımı ise Hansen (1992, 1996) yaklaşımının aksine geçiş olasılıklarını tanımlı olmayan parametreler olarak ele almaktadır. Bunu yaparken de Davies (1987) ile Andrews ve Ploberger (1994)'in teorilerinden yararlanarak Markov rejim değişim modelinin diğer parametreleri türünden Sup LR (Supremum LR) test istatistiği için asimptotik bir dağılım üretmektedir (Garcia; 1998, 764). Bu yaklaşım, temel hipotezi Markov değişkenince yönlendirilen parametreler türünden oluşturması bakımından hesaplama açısından daha az iş yükü çıkarmaktadır. Bununla birlikte yine Hansen (1992, 1996) yaklaşımından farklı olarak LR test istatistiği için kesin bir kritik değer vermektedir (Coe, 2002: 396).

Literatürde rejim sayısının belirlenebilmesi için son dönemlerde pek çok yaklaşım geliştirilmiştir. Bunlardan bazıları LR test istatistiğini dikkate almamaktayken bazıları marjinal olabirlik için en yüksek değeri vermekte veya Bayesyen yöntemleri ele alarak en yüksek Bayes faktörünü kullanmaktadır (Bildirici vd., 2010: 106).

2.3. MARKOV REJİM DEĞİŞİM VEKTÖR OTOREGRESİF MODELİ (MS-VAR)

1989 yılında Hamilton tarafından tek değişkenli MS-AR modelleri olarak literatüre kazandırılan ve zaman serisini yaratan sürecin rejimde değişmesine izin veren Markov rejim değişim modelleri, 1997 yılında Krolzig tarafından çok değişkenli durum için geliştirilmiştir (Krolzig, 2000: 2).

Bu model, VAR modelinin genelleştirilmiş hali olarak nitelendirilmektedir. AR modelinin genelleştirilmiş hali olan VAR modelleri Sims (1980)'den itibaren ekonomide yaygın olarak kullanılmaktadır. VAR modelleri, değişkenler arasında çok yönlü bir ilişki olması durumunda hangisinin bağımlı değişken hangisinin bağımsız değişken olduğunun belirlenmesi amacıyla geliştirilmiştir. Eşanlı denklem sistemlerine tabi olarak işleyiş sergilemektedir ve tüm değişkenleri içsel olarak kabul etmektedir. Bununla birlikte sayı ve rank koşullarını dikkate alarak sıfır kısıtlamasını

reddetmektedir. Modelin sağ tarafında yalnızca gecikmeli değerler yer almaktadır ve tek başına pek bir anlam ifade etmemektedir. Bundan dolayı daha çok etki-tepki modelleri ile ya da varyans ayrıştırması ile birlikte kullanılmaktadır.

k sayıda değişkenin bulunduğu bir VAR modeli genel olarak

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

$$y_t = k \times 1 \text{ boyutlu değişken vektörü}$$

$$v = k \times 1 \text{ boyutlu sabit terimler vektörü}$$

$$A_i = k \times k \text{ boyutlu parametre matrisi}$$

$$u_t = k \times 1 \text{ boyutlu hata terimleri vektörü}$$

şeklinde gösterilmektedir (Güngör ve Yılmaz, 2008: 182).

Ancak VAR modelleri bir dezavantaj olarak rejim değişimleri olması durumunda, rejimle birlikte model parametrelerinin değişmesine imkân tanımamaktadır (Krolzig, 1998: 3). Bu bağlamda geliştirilen rejim değişim modeli bu sorunu ortadan kaldırmaktadır. Aynı zamanda Markov rejim değişim modellerinde rejimler; eşik değerli (TAR) modellerden farklı olarak içsel değil dışsal olarak belirlenmektedir. TAR modelleri, gözlemlenen bir değişkenin almış olduğu eşik değere göre rejim değişkenini belirlediğinden içsel olarak kabul edilmektedir. Burada eşik değerinin altı ve üstü rejimler olarak kabul edilmektedir ve tek değişkenle kısıtlı kalmaktadır. Dolayısıyla rejim değişimi birden fazla değişkenden kaynaklanıyorsa TAR modelleri bu geçişleri yakalayamamaktadır. MS-VAR modellerinde rejim değişkeni gözlemlenemeyen değişkene göre belirlendiğinden dışsal olarak kabul edilmektedir ve sistem bir bütün olarak ele alındığından bağımlı ve bağımsız değişkenlere göre Markov geçiş olasılıklarına bağlı olarak belirlenmektedir. MS-VAR modellerinde serinin aldığı değerler eşik değeri geçiyorsa sistem birinci rejimde, geçmiyorsa sistem ikinci rejimde olmaktadır. Rejimlerin adlandırılması modelin sabit terimine ve regresyonun standart hatalarına göre belirlenmektedir (Çevik vd., 2012: 140). Modelin gecikme sayısı (p), hata terimlerini otokorelasyonsuz yapacak şekilde model seçme kriterlerine (AIC, SIC vb.) göre belirlenmektedir. Modelin tahmini için en çok benzerlik yöntemi (ML)

kullanılmaktadır. Tahmin aşamasında eşanlı olarak hem regresyon katsayıları hem de geçiş olasılıkları elde edilmektedir.

2.3.1. Krolzig Markov Rejim Değişim Modeli (MS-VAR)

Krolzig (1997) tarafından literatüre kazandırılan model, Hamilton (1989) tarafından tek değişkenli olarak kullanılan Markov rejim değişim modellerinin çok değişkenli durum için geliştirilmiş formudur. MS-VAR modelleri genişleme, daralma, büyüme ve küçülme gibi hareketleri farklı rejimler olarak kabul eden, ekonomik konjonktürün hangi rejimde (dönemde) olduğunu doğrusal olmayan bir modelleme yöntemi ile olasılıklı bir şekilde ele alan bir modellerdir. Model, VAR modelinin genelleştirilmiş hali olarak nitelendirilmektedir. Ancak VAR modellerinin aksine rejimle birlikte model parametrelerinin değişmesine imkân tanımaktadır (Krolzig, 1998: 3). Bu modelin arkasındaki genel fikir gözlemlenen zaman serisi vektörünün (y_t) veri üretme sürecinin parametrelerin gözlemlenemeyen rejim değişkenine (s_t) bağlı olmasıdır (Krolzig, 1997: 11)

Literatürde Krolzig (1996, 1997, 1998)'in , Fratzscher (2002)'nin ve Sierimo (2002)'nin çalışmalarına bakıldığında gözlemlenen zaman serisi vektörü y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu

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

$$s_t \in \{1, \dots, M\} = \text{olası rejim sayısı}$$

$$\theta_m = \text{rejim } m \text{ 'deki VAR parametre vektörü} \quad m = \{1, \dots, M\}$$

$$Y_{t-1} = \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty} = \text{gözlem değerleri}$$

şeklindedir (Krolzig; 1997, 7).

Belirli bir s_t rejimi için VAR(p) süreci

$$E(y_t | Y_{t-1}, s_t) = v(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-j}$$

y_t = gözlemlenen zaman serisi

u_t = inovasyon terimi

M = rejim sayısı ($s_t \in \{1, \dots, M\}$ iken)

$u_t = y_t - E(y_t | Y_{t-1}, s_t)$ inovasyon terimi

u_t = inovasyon süreci (beyaz gürültü süreci)

$u_t | s_t \sim NID[0, \Sigma(s_t)]$

$\Sigma(s_t)$ = Gaussian olduğu varsayılan varyans kovaryans matrisi

$v(s_t)$ = rejimlere göre değişen (her bir rejimdeki) sabit terim

$A_j(s_t)$ = farklı rejimlerdeki değişkenlerin gecikmeli değerlerinin katsayısı

şeklindedir (Krolzig, 1997: 7; 1998: 3).

MS-VAR modeli sonlu gecikmeli bir VAR(p) modelinin genelleştirilmiş hali olarak düşünüldüğünde p. dereceden otoregresyon modeli

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

$y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ K boyutlu zaman serisi vektörü

$t = 1, 2, \dots, T$

$u_t \sim NID(0, \Sigma)$ ise kararlı Gaussian VAR(p) modelinin sabitli biçimi olur

şeklindedir (Krolzig, 1997: 10).

VAR(p) modelinin ortalamaya göre düzeltilmiş formu

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

$$\mu = \left(I_K - \sum_{j=1}^p A_j \right)^{-1} v \quad y_t \text{ 'nin } (K \times 1) \text{ boyutlu ortalaması}$$

şeklindedir (Krolzig, 1997: 11).

Ortalamaya göre düzeltilmiş VAR(p) modelinin genelleştirilmesiyle elde edilen ortalamanın rejime bağlı $[\mu(s_t)]$ olduğu M rejimli bir MS-VAR(p) modeli

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

$$\mu(s_t) = \begin{cases} s_t = 1 \text{ ise} & \mu_1 \\ & \vdots \\ s_t = M \text{ ise} & \mu_M \end{cases} \quad \text{parametrelerin } s_t \text{ rejimine bağlı olarak değişimi}$$

$\mu(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \Sigma(s_t) =$ rejim değişkeni (s_t) 'deki $\mu, A_1, \dots, A_p, \Sigma$ parametreleri için bağımlılığı tanımlayan parametre değişim fonksiyonları

$$u_t | s_t \sim NID[0, \Sigma(s_t)] \quad s_t \text{ 'ye koşullu Gaussian hata terimi}$$

şeklindedir (Krolzig, 1997: 11; 2003: 5).

Kesişme teriminin (v) 'nin bulunduğu VAR(p) modeli için kesişme teriminin rejime bağlı $[v(s_t)]$ olduğu M rejimli bir MS-VAR(p) modeli

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

$$v(s_t) = \begin{cases} s_t = 1 \text{ ise} & v_1 \\ & \vdots \\ s_t = M \text{ ise} & v_M \end{cases} \quad \text{parametrelerin } s_t \text{ rejimine bağlı olarak değişimi}$$

$v(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \Sigma(s_t) =$ rejim değişkeni (s_t) 'deki $v, A_1, \dots, A_p, \Sigma$ parametreleri için bağımlılığı tanımlayan parametre değişim fonksiyonları

$$u_t | s_t \sim NID[0, \Sigma(s_t)] \quad s_t \text{ 'ye koşullu Gaussian hata terimi}$$

şeklindedir (Krolzig, 1997: 12; 2006: 2).

2.3.2. Rejim Üretim Süreci

MS-VAR modelinin arkasındaki genel fikir gözlemlenen zaman serisi vektörünün (y_t) veri üretme sürecinin, parametrelerin gözlemlenemeyen rejim değişkenine (s_t) bağlı olmasıdır (Krolzig, 1997: 11). Bu anlamda rejimler gözlenememektedir. Dolayısıyla rejimlerin zaman içerisindeki gelişim sürecini belirleyebilmek için, gözlemlenen veriye ait zamanın her bir noktasındaki tüm olası durumlar dikkate alınmalıdır. Burada rejim değişkeni (s_t) hem indirgenemez hem de ergodik bir yapıya sahiptir.

Bu anlamda MS-VAR modellerinde rejim değişkeni (s_t) için stokastik rejim üretim sürecinin, homojen bir ayrık (kesikli) Markov sürecine tabi olduğu varsayılmaktadır ve

$$Pr\left(s_t \mid \left\{s_{t-j}\right\}_{j=1}^{\infty}, \left\{y_{t-j}\right\}_{j=1}^{\infty}\right) = Pr\left(s_t \mid s_{t-1}; \rho\right)$$

$$s_t \in \{1, \dots, M\}$$

ρ = rejim üretim sürecinin parametrelerinin vektörü

şeklinde gösterilmektedir (Krolzig, 1997: 7).

Bu Markov stokastik süreci için geçiş olasılıkları

$$p_{ij} = Pr\left(s_{t+1} = j \mid s_t = i\right) \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall_{i,j} \in \{1, \dots, M\}$$

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

$$p_{i,M} = 1 - p_{i,1} - \dots - p_{i,M-1} \quad i = 1, \dots, M$$

şeklindedir (Krolzig, 1997: 5).

2.3.3. Veri Üretim Süreci

MS-VAR modeline ait veri üretim süreci rejim üretim sürecinin varsayımlarına dayanmaktadır. Krolzig (1997:17)' e göre gözlemlenen zaman serisi vektörünün (y_t) koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu $p(y_t | \xi_t, Y_{t-1})$, rejim ($\xi_t = s_t$) ile gecikmeli içsel değişkenler (Y_{t-1}) verilmişken ve MS-VAR modelinin genel biçimindeki hata teriminin (u_t) normal dağıldığı varsayılıyorken

$$p(y_t | \xi_t = t_m, Y_{t-1}) = \ln(2\pi)^{-1/2} \ln|\Sigma|^{-1/2} \exp\left\{ (y_t - \bar{y}_{mt})' \sum_m^{-1} (y_t - \bar{y}_{mt}) \right\}$$

$$Y_{t-1} = (y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_t, y'_0, \dots, y'_{t-p}) \quad \text{gecikmeli içsel değişkenler}$$

$$y_t | \xi_t = t_m, Y_{t-1} \quad \text{rejim } (\xi_t = s_t) \text{ verilmişken } y_t \text{ 'nin koşullu yoğunluğu}$$

$$y_t | \xi_t = t_m, Y_{t-1} \sim NID(\bar{y}_{mt}, \Sigma_m) \quad \text{Gaussian VAR modelindeki gibi normal}$$

$$\bar{y}_{mt} = E[y_t | \xi_t, Y_{t-1}] \quad y_t \text{ 'nin rejim } m \text{ 'deki koşullu beklenen değeri}$$

şeklindedir.

Burada $t-1$ zamanında mevcut olan bilgilerin, sadece örnekleme gözlemlerinden ve Y_{t-1} 'de toplanan ön-numune değerlerinden ve de ξ_{t-1} 'e kadar olan Markov zincirinin durumlarından oluştuğu varsayılırsa; y_t 'nin koşullu yoğunluğu normallerin bir karışımı olmaktadır ve bu durum

$$\begin{aligned} & p(y_t | \xi_{t-1} = t_i, Y_{t-1}) \\ &= \sum_{m=1}^M p(y_t | \xi_{t-1} = t_m, Y_{t-1}) Pr(\xi_t | \xi_{t-1} = t_i) \\ &= \sum_{m=1}^M p_{im} \left(\ln(2\pi)^{-1/2} \ln|\Sigma_m|^{-1/2} \exp\left\{ (y_t - \bar{y}_{mt})' \sum_m^{-1} (y_t - \bar{y}_{mt}) \right\} \right) \end{aligned}$$

$$\eta_t = \begin{bmatrix} p(y_t | \xi_t = t_1, Y_{t-1}) \\ \vdots \\ p(y_t | \xi_t = t_M, Y_{t-1}) \end{bmatrix} \quad Y_{t-1} \text{ ile } \xi_t \text{ üzerine koşullu } y_t \text{ 'nin yoğunluğu}$$

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

şeklinde gösterilmektedir (Krolzig, 1997: 18).

Krolzig (1997: 19)'e göre rejimin gözlemlenemez olduğu varsayıldığından $t-1$ zamanında mevcut olan ilgili bilgi seti sadece t zamanına kadar gözlenen zaman serilerinden oluşmaktadır. Burada gözlemlenmemiş rejim vektörü ξ_t 'nin $Pr(\xi_t | Y_t)$ çıkarımı ile değiştirilmesi gerekmektedir. m rejiminde olma olasılıkları Y_t bilgi seti verilmişken $\xi_{m|t}$ olarak ifade edilmektedir ve ilgili vektör⁴

$$\hat{\xi}_{t|t} = \begin{bmatrix} Pr(\xi_t = t_1 | Y_t) \\ \vdots \\ Pr(\xi_t = t_M | Y_t) \end{bmatrix}$$

$\hat{\xi}_{t|t} = Y_t$ verilmişken ξ_t 'nin kesikli koşullu olasılık dağılımı

$\hat{\xi}_{t|t} = Y_t$ verilmişken ξ_t 'nin koşullu ortalaması

şeklinde gösterilmektedir.

Buradan hareketle Y_{t-1} 'e dayalı olarak y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluğu yazılabilmekte, ön örnek değerleri verilmişken örneğin yoğunluğu ifade edilebilmektedir. Buna bağlı olarak da zaman serisinin gözlem değerleri ile gözlemlenemeyen durumların ortak olasılık dağılımları hesaplanabilmektedir. Böylece

⁴ ξ_t 'nin elemanlarının ikiliğinden dolayı burada iki farklı yoruma izin verilmektedir ve bu durum $E[\xi_{m_t}] = Pr(\xi_{m_t} = 1) = Pr(s_t = m)$ anlamına gelmektedir.

rejim vektörünün koşullu dağılımı $\left[Pr(\xi | Y) = \frac{p(Y, \xi)}{p(Y)} \right]$ ve koşullu rejim olasılıkları $\left[Pr(\xi_t | Y) \right]$ türetilebilmektedir.

2.3.4. Rejim Kayması (Değişimleri)

MS-VAR modelleri zaman serisini rejimlere bağlı olarak modellediğinden dolayı parametredeki kaymaları (değişimleri) tek bir denklemde daha açık bir şekilde ifade edebilmek için kukla (gösterge) değişkenler kullanmaktadır. Burada sistemin gözlenemeyen durumunu ξ_t temsil etmektedir. ξ_t 'nin koşullu beklenen değeri $(E[\xi_t])$ s_t 'nin olasılık dağılımını göstermektedir.

Kukla değişken kullanılan sistem

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

$$m = 1, \dots, M$$

$$\xi_t = \begin{bmatrix} I(s_t = 1) \\ \vdots \\ I(s_t = M) \end{bmatrix} \quad \text{sistemin gözlenemeyen durumu}$$

$$E[\xi_t] = \begin{bmatrix} Pr(s_t = 1) \\ \vdots \\ Pr(s_t = M) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Pr(\xi_t = \iota_1) \\ \vdots \\ Pr(\xi_t = \iota_M) \end{bmatrix} \quad \xi_t \text{ 'nin koşullu beklenen değeri}$$

$$\iota_M = \text{birim matrisin } m. \text{ sütunu}$$

şeklindedir (Krolzig, 1997: 14; 2006: 2).

2.3.5. MS-VAR Modellerinin Sınıflandırılması

MS-VAR modelleri zaman serilerini rejimlere bağlı olarak modellemektedir. Bu modellemeyi yaparken de tüm parametrelerin rejimlere bağlı olarak değişim sergilediği durum ile bazı parametrelerin rejimlere bağlı olarak değişim sergilediği⁵ iki durumu dikkate almaktadır. Ancak bu durum hem rejim sayısının fazla olması durumunda hem de rejimlere bağlı parametrelerin fazla olması durumunda uygulama açısından zorluk çıkarmaktadır. Bundan dolayı Krolzig (1997: 13) bazı parametrelerin rejimlere bağlı olduğunu diğer parametrelerin ise rejimlere göre değişmez olduğunu varsaymaktadır. Bu bağlamda her model için benzersiz bir gösterim oluşturmak amacıyla rejimlere bağımlı parametreleri;

M ortalama (μ) Markov değişimi

I sabit (v) Markov değişimi

A otoregresif parametrelerde (A_j) Markov değişimi

H değişen varyansta (Σ) Markov değişimi

şeklinde ifade etmiştir.

Tablo 2.1. 'de Markov rejim değişim vektör otoregresif modellerinin sınıflandırılmış formu verilmiştir. Tablodaki modellere bakıldığında rejimler arası geçiş yapısının farklı olduğu görülmektedir ve toplam 16 tane MS-VAR modeli vardır. Bunlardan MSM modeli rejimden rejime sadece ortalamanın değiştiği modeli göstermekteyken, MSMH modeli rejimden rejime ortalama ve varyansın değiştiği modeli ifade etmektedir. MSI modeli rejimden rejime sadece sabit terimin değiştiği modeli temsil etmekteyken MSIH modeli rejimden rejime sabit terimin ve varyansın değiştiği modeli göstermektedir. MSIAH modeli ise rejimden rejime sabit terimlerin, otoregresif parametrelerin ve varyansın değiştiği modeli ifade etmektedir.

⁵ Bunlar ortalamanın veya sabit terimin rejimlere göre değişip değişmemesi ya da hata teriminin değişen varyanslı olup olmaması veyahut otoregresif parametrelerin rejimlere bağlı olarak değişim gösterip göstermemesi gibi durumlardır.

Tablo 2.1. Özel Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif Modelleri

		MSM	MSI		
		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: 14; 1998: 6).

Tabloda da görüldüğü gibi Krolzig (1997, 1998, 2003) 'in genel görüşüne göre iki tür rejim değişimi (kayması) vardır. Bunlar;

- MSM(M)-VAR(p) = ortalamanın rejimle birlikte değiştiği, ortalamada bir kerelik keskin bir sıçramanın (Knüppel, 2004: 7) olduğu model

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

$$u_t | s_t \sim NID[0, \Sigma(s_t)]$$

$\mu(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \Sigma(s_t)$ = rejim değişkeni (s_t)'deki $\mu, A_1, \dots, A_p, \Sigma$ parametreleri için bağımlılığı tanımlayan parametre değişim fonksiyonları

- MSI(M)-VAR(p) = sabit teriminin rejimle birlikte değiştiği, yumuşak geçişin (Knüppel, 2004: 7) olduğu model

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

$$u_t | s_t \sim NID[0, \Sigma(s_t)]$$

$v(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \Sigma(s_t)$ = rejim değişkeni (s_t)'deki $v, A_1, \dots, A_p, \Sigma$ parametreleri için bağımlılığı tanımlayan parametre değişim fonksiyonları

şeklindedir.

Burada otoregresyon derecesi ($p = 0$) sıfır olduğu zaman hem MSM modelinin hem de MSI modelinin özellikleri birbirine eş olmaktadır (Krolzig, 1997: 14).

2.3.6. MS–VAR Modellerinin Tahmin Süreci-EM Algoritması

Krolzig (1998: 8)'e göre parametrelerin tahmin edilebilmesi için maksimum olabilirlik (ML) yöntemiyle birlikte beklenti maksimizasyonu (EM) algoritmasının kullanımı en uygun yöntem olarak görülmektedir. Beklenti maksimizasyonu algoritması ilk olarak gözlenen zaman serilerinin bazı gözlemlenemeyen stokastik değişkenlere bağlı olduğu (MS-AR modelleri için bunlar s_t rejim değişkenleridir) genel bir model sınıfı için Dempster, Laird ve Rubin (1977) tarafından geliştirilmiştir (Krolzig, 1998: 8). Markov rejim değişim vektör otoregresif modellerine uygulanması 1990 yılında Hamilton tarafından önerilmiştir. Beklenti maksimizasyonu algoritması, her iterasyonu (tekrarı) beklenti ve maksimizasyon olmak üzere iki aşamadan oluşan bir maksimum olabilirlik yöntemidir. Dempster, Laird ve Rubin (1977:1) beklenti aşamasını E-step, maksimizasyon aşamasını ise M-step olarak adlandırmaktadır.

İlk adım olan beklenti aşaması, bilinmeyen gerçek parametre vektörünün yerine son maksimizasyon aşamasının tahmini parametre vektörünü ($\lambda^{(j-1)}$) kullanarak, filtreleme ve düzleştirme algoritmalarından oluşan bir geçişi içermektedir. Bu geçiş, gözlenemeyen rejim değişkeni (ξ_t) 'nin düzleştirilmiş olasılıkları olan $Pr(\xi | Y, \lambda^{(j-1)})$ hakkında bir tahmin sunmaktadır.

İkinci adım olan maksimizasyon aşaması ise parametre vektörü λ 'nın bir tahminini, ilgili birinci dereceden koşulların bir çözümü olarak $\tilde{\lambda}$ şeklinde türetmektedir. Burada son beklenti adımında elde edilen düzleştirilmiş olasılıklar $Pr(\xi | Y, \lambda^{(j-1)})$, koşullu rejim olasılıkları $Pr(\xi | Y, \lambda)$ 'nın yerine konularak olabilirlik fonksiyonu ve parametre tahminleri elde edilmektedir (Krolzig, 1997: 101; 1998: 8).

2.3.6.1. Beklenti Adımı

Bu adım bilinmeyen gerçek parametre vektörünün yerine son maksimizasyon aşamasının tahmini parametre vektörünü kullanarak filtreleme ve düzleştirme algoritmalarından oluşan bir geçişi içermektedir. Filtreleme ve düzleştirme algoritmaları ilk olarak gizli Markov zincirlerinin yeniden oluşturulması amacıyla Baum ve Eagon (1967) ile Baum vd. (1970) tarafından tanıtılmıştır. Burada önerilen maksimum olabilirlik tahmincisinin tutarlılığını ve asimptotik normalliğini Baum ve Petrie (1966) ile Petrie (1969) çalışmıştır. Algoritmaların Markov rejim değişim regresyon modellerine uyarlanması ise Lindgren (1978) tarafından sağlanmıştır (Krolzig, 1997: 101). Markov rejim değişimli zaman serisi modellerine uygulanması bakımından ise Harrison ve Stevens (1976) ile Cosslett ve Lee (1985) öncü olmuştur. Sonrasında literatüre bakıldığında bu algoritmanın Hamilton (1988, 1989, 1990, 1994) tarafından da sıklıkla kullanıldığı görülmektedir (Kim, 1994: 3; Krolzig, 1997: 77). Bu adımın amacı gözlenemeyen rejim değişkeninin düzleştirilmiş olasılıklarının tahmin edilmesidir. Burada koşullu olasılıklar tekrarlı olarak hesaplanmaktadır.

2.3.6.1.1. Filtreleme

Pasricha (2006:1)'ya göre filtre, istatistik ve iktisatta, gözlemlenmemiş, zamana göre değişen parametrelerin veya sistemdeki değişkenlerin tekrarlı tahminini sağlayan bir algoritmayı tanımlamak için kullanılmaktadır. Yapı itibariyle tahminlemeden farklıdır. Tahminleme geleceğe yönelik çıkarsamalar yapmaktayken filtreleme hali hazırda bulunan bilgi setini (Y_t) kullanarak aynı zaman diliminde bulunan gözlenemeyen rejim değişkeninin (s_t) olasılık dağılımının tahmin edilmesidir.

Hamilton (1990: 45)'da doğrusal olmayan filtrelemeyi kullanarak yaptığı çalışma ile 1989 makalesinin, zaman serisi değişkeninin (y_t) gözlemlenir olması durumunda rejim değişkeninin (s_t) gözlemlenememesinden dolayı kaynaklanan üç soruna çözüm getirdiğini ileri sürmektedir. Bu sorunlar;

- y 'nin gözlemlerine dayalı olarak t zamanında rejim değişkeninin değerine ait çıkarsama sorunu

- y 'nin gözlem değerleri verilmişken y_{t+h} için en iyi tahmincinin hangisi olacağı yönünde tahmin sorunu
- Gözlemlenmiş veriyi kullanarak en uygun parametrelerin tahmin edilmesi sorunu

şeklindedir.

Hamilton filtresi, Krolzig (1997: 77) tarafından diğer çalışmaların katkılarını göz ardı etmemek amacıyla Baum (1970), Lindgren (1978), Hamilton (1988, 1989) ve Kim (1994)'e ithafen BLHK filtresi ve düzleştirmesi olarak adlandırılmıştır. Filtre, AR(1) yapısına uyumlu olup t zamanında hali hazırda bulunan bilgi seti $Y_t = (y'_t, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})'$ verilmişken gözlemlenemeyen durum değişkeninin (s_t) en uygun değerini hesaplamayı amaçlamaktadır. Burada filtrelemenin çıktısı bir sonraki filtrelemenin girdisi olarak kullanılmaktadır. Böylece süreç yinelemeli olarak tekrarlanmaktadır ve herhangi bir t dönemi için hesaplama yapılabilir.

Krolzig (1997: 79, 2003: 8-9)'e göre t zamanında mevcut tüm bilgilere bağlı olarak $\xi_t = s_t$ rejim değişkeninin (sonraki) olasılığı

$$Pr(\xi_t | Y_t) = Pr(\xi_t | y_t, Y_{t-1}) = \frac{p(y_t | \xi_t, Y_{t-1}) Pr(\xi_t | Y_{t-1})}{p(y_t | Y_{t-1})}$$

$p(y_t | \xi_t, Y_{t-1})$ rejim değişkeni ξ_t 'ye bağlı olarak y_t gözleminin olasılık yoğunluğu

$Pr(\xi_t | \xi_{t-1})$ ξ_{t-1} 'den ξ_t 'ye geçiş olasılığı

$Pr(\xi_t | Y_{t-1})$ öngörülen rejim olasılığı (önceki dönemin bilgi seti verilmişken rejim ξ_t 'nin önceki olasılığı)

$$Pr(\xi_t | Y_{t-1}) = \sum_{s_{t-1}} Pr(\xi_t | \xi_{t-1}) Pr(\xi_{t-1} | Y_{t-1})$$

$p(y_t | Y_{t-1})$ Y_{t-1} bilgi setine bağlı y_t 'nin marjinal yoğunluk fonksiyonu

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

şeklindedir.

Bu denklem kullanılarak filtrelenmiş rejim olasılıkları hesaplanabilmektedir.

Buradan hareketle tahmin edilen rejim olasılıkları

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

şeklinde hesaplanmaktadır.

2.3.6.1.2. Düzleştirme

Krolzig (1997: 82, 2003: 9)'e göre filtreleme yöntemi, gözlenemeyen rejim değişkeni ξ_t 'nin tahminini ($t = 1, \dots, T$ olmak üzere) t zamanına kadar olan mevcut bilgilere (bilgi setinin geçmiş gözlemlerine) dayanarak elde etmektedir. Bu anlamda $t = T$ 'ye kadar ki gözlemlere sahip olduğumuzdan bu sınırlı bir bilgi tekniği olarak görülmektedir. Bundan dolayı y_t 'nin gelecek gözlemleri kullanılarak rejim değişkenine ait çıkarımlar geliştirilebilmekte ve ortaya çıkan rejim olasılıkları da $s > t$ olmak üzere $Pr(\xi_t | Y_s)$ düzeltilmiş olasılıklar olarak adlandırılmaktadır. Düzleştirme algoritması, örneklem içinde herhangi bir noktada gözlemlenemeyen durum için en iyi tahmini vermektedir. Bunu yaparken de şimdiye kadar filtrelemede ihmal edilmiş olan $Y_{t+1:T} = (y'_{t+1}, \dots, y'_T)'$ örnek bilgisinin gözlemlenmemiş duruma (ξ_t) ait tüm örnek çıkarımlarını içermektedir.

Düzleştirme için Hamilton (1988, 1989) ve Kim (1994) olmak üzere iki farklı yaklaşım mevcuttur.

Hamilton (1989, 1989)'ın ortaya koyduğu düleştirme algoritması, tam örnek düzeltilmiş çıkarım $\hat{\xi}_{t|T}$ 'yi, Y_T 'ye bağlı (koşullu) ξ_t ve ξ_T 'nin ortak olasılık dağılımından elde etmektedir. Ancak bu yaklaşım oldukça zahmetlidir.

Algoritma $t = 1, \dots, T - 1$ için

$$Pr(\xi_t | Y_T) = \sum_{\xi_T} Pr(\xi_T, \xi_t | Y_T)$$

şeklinde gösterilmektedir.

$Pr(\xi_T, \xi_t | Y_T)$ yinelemeli olarak

$$Pr(\xi_\tau, \xi_t | Y_\tau) = \frac{Pr(\xi_\tau, \xi_t | Y_{\tau-1}) p(y_\tau | \xi_\tau, Y_{\tau-1})}{p(y_\tau | Y_{\tau-1})}$$

$$Pr(\xi_\tau, \xi_t | Y_{\tau-1}) = \sum_{\xi_{\tau-1}} Pr(\xi_{\tau-1}, \xi_t | Y_{\tau-1}) Pr(\xi_\tau | \xi_{\tau-1})$$

şeklinde gösterilmektedir.

Bu anlamda Kim (1994: 11)'in önerdiği düzleştirme algoritması oldukça çekicidir. Kim (1994) düzleştirmeyi, daha önce uygulanan filtrenin $t = T$ son noktasında başlayan geriye doğru bir filtre olarak yorumlamaktadır. Burada tüm örneğin düzleştirilmiş çıkarımları $Pr(\xi_t | Y_T)$, $Pr(\xi_T | Y_T)$ filtresinin son çıktısından başlanarak ($t = T - 1$ 'den $t = 1$ ' e kadar geriye doğru yinelemeli bir şekilde) bulunmaktadır.

Algoritma

$$Pr(\xi_t | Y_T) = \sum_{\xi_{t+1}} Pr(\xi_t, \xi_{t+1} | Y_T) = \sum_{\xi_{t+1}} Pr(\xi_t | \xi_{t+1}, Y_T) Pr(\xi_{t+1} | Y_T)$$

$$Pr(\xi_t | \xi_{t+1}, Y_T) \equiv Pr(\xi_t | \xi_{t+1}, Y_t, Y_{t+1:T}) = \frac{p(Y_{t+1:T} | \xi_t, \xi_{t+1}, Y_t) Pr(\xi_t | \xi_{t+1}, Y_t)}{p(Y_{t+1:T} | \xi_{t+1}, Y_t)}$$

$$= Pr(\xi_t | \xi_{t+1}, Y_t)^6$$

$$Pr(\xi_t | \xi_{t+1}, Y_t) = \frac{Pr(\xi_{t+1} | \xi_t, Y_t) Pr(\xi_t | Y_t)}{Pr(\xi_{t+1} | Y_t)} = \frac{Pr(\xi_{t+1} | \xi_t) Pr(\xi_t | Y_t)}{Pr(\xi_{t+1} | Y_t)}$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

⁶ Burada Markovian parametre kaymalı (değişmeli) saf VAR modelleri için y_t ve ξ_{t+1} 'in olasılık kuralları tarihe değil sadece mevcut duruma (ξ_t) bağlıdır (Krolzig, 2003: 9).

Düzleştirme algoritması $Pr(\xi_t | Y_T)$ 'nin son terimini düzleştirme algoritmasının önceki yinelemesinden $[Pr(\xi_{t+1} | Y_T)]$ elde ederek hesaplamak mümkün olmaktadır. Burada birinci terimin filtrelenmiş olasılıklar $Pr(\xi_t | Y_t)$ 'den türetildiği görülmektedir.

Yinelemeli nihai filtrelenmiş olasılık vektörü

$$Pr(\xi_t | Y_T) = \sum_{s_{t+1}=1}^M \frac{Pr(\xi_{t+1} | \xi_t) Pr(\xi_t | Y_t)}{Pr(\xi_{t+1} | Y_t)} Pr(\xi_{t+1} | Y_T)$$

şeklindedir.

Bu vektör $Y_{t+1,T}$ ek bilgisinin gözlemlenmemiş ξ_t durumundaki çıkarımı geliştirmek için etkili bir şekilde nasıl kullanıldığını açıklamaktadır ve

$$\frac{Pr(\xi_t | Y_T)}{Pr(\xi_t | Y_t)} = \sum_{s_{t+1}=1}^M Pr(\xi_{t+1} | \xi_t) \frac{Pr(\xi_{t+1} | Y_T)}{Pr(\xi_{t+1} | Y_t)}$$

şeklinde gösterilmektedir.

2.3.6.2. Maksimizasyon Adımı

Bu adım parametre vektörünün bir tahminini, ilgili birinci dereceden koşulların bir çözümü olarak türetmektedir. Burada son beklenti adımında elde edilen düzleştirilmiş olasılıklar koşullu rejim olasılıklarının yerine konularak olabilirlik fonksiyonu ve parametre tahminleri elde edilmektedir. Yeni parametre vektörü λ ile filtrelenmiş ve düzletilmiş olasılıklar bir sonraki beklenti adımında güncellenmektedir. Böylece her adımda olabilirlik fonksiyonunun değerinde bir artış garantilenmektedir. Amaç, λ model parametrelerine göre (log-) olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesidir (Lacerda vd., 2008: 127). Bu şekilde elde edilen rejimler MS-VAR modellerini yorumlamak için önemli bir araçtır. Bu sayede en uygun çıkarım sağlanmaktadır ve olasılıklar mevcut bilgi kümesine bağlı gözlemlenmemiş rejimlere tayin edilmektedir (Krolzig, 1998: 8).

Krolzig (1997: 91-92) ile Lacerda vd., (2008: 127)'ye göre Y_T gözlemlerine koşullu olan bu olabilirlik fonksiyonu $\xi = \xi_T \otimes \xi_{T-1} \otimes \dots \otimes \xi_1$ durum vektörü⁷ ile

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

$$L(\lambda|Y_T) = p(Y_T|\lambda) = \int p(Y_T, \xi|\lambda) d\xi = \int p(Y_T|\xi, \theta) Pr(\xi|\rho, \xi_0) d\xi^8$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Bu ifade Markov zinciri özellikleri kullanılarak, yalnızca gözlemlenen zaman serilerinin θ parametrelerine ve rejim üretim süreci ile ilgili Markov zinciri parametreleri olan ρ ve ξ_0 'a bağlı olarak

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

$$Pr(\xi|\rho, \xi_0) = \prod_{t=1}^T Pr(\xi_t|\xi_{t-1}, \rho)$$

şeklinde gösterilebilmektedir (Krolzig, 1997: 92; Lacerda vd., 2008: 127).

Burada parametrelerin maksimum olabilirlik tahminleri, $P1_M = 1$ ve $1'_M \xi_0 = 1$ ile $\rho \geq 0$, $\sigma \geq 0$, $\xi_0 \geq 0$ negatif olmama kısıtlamalarına bağlı olarak olabilirlik fonksiyonu $L(\lambda|Y_T)$ 'nin maksimize edilmesiyle bulunmaktadır. Negatif olmama şartının sağlanması durumunda $\hat{\lambda}$ 'nın maksimum olabilirlik tahminci

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

κ_1, κ_2 geçiş olasılıkları matrisine, kısıtların (ρ ve ξ_0) ilave edildiği duruma ait Lagrange çarpanları

⁷ $\xi_t : t = 1, \dots, T$ 'deki gerçek durum vektörünün her birinin ögesi ikili olduğundan, Kronecker çarpımı bir satırı hariç diğer tüm elemanları sıfırdan oluşan bir vektör üretmektedir. Sıfır olmayan eleman birim olmaktadır ve bu elemanın ξ vektörü içindeki konumu, tüm zaman noktalarındaki durumları benzersiz bir şekilde belirlemektedir. Bu nedenle toplam, gözlemlenen zaman dilimi içindeki bütün olası durum kombinasyonları üzerinden alınmaktadır (Lacerda, Fedderke ve Haines, 2008: 127).

⁸ Olabilirlik fonksiyonunun sürekli olduğu durum için kullanılmaktadır (Krolzig, 1997: 92).

şeklindedir (Krolzig, 1997: 95; Lacerda vd., 2008: 128).

Birinci derece koşulları gözlenemeyen rejim değişkeni ξ_t bağlı olup λ 'daki VAR parametre vektörü θ , geçiş olasılıkları vektörü ρ ve başlangıç durumu (rejimi) ξ_0 parametre setleri için

$$\frac{\partial \ln L(\lambda | Y_T)}{\partial \theta'} = 0$$

$$\frac{\partial \ln L(\lambda | Y_T)}{\partial \rho'} - \kappa_1' (1'_M \otimes I_M) = 0$$

$$\frac{\partial \ln L(\lambda | Y_T)}{\partial \xi_0'} - \kappa_2' 1'_M = 0$$

şeklinde türetilmektedir (Krolzig, 1997: 96; Lacerda vd., 2008: 127).⁹

Yukarıdaki aşamalar maksimizasyon algoritmasının sadece tek bir yinelemesi için ifade edilmektedir. Sonraki yinelemeler, gerçek fakat bilinmeyen bir parametre vektörünün yerine önceki maksimizasyon adımında tahmin edilen parametre vektörü $\hat{\lambda}$ 'yı kullanılarak beklenti adımında filtrelenmiş ve düzeltilmiş olasılıkları güncelleyerek devam etmektedir. Güncellenen rejim tahminleri λ için yeni bir maksimum olabilirlik tahmin seti elde etmek için maksimizasyon adımıdaki normal denklemlerle değiştirilmektedir. Algoritma, kazanım önemsizleşinceye ve yakınsama sağlanıncaya kadar bu şekilde beklenti ve maksimizasyon adımları boyunca yinelemeye devam etmektedir (Lacerda vd., 2008: 128-129). Bu amaçla farklı yakınsama kriterleri kullanılabilir.

Yakınsama kriterleri

$$\Delta_1 = \frac{\ln L(\lambda^{(j+1)} | Y_T) - \ln L(\lambda^{(j)} | Y_T)}{\ln L(\lambda^{(j)} | Y_T)} \quad \text{log olabilirlik oranının göreceli değişimi}$$

⁹ Kapalı formları verilmiş olan birinci derece koşulların açık (detaylı) formları için Krolzig (1997: 96-101)'e başvurulabilir.

$\Delta_2 = \|\lambda^{(j+1)} - \lambda^{(j)}\|$ çeşitli normlar $\|\bullet\|$ için parametre varyasyonu
(bir yinelemeden diğerine parametre değişikliği)

$|\lambda_i^{(j+1)} - \lambda_i^{(j)}| < 10^{-8}$ Hamilton algoritma durdurma ölçütü

$\Delta_{2a} = \max_j \left\{ \left| \lambda_i^{(j+1)} - \lambda_i^{(j)} \right| \right\}$ parametre değerlerinde mutlak değişikliklerin
maksimum normlarının kullanılması durumu

$\Delta_{2b} := \sqrt{\frac{1}{R} \sum_{i=1}^R \left(\frac{\lambda_i^{(j+1)} - \lambda_i^{(j)}}{\lambda_i^{(j)}} \right)^2}$ göreceli değişikliklerin karesinin ortalaması

$R =$ negatif olmayan parametrelerin sayısı $\lambda_i^{(j)} \neq 0$

$\Delta_i \leq \epsilon_i$; yakınsama elde edilmesi durumu ($\forall i = 1, 2$ için parametreler ve log olasılığındaki değişiklikler ihmal edilebilir derecede küçüktür)

şeklinde ifade edilmektedir (Hamilton, 1990: 55; Diebold vd., 1994: 288; Krolzig, 1997: 110; Droumaguet, 2012: 14).

2.3.7. Markov Rejim Değişim Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi (MS-ADF)

Markov rejim değişim genişletilmiş Dickey-Fuller (MS-ADF) birim kök testi Hall vd. (1999) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Sınama, $\{y_t\}$ 'nin dinamik davranışının örneklemin farklı bölümleri için farklı olabileceği ihtimaline izin verebilmek amacıyla ADF sınamasının geliştirilmiş formudur. Aynı zamanda $\{y_t\}_{t=1}^n$ zaman serisinin stokastik bileşenlerinin bir birim otoregresif kök varlığı ile karakterize olduğu hipotez testlerinin yapılmasına yönelik popüler bir yaklaşımdır ve bir regresyon modeline dayanmaktadır (Hall vd., 1999: 144).

Sınamanın dayandığı regresyon modeli

$$\Delta y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta y_{t-j} + v_t$$

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = y_t$ 'nin 1. fark operatörü

$k =$ uygun olarak seçilmiş bir katsayı

$v_t =$ hata terimi (sıfır ortalamalı beyaz gürültü süreci)

şeklindedir.

Markov rejim değişim genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testinde, bu regresyon modeli ile ilgili parametrelerin zamana göre değişken olduğu ve gözlenemeyen bir gösterge olan $s_t \in \{0,1\}$ rejimi ile değişme sağladığı varsayılmaktadır.

MS-ADF sınavasının modeli

$$\Delta y_t = \mu_0(1-s_t) + \mu_1 s_t + [\phi_0(1-s_t) + \phi_1 s_t] y_{t-1} + \sum_{j=1}^k [\psi_{0j}(1-s_t) + \psi_{1j} s_t] \Delta y_{t-j} + \sigma_e e_t$$

$\mu, \phi, \psi =$ rejimlere göre değişkenlik gösteren parametreler

$e_t =$ sıfır ortalamalı ve birim varyanslı hata terimi $e_t \sim NID[0, \Sigma(s_t)]$

$\Sigma(s_t) =$ rejimlere bağlı varyans-kovaryans matrisi

veya daha basit bir formla

$$\Delta y_t = \mu(s_t) + \phi(s_t) y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \psi_j(s_t) \Delta y_{t-j} + e_t \quad e_t \sim NID[0, \Sigma(s_t)]$$

şeklindedir (Hall vd., 1999: 144; Kanas ve Genius, 2005: 409; Çevik, 2018: 17).

s_t rejim değişkenininin geçiş olasılıklarının $\{0,1\}$ durum alanı üzerinde homojen bir Markov zincirine (Hamilton (1994)'ın 1. dereceden Markov sürecine) tabi olduğu varsayılmaktadır. Geçiş olasılıkları;

$$Pr [s_t = 1 \mid s_{t-1} = 1] = p$$

$$Pr [s_t = 0 \mid s_{t-1} = 1] = 1 - p$$

$$Pr [s_t = 0 \mid s_{t-1} = 0] = q$$

$$Pr [s_t = 1 \mid s_{t-1} = 0] = 1 - q$$

p, q = rejim 0 ve rejim 1 için sabit geçiş olasılıkları

şeklindedir (Hall vd., 1999: 145; Çevik, 2018: 17).

Sınamanın hipotezleri

$H_0: \phi_0 = \phi(s_t = 0) = 0; \phi_1 = \phi(s_t = 1) = 0$ seri durağan değildir

$H_{1a}: \phi_0 = \phi(s_t = 0) < 0; \phi_1 = \phi(s_t = 1) < 0$ seri her iki rejimde de durağandır

$H_{1b}: \phi_0 = \phi(s_t = 0) < 0; \phi_1 = \phi(s_t = 1) = 0$ seri sadece rejim 0'da durağandır

$H_{1c}: \phi_0 = \phi(s_t = 0) = 0; \phi_1 = \phi(s_t = 1) < 0$ seri sadece rejim 1'de durağandır

şeklindedir (Hall vd., 1999: 145-148; Çevik, 2018: 18).

MS-ADF modelinde geçiş olasılıklarının ve parametrelerin tahmin edilebilmesi için beklenti maksimizasyonu (EM) algoritması kullanılmaktadır. Sınama için asimptotik bir teori bulunmadığından rejimlere bağlı durağanlığın test edilmesinde t dağılımı kullanılamamaktadır. Dolayısıyla kritik değerlerin elde edilebilmesi için Monte Carlo simülasyonundan yararlanılmaktadır (Hall, 1999: 147; Kanas ve Genius, 2005: 412; Çevik, 2018: 18).

Monte Carlo simülasyonunun aşamaları;

- MS-ADF sınavasının modeli tahmin edilerek, t istatistikleri ve onlara karşılık gelen p olasılıkları bulunur.
- Veri üretme süreci kullanılarak (DGP: Data Generating Process) s_t rejim değişkeni ve geçiş olasılıkları elde edilir.
- e_t hata terimi için normal dağılıma tabi 1000 tane rassal sayı üretilir ve parametre tahminleri yardımıyla sıfır hipotezi altında Δy_t serisi elde edilir.
- Elde edilen her bir Δy_t serisi kullanılarak MS-ADF sınavasının modeli tahmin edilir.
- Bu tahminle her bir rejim için ϕ parametresinin t istatistikleri elde edilir.

- Simülasyondan elde edilen p değerleri türetilmiş t istatistiklerinin yüzdesi olarak hesaplanır (türetilen t istatistikleri modelin tahmininden elde edilen t istatistiklerinden daha küçüktür).

şeklindedir (Kanas ve Genius, 2005: 412).

Sınamanın karar verme biçimi

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden büyük ise H_0 reddedilemez,
seri durağan değildir

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden küçük ise H_1 reddedilemez,
seri durağandır

şeklindedir.

2.3.8. Markov Rejim Değişim Granger Nedensellik Sınaması (MS-GRANGER)

İktisadi değişkenler arasındaki neden sonuç ilişkisi, regresyon analizi uygulanıyorsa iktisat teorisine bağlı olarak belirlenebilmektedir. Ancak bu ilişki iktisadi değişkenler arasında karmaşık bir yapı bulunmasından dolayı mutlak bir nedenselliğin varlığını gösterememektedir. Bu anlamda değişkenler arasındaki ilişkinin var olup olmadığı varsa tek yönlü mü yoksa çift yönlü mü olduğunun tespit edilebilmesi için nedensellik sınamalarının yapılması gerekmektedir. Sınamanın amacı, durağanlık varsayımı altında değişkenlerin birbirlerine veya birinin diğerine düzenli bir etkide bulunup bulunmadığının belirlenmesidir.

Nedensellik sınaması ilk olarak Wiener (1956) tarafından literatüre kazandırılmış olmasına rağmen Granger (1969)'ın katkılarından dolayı Granger Nedensellik Sınaması olarak anılmaktadır.

Geleneksel nedensellik sınamaları, VAR modeline ait parametrelerin ele alınan dönem boyunca sabit olduğunu dolayısıyla herhangi bir yapısal kırılma ya da konjonktürel bir dalgalanma durumunda değişim sergilemediğini varsaymaktadır. Bu anlamda parametreler bu gibi rejim değişimleri karşısında zamanla meydana gelen farklılaşmaları dikkate alamadığından nedensellik ilişkisi sonuçlarını doğru bir şekilde ifade edememektedir. Warne (2000) ve Psaradakis vd. (2005) bu anlamda VAR

modeline ait parametrelerin ele alınan dönem boyunca değişebileceği varsayımını dikkate alarak MS-VAR modeli bağlamında farklı bir Granger nedensellik sınavasını literatüre kazandırmışlardır.

Psaradakis vd. (2005: 665-670) parametrelerin zamanla değişimini Granger nedenselliğindeki değişiklikleri yansıtacak şekilde modellemişlerdir. Bu değişikliklerin stokastik olduğunu ve gözlemlenemeyen bir Markov zincirine tabi olduğunu varsayımlardır. Böylece kalıcı nedensel ilişki kavramının yerine bazı periyotlarda var olan ancak diğerlerinde olmayan geçici (periyodik) Granger nedensellik kavramını koymayı hedeflemişlerdir. Sınama, zamandaki değişimin nedensellikteki değişiklikleri doğrudan yansıttığı, zamana göre değişen parametrelere sahip bir MS-VAR modeline dayanmaktadır. Nedensellikteki değişimler dışsal bir Markov süreci tarafından yönetilen rastgele olaylar olarak ele alınmaktadır ve değişikliklerle ilgili çıkarımlar, örneklemdaki her bir gözlemin belirli bir nedensellik rejiminden gelme ihtimaline dayanarak yapılmaktadır. Böyle bir modelde, iki değişkenin olduğu bir durum için, her zaman değişkenler arasındaki olası dört nedensel ilişki ile ilişkili dört rejim bulunmaktadır.

Sınamanın modeli

$$\begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11}S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21}S_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)}S_{1,t} & \psi_1^{(k)}S_{1,t} \\ \psi_2^{(k)}S_{2,t} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)}S_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

$X_t' = [X_{1,t} : X_{2,t}] =$ iki değişkenli zaman serisinin bileşenleri

$Z_t =$ koşullu skaler zaman serisi

$\varepsilon_t' = [\varepsilon_{1,t} : \varepsilon_{2,t}] = S_{1,t}$ ve $S_{2,t}$ 'den bağımsız, ortalaması sıfır ve kovaryans matrisi $S_{1,t}$ ve $S_{2,t}$ bağımlı olan beyaz gürültü süreci

$E(\varepsilon_t, \varepsilon_t' | S_t = l) = [\sigma_{ij,l}] =$ VAR modelinin dağılımının kovaryans matrisi

$i, j = 1, 2$ ve $l = 1, \dots, 4$ için

$S_{1,t}, S_{2,t} = \{0,1\}$ değerini alan t anında sistemin rejimini gösteren (modelin nedensellik şeklini gösteren) gözlenemeyen stokastik değişkenler

$$S_t = \begin{cases} S_{1,t} = 1 & \text{ve } S_{2,t} = 1 & \text{ise } 1 \\ S_{1,t} = 0 & \text{ve } S_{2,t} = 1 & \text{ise } 2 \\ S_{1,t} = 1 & \text{ve } S_{2,t} = 0 & \text{ise } 3 \\ S_{1,t} = 0 & \text{ve } S_{2,t} = 0 & \text{ise } 4 \end{cases} \text{ rejim göstergelerinin alternatif durumları}$$

şeklindedir (Warne, 2000: 7; Psaradakis vd., 2005: 669; Droumaguet, 2016: 804)

Rejim göstergelerinin alternatif durumlarının sınamanın modeline göre gösterimi

$$S_t = 1 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} \\ \mu_{20} + \mu_{21} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)} & \psi_1^{(k)} \\ \psi_2^{(k)} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$S_t = 2 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} + \mu_{21} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} & 0 \\ \psi_2^{(k)} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$S_t = 3 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)} & \psi_1^{(k)} \\ 0 & \varphi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$S_t = 4 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} & 0 \\ 0 & \varphi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

şeklindedir (Psaradakis vd., 2005: 669-670).

Burada t zamanındaki rejim $t-1$ zamanında geçerli olan rejimin olasılığına bağlı olarak seçilmektedir ve rejim değişimlerinin $p_{ij}^{(l)} = P(S_{l,t+1} = j | S_{l,t} = i)$, $i, j = 0,1; l = 1,2$ geçiş olasılıkları ile 1. dereceden Markov zinciri ile yönetildiği varsayılmaktadır.

Sınamanın hipotezleri

$\psi_1^{(1)}, \dots, \psi_1^{(q)}$ parametrelerinden en az bir tanesi sıfırdan farklı ise

$H_0: S_{1,t} = 0$ ($S_t = 2$ veya $S_t = 4$) rejiminde $X_{2,t}, X_{1,t}$ 'nin Granger nedeni değildir

$H_1: S_{1,t} = 1$ ($S_t = 1$ veya $S_t = 3$) rejiminde $X_{2,t}$, $X_{1,t}$ 'nin Granger nedenidir

$\psi_2^{(1)}, \dots, \psi_2^{(q)}$ parametrelerinden en az bir tanesi sıfırdan farklı ise

$H_0: S_{2,t} = 0$ ($S_t = 3$ veya $S_t = 4$) rejiminde $X_{1,t}$, $X_{2,t}$ 'nin Granger nedeni değildir

$H_1: S_{2,t} = 1$ ($S_t = 1$ veya $S_t = 2$) rejiminde $X_{1,t}$, $X_{2,t}$ 'nin Granger nedenidir

şeklindedir (Warne, 2000: 7; Psaradakis vd., 2005: 670).

Sınamanın karar verme biçimi

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden büyük ise H_0 reddedilemez
nedensellik yoktur

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden küçük ise H_1 reddedilemez
nedensellik vardır

şeklindedir.

MS-VAR modelini temel alan Markov rejim değişim Granger nedensellik sınaması çeşitli nedenlerden dolayı güçlü ve kullanışlı bir yöntem olarak tercih edilmektedir. Bunlar;

- Örnek nedenselliğinde keyfi olarak birçok değişiklik (kırılma ve kırılma zamanları gibi) ihtimaline izin vermesi
- Nedensellikteki değişiklikleri hassas bir şekilde parametrelendirerek anlamlılıklarını $\psi_1^{(k)}$ ve/veya $\psi_2^{(k)}$ 'nin sıfıra eşit olup olmadığı ile sınavabilmesi
- Örneklem döneminde nedensellikteki değişikliklerin gerçekleştiği tarihler hakkında olasılıklı çıkarımlar yapılmasına imkân sağlaması

olarak ifade edilmektedir (Psaradakis vd., 2005: 671; Büyükyılmaz, 2015: 49).

2.3.9. Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif Modeli Etki Tepki Analizi

Vektör otoregresif modellerinin (VAR) parametre tahminleri yapıları gereği tek başlarına anlam ifade etmemektedir. Bu anlamda değişkenler ve hata terimleri arasında

anlamli sonuçların elde edilebilmesi için varyans ayrıştırması ve etki tepki analizlerinin yapılması gerekmektedir.

Varyans ayrıştırması, modelin dinamik yapısı hakkında bilgi vermektedir ve tahminleme hatasını ayrıştırmayı amaçlamaktadır. Bir değişkende meydana gelen değişimin yüzde kaçının kendisinden yüzde kaçının diğer değişkenden kaynaklandığını göstermektedir.

Etki tepki analizi ise herhangi bir hata teriminde meydana gelen bir standart sapmalık şok karşısında her bir değişkenin hem kendisine karşı hem de diğer değişkenlere karşı göstermiş olduğu şimdiki ve gelecekteki reaksiyonu ifade etmektedir (Bozkurt, 2007:98). Burada anlamli sonuçların elde edilebilmesi için Granger nedenselliğinin olup olmadığının belirlenmesi ve eğer nedensellik var ise bunun hangi yönde seyrettiğinin tespit edilmesi gerekmektedir.

MS-VAR modelleri de hem VAR temelli modeller olmalarından dolayı hem de ortalama, sabit, otoregresif parametre, varyans ve kovaryans gibi parametrelerinin hepsinin veya bir kısmının rejimlere bağlı olmasından dolayı, tahmin edilen parametrelerin yorumlanarak anlamli sonuçların elde edilebilmesi bakımından hem etki tepki analizlerine hem de nedensellik testlerine gereksinim duymaktadırlar. Bu modellerdeki etki tepki analizi klasik VAR modeline dayalı etki tepki analizinden farklılık göstermektedir. Geleneksel etki tepki analizleri, pozitif ve negatif şokların aynı reaksiyonu gösterdiklerini dolayısıyla simetrik ve geçmişten bağımsız bir yapı sergilediklerini ileri sürmektedir (Sierimo, 2002: 57-58). Doğrusal olmayan modeller içinse etki tepki analizlerinde bir şokun etkisi hem şokun türüne (t anındaki), hem şoka uğramadan önceki sürecin geçmişine ($t-1$ anındaki) hem de periyotlar arasında ($t+1$ anından $t+n$ anına kadar) meydana gelen şoklara bağlı olmaktadır (Sierimo, 2002: 71). Böylece tahmin edilmiş olan bir rejimde içsel değişkenler ile hata terimi arasındaki ilişki belirlenebilmekte ve her bir değişkenin şoklara gösterdiği reaksiyonun hem büyüklüğü hem de kalıcılığı zamana göre araştırılabilmektedir (Çevik vd., 2012:141). Dolayısıyla burada her bir rejim için farklı etki tepki seti ortaya çıkmaktadır.

Doğrusal olmayan modellere ilişkin etki tepki analizleri Beaudry ve Koop (1993)'un pozitif şoklara ait kalıcılığı düşük, negatif şoklara ait kalıcılığı yüksek olarak bulunduğu çalışmaya dayanmaktadır. Bu anlamda Koop vd. (1996) doğrusal olmayan

modeller için modelin şoka maruz kalmadan hesaplanan koşullu beklenti ile şoka maruz kaldıktan sonra hesaplanan koşullu beklenti arasındaki farkı kullanarak genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonunu (GIR) geliştirmişlerdir. Genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu, MS-VAR modellerinde rejimlere bağlı olarak etki tepki analizlerinin uygulanabilir olması bakımından, literatürde iki farklı yaklaşımla anılmaktadır (Sierimo, 2002: 20; Droumaguet, 2012: 73-74).

Bunlar;

- Ehrmann vd. (2001, 2003)'nin geliştirmiş olduğu Ehrmann-Ellison-Valla (2003) etki tepki yaklaşımı
- Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006) tarafından geliştirilmiş olan Krolzig (2006) etki tepki yaklaşımı

şeklindedir.

2.3.9.1. Ehrmann-Ellison-Valla (2001, 2003) Etki Tepki Yaklaşımı

Ehrmann-Ellison-Valla (2001, 2003) etki tepki analizi, Ehrmann vd. (2001, 2003) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Analiz, MS-VAR modellerinde hatalar tarafından değişkenlerin nasıl etkilendiğini rejimlere dayalı bir şekilde etki tepki fonksiyonlarıyla ortaya koymaktadır. Bu fonksiyonlar hataların olduğu anda hakim olan ve cevap süresi boyunca geçerli kalan belirli bir rejime bağlıdırlar. Dolayısıyla buradaki etki tepki fonksiyonu her bir rejim için ayrı olarak tanımlanmaktadır ve her bir rejimin otoregresif parametresine, varyansına ve kovaryansına ait bilgiler özetlenmektedir. Amaç, hata teriminde meydana gelen bir standart sapmalılık şok sonrası içsel değişkenlerde meydana gelmesi beklenen değişiklikleri özetlemektir (Ehrmann vd., 2001: 10; Ehrmann vd., 2003: 297). Sierimo (2002: 20)'ya göre etki tepki fonksiyonları zamandaki noktaya ve şokun gerçekleştiği ekonominin durumuna bağlı olarak gerçekleşmektedir.

Ehrmann-Ellison-Valla (2001, 2003) etki tepki yaklaşımı, m tane rejimde K tane hataya K tane değişkenin gösterdiği tepkiye karşılık gelen mK^2 tane rejime bağlı etki tepki fonksiyonu içermektedir. Burada i rejimine bağlı olarak t zamanında k . hataya tek bir standart sapmalılık şok uygulandığında $t+h$ zamanında içsel değişkenlerde meydana gelmesi beklenen değişimler için rejime bağlı etki tepki fonksiyonu,

$$\left. \frac{\partial E_t X_{t+h}}{\partial u_{k,t}} \right|_{s_t=\dots=s_{t+h}=i} = \theta_{ki,h} \quad h \geq 0$$

$\theta_{ki,h}$ = içsel değişkenin (X_{t+h}) $t+h$ zamanındaki tepkisi (cevabı)

$$\theta_{ki,h} = \theta_{ki,1}, \dots, \theta_{ki,h} \quad (K \text{ boyutlu})$$

şeklindedir (Ehrmann vd., 2001: 11; Ehrmann vd., 2003: 297).

Markov rejim değişim kısıtsız vektör otoregresif parametre tahminleri ile tanımlama kısıtları ile elde edilen \hat{A}_i matrisinin tahmini birleştirilerek tepki vektörlerinin tahminleri türetilmektedir. İlk tepki vektörü k . hatanın içsel değişkenler üzerindeki etkisini ölçmektedir. Uygulanan tek bir standart sapmalılık şok karşısında k . elemanı bir diğer elemanları sıfır olan başlangıç hata vektörü $u_0 = (0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)$ şeklinde ifade edilmektedir. Bu vektör rejimlere bağlı olan \hat{A}_i matrisi ile önceden çarpılırsa tepkinin cevabı elde edilmektedir. Tahmini tepki vektörlerini tahmini parametrelerle bağdaştıran çözüm;

$$\hat{\theta}_{ki,0} = \hat{A}_i u_0$$

$$\hat{\theta}_{ki,h} = \sum_{j=1}^{\min(h,p)} \hat{B}_{ji}^{h-j+1} \hat{A}_i u_0 \quad h > 0$$

$$X_t = \begin{cases} s_t = 1 & \text{ise} & v_1 + B_{11} X_{t-1} + \dots + B_{p1} X_{t-p} + A_1 u_t \\ \vdots \\ s_t = 2 & \text{ise} & v_m + B_{1m} X_{t-1} + \dots + B_{pm} X_{t-p} + A_m u_t \end{cases}$$

$$u_t \sim N(0; I_K)$$

$X_t = K$ tane içsel değişken

$$s_t = i \text{ rejimi} \quad i = 1, \dots, m$$

$v_i =$ sabitler matrisi

$B_{11}, \dots, B_{p1} = p$. dereceden otoregresif terimler

$A_i u_t = A_i$ rejime bağı bir matris olmak üzere kalıntılar

$\Sigma_i =$ kalıntıların rejime bağı varyans-kovaryans matrisi

$$\Sigma_i = E\left(A_i u_t u_t' A_i'\right) = A_i E\left(u_t u_t'\right) A_i' = A_i I_K A_i' = A_i A_i'$$

$u_t =$ tüm öncülerde ve gecikmelerde korelasyonsuz başlıca hataların normal dağılmış K boyutlu vektörü

şekindedir (Ehrmann vd., 2001: 7-11; Ehrmann vd., 2003: 296-298).

Burada kalıntıların rejime bağı varyans-kovaryans matrisi $\Sigma_1, \dots, \Sigma_m$ tahmin edilebiliyorken A_1, \dots, A_m matrisi tahmin edilemediğinden tanımlama sorunu ortaya çıkmaktadır. Bu matrisleri tanımlamayabilmek için kısıtlanmamış modelin parametre tahminlerine kısıtlamalar getirilmektedir.¹⁰ Kalıntıların rejime bağı varyans-kovaryans matrisi (Σ_i) için Choleski ayrıştırması kullanılarak A_i matrisi kolaylıkla elde edilebilmektedir (Ehrmann vd., 2001:10; Sierimo, 2002: 20)

2.3.9.2. Krolzig (2006) Etki Tepki Yaklaşımı

Krolzig (2006) etki tepki analizi, Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Yaklaşım, MS-VAR modellerini kullanarak sistemin maruz kaldığı şoklara ve rejimdeki değişimlere göre etki tepki fonksiyonlarını ortaya koymaktadır. Yapı olarak Koop vd. (1996) tarafından sunulan genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonunu baz almaktadır. Ancak şokların türü ve değişkenlerin geçmiş bakımından model dinamiğinin özelliklerini daha özlü bir şekilde ifade etmektedir. Bunu yaparken de hem sistemin değişkenlerine şok vererek hem de t anındaki rejim değişikliklerini dikkate alarak etki tepki fonksiyonlarını türetmektedir. Bununla birlikte, Ehrmann vd. (2001, 2003) tarafından önerilen etki tepki yaklaşımının aksine bu yaklaşım değişen rejimlerin Markov özelliklerini tamamen yansıtmaktadır (Krolzig, 2006: 1-16). Burada rejim değişikliklerinin ekonomik bir yorumu olduğu

¹⁰ Hangi kısıtlamanın kullanılacağı yapısal vektör otoregresyon literatürünün konusu olup detaylı bilgi için Sims (1980), Blanchard ve Quah (1989) veya King, Plosser, Stock ve Watson (1991)'a bakılabilir (Ehrmann vd., 2001: 10; Ehrmann vd., 2003: 297).

varsayılmaktadır. Bu anlamda Ehrmann-Ellison-Valla (2001, 2003) etki tepki yaklaşımında olduğu gibi etki tepki fonksiyonlarının zamandaki noktaya ve şokun gerçekleştiği ekonominin durumuna bağlı olduğu kabul edilmektedir (Sierimo, 2002: 20).

Krolzig (2006: 3)'in geliştirilmiş etki tepki fonksiyonları doğrultusunda h periyodundayken değişkenlere uygulanan şok karşısında sistemin verdiği tepki ölçülebilmektedir. Bu tepki şokun büyüklüğü ve işareti ile orantılıdır. Bundan dolayı değişkenlerin şoklara verdiği tepkiler doğrusal VAR modellerinde olduğu gibi tanımlanmaktadır.

Bu durum;

$$IR_{\nabla u}(h) = E\left[y_{t+h} \mid \xi_t, u_t + \nabla u; Y_{t-1}\right] - E\left[y_{t+h} \mid \xi_t, u_t; Y_{t-1}\right] \quad h \text{ periyodundaki tepki}$$

$$IR_{u_k}(h) = \frac{\partial E\left[y_{t+h} \mid \xi_t, u_t; Y_{t-1}\right]}{\partial u_{kt}}$$

$\nabla u = t$ anındaki şok

$$E\left[y_{t+h} \mid \xi_t, u_t; Y_{t-1}\right] = (\xi_t, u_t; Y_{t-1})' \text{ ye koşullu olan } y_{t+h} \text{ 'in beklenen değeri}$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Bundan önceki analizler (klasik etki tepki analizi) sistemin Gaussian inovasyonlarına odaklanmaktadır. Krolzig (2006) etki tepki analizi ise rejim değişikliklerini dikkate alarak dinamik bir yapı ortaya koymaktadır (Krolzig ve Toro, 1999: 12; Krolzig, 2006: 3).

Genelleştirilmiş etki tepki kavramı doğrultusunda rejimdeki değişikliklerin tepkisi

$$IR_{\nabla \xi}(h) = E\left[y_{t+h} \mid \xi_t + \nabla \xi, u_t; Y_{t-1}\right] - E\left[y_{t+h} \mid \xi_t, u_t; Y_{t-1}\right]$$

$\nabla \xi = t$ anındaki rejim değişimi

$$E\left[y_{t+h} \mid \xi_t, u_t; Y_{t-1}\right] = (\xi_t, u_t; Y_{t-1})' \text{ ye koşullu olan } y_{t+h} \text{ 'in beklenen değeri}$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

2.3.10. Markov Rejim Değişim Vektör Hata Düzeltme Modeli (MS-VECM)

Serilerin doğrusal yapılarının uzun dönemde bir denge ilişkisine sahip olması bu serilerin eşbütünleşik seriler olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde ilişkide olan serilerin kısa dönemde de bir ilişki barındırıp barındırmadığının tespit edilmesi ve bir dengesizlik bulunması durumunda bunun düzeltilmesi gerekmektedir. Bunu düzeltmeye yarayan mekanizmaya vektör hata düzeltme modeli (VECM) denilmektedir. Bu modelin uygulanabilir olması için serilerin birinci farklarında durağanlık sergilemesi ve eşbütünleşik olması gerekmektedir. Ancak bu modelin parametreleri rejimlere göre değişiklik sergilememektedir. Bu anlamda parametreler rejim değişimleri karşısında meydana gelen farklılaşmaları dikkate alamadığından sonuçları doğru bir şekilde ifade edememektedir. Krolzig (1996: 6) VECM 'e ait parametrelerin ele alınan dönem boyunca değişebileceği varsayımını dikkate alarak parametrelerin rejimlere bağlı olarak değişimine izin veren Markov rejim değişim vektör hata düzeltme modelini (MS-VECM) geliştirmiştir.

Krolzig (1996: 6, 1997: 301) 'e göre Markov rejim değişim vektör hata düzeltme modeli dinamik iktisat teorisindeki çoklu denge kavramı ile yakından ilgilidir. Bu anlamda her bir rejim, eşbütünleşme vektörünün ve kaymanın (sürüklenmenin) denge değeri ile tanımlanarak sistemde karakterize edilmektedir. Krolzig (1996: 13)'in prosedürü iki aşamadan oluşmaktadır. İlk aşama standart doğrusal modeldeki eşbütünleşme sınavına karşılık gelmektedir. İkinci aşama ise tahmin edilen vektör hata düzeltme modelinin kısa dönemine ait parametrelerdeki rejimlere bağlı değişimin Markov rejim değişim yönteminin uygulanarak açıklanmasıdır. Burada uzun dönemde dengeye ulaşıldığını ifade edebilmek için vektör hata düzeltme modelinin katsayısının negatif olması gerekmektedir.

Sınamanın modeli

$$\Delta x_t - \delta(s_t) = \alpha (\beta' x_{t-1} - \mu(s_t) - \gamma t) + \sum_{k=1}^{p-1} A_k (\Delta x_{t-k} - \delta(s_t)) + u_t$$

$\delta(s_t)$ = rejime bağlı kayma değeri

$\mu(s_t)$ = rejime bağlı uzun dönem denge değeri

$$u_t = \text{hata terimi} \quad u_t | s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$$

$$M = \text{rejim sayısı} \quad s_t \in \{1, \dots, M\}$$

$$p = \text{gecikme sayısı}$$

şeklindedir (Krolzig, 1998: 14).

Sınamanın modelinde hem Δx_t hem de $\beta' x_t$ rejimlere ve zamana bağlı olan $\delta(s_t)$ ve $\mu(s_t) + \gamma t$ ile ilgili sapmalar olarak ifade edilmektedirler. Aynı zamanda buradaki her bir rejim (m), denge ortalamaları (μ_m) ve kaymalar (δ_m) ile karakterize edilmektedir (Krolzig ve Sensier, 1998: 450).

Sınamanın hipotezleri

H_0 : rejimlere bağlı vektör hata düzeltme mekanizması çalışmamaktadır

H_1 : rejimlere bağlı vektör hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır

şeklindedir.

Sınamanın karar verme biçimi

hesaplanan değer pozitif ve/ veya 1'den büyük ise H_0 reddedilemez
uzun dönem denge değerine yaklaşma yoktur

hesaplanan değer negatif ve 1'den küçük ise H_1 reddedilemez
uzun dönem denge değerine yaklaşma vardır

şeklindedir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

Kitabın ilk bölümünde doğrusal olmayan zaman serilerine kısaca yer verilmiştir. İkinci bölümde ise ilk bölümde anlatılan doğrusal olmayan zaman serilerinin özel bir formu olan ve farklı rejimlerin belirlenmesinde kullanılan MS-VAR modellerine detaylı bir şekilde değinilmiştir. Bu bölümde ise kitabın uygulama kısmını oluşturan hisse senedi fiyatları ve döviz kuru kavramları ile ikisi arasındaki ilişkiye yer verilmiş olup literatür taramasından bahsedilmiştir. Sonrasında hem doğrusal zaman serisi sınamaları kullanılarak hem de temelinde MS-VAR modellerinin olduğu doğrusal olmayan zaman serisi sınamaları kullanılarak ekonometrik analiz sonuçları karşılaştırılmıştır.

3.1. DÖVİZ KURU İLE HİSSE SENEDİ FİYATLARI ARASINDAKİ İLİŞKİ

Borsalar; hisse senetlerinin, tahvillerin, emtiaların ve menkul kıymetler gibi kıymetli şeylerin belirli zamanlarda belirli yerlerde belirli kurallar çerçevesinde güvenli ve adil bir şekilde alım satımının yapıldığı organize edilmiş merkezi piyasalar olarak görülmektedir. Borsalar iş konularına göre döviz borsası, ticaret borsası, altın borsası veya menkul kıymet borsası olarak adlandırılmaktadır (Karlı, 2004: 214). Bu anlamda Türkiye’de faaliyet gösteren tek borsa kurumu olan Borsa İstanbul Anonim Şirketi (BIST) hem menkul kıymetler borsasını hem de altın borsasını aynı çatı altında barındırmaktadır.

1866 yılında kurulan, Osmanlı döneminin ilk borsası olma özelliğini taşıyan Dersaadet Borsası, Cumhuriyetin ilan edilmesiyle yerini 1929 yılında, İstanbul Menkul Kıymet ve Döviz Borsasına bırakmıştır. İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB), düzenlenmiş yapısıyla 1986 yılında alım satım faaliyetlerine başlamıştır. 30 Aralık 2012’de yeni Sermaye Piyasası Kanununun yürürlüğe girmesiyle yerini Borsa İstanbul Anonim Şirketi (BIST)’ne bırakmıştır. 5 Nisan 2013 tarihinde ise resmi olarak alım satım faaliyetlerine başlamıştır (Çepni, 2015: 217-218). Borsa İstanbul, şirket sayılarının hisse senetlerine (BIST 50, BIST 100 vb.) ve sektörlere göre (Sınai, Mali vb.) farklı endekslere ayrılmaktadır.

Hisse senetleri iktisatta finansal varlıkları oluşturan ve değişken getiriye sahip olan finansal araçlardan biridir. Karslı (2004: 327) ve Türkiye Sermaye Piyasaları Birliği (2015:12)'ne göre hisse senetleri (paylar), anonim şirketler tarafından kanunda belirtilen şartlar dahilinde kıymetli evraklar olarak çıkarılmaktadır ve şirket sermayesi için belirli bir katılım payını temsil etmektedir. Bu payı alan yatırımcılar şirkete ortak olmaktadır ve yönetime katılma (oy hakkı), kâr payı alma veya bilgi edinme gibi haklara da erişmektedir. Hisse senedi sahipleri sermaye kazancı ve kâr payı olmak üzere iki farklı şekilde gelir elde edebilmektedir. Borsada hisse senedi fiyatlarının değerinde artış meydana gelmesi durumunda elde edilen gelire sermaye kazancı denilmektedir. Şirketlerin yıl sonunda kâr elde etmesi durumunda dağıtılan temettü geliri ise kâr payı olarak ifade edilmektedir.

Döviz, yabancı para birimini temsil etmekteyken döviz kuru, bir para biriminin bir başka para birimi cinsinden fiyatını belirterek, satın alma gücü cinsinden uluslararası değerini göstermektedir. Bu anlamda döviz kurları hem yerli hem de yabancı malların fiyatlarını etkileme açısından ekonomik dengede oldukça önemli bir yere sahiptir.

Döviz kurları temelde sabit ve dalgalı (serbest/ esnek/ yüzen) kur rejimleri olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Ancak bu kur rejimleri sistemsel olarak aşırı uygulamaları temsil etmelerinden dolayı aralarında pek çok karma modelin yer aldığı ara rejimler de (Peg Rejimi, Para Kurulu Rejimi, Müdahaleli Dalgalı Kur Rejimi gibi) bulunmaktadır (Parasız ve Ekren, 2013: 219; Seyidoğlu, 2017: 808, 850-854). Sabit kur rejiminde ulusal para başka bir ülkenin parasına bağlanarak (eşitlenerek) belirli bir düzeyde tutulmaktadır ve piyasadaki değişmelere göre değişmemektedir. Dalgalı kur rejiminde ise ulusal para sürekli değişikliğe uğramaktadır, döviz kurları hükümet müdahalesinden yoksundur ve tamamen döviz arz ve talebine göre şekillenmektedir (Seyidoğlu, 2017: 808-812, Ertürk, 2018: 11-12).

Türkiye'de uygulanan döviz kuru rejimleri ve politikaları ise zaman içerisinde değişkenlik arz etmiştir. Ağırlıklı olarak sabit döviz kur rejimlerine dayalı politikaların tercih edildiği görülmektedir. 1923 ile 1929 yılları arasında altının, dövizin ve menkul kıymetler borsasının etkin olduğu ve referans para biriminin İngiliz Sterlini olduğu dalgalı döviz kuru rejiminin uygulandığı bilinmektedir. 1930 yılında Türk Parasının Kıymetini Koruma Kanunu'nun yürürlüğe girmesiyle ve akabinde T.C. Merkez

Bankası'nın kurulmasıyla sabit döviz kuru rejimi uygulamasına geçişin olduğu görülmektedir. Bu süreç 1980 yılına kadar devam etmektedir. 1980 yılından itibaren ise ekonomik tedbir paketi kapsamında serbestleşme süreci seyretmektedir. Bu süreç müdahaleli dalgalı döviz kuru rejimi olup 2000 yılına kadar devam etmektedir. 2000 yılında bant içinde dalgalı döviz kuru rejiminin varlığı söz konusu olsa bile 2001 yılında krizin baş göstermesiyle tekrar müdahaleli dalgalı döviz kuru rejimine geçildiği görülmektedir. Günümüzde de müdahaleli dalgalı döviz kuru rejimine devam edilmektedir (Arat, 2003: 36-48). Tablo 3.1. 'de Türkiye'de uygulanan döviz kuru sistemleri yıllara göre verilmiştir.

Tablo 3.1. Türkiye’de Uygulanan Döviz Kuru Sistemleri

Tarih	Sınıflandırma Birincil/ İkincil/ Üçüncül	Açıklama
Eylül 1930–Ağustos 1931	Peg ¹¹ rejimi	İngiliz Sterlini
Eylül 1931–26 Eylül 1936	Peg rejimi	Fransız Fransı
26 Eylül 1936–28 Kasım 1939	Peg rejimi	İngiliz Sterlini
28 Kasım 1939–Şubat 1941	Paralel piyasa ¹² / Çoklu döviz kurları ¹³	Paralel piyasa oranı için veri yok.
Mart 1941–Ağustos 1943	Serbest düşen döviz kuru/ Paralel piyasa/ Çoklu döviz kurları	Paralel piyasa oranı için veri yok.
Eylül 1943–9 Eylül 1946	Paralel piyasa/ Çoklu döviz kurları	Paralel piyasa oranı için veriler tamamlanmamıştır.
9 Eylül 1946–3 Eylül 1953	De facto (fiilen uygulanan) band içinde dalgalanma rejimi/ Paralel piyasa	Amerikan Doları Resmi oran ABD dolarına sabitlenmiştir. +/- %5 bandı
3 Eylül 1953–20 Ağustos 1960	Müdahaleli dalgalı kur/ Paralel piyasa/ Çoklu döviz kurları	Paralel piyasa primi sürekli üç basamaklı olup Temmuz 1958’de %537 ile zirve yapmıştır.
20 Ağustos 1960–6 Haziran 1961	Peg rejimi/ Paralel piyasa	Amerikan Doları
6 Haziran 1961–9 Ağustos 1970	De facto (fiilen uygulanan) band içinde dalgalanma rejimi/ İkili piyasa	Amerikan Doları Paralel piyasa primi %30-60 aralığında salınmaktadır. +/- %5 bandı
9 Ağustos 1970–22 Aralık 1971	Peg rejimi	Amerikan Doları
22 Aralık 1971–Ağustos 1976	De facto (fiilen uygulanan) band içinde dalgalanma rejimi/ Paralel piyasa/ Çoklu döviz kurları	Amerikan Doları Resmi oranlar sabitlendi ancak sık sık ayarlamalar yapıldı. Resmi olarak %4.5 oranında yatay bir band vardı. +/- %5 bandı
Eylül 1976–Mart 1981	Serbest düşen döviz kuru/ De facto (fiilen uygulanan) band içinde dalgalanma rejimi/ Paralel piyasa/ Çoklu döviz kurları	Amerikan Doları Resmi oranlar sabitlendi ancak sık sık ayarlamalar yapıldı. +/- %5 bandı
Nisan 1981–22 Mart 1983	Müdahaleli dalgalı kur/ Paralel piyasa/ Çoklu döviz kurları	1 Mayıs 1981’de TL resmi olarak ABD dolarından ayrıldı.
22 Mart 1983–Nisan 1984 Mayıs 1984–Ocak 1998	Müdahaleli dalgalı kur/ Paralel piyasa/ Serbest düşen döviz kuru/ Müdahaleli dalgalı kur	1984’ten beri paralel piyasa primi büyük ölçüde tek haneli rakamlarda kalmıştır.
Şubat 1998–1 Ocak 1999	Band içinde dalgalanma rejimi/ Serbest düşen döviz kuru	Alman DM Band içinde dalgalanma sadece 24 aylık zaman bölümü için belirlenmektedir. +/- %5 bandı
1 Ocak 1999–Ocak 2001 Şubat 2001–Mart 2003	Band içinde dalgalanma rejimi/ Serbest düşen döviz kuru/ Serbest düşen döviz kuru/ Serbest dalgalanan döviz kuru	Euro +/- %5 bandı
Nisan 2003–Kasım 2005	Müdahaleli dalgalı kur/ De facto (fiilen uygulanan) hareketli band	Amerikan Doları +/- %5 bandı
Ocak 2006–Ekim 2016	Müdahaleli dalgalı kur/ De facto (fiilen uygulanan) hareketli band	Amerikan Doları +/- %5 bandı Enflasyon hedeflemesi çerçevesinde.

Kaynak: Ilzetzki vd. (2017: 123).

¹¹ Peg Rejimi (Sabitlenmiş Döviz Kuru Rejimi): ulusal paranın başka bir ülkenin parasına veya para sepetine bağlanarak belirli bir düzeyde tutulmasına denilmektedir.

¹² Paralel Piyasa: Resmi piyasada aynı anda çalışan hisse senetleri, para birimleri vb. için resmi olmayan bir piyasa denilmektedir.

¹³ Çoklu Döviz Kuru: Bir ülkede döviz rezervlerinden tasarruf sağlamak veya döviz gelirini arttırmak amacıyla farklı dış ticaret işlemleri için farklı döviz kurlarının belirlendiği sisteme denilmektedir.

Bu anlamda döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki de önem arz etmektedir. Finansal piyasalarda oldukça önemli bir yere sahip olan bu değişkenler yapıları itibariyle sosyal, ekonomik ve siyasi faktörler karşısında hassas değişimler göstererek ekonomik aktiviteyi etkileyebilen değişkenlerdir. Özellikle hisse senedi fiyatlarında meydana gelen ani değişimler (artışlar veya düşüşler) piyasalarda oynaklık (volatilite) olarak ifade edilmektedir. Döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasında yaşanan herhangi bir belirsizlik finansal krizlere yol açabilmektedir. Bu anlamda aralarındaki ilişkiyi açıklayan iki farklı temel yaklaşım bulunmaktadır:

Bunlar

- Geleneksel Yaklaşım (Akış Yaklaşımı Modeli/ Mikro)
- Portföy Yaklaşımı (Hisse Senedi Yaklaşımı Modeli/ Makro)

şeklindedir.

- Geleneksel Yaklaşım

Çok uluslu firmalarda döviz kurunda meydana gelen bir değişiklik o firmanın dış faaliyetlerini değiştirerek firma bilançosunda kar veya zarara neden olabilmektedir. Buna bağlı olarak cari hesap dengesizliğine katkıda bulunan bu durum firmaların hisse senedi fiyatını değiştirmektedir. Bu argümana göre paranın değerinin düşmesi (devalüasyon), bir firmanın ihracatçı bir firma olmasına göre veya ithal edilen girdilerin yoğun bir kullanıcısı olmasına göre o firmaların hisse senedi fiyatını yükseltebilmekte veya düşürebilmektedir. Aggarwal (1981, 9)'a göre döviz kurundaki değişimler çok uluslu şirketleri doğrudan etkilemekteyken ülke içi firmaları dolaylı olarak etkilemektedir. Dolayısıyla döviz kurundaki değişim hisse senedi fiyatlarında değişime yol açmaktadır. Döviz kuru ile hisse senedi arasındaki bu nedensel ilişki literatürde geleneksel yaklaşım olarak bilinmektedir (Granger vd., 2000: 338). Bu yaklaşıma göre döviz kurunda meydana gelen değişimler çoğunlukla para arzı ve para talebindeki değişimlerden kaynaklanmaktadır. Bu durum da ülkelerin rekabet gücünü ve dış ticaret dengesini etkilemektedir. Dolayısıyla bunlara bağlı olarak reel gelir ile üretim miktarları da etkilenmektedir. Böylece firmaların cari ve gelecekteki nakit akımları ile hisse senedi fiyatlarını etkilenmektedir (Dornbusch ve Fischer, 1980: 960-969). Bu anlamda geleneksel yaklaşıma göre, döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında döviz

kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru olmak üzere aynı yönlü bir nedensellik ilişkisi beklenmektedir.

- Portföy Yaklaşımı

Sermaye piyasalarının giderek daha bütünleşik (birbiriyle bağlantılı) bir yapı sergilemesiyle hisse senedi fiyatlarındaki ve döviz kurlarındaki değişiklikler cari hesap dengesizliğinden ziyade sermaye hareketlerine yansımaktadır. Bu anlamda hisse senedi fiyatlarında meydana gelen düşüş yerli yatırımcıların servetinde bir düşüşe yol açmaktadır. Serveti düşen yerli yatırımcı daha düşük para talebinde bulunmaktadır. Bu da daha düşük faiz oranlarına neden olarak sermaye çıkışlarını teşvik etmektedir. Sermaye çıkışları döviz kurunda artışa neden olarak ulusal para birimine değer kaybettirmektedir. Bu varsayımlara göre döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişki literatürde portföy yaklaşımı olarak bilinmektedir. Portföy yaklaşımına göre, döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında ters yönlü bir ilişki bulunmaktadır ve hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru olmak üzere tek yönlü bir nedensellik ilişkisi beklenmektedir (Granger vd., 2000: 338-339). Caporale (2002: 235) ve Stavárek (2005 :142)'e göre bu yaklaşımda; hisse senedi fiyatlarının yükselmesiyle yatırımcılar yabancı para cinsinden varlıklarını satarak daha fazla hisse senedi almak isterler. Yatırımcıların ekonomik büyüme ile ilgili olumlu beklentileri artar. Olumlu beklentiler yurtiçi toplam serveti arttırır. Buna bağlı olarak para talebi artar ve faizler yükselir. Dolayısıyla firmaların karı yükselir ve yabancı yatırımcı yurtiçine çekilir. Yabancı sermaye girişinin artmasıyla ulusal para değer kazanır ve döviz düşer.

Son yıllarda küresel finans piyasalarında yaşanan hızlı değişimler karşısında özellikle bu iki değişken arasındaki ilişkinin daha da karmaşık bir yapıya dönüştüğü görülmektedir. Literatür çalışmaları incelendiğinde ise bu iki yaklaşımın yapılan çalışmalar ile desteklendiği ancak farklı ekonomiler, farklı dönemler gibi durumlardan dolayı tam bir görüş birliğine varılamadığı görülmektedir.

3.2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatüre bakıldığında son dönemlerde hem döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen hem de MS-VAR yöntemini farklı değişkenlerle kullanan pek çok çalışmaya rastlanmaktadır. Bu çalışmalar da farklı teknikler ve analizler

kullanılmıştır. Literatürde döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi hem makro (ülke bazında) düzeyde hem de mikro (firma bazında) düzeyde inceleyen pek çok çalışma mevcuttur. Ancak araştırmanın konusu Markov Rejim Değişim Modelleri olduğundan burada Türkiye için döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi açıklayan çalışmalara değinilmemiş, hem uluslararası literatürde hem de Türkiye de MS-VAR tabanlı yapılan çalışmalara yer verilmiştir.

3.2.1. MS-VAR Yönteminin Kullanıldığı Literatür

Krolzig ve Toro (1999)'nun çalışması savaş sonrası ABD'deki çıktı ve istihdam dinamikleri arasındaki ilişkiler için uyumlu bir temsil sunan istatistiksel bir model önermektedir. Çalışma değişkenler arasındaki ilişkileri 1:1962-2:1997 dönemi için ele alarak; eşbütünleşme, MS-VECM ve etki tepki analizi ile sınıamıştır. Çalışmaya göre resesyonu, büyümeyi ve yüksek büyümeyi temsil eden üç rejimli bir etki tepki analizi önermişlerdir.

Krolzig (2000)'in çalışması deneysel araştırma niteliği taşımaktadır ve çalışmanın amacı tahmin tekniklerinin uygulanabilirliğini göstererek tahminlerin doğruluğunu değerlendirmektir. Çalışmanın veri seti, Hamilton (1989)'nın örnekleme dönemini ve sonraki dönemi kapsamaktadır. Krolzig bu çalışmada ABD'nin çıktı ve istihdam artışını 1962-1997 yılları için üç rejimli MSIH-VAR modeli ile sınıamıştır. Yapılan deneysel karşılaştırmalar MS-AR modelinin her zaman iyi tahminler vermediğini göstermiştir.

Krolzig ve Sensier (2000)'in çalışması İngiltere iş döngüsünün, son otuz yıl için, İngiltere ekonomisinin endüstriyel yapısındaki değişikliklerle etkileşimini incelemektedir. Aylık verilerden oluşan çalışma 1:1968-12:1997 dönemini kapsamaktadır. Çalışma, İngiltere'nin imalatına ait altı ana endeks arasındaki ilişkiyi durgunluk dönemi, normal büyüme dönemi ve yüksek büyüme dönemi olmak üzere üç rejim içeren MS-VECM modeli ile sınıamıştır. Çalışmaya göre altı imalat sektörünün tümü diğer imalat sektörlerine göre hisse olarak açıklanabilen beş eşbütünleşme vektörü ile bağlantılı bulunmuştur.

Ehrmann vd. (2001)'nin çalışması MS-VAR modeline tanımlayıcı kısıtlamalar getirmektedir. Çalışma, temel bozuklukların rejimlere bağlı olarak modeldeki değişkenleri nasıl etkilediğini göstermek için her bir rejime farklı bir etki tepki yanıtı

tanımlamaktadır. Veri seti 01:1973-12:2000 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada ABD ekonomisi için petrol fiyatı şokları ile enflasyon arasındaki ilişki eski ve yeni olarak isimlendirilmiş olan iki rejimli MS-VAR modeli ve rejimlere bağlı etki tepki analizi ile incelenmiştir. Sonuç olarak petrol fiyatı şoklarının eskisinden daha az daralma ve enflasyonist etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir.

Krolzig (2003) çalışmasında Euro Bölgesi iş döngüsü için dönüm noktası kronolojilerinin oluşturulmasını parametrik bir yaklaşımla savunmaktadır. Araştırma için üç tane MS-VAR modeli ele alınmıştır ve üç aylık OECD GSYİH verileri (1973-2002), OECD endüstriyel üretim verileri (1974-2002) ile Eurostat GSYİH (1980-2002) verileri kullanılmıştır. OECD GSYİH verileri için üç rejimli diğer veriler içinse iki rejimli modeller kullanılmıştır. Çalışma, hangi ülkelerin Euro bölgesi döngüsünü yönlendirdiği konusuna ışık tutmuştur ve modeller istatistiksel olarak uyumlu iktisadi olarak anlamlı çıkmıştır.

Kanas (2005)'in çalışması haftalık verilerden oluşmaktadır ve veri seti 1994 'ün 2. haftası ile 2001 'in 48. haftasını kapsamaktadır. Çalışma Meksika para piyasası ile yükselen altı hisse senedi piyasası (Meksika, Brezilya, Arjantin, Hong Kong, Macaristan ve Tayland) arasındaki oynaklık ilişkisini MS-VAR modeli ile sınamıştır. Çalışmada Meksika para piyasasının ve her hisse senedi piyasasının Meksika, Asya, Rus ve Brezilya krizleri de dahil olmak üzere tüm büyük uluslararası para krizleri sırasında yüksek oynaklık rejiminde olduğu tespit edilmiştir. Çalışmaya göre MS-VAR'a dayalı korelasyon katsayıları yüksek oynaklık döneminde önemli derecede yüksek çıkmamıştır. Bu da yayılmadan ziyade karşılıklı bağımlılığın kanıtı olarak ifade edilmiştir. Buna bağlı olarak Meksika para piyasasının yüksek oynaklık rejiminde olması Meksika, Brezilya, Arjantin ve Hong Kong hisse senedi piyasalarının da yüksek oynaklık rejiminde olmasına neden olmaktadır. Meksika bu dört ülke için oynaklık rejimi yaratıcısıdır.

Krolzig (2006) çalışmasında ABD iş döngüsünü tek değişkenli Hamilton (1989) modeli ile ABD üretim artışını, istihdam artışını ve terim yapısını ise iki MS-VAR modeli ile ele almıştır ve üç rejimli MS-VAR modeli için etki tepki analizi yapmıştır. İş döngüsünün gizli Markov zinciri ile modellenmesi durumunda etki tepki analizi sonuçlarının büyük ölçüde değişebileceğini tespit etmiştir. Çalışmaya göre bu durum,

politika şoklarının makroekonomik sonuçlarının yargılanmasında önemli sonuçlar doğurabilir.

Ismail ve Isa (2009)'nın çalışmasında MS-VAR modeli doğrusal VAR modeline göre daha iyi uyum sergilediğinden Malezya için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki ekonomik durgunluk dönemi ve ekonomik büyüme dönemi olmak üzere iki farklı rejim içeren MS-VAR modeli ile sınınmıştır. Aylık verilerden oluşan ve 1990-2005 dönemini kapsayan çalışmaya göre hisse senedi fiyatları yükseldiğinde döviz kurları değer kazanmakta, hisse senedi fiyatları düştüğünde ise döviz kurları değer kaybetmektedir.

Qiao vd. (2011)'nin çalışması haftalık verilerden oluşmaktadır ve 6 Ocak 1993-31 Aralık 2008 dönemini kapsamaktadır. Çalışma ABD, Avustralya ve Yeni Zelanda ülkeleri için hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi MS-VAR modeli ve rejimlere bağlı etki tepki analizi ile sınınmıştır. Çalışmaya göre üç borsa için de iki farklı rejim bulunmuştur. Üç piyasa için korelasyona bakıldığında ayı rejiminde korelasyonun daha yüksek olduğu bulunmuştur. Üç piyasanın her birinin diğer iki piyasadaki şoklara verdiği tepkilerin ayı rejiminde daha güçlü ve ısrarcı olduğunu tespit etmişlerdir. Yeni Zelanda borsaları için Avustralya borsalarının ABD borsalarından daha etkili olduğunu, Avustralya borsaları içinse ABD borsalarının Yeni Zelanda borsalarından daha etkili olduğunu ifade etmişlerdir.

Walid vd.(2011)'nin çalışması gelişmekte olan dört ülke (Hong Kong, Singapur, Malezya ve Meksika) için hisse senedi fiyatlarındaki oynaklık ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi MS-EGARCH modeli ile sınınmıştır. Haftalık verilerden oluşan ve 1994-2009 dönemini kapsayan çalışma için iki farklı rejim tespit edilmiştir. Birinci rejim yüksek ortalama düşük varyans rejimi olarak ifade edilmiştir ve bu rejim tüm ülkelerde baskın olma eğilimi sergilemektedir. Rejimin sürekliliği Hong Kong'da 77 hafta ile Malezya'da 25 hafta arasında değişmektedir. İkinci rejim düşük ortalama yüksek varyans dönemi olarak ifade edilmiştir ve daha az baskın olma eğilimindedir. Çalışmada hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkinin rejimlere bağlı olduğu bulunmuştur ve hisse senedi fiyatlarındaki oynaklığın döviz piyasasındaki olaylara asimetric olarak tepki verdiği tespit edilmiştir.

Bildirici (2012)'nin çalışması Brunei, Cameron, Fildişi Sahili, Nijerya, Güney Afrika, Togo ve Zimbabve için 1970-2010 dönemini ele alarak elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini üç rejimli MS-VAR modeli ve MS-Granger analizi ile sınamıştır. Uygun enerji politikalarının belirlenebilmesi için değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin bilinmesi gerektiğini ileri süren bu çalışmaya göre tüm rejimlerde elektrik tüketimi ile gayri safi yurtiçi hasıla arasında çift yönlü bir Granger nedenselliği tespit edilmiştir.

Çevik vd.(2012)'nin çalışmasında MS-VAR modeli doğrusal VAR modeline göre daha iyi sonuçlar vermiştir. Bundan dolayı Türkiye, Almanya ve ABD için hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki kazandıran ve kaybettiren dönem olmak üzere iki farklı rejim içeren MS-VAR modeli, MS-Granger nedensellik testi ve bu modele bağlı etki tepki analizi ile sınanmıştır. Aylık verilerden oluşan ve 1988-2012 dönemini kapsayan çalışmaya göre Türkiye ile Almanya'nın hisse senedi piyasaları arasında hem kazandıran hem de kaybettiren dönemde bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Türkiye ile ABD'nin hisse senedi piyasaları arasında kazandıran rejimde, ABD'den Türkiye'ye olmak üzere anlamlı bir nedensellik ilişkisi aynı yönlü olarak tespit edilmişken kaybettiren rejimde bir ilişkiye rastlanmamıştır. ABD ile Almanya'nın hisse senedi piyasaları arasında ise ABD'den Almanya'ya olmak üzere kaybettiren rejimde anlamlı bir nedensellik ilişkisi aynı yönlü olarak tespit edilmişken kazandıran rejimde bir ilişki bulunamamıştır.

Bildirici (2013)'nin çalışması 1970-2010 dönemini kapsamaktadır. Çalışma Türkiye, Arjantin, Brezilya, Çin, Hindistan, Meksika, Singapur ve Güney Afrika için elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi üç rejimli MS-VAR modeli ve MS-Granger analizi ile sınamıştır. Enerji tasarruf önlemlerinin tasarlanabilmesi için değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin bilinmesi gerektiğini ileri süren bu çalışmaya göre hem birinci hem ikinci hem de üçüncü rejimde elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki çift yönlü bir Granger nedenselliği tespit edilmiştir.

Kal vd. (2013)'nin çalışması ABD için altın, hisse senedi fiyatı, faiz oranı ve döviz kuru arasındaki ilişkileri 1979-2010 yılları için iki rejimli MS-VAR modeli ile incelemiştir. Çalışmaya göre bu değişkenler arasındaki karşılıklı ilişki rejimlere bağımlı olup büyüklük, yön ve istatistiksel önem açısından farklılık göstermektedir.

Chkili ve Nguyen (2014)'nin çalışması BRICS ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Asya) için hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki dinamik ilişkiyi tek değişkenli (MS-AR) ve çok değişkenli (MS-VAR) rejim değişim modelleri ile sınamıştır. Haftalık verilerden oluşan çalışma 03:1997-02:2013 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada tek değişkenli rejim değişim modeline göre BRICS ülkeleri için hisse senedi fiyatlarının düşük ve yüksek oynaklık rejimi olmak üzere iki farklı rejime göre değiştiği tespit edilmiştir. Çok değişkenli rejim değişim modeline göre ise hisse senedi fiyatlarının hem sakin hem de türbülanslı dönemlerde döviz kurları üzerinde daha etkili olduğu tespit edilmiştir.

Billio ve Di Sanzo (2015)'nin çalışması iyi donanımlı bir Granger nedenselliğini test etmek için yeni bir yaklaşım önermektedir. Aylık verilerden oluşan çalışma 01:1965-06:1993 dönemini kapsamaktadır. Çalışma, ABD için Hamilton ve Lin'in kullandığı borsa oynaklığı ve iş döngüsünü MCMS-VAR modellerinde Granger nedenselliği ile sınamıştır. Çalışmaya göre nedensellik testlerinin finansal değişkenlerin toplam ekonomik faaliyet yönünü tahmin etmede yararlı olduğu görülmüştür.

Kal vd. (2015)'nin çalışması 1972'nin ilk çeyreğinden 2009'un dördüncü çeyreği ile sona eren dönemi kapsamaktadır. Çalışma, Avustralya, Kanada, Japonya ve İngiltere için ikili nominal döviz kuru ile ABD için para arzı, gelir, enflasyon oranları, kısa vadeli faiz oranları ve hisse fiyatları arasındaki ilişkiyi MS-VAR modeli ve rejimlere bağlı etki tepki analizi ile incelemiştir. Etki tepki fonksiyonlarına göre borsa getirisi şoku, faiz oranı ve döviz kuru denklemlerinin borçtaki farklı değişkenler üzerinde farklı etkileri bulunmaktadır.

Balcılar vd. (2016)'nin çalışması ABD için aylık ekonomik politika belirsizliği endeksi ile çeyreklik GSYİH'daki durgunluk rejimlerini 01:1947-02:2014 dönemini kapsayacak şekilde karışık frekanslı Markov rejim değişim vektör otoregresif (MF-MS-VAR) model ile öngörmeyi amaçlamıştır. Çalışma, MF-MS-VAR'ın farklı durgunluk rejimlerine uyduğunu ve MS-VAR ile MS-AR modellerinden elde edilen sonuçlardan daha doğru olan örneklem dışı durgunluk olasılıkları öngördüğünü göstermektedir.

Chen vd. (2018)'nin çalışması Çin için finansal faktörlerin demir dışı metal fiyatlarındaki dalgalanmalara olan etkilerini dik düşüş, küçük düşüş ve sabit yükseliş olmak üzere üç rejimli MS-VAR modeli ile sınamıştır. 08:2004-10:2016 dönemini

kapsayan ve aylık verilerden oluşan çalışmaya göre mevcut doğrusal olmayan ekonometrik modellerle birlikte varılan sonuçlar, emtia piyasasının finansallaşmasını açıklamak için yeni bir entelektüel çerçeve ve analiz aracı sunmaktadır.

Koy (2016)'un çalışması Etkin Piyasa Hipotezini Markov Rejim Değişim Modelleri ile sınamaktadır. Günlük verilerden oluşan çalışma 03:01:2011-30:09:2015 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada Türkiye için BIST 100 endeksinin doğrusal olmayan yapısı üç rejimli MS-VAR modeli ile ele alınmıştır. Çalışmaya göre yatırımcılar yatırım kararları aldıklarında piyasanın en son hangi rejimde olduğunu biliyorlarsa, takip eden zaman noktasında da hangi rejimde olacağını olasılıksal olarak tahmin edebileceklerdir.

Çevik ve Yıldırım (2018)'in çalışmasında, veriyi temsil etmede, MS-VAR modeli doğrusal VAR modeline göre daha üstün sonuçlar vermiştir. Çeyreklik verilerden oluşan çalışma Q1:1973-Q1:2018 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada ABD için yenilenebilir enerji tüketimi ile hasıla arasındaki ilişki MS-VAR ve MS-Granger analizi ile sınanmıştır. Çalışmaya göre yenilenebilir enerji tüketimi ile hasıla arasında bir nedensellik ilişkisinin mevcut olmadığı sonucuna varılmıştır.

Sosa vd. (2018)'nin çalışması Latin Amerika Bütünleşik Pazar (MILA) ülkeleri olarak geçen Kolombiya, Şili, Meksika ve Peru için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi tek değişkenli (MS-AR) ve çok değişkenli (MS-VAR) rejim değişim modelleri ile sınamıştır. Günlük verilerden oluşan ve 01:01:2003-26:09:2016 dönemini kapsayan çalışmada, tek değişkenli rejim değişim modeline göre MILA ülkeleri için hisse senedi fiyatlarının düşük ve yüksek oynaklık rejimi olmak üzere iki farklı rejime göre değiştiği tespit edilmiştir. Yüksek oynaklık döneminin düşük oynaklık dönemine göre daha az kalıcılık sergilediği belirlenmiştir. Çok değişkenli rejim değişim modeline göre ise hisse senedi fiyatlarının döviz kurunu etkilediği ancak döviz kurlarının hisse senedi fiyatı üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığı tespit edilmiştir.

Yıldırım vd. (2018)'nin çalışması BRICS ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika) için küresel ham petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki dinamik ilişkiyi ham petrol ihracatçıları ve ithalatçı ülkeler açısından MS-VAR modeli ile ele alarak rejimlere bağlı etki tepki analizi ile incelemiştir. Etki tepki analizi sonuçlarına göre tüm ülkeler için borsaların bir petrol fiyat şokuna karşı

verdikleri tepkiler rejimlere göre değişmektedir. Çalışmaya göre 1:1995-12:2016 dönemleri için borsada beklenmeyen bir petrol fiyatı şokuna verilen tepkiler, Çin dışındaki tüm ülkelerde yüksek volatilité rejiminde olumlu ve istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar vermiştir.

Ahmed ve Mustafa (2019)'nın çalışması logaritmik aylık ortalama verilerden oluşmaktadır ve 1993-2016 dönemini kapsamaktadır. Çalışma SAARC ülkeleri (Bangladeş, Hindistan, Pakistan ve Sri Lanka) için hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi Hamilton'ın Markov rejim değişim yaklaşımını kullanarak sınamıştır. Çalışmada SAARC ülkeleri için düşük ve yüksek oynaklık rejimi olmak üzere iki farklı rejim tespit edilmiştir. Çıkan olasılıklar ve ortalama rejim süreleri, pazar değişiminin seçilen ülkeler arasında değiştiğini göstermiştir. Hindistan pazarı, araştırılan dönemde bir kez rejim değiştirmişken Pakistan ve Sri Lanka pazarları daha sık rejim değiştirmiştir. Bangladeş borsasında ise çoklu rastgele olaylar olmasından dolayı rejim değişimleri keskin bir şekilde gerçekleşmiştir.

Kal ve Gündüz (2019) 'ün çalışması Avustralya, Kanada, Japonya ve İngiltere için döviz kuru ile ekonomik ve finansal temeller arasındaki ilişkinin kura bağılı olarak değişip değişmediğini ve temel değere göre değerinin düşük olup olmadığını iki rejimli MS-VAR modeli ile sınamıştır. 01:1972-04:2009 dönemini kapsayan çalışmaya göre döviz kurları, faiz oranları ve fiyat farkı arasındaki ilişkinin büyüklüğü, yönü (işareti) ve istatistiksel önemi, temelde belirlenen değere göre ve döviz kurunun konumuna göre değişmektedir.

Sosa vd. (2019)'nin çalışması günlük verilerden oluşmaktadır ve 2003-2015 dönemini kapsamaktadır. Çalışma, 13 gelişmiş ülke ve 6 gelişmekte olan Latin Amerika ekonomisi için yabancı portföy yatırım akışlarındaki yapısal değişiklikleri MS-AR ve MS-VAR modelleri ile sınamaktadır. Tüm pazarlar için düşük ve yüksek oynaklık dönemi olmak üzere iki farklı rejim tespit edilmiştir. Çalışmada ABD borsalarının Avrupa ve Amerika'daki en önemli borsalar ile yakın bir ilişki içinde olduğu sonucuna varılmıştır.

Genç ve Öztürk (2021)'ün çalışması 2009:01-2020:06 dönemini kapsamaktadır ve Türkiye için BIST100 endeksi ile USD/TRY kuru arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Çalışmada asimetrik nedensellik analizi ile Markov rejim değişim modelleri

kullanılmıştır. Markov rejim değişim modeline göre hem daralma hem de genişleme dönemi için hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir.

Lai ve Hu (2021) yaptıkları çalışmada Çin için 1997:01 ile 2019:07 dönemini dikkate alarak para miktarı, faiz oranı, hisse senedi fiyatları ve hisse senedi piyasa volatilitesi gibi değişkenleri ele almışlardır. Çalışmada 3 rejim içeren MSIH (3)-VAR (2) modeli kullanılmıştır. Çalışmanın sonucuna göre para politikasının hisse senedi piyasası istikrarı üzerinde baskılanmış rejim sistemi, istikrarlı rejim sistemi ve genişleme rejim sistemi olmak üzere 3 tane göze çarpan özelliği bulunmaktadır.

Şenol (2021)'un çalışması günlük verilerden oluşmaktadır ve 04/ 01/ 2010 ile 13/ 09/ 2019 dönemini kapsamaktadır. Çalışma Türkiye için döviz kuru, faiz oranları ve petrol fiyatlarını dikkate almaktadır. Markov rejim değişim modeline göre yüksek oynaklık rejiminin düşük oynaklık rejimine göre daha kısa sürdüğü belirlenmiştir. Faiz oranında meydana gelen artışların yüksek oynaklık rejiminde döviz kurunu artırdığı, faiz etkisinin düşük oynaklık rejiminde kaybolduğu ve petrolün her iki rejim içinde döviz kurunu etkilemediği tespit edilmiştir.

3.3. ARAŞTIRMANIN ÖNEMİ, AMACI VE KAPSAMI

Döviz kuru hareketleri ile hisse senedi fiyatları arasındaki güçlü dinamik yapı, uluslararası sermayelerin bütçelenmesi ve ekonomi politikalarının belirlenmesi açısından önem arz etmektedir. Bununla birlikte olumlu ve olumsuz şokların bulaşıcı yapısı piyasayı hızlı bir şekilde etkileyebilmekte, özellikle de olumsuz şokların etkisi döviz kurları ile hisse senetleri arasında herhangi bir belirsizlik yaşanması durumunda krizlere yol açabilmektedir. Bu anlamda finansal ekonomide, döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasında geleneksel ve portföy olmak üzere iki farklı yaklaşım bulunmaktadır.

Bu anlamda literatürde döviz kuru hareketleri ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiye dair yapılmış pek çok ampirik çalışma mevcuttur. Ancak yapılan çalışmaların pek çoğu seriler arasındaki ilişkileri doğrusal olarak kabul etmekte ve doğrusal zaman serilerine uygulanan eşbütünleşme sınamaları ile klasik nedensellik testlerine dayanmaktadır. Bu bağlamda bir önceki bölümde de belirtildiği üzere doğrusal

modeller, deęişkenler arasındaki ilişkinin tüm örneklem dönemleri boyunca aynı (simetrik) kaldığını varsaymaktadır. Ancak gerçek hayatta deęişkenler arasındaki ilişki asimetrik yapı sergileyerek hem farklı dönemlerde hem de farklı rejimlerde deęişkenlik arz etmektedir. Bu anlamda bu çalışmanın dięer çalışmalardan ayrılan en önemli özellięi temelinde MS-VAR modellerinin olduęu doğrusal olmayan zaman serisi sınamalarının tercih edilmiş olmasıdır.

Çalışmanın amacı, döviz kuru ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi dikkate alarak rejim sayısını belirlemek ve bulaşma etkisi gösteren pozitif veya negatif şoklar karşısındaki dalgalanmaların Türkiye ekonomisini etkileyip etkilemediğini belirlemektir. Söz konusu alanda literatürde pek çok çalışma bulunmasına rağmen Türkiye ekonomisi için döviz kuru ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin önemini ve nedensellik yönünü MS-VAR temelli doğrusal olmayan modelleme yaklaşımı kullanarak test etmeye yönelik bir çalışma tarafımızca bilinmemektedir. Bu yaklaşım veri setlerinin karakteristik yapıları hakkında bilgi vermesi bakımından ve döngü tarihleri ile rejimlerde geçirilen ortalama süreye ait bilgileri içermesi açısından dięer doğrusal olmayan modellere göre üstünlük göstermektedir. Bu anlamda MS-VAR yaklaşımının temelini oluşturduęu doğrusal olmayan zaman serisi yöntemleriyle belirlenecek olan rejim sayısı ve rejimlere baęlı olarak elde edilecek olan hem nedensellik hem de etki tepki analiz sonuçları çalışmanın literatüre katkısını oluşturacaktır.

Modelin tahmini için veriler Merkez Bankası EVDS sisteminden elde edilmiştir. Çalışmada, oynaklığın oluşmasına imkân tanıyacak kadar kısa, deęişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesini sağlayacak kadar uzun olmasından dolayı haftalık veri seti tercih edilmiştir. Araştırma, 03:01:2003-04:11:2019 dönemini kapsayan haftalık veri setinden oluşmaktadır. Deęişkenler, kapanış fiyatlarına göre (Ocak 1986=1) BIST 100 endeksi ile satış fiyatına göre ABD dolarıdır. Analizlerde deęişkenler için logaritmik getiri serileri $R_t = \ln(P_t / P_{t-1})$ formülü ile hesaplanarak kullanılmıştır.

Modelin tahmin edilebilmesi için ilk aşamada serilerin duraęan olması gerekmektedir. Analizlerde logaritmik getiri serisi kullanılacağı için duraęanlık şartını sağlayacağı varsayılmaktadır. Ancak yine de teyit etmek amacıyla hem doğrusal (ADF) hem de doğrusal olmayan (LNV) birim kök testleri yapılmıştır. Sonraki aşamada

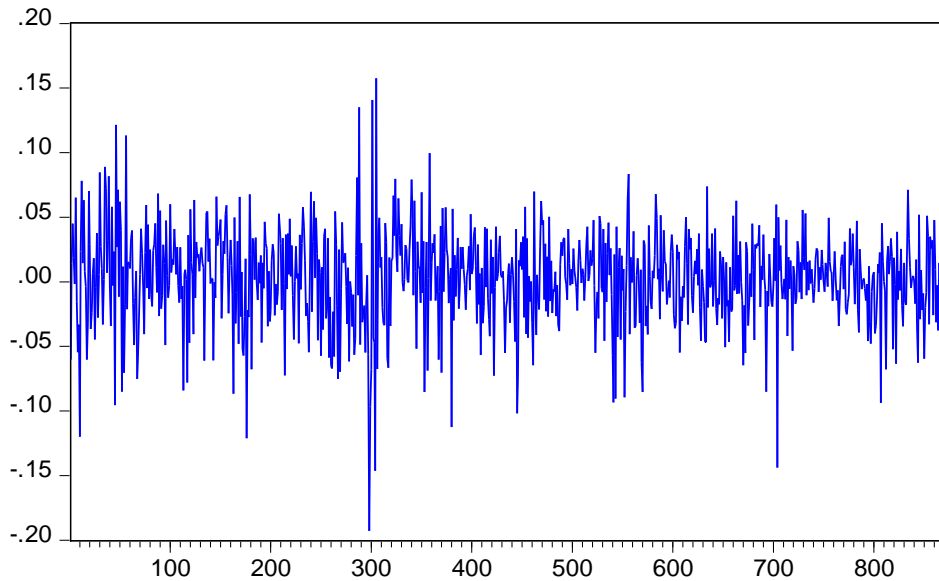
doğrusal olmamayı test eden sınamalar ile serilerin doğrusal olup olmadığı (Mcleod-Li, BDS ve Di Sanzo) tespit edilmiştir. Arkasından MS-VAR modeli için uygun gecikme sayısı, hata terimlerini otokorelasyonsuz yapacak şekilde model seçme kriterlerine göre belirlenmiştir. Daha sonra model parametreleri tahmin edilmiş, rejim sayısı belirlenerek adlandırılmış ve hata terimlerine ait varsayımsal test sonuçları ifade edilmiştir. Rejim geçiş olasılıkları ve rejimde kalma süreleri ifade edildikten sonra nedensellik testleri (VAR'a dayalı Granger, Diks-Panchenko ve MS-Granger) yapılarak karşılaştırılmış ve son olarak değişkenler arasındaki ilişki hem doğrusal hem de doğrusal olmayan (Ehrmann vd.) etki tepki fonksiyonları ile belirlenmeye çalışılmıştır.

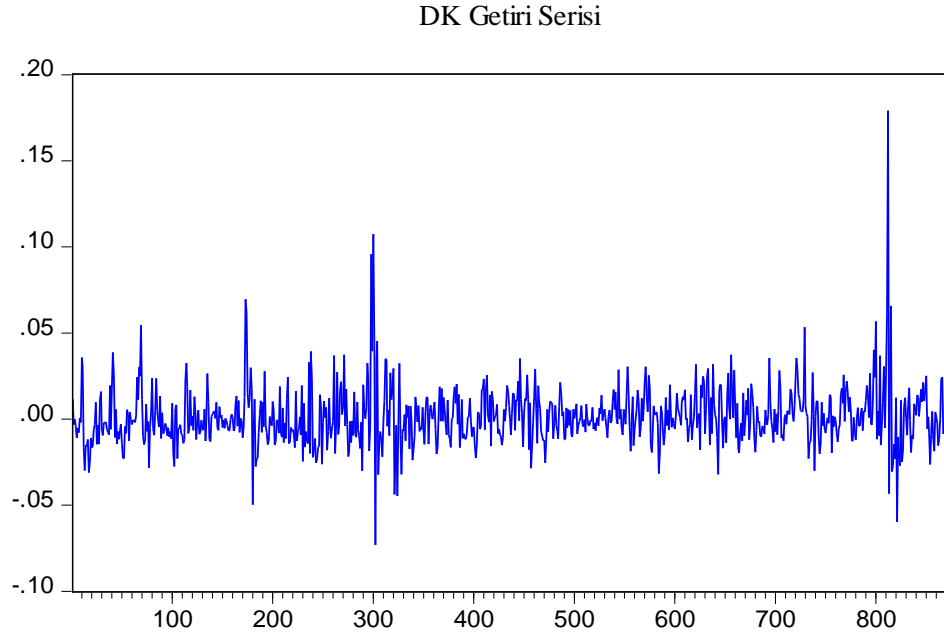
Çalışmaya dair hesaplamalar, EViews 9.0 programı, R 3.5.1 programı ve OxMetrics6 programında MS-VAR paketi kullanılarak yapılmıştır.

3.4. VERİLERİN TEMEL İSTATİSTİKSEL ANALİZLERİ

Model tahminlerinde BIST 100 endeksi ile dolar kuru (USD) için 03:01:2003-04:11:2019 dönemini kapsayan haftalık veri seti ele alınmıştır. Değişkenlerden BIST 100 endeksi BIST 100 ile dolar kuru (USD) ise DK ile gösterilmiştir. Değişkenler için logaritmik getiri serileri kullanılmıştır. Getiri serilerine ait grafikler Şekil 3.1.'de; tanımlayıcı istatistikler ise Tablo 3.2.'de verilmiştir.

BIST 100 Getiri Serisi





Şekil 3.1. Getiri Serilerine Ait Grafikler

Tablo 3.2. incelendiğinde değişkenlere ait standart sapma değerlerinin birbirine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Değişkenler normal dağılım sergilememektedir. Ampirik çalışmaların pek çoğu finansal zaman serilerinin normal dağılım varsayımını sağlamadığını desteklemektedir.

Tablo 3.2. Getiri Serilerine ait Tanımlayıcı İstatistikler

	BIST 100	DK
Ortalama	0.0025	0.0014
Standart Sapma	0.0370	0.0170
Çarpıklık	-0.3805	2.0082
Basıklık	4.9817	19.5625
Jarque-Bera	163.5489 (0.0000)	10540.92 (0.0000)

3.5. BİRİM KÖK SINAMALARI

Zaman serisi analizleri ekonometrik çalışmalarda sıklıkla tercih edilen yöntemlerden biridir. Trend (eğilim), konjonktürel (devresel), mevsimsel ve düzensiz (rassal) dalgalanmalar olmak üzere dört bileşenden etkilenmektedir. Etkilenen zaman serilerinin amacı değişkenlerin geçmiş davranışlarından yararlanarak gelecek davranışlarını çıkarsamaktır. Bu anlamda özellik bakımından zaman serileri,

deterministik ve stokastik olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Deterministik özellikler trend, mevsimsellik ve sabit katsayılarla ilgilenmekteyken stokastik özellikler durağanlıkla ilgilenmektedir. Ekonometrik analizlerle anlamlı sonuçların elde edilebilmesi için araştırmaya konu olan serilerin durağan olması gerekmektedir. Serilerin durağanlığı, tahminlemede sadece o döneme değil geleceğe yönelik çıkarsamaların yapılmasına da imkân tanımaktadır. Ayrıca regresyon ilişkisinin sahte mi yoksa gerçek mi olduğu serilerin durağan olup olmaması ile ifade edilebilmektedir.

Gujarati ve Porter'a (2012:740) göre "ortalaması ve varyansı zaman içerisinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa ya da açıklığa yahut gecikmeye bağlı olan olasılıklı bir süreç için durağandır" denir ve Y rassal bir değişken olmak üzere;

$$\text{Sabit ortalama: } E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Sabit varyans: } \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Gecikme mesafesine bağlı, sabit ortak varyans } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

k : tüm t dönemleri için gecikme mesafesi ve $k \neq 0$

şeklinde gösterilmektedir.

Literatürde durağanlığın sınanmasıyla ilgili doğrusal, doğrusal olmayan, panel ya da yapısal kırılmalı olmak üzere pek çok sınama bulunmaktadır. Bu çalışmada durağanlığın tespit edilmesi amacıyla doğrusal birim kök testlerinden ADF sınaması ile doğrusal olmayan birim kök testlerinden ise LNV sınaması kullanılmıştır.

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi, geleneksel durağanlık sınamalarından biridir ve 1979 yılında geliştirilmiş olan Dickey-Fuller (DF) birim kök testinden türetilmiştir. Sınama hata terimlerinin farklı mertebeden otoregresif sürece tabi olabileceklerini varsaymaktadır.

Sınamanın modelleri

$$\text{Sabitsiz ve trendsiz model} \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Sabitli model} \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Sabitli ve trendli model} \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

şeklindedir (Gujarati ve Porter, 2012:757).

Sınamanın hipotezleri

$$H_0: \delta = 0 \quad \text{seri birim köklüdür}$$

$$H_1: \delta < 0 \quad \text{seri durağandır}$$

şeklindedir.

Sınamanın karar verme biçimi

hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerin mutlak değerinden küçük ise H_0 reddedilemez, seri birim köklüdür

hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerin mutlak değerinden büyük ise H_1 reddedilemez, seri durağandır

şeklindedir.

Tablo 3.3.'de sunulan ADF sınavasının istatistikleri incelediğinde her iki getiri serinin de durağan oldukları tespit edilmiştir.

Tablo 3.3. Getiri Serilerine ait ADF Birim Kök Testi

BIST 100 Getiri Serisi için ADF Birim Kök Testi			
	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli
Test İstatistiği	-19.6298	-19.7691	-19.8305
%1 kritik değeri	-2.5676	-3.4376	-3.9686
%5 kritik değeri	-1.9411	-2.8646	-3.4149
%10 kritik değeri	-1.6164	-2.5684	-3.1296
DK Getiri Serisi için ADF Birim Kök Testi			
	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli
Test İstatistiği	-7.3418	-7.6063	-7.9587
%1 kritik değeri	-2.5676	-3.4377	-3.9688
%5 kritik değeri	-1.9411	-2.8647	-3.4150
%10 kritik değeri	-1.6164	-2.5685	-3.1297

Durağanlığın belirlenmesinde serilerin doğrusal olup olmaması da önem arz etmektedir. Doğrusal olmayan seriler için doğrusal serilere uygulanan birim kök testlerinin tercih edilmesi durağan olmama yönünde eğilimli sonuçlar vermektedir. ADF sınaması doğrusal birim kök sınamalarının en genelidir. Dolayısıyla burada, mevcut durumda bir sapma olup olmadığını teyit etmek için doğrusal olmayan birim kök testi de yapılmıştır.

Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) tarafından geliştirilmiş olan LNV doğrusal olmayan birim kök testi, STAR modellerinden LSTAR (lojistik dağılım fonksiyonlu yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif model) model yapısına uygun işleyiş sergilemektedir. Sınama Dickey-Fuller tipi testlerden geliştirilmiştir ve üç tip model yapısına sahiptir.

Sınamanın modelleri

$$\text{Model A } y_t = a_1 + a_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad \text{trendsiz form}$$

$$\text{Model B } y_t = a_1 + \beta_1 t + a_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad \text{trendli form}$$

Model C $y_t = a_1 + \beta_1 t + a_2 S_t(\gamma, \tau) + \beta_2 t S_t(\gamma, \tau) + v_t$ lojistik formu trendle ilişkilendiren form

$$t = 1, \dots, T$$

$a_1 =$ sabit terim

$v_t =$ sıfır ortalamalı $I(0)$ süreci

$S_t(\gamma, \tau) =$ lojistik dağılımlı yumuşak geçiş fonksiyonu

$$S_t(\gamma, \tau) = \left[1 + \exp\{-\gamma(t - \tau T)\} \right]^{-1} \quad \gamma > 0$$

$\tau = \gamma > 0$ için geçiş orta noktasının zamanlayıcısı

şeklindedir (Leybourne vd., 1998: 84-85).

Sınamanın hipotezleri

$H_0: \hat{\rho} = 0$ seri birim köklüdür

$H_1: \hat{\rho} < 0$ seri durağandır

şeklindedir.

Leybourne vd. (1998) 'e göre model 2 aşamada tahmin edilmektedir (Leybourne, 1998: 86).

1. Aşamada

- Her üç model için regresyon denklemi, lojistik dağılımdan dolayı doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi seçilerek tahmin edilir.
- Tahmin edilen modellerin hata terimleri

$$\text{Model A} \quad \hat{v}_t = y_t - \hat{a}_1 - \hat{a}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau})$$

$$\text{Model B} \quad \hat{v}_t = y_t - \hat{a}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{a}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau})$$

$$\text{Model C} \quad \hat{v}_t = y_t - \hat{a}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{a}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) - \hat{\beta}_2 t S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau})$$

şeklinde elde edilir.

2. Aşamada

- Hata terimlerine ADF (genişletilmiş Dickey-Fuller) testi yapılarak test istatistiği

$$\Delta \hat{v}_t = \hat{\rho} \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\delta}_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \hat{\eta}_t$$

şeklinde hesaplanır.

Karar aşamasında kullanılabilmesi amacıyla kritik değerler Leybourne vd. (1998) 'ın çalışmasında belirtilmiştir.

Sınamanın karar verme biçimi

hesaplanan test istatistiği kritik değerden büyük ise H_0 reddedilemez
seri birim köklüdür

hesaplanan test istatistiği kritik değerden küçük ise H_1 reddedilemez
seri durağandır

şeklindedir.

Tablo 3.4.'de sunulan LNV sınamasının istatistikleri incelediğinde her iki getiri serinin de durağan oldukları tespit edilmiştir.

Tablo 3.4. Getiri Serilerine ait LNV Birim Kök Testi

BIST 100 Getiri Serisi için LNV Birim Kök Testi			
	Model A	Model B	Model C
Test İstatistiği	-30.4754	-30.4846	-30.7196
%1 kritik değeri	-4.685	-5.141	-5.420
%5 kritik değeri	-4.103	-4.565	-4.825
%10 kritik değeri	-3.797	-4.277	-4.552
DK Getiri Serisi için LNV Birim Kök Testi			
	Model A	Model B	Model C
Test İstatistiği	-23.6117	-23.6047	-23.6114
%1 kritik değeri	-4.685	-5.141	-5.420
%5 kritik değeri	-4.103	-4.565	-4.825
%10 kritik değeri	-3.797	-4.277	-4.552

Getiri serileri hem doğrusal birim kök testinde hem de doğrusal olmayan birim kök testinde aynı sonucu vererek durağan¹⁴ olduklarını göstermişlerdir. Burada özellikle doğrusal olmayan birim kök testinde durağanlık şartı sağlanmıyor olsaydı rejimden kaynaklı bir yanılısama olup olmadığını belirlemek amacıyla MS-ADF sınamasına başvurulacaktı. Fakat sonuçların tutarlı olmasından dolayı hem bu sınamaya hem de MS-VECM sınamasına gerek duyulmadı. Ancak burada sonraki aşamada hangi tür modellerin tercih edilmesi gerektiğine karar verebilmek amacıyla serilerin doğrusal özellikler mi yoksa doğrusal olmayan özellikler mi sergilediğinin belirlenmesi gerekmektedir.

3.6. DOĞRUSAL OLMAMA SINAMALARI

Serilerin doğrusal olmama özelliği sergilemesi durumunda doğrusal özellik sergileyen modellerle sınanması hatalı sonuçların elde edilmesine neden olabilmektedir. Bunu önlemek amacıyla serilerin doğrusal olup olmadığını sınanması gerekmektedir. Literatürde doğrusallığın sınanması amacıyla Mcleod-Li (1983), Keenan (1985), Tsay (1986), Brock, Dechert ve Scheinkman (1987), Teräsvirta, Lin ve Granger (1993), Hansen (1999), Harvey ve Leybourne (2007), Harvey, Leybourne ve Xiao (2008) ve Di Sanzo (2009) gibi pek çok test geliştirilmiştir. Bu çalışmada doğrusallığın tespit edilmesi amacıyla Mcleod-Li, Brock, Dechert ve Scheinkman ile Di Sanzo sınamaları kullanılmıştır.

Mcleod ve Li (1983)'nin geliştirmiş oldukları sınama hata terimleri üzerinden doğrusal olmamayı test etmektedir. Durağanlık varsayımı altında çalışan sınama doğrusal olmamayı ölçmesine rağmen doğrudan doğrusal olmama testi olarak değil, spesifikasyon hatası testi olarak anılmaktadır. Tek başına bir seri için kullanılabilen test, ARMA ya da ARIMA gibi yapılar içinde kullanılabilir. Burada model tahmin edildikten sonra elde edilen hata terimi kareler toplamı otokorelasyon fonksiyonuna dayandırılarak hesaplanmaktadır. Sınamanın yapısı Davies, Triggs ve Newbold (1977) ile Ljung-Box (LB) (1998) test istatistiklerinin değiştirilmiş formudur. Doğrusal olmamayı test etmek için ilk kullanılan sınamalardan biri olmasından dolayı tek başına yeterli olmayıp daha çok ön test olarak kullanılmaktadır.

¹⁴ Serilere ait durağanlık için AR karakteristik polinomunun ters kökü Ekler kısmında verilmiştir.

Sınamanın hipotezleri

H_0 : seri doğrusaldır

H_1 : seri doğrusal değildir

şeklindedir.

Sınamanın test istatistiği

$$Q_a^* = n(n+2) \sum_{i=1}^M \hat{r}_a^2(i) / (n-i) \quad \sim \chi_{m-p-q}^2$$

n = gözlem sayısı

m = otokorelasyon gecikmesi sayısı

a_t = kalıntılar

$$\hat{r}_a(k) = \frac{\sum_{k+1}^n \hat{a}_t \hat{a}_{t-k}}{\sum_1^n \hat{a}_t^2} \quad \text{kalıntılarn } k. \text{ gecikmedeki otokorelasyon}$$

fonksiyonu

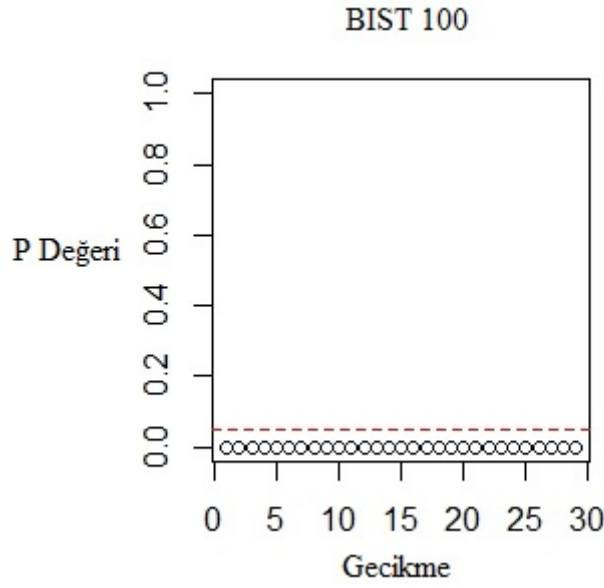
şeklindedir (Mcleod ve Li, 1983: 270).

Sınamanın karar verme biçimi

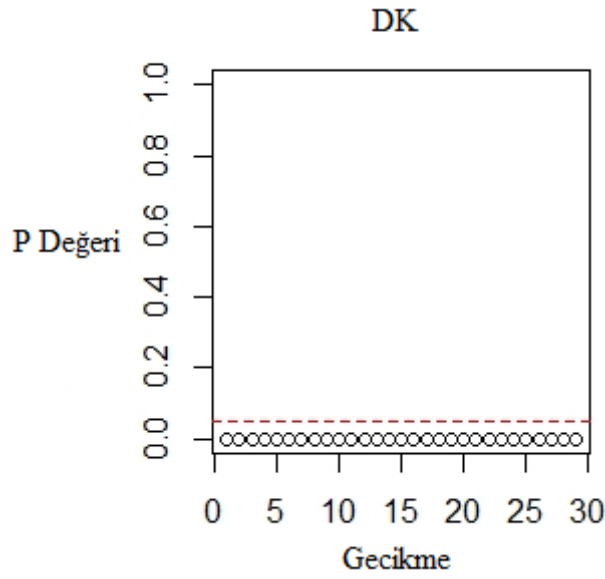
hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden büyük ise H_0 reddedilemez
seri doğrusaldır

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden küçük ise H_1 reddedilemez
seri doğrusal değildir

şeklindedir.



Şekil 3.2. BIST 100 Getiri Serisine ait McLeod-Li Doğrusal Olmama Sınaması



Şekil 3.3. DK Getiri Serisine ait McLeod-Li Doğrusal Olmama Sınaması

Şekil 3.2. ve Şekil 3.3.'de sunulan McLeod-Li sınavasının istatistikleri¹⁵ incelediğinde her iki serinin olasılık değerlerinin ($p=0.00$) 0.05 önem düzeyinden küçük olmasından dolayı hem BIST 100 serisinin hem de DK serisinin doğrusal olmadıkları tespit edilmiştir.¹⁶

¹⁵ Noktalar olasılık değerlerini göstermekteyken kırık çizgiler güven aralığını göstermektedir.

¹⁶ Olasılık değerleri Ekler kısmında verilmiştir.

Brock, Dechert ve Scheinkman Doğrusal Olmama Sınaması literatürde BDS sınaması olarak bilinmektedir. Test ilk olarak Brock, Dechert ve Scheinkman (1987) tarafından geliştirilmiştir. 1996 yılında LeBaron'danın katkısıyla revize edilen sınamanın amacı; hata terimleri üzerinden dağılımların benzer olup olmadığını test etmektir. Sınamada kukla değişken kullanılmaktadır ve test istatistiği normal dağılıma tabidir. Diğer doğrusal olmama sınamaları gibi durağanlık varsayımı altında işlemektedir ve tek başına kullanılmayıp yardımcı test olarak tercih edilmektedir.

Sınamanın modeli

$$C_{m,n}(\epsilon) = \frac{1}{\binom{n}{2}} \sum_{1 \leq s < t \leq n} \chi_{\epsilon}(\|u_s^m - u_t^m\|)$$

$$\chi = \begin{cases} 1 & |u_s^m - u_t^m| < \epsilon \text{ iken,} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

χ = gösterge fonksiyonu

m = boyut

ϵ = küçük bir sayı

şeklindedir (Brock vd., 1996:7).

Sınamanın hipotezleri

H_0 : Hata terimleri bağımsız özdeş (benzer) dağılıma (iid) sahiptir
seri doğrusaldır

H_1 : Hata terimleri bağımsız özdeş (benzer) dağılıma (iid) sahip değildir
seri doğrusal değildir

şeklindedir.

Sınamanın test istatistiği

$$V_{\epsilon} = \sqrt{n} \frac{C_{m,n}(\epsilon) - C_1(\epsilon)^m}{\sigma_m(\epsilon)} \sim N(0,1)$$

$\sigma_m(\epsilon)$ = standart sapma

şeklindedir (Brock vd., 1996:7).

Sınamanın karar verme biçimi

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden büyük ise H_0 reddedilemez
seri doğrusaldır

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden küçük ise H_1 reddedilemez
seri doğrusal değildir

şeklindedir.

Tablo 3.5. ve Tablo 3.6.'da sunulan BDS sınavasının istatistikleri incelediğinde her iki serinin olasılık değerlerinin ($p=0.00$) 0.05 önem düzeyinden küçük olmasından dolayı hem BIST 100 serisinin hem de DK serisinin doğrusal olmadıkları tespit edilmiştir.

Tablo 3.5. BIST 100 Getiri Serisine ait BDS Doğrusal Olmama Sınavası

Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-istatistiği	p Değeri
2	0.0065	0.0026	2.4948	0.0126
3	0.0147	0.0041	3.5335	0.0004
4	0.0211	0.0049	4.2466	0.0000
5	0.0232	0.0051	4.4905	0.0000
6	0.0250	0.0049	5.0274	0.0000

Tablo 3.6. DK Getiri Serisine ait BDS Doğrusal Olmama Sınavası

Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-istatistiği	p Değeri
2	0.0288	0.0028	10.2079	0.0000
3	0.0477	0.0044	10.6359	0.0000
4	0.0588	0.0053	11.0440	0.0000
5	0.0660	0.0055	11.9232	0.0000
6	0.0668	0.0053	12.5277	0.0000

Di Sanzo doğrusal olmama sınaması, Di Sanzo (2009) tarafından geliştirilmiş olan Markov rejim değişim spesifik doğrusallık sınamasıdır. Test, bootstrap yaklaşımına dayanan Markov rejim değişim özellikli doğrusal olmamayı sınanan spesifik bir LR testidir. Burada Markov rejim değişim modeli için geçiş olasılıkları mevcutken doğrusal model için geçiş olasılıkları tanımlı değildir. Bundan dolayı standart LR test istatistiği kullanılamamaktadır. Markov rejim değişim modellerinde doğrusallığın sınaması karmaşık bir işlemdir. Doğrusallığın olduğu sıfır hipotezi altında bazı parametreler tanımlanmamıştır ve test istatistiğinin asimptotik dağılımı standart χ^2 dağılımına tabi değildir (Di Sanzo, 2009:153). Bu anlamda Di Sanzo (2009)'nun sınaması, test istatistiğinin dağılımını yaklaşık olarak belirleyebilmek için bootstrap¹⁷ temelli yeniden örnekleme bir yöntem önermektedir. Sınamanın uygulanması nispeten daha kolaydır ve küçük örneklerde de iyi sonuçlar vermektedir.

Sınama 5 aşamadan meydana gelmektedir. Bunlar,

1. Aşamada

Doğrusal model tahmin edilir.

$$\hat{\theta}_0 = \left\{ \hat{\mu}, \left\{ \hat{\phi}_\tau \right\}_{\tau=1}^m, \hat{\sigma} \right\} \quad \text{maksimum olabilirlik tahmircisi (MLE)}$$

2. Aşamada

Sıfır hipotezi altında standardize hatalar elde edilir.

$$\hat{u}_t = \hat{\sigma}^{-1} \left[x_t - \hat{\mu} - \sum_{\tau=1}^m \hat{\phi}_\tau \left\{ x_{t-\tau} - \hat{\mu} \right\} \right] \quad t = m + 1, \dots, T$$

3. Aşamada

Alternatif hipotez altında Markov rejim değişim modeli tahmin edilir ve hem doğrusal modelin hem de Markov rejim değişim modelinin log-olabilirlik fonksiyonu kullanılarak LR test istatistiği hesaplanır.

$$LR = 2 \left[L(\hat{\theta} | \Omega_T) - L(\hat{\theta}_0 | \Omega_T) \right]$$

¹⁷ Efron (1979) tarafından standart hataları hesaplamak için geliştirilmiştir. İstatistiksel tahminlere varyans, güven aralığı, tahmin hatası gibi doğruluk ölçülerini atamak için kullanılmaktadır. Rastgele örnekleme yöntemlerini kullanarak herhangi bir istatistiğin örnekleme dağılımını tahmin etmeye yarar. Amacı, herhangi bir varsayıma gerek duymaksızın mevcut veri setini kullanarak farklı büyüklükte ve miktarda veri seti oluşturabilmek için yeniden örnekleme yaparak istatistiksel çıkarımlara ulaşmaktır. (Sacchi; 1998: 1716)

$\hat{\theta} = \theta$ 'nın sınırsız maksimum olabilirlik tahmincisi (MLE)
 (=Markov rejim deęişim modelinin log-olabilirlik deęeri)

$\hat{\theta}_0 = 1$.aşamada hesaplanmış olan sıfır hipotezi altında maksimum olabilirlik tahmincisi (MLE)
 (=Doęrusal modelin log-olabilirlik deęeri)

4. Aşamada

Doęrusal modelden elde edilen standardize hatalar (\hat{u}_t) kullanılarak bootstrap hatalar elde edilir. Bu hatalar yardımıyla bootstrap örneklem oluşturulur.

$$x_t^* = \hat{\mu} + \sum_{\tau=1}^m \hat{\phi}_{\tau} \{x_{t-\tau}^* - \hat{\mu}\} + \hat{\sigma}u_t^*$$

x_t^* = bootstrap örneklem (sırası deęiştirilmiş örneklem)

u_t^* = bootstrap hatalar (sırası deęiştirilmiş hatalar) $t = m + 1, \dots, T$

$(x_0, x_{-1}, x_{-2}, \dots, x_{-m+1}) =$ başlangıç deęerleri seti

5. Aşamada

Bootstrap örneklem (x_t^* - sırası deęiştirilmiş örneklem) yardımıyla LR test istatistięi hesaplanarak LR^* deęeri elde edilir. 4. ve 5. Aşamalar B^{18} kez tekrar edilir. Böylece LR'nin bootstrap daęılımı olan LR^* daęılımı elde edilir. Buradan bootstrap p deęeri elde edilir. Bu deęer, gözlenen LR istatistięinden daha büyük olan LR^* deęerinin oranını vermektedir.

$$p_B = \text{card}(LR^* \geq LR) / B$$

$p_B =$ bootstrap (sıra deęiştirmeye dayalı) p deęeri

şeklindedir (Di Sanzo, 2009:159).

Sınamanın hipotezleri

H_0 : veri doęrusal modele uygundur

H_1 : veri Markov rejim deęişim modeline uygundur

şeklindedir.

¹⁸ İlgili makalede bootstrap $B=499$ olarak kabul edilmiştir (Di Sanzo, 2009:161)

Sınamanın karar verme biçimi

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden büyük ise H_0 reddedilemez
veri doğrusal modele uygundur

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden küçük ise H_1 reddedilemez
veri Markov rejim değişim modeline uygundur

şeklindedir.

Tablo 3.7.'de sunulan Di Sanzo sınavasının istatistikleri¹⁹ incelediğinde bağımlı değişken olan BIST 100 serinin olasılık değerinin 0.05 önem düzeyinden büyük olmasından dolayı H_0 hipotezi reddedilemiyorken bağımsız değişken olan DK serisinin Markov rejim değişim modeline uygun olduğu belirlenmiştir. Bir önceki sınamalar da dikkate alınarak serilerin doğrusal olmayan yapı sergiledikleri kabul edilmiştir.

Tablo 3.7. BIST 100 ve DK Getiri Serilerine ait Di Sanzo Doğrusal Olmama Sınavası

BIST 100	p Değeri	0.3240	DK	p Değeri	0.0000
-----------------	----------	--------	-----------	----------	--------

Serilerin doğrusal olmayan yapı sergilemelerinden dolayı ve DK serisinin de Markov rejim değişim modelinin uygulanabilir olmasına imkân tanınmasından dolayı MS-VAR yaklaşımına başvurularak modelin tahmin edilmesi, rejim sayılarının, sürelerinin ve geçiş olasılıklarının belirlenmesi gerekmektedir.

3.7. MS-VAR YAKLAŞIMI

MS-VAR yaklaşımına ait gerekli teorik çerçeveden daha önce bahsedildiğinden dolayı bu bölümde tekrar değinilmeyecektir. Bu bölümde 03:01:2003-04:11:2019 dönemini kapsayan haftalık veri seti ile BIST 100 ve DK arasındaki ilişki uygun gecikme sayısı belirlenerek tahmin edilmiş ve rejimlere ait süre, olasılık ve varsayımsal test sonuçları ifade edilmiştir.

¹⁹ Sınamaya ait korelogramlar Ekler kısmında verilmiştir.

3.7.1. Uygun Gecikme Sayısının Belirlenmesi ve Model Seçimi

MS-VAR yaklaşımında analizlerin yapılarak doğru tahminlerin elde edilebilmesi için model seçimi önem arz etmektedir. Dolayısıyla model seçiminin ve buna bağlı olarak rejim sayısı ile gecikme uzunluğunun önden belirlenmesi gerekmektedir.

Doğru model formunun seçilebilmesi amacıyla model seçiminde değişen ortalamaya sahip modeller (MSM-VAR, MSMA-VAR, MSMH-VAR, MSMAH-VAR), yakınsama sorununa yol açması ve geçiş olasılıkları matrisinin kararsız kalması gibi nedenlerden dolayı hariç tutulmuştur. Sabitte değişen modeller (MSI-VAR, MSIA-VAR, MSIH-VAR, MSIAH-VAR) için tahminler yapılmıştır. Bu tahminler yapılırken rejim sayısının tespiti için iktisat literatürüne denk olarak iki, üç ve dört rejimli modeller tercih edilmiştir. Bu modeller arasından uygun olan model, model seçim kriterleri (AIC, SIC ve HQ) göz önüne alınarak belirlenmiştir. Modele ait uygun gecikme uzunluğu LR²⁰ test istatistiği ile model seçim kriterleri kullanılarak tespit edilmiştir. Test istatistik değerini minimum yapan gecikme, uygun gecikme uzunluğu olarak kabul edilmiştir.

Yapılan tahminler doğrultusunda 2 rejimli model için gecikme uzunluğu 1, 3 rejimli model için gecikme uzunluğu 1 ve 4 rejimli model için gecikme uzunluğu 2 olarak tespit edilmiştir. Tahmin edilen modeller genel olarak iyi sonuçlar vermiştir. Bu bağlamda rejimlerin görsel çözümlemesi, rejimlere ait katsayıların büyüklük ve anlamlılığı ile rejim geçiş olasılıklarının kararlılığı dikkate alındığında hem model seçim kriterleri kapsamında hem de LR test istatistiği doğrultusunda MSIAH(2)-VAR(1) modelinin doğrusal VAR modeline göre veriyi daha iyi temsil ettiği tespit edilmiştir.

Modelin hipotezleri

H₀: MS-VAR ve doğrusal VAR modelinden elde edilen parametre

tahminleri arasında anlamlı bir farklılık yoktur/ rejim değişimi yoktur

H₁: MS-VAR ve doğrusal VAR modelinden elde edilen parametre

²⁰ Garcia (1998) tarafından geliştirilmiş olan sınaama Hansen (1992, 1996)'in çalışmasından türetilmiştir. LR sınaması r ve n veri olmak üzere $\chi^2(r+n)$ dağılımına tabidir ($r = k - 1$ rejimli model üzerine m rejim tarafından konan ilave kısıt sayısı, $n = k$ rejimli modelde tanımlı olmayan parametre sayısı).

tahminleri arasında anlamlı bir farklılık vardır/ rejim değişimi vardır şeklindedir.

Tablo 3.8.' de LR sınamasına ait test istatistiği hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde χ^2 tablo değerinden büyük olduğundan H_0 hipotezi reddedilmiştir. MS-VAR modelinden elde edilen parametre tahminleri arasında anlamlı bir farklılık vardır, MSIAH(2)-VAR(1) modeli doğrusal VAR modeline göre veriyi daha iyi temsil etmektedir. Davies²¹ sınamasına ait olasılık değeri de bu sonucu desteklemektedir.

Tablo 3.8. Tahmin Edilen Uygun Model²²

	MSIAH(2)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4247.1708	4052.6622
AIC	-9.7738	-9.3495
HQ	-9.7317	-9.3305
SC	-9.6637	-9.3000
LR	linearity test: 389.0174	$\chi^2(9)=[0.0000]$ $\chi^2(11)=[0.0000]$
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

3.7.2. Modelin Tahmin Sonuçları

MS-VAR modeline ait tahmin sonuçları, modelin hata terimine ait varsayımsal sınama sonuçları ve istatistikleri Tablo 3.9. ile Tablo 3.10.'da verilmiştir.

Tahmin edilen MSIAH(2)-VAR(1) modeli

$$\begin{aligned} \text{Rejim 1 için} \quad & BIST100_t = v_1 + A_{11} BIST100_{t-1} + u_t \\ & DK_t = v_1 + A_{11} DK_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Rejim 2 için} \quad & BIST100_t = v_2 + A_{12} BIST100_{t-1} + u_t \\ & DK_t = v_2 + A_{12} DK_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

şeklindedir.

²¹ MS-VAR modellerinde geçiş olasılıkları varken doğrusal modelde geçiş olasılıkları bulunmamaktadır. Buna bağlı olarak LR testi ile doğrudan karşılaştırma yapılamayıp Davies sınaması kullanılmaktadır.

²² Uygun modelin seçiminde AIC model seçim kriteri baz alınmıştır ve sabitte değişen modeller için yapılan tüm tahminler Ekler kısmında verilmiştir. Köşeli parantez içindeki değerler p değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 3.9.'da tahmin edilen MSIAH(2)-VAR(1) modelinin katsayıları, standart hataları ve t istatistik değerleri verilmiştir. $t-1$ döneminde BIST 100'de iken t döneminde DK'da bulunmaya ait katsayıların hem düşük oynaklık rejiminde hem de yüksek oynaklık rejiminde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durum BIST 100'ün geçmiş değerlerinin DK'nın gelecek değerleri hakkında bilgi verebileceği dolayısıyla aralarında BIST 100'den DK'ya olmak üzere bir nedensellik bulunabileceği düşüncesini uyandırmaktadır. Ancak bunun kesinliği ilerleyen bölümlerde nedensellik sınaması ile test edilecektir.

Tablo 3.9. MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Katsayıları²³

	Rejim 1 (Düşük Oynaklık)		Rejim 2 (Yüksek Oynaklık)	
	BIST 100 _t	DK _t	BIST 100 _t	DK _t
Sabit	0.0045 (0.0013) [3.5119]	0.0010 (0.0004) [2.5125]	-0.0132 (0.0071) [-1.8423]	0.0074 (0.0037) [1.9680]
BIST 100_{t-1}	-0.0434 (0.0392) [-1.1055]	-0.1751 (0.0121) [-14.3762]	-0.0261 (0.1253) [-0.2085]	-0.1975 (0.0678) [-2.9124]
DK_{t-1}	0.0624 (0.1013) [0.6161]	0.1786 (0.0318) [5.6149]	0.1440 (0.1858) [0.7747]	0.0381 (0.1055) [0.3618]

Tablo 3.10.'da yer alan hata terimlerine ait varsayımsal test sonuçlarından σ rejimlere göre regresyon denkleminde ait standart hataları (getiri serilerinin standart hatalarını) göstermektedir. $P - \chi^2$ vektör Portmanteau otokorelasyon sınamasını²⁴, $N - \chi^2$ Shenton ve Bowman (1977)'nin türettiği, Doornik ve Hansen (1994)'nin geliştirdiği vektör normallik sınamasını ve $H - \chi^2$ ise hem kıkare hem de F istatistiği ile vektör değişen varyans sınamasını ifade etmektedir. Burada yer alan vektör değişen varyans sınamaları hem sadece karesel terimlerin dahil edilerek hem de karesel

²³ Parantez içerisindeki değerler katsayı tahminlerine ait standart hataları göstermekteken köşeli parantezler t istatistiklerini göstermektedir.

²⁴ Doornik ve Hendry (2013:162)'ye göre bu sınama, sabit otoregresif hareketli ortalama modellerinde bir uyumsuzluk testi olarak tasarlanan, Box ve Pierce (1970) istatistiklerinin serbestlik dereceli düzeltilmiş bir versiyonudur (bazen Ljung - Box veya Q-istatistik olarak da adlandırılmaktadır).

terimlerle birlikte çapraz terimlerin dahil edilerek hesaplandığı White sınamalarını temsil etmektedir.

Hata terimlerine ait varsayımsal sınamaların hipotezleri

H_0 : hata terimleri arasında otokorelasyon yoktur

H_0 : hata terimleri normal dağılıma tabidir

H_0 : hata terimleri arasında değişen varyans yoktur

şeklindedir.

Hata terimlerine ait varsayımsal sınamaların test istatistikleri²⁵

Vektör Portmanteau sınaması

$$LB(s) = T^2 \sum_{j=1}^s \frac{1}{T-j} \text{tr} \left(\hat{C}'_{0j} \hat{C}_{00}^{-1} \hat{C}_{0j} \hat{C}_{00}^{-1} \right)$$

Vektör normallik sınaması

$$e_{2n} = z'_1 z_1 + z'_2 z_2 \overset{\text{app}}{\sim} \chi^2(2n)$$

Vektör değişen varyans sınaması

$$\begin{pmatrix} \hat{v}_{11}^2 & \cdots & \hat{v}_{T1}^2 \\ \hat{v}_{12}^2 & \cdots & \hat{v}_{T2}^2 \\ \hat{v}_{11}\hat{v}_{12}^2 & \cdots & \hat{v}_{T1}\hat{v}_{T2}^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega_1^2 \\ \omega_2^2 \\ \omega_{12} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \\ \beta_{31} & \beta_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_1 & \cdots & z_T \\ z_1^2 & \cdots & z_T^2 \end{pmatrix} + \epsilon$$

$$n(n+1)/2$$

şeklindedir.

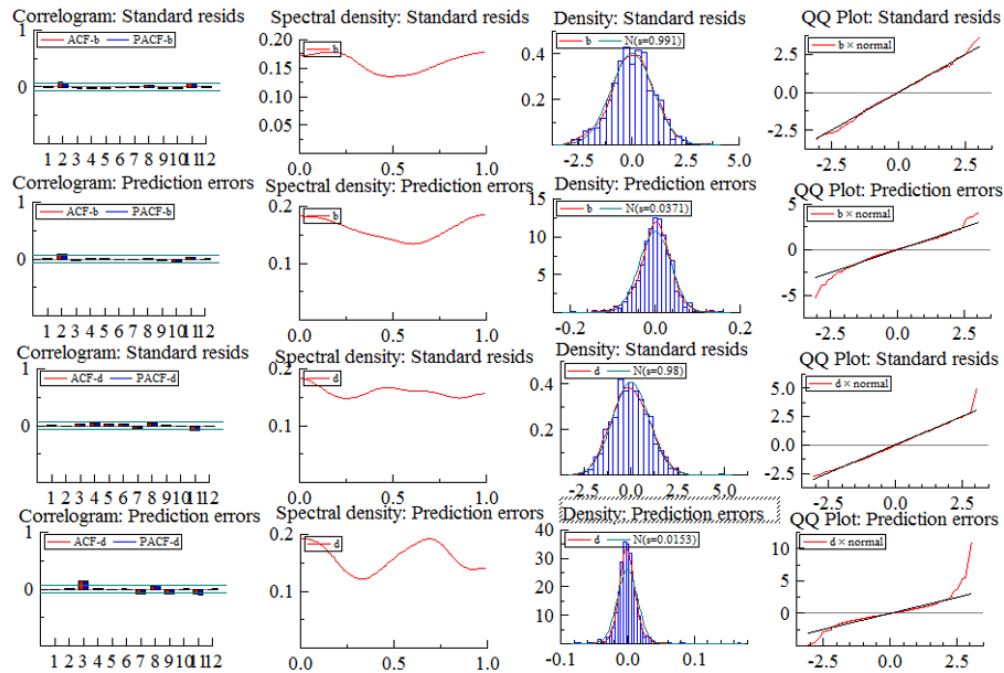
Tablo 3.10.'a göre hata terimlerine ait varsayımsal test sonuçlarına bakıldığında %1 önem düzeyinde otokorelasyon sorunu görülmemektedir ve seriler normal dağılıma

²⁵ Hata terimlerine ait varsayımsal sınamalarla ilgili ayrıntılı hesaplamalar Doornik ve Hendry (2013:162-166)'nin çalışmalarında yer almaktadır.

tabidir. Ancak hata terimlerinin sabit varyanslı olduğunu belirten sıfır hipotezi reddedilmiştir.²⁶

Tablo 3.10. MSIAH(2)-VAR(1) Modeli'nin Hata Terimlerine ait Sınamalar

	Rejim 1 (Düşük Oynaklık)		Rejim 2 (Yüksek Oynaklık)	
	BIST 100 _t	DK _t	BIST 100 _t	DK _t
Serilere ait Standart Hata (σ)	0.0326	0.0102	0.0577	0.0338
Otokorelasyon Sınaması ($P - \chi^2$)	$\chi^2(80)$ 91.4582 [0.1793]			
Normallik Sınaması ($N - \chi^2$)	$\chi^2(4)$ 11.5616 [0.0209]			
Değişen Varyans Sınaması ($H - \chi^2$)	$\chi^2(12)$ 38.8426 [0.0001] F(12,2265) 3.2720 [0.0001]			
Değişen Varyans Sınaması-X ($H - \chi^2$)	$\chi^2(15)$ 43.0101 [0.0002] F(15,2360) 2.8998 [0.0001]			



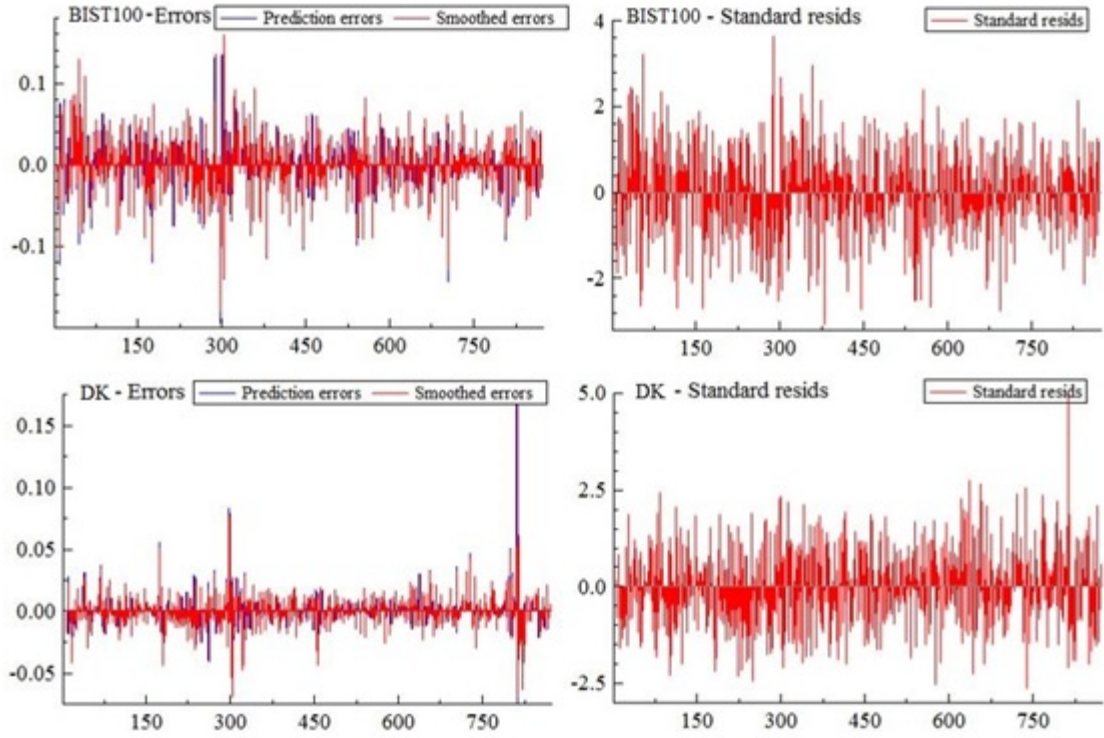
Şekil 3.4. MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Hata Terimine Ait Çizimler²⁷

Şekil 3.4.'de MSIAH(2)-VAR(1) modelinin hata terimlerine ait çizimleri ve dağılımları görülmektedir. ACF ve PACF grafiklerinden gözlemlendiği üzere hata

²⁶ Köşeli parantez içindeki değerler p değerlerini ifade etmektedir.

²⁷ b=BIST 100, d= DK.

terimleri otokorelasyonsuz olup yoğunlukları normal dağılıma tabidir. QQ çizimlerine ait doğrular genellikle 45^0 üzerinde bulduklarından dolayı onlarda normal dağılım varsayımını desteklemektedir. Hata terimlerine ait varsayımsal test istatistikleri ve çizimler birbirleri ile tutarlıdır.



Şekil 3.5. MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Hata Terimine Ait Özellikler

Şekil 3.5.'te MSIAH(2)-VAR(1) modeline ait hata terimleri ve standardize edilmiş hata terimleri verilmiştir.

Tablo 3.11.'de ise değişkenler arasındaki korelasyon ilişkisi rejimlere bağlı olarak görülmektedir. Hem birinci rejimde hem de ikinci rejimde BIST 100 ile DK arasında zayıf ve ters yönlü bir ilişki gözlemlenmektedir. Değişkenler arasındaki bu korelasyon ilişkisi nedensellik ifade etmemektedir. Nedensellik ilişkisi bir sonraki bölümde farklı sınamalarla ele alınıp karşılaştırılacaktır.

Tablo 3.11. MSIAH(2)-VAR(1) Modeli için Değişkenler Arası Korelasyon

	Rejim 1 (Düşük Oynaklık)		Rejim 2 (Yüksek Oynaklık)	
	BIST 100	DK	BIST 100	DK
BIST 100	1.0000	-0.2699	1.0000	-0.3116
DK	-0.2699	1.0000	-0.3116	1.0000

3.7.3. Rejimlerin Adlandırılması

MS-VAR modellerinde rejimlerin adlandırılması modelin sabit terimine ve regresyonun standart hatalarına göre belirlenmektedir. Bu amaçla Tablo 3.9.'daki parametre tahmin değerleri dikkate alındığında ilk rejimde sabit terim iki getiri serisi içinde pozitifken ikinci rejimde BIST 100 getiri serisi için negatif DK getiri serisi için pozitif olarak tespit edilmiştir. Getiri serilerinin standart hataları dikkate alındığında ise ikinci rejime ait standart hata değerlerinin birinci rejime ait standart hata değerlerinden daha yüksek olduğu görülmektedir. Buna bağlı olarak ikinci rejimde getiri serilerinin oynaklığının birinci rejime göre daha yüksek olduğu ifade edilebilir. Bu bağlamda ikinci rejim yüksek oynaklığın olduğu rejim olarak birinci rejim ise düşük oynaklığın olduğu rejim olarak adlandırılmıştır. Ancak literatüre bakıldığında rejimlerin adlandırılmasının farklılık gösterdiği görülmektedir. Bu bağlamda rejimler, oynaklığın düşük olduğu durumlar için kazandıran, oynaklığın yüksek olduğu durumlar içinse kaybettiren dönemler olarak adlandırılabilirler gibi ortalama getirinin pozitif oynaklığın düşük olduğu durumlar için boğa piyasası ya da ortalama getirinin negatif oynaklığın yüksek olduğu durumlar içinse ayı piyasası olarak da adlandırılabilirler.

3.7.4. Rejim Geçiş Olasılıkları ve Rejimlerin Ortalama Kalıcılık Süresi

Yüksek oynaklık ve düşük oynaklık rejimleri için geçiş olasılıkları ve rejimlere ait ortalama kalıcılık süreleri Tablo 3.12. ve Tablo 3.13.'de verilmiştir.

Tablo 3.12.'e göre yüksek ve düşük oynaklık rejimlerinin kalıcılığı oldukça yüksek bulunurken düşük oynaklık rejiminin kalıcılığının % 97.21 ile daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu kapsamda getiri serisinin t döneminde düşük oynaklık rejimindeyken $t+1$ döneminde tekrar düşük oynaklık rejiminde olma olasılığı % 97.21'dir. Düşük oynaklık rejimindeyken yüksek oynaklık rejimine geçme olasılığı ise

%2.79 olarak tahmin edilmiştir. Getiri serisinin, t döneminde yüksek oynaklık rejimindeyken $t+1$ döneminde tekrar yüksek oynaklık rejiminde olma olasılığı %79.01'dir. Yüksek oynaklık rejimindeyken düşük oynaklık rejimine geçme olasılığı ise %20.99 olarak tahmin edilmiştir.

Tablo 3.12. MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Rejim Geçiş Olasılıkları

Rejim Geçiş Olasılıkları	Düşük Oynaklık Rejimi	Yüksek Oynaklık Rejimi
Düşük Oynaklık Rejimi	0.9721	0.0279
Yüksek Oynaklık Rejimi	0.2099	0.7901

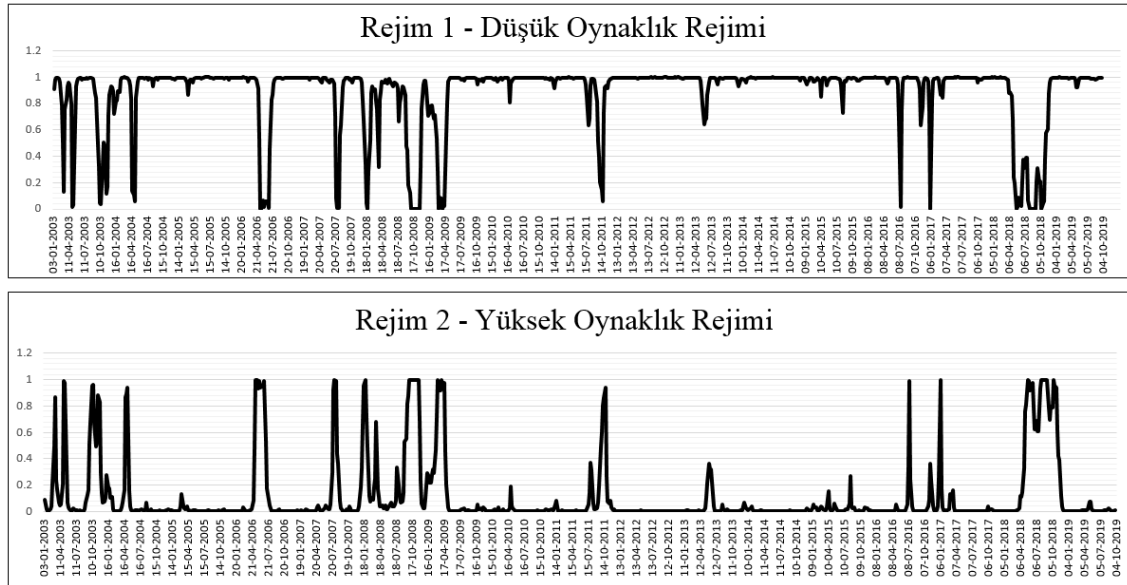
Tablo 3.13.'e göre düşük oynaklık rejiminin geçerli olduğu dönem 762 hafta iken getiri serilerinin düşük oynaklık rejimde ortalama kalma süresi 35 hafta olarak tespit edilmiştir. Yüksek oynaklık rejiminin geçerli olduğu dönem ise 102 hafta iken getiri serilerinin yüksek oynaklık rejimde ortalama kalma süresi 4 hafta olarak belirlenmiştir.

Tablo 3.13. MSIAH(2)-VAR(1) Modeli için Rejimlerin Ortalama Kalıcılık Süresi

Rejimde Kalma Süreleri	Toplam Rejimde Kalma Süresi (Hafta)	Ortalama Rejimde Kalma Süresi (Hafta)
Düşük Oynaklık Rejimi	762.2	35.88
Yüksek Oynaklık Rejimi	102.8	4.76

3.7.5. MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Düzleştirilmiş Geçiş Olasılıklarına Göre Yüksek Oynaklık ve Düşük Oynaklık Rejim Dönemleri

Yüksek oynaklık ve düşük oynaklık rejim dönemleri için düzleştirilmiş geçiş olasılıkları Şekil 3.6.'de verilmiştir.



Şekil 3.6. MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Düzleştirilmiş Geçiş Olasılıklarına Göre Yüksek Oynaklık ve Düşük Oynaklık Rejim Dönemleri²⁸

Yüksek oynaklık rejim dönemleri incelendiğinde farklı dönemlerin ön plana çıktığı görülmektedir. Çalışmaya konu olan örneklem dönemi için yüksek oynaklık rejiminin başladığı ilk dönem 2003 yılının başlarına rastlamaktadır ve 2004 yılının nisan ayının 2. haftasına kadar rejim değişimleri arka arkaya devam etmiştir.

Yüksek oynaklık rejiminin başladığı ilk dönemde 2002 yılı sonundaki genel seçim sonrası tesis edilen güven ortamı, yeni hükümetin kurulması ve bununla birlikte yılın ilk çeyreğinde enflasyonda gerçekleşen düşme ve büyümedeki ivmelenme piyasalarda pozitif etki yaratmıştır. Ancak aynı dönemlerde Türk Silahlı Kuvvetleri'nin yabancı ülkelere gönderilmesi, yabancı silahlı kuvvetlerinin ise Türkiye'de bulunmasına dair Başbakanlık Tezkeresi'nin reddedilmesi, borsada büyük düşüşlerin yaşanmasına ve faizlerin artmasına neden olmuştur. 2003 yılının son çeyreğinde ise Yüksek Seçim Kurulu'nun, seçim yapılmayacağı yönündeki kararıyla borsada, Türk Lirası bazında tüm zamanların rekoru kırılmıştır. Bunu takip eden dönemlerde İstanbul'da arka arkaya bombalı saldırıların yaşanması ise borsanın tatil edilmesine neden olmuştur. 2003 yılının ağustos ayından aralık ayının ortalarına kadar yüksek oynaklık rejimi devam etmiştir. Yıl sonu itibarıyla Türk Lirası'ndan altı sıfırın atılması ve Irak devlet

²⁸ Tablonun orijinal çıktısı Ekler kısmında verilmiştir.

başkanının yakalanmasıyla petrol fiyatlarındaki düşüş piyasaları olumlu yönde etkilemiştir.

Yüksek oynaklık rejim dönemlerinden bir diğeri ise 2004 yılının ikinci çeyreği olmuştur. Bu dönemden 2006 yılının ikinci çeyreğine kadar düşük oynaklık rejimi devam etmektedir. 2004 yılının ikinci çeyreğinde enflasyon tek haneli rakamlara düşmüştür ve hızlı bir büyüme gerçekleşmiştir. Buna bağlı olarak piyasalarda güven ortamı artarak devam etmiştir. 2006 yılının ikinci çeyreğinde ise finansal piyasalarda dalgalanma yaşanmış ve buna bağlı olarak borsa en düşük değerini görmüştür. Nisan ayından ağustos ayının başına kadar yüksek oynaklık rejimi sürmüştür. Sonrasında iç politikada yakalanan istikrarlı çizginin korunması ve piyasaların toparlanmaya başlamasıyla ekonomideki büyüme devam etmiş ve düşük oynaklık rejimine geçilmiştir.

Bir sonraki yüksek oynaklık rejim dönemi olan 2007 yılının ikinci çeyreğine kadar, yaklaşık bir yıl boyunca, düşük oynaklık rejimi devam etmiştir. 2007 yılında ABD’de yaşanan emlak piyasası krizinin küresel boyutta bir krize dönüşmesiyle piyasalar 2007 yılının ikinci çeyreğinde yüksek oynaklık rejimine girmiştir. Devam eden dönemde özellikle gelişmiş ülkelerin yaşadığı likidite sorunları artmış ve 2008 yılının ilk çeyreğinde sert bir şekilde etkisini göstermiştir. Bu etki doğal olarak gelişmekte olan ülkeleri de sarsmıştır. Gelişmekte olan ülkeler arasında yer alan Türkiye de krizin etkilerini aşmak için Uluslararası Para Fonu (IMF) ile görüşmelere başlamıştır. 2008 yılının ikinci çeyreğinin başlarında ise hem uluslararası piyasalarda petrol fiyatlarının her gün yeni bir rekor kırması hem de gıda fiyatlarındaki dünya genelinde yaşanan artış rejim değişimlerinin arka arkaya oluşmasına neden olmuştur. 21 Mayıs 2008 tarihinde ise Uluslararası Borsalar Örgütüne üye olan 51 borsa içerisinde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası dolar bazında en yüksek getiriyi sağlayan ikinci borsa olmuştur. Bu gelişme ile piyasalar kısa bir süreliğine de olsa düşük oynaklık rejimine geçiş yapmıştır.

2008 yılının üçüncü çeyreğinde gerçekleşen yüksek oynaklık rejiminde ise Ak Parti’nin kapatılması davasında kapatılmama yönünde alınan kararın etkileri görülmüştür. Hem piyasalarda hem de iş dünyasında olumlu karşılanan bu gelişme borsayı arttırıcı etki yaratırken doları düşme eğilimine geçirmiştir. Bu etkilerle Standart&Poor’s Türkiye’nin negatif olan görünümünü durağana çevirmiştir. Ancak

yılın son çeyreğinde küresel krizin artan etkilerinin Türkiye’de de hissedilmesiyle dolar kurunda artış yaşanırken borsa düşüşe geçmiştir. 2008 yılının son dört ayı yüksek oynaklık rejiminde geçmiştir. Yıl sonu itibariyle düşük oynaklık rejimine girilmişse de 2009 yılının başlarından mayıs ayına kadar tekrar yüksek oynaklık rejimi görülmüştür.

2009 yılının ilk çeyreğinde Türkiye ekonomisinde yüksek bir oranda daralma gerçekleşmiştir. Ekonominin canlandırılması amacıyla tedbir paketleri uygulamaya konularak faiz oranları aşağıya çekilmiştir. Mayıs 2009 itibariyle düşük oynaklık rejimine geçen süreç Ağustos 2011 dönemine kadar devam etmiştir. 2010 yılında Moody's kredi derecelendirme kurumunun Türkiye'nin kredi notunu Ba3'ten Ba2'ye yükseltmesi, krizin etkisinin yavaşlamasıyla yüksek büyüme oranının gerçekleşmesi, enflasyon göstergelerinin tutarlı bir şekilde düşüş sergileyerek tek haneli rakamlarda seyretmesi ve devam eden mali disiplin piyasalara güven vererek olumlu etkilemiştir. 2011 yılında da de istikrarlı yapı devam etmiş ve ekonomik büyümede rekor kırılmıştır. İşsizlik oranı tek haneli rakamlara düşmüştür. Yılın ikinci çeyreğinde enflasyon rakamları son yılların en düşük seviyesinde görülmüştür. 2011 yılının haziran ayında genel seçimlerin olması ve eylül, ekim aylarında enflasyonda meydana gelen artışların etkisiyle piyasalar biraz hareketlenerek yüksek oynaklık rejimine girmiş olsa da Kasım 2011’den Temmuz 2016’ya kadar düşük oynaklık rejimi görülmüştür. Arada 2013 yılının mayıs ayı sonlarında başlayan gezi olaylarından dolayı mayıs-temmuz arası küçük bir hareketlilik olmuş ve kısa süreliğine yüksek oynaklık dönemi görülmüştür.

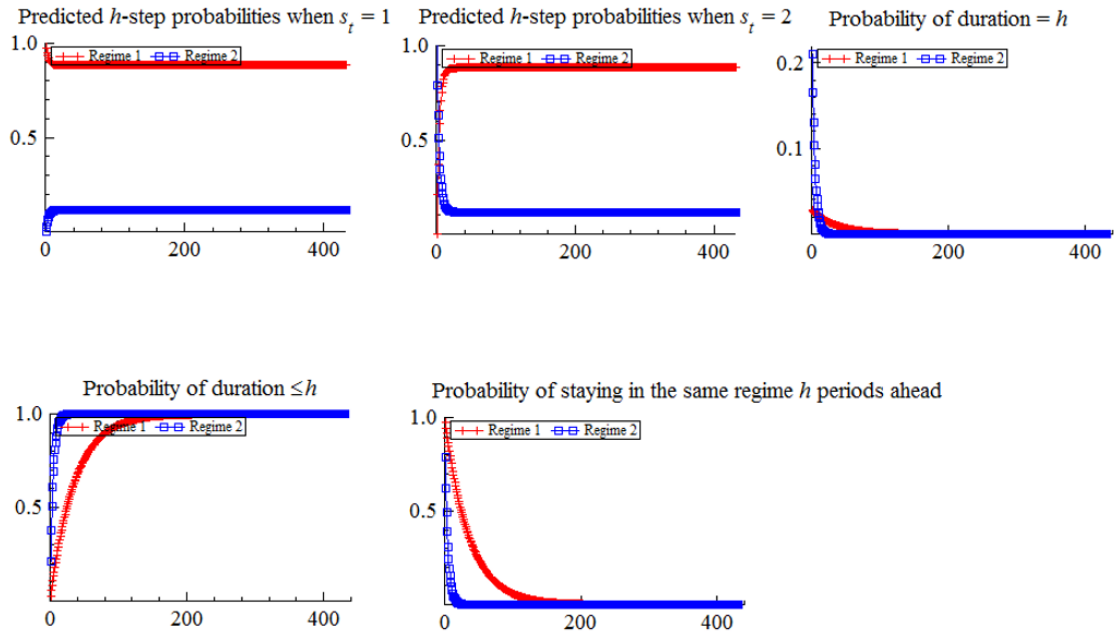
15 Temmuz 2016 tarihinde gerçekleşen darbe teşebbüsü sonrasında piyasalar tekrar yüksek oynaklık rejimine girmiştir. Teşebbüsün yaşandığı gecenin ertesi günü borsada sert bir düşüşün gerçekleşmesi, sonrasında dolar kurunun yükselmesiyle yaşanan siyasi belirsizlik piyasaları tedirgin etmiştir. Takip eden dönemde Fırat Kalkanı Harekatı’nın başlaması ve ekonominin daralması da yüksek oynaklık rejiminde bulunmanın nedenlerinden biri olarak düşünülmüştür.

Şubat 2017 itibariyle piyasalar iyi bir performans göstererek tekrar düşük oynaklık rejimine girmiştir ve ekonomide beklenenin üzerinde bir büyüme gerçekleşmiştir. Zeytin Dalı Harekatı’nın başladığı hafta borsa rekor kırmıştır. Düşük oynaklık rejimi 30 Mart 2018 tarihine kadar devam etmiştir.

Mart 2018’de kanun hükmünde kararnamelerin yayınlanması, Moody’s kredi derecelendirme kuruluşunun, kurumlarda yaşanan direnç kaybı, dışsal şok riskinin yüksek olması ve olası siyasi riskler doğrultusunda Türkiye’nin kredi notunu düşürmesi ülkeyi tekrar yüksek oynaklık rejimine geçirmiştir. Takip eden günlerde Cumhurbaşkanlığı seçiminin olması, küresel ekonomide yaşanan ABD-Çin ticaret savaşı ile Brexit gelişmeleri ve Rahip Brunson davası nedeniyle ABD-Türkiye ilişkilerinde yaşanan gerilim sonucu ortaya çıkan tarife savaşları piyasaları etkilemiştir. Bu gerginliklerle yaşanan spekülasyon kur şokları ile enflasyon ve faizlerde yaşanan artışlar temel göstergeleri bozarak piyasaları Aralık 2018’e kadar yüksek oynaklık rejiminde tutmuştur.

Aralık 2018’den itibaren piyasalar tekrar düşük oynaklık rejimine giriş yapmıştır. 2018 yılının üçüncü çeyreğinde 2.3’lük büyümenin ardından 2018’in dördüncü çeyreği ve 2019’un hem birinci hem de ikinci çeyreğinde küçülme gerçekleşmiştir. Ekonomide yaşanan bu küçülmelere rağmen 31 Mart 2019 yerel seçimlerinde piyasalarda küçük bir hareketlilik olmuş sonrasında piyasalar bu çalışmanın araştırma döneminin son ayı olan Ekim 2019’a kadar düşük oynaklık rejiminde seyretmiştir. Bunda kurun, faizin ve enflasyonun bir ölçüde kontrol altına alınmış olması, bütçe açığının toparlanma işaretleri vermesi, ekonomik güven endeksindeki olumlu gelişmeler ve risk primindeki düşüş etkili olmuştur.

Çalışmanın araştırma döneminin son haftası olan 4 Ekim 2019 tarihine kadar düşük oynaklık rejimi devam etmiş olsa da 9 Ekim 2019 tarihinde başlayan Barış Pınarı Harekâtı ile borsada düşüş yaşanırken dolar kurunda yükselme görülmüştür. Ancak bu harekâtın diğer harekâtlarda olduğu gibi dolar kuru üzerinde kısa süreliğine olumsuz bir etki yaratacağı sonrasında doların tekrar eski seviyesine geleceği düşünülmektedir.



Şekil 3.7. MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Rejim Dinamikleri

Şekil 3.7.'de MSIAH(2)-VAR(1) Modeli için 440 haftalık rejim geçiş olasılıkları çizilmiştir. Rejim dinamiklerine bakıldığında dikey eksen belirli bir rejimde bulunma olasılığını ifade etmekteken, yatay eksen zamanı göstermektedir. Şeklin 1. ve 2. Sırası, rejim 1 (düşük oynaklık rejimi) ve rejim 2 (yüksek oynaklık rejimi) veri iken (sabitken) h adım sonraki rejim geçiş olasılıklarını göstermektedir. Şeklin 3. sırası rejimlerin beklenen süresini göstermekteken 4. sıra, rejim süresinin h değerinden küçük ya da eşit olması durumundaki olasılıkları temsil etmektedir. Son sıra ise h dönem sonrasında aynı rejimde kalma olasılığını göstermektedir. Aynı rejimde kalma olasılıkları zamanla azalmaktadır. Özellikle yüksek oynaklık rejimini temsil eden rejim 2 ilk haftalarda sıfıra ulaşmaktadır.

Çalışmada, seriler arasındaki ilişkiler rejim geçiş olasılıkları ile incelenmiştir. Seriler arasındaki dinamik ilişkiler ise bir sonraki bölümde hem doğrusal hem doğrusal olmayan hem de MS-VAR'a dayalı nedensellik sınamaları yapılarak araştırılmıştır.

3.8. NEDENSELLİK SINAMALARI

Karmaşık yapılarından dolayı iktisadi değişkenler arasında etkileşim olup olmadığının belirlenmesi, etkileşim varsa yönünün tespit edilmesi için nedensellik sınamalarının yapılması gerekmektedir. Amaç değişkenlerden birinin diğeri üzerinde

veya birbirleri üzerinde düzenli bir etkiye neden olup olmadığının belirlenmesidir. Bu doğrultuda araştırmaya konu olan seriler için sonrasında karşılaştırma yapmaya imkân tanınması açısından doğrusal nedensellik sınamalarından VAR'a dayalı Granger, doğrusal olmayan nedensellik sınamalarından Diks-Panchenko testi ve MS-VAR'a dayalı MS-Granger nedensellik sınamaları yapılmıştır.

VAR'a dayalı Granger nedensellik sınaması Granger (1969) tarafından geliştirilmiştir. Değişkenler arasında bağımlı bağımsız değişken ayrımı yapılmamaktadır. Sınama, F dağılımına tabidir ve gecikme uzunluğuna karşı duyarlıdır. Gecikme uzunluğu diğer sınamalarda olduğu gibi model seçme kriterlerine göre belirlenmektedir.

Sınamanın modeli

$$DK_t = \sum_{j=1}^n a_j DK_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j BIST100_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$BIST100_t = \sum_{j=1}^n c_j DK_{t-j} + \sum_{j=1}^n d_j BIST100_{t-j} + \eta_t \quad (2)$$

a_j, b_j, c_j, d_j = gecikme katsayıları

ε_t, η_t = otokorelasyonsuz, beyaz gürültü özelliği gösteren hata terimleri

şeklindedir (Granger, 1969: 431).

Sınamanın hipotezleri

$H_0: \sum b_j = 0$ $H_1: \sum b_j \neq 0$ H_0 red $BIST100_t, DK_t$ 'nin Granger nedenidir

$H_0: \sum c_j = 0$ $H_1: \sum c_j \neq 0$ H_0 kabul ($BIST100_t \rightarrow DK_t$)

$H_0: \sum b_j = 0$ $H_1: \sum b_j \neq 0$ H_0 kabul $DK_t, BIST100_t$ 'nin Granger nedenidir

$H_0: \sum c_j = 0$ $H_1: \sum c_j \neq 0$ H_0 red ($DK_t \rightarrow BIST100_t$)

$H_0: \sum b_j = 0$ $H_1: \sum b_j \neq 0$ H_0 red $BIST100_t, DK_t$ 'nin, $DK_t, BIST100_t$ 'ün

$H_0: \sum c_j = 0$ $H_1: \sum c_j \neq 0$ H_0 red Granger nedenidir ($DK_t \leftrightarrow BIST100_t$)

$H_0: \Sigma b_j = 0$ $H_1: \Sigma b_j \neq 0$ H_0 kabul $BIST100_t$ DK_t 'nin, DK_t $BIST100_t$ 'ün

$H_0: \Sigma c_j = 0$ $H_1: \Sigma c_j \neq 0$ H_0 kabul nedeni değildir ($DK_t \leftrightarrow BIST100_t$)

şeklindedir.

Sınamanın test istatistiği

$$F = \frac{(KKT_S - KKT_{SM}) / m}{KKT_{SM} / (n - k)}$$

KKT_S = sınırlanmış kalıntı kareleri toplamı (X'in gecikmeli değerlerinin modele dahil edilmeden tahmin edilmesi)

KKT_{SM} = sınırlanmamış kalıntı kareleri toplamı (X'in gecikmeli değerlerinin modele dahil edilerek tahmin edilmesi)

m = kısıt sayısı (dahil edilmeyen gecikmeli değişken sayısı)

n = örnek hacmi (modele dahil edilen gözlem sayısı)

k = sınırlanmamış regresyonda tahmin edilen parametre sayısı

şeklindedir (Gujarati, 2004:698).

Sınamanın karar verme biçimi

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden büyük ise H_0 reddedilemez
nedensellik yoktur

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden küçük ise H_1 reddedilemez
nedensellik vardır

şeklindedir.

Tablo 3.14.'de sunulan Granger sınavasının istatistikleri incelediğinde seriler arasında %5 önem düzeyinde çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ancak bu sınavıma doğrusal formda bir sınavıma olduğundan ve rejimleri dikkate alamadığından doğru sonuçları vermeyebilir. Veriler önceki bölümlerde yapılan sınavımlar doğrultusunda doğrusal olmayan forma uygun olduklarından doğrusal olmayan nedensellik sınavımları da yapılmıştır. Amaç doğrusal ve doğrusal olmayan

nedensellik sınamalarını karşılaştırarak hem rejim değişiminin olduğu modellerde hem de doğrusal olmayan yapılarda doğrusal modellerin yanlış sonuç verip vermediğini göstermektedir.

Tablo 3.14. VAR'a Dayalı Granger Nedensellik Sınaması²⁹

Bağımlı Değişken: BIST 100				
Excluded	χ^2	Serbestlik Derecesi	p Değeri	Sonuç
DK	7.8880	3	0.0484	$DK_t \rightarrow BIST100_t$
All	7.8880	3	0.0484	
Bağımlı Değişken: DK				
Excluded	χ^2	Serbestlik Derecesi	p Değeri	Sonuç
BIST 100	170.0832	3	0.0000	$BIST100_t \rightarrow DK_t$
All	170.0832	3	0.0000	

Diks ve Panchenko (2006) doğrusal olmayan nedensellik testi, ön şart gerektirmeden kullanılabilen ve hem doğrusal olan hem de doğrusal olmayan bir nedensellik testi olan Hiemstra ve Jones (1994)'un geliştirdiği Granger nedensellik testinin, aşırı reddetme eğiliminde olmasını eleştirmek amacıyla geliştirilmiştir. Sınama, örneklem büyüklüğü arttıkça sıfır hipotezi altında reddetme olasılıklarının bir tane olabileceğini göstermektedir ve aynı zamanda hem doğrusal olan hem de doğrusal olmayan bir nedensellik testidir.

Sınamanın hipotezleri

H_0 : $BIST100_t$, DK_t 'nin Granger nedeni değildir.

H_1 : $BIST100_t$, DK_t 'nin Granger nedenidir.

H_0 : DK_t , $BIST100_t$ 'ün Granger nedeni değildir.

H_1 : DK_t , $BIST100_t$ 'ün Granger nedenidir.

şeklindedir.

²⁹ Modelin gecikme uzunluğu Ekler kısmında verilmiştir.

Sınamanın test istatistiği

$$T_n(\varepsilon) = \frac{(n-1)}{n(n-2)} \sum_i \left(\hat{f}_{X,Y,Z}(X_i, Y_i, Z_i) \hat{f}_Y(Y_i) - \hat{f}_{X,Y}(X_i, Y_i) \hat{f}_{Y,Z}(Y_i, Z_i) \right)$$

$$\sqrt{n} \frac{(T_n(\varepsilon_n) - q)}{S_n} \xrightarrow{d} N(0,1) \text{ test istatistiği koşulu}$$

$S_n = T_n$ 'nin varyansı

$$d_x = d_y = d_z = 1$$

$$\varepsilon_n = C n^{-\beta} \quad \text{bant genişliği} \quad (C > 0, \beta \in \left(\frac{1}{4}, \frac{1}{3}\right))$$

$C =$ herhangi bir pozitif sabit

şeklindedir.

Sınamanın karar verme biçimi

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden büyük ise H_0 reddedilemez
nedensellik yoktur

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden küçük ise H_1 reddedilemez
nedensellik vardır

şeklindedir.

Tablo 3.15.'de sunulan Diks-Panchenko nedensellik sınavasının istatistikleri incelediğinde doğrusal Granger nedensellik sınavasının aksine tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Sınamaya göre %5 önem düzeyinde BIST 100'den DK'ya olmak üzere nedensellik ilişkisi görülmektedir. Bu bağlamda doğrusal olmayan yapılara doğrusal yapılı modellerin uygulanması sonucunda verilerin sapmalı sonuçlar verdiği belirlenmiştir.

Tablo 3.15. Diks-Panchenko Yaklaşımıyla Granger Nedensellik Sınaması

	Gecikme Uzunluğu	t-İstatistiği	p Değeri	Sonuç
$BIST 100_t \rightarrow DK_t$	1	3.072	0.0010	$BIST 100_t \rightarrow DK_t$
$DK_t \rightarrow BIST 100_t$	1	-0.066	0.5263	$DK_t \nrightarrow BIST 100_t$

MS-VAR modeline dayanan MS-Granger nedensellik analizine daha önce detaylı bir şekilde değinildiği için burada kısaca bahsedilecektir. Sınama, nedensellikteki değişimleri dışsal bir Markov süreci tarafından yönetilen rastgele olaylar olarak ele almaktadır ve değişikliklerle ilgili çıkarımları, örneklemden her bir gözlemin belirli bir nedensellik rejiminden gelme ihtimaline dayanarak yapmaktadır.

Sınamanın modeli

$$\begin{bmatrix} BIST 100_t \\ DK_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11}S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21}S_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)}S_{1,t} & \psi_1^{(k)}S_{1,t} \\ \psi_2^{(k)}S_{2,t} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)}S_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BIST 100_{t-k} \\ DK_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

şeklindedir.

Sınamanın hipotezleri

H₀: Düşük oynaklık rejiminde DK_t 'dan $BIST 100_t$ 'e nedensellik yoktur

H₁: Düşük oynaklık rejiminde DK_t 'dan $BIST 100_t$ 'e nedensellik vardır

H₀: Yüksek oynaklık rejiminde DK_t 'dan $BIST 100_t$ 'e nedensellik yoktur

H₁: Yüksek oynaklık rejiminde DK_t 'dan $BIST 100_t$ 'e nedensellik vardır

H₀: Düşük oynaklık rejiminde $BIST 100_t$ 'den DK_t 'ya nedensellik yoktur

H₁: Düşük oynaklık rejiminde $BIST 100_t$ 'den DK_t 'ya nedensellik vardır

H₀: Yüksek oynaklık rejiminde $BIST 100_t$ 'den DK_t 'ya nedensellik yoktur

H₁: Yüksek oynaklık rejiminde $BIST 100_t$ 'den DK_t 'ya nedensellik vardır

şeklindedir.

Sınamanın karar verme biçimi

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden büyük ise H_0 reddedilemez
nedensellik yoktur

hesaplanan olasılık değeri, önem düzeyinden küçük ise H_1 reddedilemez
nedensellik vardır

şeklindedir.

Tablo 3.16.'de MS-Granger analizi sonuçları verilmiştir. Nedenselliğin tespit edilebilmesi için gecikmeli parametrelere kısıt konularak Wald sınaması yapılmıştır. Sınamaya göre hem birinci rejimde hem de ikinci rejimde %5 önem düzeyinde BIST 100'den DK'ya yönelik nedensellik ilişkisi vardır. Bununla birlikte DK'dan BIST 100'e yönelik her iki rejimde de bir nedensellik tespit edilememiştir. Doğrusal Granger nedensellik analizinin sonuçlarının sapmalı olduğu bir kez daha teyit edilmiştir. Elde edilen bulgular çalışmanın portföy yaklaşımını desteklediğini ifade etmektedir.

Tablo 3.16. MSIAH(2)-VAR(1) Modeli için MS-Granger Nedensellik Sınaması³⁰

	Düşük Oynaklık Rejimi	Yüksek Oynaklık Rejimi	Sonuç
$BIST100_t \rightarrow DK_t$	206.677 [0.0000]	8.4822 [0.0036]	$BIST100_t \rightarrow DK_t$
$DK_t \rightarrow BIST100_t$	0.3795 [0.5378]	0.6001 [0.4385]	$DK_t \nrightarrow BIST100_t$

Yapılan sınamalar doğrultusunda nedenselliğin bulunmuş olması ve yönünün de tespit edilmesiyle değişkenler arasındaki ilişki bir de hem doğrusal hem de rejimlere bağlı etki tepki analizleri (Ehrmann vd.) ile araştırılmıştır.

3.9. ETKİ TEPKİ ANALİZİ

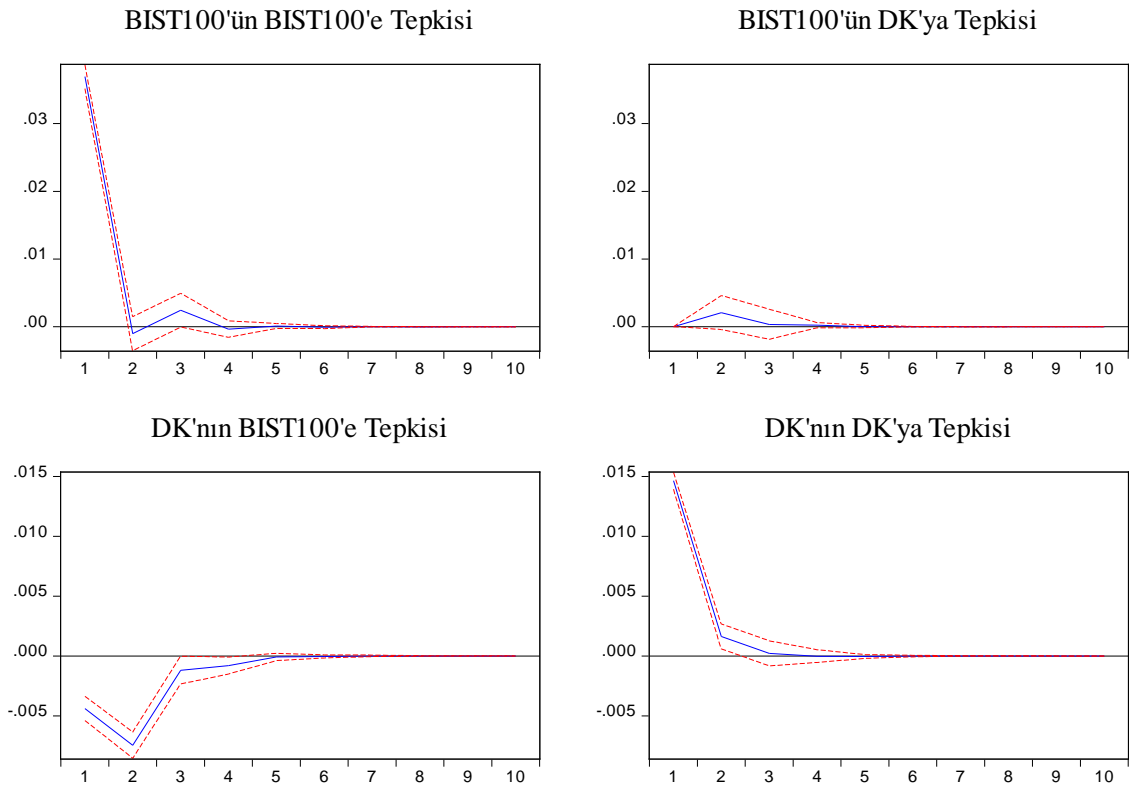
Serilere verilen şoklar³¹ karşısında her bir değişkenin hem kendi hem de diğer değişkenlere karşı vermiş olduğu izlenimlere etki-tepki denilmektedir. Sınamanın amacı

³⁰ Köşeli parantez içindeki değerler p olasılık değerlerini ifade etmektedir.

³¹ Şoklar, sistem değişkenlerinden birinde meydana gelen beklenmedik değişimi veya yeniliği temsil etmektedir. Bir birimlik şok yaklaşık olarak bir standart sapmayı temsil etmektedir (Bozkurt, 2007:94).

bir değişken üzerinde beklenmedik bir şokun gerçekleşmesi durumunda bu şokun etkisinin diğer değişken üzerinde nasıl bir tesir yaratacağının belirlenmesidir. Burada hem doğrusal hem de rejimlere dayalı doğrusal olmayan etki tepki analizi (Ehrmann vd.) yapılarak şoklarının etkisi ölçülmüştür.

Doğrusal etki tepki analizinde şoku veren değişken etkiyi, şoku alan değişken ise tepkiyi oluşturmaktadır. Bu açıdan ele alındığında değişkenlerden biri diğerinin sebep olduğu sonuç doğrultusunda gerçekleşmektedir. Şokların kalıcı olmaması için serilerin durağanlık şartını sağlıyor olması gerekmektedir. Etki tepki grafiğinde yatay eksen tepkinin gecikme süresi dikey eksen ise tepkinin derecesi standart hata (± 2) cinsinden verilmektedir. Grafikte güven aralıkları (kesikli çizgiler) aynı yönde ilerliyorsa (negatif veya pozitif) istatistiksel olarak anlamlı bir fark bulunmaktadır, güven aralıkları farklı yönlerde ilerliyorsa istatistiksel olarak anlamlı bir fark bulunmamaktadır.

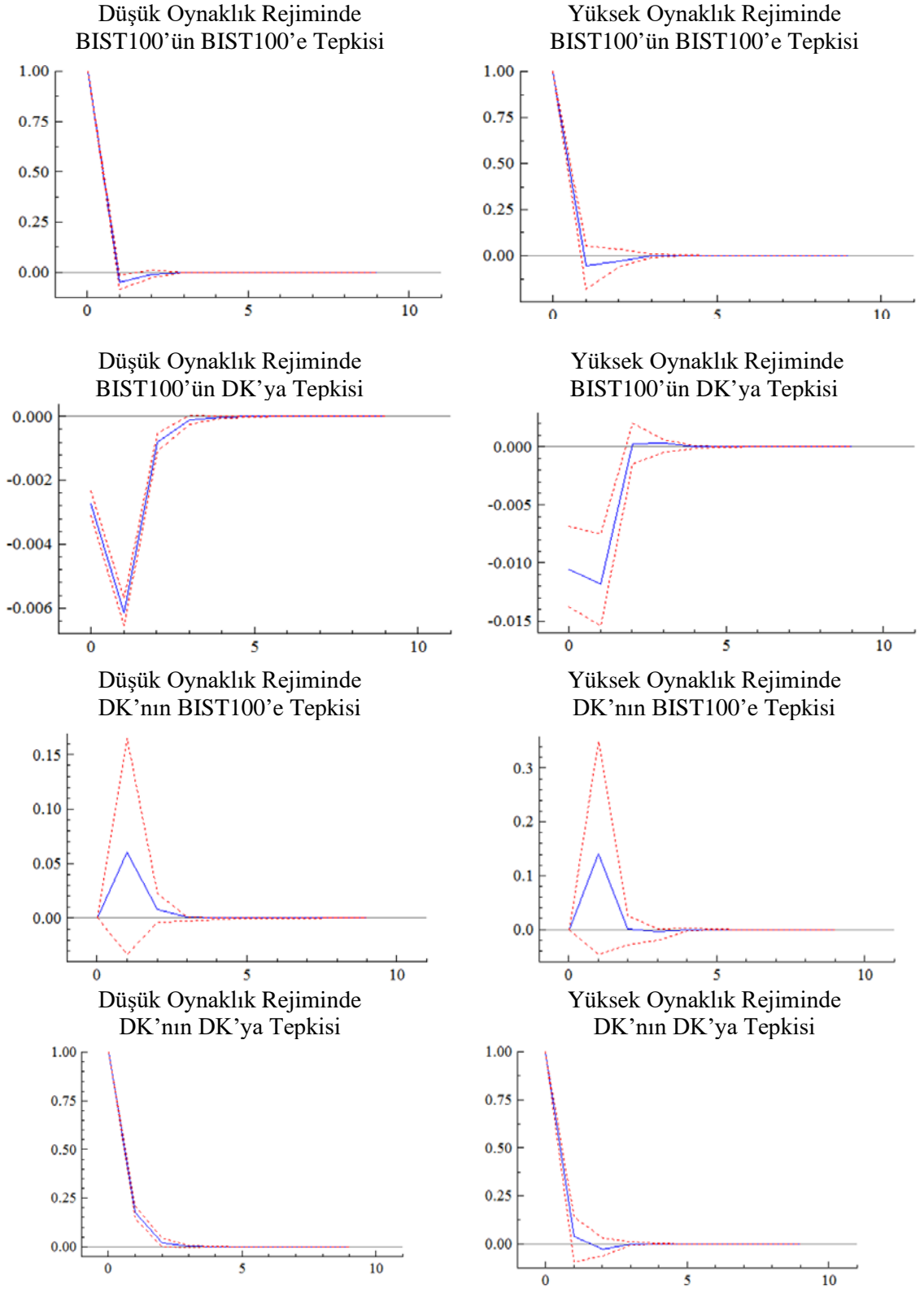


Şekil 3.8. Doğrusal Etki Tepki Analizi

Şekil 3.8.'de doğrusal etki tepki analizine ait grafikler verilmiştir. Modelin yapısı doğrusal olmayan forma uygun olduğu için doğrusal etki tepki analizinin doğrusal

Granger nedensellik sınaması gibi sapmalı sonuçlar verdiđi gör÷lmektedir. Grafiklere göre sonuçlar doğrusal Granger nedensellik analizi ile uyumlu değildir.

Rejimlere bađlı doğrusal olmayan etki tepki analizi için Ehrmann, Ellison ve Valla (2001, 2003)'nın geliřtirmiş olduđu MS-VAR tabanlı etki tepki analizi kullanılmıştır. Sınama daha önce detaylı bir şekilde anlatıldıđı için tekrar açıklamaya gerek duyulmamıştır. Etki tepki analiz sonuçları Şekil 3.9.'da verilmiştir.



Şekil 3.9. MSIAH(2)-VAR(1) Modeli için Rejimlere Bağlı Etki Tepki Analizi

Şekil 3.9.'da MS-VAR'a dayalı etki tepki analiz sonuçları verilmiştir.³² Grafiklere göre sonuçlar MS-Granger nedensellik sınaması ile tutarlıdır. Hem düşük rejimde hem de yüksek rejimde DK'nın BIST 100'e tepkisi istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır.

³² Güven aralıkları 5000 tekrarlı bootstrap ile tahmin edilmiştir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Literatürde doğrusal zaman serisi modelleri olarak geçen AR, ARIMA, VAR gibi modeller klasik zaman serisinin temelini oluşturmaktadır. Klasik zaman serisi modelleri değişkenler arasındaki ilişkilerin farklı durum ve şartlarda aynı kaldığını ileri sürmektedir. Ancak bu varsayım gerçek hayatla örtüşmemektedir. Dolayısıyla 1980'li yıllara kadar önemli gelişme gösteren klasik zaman serisi modelleri, değişkenler arasındaki ilişkilerin farklı durum ve şartlarda farklılaşmasıyla bu ilişkileri açıklamakta yetersiz kalmaktadır. İlişkileri açıklamakta yetersiz kalan doğrusal modellerin yerine farklı rejim dönemlerini, farklı durumları ve dalgalanmaları dikkate alan doğrusal olmayan zaman serisi modelleri geliştirilmiştir. Markov rejim değişim modelleri de gözlemlenemeyen rejimlerin, gözlemlenemeyen stokastik değişkenler tarafından belirlendiği doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden biridir. Bu modellerin kullanılması, klasik zaman serisi yöntemleri kullanılarak yapılan analizlere göre daha sağlıklı ve tutarlı sonuçlar elde edilmesini sağlamaktadır.

Döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki piyasaların şekillenmesi ve ekonomik politikalarının belirlenmesi bakımından önem arz etmektedir. Bu anlamda döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasında yaşanan herhangi bir belirsizlik, kriz veya oynaklık gibi faktörlere neden olabilmektedir. Bu değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklayabilmek amacıyla literatürde yapılmış pek çok çalışma mevcuttur. Ancak çalışmaların çoğu klasik eşbütünleşme ve nedensellik sınamalarına dayanmaktadır. Türkiye ekonomisi için döviz ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi MS-VAR yaklaşımı ile test eden bir araştırmanın tarafımızca bilinmemesi bu çalışmanın şekillenmesi ve literatüre katkı sağlaması açısından motivasyon kaynağı olmuştur. Bu anlamda Türkiye için döviz ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi dikkate alarak, MS-VAR yaklaşımı ile rejim sayısını belirlemek ve bu rejimlere bağlı olarak araştırmaya konu olan dönem için değişkenler arasındaki ilişkileri tespit edip bu rejimlerin ekonomi üzerindeki etkisini belirlemek çalışmanın amacını oluşturmuştur. Bu yaklaşım serilerin karakteristik yapıları hakkında bilgi vermesi bakımından ve döngü tarihleri ile rejimlerde geçirilen ortalama süreye ait bilgileri içermesi açısından doğrusal olmayan modellere göre üstünlük göstermektedir.

Çalışmada, Türkiye için satış fiyatına göre döviz kuru (USD/ TL) ile kapanışa göre hisse senedi fiyatları (BIST 100) arasındaki ilişkinin varlığı 03:01:2003-04:11:2019 dönemini kapsayan haftalık logaritmik getiri serileri kullanılarak araştırılmıştır. Doğrusal zaman serisi modellerinin döviz ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkileri yeterince açıklayamadığını göstermek amacıyla hem klasik Granger nedensellik testi ve klasik etki tepki analizi gibi geleneksel zaman serisi teknikleri hem de MS-VAR, MS-Granger nedensellik testi ve rejimlere bağlı etki tepki analizleri gibi doğrusal olmayan zaman serisi teknikleri kullanılmıştır.

Araştırmanın model tahmin aşamasına geçmeden önce getiri serilerinin durağan olduğunu teyit etmek amacıyla doğrusal birim kök testlerinden ADF sınaması ile doğrusal olmayan birim kök testlerinden LNV sınaması yapılmıştır. Sınama sonuçlarına göre %1 önem düzeyinde her iki getiri serinin de durağan olduğu tespit edilmiştir. Hem doğrusal hem de doğrusal olmayan birim kök testlerinin tutarlı sonuç vermesinden dolayı rejimlere bağlı olarak hesaplanan MS-ADF sınamasına gerek duyulmamıştır. Sonraki aşamada doğrusal zaman serisi tekniklerinin mi, doğrusal olmayan zaman serisi tekniklerinin mi kullanılması gerektiğini belirlemek amacıyla doğrusal olamama sınamalarına başvurulmuştur. McLeod-Li, BDS ve serilerin Markov rejim değişim modeline uyumlu olup olmadığını sınavan Di Sanzo doğrusal olmama testleri yapılmıştır. Elde edilen sonuçlar getiri serilerinin doğrusal olmayan tahmin tekniklerine uyumlu olduğunu göstermiştir. Buna bağlı olarak bir sonraki aşamada farklı rejimler ve gecikmeler için MS-VAR modeli tahmin edilerek doğrusal modele göre daha iyi sonuçlar verdiği model seçim kriterlerine göre tespit edilmiştir. Bir gecikmeli olarak MS-VAR modeli ile tahmin edilen rejimler, düşük ve yüksek oynaklık dönemleri olarak adlandırılmıştır.

MS-VAR modelinden elde edilen katsayılar dikkate alındığında hem düşük oynaklık dönemi için hem de yüksek oynaklık dönemi için $t-1$ döneminde BIST100'de iken t döneminde DK'da bulunmaya ait katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Değişkenler arasındaki korelasyona bakıldığında hem düşük oynaklık döneminde hem de yüksek oynaklık döneminde döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin zayıf ve ters yönlü olduğu gözlemlenmiştir. Burada yüksek ve düşük oynaklık rejimlerinin kalıcılığına bakıldığında düşük oynaklık rejiminin kalıcılığının

daha yüksek olduğu belirlenmiştir. Bu da piyasaların belirli bir güven ortamında daha istikrarlı ve sakin bir şekilde seyrettiği anlamına gelmektedir.

Çalışmanın bir sonraki aşamasında değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini belirlemek amacıyla hem doğrusal nedensellik sınamalarına hem de doğrusal olmayan nedensellik sınamalarına başvurulmuştur. Burada her iki tahmin tekniğine başvurulmasının nedeni değişkenler arasındaki ilişkiyi hangisinin daha güvenilir ve sapmasız bir şekilde açıkladığını gösterebilmektir. Nedensellik sınaması sonuçları incelendiğinde klasik Granger nedensellik sınamasına göre %5 önem düzeyinde çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Ancak devamında yapılan doğrusal olmayan Diks-Panchenko nedensellik sınaması ilişkinin hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru tek yönlü olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte rejimlere bağlı olarak hesaplanan MS-Granger nedensellik sınaması da hem düşük oynaklık rejiminde hem de yüksek oynaklık rejiminde %5 önem düzeyinde hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Rejimlere bağlı olarak yapılan etki tepki analizi sonuçları da MS-Granger nedensellik sınaması sonuçlarını desteklemektedir. Literatür çalışmaları incelendiğinde her iki yaklaşımı da destekleyen sonuçlar bulunmakta ve bir görüş birliğine varılamadığı görülmektedir.

Literatürde, finansal piyasalarda oldukça önemli bir yere sahip olan döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi açıklayan iki temel yaklaşım bulunmaktadır. Bunlardan ilki olan geleneksel yaklaşıma göre, döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında, döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru olmak üzere aynı yönlü bir nedensellik ilişkisi beklenmektedir. İkinci yaklaşım olan portföy yaklaşımına göre ise döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru olmak üzere ters yönlü bir nedensellik ilişkisi beklenmektedir. Bu bağlamda elde edilen çalışma sonuçlarına göre Türkiye için portföy yaklaşımının geçerli olduğu görülmektedir.

Portföy yaklaşımına göre Türkiye’de hisse senedi fiyatlarında meydana gelen bir artış, ekonomik büyüme yönünde olumlu beklentiye yol açacaktır. Ekonomik büyümenin gerçekleşmesi durumunda para talebinde ve faiz oranlarında artış yaşanacaktır. Faiz oranlarında meydana gelen artış yabancı yatırımcıyı Türkiye’ye

çekecektir. Ülkeye gelen yabancı yatırımcının TL talebi artacağından hisse senedi fiyatları da artacaktır. Bu durumun döviz kuruna etkisi düşme yönünde olacaktır. Böyle bir bilgi doğrultusunda hisse senedi fiyatlarında bir azalma gerçekleştiğinde ise çalışma sonuçlarına göre döviz kurunun bir hafta sonra artacağı öngörülmektedir. Bu da bu bilgiyi kullanarak uygun yatırım yapan yatırımcının normal üstü (aşırı) kar elde edebileceği düşüncesini uyandırmaktadır. Bu bağlamda aşırı karlılığın önüne geçilmesi amacıyla hisse senedi piyasasının geliştirilebilmesi için para politikası aracılığıyla kurlar kontrol edilerek önlemler alınabilir; ekonominin büyümesi ve faiz oranlarının yükselmesi desteklenerek de kurların düşmesine katkı sağlanabilir.

KAYNAKÇA

- Aggarwal, R. (1981). "Exchange Rates and Stock Prices: A Study of U.S. Capital Market Under Floating Exchange Rates". *Akron Business and Economic Review*, 12(3), 7-12.
- Ahmed Z. I., Mustafa K. (2019). "Regime-Dependent Effects on Stock Market Return Dynamics: Evidence From Saarc Countries". *Asian Development Policy Review*, 7 (2), 111-132.
- Akel, V., Gazel S. (2014). "Döviz Kurları ile BIST Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi: Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı". *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 23-41.
- Andrews, D. W. K., Ploberger, W. (1994). "Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under The Alternative". *Econometrica*, 62(6), 1383-1414.
- Arat, K. (2003). "Türkiye'de Optimum Döviz Kuru Rejimi Seçimi ve Döviz Kurlarından Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi". Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Dış İlişkiler Genel Müdürlüğü, Ankara.
- Aydemir, O., E. Demirhan (2009). "The Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates Evidence from Turkey". *International Research Journal of Finance and Economics*, 23, 207-215.
- Ayvaz, Ö. (2006). "Döviz Kuru ve Hisse Senetleri Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi". *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 1-14
- Balcılar, M., Gupta, R., Segnon, M. (2016). "The Role of Economic Policy Uncertainty in Predicting U.S. Recessions: A Mixed-Frequency Markov Switching Vector Autoregressive Approach" *Economics Discussion Papers*, Kiel Institute for the World Economy. No. 2016-14.
- Baum, L. E., Petrie, T. (1966). "Statistical Inference for Probabilistic Functions of Finite State Markov Chains". *The Annals of Mathematical Statistics*, 37(6), 1554-1563.
- Baum, L. E., Eagon, J. A. (1967). "An Inequality with Applications to Statistical Estimation for Probabilistic Functions of Markov Chains and to A Model for Ecology". *Bulletin of The American Mathematical Society*, 73(3), 360-363.
- Baum, L. E., Petrie, T., Soules, G., Weiss, N. (1970). "A Maximization Technique Occurring in the Statistical Analysis of Probabilistic Functions of Markov Chains". *The Annals of Mathematical Statistics*, 41(1), 164-171.

- Beaudry, P., Koop., G. (1993). "Do Recessions Permanently Affect Output?". *Journal of Monetary Economics*. 31, 149-163.
- Benli, M., Durmuşkaya, S., Bayramoğlu, G. (2019). "Asymmetric Exchange Rate Pass-Through and Sectoral Stock Price Indices: Evidence from Turkey. *International Journal of Business and Management*, 7(1), 25-47.
- Berke, B., (2012). "Döviz Kuru ve İMKB100 Endeksi İlişkisi: Yeni Bir Test". *Maliye Dergisi*, 163, 243-257.
- Bildirici, M. E., Alp, E. A., Ersin, Ö. Ö., Bozoklu, Ü. (2010). *İktisatta Kullanılan Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Yöntemleri*. İstanbul: Türkmen Kitabevi.
- Bildirici, M. (2012). "Economic Growth and Electricity Consumption in Africa and Asia:MS-VAR and MS-Granger Causality Analysis" *MPRA Paper 41796.pdf*
- Bildirici, M. (2013). "Economic Growth and Electricity Consumption: MS-VAR and MS-Granger Causality Analysis" *OPEC Energy Review*, 37(4), 447-476.
- Billio, M., Di Sanzo, S. (2015). "Granger-Causality in Markov Switching Models". *Journal of Applied Statistics*, 42(5), 956-966.
- Boyacıoğlu, M., A., Çürük, D. (2016). "Döviz Kuru Değişimlerinin Hisse Senedi Getirisine Etkisi: Borsa İstanbul 100 Endeksi Üzerine Bir Uygulama". *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 70, 143-156
- Box, G., Jenkins, G. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco.
- Bozkurt, H. (2007). *Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Ekin Kitabevi.
- Bozkurt, H. Y. (2013). *Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Ekin Kitabevi.
- Brock, W.,A., Dechert, W., D., Scheinkman, J., A. (1987). "A Test for Independence Based On the Correlation Dimension". *Working Paper*, University of Wisconsin at Madison, University of Houston, and University of Chicago.
- Brock, W. A., Dechert, W. D., Scheinkman, J. A., LeBaron, B. (1996). "A Test for Independence Based on The Correlation Dimension". *Econometric Reviews*, 15(3), 197-235.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (2. Baskı). New York: Cambridge University Press.
- Büberkökü, Ö. (1997). "Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerden Kanıtlar". *İMKB Dergisi*,

13(2), 1-18.

- Büyükyılmaz, A. (2015). “*Markov Rejim Değişimli Vektör Otoregresif Modeller Ve Doğrusal Olmayan Nedensellik Analizi: OECD Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi, Co2 Emisyonu Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki İçin Bir Uygulama*” (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Antalya: Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., MacKinlay A. C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton NJ, Princeton University Press.
- Caporale, G. M., Pittis, N., Spagnolo, N. (2002). “Testing for Causality-in-Variance: An Application to The East Asian Markets”. *International Journal of Finance & Economics*, 7(3), 235–245.
- Ceylan, S., Şahin B., Y. (2015). “Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru İlişkisi”. *The Journal of Academic Social Science Studies International Journal of Social Science*. 37, 399-408.
- Chen, J., Zhu, X., Zhong, M. (2018). “Nonlinear Effects of Financial Factors on Fluctuations in Nonferrous Metals Prices: A Markov-Switching VAR Analysis”. *Resources Policy*, 61, 489-500.
- Chkili, W., Nguyen, D. K. (2014). “Exchange Rate Movements and Stock Market Returns in a Regime-Switching Environment: Evidence for BRICS Countries”. *Research in International Business and Finance*. 31, 46-56.
- Coe P. (2002). “Power Issues When Testing The Markov Switching Model with The Sup Likelihood Ratio Test Using U.S. Output”, *Empirical Economics*, 27, 395-401.
- Cosslett, S., Lee., L. F. (1985). “Serial Correlation in Discrete Variable Models”. *Journal of Econometrics*, 27, 79-97.
- Cox, D. R., Miller. H. D. (1965). *The Theory of Stochastic Processes*. New York: Wiley.
- Çepni. E. (2015). *Ekonomik ve Finansal Göstergeler Rehberi*. Ankara: Seçkin Yayıncılık
- Çevik, E.İ., Çevik, N., Gürkan, S. (2012). “ABD, Almanya ve Türkiye Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki İlişkinin MS-VAR Model ile Analizi”. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 6(1), 133-155.
- Çevik, E.İ. (2018). “Borsa İstanbul Zayıf Formda Etkin Mi? Markov-Switching ADF Testi Yaklaşımı”. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 12(2), 9-30

- Çevik, E., İ., Yıldırım, D., Ç. (2018). “ABD’de Yenilenebilir Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Markov-Switching VAR Analizi”. *Uluslararası Enerji Ekonomi ve Güvenlik Kongresi Tam Metin Bildiriler Kitabı, 10-11 Kasım 2018*, (ss: 34- 41), İstanbul: International Congress of Energy, Economy and Security.
- Davies, N., C. M., Triggsan, D. P. Newbold (1977). “Significance of The Box-Pierce Portmanteau Statistics in Finite Samples”. *Biometrika*, 64, 517-522.
- Davies, R. B. (1987): "Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Only Under The Alternative," *Biometrika*, 74(1), 33-43.
- Dempster, A. P., Laird, N. M., Rubin, D. B. (1977). “Maximum Likelihood Estimation From Incomplete Data Via The EM Algorithm”. *Journal of The Royal Statistical Society*, 39(1), 1–38.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). “Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series With A Unit Root”. *Journal of American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Diks, C., Panchenko V. (2006). “A New Statistic and Practical Guidelines for Nonparametric Granger Causality Testing” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30, 1647-1669
- Diebold, F.X., Lee, J.H., Weinbach, G. (1994). "Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities," in C. Hargreaves (ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration. (Advanced Texts in Econometrics, C.W.J. Granger and G. Mizon, eds.)*, 283-302. Oxford: Oxford University Press.
- Di Sanzo S. (2009). “Testing for Linearity in Markov Switching Models: A Bootstrap Approach”. *Statistical Methods and Applications*, 18(2), 153–168.
- Doğan, N., Yalçın, Y. (2007). “The Effects of The Exchange Rate Movements on The Istanbul Stock Exchange”. *Applied Financial Economic Letters*, 3: 39-46
- Doğru, B., M. Recepoğlu (2013). “Türkiye’de Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasında Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Eş Bütünleşme İlişkisi”. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, EYİ 2013 Özel Sayısı, 17-34.
- Dornbusch, R., Fischer, S. (1980). “Exchange Rates and The Current Account”. *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- Doornik, J. A., H. Hansen. (1994). “A Practical Test for Univariate and Multivariate Normality”. *Discussion Paper*, Nuffield College.

- Doornik, J. A., D. F. Hendry. (2013). *Modelling Dynamic Systems – PcGiveTM 14: Volume II*. London: Timberlake Consultants.
- Droumaguet M. (2012). “Markov-Switching Vector Autoregressive Models: Monte Carlo Experiment, Impulse Response Analysis and Granger Causal Analysis”. European University Institute, PhD Thesis
- Droumaguet, M., Warne, A., Woźniak, T. (2016). “Granger Causality and Regime Inference in Markov Switching VAR Models with Bayesian Methods”. *Journal of Applied Econometrics*, 32(4), 802–818.
- Durgun, F. (2023). “Uygulamalı Doğrusal Olmayan Zaman Serileri Analizi”, Gaziantep: Özgür Yayınları
- Efron, B. (1979). “Bootstrap Methods: Another Look at The Jackknife”. *The Annals of Statistics*., 7(1), 1-26.
- Ehrmann M., Ellison M., Valla N. (2001). “Regime Dependent Impulse Response Functions in A Markov-Switching Vector Autoregression Model”. *Discussion Paper*, Bank of Finland, 11, 1-25.
- Ehrmann M., Ellison M., Valla N. (2003). “Regime Dependent Impulse Response Functions in a Markov Switching Vector Autoregression Model”. *Economics Letters*, 78, 295-299.
- Elmas, B., Esen, Ö. (2011). “Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kuru Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi; Farklı Ülke Piyasaları için Bir Araştırma”. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 153-170.
- Enders, W., Granger, C. W. J. (1998). “Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with An Example Using The Term Structure of Interest Rates”. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(5), 304-306.
- Enders, W., Siklos, P., L. (2001). “Cointegration and Threshold Adjustment”. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(2), 166-176.
- Engle, R. F. (1982). “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation”. *Econometrica*, 50(4), 987- 1007.
- Ertürk, E. (2018). *Döviz Ekonomisi Dışa Açık Ekonomide Kur-Faiz İlişkileri ve Ekonomik Denge*. Bursa: Ekin Basın Yayın Dağıtım.
- Eyüboğlu S., Eyüboğlu K, (2018). “Borsa İstanbul Sektör Endeksleri ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkilerin İncelenmesi: ARDL Modeli”. *Ömer Halisdemir Üniversitesi*

İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 11(1), 8-28.

- Filardo, A. J. (1994). "Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics". *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3), 299-308.
- Franses, P.H., Van Dijk, D. (2000). *Non-linear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge: Cambridge University Press,
- Garcia R., Perron P. (1996). "An Analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shifts". *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 111-125.
- Garcia R. (1998). "Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models". *International Economic Review*, 39(3), 763-788.
- Genç, A., ÖZTÜRK, C. (2021). Türkiye’de hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişki: asimetrik nedensellik ve Markov rejim değişim modeli yaklaşımı. Yaşar Üniversitesi E-Dergisi, 16(62), 601-617.
- Goldfeld, S., Quandt, R. E. (1973). "A Markov Model for Switching Regressions". *Journal of Econometrics*, 1, 3-16.
- Granger, C. W. J., (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods". *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2012). *Temel Ekonometri*. (Çevirenler: Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen). İstanbul: Literatür Yayıncılık (2009)
- Güngör, B., Yılmaz, Ö. (2008). "Finansal Piyasalardaki Gelişmelerin İktisadi Büyüme Üzerine Etkileri: Türkiye İçin Bir VAR Modeli". *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(1), 173-193.
- Hall, S.G., Psaradakis, Z., Sola, M. (1999). "Detecting Periodically Collapsing Bubbles: A Markov-Switching Unit Root Test". *Journal of Applied Econometrics*, 14, 143-154.
- Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle". *Econometrica*, 57(2), 357-384.
- Hamilton, J.D. (1990). "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regimes". *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hamilton, J., Raj., B. (2002). "New Directions in Business Cycle Research and Financial Analysis". *Empirical Economics*. 27(2), 149-162.

- Hansen, B. E. (1992). "The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing The Markov Switching Model of GNP". *Journal of Applied Econometrics*, 7, 61-82.
- Hansen B. E. (1996). "Inference When a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis". *Econometrica*, 64(2), 413-430.
- Hansen, B. (1997). "Inference in TAR Models" *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*". *The MIT Press*, 2(1), 1-14.
- Hansen, B. E. (1999). "Testing for Linearity". *Journal of Economic Survey*, 13(5), 551-576.
- Hansen, B. E., Seo, B. (2002). "Testing for Two Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models". *Journal of Econometrics*, 110(2), 293-318.
- Harvey, D., Leybourne S. (2007). "Testing for Time Series Linearity", *Econometrics Journal*, 10(1), 149-165.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. J., Xiao, B. (2008). "A Powerful Test for Linearity When The Order of Integration is Unknown". *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 12(3), 1-22.
- Heyman, D. P., Sobel, M.J. (1984). *Stochastic Models in Operations Research. Vol. 2*. New Delhi: McGraw-Hill.
- Hillier, S.F., Lieberman, G. J. (2001). *Introduction to Operations Research*. New York: McGraw-Hill.
- Hiemstra, C., Jones, J., D., (1994). "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in The Stock Price-Volume Relation". *The Journal of Finance*, 49(5), 1639-1664.
- Hondroyiannis, G., Papapetrou, E. (2006). "Stock Returns and Inflation in Greece: A Markov Switching Approach". *Review of Financial Economics*, 15(1), 76-94.
- Ilzetzki, E., Reinhart C. M., Rogoff, K. S.(2017). "The Country Chronologies to Exchange Rate Arrangements Into The 21st Century: Will The Anchor Currency Hold? *Working Paper NBER* No:23135
- Ismail, M. T., Isa Z. B. (2009). "Modelling The Interactions of Stock Price and Exchange Rate in Malaysia". *The Singapore Economic Review*, 54(4), 605-619.
- İşcan, E. (2011). "Döviz Kurları ve Hisse Senedi Piyasası Arasındaki Etkileşim: Türkiye Örneği (Aralık 2001-Aralık 2009)". *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(35), 237-251.
- Kal, S. H., Arslaner, F., Arslaner, N. (2013). "Gold, Stock Price, Interest Rate and Exchange Rate Dynamics: An MS-VAR Approach". *International Research Journal of Finance*

and Economics, 107, 8-16.

- Kal, S., H., Arslaner, F., Arslaner, N. (2015). "The Dynamic Relationship Between Stock, Bond and Foreign Exchange Markets". *Working Papers 15/12, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey*.
- Kal, S , Gündüz, İ . (2019). "Global Capital Flows, Time Varying Fundamentals And Transitional Exchange Rate Dynamics: An MS-VAR Approach". *İstanbul İktisat Dergisi*, 69(1), 1-22.
- Kanas, A. (2000). "Volatility Spillovers Between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence". *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(3-4), 447-467.
- Kanas, A. (2005). "Regime Linkages Between The Mexican Currency Market and Emerging Equity Markets". *Economic Modelling*, 22(1), 109-125.
- Kanas, A., Genius, M. (2005). "Regime (non)Stationarity in the US/UK Real Exchange Rate". *Economics Letters*, 87, 407-413.
- Kapusuzoğlu, A., İbicioğlu, M. (2010). "Döviz Kuru ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin Analizi: Türkiye Uygulaması". *Muhasebe Bilimi Dünyası*, 12(4), 135-153.
- Karlı, M. (2004). *Sermaye Piyasası Borsa Menkul Kıymetler*. İstanbul: Alfa Yayıncılık.
- Kasman, S, (2003). "The Relationship Between Rates and Stok Prices: A Causality Analysis". *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(2), 70-79.
- Kassouri, Y., Altıntaş, H. (2019). Threshold Cointegration, Nonlinearity and Frequency Domain Causality Relationship between Stock Price and Turkish Lira. *Research in International Business and Finance*, 52, 101097.
- Keenan, D.M. (1985). "A Tukey Non-Additivity Type Test for Time Series Nonlinearity". *Biometrika*, 72(1), 39-44.
- Kendirli, S., Çankaya, M. (2016). "Dolar Kuru'nun Borsa İstanbul-30 Endeksi Üzerindeki Etkisi Ve Aralarındaki Nedensellik İlişkinin İncelenmesi". *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(2), 307-324.
- Kim, Chang-Jin. (1994). "Dynamic Linear Models With Markov-Switching". *Journal of Econometrics*, 60, 1-22.
- Knüppel, M. (2004). "Testing for Business Cycle Asymmetries Based on Autoregressions with A Markov-Switching Intercept". *Discussion Paper Series 1: Studies of the Economic*

Research Centre, No 41/2004.

- Koop, G., Pesaran, H. M., Potter, S. M. (1996). "Impulse Responses in Nonlinear Multivariate Models". *Journal of Econometrics*, 74, 119–147.
- Koy, A. (2016). "Borsa İstanbul'un Doğrusal Olmayan Dinamiklerinin Markov Rejim Değişim Modelleriyle Açıklanması". *1. Lisansüstü İşletme Öğrencileri Sempozyum Bildirileri, Nisan 2016*, (ss.175-180), İstanbul: İstanbul Ticaret Üniversitesi.
- Krolzig, H. M. (1996). "Statistical Analysis of Cointegrated VAR Processes with Markovian Regime Shifts". *Discussion Paper 25/1996*, Humboldt Universität zu Berlin.
- Krolzig, H. M. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Krolzig, H. M., Sensier, M. (1998). "A Disaggregated Markov-Switching Model of The Business Cycle in UK Manufacturing". *Discussion Paper 9812*, School of Economic Studies, University of Manchester
- Krolzig, H. M. (1998). "Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using MSVAR for Ox". *Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, Oxford*, 1-26.
- Krolzig, H. M., Toro, J. (1999). "A New Approach to The Analysis of Shocks and The Cycle in A Model of Output and Employment". *Economics Working Papers eco99/30*, European University Institute.
- Krolzig H. M. (2000). "Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes, Oxford University". *Working Paper 2000W31*.
- Krolzig H., M., Sensier, M. (2000). "A Disaggregated Markov-Switching Model of The Business Cycle in UK Manufacturing". *The Manchester School*, 68(4), 442-460.
- Krolzig H. M. (2003). "Constructing Turning Point Chronologies with Markov-Switching Vector Autoregressive Models : The Euro – Zone Business Cycle". *Department of Economics and Nuffield College, Oxford University*, 1-38.
- Krolzig H. M. (2006). "Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models". *Economics Department, University of Kent, Keynes College, Canterbury CT2 7NP*, 1-17.
- Lacerda M., Fedderke J., Haines L. (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*, 1-131.
- Lahiri, K., Wang, J. G. (1994). “Predicting Cyclical Turning Points with Leading Index in A Markov Switching Model”. *Journal of Forecasting*, 13(3), 245–263.
- Lai, Y., Hu, Y. (2021). Prediction of Stock Market Instability Based on MS-VAR Model. In IOP Conference Series: Earth and Environmental Science (Vol. 714, No. 4, p. 042021). IOP Publishing.
- Leybourne, S., Newbold, P., Vougas, D. (1998). Unit Roots And Smooth Transitions, *Journal of Time Series Analysis*, 19(1), 83-96.
- Lindgren, G. (1978). “Markov Regime Models for Mixed Distributions and Switching Regressions”. *Scandinavian Journal of Statistics*, 5(2), 81-91.
- Ljung, G. M., Box, G. E. P. (1978). “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models”. *Biometrika*, 65(2), 297-303.
- McLeod, A. I., Li, W. K. (1983). “Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared Residual Autocorrelations”. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 269-273.
- Mills, T., C. (1990). *Time Series Techniques for Economists*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Nelson, D. B. (1991). “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach”. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Özmen, M. (2007). “Farklı Döviz Kuru Rejimleri Altında Hisse Senetleri Fiyatları ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi”. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(1), 519-538.
- Öztürk, A. (2009). *Yönelem Araştırması*, Bursa: Ekin Kitabevi.
- Paliouras, D. V. (2007). *Comparing Regime-Switching Models in Time Series: Logistic Mixtures: vs. Markov Switching* (Master of Science). Maryland: Graduate School of The University Maryland.
- Parasız, İ., Ekren, N. (2013). *Uluslararası İktisat*. Bursa: Ezgi Kitabevi.
- Pasricha, G. K. (2006). “Kalman Filter and its Economic Applications”. *MPRA Paper 22734*, Germany: University Library of Munich.
- Pena, D., Tio, G., C., Tsay, R., S. (2001). *A Course in Time Series Analysis*. New York: John Wiley and Sons.

- Pekkaya, M., Bayramoğlu, M. F. (2008). “Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasında Nedensellik İlişkisi: YTL/USD, İMKB 100 ve S&P 500 Üzerine Bir Uygulama”. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 38, 163-176.
- Petrie, T. (1969). “Probabilistic Functions of Finite State Markov Chains”. *The Annals of Mathematical Statistics*, 40(1), 97-115.
- Psaradakis Z., Ravn M., Sola M. (2005). “Markov Switching Causality and Money-Output Relationship”. *Journal of Policy Modeling*, 20, 665-683.
- Qiao, Z., Li, Y., Wong, W. K. (2011). “Regime-Dependent Relationships Among The Stock Markets of The US, Australia and New Zealand: a Markov-Switching VAR Approach”. *Applied Financial Economics*, 21(24), 1831-1841.
- Sacchi, M.D. (1998). “A Bootstrap Procedure for High-Resolution Velocity Analysis”. *Geophysics*, 63(5), 1716-1725.
- Seyidoğlu, H. (2017). *Uluslararası İktisat*. İstanbul: Güzem Can Yayınları.
- Shenton, L. R., Bowman, K. O. (1977). “A Bivariate Model for The Distribution of $\sqrt{b_1}$ and b_2 ”. *Journal of The American Statistical Association*, 72(357), 206-211.
- Sichel, D. E. (1993). “Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look”. *Economic Inquiry*, 31(2), 224-236.
- Sierimo, C. (2002). *Testing The Efficient Market Hypothesis of The Helsinki Stock Exchange Further Empirical Evidence Based on Nonlinear Models*. (Research Reports) Helsinki: University of Helsinki.
- Sims, C. A. (1972). “Money, Income, and Causality”. *American Economic Review*, 62(4), 540-552.
- Sims C. A. (1980). “Macroeconomics and Reality”. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Sosa, M., Ortiz, E., Cabello, A. (2018). “Dynamic Linkages Between Stock Market and Exchange Rate in MILA Countries: A Markov Regime Switching Approach (2003-2016)”. *Análisis Económico*, 33(83), 57-74.
- Sosa, M., Ortiz, E., Cabello, A. (2019). “International Financial US Linkages: Networks Theory and MS-VAR Analyses”. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época*, 14, 459-484.
- Stavárek, D. (2005). “Stock Prices and Exchange Rates in The EU And The United States: Evidence on Their Mutual Interactions”. *Czech Journal of Economics And Finance*,

55(3-4), 141-161.

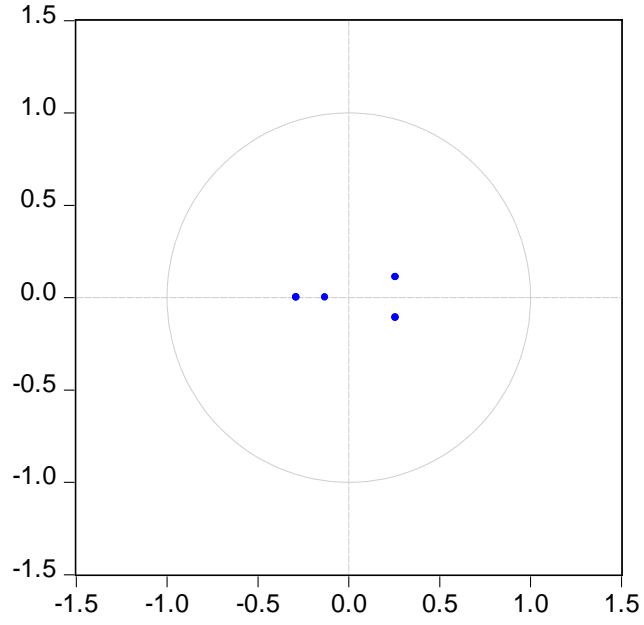
- Şenol, Z. (2021). Döviz Kuru Oynaklığının Markov Rejim Değişim Yöntemiyle Analizi: Türkiye Örneği. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 13(25), 732-745.
- Teräsvirta, T. Anderson, H. M. (1992). "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles, Using Smooth Transition Autoregressive Models". *Journal of Applied Econometrics*, 7, 119-136.
- Teräsvirta, T., Lin, C.F., Granger, C. W. J. (1993). "Power of The Neural Network Linearity Test". *Journal of Time Series Analysis*, 14(2), 209-220.
- Teräsvirta, T. (1994). "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models". *Journal of American Statistical Association*, 89(425), 208-218.
- Thierauf, R., J. (1970). *Decision Making Through Operations Research*. London: John Willey and Sons.
- Tiryaki, A., Ceylan, R., Erdoğan, L. (2018). "Asymmetric Effects of Industrial Production, Money Supply and Exchange Rate Changes on Stock Returns in Turkey". *Applied Economics*, 1-12.
- Tong, H. (1978). "On A Threshold Model. In Pattern Recognition and Signal Processing". In C. H. Chen (Ed.), (ss. 101-141) *Alphen aan den Rijn*, The Netherlands: Sijthoff & Noordhoff.
- Tong, H., Lim, K.S. (1980). "Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data". *Journal of The Royal Statistical Society*, 42(3), 245-292.
- Tong, H. (1983). *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Tong, H. (1990). *Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach*. Oxford: Oxford University Press.
- Tsay, R. S. (1986). "Nonlinearity Tests for Time Series". *Biometrika*, 73(2), 461-466.
- Tsay, R. S. (2000). "Time Series and Forecasting: Brief History and Future Research". *Journal of The American Statistical Association*, 95(450), 638-643.
- Tsay, R. S.(2002). *Analysis of Financial Time Series*. New York: John Wiley and Sons.
- Yıldırım, D. Ç., Erdoğan, S., Çevik, E. İ. (2018). "Regime-Dependent Effect of Crude Oil Price on BRICS Stock Markets". *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(8), 1706-1719.

- Yıldız, A. (2014). "Döviz Kuru ile Sektörel Hisse Senedi Endeksleri Arasındaki İlişki". *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 51(593), 77-91.
- Walid, C., Chaker, A., Masood, O., Fry, J. (2011). "Stock Market Volatility and Exchange Rates in Emerging Countries: A Markov-State Switching Approach". *Emerging Markets Review*, 12(3), 272-292.
- Wang, P. (2003). *Financial Econometrics*. New York: Routledge.
- Warne A. (2000). "Causality and Regime Inference in a Markov Switching VAR". *Sveriges Riksbank*, 1-41.
- Wiener, N. (1956). The Theory of Prediction. E.F. Beckenbach (Ed.). *Modern Mathematics for Engineers*. New York: McGraw-Hill.

EKLER

AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

Durağanlık İçin AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri



McLeod-Li Doğrusal Olmama Sınaması Olasılık (p) Değerleri

McLeod-Li Doğrusal Olmama Testi	
BIST 100	DK
p.values	p.values
9.29E-08	8.29E-08
9.04E-09	2.87E-12
2.64E-14	2.49E-14
4.44E-16	1.11E-15
5.55E-16	3.55E-15
0	1.08E-14
0	3.13E-14
0	6.74E-14
0	2.23E-14
0	6.98E-14
0	1.56E-13
0	2.78E-14
0	6.95E-14
0	1.09E-13
0	2.76E-13
0	6.43E-13
0	1.60E-12
0	3.83E-12
0	8.87E-12
0	1.98E-11
0	3.91E-11
0	8.45E-11
0	1.75E-10
0	3.57E-10
0	6.86E-10
0	1.35E-09
0	2.60E-09
0	4.91E-09
0	9.04E-09

Di Sanzo Doğrusal Olmama Sınaması için Korelogramlar

BIST 100

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.029	-0.029	0.7591	0.384
		2	0.066	0.066	4.6247	0.099
		3	-0.025	-0.021	5.1557	0.161
		4	0.017	0.011	5.3972	0.249
		5	0.005	0.009	5.4225	0.367
		6	-0.005	-0.007	5.4452	0.488
		7	-0.017	-0.018	5.7042	0.575
		8	0.025	0.025	6.2578	0.618
		9	-0.002	0.001	6.2608	0.714
		10	-0.034	-0.038	7.2669	0.700
		11	0.030	0.030	8.0786	0.706
		12	-0.003	0.002	8.0894	0.778
		13	0.025	0.019	8.6558	0.798
		14	-0.012	-0.008	8.7847	0.845
		15	0.041	0.039	10.302	0.800
		16	-0.016	-0.014	10.535	0.837
		17	0.045	0.037	12.310	0.781
		18	-0.029	-0.020	13.036	0.789
		19	0.005	-0.005	13.056	0.836
		20	0.028	0.033	13.774	0.842
		21	0.002	0.002	13.776	0.879
		22	0.034	0.031	14.808	0.870
		23	0.041	0.044	16.323	0.841
		24	0.016	0.014	16.561	0.867
		25	-0.021	-0.025	16.955	0.883
		26	-0.027	-0.030	17.590	0.890
		27	-0.037	-0.032	18.829	0.876
		28	0.032	0.025	19.739	0.874
		29	-0.011	-0.001	19.839	0.898
		30	-0.035	-0.042	20.973	0.889
		31	-0.040	-0.040	22.450	0.868
		32	-0.011	-0.012	22.564	0.892
		33	-0.046	-0.043	24.513	0.857
		34	0.045	0.042	26.351	0.823
		35	-0.009	-0.001	26.423	0.851
		36	-0.029	-0.041	27.180	0.855

DK

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.227	0.227	44.999	0.000
		2	0.049	-0.002	47.112	0.000
		3	0.131	0.127	62.195	0.000
		4	0.058	0.001	65.145	0.000
		5	0.028	0.014	65.841	0.000
		6	-0.011	-0.038	65.948	0.000
		7	-0.082	-0.084	71.864	0.000
		8	0.030	0.067	72.666	0.000
		9	-0.073	-0.097	77.354	0.000
		10	-0.039	0.024	78.666	0.000
		11	-0.084	-0.095	84.900	0.000
		12	-0.007	0.059	84.940	0.000
		13	0.048	0.042	87.011	0.000
		14	0.047	0.048	88.978	0.000
		15	-0.048	-0.066	90.983	0.000
		16	-0.015	-0.020	91.193	0.000
		17	0.015	0.016	91.402	0.000
		18	0.005	-0.016	91.426	0.000
		19	0.008	0.035	91.478	0.000
		20	0.000	-0.022	91.478	0.000
		21	-0.050	-0.043	93.754	0.000
		22	-0.008	-0.008	93.816	0.000
		23	-0.064	-0.050	97.501	0.000
		24	-0.081	-0.042	103.40	0.000
		25	-0.016	0.018	103.63	0.000
		26	0.030	0.042	104.44	0.000
		27	0.014	0.007	104.62	0.000
		28	0.005	0.007	104.64	0.000
		29	-0.009	-0.010	104.72	0.000
		30	0.028	0.011	105.41	0.000
		31	0.001	-0.022	105.41	0.000
		32	0.008	0.006	105.47	0.000
		33	0.036	0.027	106.66	0.000
		34	0.032	0.016	107.59	0.000
		35	-0.002	-0.011	107.59	0.000
		36	-0.027	-0.034	108.25	0.000

Tahmin Edilen MS-VAR Modelleri

2 Rejimli MSI Modelleri

	MSI(2)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4108.5867	4077.8092
AIC	-9.4151	-9.3536
HQ	-9.3879	-9.3347
SC	-9.3439	-9.3043
LR	linearity test: 61.5550 $\chi^2(2)=[0.0000]$ $\chi^2(4)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(2)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4076.3965	4076.4773
AIC	-9.3427	-9.3521
HQ	-9.3070	-9.3248
SC	-9.2494	-9.2808
LR	linearity test: -0.1617 $\chi^2(2)=[1.0000]$ $\chi^2(4)=[1.0000]$	
Davies p	DAVIES=[.NaN]	

	MSI(2)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4080.8171	4080.8987
AIC	-9.3544	-9.3638
HQ	-9.3103	-9.3281
SC	-9.2391	-9.2705
LR	linearity test: -0.1633 $\chi^2(2)=[1.0000]$ $\chi^2(4)=[1.0000]$	
Davies p	DAVIES=[.NaN]	

	MSI(2)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4077.5757	4077.6394
AIC	-9.3485	-9.3579
HQ	-9.2959	-9.3137
SC	-9.2111	-9.2425
LR	linearity test: -0.1274 $\chi^2(2)=[1.0000]$ $\chi^2(4)=[1.0000]$	
Davies p	DAVIES=[.NaN]	

	MSI(2)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4072.6519	4072.7277
AIC	-9.3387	-9.3481
HQ	-9.2776	-9.2955
SC	-9.1792	-9.2106
LR	linearity test: -0.1517 $\chi^2(2)=[1.0000]$ $\chi^2(4)=[1.0000]$	
Davies p	DAVIES=[.NaN]	

	MSI(2)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4071.3803	4071.3741
AIC	-9.3373	-9.3465
HQ	-9.2678	-9.2854
SC	-9.1556	-9.1869
LR	linearity test: 0.0125 $\chi^2(2)=[0.9937]$ $\chi^2(4)=[1.0000]$	
Davies p	DAVIES=[1.0000]	

2 Rejimli MSIA Modelleri

	MSIA(2)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4160.7277	4052.6622
AIC	-9.5809	-9.3495
HQ	-9.5450	-9.3305
SC	-9.4873	-9.3000
LR	linearity test: 216.1311 $\chi^2(6)=[0.0000]$ $\chi^2(8)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(2)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4172.8511	4056.5339
AIC	-9.5904	-9.3492
HQ	-9.5377	-9.3218
SC	-9.4528	-9.2776
LR	linearity test: 232.6344 $\chi^2(10)=[0.0000]$ $\chi^2(12)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(2)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4146.5945	4065.6518
AIC	-9.5112	-9.3610
HQ	-9.4417	-9.3252
SC	-9.3295	-9.2674
LR	linearity test: 161.8852 $\chi^2(14)=[0.0000]$ $\chi^2(16)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(2)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4210.2539	4067.9014
AIC	-9.6399	-9.3570
HQ	-9.5535	-9.3127
SC	-9.4141	-9.2414
LR	linearity test: 284.7048 $\chi^2(18)=[0.0000]$ $\chi^2(20)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(2)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4222.0840	4068.5241
AIC	-9.6487	-9.3492
HQ	-9.5455	-9.2965
SC	-9.3790	-9.2115
LR	linearity test: 307.1199 $\chi^2(22)=[0.0000]$ $\chi^2(24)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(2)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4227.7702	4071.3741
AIC	-9.6434	-9.3465
HQ	-9.5233	-9.2854
SC	-9.3296	-9.1869
LR	linearity test: 312.7923 $\chi^2(26)=[0.0000]$ $\chi^2(28)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

2 Rejimli MSIH Modelleri

	MSIH(2)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4246.3719	4052.6622
AIC	-9.7812	-9.3495
HQ	-9.7475	-9.3305
SC	-9.6931	-9.3000
LR	linearity test: 387.4195 $\chi^2(5)=[0.0000]$ $\chi^2(7)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(2)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4249.1143	4056.5339
AIC	-9.7783	-9.3492
HQ	-9.7362	-9.3218
SC	-9.6682	-9.2776
LR	linearity test: 385.1609 $\chi^2(5)=[0.0000]$ $\chi^2(7)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(2)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4250.4088	4065.6518
AIC	-9.7720	-9.3610
HQ	-9.7215	-9.3252
SC	-9.6399	-9.2674
LR	linearity test: 369.5140 $\chi^2(5)=[0.0000]$ $\chi^2(7)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(2)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4251.6186	4067.9014
AIC	-9.7656	-9.3570
HQ	-9.7066	-9.3127
SC	-9.6114	-9.2414
LR	linearity test: 367.4344 $\chi^2(5)=[0.0000]$ $\chi^2(7)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(2)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4252.1208	4068.5241
AIC	-9.7575	-9.3492
HQ	-9.6901	-9.2965
SC	-9.5813	-9.2115
LR	linearity test: 367.1935 $\chi^2(5)=[0.0000]$ $\chi^2(7)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(2)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4254.7898	4071.3741
AIC	-9.7544	-9.3465
HQ	-9.6786	-9.2854
SC	-9.5562	-9.1869
LR	linearity test: 366.8314 $\chi^2(5)=[0.0000]$ $\chi^2(7)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

2 Rejimli MSIAH Modelleri

	MSIAH(2)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4247.1708	4052.6622
AIC	-9.7738	-9.3495
HQ	-9.7317	-9.3305
SC	-9.6637	-9.3000
LR	linearity test: 389.0174 $\chi^2(9)=[0.0000]$ $\chi^2(11)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(2)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4251.7400	4056.5339
AIC	-9.7659	-9.3492
HQ	-9.7069	-9.3218
SC	-9.6117	-9.2776
LR	linearity test: 390.4121 $\chi^2(13)=[0.0000]$ $\chi^2(15)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(2)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4256.9056	4065.6518
AIC	-9.7593	-9.3610
HQ	-9.6835	-9.3252
SC	-9.5611	-9.2674
LR	linearity test: 382.5075 $\chi^2(17)=[0.0000]$ $\chi^2(19)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(2)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4216.8798	4067.9014
AIC	-9.6483	-9.3570
HQ	-9.5556	-9.3127
SC	-9.4060	-9.2414
LR	linearity test: 297.9568 $\chi^2(21)=[0.0000]$ $\chi^2(23)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(2)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4219.4557	4068.5241
AIC	-9.6357	-9.3492
HQ	-9.5262	-9.2965
SC	-9.3494	-9.2115
LR	linearity test: 301.8631 $\chi^2(25)=[0.0000]$ $\chi^2(27)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(2)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4225.2620	4071.3741
AIC	-9.6307	-9.3465
HQ	-9.5042	-9.2854
SC	-9.3003	-9.1869
LR	linearity test: 307.7758 $\chi^2(29)=[0.0000]$ $\chi^2(31)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

3 Rejimli MSI Modelleri

	MSI(3)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4167.1799	4052.6622
AIC	-9.5912	-9.3495
HQ	-9.5511	-9.3305
SC	-9.4866	-9.3000
LR	linearity test: 229.0355 $\chi^2(4)=[0.0000]$ $\chi^2(10)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(3)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4171.5652	4056.5339
AIC	-9.5921	-9.3492
HQ	-9.5436	-9.3218
SC	-9.4654	-9.2776
LR	linearity test: 230.0627 $\chi^2(4)=[0.0000]$ $\chi^2(10)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(3)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4172.4170	4065.6518
AIC	-9.5848	-9.3610
HQ	-9.5279	-9.3252
SC	-9.4361	-9.2674
LR	linearity test: 213.5304 $\chi^2(4)=[0.0000]$ $\chi^2(10)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(3)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4173.2167	4067.9014
AIC	-9.5774	-9.3570
HQ	-9.5121	-9.3127
SC	-9.4067	-9.2414
LR	linearity test: 210.6305 $\chi^2(4)=[0.0000]$ $\chi^2(10)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(3)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4174.1235	4068.5241
AIC	-9.5702	-9.3492
HQ	-9.4965	-9.2965
SC	-9.3775	-9.2115
LR	linearity test: 210.6305 $\chi^2(4)=[0.0000]$ $\chi^2(10)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(3)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4176.1795	4071.3741
AIC	-9.5657	-9.3465
HQ	-9.4835	-9.2854
SC	-9.3510	-9.1869
LR	linearity test: 209.6109 $\chi^2(4)=[0.0000]$ $\chi^2(10)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

3 Rejimli MSIA Modelleri

	MSIA(3)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4210.0441	4052.6622
AIC	-9.6718	-9.3495
HQ	-9.6149	-9.3305
SC	-9.5231	-9.3000
LR	linearity test: 314.7639 $\chi^2(12)=[0.0000]$ $\chi^2(18)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(3)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4234.9987	4056.5339
AIC	-9.7017	-9.3492
HQ	-9.6195	-9.3218
SC	-9.4870	-9.2776
LR	linearity test: 356.9295 $\chi^2(20)=[0.0000]$ $\chi^2(26)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(3)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4261.9239	4065.6518
AIC	-9.7362	-9.3610
HQ	-9.6288	-9.3252
SC	-9.4552	-9.2674
LR	linearity test: 392.5440 $\chi^2(28)=[0.0000]$ $\chi^2(34)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(3)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4264.1333	4067.9014
AIC	-9.7136	-9.3570
HQ	-9.5808	-9.3127
SC	-9.3667	-9.2414
LR	linearity test: 392.4637 $\chi^2(36)=[0.0000]$ $\chi^2(42)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(3)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4291.7740	4068.5241
AIC	-9.7498	-9.3492
HQ	-9.5917	-9.2965
SC	-9.3368	-9.2115
LR	linearity test: 446.4918 $\chi^2(44)=[0.0000]$ $\chi^2(50)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(3)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4297.5169	4071.3741
AIC	-9.7353	-9.3465
HQ	-9.5520	-9.2854
SC	-9.2563	-9.1869
LR	linearity test: 452.2856 $\chi^2(52)=[0.0000]$ $\chi^2(58)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

3 Rejimli MSIH Modelleri

	MSIH(3)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4275.7603	4052.6622
AIC	-9.8283	-9.3495
HQ	-9.7757	-9.3305
SC	-9.6907	-9.3000
LR	linearity test: 446.1962 $\chi^2(10)=[0.0000]$ $\chi^2(16)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(3)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4278.0672	4056.5339
AIC	-9.8244	-9.3492
HQ	-9.7633	-9.3218
SC	-9.6648	-9.2776
LR	linearity test: 443.0667 $\chi^2(10)=[0.0000]$ $\chi^2(16)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(3)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4278.4961	4065.6518
AIC	-9.7720	-9.3610
HQ	-9.7215	-9.3252
SC	-9.6399	-9.2674
LR	linearity test: 425.6885 $\chi^2(10)=[0.0000]$ $\chi^2(16)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(3)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4280.5222	4067.9014
AIC	-9.8116	-9.3570
HQ	-9.7336	-9.3127
SC	-9.6079	-9.2414
LR	linearity test: 425.2415 $\chi^2(10)=[0.0000]$ $\chi^2(16)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(3)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4280.8259	4068.5241
AIC	-9.8031	-9.3492
HQ	-9.7167	-9.2965
SC	-9.5773	-9.2115
LR	linearity test: 424.6035 $\chi^2(10)=[0.0000]$ $\chi^2(16)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(3)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4286.5000	4071.3741
AIC	-9.8069	-9.3465
HQ	-9.7121	-9.2854
SC	-9.5592	-9.1869
LR	linearity test: 430.2519 $\chi^2(10)=[0.0000]$ $\chi^2(16)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

3 Rejimli MSIAH Modelleri

	MSIAH(3)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4264.3169	4052.6622
AIC	-9.7834	-9.3495
HQ	-9.7138	-9.3305
SC	-9.6017	-9.3000
LR	linearity test: 423.3095 $\chi^2(18)=[0.0000]$ $\chi^2(24)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(3)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4278.2000	4056.5339
AIC	-9.7877	-9.3492
HQ	-9.6929	-9.3218
SC	-9.5400	-9.2776
LR	linearity test: 443.3322 $\chi^2(26)=[0.0000]$ $\chi^2(32)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(3)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4290.0683	4065.6518
AIC	-9.7874	-9.3610
HQ	-9.6673	-9.3252
SC	-9.4736	-9.2674
LR	linearity test: 448.8329 $\chi^2(34)=[0.0000]$ $\chi^2(40)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(3)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4299.8314	4067.9014
AIC	-9.7823	-9.3570
HQ	-9.6369	-9.3127
SC	-9.4024	-9.2414
LR	linearity test: 463.8600 $\chi^2(42)=[0.0000]$ $\chi^2(48)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(3)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4311.5177	4068.5241
AIC	-9.7815	-9.3492
HQ	-9.6108	-9.2965
SC	-9.3356	-9.2115
LR	linearity test: 485.9873 $\chi^2(50)=[0.0000]$ $\chi^2(56)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(3)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4325.0596	4071.3741
AIC	-9.7851	-9.3465
HQ	-9.5891	-9.2854
SC	-9.2730	-9.1869
LR	linearity test: 507.3712 $\chi^2(58)=[0.0000]$ $\chi^2(64)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

4 Rejimli MSI Modelleri

	MSI(4)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4198.1459	4052.6622
AIC	-9.6443	-9.3495
HQ	-9.5874	-9.3305
SC	-9.4956	-9.3000
LR	linearity test: 290.9675 $\chi^2(6)=[0.0000]$ $\chi^2(18)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(4)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4208.2756	4056.5339
AIC	-9.6584	-9.3492
HQ	-9.5931	-9.3218
SC	-9.4878	-9.2776
LR	linearity test: 303.4833 $\chi^2(6)=[0.0000]$ $\chi^2(18)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(4)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4173.2435	4065.6518
AIC	-9.5682	-9.3610
HQ	-9.4944	-9.3252
SC	-9.3755	-9.2674
LR	linearity test: 215.1834 $\chi^2(6)=[0.0000]$ $\chi^2(18)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(3)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4174.0378	4067.9014
AIC	-9.5608	-9.3570
HQ	-9.4786	-9.3127
SC	-9.3460	-9.2414
LR	linearity test: 212.2727 $\chi^2(6)=[0.0000]$ $\chi^2(18)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(4)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4181.1257	4068.5241
AIC	-9.5679	-9.3492
HQ	-9.4773	-9.2965
SC	-9.3312	-9.2115
LR	linearity test: 225.2032 $\chi^2(6)=[0.0000]$ $\chi^2(18)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSI(4)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4177.0977	4071.3741
AIC	-9.5494	-9.3465
HQ	-9.4503	-9.2854
SC	-9.2906	-9.1869
LR	linearity test: 211.4473 $\chi^2(6)=[0.0000]$ $\chi^2(18)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

4 Rejimli MSIA Modelleri

	MSIA(4)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	-	4052.6622
AIC	-	-9.3495
HQ	-	-9.3305
SC	-	-9.3000
LR	-	
Davies p	-	

	MSIA(4)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4278.1236	4056.5339
AIC	-9.7644	-9.3492
HQ	-9.6485	-9.3218
SC	-9.4616	-9.2776
LR	linearity test: 443.1794 $\chi^2(30)=[0.0000]$ $\chi^2(42)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(4)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4311.9051	4065.6518
AIC	-9.8056	-9.3610
HQ	-9.6559	-9.3252
SC	-9.4146	-9.2674
LR	linearity test: 492.5066 $\chi^2(42)=[0.0000]$ $\chi^2(54)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(4)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4318.8361	4067.9014
AIC	-9.7846	-9.3570
HQ	-9.6013	-9.3127
SC	-9.3056	-9.2414
LR	linearity test: 501.8693 $\chi^2(54)=[0.0000]$ $\chi^2(66)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(4)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4364.5088	4068.5241
AIC	-9.8532	-9.3492
HQ	-9.6361	-9.2965
SC	-9.2861	-9.2115
LR	linearity test: 591.9695 $\chi^2(66)=[0.0000]$ $\chi^2(78)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIA(4)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4375.7301	4071.3741
AIC	-9.8422	-9.3465
HQ	-9.5914	-9.2854
SC	-9.1869	-9.1869
LR	linearity test: 608.7121 $\chi^2(78)=[0.0000]$ $\chi^2(90)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

4 Rejimli MSIH Modelleri

	MSIH(4)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4282.7589	4052.6622
AIC	-9.8191	-9.3495
HQ	-9.7432	-9.3305
SC	-9.6209	-9.3000
LR	linearity test: 460.1935 $\chi^2(15)=[0.0000]$ $\chi^2(27)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(4)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4298.7300	4056.5339
AIC	-9.8468	-9.3492
HQ	-9.7625	-9.3218
SC	-9.6265	-9.2776
LR	linearity test: 484.3922 $\chi^2(15)=[0.0000]$ $\chi^2(27)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(4)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4300.4423	4065.6518
AIC	-9.8415	-9.3610
HQ	-9.7488	-9.3252
SC	-9.5992	-9.2674
LR	linearity test: 469.5810 $\chi^2(15)=[0.0000]$ $\chi^2(27)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(4)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4302.8971	4067.9014
AIC	-9.8379	-9.3570
HQ	-9.7368	-9.3127
SC	-9.5736	-9.2414
LR	linearity test: 469.9912 $\chi^2(15)=[0.0000]$ $\chi^2(27)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(4)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4292.1082	4068.5241
AIC	-9.8037	-9.3492
HQ	-9.6941	-9.2965
SC	-9.5174	-9.2115
LR	linearity test: 447.1682 $\chi^2(15)=[0.0000]$ $\chi^2(27)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIH(4)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4299.0768	4071.3741
AIC	-9.8106	-9.3465
HQ	-9.6926	-9.2854
SC	-9.5022	-9.1869
LR	linearity test: 455.4055 $\chi^2(15)=[0.0000]$ $\chi^2(27)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

4 Rejimli MSIAH Modelleri

	MSIAH(4)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4291.8357	4052.6622
AIC	-9.8123	-9.3495
HQ	-9.7112	-9.3305
SC	-9.5480	-9.3000
LR	linearity test: 478.3471 $\chi^2(27)=[0.0000]$ $\chi^2(39)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(4)-VAR(2)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4327.8835	4056.5339
AIC	-9.8587	-9.3492
HQ	-9.7238	-9.3218
SC	-9.5063	-9.2776
LR	linearity test: 542.6992 $\chi^2(39)=[0.0000]$ $\chi^2(51)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(4)-VAR(3)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4327.2223	4065.6518
AIC	-9.8202	-9.3610
HQ	-9.6516	-9.3252
SC	-9.3797	-9.2674
LR	linearity test: 523.1410 $\chi^2(51)=[0.0000]$ $\chi^2(63)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(4)-VAR(4)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4332.5125	4067.9014
AIC	-9.7954	-9.3570
HQ	-9.5931	-9.3127
SC	-9.2668	-9.2414
LR	linearity test: 529.2220 $\chi^2(63)=[0.0000]$ $\chi^2(75)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

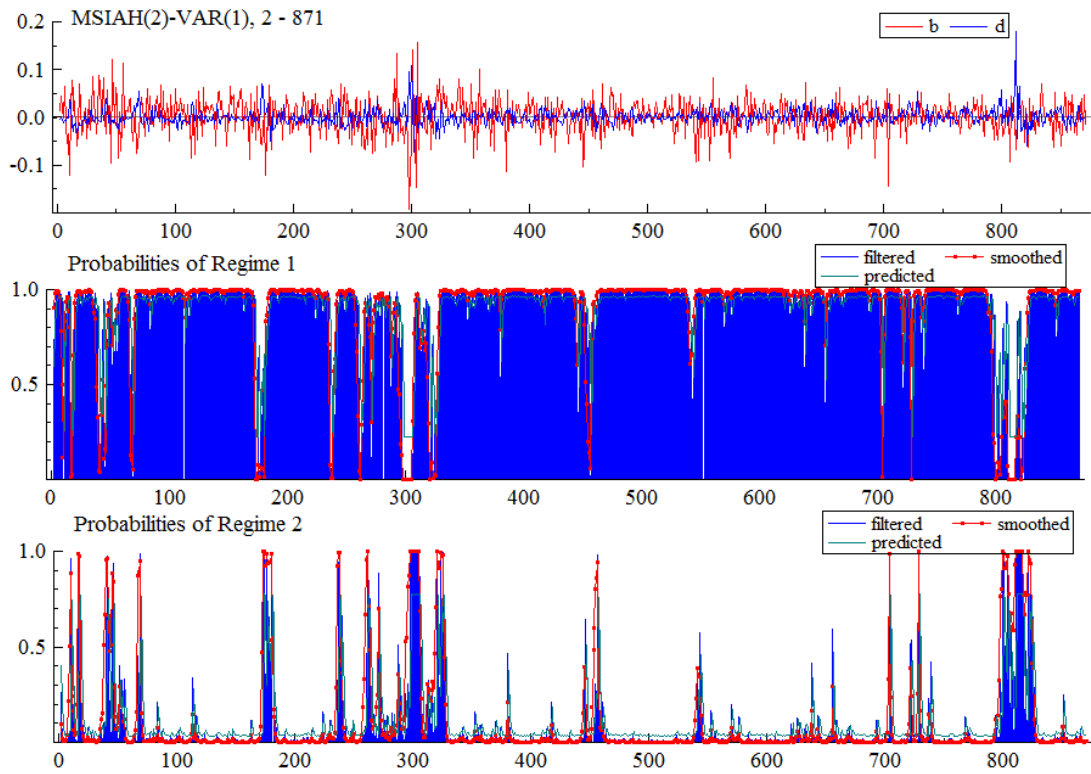
	MSIAH(4)-VAR(5)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4361.7843	4068.5241
AIC	-9.8261	-9.3492
HQ	-9.5901	-9.2965
SC	-9.2094	-9.2115
LR	linearity test: 586.5205 $\chi^2(75)=[0.0000]$ $\chi^2(87)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

	MSIAH(4)-VAR(6)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4380.4568	4071.3741
AIC	-9.8323	-9.3465
HQ	-9.5625	-9.2854
SC	-9.1275	-9.1869
LR	linearity test: 618.1655 $\chi^2(87)=[0.0000]$ $\chi^2(99)=[0.0000]$	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

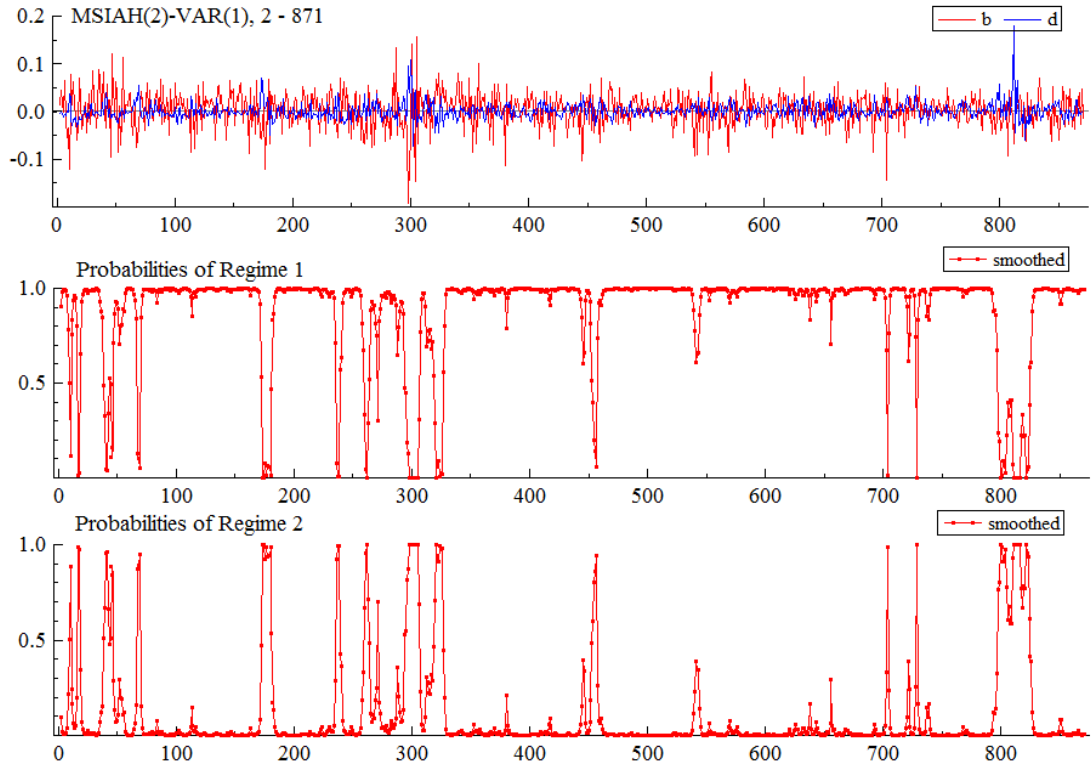
MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Geçiş Olasılıklarına Göre Yüksek ve Düşük Oynaklık Rejim Dönemleri

b= BIST 100

d= DK



MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Geçiş Olasılıklarına Göre Düzleştirilmiş Yüksek ve Düşük Oynaklık Rejim Dönemleri

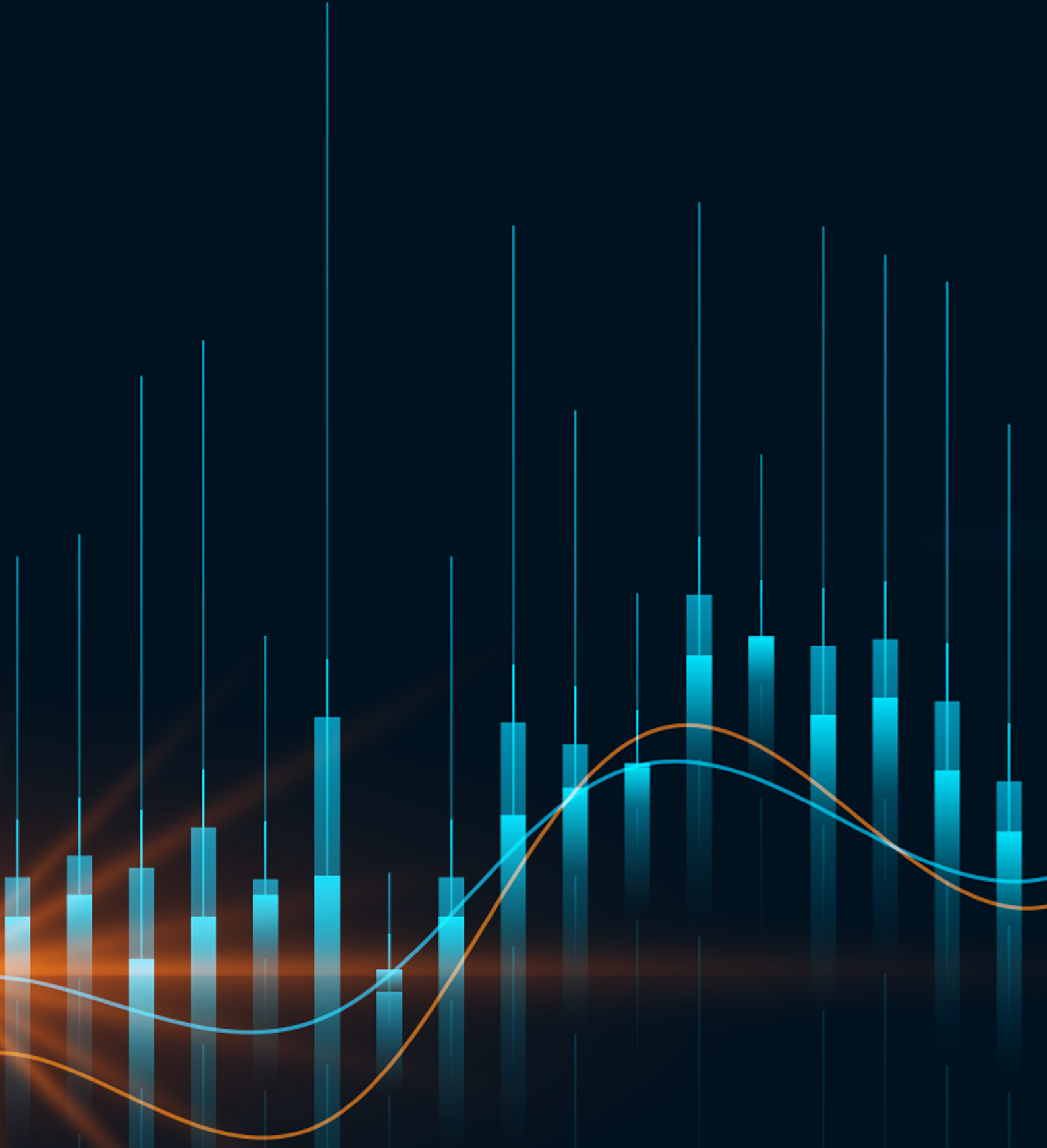


VAR'a Dayalı Granger Nedensellik Sınamasının Gecikme Uzunluğu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3932.254	NA	3.80e-07	-9.108351	-9.097319	-9.104129
1	4042.795	220.3143	2.97e-07	-9.355261	-9.322164*	-9.342592*
2	4046.888	8.137817	2.96e-07	-9.355476	-9.300314	-9.334361
3	4056.043	18.16146*	2.93e-07*	-9.367422*	-9.290197	-9.337862
4	4058.274	4.415216	2.94e-07	-9.363322	-9.264032	-9.325316
5	4058.872	1.181628	2.97e-07	-9.355439	-9.234084	-9.308988
6	4061.696	5.562295	2.97e-07	-9.352713	-9.209294	-9.297816
7	4063.902	4.336703	2.99e-07	-9.348557	-9.183073	-9.285214
8	4067.900	7.836782	2.99e-07	-9.348550	-9.161002	-9.276762

ÖZGEÇMİŞ

Malatya doğumlu olan Funda (UNCU) DURGUN, İnönü Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümünde lisans (2006) ve yüksek lisans (2009) eğitimini tamamlamıştır. 2007-2011 yıllarında özel sektörde çalışmış, Şubat 2011 tarihinde Öğretim Görevlisi olarak Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümünde göreve başlamıştır. 2016 yılında meslektaşı Burhan DURGUN'la hayatını birleştirmiş, 2019 yılında Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim dalında doktorasını tamamlamıştır. 2021 yılında kıymetlisi olan biricik oğlu Metahan'ı kucağına alan yazar halen Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümünde Öğretim Görevlisi olarak çalışmaktadır.



 **SERÜVEN**
YAYINEVİ

www.seruvenyayinevi.com



/seruvenyayinevi



/seruvenyayinevi



/seruvenyayinevi



9 786256 450769