

AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

Ayça BÜYÜKYILMAZ

**MARKOV REJİM DEĞİŞİMLİ VEKTÖR OTOREGRESİF MODELLER VE
DOĞRUSAL OLMAYAN NEDENSELLİK ANALİZİ: OECD ÜLKELERİNDE
YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİ, CO₂ EMİSYONU VE EKONOMİK
BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİ İÇİN BİR UYGULAMA**

Ekonometri Ana Bilim Dalı
Doktora Tezi

Antalya, 2015

AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

Ayça BÜYÜKYILMAZ

MARKOV REJİM DEĞİŞİMLİ VEKTÖR OTOREGRESİF MODELLER VE DOĞRUSAL
OLMAYAN NEDENSELLİK ANALİZİ: OECD ÜLKELERİNDE YENİLENEBİLİR
ENERJİ TÜKETİMİ, CO₂ EMİSYONU VE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİ
İÇİN BİR UYGULAMA

Danışman

Doç. Dr. Mehmet MERT

Ekonometri Ana Bilim Dalı

Doktora Tezi

Antalya, 2015

Akdeniz Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne,

Ayça BÜYÜKYILMAZ'ın bu çalışması, jürimiz tarafından Ekonometri Ana Bilim Dalı Doktora Programı tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan	: Doç. Dr.: Hakan DEMİRGİL	(İmza)
Üye (Danışman)	: Doç. Dr. Mehmet MERT	(İmza)
Üye	: Doç. Dr. Atilla GÖKÇE	(İmza)
Üye	: Yrd. Doç. Dr. Aslıhan ALHAN	(İmza)
Üye	: Yrd. Doç. Dr. Çiğdem DEMİR	(İmza)

Tez Başlığı: 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

Onay: Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduğunu onaylarım.

Tez Sınav Tarihi: 18 /12 /2015

Mezuniyet Tarihi: 24 /12 /2015

Prof. Dr. Zekeriya KARADAVUT
Müdür

İÇİNDEKİLER

ŞEKİLLER LİSTESİ	iv
TABLOLAR LİSTESİ	v
KISALTMALAR LİSTESİ	vii
ÖZET	viii
SUMMARY	ix
ÖNSÖZ	x
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER

1.1. TAR Modeli	3
1.2. SETAR Modeli	5
1.3. STAR Modelleri	5
1.4. Markov Rejim Değişim Modeli	8
1.5. ARCH Modeller	9

İKİNCİ BÖLÜM

MARKOV REJİM DEĞİŞİM OTOREGRESİF MODELİ

2.1. Markov Zinciri ve Özellikleri	14
2.2. Markov Rejim Değişim AR Modeli	17
2.3. Markov Rejim Değişim VAR Modeli	21
2.4. MS-VAR Modellemesinin Sınıflandırılması	29
2.5. Rejimlerin Sınıflandırılması ve Konjonktürel Dalganmaların Dönüm Noktalarının Tarihlendirilmesi	31
2.6. Kesin Olmayan Rejim Sınıflandırmalarının Belirlenmesi	33
2.7. Rejim Değişkeninin Süre Özelliği	33
2.8. Rejim Sayısının Belirlenmesi	34
2.9. EM Algoritması	36
2.9.1. Beklenti Adımı	37
2.9.2. Maksimizasyon Adımı	41
2.10. MS-VAR Modellerde Etki Tepki Analizi	44
2.11. Markov Rejim Değişim Granger Nedensellik	46
2.12. Markov Rejim Değişim Vektör Hata Düzeltme Modeli	50

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

3.1. Yenilenebilir Enerji, CO ₂ Emisyonu ve Ekonomik Büyüme İlişki	51
3.1.1. Yenilenebilir Enerji Kullanımı ve CO ₂ Emisyonu Arasındaki İlişki	55
3.1.2. CO ₂ Emisyonu ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki	57
3.2. Literatür Taraması.....	58
3.3. Çalışmada Kullanılan Veriler	61
3.4. Birim Kök Testleri	63
3.5. MS-VAR Modelleme Yaklaşımı	66
3.5.1. Avusturya İçin Analiz Sonuçları	67
3.5.1.1. Avusturya İçin MS-Granger Nedensellik Analizi	70
3.5.2. Kanada İçin Analiz Sonuçları	73
3.5.2.1. Kanada İçin MS-Granger Nedensellik Analizi.....	76
3.5.3. Portekiz İçin Analiz Sonuçları	79
3.5.3.1. Portekiz İçin MS-Granger Nedensellik Analizi.....	83
3.5.4. İsveç İçin Analiz Sonuçları	86
3.5.4.1. İsveç İçin MS-Granger Nedensellik Analizi	90
3.5.5. Türkiye İçin Analiz Sonuçları	93
3.5.5.1. Türkiye İçin MS-Granger Nedensellik Analizi	97
3.5.6. ABD İçin Analiz Sonuçları	101
3.5.6.1. ABD İçin MS-Granger Nedensellik Analizi	104
3.5.6.2. ABD İçin MS-VECM Analizi Sonuçları.....	108
3.5.7. Finlandiya İçin Analiz Sonuçları	110
3.5.7.1. Finlandiya İçin MS-Granger Nedensellik Analizi.....	113
3.5.8. Avustralya İçin Analiz Sonuçları	116
3.5.8.1. Avustralya İçin MS-Granger Nedensellik Analizi	120
SONUÇ	124
KAYNAKÇA.....	126
Ö Z G E Ç M İ Ş	137

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1. Farklı Gamma Değerleri İçin Lojistik Geçiş Fonksiyonu	6
Şekil 1.2. Farklı Gamma Değerleri İçin Üstel Geçiş Fonksiyonu	7
Şekil 3.1. Dünya Enerji Tüketimi	52
Şekil 3.2. 2013 Yılı Küresel Enerji Tüketiminde Yenilenebilir Enerjinin Payı	55
Şekil 3.3. Çevresel Kuznets Eğrisi	58
Şekil 3.4. OECD Ülkelerinin 2011 Yılı Kişi Başı CO ₂ Emisyonu	62
Şekil 3.5. OECD Ülkelerinin 2011 Yılı Kişi Başı Gayri Safi Yurtiçi Hâsılası	62
Şekil 3.6. OECD Ülkelerinin 2011 Yılı Kişi Başı Yenilenebilir Enerji Tüketimi	63
Şekil 3.7. MSIA(2)-VAR(4) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları	68
Şekil 3.8. MSIA(2)-VAR(5) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları	74
Şekil 3.9. MSIAH(2)-VAR(3) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları.....	81
Şekil 3.10. MSIAH(2)-VAR(3) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları.....	88
Şekil 3.11. MSIH(2)-VAR(5) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları	95
Şekil 3.12. MSIAH(2)-VAR(5) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları...	102
Şekil 3.13. MSIA(2)-VAR(5) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları	111
Şekil 3.14. MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları...	118

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 2.1. MS-VAR Model Çeşitleri	30
Tablo 3.1. ADF Birim Kök Testi Sonuçları	64
Tablo 3.2. Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları	65
Tablo 3.3. LR Testi Sonuçları	67
Tablo 3.4. MSIA (2)-VAR(4) Modeli Tanı Testleri.....	68
Tablo 3.5. MSIA (2)-VAR(4) Model Sonuçları	69
Tablo 3.6. MSIA (2)-VAR (4) Modelinin Rejim Özellikleri	70
Tablo 3.7. MSIA (2)-VAR (5) Model Sonuçları	71
Tablo 3.8. Avusturya İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi	72
Tablo 3.9. LR Testi Sonuçları	73
Tablo 3.10. MSIA (2)-VAR (5) Modeli Tanı Testleri.....	73
Tablo 3.11. MSIA (2)-VAR (5) Model Sonuçları	75
Tablo 3.12. MSIA (2)-VAR (4) Modelinin Rejim Özellikleri	76
Tablo 3.13. MSIAH(2)-VAR(4) Model Sonuçları	77
Tablo 3.14. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları	78
Tablo 3.15. Kanada İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi.....	79
Tablo 3.16. LR Testi Sonuçları	80
Tablo 3.17. MSIAH(2)-VAR(3) Modeli Tanı Testleri.....	80
Tablo 3.18. MSIAH(2)-VAR(3) Model Sonuçları	82
Tablo 3.19. MSIA(2)-VAR(4) Modelinin Rejim Özellikleri	83
Tablo 3.20. MSIAH(2)-VAR(5) Model Sonuçları	84
Tablo 3.21. MSIAH(2)-VAR(5) Model Sonuçları	85
Tablo 3.22. Portekiz İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi	86
Tablo 3.23. LR Testi Sonuçları	87
Tablo 3.24. MSIAH(2)-VAR(3) Modeli Tanı Testleri.....	87
Tablo 3.25. MSIAH(2)-VAR(3) Model Sonuçları	89
Tablo 3.26. MSIA(2)-VAR(4) Modelinin Rejim Özellikleri	90
Tablo 3.27. MSIAH(2)-VAR(4) Model Sonuçları	91
Tablo 3.28. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları	92
Tablo 3.29. İsveç İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi	93
Tablo 3.30. LR Testi Sonuçları	94
Tablo 3.31. MSIH(2)-VAR(5) Modeli Tanı Testleri.....	94

Tablo 3.32. MSIH(2)-VAR(5) Model Sonuçları	96
Tablo 3.33. MSIH(2)-VAR(5) Modelinin Rejim Özellikleri	97
Tablo 3.34. MSIA(3)-VAR(6) Model Sonuçları	98
Tablo 3.35. MSIAH(2)-VAR(5) Model Sonuçları	99
Tablo 3.36. Türkiye İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi	100
Tablo 3.37. LR Testi Sonuçları	101
Tablo 3.38. MSIAH(2)-VAR(5) Modeli Tanı Testleri.....	102
Tablo 3.39. MSIAH(2)-VAR(5) Model Sonuçları	103
Tablo 3.40. MSIAH(2)-VAR(5) Modelinin Rejim Özellikleri	104
Tablo 3.41. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları	105
Tablo 3.42. MSIAH(2)-VAR(6) Model Sonuçları	106
Tablo 3.43. ABD İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Sonuçları.....	108
Tablo 3.44. ABD İçin MSIAH(2)-VECM(4) Model Sonuçları	109
Tablo 3.45. LR Testi Sonuçları	110
Tablo 3.46. MSIA(2)-VAR(5) Modeli Tanı Testleri.....	111
Tablo 3.47. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları	112
Tablo 3.48. MSIA(2)-VAR(5) Modelinin Rejim Özellikleri	113
Tablo 3.49. MSIAH(2)-VAR(3) Model Sonuçları	114
Tablo 3.50. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları	115
Tablo 3.51. Finlandiya İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi.....	116
Tablo 3.52. LR Testi Sonuçları	117
Tablo 3.53. MSIAH(2)-VAR(4) Modeli Tanı Testleri.....	117
Tablo 3.54. MSIAH(2)-VAR(4) Model Sonuçları	119
Tablo 3.55. MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Rejim Özellikleri	120
Tablo 3.56. MSIAH(2)-VAR(3) Model Sonuçları	121
Tablo 3.57. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları	122
Tablo 3.58. Avustralya İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi	123

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	:	Amerika Birleşik Devletleri
ADF	:	Augmented Dickey-Fuller
AR	:	Otoregresif
ARCH	:	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARMA	:	Otoregresif Hareketli Ortalama
EM	:	Beklenti Maksimizasyonu
ESTAR	:	Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif
GARCH	:	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
LR	:	Olabilirlik Oranı
LSTAR	:	Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif
MA	:	Hareketli Ortalama
MS	:	Markov Değişim
MSI	:	Sabitte Değişimi İçeren Markov Değişim
MSM	:	Ortalamada Değişimi İçeren Markov Değişim
NBER	:	Ulusal Ekonomik Araştırmalar Merkezi
OECD	:	Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
TAR	:	Eşik Otoregresif
SETAR	:	Kendinden Uyarımlı Eşik Otoregresif
STAR	:	Yumuşak Geçişli Otoregresif
VAR	:	Vektör Otoregresif
VECM	:	Vektör Hata Düzeltme

ÖZET

1980'lerden itibaren iktisadi değişkenleri daha doğru modelleyebilmek için klasik doğrusal zaman serisi modelleme yöntemlerine alternatif olarak geliştirilen doğrusal olmayan zaman serisi modelleme yöntemlerinden literatürde sıklıkla bahsedilmektedir. Doğrusal olmayan zaman serisi modellerinin klasik doğrusal zaman serisi modellerine göre değişkenlerin belirli özelliklerini açıklamada daha yeterli olduğu görülmektedir. Literatürde geliştirilen çok fazla doğrusal olmayan zaman serisi modeli bulunmakla birlikte, bu modeller arasında en fazla tercih edilen ve bu çalışmada kullanılan MS-VAR modelleme yöntemidir. MS-VAR modelleme yaklaşımı değişkenlerin sahip olduğu yapısal ve davranışsal değişiklikleri modellemek için farklı durum veya rejim kullanımına ve farklı rejimlerde dinamiklerin farklı olmasına izin veren bir yöntemdir.

Bu çalışmanın amacı, ülkelerin kalkınmalarının en temel kaynağı olmakla birlikte üretimi ve yaşam standardını yükselten enerjinin temiz, yenilenebilir ve sürdürülebilir hedefler doğrultusunda şekillenmesine katkıda bulunmaktır. Bu bağlamda, çalışmanın teorik bölümünde bahsedilen MS-VAR modelleme yaklaşımı kullanılarak Avusturya, Kanada, Portekiz, İsveç, Amerika, Finlandiya, Avustralya ve Türkiye'nin de yer aldığı 8 OECD ülkesinin 1961-2011 dönemini kapsayan CO₂ emisyonu, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki araştırılmıştır. Elde edilen analizler sonucunda CO₂ emisyonu, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme serilerinin doğrusal olmayan, rejimlere göre değişen yapı sergilediği ve MS-VAR modellerin doğrusal VAR modellere göre ülkelerin ekonomisini daha iyi yansıttığı saptanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Markov Rejim Değişim, MS-VAR Model, MS-VECM, MS-Granger Nedensellik

SUMMARY

MARKOV REGIME SWITCHING VECTOR AUTOREGRESSIVE MODELS AND NONLINEAR CAUSALITY ANALYSIS: AN APPLICATION FOR THE RELATIONSHIP BETWEEN RENEWABLE ENERGY CONSUMPTION, CO₂ EMISSION AND ECONOMIC GROWTH IN OECD COUNTRIES

The literature frequently mentions the non-linear time series modeling methods, which have been developed as an alternative to classical linear time series modeling methods in an attempt to model the financial variables more accurately since the 1980s. It is observed that non-linear time series models are more competent in explaining certain features of variables, compared to classical linear time series models. Although there are a lot of non-linear time series models in the literature the most preferred model is MS-VAR modeling method which is also used in this study. The MS-VAR modeling approach is a method that allows to use different circumstances and regimes or to be different dynamics in different regimes to model structural and behavioral changes of variables.

The aim of this study is to contribute shaping the energy which is the major resource of progress of countries increasing production and life standards, in accordance with clean, renewable and sustainable targets. In this context, using the MS-VAR model approach that is mentioned in the theoretical part of the study, it is investigated the relationship between the CO₂ emission, renewable energy consumption and economic growth covering the 1961-2011 period in 8 OECD countries that involve Austria, Canada, Portugal, Sweden, United States, Finland, Australia and Turkey.

As a result of the analyses, it was determined that the CO₂ emissions, renewable energy consumption and economic growth series have showed a changing structure according to nonlinear regimes and that MS-VAR models have reflected the economics of countries better than linear VAR model.

Keywords: Markov Regime Switching, MS-VAR Model, MS-VECM, MS-Granger Causality

ÖNSÖZ

Bu çalışma sürecinde yardımlarıyla beni yönlendiren danışmanım Doç. Dr. Mehmet MERT'e, öğrencilik yaşantımın en başından beri beni yalnız bırakmayan, katkılarını ve desteğini esirgemeyen, hep yanımda olduğunu hissettiren Doç. Dr. Atilla GÖKÇE'ye, yüksek lisans ve doktora çalışmalarımnda ne zaman başım sıkışsa yanımda olan katkılarını ve desteğini benden esirgemeyen Yrd. Doç. Dr. Aslıhan ALHAN'a, manevi ve ilmi desteğiyle hep yanımda olan Yrd. Doç. Dr. Çiğdem DEMİR'e, Uluslararası İstanbul Ekonomi ve Finans Yaz Seminerleri 2014 ve 2015 kapsamında almış olduğum Doğrusal Olmayan Zaman Serileri dersinin hocası Prof. Dr. Melike BİLDİRİCİ'ye ve bu süreçte manevi destekleriyle bana yardımcı olan çalışma arkadaşlarıma teşekkür ederim.

Hayatım boyunca benden maddi, manevi desteğini esirgemeyen, büyük sabır ve fedakârlıkla beni her konuda destekleyen sevgili babam Bekir BÜYÜKYILMAZ'a, annem Filiz BÜYÜKYILMAZ'a ve ablam Elif Aybike BÜYÜKYILMAZ'a teşekkürü bir borç bilirim.

Ayça BÜYÜKYILMAZ
Antalya, 2015

GİRİŞ

1970’li yılların başından itibaren zaman serilerinin analizleri doğrusal modeller kullanılarak hızlı bir gelişme göstermiştir. Bu modellere olan ilgi devam ederken, 1980’lerden itibaren iktisadi değişkenleri daha doğru modelleyebilmek için klasik doğrusal zaman serisi modelleme yöntemlerine alternatif olarak doğrusal olmayan zaman serisi yöntemleri geliştirilmiştir. Son yıllarda ise özellikle doğrusal olmayan zaman serisi modellerine artan ilgiyle birlikte doğrusal zaman serisi modellerine göre veriyi açıklamada daha yeterli olduğu görülmektedir. Çünkü gerçek yaşam sistemi genellikle doğrusal olmayan birçok özellik içermekte ve bu özellikler doğrusal zaman serisi modelleri ile tam olarak açıklanamamaktadır. Doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden biri olan Markov rejim değişim modeli rejimlerin gözlenememesi ve gözlenemeyen stokastik bir değişken tarafından belirlenmesi gibi farklılıklar dolayı diğer doğrusal olmayan zaman serisi modellerine göre daha fazla tercih edilmektedir.

Yukarıda açıklanan teorik gelişmeler çerçevesinde çalışmanın amacı ülkelerin kalkınmalarının en temel kaynağı olmakla birlikte üretimi ve yaşam standardını yükselten enerjinin temiz, yenilenebilir ve sürdürülebilir hedefler doğrultusunda şekillenmesine katkıda bulunmaktır. Sanayileşme ile birlikte artan enerji ihtiyacı beraberinde bazı sorunları getirir enerji sağlama şeklini bilinenin ve sıradan olanın dışına çıkarmıştır. Ayrıca enerjinin çevre ile dost, ekonomik, güvenli, yeterli ve sürdürülebilir gibi kavramları taşımasının gerekliliği insanlığı alternatif enerji bulmaya yönlendirmiştir.

Tarihsel perspektifte baktığımızda 1973 dünya petrol krizinin ülkeler üzerindeki uzun süreli olumsuz etkileri enerji kaynakları hususunda bir güvensizlik meydana getirmiştir. 80’lerde petrol fiyatlarındaki düşüşe rağmen petrole endeksli enerji tüketiminin riskli olduğu düşünülmüş ve ülkeleri yenilenebilir kaynaklara doğru yönlendirmiştir. Enerji üretiminde fosil yakıtların temel alınması; dışa bağımlılık, ithalat giderlerinin yüksek olması, dünya fosil yakıt rezervlerinin hızla tükenmesi ve dövize endeksli olarak değişmesiyle ülke ekonomisini baskı altında tutması gibi olumsuzluklara neden olmasından dolayı enerji ithalatına bağımlılığı azaltması, sürekli olması, çevreci olması ve istihdamın gelişmesine katkı sağlaması ile yenilenebilir enerji kaynaklarına olan ilgiyi arttırmıştır. Ayrıca günümüzde

insanlığı yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelten sebeplerden bir diğeri fosil yakıtların yanmasıyla ortaya çıkan karbondioksit (CO_2) ve benzeri sera gazlarının salınımının “küresel ısınma ve iklim değişikliğini” etkileyen temel unsurlardan biri olmasıdır. Dolayısıyla bu durum, iklim değişikliği ve biyolojik çeşitliliğin azalmasına neden olmaktadır.

Bu çalışmada Hamilton (1989) tarafından geliştirilen ve Krolzig (1997) tarafından çok değişkenli duruma genelleştirilen MS-VAR modellenmesi kullanılarak CO_2 emisyonu, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Bu bağlamda çalışmanın alt bölümleri şu şekildedir: giriş bölümünü takiben birinci bölümde doğrusal olmayan TAR, SETAR, STAR, MS-VAR ve ARCH model çeşitlerinden genel hatlarıyla bahsedilecektir.

İkinci bölümde Hamilton tarafından geliştirilen tek değişkenli Markov rejim değişim modeli, Markov zinciri ve özellikleri, Hamilton (1989)'un Markov değişim modelini çok değişkenli hale genelleştiren Krolzig (1997)'in yaklaşımı, rejim değişkenin süre özelliği, rejimlerin sınıflandırılması ve konjonktürel dalgalanmaların tarihlendirilmesi, EM algoritması ve sürecin sınıflandırılması, etki-tepki analizi gibi literatürde sıklıkla bahsedilen kavramlar ve Markov değişim Granger (MS-Granger) nedensellik analizi ile Markov değişim vektör hata düzeltme modeli (MS-VECM) ele alınmıştır.

Çalışmanın üçüncü bölümünde ise 8 OECD ülkesinin 1961-2011 dönemini içeren CO_2 emisyonu, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki MS-VAR modelleme ile analiz edilmiştir. Literatürde birçok çalışmada, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO_2 emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki farklı ülkeler, dönemler, değişkenler ile farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak araştırılmıştır fakat doğrusal olmayan modeller kullanılarak konu ile ilgili çalışmaların bulunmamasından dolayı çalışmanın literatüre önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER

İktisadi ve finansal değişkenlerin dinamik davranışlarını analiz etmek için otoregresif (AR), hareketli ortalama (MA) ve otoregresif hareketli ortalama (ARMA) modelleri gibi bazı doğrusal zaman serisi modelleri yaygın olarak kullanılmaktadır. Doğrusal zaman serisi modelleri uygulamalarda daha fazla tercih edilmesine rağmen, zaman serisinin asimetri, basıklık ve oynaklık kümelemesi gibi birçok doğrusal olmayan dinamik özelliklerini yakalayamamaktadır. Bu nedenle, doğrusal olmayan zaman serisi modelleri verideki doğrusal olmayan dinamikleri hesaplayabildiğinden son yirmi yıldır artan taleple hızlı bir gelişim göstermiştir.

İktisadi ve finansal değişkenlerin hem yapısal hem de davranışsal değişikliklere sahip olduğu bilinmektedir. Dolayısıyla bu yapısal ve davranışsal değişikliklere sahip zaman serisini modellemek için farklı durum veya rejim kullanımına ve farklı rejimlerde dinamiklerin farklı olmasına izin veren doğrusal olmayan zaman serisi modelleri kullanılmaktadır. Van Dijk ve Franses (2000) farklı rejimlerde zaman serisinin ortalamasının, varyansının ve otoregresif katsayısının yani rejime bağlı dinamik davranışlarının farklı olduğunu söylemektedir.

Son yıllarda doğrusal olmayan zaman serisi modellerine artan ilgiyle birlikte, bu modellerin doğrusal zaman serisi modellerine göre verinin belirli özelliklerini açıklamada daha yeterli olduğu görülmektedir. Çünkü gerçekte, değişkenler arasındaki ilişkiler genellikle doğrusal olmayan birçok özellik içermekte ve bu özellikler doğrusal zaman serisi modelleri ile tam olarak açıklanamamaktadır. Bu bölümde uygulamada sıkça kullanılan doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden eşik otoregresif (TAR), kendinden uyarımlı eşik otoregresif (SETAR), yumuşak geçişli otoregresif (STAR), Markov değişim (MS) ve otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modellerinden bahsedilecektir.

1.1. TAR Modeli

Eşik modeller ilk defa Tong (1978) tarafından tanıtılmış ve Tong (1983) ile Tong ve Lim (1980)'in çalışmalarıyla geliştirilmiştir. Doğrusal olmayan zaman serisi modelleri eşik ilkesi altında parçalı doğrusal yaklaşımı temel alarak doğrusal olmayan dinamikleri modellemektedir. Her bir parça eşik olarak adlandırılan değişken tarafından belirlenmektedir (Yao ve diğ., 2003, s. 126). Tsay (1989) çalışmasında eşik değişkeninin, eşik değişkeninden

hareketle elde edilecek eşik değerinin bilinmemesi ve uygun yöntem konusundaki yetersizlik gibi nedenlerle ilk zamanlarda fazla tercih edilmediğini belirtmektedir.

Tong (1983) çalışmasında eşik modelleri geçiş değişkeninin dışarıdan bir değişken olması durumunda TAR, bağımlı değişkenin gecikmeli değeri olması durumunda kendinden uyarımlı eşik otoregresif (SETAR) model olarak tanımlamaktadır. Yani TAR modelinde geçiş parametresi içsel ve dışsal değişkenlerden oluşabilmektedir. y_t serisinin kendi geçmiş değerlerinin bir fonksiyonu olarak tanımlanıyorsa SETAR modeline ulaşılmaktadır (Tong, 1990, s. 107).

TAR modellerde rejimin belirlenmesine bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin dışında başka bir değişken kullanılarak da karar verilmektedir. Tong (1978) çalışmasında iki rejimli TAR modelini (1.1)'deki eşitlikte verildiği şekilde ifade etmektedir.

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})I(q_{t-1} \leq \gamma) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})I(q_{t-1} > \gamma) + e_t \quad (1.1)$$

(1.1) modelinde $I(\cdot)$ gösterge fonksiyonunu, $q_{t-1} = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ verinin fonksiyonel yapısını, $p \geq 1$ AR derecesini ve γ eşik parametresini göstermektedir. $\phi_{1,j}$, $q_{t-1} \leq \gamma$ olması durumunda ve $\phi_{2,j}$ ise $q_{t-1} > \gamma$ durumunda gerçekleşen eğim parametrelerini göstermektedir. Hata terimi e_t 'nin koşullu değişen varyansa sahip olması beklenirken teori açısından $e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ olduğu kabul edilmektedir. Hata terimleri y_t değişkeninin geçmiş değerlerine dayanan Martingale fark dizisidir.

Tong ve Lim (1980) ile Tsay (1989) çalışmalarında TAR modelinin tahmini için üç aşamalı bir süreç önermişlerdir. Birinci aşamada, modelin AR derecesi ve olası eşik değerinin kümesi kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) ile belirlenmektedir. İkinci adım, sürecin doğrusal olmadığını belirlenmesi için birinci adımda belirlenen AR derecesi ve eşik değerlerinin her bir elemanı d için eşik doğrusal olmama testi uygulanır. Son adım olan üçüncü adımda ise, her bir rejim için doğrusal AR teknikleri kullanılarak AR derecesi ve eşik değerlerinin belirlenmesinden oluşmaktadır.

1.2. SETAR Modeli

Eşik değişkeni, y_t zaman serisinin gecikmeli değerlerini alıyorsa yani y_t zaman serisinin kendisi tarafından belirleniyorsa kendinden uyarımlı eşik otoregresif (SETAR) model olarak ifade edilmektedir. SETAR modeller $p \geq 2$ olması halinde güçlü bir konjonktür bileşenine sahip olmakta ve konjonktürel yapıyı tanımlamaktadır. Tong (1983)'un çalışması ile doğrusal olmayan zaman serisi literatürüne katılan SETAR modelleri Hansen (1997, 1999)'in çalışmalarında (1.2)'deki eşitlikte gösterildiği şekilde ifade edilmektedir.

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})I(y_{t-d} \leq \gamma) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})I(y_{t-d} > \gamma) + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

Modelde $I(\cdot)$ gösterge fonksiyonunu, $p \geq 1$ AR derecesini, γ eşik parametresini, y_{t-d} d gecikmeli eşik değişkenini göstermektedir. ε_t , sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı özdeş ve bağımsız dağılmış bir inovasyon terimidir.

TAR ve SETAR modeller y_t zaman serisini farklı rejimlere bölerek değişimi yakalamakta ve doğrusal otoregresif model kullanımı ile her bir rejimi modellemektedir. Bu bağlamda her bir rejim sistem içinde ayrı ayrı doğrusal modellerdir.

Rejimler arası geçiş TAR ve SETAR modellerde olduğu gibi sert değil yumuşak ise yumuşak geçişli otoregresif (STAR) modeller kullanılmaktadır. Bazı iktisadi ve finansal serilerde rejim değişiklikleri aniden olmamakta yani yavaş yavaş seyretmektedir. Yumuşak geçişin en önemli nedeni olarak da ekonomik bireylerin ekonomik olaylara verdikleri tepkilerin farklı zamanlarda olması gösterilmektedir.

1.3. STAR Modelleri

STAR modelleri ilk olarak Chan ve Tong (1985) tarafından tanıtılmış ve Teräsvirta (1994) tarafından geliştirilmiştir. İki rejimli STAR modelinin genel gösterimi

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})(1 - F(y_{t-d}; \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})F(y_{t-d}; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

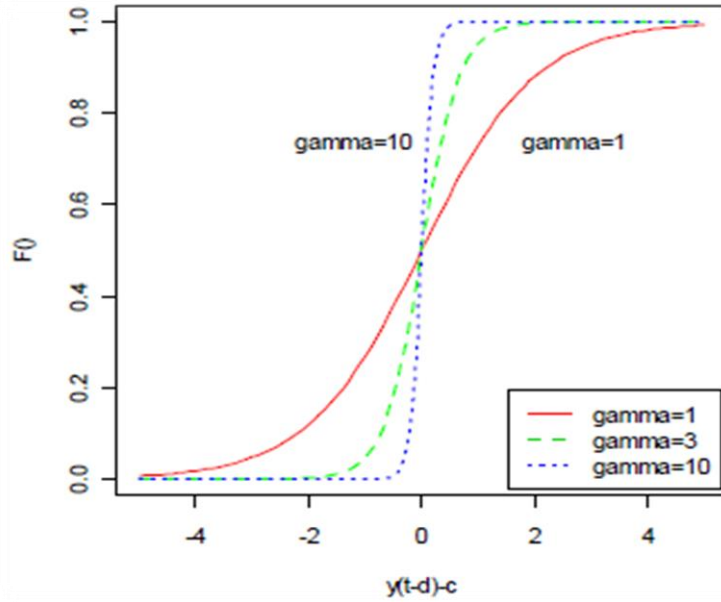
şeklinde yapılmaktadır. (1.3) eşitliğindeki ε_t ortalaması sıfır ve varyansı σ^2 olan beyaz gürültü sürecine sahip bir hata terimini, $F(y_{t-d}; \gamma, c)$ 0 ile 1 arasında sürekli değerler alan

geçiş fonksiyonunu, γ geçişin yumuşaklığını, c eşik parametresini ve y_{t-d} , y_t serisinin d - inci gecikmesi olan geçiş değişkenini göstermektedir.

(1.3)'deki eşitlikte geçiş fonksiyonu (1.4)'deki eşitlikteki gibi lojistik fonksiyon olarak tanımlandığında model lojistik yumuşak geçişli otoregresif (LSTAR) model olarak adlandırılmaktadır.

$$F(y_{t-d}; \gamma, c) = \left(1 + \exp[-\gamma(y_{t-d} - c)]\right)^{-1} \quad (1.4)$$

Burada eşik değişkeni y_{t-d} dışsal bir eşik değişkeni de olabilir. LSTAR modelinde en önemli parametrelerden biri de geçişin yumuşaklığını gösteren γ geçiş parametresidir. γ parametresinin çok büyük ($\gamma \rightarrow \infty$) bir değer alması durumunda geçiş değeri çok keskin hareket etmektedir. Geçiş değişkeninin keskin bir şekilde hareket etmesinden dolayı model SETAR modeline benzemektedir (Van Dijk ve diğ., 2002, s. 3). Diğer taraftan geçiş değerinin çok küçük olması ($\gamma \rightarrow 0$) geçiş fonksiyonunun sabite yakınsamasından dolayı LSTAR modeli, doğrusal AR(p) modeline dönüşmektedir (Teräsvirta, 1994, s. 209).



Şekil 1.1. Farklı Gamma Değerleri İçin Lojistik Geçiş Fonksiyonu

Şekil 1.1'de farklı γ değerleri için $F(y_{t-d}; \gamma, c)$ lojistik fonksiyonunun aldığı değerler yer almaktadır. Şekilde, LSTAR modelinde geçiş parametresi γ yükseldikçe $F(y_{t-d}; \gamma, c)$

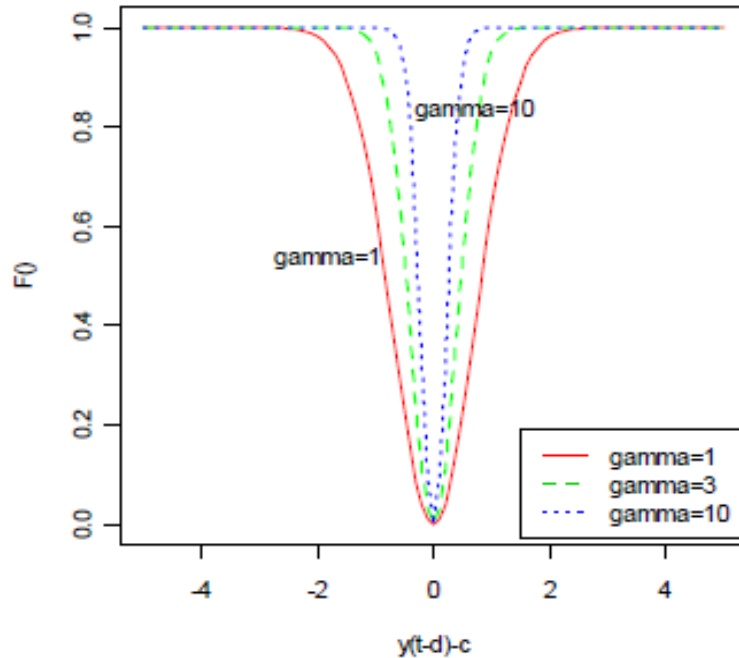
fonksiyonunun sıfır ve bir aralığında aldığı değerler giderek azalmaktadır. Dolayısıyla, geçiş parametresi γ değeri arttıkça geçiş yapısı sertleşmekte ve LSTAR modeli SETAR modeline dönüşmektedir.

y_t zaman serisinin bir nedenle dengeden uzaklaşması durumunda tekrar dengeye gelişi simetrik bir yapı gösteriyorsa üstel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) modeli geçerli olmaktadır. (1.3)'deki modelde tanımlı olan geçiş fonksiyonu (1.5) eşitliğindeki gibi tanımlanmaktadır (Van Dijk ve Fransen, 1997, s. 5).

$$F(y_{t-d}; \gamma, c) = \left(1 + \exp\left[-\gamma(y_{t-d} - c)^2\right]\right)^{-1} \quad (1.5)$$

(1.5)'deki eşitlikte yer alan c eşik değerini, γ geçiş parametresini ve y_{t-d} , y_t serisinin d - inci gecikmesi olan geçiş değişkenini göstermektedir.

ESTAR modeli LSTAR modelinden farklı olarak SETAR modeline genelleştirilememektedir. Geçişin yumuşaklığını gösteren geçiş parametresi γ , $\gamma \rightarrow 0$ veya $\gamma \rightarrow \infty$ giderken ESTAR modeli doğrusal AR(p) modeline dönüşmektedir (Teräsvirta, 1994, s. 208)¹.



Şekil 1.2. Farklı Gamma Değerleri İçin Üstel Geçiş Fonksiyonu

¹ Jahsen ve Terasvirta (1996), modelin daha fazla rejime genelleştirilebilmesi ve SETAR modeli gösteriminin elde edilebilmesi için karesel lojistik geçiş fonksiyonunu önermişlerdir.

Şekil 1.2’de görüldüğü gibi geçişin yumuşaklığını gösteren γ geçiş parametresi $\gamma \rightarrow 0$ ve $\gamma \rightarrow \infty$ değerlerine giderken ESTAR modeli AR(p) modeline dönüşmektedir. Her iki durumda da aynı sabite yakınsadığından modelin SETAR gösterimi mümkün olmamaktadır.

1.4. Markov Rejim Değişim Modeli

Rejim değişim modeli olarak bilinen, ilk olarak Goldfeld ve Quandt (1973) ile Cosslett ve Lee (1985) tarafından çalışılan ve Hamilton (1989) tarafından geliştirilen ve Krolzig (1997) tarafından çok değişkenli duruma genelleştirilen, Markov rejim değişim modeli literatürdeki doğrusal olmayan zaman serisi modelleri arasında en çok tercih edilen bir yaklaşımdır. Markov rejim modeli rejim değişkeninin gözlenememesi, rejimler arasındaki geçiş olasılıklarının hesaplanması, rejimlerde kalma süresi gibi iktisadi açıdan önem arz eden özelliklerinden dolayı diğer rejim değişim modellerinden farklılık göstermektedir. Hamilton ve Krolzig, MS-VAR modelin geliştirilmesine en büyük katkıyı sağlamışlardır. MS model, makro ekonomik zaman serilerinin asimetric ve doğrusal olmayan davranışlarını modellemek için araştırmacılar tarafından kullanılmaktadır. Farklı rejimlerdeki zaman serisinin davranışlarını karakterize eden çoklu eşitlikler içermekte ve bu eşitlikler arasındaki değişime izin vererek çok karmaşık dinamik yapıları yakalayabilmektedir. Markov rejim değişim modelinin özelliği birinci dereceden Markov zinciri izleyen ve gözlenemeyen rejim değişkeni tarafından kontrol edilen değişim mekanizması olmasıdır. Özellikle, Markov özelliği rejim değişkeninin şimdiki değerinin kendinden hemen önceki değerine bağlı olmasını düzenlemektedir.

Markov rejim değişim modeli uygulamalı iktisatçılar tarafından kullanılan bir yöntemdir ve bilgisayar teknolojisindeki gelişmeyle birlikte uygulama alanları yaygınlaşmıştır. Markov rejim değişim modeli kullanılarak yapılan çalışmalardan bazıları ise, ekonomik ve finansal zaman serilerinin analizi üzerine Hamilton (1988, 1989), Engel ve Hamilton (1990), Lam (1990), Garcia ve Perron (1996), Goodwin (1993), Diebold, Lee ve Weinbach (1994), Engel (1994), Filardo (1994), Ghysels (1994), Sola ve Driffill (1994), Kim ve Yoo (1995), Schaller ve van Norden (1997) ile Kim ve Nelson (1998), büyüme ve sanayi üretimi üzerine Açıkgöz (2008), konjonktür dalgaları üzerine Taştan ve Yıldırım (2008), Demers ve Macdonald (2006), Krolzig (2001), Krolzig ve Toro (2004), Artis, Krolzig ve Toro (2004), petrol fiyatları ve konjonktür dalgaları üzerine Raymon ve Rich (1997), büyüme, karbondioksit emisyonu ve enerji tüketimi üzerine Park ve Hong (2013) ile büyüme ve enerji tüketimi üzerine Fallahi (2011) şeklindedir.

Makro ekonomik verilerin davranışlarının, konjonktürel dalgalar üzerinde önemli etkisi olmasından dolayı Markov rejim değişim modeli dalgaların asimetrik davranışlarını analiz etmek için de kullanılmaktadır. Neftçi (1984) ve Hamilton (1989), konjonktürel dalgaların genişleme ve resesyon evrelerinin özelliklerini karakterize etmek için Burns ve Mitchell (1946)'in asimetri hakkındaki görüşünü göz önünde bulunduran Markov rejim değişim modelini önermişlerdir. Hamilton (1989)'ın çalışmasından itibaren Markov rejim değişim modeli makro ekonomi literatüründe konjonktürel dalgaların analiz edilmesinde yaygın olarak kullanılmaktadır. Markov rejim değişim modeli bölüm 2'de detaylı bir şekilde ele alınmıştır.

1.5. ARCH Modeller

Geleneksel ekonometrik yöntemler hata teriminin varyansının zamana göre değişmediğini varsaymaktadır. Birçok makroekonomik veya finansal zaman serisinin genellikle geniş bir volatilité (oynaklık) sergilediği görülmekte olup bundan dolayı hataların varyansının zaman içinde sabit olduğu varsayımının geçerli olmadığı görülmektedir (Greene, 2002, s. 238; Gökçe, 2001, s.35). İlk olarak Engel (1982) zaman serisi verilerinde karşılaşılan ve özellikle öngörülerde ortaya çıkan ardışık otokorelasyonun başka bir tipi üzerinde çalışmış ve bu tür ilişki içeren zaman serisi değişkenlerinin ARCH modelleri ile analiz edilmesi gerektiğini belirtmiştir (Ramanathan, 1992, s. 384).

ARCH modelleri varyansın, gecikmeli öngörü hatalarının karelerinin bir fonksiyonu olarak değişmesine izin vermektedir. ARCH modelinde kullanılan koşullu varyans (h_t), ψ_{t-1} gerçekleşmiş bilgi setine bağlıdır ve bu bilgi seti dışsal değişkenler ile gecikmeli içsel değişkenlerin parametreleri olan β vektörlerinden oluşmaktadır (Gökçe, 2001, s. 36). Engle (1982) ARCH modelini (1.6) eşitliğindeki gibi ifade etmiştir.

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(x_t \beta, h_t)$$

$$h_t = (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-p}, \alpha) \quad (1.6)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \beta$$

Burada ε_t en küçük kareler artıklarını, p ARCH sürecinin gecikme sayısını, α bilinmeyen parametre vektörünü göstermektedir. Ayrıca $x_t \beta$ ve h_t sırasıyla normallik varsayımını içeren ARCH sürecinin koşullu ortalamasının varyansını ifade etmektedir.

(1.6) eşitliğindeki ARCH modeli tahmin edilen artıkların kareleri kullanılarak

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-p}^2 + v_t \quad (1.7)$$

şeklinde formüle edilmektedir. Burada v_t beyaz gürültü sürecine sahip ve ε_{t-p} 'den bağımsızdır. Koşullu varyans serileri kovaryansları sıfır, parametre toplamları birden küçük $\left(\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1 \right)$ ve koşullu varyansı sonlu olduğundan beyaz gürültü sürecine sahip olmaktadır (Engel, 1982, s. 994).

ARCH modelde koşullu varyans, koşulsuz momentleri hesaplanabilen tesadüfî bir değişkendir ve değişen varyansı ihmal eden tahminlerde kullanılabilir (Engel, Hendry ve Trumble, 1985, s. 70).

ARCH modelinde koşullu varyansın belirlenebilmesi için uzun gecikme yapılarının modele alınması, koşullu varyansı negatif yapacak parametre tahminlerinden kaçınılması ve sabit gecikme yapısının tercih edilmesi gibi bazı kısıtlamalar konulmaktadır (Engel, 1982, s. 992). Bu kısıtlamaların sağlanamaması ve negatif varyanslı parametre tahminlerinin elde edilmesi gibi problemleri çözümlmek amacıyla Bollerslev (1986) ARCH modelini genişleterek daha fazla geçmiş bilgiyi içeren, daha esnek ve uzun bir gecikme yapısına sahip olan Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelini önermiştir. GARCH modelinde koşullu varyans hata terimlerinin geçmiş değerlerinin yanı sıra koşullu varyansın geçmiş değerlerinden de etkilenmektedir. ARCH modelinden hareketle Bollerslev (1986)'in önerdiği GARCH (p,q) modeli,

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(x_t \beta, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} + v_t \quad (1.8)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t b$$

(1.8) eşitliğindeki gibi tanımlanmaktadır. (1.8)'deki eşitlikte GARCH (p,q) modelindeki p, modelin ARCH (p) modelinde olduğu gibi hataların karelerinin gecikme uzunluğunu ve q modelin otoregresif kısmının yani koşullu varyansın gecikme uzunluğunu göstermektedir. Ayrıca ε_t en küçük kareler artıklarını, ψ_t gerçekleşen bilgi setini, x_t açıklayıcı değişkenler

vektörünü ve b ise parametre vektörünü ifade etmektedir. GARCH (p,q) sürecinin en önemli özelliği y_t değişkenine ait artıkların koşullu varyansının ARMA süreci özelliği göstermesidir.

Zaman serislerinde sabit varyans varsayımının sağlanamamasından dolayı ARCH modellerin kullanılmaya başlaması ile birlikte zaman içerisinde modelin birçok geliştirilmesi elde edilmiştir².

² Enders (2010) ARCH modelinin literatürde yer alan diğer türleriyle ilgili detaylı bilgi içermektedir.

İKİNCİ BÖLÜM

MARKOV REJİM DEĞİŞİM OTOREGRESİF MODELİ

Zaman serisi herhangi bir değişken için günlük, aylık, 3 aylık, yıllık gibi belirli bir zaman aralığında ard arda sıralanmış gözlemlerden oluşan veri kümesini ifade etmektedir. Zaman serisi analizi, farklı zaman noktalarındaki gözlemler arasındaki bağılılığın araştırılmasının yanı sıra birçok makroekonomik analiz zaman serilerine dayandırıldığı için gelecek ekonominin durumunun öngörülmesi ve serideki bileşenlerin ortaya çıkarılması için kullanılmaktadır. 1970'lerden bu yana zaman serilerinin istatistiksel analizi üzerine yapılan çalışmaların artmasıyla birlikte doğrusal zaman serileri analizi, modellerin parametre tahminlerini, testlerini ve yorumlarını daha kolay yapılabilmesinden dolayı kullanımı yaygınlaşmıştır. Bilgisayar kullanımının yaygınlaşması, bilgisayarların kapasitelerinin artması, pek çok paket program yazılması ve sonuç olarak bilgisayar teknolojisinde yaşanan gelişmelerle birlikte doğrusal zaman serisi modellerine alternatif üretilmesine yardımcı olmuştur. Krolzig (2000)'in çalışmasında da belirttiği üzere Box ve Jenkins (1970)'in geleneksel sabit parametrelili doğrusal zaman serisi modellerine bir alternatif olarak doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden biri olan Markov rejim değişim modeli önerilmiştir. Markov rejim değişim modelini diğer doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden ayıran en önemli özelliği kesikli değer alan stokastik (rassal) rejim değişkeninin Markov zinciri özelliğine sahip olmasından dolayı ekonominin durumu hakkında olasılıksal çıkarımlar yapılabilmesidir.

Markov rejim değişim modeli rejimlerdeki zaman serilerinin davranışlarını karakterize edebilen çoklu eşitlikler içermektedir. Markov rejim değişim modelinin eşitlikler arasındaki değişime izin veren yapısı sayesinde kompleks dinamik kalıplar modellenebilmektedir. Markov rejim değişim modeli, birinci dereceden Markov zincirini takip eden gözlenemeyen rejim değişkeni tarafından kontrol edilen bir değişim mekanizmasıdır (Kuan, 2002, s. 1). Markov zinciri aracılığıyla bir rejimden diğerine olan değişimi açıklamak için kurulan Markov rejim değişim modelinde her bir rejim parçalı doğrusal otoregresif modellerden oluşmaktadır. Fakat süreç bütünüyle ele alındığında doğrusal olmayan otoregresif modeller üretmektedir. Bir anlamda Markov rejim değişim modeli, çoklu eşitlikler sistemine bir ya da daha fazla rejim değişkeni ekleyerek fakat doğrusal otoregresif modellerin yapısını koruyarak, doğrusal otoregresif modellerin bir genellemesi gibi görülebilir (Krolzig, 1997, s. 8; Xu, 2004, s. 47; Piger, 2007, s. 9).

Markov rejim deęişim modelinde, gözlenebilen y_t serisi ekonominin içinde bulunduğu durum hakkındaki bilgiyi içerdiğinden Markov özelliğine sahip gözlenemeyen s_t rejim deęişkeni hakkında istatistiksel olarak çıkarım yapılabilmektedir. Başka bir deęişle, gözlenen y_t 'ye dayanarak, ekonominin içinde bulunduğu durumu açıklamak için kullanılan gözlenemeyen s_t rejim deęişkeni hakkında olasılıksal açıklama yapılabilmektedir (Xu, 2004, s. 48).

Son yıllarda iktisadi ve finansal zaman serisi analizinde doğrusal olmayan zaman serilerinin çok sık kullanılmaya başlandığı görülmektedir. Literatürde çok sayıda doğrusal olmayan zaman serisi modeli yer almaktadır ancak Markov rejim deęişim modelinin serinin yapısındaki farklılaşmayı dikkate alması ve olasılıksal çıkarımlar yapmasından dolayı yapılan çalışmalarda daha fazla uygulandığı görülmektedir. Birçok iktisadi zaman serileri ekonomik krizler ve durgunluk ile döviz krizleri gibi önemli olaylar sonucunda ani kırılmalar göstermektedirler. Bu ani kırılmalar seri içinde farklı zaman ve büyüklüklerde ortaya çıkabilir (Hamilton, 1994, s. 677; Hamilton, 2005, s. 1; Hamilton, 2014, s. 1). Bir zaman serisinin davranışındaki ani deęişikliğin nasıl modelleneceği konusunda, ilk olarak Goldfeld ve Quandt (1973) ile Cosslett ve Lee (1985) çalışmalarında Markov rejim deęişim yöntemini tanıtmışlar, Hamilton (1989) makalesinde Markov rejim deęişim modelinin detaylı bir analizi ile tahmin yöntemini sunmuş ve Krolzig (1997) çalışmasında çok deęişkenli Markov rejim deęişim modelini detaylı bir şekilde anlatmıştır.

Bu durum tek bir y_t deęişkeni için aşağıdaki gibi açıklanabilir. Serinin birinci dereceden otoregresif bir süreç izlemesi durumunda model,

$$y_t = c_1 + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

şeklinde oluşturulur. Burada $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ ve $t = 1, 2, \dots, t_0$ için gözlenmiş veriyi yeterli bir şekilde tanımladığı varsayılmaktadır. t_0 zamanında serinin ortalama düzeyinde anlamlı bir deęişiklik (kırılma) olduğu varsayılmaktadır. Böylece $t = t_0 + 1, t_0 + 2, \dots$ için

$$y_t = c_2 + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

olarak tanımlanabilir. Kesim noktasının c_1 'den c_2 'ye olan deęişim deęeri modelin daha iyi öngörülebilmesi için yardımcı olurken, veriyi oluşturan olasılık kanununa göre yetersiz olduğu ifade edilmektedir. Deęişimin kendisi, stokastik bir deęişken olarak ele

alınabildiğinden, deterministik bir olayın sonucu olması gerekmemektedir. Bu nedenle, kusursuz bir zaman serisi modeli c_1 'den c_2 'ye olan değişimi yöneten olasılık kanununun bir tanımını içerebilmelidir.

(2.1) ve (2.2)'deki modeller ile t_0 anından önce ve sonra serinin davranışının modellenebileceği gibi her iki modeli kapsayan daha geniş bir model (2.3)'deki modelde gösterildiği gibi yazılabilir.

$$y_t = c_{s_t} + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

(2.3)'deki modele göre $t=1,2,\dots,t_0$ için $s_t=1$ ve $t=t_0+1,t_0+2,\dots$ için $s_t=2$ varsayımı altında rejim veya durum değişkeni olarak adlandırılan s_t stokastik bir değişkendir. (2.3)'deki model seride birden fazla kırılma olması durumunda s_t rejim değişkeninin söz konusu olduğu daha genel bir modeli göstermektedir (Hamilton, 2005, s. 1; Hamilton, 1994, s. 677).

2.1. Markov Zinciri ve Özellikleri

Zamana göre değişen bir sürecin belirli bir zaman diliminde bulunduğu rejimlerin oluşturduğu zincire Markov zinciri adı verilmektedir. Sonlu ve sayılabilir bir olasılık uzayında değerler alabilen bir stokastik süreç, gelecekte alacağı değerleri geçmişinden bağımsız ve gelecekle ilgili değerleri şimdiki değerinde özetlenmişse Markov süreci adını almaktadır. Bir Markov zincirini tanımlamak için başlangıç olasılıkları dağılımını ve geçiş olasılıklarını bilmek gerekmektedir. Başlangıç olasılıkları dağılımı, sürecin sıfır zamanında i rejimini alma olasılığını göstermektedir. Geçiş olasılıkları ile zincirin rejimler arasındaki hareket mekanizması ifade edilmektedir (Demir, 2015, s. 64).

Gözlenen veri için olasılık kuralı gereği, bir rejimden diğer rejime yani $s_t=1$ 'den $s_t=2$ 'ye geçiş nedenini ifade eden süreci açıklamak için bir olasılık modeli kurmak gerekmektedir. Kesikli değer alan, homojen (durağan) stokastik değişkenler için bu tür bir olasılıksal süreç modeli Markov zinciri ile ifade edilmektedir (Hamilton, 2005, s. 2). Laurini ve Portugal (2004) çalışmalarında doğrudan gözlenemeyen bir rejim değişkeninin veya rejim değişkenlerinin bir kombinasyonunun davranışını modellemek için Markov zincirinin kullanıldığından ve Markov rejim değişim modelinin ise rejimler arası geçişi belirleyen stokastik süreci açıklamak için Markov zincirini kullandığından bahsetmişlerdir.

s_t stokastik değişkeni için en basit iki aşamalı Markov zinciri aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (2.4)$$

s_t 'nin doğrudan gözlenemediği, sadece gözlenen y_t 'nin davranışı ile açıklandığı ifade edilmektedir. Burada y_t , otoregresif katsayı ϕ 'ye, iki kesim noktası c_1 ve c_2 'ye, iki aşamalı geçiş olasılıkları p_{11} ve p_{22} 'ye bağlıdır. Ayrıca y_t 'nin olasılık kuralları ile açıklanabilmesi için σ^2 'nin normal dağılması gerekmektedir.

(2.4)'deki tanımlama için rejimdeki bir değişikliğin olasılığının sadece geçmiş değere bağlı olduğu (son rejimin değeri aracılığıyla geçmişe bağlı olduğu) başka bir kısıtın olmadığı söylenebilir. Fakat zamanla değişmeyen (2.4)'deki eşitlikte Markov zincirinin doğal başlangıç noktası olduğu görülmekte ve c_1 'den c_2 'ye değişimin deterministik olması tercih edilmektedir. Değişimin kalıcılığı (sürekliliği) $p_{22} = 1$ ile gösterilmekte ve Markov formülasyonu ile genel olasılık kuralı olarak ifade edilen $p_{22} < 1$ ' e ulaşılmaktadır. Konjonktürel dalgalanmalar veya finansal krizlerde kırılmalar keskin olmasına rağmen sürekli olmadıkları bilinmektedir. Ayrıca, rejim değişikliği para ve maliye politikasında köklü bir değişikliği yansıtsa bile ihtiyatlı varsayım tekrar değişime olanak veren bir görünüm sergilemektedir (Hamilton, 2005, s. 3).

İki rejimli birinci dereceden Markov zinciri AR(1) süreci ile (2.5)'deki eşitlikteki gibi gösterilmektedir. Markov özelliği, rejim değişkeninin cari değerinin doğrudan geçmiş değere bağlı olduğunu göstermektedir. Birinci elemanı ξ_{1t} ve ikinci elemanı $1 - \xi_{1t}$ olmak üzere iki rejim içinde ξ_t tanımlanırsa, $s_t = 1$ olduğunda stokastik bir değişken olan ξ_{1t} , 1'e diğer rejimlerde sıfıra eşit olacaktır. Buradan yola çıkarak, ξ_t 'nin birinci dereceden matris gösterimi aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\xi_{t+1} = \mathbf{P}\xi_t + \mathbf{v}_{t+1} \quad (2.5)$$

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

$s_t = 1$ olduğunda stokastik bir değişken olan $\xi_{1,t}$ 'nin 1'e eşit olduğu (2.5)'deki eşitliğin ilk satırı

$$\xi_{1,t+1} = (1 - p_{22}) + (-1 + p_{11} + p_{22})\xi_{1,t} + v_{1,t+1} \quad (2.6)$$

şeklinde açık bir şekilde yazılabilir. (2.6)'daki ifade $(1 - p_{22})$ sabit terimi ve $(-1 + p_{11} + p_{22})$ otoregresif katsayısı gösteren AR(1) sürecini ifade etmektedir. $p_{11} + p_{22} > 1$ olduğunda, sürecin cari rejimde kalması muhtemeldir ve $\xi_{1,t}$, pozitif serisel ilişkili olacaktır. $p_{11} + p_{22} < 1$ olduğunda, süreç bir rejimde kalmaktan ziyade diğer rejime geçme olasılığı daha yüksektir ve negatif serisel ilişki üretecektir (Hamilton, 1994, s. 684).

(2.5)'deki matris gösterimi, ξ_t için birinci dereceden vektör otoregresif bir formdur. $v_{t+1} = \xi_{t+1} - E(\xi_{t+1} | \xi_t, \xi_{t+1}, \dots)$, v_t 'nin inovasyonunun martingale fark dizisi olduğunu ifade eder. v_t vektörü sadece sonlu bir değer olsa bile v_t 'nin ortalaması sıfırdır. Ayrıca v_t 'nin değerini sürecin geçmiş rejimlerine dayanarak tahmin etmek mümkün olmayacaktır.

Ergodik olasılık örneklem dönemi içerisinde herhangi bir zamanda bir gözlemin hangi rejimde olduğuna dair koşulsuz olasılığını göstermektedir ve durağan rejim olasılıkları olarak da adlandırılmaktadır (Bildirici ve diğ., 2010, s. 74). İki rejimli Markov rejim değişim modeli için koşulsuz ergodik olasılıklar

$$\Pr(s_t = 1) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}} \quad (2.7)$$

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

şeklinde tanımlanır. $\Pr(s_t = 1)$, sürecin rejim 1'de ve $\Pr(s_t = 2)$, sürecin rejim 2'de olmasına ilişkin koşulsuz olasılıkları göstermektedir (Hamilton, 1994, s. 683; Van Dijk ve Franses, 2003, s. 82).

2.2. Markov Rejim Değişim AR Modeli

Literatürde Hamilton modeli olarak adlandırılan ve rejim değişim modeli olarak bilinen, Markov rejim değişim otoregresif modeli, Hamilton (1989, 1990)'un çalışmalarıyla ön plana çıkmıştır. Hamilton (1989) zaman serisinin stokastik trendle modellenebilmesi için ve durağan doğrusal otoregresif bir modele alternatif olarak basit doğrusal olmayan bir yapı önermektedir. Hamilton (1989) çalışmasında sürecin parametrelerinin gözlenemeyen rejim değişkenindeki kayma ile değişebildiğini ve rejim değişikliği söz konusu olduğunda konjonktürel dalgaların dönüm noktalarının elde edilebildiğini göstermiştir.

Hamilton (1989, 1990) çalışmalarında ekonominin genişleme ve resesyon (daralma) dönemlerinin farklı rejim olarak modellenmesini ve rejimler arasındaki geçişin olasılıksal olarak ifade edilmesi üzerinde durmaktadır. Hamilton (1989) çalışmasında konjonktürel dalgalanmaların dönüm noktalarını The National Bureau of Economic Research (NBER) tarafından yapılan çalışma ile aynı bulmuştur. Hamilton (1989), ABD'nin 1953-1984 yılları arasındaki reel GSMH'daki çeyreklik yüzde değişimini modellemek için MS-AR yöntemini kullanmıştır. Hamilton (1989)'ın modeli iki rejimli dördüncü dereceden otoregresif bir modeldir ve $\{y_t\}$ zaman serisinin stokastik süreci aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \phi_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + \phi_4(\Delta y_{t-4} - \mu(s_{t-4})) + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

Burada $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$, ϕ_1, \dots, ϕ_4 'ün her biri $\{-1, 1\}$ aralığında sınırlı ve koşullu ortalama $\mu(s_t)$, $\{y_t\}$ serisinin ortalamasındaki kesikli değişimi (yani iki rejim arasındaki değişimi) göstermektedir. Ortalama büyüme oranı μ , rejim değişkeni s_t 'ye bağlıdır (iki rejimli serinin ortalamasındaki değişim $\mu(s_t) = \alpha + \gamma s_t$ ile ifade edilebilir). Hamilton (1989) anlamlı bir konjonktür dalgası modeli için $\mu_1 < 0$ resesyonu ifade eden ilk rejimde ortalama büyüme oranının negatif ve $\mu_2 > 0$ genişlemeyi ifade eden ikinci rejimde pozitif olması gerektiğini belirtmiştir. Koşullu ortalama

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 < 0, s_t = 1 & \text{"resesyon"} \\ \mu_2 > 0, s_t = 2 & \text{"genişleme"} \end{cases} \quad (2.9)$$

şeklinde gösterilir. Hata teriminin $u_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$ varyansının her iki rejimde de aynı olduğu varsayılmaktadır. Hamilton çalışmasında gözlenemeyen rejimi üreten stokastik süreci geçiş

olasılıkları $p_{12} = \Pr(t \text{ zamanında "resesyon"} | t+1 \text{ zamanında "genişleme"})$ ve $p_{21} = \Pr(t \text{ zamanında "genişleme"} | t+1 \text{ zamanında "resesyon"})$ ile ergodik bir Markov zinciri tanımlamıştır (Krolzig, 2003, s. 4).

Markov rejim değişim modelinin temel fikri, bir AR sürecinin parametrelerinin bütün rejimlerden belirli bir rejimde olma olasılığını gösteren $s_t \in \{1, \dots, M\}$ gözlenemeyen rejim değişkenine göre değişiklik göstermesidir. MS-AR modeli otoregresif parametrelerin bağlı olduğu stokastik gözlenemeyen rejimlerin değişimini yöneten bir tekniğin formülasyonu olarak tanımlanabilir. Markov rejim değişim modelleri konjonktürel dalgalanmaların dönüm noktalarının belirlenmesi ve tarihlendirilmesi için önemli bir yaklaşım olarak kullanılmaktadır. s_t rejimleri için bir kural belirlendiğinde, rejimlerin değişimi veriden çıkarılabilir. MS-AR modellerinde geçiş olasılıkları ile tanımlanan rejimi üreten süreç $s_t = 1, \dots, M$ sonlu değerler alan rejimler ile ergodik bir Markov zinciridir (Krolzig, 2003, s. 4; Krolzig ve Clements, 1998, s. 55).

Rejim i ve rejim j arasındaki bir değişimin olasılığı, sürecin rejim i 'de bulunma süresine bağlı olmadığından geçiş olasılıkları zaman içinde değişmemektedir³.

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \text{bütün } i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (2.10)$$

Burada p_{ij} , süreç $t-1$ zamanında i rejiminde iken t zamanındaki j rejimine geçiş olasılığını göstermektedir ve $p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iM} = 1$ 'dir (Hamilton, 1994, s. 678).

Hamilton (1989, 1994) ile Engel ve Hamilton (1990) iki rejimli birinci dereceden Markov sürecinin geçiş olasılıklarını,

$$\begin{aligned} \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) &= p_{11} = p \\ \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) &= p_{12} = 1 - p \\ \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) &= p_{21} = 1 - q \\ \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) &= p_{22} = q \end{aligned} \quad (2.11)$$

³ Diebold ve diğ. (1994), Filardo (1994) ile Filardo ve Gordon (1998) geçiş olasılıklarının zaman içinde değiştiğini varsayan çalışmalar yapmışlardır.

şeklinde göstermişlerdir. Geçiş olasılıkları $0 \leq p_{ij} \leq 1$ aralığında tanımlıdır. Cari rejim s_t sadece bir önceki rejime yani s_{t-1} 'e bağlıdır. (2.11)'de gösterilen birinci dereceden Markov sürecinin geçiş olasılıklarının matris gösterimi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) & \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) \\ \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) & \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (2.12)$$

Markov rejim değişim modelinde gözlenebilen y_t serisinin istatistiksel özelliklerinden herhangi biri rejimle birlikte iki farklı şekilde değişim gösterebilir. Bu iki değişim basitçe y_t serisinin AR(1) süreci izlediği varsayımı altında y_t 'nin sabit teriminin rejimle birlikte değiştiği $y_t = c_{s_t} + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$ ve y_t 'nin ortalamasının rejimle birlikte değiştiği $y_t - \mu_{s_t} = \phi(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \varepsilon_t$ şeklinde ifade edilmektedir (Hamilton, 1994, s. 690).

Markov rejim modellerinde, rejim gözlenemeyen bir Markov zincirinin sonucu olarak tanımlanmaktadır. Bu sürecin analizi yapılmadan önce ilk olarak karma dağılım olarak bilinen bu süreçlerin özel bir durumunu dikkate almak gerekmektedir. M tane mümkün rejim için verilen süreç, s_t gözlenemeyen stokastik rejim değişkeni ile gösterilsin. Süreç rejim 1'de iken, y_t gözlenen değişkenin $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ dağılımından ve rejim 2'de iken $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ dağılımından geldiği kabul edilir. Bu nedenle, s_t stokastik değişkenin j değerini alması koşulu altında y_t 'nin olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(y_t | s_t = j; \boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (2.13)$$

şeklinde yazılır. Burada $\boldsymbol{\theta} = (\mu_1, \dots, \mu_M, \sigma_1^2, \dots, \sigma_M^2)'$, yani ortalamaları ve varyansları içeren yığın parametrelerinin bir vektörüdür.

Gözlenemeyen rejim $\{s_t\}$ 'nin olasılık dağılımları tarafından üretildiği varsayılır. j değerini alan s_t 'nin koşulsuz olasılığı π_j ile gösterilir.

$$\Pr(s_t = j; \boldsymbol{\theta}) = \pi_j \quad j = 1, 2, \dots, M \quad (2.14)$$

Parametre vektörüne s_t 'nin koşulsuz olasılığı π_j 'lerde dâhil edilir ise $\boldsymbol{\theta} = (\mu_1, \dots, \mu_M, \sigma_1^2, \dots, \sigma_M^2, \pi_1, \dots, \pi_M)'$, $s_t = j$ olduğunda ortak olasılık yoğunluk dağılımının fonksiyonu

$$f(y_t, s_t = j; \boldsymbol{\theta}) = f(y_t | s_t = j; \boldsymbol{\theta}) \times \Pr(s_t = j; \boldsymbol{\theta}) \quad (2.15)$$

şeklindedir. y_t ve s_t 'nin ortak olasılık yoğunluk dağılım fonksiyonu (2.13) ve (2.14)'de tanımlanan eşitlikler (2.15) eşitliğinde yerine yerleştirildiğinde

$$f(y_t, s_t = j; \boldsymbol{\theta}) = \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi\sigma_j}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (2.16)$$

şeklinde elde edilir. Bütün mümkün j değerleri için (2.16) eşitliği toplanarak y_t 'nin koşulsuz yoğunluk fonksiyonu bulunur.

$$\begin{aligned} f(y_t; \boldsymbol{\theta}) &= \sum_{j=1}^M \Pr(y_t, s_t = j; \boldsymbol{\theta}) = \sum_{j=1}^M \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi\sigma_j}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \\ &= \frac{\pi_1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} \\ &\quad + \frac{\pi_2}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\} + \dots \\ &\quad + \frac{\pi_M}{\sqrt{2\pi\sigma_M}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_M)^2}{2\sigma_M^2}\right\} \end{aligned} \quad (2.17)$$

(2.17)'deki eşitlik, rejim s_t gözlenemediği için gözlenen y_t serisini tanımlayan yoğunluk fonksiyonudur. s_t rejim değişkeni *i.i.d.* dağılmış ise gözlenen veri için (2.17) eşitliğin logaritmik olabilirliği

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t; \theta) \quad (2.18)$$

şeklinde hesaplanabilir. θ 'nın maksimum olabilirlik tahmini, $j=1,2,\dots,M$ için $\pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_M = 1$ ve $\pi_j \geq 0$ kısıtlamalarını içeren (2.18)'deki ifadenin Beklentilerin Maksimizasyonu (EM) algoritması kullanılarak maksimize edilmesiyle elde edilmektedir (Hamilton, 1994, s. 685).

θ 'nın tahminleri elde edildiğinde, t zamanında y_t gözleminin elde edilmesi için gerekli olan muhtemel rejim hakkında çıkarım yapmak mümkün olmaktadır. Popülasyon parametreleri θ biliniyorken (2.15) ve (2.17) eşitlikleri kullanılarak (2.19)'daki eşitliği hesaplamak mümkün olacaktır:

$$\Pr(s_t = j | y_t; \theta) = \frac{f(y_t, s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)} = \frac{\pi_j f(y_t | s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)} \quad (2.19)$$

(2.19) eşitlik, y_t gözleniyorken t gözlemi için gözlenemeyen rejimin, rejim j 'de olma olasılığını göstermektedir (Hamilton, 1994, s. 688).

2.3. Markov Rejim Değişim VAR Modeli

Vektör otoregresif (VAR) modeller, tek değişkenli AR modellerini genelleştiren, içsel ve dışsal değişken ayrımı yapmaksızın bütün değişkenlerin içsel değişken olarak kabul edildiği çoklu zaman serileri arasındaki gelişimi ve karşılıklı bağımlılığı içeren eşanlı denklem sistemine dayanan ekonometrik bir yöntemdir. Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR, uygulamalarda yaygın bir yöntem olarak kullanılmaktadır. Fakat seriler doğrusal olmayan rejimlere göre değişen özellikler içerdiğinde, bu özellikler VAR modelleriyle açıklanamamaktadır. Krolzig (1997, 1998), çalışmalarında VAR modelinin otoregresif parametrelerinin $s_t \in \{1, \dots, M\}$ gözlenemeyen rejim değişkenine göre değişiklik gösterdiği, Markov rejim değişim vektör otoregresif (MS-VAR) modeli geliştirmiştir. MS-VAR modellemesi VAR modellerinden farklı olarak, sistem rejim değişikliğine bağlı ise VAR sürecinin parametrelerinin rejimle birlikte değişebilmesine imkân tanımaktadır.

Literatürde doğrusal olmayan zaman serisi modelleri arasında oldukça popüler olan ve otoregresif bir sürecin parametrelerindeki değişimi açıklamak için Markov rejim değişim modeli ilk olarak Goldfeld ve Quandt (1973) tarafından çalışılmıştır. Daha sonra, Hamilton (1989, 1990) tarafından geliştirilen tek değişkenli Markov rejim değişim otoregresif modeli

(MS-AR), tek değişken kullanılması ve zaman içerisinde bir durumdan diğer duruma geçiş olasılığının sabit olmasından dolayı Krolzig (1997, 1998, 2000, 2001, 2006) çalışmaları ile çok değişkenli MS-VAR durumuna genelleştirilmiştir. (Krolzig, 1998, s. 3). Krytalogianni ve Tsolacos (2004)'ün çalışmasında belirttiği gibi Markov rejim değişim modeli değişkenlerin dinamik davranışlarını analiz etmek ve/veya gelecekteki hareketlerini tahmin etmek için kullanılmaktadır.

Krolzig (1997)'nin çalışmasında belirttiği üzere MS-VAR modellemesi kullanmanın üç temel faydası bulunmaktadır. Birincisi, sistemin değişkenlerinin ilişkisini analiz eden, doğrusal zamanla değişmeyen otoregresif model olmasıdır. İkincisi, MS-VAR modelin, Markov zincirlerinin olasılıksal fonksiyonları için Baum ve Petrie (1966) ile Baum ve diğ. (1970) tarafından tanıtılan temel istatistiksel teknikleri, Pearson (1894)'ün normal dağılımların karmasına dayandırılması, Blackwell ve Koopmans (1975) ile Heller (1965)'e kadar geriye doğru giden gizli Markov zinciri modeli gibi eski kavramları kapsamaktadır. Üçüncüsü ise, ekonometride Goldfeld ve Quandt (1973) tarafından sunulan Markov değişim regresyon modeli ile Baum ve diğ. (1970)'in fikirlerini temel alan Lindgren (1978) tarafından önerilen Markov değişim regresyon modelinin istatistiksel analizine dayanan yaklaşım olarak ifade edilmesidir (Krolzig, 1997, s. 7).

Çalışmanın bundan sonraki kısmında, Krolzig'in çalışmaları temel alınarak MS-VAR modellemesinin teorisi, MS-VAR modellemesinin sınıflandırılması, rejimlerin sınıflandırılması ve konjonktürel dalgalanmaların tarihlendirilmesi, kesin olmayan rejim sınıflarının belirlenmesi, rejim sayısının belirlenmesi, EM algoritması, etki tepki analizi, MS-Granger nedensellik ve MS-VECM teorisinden bahsedilecektir.

M gözlenemeyen mümkün rejim sayısını göstermek üzere $s_t \in \{1, \dots, M\}$, gözlenebilen zaman serisi vektörü y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibidir.

$$f(y_t | Y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t | Y_{t-1}, \theta_1) & \text{eğer } s_t = 1 \\ \vdots & \\ f(y_t | Y_{t-1}, \theta_M) & \text{eğer } s_t = M \end{cases} \quad (2.20)$$

Burada $Y_{t-1} = \{y_{t-j}\}_{j=0}^{\infty}$, y_t 'nin gecikmeli değerlerini ve her bir rejime göre değişen θ_m , $m=1, \dots, M$ rejimdeki VAR modelinin parametre vektörünü göstermektedir. Dolayısıyla,

belirli bir s_t rejimi için zaman serisi vektörü y_t , p - inci dereceden vektör otoregresif süreç (VAR(p)) tarafından aşağıdaki gibi üretilir.

$$E[y_t | Y_{t-1}, s_t] = v(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-j} \quad (2.21)$$

Burada $u_t = y_t - E[y_t | Y_{t-1}, s_t]$ inovasyon terimidir. u_t inovasyon süreci, Gaussian olduğu varsayılan $\Sigma(s_t)$ varyans-kovaryans matrisi ile sıfır ortalamalı ($u_t \sim \text{NID}(\mathbf{0}, \Sigma(s_t))$) beyaz gürültü sürecidir (Krolzig, 1997, s. 7; 1998, s. 3).

Markov rejim değişim vektör otoregresif model, p -inci dereceden sonlu gecikmeli VAR modelinin genelleştirilmiş biçimi olarak düşünülmektedir. $t=1, \dots, T$ olmak üzere K boyutlu $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ zaman serisi vektörü için p - inci dereceden otoregresyon

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t = v + \sum_{k=1}^p A_k y_{t-k} + u_t \quad (2.22)$$

şeklinde ifade edilir. Burada hata teriminin normal dağıldığı varsayılırsa $u_t \sim \text{NID}(\mathbf{0}, \Sigma)$, (2.22)'deki modelin kararlı bir Gaussian VAR(p) modelinin sabitli bir biçimi olarak tanımlanmaktadır. (2.23)'deki model bir VAR modelinin ortalamaya göre ayarlanmış olarak (2.23)'deki eşitlikteki gibi yeniden parametrize edilebilir.

$$y_t - \mu = A_1 (y_{t-1} - \mu) + \dots + A_p (y_{t-p} - \mu) + u_t = \mu + \sum_{k=1}^p A_k (y_{t-k} - \mu) + u_t \quad (2.23)$$

Burada $\mu = (\mathbf{I}_K - \sum_{j=1}^p A_j)^{-1} v$, y_t 'nin ($K \times 1$) boyutlu ortalamasıdır. (2.23)'deki eşitlikte p -inci dereceden ortalamaya göre ayarlanmış VAR modelinin genelleştirilmesinde p -inci dereceden M rejimli MS-VAR model (2.24)'deki eşitlikteki gibi tanımlanabilir.

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad (2.24)$$

$\mu, A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$ ve $\Sigma(s_t)$ parametrelerinin s_t rejime bağlı olarak değişimi

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & \text{eğer } s_t = 1 \\ \vdots & \\ \mu_2 & \text{eğer } s_t = M \end{cases} \quad (2.25)$$

şeklinde ifade edilmiştir. Burada $u_t | s_t \sim NID(\mathbf{0}, \Sigma(s_t))$, s_t 'ye koşullu Gaussian hata terimi ve $\mu(s_t)$, $A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$ ve $\Sigma(s_t)$, rejim değişkeni s_t 'deki $\mu, A_1, \dots, A_p, \Sigma$ parametrelerine bağımlılığı tanımlayan parametre değişim fonksiyonlarıdır.

(2.22)'deki eşitlikte p -inci dereceden VAR modelinin genelleştirilmesinde p -inci dereceden M rejimli ve $v(s_t)$ kesişim teriminin rejime bağımlı olduğu MS-VAR modeli

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (2.26)$$

şeklinde tanımlanabilir. Burada $u_t | s_t \sim NID(\mathbf{0}, \Sigma(s_t))$, s_t 'ye koşullu Gaussian hata terimidir. $v(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$ ve $\Sigma(s_t)$ parametrelerinin s_t rejime bağlı olarak değişimi

$$v(s_t) = \begin{cases} v_1 & \text{eğer } s_t = 1 \\ \vdots & \\ v_M & \text{eğer } s_t = M \end{cases} \quad (2.27)$$

şeklinde gösterilmektedir (Krolzig, 1997, s. 10; 2003, s. 5).

MS-VAR modelleme yaklaşımı rejime bağlı olarak zaman serisini modellemede geniş bir yapı sağlamaktadır. Parametrelerdeki değişiklikler, gösterge veya dummy (kukla) değişken tanımlaması kullanılarak sistemin (2.28)'deki eşitlikle gösterilmesi ile yapılabilmektedir.

$$I(s_t = m) = \begin{cases} s_t = m & \text{eğer } 1 \\ \text{diğer} & 0 \end{cases} \quad (2.28)$$

Burada $m = 1, \dots, M$ için $I(s_t = m)$, gösterge fonksiyonudur. Markov zincirinin gerçekleşmesi hakkındaki bütün bilgi ξ_t vektöründe toplanırsa,

$$\xi_t = \begin{bmatrix} I(s_t = 1) \\ \vdots \\ I(s_t = M) \end{bmatrix} \quad (2.29)$$

şeklinde elde edilir. Dolayısıyla, ξ_t sistemin gözlenemeyen durumunu ifade etmektedir (Krolzig, 1997, s. 14; 2006, s. 2).

Zaman serisi rejimdeki değişmelere bağlı ise, parametreleri zamanla değişmeyen kararlı bir VAR modeli uygun olmayabilir. Bu durumda, MS-VAR modelleme genel bir rejim değişim yapısı olarak düşünülebilir. Krolzig (1998)'in çalışmasına dayanarak veri ve rejim üretim süreci (2.30) ve (2.43) arasındaki eşitliklerle ifade edilmektedir.

MS-VAR modellerde, gerçekleşmesi gözlenemeyen rejimin (2.30)'daki kesikli (ayrık) durumlu homojen Markov zinciri tarafından üretildiği varsayılmaktadır.

$$\Pr\left(s_t \mid \left\{s_{t-j}\right\}_{j=1}^{\infty}, \left\{y_{t-j}\right\}_{j=1}^{\infty}\right) = \Pr\left(s_t \mid s_{t-1}; \rho\right) \quad (2.30)$$

Burada ρ rejim üretim sürecinin parametre vektörünü göstermektedir. (Krolzig, 1998, s. 3).

$s_t \in \{1, \dots, M\}$ olmak üzere indirgenemez ergodik M -rejimli Markov sürecinin geçiş olasılıkları matrisi

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (2.31)$$

şeklinde gösterilebilir. Model sonuçlarının yorumlanabilmesi için geçiş olasılıklarından faydalanılarak ergodik olasılıklar, rejimlerde beklenen ortalama süre, modelin tahmin sürecinde kullanılan filtrelenmiş ve düzleştirilmiş olasılıklar da hesaplanmaktadır (Krolzig, 1998, s. 5). Rejim değişkeni s_t , indirgenemez (2.31)'de tanımlanan geçiş olasılıklarının \mathbf{P} geçiş matrisi ile M rejimli ergodik bir Markov süreci izlediği varsayılmaktadır. Sürecin i durumundan j durumuna geçiş özelliğine sahip olması indirgenemez olarak tanımlanmaktadır. Ergodiklik, \mathbf{P} geçiş matrisinin özdeğerlerinden birinin bir ve diğer özdeğerlerin birim çemberin içinde olması olarak tanımlanmaktadır (Krolzig, 1997, s. 16; 1998, s. 5; 1996, s. 2). Daha açık bir ifade ile ergodik olasılık, örneklem dönemi içerisinde herhangi bir zamanda bir gözlemin hangi rejimde olduğuna dair koşulsuz olasılığı göstermektedir. Durağan rejim olasılıkları olarak da adlandırılmaktadır. Bütün rejimler koşulsuz pozitif bir olasılık dağılımına sahipken, süreç indirgenemez olarak adlandırılmaktadır (Bildirici ve diğ., 2010, s. 74). Ergodiklik ve indirgenemezlik, MS-VAR modelin teorik özellikleri için gerekli varsayımlardır.

Geçiş olasılıkları matrisinin iki koşulu sağlaması gerekmektedir. Bunlar:

- Bütün mümkün i ve j durumları için geçiş olasılıklarının sıfırdan büyük ya da sıfıra eşit $p_{ij} \geq 0$ olması gerekmektedir.
- i durumundan başlayan zincirin bütün mümkün durumlarının olasılıklarının toplamının $p_{11} + \dots + p_{1M} = 1$ olması gerekmektedir (Demir, 2015, 65).

2.4. Veri Üretim Süreci

Eşitlik (2.20)'deki VAR sürecinin parametreleri gözlenemeyen rejim değişkenine koşullu olarak tanımlı ise veri üretim mekanizmasının tanımı rejim üretim sürecine ilişkin varsayımlar ile tamamlanması gerekmektedir. Rejim ξ_t ve gecikmeli endojen (içsel) değişkenler verilmişken y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu $f(y_t | \xi_t, Y_{t-1})$ ile elde edilmektedir. MS-VAR modellerde hata terimi u_t 'nin normal dağıldığı varsayıldığından y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(y_t | \xi_t = l_m, Y_{t-1}) = \ln(2\pi)^{-1/2} \ln|\Sigma|^{-1/2} \exp\left\{-(y_t - \bar{y}_{mt})' \Sigma_m^{-1} (y_t - \bar{y}_{mt})\right\} \quad (2.32)$$

şeklindedir. Burada $\bar{y}_{mt} = E[y_t | \xi_t, Y_{t-1}]$, y_t 'nin rejim m 'deki koşullu beklenen değeridir. Dolayısıyla verilen bir ξ_t rejimi için y_t 'nin koşullu yoğunluğu (2.22)'deki eşitlikte tanımlanan VAR modelindeki gibi normal dağılmaktadır. Bunun için;

$$\begin{aligned} y_t | \xi_t = l_m, Y_{t-1} &\sim NID(\bar{y}_{mt}, \Sigma_m) \\ &\sim NID(\bar{y}_t' \xi_t, \Sigma(\xi_t \otimes \mathbf{I}_K)) \end{aligned} \quad (2.33)$$

dir. Burada koşullu ortalamalar \bar{y}_{mt} , \bar{y}_t vektöründe toplanmaktadır. (2.26)'daki MSI modeli için

$$\bar{y}_t = \begin{bmatrix} \bar{y}_{1t} \\ \vdots \\ \bar{y}_{Mt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 + \sum_{j=1}^p A_{1j} y_{t-j} \\ \vdots \\ v_M + \sum_{j=1}^p A_{Mj} y_{t-j} \end{bmatrix} \quad (2.34)$$

şeklinde gösterilebilir (Krolzig, 1997, s. 18).

$t-1$ zamanındaki bilgi setinin sadece örnek gözlemlerini, Y_{t-1} 'de toplanan ön örnek değerlerini ve ξ_{t-1} 'e kadar Markov zincirinin durumlarını içerdiği varsayılırsa, y_t 'nin koşullu yoğunluk fonksiyonu normal dağılımın bir karmasından oluşmaktadır.

$$f(y_t | \xi_{t-1} = l_m, Y_{t-1}) = \sum_{m=1}^M f(y_t | \xi_{t-1} = l_m, Y_{t-1}) \Pr(\xi_t | \xi_{t-1} = l_i) \quad (2.35)$$

$$= \sum_{m=1}^M f_{im} \left(\ln(2\pi)^{-\frac{1}{2}} \ln |\Sigma_m|^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ (y_t - \bar{y}_{m_t})' \Sigma_m^{-1} (y_t - \bar{y}_{m_t}) \right\} \right)$$

ξ_t ve Y_{t-1} 'e koşullu y_t 'nin yoğunluk fonksiyonları, η_t vektöründe toplanır ise,

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(y_t | \xi_t = l_1, Y_{t-1}) \\ \vdots \\ f(y_t | \xi_t = l_M, Y_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (2.36)$$

(2.35) eşitliği, aşağıdaki eşitlikte gösterildiği gibi yazılabilir.

$$f(y_t | \xi_{t-1}, Y_{t-1}) = \eta_t' \mathbf{P}' \xi_{t-1} \quad (2.37)$$

Rejimin gözlenemediği varsayıldığında, $t-1$ zamanındaki bilgi seti sadece t zamanına kadar gözlenen zaman serisini içermektedir. Gözlenemeyen rejim vektörü ξ_t 'nin, $\Pr(\xi_t | Y_t)$ çıkarımı ile yer değiştirmesi gerekmektedir. Y_t bilgi seti bilinirken $m=1, \dots, M$ için rejimde olma olasılıkları $\xi_{m|t}$ ile gösterilmektedir. $m=1, \dots, M$ olmak üzere rejimlere ilişkin olasılıklar (2.38)'deki $\hat{\xi}_{t|t}$ vektöründe toplanmaktadır.

$$\hat{\xi}_{t|t} = \begin{bmatrix} \Pr(\xi_t = l_1 | Y_t) \\ \vdots \\ \Pr(\xi_t = l_M | Y_t) \end{bmatrix} \quad (2.38)$$

(2.38) eşitliğindeki $\hat{\xi}_{t|t}$ rejimlere ilişkin olasılık vektörü, Y_t verildiğinde ξ_t 'nin kesikli koşullu olasılık dağılımını göstermesi ve Y_t verildiğinde ξ_t 'nin koşullu ortalamasına eşit

olması gibi iki farklı yoruma izin vermektedir. $E[\xi_{mt}] = \Pr(\xi_{mt} = 1) = \Pr(s_t = m)$ 'ye işaret eden ξ_t 'nin elemanlarının ikililiğinden dolayıdır. Dolayısıyla, Y_{t-1} 'e dayalı y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki şekilde gösterilir.

$$\begin{aligned}
 f(y_t | Y_{t-1}) &= \sum_{m=1}^M f(y_t, \xi_{t-1} = l_m | Y_{t-1}) \\
 &= \sum_{m=1}^M f(y_t, \xi_{t-1} = l_m, Y_{t-1}) \Pr(\xi_{t-1} = l_m | Y_{t-1}) \\
 &= \eta_t' \mathbf{P}' \hat{\xi}_{t-1 | t-1}
 \end{aligned} \tag{2.39}$$

Y_0 ön örnek değerlerinin verildiği varsayımı altında, verilen bir ξ rejimi için $Y \equiv Y_T$ örneğinin koşullu yoğunluk fonksiyonu,

$$f(Y | \xi) = \prod_{t=1}^T f(y_t | \xi_t, Y_{t-1}) \tag{2.40}$$

şeklinde belirlenmektedir. Dolayısıyla, gözlem değerlerinin ve rejimlerin ortak olasılık dağılımı

$$f(Y, \xi) = f(Y | \xi) \Pr(\xi) \tag{2.41}$$

$$= \prod_{t=1}^T f(y_t | \xi_t, Y_{t-1}) \prod_{t=2}^T \Pr(\xi_t | \xi_{t-1}) \Pr(\xi_1)$$

(2.41)'de gösterildiği gibi hesaplanabilir. Böylece, Y 'nin koşulsuz yoğunluk fonksiyonu, (2.42)'de verilen marjinal yoğunluk fonksiyonu ile gösterildiği gibidir.

$$f(Y) = \int f(Y, \xi) d\xi \tag{2.42}$$

Burada $\int f(Y, \xi) d\xi := \sum_{i_1=1}^M \cdots \sum_{i_T=1}^M f(Y, \xi_T = i_T, \dots, \xi_1 = i_1)$, (2.42)'deki eşitlik $\xi = \xi_T \otimes \xi_{T-1} \otimes \dots \otimes \xi_1$ 'nin⁴ tüm mümkün değerlerinin toplamını göstermektedir.

Toplam rejim vektörü ξ 'nin koşullu dağılımı $\Pr(\xi|Y) = \frac{f(Y, \xi)}{f(Y)}$ 'nin verildiği koşullu yoğunluk tanımı yapılacaktır. Böylece, gerekli koşullu rejim olasılıkları $\Pr(\xi_t|Y)$, $\Pr(\xi|Y)$ 'nin marjinalleşmesi ile türetilir. Gelecek dönemler için ξ_t 'nin egzogen (dışsal) stokastik sürecinden rejim olasılıkları,

$$\begin{aligned} \Pr(\xi_{T+h}|Y) &= \sum_{\xi_T} \Pr(\xi_{T+h}|\xi_T, Y) \Pr(\xi_T|Y) \\ &= \sum_{\xi_T} \Pr(\xi_{T+h}|\xi_T) \Pr(\xi_T|Y) \end{aligned} \quad (2.43)$$

şeklindedir. Yapılan hesaplamalar (2.44)'de tanımlanan bir tahmin kuralında özetlenebilir:

$$\begin{bmatrix} \Pr(s_{T+h} = 1|Y) \\ \vdots \\ \Pr(s_{T+h} = M|Y) \end{bmatrix} = [\mathbf{P}']^h \begin{bmatrix} \Pr(s_T = 1|Y) \\ \vdots \\ \Pr(s_T = M|Y) \end{bmatrix} \quad (2.44)$$

Burada \mathbf{P} , (2.13)'teki eşitlikte tanımlanan geçiş matrisidir (Krolzig, 1997, s. 17; 1998, s. 7).

2.5. MS-VAR Modellemesinin Sınıflandırılması

MS-VAR modeli rejime bağlı zaman serisinin modellenmesi için çok farklı tanımlamalara imkân vermektedir. Temel olarak iki şekilde sınıflandırılabilmektedir. Birincisinde, bütün parametreler rejime bağlı olarak değişmektedir. İkincisinde ise bazı parametreler rejimlere göre farklı değer almaktadır. Ancak bu sınıflandırmanın rejime bağlı parametrelerin ve rejimlerin sayısının fazla olduğu durumlarda uygulanabilirliğinin zor olduğu ifade edilmektedir. Uygulamalı çalışmalar, sadece bazı parametrelerin rejim değişkenine bağlı olarak değiştiğini, diğer parametrelerin ise değişmediğini ortaya koymuştur.

⁴ \otimes işareti, Kronecker çarpımını ifade etmektedir. Örneğin, $m \times n$ boyutlu A matrisi ve $p \times q$ boyutlu B matrisinin Kronecker çarpımı ile doğrudan çarpılarak $(mp) \times (nq)$ boyutlu $C = A \times B = \begin{bmatrix} a_{11}B & a_{12}B \\ a_{21}B & a_{22}B \end{bmatrix}$ matrisi elde edilmektedir.

MS-VAR modelleme otoregresif parametrelerin, ortalamanın ve sabit terimin rejimlere göre değişip değişmemesine ve hata teriminin değişen varyans özelliğine sahip olup olmamasına göre sınıflandırma yapılabilmesine izin vermektedir. Her bir model için tek bir gösterimin oluşturulabilmesini sağlamak amacıyla Krolzig (1997) genel MS(M) modelinde rejime bağlı parametreleri aşağıdaki şekilde sınıflandırmıştır.

- M Ortalamada değişim (mean)
- A Sabitte değişim (intercept)
- I Otoresif parametrelerde değişim (autoregressive parameters)
- H Hata teriminin varyansındaki değişim (heteroskedasticity)

MS-VAR model sınıflandırma açısından çok esnek bir çatı sağlamaktadır. MS-VAR modelle ilgili sınıflandırma sonucunda elde edilen modeller Tablo 2.1’de verilmiştir. Bu modeller arasındaki temel farklılık bir rejimden diğer rejime geçişin yapısının farklı olmasıdır.

Tablo 2.1. MS-VAR Model Çeşitleri

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

Kaynak: Krolzig, 1997, s.14

Tablo 2.1’de yer alan μ ortalama, v sabit, \sum varyans ve A_j otoregresif parametrelerin matrisini ifade etmektedir.

Krolzig (1997)’in yaklaşımına göre MS-VAR modellerde iki çeşit rejim değişimi söz konusu olmaktadır. Ortalamada değişim olarak adlandırılan (2.45)’deki eşitlikteki MSM(M)-VAR(p) süreci ve sabitteki değişim olarak adlandırılan (2.46)’daki eşitlikteki MSI(M)-VAR(p) sürecidir.

$$y_t - \mu(s_t) = \sum_{k=1}^p A_k (y_{t-k} - \mu(s_{t-k})) + u_t \quad (2.45)$$

$$y_t = v(s_t) + \sum_{k=1}^p A_k y_{t-k} + u_t \quad (2.46)$$

Burada $u_t | s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$, $\mu(s_t)$, $A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$, $v(s_t)$ ve $\Sigma(s_t)$, gerçekleşen rejim değişkeni s_t 'deki $\mu, A_1, \dots, A_p, \Sigma, v$ parametrelerinin bağımlılığını tanımlayan parametre değişim fonksiyonlarıdır.

Knüppel (2004) çalışmasında MSI sürecinin rejim değişiminden sonra belirli bir değere yavaş bir şekilde yaklaştığını, MSM sürecinin ise keskin bir şekilde sıçradığını ifade etmektedir. Demers ve Macdonald (2006), bir seri resesyona çok hızlı bir şekilde girip hızlı bir şekilde çıkıyorsa ortalamayı içeren MSM modellerinin fakat yavaş yavaş girip yavaş yavaş çıkıyorsa sabiti içeren MSI modellerinin daha uygun olacağını ifade etmişlerdir. MSI ve MSM modellerinin otoregresyon derecesi sıfır ise özellikleri eş değerdir. Bu modellerin özelliği, durum uzaylarının gösteriminin doğrusal olmasıdır. Dolayısıyla, MSM-VAR ve MSI-VAR süreçleri, MS-VAR süreçlerinin alt sınıflarını göstermektedir (Krolzig, 1997, s. 14; 2000, s. 4).

Knüppel (2004)'in işaret ettiği üzere asimetri yapısı rejim sayıları ve değişimin türü için önemli sonuçlar içermektedir. Bir zaman serisi derin ya da uzun olarak karakterize edilirse, iki rejimli bir MSI veya MSM modeli konjonktürel dalgalardan kaynaklanan bütün asimetri türlerini yakalayabilecektir. Diğer taraftan bir zaman serisi dik ise, iki rejimli MSI modelinin dikliği kabul edilebilirken üç rejimli bir MSM modelinin gerekli olduğunu ifade etmiştir.

2.6. Rejimlerin Sınıflandırılması ve Konjonktürel Dalgalanmaların Dönüm Noktalarının Tarihlendirilmesi

Markov rejim değişim modellerinde rejimlerin sınıflandırılması ve konjonktürel dalgalanmaların tarihlendirilmesi, her bir y_t gözleminin bir $\hat{s}_t \in \{1, \dots, M\}$ rejimine atanmasına karşılık gelmektedir. Rejimlerin sınıflandırılması, y_t 'yi en yüksek düzleştirilmiş olasılığa sahip rejime eşleştirilmesi kurallana dayanmaktadır. $\hat{s}_t = \arg \max_{1, \dots, M} \Pr(s_t | Y_t)$ eşitliğine göre zamanın her bir noktasındaki düzleştirilmiş rejim olasılıkları hesaplanır ve her bir gözlem en yüksek düzleştirilmiş olasılığa karşılık gelen rejimle eşleştirilmektedir (Krolzig, 2001, s. 348; 2003, s. 10).

Hamilton (1989), sınıflandırma kuralını iki rejimli modeller kullanarak, $\Pr(s_t = 1 | Y_t) > 0.5$ olması durumunda gözlemin ilk rejime ve $\Pr(s_t = 1 | Y_t) < 0.5$ olması

halinde ikinci rejime atanması şeklinde önermektedir. Konjonktürel dalgalanmaları analiz etmek amacıyla bu kural çok rejimli modellere de ($M > 2$) uygulanabilmektedir. Hatta rejim 1'in resesyona ve kalan rejimlerin ($s_t = 2, \dots, M$), her bir rejimin farklı genişleme (örneğin, hızlı genişleme ve yavaş genişleme gibi) evrelerini göstermesiyle genişlemeleri yakalamaktadır (Krolzig, 2003, s. 10; Artis ve diğ., 2004, s. 21).

Makro ekonomik araştırmalarda, ekonominin genişlemeden resesyona veya resesyondan genişlemeye değişimini gösteren konjonktürel dalgalanmaların dönüm noktalarının tarihleri önem arz etmektedir. Konjonktürel dalgalanmaların dönüm noktaları genellikle farklı dalgaların genişlik ve anlamlı diğer özelliklerini karşılaştırmak, periyotlarını belirlemek ve birbiriyle kıyaslanan ekonomik teorileri test etmek için kullanılmaktadır. Konjonktürel dalgalanmaların dönüm noktalarının tarihleri, resesyona nedenlerini belirlemede ve ekonomik gerilemenin süresini ve etkisini önleyen veya sınırlandıran ekonomi politikalarını tasarlamada önemli rol oynamaktadır (Boldin, 1994, s. 97).

Rejim sınıflandırma işlemi, rejim değişkeninin geçişlerini belirleyerek konjonktürel dalgalanmanın dönüm noktalarının tarihlendirilmesine olanak sağlamaktadır. $s_t = 1$ 'in resesyona ve $s_t = 2$ 'nin genişlemeyi gösterdiği iki rejimli bir durumda tepe tarihi, bir resesyona başlamasından önceki t dönemini göstermektedir. Yani $\Pr(t \text{ zamanında "resesyon"} | Y_t) < 0.5$ ve $\Pr(t+1 \text{ zamanında "resesyon"} | Y_t) > 0.5$ 'dir. Konjonktürel dalgalar arasındaki çukur (dip yani iki dalga arasındaki çukur) resesyona son dönemidir:

$$t = \tau \text{'deki tepe noktası} \Leftrightarrow \hat{s}_t = 2 \text{ ve } \hat{s}_{t+1} = 1$$

$$t = \tau \text{'deki çukur noktası} \Leftrightarrow \hat{s}_t = 1 \text{ ve } \hat{s}_{t+1} = 2 \quad (2.47)$$

Her bir resesyon ve genişleme dönemlerine belirli bir süre için rejimlerin sınıflandırılmasına esneklik kazandıran ilave koşullar konması mümkün olacaktır (Krolzig, 2001, s. 348; 2003, s. 11).

2.7. Kesin Olmayan Rejim Sınıflandırmalarının Belirlenmesi

Markov rejim değişim modelinin en önemli avantajı gözlemleri sınıflandırmadaki yeteneğinin olmasının yanı sıra aynı zamanda konjonktürel dalgalanma kronolojisini üretme ile ilgili kesin olmayan durumları belirlemesidir. Eğer rejimlerin sınıflandırılması ile ilgili kurala göre t zamanındaki gözlem \hat{s}_t rejimine atanırsa, kesin olmayan sınıflamaların en uygun ölçümü (2.48)'deki eşitlik kullanılarak elde edilmektedir.

$$\frac{M}{M-1} \sum_{i \neq \hat{s}_t} \Pr(s_t = i | Y_T) \quad (2.48)$$

Burada, $1 - \left(\frac{1}{M}\right)$ $m = 1, \dots, M$ kadar bütün rejimlerin $\frac{1}{M}$ aynı olasılık değerini aldığı maksimum kesin olmayan olasılıktır. Bunun sonucu olarak, önerilen ölçüm 0 ile 1 arasında sınırlandırılmıştır. Daha açık bir şekilde $M = 2$ rejimli durum için yanlış bir sınıflandırmanın olasılığı $2 \times \Pr(s_t \neq \hat{s}_t | Y_T)$ 'ye normalleştirilmiştir.

Kesin olmayan sınıflandırmanın farklı bir ölçümü, resesyonun filtrelenen ve düzleştirilen olasılıklarının farkı ile elde edilir. Bu işlem MS-VAR modelle birlikte konjonktürel dalganın geçişlerinin eş zamanlı belirlenmesinin güvenilirliği için çok önemlidir (Krolzig, 2003, s. 11).

2.8. Rejim Değişkeninin Süre Özelliği

Markov rejim değişim modelini diğer rejim değişim modellerinden ayıran en önemli özelliklerinden biri ekonominin genişleme ve resesyon rejimlerinde ne kadar süre kalacağı hakkında bilgi verebilmesidir. Markov rejim değişim modelinin bu özelliği yapılacak tahmin ve politika önerilerinde önem taşımaktadır. Markov rejim değişim modelinde bir ekonominin genişleme ve resesyon dönemlerinde ortalama kalma süresi geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak tahmin edilmektedir.

Geçiş olasılıkları matrisinin köşegen elemanları, bir rejimin beklenen süresine (expected duration) ait bilgileri içermektedir. Buna göre ekonominin j rejiminde olduğu biliniyorken ($s_t = j$), ortalama olarak j rejiminde ne kadar süre kalacağı aşağıdaki gibi gösterilebilir. Buna göre D_j , j rejiminde kalma süresini göstermek üzere j rejiminin ortalama beklenen süresi,

$$\begin{aligned}
E(D) &= \sum_{j=1}^{\infty} j \times \Pr(D = j) \\
&= 1 \times \Pr(s_{t+1} \neq j \mid s_t = j) + 2 \times \Pr(s_{t+1} = j, s_{t+2} \neq j \mid s_t = j) \\
&+ 3 \times \Pr(s_{t+1} = j, s_{t+2} = j, s_{t+3} \neq j \mid s_t = j) + 4 \times \Pr(s_{t+1} = j, s_{t+2} = j, s_{t+3} = j, s_{t+4} \neq j \mid s_t = j) + \dots \\
&= 1 \times (1 - p_{jj}) + 2 \times p_{jj}(1 - p_{jj}) + 3 \times p_{jj}^2(1 - p_{jj}) + \dots \\
&= \frac{1}{1 - p_{jj}}
\end{aligned} \tag{2.49}$$

şeklinde elde edilir (Kim ve Nelson, 1999, s. 71).

Bir örnek üzerinden şöyle açıklanabilir; Hamilton (1989), 1952-1984 yılları arasındaki çeyreklik dönemlere ait reel milli gelir büyüme hızını kullanarak yaptığı çalışmasında iki rejimli Markov rejim modelinin p_{11} ve p_{22} geçiş olasılıklarını sırasıyla 0.7550 ve 0.9049 olarak tahmin etmiştir. Böylece, ekonominin resesyon rejiminde iken resesyon rejiminde beklenen kalma süresinin $(1 - 0.7550)^{-1} = 4.08$ çeyrek yıl, yani 1 yıl ve genişleme rejiminde iken genişleme rejiminde beklenen kalma süresinin $(1 - 0.9049)^{-1} = 10.42$ çeyrek yıl veya 2.5 yıl olacağını saptamıştır.

2.9. Rejim Sayısının Belirlenmesi

Markov rejim değişim modelinde gözlenen süreci karakterize eden Markov süreci için gerekli olan rejim sayısının belirlenmesi önem arz etmektedir. Psaradakis ve Spagolo (2002) çalışmalarında rejim değişim modellerinde rejim sayısının nasıl belirleneceğinin uygulamalarda önemli bir problem olduğuna değinmektedirler. Pratikte, Markov zincirinin rejim sayısı bazen gerçek uygulama ile belirlenir veya verinin grafiğinin görsel olarak incelenmesi ile belirlenmektedir. Rejim sayısının belirlenmesi için daha resmi ve istatistiksel bir prosedür olabilirlik oran testlerine dayanmaktadır (Psaradakis ve Spagolo, 2002, s. 238). Literatürde rejim sayısının istatistiksel yöntemler kullanılarak belirlenmesiyle ilgili olarak birçok yaklaşım yer almaktadır. Bu yaklaşımlardan bazıları; Carrasco ve diğ. (2004) tarafından geliştirilen koşullu LR test istatistiğinin kullanılması yaklaşımı, Leroux ve Puterman (1992) ile Rydén (1995) tarafından çalışılan ortalama ve varyans değişim modellerinde Akaike ve Bayesyen bilgi kriteri gibi geleneksel model seçim kriterleri yaklaşımı ve Chip (1998) tarafından öne sürülen marjinal olabilirlik için en yüksek Bayes faktörünü kullanmaya yönelik Bayes yöntemli yaklaşımdır. Ayrıca Smith ve diğ. (2006) Markov rejim değişim modellerine ilişkin rejimlerin ve değişkenlerin sayısının eş zamanlı

belirlenmesine yönelik Markov deęişim kriterini, Psaradakis ve Spagolo (2002), Poskit ve Chung (1996) ile Zhang ve Stine (2001), Markov deęişim modelinin otokovaryans yapısının ARMA modelleri ile aynı olmasından dolayı rejim sayısının belirlenmesinde gözlenen sürecin doğrusal ARMA gösteriminin derecesinin tahmini ile belirlenebileceğini önermişlerdir.

Doğrusal modellerde normal düzenlilik koşulları altında LR test istatistięi χ^2 dağılımına sahiptir. Fakat rejim deęişimin olduęu modellerde normal düzenlilik koşulları sağlanamamaktadır. Coe (2002) ile Garcia ve Perron (1996) çalışmalarında sıfır hipotezi altındaki bazı parametrelerin tanımlı olmaması, bilgi matrisinin singular olması ve sıfır hipotezinin olabilirlik fonksiyonunda yerel bir maksimum üretmesinden dolayı Markov rejim deęişim modelinde klasik testlerin (LR, Wald ve Lagrange çarpanı) standart asimptotik dağılıma sahip olmadığını belirtmişlerdir. Dolayısıyla, sıfır hipotezi altında tanımlı olmayan parametre ve olabilirlik fonksiyonuna ilişkin problemlerden dolayı klasik LR testi uygulanamamaktadır. Bu nedenle Hansen (1992, 1996) ve Garcia (1998) iki yaklaşım önermişlerdir. Hansen (1992, 1996) Markov rejim deęişim modeli için olabilirliği bilinmeyen parametrelerin bir fonksiyonu olarak ele almış ve standardize edilmiş LR test istatistięinin asimptotik dağılımını sınırlandırmak için ampirik süreç teorisini kullanmıştır. Markov rejim deęişim modelindeki ilgili parametre için farklı deęerlerin bir deęer aęı (grid) üzerinden olabilirlik hesaplanması gerektiğinden Hansen'in yöntemini uygulamak çok zor olmaktadır. Bu deęerlerin her bir seti için kısıtlanmış olabilirlik fonksiyonunun modeli veya deęer aęının (grid) her bir noktasında tanımlı olmayan parametrelere göre optimize edilmesi gerekmektedir. Hansen (1992, 1996)'in yaklaşımı normal düzenlilik koşullarının ihlalini açıklamak için çok önemli olmasına rağmen Coe (2002)'nin çalışmasında da belirttięi üzere, parametre uzayındaki deęer aęı (grid) taraması genişledikçe hesaplama zorluklarından dolayı çok karmaşık modellerde bu yöntemin kullanımı zorlaşmakta ve LR test istatistięi için kesin kritik deęer vermemesi sadece sınır deęer vermesi gibi iki dezavantaja sahiptir.

Garcia (1998) tarafından önerilen dięer yaklaşım ise, geçiş olasılıklarını tanımlı olmayan parametreler olarak ele alarak ve Davies (1987) ile Andrews ve Ploberger (1994)'in dağılım teorisini kullanarak modelin dięer parametreleri cinsinden sup LR test istatistięinin asimptotik dağılımını geliştirmiştir. Coe (1998)'in belirttięi üzere Garcia (1998)'in yaklaşımının Hansen (1992) tarafından geliştirilen yaklaşımına göre LR test istatistięi için bir sınırdan ziyade kritik bir deęer vermesi ve hesaplama açısından daha kolay olması gibi avantajları bulunmaktadır.

Markov rejim deęişim modeli sıfır hipotezi altında tanımlı olmayan parametrelerden dolayı standart χ^2 dağılımını sağlayamadığından, Ang ve Bekaert (1998), rejim sayısını

belirlemek için Hansen (1992, 1996)'nın çalışmalarını temel alan alternatif bir yaklaşım geliştirmişlerdir. Ang ve Bekaert (1998) çalışmalarında $M - 1$ ve M rejimleri arasındaki LR test istatistiğinin asimptotik dağılımının χ^2 dağılımı ile hesaplanabildiğini ifade etmişlerdir. Bu yaklaşımın serbestlik derecesi, M rejimli modelin tanımlı olmayan parametrelerinin sayısı ile $M - 1$ rejimli model üzerindeki M rejimli model tarafından konan kısıtlamaların toplamına eşit olmaktadır. Bu durumda LR test istatistiği,

$$LR = 2 \times \left[L(\theta | Y_T) - L(\theta^{kısıt} | Y_T) \right] \quad (2.50)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Davies (1977, 1987) ise bu sorunun üstesinden gelebilmek için LR testinde üstsınır olasılık değerinin aşağıdaki gibi hesaplanması gerektiğini belirtmiştir⁵:

$$\Pr[\sup LR > M] \leq \Pr[\chi_q^2 > M] + M^{\frac{q}{2}} e^{-\frac{1}{2}M} \frac{2^{1-\frac{q}{2}}}{\Gamma\left(\frac{q}{2}\right)} \quad (2.51)$$

Yukarıda tanımlanan eşitlikte $LR = 2 \times \left[L(\theta | Y_T) - L(\theta^{kısıt} | Y_T) \right]$, $\Gamma(\cdot)$ gamma dağılım fonksiyonunu ve q kısıt sayısını göstermektedir.

2.10. EM Algoritması

MS-VAR modelin parametre tahmininde maksimum olabilirlik yöntemini temel alan Dempster ve diğ. (1977) tarafından geliştirilen Beklenti Maksimizasyonu (EM) algoritması kullanılmaktadır. EM algoritması gözlenen zaman serilerinin, s_t rejim değişkeni gibi gözlenemeyen stokastik değişkene bağlı olan modellerin genel bir sınıfı için tasarlanmıştır. Baum ve Eagon (1967)'nin düşüncelerinin üzerine Baum ve diğ. (1970)'nin katkıları ile gizli Markov zinciri modelleri için EM algoritması geliştirilmiştir. Baum ve Petrie (1966) ile Petrie (1969)'nin çalışması Lindgren (1978) tarafından geliştirilerek Markov rejim değişim regresyon modellerine uygulanmıştır. EM algoritması her bir yinelemesi iki adımdan oluşan yinelemeli bir maksimum olabilirlik yöntemidir. Beklenti adımı, bilinmeyen parametre vektörünün yerine son maksimizasyon adımında tahmin edilen parametre vektörünü kullanarak filtreleme ve düzleştirme algoritmaları aracılığıyla geçişi kapsamaktadır. Bu da

⁵ “Sup” ifadesi matematikte bir değişkenin alabileceği en yüksek değer limitini belirtmektedir.

gözlenemeyen rejim değişkeni s_t 'nin düzleştirilmiş olasılıklarının bir tahminini vermektedir. Maksimizasyon adımında, beklenti adımında elde edilen düzleştirilmiş olasılıklar koşullu rejim olasılıklarının yerine konularak olabilirlik fonksiyonu ile parametre tahminleri elde edilmektedir (Krolzig, 1997, s. 103).

2.10.1. Beklenti Adımı

Markov rejim değişimli zaman serisi modelleri için filtreleme ve düzleştirme algoritmalarının temeli Cosslett ve Lee (1985)'nin fikirleri ile ilişkili olarak Hamilton (1988, 1989, 1990, 1994a) çalışmaları ile sık kullanılır hale gelmiştir. Filtreleme ve düzleştirme yinelemeleri gizli Markov zincirinin yeniden oluşturulması için Baum ve diğ. (1970) tarafından tanıtılmış ve geliştirilen algoritma Lindgren (1978) tarafından Markov rejim değişim modeline uygulanmıştır. MS-VAR modeli için filtreleme ve düzleştirme yinelemeleri Baum-Lindgren-Hamilton-Kim (BLHK) filtresi ve düzleştiricisi olarak adlandırılmaktadır.

Beklenti adımı son maksimizasyon adımından elde edilen parametre tahminlerini kullanarak gözlenemeyen rejimleri tahmin etmek için kullanılan filtreleme ve düzleştirme algoritmalarını içermektedir. Algoritma gözlenemeyen rejimin tahmini ile başlar ve tekrarlanan süreçler ile gözlenen verinin olasılığını arttıran yeni bir bileşik olasılık üretimine dayanmaktadır (Dempster ve diğ., 1977, s. 1).

Filtreleme yönteminin amacı mevcut bilgi seti Y_t 'yi kullanarak gözlenemeyen rejim değişkeni s_t 'nin olasılık dağılımını elde etmektir. Hamilton (1989)'ın filtresi y_t 'nin gözlenebilen değerlerini içeren t zamanındaki bilgiye dayanarak rejim değişkeninin en uygun tahminini hesaplayan yinelemeli bir algoritmadır.

Filtreleme algoritması Krolzig (1997, 2003) ve Hamilton (1989, 1990, 1994)'ın çalışmaları göz önünde bulundurularak aşağıdaki şekilde ifade edilebilir. $t-1$ zamanındaki s_t ve s_{t-1} 'in koşullu bileşik olasılığı

$$\Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1}) = \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) \Pr(s_{t-1} = i | Y_{t-1}) \quad (2.52)$$

şeklinde ifade edilir. Burada $\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i)$, s_{t-1} 'den s_t 'ye geçiş olasılığını ve $\Pr(s_{t-1} = i | Y_{t-1})$ ise önceki yinelemelerden elde edilen marjinal yoğunluğu göstermektedir.

Y_{t-1} 'deki bilgilere koşullu y_t 'nin marjinal yoğunluk fonksiyonu, $f(y_t, s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1})$ koşullu yoğunluk fonksiyonlarının olası tüm rejim değişkenlerine göre toplanmasıyla (2.53)'deki şekilde ifade edilmektedir.

$$\begin{aligned} f(y_t | Y_{t-1}) &= \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^M f(y_t, s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1}) \\ &= \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^M f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, Y_{t-1}) \Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1}) \end{aligned} \quad (2.53)$$

Bayes teoremi yardımıyla t zamanındaki mevcut tüm bilgilere koşullu rejim değişkeni s_t 'nin Y_t 'ye koşullu olasılığı y_t 'nin marjinal yoğunluk fonksiyonunun (2.53)'deki eşitliğe bölünmesi ile

$$\Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_t) \equiv \Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | y_t, Y_{t-1}) = \frac{f(y_t, s_t = j, s_{t-1} = i | Y_{t-1})}{f(y_t | Y_{t-1})} \quad (2.54)$$

(2.54)'deki ifade elde edilir. Y_t için filtrelenmiş rejim olasılıkları rejim değişkeninin başlangıç değerinin tahmini ile $t = 1, \dots, T$ için başlatılarak ileriye doğru yineleme yaparak, herhangi bir t için hesaplanabilir. t anındaki filtrelenmiş olasılık,

$$\Pr(s_t | Y_t) = \sum_{s_{t-1}=1}^M \Pr(s_t = j, s_{t-1} = i | Y_t) \quad (2.55)$$

şeklinde elde edilir. Filtreleme yaklaşımının matris gösterimi aşağıdaki şekilde ifade edilebilir. Y_{t-1} 'e koşullu y_t 'nin yoğunluğu

$$f(y_t | Y_{t-1}) = \eta_t' \hat{\xi}_{t|t-1} = \mathbf{1}'_M (\eta_t \odot \hat{\xi}_{t|t-1}) \quad (2.56)$$

şeklindedir. Burada $\mathbf{1}_M = (1, \dots, 1)'$ birlerden oluşan birim vektörüdür. \odot işareti çarpım operatörü olarak kullanılmaktadır. Filtrelenmiş rejim olasılıkları $\hat{\xi}_{t|t}$ 'nin matris gösterimi

$$\hat{\xi}_{t|t} = \frac{(\eta_t \odot \hat{\xi}_{t|t-1})}{\mathbf{1}'_M (\eta_t \odot \hat{\xi}_{t|t-1})} \quad (2.57)$$

şeklindedir. Burada $\hat{\xi}_{t|t-1}$, öncül veya tahmin edilen olasılığı göstermektedir. $\hat{\xi}_{t|t}$, Bayes kuralı aracılığıyla yeni bilgi seti y_t ile öncül arasındaki bağlantı kurularak hesaplanmaktadır. Sonsal dağılım $\hat{\xi}_{t|t}$, bir sonraki durum ξ_{t+1} için önsel dağılım olmakta ve bu şekilde yinelemeli olarak devam etmektedir (Krolzig, 1997, s. 80).

Filtreleme algoritması t zamanındaki bilgi setine dayanarak gözlenemeyen rejim değişkeni s_t 'nin tahminlerini vermektedir. Bu durum $t=T$ 'ye kadar ki gözlemlere sahip olmadığımızdan sınırlı bir bilgi tekniğidir. Dolayısıyla y_t 'nin gelecek gözlemlerini kullanarak rejim değişkenine ilişkin çıkarımlar geliştirilebilir.

Filtrelemede ihmal edilen $Y_{t+1:T} = (y'_{t+1}, \dots, y'_T)'$ örnek bilgisinin gözlenemeyen rejim değişkeni s_t 'ye ilişkin tüm örnek çıkarımlarını içermektedir. Düzleştirme algoritması ise, örnek içinde herhangi bir noktadaki gözlenemeyen rejim değişkeninin en iyi tahminini vermektedir. Tüm örneğin düzleştirilmiş çıkarımları $\Pr(s_t|Y_T)$, filtrelenmiş son çıktıdan $\Pr(s_T|Y_T)$ başlayarak yani $t=T-1$ 'den $t=1$ 'e kadar geriye doğru yineleme ile elde edilmektedir.

Düzleştirme olasılıklarının hesaplanmasına ilişkin Hamilton (1988, 1989) ve Kim (1994) tarafından tanıtılan iki farklı yaklaşım kullanılmaktadır. Hamilton (1988, 1989)'un çalışmalarındaki düzleştirme yaklaşımı iki adımdan oluşan hesaplama yöntemidir.

Hamilton (1988, 1989)'ın düzleştirme yaklaşımı, Y_T 'ye koşullu s_t ve s_T 'nin bileşik olasılık dağılımından tüm örneğin düzleştirilmiş sonuçları $s_{t|T}$ 'nin elde edilmesi üzerine kuruludur. $t=1, \dots, T-1$ için Hamilton (1988, 1989)'ın düzleştirme yaklaşımı

$$\Pr(s_t|Y_T) = \sum_{s_T} \Pr(s_T, s_t|Y_T) \quad (2.58)$$

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

$$\Pr(s_\tau, s_t|Y_\tau) = \frac{\Pr(s_\tau, s_t|Y_{\tau-1})f(y_\tau|s_\tau, Y_{\tau-1})}{f(y_\tau|Y_{\tau-1})} \quad (2.59)$$

⁶ t zamanındaki rejime ilişkin düzleştirilmiş sonuç gelecek zamanla $\tau > t$ mevcut verilere dayanmaktadır. Sadece bu yaklaşım için $\tau := T$ olarak kabul edilmektedir.

şeklinde ifade edilir ve burada,

$$\Pr(s_\tau, s_t | Y_{\tau-1}) = \sum_{s_{\tau-1}} \Pr(s_{\tau-1}, s_t | Y_{\tau-1}) \Pr(s_\tau | s_{\tau-1}) \quad (2.60)$$

şeklinindedir. Hamilton (1988, 1989)'ın yaklaşımı hesaplama açısından zor olmasından dolayı Kim (1994)'in düzleştirme yaklaşımı uygulama açısından daha kolaydır.

Kim (1994) tarafından önerilen düzleştirme algoritması, önceden filtreleme uygulanan son nokta $t = T$ 'den başlayarak geriye doğru filtreleme olarak yorumlanabilir. Tüm örneğin düzleştirilmiş sonuçları s_{iT} 'nin filtrenin son çıktısı s_{iT} 'den başlayarak $t = T-1, \dots, 1$ 'den geriye doğru yineleme ile bulunabilir. Dolayısıyla düzleştirilmiş olasılıklar aşağıdaki özdeşlik kullanılarak

$$\begin{aligned} \Pr(s_t | Y_T) &= \sum_{s_{t+1}} \Pr(s_t, s_{t+1} | Y_T) \\ &= \sum_{s_{t+1}} \Pr(s_t | s_{t+1}, Y_T) \Pr(s_{t+1} | Y_T) \end{aligned} \quad (2.61)$$

elde edilir. y_t ve s_{t+1} 'in sadece s_t 'ye bağlı olduğu fakat geçmiş rejimlere bağlı olmadığından aşağıdaki eşitlik elde edilmektedir.

$$\begin{aligned} \Pr(s_t | s_{t+1}, Y_T) &\equiv \Pr(s_t | s_{t+1}, Y_t, Y_{t+1:T}) \\ &= \frac{f(Y_{t+1:T} | s_t, s_{t+1}, Y_t) \Pr(s_t | s_{t+1}, Y_t)}{f(Y_{t+1:T} | s_{t+1}, Y_t)} \\ &= \Pr(s_t | s_{t+1}, Y_t) \end{aligned} \quad (2.62)$$

Dolayısıyla yukarıdaki eşitlikten düzleştirme algoritmasının önceki yinelemesinden son terimi $\Pr(s_{t+1} | Y_T)$ alınarak düzleştirilmiş olasılıkları $\Pr(s_t | Y_T)$ hesaplamak mümkündür. Filtrelenen $\Pr(s_t | Y_t)$ olasılıklarından ilk terimin elde edilmesi aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

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

$$= \frac{\Pr(s_t|Y_t)\Pr(s_{t+1}|s_t)\Pr(s_{t+1}|Y_T)}{\Pr(s_{t+1}|Y_t)} \quad (2.63)$$

(2.62) ve (2.63) nolu eşitliklerden matris gösterimi

$$\hat{\xi}_{t|T} = \left(\mathbf{P}' \left(\hat{\xi}_{t+1|T} \div \hat{\xi}_{t+1|t} \right) \right) \odot \hat{\xi}_{t|t} \quad (2.64)$$

şeklinde ifade edilmektedir. EM algoritmasının beklenti adımı gözlenemeyen rejimlerin tahminlerini üretmektedir (Krolzig, 1997, s. 84; 2003, s. 9; Hamilton, 1989, s. 370).

2.10.2. Maksimizasyon Adımı

Maksimizasyon adımında, beklenti adımından elde edilen düzleştirilmiş olasılıklar koşullu rejim olasılıklarında yerine yerleştirilerek olabilirlik fonksiyonu ile parametre vektörü λ tahmin edilmektedir. Filtrelenmiş ve düzleştirilmiş olasılıkların yeni parametre vektörü sonraki beklenti adımından elde edilmekte ve dolayısıyla her bir adımda olabilirlik fonksiyonunun değeri bir artış meydana gelmektedir.

Krolzig (1997) ile Lacerda ve diğ. (2008) çalışmalarında EM algoritmasının son adımı olan maksimizasyon adımını aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir. Y_T gözlemlerine koşullu olan olabilirlik fonksiyonu mümkün tüm rejim vektörü $\xi = \xi_T \otimes \xi_{T-1} \otimes \dots \otimes \xi_1$ ile birlikte,

$$\begin{aligned} L(\lambda|Y_T) &= f(Y_T|\lambda) \\ &= \sum_{\xi_t} f(Y_T, \xi|\lambda) \\ &= \sum_{\xi_t} f(Y_T|\xi, \theta) \Pr(\xi|\rho, \xi_0) \end{aligned} \quad (2.66)$$

olarak ifade edilebilir. (2.66)'deki eşitlik olabilirlik fonksiyonunun sadece VAR parametreleri θ 'ya ve rejim üretim süreci ile ilgili Markov zinciri parametreleri ρ ve ξ_0 'a bağlı olan iki terim biçiminde yazılabileceğini göstermektedir. (2.66)'deki eşitlik Markov zinciri özellikleri kullanılarak

$$f(Y_T|\xi, \theta) = \prod_{t=1}^T f(y_t|\xi_t, Y_{t-1}, \theta) \quad (2.67)$$

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

şeklinde ifade edilebilir.

Maksimum olabilirlik (ML) tahminleri, $P1_M = 1$ ve $1'_M \xi_0 = 1$ ile negatif olmama $\rho \geq 0$, $\sigma \geq 0$ ve $\xi_0 \geq 0$ kısıtlamalarına bağlı olarak (2.66)'deki eşitlik $L(\lambda|Y_T)$ olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesiyle elde edilebilir. Negatif olmama koşulu sağlanıyorsa ML tahmincisi $\hat{\lambda}$, kısıtlı log-olabilirlik fonksiyonunun birinci derece koşulu ile (2.68)'deki eşitlikle elde edilebilir.

$$\ln L^*(\lambda) = \ln L(\lambda|Y_T) - \kappa_1'(\mathbf{P}1_M - 1_M) - \kappa_2(1'_M \xi_0 - 1) \quad (2.68)$$

Burada κ_1 ve κ_2 , Markov zinciri parametreleri ρ ve ξ_0 'a konulan kısıtlamalar ile Lagrange çarpımlarını göstermektedir. Bu durumda λ 'daki θ , ρ ve ξ_0 üç parametre setinin her biri için birinci derece koşulları aşağıdaki eşzamanlı eşitlik kümesi ile elde edilebilir.

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

$$\frac{\partial \ln L(\lambda|Y_T)}{\partial \rho'} - \kappa_1'(1'_M \otimes I_M) = 0 \quad (2.69)$$

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

Birinci derece koşullar VAR parametre vektörü θ , geçiş olasılıkları matrisinin vektörü ρ ve ilk durum ξ_0 için hesaplanabilmektedir. (2.69)'deki eşitlikler gözlenemeyen rejim değişkeni ξ_t bağlıdır. Bu nedenle, önceki beklenti adımının düzleştirme algoritmasından elde edilen rejim tahminleri yerine konularak çözümlenmektedir. (2.69)'daki eşitliklerden birincisinin matris gösterimi,

$$\sum_{t=1}^T \hat{\xi}_{t|T}(\lambda) \left[\frac{\partial \ln \eta_t(\theta)}{\partial \theta'} \right] = 0 \quad (2.70)$$

şeklindedir ve burada, $\ln \eta_t$ aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır⁷.

$$\ln \eta_t = \begin{bmatrix} \ln \eta_{1t} \\ \vdots \\ \ln \eta_{N_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\frac{K}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\Sigma_1| - \frac{1}{2} u'_{1t}(\theta) \Sigma_1^{-1} u_{1t}(\theta) \\ \vdots \\ -\frac{K}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\Sigma_M| - \frac{1}{2} u'_{N_t}(\theta) \Sigma_M^{-1} u_{N_t}(\theta) \end{bmatrix} \quad (2.71)$$

Burada K gözlenen zaman serisinin boyutunu göstermektedir. Yukarıdaki çözümler, EM algoritmasının sadece tek bir yinelemesini göstermektedir. Sonraki yinelemeler doğru fakat bilinmeyen parametre vektörünün yerine önceki maksimizasyon adımından tahmin edilen $\hat{\lambda}$ parametre vektörünü kullanımı ile beklenti adımındaki filtrelenmiş ve düzleştirilmiş olasılıkları güncelleyerek devam etmektedir. EM algoritması olabilirlikteki kazanç göz ardı edilene ve yakınsama elde edilene kadar bu şekilde beklenti ve maksimizasyon adımlarıyla yineleme devam etmektedir (Krolzig, 1997, s. 97; Lacerda ve diğ., 2008, s. 127).

EM algoritmasının yineleme yani beklenti ve maksimizasyon adımları yakınsama sağlanana kadar tekrarlanmaktadır. Yineleme adımlarının sonlandırılmasına ilişkin sıkça kullanılan iki farklı yakınsama kriteri kullanılmaktadır. Bu kriterlerden birincisi log-olabilirliğin oransal değişimi yani bir yinelemeden diğerine log-olabilirlik değerindeki değişim ile ilgiliyken ikincisi, çeşitli formlar $\|\bullet\|$ için bir yinelemeden diğerine parametre değerindeki değişim ile ilgilidir. Yineleme adımlarının sonlandırılmasına ilişkin eşitlikler (2.72) ve (2.73)'de verildiği gibidir.

$$\Delta_1 = \frac{\ln L(\lambda^{(j+1)} | Y_T) - \ln L(\lambda^{(j)} | Y_T)}{\ln L(\lambda^{(j)} | Y_T)} \quad (2.72)$$

$$\Delta_2 = \|\lambda^{(j+1)} - \lambda^{(j)}\| \quad (2.73)$$

⁷ Maksimizasyon adımının detayları ile ilgili olarak Krolzig (1997)'e başvurulabilir.

Hamilton (1990) ile Diebold ve diğ. (1994), (2.73)'deki eşitlikte ifade edilen algoritmayı durdurmak için $\|\lambda^{(j+1)} - \lambda^{(j)}\| < 10^{-8}$ kriteri⁸ ile sınırlandırmışlardır (Krolzig, 1997, s. 111; Hamilton, 1990, s. 52).

2.11. MS-VAR Modellerde Etki Tepki Analizi

Vektör otoregresif modellerde, değişkenler ve hata terimleri arasındaki dinamik etkileşim en iyi etki tepki fonksiyonları tarafından ifade edilmekte ve yorumlanmaktadır. Bu nedenle, son zamanlarda doğrusal olmayan zaman serisi modellerinde etki tepki fonksiyonlarının hesaplanması da ilgi çekmektedir. MS-VAR modellerde etki tepki analizi Krolzig tarafından geliştirilmiştir. Krolzig (2006) çalışmasında etki tepki analizinin özelliklerini ve uygulamasını Beaudry ve Koop (1993)'un çalışmasına dayandırmıştır.

Van Dijk ve Franses (2000), piyasalardaki anlaşmazlıkların hisse senedi piyasasında dengeden sapmaların asimetrik düzeltmelere yol açtığını ileri sürmüşlerdir. Açığa satışların sınırlandırılmasından (short selling restriction) dolayı, dengeden negatif sapmalara hisse senedi fiyatlarının tepkisi pozitif sapmalara tepkisinden farklı olabilmektedir. Ayrıca Van Dijk ve Franses (2000) çalışmasında klasik etki tepki fonksiyonunun doğrusal modellerde negatif bir şokun, pozitif bir şokun tam tersi etkiye sahip olmasından dolayı simetrik olduğunu ve geçmişten bağımsız olduğunu belirtmişlerdir. Doğrusal olmayan modellerde ise bir şokun etkisi sürecin geçmişinin yanı sıra şokun işaretine ve büyüklüğüne de bağlı olduğundan bu özellikler doğrusal olmayan modeller için geçerli olmamaktadır. Bu bağlamda Koop ve diğ. (1996) tarafından geliştirilen genelleştirilmiş etki tepki analizi doğrusal olmayan modellerin yukarıda bahsedilen bilgilerini kullanmasından dolayı klasik etki tepki analizinden farklılık göstermektedir.

MS-VAR modellerde ortalamalar, sabitler, otoregresif parametreler, varyanslar veya kovaryanslar rejime bağlı olarak değişebildiği için tahmin edilecek parametrelerin sayısı oldukça fazladır. Örneğin; dört değişkenli ve iki gecikmeli bir modelde sabitler, otoregresif parametreler, varyanslar ve kovaryanslar olmak üzere toplam kırk altı tane parametre değişmektedir. Böyle bir modelde tahmin sonuçlarının hazırlanması oldukça zor olmaktadır. Erhman ve diğ. (2001) rejimin ortalamasında bir değişiklik olduğunda açık bir şekilde yorumlanabildiğini fakat diğer parametrelerdeki değişiklik için net bir açıklama yapılamadığını söylemişlerdir. Kısıtlanmamış vektör otoregresif modellerde olduğu gibi MS-VAR modellerin parametre tahminlerinin yorumlanması da oldukça zordur. MS-VAR modellerdeki sınırlı yorumlamalara etki tepki fonksiyonları imkân vermektedir. Krolzig ve

⁸ Droumaguet (2015) çalışmasında algoritmayı durdurmak için 10^{-6} kriterini önermiştir.

Toro (1999) rejimlerde bir deęişiklik meydana geldiğinde ekonominin tepkisinin önemini belirtmişler ve MS-VAR modellerdeki etki tepki üzerine çalışmışlardır. Erhmann ve dię. (2003) ise Koop ve dię. (1996)'nin genelleştirilmiş etki tepki analizine benzeyen bir yaklaşım geliştirmişlerdir.

Sierimo (2002) ve Droumaguet (2012) çalışmalarında MS-VAR modellerde şokların kalıcılığının ölçülmesiyle ilgili literatürdeki genelleştirilmiş etki tepki analizinin iki farklı yaklaşımından bahsetmektedir. Birincisi Erhman ve dię. (2001, 2003) tarafından geliştirilmiş iken dięeri ise Krolzig ve Toro (1999) ve Krolzig (2006) tarafından geliştirilmiştir. İki yaklaşımda MS-VAR modelde şokların kalıcılığının ölçülmesinde farklılık göstermektedir.

Erhman ve dię. (2001, 2003), MS-VAR modellerde hataların (fundamental disturbances) deęişkenleri nasıl etkilediğini gösteren rejime baęlı etki tepki fonksiyonlarını geliştirmişlerdir. MS-VAR model yapısından dolayı her bir rejim için bir etki tepki fonksiyonu tanımlanmaktadır. Rejime baęlı etki tepki fonksiyonu etki tepkilerin büyüklük, kalıcılık ve anlamlılık ile ilgili asimetrisini rejime baęlı fonksiyonlar ile karşılaştırarak rahatlıkla ortaya koyabileceęi gibi her bir rejimin otoregresif parametre, varyans ve kovaryans bilgisini de özetlemektedir.

Erhman ve dię. (2001, 2003)'nin ifade ettięi üzere rejime dayalı etki tepki fonksiyonları hata terimlerindeki (fundamental disturbances) bir standart sapmalık şoktan sonra endojen (içsel) deęişkenlerdeki beklenen deęişiklikleri özetlemektedir. Yani rejimlerdeki endojen deęişkenler ile hata terimleri arasındaki ilişkiyi göstermektedir.

MS-VAR model durumunda şokların kalıcılığının ölçülmesinde Erhman ve dię. (2001, 2003)'nin yaklaşımı Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006)'den farklı olmasına rağmen iki yaklaşımda etki tepki fonksiyonlarının zamana ve şokların meydana geldięi ekonominin durumuna baęlı olduğunu ifade etmektedir (Sierimo, 2002, s. 20).

Erhman ve dię. (2001, 2003)'nin yaklaşımına göre M tane rejimde K tane hataya K tane deęişkenin tepkisine karşılık gelen MK^2 tane rejime baęlı etki tepki fonksiyonunu içermektedir. (2.74)'deki eşitlik rejime baęlı etki tepki fonksiyonu rejim i 'ye koşullu t zamanındaki k -ıncı hataya bir standart sapmalık şok uygulandığında, $t+h$ zamanında endojen deęişkenlerin beklenen tepkisini göstermektedir.

$$\left. \frac{\partial E_t y_{t+h}}{\partial u_{k,t}} \right|_{s_1=\dots=s_{t+h}=i} = \theta_{ki,h}, \quad h \geq 0 \quad (2.74)$$

K boyutlu $\theta_{ki,1}, \dots, \theta_{ki,h}$ tepki vektörlerinin bir serisi endojen değişkenlerin verdiği karşılığı tahmin etmektedir. Etki vektörlerinin tahminleri, otoregresif parametre vektörlerini içeren \hat{B}_i matrisinin tahminlerinin MS-VAR modelin parametre tahminleriyle birleştirilmesinden elde edilmektedir.

Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006) rejim içerisindeki etki tepkiden ziyade rejimdeki değişikliklere karşı ekonominin tepkisi üzerinde durmaktadırlar. Krolzig (2006) çalışmasında etki tepki analizlerinin Koop ve diğ. (1996) tarafından tanıtılan genelleştirilmiş etki tepki kavramıyla aynı olduğunu, fakat Erhman ve diğ. (2003)'nin önerdiği etki tepki fonksiyonlarından ziyade kendi yaklaşımlarının rejim değişimlerinin Markov özelliğini tamamen yansıttığını ifade etmiştir.

Krolzig (2006) genelleştirilmiş etki tepki analizi doğrultusunda h periyodunda değişkenlere uygulanan şoklara sistemin verdiği tepkileri (2.75)'deki eşitlikte gösterildiği gibi ifade etmiştir.

$$ET_{\nabla u}(h) = E[y_{t+h} | \xi_t, u_t + \nabla u; Y_{t-1}] - E[y_{t+h} | \xi_t, u_t; Y_{t-1}] \quad (2.75)$$

Eşitlikte yer alan ∇u , t zamanındaki şoku göstermektedir. Tepkiler şokun büyüklüğüne ve işaretine bağlı olarak değişmektedir. Klasik etki tepki fonksiyonları Gaussian inovasyonlara sistemin verdiği tepki üzerine odaklanırken, Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006) rejim değişimine bağlı dinamik bir analizi geliştirmişlerdir. Genelleştirilmiş etki tepki kavramı ile rejimdeki değişikliklerin tepkileri (2.76)'daki eşitlikte gösterildiği gibi tanımlanmaktadır.

$$ET_{\nabla \xi}(h) = E[y_{t+h} | \xi_t + \nabla \xi, u_t; Y_{t-1}] - E[y_{t+h} | \xi_t, u_t; Y_{t-1}] \quad (2.76)$$

Burada $\nabla \xi$, t zamanındaki rejimdeki değişimi göstermektedir. Rejim değişiminin konjonktürel dalgaların dönüm noktası gibi ekonomik bir yoruma sahip olduğu varsayılmaktadır.

2.12. Markov Rejim Değişim Granger Nedensellik

Uygulamaların büyük bir kısmında ilgili değişken seti için VAR modeller bağlamındaki Granger nedensellik analizi kullanılmaktadır. Klasik nedensellik analizi VAR modelinin parametrelerinin kullanılan zaman serisi boyunca sabit olduğu standart varsayımını yapmaktadır. Yani zaman içerisinde nedensellik ilişkisinin sabit olduğu ve yapısal kırılma veya konjonktürel dalgalanma söz konusu olduğunda değişmediğini söylemektedir.

Warne (2000) ve Psaradakis ve diğ. (2005) ilgilenilen zaman serisi boyunca nedensellik ilişkilerinin değişebildiği durumlar için geliştirilen nedensellik analizine istatistiksel bir yöntem önermişlerdir. Yaklaşımları VAR modelinin parametrelerinin zamanla değişebildiği temeline dayanmaktadır. İlgili değişkenler arasındaki söz konusu nedensellik ilişkisindeki değişimi doğrudan yansıtmak için parametrelerde zamanla meydana gelen değişimi modellemektedir.

Psaradakis ve diğ. (2005)'nin yaklaşımı parametrelerinin zamanla değiştiği MS-VAR modelini temel almaktadır. Parametrelerin zamanla değişimi örneklem dönemi boyunca nedensellikteki değişiklikleri göstermektedir. Bu değişiklikler hakkındaki çıkarımlar sonlu Markov zincir tarafından kontrol edilen tesadüfi olayların nedenselliğindeki değişiklikler ele alınarak örneklemdaki her bir gözlemin belirli bir nedensellik rejiminden geldiği tahmin edilen olasılığa dayanarak basit bir şekilde yapılabilmektedir. Psaradakis ve diğ. (2005) çalışmalarında MS-VAR Granger nedensellik yöntemini kullanarak para ve çıktı arasındaki nedenselliğin varlığını ve yönünü analiz etmişlerdir. Bu kapsamda MS-VAR modelinin parametreleri Granger nedenselliğın varlığına ve yönüne göre değişmektedir. Böylece model sadece Granger nedenselliğın var olduğu zaman dönemlerini belirlemek için değil aynı zamanda nedenselliğın herhangi bir bulgusunun bulunması şartıyla nedensellik ilişkisinin yönü hakkında da bilgi vermektedir.

Warne (2000) ve Psaradakis ve diğ. (2005) $Y_{1,t}$ ve $Y_{2,t}$ değişkenleri arasındaki Granger nedensellik analizini MS-VAR modeller için aşağıdaki şekilde ifade etmişlerdir.

$$\begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10}(1-s_{1,t}) + \mu_{11}s_{1,t} \\ \mu_{20}(1-s_{2,t}) + \mu_{21}s_{2,t} \end{bmatrix} \quad (2.77)$$

$$+ \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \phi_{10}^{(k)}(1-s_{1,t}) + \phi_{11}^{(k)}s_{1,t} & \psi_1^{(k)}s_{1,t} \\ \psi_2^{(k)}s_{2,t} & \phi_{20}^{(k)}(1-s_{2,t}) + \phi_{21}^{(k)}s_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-k} \\ Y_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}, \quad t = 1, \dots, T \quad \text{için}$$

Burada $s_{1,t}$ ve $s_{2,t}$, $\{0,1\}$ değerlerini alan gölenemeyen stokastik değişkenlerdir ve t zamandaki etkili rejimi göstermektedir. $\varepsilon_t' = [\varepsilon_{1,t} : \varepsilon_{2,t}]$, $\{s_{1,t}\}$ ve $\{s_{2,t}\}$ 'den bağımsız ortalaması sıfır ve kovaryans matrisi $s_{1,t}$ ve $s_{2,t}$ 'ye bağımlı beyaz gürültü sürecidir. VAR sürecinin parametreleri ve nedensellik ilişkisi gözlenemeyen rejim değişkenleri $s_{1,t}$ ve $s_{2,t}$ tarafından belirlenmektedir. $s_{1,t}$ rejiminde iken Y_1 değişkeni için Y_2 değişkeninin Granger nedeni olup olmadığı aynı şekilde $s_{2,t}$ rejiminde iken Y_2 değişkeni için Y_1 değişkeninin

Granger nedeni olup olmadığı belirlenmektedir. $\psi_1^{(1)}, \dots, \psi_1^{(k)}$ parametrelerinden en az bir tanesi sıfırdan farklı ise $s_{1,t} = 1 (s_t = 1 \text{ veya } s_t = 3)$ rejiminde Y_2 değişkeni Y_1 değişkeninin Granger nedenidir ve $s_{1,t} = 0 (s_t = 2 \text{ veya } s_t = 4)$ rejiminde Y_1 değişkeninin Granger nedeni değildir. Benzer şekilde, $\psi_2^{(1)}, \dots, \psi_2^{(k)}$ parametrelerinden en az bir tanesi sıfırdan farklı ise $s_{2,t} = 1 (s_t = 1 \text{ veya } s_t = 2)$ rejiminde Y_1 değişkeni Y_2 değişkeninin Granger nedenidir ve $s_{2,t} = 0 (s_t = 3 \text{ veya } s_t = 4)$ rejiminde Y_2 değişkeninin Granger nedeni değildir.

(2.77)'deki eşitlik aşağıdaki gibi tek rejim gösterge değişkeni kullanımı ile uygun bir şekilde yazılabilen dört farklı alternatif durum için

$$s_t = \begin{bmatrix} s_{1,t} = 1 \text{ ve } s_{2,t} = 1 \text{ ise, } 1 \\ s_{1,t} = 0 \text{ ve } s_{2,t} = 1 \text{ ise, } 2 \\ s_{1,t} = 1 \text{ ve } s_{2,t} = 0 \text{ ise, } 3 \\ s_{1,t} = 0 \text{ ve } s_{2,t} = 0 \text{ ise, } 4 \end{bmatrix} \quad (2.78)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Böylece (2.77)'deki eşitlikte model, dört farklı alternatif durum için açık bir şekilde,

$$\begin{aligned} s_t = 1 \text{ ise } \begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \mu_{11} \\ \mu_{21} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(k)} & \psi_1^{(k)} \\ \psi_2^{(k)} & \phi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-k} \\ Y_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \\ s_t = 2 \text{ ise } \begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{21} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \phi_{10}^{(k)} & 0 \\ \psi_2^{(k)} & \phi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-k} \\ Y_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \\ s_t = 3 \text{ ise } \begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \mu_{11} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(k)} & \psi_1^{(k)} \\ 0 & \phi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-k} \\ Y_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \\ s_t = 4 \text{ ise } \begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \phi_{10}^{(k)} & 0 \\ 0 & \phi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-k} \\ Y_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.79)$$

yazılabilmektedir. Yukarıdaki eşitliklerden görüldüğü gibi $s_{1,t}$ ve $s_{2,t}$ modeldeki nedensellik şeklini belirlemektedir. (2.77)'deki eşitlikte VAR modelinin dağılımının kovaryans matrisi aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$i, j=1,2 \text{ ve } l=1,\dots,4 \text{ için } E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' | s_t = l) = [\sigma_{ij,l}] \quad (2.80)$$

Modelin $t-1$ zamanındaki rejime bağlı olan bir olasılıkla t zamanındaki rejimin seçilmesi ile belirlendiği varsayılmaktadır. Bu varsayıma dayanarak, Psaradakis ve diğ. (2005) rejim değişimlerinin aşağıdaki geçiş olasılıkları ile birinci dereceden bir Markov zinciri ile yönlendirildiğini göstermişlerdir.

$$p_{ij}^{(l)} = P(s_{t,t+1} = j | s_{t,t} = i), \quad i, j = 0,1 \quad l = 1,2 \quad (2.81)$$

Gözlenemeyen $s_{1,t}$ ve $s_{2,t}$ rejimlerinin bağımsız olduğu varsayılmaktadır. Dolayısıyla \mathbf{P} , (i, j) bileşenlerinin $i, j = 1, \dots, 4$ için $P(s_{t+1} = i | s_t = j)$ olasılığının olduğu stokastik matrisi göstermektedir.

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11}^{(1)} p_{11}^{(2)} & p_{11}^{(2)} (1 - p_{00}^{(1)}) & p_{11}^{(1)} (1 - p_{00}^{(2)}) & (1 - p_{00}^{(1)}) (1 - p_{00}^{(2)}) \\ p_{11}^{(2)} (1 - p_{11}^{(1)}) & p_{00}^{(1)} p_{11}^{(2)} & (1 - p_{11}^{(1)}) (1 - p_{00}^{(2)}) & p_{00}^{(1)} (1 - p_{00}^{(2)}) \\ p_{11}^{(1)} (1 - p_{11}^{(2)}) & (1 - p_{00}^{(1)}) (1 - p_{11}^{(2)}) & p_{11}^{(1)} p_{00}^{(2)} & p_{00}^{(2)} (1 - p_{00}^{(1)}) \\ (1 - p_{11}^{(1)}) (1 - p_{11}^{(2)}) & p_{00}^{(1)} (1 - p_{11}^{(2)}) & p_{00}^{(2)} (1 - p_{11}^{(1)}) & p_{00}^{(1)} p_{00}^{(2)} \end{bmatrix} \quad (2.82)$$

(2.77)'deki eşitlikte Markov modelini temel alan nedensellik analizi birkaç nedenden dolayı tercih edilmektedir. Birincisi, örnekteki nedenselliğin isteğe bağlı olarak birçok değişiklik ihtimalini göz önünde bulundurmasıdır. Dolayısıyla örneklem dönemi boyunca çoklu kırımların meydana geldiği ve/veya kırılma zamanının bilinmediği veya belirsiz olduğu durumlarda bu analizin çok güçlü ve kullanışlı bir yöntem olmasıdır. İkinci olarak, nedensellikteki değişiklikler hassas bir şekilde parametrelendirilmekte ve istatistiksel anlamlılıkları $\psi_1^{(k)}$ ve/veya $\psi_2^{(k)}$ ($k = 1, \dots, q$)'nın sifıra eşit olup olmadığının testi ile açıkça belirlenmektedir. Son olarak bu yaklaşım örnek döneminde nedensellikteki değişikliklerin meydana geldiği tarihler hakkında olasılıksal çıkarımlar yapmaya izin vermektedir. Yani rejim değişkenleri gözlenememesine rağmen, $l = 1, \dots, 4$ için $P(s_t = l | \mathbf{w}_1, \dots, \mathbf{w}_t; \hat{\theta})$ tahmin edilen koşullu olasılıklara dayanan örneklem döneminin her bir zaman noktasından türetilmektedir. Burada $\mathbf{w}_t' = [\mathbf{Y}_t']$ ve $\hat{\theta}$, (2.77)'deki eşitlikteki bilinmeyen parametrelerin tahmin değerlerini göstermektedir.

2.13. Markov Rejim Değişim Vektör Hata Düzeltme Modeli

Rejimlere bağlı zaman serisi modellerinden biri olan Markov değişim vektör hata düzeltme modeli (MS-VECM), çoklu zaman serisi değişkenleri arasındaki ilişkiyi analiz etmek için Krolzig (1997, 1998) tarafından tanımlanmıştır. Çalışmasında MS-VECM'nin parametrelerinin rejimlere göre değişmesine izin veren bir vektör hata düzeltme modeli (VECM) olduğunu ifade etmektedir. MS-VAR modelinde de bahsedildiği üzere her bir parametrenin her rejimde sabit bir değer aldığı parçalı doğrusal VECM modeli olarak kabul edilmektedir.

VECM ve MS-VECM arasındaki önemli fark, model parametrelerinin sabitlik varsayımdır. VECM'de parametrelerin rejimlere göre değişmediği kabul edilirken, MS-VECM rejimlere bağlı olarak değişime izin vermektedir.

Bulunan kointegrasyon ilişkileri MS(M)-VECM(k-1) modeline, sabit kalması varsayılan dışsal değişkenler olarak dâhil edilmektedir. Burada k gecikme sayısını ve M rejim sayısını göstermektedir. Krolzig (1997) MS(M)-VECM(k-1) modelini aşağıdaki gibi ifade etmektedir:

$$\Delta y_t = v(s_t) + \alpha(s_t) \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_k \Delta y_{t-j} + u_t \quad (2.83)$$

Burada Δy_t ilgili fark alınmış değişkenlerin m - boyutlu vektörü, $v(s_t)$ rejime bağımlı sabit terim, Γ_k parametre matrisi ve hata terimi $u_t \sim (0, \Sigma(s_t))$ 'dir.

Krolzig'in prosedürü iki adımdan oluşmaktadır: birinci adım standart doğrusal modeldeki kointegrasyon analizine karşılık gelmektedir. İkinci adım ise tahmin edilen VECM'nin kısa dönem parametrelerindeki rejim değişimini açıklamak için Markov değişim yöntemi uygulanmaktadır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

Çalışmanın bu bölümünde ikinci bölümde anlatılanlar ışığında MS-VAR modellemesi kullanılarak enerji alanında bir uygulaması yapılacaktır. Enerjinin, insan yaşamının en temel girdilerinden birisi olması ve her geçen gün nüfus artışına, sanayiye, teknolojik gelişmelere bağlı olarak tüketimin artması ve ekolojik sorunların ağırlıklı olarak nedeni olmasından dolayı enerjinin sürdürülebilir ve temiz olması birincil derecede önemli hale gelmektedir. Kalkınma, enerji ve çevre arasındaki bu ilişkiye bağlı olarak ekonomik büyüme, yenilenebilir enerji tüketimi ve CO₂ emisyonu gibi konular günümüzde sıkça tartışılır hale gelmiştir. Bu kapsamda Avusturya, Kanada, Portekiz, İsveç, Türkiye, ABD, Finlandiya ve Avustralya'nın da yer aldığı 8 OECD ülkesi için yenilenebilir enerji tüketimi, CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenecektir. İlk olarak çalışmada yer verilen yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkilerinden ve literatürde geçen bazı enerji çalışmalarından bahsedilecektir. Ardından çalışmada yer verilen serilerin özellikleri ile ilgili bilgilere ve Avusturya, Kanada, Portekiz, İsveç, Türkiye, ABD, Finlandiya ve Avustralya için MS-VAR, MS-Granger nedensellik ve sadece ABD için uzun dönemli bir ilişki olduğu belirlendiği için MS-VECM sonucuna yer verilecektir.

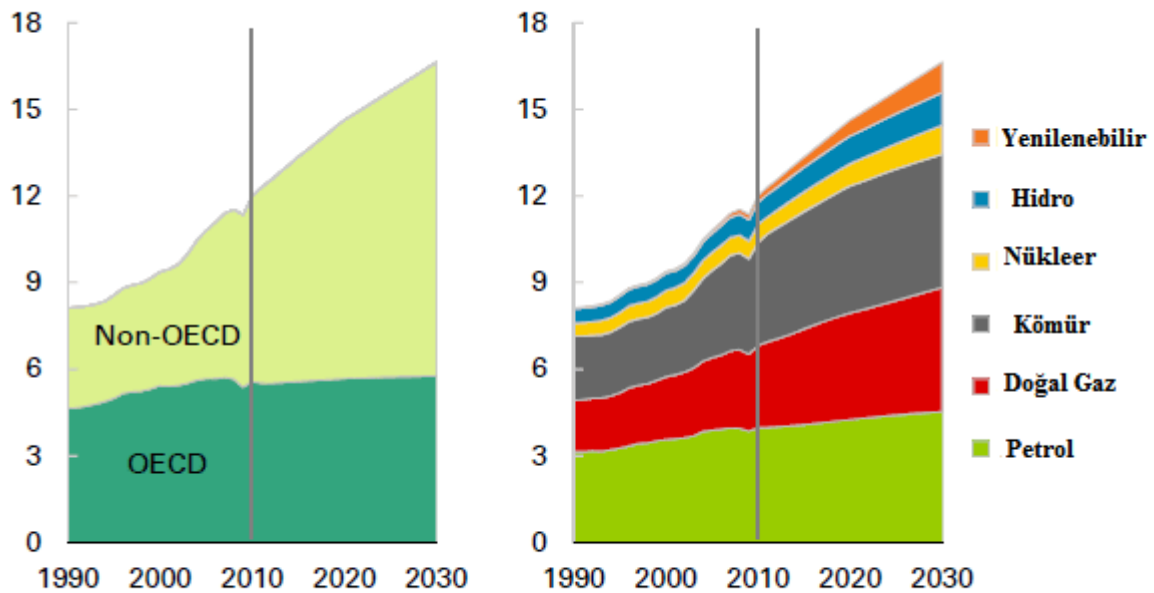
3.1. Yenilenebilir Enerji, CO₂ Emisyonu ve Ekonomik Büyüme İlişki

Toplumsal gelişmenin ve ekonomik kalkınmanın kaynağını oluşturan enerji, toplumda gelişmişliği, üretimi ve yaşam standartlarını yükselten ana bileşenlerden biridir. Sanayileşme ile birlikte artan enerji ihtiyacı bazı sorunları beraberinde getirirse de sorunlara çözüm bulabilmek için son zamanlarda ortaya konulan arayışlar enerjinin sağlanmasındaki temel hedefleri bilinenin ve sıradan olanın dışına çıkmaya zorlamıştır.

Sanayi devrimi sonrası yeni buluşların üretimi arttırıcı etkisi sonucunda ülkelerde büyüme ve kalkınma çok hızlı bir şekilde meydana gelmiştir. Bu nedenle enerji kaynaklarına sahip olma, ülkelerin kalkınmasında ve gelişmesinde en önemli etken halini almaktadır. Teknolojideki ilerlemeyle birlikte sürekli olarak enerjiye gereksinim duyulması ve buna karşılık enerji kaynaklarının sınırlı olması ve dünya üzerinde sürekli azalması insanoğlunu alternatif enerji arayışlarına yönlendirmiştir. Bununla birlikte nüfus artışı, büyüme ve hayat standartlarını yakalama çabalarındaki farklılıklar devletlerin enerji talep oranlarının

birbirinden farklı olmasına neden olmaktadır. Bu nedenle gelişmiş, gelişmekte olan ve az gelişmiş ülkelerin enerji taleplerinde farklılık gözlemlenmektedir.

Özellikle, gelişmiş ülkeler hâkim konumlarını devam ettirmek; gelişmekte olan ve az gelişmiş ülkeler ise gelişmiş ülkelerle aralarındaki gelişmişlik açığını kapatabilmek için çevrenin tahrip edilmesini göz ardı ederek var güçleriyle kalkınma, üretme ve tüketme yarışına girmektedirler. Bu nedenle gelişmekte olan ve az gelişmiş ülkelerin ana gayeleri kalkınma olduğu için bu amaçların gerçekleştirilmesi ve elzem olan yatırımın yapılması hedefine ulaşmak adına yabancı sermayeyi çekebilmek için çevre politikalarına gerekli önemin verilmesini göz ardı edebilmektedirler. Hatta çevre politikalarını uygulamaktan kaçınmaktadırlar (Mutlu, 2006, s. 61). Sanayinin daha az çevre kirlenmesine yol açarak gelişmesi, teknolojik yeniliklerin kullanılmasıyla mümkün olabilmektedir. Bu yeniliklerin maliyetinin büyük olması nedeniyle bir ülkenin sermaye yatırımlarının büyüme hızının artırılması için çevre kirliliğinin önlenmesine yönelik yatırım harcamalarının ertelenmesine yol açmaktadır. Çevrenin kirlenmesi pahasına yapılan bu tür ertelemeler gelecekte düzeltilmesi daha yüksek maliyetlere ve çevresel sonuçlara yol açacaktır (Meadows ve diğ., 1990, s. 96).



Şekil 3.1. Dünya Enerji Tüketimi

Kaynak: BP Energy Outlook 2030, 2013, s. 10

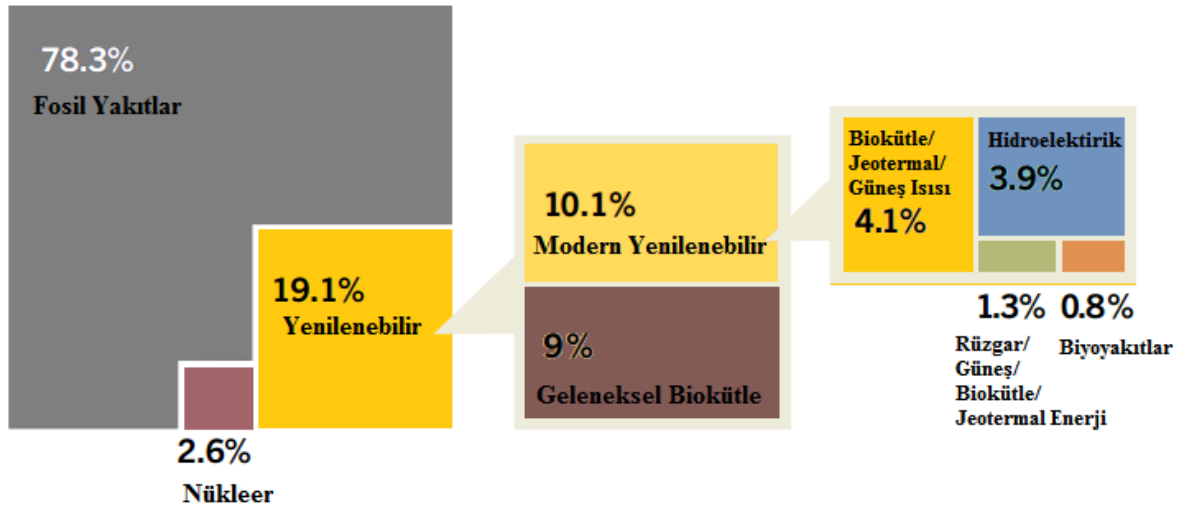
Şekil 3.1, OECD üyesi olan ve OECD üyesi olmayan ülkelerin dünya enerji tüketimindeki enerji tüketim paylarını ve tüketilen enerjinin elde edilme kaynaklarını göstermektedir. OECD üyesi ülkelerin üye olmayan ülkelere göre sanayilerini belli bir aşamaya getirmiş olmaları nedeniyle enerji tüketimlerinin sabit hale geldiği görülmektedir. OECD üyesi olmayan ülkelerin ise sanayileşmelerini tamamlama yönünde çalışmaları olması sebebiyle enerji tüketimlerinin sürekli bir artış içerisinde olduğu izlenmektedir. Şekil 3.1’de görüldüğü üzere dünya enerji tüketiminin elde edildiği kaynaklardan da anlaşılacağı üzere enerji tüketim eğiliminin artış halinde olduğu ülkelerin çevreye verdikleri zararı görmek mümkündür. Tüketilen toplam enerji içinde yenilenebilir enerjinin payına baktığımızda çevreye verilen zararın nasıl bir eğilim izlediğini görmek mümkün olacaktır.

Dünya enerji kaynaklarının sınırlı olması, bu tüketim artışıyla kaynakların hızla azalması ve zaman zaman dünya ülkeleri üzerinde yarattığı krizler nedeniyle ülkeleri enerji politikalarını yeniden gözden geçirmeye ve enerjiyi etkin kullanmaya sevk etmiştir. Fosil enerji kaynaklarının üretimine ilişkin teknolojilerin gelişmiş ve ucuz olmasına rağmen 1973 petrol krizi ile birlikte tüm dünya ülkeleri üzerinde olumsuz bir etki yaratarak enerji kaynakları konusunda ilk kez bir güvensizlik ortamı yaratmıştır. Dolayısıyla, 80’li yılların ortalarında petrol fiyatları düşmesine rağmen petrole endeksli enerji tüketimi riskli olduğu düşünülmüş ve bu durum dünyada yenilenebilir kaynaklara karşı yoğun bir ilgiye yol açmıştır. Tek kaynaktan elde edilen enerjilerin risklerinin yüksek olması nedeniyle enerji üretiminde çeşitliliğe gidilmesi enerji politikalarının vazgeçilmez unsurlarından biri haline almıştır. Ayrıca, fosil yakıtları esas alan enerji üretimi yakıt konusunda dışa bağımlılık, yüksek ithalat giderleri ve çevre sorunları gibi önemli olumsuzlukların yanında fosil yakıt rezervlerinin tükenmesi ve döviz endeksli olarak değişmesiyle ülke ekonomisini baskı altında tutması gibi olumsuzluklara da neden olmasından yeni kaynak arayışlarını gündeme getirmiştir. Bu durum yerli kaynak olmalarından dolayı enerji ithalatına bağımlılığını azaltması, istihdamın gelişmesine katkı sağlaması, sürekli olması, dünyanın her ülkesinde bulunabilir ve çevreci olması gibi özellikleri ile yenilenebilir enerji kaynaklarına olan ilgiyi arttırmıştır. Ayrıca, fosil yakıtların yanmasıyla ortaya çıkan karbondioksit (CO₂) ve benzeri sera gazları salınımının “küresel ısınma ve iklim değişikliğini” etkileyen temel unsur olmasından dolayı sera gazlarının salınımının etkilerini azaltmaya yönelik alternatif enerji arayışları da yenilenebilir enerji kaynaklarına yönlendirmiştir. Fosil yakıtların yanması dünyadaki CO₂ emisyonunun %90’ını oluşturduğundan, tek başına CO₂ sera gazı emisyonuna en büyük katkıyı sağlamaktadır. Fosil yakıtlara dayalı enerji kullanımından dolayı CO₂ ve benzeri sera gazları ortalama yüzey sıcaklığının artmasına neden olmaktadır. Bu durum, kaçınılmaz olarak iklim değişikliğine ve biyolojik çeşitliliğin azalmasına sebep olacaktır. Aynı zamanda tehdit

altındaki birçok bitki ve hayvan türünün soyunun yok olmasına, havanın kirlenmesine, sel ve erozyon gibi doğal felaketlere, tarımsal üretim ve gıda zincirinin bozulmasına etkide bulunduğu düşünülürse, küresel ölçekte yeni felaketlerin ortaya çıkabileceğinden söz edilebilir (Çağlar, 2010, s. 1).

Son yıllarda çevreyle ilgili bu sorunlar uluslararası platformlarda birincil derecede önemli hale gelmiştir. Bu konuda atılan en önemli adımlardan biriside 2005 yılında yürürlüğe giren 1997 yılında imzalanan Kyoto Protokolüdür. Bu protokolü imzalayan ülkeler “küresel ısınma ve iklim değişikliğine” neden olan sera gazları salınımını belirli bir oranda tutmayı taahhüt etmektedirler. Bu sadece CO₂ salınımını engellemek için alınan ortak bir önlemdir. Uluslararası boyutta alınabilecek en iyi önlem ise daha temiz olduğu kabul edilen yenilenebilir enerji kaynaklarının kullanımını destekleyen çevresel politikalara hız kazandırmak olacaktır. Fakat fosil enerji kaynaklarının kullanımının çevreye ve atmosfere verdiği zararın yüksekliği konusunda önemli çalışmalar yapıp, kaynaklar ayrılmış olmasına rağmen yenilenebilir enerji yatırımları ve bu konudaki teknolojik gelişmeler umut vaat etmekle birlikte istenilen düzeye ulaştığından söz edilememektedir. Çünkü yenilenebilir enerji kaynaklarının önünde duran en büyük etken teknolojik yatırımlarının fosil enerji kaynaklarına göre yatırım maliyetlerinin yüksek olmasıdır.

Renewable Energy Policy Network’ün 2009 ve 2015 yılları arasındaki raporlarına göre küresel enerji tüketiminde yenilenebilir enerjinin payının 2009 yılı itibariyle %16, 2011 yılı itibariyle %19 ve 2013 yılı itibariyle %19.1 olduğu görülmektedir (Renewable Energy Policy Network, 2009; 2011; 2015). Raporlara göre fosil enerji kaynaklarının tüketimdeki payının çok yüksek olduğu görülmektedir. Şekil 3.2, 2013 yılına ait küresel enerji tüketiminde yenilenebilir enerji tüketiminin payını göstermektedir. Grafiğe baktığımızda toplam küresel enerji tüketiminde yenilenebilir enerjinin payının çok da yüksek olmadığını görmekteyiz.



Şekil 3.2. 2013 Yılı Küresel Enerji Tüketiminde Yenilenebilir Enerjinin Payı

Kaynak: Renewables 2015 Global Status Report, 2015, s.18

Daha önceden de belirtildiği üzere fosil enerji kaynaklarının kullanımı azalmazsa “küresel ısınma ve iklim değişikliğine” neden olan CO₂ emisyonunun artmasıyla birçok bitki ve hayvan türü yok olmaya başlayacak ve dolayısıyla ülkelerin ekolojik sisteminin bozulması ülkelerin ekonomilerinin bozulmasına sebep olacaktır.

3.1.1. Yenilenebilir Enerji Kullanımı ve CO₂ Emisyonu Arasındaki İlişki

Dünya nüfusundaki hızlı artış, sanayileşme ve teknolojik yeniliklerle birlikte yaşam standartlarının yükselmesi yoğun bir enerji talebine yol açmaktadır. Gün geçtikçe artan enerji talebini karşılamak için gerçekleştirilen enerji üretiminde büyük ölçüde fosil yakıtlar tercih edilmektedir. Fosil yakıtlara dayalı enerji kullanımından ortaya çıkan CO₂ ve benzeri sera gazları yerkürenin sıcaklığının artmasına neden olmaktadır. Bu durum da kaçınılmaz son olarak iklim dengesinin bozulmasına ve biyolojik çeşitliliğin azalmasına yol açmaktadır (Çınar ve diğ., 2015, s.56). Küresel ısınma ve iklim değişikliği üzerinde etkili olan sera gazlarından CO₂'nin ayrı bir yeri ve önemi bulunmaktadır. CO₂ güneşten gelen kısa dalgalı ışınları büyük oranda geçirdiğinden, fakat yeryüzünden verilen uzun dalgalı ışınları muhafaza ettiğinden atmosferin alt kısımlarının ısınmasında çok önemli rol oynamaktadır. Daha öncede bahsedildiği gibi atmosferdeki CO₂ miktarı, birinci derecede fosil yakıtların çeşitli alanlarda kullanımı sonucunda hızlı bir şekilde artmaktadır (Öztürk, 2002, s. 54).

Enerji ihtiyacının büyük bir bölümünü karşılayan fosil yakıt rezervleri her geçen gün azalmakta olması ve fosil yakıtların yoğun bir şekilde kullanılması dünyayı dönüşü zor çevresel sorunlar ile karşı karşıya bırakmaktadır. Bu nedenle, sürekli artan enerji talebi ve

fosil yakıt kullanımından kaynaklanan küresel ısınma ve iklim değişikliğinin önlenmesine yönelik planlar özellikle son yıllarda uluslararası gündemin üst sıralarında yer almaya başlamıştır (Kumbur ve diğ, 2005, s.32). Geline nokta, fosil kaynaklı enerji üretimi ve kullanımından kaynaklanan çevresel sorunlar, dünyada artan enerji kullanımı, mevcut kaynakların korunması ve fosil yakıt rezervlerinin hızla tükenmesi göz önüne alındığında dünyadaki alternatif enerji arayışlarını temiz ve yenilenebilir enerji kaynaklarına yöneltmeye başlamıştır (Selam ve diğ. 2013, s.318). Yenilenebilir enerji kaynağı “*doğanın kendi döngüsü içinde, bir sonraki gün aynen mevcut olabilen enerji kaynağı*” olarak tanımlanmaktadır. Dolayısıyla, dünyanın en azından yakın gelecekteki enerji talebini karşılaması konusunda ülkeleri yenilenebilir enerji alanında yeni yatırımlar yapmaya ve yenilenebilir enerjinin kullanımını teşvik etmeye yönelmektedir (Kum, 2009, s. 209).

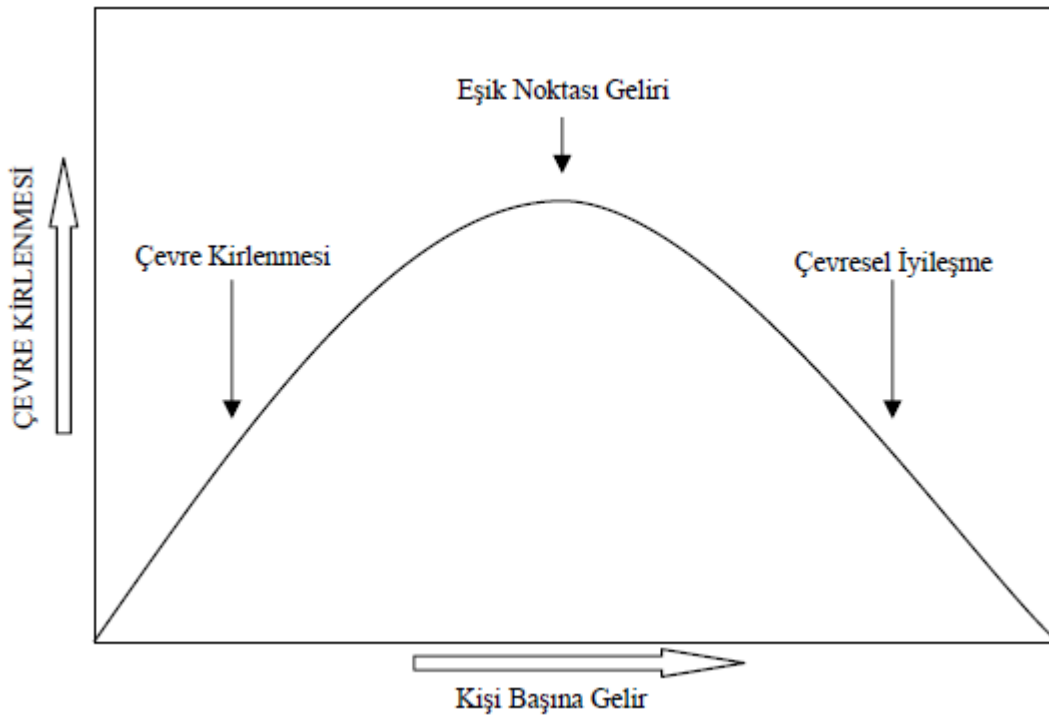
Yenilenebilir enerji kullanımından doğacak avantajlar aşağıdaki şekilde sıralanabilir (Karadaş, 2008, s. 70):

- *“Başta sera gazı emisyonları olmak üzere fosil enerji kaynakları kullanımından kaynaklanan kirliliğin azaltılmasına katkıda bulunurlar.*
- *Yenilenebilir oldukları için tükenme riskleri de bulunmamaktadır.*
- *Yerli kaynak olmaları nedeniyle enerji arzı açısından dışa bağımlılığın azaltılmasını sağlarlar.*
- *Yerli kaynak oldukları için ülke ekonomisini uluslararası enerji fiyatlarındaki dalgalanmalardan koruyacaktır.*
- *Enerji kaynaklarında çeşitlilik sağlamaktadır.*
- *Yerel enerji ihtiyacını karşılayabilmeleri nedeni ile bölgesel enerji ihtiyacını sağlayabilmektedirler. Böylece enerji nakli konusunda bir sorun olmamaktadır.*
- *Yenilenebilir enerji kaynaklarının ilk yatırım maliyetleri yüksek olmakla birlikte yakıt ve işletme maliyetleri düşüktür.*
- *Kırsal alanda oluşturduğu iş ve altyapı olanakları ile sosyo-ekonomik gelişmeye katkıda bulunurlar.”*

3.1.2. CO₂ Emisyonu ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki

Ülkelerin sanayileşmelerinde ve ekonomik kalkınmalarını gerçekleştirmelerinde enerji kullanımı büyük önem taşımaktadır. Dolayısıyla enerjinin üretiminden tüketimine geçen her aşamada çevre sorunlarına yol açan atıklar ortaya çıkmaktadır (Akova, 2008, s.8). Özellikle enerji ihtiyacının fosil enerji kaynaklarının tüketilmesi ile karşılanması sonucunda ortaya çıkan ve sera gazı emisyonlarında en büyük paya sahip olan CO₂ emisyonu, “küresel ısınma ve iklim değişikliğine” neden olmaktadır. Bu nedenle nüfusun hızla artmasına ve ekonomik gelişmeye paralel olarak enerji gereksiniminin temiz, güvenilir, verimli ve düşük maliyetlerle tedarik edilmesi büyük önem arz etmektedir (Esmer, 1996, s.223).

Büyüme ile ilgili politikalar çevre kirliliği ve ekonomik büyüme ilişkisi hakkındaki tartışmaların temelini oluşturmaktadır. Kuznets (1955)'in ekonomik büyüme ve gelir eşitsizliği arasında ters-U şeklinde bir ilişki olduğunu ileri süren hipotezine benzer bir şekilde Grossman ve Krueger (1991, 1995) tarafından gelir ve çevre kirliliği arasında bu tür bir ilişki olduğu ortaya konulmuştur. Çevresel Kuznets eğrisi (Environmental Kuznets Curve, EKC) hipotezine göre; ekonomik büyümenin başlangıcında çevreye verdiği zarar hızlı bir şekilde artarken, gelir belirli bir düzeye ulaşıldıktan sonra bu hızlı artış tersine döner, yani yüksek gelir düzeyi çevresel zararları azaltmaktadır (Grossman ve Krueger, 1991, s.6). Yüksek gelir düzeyinde çevresel harcamalar artabilir, çevre ile ilgili yasal düzenlemeler ve çevreye duyarlı teknolojiler geliştirilebilir. Böylece çevreye verilen zarar azaltılabilir (Panayotou, 1993, s.2). Fakat literatürde yapılan birçok çalışmada Çevresel Kuznets eğrisinin şeklinin sabit olmadığı ortaya konulmuştur.



Şekil 3.3. Çevresel Kuznets Eğrisi

Kaynak: Yandle ve diğ., 2002, s. 3.

Enerji üretim ihtiyacını fosil enerji kaynaklarına dayalı olarak sağlayan ve bu ihtiyacın önemli bir kısmını ithal eden ülkelerde Çevresel Kuznets eğrisi desteklenmemektedir. Renewable Energy Policy Network'ün 2015 raporuna göre dünya da enerji üretiminde fosil enerji kaynaklarının payı %78.3 olduğu görülmektedir (Renewable Energy Policy Nerwork, 2015). Dolayısıyla bu durum ülkeler için hem çevre açısından hem de enerjide dışa bağımlılık açısından sorun teşkil etmektedir. CO₂ emisyonunun neden olduğu çevresel sorunların azaltılması ve ekonomik büyüme açısından enerji politikaları kritik bir öneme sahiptir. Bu çerçevede toplam enerji tüketimi içinde özellikle yenilenebilir enerji tüketiminin arttırılmasına yönelik politikaların desteklenmesi hem çevresel sorunlar hem de enerji üretiminde dışa bağımlılık ve yüksek ithalat giderleri açısından büyük önem arz etmektedir.

3.2. Literatür Taraması

Çalışmanın bu bölümünde ekonomik büyüme, yenilenebilir enerji ve CO₂ emisyonu ilişkilerini analiz eden çalışmalar hakkında bilgi verilecektir. Bu konuya ilişkin olarak yapılan çalışmalardan bazıları ise Zhang ve Cheng (2009), Apergis ve Payne (2010), Öztürk ve Acaravcı (2010), Menyah ve Rufael (2010), Narayan ve Narayan (2010), Tuğcu ve diğ. (2012), Park ve Hong (2013), Öcal ve Aslan (2013), Leitao (2014), Bölük ve Mert (2014, 2015) ile Apergis ve Danuletie (2014) tarafından gerçekleştirilmiştir.

Zhang ve Cheng (2009), Çin'in 1960-2007 dönemini kapsayan ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve CO₂ emisyonu arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik yöntemiyle araştırmışlardır. Ampirik bulgulara göre uzun dönemde ekonomik büyümeden enerji tüketimine ve enerji tüketiminden CO₂ emisyonuna tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu tespit etmişlerdir. Elde ettikleri sonuçlardan Çin hükümetine uzun dönemde ekonomik büyümeyi etkilemeyecek şekilde CO₂ emisyonunu azaltma politikası ve ılımlı bir enerji politikası izlenebileceği önerisinde bulunmuşlardır.

Apergis ve Payne (2010), 1992-2007 dönemini kapsayan Avrasya'daki 13 ülke için yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini çok değişkenli panel veri yönetimiyle incelemişlerdir. Panel kointegrasyon testinin sonucuna göre reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla, yenilenebilir enerji tüketimi, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu ve işgücü arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olduğu, aynı zamanda hata düzeltme modeli analizi sonuçlarına göre, hem uzun hem de kısa dönemde yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedenselliğin olduğunu belirlemişlerdir.

Öztürk ve Acaravcı (2010), Türkiye için 1968-2005 dönemini kapsayan CO₂ emisyonu, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki nedenselliği inceledikleri çalışmalarında CO₂ emisyonu ve enerji tüketiminin ekonomik büyümeye etkisinin olmadığını ve değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu tespit etmişlerdir.

Menyah ve Rufael (2010), Amerika için 1960-2007 dönemini kapsayan verileri kullanarak yaptıkları çalışmada CO₂ emisyonu, yenilenebilir enerji tüketimi, nükleer enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ile araştırmışlardır. Ampirik bulgular, nükleer enerji tüketiminden CO₂ emisyonuna doğru negatif ve tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Aynı zamanda yenilenebilir enerji tüketiminde CO₂ emisyonuna doğru bir nedensellik ilişkisine rastlanmazken, CO₂ emisyonundan yenilenebilir enerji tüketimine doğru ise tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmişlerdir.

Narayan ve Narayan (2010), 1980-2004 dönemini kapsayan 43 gelişmekte olan ülke için Çevresel Kuznets eğrisi hipotezini panel kointegrasyon yöntemiyle test etmişlerdir. Ampirik analiz sonucunda CO₂ emisyonunun uzun dönemde azaldığını ve Orta Doğu ile Güney Asya için uzun dönemde gelir esnekliğinin kısa dönemden daha küçük olduğu bulgularını elde etmişlerdir.

Tuçcu ve diğ. (2012), G7 ülkelerinin 1980-2009 dönemi için yenilenebilir ve yenilemeyen enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki uzun dönem ve nedensellik ilişkisini otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) analizini kullanarak incelemişlerdir. Uzun dönem tahminlerine göre yenilenebilir ve yenilemeyen enerji tüketiminin ekonomik büyüme

için önemli olduğunu ve genişletilmiş üretim fonksiyonunun ilişkiyi açıklamada daha etkili olduğunu belirlemişlerdir.

Öcal ve Aslan (2013), Türkiye için 1990-2010 dönemini içeren yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik bağlantısını ARDL yöntemi ile araştırmışlardır. ARDL sonucuna göre yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu ve Toda-Yamamoto nedensellik testine göre ise ekonomik büyümeden yenilenebilir enerjiye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu tespit etmişlerdir.

Leitao (2014), Portekiz ekonomisi için 1970-2010 dönemini kapsayan ekonomik büyüme, CO₂ emisyonu, yenilenebilir enerji tüketimi ve küreselleşme arasındaki ilişkiyi Genelleştirilmiş Momentler, En Küçük Kareler, Granger nedensellik ve VEC yöntemlerini kullanarak incelemiştir. Model sonuçlarına göre, küreselleşmenin ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkiye sahip olduğunu ve Granger nedensellik sonucuna göre de ekonomik büyüme ve yenilenebilir enerji arasında tek yönlü bir nedenselliğin olduğunu belirlemiştir.

Apergis ve Danuletiu (2014), 80 ülke için 1990-2012 dönemini içeren yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel hata düzeltme modeli ile incelemişlerdir. Analiz sonuçlarına göre yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme arasında güçlü bir bağımlılık olduğunu ve ekonomik büyüme üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu elde etmişlerdir.

Bölük ve Mert (2014), 16 Avrupa Birliği ülkesi ve 1990-2008 dönemi için tahmin ettikleri panel veri modelinde Çevresel Kuznets hipotezinin geçerliliğini test etmenin yanında, yenilenebilir kaynaklı enerji tüketimi ve fosil kaynaklı enerji tüketimini çoklu doğrusal bağlantı sorununu çözerek ve aynı modelde kullanarak yenilenebilir kaynaklı enerji tüketiminin fosil kaynaklı enerji tüketimine göre %50 daha az CO₂ emisyonuna neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Bölük ve Mert (2015) çalışmasında ise, 1961-2010 döneminde Türkiye için çevresel Kuznets hipotezi ile birlikte yenilenebilir enerji tüketimi ve CO₂ emisyonu arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerini ARDL yöntemi kullanarak analiz etmişlerdir. Çevresel Kuznets hipotezinin kabul edildiği çalışmada yenilenebilir enerjinin kısa dönemde emisyonlar üzerinde pozitif bir etkisinin olduğu ancak uzun dönemde negatif bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

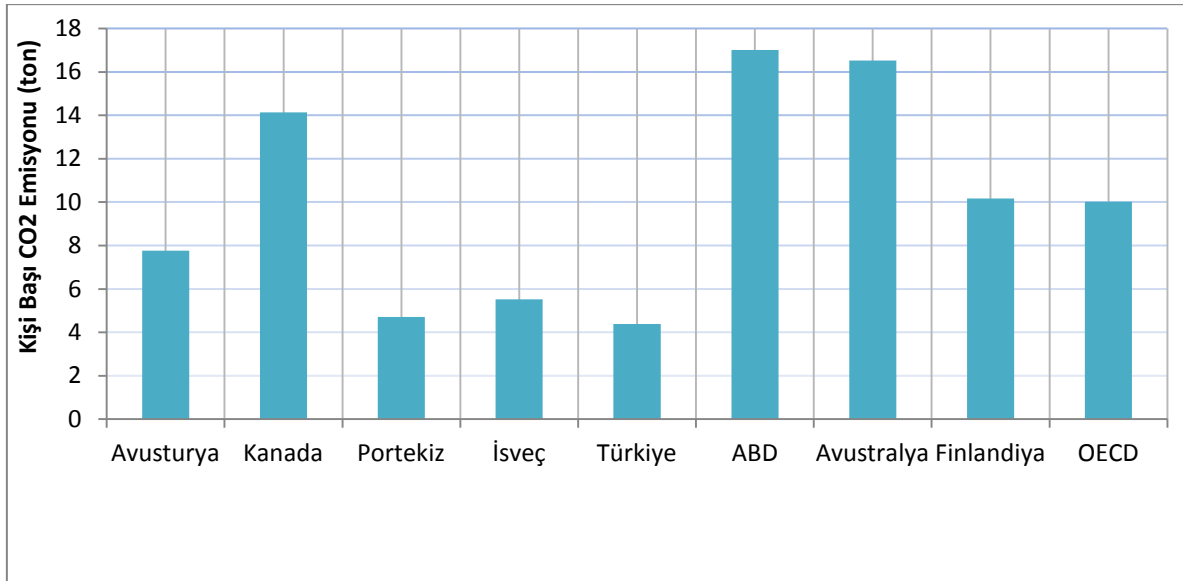
Yukarıda bahsedilen çalışmaların tamamında seriler arasındaki ilişki doğrusal kabul edilip doğrusal zaman serisi modelleri tahmin edilmiştir. Ancak ilk üç bölümde de anlatıldığı üzere ilişkilerin doğrusal olmaması durumunda doğrusal olmayan zaman serisi modellemelerine başvurmak gerekmektedir. Bu çalışmanın yukarıda bahsedilen çalışmalardan

ayrılan en önemli özelliği seriler arasındaki ilişkilerin doğrusal olmadığı belirlenerek daha uygun olan MS-VAR gibi doğrusal olmayan zaman serisi modellerinin yapılmasıdır.

3.3. Çalışmada Kullanılan Veriler

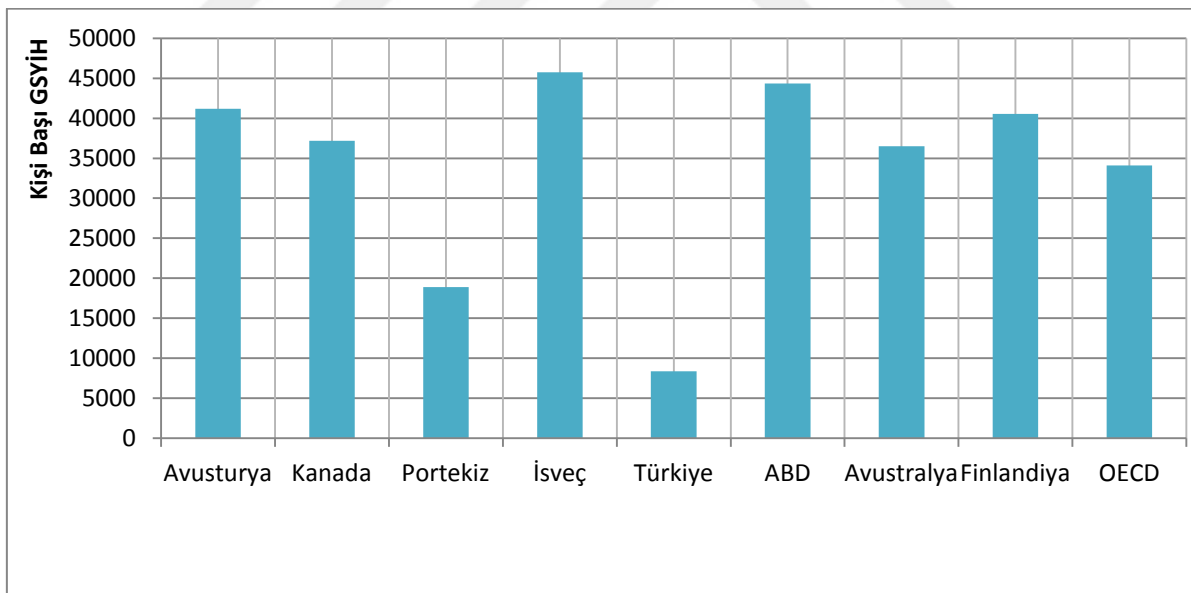
Çalışmada bazı OECD ülkelerinin verisinin olmaması veya eksik gözlemlere sahip olmalarından dolayı 34 OECD ülkesinden Avusturya, Kanada, Portekiz, İsveç, Türkiye, Amerika, Finlandiya ve Avustralya olmak üzere 8 ülkeye ait, 1961-2011 dönemini kapsayan yıllık kişi başı karbondioksit (CO₂) emisyonu (kişi başına metrik ton), kişi başı gayri safi yurtiçi hâsıla (GSYİH) (sabit fiyatlarla 2005 ABD doları) ve kişi başı yenilenebilir enerji tüketimi (petrol eşdeğeri kiloton) verileri kullanılmıştır. İlgili değişkenlere ait veriler Dünya Bankası Kalkınma Göstergelerinden (World Data Bank Development Indicators) elde edilmiş ve varyansta durağan olmama problemine karşı değişkenlere logaritmik dönüşüm yapılmıştır.

Uluslararası Enerji Ajansının (International Energy Agency) 2012 raporunda 2011 yılı verilerine göre dünyada 31342 milyon ton CO₂ emisyonu gerçekleştiğini ve bu emisyonun 12342 milyon tonunun OECD ülkeleri tarafından gerçekleştirildiği belirtilmiştir. Ayrıca dünyayı en çok kirleten ülkelerin 2011 sıralamasında birinci Çin (7954.5 milyon ton), ikinci ABD (5287.2 milyon ton), üçüncü Hindistan (1745.1 milyon ton), dördüncü Rusya (1653.2 milyon ton), beşinci Japonya (1186.0 milyon ton), altıncı Almanya (747.6 milyon ton), yedinci Güney Kore (587.7 milyon ton), sekizinci Kanada (529.8 milyon ton), dokuzuncu İran (521 milyon ton) ve onuncu Suudi Arabistan (457.3 milyon ton) yer almaktadır. Türkiye ise 285.7 milyon tonla bu sıralamada yirminci sırada yer almaktadır (International Energy Agency, 2012).



Şekil 3.4. OECD Ülkelerinin 2011 Yılı Kişi Başı CO₂ Emisyonu

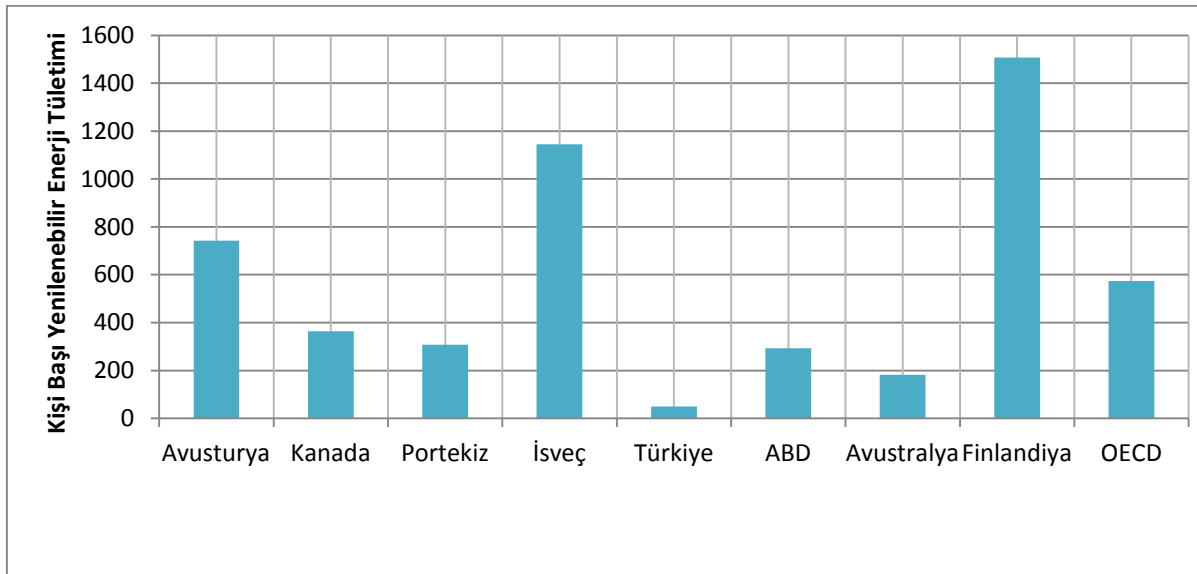
Şekil 3.4'de görüldüğü gibi OECD ülkelerinde kişi başı CO₂ emisyonu en fazla olan ülkelerin başında ABD, Avustralya ve Kanada gelmektedir. Portekiz, İsveç ve Avusturya gibi gelişmiş ülkeler ve Türkiye gibi gelişmekte olan ülke ise OECD ortalamasının altında yer almaktadır.



Şekil 3.5. OECD Ülkelerinin 2011 Yılı Kişi Başı Gayri Safi Yurtiçi Hâsılası

Uluslararası Enerji Ajansının (International Energy Agency) 2012 raporunda 2011 yılı rakamlarına göre dünya toplam 52486 milyar dolar GSYİH'ya sahipken bu gelirin % 72.8'ini OECD ülkeleri paylaşmaktadır (International Energy Agency, 2012). Şekil 3.5'de OECD ülkelerinin kişi başı gelir rakamları verilmektedir. OECD ülkelerinin ortalama geliri 34096.26 \$ olarak verilmiş ve bu eşik OECD sütunu ile belirtilmiştir. Avusturya, Kanada, İsveç, ABD, Avustralya ve Finlandiya gibi gelişmiş ülkeler bu ortalamanın çok üstünde kaldıkları için

zengin ülkeler olarak adlandırılmaktadırlar. Türkiye ve Portekiz'in kişi başı geliri OECD ortalamasının çok altında kalmaktadır.



Şekil 3.6. OECD Ülkelerinin 2011 Yılı Kişi Başı Yenilenebilir Enerji Tüketimi

Şekil 3.6'da görüldüğü gibi Avusturya, İsveç ve Finlandiya gibi ülkelerin kişi başı yenilenebilir enerji kullanımları OECD ortalamasının çok üstünde iken Kanada, Portekiz, ABD ve Avustralya gibi gelişmiş ve Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerin kişi başı yenilenebilir enerji tüketimleri OECD ortalamasının çok altındadır.

3.4. Birim Kök Testleri

Zaman serisi verilerinin kullanıldığı çalışmalarda değişkenlerin durağan olması veya birim kök içermemesi büyük önem taşımaktadır. Genel olarak durağanlık kavramı; ortalamasıyla varyansı zaman içerisinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki kovaryansı bu kovaryansın hesaplandığı döneme bağlı olmayıp yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıksal bir süreç olarak tanımlanır. Değişkenin durağan olması etkin ve tutarlı tahminler için gerekli bir varsayımdır (Gujarati, 1995, s. 713).

LCO₂, kişi başı CO₂ emisyonunun doğal logaritması; LGSYİH kişi başı gayri safi yurtiçi hâsılanın doğal logaritması ve LYEN kişi başı yenilenebilir enerji tüketiminin doğal logaritması olmak üzere serilerin durağanlığının sınanmasına ilişkin olarak Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Ng-Perron birim kök testleri uygulanmıştır⁹. Düzeyde durağan

⁹ Birim kök testlerinin her birinin kendine göre üstünlükleri olduğundan uygulamada çoğu zaman, zaman serisinin birim kök testi tek bir test ile yapılmamaktadır. ADF testinin ardından çıkan birim kök testleri, kendisinden önce gelen testlerdeki sorunları ya da bu testlerdeki eksikleri gidermek amacıyla geliştirilmiştir.

olmadıkları görülen söz konusu serilerin birinci farklarının alınmasıyla elde edilen serilere uygulanan birim kök test sonuçları Tablo 3.1 ve 3.2'deki gibidir.

Tablo 3.1. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Düzyer Serisi			Birinci Fark		
	LCO ₂	LGSYİH	LYEN	DLCO ₂	DLGSYİH	DLYEN
Avusturya	-1.8482 (0.6661)	-2.1475 (0.5074)	-2.2342 (0.4608)	-8.4197** (0.0000)	-6.4834** (0.0000)	-7.9517** (0.0000)
Kanada	-2.1039 (0.5308)	-2.3622 (0.3940)	-2.1295 (0.5171)	-6.2255** (0.0000)	-5.2445** (0.0004)	-5.6507** (0.0001)
Portekiz	0.3082 (0.9982)	-1.7581 (0.7076)	-2.0425 (0.5640)	-7.1870** (0.0000)	-5.1125** (0.0007)	-4.8264** (0.0015)
İsveç	-3.1828 (0.0996)	-2.9596 (0.1538)	-3.4677 (0.0541)	-7.3117** (0.0000)	-5.3712** (0.0003)	-7.2754** (0.0000)
Türkiye	-3.4392 (0.0576)	-3.1330 (0.1101)	-2.1575 (1.0000)	-7.6621** (0.0000)	-6.8870** (0.0000)	-4.0747** (0.0124)
ABD	-2.5641 (0.2978)	-2.5176 (0.3188)	-1.5145 (0.8114)	-5.1533** (0.0006)	-5.3419** (0.0003)	-6.5684** (0.0000)
Finlandiya	-3.1693 (0.1023)	-2.5705 (0.2949)	-1.7036 (0.7350)	-7.1988** (0.0000)	-4.5253** (0.0036)	-8.2925** (0.0000)
Avustralya	-1.8482 (0.6661)	-2.1475 (0.5074)	-2.2342 (0.4608)	-8.4196** (0.0000)	-6.4834** (0.0000)	-7.9517** (0.0000)

Not: Tabloda olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir. * %1, ** %5, *** %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. ADF test istatistiği kritik değerleri %1, %5 ve %10 değerleri sırasıyla -4.1567, -3.5054 ve -3.1818'dir.

Söz konusu serilere ilişkin olarak ADF testinde gecikme uzunluğunun SIC kriterine göre 13 alınması halinde otokorelasyon sorununun ortadan kalktığını göstermektedir. Sıfır hipotezinde birim kökün varlığının test edildiği ADF testinin sonucuna göre serilerin birinci dereceden entegre (I(1)) olduğu belirlenmiştir.

Ng-Perron MZa ve MZt olarak adlandırılan birim kök testlerinde sıfır hipotezi birim kökün varlığını ifade ederken, MSB ve MPT birim kök testlerinde ise sıfır hipotezi birim kökün yokluğunu ifade etmektedir. Buna göre hesaplanan MZa ve MZt test istatistiklerinin Ng-Perron (2001) tarafından hesaplanan kritik değerlerden küçük ise birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilemezken, hesaplanan MSB ve MPT test istatistiklerinin söz konusu kritik değerlerden küçük ise birim kökün yokluğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. Tablo 3.2'deki sonuçlara göre LCO₂, LGSYİH ve LYEN serilerinin düzey değerlerinde durağan olmadıkları görülmektedir. LCO₂, LGSYİH ve LYEN serilerinin düzeyde durağan olmadıklarının tespit edilmesiyle, söz konusu serilerin birinci farkları Ng-Perron birim kök testi sonuçlarına göre durağan olup serilerin I(1) oldukları belirlenmiştir.

Tablo 3.2. Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Değişkenler	MZa	MZt	MSB	MPT
Avusturya	LCO ₂	-1.7428	-0.6428	0.3688	32.2718
	DLCO ₂	-23.4689	-3.4245	0.1459	3.8889
	LGSYİH	-5.8740	-1.6616	0.2828	15.4354
	DLGSYİH	-22.1679	-3.3145	0.1495	4.1996
	LYEN	-6.1041	-1.7029	0.2789	14.8929
	DLYEN	-23.9552	-3.4535	0.1441	3.8480
Kanada	LCO ₂	-2.7130	-0.9125	0.3364	26.1081
	DLCO ₂	-24.2783	-3.4836	0.1435	3.7564
	LGSYİH	-3.9653	-1.2630	0.3185	21.2685
	DLGSYİH	-22.5877	-3.3433	0.14802	4.1386
	LYEN	-7.8898	-1.9520	0.2474	11.6405
	DLYEN	-23.4321	-3.4199	0.1459	3.9063
Portekiz	LCO ₂	0.0880	0.0333	0.3784	40.6710
	DLCO ₂	-24.3484	-3.4890	0.1433	3.7431
	LGSYİH	-3.7502	-1.1320	0.3018	21.1070
	DLGSYİH	-290.006	-12.0398	0.0415	0.3185
	LYEN	-6.3357	-1.7788	0.2807	14.3825
	DLYEN	-21.8209	-3.3007	0.1512	4.1904
İsveç	LCO ₂	-3.5634	-1.3305	0.3734	25.4988
	DLCO ₂	-24.8000	-3.4200	0.1430	4.0300
	LGSYİH	-7.5951	-1.8991	0.2500	12.1093
	DLGSYİH	-23.1870	-3.4020	0.1467	3.9476
	LYEN	-11.0648	-2.3510	0.2124	8.2408
	DLYEN	-24.3418	-3.3869	0.1391	4.3449
Türkiye	LCO ₂	-2.6970	-1.0652	0.3949	30.6843
	DLCO ₂	-22.7380	-3.3256	0.1462	4.2850
	LGSYİH	-11.2125	-2.3525	0.2098	8.2048
	DLGSYİH	-24.4875	-3.4616	0.1413	3.9443
	LYEN	-2.6890	-0.7305	0.2716	22.0242
	DLYEN	-20.7613	-2.5861	0.1245	7.8825

Tablo 3.2 Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları-Devamı

ABD	LCO ₂	-5.2816	-1.4507	0.2746	16.6364
	DLCO ₂	-22.7461	-3.3698	0.1481	4.0216
	LGSYİH	-11.5416	-2.1315	0.1846	9.2393
	DLGSYİH	-22.8794	-3.3819	0.1478	3.9848
	LYEN	-4.4715	-1.4922	0.3337	20.3537
	DLYEN	-24.4156	-3.4939	0.1431	3.7323
Finlandiya	LCO ₂	-2.5594	-0.9575	0.3741	29.5396
	DLCO ₂	-24.4412	-3.4760	0.1422	3.8463
	LGSYİH	-12.0332	-2.3418	0.1946	8.1607
	DLGSYİH	-20.5601	-3.2057	0.1559	4.4350
	LYEN	-1.5894	-0.7684	0.4834	46.2496
	DLYEN	-23.5724	-3.4037	0.1443	4.0421
Avustralya	LCO ₂	-1.7428	-0.6428	0.3688	32.2718
	DLCO ₂	-23.4689	-3.4245	0.1459	3.8889
	LGSYİH	-5.8740	-1.6616	0.2828	15.4354
	DLGSYİH	-22.1679	-3.3145	0.1495	4.1996
	LYEN	-6.1041	-1.7029	0.2789	14.8929
	DLYEN	-23.9552	-3.4535	0.1441	3.8480
%5 Kritik Değerleri		-17.3000	-2.9100	0.1680	5.4800

3.5. MS-VAR Modelleme Yaklaşımı

8 OECD ülkesi için CO₂ emisyonu, ekonomik büyüme ve yenilenebilir enerji tüketimi serileri arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayısı ile AR gecikme derecesine sahip, otoregresif parametrelerin veya varyansın rejimlere göre değiştiği durumlar için farklı MS-VAR modelleri 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. Üçüncü bölümde de bahsedildiği gibi Krolzig (1997)'in yaklaşımına göre MS-VAR modeller de ortalamada ve sabitte olmak üzere iki çeşit rejim değişimi söz konusudur. Uygulamalarda kullanılacak seriler incelendiğinde değişen ortalamaya sahip modellerde yakınsama problemi ve kararlı olmayan parametre tahminleri ile karşılaşıldığı için modellemede değişimin sabitten kaynaklandığı modeller kullanılmıştır. 8 OECD ülkesi için uygun modelin seçiminde bilgi kriterleri ve standardize edilmiş hatalar gibi istatistiksel kriterlerin yanı sıra döngülerin tarihlendirilmesi ve rejimlerin sınıflandırılmasının uygunluğu gibi iktisadi kriterlerde dikkate alınmıştır.

3.5.1. Avusturya İçin Analiz Sonuçları

Avusturya için 1961-2011 dönemini kapsayan yıllık kişi başı CO₂ emisyonu (LCO₂), kişi başı gayri safi yurtiçi hâsıla (LGSYİH) ve kişi başı yenilenebilir enerji tüketimi (LYEN) serilerinin yapılan birim kök testi sonuçlarına göre birinci farkları kullanılmıştır. Farklı rejim sayısına izin veren MS-VAR analizinde kullanılacak seriler incelendiğinde değişimin sabit terimden kaynaklandığı gözlemlenmiş ve buna rağmen tüm olası MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlardan 2 rejimli MSIA-VAR modelinin Avusturya serisini en iyi yansıttığı görülmüştür.

Tablo 3.3. LR Testi Sonuçları

Test	Dağılım	LR Test İstatistiği
H ₀ : Doğrusal VAR(4) H ₁ : MSIA(2)-VAR(4)	$\chi^2(41)$	107.6621

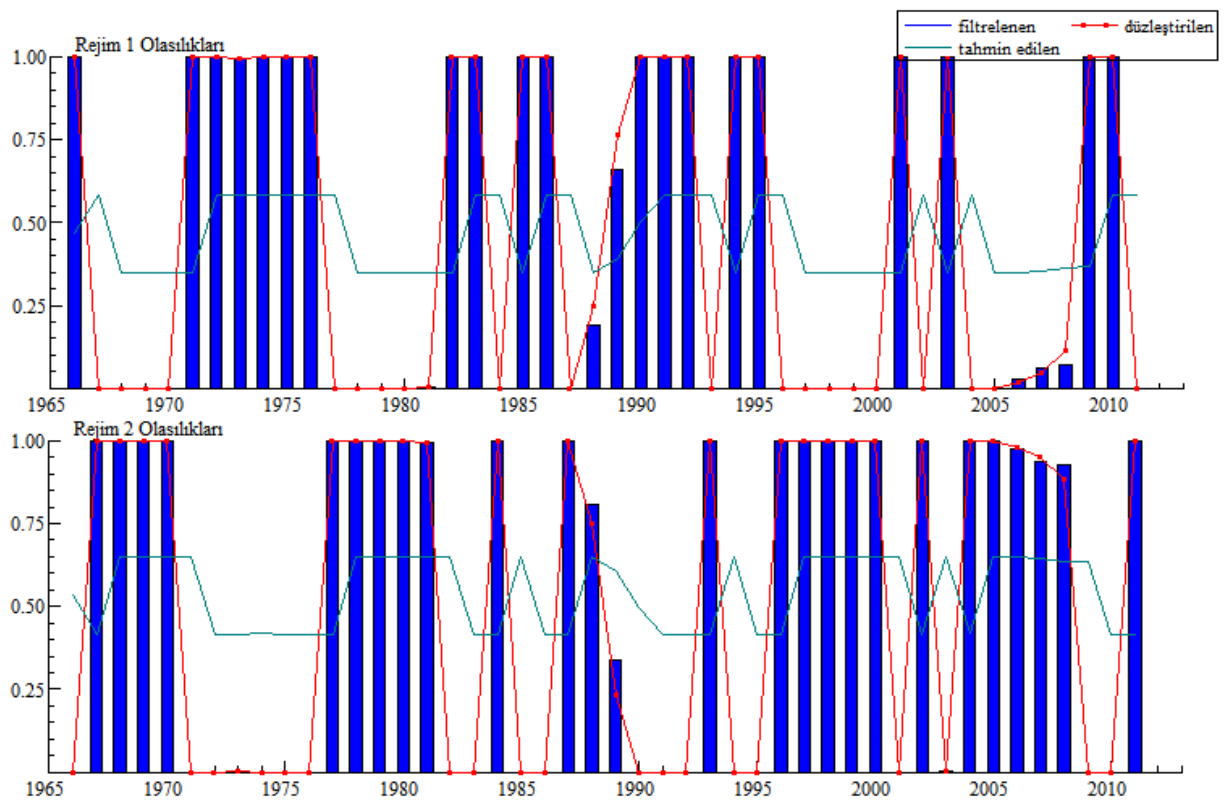
Ele alınan dönem serileri açısından doğrusal mı yoksa doğrusal olmayan bir modelin mi daha güçlü ve tutarlı sonuçlar verebileceğinin tespiti açısından Tablo 3.3'de gösterilen LR testi sonuçlarına göre, hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezi reddedilir ve H₁ hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla farklı politikaların varlığının gözlemlenmesine izin veren doğrusal olmayan bir model ile çalışılabileceği doğrulanmaktadır.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ 'ye ilişkin oluşturulan MSIA(2)-VAR(4) modelinin hata terimlerinin tanı testleri sonuçları Tablo 3.4'de yer almaktadır. Tablo 3.4'deki sonuçlara göre vektör portmanto, vektör normallik ve vektör farklı varyans testlerinin sonuçlarına göre modelin hata terimlerinin; normal dağılıma sahip, otokorelasyonsuz ve eşit varyanslı olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.4. MSIA (2)-VAR(4) Modeli Tamı Testleri¹⁰

Testler	Test İstatistikleri
Vektör Portmanto(9)	$\chi^2(45) = 53.9290$ [0.1699]
Vektör Normalite Testi	$\chi^2(6) = 15.6654$ [0.0590]
Vektör Hetero Testi	$\chi^2(144) = 119.4068$ [0.9333]
Vektör Hetero-X Testi	$\chi^2(270) = 276.0000$ [0.3878]

Not: Tabloda verilen testlerin sıfır hipotezleri sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, hata terimleri normal dağılır, hata terimleri eşit varyanslıdır şeklindedir. Parantez içindekiler p değerlerini göstermektedir.

**Şekil 3.7. MSIA(2)-VAR(4) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları**

Şekil 3.7’de birinci ve ikinci rejim için her bir gözlem yılı itibariyle düzleştirilmiş ve filtrelenmiş olasılıklar görülmektedir. Bu sonuçlara göre Hamilton (1989)’ın çalışmasında da belirttiği üzere büyüme oranlarının negatif olduğu dönemlerde Rejim 1’in olasılıklarının 0.5’in altında, büyüme oranlarının pozitif olduğu dönemlerde de Rejim 2’nin olasılıklarının 0.5’in üzerinde yer aldığı görülmektedir. Hamilton (1989) çalışmasından da faydalanılarak rejim 1’in resesyon ve rejim 2’nin genişleme rejimi olduğu söylenmektedir. Şekil 3.7’den

¹⁰ Testlerin detayları için Doornik (1996)’nın çalışmasına bakılabilir.

modelin 1974-1975 petrol krizini, 1989-1991 krizini ve 2008 krizini iyi yakaladığı görülmektedir.

ΔLCO_2 , $\Delta\text{LGSYİH}$ ve ΔLYEN değişkenlerini içeren MSIA(2)-VAR(4) modelinin EM algoritması kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.5’de verilmiştir.

Tablo 3.5. MSIA (2)-VAR(4) Model Sonuçları

	$\Delta\text{LGSYİH}$	ΔLCO_2	ΔLYEN
Rejim 1			
Sabit	0.0086** (4.9151)	-0.0034(-0.8740)	-0.0218(-1.5563)
$\Delta\text{LYEN}(-1)$	-0.0717** (-3.2212)	-0.2110 (0.5844)	-0.4890**(-2.7624)
$\Delta\text{LYEN}(-2)$	-0.2175** (-4.8980)	-0.2320** (-2.3256)	-0.6987**(-1.9437)
$\Delta\text{LYEN}(-3)$	-0.2891** (-6.2565)	-0.5824** (-5.7121)	-1.0024**(-2.7343)
$\Delta\text{LYEN}(-4)$	-0.1709** (-2.4907)	-0.0492(-0.3229)	-0.9661**(-1.7547)
$\Delta\text{LCO}_2(-1)$	-0.0055(-0.0694)	-0.2110(-1.2021)	-0.8110(-1.2852)
$\Delta\text{LCO}_2(-2)$	-0.4481** (-5.4844)	-0.3127**(-1.7127)	-0.0208(-0.0316)
$\Delta\text{LCO}_2(-3)$	-0.2269** (-2.7973)	-0.2720(-1.4928)	1.2241** (1.8804)
$\Delta\text{LCO}_2(-4)$	0.0817(1.0441)	0.2622(1.4768)	0.2662(0.4276)
$\Delta\text{LGSYİH}(-1)$	0.2067(1.3538)	-0.3099(-0.9112)	1.6997(1.3858)
$\Delta\text{LGSYİH}(-2)$	-0.0256(-0.2637)	-0.2599(-1.2040)	-2.3460** (-2.9975)
$\Delta\text{LGSYİH}(-3)$	-0.1911(-1.5574)	0.3529(1.2737)	-0.5654(-0.5850)
$\Delta\text{LGSYİH}(-4)$	-0.5490**(-4.7084)	-0.1761(-0.6799)	-0.8671(-0.9300)
Rejim 2			
Sabit	0.0009(0.5114)	0.0191** (4.4512)	0.0063(0.4059)
$\Delta\text{LYEN}(-1)$	-0.0527(-1.5858)	-0.0214(-0.2883)	-0.0946(-0.3567)
$\Delta\text{LYEN}(-2)$	0.0178(0.9124)	0.1296** (2.9941)	0.1437(0.9234)
$\Delta\text{LYEN}(-3)$	0.0660** (2.1134)	-0.0817(-1.1246)	0.1077(0.4277)
$\Delta\text{LYEN}(-4)$	-0.0426(-1.5889)	-0.1192** (-1.9994)	-0.0617(-0.2895)
$\Delta\text{LCO}_2(-1)$	0.0805** (1.6531)	-0.1339(-1.2293)	0.0828(0.2124)
$\Delta\text{LCO}_2(-2)$	0.1303** (2.3903)	0.0742(0.6143)	-0.4219(-0.9748)
$\Delta\text{LCO}_2(-3)$	-0.0557(-1.2184)	0.2391** (2.3360)	-0.4804(-1.3181)
$\Delta\text{LCO}_2(-4)$	0.1013** (1.9559)	0.2487** (2.1747)	0.2897(0.7066)
$\Delta\text{LGSYİH}(-1)$	-0.0629(-0.6610)	0.0634(0.2939)	-0.2527(-0.3306)
$\Delta\text{LGSYİH}(-2)$	0.2064** (1.8680)	-0.4520** (-1.8187)	-0.5618(-0.6349)
$\Delta\text{LGSYİH}(-3)$	0.5093** (4.3940)	-0.1954** (-0.7630)	0.7142(0.7772)
$\Delta\text{LGSYİH}(-4)$	0.2398** (2.1224)	-0.5230** (-2.0938)	-0.1971(-0.2198)
Standart Hatalar	0.0028	0.0063	0.0226

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir.

Doğrusal VAR modeli, ele alınan değişkenleri tüm analiz süresince doğrusal varsaydığı için, değişkenler arasındaki ilişkiyi de doğrusal varsaymaktadır. Böylelikle değişkenlerin büyüme üzerindeki etkileri tam anlamıyla ayrıştırılamamaktadır. Oysa ekonomi teorisine göre, ekonomik büyümeyi etkileyen değişkenlerin, resesyon ve genişleme dönemlerinde etkileri farklı olacaktır. Tablo 3.5’de verilen model sonuçlarına göre ekonomi resesyon (rejim 1) döneminde iken CO₂ emisyonu ve yenilenebilir enerji tüketimi büyümeyi negatif yönde etkilerken genişleme (rejim 2) döneminde iken CO₂ emisyonu ve yenilenebilir enerji tüketimi büyümeyi olumlu yönde etkilemektedir. Söz konusu bulgular serilerin iki rejimli doğrusal olmayan karakter sergilediğini desteklemektedir.

Düzleştirilmiş rejim olasılıklarının kullanılmasıyla elde edilen geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayıları ile rejimlerin süre özellikleri Tablo 3.6’daki gibidir.

	Geçiş Olasılıkları		Gözlemler	Süre
	Rejim 1	Rejim 2		
Rejim 1	0.5831	0.4169	21.2	2.40
Rejim 2	0.3492	0.6508	24.8	2.86

Tablo 3.6’da, rejimlerin istatistiksel özellikleri gösterilmiştir. Gözlemlerin yaklaşık 21 tanesi resesyon rejiminde yer alırken, yaklaşık 25 tanesi genişleme rejiminde yer almaktadır. Geçiş olasılıkları incelendiğinde rejim 1’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 1) = 0.5831$, rejim 2’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 2) = 0.6508$, rejim 1’de iken ertesi dönem rejim 2’ye geçme olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 2) = 0.4169$ ve rejim 2’de iken ertesi dönem rejim 1’e geçme olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 1) = 0.3492$ ’dir. Genişleme döneminde kalma süresi, 2.86 yıl iken, daralma rejiminde kalma süresi 2.40 yıldır.

3.5.1.1. Avusturya İçin MS-Granger Nedensellik Analizi

Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayılarına ve AR derecelerine sahip modeller ile sabit terimin, sabit terim ve varyansın, rejimlere göre değiştiği ve değişmediği durumları içeren modeller, çeşitli MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme için MSIA(2)-VAR(5), CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme için MSIH(2)-VAR(4) modeli diğer modellere

göre test istatistiklerinde, otokorelasyon testlerinde ve kriz dönemleri yakalamada daha güvenilir sonuçlar verdiği için tercih edilmiştir. Fallahi (2005)'nin çalışmasında da belirttiği üzere MS-VAR modellerle değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin açıklanabilmesi için uygun modelin sabit değişimi içeren ve otoregresif parametrelerdeki değişimi gösteren MSIA-VAR veya MSIAH-VAR modellerinden birisi olması gerekmektedir. MS-Granger nedensellik analizi sonuçlarına göre doğrusal olmayan modelleme kullanılarak yapılan analizlerde CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında bir ilişki MS-VAR modelleme ile tespit edilememiştir. Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme değişkenleri için uygun model MSIA(2)-VAR(5) olarak tahmin edildiği için bir nedensellik ilişkisinden bahsetmek mümkündür.

Tablo 3.7. MSIA (2)-VAR (5) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LYEN	Δ LGSYİH	Δ LYEN
Sabit	0.0012 (0.6873)	0.0035 (0.2592)	0.0136** (5.2738)	-0.0076 (-0.4019)
ΔLGSYİH(-1)	0.5175** (5.3346)	0.0629 (0.0825)	-0.0239 (-0.2044)	0.6119 (0.6885)
ΔLGSYİH(-2)	-0.0409 (-0.4359)	-1.9563** (-2.6018)	-0.1461 (-1.3698)	-0.3579 (-0.4283)
ΔLGSYİH(-3)	-0.1566 (-1.5861)	-0.6534 (-0.8131)	-0.2048** (-1.8372)	1.7640** (2.0135)
ΔLGSYİH(-4)	-0.2764** (-2.5949)	-0.7821 (-0.9723)	0.4911** (3.9553)	-0.9357 (-0.9791)
ΔLGSYİH(-5)	0.6981** (6.7531)	0.3117 (0.3886)	-0.4079** (-3.5222)	-0.1719 (-0.1862)
ΔLYEN(-1)	-0.0680** (-3.1434)	-0.4515** (-2.6938)	-0.1415** (-3.0705)	0.2837 (0.7731)
ΔLYEN(-2)	-0.0199 (-0.8007)	-0.1718 (-0.8682)	0.1093** (3.2072)	0.1366 (0.5099)
ΔLYEN(-3)	-0.1925** (-3.5089)	-1.0946** (-2.5205)	0.0716** (2.5293)	-0.0355 (-0.1603)
ΔLYEN(-4)	0.1214** (2.1255)	-0.1396 (-0.2778)	-0.0029 (-0.0973)	-0.2512 (-1.0539)
ΔLYEN(-5)	0.3163** (7.3141)	0.0502 (0.1461)	-0.0326 (-0.9745)	-0.2113 (-0.8145)
Standart Hatalar	0.0030	0.0237	0.0030	0.0237

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.7’de verilen sonuçlara göre Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen bütün gecikmeli değerleri incelendiğinde ekonomik büyümenin her iki rejimde de, yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu görülmektedir. İki rejimin ilk eşitliklerinde Δ LYEN değişkeninin tahmin edilen bütün gecikmeli değerleri incelendiğinde yenilenebilir enerji tüketiminin, ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğu yani ekonomik büyüme ve yenilenebilir enerji tüketimi arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir. Acaravcı ve Öztürk (2010), 1960-2005 dönemini içeren Avrupa’daki 18 ülke için enerji tüketimi, CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında Avusturya ülkesi için CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında bir ilişki bulamamışlardır. Apergis ve Payne (2010), 20 OECD ülkesi için 1985-2005 dönemini içeren yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme araştırdıkları çalışmalarında hem uzun dönemde hemde kısa dönemde yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu belirlemişlerdir.

Tablo 3.8. Avusturya İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi

Nedensellik Yönü	Serbestlik Derecesi	p-değeri
CO ₂ emisyonu ekonomik büyümenin Granger nedenidir	4	0.7067
Ekonomik büyüme CO ₂ emisyonunun Granger nedenidir	4	0.6139
Yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümenin Granger nedenidir	5	0.8956
Ekonomik büyüme yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedenidir	5	0.7520

*%1, **%5 ve ***%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

MS-Granger nedensellik sonucuna göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiş olup, Tablo 3.8’de verilen Klasik Granger Nedensellik analizi sonuçlarına göre CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Çünkü Klasik Granger Nedensellik analizi seriler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır. Dolayısıyla seriler arasındaki var olan doğrusal olmayan ilişkiyi göz ardı ettiğinden nedensellik ilişkisini belirleyememektedir.

3.5.2. Kanada İçin Analiz Sonuçları

Kanada için 1961-2011 dönemini kapsayan yıllık kişi başı CO₂ emisyonu (LCO₂), kişi başı gayri safi yurtiçi hâsıla (LGSYİH) ve kişi başı yenilenebilir enerji tüketimi (LYEN) serilerinin yapılan birim kök testi sonuçlarına göre birinci farkları kullanılmıştır. Farklı rejim sayısına izin veren MS-VAR analizinde kullanılacak seriler incelendiğinde değişimin sabit terimden kaynaklandığı gözlemlenmiş ve buna rağmen tüm olası MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulardan 2 rejimli MSIA-VAR modelinin Kanada serisini en iyi yansıttığı görülmüştür.

Tablo 3.9. LR Testi Sonuçları

Test	Dağılım	LR Test İstatistiği
H ₀ : Doğrusal VAR(5) H ₁ : MSIA(2)-VAR(5)	$\chi^2(50)$	186.6828

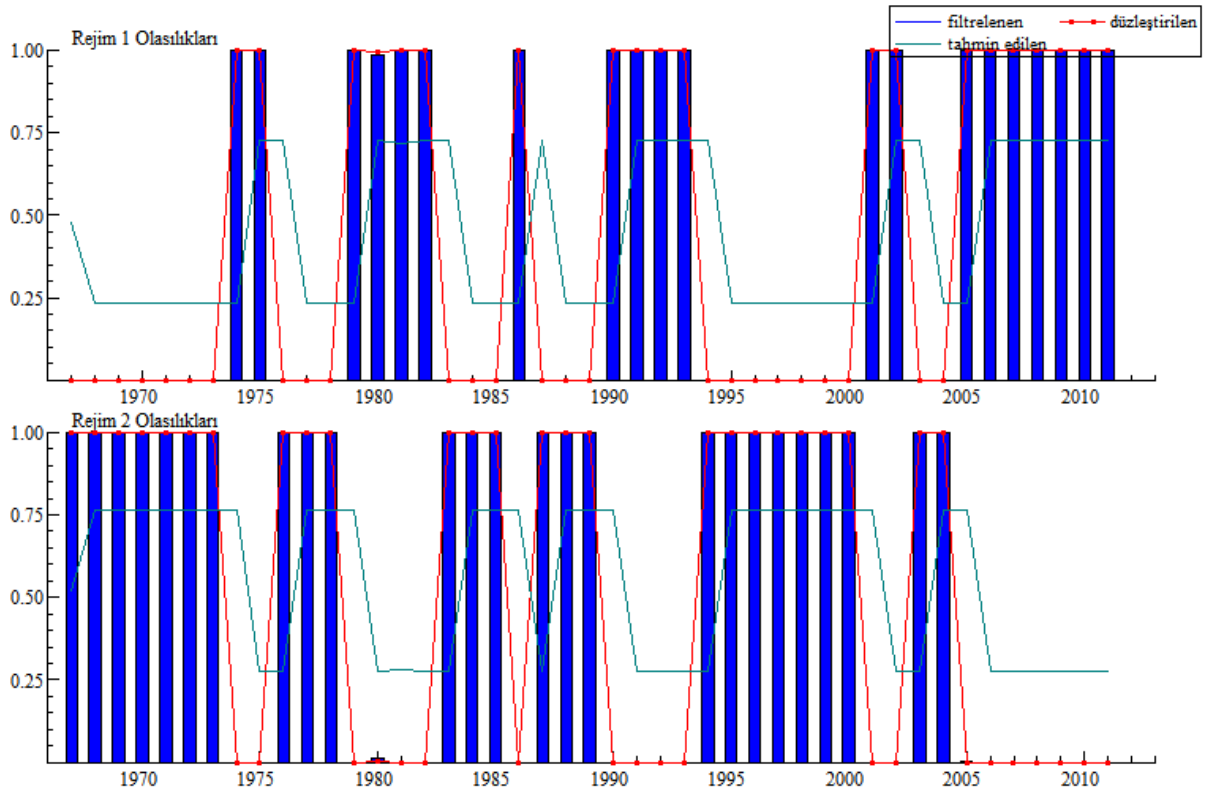
Ele alınan dönem serileri açısından doğrusal mı yoksa doğrusal olmayan bir modelin mi daha güçlü ve tutarlı sonuçlar verebileceğinin tespiti açısından Tablo 3.9'da verilen LR testi sonuçlarına göre, hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezi reddedilir ve H₁ hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla farklı politikaların varlığının gözlemlenmesine izin veren doğrusal olmayan bir model ile çalışılabileceği doğrulanmaktadır.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ 'ye ilişkin oluşturulan MSIA(2)-VAR(5) modelinin hata terimlerine ait tanı testleri sonuçları Tablo 3.10'da yer almaktadır. Tablo 3.10'deki sonuçlara göre vektör portmanto, vektör normallik ve vektör farklı varyans testlerinin sonuçlarına göre modelin hata terimlerinin; normal dağılıma sahip, otokorelasyonsuz ve eşit varyanslı olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.10. MSIA (2)-VAR (5) Modeli Tanı Testleri

Testler	Test İstatistikleri
Vektör Portmanto(11)	$\chi^2(54) = 64.2408$ [0.1605]
Vektör Normalite Testi	$\chi^2(6) = 4.0874$ [0.6648]
Vektör Hetero Testi	$\chi^2(180) = 175.2971$ [0.5851]
Vektör Hetero-X Testi	$\chi^2(264) = 270.0000$ [0.3866]

Not: Tabloda verilen testlerin sıfır hipotezleri sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, hata terimleri normal dağılır, hata terimleri eşit varyanslıdır şeklindedir. Parantez içindekiler p değerlerini göstermektedir.



Şekil 3.8. MSIA(2)-VAR(5) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ serilerine ait MSIA(2)-VAR(5) modeli kullanılarak elde edilen düzleştirilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları Şekil 3.8’de gösterildiği gibidir. Hamilton (1989) çalışmasından da faydalanılarak rejim 1’in resesyon ve rejim 2’nin genişleme rejimi olduğu söylenebilir. Şekil 3.8’den modelin 1974-1975 petrol krizini, 1979-1980 ikinci petrol krizini, 1989-1991 krizini ve 2008 krizini iyi yakaladığı görülmektedir.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ değişkenlerini içeren MSIA(2)-VAR(5) modelinin EM algoritması kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.11’de verilmiştir.

Tablo 3.11. MSIA (2)-VAR (5) Model Sonuçları

	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂	Δ LYEN
Rejim 1			
Sabit	-0.0124**(-2.7789)	-0.0026(-0.3194)	-0.0182**(-1.6505)
Δ LYEN(-1)	0.0593(0.7991)	-0.2326**(-1.6838)	-1.0726**(-5.8635)
Δ LYEN(-2)	-0.1169**(-1.8900)	-0.2412**(-2.0942)	-0.5504**(-3.6100)
Δ LYEN(-3)	0.4373** (6.4455)	0.1858(1.4719)	0.7271** (4.3508)
Δ LYEN(-4)	-0.3315**(-5.7578)	-0.6567**(-6.1280)	-0.8036**(-5.6643)
Δ LYEN(-5)	0.1497** (3.1553)	-0.0749(-0.8491)	-0.8461**(-7.2301)
Δ LCO ₂ (-1)	0.3385** (2.4251)	-0.0149(-0.0577)	-0.7710**(-2.2422)
Δ LCO ₂ (-2)	-0.6918**(-5.7146)	0.0320(0.1422)	0.1247(0.4184)
Δ LCO ₂ (-3)	-0.3057**(-2.7659)	0.5663** (2.7530)	0.0238(0.0875)
Δ LCO ₂ (-4)	-0.1993**(-1.9929)	0.9066** (4.8701)	0.7890** (3.2020)
Δ LCO ₂ (-5)	-0.8999**(-6.4945)	0.0807(0.3131)	-0.4854(-1.4222)
Δ LGSYH(-1)	0.6232** (3.2997)	1.2724** (3.6195)	1.9695** (4.2326)
Δ LGSYH(-2)	1.0058** (4.7209)	0.8714** (2.1978)	1.1212** (2.1353)
Δ LGSYH(-3)	-2.0993** (-4.3335)	-3.9042** (-4.3299)	-5.3589** (-4.4894)
Δ LGSYH(-4)	2.0355** (7.6080)	0.9626** (1.9333)	1.8039** (2.7367)
Δ LGSYH(-5)	1.0337** (4.1791)	0.3321(0.7215)	1.6439** (2.6975)
Rejim 2			
Sabit	0.0137** (6.7265)	-0.0011(-0.2922)	0.0366** (7.2648)
Δ LYEN(-1)	-0.0320(-1.2246)	0.1005** (2.0575)	0.0417(0.6481)
Δ LYEN(-2)	0.0971** (3.8308)	0.1162** (2.4601)	0.2854** (4.5710)
Δ LYEN(-3)	0.0282(1.2475)	-0.0115(-0.2755)	-0.0495(-0.8898)
Δ LYEN(-4)	-0.0791**(-2.5212)	-0.0400(-0.6815)	-0.4647**(-6.0093)
Δ LYEN(-5)	0.0632(1.5897)	-0.0261(-0.3425)	-0.0874(-0.8916)
Δ LCO ₂ (-1)	-0.1767**(-2.1880)	-0.6025*(-3.9600)	-0.3879**(-1.9499)
Δ LCO ₂ (-2)	0.0885(0.8086)	0.3074(1.4880)	0.4510** (1.6730)
Δ LCO ₂ (-3)	0.1830** (2.5422)	0.1407(1.0501)	1.6470** (9.2876)
Δ LCO ₂ (-4)	0.1366** (1.6621)	0.0539(0.3511)	0.3039(1.5003)
Δ LCO ₂ (-5)	-0.0904(-0.7953)	-0.4372**(-2.0422)	-0.1747(-0.6236)
Δ LGSYİH(-1)	0.2665** (1.9643)	0.4904** (1.9382)	-1.1799** (-3.5302)
Δ LGSYİH(-2)	-0.5792** (-3.3804)	-0.2936(-0.9120)	-1.1130** (-2.6367)
Δ LGSYİH(-3)	-0.0698(-0.5777)	0.3604(1.6027)	-1.8879** (-6.3442)
Δ LGSYİH(-4)	0.0978(0.8135)	0.5893** (2.6316)	1.0470** (3.5326)
Δ LGSYİH(-5)	0.0982(0.8179)	0.1662(0.7417)	0.5794** (1.9591)
Standart Hatalar	0.0032	0.0058	0.0077

*%1, %5 ve *** %10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.11’de verilen model sonuçlarına göre ekonomi resesyon (rejim 1) döneminde iken CO₂ emisyonu büyümeyi 1-inci gecikmede pozitif, 2, 3, 4 ile 5-inci gecikmede negatif ve yenilenebilir enerji tüketimi büyümeyi 2-inci gecikmede pozitif, 4-üncü gecikmede negatif yönde etkilemektedir. Ekonomi genişleme (rejim 2) döneminde iken CO₂ emisyonu büyümeyi 1-inci gecikmede negatif ve 3 ile 4-üncü gecikmede pozitif, yenilenebilir enerji tüketimi ise büyümeyi 2-inci gecikmede negatif ve 4-üncü gecikmede pozitif yönde etkilemektedir. Söz konusu bulgular serilerin iki rejimli doğrusal olmayan karakter sergilediğini desteklemektedir.

Düzeltilmiş rejim olasılıklarının kullanılmasıyla elde edilen geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayıları ile rejimlerin süre özellikleri Tablo 3.12’deki gibidir.

	Geçiş Olasılıkları		Gözlemler	Süre
	Rejim 1	Rejim 2		
Rejim 1	0.7261	0.2739	20.0	3.65
Rejim 2	0.2330	0.7670	25.0	4.29

Tablo 3.12’de, rejimlerin istatistiksel özellikleri gösterilmiştir. Gözlemlerin 20 tanesi resesyon rejiminde yer alırken, 25 tanesi genişleme rejiminde yer almaktadır. Geçiş olasılıkları incelendiğinde rejim 1’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 1) = 0.7261$, rejim 2’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 2) = 0.7670$, rejim 1’de iken ertesi dönem rejim 2’ye geçme olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 2) = 0.2739$ ve rejim 2’de iken ertesi dönem rejim 1’e geçme olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 1) = 0.2330$ ’dir. Genişleme döneminde kalma süresi, 4.29 yıl iken, resesyon rejiminde kalma süresi 3.65 yıldır.

3.5.2.1. Kanada İçin MS-Granger Nedensellik Analizi

Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayılarına ve AR derecelerine sahip modeller ile sabit terimin, sabit terim ve varyansın, rejimlere göre değiştiği ve değişmediği durumları içeren modeller, çeşitli MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme için MSIA(2)-VAR(5), CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme için MSIAH(2)-VAR(4) modeli diğer modellere göre test istatistiklerinde, otokorelasyon testlerinde ve kriz dönemleri yakalamada

daha güvenilir sonuçlar verdiği için tercih edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik analizi sonuçları Tablo 3.13 ve 3.14’de verildiği gibidir.

Tablo 3.13. MSIAH(2)-VAR(4) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂
Sabit	0.0323** (4.1411)	0.0127 (1.0485)	0.0107** (3.8663)	0.0090 (1.4267)
ΔLGSYİH(-1)	-0.9087** (-3.3501)	-0.3297 (-0.7809)	0.0303 (0.1815)	-0.0599 (-0.1458)
ΔLGSYİH(-2)	-0.9062** (-2.7768)	-1.2765** (-2.4770)	-0.2176 (-1.2758)	-0.0439 (-0.1188)
ΔLGSYİH(-3)	-0.5983** (-2.1110)	-0.1505 (-0.3402)	0.0207 (0.1350)	-0.2939 (-0.8478)
ΔLGSYİH(-4)	-1.2204** (-3.9859)	-0.7569 (-1.5835)	0.0233 (0.1498)	-0.1913 (-0.5818)
ΔLCO₂(-1)	0.9808** (4.8954)	0.8847** (2.8589)	0.0785 (0.8764)	-0.2411 (-1.1818)
ΔLCO₂(-2)	-0.0633 (-0.4016)	0.0732 (0.2916)	0.2379** (2.6863)	0.2065 (1.0788)
ΔLCO₂(-3)	0.0551 (0.4131)	-0.0253** (-0.1217)	0.0399 (0.3812)	0.4287** (1.8017)
ΔLCO₂(-4)	0.2468** (1.7384)	0.6708** (3.0627)	-0.0514 (-0.4747)	0.0925 (0.3888)
Standart Hatalar	0.0053	0.0084	0.0051	0.0115

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.13’de verilen sonuçlara göre rejim 1’in ikinci sütunundaki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen bütün gecikmeli değerlerine bakıldığında CO₂ emisyonunun ekonomik büyümenin ve ilk sütunu incelendiğinde ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun Granger nedeni olduğu görülmektedir. Yani rejim 1’de Δ LGSYİH ve Δ LCO₂ arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilebilir. Rejim 2’nin iki eşitliğinde de Δ LCO₂ değişkeninin tahmin edilen bütün gecikmeli değerleri incelendiğinde sadece ilk eşitlikte en az bir katsayının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla CO₂ emisyonunun, ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu arasında tek yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir.

Tablo 3.14. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LYEN	Δ LGSYİH	Δ LYEN
Sabit	0.0033** (1.7154)	0.0056 (0.8173)	0.0113** (7.4008)	0.0044 (0.7781)
ΔLGSYİH(-1)	-0.1451 (-0.8450)	-2.1297** (-3.5535)	0.1172 (1.2158)	-0.4582 (-1.1447)
ΔLGSYİH(-2)	0.5360** (3.0731)	-0.0576 (-0.0904)	-0.1735** (-2.1807)	0.8433** (2.9614)
ΔLGSYİH(-3)	-0.9689** (-5.0836)	-1.6418** (-2.4154)	0.0371 (0.4015)	-0.6882** (-1.9343)
ΔLGSYİH(-4)	0.1423 (0.5280)	0.1181 (0.1229)	0.1472 (1.6143)	0.9384** (2.9480)
ΔLGSYİH(-5)	0.0583 (0.3389)	-0.1832 (-0.2929)	-0.0297 (-0.3163)	0.9988** (3.0543)
ΔLYEN(-1)	0.2641** (4.7505)	-0.9440** (-4.8391)	-0.0108 (-0.4648)	0.0734 (0.8767)
ΔLYEN(-2)	0.0741 (1.1053)	0.5118** (2.1437)	0.0793** (3.5784)	0.1481** (1.8926)
ΔLYEN(-3)	0.1118** (1.8258)	0.9138** (3.8343)	0.0241 (1.1432)	0.0814 (1.0780)
ΔLYEN(-4)	-0.1386** (-3.0918)	-0.6869** (-4.3638)	-0.0408 (-1.5608)	-0.2845** (-2.8189)
ΔLYEN(-5)	0.0283 (0.6608)	-0.6128** (-4.0509)	0.0136 (0.4490)	-0.4361** (-4.0554)
Standart Hatalar	0.0034	0.0121	0.0034	0.0121

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.14’de verilen sonuçlara göre rejim 1’in ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen en az bir katsayının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 1’in birinci eşitliği incelendiğinde Δ LYEN değişkeninin tahmin edilen katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Yani rejim 1’de Δ LGSYİH ve Δ LYEN arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilebilir. Rejim 2’nin ilk eşitliğindeki Δ LYEN ve ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkenlerinin tahmin edilen bütün gecikmeli değerleri incelendiğinde en az bir gecikmeli değişkenin katsayının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla yenilenebilir enerji tüketiminin, ekonomik büyümenin ve

ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir.

Tablo 3.15. Kanada İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi

Nedensellik Yönü	Serbestlik Derecesi	p-değeri
CO ₂ emisyonu ekonomik büyümenin Granger nedenidir	4	0.0501***
Ekonomik büyüme CO ₂ emisyonunun Granger nedenidir	4	0.4466
Yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümenin Granger nedenidir	5	0.5785
Ekonomik büyüme yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedenidir	5	0.8004

*%1, **%5 ve ***%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

MS-Granger nedensellik sonucuna göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında rejimlere göre değişen bir nedensellik ilişkisi belirlenmesine rağmen, Tablo 3.15’de verilen Klasik Granger Nedensellik analizi sonuçlarına göre CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında %10 anlamlılık düzeyinde CO₂ emisyonundan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiş olup yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Çünkü Klasik Granger Nedensellik analizi seriler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır. Dolayısıyla seriler arasındaki var olan doğrusal olmayan ilişkiyi göz ardı ettiğinden nedensellik ilişkilerini belirleyememektedir.

3.5.3. Portekiz İçin Analiz Sonuçları

Portekiz için 1961-2011 dönemini kapsayan yıllık kişi başı CO₂ emisyonu (LCO₂), kişi başı gayri safi yurtiçi hâsıla (LGSYİH) ve kişi başı yenilenebilir enerji tüketimi (LYEN) serilerinin yapılan birim kök testi sonuçlarına göre birinci farkları kullanılmıştır. Farklı rejim sayısına izin veren MS-VAR analizinde kullanılacak seriler incelendiğinde değişimin sabit terimden ve varyanstan kaynaklandığı gözlemlenmiş ve buna rağmen tüm olası MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulardan 2 rejimli MSIAH-VAR modelinin Portekiz serisini en iyi yansıttığı görülmüştür.

Tablo 3.16. LR Testi Sonuçları

Test	Dağılım	LR Test İstatistiği
H ₀ : Doğrusal VAR(3)	$\chi^2(38)$	101.8620
H ₁ : MSIAH(2)-VAR(3)		

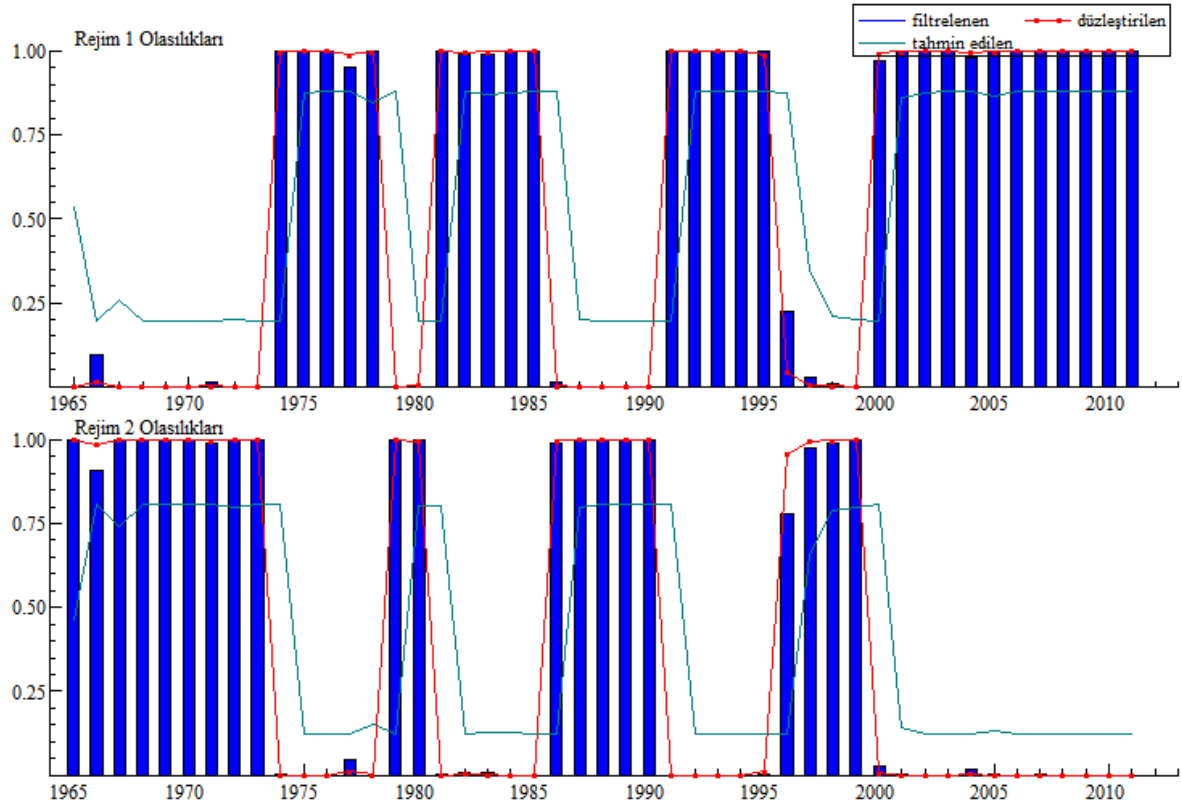
Ele alınan dönem serileri açısından doğrusal mı yoksa doğrusal olmayan bir modelin mi daha güçlü ve tutarlı sonuçlar verebileceğinin tespiti açısından Tablo 3.16'da gösterilen LR testi sonuçlarına göre, hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezi reddedilir ve H₁ hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla farklı politikaların varlığının gözlemlenmesine izin veren doğrusal olmayan bir model ile çalışılabileceği doğrulanmaktadır.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ 'ye ilişkin oluşturulan MSIAH(2)-VAR(3) modelinin hata terimlerine ait tanı testleri sonuçları Tablo 3.17'de yer almaktadır. Tablo 3.17'deki sonuçlara göre vektör portmanto, vektör normallik ve vektör farklı varyans testlerinin sonuçlarına göre modelin hata terimlerinin; normal dağılıma sahip, otokorelasyonsuz ve eşit varyanslı olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.17. MSIAH(2)-VAR(3) Modeli Tanı Testleri

Testler	Test İstatistikleri
Vektör Portmanto(7)	$\chi^2(36) = 41.8302 [0.2324]$
Vektör Normalite Testi	$\chi^2(6) = 16.9977 [0.0150]$
Vektör Hetero Testi	$\chi^2(108) = 86.1185 [0.9403]$
Vektör Hetero-X Testi	$\chi^2(276) = 282.0000 [0.3890]$

Not: Tabloda verilen testlerin sıfır hipotezleri sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, hata terimleri normal dağılır, hata terimleri eşit varyanslıdır şeklindedir. Parantez içindekiler p değerlerini göstermektedir.



Şekil 3.9. MSIAH(2)-VAR(3) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ serilerine ait MSIAH(2)-VAR(3) modeli kullanılarak elde edilen düzleştirilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları Şekil 3.9’de gösterildiği gibidir. Hamilton (1989) çalışmasından da faydalanılarak rejim 1’in resesyon ve rejim 2’nin genişleme rejimi olduğu söylenebilir. Şekil 3.9’den modelin 1974-1975 petrol krizini, 1979-1980 ikinci petrol krizini, 1989-1991 krizini ve 2008 krizini iyi yakaladığı görülmektedir.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ değişkenlerini içeren MSIAH(2)-VAR(3) modelinin EM algoritması kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.18’de verilmiştir.

Tablo 3.18. MSIAH(2)-VAR(3) Model Sonuçları

	Δ LGSYİH	Δ CO ₂	Δ LYEN
Rejim 1			
Sabit	0.0036**(1.7168)	-0.0101**(-2.3982)	0.0149**(4.4911)
Δ LYEN(-1)	0.2110** (2.1267)	-0.2060 (-1.0344)	-0.1337 (-0.8689)
Δ LYEN(-2)	-0.0468 (-0.8138)	0.0866 (0.7521)	0.0551 (0.6187)
Δ LYEN(-3)	0.0276 (0.6908)	-0.0367 (-0.4554)	-0.0550 (-0.8821)
Δ CO ₂ (-1)	0.0367 (0.4873)	-0.2987**(-1.9724)	-0.0037 (-0.0311)
Δ CO ₂ (-2)	0.1671**(2.2960)	0.2249 (1.5347)	0.2042**(1.7999)
Δ CO ₂ (-3)	0.1395**(2.0782)	0.5138**(3.7989)	0.1584 (1.5133)
Δ LGSYH(-1)	0.0273 (0.1960)	0.4478 (1.6277)	-0.1460 (-0.6857)
Δ LGSYH(-2)	-0.6450**(-4.9173)	-0.3795 (-1.4379)	-0.1242 (-0.6083)
Δ LGSYH(-3)	-0.1165 (-0.7678)	0.0264 (0.0873)	-0.8746**(-3.7117)
Standart Hatalar	0.0075	0.0152	0.0117
Rejim 2			
Sabit	0.0189**(3.2104)	0.0176 *(1.7487)	0.01418**(0.4632)
Δ LYEN(-1)	-0.0896**(-1.7786)	-0.0107 (-0.1232)	0.3315 (1.2533)
Δ LYEN(-2)	0.1327(0.9844)	0.0093 (0.0401)	0.1256 (0.1774)
Δ LYEN(-3)	0.1291 (1.0345)	0.2549 (1.1899)	1.1643**(1.7784)
Δ CO ₂ (-1)	0.1639 (1.1181)	-0.3947 (-1.5661)	0.4176 (0.5461)
Δ CO ₂ (-2)	0.0565 (0.3333)	-0.5089**(-1.7585)	0.4695 (0.5330)
Δ CO ₂ (-3)	0.0729 (0.3965)	0.0880 (0.2796)	1.3007 (1.3558)
Δ LGSYİH(-1)	-0.3535 (-1.5342)	0.4817 (1.2256)	-0.7737 (-0.6453)
Δ LGSYİH(-2)	0.0936 (0.3721)	0.5666 (1.3191)	-0.8521 (-0.6523)
Δ LGSYİH(-3)	0.4086 *(2.1334)	0.2606 (0.7853)	-0.5746 (-0.5716)
Standart Hatalar	0.0093	0.0161	0.0493

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.18’de verilen model sonuçlarına göre ekonomi resesyon (rejim 1) döneminde iken CO₂ emisyonu büyümeyi 2 ile 3-üncü gecikmede pozitif ve yenilenebilir enerji tüketimi büyümeyi 1-inci gecikmede pozitif yönde etkilemektedir. Ekonomi genişleme (rejim 2) döneminde iken yenilenebilir enerji tüketimi büyümeyi 1-inci gecikmede negatif yönde etkilemektedir. Söz konusu bulgular serilerin rejimlere göre değişen etkilere sahip olduğunu ve iki rejimli doğrusal olmayan karakter sergilediğini göstermektedir.

Düzleştirilmiş rejim olasılıklarının kullanılmasıyla elde edilen geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayıları ile rejimlerin süre özellikleri Tablo 3.19’daki gibidir.

Tablo 3.19. MSIA(2)-VAR(4) Modelinin Rejim Özellikleri

	Geçiş Olasılıkları		Gözlemler	Süre
	Rejim 1	Rejim 2		
Rejim 1	0.8792	0.1208	27	8.27
Rejim 2	0.1945	0.8055	20	5.14

Tablo 3.19’da, rejimlerin istatistiksel özellikleri gösterilmiştir. Gözlemlerin 27 tanesi resesyon rejiminde yer alırken, 20 tanesi genişleme rejiminde yer almaktadır. Geçiş olasılıkları incelendiğinde rejim 1’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 1) = 0.8792$, rejim 2’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 2) = 0.8055$, rejim 1’de iken ertesi dönem rejim 2’ye geçme olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 2) = 0.1208$ ve rejim 2’de iken ertesi dönem rejim 1’e geçme olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 1) = 0.1945$ ’dir. Genişleme döneminde kalma süresi, 3.65 yıl iken, resesyon rejiminde kalma süresi 4.29 yıldır.

3.5.3.1. Portekiz İçin MS-Granger Nedensellik Analizi

Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayılarına ve AR derecelerine sahip modeller ile sabit terimin, sabit terim ve varyansın, rejimlere göre değiştiği ve değişmediği durumları içeren modeller, çeşitli MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme için MSIAH(2)-VAR(5), CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme için MSIAH(2)-VAR(5) modeli diğer modellere göre test istatistiklerinde, otokorelasyon testlerinde ve kriz dönemleri yakalamada daha güvenilir sonuçlar verdiği için tercih edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik analizi sonuçları Tablo 3.20 ve 3.21’de verildiği gibidir.

Tablo 3.20. MSIAH(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂
Sabit	0.0145** (11.7772)	-0.0209** (-3.1678)	0.0117* (1.6543)	0.0252** (2.8531)
ΔLGSYİH(-1)	-0.0653 (-0.6474)	1.7950** (3.3770)	0.0616 (0.4699)	0.3658** (2.0438)
ΔLGSYİH(-2)	-0.3824** (-4.0775)	-0.9004** (-1.8175)	0.1312 (0.7578)	0.5335** (2.3381)
ΔLGSYİH(-3)	-0.6587** (-4.3662)	-0.4176 (-0.5134)	0.7646** (4.7346)	0.5810** (2.6467)
ΔLGSYİH(-4)	-0.0441 (-0.5219)	-0.2904 (-0.6478)	0.2044 (0.9095)	0.4847 (1.6264)
ΔLGSYİH(-5)	-0.4778** (-6.3895)	0.9862** (2.4784)	0.5946** (2.6229)	-0.0749 (-0.2597)
ΔLCO₂(-1)	0.1545** (5.1996)	-0.5968** (-3.7713)	0.2149 (1.2591)	-0.3385 (-1.4890)
ΔLCO₂(-2)	0.2246** (6.1262)	0.0195 (0.0988)	-0.3230** (-2.7964)	-0.4099** (-2.5248)
ΔLCO₂(-3)	0.2739** (9.2296)	0.4657* (2.9822)	-0.2383 (-0.9497)	-0.0995 (-0.3296)
ΔLCO₂(-4)	-0.0375 (1.4258)	0.0569 (0.4107)	-0.7622** (-3.8619)	-0.5958** (-2.3276)
ΔLCO₂(-5)	0.0824** (3.0293)	0.1818 (1.2308)	0.0601 (0.2540)	-0.2586 (-0.8709)
Standart Hatalar	0.0026	0.0138	0.0085	0.0125

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.20’de verilen sonuçlara göre rejim 1’in ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen bütün gecikmeli değerlerini incelendiğinde ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun ve ilk eşitliğin de Δ LCO₂ değişkeninin bütün gecikmeli değerleri incelendiğinde CO₂ emisyonunun ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Yani rejim 1’de Δ LGSYİH ve Δ LCO₂ arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilebilir. Rejim 2’nin ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen bütün gecikmeli değerlerini incelendiğinde ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun ve ilk eşitliği incelendiğinde CO₂ emisyonunun ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Dolayısıyla CO₂ emisyonunun, ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir.

Tablo 3.21. MSIAH(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LYEN	Δ LGSYİH	Δ LYEN
Sabit	0.0105** (3.3514)	0.0067 (1.6269)	0.0492** (7.9150)	0.1164** (6.4682)
ΔLGSYİH(-1)	0.3501** (2.0284)	0.4949** (2.1599)	-0.5233** (-4.1703)	-2.4555** (-6.7607)
ΔLGSYİH(-2)	-0.4879** (-3.1511)	-0.2886 (-1.4031)	0.2126** (2.0404)	1.0993** (3.6446)
ΔLGSYİH(-3)	0.2702 (1.5637)	-0.0142 (-0.0623)	0.5316** (4.4569)	2.8965** (8.3899)
ΔLGSYİH(-4)	-0.2985** (-2.1092)	-0.6068** (-3.2282)	0.4978* (2.5048)	2.2956** (3.9900)
ΔLGSYİH(-5)	-0.1439 (-1.1942)	0.4251** (2.6548)	-1.0533** (-3.4085)	-8.1011** (-9.0574)
ΔLYEN(-1)	-0.0206 (-0.1740)	-0.1901 (-1.2056)	-0.1872** (-5.3714)	-0.0128 (-0.1276)
ΔLYEN(-2)	-0.2465** (-2.4342)	-0.0439 (-0.3263)	-0.1393** (-5.1993)	-0.4339** (-5.5932)
ΔLYEN(-3)	0.1118** (2.1771)	-0.0450 (-0.5954)	-0.2761** (-2.2318)	-0.9257** (-2.5848)
ΔLYEN(-4)	0.1241** (-1.9372)	0.0334 (0.6014)	-0.3956** (-3.7813)	1.1284** (3.7265)
ΔLYEN(-5)	-0.0810 (0.6947)	0.0175 (0.3818)	0.6393** (5.7281)	-0.4081 (-1.2635)
Standart Hatalar	0.0082	0.0109	0.0043	0.0126

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.21’de verilen sonuçlara göre rejim 1’in ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen en az bir katsayının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 1’in birinci eşitliği incelendiğinde Δ LYEN değişkeninin tahmin edilen katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Yani rejim 1’de Δ LGSYİH ve Δ LYEN arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilebilir. Rejim 2’nin ilk eşitliğindeki Δ LYEN ve ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkenlerinin tahmin edilen bütün gecikmeli değerleri incelendiğinde en az bir gecikmeli değişkenin katsayının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla

yenilenebilir enerji tüketiminin, ekonomik büyümenin ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir.

Tablo 3.22. Portekiz İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi

Nedensellik Yönü	Serbestlik Derecesi	p-değeri
CO ₂ emisyonu ekonomik büyümenin Granger nedenidir	5	0.3147
Ekonomik büyüme CO ₂ emisyonunun Granger nedenidir	5	0.0089*
Yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümenin Granger nedenidir	5	0.9612
Ekonomik büyüme yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedenidir	5	0.8220

*%1, **%5 ve ***%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

MS-Granger nedensellik sonucuna göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında rejimlere göre değişen bir nedensellik ilişkisi belirlenmesine rağmen, Tablo 3.22’de verilen Klasik Granger Nedensellik analizi sonuçlarına göre CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında %1 anlamlılık düzeyinde ekonomik büyümeden CO₂ emisyonuna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiş olup yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Çünkü Klasik Granger Nedensellik analizi seriler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır. Dolayısıyla seriler arasındaki var olan doğrusal olmayan ilişkiyi göz ardı ettiğinden nedensellik ilişkilerini belirleyememektedir.

3.5.4. İsveç İçin Analiz Sonuçları

İsveç için 1961-2011 dönemini kapsayan yıllık kişi başı CO₂ emisyonu (LCO₂), kişi başı gayri safi yurtiçi hâsıla (LGSYİH) ve kişi başı yenilenebilir enerji tüketimi (LYEN) serilerinin yapılan birim kök testi sonuçlarına göre birinci farkları kullanılmıştır. Farklı rejim sayısına izin veren MS-VAR analizinde kullanılacak seriler incelendiğinde değişimin sabit terimden ve varyanstan kaynaklandığı gözlemlenmiş ve buna rağmen tüm olası MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulardan 2 rejimli MSIAH-VAR modelinin İsveç serisini en iyi yansıttığı görülmüştür.

Tablo 3.23. LR Testi Sonuçları

Test	Dağılım	LR Test İstatistiği
H ₀ : Doğrusal VAR(3) H ₁ : MSIAH(2)-VAR(3)	$\chi^2(38)$	134.4696

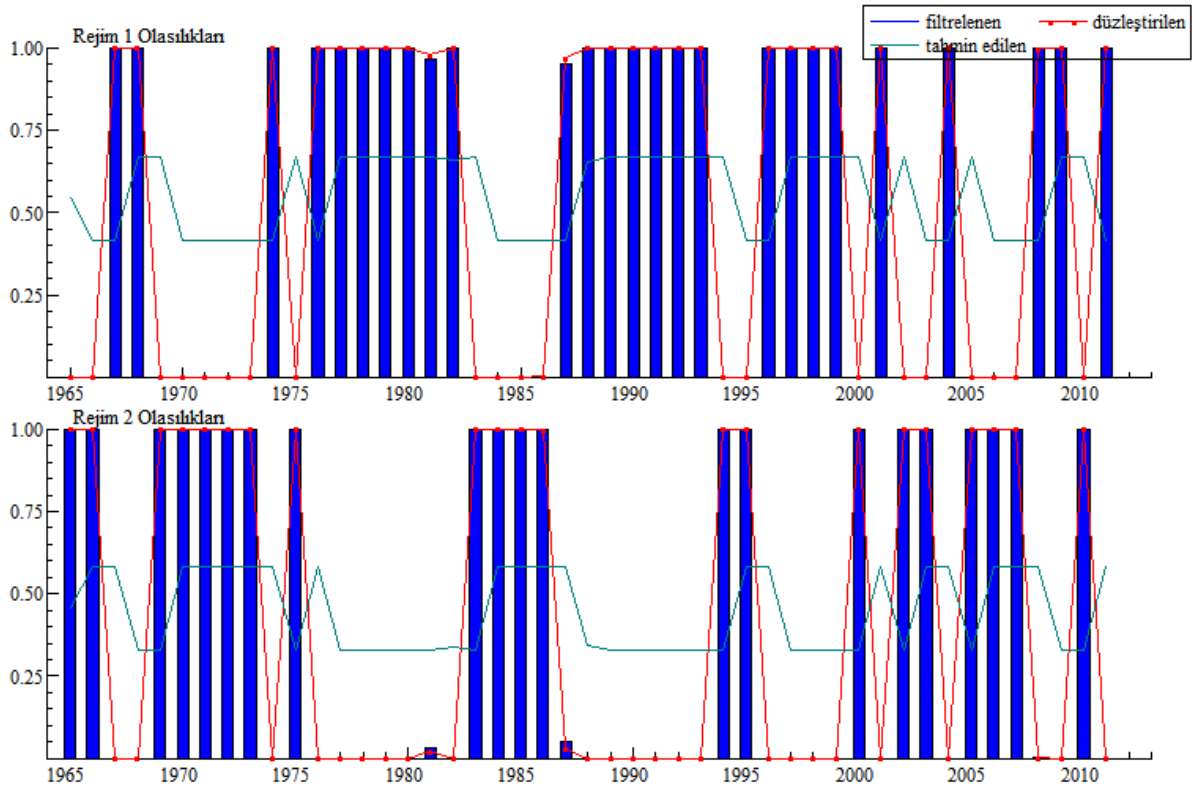
Ele alınan dönem serileri açısından doğrusal mı yoksa doğrusal olmayan bir modelin mi daha güçlü ve tutarlı sonuçlar verebileceğinin tespiti açısından Tablo 3.23’de verilen LR testi sonuçlarına göre, hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezi reddedilir ve H₁ hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla farklı politikaların varlığının gözlemlenmesine izin veren doğrusal olmayan bir model ile çalışılabileceği doğrulanmaktadır.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ ’ye ilişkin oluşturulan MSIAH(2)-VAR(3) modelinin hata terimlerine ait tanı testleri sonuçları Tablo 3.24’de yer almaktadır. Tablo 3.24’deki sonuçlara göre vektör portmanto, vektör normallik ve vektör farklı varyans testlerinin sonuçlarına göre modelin hata terimlerinin; normal dağılıma sahip, otokorelasyonsuz ve eşit varyanslı olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.24. MSIAH(2)-VAR(3) Modeli Tanı Testleri

Testler	Test İstatistikleri
Vektör Portmanto(7)	$\chi^2(36) = 41.6412 [0.2386]$
Vektör Normalite Testi	$\chi^2(6) = 6.7298 [0.3466]$
Vektör Hetero Testi	$\chi^2(108) = 93.7812 [0.8334]$
Vektör Hetero-X Testi	$\chi^2(276) = 282.0000 [0.3890]$

Not: Tabloda verilen testlerin sıfır hipotezleri sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, hata terimleri normal dağılır, hata terimleri eşit varyanslıdır şeklindedir. Parantez içindekiler p değerlerini göstermektedir.



Şekil 3.10. MSIAH(2)-VAR(3) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ serilerine ait MSIAH(2)-VAR(3) modeli kullanılarak elde edilen düzeltilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları Şekil 4.10'de gösterildiği gibidir. Hamilton (1989) çalışmasından da faydalanılarak rejim 1'in resesyon ve rejim 2'nin genişleme rejimi olduğu söylenebilir. Şekil 3.10'den modelin 1974-1975 petrol krizini, 1979-1980 ikinci petrol krizini, 1989-1991 krizini ve 2008 krizini iyi yakaladığı görülmektedir.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ değişkenlerini içeren MSIAH(2)-VAR(3) modelinin EM algoritması kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.25'de verilmiştir.

Tablo 3.25. MSIAH(2)-VAR(3) Model Sonuçları

	Δ LGSYİH	Δ CO ₂	Δ LYEN
Rejim 1			
Sabit	-0.0005 (-0.1817)	-0.0092 (-1.1573)	0.0234**(6.4962)
Δ LYEN(-1)	0.0368 (0.5442)	0.0006 (0.0033)	0.0739 (0.7916)
Δ LYEN(-2)	0.0944 (1.1355)	-0.9271** (-3.6619)	0.1521 (1.3248)
Δ LYEN(-3)	-0.0497 (-0.8304)	0.5469** (3.0015)	0.0786 (0.9514)
Δ CO ₂ (-1)	-0.0572 (-1.2697)	-0.2173 (-1.5864)	-0.0351 (-0.5669)
Δ CO ₂ (-2)	0.1032**(2.5208)	0.2395** (1.9197)	0.2127**(3.7617)
Δ CO ₂ (-3)	0.2246**(4.0797)	0.0112 (0.0669)	0.2270** (2.9870)
Δ LGSYH(-1)	0.7208** (3.9701)	0.8669 (1.5696)	-1.7634** (-7.0359)
Δ LGSYH(-2)	-0.1885 (-1.1950)	-1.1624** (-2.4198)	0.3546 (1.6272)
Δ LGSYH(-3)	0.1329 (0.7001)	-0.0076 (-0.0132)	-1.2588**(-4.7969)
Standart Hatalar	0.0056	0.0172	0.0078
Rejim 2			
Sabit	0.0175**(5.3494)	0.0299**(4.9926)	0.0284**(5.8735)
Δ LYEN(-1)	0.1465**(1.7373)	0.4281** (2.7860)	0.3315** (-2.1414)
Δ LYEN(-2)	-0.1243** (-1.8592)	0.0907 (0.7441)	0.1256** (-3.4246)
Δ LYEN(-3)	-0.1851** (-1.8530)	-1.3822**(-7.5327)	1.1643 (0.8294)
Δ CO ₂ (-1)	0.0514 (0.9406)	0.5029** (4.9590)	0.4176** (-3.6373)
Δ CO ₂ (-2)	0.0773 (1.2317)	0.2435** (2.1174)	0.4695** (-3.8262)
Δ CO ₂ (-3)	-0.0796 (-1.6173)	-0.1354 (-1.5095)	1.3007 (-0.2430)
Δ LGSYİH(-1)	-0.1818 (-1.2992)	-2.5333** (-9.9002)	0.5372** (2.6089)
Δ LGSYİH(-2)	-0.0159 (-0.0995)	0.5416** (1.8560)	-1.2577** (-5.3186)
Δ LGSYİH(-3)	0.0263 (0.1563)	0.5894** (1.9184)	0.5865** (2.3579)
Standart Hatalar	0.0063	0.0115	0.0093

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.25’de verilen model sonuçlarına göre ekonomi resesyon (rejim 1) döneminde iken CO₂ emisyonu büyümeyi 2 ile 3-üncü gecikmede pozitif yönde etkilemektedir. Ekonomi genişleme (rejim 2) döneminde iken yenilenebilir enerji tüketimi büyümeyi 1-inci gecikmede pozitif ve 2 ile 3-üncü gecikmede negatif yönde etkilemektedir. Söz konusu bulgular serilerin rejimlere göre değişen etkilere sahip olduğunu ve iki rejimli doğrusal olmayan karakter sergilediğini göstermektedir.

Düzleştirilmiş rejim olasılıklarının kullanılmasıyla elde edilen geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayıları ile rejimlerin süre özellikleri Tablo 3.26’daki gibidir.

Tablo 3.26. MSIA(2)-VAR(4) Modelinin Rejim Özellikleri

	Geçiş Olasılıkları		Gözlemler	Süre
	Rejim 1	Rejim 2		
Rejim 1	0.6696	0.3304	26	3.03
Rejim 2	0.4170	0.5830	21	2.40

Tablo 3.26’da, rejimlerin istatistikî özellikleri gösterilmiştir. Gözlemlerin 26 tanesi resesyon rejiminde yer alırken, 21 tanesi genişleme rejiminde yer almaktadır. Geçiş olasılıkları incelendiğinde rejim 1’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 1) = 0.6696$, rejim 2’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 2) = 0.5830$, rejim 1’de iken ertesi dönem rejim 2’ye geçme olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 2) = 0.3304$ ve rejim 2’de iken ertesi dönem rejim 1’e geçme olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 1) = 0.4170$ ’dir. Genişleme döneminde kalma süresi, 2.40 yıl iken, resesyon rejiminde kalma süresi 3.03 yıldır.

3.5.4.1. İsveç İçin MS-Granger Nedensellik Analizi

Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayılarına ve AR derecelerine sahip modeller ile sabit terimin, sabit terim ve varyansın, rejimlere göre değiştiği ve değişmediği durumları içeren modeller, çeşitli MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme için MSIAH(2)-VAR(4), yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme için MSIA(2)-VAR(5) modeli diğer modellere göre test istatistiklerinde, otokorelasyon testlerinde ve kriz dönemleri yakalamada daha güvenilir sonuçlar verdiği için tercih edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik analizi sonuçları Tablo 3.27 ve 3.28’de verildiği gibidir.

Tablo 3.27. MSIAH(2)-VAR(4) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂
Sabit	0.0013 (0.5457)	-0.0163** (-2.0888)	0.0203** (4.7491)	0.0361** (6.5241)
ΔLGSYİH(-1)	0.8772** (5.6461)	0.3033 (0.6392)	-0.2079 (-1.2812)	-1.2150** (-5.7894)
ΔLGSYİH(-2)	-0.3778** (-2.6806)	-0.8824** (-2.0669)	0.1357 (0.4968)	0.8141** (2.2364)
ΔLGSYİH(-3)	0.1866 (1.4497)	0.4335 (1.1236)	-0.4985 (-0.9960)	-0.7159 (-1.0660)
ΔLGSYİH(-4)	0.0168 (0.1401)	0.0212 (0.0592)	-0.0793 (-0.2007)	0.9296** (1.8186)
ΔLCO₂(-1)	-0.0788** (-1.9059)	-0.3119** (-2.5327)	0.0236 (0.3026)	-0.2829** (-2.6377)
ΔLCO₂(-2)	0.1305** (2.8005)	0.2836** (2.0528)	0.0697 (1.0491)	-0.3791** (-4.3000)
ΔLCO₂(-3)	0.1188** (2.9509)	0.1641 (1.3713)	-0.0993 (-1.2784)	0.0298 (0.2903)
ΔLCO₂(-4)	0.1134** (2.3226)	0.0979 (0.6515)	0.1383** (1.7587)	0.7763** (7.3211)
Standart Hatalar	0.0058	0.0172	0.0067	0.0086

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.27’de verilen sonuçlara göre rejim 1’in ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 1’in birinci eşitliği incelendiğinde Δ LCO₂ değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması CO₂ emisyonunun ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Yani rejim 1’de Δ LGSYİH ve Δ LCO₂ arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilebilir. Rejim 2’nin ilk eşitliğindeki Δ LCO₂ ve ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkenlerinin tahmin edilen bütün gecikmeli değerleri incelendiğinde en az bir gecikmeli değişkenin katsayısının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla CO₂ emisyonunun, ekonomik büyümenin ve ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir.

Tablo 3.28. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LYEN	Δ LGSYİH	Δ LYEN
Sabit	-0.0062 (-1.5533)	0.0170** (2.7656)	0.0209** (2.4961)	0.0367** (2.9522)
ΔLGSYİH(-1)	0.7142** (3.8010)	-1.8013** (-5.9485)	-0.2222** (-1.8074)	-0.1565 (-0.7714)
ΔLGSYİH(-2)	0.0551 (0.3018)	0.7954** (2.9348)	0.0478 (0.2992)	-0.7971** (-3.5483)
ΔLGSYİH(-3)	0.0164 (0.0549)	-1.5282** (-3.7396)	0.2998** (1.6817)	1.4188** (5.0549)
ΔLGSYİH(-4)	0.1848 (1.0591)	0.1548 (0.5549)	-0.8765** (-3.3509)	-1.7657** (-3.8921)
ΔLGSYİH(-5)	-0.3634** (-2.3638)	-0.3285 (-1.3280)	0.2782 (0.5249)	-0.2085 (-0.2329)
ΔLYEN(-1)	-0.0106 (-0.1387)	0.0015 (0.0122)	0.0265 (0.3340)	-0.0491 (-0.3785)
ΔLYEN(-2)	0.1945** (2.4403)	0.2103 (1.6239)	-0.2043 (-1.4908)	-0.4338** (-1.9257)
ΔLYEN(-3)	0.0099 (0.1381)	0.0987 (0.8453)	-0.1304 (-1.1896)	-0.1928 (-1.0634)
ΔLYEN(-4)	-0.0433 (-0.6562)	-0.1934** (-1.8338)	0.0221 (0.3005)	0.2007 (1.5987)
ΔLYEN(-5)	-0.2080** (3.0486)	0.2852** (2.6086)	-0.0372 (-0.4601)	0.5065** (3.8541)
Standart Hatalar	0.0058	0.0094	0.0058	0.0094

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.28’de verilen sonuçlara göre rejim 1’in ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 1’in birinci eşitliği incelendiğinde Δ LYEN değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Yani rejim 1’de Δ LGSYİH ve Δ LYEN arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilebilir. Rejim 2’nin ilk eşitliğindeki Δ LYEN değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamsız olduğu ve ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkenlerinin tahmin edilen bütün gecikmeli değerleri

incelendiğinde en az bir gecikmeli değişkenin katsayının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla yenilenebilir enerji tüketiminin, ekonomik büyümenin nedeni olmadığı ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında tek yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir.

Tablo 3.29. İsveç İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi

Nedensellik Yönü	Serbestlik Derecesi	p-değeri
CO ₂ emisyonu ekonomik büyümenin Granger nedenidir	4	0.1369
Ekonomik büyüme CO ₂ emisyonunun Granger nedenidir	4	0.6573
Yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümenin Granger nedenidir	5	0.5417
Ekonomik büyüme yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedenidir	5	0.0680***

*%1, **%5 ve ***%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

MS-Granger nedensellik sonucuna göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında rejimlere göre değişen bir nedensellik ilişkisi belirlenmesine rağmen, Tablo 3.29’de verilen Klasik Granger Nedensellik analizi sonuçlarına göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında %10 anlamlılık düzeyinde ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiş olup CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Çünkü Klasik Granger Nedensellik analizi seriler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır. Dolayısıyla seriler arasındaki var olan doğrusal olmayan ilişkiyi göz ardı ettiğinden nedensellik ilişkilerini belirleyememektedir.

3.5.5. Türkiye İçin Analiz Sonuçları

Türkiye için 1961-2011 dönemini kapsayan yıllık kişi başı CO₂ emisyonu (LCO₂), kişi başı gayri safi yurtiçi hâsıla (LGSYİH) ve kişi başı yenilenebilir enerji tüketimi (LYEN) serilerinin yapılan birim kök testi sonuçlarına göre birinci farkları kullanılmıştır. Farklı rejim sayısına izin veren MS-VAR analizinde kullanılacak seriler incelendiğinde değişimin sabit terimden ve varyanstan kaynaklandığı gözlemlenmiş ve buna rağmen tüm olası MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulardan 2 rejimli MSIH-VAR modelinin Türkiye serisini en iyi yansıttığı görülmüştür.

Tablo 3.30. LR Testi Sonuçları

Test	Dağılım	LR Test İstatistiği
H ₀ : Doğrusal VAR(5) H ₁ : MSIH(2)-VAR(5)	$\chi^2(11)$	121.6644

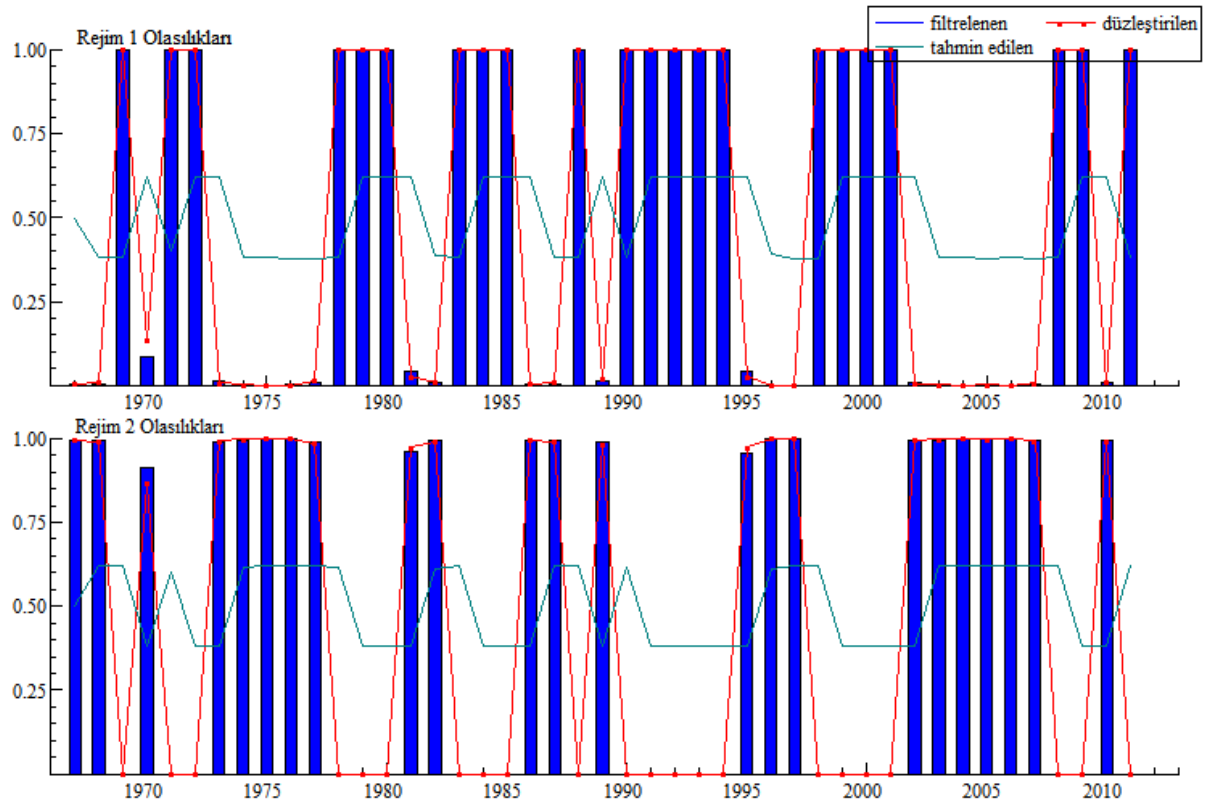
Ele alınan dönem serileri açısından doğrusal mı yoksa doğrusal olmayan bir modelin mi daha güçlü ve tutarlı sonuçlar verebileceğinin tespiti açısından Tablo 3.30'da gösterilen LR testi sonuçlarına göre, hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezi reddedilir ve H₁ hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla farklı politikaların varlığının gözlemlenmesine izin veren doğrusal olmayan bir model ile çalışılabileceği doğrulanmaktadır.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ 'ye ilişkin oluşturulan MSIH(2)-VAR(5) modelinin hata terimlerine ait tanı testleri sonuçları Tablo 3.31'de yer almaktadır. Tablo 3.31'deki sonuçlara göre vektör portmanto, vektör normalite ve vektör farklı varyans testlerinin sonuçlarına göre modelin hata terimlerinin; normal dağılıma sahip, otokorelasyonsuz ve eşit yayımlı olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.31. MSIH(2)-VAR(5) Modeli Tanı Testleri

Testler	Test İstatistikleri
Vektör Portmanto(7)	$\chi^2(54) = 76.8417 [0.0222]$
Vektör Normalite Testi	$\chi^2(6) = 6.4961 [0.3700]$
Vektör Hetero Testi	$\chi^2(180) = 140.9151 [0.9859]$
Vektör Hetero-X Testi	$\chi^2(264) = 270.0000 [0.3866]$

Not: Tabloda verilen testlerin sıfır hipotezleri sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, hata terimleri normal dağılır, hata terimleri eşit varyanslıdır şeklindedir. Parantez içindekiler p değerlerini göstermektedir.



Şekil 3.11. MSIH(2)-VAR(5) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ serilerine ait MSIH(2)-VAR(5) modeli kullanılarak elde edilen düzleştirilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları Şekil 3.11’de gösterildiği gibidir. Hamilton (1989) çalışmasından da faydalanılarak rejim 1’in resesyon ve rejim 2’nin genişleme rejimi olduğu söylenebilir. Şekil 3.11’den modelin 1979-1980 ikinci petrol krizini, 1989-1991 krizini ve 2008 krizini iyi yakaladığı görülmektedir.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ değişkenlerini içeren MSIH(2)-VAR(5) modelinin EM algoritması kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.32’de verilmiştir.

Tablo 3.32. MSIH(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	Δ LGSYH	Δ CO ₂	Δ LYEN
Sabit (Rejim 1)	0.0039 (0.8361)	0.0058 (0.9491)	-0.0083**(-1.8686)
Sabit (Rejim 2)	0.0167**(3.9611)	0.0291**(23.1392)	-0.0014 (-1.2213)
Δ LYEN(-1)	0.0626 (0.3417)	0.3965**(6.7950)	0.1825**(3.3274)
Δ LYEN(-2)	-0.2749 (-1.5801)	-0.5564**(-14.0049)	0.0375 (0.9835)
Δ LYEN(-3)	-0.3858**(-2.0729)	0.2699*(6.4297)	0.4994**(12.4002)
Δ LYEN(-4)	0.5372**(3.1354)	0.5089**(12.6258)	0.1261**(3.2812)
Δ LYEN(-5)	-0.2115 (-1.0989)	0.0689**(1.6994)	0.0499 (1.3120)
Δ CO ₂ (-1)	0.0624 (0.6150)	-0.1696**(-5.6690)	0.1961**(6.7988)
Δ CO ₂ (-2)	0.0852 (0.8182)	-0.1012**(-3.1338)	0.0758**(2.4819)
Δ CO ₂ (-3)	-0.0381 (-0.3530)	-0.0983**(-4.1848)	0.0520**(2.3173)
Δ CO ₂ (-4)	0.0565 (0.4753)	-0.0554**(-2.0792)	-0.0359 (-1.4104)
Δ CO ₂ (-5)	0.1134 (1.0293)	-0.1514**(-5.8344)	-0.0405 (-1.6242)
Δ LGSYH(-1)	-0.1842 (-1.3251)	0.1783**(4.2114)	-0.1593**(-3.9132)
Δ LGSYH(-2)	-0.0159 (-0.1119)	0.2028**(4.5662)	0.0034 (0.0816)
Δ LGSYH(-3)	0.0753 (0.5285)	0.5229**(15.6774)	0.0338 (1.0588)
Δ LGSYH(-4)	-0.2587 (-1.5856)	0.2324**(5.4735)	-0.0324 (-0.8077)
Δ LGSYH(-5)	-0.2716**(-1.8516)	0.0551 (1.3043)	-0.0514 (-1.2589)
Standart Hata (Rejim 1)	0.0146	0.0285	0.0205
Standart Hata (Rejim 2)	0.0105	0.0015	0.0015

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.32’de verilen model sonuçları incelendiğinde Δ LYEN’deki değişmelerin Δ LGSYH’ye etkisinin 3-üncü dönemde negatif ve 4-üncü dönemde pozitif istatistiksel olarak anlamlı etkisinin olduğu görülmektedir. Δ LYEN’deki değişmelerin Δ CO₂’ye etkisinin 2-inci gecikmede negatif ve 1, 3,4 ila 5-inci gecikmede pozitif; Δ LGSYH’nin etkisinin 1, 2, 3 ila 4-üncü gecikmede pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Söz konusu bulgular serilerin rejimlere göre değişen etkilere sahip olduğunu ve iki rejimli doğrusal olmayan karakter sergilediğini göstermektedir.

Düzleştirilmiş rejim olasılıklarının kullanılmasıyla elde edilen geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayıları ile rejimlerin süre özellikleri Tablo 3.33’deki gibidir.

Tablo 3.33. MSIH(2)-VAR(5) Modelinin Rejim Özellikleri

	Geçiş Olasılıkları		Gözlemler	Süre
	Rejim 1	Rejim 2		
Rejim 1	0.6201	0.3799	22.3	2.63
Rejim 2	0.3794	0.6206	22.7	2.64

Tablo 3.33’de, rejimlerin istatistiksel özellikleri gösterilmiştir. Gözlemlerin yaklaşık 22 tanesi resesyon rejiminde yer alırken, yaklaşık 23 tanesi genişleme rejiminde yer almaktadır. Geçiş olasılıkları incelendiğinde rejim 1’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 1) = 0.6201$, rejim 2’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 2) = 0.6206$, rejim 1’de iken ertesi dönem rejim 2’ye geçme olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 2) = 0.3709$ ve rejim 2’de iken ertesi dönem rejim 1’e geçme olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 1) = 0.3794$ ’dir. Genişleme döneminde kalma süresi, 2.64 yıl iken, resesyon rejiminde kalma süresi 2.63 yıldır.

3.5.5.1. Türkiye İçin MS-Granger Nedensellik Analizi

Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayılarına ve AR derecelerine sahip modeller ile sabit terimin, sabit terim ve varyansın, rejimlere göre değiştiği ve değişmediği durumları içeren modeller, çeşitli MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme için MSIA(3)-VAR(6), yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme için MSIA(2)-VAR(5) modeli diğer modellere göre test istatistiklerinde, otokorelasyon testlerinde ve kriz dönemleri yakalamada daha güvenilir sonuçlar verdiği için tercih edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik analizi sonuçları Tablo 3.34 ve 3.35’de verildiği gibidir.

Tablo 3.34. MSIA(3)-VAR(6) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2		Rejim 3	
	Δ LGSYH	Δ LCO ₂	Δ LGSYH	Δ LCO ₂	Δ LGSYH	Δ LCO ₂
Sabit	0.0200** (5.6174)	-0.0128** (-7.9051)	0.0171** (10.9955)	0.0271** (19.7498)	0.0262** (5.9622)	0.0077** (3.8348)
ΔLGSYH(-1)	-0.5045** (-6.9506)	-0.0407 (-1.2233)	-0.3560** (-2.9397)	0.3160** (6.0244)	0.1509** (1.7698)	0.0464 (1.1945)
ΔLGSYH(-2)	0.2281** (1.9419)	0.7245** (13.5282)	0.1778 (0.5906)	0.6455** (1.8531)	0.3869** (1.6967)	0.4579** (4.4049)
ΔLGSYH(-3)	-0.4294** (-4.1774)	0.0290 (0.5960)	-0.0845 (-0.7695)	0.3726** (3.8956)	-0.2941** (-3.0913)	0.1073** (2.4742)
ΔLGSYH(-4)	-0.8583** (-13.9913)	-0.6475** (-23.1298)	-0.4847** (-5.1016)	-0.3797** (-3.8054)	1.0310** (7.8045)	0.7194** (11.9472)
ΔLGSYH(-5)	-0.0519 (-0.7699)	0.4883** (15.8326)	0.2037 (0.9134)	-1.3258** (-5.3353)	-0.6606** (-2.7262)	-0.1322 (-1.1973)
ΔLGSYH(-6)	-1.2024** (-15.1934)	-0.5902** (-15.5312)	0.2144** (2.1019)	-0.8673** (-8.2532)	0.4473 (1.3194)	0.3239** (2.0966)
ΔLCO₂(-1)	0.3570** (6.2138)	-0.0274 (-1.0066)	0.1217** (1.8173)	-0.4980** (-16.4167)	-0.4048** (-5.5724)	0.3317** (10.0187)
ΔLCO₂(-2)	-0.0022 (-0.0282)	0.1126** (3.1174)	-0.2728** (-2.0985)	-0.3287** (-2.9302)	-0.3208** (-3.7393)	-0.2421 (-6.1905)
ΔLCO₂(-3)	-0.1712** (-2.8398)	-0.4154** (-14.9032)	-0.0642 (-0.4204)	-0.4684** (-2.9361)	0.0597 (0.6803)	0.2042** (5.1005)
ΔLCO₂(-4)	0.4120** (6.1045)	1.1266** (36.3871)	0.3914** (7.4817)	0.0911** (3.6394)	-0.6838** (-8.9443)	-0.3696** (-10.6053)
ΔLCO₂(-5)	-0.3125** (-4.6484)	-0.1793** (-5.8348)	-0.0405 (-0.4392)	0.7906** (8.6715)	0.7033** (3.2734)	0.3278** (3.3474)
ΔLCO₂(-6)	0.3902* (5.0084)	-0.4177** (-11.7161)	-0.1832** (-3.1084)	0.4729 (17.5305)	-0.2257 (-1.0960)	0.0255 (0.2717)
Standart	0.0023	0.0011	0.0023	0.0011	0.0023	0.0011
Hatalar						

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.34'de verilen sonuçlara göre rejim 1, rejim 2 ve rejim 3'ün ikinci eşitliklerindeki Δ LGSYH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 1, rejim 2 ve rejim 3'ün birinci eşitlikleri incelendiğinde Δ LCO₂ değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak

anlamli olması CO₂ emisyonunun ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla her üç rejimde de CO₂ emisyonunun, ekonomik büyümenin ve ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonunun arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir. Öztürk ve Acaravcı (2010)'nın 1968-2005 dönemini kapsayan CO₂ emisyonu, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki nedenselliği incelediği çalışmada CO₂ emisyonu ve enerji tüketiminin ekonomik büyümeye etkisinin olmadığını tespit etmişlerdir. Fakat MS-Granger nedensellik analizi sonucunda CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme serisinin doğrusal olmayan bir yapı gösterdiği ve çift yönlü nedensellik ilişkisine sahip olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.35. MSIAH(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LYEN	Δ LGSYİH	Δ LYEN
Sabit	0.0188** (2.0404)	-0.0245** (-2.7480)	0.0080** (2.4342)	0.0007 (0.7192)
ΔLGSYİH(-1)	-0.0122 (-0.0376)	0.0859 (0.2118)	0.1369 (1.4442)	-0.0255 (-0.8144)
ΔLGSYİH(-2)	-0.0486 (-0.1678)	1.1215** (3.8925)	-0.1434 (-1.6050)	0.0022 (0.0817)
ΔLGSYİH(-3)	-0.0805 (-0.2025)	0.0988 (0.1992)	-0.2580** (-2.6622)	0.0751** (2.1736)
ΔLGSYİH(-4)	-0.8629** (-3.1043)	0.2617 (0.9857)	0.0913 (0.8139)	0.0231 (0.7419)
ΔLGSYİH(-5)	-0.0795 (-0.3255)	0.1926 (0.8776)	0.0653 (0.5611)	-0.0737** (-2.0336)
ΔLYEN(-1)	0.0064 (0.0186)	-0.6794** (-1.9758)	-0.3050 (-1.6470)	0.5243** (8.8940)
ΔLYEN(-2)	0.1926 (0.3582)	-0.0269 (-0.0511)	0.1397 (1.0217)	0.0326 (0.7367)
ΔLYEN(-3)	-1.0307 (-1.6256)	0.7377 (1.0943)	-0.2083 (-1.6288)	0.2340** (5.5988)
ΔLYEN(-4)	0.9070** (2.3830)	-0.0538 (-0.1620)	0.0475 (0.2581)	0.0885 (1.6339)
ΔLYEN(-5)	-0.6176 (-1.1603)	1.7096** (3.6201)	-0.5529** (-4.1291)	0.0818** (1.8588)
Standart Hatalar	0.0137	0.0122	0.0070	0.0022

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.35’de verilen sonuçlara göre rejim 1 ve rejim 2’nin ikinci eşitliklerindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 1 ve rejim 2’nin birinci eşitlikleri incelendiğinde Δ LYEN değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla her iki rejimde de yenilenebilir enerji tüketiminin, ekonomik büyümenin ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında çift yönlü bir nedensellik olduğu görülmektedir. Öcalan ve Aslan (2013), 1990-2010 dönemini içeren yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ARDL yaklaşımı ile araştırmışlar ve yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisinin olduğunu, Toda-Yamamoto nedensellik testine göre de ekonomik büyümeden yenilenebilir enerjiye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu ortaya koymuşlardır. Doğan ve Ayçiçek (2014), Granger nedensellik testini kullanarak 1980-2013 dönemini içeren yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında yenilenebilir enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu belirlemişlerdir. Fakat MS-Granger nedensellik analizi sonucunda yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme serisinin rejimlere göre değişen, doğrusal olmayan bir yapı gösterdiği ve çift yönlü nedensellik ilişkisine sahip olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.36. Türkiye İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi

Nedensellik Yönü	Serbestlik Derecesi	p-değeri
CO ₂ emisyonu ekonomik büyümenin Granger nedenidir	6	0.0891***
Ekonomik büyüme CO ₂ emisyonunun Granger nedenidir	6	0.1809
Yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümenin Granger nedenidir	5	0.5039
Ekonomik büyüme yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedenidir	5	0.1613

*%1, **%5 ve ***%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

MS-Granger nedensellik sonucuna göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında rejimlere göre değişen bir nedensellik ilişkisi belirlenmesine rağmen, Tablo 3.36’de verilen Klasik Granger Nedensellik analizi sonuçlarına

göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Çünkü Klasik Granger Nedensellik analizi seriler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır. Dolayısıyla seriler arasındaki var olan doğrusal olmayan ilişkiyi göz ardı ettiğinden nedensellik ilişkilerini belirleyememektedir.

3.5.6. ABD İçin Analiz Sonuçları

ABD için 1961-2011 dönemini kapsayan yıllık kişi başı CO₂ emisyonu (LCO₂), kişi başı gayri safi yurtiçi hâsıla (LGSYİH) ve kişi başı yenilenebilir enerji tüketimi (LYEN) serilerinin yapılan birim kök testi sonuçlarına göre birinci farkları kullanılmıştır. Farklı rejim sayısına izin veren MS-VAR analizinde kullanılacak seriler incelendiğinde değişimin sabit terimden ve varyanstan kaynaklandığı gözlemlenmiş ve buna rağmen tüm olası MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulardan 2 rejimli MSIAH-VAR modelinin ABD serisini en iyi yansıttığı görülmüştür.

Tablo 3.37. LR Testi Sonuçları

Test	Dağılım	LR Test İstatistiği
H ₀ : Doğrusal VAR(5)		
H ₁ : MSIAH(2)-VAR(5)	$\chi^2(56)$	231.6600

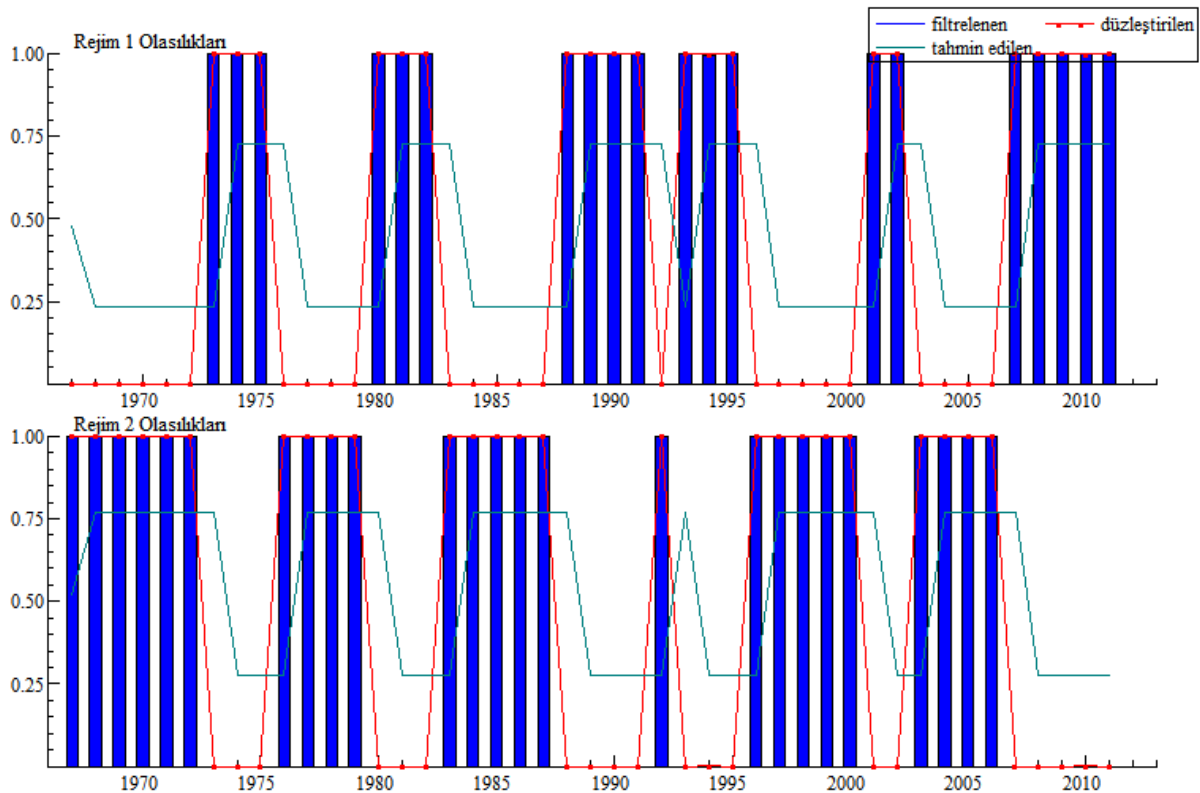
Ele alınan dönem serileri açısından doğrusal mı yoksa doğrusal olmayan bir modelin mi daha güçlü ve tutarlı sonuçlar verebileceğinin tespiti açısından Tablo 3.37’de verilen LR testi sonuçlarına göre, hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezi reddedilir ve H₁ hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla farklı politikaların varlığının gözlemlenmesine izin veren doğrusal olmayan bir model ile çalışılabileceği doğrulanmaktadır.

Δ LCO₂, Δ LGSYİH ve Δ LYEN’ye ilişkin oluşturulan MSIAH(2)-VAR(5) modelinin hata terimlerine ait tanı testleri sonuçları Tablo 3.38’de yer almaktadır. Tablo 3.38’deki sonuçlara göre vektör portmanto, vektör normallik ve vektör farklı varyans testlerinin sonuçlarına göre modelin hata terimlerinin; normal dağılıma sahip, otokorelasyonsuz ve eşit varyanslı olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.38. MSIAH(2)-VAR(5) Modeli Tanı Testleri

Testler	Test İstatistikleri
Vektör Portmanto(11)	$\chi^2(54) = 63.8951 [0.1678]$
Vektör Normalite Testi	$\chi^2(6) = 8.2388 [0.2211]$
Vektör Hetero Testi	$\chi^2(180) = 183.4608 [0.4144]$
Vektör Hetero-X Testi	$\chi^2(264) = 270.0000 [0.3866]$

Not: Tabloda verilen testlerin sıfır hipotezleri sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, hata terimleri normal dağılır, hata terimleri eşit varyanslıdır şeklindedir. Parantez içindekiler p değerlerini göstermektedir.

**Şekil 3.12. MSIAH(2)-VAR(5) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları**

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ serilerine ait MSIAH(2)-VAR(5) modeli kullanılarak elde edilen düzleştirilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları Şekil 3.12’de gösterildiği gibidir. Hamilton (1989) çalışmasından da faydalanılarak rejim 1’in resesyon ve rejim 2’nin genişleme rejimi olduğu söylenebilir. Şekil 3.12’den modelin 1974-1975 petrol krizini, 1979-1980 ikinci petrol krizini, 1989-1991 krizini ve 2008 krizini iyi yakaladığı görülmektedir.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ değişkenlerini içeren MSIAH(2)-VAR(5) modelinin EM algoritması kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.39’de verilmiştir.

Tablo 3.39. MSIAH(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂	Δ LYEN
Rejim 1			
Sabit	-0.0062 (-1.6265)	-0.0161**(-3.3276)	0.0126 (1.5391)
Δ LYEN(-1)	0.1175**(2.6196)	0.1406**(2.4777)	-0.2643**(-2.7522)
Δ LYEN(-2)	0.3162**(5.6581)	0.3502*(4.9534)	0.5235**(4.3770)
Δ LYEN(-3)	-0.0863**(-1.6561)	-0.6113**(-9.2704)	-0.3067**(-2.7492)
Δ LYEN(-4)	0.1304 (1.5537)	0.4185*(3.9420)	1.3235**(7.3672)
Δ LYEN(-5)	-0.3985**(-4.5624)	-0.3772**(-3.4144)	-0.0977 (-0.5228)
Δ LCO ₂ (-1)	0.8445**(5.0256)	0.6903**(3.2485)	0.7329**(2.0384)
Δ LCO ₂ (-2)	-0.7022**(-4.0222)	-1.1624**(-5.2644)	-1.5180**(-4.0633)
Δ LCO ₂ (-3)	0.9241**(7.8196)	1.0734**(7.1822)	0.0694 (0.2745)
Δ LCO ₂ (-4)	-0.4048**(-2.6667)	-1.2275**(-6.3940)	-0.6074**(-1.8700)
Δ LCO ₂ (-5)	0.0855 (0.6455)	-0.0660 (-0.3945)	0.4740**(1.6731)
Δ LGSYH(-1)	-0.6435**(-2.7993)	-0.1662 (-0.5716)	-1.2558**(-2.5529)
Δ LGSYH(-2)	-0.1313 (-0.4201)	0.6881**(1.7404)	1.8977**(2.8368)
Δ LGSYH(-3)	0.9264**(3.5318)	0.8761**(2.6411)	-0.9975**(-1.7773)
Δ LGSYH(-4)	-0.7548 **(-4.0147)	-1.5279**(-6.4254)	-3.1312**(-7.7823)
Δ LGSYH(-5)	1.3237**(5.3155)	1.5964**(5.0686)	0.5171 (0.9704)
Standart Hatalar	0.0028	0.0035	0.0060
Rejim 2			
Sabit	0.0133**(6.5273)	-0.0120**(-4.3374)	0.0047**(0.5203)
Δ LYEN(-1)	-0.0971**(-2.4805)	-0.0107 (-0.2009)	0.4332**(2.4618)
Δ LYEN(-2)	0.0187 (0.6050)	0.2452**(5.7880)	0.1512 (1.0855)
Δ LYEN(-3)	0.0265 (0.9286)	-0.0494 (-1.2663)	-0.1184 (-0.9227)
Δ LYEN(-4)	0.0535**(1.8064)	0.1506**(3.7217)	0.1599 (1.2030)
Δ LYEN(-5)	0.0576**(2.0632)	0.1538**(4.0330)	-0.2824**(-2.2542)
Δ LCO ₂ (-1)	-0.1980**(-2.7568)	-0.1080 (-1.1011)	-0.3070 (-0.9526)
Δ LCO ₂ (-2)	0.1578**(2.1693)	0.0428 (0.4312)	-0.4268 (-1.3077)
Δ LCO ₂ (-3)	-0.4411**(-4.7764)	0.0445 (0.3537)	-0.6330 (-1.5284)
Δ LCO ₂ (-4)	-0.0476 (-0.4215)	-0.2517 (-1.6334)	-1.2788**(-2.5237)
Δ LCO ₂ (-5)	0.3035**(3.2164)	0.0857 (0.6660)	1.0777 **2.5472)
Δ LGSYİH(-1)	0.2730**(2.9633)	0.3961** (3.1523)	-1.0486**(-2.5384)
Δ LGSYİH(-2)	-0.3778**(-4.9905)	-0.3455**(-3.3445)	-0.5385 (-1.5863)
Δ LGSYİH(-3)	0.4089**(3.5885)	0.5084** (3.2664)	2.0660* *(4.0410)
Δ LGSYİH(-4)	-0.0698 (-0.5277)	0.9399** (5.2024)	0.8811 (1.4836)
Δ LGSYİH(-5)	-0.2529**(-2.5701)	0.2825** (2.1035)	-0.5619 (-1.2731)
Standart Hatalar	0.0022	0.0115	0.0101

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.39’de verilen model sonuçlarına göre ekonomi resesyon (rejim 1) döneminde iken CO₂ emisyonu büyümeyi 1 ila 3-üncü gecikmede pozitif ve 2 ila 4-üncü gecikmede negatif yönde, yenilenebilir enerji tüketimi büyümeyi 1 ila 2-inci gecikmede pozitif yönde ve 3-üncü gecikmede negatif yönde etkilemektedir. Ekonomi genişleme (rejim 2) döneminde iken yenilenebilir enerji tüketimi büyümeyi 4 ila 5-inci gecikmede pozitif ve 1-inci gecikmede negatif yönde, CO₂ emisyonu büyümeyi 1 ila 3-üncü gecikmede negatif ve 2 ila 5-inci gecikmede pozitif yönde etkilemektedir. Söz konusu bulgular serilerin rejimlere göre değişen etkilere sahip olduğunu ve iki rejimli doğrusal olmayan karakter sergilediğini göstermektedir.

Düzleştirilmiş rejim olasılıklarının kullanılmasıyla elde edilen geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayıları ile rejimlerin süre özellikleri Tablo 3.40’daki gibidir.

Tablo 3.40. MSIAH(2)-VAR(5) Modelinin Rejim Özellikleri

	Geçiş Olasılıkları		Gözlemler	Süre
	Rejim 1	Rejim 2		
Rejim 1	0.7263	0.2737	20.0	3.65
Rejim 2	0.2329	0.7671	25.0	4.29

Tablo 3.40’da, rejimlerin istatistiksel özellikleri gösterilmiştir. Gözlemlerin 20 tanesi resesyon rejiminde yer alırken, 25 tanesi genişleme rejiminde yer almaktadır. Geçiş olasılıkları incelendiğinde rejim 1’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 1) = 0.7263$, rejim 2’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 2) = 0.7671$, rejim 1’de iken ertesi dönem rejim 2’ye geçme olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 2) = 0.2737$ ve rejim 2’de iken ertesi dönem rejim 1’e geçme olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 1) = 0.2329$ ’dir. Genişleme döneminde kalma süresi, 4.29 yıl iken, resesyon rejiminde kalma süre 3.65 yıldır.

3.5.6.1. ABD İçin MS-Granger Nedensellik Analizi

Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayılarına ve AR derecelerine sahip modeller ile sabit terimin, sabit terim ve varyansın, rejimlere göre değiştiği ve değişmediği durumları içeren modeller, çeşitli MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme için MSIA(2)-VAR(5), yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme için MSIAH(2)-VAR(6) modeli diğer modellere göre test istatistiklerinde, otokorelasyon testlerinde ve kriz dönemleri yakalamada

daha güvenilir sonuçlar verdiği için tercih edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik analizi sonuçları Tablo 3.41 ve 3.42’de verildiği gibidir.

Tablo 3.41. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂
Sabit	0.0012 (0.2438)	-0.0049 (-0.7184)	0.0123** (3.2673)	-0.0038 (-0.5687)
ΔLGSYİH(-1)	-0.1919 (-0.9673)	-0.1584 (-0.4715)	-0.0600 (-0.3221)	0.3376 (1.0656)
ΔLGSYİH(-2)	0.5797** (2.6248)	0.2524 (0.7053)	-0.1499 (-0.8782)	-0.2662 (-0.9192)
ΔLGSYİH(-3)	-0.4947** (-1.9075)	-0.7300** (-2.0167)	0.5963** (2.9362)	-0.0740 (-0.1985)
ΔLGSYİH(-4)	0.0003 (0.0017)	-0.0092 (-0.0246)	0.1355 (0.6941)	0.7179** (2.1272)
ΔLGSYİH(-5)	0.3800** (2.0435)	0.3507 (1.2013)	-0.3047 (-1.5083)	0.2277 (0.6293)
ΔLCO₂(-1)	0.3603** (2.6534)	0.3245 (1.4316)	-0.3438** (-1.7982)	0.0953 (0.2923)
ΔLCO₂(-2)	-0.4391** (-2.0155)	-0.2862 (-0.9574)	0.1292 (0.8399)	-0.2567 (-0.9165)
ΔLCO₂(-3)	0.2961** (2.5719)	0.4153** (2.4324)	-0.6151* (-2.2810)	0.6606 (1.4051)
ΔLCO₂(-4)	-0.3884** (-2.7537)	-0.3745** (-1.8936)	-0.2167 (-1.0825)	-0.2849 (-0.8387)
ΔLCO₂(-5)	0.0797 (0.5848)	0.0553 (0.2944)	0.4937** (2.4023)	-0.1576 (-0.4432)
Standart Hatalar	0.0043	0.0075	0.0043	0.0075

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.41’de verilen sonuçlara göre rejim 1’in ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 1’in birinci eşitliği incelendiğinde Δ LCO₂ değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması CO₂ emisyonunun ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Yani rejim 1’de Δ LGSYİH ve Δ LCO₂ arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilebilir. Rejim 2’nin ilk

eşitliğindeki ΔLCO_2 ve ikinci eşitliğindeki $\Delta LGSYİH$ değişkenlerinin tahmin edilen bütün gecikmeli değerleri incelendiğinde en az bir gecikmeli değişkenin katsayının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla CO_2 emisyonu, ekonomik büyümenin ve ekonomik büyüme CO_2 emisyonunun Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile CO_2 emisyonu arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir.

Tablo 3.42. MSIAH(2)-VAR(6) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	$\Delta LGSYİH$	$\Delta LYEN$	$\Delta LGSYİH$	$\Delta LYEN$
Sabit	0.0259** (3.6215)	-0.0362** (-15.5192)	0.0105** (4.1253)	-0.0074** (-1.9068)
$\Delta LGSYİH(-1)$	1.3089* (3.2543)	-0.5105** (-3.8845)	0.0636 (0.9384)	0.2343** (2.2430)
$\Delta LGSYİH(-2)$	0.3700 (1.4615)	0.5914** (7.1464)	-0.1227** (-2.1528)	-0.0125 (-0.1426)
$\Delta LGSYİH(-3)$	-0.6081** (-1.8926)	0.8269** (7.8738)	-0.1254** (-2.1198)	-0.0483 (-0.5302)
$\Delta LGSYİH(-4)$	-0.9985** (-4.4672)	0.7024** (9.6158)	0.2260** (3.2973)	0.1009 (0.9571)
$\Delta LGSYİH(-5)$	-0.2020 (-1.1478)	0.3597** (6.2527)	0.0206 (0.2755)	0.0736 (0.6400)
$\Delta LGSYİH(-6)$	-0.0606 (-0.3030)	-0.3597** (-5.5033)	-0.1333** (-2.1620)	0.3201** (3.3689)
$\Delta LYEN(-1)$	1.2709** (3.5827)	-1.0134** (-8.7434)	-0.2669** (-2.6059)	0.2771** (1.7544)
$\Delta LYEN(-2)$	1.2593** (2.3567)	-1.5005** (-8.5941)	0.0386 (0.4949)	0.1964 (1.6326)
$\Delta LYEN(-3)$	0.2396 (0.4130)	0.3136** (1.6544)	-0.1955** (-2.5046)	0.2381** (1.9814)
$\Delta LYEN(-4)$	1.4487** (5.3385)	-0.5185** (-5.8468)	0.1442 (1.3015)	0.0335 (0.1959)
$\Delta LYEN(-5)$	-1.1484** (-3.1166)	2.0581** (17.0933)	-0.4273** (-5.0028)	-0.1620 (-1.2299)
$\Delta LYEN(-6)$	-2.3647** (-3.4955)	1.9876 (8.9905)	-0.1799** (-1.9896)	0.2634** (1.8943)
Standart Hatalar	0.0088	0.0029	0.0042	0.0065

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.42’de verilen sonuçlara göre rejim 1’in ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 1’in birinci eşitliği incelendiğinde Δ LYEN değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Yani rejim 1’de Δ LGSYİH ve Δ LYEN arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilebilir. Rejim 2’nin ilk eşitliğindeki Δ LYEN değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 2’nin ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Dolayısıyla her iki rejimde de yenilenebilir enerji tüketiminin, ekonomik büyümenin nedeni olduğu, ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir. Pin (2014), 1982-2011 dönemini içeren 9 OECD ülkesi için yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki uzun ve kısa dönem nedensellik ilişkisini araştırdığı çalışmasında ABD için ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji tüketimine uzun dönemli ve güçlü tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu belirlemiştir. Apergis ve Payne (2011), 1990-2007 dönemini kapsayan gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için yenilenebilir enerji tüketimi, yenilenebilir olmayan enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında ABD için uzun ve kısa dönemde yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu belirlemişlerdir. Fakat MS-Granger nedensellik analizi sonucunda yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme serisinin rejimlere göre değişen, doğrusal olmayan bir yapı gösterdiği ve çift yönlü nedensellik ilişkisine sahip olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.43. ABD İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Sonuçları

Nedensellik Yönü	Serbestlik Derecesi	p-değeri
CO ₂ emisyonu ekonomik büyümenin Granger nedenidir	5	0.2553
Ekonomik büyüme CO ₂ emisyonunun Granger nedenidir	5	0.3632
Yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümenin Granger nedenidir	6	0.7425
Ekonomik büyüme yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedenidir	6	0.2065

*%1, **%5 ve ***%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

MS-Granger nedensellik sonucuna göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında rejimlere göre değişen bir nedensellik ilişkisi belirlenmesine rağmen, Tablo 3.43’de verilen Klasik Granger Nedensellik analizi sonuçlarına göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Çünkü Klasik Granger Nedensellik analizi seriler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır. Dolayısıyla seriler arasındaki var olan doğrusal olmayan ilişkiyi göz ardı ettiğinden nedensellik ilişkilerini belirleyememektedir.

3.5.6.2. ABD İçin MS-VECM Analizi Sonuçları

Yenilenebilir enerji tüketimi, CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme serileri arasında uzun dönemli denge ilişkisini açıklamak üzere öncelikle Krolzig’in MS-VECM prosedürüne göre doğrusal VECM modeli tahmin edilmiştir. VECM modeli için uygun gecikme sayısı MS-VAR analizinde tahmin edilen VAR modelinin derecesinin bir eksiği olarak belirlenmiştir. Doğrusal VECM(4) modelinin sonucuna göre yenilenebilir enerji tüketimi, CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme serileri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ve bu ilişkinin tek bir eştümleştirici vektör ile sunulabileceği bulunmuştur. İkinci adım da ise tahmin edilen VECM’nin kısa dönem parametrelerindeki rejim değişimini açıklamak için MS-VECM modeline uygulanmıştır. Çeşitli MS-VECM spesifikasyonları 4 gecikmeye kadar sabit terimin, sabit terim ve varyansın, rejimlere göre değiştiği ve değişmediği durumları içeren modeller 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. Yenilenebilir enerji tüketimi, CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme için MSIAH(2)-VECM(4) modeli diğer modellere göre test istatistiklerinde, otokorelasyon testlerinde ve kriz dönemleri yakalamada daha güvenilir sonuçlar verdiği için tercih edilmiştir. Değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli denge ilişkisi sonuçları Tablo 3.44’de verildiği gibidir.

Tablo 3.44. ABD İçin MSIAH(2)-VECM(4) Model Sonuçları

	Δ LGSYİH	Δ CO ₂	Δ LYEN
Rejim 1			
Sabit	0.0130**(1.7639)	0.0071 (0.8777)	0.0022 (0.1528)
Δ LYEN(-1)	0.0135 (0.2959)	-0.0150 (-0.2976)	-0.1553 (-1.3999)
Δ LYEN(-2)	0.2834**(3.9401)	0.3142**(3.1331)	0.1423 (0.7365)
Δ LYEN(-3)	-0.0428 (-0.6379)	-0.5274**(-6.9559)	-0.2419 (-1.4646)
Δ LYEN(-4)	-0.3554**(-4.1914)	-0.1230 (-0.9833)	0.3921 (1.5978)
Δ CO ₂ (-1)	0.2098 (0.9812)	0.0840 (0.3396)	-0.4742 (-0.8841)
Δ CO ₂ (-2)	-0.3536**(-1.7800)	-0.8001**(-3.6206)	-2.5863**(-5.3887)
Δ CO ₂ (-3)	1.1195**(7.1184)	1.2978**(5.5791)	-0.3574 (-0.8130)
Δ CO ₂ (-4)	0.2804 (1.5249)	-0.2244 (-0.6766)	1.0733**(1.7794)
Δ LGSYH(-1)	0.0445 (0.1851)	0.3452 (1.2828)	-1.5979**(-2.7217)
Δ LGSYH(-2)	-0.3725 (-0.9950)	0.3702 (0.8991)	4.3286**(4.7994)
Δ LGSYH(-3)	0.5613 (1.5560)	0.3083 (0.7771)	-2.4523**(-2.8264)
Δ LGSYH(-4)	-0.2505 (-0.9855)	-0.7093**(-2.5366)	-1.4593**(-2.3842)
Hata Düzeltme	-0.0003**(-1.9168)	-0.0004**(-1.8796)	-0.0001 (-0.3859)
Standart Hatalar	0.0039	0.0043	0.0094
Rejim 2			
Sabit	0.0068 (1.4713)	-0.0099 (-1.1207)	-0.0638**(-4.5792)
Δ LYEN(-1)	-0.0102 (-0.2271)	-0.0093 (-0.1112)	0.0566 (0.4110)
Δ LYEN(-2)	0.0272 (0.6445)	0.1124 (1.4205)	-0.3090**(-2.4266)
Δ LYEN(-3)	-0.0373 (-1.0442)	-0.0308 (-0.4645)	-0.2567**(-2.3854)
Δ LYEN(-4)	0.0150 (0.4623)	0.1067**(1.7711)	0.0214 (0.2180)
Δ CO ₂ (-1)	-0.2236**(-2.7295)	-0.1699 (-1.1213)	-0.9656**(-3.8809)
Δ CO ₂ (-2)	0.1403**(1.7702)	-0.0411 (-0.2801)	-0.2618 (-1.0875)
Δ CO ₂ (-3)	-0.4485**(-3.5027)	-0.1076 (-0.4480)	-1.3173**(-3.3955)
Δ CO ₂ (-4)	-0.1234 (-0.9128)	0.2106 (0.8430)	-1.1201**(-2.7430)
Δ LGSYİH(-1)	0.1397 (1.3061)	0.3855** (1.9448)	0.3059 (0.9426)
Δ LGSYİH(-2)	-0.4021**(-3.8245)	-0.0621 (-0.3152)	0.0865 (0.2716)
Δ LGSYİH(-3)	0.4760**(2.9005)	0.3432 (1.1153)	2.1848** (4.3985)
Δ LGSYİH(-4)	0.0826 (0.6295)	0.2472 (1.0162)	0.5357 (1.3494)
Hata Düzeltme	0.0001 (1.2717)	0.0001 (1.4032)	0.0011**(6.7133)
Standart Hatalar	0.0026	0.0048	0.0078

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir.

MS-VECM, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkinin rejimlere göre değişebileceğini söylemektedir. Tablo 3.44, her bir rejime göre VECM'nin tahmin edilen parametrelerinin farklılık gösterdiğini ifade etmektedir. Tablo 3.44'deki verilere göre rejim 1'deki ekonomik büyüme ve CO₂ emisyonu modelleri için tahmin edilen uzun

dönem denge ilişkisi katsayısının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Hata düzeltme katsayısının negatif olması uzun dönem dengesine yaklaşacağını ve pozitif olması dengeden sapmaların artarak devam edeceğini göstermektedir. Buna göre ekonomik büyüme modeli için hata düzeltme katsayısı negatif olması uzun dönemde dengeye ulaşıldığını ifade etmektedir. 2-inci ve 4-üncü gecikmelerde yenilenebilir enerji tüketiminin ve 2 ila 3-üncü gecikmelerde CO₂ emisyonunun katsayılarının anlamlı olması ekonomik büyüme ile kısa dönemli bir ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Rejim 2'deki ekonomik büyüme modelinde ise 1, 2 ve 3-üncü gecikmelerde CO₂ emisyonunun katsayılarının anlamlı olması ekonomik büyüme ile kısa dönemli bir ilişkisinin olduğunu ayrıca hata düzeltme katsayısının anlamlı çıkmaması uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını göstermektedir.

3.5.7. Finlandiya İçin Analiz Sonuçları

Finlandiya için 1961-2011 dönemini kapsayan yıllık kişi başı CO₂ emisyonu (LCO₂), kişi başı gayri safi yurtiçi hâsıla (LGSYİH) ve kişi başı yenilenebilir enerji tüketimi (LYEN) serilerinin yapılan birim kök testi sonuçlarına göre birinci farkları kullanılmıştır. Farklı rejim sayısına izin veren MS-VAR analizinde kullanılacak seriler incelendiğinde değişimin sabit terimden kaynaklandığı gözlemlenmiş ve buna rağmen tüm olası MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulardan 2 rejimli MSIA-VAR modelinin Finlandiya serisini en iyi yansıttığı görülmüştür.

Tablo 3.45. LR Testi Sonuçları

Test	Dağılım	LR Test İstatistiği
H ₀ : Doğrusal VAR(5)	$\chi^2(50)$	163.9824
H ₁ : MSIA(2)-VAR(5)		

Ele alınan dönem serileri açısından doğrusal mı yoksa doğrusal olmayan bir modelin mi daha güçlü ve tutarlı sonuçlar verebileceğinin tespiti açısından Tablo 3.45'de gösterilen LR testi sonuçlarına göre, hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezi reddedilir ve H₁ hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla farklı politikaların varlığının gözlemlenmesine izin veren doğrusal olmayan bir model ile çalışılabileceği doğrulanmaktadır.

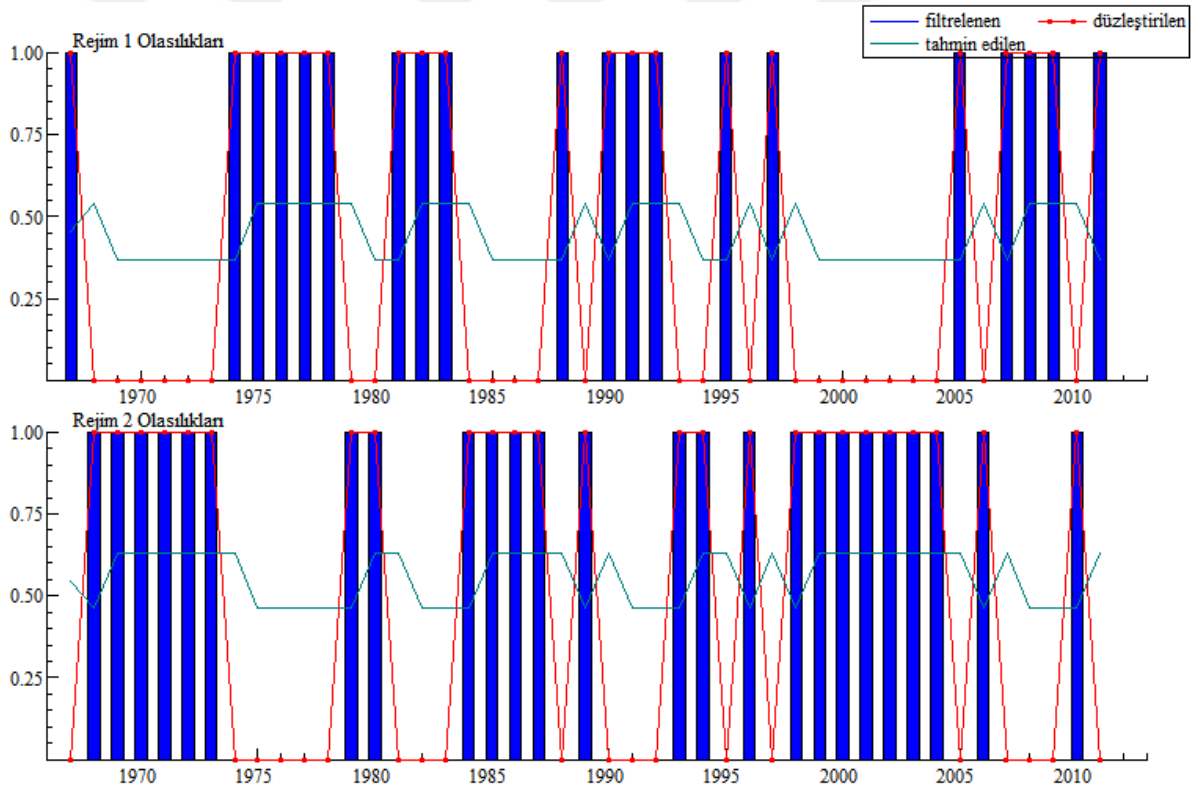
ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ 'ye ilişkin oluşturulan MSIA(2)-VAR(5) modelinin hata terimlerine ait tanı testleri sonuçları Tablo 3.46'de yer almaktadır. Tablo 3.46'deki sonuçlara göre vektör portmanto, vektör normallik ve vektör farklı varyanslı testlerinin

sonuçlarına göre modelin hata terimlerinin; normal dağılıma sahip, otokorelasyonsuz ve eşit varyanslı olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.46. MSIA(2)-VAR(5) Modeli Tanı Testleri

Testler	Test İstatistikleri
Vektör Portmanto(11)	$\chi^2(54) = 66.6683 [0.1155]$
Vektör Normalite Testi	$\chi^2(6) = 9.7698 [0.1347]$
Vektör Hetero Testi	$\chi^2(180) = 155.9307 [0.9022]$
Vektör Hetero-X Testi	$\chi^2(264) = 270.0000 [0.3866]$

Not: Tabloda verilen testlerin sıfır hipotezleri sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, hata terimleri normal dağılır, hata terimleri eşit varyanslıdır şeklindedir. Parantez içindekiler p değerlerini göstermektedir.



Şekil 3.13. MSIA(2)-VAR(5) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Sınıfları

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYIH$ ve $\Delta LYEN$ serilerine ait MSIA(2)-VAR(5) modeli kullanılarak elde edilen düzeltilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları Şekil 4.13'de gösterildiği gibidir. Hamilton (1989) çalışmasından da faydalanılarak rejim 1'in resesyon ve rejim 2'nin genişleme rejimi olduğu söylenebilir. Şekil 4.13'den modelin 1974-1975 petrol krizini, 1979-1980 ikinci petrol krizini, 1989-1991 krizini ve 2008 krizini iyi yakaladığı görülmektedir.

ΔLCO_2 , $\Delta\text{LGSYİH}$ ve ΔLYEN değişkenlerini içeren MSIA(2)-VAR(5) modelinin EM algoritması kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.47’de verilmiştir.

Tablo 3.47. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	$\Delta\text{LGSYİH}$	ΔLCO_2	ΔLYEN
Rejim 1			
Sabit	0.0077 (1.4482)	-0.0536**(-4.0335)	0.0618**(8.9945)
$\Delta\text{LYEN}(-1)$	-0.3907**(-3.5517)	0.3513 (1.2907)	-0.6508**(-4.6253)
$\Delta\text{LYEN}(-2)$	-0.1881**(-1.8162)	0.5827**(-2.2787)	-0.1554 (-1.1730)
$\Delta\text{LYEN}(-3)$	0.1003 (1.1407)	-1.1673**(-5.3607)	0.0608 (0.5413)
$\Delta\text{LYEN}(-4)$	0.7446**(-3.7437)	-1.3687**(-2.7793)	1.3059**(5.1358)
$\Delta\text{LYEN}(-5)$	0.0624 (0.5796)	-0.7637**(-2.8654)	-0.3784 (-2.7445)
$\Delta\text{LCO}_2(-1)$	0.0556 (1.0575)	0.2597**(1.9973)	-0.1761**(-2.6136)
$\Delta\text{LCO}_2(-2)$	0.0602 (1.2651)	-0.7400**(-6.2729)	-0.2042**(-3.3547)
$\Delta\text{LCO}_2(-3)$	0.0990**(-2.1795)	-0.1136 (-1.0091)	0.2980**(-5.1302)
$\Delta\text{LCO}_2(-4)$	0.0683 (1.1670)	-0.0064 (-0.0443)	-0.0514 (-0.6872)
$\Delta\text{LCO}_2(-5)$	0.1123 (1.2952)	-0.4939**(-2.3042)	0.4717**(-4.2502)
$\Delta\text{LGSYH}(-1)$	0.8855**(5.0519)	0.0232 (0.0536)	0.1318 (0.5885)
$\Delta\text{LGSYH}(-2)$	-0.8694**(-4.6871)	0.3127 (0.6804)	-0.2522 (-1.0638)
$\Delta\text{LGSYH}(-3)$	0.2124 (0.6736)	1.6969*(2.1719)	-4.0498**(-10.0456)
$\Delta\text{LGSYH}(-4)$	-1.4201**(-3.8674)	1.4069 (1.5495)	-0.2174 (-0.4630)
$\Delta\text{LGSYH}(-5)$	0.6802**(2.5597)	-0.1733 (-0.2632)	-0.9599**(-2.8267)
Rejim 2			
Sabit	0.0182**(5.6351)	0.0691**(8.6392)	0.0143**(3.4581)
$\Delta\text{LYEN}(-1)$	0.0621 (0.9210)	-0.5778**(-3.4564)	-0.0612 (-0.7100)
$\Delta\text{LYEN}(-2)$	0.0336 (0.4562)	-0.4399**(-2.4038)	0.0985 (1.0441)
$\Delta\text{LYEN}(-3)$	0.0173 (0.1764)	-0.3864 (-1.5856)	0.1277 (1.0163)
$\Delta\text{LYEN}(-4)$	0.0067 (0.1230)	0.1637 (1.2097)	0.0311 (0.4454)
$\Delta\text{LYEN}(-5)$	0.0336 (0.5565)	-0.1368**(-0.9138)	0.0567 (0.7352)
$\Delta\text{LCO}_2(-1)$	0.1426**(-3.1891)	0.0334 (0.3015)	-0.1869**(-3.2704)
$\Delta\text{LCO}_2(-2)$	-0.1307**(-2.9651)	-0.1839**(-1.6838)	-0.0292 (-0.5182)
$\Delta\text{LCO}_2(-3)$	0.1244**(-2.8513)	-0.1625 (-1.5032)	0.0612 (1.0980)
$\Delta\text{LCO}_2(-4)$	0.1152**(-3.0251)	-0.2349**(-2.4891)	-0.1694**(-3.4818)
$\Delta\text{LCO}_2(-5)$	0.0108 (0.2248)	0.4097 (3.4357)	-0.3343**(-5.4352)
$\Delta\text{LGSYİH}(-1)$	0.3498**(1.9223)	-0.3690 (-0.8183)	-0.3144 (-1.3517)
$\Delta\text{LGSYİH}(-2)$	-0.4101**(-2.1612)	-0.9942**(-2.1147)	0.6464**(-2.6641)
$\Delta\text{LGSYİH}(-3)$	0.4743*(2.2204)	1.4401*(2.7207)	-1.5662*(-5.7331)
$\Delta\text{LGSYİH}(-4)$	-0.5934 (-2.4601)	-1.9795**(-3.3120)	1.2799**(-4.1507)
$\Delta\text{LGSYİH}(-5)$	-0.1197 (-0.6734)	-0.4316 (-0.9801)	-0.3679 (-1.6192)
Standart Hatalar	0.0057	0.0115	0.0101

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 4.47’de verilen model sonuçlarına göre ekonomi resesyon (rejim 1) döneminde iken CO₂ emisyonu büyümeyi 3-üncü gecikmede negatif yönde, yenilenebilir enerji tüketimi büyümeyi 1 ila 2-inci gecikmede negatif yönde ve 4-üncü gecikmede pozitif yönde etkilemektedir. Ekonomi genişleme (rejim 2) döneminde iken CO₂ emisyonu büyümeyi 1, 3 ila 4-üncü gecikmede pozitif ve 2-inci gecikmede negatif yönde etkilemektedir. Söz konusu bulgular serilerin rejimlere göre değişen etkilere sahip olduğunu ve iki rejimli doğrusal olmayan karakter sergilediğini göstermektedir.

Düzeltilmiş rejim olasılıklarının kullanılmasıyla elde edilen geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayıları ile rejimlerin süre özellikleri Tablo 3.48’deki gibidir.

Tablo 3.48. MSIA(2)-VAR(5) Modelinin Rejim Özellikleri

	Geçiş Olasılıkları		Gözlemler	Süre
	Rejim 1	Rejim 2		
Rejim 1	0.5394	0.4606	20.0	2.17
Rejim 2	0.3693	0.6307	25.0	2.71

Tablo 3.48’de, rejimlerin istatistiksel özellikleri gösterilmiştir. Gözlemlerin 20 tanesi resesyon rejiminde yer alırken, 25 tanesi genişleme rejiminde yer almaktadır. Geçiş olasılıkları incelendiğinde rejim 1’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 1) = 0.5394$, rejim 2’de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 2) = 0.6307$, rejim 1’de iken ertesi dönem rejim 2’ye geçme olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 2) = 0.4606$ ve rejim 2’de iken ertesi dönem rejim 1’e geçme olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 1) = 0.3693$ ’dir. Genişleme döneminde kalma süresi, 2.71 yıl iken, resesyon rejiminde kalma süre 2.17 yıldır.

3.5.7.1. Finlandiya İçin MS-Granger Nedensellik Analizi

Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayılarına ve AR derecelerine sahip modeller ile sabit terimin, sabit terim ve varyansın, rejimlere göre değiştiği ve değişmediği durumları içeren modeller, çeşitli MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme için MSIA(2)-VAR(5), yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme için MSIAH(2)-VAR(6) modeli diğer modellere göre test istatistiklerinde, otokorelasyon testlerinde ve kriz dönemleri yakalamada

daha güvenilir sonuçlar verdiği için tercih edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik analizi sonuçları Tablo 3.49 ve 3.50’de verildiği gibidir.

Tablo 3.49. MSIAH(2)-VAR(3) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂
Sabit	-0.0042 (-0.7237)	-0.0194 (-1.2034)	0.0145** (5.8341)	0.0589** (8.8597)
ΔLGSYİH(-1)	0.9446** (4.3335)	-0.1385 (-0.1987)	0.3067** (2.4064)	-0.3717 (-1.1083)
ΔLGSYİH(-2)	-0.5382** (-2.3061)	-0.0099 (-0.0143)	-0.4588** (-2.3521)	-1.1631*** (-2.0628)
ΔLGSYİH(-3)	0.3493 (0.9508)	0.1002 (0.0902)	0.2355** (1.7505)	0.2572 (0.7248)
ΔLCO₂(-1)	0.0549 (0.8945)	-0.0474 (-0.2621)	0.0266** (0.6982)	-0.3024** (-2.9505)
ΔLCO₂(-2)	0.0895 (1.0298)	-0.1739 (-0.8012)	-0.0639** (-1.7189)	0.2949** (2.8464)
ΔLCO₂(-3)	0.0631 (1.0183)	0.0336 (0.1889)	0.1213** (3.0292)	0.0162 (0.1462)
Standart Hatalar	0.0108	0.0315	0.0065	0.0167

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.49’de verilen sonuçlara göre rejim 1’in ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmaması ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun Granger nedeni olmadığını göstermektedir. Rejim 1’in birinci eşitliği incelendiğinde Δ LCO₂ değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmaması CO₂ emisyonunun ekonomik büyümenin Granger nedeni olmadığını göstermektedir. Yani rejim 1’de Δ LGSYİH ve Δ LCO₂ arasında nedensellik ilişkisinin olmadığı ifade edilebilir. Rejim 2’nin ilk eşitliğindeki Δ LCO₂ ve ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkenlerinin tahmin edilen bütün gecikmeli değerleri incelendiğinde en az bir gecikmeli değişkenin katsayının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla CO₂ emisyonu, ekonomik büyümenin ve ekonomik büyüme CO₂ emisyonunun Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir.

Tablo 3.50. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LYEN	Δ LGSYİH	Δ LYEN
Sabit	0.0012 (0.2370)	0.0195** (3.0701)	0.0369** (7.1394)	0.0058 (1.1032)
ΔLGSYİH(-1)	1.0611** (7.6891)	0.4118** (2.8552)	1.0131** (3.2386)	-2.0770** (-6.5217)
ΔLGSYİH(-2)	-0.4548** (-3.0656)	-0.0199 (-0.1100)	-1.3833** (-3.8123)	1.1408** (2.8576)
ΔLGSYİH(-3)	0.2554 (0.9950)	-2.4592** (-7.8938)	0.4653** (1.9561)	-1.1541** (-4.3386)
ΔLGSYİH(-4)	-0.3042 (-1.4919)	1.2844** (6.1221)	-0.7746** (-2.3347)	0.9734** (2.8583)
ΔLGSYİH(-5)	-0.0106 (-0.0575)	-1.3774** (-6.3063)	-0.1722 (-0.4493)	0.9571** (2.2896)
ΔLYEN(-1)	-0.1340** (-2.2736)	-0.4459** (-7.3899)	-0.8392** (-4.2480)	0.5002** (2.4257)
ΔLYEN(-2)	-0.0033 (-0.0622)	-0.0390 (-0.6728)	-0.8304** (-4.6537)	1.1385** (6.1331)
ΔLYEN(-3)	-0.0569 (-0.6997)	0.1509** (1.6756)	0.2782** (2.4764)	0.2514** (2.0574)
ΔLYEN(-4)	0.2989** (3.8363)	0.8410** (9.7933)	0.0740 (0.8352)	-0.3670** (-4.0788)
ΔLYEN(-5)	0.0330 (0.5230)	0.0568 (0.8520)	0.1940 (1.5087)	-0.3423** (-2.4754)
Standart Hatalar	0.0067	0.0068	0.0067	0.0068

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.50’de verilen sonuçlara göre rejim 1 ve rejim 2’nin ikinci eşitliklerindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 1 ve rejim 2’nin birinci eşitlikleri incelendiğinde Δ LYEN değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla her iki rejimde de yenilenebilir enerji tüketiminin, ekonomik büyümenin ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu

ve ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir.

Tablo 3.51. Finlandiya İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi

Nedensellik Yönü	Serbestlik Derecesi	p-değeri
CO ₂ emisyonu ekonomik büyümenin Granger nedenidir	3	0.0099**
Ekonomik büyüme CO ₂ emisyonunun Granger nedenidir	3	0.9873
Yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümenin Granger nedenidir	5	0.5291
Ekonomik büyüme yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedenidir	5	0.0182***

*%1, **%5 ve ***%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

MS-Granger nedensellik sonucuna göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında rejimlere göre değişen bir nedensellik ilişkisi belirlenmesine rağmen, Tablo 3.51’de verilen Klasik Granger Nedensellik analizi sonuçlarına göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında %10 anlamlılık düzeyinde ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi, CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında %5 anlamlılık düzeylerinde CO₂ emisyonundan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Çünkü Klasik Granger Nedensellik analizi seriler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır. Dolayısıyla seriler arasındaki var olan doğrusal olmayan ilişkiyi göz ardı ettiğinden nedensellik ilişkilerini belirleyememektedir.

3.5.8. Avustralya İçin Analiz Sonuçları

Avustralya için 1961-2011 dönemini kapsayan yıllık kişi başı CO₂ emisyonu (LCO₂), kişi başı gayri safi yurtiçi hâsıla (LGSYİH) ve kişi başı yenilenebilir enerji tüketimi (LYEN) serilerinin yapılan birim kök testi sonuçlarına göre birinci farkları kullanılmıştır. Farklı rejim sayısına izin veren MS-VAR analizinde kullanılacak seriler incelendiğinde değişimin sabit terimden ve varyantsan kaynaklandığı gözlemlenmiş ve buna rağmen tüm olası MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulardan 2 rejimli MSIAH-VAR modelinin Avustralya serisini en iyi yansıttığı görülmüştür.

Tablo 3.52. LR Testi Sonuçları

Test	Dağılım	LR Test İstatistiği
H ₀ : Doğrusal VAR(4)	$\chi^2(47)$	126.0638
H ₁ : MSIAH(2)-VAR(4)		

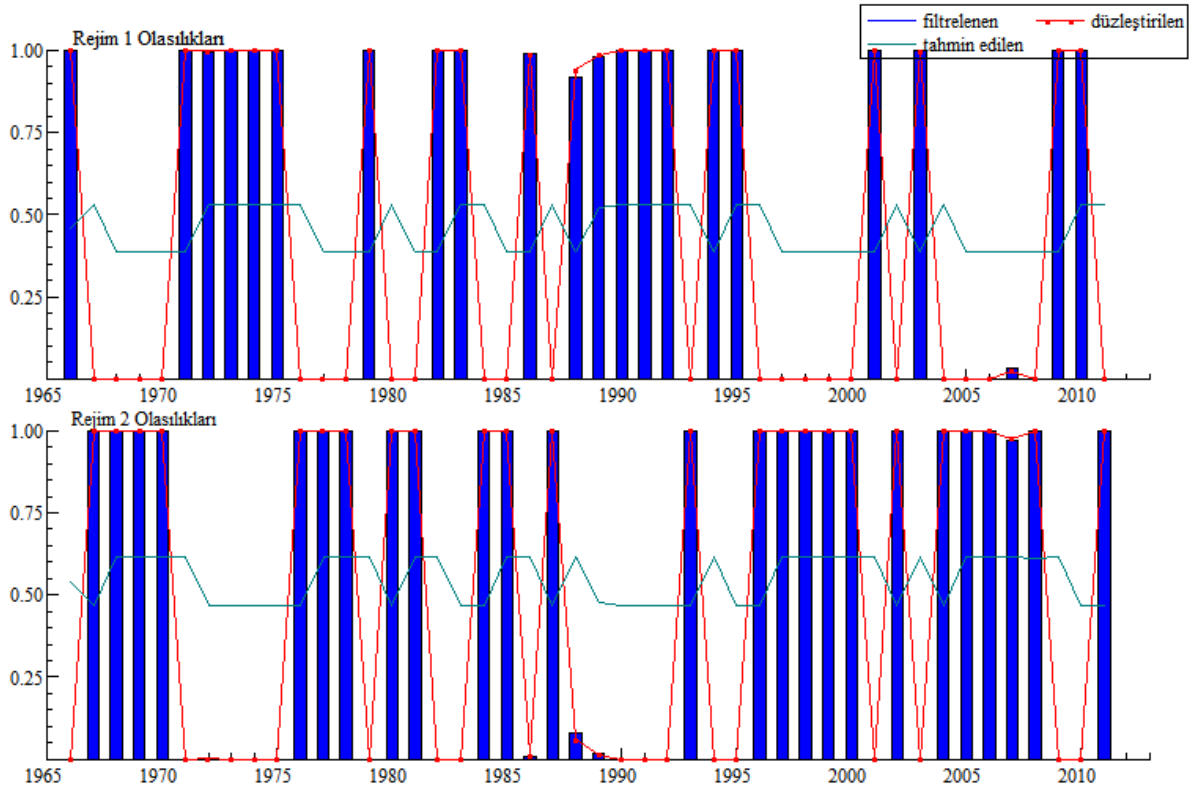
Ele alınan dönem serileri açısından doğrusal mı yoksa doğrusal olmayan bir modelin mi daha güçlü ve tutarlı sonuçlar verebileceğinin tespiti açısından Tablo 3.52’de verilen LR testi sonuçlarına göre, hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezi reddedilir ve H₁ hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla farklı politikaların varlığının gözlemlenmesine izin veren doğrusal olmayan bir model ile çalışılabileceği doğrulanmaktadır.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ ’ye ilişkin oluşturulan MSIAH(2)-VAR(4) modelinin hata terimlerine ait tanı testleri sonuçları Tablo 3.53’de yer almaktadır. Tablo 3.53’deki sonuçlara göre vektör portmanto, vektör normallik ve vektör farklı varyans testlerinin sonuçlarına göre modelin hata terimlerinin; normal dağılıma sahip, otokorelasyonsuz ve eşit varyanslı olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.53. MSIAH(2)-VAR(4) Modeli Tanı Testleri

Testler	Test İstatistikleri
Vektör Portmanto (9)	$\chi^2(45) = 68.6862$ [0.0130]
Vektör Normalite Testi	$\chi^2(6) = 12.8701$ [0.0451]
Vektör Hetero Testi	$\chi^2(144) = 113.8640$ [0.9698]
Vektör Hetero-X Testi	$\chi^2(270) = 276.0000$ [0.3878]

Not: Tabloda verilen testlerin sıfır hipotezleri sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, hata terimleri normal dağılır, hata terimleri eşit varyanslıdır şeklindedir. Parantez içindekiler p değerlerini göstermektedir.



Şekil 3.14. MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Regim Sınıfları

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ serilerine ait MSIAH(2)-VAR(4) modeli kullanılarak elde edilen düzleştirilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları Şekil 3.14'de gösterildiği gibidir. Hamilton (1989) çalışmasından da faydalanılarak rejim 1'in resesyona ve rejim 2'nin genişleme rejimi olduğu söylenebilir. Şekil 3.14'den modelin 1974-1975 petrol krizini, 1979-1980 ikinci petrol krizini ve 1989-1991 krizini iyi yakaladığı görülmektedir.

ΔLCO_2 , $\Delta LGSYİH$ ve $\Delta LYEN$ değişkenlerini içeren MSIAH(2)-VAR(4) modelinin EM algoritması kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.54'de verilmiştir.

Tablo 3.54. MSIAH(2)-VAR(4) Model Sonuçları

	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂	Δ LYEN
Rejim 1			
Sabit	0.0060**(2.6407)	-0.0018 (-0.4002)	-0.0148 (-0.6885)
Δ LYEN(-1)	-0.0335 (-1.4991)	0.0618 (1.3912)	-0.4136**(-1.9412)
Δ LYEN(-2)	-0.1368**(-3.2858)	-0.2042**(-2.4834)	-0.6316 (-1.5988)
Δ LYEN(-3)	-0.2363**(-4.7067)	-0.6587**(-6.6069)	-1.0218**(-2.1388)
Δ LYEN(-4)	-0.1262**(-2.0596)	0.1602 (1.3132)	-0.6084 (-1.0436)
Δ LCO ₂ (-1)	0.1098** (1.8655)	-0.0388 (-0.3316)	-0.2793 (-0.4985)
Δ LCO ₂ (-2)	-0.2880**(-3.9341)	-0.0528 (-0.3667)	0.3327 (0.4797)
Δ LCO ₂ (-3)	-0.4698**(-4.1655)	-0.0466 (-0.2074)	1.1127 (1.0376)
Δ LCO ₂ (-4)	-0.0854 (-0.9377)	0.2585 (1.4238)	0.2478 (0.2864)
Δ LGSYH(-1)	-0.1184 (-0.8532)	-1.0003**(-3.6274)	0.2815 (0.2131)
Δ LGSYH(-2)	0.2451**(1.8486)	-0.0979 (-0.3716)	-1.9970 (-1.5826)
Δ LGSYH(-3)	0.0977 (0.6314)	0.1288 (0.4169)	-0.5101 (-0.3470)
Δ LGSYH(-4)	-0.3664**(-3.0012)	0.0250 (0.1036)	-0.7090 (-0.6115)
Standart Hatalar	0.0028	0.0056	0.0272
Rejim 2			
Sabit	0.0036 (1.5488)	0.0164**(3.5478)	0.0131 (1.1466)
Δ LYEN(-1)	-0.0541 (-1.3250)	-0.0285 (-0.3554)	-0.0473 (-0.2401)
Δ LYEN(-2)	0.0390 (1.5247)	0.0310 (0.6076)	-0.0093 (-0.0723)
Δ LYEN(-3)	0.0514 (1.3559)	0.0447 (0.5947)	0.2126 (1.1547)
Δ LYEN(-4)	-0.0228 (-0.6793)	-0.1596**(-2.3958)	-0.1684 (-1.0132)
Δ LCO ₂ (-1)	0.0549 (0.5912)	0.2880 (1.5464)	0.9992** (2.0855)
Δ LCO ₂ (-2)	0.1075 (1.2984)	0.4824*(2.9612)	0.1630 (0.4084)
Δ LCO ₂ (-3)	-0.0323 (-0.5890)	0.0003 (0.0032)	-0.6867**(-2.5105)
Δ LCO ₂ (-4)	0.1335** (2.1388)	0.2209**(1.8021)	0.1456 (0.4846)
Δ LGSYİH(-1)	0.0392 (0.2645)	-0.3826 (-1.2953)	-1.7115**(-2.2787)
Δ LGSYİH(-2)	-0.0243 (-0.2052)	-0.3128 (-1.3297)	-0.2954 (-0.5058)
Δ LGSYİH(-3)	0.4655**(3.0333)	0.1801 (0.6117)	1.0770 (1.4517)
Δ LGSYİH(-4)	0.1573 (1.0751)	-0.7251**(-2.5130)	-0.5580 (-0.7863)
Standart Hatalar	0.0035	0.0068	0.0101

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.54'de verilen model sonuçlarına göre ekonomi resesyon (rejim 1) döneminde iken CO₂ emisyonu büyümeyi 2 ila 3-üncü gecikmede negatif yönde, yenilenebilir enerji tüketimi büyümeyi 2, 3 ila 4-üncü gecikmede negatif yönde etkilemektedir. Ekonomi genişleme (rejim 2) döneminde iken CO₂ emisyonu büyümeyi 4-üncü gecikmede negatif yönde etkilemektedir. Söz konusu bulgular serilerin rejimlere göre değişen etkilere sahip olduğunu ve iki rejimli doğrusal olmayan karakter sergilediğini göstermektedir.

Düzleştirilmiş rejim olasılıklarının kullanılmasıyla elde edilen geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayıları ile rejimlerin süre özellikleri Tablo 3.55'deki gibidir.

Tablo 3.55. MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Rejim Özellikleri

	Geçiş Olasılıkları		Gözlemler	Süre
	Rejim 1	Rejim 2		
Rejim 1	0.5330	0.4670	20.9	2.14
Rejim 2	0.3850	0.6150	25.1	2.60

Tablo 3.55'de, rejimlerin istatistiksel özellikleri gösterilmiştir. Gözlemlerin yaklaşık 21 tanesi resesyon rejiminde yer alırken, yaklaşık 25 tanesi genişleme rejiminde yer almaktadır. Geçiş olasılıkları incelendiğinde rejim 1'de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 1) = 0.5330$, rejim 2'de iken ertesi dönem aynı rejimde kalma olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 2) = 0.6150$, rejim 1'de iken ertesi dönem rejim 2'ye geçme olasılığı $\Pr(s_t = 1 | s_t = 2) = 0.4670$ ve rejim 2'de iken ertesi dönem rejim 1'e geçme olasılığı $\Pr(s_t = 2 | s_t = 1) = 0.3850$ 'dir. Genişleme döneminde kalma süresi, 2.60 yıl iken, resesyon rejiminde kalma süre 2.14 yıldır.

3.5.8.1. Avustralya İçin MS-Granger Nedensellik Analizi

Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayılarına ve AR derecelerine sahip modeller ile sabit terimin, sabit terim ve varyansın, rejimlere göre değiştiği ve değişmediği durumları içeren modeller, çeşitli MS-VAR spesifikasyonları 7 gecikmeye kadar 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme için MSIA(2)-VAR(4), yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme için MSIAH(2)-VAR(5) modeli diğer modellere göre test istatistiklerinde, otokorelasyon testlerinde ve kriz dönemleri yakalamada daha güvenilir sonuçlar verdiği için tercih edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik analizi sonuçları Tablo 3.56 ve 3.57'de verildiği gibidir.

Tablo 3.56. MSIAH(2)-VAR(3) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂	Δ LGSYİH	Δ LCO ₂
Sabit	0.0097 (1.6319)	-0.0066 (-0.6942)	0.0080** (4.3222)	0.0101** (2.9127)
ΔLGSYİH(-1)	0.4118 (1.3102)	1.5912** (2.7349)	0.2436** (1.9721)	0.0638 (0.2817)
ΔLGSYİH(-2)	-0.2478 (-0.8568)	-1.8288** (-3.1745)	-0.1708 (-1.4346)	-0.2975 (-1.3815)
ΔLGSYİH(-3)	0.0420 (0.1210)	0.8641** (1.7173)	0.2213** (1.9249)	0.3368 (1.5866)
ΔLGSYİH(-4)	-0.2163 (-0.8987)	0.1121 (0.2613)	-0.0281 (-0.2363)	-0.5345** (-2.4409)
ΔLCO₂(-1)	0.2347** (2.8667)	0.2485** (1.6766)	-0.0371 (-0.5115)	-0.1809 (-1.3875)
ΔLCO₂(-2)	-0.3665** (-2.0827)	-0.1599 (-0.5236)	0.2016** (3.2261)	0.2257** (1.9885)
ΔLCO₂(-3)	-0.4783** (-2.6561)	-0.6210** (-2.2712)	-0.0437 (-0.7264)	0.1463 (1.3701)
ΔLCO₂(-4)	-0.0276 (-0.1930)	-0.0068 (-0.0248)	0.1319** (2.1407)	0.2922** (2.5675)
Standart Hatalar	0.0041	0.0076	0.0041	0.0076

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.56’de verilen sonuçlara göre rejim 1’in ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması ekonomik büyümenin CO₂ emisyonunun Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Rejim 1’in birinci eşitliği incelendiğinde Δ LCO₂ değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması CO₂ emisyonunun ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Yani rejim 1’de Δ LGSYİH ve Δ LCO₂ arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilebilir. Rejim 2’nin ilk eşitliğindeki Δ LCO₂ ve ikinci eşitliğindeki Δ LGSYİH değişkenlerinin tahmin edilen bütün gecikmeli değerleri incelendiğinde en az bir gecikmeli değişkenin katsayısının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla CO₂ emisyonu, ekonomik büyümenin ve ekonomik büyüme CO₂ emisyonunun Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir.

Tablo 3.57. MSIA(2)-VAR(5) Model Sonuçları

	Rejim 1		Rejim 2	
	Δ LGSYİH	Δ LYEN	Δ LGSYİH	Δ LYEN
Sabit	0.0012 (0.6873)	0.0034 (0.2592)	0.0136** (5.2738)	-0.0076 (-0.4019)
ΔLGSYİH(-1)	0.5175** (5.3346)	0.0629 (0.0825)	-0.0239 (-0.2044)	0.6119 (0.6885)
ΔLGSYİH(-2)	-0.0409 (-0.4359)	-1.9563** (-2.6018)	-0.1461 (-1.3698)	-0.3579 (-0.4283)
ΔLGSYİH(-3)	-0.1565 (-1.5861)	-0.6534 (-0.8131)	-0.2048** (-1.8372)	1.7640** (2.0135)
ΔLGSYİH(-4)	-0.2764** (-2.5949)	-0.7820 (-0.9723)	0.4911* (3.9553)	-0.9357 (-0.9791)
ΔLGSYİH(-5)	0.6981** (6.7531)	0.3117 (0.3886)	-0.4079** (-3.5222)	-0.1719 (-0.1862)
ΔLYEN(-1)	-0.0680** (-3.1434)	-0.4515** (-2.6938)	-0.1415** (-3.0705)	0.2837 (0.7731)
ΔLYEN(-2)	-0.0199 (-0.8007)	-0.1718 (-0.8682)	0.1093** (3.2072)	0.1366 (0.5099)
ΔLYEN(-3)	-0.1925** (-3.5089)	-1.0946** (-2.5205)	0.0716** (2.5293)	-0.0355 (-0.1603)
ΔLYEN(-4)	0.1213** (2.1255)	-0.1396 (-0.2778)	-0.0029 (-0.0973)	-0.2512 (-1.0539)
ΔLYEN(-5)	0.3163** (7.3141)	0.0502 (0.1461)	-0.0326 (-0.9745)	-0.2113 (-0.8145)
Standart Hatalar	0.0030	0.0237	0.0030	0.0237

*%1, **%5 ve ***%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki istatistikler t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3.57’de verilen sonuçlara göre rejim 1 ve rejim 2’nin ikinci eşitliklerindeki Δ LGSYİH değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Rejim 1 ve rejim 2’nin birinci eşitlikleri incelendiğinde Δ LYEN değişkeninin tahmin edilen gecikmeli değerlerinin katsayılarından en az bir tanesinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla her iki rejimde de yenilenebilir enerji tüketiminin, ekonomik büyümenin ve ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu ve ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir. Ayrıca MS-Granger nedensellik analizi sonucu yenilenebilir enerji

tüketimi ve ekonomik büyüme serisinin rejimlere göre değişen ve doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğunu da göstermektedir.

Tablo 3.58. Avustralya İçin Klasik VAR Granger Nedensellik Analizi

Nedensellik Yönü	Serbestlik Derecesi	p-değeri
CO ₂ emisyonu ekonomik büyümenin Granger nedenidir	4	0.7067
Ekonomik büyüme CO ₂ emisyonunun Granger nedenidir	4	0.6139
Yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümenin Granger nedenidir	5	0.8956
Ekonomik büyüme yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedenidir	5	0.7520

*%1, **%5 ve ***%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

MS-Granger nedensellik sonucuna göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında rejimlere göre değişen bir nedensellik ilişkisi belirlenmesine rağmen, Tablo 3.58’de verilen Klasik Granger Nedensellik analizi sonuçlarına göre yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Çünkü Klasik Granger Nedensellik analizi seriler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır. Dolayısıyla seriler arasındaki var olan doğrusal olmayan ilişkiyi göz ardı ettiğinden nedensellik ilişkilerini belirleyememektedir.

SONUÇ

Doğrusal olmayan modeller içerisinde yer alan rejim değişim modelleri zamanın farklı noktalarında farklı rejim türü ve sayısına izin vermektedir. Böylece, zaman serisi rejim değişim modelleri ile farklı alt regresyonlarla modellenenmektedir. Rejim değişim modelleri içerisinde yer alan Markov değişim modeli klasik modelin yapısını koruyarak, klasik modelin doğal bir genellemesi olarak görülmektedir. Markov değişim modelini diğer rejim değişim modellerinden ayıran en temel özelliği bir zaman serisi üzerindeki asimetrik etkilerin, zaman serisinin olasılıklı bir yapısı şeklinde oluşturulmasına izin vermesidir. Bu özelliğiyle, rejimler içerisindeki homojen davranışların modellenmesinde faydalı olduğu kadar rejimler arasındaki heterojen davranışlara da izin vermektedir.

Bu çalışmada Avusturya, Kanada, Portekiz, İsveç, Amerika, Finlandiya, Avustralya ve Türkiye'nin de yer aldığı 8 OECD ülkesi için 1961-2011 dönemini kapsayan CO₂ emisyonu, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki Markov değişim VAR modeli ve MS-Granger nedensellik yaklaşımı kullanılarak analiz edilmiştir. Uygun model seçiminde bilgi kriterleri, LR testi ve standardize edilmiş hatalar gibi istatistiksel kriterlerin yanı sıra döngülerin tarihlendirilmesi ve rejimlerin sınıflandırılmasının uygunluğu gibi iktisadi kriterlerde dikkate alınmıştır. Elde edilen bulgulardan CO₂ emisyonu, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme serilerinin doğrusal olmayan, rejimlere göre değişen yapı sergilediği ve MS-VAR modellerin doğrusal VAR modellere göre ülkelerin ekonomisini daha iyi yansıttığı saptanmıştır. Tahmin edilen modeller güçlü konjonktürel dalga özelliği göstermekle birlikte rejimlerin istikrarlılığının ülkeden ülkeye değiştiği, genişleme ve daralma döneminde kalma sürelerinin birbirine çok yakın çıktığı gözlemlenmiştir. Bu durum ekonomideki iyileşmenin veya kötüleşmenin daha çabuk gerçekleştiğini göstermektedir. Ayrıca tahmin edilen modeller 1974-75, 1979-80, 1989-91 petrol krizlerini ve son 2008 krizini oldukça iyi bir şekilde izlemektedir.

Markov değişim Granger nedensellik yaklaşımı kullanılarak yapılan ikinci uygulama da ülkelerin 1961-2011 dönemini kapsayan CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Ülkelerin Klasik Granger nedensellik ile MS-Granger nedensellik yaklaşımı sonuçları karşılaştırmalı bir şekilde yorumlanmıştır. Elde edilen bulgulardan CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında rejimlere göre değişen bir nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Model sonuçlarına göre birinci rejimde Finlandiya ve Avusturya haricinde diğer ülkelerde hem CO₂ emisyonundan ekonomik

büyümeye hem de ekonomik büyümeden CO₂ emisyonuna nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Ayrıca 8 OECD ülkesinde de yenilenebilir enerji tüketiminden ekonomik büyümeye ve ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji tüketimine çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. İkinci rejimde ise İsveç, Türkiye, ABD, Finlandiya ve Avustralya ülkelerinde hem CO₂ emisyonundan ekonomik büyümeye hemde ekonomik büyümeden CO₂ emisyonuna nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Avusturya için CO₂ emisyonuna ve ekonomik büyüme arasında bir nedensellik ilişkisine rastlanmazken Kanada ve Portekiz de CO₂ emisyonundan ekonomik büyümeye tek yönlük bir nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Ayrıca İsveç için ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji tüketimine tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunurken diğer ülkeler için hem ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji tüketimine hem de ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji tüketimine çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Kriz rejimi olarak adlandırılan rejim 1'in 1974-75, 1979-80, 1989-91 petrol krizlerini ve son 2008 krizini içerdiği görülmektedir. ABD için yapılan MS-VECM modelinin sonuçlarına göre rejim 1'de yer alan ekonomik büyüme modelinin hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkması yenilenebilir enerji tüketimi, CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olduğu sonucunu ifade etmektedir. İkinci rejimde ise ekonomik büyüme modelinin hata düzeltme katsayısı istatistiksel olarak anlamlı çıkmadığından uzun dönemli bir ilişkiye rastlanamamıştır.

Yapılan analizler sonucunda elde edilen bulgular bizi yenilenebilir enerji tüketimi, CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında rejimlere göre değişen bir ilişki olduğu sonucuna götürmüştür. CO₂ emisyonunun azaltılması “küresel ısınma ve iklim değişikliği” ile mücadelede çok önemli bir faktör olmasının yanı sıra ülkelerin, fosil yakıt konusunda dışa bağımlılık, yüksek ithalat giderleri ve dövizde endeksi olarak değişmesi gibi ülke ekonomisini baskı altında tutan iktisadi olumsuzlukların giderilmesi içinde önemlidir. Sonuç olarak ekonominin büyümesinde, gelişmesinde ve refaha ulaşmasında CO₂ emisyonunun olduğu kadar yenilenebilir enerji tüketiminin de önemli etkisi vardır. Küresel ısınma ve buna bağlı olarak iklim değişikliği sorununun hissedilebilir şekilde var olduğu günümüzde fosil yakıt dayalı enerji politikalarının yenilenebilir ve sürdürülebilir hedefler doğrultusunda şekillenmesi ekonomik ve çevresel sorunların giderilmesinde önem arz etmektedir.

KAYNAKÇA

- Acaravcı A., Öztürk İ., “On The Relationship Between Energy Consumption, CO₂ Emissions and Economic Growth in Europe”, *Energy*, 35, (2010), 5412-5420.
- Açıkgöz Ş., “An Analysis of Business Cycles Under Regime Shifts: The Turkish Economy and Industrial Sector”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdar Bilimler Fakültesi Dergisi*, 23, (2008), 135-151.
- Akova İ., *Yenilenebilir Enerji Kaynakları*, Nobel Yayın Dağıtım, 1. Basım, Ankara, 2008.
- Andrews D.W., Proberger W., “Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative”, *Econometrica*, 62, (1994), 1383- 1414.
- Ang A., Bekaert G., “Regime Switches in Interest Rates”, *Research Paper 1486*, Stanford University, (1998).
- Apergis N., Payne, J.E., “Renewable Energy Consumption and Growth in Eurasia”, *Energy Economics*, 32, (2010), 1392-1397.
- Apergis N., Payne, J.E., “The renewable energy consumption-growth nexus in Central America”, *Applied Energy*, 88, (2011), 343-347.
- Apergis N., Danuletiu D.C., “Renewable Energy and Economic Growth: Evidence from the Sign of Panel Long-Run Causality”, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4, (2014), 578-587.
- Artis M., Krolzig H. M., Toro J., “The European Business Cycle”, *Oxford Economic Papers*, 56, (2004), 1-44.
- Baum L. E., Eagon J. A., “An Inequality with Applications to Statistical Estimation for Probabilistic Functions of Markov Process and to A Model for Ecology”, *Bull. Amer. Math. Soc.*, 73, (1967), 360-363.
- Baum L. E., Petrie T., “Statistical Inference for Probabilistic Functions of Finite State Markov Chains”, *Annals of Mathematical Statistics*, 37, (1966), 1554–1563.
- Baum L. E., Petrie T., Soules G., Weiss N., “A Maximization Technique Occurring in the Statistical Analysis of Probabilistic Functions of Markov Chains”, *Annals of Mathematical Statistics*, 41, (1970), 164–171.
- Beaudry P., Koop G., “Do Recessions Permanently Affect Output”, *Journal of Monetary Economics*, 31, (1993), 149–163.
- Bildirici M. E., Alp E. A., Ersin Ö. Ö., Bozoklu Ü., *İktisatta Kullanılan Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Yöntemleri*, Türkmen Kitabevi, İstanbul, 2010.

- Blackwell E., Koopmans L., "On the Identifiability Problem for Functions of Finite Markov Chains. *Annals of Mathematical Statistics*", 28, (1975), 1011–1015.
- Blanchard O., Quah D., "The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79, (1989), 655-673.
- Boldin M. D., "Dating Turning Points in The Business Cycle", *Journal of Business*, 67, (1994), 97-131.
- Bollerslev T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, (1986), 307-327.
- Box G. E. P., Jenkins G.M., *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco, 1970.
- Bölük G., Mert M., "Fossil & Renewable Energy Consumption, GHGs (Greenhouse Gases) and Economic Growth: Evidence from A Panel of EU (European Union) Countries", *Energy*, 74, (2014), 439-446.
- Bölük, G. and Mert. M., "The Renewable Energy, Growth and Environmental Kuznets Curve in Turkey: An ARDL Approach", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, (2015), 587–595.
- Burns A., Mitchell W.C., "Measuring Business Cycles", New York: National Bureau of Economic Research, 1946.
- Carrasco M., Hu L., Ploberger W., "Optimal Test for Markov Switching", Working Paper University of Rochester, 2004.
- Chan K.S., Tong H., "On Estimating Thresholds in Autoregressive Models," *Journal of Time Series Analysis*, 7, (1985), 179-190.
- Chauvet M., Piger J.M., "Identifying Business Cycle Turning Points in Real Time", *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, March/April, (2003), 47-62.
- Chib S., "Estimation and Comparison of Multiple Change-Point Models", *Journal of Econometrics*, 86, (1998), 221-241.
- Clements M. P., Krolzig H.M., "A Comparison of The Forecast Performance of Markov-Switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP", *Econometrics Journal*, 1, (1998), 47-75.
- Clements M.P., Krolzig H.M., "Business Cycle Asymmetries: Characterizing and Testing Based on Markov-Switching Autoregression", *Journal of Business and Economic Statistics*, 21, (2003), 196–211.
- Coe P., "Power Issues When Testing the Markov Switching Model with the Sup Likelihood Ratio Test Using U.S. Output", *Empirical Economics*, 27, (2002), 395-401.

- Cosslett S. R., Lee L.F., “Serial Correlation in Latent Discrete Variable Models”, *Journal of Econometrics*, 27, (1985), 79–97.
- Çağlar M., “Dünya ve Türkiye’de Yenilenebilir Enerji Kaynakları”, http://www.dektmk.org.tr/pdf/enerji_kongresi_10/mehmetcaglar.pdf, 1-21, erişim tarihi: 26.10.2015.
- Çınar S., Yılmaz M., “Yenilenebilir Enerji Kaynaklarının Belirleyicileri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Gelişmekte Olan Ülkeler Örneği”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30, (2015), 55-78.
- Davies R. B., “Prey Selection and Social Behaviour in Wagtails (Aves: Motacillidae)”, *J. Anim. Ecol.*, 46, (1977), 37-57.
- Davies R. B., “Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the Alternative”, *Biometrika*, 74, (1987), 33-43.
- DeLong J. B., Summers L. H., “Are Business Cycle Symmetrical?” in R. J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle*, National Bureau of Economic Research and University of Chicago Press, Chicago, 1986, 166–179.
- Demers F., Macdonald R., “The Canadian Business Cycle: A Comparison of Models”, *Working Paper Bank of Canada*, 38, (2006), 1-17.
- Demir S., *Finansal Stokastik Süreçler*, Kitapana, 1. Baskı, İzmir, 2015.
- Dempster A. P., Laird N. M., Rubin D. B., “Maximum Likelihood Estimation from Incomplete Data via the EM Algorithm”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 39, (1977), 1–38.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”, *Econometrica* 49, (1981), 1057–1072.
- Diebold F. X., Lee J. H., Weinbach G. C., *Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities* C.Hargreaves (edt.) *Non Stationary Time Series Anayses and Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1994.
- Doornik J. A., “Testing Vector Autocorrelation and Heteroscedasticity in Dynamic Models”, *Working paper*, Nuffield College, University of Oxford, (1996), 1-22.
- Droumaguet M., “Markov-Switching Vector Autoregressive Models: Monte Carlo Experiment, Impulse Response Analysis and Granger Causal Analysis”, *European University Institute*, PhD Thesis, 2012.
- Ehrmann M., Ellison M., Valla N., “Regime Dependent Impulse Response Functions in a Markov-Switching Vector Autoregression Model”, *Bank of Finland, Discussion Paper*, 11, 2001.

- Ehrmann M., Ellison M., Valla N., "Regime Dependent Impulse Response Functions in a Markov Switching Vector Autoregression Model", *Economics Letters*, 78, (2003), 295-299.
- Enders W., *Applied Econometrics Time Series*, Wiley, 3. Basım, America 2010.
- Engle R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, (1982), 987- 1007.
- Engel R. F., Hendry D. F., Trumble D., "Small Sample Properties of ARCH Estimators and Tests", *Canadian Journal of Economics*, 18, (1985), 66-93.
- Engle C., Hamilton J., "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It ?", *American Economic Reviews*, 80, (1990), 689-713.
- Engle C., "Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?", *Journal of International Economics*, 36, (1994), 151- 165.
- Esmer O., "Enerji Politikaları, TMMOB Türkiye Enerji Sempozyumu", TMMOB Yayınları, (1996), 223-234.
- Fallahi F., "Causal Relationship Between Energy Consumption (EC) and GDP: A Markov-Switching (MS) Causality", *Energy*, 36, (2011), 4165-4170.
- Filardo A.J., "Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, (1994), 299–308.
- Filardo A. J., Gordon S. F., "Business Cycle Durations", *Journal of Econometrics*, 85, (1998), 99–123.
- Garcia R., Perron P., "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts", *The Review of Economics and Statistics*, 78, (1996), 111-125.
- Garcia R., "Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models", *International Economic Review*, 39, (1998), 763-788.
- Ghysels E., "On the Periodic Structure of the Business Cycle", *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, (1994), 289-298.
- Goldfeld S. M., Quandt R. E., "A Markov Model for Switching Regressions", *Journal of Econometrics*, 1, (1973), 3–16.
- Goodwin R.M., "Business-Cycle Analysis with a Markov-Switching Model", *Journal of Business & Economic Statistics*, 11, (1993), 331-339.
- Gökçe A., "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi", *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, C:3, (2001), 35-58.
- Greene W. H., *Econometric Analysis*, Prentice Hall International, 5th Editio, New Jersey, 2002.

- Grossman G.M., Kreuger A. B., “Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement”, NBER Working Paper, No. 3914, Internet Address: <http://www.nber.org/papers/w3914.pdf>, Date of Access, 1991.
- Grossman G.M., Kreuger A. B., “Economic Growth and the Environment”, *The Quarterly of Journal Economics*, 110, (1995), 353-377.
- Gujarati D. N., *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, 3rd Edition, New York, 1995.
- Hamilton J.D., “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle”, *Econometrica*, 57, (1989), 357–384.
- Hamilton J. D., “Rational-Expectations Econometric Analysis fo Nonstationary Time Series and The Business Cycle”, *Econometrica*, 57, (1988), 357-384.
- Hamilton J.D., “Analysis of Time Series Subject to Chanages in Regimes”, *Journal of Econometrics*, 45, (1990), 39:70.
- Hamilton J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, 1994.
- Hamilton J. D., “State- Space Models”, In: Engle, R. and McFadden, D., *Handbook of Econometrics*, Vol.4, Amsterdam: North-Holland, 1994(a).
- Hamilton J. D., *Regime-Switching Models*, in *New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd edition, edited by Steven Durlauf and Lawrence Blume, Palgrave McMillan Ltd., 2005.
- Hamilton J. D., “Macroeconomic Regimes and Regime Shifts”, Prepared for: *Handbook of Macroeconomics*, Working Paper, 2014, 1-47.
- Hamilton J.D., Raj B., “New Directions in Business Cycle Research and Financial Aanalysis”, *Emprical Economics*, 27, (2002), 149-162.
- Hansen B.E., “The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching model of GNP”, *Journal of Applied Econometrics*, 7, (1992), 61-82.
- Hansen B.E., “Inference When a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis”, *Econometrica*, 64, (1996), 413-430.
- Hansen B. E., “Inference in TAR Models”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2, (1997), 2-14.
- Hansen B.E., “Testing for Linearity,” *Journal of Economic Surveys*, 13, (1999), 551–576.
- Heller A., “On Stochastic Processes Derived from Markov Chains”, *Annals of Mathematical Statistics*, 36, (1965), 1286–1291.
- Hondroyiannis, G., Papapetrou E., “Stock Returns and Inflation in Grece: A Markov Switching Approach”, *Review of Financial Economics*, 15, (2006), 76-94.
- Jansen E. S., Terasvirta T., “Testing Parameters Constancy and Super Exogeneity in Econometric Equations”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, (1996), 735-763.

- Karadaş F., Sürdürülebilir Kalkınma Çerçevesinde Türkiye’de Enerji Sektörü ve Politikaları, Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, 2008.
- Kim C. J., “Dynamic Linear Models with Markov Switching,” *Journal of Econometrics*, 60, (1994), 1- 22.
- Kim C. J., Nelson C.R., *State Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, The MIT Pres, USA, 1999.
- Kim J. T., Nelson C. R., “Business Cycle Turning Points, A New Coincident Index and Tests of Duration Dependence Based on A Dynamic Factor Model with Regime Switching”, *The Review of Economics and Statistics*, 80, (1998), 188-201.
- Kim M. J., Yoo J. S., “New Index of Coincident Indicators: A Multivariate Markov Switching Factor Model Approach”, *Journal of Monetary Economics*, 36, (1995), 607-630.
- King R. G., Plosser C.I., Stock J.H., Watson, M.W., “Stochastic Trends and Economic Fluctuations”, *American Economic Review*, 81, (1991), 819–840.
- Koop G., Pesaran M., Potter S., “Impulse Responses in Nonlinear Multivariate Models”, *Journal of Econometrics*, 74, (1996), 119–147.
- Kuan C. M., “Lecture on the Markov Switching Model”, *Institute of Economics Academia Sinica*, 2002, 1-38.
- Krolzig H. M., *Statistical Analysis of Cointegrated VAR Processes with Markovian Regime Shifts*, *Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, Oxford*, 1996, 1-37.
- Krolzig H. M., *Markov Switching Vector Autoregressions: Modeling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*, Springer Verlag, Oxford, 1997.
- Krolzig H. M., *Econometric Modeling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for OX*, *Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, Oxford*, 1998.
- Krolzig H. M., *Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes*, Oxford University, Working Paper 2000W31, 2000.
- Krolzig H. M., “Markov Switching Procedures For Dating The Euro-Zone Business Cycle”, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, 70, (2001), 339-351.
- Krolzig H. M., *Constructing Turning Point Chronologies with Markov Switching Vector Autoregressive Models: The Euro-Zone Business Cycle*, Working paper. in: Eurostat (ed.), *Monographs of official statistics: Papers and proceedings of the colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis*, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 2003, 147-190.

- Krolzig H. M., Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models, Economics Department. University of Kent. Keynes College. https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=res2007&paper_id=700, 2006.
- Krolzig H. M., Toro J., “Classical and Modern Business Cycle Measurement: The European Case”, Spanish Economic Review, 7, (2004), 1-22.
- Knüppel M., Testing for Business Cycle Asymmetries Based on Autoregressions with a Markov-Switching, Deutsche Bundesbank, Discussion Paper, Series 1: Studies of the Economic Research Centre, No: 41/2004, 2004.
- Krystalogianni A., Tsolacos S., “Regime Switching in Yield Structures and Real Estate Investment”, Journal of Property Research, 21, (2004), 279-299.
- Kumbur H., Özer Z., Özsoy H. D., Avcı, E. D., Türkiye’de Geleneksel ve Yenilenebilir Enerji Kaynaklarının Potansiyeli ve Çevresel Etkilerinin Karşılaştırılması, Yeksem 2005, III. Yenilenebilir Enerji Kaynakları Sempozyumu ve Sergisi, 2005, 32-38.
- Kum H., “Yenilenebilir Enerji Kaynakları: Dünya Piyasalarındaki Son Gelişmelere ve Politikalar”, Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 33, (2009), 207-223.
- Kuznets S., Economic Growth and Income Equality, American Economic Review, 45, (1955), 1-28.
- Lacerda M., Fedderke J., Haines L., 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, 2008.
- Lam P. S., “The Hamilton Model with a General Autoregressive Component”, Journal of Monetary Economics, 26, (1990), 409- 432.
- Laurini M. P., Portugal, M. S., “Long memory in the R \$/US \$ exchange rate: A robust analysis”, Brazilian Review of Econometrics, 24, (2004), 109-147.
- Leitao N. C., “Economic Growth, Carbon Dioxide Emissions, Renewable Energy and Globalization”, International Journal of Energy Economics and Policy, 4, (2014), 391-399.
- Leroux B. G., Puterman M. L., “Maximum-Penalized-Likelihood Estimation for Independent and Markov-Dependent Mixture Models”, Biometrics, 48, (1992), 545–558.
- Lindgren G., “Markov Regime Models for Mixed Distributions and Switching Regressions”, Scandinavian Journal of Statistics, 5, (1978), 81–91.

- Meadows D. H., Meadows D. L., Randers J., Behrens, W. W., *Ekonomik büyümenin sınırları* (Çev.: Prof. Dr. Kemal Tosun vd.), İstanbul: İşletme İktisadi Enstitüsü Yay. No: 112, 1990.
- Menyah K., Rufael Y. W., “CO₂ Emissions, Nuclear Energy, Renewable Energy and Economic Growth in The US”, *Energy Policy*, 38, (2010), 2911-2915.
- Mutlu A., “Küresel kamusal mallar bağlamında sağlık hizmetleri ve çevre kirlenmesi: Üretim, finansman ve yönetim sorunları”, *Maliye Dergisi Ocak-Haziran*, 150, (2006), 53-78.
- Narayan K. P., Narayan, S., “Carbon dioxide emissions and economic growth: Panel data evidence from developing countries”, *Energy Policy*, 38, (2010), 661-666.
- Neftçi S., “Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle?”, *Journal of Political Economy*, 92, (1984), 307-328.
- Ng S., Perron P., “Lag Length Selection and The Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”, *Econometrica*, 69, (2001), 1519-1554.
- Öcal O., Aslan A., “Renewable energy consumption-economic growth nexus in Turkey, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 28, (2013), 494-499.
- Öztürk K., “Küresel İklim Değişikliği ve Türkiye’ye Olası Etkileri”, *Gazi Üniversitesi Gazi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 22, (2002), 47-65.
- Panayotou T., *Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development*, Working Paper WP238, Technology and Employment Programme, International Labour Office, Geneva, 1993.
- Park J., Hong T., “Analysis of South Korea’s economic growth, carbon dioxide emission, and energy consumption using the Markov switching model”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 18, (2013), 543-551.
- Pearson K., “Contributions to the Theory of Mathematical Evolution”, *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, 186, (1894), 343-414.
- Petrie T., “Probabilistic functions of finite state Markov chains”, *Ann. Math. Statist*, 40, (1969), 97-115.
- Hung-Pin Lin., “Renewable energy consumption and economic growth in nine OECD countries: bounds test approach and causality analysis”, *The Scientific World Journal*, (2014), 1-6.
- Poskitt D. S., Chung S. H., “Markov chain models, time series analysis and extreme value theory”, *Advances in Applied Probability*, 28, (1996), 405-25.
- Psaradakis Z., Spagnolo N., “On the Determination of the Number of Regimes in Markov-switching autoregressive models”, *Journal of Time Series Analysis*, 24, (2003), 237-352.

- Psaradakis Z., Ravn M., Sola M., “Markov Switching Causality and Money-Output Relationship”, *Journal of Policy Modeling*, 27, (2005), 665-683.
- Ramanathan R., *Introductory Econometrics with Applications*, 2nd Edition, Dryden Press, 1992.
- Rao C. R., “The Utilization of Multiple Measurements in Problems of Biological Classification”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 10, (1948), 159-203.
- Raymond J. E., Rich W. R., “Oil and the Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, (1997), 193-213.
- Ryde'n T., “Estimating the order of hidden Markov models”, *Statistics*, 26, (1995), 345–54.
- Schaller H., Van Norden S., “Regime Switching in Stock Market Returns”, *Applied Financial Economics*, 7, (1997), 177-191.
- Selam A. A., Özel S., Akan Ö. A., “Yenilenebilir Enerji Kullanımı Açısından Türkiye'nin OECD Ülkeleri Arasındaki Yeri”, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi EYİ 2013 Özel Sayısı*, (2013), 317-334.
- Sierimo C., *Testing The Efficient Market Hypothesis of The Helsinki Stock Exchange: Further Empirical Evidence Based on Nonlinear Models*, University of Helsinki Thesis, 2002.
- Sims C. A., “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48, (1980), 1-48.
- Smith A., Naik P.A., Tsai C. L., “Markov-Switching Model Selection Using Kullback–Leibler Divergence”, *Journal of Econometrics*, 134, (2006), 553–577.
- Sola M., Driffill J., “Testing the Term Structure of Interest Rates Using a Vector Autoregression with Regime Switching,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, (1994), 601- 628.
- Taştan H., Yıldırım N., “Business Cycle Asymmetries in Turkey: An Application of Markov-Switching Autoregressions”, *International Economic Journal Korean International Economic Association*, 22, (2008), 315-333.
- Terasvirta T., “Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models,” *Journal of the American Statistical Association*, 89, (1994), 208- 218.
- Tong H., “On a Threshold Model,” *Pattern Recognition and Signal Processing*, Netherlands, 1978, 575–586.
- Tong H., Lim K. S., “Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 42, (1980), 245–292.
- Tong H., “Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis”, *Lecture Notes in Statistics*, 21. Springer Verlag, Heidelberg, 1983.

- Tong H., *Non-linear Time Series: A Dynamical Systems Approach*, Oxford University Press, Oxford, 1990.
- Tsay R. S., “Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes”, *Journal of the American Statistical Association*, 84, (1989), 231-240.
- Tuğcu C. T, Öztürk I., Aslan A., “Renewable and Non-Renewable Energy Consumption and Economic Growth Relationship Revisited: Evidence from G7 Countries”, *Energy Economics*, 34, (2012), 1942–1950.
- Tjøstheim D., “Some Doubly Stochastic Time Series Models”, *Journal of Time Series Analysis*, 7, (1986), 51–72.
- Van Dijk D., Franses F. H., “Nonlinear Error-Correction Models for Interest Rates in the Netherlands”, Working Paper, Econometric Institute, Erasmus University of Rotterdam, 1997.
- Van Dijk D., Franses P., *Nonlinear Error-Correction Models for Interest Rates in the Netherlands*, In *Nonlinear Econometric Modeling in Time Series: Eleventh International Symposium in Economic Theory and Econometrics* edited by Barnett et al. Cambridge University Press, 2000.
- Van Dijk D., Teräsvirta T., Franses F. H., “Smooth Transition Autoregressive Models-A Survey of Recent Developments”, *Econometric Reviews*, 21, (2002), 1-47.
- Van Dijk D., Franses F. H., *Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge University Press, 3rd Edition, 2003.
- Warne A., *Causality and Regime Inference in a Markov Switching VAR*, Sveriges Riksbank, 2000, 1-41.
- Xu Yuewu., “Three Essays in Financial Economics”, Yale University, PhD Thesis, 2004.
- Yandle B., Vijayaraghavan M., Bhattarai M., “Environmental Kuznets Curve: A Primer”, PERC Research Study, 2002, 1-24.
- Yao Q., Fan J., *Nonlinear Time Series: Nonparametric and Parametric Methods*, Springer-Verlag, New York Inc., 2003.
- Zhang J., Stine R. A., “Autocovariance Structure of Markov Regime Switching Models and Model Selection”, *Journal of Time Series Analysis*, 22, (2001), 107–124.
- Zhang X., Cheng X., “Energy Consumption, Carbon Emissions and Economic Growth in China”, *Ecological Economics*, 68, (2009), 2706-2712.

İnternet Kaynakları:

http://www.iea.org/freepublications/publication/IEA_Annual_Report_publicversion.pdf,

erişim tarihi: 26.10.2015.

<http://www.bp.com/content/dam/bp/pdf/energy-economics/energy-outlook-2015/bp-energy-outlook-2035-booklet.pdf>, erişim tarihi: 26.10.2015.

http://www.ren21.net/wp-content/uploads/2015/07/GSR2015_KeyFindings_lowres.pdf, erişim tarihi: 26.10.2015.



Ö Z G E Ç M İ Ş

Adı ve SOYADI : Ayça BÜYÜKYILMAZ

Doğum Tarihi ve Yeri : 08.01.1985 – Ankara

Eğitim Durumu

Mezun Olduğu Lise : Ankara Bahçelievler Deneme Lisesi, 2002

Lisans Diploması : Gazi Üniversitesi, İstatistik Bölümü, Ankara, 2008
Gazi Üniversitesi, Ekonometri Bölümü (Yandal), Ankara, 2008

Yüksek Lisans Diploması : Gazi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Ana Bilim Dalı, Ankara, 2008-2009
Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Ana Bilim Dalı, Antalya, 2009-2011

Doktora Diploması : Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Ana Bilim Dalı, Antalya, 2015

Yabancı Dil / Diller : İngilizce

İş Deneyimi

Stajlar : Ziraat Bankası Bireysel Krediler, Ankara, 2006
Exim Bankası Risk Yönetimi, Ankara, 2007

Çalıştığı Kurumlar : Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Ana Bilim Dalı, Antalya, 2009–2015

E-Posta : abuyukyilmaz@akdeniz.edu.tr