

**T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT PROGRAMI**

DOKTORA TEZİ

**DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER: EKONOMİK
BÜYÜME İLE DEĞERLİ MADENLER ARASINDAKİ
İLİŞKİNİN ANALİZİ**

**SEYİT MUHARREM GÖKMENOĞLU
12710207**

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

**İSTANBUL
2019**

**T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT PROGRAMI**

DOKTORA TEZİ

**DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER:
EKONOMİK BÜYÜME İLE DEĞERLİ
MADENLER ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ**

**SEYİT MUHARREM GÖKMENOĞLU
12710207**

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

**İSTANBUL
2019**

T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT PROGRAMI

DOKTORA TEZİ

**DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER:
EKONOMİK BÜYÜME İLE DEĞERLİ
MADENLER ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ**

SEYİT MUHARREM GÖKMENOĞLU
12710207

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih: 28 Kasım 2018

Tezin Savunulduğu Tarih: 24 Ocak 2019

Tez Oy Birliği / ~~Oy Çekliği~~ ile Başarılı Bulunmuştur

	Unvan Ad Soyad	
Tez Danışmanı	: Prof. Dr. Melike Bildirici	
Jüri Üyeleri	: Doç. Dr. Özgür Ömer Ersin	
	Doç.Dr. Fazıl Kayıkçı	
	Prof.Dr. Işıl Akgül	
	Prof.Dr. Meral Uzunöz	

İmza

İSTANBUL
OCAK 2019

ÖZ

DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER: EKONOMİK BÜYÜME İLE DEĞERLİ MADENLER ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ

Seyit Muharrem Gökmenoğlu

Ocak, 2019

Bu çalışmada değerli maden üretimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki doğrusal olmayan birim kök ve eşbütünleşme testleri ile MS-VEC ve STARDL(-ECM) modelleri kullanılarak analiz edilmiştir. Her iki model yapısı rejimlere özgü hem kısa hem de uzun dönem dinamiklerini analiz etmekte başarılı modellerdir. MS-VEC modeli sabit, ortalama, değişen varyans (*heteroscedasticity*) gibi bazı terimlerde geçişlere müsaade eden vektör hata düzeltme modelidir. ARDL modelini STAR modelleriyle birleştiren STARDL modelleri ise rejim geçişlerinin lojistik ve üssel geçiş fonksiyonlarıyla gerçekleştiği farklı rejimdeki farklı uzun dönem (eşbütünleşme) ve kısa dönem dinamiklerin modellenmesine imkân tanımaktadır. Bu çalışma ile ekonomik büyüme ve doğal kaynak zenginliği ilişkisini inceleyen literatüre ele alınan maden türü, zenginlik göstergesi ve uygulanan ekonometrik analiz yöntemi bakımından katkıda bulunmak amaçlanmıştır. Bu doğrultuda, çalışmada diğerlerinden farklı olarak tek bir değerli maden sınıfına odaklanılmış ve altın, gümüş, bakır, paladyum, platinyum gibi değerli metal bolluğuna sahip olan ülkelerde bu madenlerin üretim miktarı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenmiştir. MS-VEC modelleri arasında her bir ülke için en uygun modelin sabit ve varyansın rejimler boyunca değiştiği MSIH-VEC modeli olduğu tespit edilmiştir. STARDL tipi eşbütünleşme testleri ile hem bütün olarak hem de her bir rejimde ayrı ayrı eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde STARDL-ECM modellerindeki hata düzeltme parametrelerinin, hem tüm model hem de her bir rejim bağımsız olarak ele alındığında, negatif ve anlamlı olduğu belirlenmiştir. Bu modeller çerçevesinde her bir değerli maden üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin uzun ve kısa döneme göre, ekonominin içinde bulunduğu rejime göre ve maden tipine göre farklılık gösterdiği ve rejimler arası asimetrik hata düzeltme mekanizmalarının çalıştığı belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Değerli Madenler, Ekonomik Büyüme, Kaynak Laneti, MS-VEC, STARDL(-ECM)

ABSTRACT

NON-LINEAR MODELS: AN ANALYSIS FOR THE RELATIONSHIP BETWEEN ECONOMIC GROWTH AND PRECIOUS MINES

Seyit Muharrem Gökmenoğlu

January, 2019

In this study, the relationship between precious mine production and economic growth is analyzed by using nonlinear unit root tests, cointegration tests, MS-VEC and STARDL(-ECM) methods. Both methods are successful to analyze regime specific long-run and short-run dynamics. MS-VEC models are vector error correcting models which permit regime shifts in some terms such as intercept, mean and heteroscedasticity. STARDL models combining ARDL models with STAR models can be used for modelling the short-run and long-run dynamics in different regimes in which regime shifting occurs by logistic, second order logistics and exponential functions. We aim to contribute to the literature analyzing the relationship between economic growth and precious metal productions by evaluating the relationship with regard to mine type, resource abundance indicator and econometric analysis method. In this regard, differently from other studies, we focus on a unique precious mine class and analyzed the relationship between gold, silver, copper, palladium, platinum production and economic growth for the countries having them in abundance. We determine the MSIH-VEC models in which intercept and variance differ across the regimes as the best models describing the data generating process among other MS-VEC models. We also detect cointegration relationship both in the whole model and in each regime by using STARDL type cointegration tests. Similarly, we determine that error correcting parameters in STARDL-ECM models are negative and statistically meaningful when we deal the whole model or when we deal each regime independently. In this framework, we conclude that the effects of each precious metal productions on economic growth differ according to long-run and short-run, the regime which the economy in and precious metal type and that asymmetric error correction mechanism works across regimes.

Key Words: Economic growth, MS-VEC, Precious mines, Resource Curse, STARDL(-ECM).

ÖN SÖZ

Tez çalışmam ve doktora eğitimim süresince engin bilgi birikimi ve tecrübesi ile bana yol gösteren, karşılaştığım her türlü zorlukta yardımını esirgemeyen tez danışmanım sayın Prof. Dr. Melike Elif BİLDİRİCİ'ye sonsuz saygı ve teşekkürlerimi sunarım. Değerli önerileri ve yorumlarından dolayı sayın Doç. Dr. Özgür ERSİN'e ve Doç. Dr. Fazıl KAYIKÇI'ya teşekkürlerimi sunarım. Yüksek lisans ve doktora eğitim hayatım boyunca aldığım derslerde ufkumu geliştiren tüm hocalarıma sevgi ve saygılarımı sunarım. Doktora eğitimi gibi uzun ve zorlu yolculukta her zaman yanımda olan, destekleyen, evlendiğimiz günden bu yana eğitim hayatım için ailemden çaldığım zaman konusunda anlayış ve sabır gösteren hayat arkadaşım Fatma GÖKMENOĞLU'na sonsuz sevgi ve teşekkürlerimi sunarım.

İstanbul; Ocak, 2019

Seyit Muharrem Gökmenoğlu

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....	iii
ABSTRACT	iv
ÖN SÖZ.....	v
İÇİNDEKİLER	vi
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	ix
KISALTMALAR	x
1. GİRİŞ	1
2. DOĞAL KAYNAKLAR VE EKONOMİK BÜYÜME	5
2.1. Hollanda Sendromu.....	7
2.2. Fiyat Dalgalanmaları	8
2.3. Rantçı Devlet ve Zayıf Kurumsal Altyapı	9
2.3.1. Rant-Güdümlü Ekonomi Modeli.....	13
2.3.2. Doğal Kaynak Zenginliği, Çok Uluslu Firmalar ve İç Çatışma.....	14
2.4. Diğer Sermaye Türlerinin Dışlanması	15
2.4.1. Sosyal Sermayenin Dışlanması	16
2.4.2. Beşeri Sermayenin Dışlanması	18
2.4.3. Tasarruf ve Yatırımların Dışlanması.....	21
2.5. Ampirik Çalışmalar	21
3. DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ.....	28
3.1. Doğrusallık Testleri.....	28
3.1.1. ACF ve McLeod-Li Testi	29
3.1.2. RESET Testi	29
3.1.3. BDS Testi	30
3.2. Model Seçimi	31
3.3. STAR Modelleri.....	32
3.3.1. LSTAR Modeli	34
3.3.2. ESTAR Modeli	35
3.3.3. LSTAR2 Modeli	37
3.3.4. STAR Model Oluşturma Süreci	38
3.3.4.1. STAR Modelinin Belirlenmesi	38

3.3.4.2. Geçiş Değişkeninin Belirlenmesi	44
3.3.4.3. Geçiş Fonksiyonunun Belirlenmesi	45
3.3.4.4. STAR Modelinin Tahmin Edilmesi	47
3.3.4.5. STAR Modelinin Değerlendirilmesi	49
3.4. STAR Modellerinde Birim Kök ve Eşbütünleşme Testleri	56
3.4.1. KSS Birim Kök Testi	57
3.4.2. KSS STAR ECM ve Eşbütünleşme Testi	63
3.5. Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) Modeller	69
3.5.1. NARDL Modelleri	69
3.5.2. STARDL Modelleri	72
3.5.2.1. LSTARDL Modeli	73
3.5.2.2. ESTARDL Modeli	75
3.5.2.3. LSTAR2DL Modeli	76
3.5.3. STARDL Modeli Oluşturma Süreci	77
3.5.3.1. Model Tipinin Belirlenmesi	77
3.5.3.2. Doğrusal/Doğrusal Olmayan Eşbütünleşmenin Test ve Tahmin Edilmesi	78
3.6. MS-VAR ve MS-VEC Modelleri	81
4. DEĞERLİ METALLER İLE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ.....	85
4.1. Analizde Kullanılan Veriler	86
4.2. Kullanılan Ekonometrik Analizlerin Sonuçları.....	87
4.2.1. Birim Kök ve BDS Test Sonuçları.....	87
4.2.2. Eşbütünleşme Test Sonuçları	88
4.2.3. MS-VEC Modelleri.....	89
4.2.4. STARDL ve STARDL-ECM Modelleri	95
5. SONUÇ.....	111
KAYNAKÇA	116
EKLER.....	128
Ek 1. Birim Kök Test Sonuçları.....	128
Ek 2. Eş Bütünleşme Test Sonuçları	129
Ek 3. A.B.D. için BDS Doğrusallık Test Sonuçları.....	130
Ek 4. Avustralya için BDS Doğrusallık Test Sonuçları.....	131
Ek 5. Filipinler için BDS Doğrusallık Test Sonuçları.....	132
Ek 6. Güney Afrika için BDS Doğrusallık Test Sonuçları	133
Ek 7. Kanada için BDS Doğrusallık Test Sonuçları	134

Ek 8. Meksika için BDS Doğrusallık Test Sonuçları.....	135
Ek 9. Peru için BDS Doğrusallık Test Sonuçları	136
Ek 10. A.B.D., MSIH(3)-VEC(1) Modeli.....	137
Ek 11. Avustralya, MSIH(3)-VEC(1) Modeli	138
Ek 12. Filipinler, MSIH(3)-VEC(2) Modeli	139
Ek 13. Güney Afrika, MSIH(2)-VEC(1) Modeli	140
Ek 14. Kanada, MSIH(2)-VEC(1) Modeli	141
Ek 15. Meksika, MSIH(2)-VEC(1) Modeli	142
Ek 16. Peru, MSIH(2)-VEC(1) Modeli.....	143
Ek 17. Dating analysis (year: quarter).....	144
Ek 18. A.B.D. için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri	145
Ek 19. Avustralya için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri	146
Ek 20. Filipinler için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri	148
Ek 21. Güney Afrika için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri.....	149
Ek 22. Kanada için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri.....	150
Ek 23. Meksika için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri	152
Ek 24. Peru için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri.....	153
ÖZ GEÇMİŞ.....	154

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Doğal Sermayenin Dışlama Etkisi.....	16
Şekil 2: Lojistik Geçiş Fonksiyonu Örnekleri.....	35
Şekil 3: Üssel Geçiş Fonksiyonu Örnekleri	36
Şekil 4: İkinci Dereceden Lojistik Geçiş Fonksiyonu Örnekleri	37



KISALTMALAR

2SLS	: 2 Staged Least Squares
AR	: Autoregressive
ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ACF	: Auto Correlation Function
ADF	: Advanced Dickey Fuller
AIC	: Akaike's Information Criterion
ANN	: Artificial Neural Network
ARDL	: Autoregressive Distributed Lags
ARMA	: Autoregressive Moving Average
BDS	: Brock, Dechert ve Scheinkman
BIC	: Bayesian Information Criterion
DOEKK	: Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler
EG	: Enders ve Grangers
EJ	: Escibano & Jorda
EM	: Estimation Maximization
ECM	: Error Correction Model
EKK	: En Küçük Kareler
ETF	: Exchange-Traded Fund
EDTAR	: Endogenous Delay Threshold Autoregressive
ESTAR	: Exponential Smooth Threshold Autoregressive
ESTARDL	: Exponential Smooth Transition Autoregressive Distributed Lags
ESTARDL-	
ECM	: Exponential Smooth Transition Autoregressive Distributed Lags- Error Correction Model
GIC	: General Information Criterion
GSMH	: Gayri Safi Milli Hasıla
HQ	: Hannan-Quinn Information Criterion
HTM	: Hammadde Tuzağı Modeli
ICOMP	: Informational Complexity Criterion.
İGE	: İnsani Gelişim Endeksi

KSS	: Kapetanios, Shin, Snell
LM	: Lagrange Multiplier
LR	: Likelihood Ratio
LRE	: Long Run Elasticities
LSTR	: Logistic Smooth Transition Regressive
LSTAR	: Logistic Smooth Transition Autoregressive
LSTARDL	: Logistic Smooth Transition Autoregressive Distributed Lags
LSTARDL-	
ECM	: Logistic Smooth Transition Autoregressive Distributed Lags-Error Correction Model
MA	: Moving Average
MS	: Markov Switching
MLE	: Maximum Likelihood Estimation
M-TAR	: Multiple Threshold Autoregressive
MENA	: Middle East and North Africa
MSAR	: Markov Switching Autoregressive
MS-VAR	: Markov Switching Vector Autoregressive
MS-VEC	: Markov Switching Vector Error Correction
MS-VECM	: Markov Switching Vector Error Correction Model
MSH-VAR	: Markov Switching Heteroscedasticity- Vector Autoregressive
MSM-VAR	: Markov Switching Mean Vector Autoregressive
MSIH-VAR	: Markov Switching Intercept Heteroscedasticity-Vector Autoregressive
MSMH-VAR	: Markov Switching Mean Heteroscedasticity-Vector Autoregressive
MSIAH-VAR	: Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroscedasticity-Vector Autoregressive
MSMAH-VAR	: Markov Switching Mean Autoregressive Heteroscedasticity-Vector Autoregressive
MSIH- VEC	: Markov Switching InterceptHeteroscedasticity- Vector Error Correction
MSIAH- VEC	: Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroscedasticity-Vector Error Correction
NARDL	: Nonlinear Autoregressive Distributed Lags
NLS	: Nonlinear Least Squares
NOx	: Nitrojen Oksit
OECD	: Organisation for Economic Co-operation and Development
PP	: Philips-Perron

RSM	: Rekabetçi Sanayileşme Modeli
SC	: Schwarz's Information Criterion
STR	: Smooth Transition Regressive
SEKK	: Sıradan En Küçük Kareler
STAR	: Smooth Transition Autoregressive
SETAR	: Self-Extracting Threshold Autoregressive
STARDL	: Smooth Transition Autoregressive Distributed Lags
STARDL-	
ECM	: Smooth Transition Autoregressive Distributed Lags- Error Correction Model
TAR	: Threshold Auto Regressive
TARDL	: Threshold Autoregressive Distributed Lags
VAR	: Vector Autoregressive
VEC	: Vector Error Correction
VECM	: Vector Error Correction Model

1. GİRİŞ

Doğal kaynak zenginliğine sahip olmak genellikle her ülkenin arzuladığı bir durumdur. Bu kaynaklardan elde edilen gelirin ekonomik büyümeyi ve vatandaşlarının refahını arttıracacağı beklentisi bu arzunun arkasında yatan en önemli nedendir. Gerçekten bir ülkede bol miktarda petrol, altın, gümüş gibi değerli maden rezervlerinin bulunması ekonomik büyüme ve gelişmeye önemli katkılar sağlar mı yoksa tam tersi bir durum mu söz konusudur? Norveç, Avustralya, Kanada ve Botsvana gibi bazı ülkeler bu kaynaklardan elde ettiği gelir ile sürdürülebilir yüksek büyüme sergilemesine rağmen neden özellikle Ortadoğu, Afrika ve Güney Amerika'daki bazı ülkeler her anlamda kötü bir performans sergilemektedir? Literatürde kullanılan jargonla ifade edecek olursak doğal kaynak sahipliği bir nimet midir yoksa lanet mi? Son yirmi yılda yapılan ampirik çalışmalar bu bolluğun bir lanet olduğu fikrini desteklese de nimet olduğunu ya da her hangi bir etkisinin olmadığını öne süren çalışmaların sayısı azımsanmayacak derecede fazladır. Bu çeşitliliğin sebebi doğal kaynak bolluğunun göstergesi olarak kullanılan parametrelere; ele alınan doğal kaynak tipine, ülkelere, incelenen zaman aralığına ve son olarak uygulanan ekonometrik analiz yöntemlerine dayanmaktadır. Literatürde bu konuda bir uzlaşmanın olmaması bu alanda daha fazla çalışma yapılması gereğini ortaya koymaktadır.

Doğal kaynak zenginliği ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelendiği literatürde doğal kaynak zenginliğinin nasıl ölçüleceği konusunda bir uzlaşma bulunmamaktadır. Bu konuda yürütülen ilk ampirik çalışma Sachs ve Warner (1995)'a aittir. Çalışmada kaynak zenginliğinin göstergesi olarak baz alınan bir yıldaki ana ürün (mineral ve petrol üretimi) ihracatının milli gelir içindeki payı kullanılmıştır. Konu ile ilgili araştırma yapan Leite ve Weidman (1999), Sala-i-Martin ve Subramanian (2003), Mehlum, Moene ve Torvik (2006) ve Brunnschweiler ve Bulte (2008) gibi birçok yazar Sachs ve Warner (1995)'ın bu yöntemini kullanmıştır. Sachs ve Warner (1995) ayrıca mineral üretiminin milli gelir içindeki payını, ana ürün ihracatının toplam ihracat içindeki payını ve kişi başı düşen

arazi miktarını kullanmıştır. Gylfason (2001), Stijns (2006) ve Cockx ve Francken (2014) gibi çalışmalar gösterge olarak doğal sermayenin toplam sermaye içindeki payını, Brunnschweiler (2008) ise toplam doğal sermaye oranını ve sermaye başına yer altı zenginliğini kullanmıştır. Arezki ve Ploeg (2011) doğal sermaye stokunu kullanmayı tercih ederken Atkinson ve Hamilton (2003), Collier ve Hoeffler (2009), Bhattacharyya ve Hodler (2010), de Soysa ve Gizelis (2013) gibi çalışmalar doğal kaynak rantının milli gelir içindeki payını, Arezki ve Brückner (2011) ise petrol rantını ölçüm aracı olarak kullanmıştır. Diğer taraftan Cavalcanti, Mohaddes ve Raissi (2011) petrol üretiminin gerçek değerini kullanmış; Stijns (2005) ve Smith (2015) doğal kaynak üretim verilerini gösterge olarak kabul etmiştir. Mineral ihracatının toplam ihracat içindeki payı, kişi başı doğal kaynak rantı, enerji rantının milli gelir içindeki payı, mineral rantının milli gelir içindeki payı kullanılan diğer göstergeler arasında yer almaktadır.

Bununla birlikte doğal kaynak tipinin ekonomik büyüme üzerinde farklı sonuçlar meydana getirdiğini öne süren ilk çalışma Isham, ve diğ. (2003) tarafından yürütülmüştür. Çalışmada doğal kaynaklar konsantre kaynaklar (petrol; bakır ve elmas gibi mineralleri ve muz gibi büyük çiftlik ürünlerini kapsayan), küçük çiftlik ürünleri ile kahve ve kakao olarak sınıflandırılmıştır. Boschini, Pettersson ve Roine (2003), Bulte, Damania ve Deacon (2005), Stijns (2006) ve Anshasy ve Katsaiti (2015) gibi çalışmalar ise bu yöntemi takip etmiştir.

Doğal kaynak zenginliği ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların sonuçları yürütülen ekonomik analiz yöntemi açısından da farklılık göstermektedir. Bu çalışmaların çoğu ülkeler arası kesit veri analizini kullanmaktadır (Sachs ve Warner (1995), Leite ve Weidman (1999), Sala-i-Martin ve Subramanian (2003), Mehlum, Moene ve Torvik (2006), Brunnschweiler ve Bulte (2008), Alexeev ve Conrad (2011), Cotet ve Tsui (2013) ve Moshiri ve Hayati (2017) gibi). Bhattacharyya ve Hodler (2010), Arezki ve Brückner (2011), Goderis ve Malone (2011), Cotet ve Tsui (2013), Cockx ve Francken (2014) ve Anshasy ve Katsaiti (2015) gibi son çalışmalar ise panel veri analiz yöntemlerini uygulamışlardır. Cavalcanti, Mohaddes ve Raissi (2011) ise panel eşbütünleşme ve hata düzeltme modellerini kullanmaktadır. Genel olarak panel veri analiz yöntemi ile yapılan çalışmalar kaynak laneti tezini desteklemezken ülkeler arasında kesit veri analizi ile yürütülen çalışmalarda bu tezi destekler nitelikte sonuçlar elde edilmektedir.

Bu çalışma ile ekonomik büyüme ve doğal kaynak zenginliği literatürüne ele alınan maden türü, zenginlik göstergesi ve uygulanan ekonometrik analiz yöntemi bakımından katkıda bulunmak amaçlanmaktadır. Bu doğrultuda, çalışmada diğerlerinden farklı olarak tek bir değerli maden sınıfına odaklanılacak ve altın, gümüş, bakır, paladyum, platinyum gibi değerli metal bolluğuna sahip olan ülkelerde bu bolluk ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenecektir. Bu noktada ikinci kısımda ele alınan kaynak lanetine neden olan etkenler analize dâhil edilmeyecek sadece bu teoremin değerli metal bolluğuna sahip ülkelerde geçerli olup olmadığı incelenecektir. Konu ile ilgili çalışmalarda genellikle gösterge olarak doğal kaynak ihracatı verilerinin kullanıldığı görülmektedir; ancak yeryüzüne çıkartılan bu metaller sadece ihracat için değil ülke içi üretim maksadıyla da kullanılabilir. Bu anlamda doğal kaynak zenginliğinin göstergesi olarak çıkartılan maden miktarının kullanılması tercih edilmiştir. Çalışmamızda 2016 yılında bu madenleri en çok üreten ve analiz için yeteri kadar uzun soluklu verilere sahip olan ülkeler analize dâhil edilmiştir. Konu ile ilgili yapılan çalışmalarda genellikle regresyon analizi ve (son zamanlarda) panel veri analiz yöntemleri kullandığı görülmektedir. Çalışmamızda ise doğrusal olmayan analiz yöntemlerinden bazıları kullanılacaktır.

Ekonomik ve finansal verilerin birçoğu doğrusal olmayan bir yapı sergilemektedir. Bunun en basit örneği işsizlik verilerinde görülmektedir. Ekonomi daralma evresindeyken işsizlik oranı çok hızlı artarken ekonomi genişleme evresine geçtiğinde bu oranındaki azalış önceki dönemdeki artış kadar hızlı gerçekleşmemektedir. GSMH verileri de benzer şekilde doğrusal bir yapı sergilememekte genişleme ve daralma gibi rejimlerden oluşmaktadır. Her rejimin kendisine has bir yapısı olduğundan değişkenler arasındaki ilişkiler her rejimde farklı olabilmektedir. Dolayısıyla ortak bir politikadan ziyade rejime uygun politikaların uygulanması gerekmektedir. Literatürde kriz yılları yerine kukla (*dummy*) değişken kullanılması yaygın bir uygulamadır ancak bu yöntem kırılma noktalarının önceden bilinmesini gerektirmesinin yanı sıra gerçekçi sonuçlar alınmasına engel olmaktadır. Bu doğrultuda çalışmada değerli maden üretimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin doğrusal olmayan birim kök, eşbütünleşme testleri ile MS-VEC ve STARDL(-ECM) modelleri kullanılarak analiz edilmektedir. Her iki model yapısı rejimlere özgü hem kısa hem de uzun dönem dinamiklerini analiz etmekte başarılıdır. MS-VEC modeli sabit, ortalama, heteroscedasticity gibi bazı terimlerde geçişlere

müsaade eden vektör hata düzeltme modelidir (Kumar, 2008). MS-VEC modeli uzun dönem dengesinden sapmaların rejime has farklı ayarlama hızları ile karakterize edilmesine imkân tanımakla birlikte hem kısa dönem hem de uzun dönem dinamiklerin birlikte incelenmesine olanak sağlamaktadır. STARDL(-ECM) modelleri ise rejim geçişlerinin lojistik ve üssel geçiş fonksiyonlarıyla gerçekleştiği farklı rejimdeki farklı uzun dönem ve kısa dönem dinamiklerinin modellenmesine olanak sağlamaktadır. Modelde hem düzey hem de birinci fark serileri her rejimde yer aldığından dolayı rejim bağımlı eşbütünleşme ilişkisine olanak sağlamaktadır. Hata düzeltme modeli ise her bir rejimde farklı ayarlama hızlarının oluşmasına imkân sağlamaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde doğal kaynak zenginliğinin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini ele alan literatür incelenmektedir. Doğal kaynak zenginliğinin hangi kanallar vasıtasıyla ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediğinin detaylı olarak incelendiği bu bölümde konu ile ilgili yürütülen ampirik çalışmalar da ele alınmaktadır.

Çalışmanın üçüncü bölümünde ele alınan serilerdeki doğrusal olmayan yapıyı tespit etmekte kullanılan testler, LSTARDL modelinin altyapısını oluşturulan STAR modelleri ile MS-VAR ve MS-VEC modellerinin teorik çerçevesi ele alınmıştır. Aynı bölümde ayrıca eşik ve geçiş modellerindeki birim kök ve eşbütünleşmelerinden kısaca bahsedilmiş ve analizde kullanılan metodlar aktarılmıştır. Dördüncü ve son bölümde ise değerli metallerin kullanım alanları, analizde kullanılan verilerin kaynakları aktarıldıktan sonra değerli metal üretim miktarının seçilmiş ülkelerdeki ekonomik büyüme üzerindeki etkileri önceki bölümlerde aktarılan bazı doğrusal olmayan analiz yöntemleri ile analiz edilmiş ve analiz sonuçları değerlendirilmiştir.

2. DOĞAL KAYNAKLAR VE EKONOMİK BÜYÜME

Ekonomik büyüme ve kalkınmayı sağlayan faktörler üzerine ortaya konulmuş birçok teori bulunmaktadır. Ekonomik büyüme sadece tek bir faktör tarafından belirlenmemekte; ekonomik, sosyal, kültürel, politik birçok faktör tarafından etkilenmektedir. Bu faktörlerden bir tanesi de ülkenin sahip olduğu doğal kaynaklar, değerli maden ve minerallerdir. Doğal kaynakların ekonomik gelişme üzerindeki rolüne ilişkin geleneksel yaklaşıma göre bu kaynaklar ekonomik gelişme sürecinin düşük-gelir evresinin başlarında çok önemli bir role sahiptir (Auty, 1993, 1). Klasik iktisatçılar üretim fonksiyonu içerisinde doğal kaynakları da içeren araziye dâhil etmektedir. Sırasıyla Adam Smith ve David Ricardo tarafından öne sürülen Mutlak Üstünlük ve Göreceli Üstünlük Teorilerine göre bir ulus refahını mutlak/göreceli olarak üstün olduğu üretim kaynaklarını kullanarak arttırmalıdır. Bu anlamda klasik iktisatçılara göre değerli maden ve minerallere sahip olan ülkeler olmayanlara göre ekonomik gelişme yolunda üstünlüğe sahiptir. Bu iyimser yaklaşım 1980’li yılların başlarına kadar genel olarak devam etmiş ve doğal kaynak zenginliğine sahip gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş, endüstriyel bir ülke olmasının kolaylaşacağı konusunda genel olarak bir fikir birliği oluşmuştur (Badeeb, Lean, Clark, 2017). Ancak, konu ile ilgili yapılan çalışmalar göstermektedir ki bu genel kanının aksine doğal kaynak zenginliği özellikle düşük ve orta gelirli ülkeler için ekonomik gelişme yolunda bir avantaj sağlamamaktadır; aksine zaman zaman bu zenginliğe sahip olmayan aynı gelişmişlik düzeyindeki ülkelere daha düşük ekonomik büyüme ve gelişme performansı sergilemesine neden olmaktadır. Bu ters ilişki literatürde “Kaynak Laneti (*resource curse*)” olarak bilinmektedir. Bu terim ilk kez Gelb (1988) tarafından petrol gelirlerinin ekonomi üzerindeki etkisini inceleyen çalışmasında kullanılmıştır. Sonraki yıllarda Auty (1993), Gelb (1988) ‘in çalışmasını tamamlar nitelikte, sert maden zenginliğine sahip ülkeleri analiz etmiştir. “Kaynak Laneti” tezini destekleyen ve ses getiren bu çalışmada Auty (1993) bakır (Şili, Peru, Zambiya, Papua Yeni Gine), kalay (Bolivya) ve boksit (Jamaika) gibi sert maden ihracatçısı ülkelerin ekonomik performanslarını incelemiştir. Bu ülkelerdeki ekonomik büyüme hızının, petrol ihraç eden ülkeler gibi, doğal kaynak zenginliğine

sahip olmayan diğer gelişmekte olan ülkelerin ortalama büyüme hızından daha yavaş olduğunu tespit etmiştir. Auty (1993) bunun sebebini maden üretiminin sermaye yoğun bir sektör olmasına, sermayenin çoğunun dış ülkelere ithal edilmesine ve bu sektörde yerli işgücünün çok az bir kısmının istihdam etmesine bağlamaktadır. Diğer taraftan doğal kaynak zenginliği ile sanayileşme ve kurumsallaşmanın beraber ilerlediği, ekonomik büyümenin daha da arttığı örneklerle rastlamak da mümkündür. Buna ABD'nin savaş öncesi sanayileşme dönemi, Venezuela'nın 1920-1970 yılları arasındaki ekonomik performansı, Norveç'in petrolün keşfedildiği 1969 yılından bu yana sergilediği performans ve 1960 sonrası Avustralya örnek verilebilir (Frankel 2010).

Bu noktada doğal kaynak zengini bazı ülkelerin başarılı örnekler sergilemesine rağmen diğerlerinin neden ekonomik büyüme ve kurumsallaşma bakımından kötü durumda olduğu sorusu gündeme gelmektedir. Bu sorunun maalesef basit bir cevabı bulunmamaktadır. Literatürde bu soruya cevap arayan çalışmalarda ileri sürülen açıklamaların iktisadi ve iktisadi olmayan (politik, sosyal vb.) şeklinde sınıflandırılabilirliği görülmektedir. Doğal kaynak zenginliği genel olarak dört kanal vasıtasıyla ekonomik büyüme üzerinde negatif etkiye bulunmaktadır¹. Bunlar (Gylfason, 2004; Sala-i-Martin, Subramanian, 2003; Frankel, 2010):

1. Hollanda Sendromu (*Dutch Disease*). Bu görüşe göre doğal kaynak rezervlerinin keşfi, ülkeye yüksek miktarda döviz çekmekte, yerel para birimi aşırı değerlenmekte, devlet harcamaları artmakta, işgücü ve sermaye gibi kaynaklar bu sektöre çekilmekte ve sanayi gibi sektörlerin dışlanmasına, ticaret hadlerinin bozulmasına ve üretim mallarının pahalılaşmasına neden olmaktadır.
2. Emtia fiyatlarındaki volatilitenin yüksek olması. Ekonominin tek bir ürünün ihracatına dayalı olması durumunda bu kaynakların dünya piyasalarındaki fiyatında meydana gelen dalgalanmaların gelirde yarattığı volatilitenin ticaret hadlerindeki ani ve keskin düşüşler ekonomik şoklara neden olabilmektedir.
3. Politik açıklamalar arasında yer alan “Rantçı Devlet” teorisine göre bu kaynaklardan yüksek miktarda gelir (rant) elde eden devletlerde yolsuzluğun, verimli olmayan sektörlerle yatırım yapılmasının ve zayıf bir kurumsal yapının varlığı ekonomik gelişme ve büyüme yolunda büyük bir engel teşkil etmektedir. Yolsuzluk

¹ Ancak bu kanal sayısı konusunda literatürde genel bir uzlaşma bulunmadığı görülmektedir.

ve rant arayışı çoğu fakir ülkenin genel problemi olmasına karşın doğal kaynak zenginliğine sahip ülkelerde bu olgunun diğerlerine nazaran daha fazla yaşandığı görülmektedir (Frankel, 2010).

4. Doğal kaynaklarda uzmanlaşmak pozitif dışsallıklara sahip üretim sektörünü ve diğer sermaye tiplerini dışlayarak ekonomik büyümeye zarar verebilir.

2.1. Hollanda Sendromu

Ekonomik açıklamalardan en çok bilineni olan bu sendrom tartışmaların merkezinde yer almaktadır. Hollanda imalat sanayisinde doğalgaz rezervlerinin keşfi sonrasında yaşanan gerilemeye dikkat çeken ve bu gerilemeyi Hollanda Sendromu terimi ile tanımlayan bir makalenin 1977 yılında *The Economist* dergisinde yayınlanmasından sonra “Değerli maden ve minerallere sahip olmak bir ülkenin ekonomik büyüme ve kalkınması için bulunmaz bir fırsat mıdır yoksa bir lanet midir?” sorusu gündeme gelmiştir. Corden ve Neary (1982) Hollanda Sendromu ile ilgili model geliştiren ilk çalışma olmuştur. Doğal kaynaklara bağımlılık ile ekonomik gelişme arasındaki ters ilişkinin açıklanmasında sıkça kullanılan Hollanda Sendromuna göre bir ülkede petrol, doğalgaz, gümüş, altın vb. kaynaklarda bir canlılık (*boom*; kaynakların keşfedilmesi veya var olan kaynaklarda aşırı artış yaşanması) olması halinde ülkenin üretim kombinasyonu ticarete konu olan mallardan ticarete konu olmayan mallara kaymaktadır. Doğal kaynak bolluğu ilk olarak ekonomi üzerinde harcama (talep yanlı) ve kaynak hareket (arz yanlı) etkisi şeklinde iki etkide bulunmaktadır (Corden, 1984). Doğal kaynak rezervinden kaynaklı gelir artışı ticarete konu olmayan mallara olan talebi ve dolayısıyla bu malların göreceli fiyatını arttırmaktadır. Bu artış sermaye ve işgücü gibi kaynakların ticarete konu olan ve sürdürülebilir büyümeyi sağlayan sektörlerden madencilik ve ticarete konu olmayan (hizmet sektörü gibi) sektörlerle doğru kaymasına neden olmaktadır. Doğal kaynakların ihracı neticesinde elde edilen aşırı miktardaki dövizin etkisi ile kıt kaynak haline gelen ulusal para birimi değerlenmekte dolayısıyla reel döviz kuru değer kazanmakta, yerel (ticarete konu olan) sektörlerin rekabet gücü ve dolayısıyla refah azalmaktadır. Hatta 1979-81 yıllarında yaşanan petrol canlılığı esnasında Meksika, Venezuela ve Nijerya gibi ülkelerde olduğu gibi uluslararası arenada rekabet gücüne sahip hemen hemen hiçbir endüstri kalmayabilmektedir (Auty, 1993, 5). Üretim sanayisi ve tarım sektörünün rekabet gücünü yitirmesi ve kaynakların bu sektörlerden çekilmesi yaparak öğrenme,

dışsal ekonomiler ile alt ve üst (tedarikçi/alıcı gibi) endüstriler üzerinde telafisi mümkün olmayan tahribat yaratmaktadır (Stevens, 2003; Elbra, 2017, 39). Bu noktada Porter (1990), finansal değerlere dönüştürülmeyen doğal kaynakların rekabet gücünü desteklemeyeceğini; aksine büyümenin önünde büyük bir engel teşkil edeceğini öne sürmektedir.

Tarihte Hollanda Sendromunun ilk örneklerini Amerika'nın keşfi sonrası Avrupa'da yaşanan Fiyat Devrimi'nde görmek mümkündür. On altıncı yüzyılın başından itibaren yeni dünyadan getirilen gümüş ve altın İspanya'da fiyat ve ücretlerin aşırı derecede yükselmesine ve dolayısıyla refahın azalmasına neden olmuştur. On altıncı yüzyılın ortalarına doğru enflasyon yüzyılın başına kıyasla %100 artmıştır. Bu fiyat artışı domino etkisiyle Fransa ve İngiltere gibi Avrupa ülkelerine de yayılmıştır (Isaacs, 1934; Drelichman, 2005). On dokuzuncu ve yirminci yüzyıllarda doğal kaynakları az olan İsviçre ve Japonya gibi ülkeler Rusya gibi kaynak zenginliğine sahip ülkelerden ekonomik olarak daha yüksek bir performans sergilemişlerdir. Benzer şekilde 1960-1990 yılları arasında petrol zengini Meksika, Nijerya, Venezüella gibi ülkeler iflas ederken Kore, Tayvan, Hong Kong ve Singapur gibi sanayileşmekte olan ülkeler ön plana çıkmıştır (Sachs, Warner, 1995).

2.2. Fiyat Dalgalanmaları

Gelişmekte olan ülkeler büyük endüstrileşmiş ekonomilere göre ekonomik bakımdan daha küçük olduğundan ve petrol gibi temel malların ihracında uzmanlaşmaya daha yatkın olduğundan küçük açık ekonomi modeline uymaktadır (Frankel, 2010). Bu bakımdan bu ülkeler hem ithal malları hem de ihraç mallarında fiyat alıcısı durumundadır. Petrol örneğini ele alacak olursak, petrolün yerel fiyatı petrolün dünya piyasalarındaki fiyatının dolar kuru ile çarpımına eşittir. Dolayısıyla petrol fiyatı devalüasyon ve revalüasyona oldukça duyarlıdır. Bununla birlikte “Yapısal Okul” olarak da adlandırılan Prebisch (1950) ve Singer (1950) mineral ve tarım ürünü fiyatlarının üretim malları ve diğer mallara nazaran uzun dönemde aşağı yönlü trend izlediğini ileri sürmektedir. Teorinin temelini ana ürünlere (*primary products*²) olan dünya talebinin dünya gelirine göre elastik olmaması oluşturmaktadır. Daha açık bir ifadeyle, gelirdeki her yüzde birlik artış ham maddelere olan talebi yüzde

² Ana mallar, doğrudan topraktan çıkartılan tahıl, petrol, doğalgaz, değerli taş ve mineralleri kapsamaktadır.

birden daha az arttırmaktadır. Yakın ilişkili görüşler üretim malları dünya talebinin ana mallara olan talepten daha fazla büyüdüğünü ve zengin ülkelerin üretim malları ihracına nazaran ana ürün ihracına karşı daha fazla korumacı politikalar izleyebileceğini ileri sürmektedir (Sachs, Warner, 1995). Prebisch hipotezinin politika önerisi gelişmekte olan ülkelerin devlet kaynaklı sanayileşme politikası uygulayarak doğal kaynak ihracına bağımlılıktan kaçınması şeklindedir. Ancak bu politikanın uygulanması noktasında yapılan en büyük hata ihracatı teşvikten ziyade tarife ve kota bariyerlerinin yanı sıra uzun süreli ithal ikameci politika izlemek olmuştur. Bu hipotez doğal kaynaklarda uzmanlaşmanın negatif yönleri olduğu fikrini desteklemektedir. Geçen yüzyıl boyunca uluslararası ana mal fiyatları üretim malları fiyatlarından daha fazla dalgalanmıştır (Ross, 2003). İhracat kazançlarında meydana gelen dalgalanma döviz kuru volatilitesi tetiklemektedir. Stabil olmayan döviz kuru da yabancı yatırımlar dahil olmak üzere diğer ticari faaliyetlere ve ihracata zararlı olabilecek belirsizliğe neden olmaktadır (Gylfason, 2004). Bu anlamda doğal kaynak ihracına dayalı ekonomilerin ekonomik şoklarla karşılaşma olasılığı daha yüksektir. Diğer taraftan petrol haricindeki çoğu değerli maden ve mineralin talep hacmi, iş faaliyetleri (alım, satım, kiralama, yatırım gibi) ve kişisel gelirle orantılı olarak dalgalanmaktadır. Örneğin bakırın yıllık ortalama fiyatı 2002-2006 döneminde dört kat artmıştır (Crowson, 2009, 21). Öngörülemeyen bu artış ve azalışlar özellikle doğal kaynaklara bağlı ekonomik büyümeye sahip olan ülke ekonomileri üzerinde kuşkusuz olumsuz etkilerde bulunmaktadır.

2.3. Rantçı Devlet ve Zayıf Kurumsal Altyapı

Kaynak Laneti tezinin açıklanmasında kullanılan diğer bir yaklaşım Politik İktisat alanına giren “Rantçı Devlet” teorisidir. Tartışmasız, güçlü bir kurumsal altyapı ekonomik gelişmeyi destekleyen unsurların başında yer almaktadır. Kurumsal altyapının yokluğu ya da zayıf olması makro ve mikro ekonomik politikaların uygulanmasını zorlaştırmakta, eşitsizliğin, otoriter rejimlerin ortaya çıkmasına; elitlerin ve politikacıların ülke kaynaklarını kendi kişisel çıkarları için sömürmesine neden olabilmektedir. İktisatçılar, siyaset bilimciler ve tarihçiler mineraller başta olmak üzere doğal kaynak zenginliğine sahip gelişmekte olan ülkelerde rant arayışının ve yolsuzluğun daha yaygın olduğu, bunun da gerek hükümetin kalitesini azaltarak gerekse kaynak tahsisini bozarak ekonomi performansını olumsuz

etkilediği konusunda hem fikirdirler (Gylfason, 2001; Isham ve diğ., 2003; Leite, Weidman, 1999; van der Ploeg, 2011). Doğal kaynak zenginliğine sahipliğin zayıf kurumsal yapının oluşumuna sebebiyet verdiğini öne süren görüşe göre bu kaynaklardan elde edilen aşırı miktardaki gelir iktidar sahipleri ile halk arasındaki hesap verilebilirliği ortadan kaldırmaktadır. Hükümet faaliyetlerini sürdürmek için vergiye bağımlı olmadığından kalkınmayı sağlayan güçlü politikaları uygulamak, halkın faydasına olacak yatırımları hayata geçirmek, doğal kaynaklar haricindeki sürdürülebilir büyümeyi sağlayacak diğer sektörlerin gelişimi ile ilgilenmemektedir. Bunun yerine bu gelirlerin bir kısmını kitleleri kontrol altında tutmak amacıyla askeri harcamalara ve iktidarını destekleyen kesimlere tahsis etmekte, geri kalanını ise kişisel hazinelerine aktarmaktadır (Ross, 2001b; King, 2009).

Bhattacharyya ve Hodler (2010) 124 ülkenin 1980-2004 yılları arasındaki verilerini kullanarak yaptığı panel veri analizi neticesinde doğal kaynaklardan elde edilen rant ile yolsuzluk arasındaki ilişkinin ülkedeki demokratik kurumların kalitesine bağlı olduğunu ortaya koymuştur. Petrol zengini az gelişmiş ülkelerde genellikle doğal kaynak rantı ile yolsuzluk bir arada bulunmaktadır. Kaynak patlamasının meydana getirdiği bunun gibi olumsuz politik güdülerin törpülenmesi ancak hesap verilebilirliği, hukukun üstünlüğünü arttıran güçlü kurumların varlığı ile tesis edilebilir (Robinson, Torvik, Verdier, 2006). Isham, ve diğ. (2003), Boschini, Pettersson ve Roine (2003), Dietz, Neumayer ve de Soysa (2007), van der Ploeg (2011) gibi çalışmalar, bu görüşü destekler nitelikte, doğal kaynak rantının ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkide bulunmasında kurumsal kalitenin önemli olduğunu göstermektedir.

Diğer taraftan doğal kaynak bolluğunun zayıf kurumsallık ve eksik piyasalarla birleşimi yıkıcı sonuçlar doğurabilmektedir. En uç noktada Afrika'daki elmas savaşları benzeri iç savaş çıkabilir. Bu ülkelerde yönetimler gerek rejimlerini korumak için gerekse doğal kaynakları elde etmeye çalışan düşman ülkeleri caydırmak ve saldırıları bertaraf etmek için savunma harcamalarını arttırabilirler. Artan askeri harcamalar ise kaynak dağıtımı ve sermaye formasyonundaki olumsuz etkileri dolayısıyla ekonomik büyümeye engel olabilir (Gylfason, 2004). Bu doğrultuda Ross (2001a) mineral bağımlılığındaki 5 puanlık bir artışın askeri harcamalarda %1,7; petrol bağımlılığındaki aynı seviyedeki artışın ise askeri harcamalarda %1,6 artışa neden olduğunu göstermiştir. Ali ve Abdellatif (2013)

doğal kaynak zengini 20 Ortadoğu ve Kuzey Afrika (*Middle East and North Africa, MENA*) ülkesinin 1987-2012 yılları arasındaki verilerini kullanarak doğal kaynakların askeri harcamalar üzerindeki etkisini analiz etmiştir. Bu etkinin sahip olunan doğal kaynak türüne göre değiştiğini; özellikle petrol ve orman kaynaklarının askeri harcamaları arttığını, kömür ve doğalgazın negatif etkisinin olduğunu ancak minerallerden elde edilen rantın bu harcamalar üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını göstermiştir. Doğal kaynak zenginliğinin iç çatışmaya olan etkisi ile ilgili öne sürülen diğer teorilere göre kaynak zenginliği isyancı grupları fonlayarak (Ross, 2001a); kaynak zengini bölgelerde ayrılıkçılığı finansal olarak daha çekici hale getirerek (Collier, Hoeffler, 2004); devlet kurumlarını zayıflatarak, devleti isyancılar için daha çekici bir hedef haline getirerek (Fearon, Laitin, 2003) iç karışıklığı körükleyebilir (Arezki, Brückner 2011).

Diğer taraftan doğal kaynak rantının demokrasinin ekonomik sonuçlarını iyileştirip iyileştirmediği, politik sistem ve devlet stabilitesi üzerindeki etkisi belirsiz bir konudur. Ross (1999) petrol rantının demokrasiyi zayıflattığını öne sürerken Haber ve Menaldo (2011) ise tam aksine petrolün otoriterliği güçlendirmede irtaya koymaktadır. Ross (2001b), Barro (2000), Wantchekon (2002), Jensen ve Wantchekon (2004) ve Frankel (2010) gibi çalışmalar petrol ve minerallere bağımlı ekonomiler ile otoriter rejimler arasında kolerasyon olduğunu tespit etmiştir. Collier ve Hoeffler (2009) doğal kaynak rantının demokrasi vasıtasıyla ekonomik büyüme üzerindeki etkisini “demokrasinin faydalarını arttıran mekanizma” ve “demokrasinin faydalarına zarar veren mekanizma” olarak ayrı ayrı incelemektedir. İlk mekanizmada doğal kaynak rantının büyüme üzerindeki etkisinin ülkenin bu kaynaklar keşfedilmeden hemen önceki yönetim şekliyle yakın ilişkisi olduğu öne sürülmektedir. Buna göre doğal kaynak zengini bir ülke diktatörlükle yönetiliyorsa, diktatör bu kaynaklardan elde ettiği yüksek vergi getirisinden dolayı diğer sektörlerin büyümesine yönelik yatırım yapmaya ihtiyaç duymayacaktır. Doğal kaynak kıtlığına sahip bir ülkede ise diktatör vergi getirisi elde etmek için özel sektörü geliştirmek zorunda kalmaktadır. Buna karşın demokrasinin kamu harcamalarının hesap verilebilirliğini arttırdığı ve gelirlerin güçlü azınlık tarafından ele geçirilmesini önlediği farz edildiğinde doğal kaynak zengini ülkelerde demokratik yönetim tarzı topluma daha faydalı olabilmektedir. Diğer mekanizmayı açıklarken Collier ve Hoeffler (2009) demokrasinin fonksiyonlarına ve politikacıların bu kıt kaynakları

nasıl kullandığına odaklanmaktadır. Bu kaynaklardan elde edilen rant ya kamusal harcamalar ya da özel iltimas için kullanılabilir. Bu rantın özel iltimas için kullanılamaması ancak kuvvetler ayrılığı ve denetim mekanizmasının var olmasına bağlıdır. Ancak doğal kaynak rantı özellikle gelişmekte olan ülkelerde kuvvetler ayrılığını yavaş yavaş zayıflatarak iltimas politikasını ortaya çıkarmaktadır. Bu koşullar altında seçim rekabeti ekonomi üzerinde zararlı etkilerde bulunmaktadır. Kuvvetler ayrılığının oluşmasında vergilendirmenin rolü çok fazladır. Kamu gelirleri halktan ve iş adamlarından elde edilen vergilere dayanmadığında hükümetler daha az hesap verme içgüdüsüne sahip olmaktadır. Bu noktada Ross (2004) vergilendirme ve temsil arasındaki ilişkiyi ampirik olarak incelediği çalışmasında kamu harcamalarının vergiler vasıtasıyla finanse edilme oranı yükseldikçe hükümetin daha çok temsili hükümet olma eğiliminde olduğunu göstermiştir. Collier ve Hoeffler (2009) doğal kaynak rantı, demokrasi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında doğal kaynak rantını doğal kaynak fiyatı ile bu kaynakları yeryüzüne çıkartma maliyeti arasındaki farkın milli gelire oranı ile hesaplamıştır. Çalışmada EKK regresyon analizi kullanılmış olup farklı değişkenler kullanılarak modeller oluşturulmuştur. Analiz sonuçlarına göre doğal kaynak rantının olmadığı modellerde demokrasinin ekonomik büyümeyi olumlu etkilediği, doğal kaynak bolluğunun modele dâhil edilmesi durumunda ise özellikle gelişmekte olan ülkelerde doğal kaynak bolluğunun demokrasi ile etkileşiminin ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etkide bulunduğu gösterilmiştir. Ancak kuvvetler ayrılığı göstergesinin modele dahil edilmesi durumunda kuvvetler ayrılığı ile doğal kaynak bolluğu etkileşiminin büyüme üzerinde pozitif etkisinin olduğu ve aynı zamanda demokrasi ile doğal kaynak bolluğu etkileşiminin olumsuz etkisinin daha da arttığı belirtilmiştir. Dolayısıyla demokrasinin, tek başına, kaynak zengini ülkelerde zararlı olduğu, kuvvetler ayrılığının ise faydalı olduğu sonucuna varılmıştır. Bununla birlikte doğal kaynak bolluğunun hem kuvvetler ayrılığını hem de demokrasiyi erozyona uğrattığı analiz sonuçları arasında belirtilmiştir. Bu sonuçlara göre Collier ve Hoeffler (2009) ekonomik büyüme bakımından doğal kaynak zengini ülkeler için en iyi demokratik yönetim şeklinin sadece seçim rekabetine dayalı olandan ziyade daha güçlü kuvvetler ayrılığının olduğu yönetim şekli olduğunu ifade etmektedir.

2.3.1. Rant-Güdümlü Ekonomi Modeli

Birçok ekonomist ve siyaset bilimci kişi başı gelirin politik hesap verebilirlikle pozitif ilişkili olduğu ve artan kişi başı gelirin hükümetlerin gelişmesine neden olduğu düşüncesinde hem fikirdirler (Auty, 2007). Bu konuda öne sürülen teorilerden birisi "Rant-Güdümlü Ekonomi Modeli" dir. Bu modele göre doğal kaynak zenginliğinden elde edilen rantın milli gelire oranı azaldıkça kurumsallaşma ve ekonomik büyüme olasılığı daha da artmaktadır³. Hükümet gelirleri ranttan ziyade ekonomik faaliyetlerden elde edilecek vergilere dayalı olduğundan iktisadi birimleri teşvik eden politikalar uygulamak zorunda kalmaktadır. Bu da hesap verilebilirliği arttırmakta ve kurumsallaşmanın (dar anlamda demokratikleşmenin) içselleşmesine neden olmaktadır.

Auty (2007) doğal kaynak zenginliği ile demokratikleşme ve kurumsallaşma arasındaki ilişkiyi endojen ve exojen demokratikleşme modeli ile açıklamakta; Endojen Demokratikleşme Modelini, yüksek büyüme potansiyeline sahip düşük-rant geliri elde eden ülkelerle ilişkilendirmekte ve modeli açıklarken Rekabetçi Sanayileşme Modelini (RSM) kullanmaktadır. Auty (2007)'ye göre RSM politik hesap verilebilirliği iki nedenden dolayı arttırmaktadır. Öncelikle rekabetçi sanayileşme ekonomiyi doğal kaynak ihracına dayalı olmaktan kurtarıp hızlı bir şekilde yeniden yapılandırmaktadır. Doğal kaynak rantının göreceli önemi azalmakta, vergi gelirleri emtia ve ihraç vergilerinden satış, gelir ve kar vergilerine kayarak çeşitlenmektedir. Bu eğilim kamu gelirlerinin nasıl toplandığı ve dağıtıldığı konusunda politik hesap verilebilirliğin artması yönünde baskı oluşturmaktadır. İkinci olarak, doğal kaynak rantının göreceli olarak azalmasına paralel, rekabetçi üretimin yaygınlaşması hükümet müdahalesinin ve rant arayışının çapını azaltmakta ve ekonominin de-politize olmasını sağlamaktadır. Exojen Demokratikleşme Modelini ise Hammadde Tuzağı Modeli (HTM) ve doğal kaynaklardan yüksek rant elde eden ülkelerle ilişkilendiren Auty (2007), doğal kaynak zengini gelişmekte olan ülke hükümetlerinin refahı arttırmaktan ziyade ortaya çıkan rantı elde etmek ve dağıtmakla ilgilendiğini ifade etmektedir. Bu noktada ekonomik büyüme çöküşü ile karşı karşıya kalma olasılığı ortaya çıkmaktadır. Bu durum demokrasiye hızlı bir

³ Bu noktada kurumsallaşmadan kastedilen demokratikleşme, hukukun üstünlüğü, finansal piyasaların yapısı, vergi sistemi, gelir dağıtım mekanizması ve telif hakkı kuralları gibi olgulardır.

şekilde geçişi tetikleyecek olsa da istikrarsızlık yaşanması yüksek olasılık dâhilindedir.

Rant GÜdümlü Ekonomi Teorisi ayrıca İktisat Tarihçileri Engerman ve Sokoloff (1994;2000)'un sanayileşmenin neden önce Latin Amerika'da değil de Kuzey Amerika'da meydana geldiği sorusuna getirdikleri açıklama ile de yakından ilgilidir. Bu tarihçilere göre doğal kaynak zenginliğine ve tarım ürünlerine (şeker, pamuk vb.) sahip ülkelerde kölelik kurumu, eşitsizlik, diktatörlük ve devlet kontrolü gelişmiştir. Diğer taraftan balıkçılığa ve küçük çiftliklere (sebze, meyve, tahıl, küçük hayvancılık gibi) uygun arazilerin olduğu bölgelerde bireyselliğe, demokrasiye, eşitliğe ve kapitalizme dayalı kurumlar oluşmuştur. Endüstri devrimi gerçekleştiğinde ise bu ikinci türden kesim devrimden faydalanmak için uygun koşulları sağlamıştır. Diğer taraftan doğal kaynak zenginliğine dayalı topraklardaki toplum kişisel girişim ve âdem-i merkeziyetçi karar almaya dayalı olmaktan ziyade sınıflaşmaya ve otoriterliğe dayalı olduğundan endüstri devriminden faydalanamamıştır. Bu teori özellikle petrol zengini Ortadoğu ülkelerine uymaktadır (Frankel, 2010).

2.3.2. Doğal Kaynak Zenginliği, Çok Uluslu Firmalar ve İç Çatışma

Gelişmekte olan doğal kaynak zengini ülkelerin bu kaynakları yeryüzüne çıkarmak için teknolojik bilgi ve sermaye birikimine sahip olmaması bu ülkeleri yabancı firmalara özellikle çok uluslu madencilik şirketlerine bağımlı kılmaktadır. Yabancı firmalar arasında bahse konu ülkede lisans alma konusunda yaşanan rekabet ise yerel liderin rüşvet almasına fırsat oluşturmaktadır. Sürekli rant kavgasının, rüşvet ve yolsuzluğun yaşandığı bu ülkelerde petrol bağımlılığı arttıkça iç karışıklığın ortaya çıkma olasılığı da artmaktadır (O'Higgins, 2006; Brunnschweiler, 2008). Şüphesiz bu durum ekonomik gelişme önünde engel teşkil etmektedir. Fearon ve Laitin (2003), Collier ve Hoeffler (2004), Humphreys (2005) ve Collier (2007, 21) gibi çalışmalar petrole veya minerallere bağımlı ekonomiler ile iç çatışma arasında korelasyon tespit etmişlerdir. Örneğin Collier ve Hoeffler (2004)'e göre doğal kaynak ihracatının milli gelire oranı %33 olan bir ülkede iç çatışma çıkma ihtimali %22 iken doğal kaynak ihracatı bulunmayan bir ülkede bu oran %1'dir.

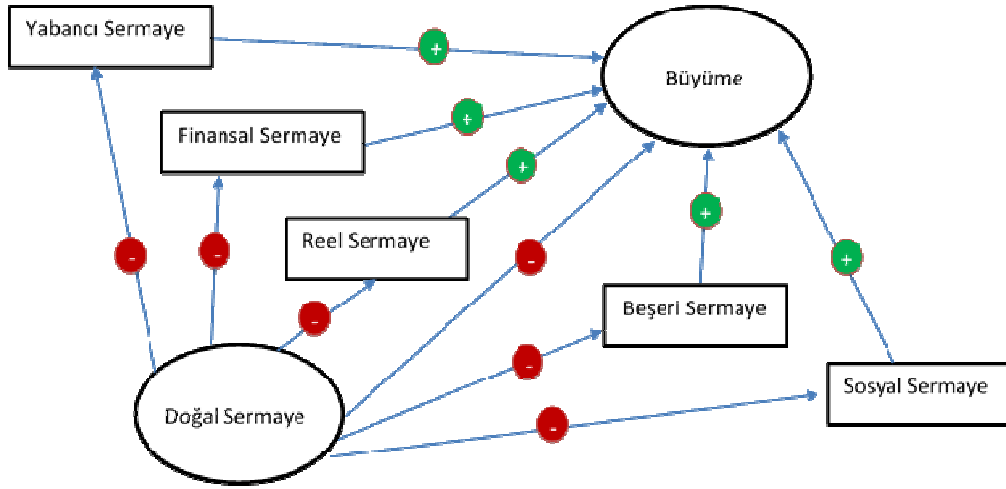
Bununla birlikte doğası gereği yabancı sermayeye bağımlı olan bu çok uluslu firmalar büyük ölçekli maden çıkarma tesisleri inşa etmekte ve kapalı bir çevrimde ihracata yönelik faaliyet göstermektedir. Dolayısıyla yerel sermaye ve işgücü

kullanımı kısıtlı olmaktadır. Güney Amerika ülkesi olan Guyana’da hükümet bu paternin dışına çıkarak yerel yatırımcılar tarafından desteklenen orta ve küçük ölçekli altın madenciliği yapılmasına ortam hazırlamıştır. Ekonomik olarak başarılı olan bu yöntemle sektör önemli bir büyüme gerçekleştirmiş ve yıllık olarak 300 milyon dolardan fazla üretim yapar duruma gelmiştir (Hilson, Laing, 2017). Bu anlamda yerel ekonominin gelişmesi için sadece yerel sahiplikli madenler yeterli olmamakta sağlam bir kurumsal altyapıya sahip olmak gerekmektedir.

2.4. Diğer Sermaye Türlerinin Dışlanması

Gylfason (2004)’a göre doğal kaynak bolluğu sosyal, beşeri, fiziksel, yabancı, finansal ve reel sermayeyi dışlayabilmektedir. Şekil 1’de de gösterildiği üzere bu sermaye çeşitlerinin ekonomik büyüme ile pozitif ilişki içerisinde olduğunu gösteren çalışmalar göz önüne alındığında, dışlama etkisi ekonomik büyüme önünde engel teşkil etmektedir. Ampirik çalışmalar doğal kaynak zenginliğine bağlı ekonomilerde yolsuzluğun ve eşitsizliğin daha fazla, yerli ve yabancı yatırımların, politik özgürlüğün, eğitim seviyesinin ve finansal derinliğin daha az olduğunu göstermektedir.

Doğal kaynak bağımlılığı ayrıca dış ticaret ve yatırıma zarar vererek ekonomik büyümeyi azaltabilmektedir. Gylfason (2004) tarafından yürütülen ve doğal kaynak zenginliğinin göstergesi olarak Dünya Bankası tarafından yayınlanan doğal sermayenin toplam sermaye (fiziksel, beşeri ve doğal) içindeki payı verilerinin kullanıldığı regresyon analizleri sonucunda doğal sermaye oranındaki yüzde onluk bir artışın dış ticarete açıklık endeksinde yüzde dördlük bir azalışa bunun da kişi başı büyümede yıllık yaklaşık olarak %0,3 bir azalışa neden olduğu gösterilmiştir. Diğer taraftan doğal sermaye oranındaki yüzde onluk bir artışın doğrudan yabancı yatırım endeksinde milli gelirin %0,4 kadar azalış meydana getirdiği ifade edilmiştir. Doğal kaynak bolluğu ile doğrudan yabancı yatırımlar arasında güçlü bir ilişki bulunmamasına rağmen bu ilişkinin ekonomik ve istatistiki olarak anlamlı olduğu ve yabancı yatırımları dışlama etkisine sahip olduğu görülmektedir.



Şekil 1: Doğal Sermayenin Dışlama Etkisi

Glyfason, Thovaldur. 2004. Natural Resources and Economic Growth: From Dependence to Diversification. **Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 4804:25.**

2.4.1. Sosyal Sermayenin Dışlanması

Güven, sosyal uyum, politik özgürlükler diğerleri arasında sosyal sermayenin en önemli bileşenlerini oluşturmaktadır. Güçlü sosyal sermayeye sahip ülkelerde yolsuzlukların daha az, kurumsal altyapının daha güçlü olduğu görülmektedir ki; bu da dolaylı olarak ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilemektedir. Doğal kaynak bolluğunun sosyal sermaye üzerindeki dışlama etkisi ile ilgili olarak Gylfason (2004) politik özgürlükler endeksini, güvenin göstergesi olarak yolsuzluk endeksini, sosyal uyumun göstergesi olarak gelir eşitsizliğinin ölçüsü olan Gini katsayısı verilerini kullanmış ve doğal kaynak bolluğunun sosyal sermaye üzerinde negatif etkiye bulunduğunu göstermiştir. Leite ve Weidman (1999), O'Higgins (2006), Bhattacharyya ve Hodler (2010) gibi çalışmalar doğal kaynak zenginliğinin güvenin göstergesi olarak kullanılan yolsuzluk algılamasını arttırdığını göstermektedir. Arezki ve Brückner (2011) petrol ihraç eden 30 ülkenin 1992-2005 yılları arasındaki verilerini kullanarak yaptığı panel veri analizi neticesinde farklı bir sonuç ile ön plana çıkmıştır. Çalışmada petrol üretiminde devlet katılımının yüksek olduğu ülkelerde petrol kazançlarındaki bir artışın yolsuzluğu arttırmasına ve politik hakları kötüleştirmesine rağmen insan haklarında (ifade ve inanç özgürlüğü, hukukun üstünlüğü, bireysel haklar gibi) önemli derecede bir gelişmeye neden olduğu öne sürülmüştür. Diğer taraftan petrol üretiminde devlet katılımının düşük olduğu ülkelerde bu tür ilişkinin bulunmadığı ifade edilmiştir. Bu noktada olumsuzluklara

rağmen insan haklarında artışın nasıl meydana geldiği sorusu gündeme gelmektedir. Arezki ve Brückner (2011) bu soruyu “politik hakların azalması halkın petrol gelirlerinden pay almak amacıyla şiddete başvurusu ve iç karışıklığa başvurusu ihtimalini arttırdığından dolayı yönetimi elinde bulunduranların insan haklarını arttırması gerektiği” ile açıklamaktadır.

Bununla birlikte gelişmekte olan veya az gelişmiş ülkelerde refah seviyesinin ve sosyal uyumun göstergesi olan gelir eşitsizliği ile doğal kaynak zenginliği arasındaki ters ilişkiyi ortaya koyan birçok çalışma mevcuttur (Leamera ve diğ., 1999; Gylfason, Zoega, 2002; Ross, 2007; Goderis, Malone, 2011; Howie, Atakhanova, 2014; Parcerro, Papyrakis, 2016 gibi). Ross (2001a; 2003) doğal kaynak zengini gelişmekte olan ülkelerin insani gelişim göstergeleri, bazı kurumsal ve politik ölçütler bakımından diğerlerine nazaran daha zayıf bir performans gösterdiğini hatta bu ülkelerde fakirliğin kaynak zenginliğine sahip olmayan diğer eşiti ülkelere nazaran daha fazla olduğunu ileri sürmüştür. Gylfason ve Zoega (2002)’ya göre doğal sermaye yoğunluğu ekonomik büyümeyi hem doğrudan hem de eşitsizlik, ikinci öğretime kayıt ve yatırım oranları üzerindeki negatif etkileri vasıtasıyla dolaylı olarak olumsuz etkilemektedir.

Ross (2001a) doğal kaynaklara bağımlı ekonomilerde bu zenginliğin fakirlik üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında bu sektörlerin sermaye yoğun olduğunu, çok az niteliksiz/az nitelikli insan gücü kullandığını, coğrafi olarak bir noktada yoğunlaştıklarını, buradan elde edilen zenginliğin dağıtılmadığını, fakirler için sosyal ve çevresel problemler oluşturduğunu ifade etmiştir. Çalışmada kişi başı milli gelirin yanı sıra eğitim ve sağlık durumlarını da dikkate alan İnsani Gelişim Endeksi (İGE) ile doğal kaynaklara bağımlılık arasındaki ilişki ele alınmıştır. Çalışmada İGE ile doğal kaynak bağımlılığı arasında negatif ilişki bulunmuş ve bağımlılığın arttıkça yaşam standardının düştüğü tespit edilmiştir. Mineral bağımlılığındaki her 5 birimlik artışın İGE puanında 3,1 puanlık düşüşe neden olduğu ifade edilen hususlar arasında yer almaktadır. Bunun yanı sıra mineral kaynaklara ve petrole bağımlılık ile açlık sınırı altında yaşayanların nüfusa oranı arasındaki korelasyonun ayrı ayrı incelendiği çalışmada mineral bağımlılığı ile fakirlik arasında pozitif, petrol bağımlılığı ile negatif korelasyon tespit edilmiştir.

Benzer şekilde Bulte, Damania ve Deacon (2005) insani gelişim bakımından kaynak zengini ülkelerin, kaynak zengini olmayan eşitlerine göre daha düşük insani gelişim

düzeyine sahip olduğunu ileri sürmüştür. Daniele (2011) bu sonucu destekler şekilde İGE endeksinin doğal kaynak bağımlılığı ile negatif, doğal kaynak bolluğu ile pozitif ilişkili olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte doğal kaynak rezerv madenciliği beşeri sermayeye ihtiyaç duymamaktadır. Dolayısıyla bu durum nitelikli işgücü gerektiren sektörlerin oluşumuna engel olmakta ve gelir eşitsizliği yaratmaktadır. Goderis ve Malone (2011) tarafından yürütülen ve 90 ülkenin 1965-1999 yılları arasındaki verileri kullanılarak uygulanan panel veri analizi gelir eşitsizliği bakımından ortaya çıkan refah azalışını ortaya koymaktadır. Doğal kaynak rezervlerinin (özellikle petrol ve minerallerin) keşfedilmesi ya da sahip olunan doğal kaynakların dünya fiyatlarında aşırı artış yaşanması ilk anda gelir eşitsizliğini azaltmakta ancak ekonomi büyüdükçe, zamanla, düzenli bir şekilde artmakta ve bu artış başlangıç seviyesine geri gelinceye kadar devam etmektedir.

2.4.2. Beşeri Sermayenin Dışlanması

Gylfason (2001), doğal kaynak lanetinin sebepleri arasına beşeri sermayenin önemli öğelerinden biri olan eğitimin göz ardı edilmesini eklemektedir. Doğal kaynaklar elden edilen gelirleri kontrol altında tutan yöneticiler, bu kaynaklar üzerindeki hâkimiyetlerine tehdit oluşturacağı endişesi ile beşeri sermayenin gelişmesini genellikle tercih etmeme eğilimindedir (de Soysa, Gizelis, 2013). Diğer taraftan gelişmekte olan doğal kaynak zengini ülkelerde en değerli kaynağın doğal kaynaklar olduğu algısı hâkim olduğundan eğitime verilen önem daha az olmaktadır. Gylfason (2001) tarafından yürütülen regresyon analizleri neticesinde eğitime yapılan kamu harcamalarının milli gelire oranı, kız çocukları için beklenen okul süresi, toplam liseye kayıt olma oranı gibi eğitim ile ilgili parametrelerin ele alınan ülkelerdeki doğal sermayenin toplam sermaye (fiziksel, beşeri ve doğal sermayenin toplamı) içindeki payı ile ters orantılı olduğu ortaya konulmuştur. Gylfason, Herbertsson ve Zoega (1999) ise doğal kaynak bolluğu ve buna karşılık gelen ana üretim sektörünün (maden, tarım, balıkçılık, ormancılık gibi sektörler), hizmet ve üretim sektörüne göre daha az beşeri sermayeye ihtiyaç duyduğunu ve daha az beşeri sermaye ürettiğini ileri sürmektedir. Dolayısıyla doğal kaynak bolluğunun beşeri sermayeyi dışladığı ve bu kanalla ekonomik büyüme hızını yavaşlattığını regresyon analizi ile ortaya koymuştur. Birdsall, Pinckney ve Sabot (2001), Ross (2001a), Behbudi, Mamipour ve Karami (2010), Gylfason (2004)'un sonucunu destekler şekilde doğal kaynak zengini ülkelerin diğer ülkelere nazaran eğitime daha az yatırım yaptığını ortaya

koymuřtur. Birleřmiř Milletler Kalkınma programı lkelerin saęlık ve eęitim ihtiyaları konusundaki hkmet etkinlięini lmek amacıyla “İGE – GSMH” gstergesini kullanmaktadır. Ross (2001a) mineral ve petrol baęımlılıęı arttıka bu gsterge deęerinin azaldıęını tespit etmiřtir. Dolayısıyla doęal kaynak baęımlılıęının eęitim ve saęlık zerinde olumsuz etkileri olduęu sonucuna varılmaktadır. Son alıřmalardan biri olan Cockx ve Francken (2016) ise 140 lkenin 1995-2009 yılları arasındaki verilerini kullanarak icra ettięi panel veri analizi neticesinde doęal kaynak baęımlılıęının kamu eęitim harcamaları zerinde negatif etkiye sahip olduęunu ortaya koymuřtur. Dięer taraftan bu lkelerde beřeri sermaye birikim gstergelerinin dięerlerine nazaran daha yksek olduęunu ne sren Davis (1995) ve Stijns (2006) gibi alıřmalar da mevcuttur. Cabrales ve Hauk (2011) EKK analizi ile bu iliřkinin lkedeki kurumsal ortamın yapısına baęlı olduęunu ne srmektedir. Buna gre kurumsal yapının zayıf olduęu lkelerde doęal kaynak zenginlięi beřeri sermaye zerinde negatif etkiye sahipken gl bir kurumsal yapının varlıęında pozitif etkiye sahip olmaktadır. Bununla birlikte Bravo-Ortega ve De Gregorio (2007) İřkandinav lkelerinin kaynak lanetinden kaınmasını geliřmiř beřeri sermaye yatırımlarına baęlamaktadır. Bu farklı sonuların ortaya ıkmasının kullanılan gstergelerin ele alınan lkelerin farklı olmasından kaynaklanabileceęi deęerlendirilmektedir.

Beřeri sermayeyi etkileyen unsurlar arasında yer alan saęlık konusu srdrlebilir ekonomik bymeyi tesis etmek iin de nemlidir. Saęlıęın verimlilik ve ekonomik byme zerinde pozitif etkisinin bulunduęuna ynelik Mushkin (1962), Romer (1990), Mankiw, Romer ve Weil (1992), Knowle ve Owen (1995) gibi birok alıřma mevcuttur. Bu bakımdan doęal zenginliklerden elde edilen nemli miktardaki gelirin kamu saęlıęının iyileřtirilmesinde kullanılıp kullanılmadıęı literatrde arařtırılan konular arasında yer almaktadır. Ross (2001a) mineral ve petrole baęımlılık ile saęlık harcamaları arasında negatif korelasyon tespit etmiřtir. Petrole baęımlı lkelerin ocuk ve bebek lm oranı ile doęumdaki ortalama yařam beklentisi bakımından aynı gelir dzeyindeki lkelerden daha kt performans sergiledięini gstermiřtir. Sahra-altı Afrika’nın ikinci en byk petrol ihracatısı olan Angola gibi lkelerin saęlık gstergeleri bakımından blęe ortalamasının altında performans sergilemesi ilk bakıřta gzde arpan hususlar arasındadır. Bu motivasyonla Cockx ve Francken (2014) doęal kaynaklar ile kamu saęlık harcamaları arasındaki iliřkiyi incelemiřtir. Dięer faktrler sabit kalmak kořuluyla

doğal sermaye oranının toplam ulusal zenginlik (kaynak bağımlılığı) içindeki payının %10 arttırılması halinde kamu sağlık harcamalarında ortalama olarak milli gelirin %0,1 ile %0,2 si arasında bir azalış görüldüğünü; doğal kaynak bolluğunda ise negatif etkinin daha az olduğunu ortaya koymuşlardır. Çalışmada hem doğal kaynak bolluğunun hem de doğal kaynak bağımlılığının bu harcamalar üzerinde negatif etkiye sahip olduğu 1995-2009 periyodunu kapsayan panel veri analizleri ile gösterilmiştir. Bu sonuca ulaşmada transmisyon kanalı olarak hesap verebilirlik ve şeffaflığın olmamasının ve volatilitenin önemli olduğu ifade edilmiştir.

de Soysa ve Gizelis (2013) ise kaynak lanetinin HIV/AIDS gibi bulaşıcı hastalıkların yayılmasında etkili olduğunu öne sürmektedir. de Soysa ve Gizelis (2013) çoğunluğu az gelişmiş ülkelerden oluşan 137 ülkenin 1990-2008 yılları arasındaki verilerini kullanarak yürüttükleri EKK analizi neticesinde petrol ve doğalgaz rezervlerinden elde edilen gelirin oranı arttıkça enfekte olan kişi sayının da arttığını ortaya koymuştur. Bu hastalıkların yaygınlaşmasına neden olan birçok faktör bulunmakla birlikte bu hastalıkları önlemede hükümetlerin alacağı tedbirler kritik role sahiptir. Kurumsal kalitenin zayıf olduğu kaynak zengini ülkeleri yönetenlerin genellikle kamu hizmeti sunmak gibi bir içgüdüsi olmaması sağlık hizmetleri kanalıyla hem insani hem de ekonomik anlamda olumsuz etkilere sebebiyet verdiği öne sürülen açıklamalar arasında yer almaktadır. Enfekte olan kişi sayısının artması işgücü verimliliğini azaltarak, yerli ve yabancı yatırımları azaltarak ekonomik kalkınmayı olumsuz etkileme eğilimindedir (Barro, 2002). Bununla birlikte Sterck (2016), de Soysa ve Gizelis (2013)' in kullandığı veri setine farklı ekonometrik analiz yöntemleri uygulamış ve doğal kaynak zenginliği ile HIV/AIDS'in yaygınlığı arasında anlamlı bir ilişki bulunmadığını ifade etmiştir. Benzer şekilde Anshasy ve Katsaiti (2015) 118 ülkenin aynı dönemini kapsayan verilerini kullanarak çeşitli doğal kaynakların sağlık yatırımları üzerindeki etkisini incelemiş ve genel olarak aralarında negatif bir ilişki bulunmadığını belirtmiştir. Cotet ve Tsui (2013) ise yürüttükleri panel ve kesit veri analizleri ile özellikle demokratik olmayan petrol zengini ülkelerde bebek ölüm oranlarının daha düşük, yaşam süresinin daha uzun olduğunu; dolayısıyla bu zenginliğin sağlık üzerinde pozitif etkilerinin olduğunu göstermişlerdir. Bu sonuçlar göz önüne alındığında literatürde doğal kaynak bolluğunun sağlık harcamaları üzerindeki etkisi konusunda fikir birliği olmadığı görülmektedir.

2.4.3. Tasarruf ve Yatırımların Dışlanması

Doğal kaynak bolluğu yatırım ve tasarruf içgüdülerinin bastırılmasına neden olabilmektedir. Özellikle doğal kaynakların sahiplerine düşen gelir payı artması ve sermayeye olan talep azalması daha düşük faiz oranlarına ve daha az hızlı büyümeye neden olmaktadır. Diğer taraftan güçlü bir kurumsal yapının doğal kaynakların etkin bir şekilde kullanılmasına yol açtığı göz önüne alındığında zayıf bir kurumsal yapının mevcut olması halinde doğal kaynak bolluğunun finansal kurumların gelişimini geciktirmesi kaçınılmazdır. Bu da yatırım ve tasarrufların dışlanmasına neden olabilmektedir. Gylfason (2004) yaptığı regresyon analizi ile bu sonucu destekler bulgulara ulaşmıştır. Buna göre doğal sermayedeki 20 birim artış yatırım oranından yüzde dört azalışa bu da ekonomik büyümede yüzde bir azalışa neden olmaktadır. Atkinson ve Hamilton (2003) ise kaynak lanetinden mustarip ülkelerin genellikle negatif veya düşük tasarruf ve yatırım oranlarına sahip olduğunu; kurumsal kalitenin güçlü olduğu ülkelerde ise bu oranların daha yüksek olduğunu göstermiştir.

2.5. Ampirik Çalışmalar

Doğal kaynak zenginliği ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların sonuçları incelendiğinde çeşitlilikle karşılaşmaktadır. Her ne kadar doğal kaynak zenginliğinin ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etkisi olduğunu ortaya koyan Sachs ve Warner (1995; 1997a; 2001), Leite ve Weidman (1999), Dietz, Neumayer ve de Soysa (2007), Ross (2001b), Sala-i-Martin ve Subramanian (2003) Mehlum, Moene ve Torvik (2006) gibi çalışmalar fazla olsa da olumlu etkisi olduğunu ortaya koyan Davis (1995), Stijns (2006), Brunnschweiler (2008), Alexeev ve Conrad (2011), Cavalcanti, Mohaddes ve Raissi (2011), Cotet ve Tsui (2013), Smith (2015) ve Havranek, Horvath ve Zeynalov (2016) gibi çalışmalar mevcuttur. Bu çeşitlilik ele alınan ülke, dönem ve doğal kaynak zenginliğinin göstergesi olarak kullanılan ajanlara ve analiz yöntemine göre değişmektedir.

Doğal kaynak bolluğu ile ekonomik büyüme arasındaki ters ilişkiyi ekonometrik olarak inceleyen ilk çalışma Sachs ve Warner (1995)'a aittir. Çalışmada doğal kaynak zenginliği göstergesi olarak ana mal (mineral ve petrol üretimi) ihracatının GSMH'ya oranı, mineral üretiminin GSMH'daki payı, ana mal ihracatının toplam ihracat içindeki payı ve son olarak kişi başı arazi miktarı kullanılmıştır. 1971 yılında

ana mal ihracatının milli gelir içindeki payı yüksek olan ülkelerin 1971 – 1989 periyodu boyunca düşük büyüme performansı sergilediği kesit veri analizleri ile gösterilmiştir. Dolayısıyla doğal kaynak zenginliği ile ekonomik büyüme arasındaki negatif ilişkinin varlığı ortaya konulmuştur. Bununla birlikte doğal kaynak zenginliği ile kurumsal (bürokratik) etkinlik arasında istatistiki olarak önemli her hangi bir ilişkinin tespit edilemediği ve bu zenginliğin kurumsal etkinlik vasıtasıyla ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin çok az olduğu sunulan bulgular arasında yer almaktadır. Sachs ve Warner (1997b) ise baz yılı 1970 olarak değiştirilerek veri setini bir yıl arttırmış ve aynı sonuca ulaşmıştır.

Leite ve Weidman (1999) ise 77 ülkeyi ele alarak yaptığı incelemede doğal kaynak bağımlılığı, yolsuzluk ve yavaş ekonomik büyüme arasındaki bağlantıyı göstermiştir. Doğal kaynak zenginliğinin göstergesi olarak toplam ihracat içerisindeki doğal kaynak ihracatının payını kullanan Sachs ve Vial (2002) benzer şekilde negatif ilişki bulmuştur. Brunnschweiler (2008) doğal kaynak bolluğunun göstergesi olarak kişi başı yeraltı zenginlik miktarı ve toplam doğal sermayeyi kullanarak en küçük kareler (EKK) ve iki aşamalı en küçük kareler (2 *Staged Least Squares* (2SLS)) yöntemleri ile yürüttüğü analiz çalışmasında 1970-2000 yılları arasında doğal kaynak bolluğunun özellikle minerallerin ekonomik büyüme üzerinde doğrudan pozitif etkisinin olduğunu öne sürmüştür. Bununla birlikte literatürdeki çoğu çalışmanın aksine bu bolluğun kurumsal kaliteyi olumsuz yönde etkilediğine dair kanıt bulunamadığını belirtmiştir.

Isham, ve diğ. (2003) 1975-1997 yılları arasındaki verileri kullanarak bazı gelişmekte olan ülkelerdeki ihracat kompozisyonunun kurumsal kalite üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmada ihracat kompozisyonu dört adet endeks ile tanımlamışlardır: üretim malları endeksi (*manufactures index*), doğal kaynaklar endeksi (*point resources index*⁴, petrol gibi yakıtları, bakır ve elmas gibi mineralleri ve muz gibi büyük çiftlik ürünlerini kapsamaktadır), küçük çiftlik ürünleri endeksi (*diffuse index*) ile kahve ve kakao üretim (*coffee and cocoa index*) endeksi. Üretim ve küçük çiftlik ürünleri endeksleri ile kurumsal değişkenler arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulamamışlar; buna karşın doğal kaynak endeksi (*point resources index*) ile kahve ve kakao endekslerinin kurumsal göstergelerle negatif, kişi başı gelirle pozitif ilişkili olduğunu tespit etmişlerdir. Isham ve diğ. (2003) bu

⁴ Altın, gümüş gibi değerli metaller bu grubun içerisinde yer almamaktadır.

sonuca ulaşmada etkili olan nedenlerden birisinin bu kaynakları kontrol altında tutan elitlerin güçlerinin azalmasına neden olacağı gerekçesiyle sanayileşmeye karşı direnç göstermesi olduğunu öne sürmektedir. Bu da modernleşmenin gecikmesine ve daha düşük bir kalkınma anlamına gelmektedir. Ayrıca bu sonuç rantçı devlet teorileriyle uyumludur. Bu teorilere göre kaynak rantı konsantre kaynaklardan (*point resources*) elde edildiğinde yöneticiler bu kaynaklardan elde ettikleri gelirlerin bir kısmını aktararak potansiyel muhalifleri yumuşatabilirler ki bu da politik hesap verebilirliğe zarar veren bir durumdur (Deacon, 2011). Bununla birlikte Isham ve diğ. (2003) oluşturdukları diğer regresyon modelleri ile gelişmekte olan ülkelerdeki ihracat kompozisyonun politik ve sosyal kurumlar vasıtasıyla ekonomik büyümeyi etkilediğini ifade etmişlerdir. Bulte, Damania ve Deacon (2005) bu sonucu destekleyerek *diffuse* kaynaklara bağımlı olanların aksine konsantre kaynaklara (*point resources*) bağımlı ülkelerin sadece ekonomik büyüme alanında değil daha bir çok alanda kötü bir performans sergilediğini ifade etmektedir.

Kaynak lanetindeki politik bağlantıyı kapsamlı olarak tanımlama girişiminde bulunan ilk çalışmalardan biri Sala-i-Martin ve Subramanian (2003)'e aittir. Çalışmada doğal kaynak zenginliği göstergesi olarak ana mal (mineral ve petrol üretimi) ihracatının GSMH'ya oranı, mineral üretiminin GSMH'daki payı, ana mal ihracatının toplam ihracat içindeki payı ve son olarak kişi başı arazi miktarı kullanılmıştır. Çalışmada Hollanda Sendromundan ziyade bu kaynaklardan elde edilen gelirin israf edilmesi ve yolsuzluktan kaynaklı zayıf kurumsallığın uzun dönemli ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etkide bulunduğu ileri sürülmektedir. Mehlum, Moene ve Torvik (2006) zayıf kurumsal yapının uzun dönemli ekonomi büyüme üzerindeki negatif etkileri konusunda Sala-i-Martin ve Subramanian (2003) ile aynı fikirdedir. Çalışmada doğal kaynakların ekonomik büyüme üzerinde doğrudan ve kurumsal kalite üzerindeki etkisi vasıtasıyla dolaylı olarak etkili olup olmadığı regresyon modelleri ile incelenmiştir. Nijerya'nın 1970-1998 yılları arasındaki verileri kullanarak yapılan bu çalışma neticesinde doğal kaynakların kurumsal kaliteye zararlı olduğu ve bu kanal vasıtasıyla ekonomik büyüme üzerinde negatif etkilere sahip olduğu gösterilmiştir. Bu kaynakların tek başına Sachs ve Warner (1995) tarafından öne sürüldüğü gibi ekonomik büyüme üzerinde negatif etkide bulunmadığı; az da olsa pozitif etkide bulunduğu gösterilmiştir. Ayrıca farklı doğal kaynak tiplerinin kurumsal kalite üzerindeki etkisini belirlemek için doğal

kaynaklar iki gruba ayırmışlardır: (1) yakıt ve mineraller, (2) gıda ve tarımsal ham madde. Birinci grupta yer alan doğal kaynakların kurumsal kalite üzerinde istatistiki olarak önemli ve negatif etkiye sahip olduğunu belirtmişlerdir. Bu sonuç Isham, ve diğ. (2003)'nin elde ettiği sonuçları destekler niteliktedir.

Goderis ve Malone (2011) tarafından yürütülen ve 90 ülkenin 1965-1999 yılları arasındaki verileri kullanılarak uygulanan panel veri analizi gelir eşitsizliği bakımından ortaya çıkan refah azalışını ortaya koymaktadır. Doğal kaynak rezervlerinin (özellikle petrol ve minerallerin) keşfedilmesi ya da sahip olunan doğal kaynakların dünya fiyatlarında aşırı artış yaşanması ilk anda gelir eşitsizliğini azaltmakta ancak ekonomi büyüdükçe, zamanla, düzenli bir şekilde artmakta ve bu artış başlangıç seviyesine geri gelinceye kadar devam etmektedir. Stijns (2006) doğal kaynak zenginliğine sahip ülkelerin bu kaynaklardan elde ettikleri gelirlerinin azımsanmayacak bir kısmını beşeri sermayeye yatırdığını, bu bakımdan dolaylı olarak doğal kaynak zenginliğinin ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisinin olduğunu ileri sürmektedir.

Mehlum, Moene ve Torvik (2006) üretim ve rant arayan sektörlerin birbirini desteklediği ülkelerde doğal kaynak bolluğunun ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkide bulunduğunu tespit etmiştir. Benzer şekilde Brunnschweiler ve Bulte (2008) kaynak bolluğunun ekonomik büyümeyi ve kurumsal kaliteyi pozitif etkilediğini ancak kaynak bağımlılığının büyümeyi etkilemediğini öne sürmüştür. Doğal kaynak bağımlılığı göstergesi olarak, literatürde en çok kullanılan yöntem olan ve ilk defa Sachs ve Warner (1995) tarafından öne sürülen, doğal kaynak ihracatının milli gelir içindeki payını kullanmışlardır. Doğal kaynak bolluğunu ise Dünya Bankası tarafından sadece 1994 yılı için oluşturulmuş olan kişi başı doğal sermaye verisi ile tanımlamışlardır. Ayrıca kaynak bağımlılığı ve kurumsal kaliteyi belirleyen faktörleri ele almıştır. Kaynak bolluğu ve kurumsal kalite arasında pozitif korelasyon olduğunu kaynak bağımlılığının ise kurumsal kalite ve ekonomik büyüme üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını regresyon analizleriyle göstermişlerdir. Doğal kaynak bağımlılığını ele alırken mineral kaynaklara (*point resources*) bağımlılık ile zirai (*diffuse resources*) kaynaklara bağımlılığı ayrı ayrı değerlendirmişler ve mineral kaynaklara bağımlılığın ekonomik büyümeyi pozitif etkilediğini ifade etmişlerdir. Dolayısıyla Brunnschweiler ve Bulte (2008) kaynak laneti diye bir olgunun var

olmadığını aksine doğal kaynak bolluğunun ekonomi üzerinde olumlu etkileri olduğunu belirtmektedir.

Dietz, Neumayer ve de Soysa (2007), Boschini, Pettersson ve Roine (2003), Collier ve Hoeffler (2009) ve Arezki ve Ploeg (2011) gibi çalışmalar ülkedeki kurumsal ortamın kalitesinin bu ilişki üzerindeki etkisini incelemişler ve aralarında pozitif bir ilişki olduğunu öne sürmüşlerdir. Bhattacharyya ve Hodler (2010) ise demokratik kurumların eksik olduğu ülkelerde doğal kaynak zenginliğinin yolsuzluğu arttırdığını ortaya koymuştur.

Cavalcanti, Mohaddes ve Raissi (2011) doğal kaynak bolluğunun göstergesi olarak petrol üretiminin reel değeri, rantı veya rezervi kullanıldığında bu kaynakların hem gelir seviyesi üzerinde hem de ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkide bulunduğunu göstermiştir. Reel gelir, yatırım oranı ve doğal kaynak bolluğu arasındaki ilişkinin kesit veri analizine tabi tutulduğunda yatırım oranının büyüme üzerinde pozitif etkisinin olduğunu, doğal kaynak bolluğu göstergelerinin ise kaynak laneti tezini destekler şekilde negatif etkisinin olduğunu belirtmişlerdir. Ancak panel eşbütünleşme ve hata düzeltme modelleri kullanıldığında doğal kaynak bolluğunun ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkide bulunduğu gösterilmiştir.

Alexeev ve Conrad (2011) özellikle geçiş ekonomilerinin 1996-2005 yılları arasındaki verilerini kullanarak doğal kaynak bolluğu, ekonomik büyüme, kurumsal kalite, beşeri ve fiziki sermaye yatırımları ve sosyal refah göstergeleri arasındaki ilişkiyi iki aşamalı en küçük kareler regresyon analizi ile incelemiştir. Çalışmada doğal kaynak bolluğu göstergesi olarak kişi başı petrol üretimi ve konsantre kaynaklardan (*point resources*; petrol ve mineraller) elde edilen rantın milli gelir içindeki payı kullanılmıştır. Doğal kaynak lanetine yönelik çok az bulgunun olduğu ifade edilen çalışmada petrol zenginliğinin sadece kurumsal kaliteyi olumsuz etkilediği gösterilmiştir. Geçiş ekonomilerinde diğer kaynak zengini ülkelere nazaran kaynak zenginliğinin daha düşük ilköğretime kayıt oranı ve yaşam beklentisiyle ilişkisinin olduğu diğer taraftan daha yüksek bebek ölüm oranlarının olduğu belirtilmiştir.

Smith (2015) doğal kaynak keşfinin ülke ekonomileri ve bir takım değişkenler üzerindeki etkilerini ölçmek amacıyla farklılıklardaki farklılık, olay çalışması ve sentetik kontrol yarı-deneyssel metodolojileri kullanarak 1950'den bu yana kaynak

zengini olan ülkelerle olmayanları karşılaştırmış. Kaynak zengini ülkeleri seçiminde bu ülkelerin belli bir zaman öncesine kadar kaynak zengini olmaması kıstası aranmıştır. Yeni kaynak zengini ülkelerde kaynak zenginliğinin uzun dönemde kişi başı milli geliri üzerinde olumlu etkilerde bulunduğunu; bu etkinin özellikle gelişmekte olan ülkelerde daha yoğun, OECD ülkelerinde ise daha az ve önemsiz olduğu belirtilmiştir. Bulunan sonuç literatürde genel kabul gören “sağlam kurumsal altyapıya sahip ülkelerin doğal kaynak zenginliğinden daha fazla faydalandığı” tezi ile çelişmektedir. Bunun yanı sıra kaynak zenginliğinin uzun dönemde sermaye stoku, toplam faktör verimliliği, işgücü ve beşeri sermaye birikimi üzerinde pozitif etkileri olduğunu öne sürmüştür. Smith (2015) ulaştığı bu sonuçlar ile kaynak laneti diye bir durumun söz konusu olmadığını iddia etmektedir.

Moshiri ve Hayati (2017) 1996-2010 dönemi için 149 ülke verilerini kullanarak yürüttükleri EKK regresyon analizinde doğal kaynak bolluğu ile doğal kaynaklara bağımlılık arasında bir ayrım yapmışlardır. Toplam ana ihracatın⁵ GSMH içindeki payı ile ölçtükleri doğal kaynak bağımlılığının ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etkide bulunduğunu ve bu etkinin büyüklüğünün kurumsal kaliteye bağlı olduğunu; kişi başı doğal sermaye⁶ ile ölçtükleri doğal kaynak bolluğunun ise ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkide bulunduğunu ileri sürmüşlerdir.

Doğal kaynak bolluğunun ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini ele alan ampirik çalışmalardan elde edilen sonuçların seçilen periyoda göre değişiklik gösterdiği göze çarpan hususlardandır. İlk çalışmaların çoğunun petrol üreten ülkelerin ekonomik olarak sıkıntı yaşadığı 1970-1990 dönemine odaklandığı görülmektedir. Bu dönemden önce doğal kaynak zengini ülkelerin diğerlerine nazaran daha hızlı büyüdüğünü gösteren çalışmalar mevcuttur. Ayrıca petrol fiyatlarındaki dalgalanmadan dolayı bazı dönemlerde negatif etkilerin elde edilmesi anormal bir durum değildir. Örneğin Auty ve Kiiski (2001) 1985-1997 yılları arasında kişi başı milli hâsıla bakımından kötü performans sergilendiğini iddia etmektedir ancak bu dönemde petrolün varil fiyatı 42,7\$’dan 20,4\$’a düşmüştür. Benzer şekilde 1990-2006 yılları arasında petrol fiyatlarındaki yüksek artıştan dolayı petrol üreten

⁵ Primary export, yakıt, metal ve cevherler, gıda ve tarım olmak üzere dört emtianın toplam ihracat miktarı

⁶ Natural capital per person, bu değişken toprak altı varlıkları (petrol, doğal gaz, kömür, boksit, bakır, altın, demir cevheri, kurşun, nikel, fosfatlı kayaç, gümüş, kalay, çinko), orman varlıkları (yuvarlak ve yakacak odun şeklindeki kereste ile kereste haricindeki diğer orman varlıkları), tarla, otlak ve koruma altına alınmış alanları içermektedir.

lkelerin milli geliri dnyanın geri kalanından %40 daha fazla bymtr (Stevens, 2015).



3. DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

Ekonomik ve finansal verilerin birçoğu doğrusal olmayan bir yapı sergilemektedir. Bunun en basit örneği işsizlik verilerinde görülebilir, ekonomi daralma evresindeyken işsizlik oranı çok hızlı artarken ekonomi genişleme evresine geçtiğinde bu verideki azalış önceki dönemdeki artış kadar hızlı gerçekleşmemektedir. Aynı şekilde petrol fiyatlarında meydana gelen fiyat artış hızı, fiyat düşüş hızından daha fazla olmaktadır. Bu bakımdan ekonomik ve finansal değişkenlerin çoğu doğrusal olmayan modellerle daha iyi açıklanabilmektedir. Doğrusal olmayan modeller hem ekonomik ve finansal değişkenlerin arasındaki ilişkinin ortaya çıkartılmasında hem de geleceğe yönelik tahmin yapılmasında kullanılmaktadır. Son 25 yılda doğrusal olmayan zaman serileri hakkında yapılan çalışmaların sayısında büyük bir artış olduğu görülmektedir. Bu modeller arasında en popüler olanları Threshold, Smooth Transition, Markov Switching ve ANN modelleridir.

3.1. Doğrusallık Testleri

Bir zaman serisi analize tabi tutulmadan önce yanlış model seçimini önlemek ve gerçekçi olmayan sonuçlar elde edilmesine mani olmak amacıyla doğrusallık testine tabi tutulması gerekmektedir. Bu testler parametrik ve parametrik olmayan testler olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. McLeod-Li testi ve BDS (Brock, Dechert ve Scheinkman) testi parametrik testlerden bazılarıdır. RESET testi, Tsay (1989)'in ve Hansen (1997)'in F testi, LM (*Lagrange Multiplier*) ve LR (*Likelihood Ratio*) testleri ise parametrik olmayan testler arasında yer almaktadır. Bu testlerden Tsay (1989)'in ve Hansen (1997)'in F testleri, Chan (1990)'ın LR tipi λ testi, Gonzalo ve Pitarakis (2002) tarafından geliştirilen LR tipi Q_T testi, Chen, Chong ve Bai (2012) tarafından geliştirilen LR tipi J_T testi TAR ve SETAR modellerinde kullanılırken, LM tipi testler ise STAR modellerinde kullanılmaktadır. Bu bölümde literatürde en çok kullanılan McLeod-Li, RESET ve BDS testleri ele alınacaktır.

3.1.1. ACF ve Mcleod-Li Testi

Bir ARMA süreci tahmin edilirken p ve q değerlerini tespit etmek için ACF fonksiyonu kullanılabilir. Bu noktadan hareketle doğrusal olmayan modellerde ACF fonksiyonunun tanı aracı olarak kullanılması yanlış yönlendirmeye neden olmaktadır çünkü otokorelasyon katsayıları y_t ve y_{t-i} arasındaki doğrusal birlikteliğin derecesini ölçmektedir. Dolayısıyla ACF verideki doğrusal olmayan ilişkiyi tespit etmekte başarısız olmaktadır. McLeod ve Li (1983) bunun yerine seri değerlerinin ya da hatalarının karesine/küpüne ait ACF fonksiyonunun incelenmesini tavsiye etmektedir. (3.1) nolu denklemde yer alan ve McLeod-Li tarafından oluşturulan Q testi asimptotik olarak Engle'in LM testine eşdeğer olmakla birlikte Ljung-Box test istatistiğini temel almaktadır (Chen, 2002).

$$Q = T(T+2) \sum_{i=1}^n \rho_i^2 / (T-i) \quad (3.1)$$

Testin uygulanması için öncelikle en uygun doğrusal model tahmin edilerek kalıntılar ($\hat{e}_t$) elde edilmekte, ardından hata (kalıntı) karelerine ait otokorelasyon değerleri oluşturulmaktadır. Denklemde yer alan T örneklem boyutunu,

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2 / T \text{ olmak üzere } \rho_i = \frac{\sum_{t=i+1}^T (\hat{e}_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\hat{e}_{t-i}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{e}_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2}, \hat{e}_t^2 \text{ ve } \hat{e}_{t-i}^2 \text{ arasındaki}$$

örneklem korelasyon katsayısını temsil etmektedir. Bu test vasıtasıyla Ljung-Box istatistiği kullanılarak hata karelerinin seri korelasyon sergileyip sergilemediği tespit edilmeye çalışılmaktadır. $\hat{e}_t^2$ dizisi korelasyon içermemesi durumunda Q değeri n bağımsızlık dereceli asimptotik χ^2 dağılımına sahip olmaktadır. Boş hipotezin reddedilmesi durumunda serinin doğrusal olmadığı sonucuna varılmaktadır (Enders 2014, 130,415).

3.1.2. RESET Testi

Ramsey (1969) model tanımlama hatasını tespit etmek maksadıyla RESET testini öne sürmüştür. Bu test doğrusallığı test etmek için de kullanılmaktadır. Testi uygulamak için öncelikle en uygun doğrusal model oluşturulmaktadır.

$\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ olmak üzere oluşturulan modelin (3.2)'deki model olduğu kabul edilsin.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

Test yöntemine göre bu modelin tahmin edilmesi neticesinde elde edilen $\hat{y}$ tahmincisi quadratik olarak modele dahil edilmektedir. Ancak tahmincinin kaçınıcı dereceden ($\hat{y}^2$ -1.derece, $\hat{y}^3$ -2.derece vb.) modele ekleneceğine dair verilebilecek kesin bir cevap bulunmamaktadır. Birçok uygulamada karesi veya küpünün yeterli olduğu görülmektedir. 1. dereceden RESET testini gerçekleştirmek için (3.3) numaralı denklem oluşturulmaktadır (Wooldridge, 2009, 304).

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \dots + \beta_k x_k + \delta_1 \hat{y}_t^2 + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Bu modelden elde edilen $\hat{\delta}_1$ tahmincisi $H_0 = \delta_1 = 0$ hipotezinin F testine tabi tutularak modelin doğru kurulup kurulmadığına karar verilmektedir. Modelin eksik kurulması modelin kesin olarak doğrusal olmadığı anlamına gelmemektedir; örneğin model mevsimsel etkileri barındırmasına rağmen mevsimsellikten arındırılmamış olabilir. Dolayısıyla bu test uygulayıcıya sadece modelin doğrusal olup olmadığı yönünde bir ipucu vermektedir.

3.1.3. BDS Testi

Bu test istatistiği Brock, Dechert ve Scheinkman (1987) tarafından bir zaman serisinin i.i.d. dağıldığı (*independent and identically distributed*- bağımsız ve eşit dağılmış) varsayımını test etmek amacıyla geliştirilmiştir ve serinin ikinci veya üçüncü dereceden özelliklerine odaklanmaktadır. Bunun yanı sıra test doğrusal bir zaman serisinden elde edilmiş kalıntılara uygulandığında seri korelasyon, parametre kararsızlığı, ihmal edilmiş doğrusal olmama, yapısal kırılma ve diğer yanlış tanımlama problemlerini tespit etmekte başarılıdır. Ancak BDS testinin küçük örneklem performansı kritik değerlerin bootstrap yöntemi ile elde edilmemesi durumunda zayıflamaktadır (Enders, 2014, 416). Test temel olarak kaotik zaman serisi analizinde popüler olan “korelasyon integral” inden faydalanmaktadır. k boyutlu bir X_t zaman serisinin korelasyon integrali (3.4) numaralı denklemde olduğu gibi tanımlanmaktadır (Tsay, 2005, 185).

$$C_k(\delta) = \lim_{T_k \rightarrow \infty} \frac{2}{T_k(T_k - 1)} \sum_{i < j} I_\delta(X_i, X_j) \quad (3.4)$$

Testi uygulamak için öncelikle $X_t^k = (x_t, x_{t+1}, \dots, x_{t+k-1})'$ k geçmişli kesin durağan bir süreç dizisi oluşturulmaktadır. Buradaki korelasyon integrali birbirinden δ uzaklıkta olan data çiftlerinin fraksiyonunu ölçmektedir. Denklemden yer alan T örneklem boyutunu temsil etmektedir. $I_\delta(u, v)$ ise gösterge değişkeni olup $\|u - v\| < \delta$ olması durumunda bire eşit olmakta diğer durumlar içinse sıfıra eşit olmaktadır. Korelasyon integrali, tüm data çiftleri için bu farkları X_t gözlemlerine oranını ölçmek maksadıyla toplamaktadır. Serinin iid özelliklerine sahip rastgele değişkenlerden oluşması durumunda $C_k(\delta) = C_1(\delta)^k$ ilişkisi sağlanacak aksi durumda ise serideki gözlemlerin iid özelliğine sahip olmadığı sonucuna varılacaktır. Bu bilgiler ışığında oluşturulan BDS testi aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır (Tsay, 2005, 186).

$$D_k(\delta, T) = \sqrt{T} \frac{C_k(\delta, T) - C_1(\delta, T)^k}{\sigma_k(\delta, T)} \quad (3.5)$$

Burada $\sigma_k(\delta, T)$, $C_k(\delta, T) - C_1(\delta, T)^k$ işleminden elde edilen standart sapmadır. Bu test istatistiği standart normal kısıtlayıcı dağılıma sahip olmakla birlikte özellikle δ ve k nın seçimine hassastır.

3.2. Model Seçimi

Modelin doğrusal olmadığına tespit edilmesi sonrasında yapılacak olan işlem model seçimidir. Bu konuda uygulamada sıklıkla kullanılan yöntem öngörü bazlı karşılaştırma yapmak, hata kareleri toplamını karşılaştırmak, model parametrelerinde ve kalıntıların saflığında tutumluluk ve hata kareleri ortalamasının azaltılmasına dayalı AIC ve SIC gibi değerleri kullanmaktır. Ortalama hata karesi kaybına dayalı SIC ve AIC kriterleri ANN ve STAR gibi karmaşık doğrusal olmayan modeller ele alındığında kayıp kriterinin uygun olup olmadığı kesin değildir (Swanson ve Franses, 1999, 100). Li (1993) doğrusal olmayan zaman serileri arasında ayırım yapmak için hata varyanslarının karşılaştırılmasına dayalı T' bağımsızlık derecesi testi geliştirmiş ve çalışmasında bu testi eşik modelleri ve bilinear modeller arasında seçim yapmak

için kullanmıştır. Kapetanios (2001) SETAR, EDTAR ve MS modellerinde model seçimi konusunda AIC, HQ ve SC bilgi kriterlerinin GIC kriterine göre nispeten daha iyi, ICOMP kriterinden ise önemli derecede daha iyi performans sergilediğini belirtmiştir⁷. Psaradakis, Martin Sola ve Spagnolo (2008) ise farklı sınıflara ait doğrusal olmayan zaman serisi modelleri arasında seçim yapmakta bilgi kriterlerinin küçük örneklem performansını değerlendirmek maksadıyla gelişmiş Monte Carlo simülasyonları uygulamışlardır. Çalışmada örneklem boyutu ve parametre değişiklikleri çok küçük olmaması durumunda AR, MSAR, TAR, ESTAR, LSTAR, CSTAR veri üretim süreçleri (*Data-Generating Process*) arasında seçim yapmak için AIC ve HQ kriterlerinin BIC (*Bayesian Information Criterion*) kriterine göre daha avantajlı olduğu tespit edilmiştir. Model seçiminde kullanılan yöntemlerden biri olan öngörü (*forecasting*) performanslarının karşılaştırmasında genellikle doğrusal olmayan modellerin yanı sıra doğrusal bir model de adaylar arasına alınmaktadır⁸. Ancak zaman zaman doğrusal modeller öngörü karşılaştırmasında doğrusal olmayan modellere göre daha iyi performans sergileyebilmektedir. Dijk ve Franses (2003)'e göre bunun nedeni uygun olmayan model seçim ve öngörü kriterinin kullanılmasıdır. Bu önerme ile çalışmalarını yürüten yazarlar literatürde doğrusal ve doğrusal olmayan modeller arasında ayırım yapmakta kullanılan Diebold-Mariano testini farklı öngörülere farklı ağırlıklar verilmesine imkân tanıyacak şekilde modifiye etmişlerdir. Kullanılan verinin doğrusal olmayan özellikler taşıması durumunda geliştirdikleri bu testin en iyi öngörüye meydana getirdiğini tespit etmişlerdir.

3.3. STAR Modelleri

STAR (*Smooth Transition Autoregressive*) modelleri bir rejimden diğerine geçişin yumuşak olduğu ve geçiş fonksiyonunun uç değerleri (0,1) ile ilişkilendirildiği, iki rejime izin veren rejim geçiş modelidir (Dijk, Terasvirta, 2000, 2). Modelin temelleri Bacon ve Watts (1971) çalışmasına kadar dayanmaktadır. Doğrusal olmayan zaman serisi modellerinde kullanılmaya Chan ve Tong (1986) ile başlanmış, Granger ve Terasvirta (1993) ve Terasvirta (1994) çalışmaları ile popülerleşmiştir. Tek

⁷ AIC=Akaike's Information Criterion, SC=Schwarz's Information Criterion, HQ=Hannan-Quinn Information Criterion, GIC=General Information Criterion, ICOMP=Informational Complexity Criterion.

⁸ Bu duruma örnek olarak Clements ve Krolzig (1998)'in çalışması verilebilir. Çalışmada A.B.D.'nin GSMH verileri kullanılarak AR, MS-AR ve SETAR modellerinin öngörü performansları karşılaştırılmıştır.

değişkenli bir zaman serisi için genel STAR modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Dijk, Terasvirta, 2000). $t=1, \dots, T$ olmak üzere;

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1} y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p} y_{t-p})(1 - G(s_t; \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1} y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p} y_{t-p})G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

ya da

$\tilde{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ olmak üzere $x_t = (1, \tilde{x}_t)'$ ve $i=1, 2$ olmak üzere

$\phi_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \dots, \phi_{i,p})'$ olarak tanımlandığında

$$y_t = \phi_1' x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

olmaktadır. Modelde yer alan ε_t sıfır ortalamalı, sabit varyanslı martingale fark denklemdir. Geçiş fonksiyonu $G(s_t; \gamma, c)$, 0 ile 1 arasında sınırlandırılmış sürekli bir fonksiyon olmakla birlikte fonksiyonda yer alan s_t geçiş değişkeni, γ bir rejimden diğerine geçişin hızını ifade eden yumuşaklık parametresi olup geçiş fonksiyonunun hangi hızda sıfırdan bire hareket ettiğini ifade etmektedir. c parametresi ise rejimler arasındaki eşik değeridir. Geçiş değişkeni s_t Terasvirta ve Anderson (1992)'de olduğu gibi içsel değişkenin gecikmeli değeri ($d>0$ olmak üzere $s_t = y_{t-d}$) olabileceği gibi, dışsal bir değişken ($s_t = z_t$), gecikmeli içsel değişkenlerin doğrusal olmayan fonksiyonu ($s_t = h(\tilde{x}_t; \alpha)$) ya da Lin ve Terasvirta (1994)'te ele alındığı gibi doğrusal zaman trendinin ($s_t = t$) bir fonksiyonu olabilmektedir. STAR modelleri iş çevrimlerinin farklı aşamalarında üretim, işsizlik gibi makroekonomik göstergelerin çeşitli davranışlarını tanımlamakta başarıyla kullanılmaktadır (Dijk, Terasvirta, 2000).

STAR modeli kullanılan geçiş fonksiyonuna göre iki farklı biçim almaktadır. Geçiş fonksiyonu olarak lojistik fonksiyonu kullanması durumunda model LSTAR modeli, üssel fonksiyon kullanılması durumunda ise ESTAR modeli olarak adlandırılmaktadır.

3.3.1. LSTAR Modeli

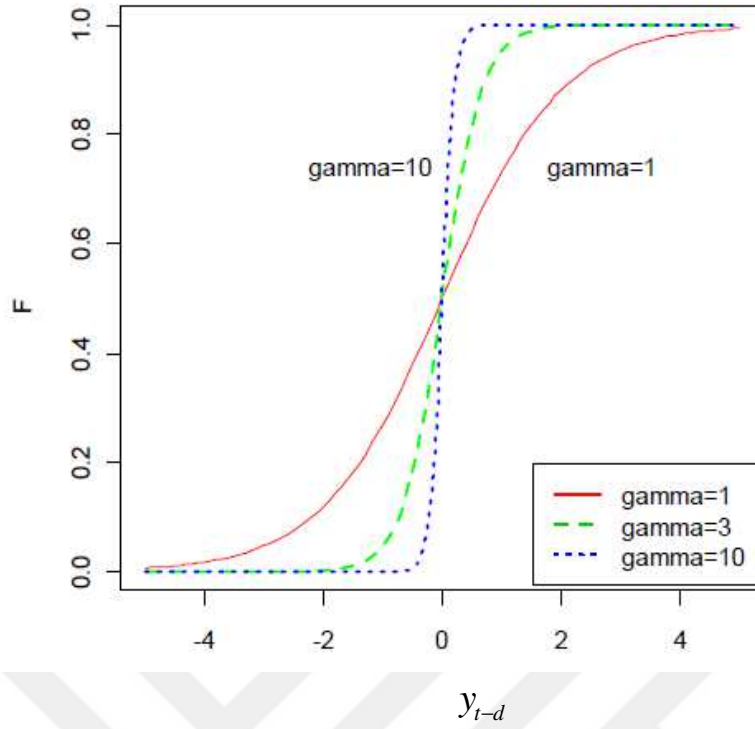
LSTAR modeli Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) tarafından tanıtılmış ve Teräsvirta ve Anderson (1992) tarafından detaylı olarak ele alınmıştır. Bu modelde kullanılan geçiş fonksiyonu (3.8)'de yer almaktadır.

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (3.8)$$

Geçiş değişkeninin içsel değişkenin gecikmeli değeri ($d > 0$ olmak üzere $s_t = y_{t-d}$) olarak ele alınması durumunda LSTAR modeli, (3.8) numaralı denklemin (3.7) numaralı denklemde yerine konulması ve yeniden düzenlenmesiyle (3.9) numaralı denklemdeki biçimi almaktadır.

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi'_2 - \phi'_1) x_t (1 + \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c)\})^{-1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Lojistik gösterim geçiş fonksiyonunun, y_t serisinin d. gecikmesinin (y_{t-d}) monoton artan bir fonksiyonu olduğunu ifade etmektedir. Geçiş fonksiyonu y_{t-d} , c ve γ parametrelerinin aldığı değere göre sıfırdan bire doğru hareket etmektedir. Geçiş fonksiyonu 0'a doğru yaklaştıkça birinci rejimin ağırlığı artmakta, 1'e doğru yaklaştığında ikinci rejimin ağırlığı artmakta, 0,5 değerini aldığı anda ise ikinci rejimin ağırlığı artmaktadır. Modelde yer alan γ parametresinin sonsuza gitmesi durumunda ($\gamma \rightarrow \infty$) süreç yapısal kırılma içermekte ve geçiş sertleşmektedir; bu süreçte $y_{t-d} < c$ olması durumunda geçiş fonksiyonunun değeri 0 olmakta, $y_{t-d} > c$ durumunda ise 1 olmaktadır. Dolayısıyla model iki rejimli (SE)TAR modeline dönüşmektedir. γ parametresinin 0'a yaklaşması ($\gamma \rightarrow 0$) durumunda fonksiyonunun değeri 0.5'e eşit olmakta, $\gamma = 0$ durumunda ise model doğrusal bir AR(p) modeline dönüşmektedir (Teräsvirta, Anderson, 1992, 121; Eitrheim, Teräsvirta, 1996). $c=0$ iken Yumuşaklık parametresinin (γ) aldığı değerlere göre lojistik fonksiyonun aldığı biçim Şekil 2'de yer almaktadır.



Şekil 2: Lojistik Geçiş Fonksiyonu Örnekleri

Geçiş fonksiyonun 0 ile 1 arasında değer alması alt rejim ve üst rejime karşılık gelmektedir. Bu tür bir rejim geçiş modelinin, genişleme ve daralma evrelerini tespit etmek bakımından iş çevrimleri (*bussiness cycles*) asimetrisinin modellenmesinde; endüstriyel üretim, döviz kuru, faiz oranı, enflasyon (Zhang, 2013) ve işsizlik serileri (bkz. Öcal ve Osborn (2000), Ritva ve Terasvirta (1991)) gibi asimetrik davranış içeren makroekonomik serilerde kullanımı uygundur.

3.3.2. ESTAR Modeli

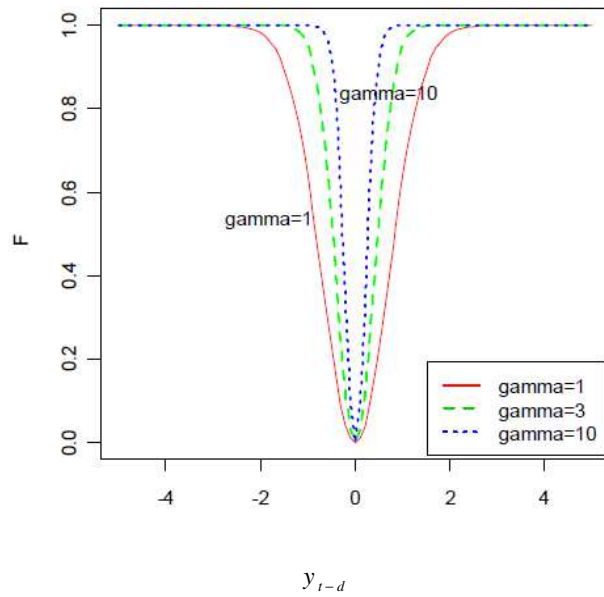
(3.10) numaralı denklemde yer alan üssel geçiş fonksiyonu (3.7) numaralı denklemde yerine konulması durumunda (3.11)'de yer alan ESTAR (*Exponential Smooth Threshold Autoregressive*) modeli elde edilmektedir (Terasvirta, Anderson, 1992).

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c)^2\}, \quad \gamma > 0 \quad (3.10)$$

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi'_2 - \phi'_1) x_t (1 - \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c)^2\}) + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Geçiş değişkeni y_{t-d} , eşik değeri c 'ye yaklaşırken üssel geçiş fonksiyonu yumuşak bir şekilde sıfıra yaklaşmakta; c 'den uzaklaşırken ise bire yaklaşmaktadır. Modelde

$\gamma \rightarrow 0$ veya $\gamma \rightarrow \infty$ durumunda geçiş fonksiyonu 0 ve 1 uç değerlerini almakta ve ESTAR modeli doğrusal bir modele dönüşmektedir. ESTAR modeli duraklama ve genişleme dönemlerinin benzer dinamik yapıya sahip olduğunu ancak arada kalan bölümün ise farklı bir dinamiğe sahip olduğunu ima etmektedir. Dolayısıyla ESTAR modeline iç ve dış rejimlerle birlikte üç adet rejim bulunmaktadır. Geçiş fonksiyonun 0 ile 1 arasında değer alması iç ve dış rejimlere karşılık gelmektedir. Bu bakımdan ESTAR modeli yüksek büyümeden normal büyümeye ve düşük büyümeden normal büyümeye doğru ilerleyen bir ekonomiyi temsil etmekte başarılıdır. Bununla birlikte model, satın alma gücü paritesinin geçerliliğini test etmek amacıyla reel döviz kurlarının modellemesinde (bkz. Taylor, Peel ve Sarno (2001) ve Yoon (2010) gibi) kullanılmaktadır. Şekil 3’de görüldüğü üzere ESTAR modeli c (0) çevresinde simetrik bir yapıya sahiptir.



Şekil 3: Üssel Geçiş Fonksiyonu Örnekleri

Burada aktarılan iki STAR modelini karşılaştıracak olursak lojistik fonksiyonun geçiş değişkeni ile monoton bir şekilde değiştiği; üssel fonksiyonun ise geçiş değişkeni ile eşik değeri (c) etrafında simetrik olarak değiştiği görülmektedir. Her iki fonksiyon gama değeri büyüdükçe daha da dikleşmekte dolayısıyla geçiş daha hızlı olmaktadır. Lojistik geçiş fonksiyonu, bir tek fonksiyondur ve işaret asimetrisini yani $y_{t-d} - c$ arasındaki farkın negatif ve pozitif değerlerine verilen asimetrik tepkileri yakalamakta kullanılmaktadır. Üssel geçiş fonksiyon ise bir çift fonksiyondur ve

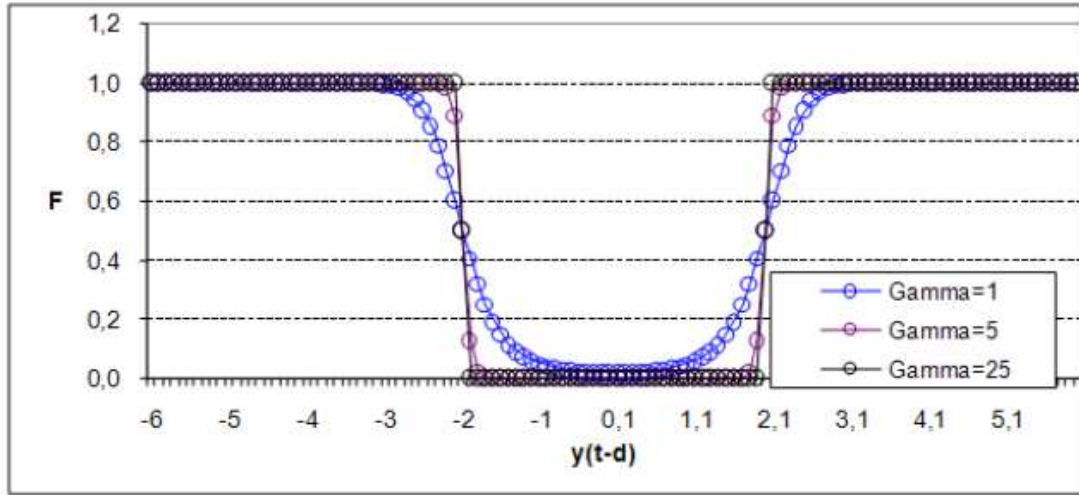
boyut asimetrisini, $y_{t-d}-c$ arasındaki farkın büyüklüğüne verilen asimetrik tepkileri yakalamakta kullanılmaktadır (Chen ve diğ., 2010).

3.3.3. LSTAR2 Modeli

ESTAR modelinin en büyük dezavantajı $\gamma \rightarrow 0$ ya da $\gamma \rightarrow \infty$ durumunda fonksiyonun 0 veya 1'e eşit olması ve dolayısıyla doğrusallaşmasıdır. Bunun yanı sıra ESTAR modeli LSTAR modelinde olduğu gibi özel bir durum olarak SETAR modeline dönüşmemektedir (Dijk, Terasvirta, 2000). Hem bu probleme çözüm olması bakımından hem de modelin daha fazla rejimi içermesi amacıyla (3.12) numaralı denklemde yer alan ikinci dereceden lojistik fonksiyonu kullanılmaktadır. Denklemin (3.7) numaralı denklemde yerine konulması ile (3.13)'de ifade edilen LSTAR2 modeli elde edilmektedir.

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)\})^{-1}, \quad c_1 \leq c_2, \gamma > 0 \quad (3.12)$$

$$y_t = \phi_1 x_t (1 - (1 + \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c_1)(y_{t-d} - c_2)\})^{-1}) + \phi_2 x_t (1 + \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c_1)(y_{t-d} - c_2)\})^{-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$



Şekil 4: İkinci Dereceden Lojistik Geçiş Fonksiyonu Örnekleri

Geçiş fonksiyonu Şekil 4'de görüldüğü üzere orta nokta olan $(c_1 + c_2)/2$ etrafında simetriktir ve bu noktada fonksiyon minimum değerine ulaşmaktadır. Çok büyük olmayan γ değerleri için fonksiyonun değeri 0 ile $\frac{1}{2}$ arasında değişmekle birlikte $\gamma \rightarrow 0$ iken fonksiyonun değeri sıfır olmakta ve fonksiyon doğrusallaşmaktadır.

Fonksiyonun değeri $c_1 = c_2$ ve $\gamma < \infty$ durumunda $\frac{1}{2}$ değerine ulaşmaktadır. Bununla birlikte $c_1 \neq c_2$ ve $\gamma \rightarrow \infty$ durumunda ise $s_t < c_1$ ve $s_t > c_2$ değerleri için fonksiyonun değeri 1 olmakta, diğer tüm ara değerler içinse 0 değerine eşit olmaktadır. Bu durumda LSTAR2 modeli, dış rejimlerin aynı olduğu ve orta rejimin diğerlerinden farklı olduğu üç rejimli SETAR modeline yaklaşmaktadır (Dijk, Terasvirta, 2000; Teräsvirta, 2005).

3.3.4. STAR Model Oluşturma Süreci

Doğrusal olmayan bir model oluşturma süreci ile ilgili yapılan çalışmalarda “özelden genele” stratejisinin uygulandığı görülmektedir. Bu yöntemde öncelikle basit veya kısıtlı bir model kurulmaktadır. Ardından yapılan tanımlama testleri sonucunda modelin yetersiz olduğuna kanaat getirilmesi durumunda daha komplike olan modellere doğru ilerlenmektedir (Dijk, Terasvirta, 2000). Terasvirta (1994) STAR model oluşturma sürecini üç adımda tanımlamıştır: Modelin belirlenmesi, modelin tahmin edilmesi ve modelin değerlendirilmesi. Bu süreç daha sonra Eitrheim ve Terasvirta (1996) ve Terasvirta (1998) tarafından geliştirilmiştir.

3.3.4.1. STAR Modelinin Belirlenmesi

Terasvirta tarafından belirtilen model belirleme süreci aşağıdaki adımlardan oluşmaktadır.

1. Doğrusal bir AR modelinin belirlenmesi,
2. Farklı gecikme parametreleri (d) için doğrusallık testlerinin yapılması ve doğrusallığın reddedildiği gecikme parametresinin bulunması,
3. Uygun geçiş değişkeni ve geçiş fonksiyonunu belirleyerek LSTAR ve ESTAR modelleri arasında seçim yapılması.

3.3.4.1.1. Doğrusal Modelin Oluşturulması

İlk adım doğrusallık testi için temel oluşturmaktadır. Gerçek model doğrusal olsa bile maksimum gecikme değeri (p) genellikle bilinmediğinden veriden çıkartılmalıdır. Bunun için AIC veya BIC kriterleri kullanılabilir. Gerçek modelin doğrusal olmaması durumunda maksimum gecikme değerinin seçilecek olan doğrusal olmayan modeldeki maksimum gecikme değerinden daha fazla olma ihtimali bulunmaktadır. Bu durum, maksimum p değerinin bilinmesi durumuna nazaran testin gücü üzerinde ters etkiye bulunabilir. Diğer bir olası problem ise

seçilen p değerinin çok düşük olmasıdır ki bu durumda tahmin edilen AR modelinin kalıntıları otokorelasyon içerir. Bu durumda doğrusallık testi gerçek doğrusal modelin reddedilmesi yönünde yanlı olmaktadır (Terasvirta, Anderson, 1992).

3.3.4.1.2. Gecikme Parametresinin Seçimi

Gecikme parametresi (d) nin seçiminde Terasvirta (1994) , Tsay (1989) tarafından izlenen yöntemin aynısını kullanmaktadır. Buna göre öncelikle p değeri seçilmekte ardından $1 \leq d \leq D$ değerler dizisinden doğrusallık testinin olasılık (p) değerini minimize eden d değeri bulunmak suretiyle gecikme parametresi belirlenmektedir. d değerinin doğru seçilmesi önemlidir aksi durumda testin gücünün zayıflamasına neden olmaktadır.

3.3.4.1.3. Doğrusallığın Test Edilmesi

Bu aşamada doğrusal model karşısında STAR modeli sınanmaktadır. (3.7) numaralı STAR modeli için oluşturulan hipotezler aşağıda belirtilmiştir. Boş hipotez doğrusallık hipotezini savunmakla birlikte modelde yer alan otoregresif parametrelerin birbirine eşit olduğunu ifade etmektedir.

$$H_0 : \phi_1 = \phi_2$$

$$H_1 : \phi_{1,j} \neq \phi_{2,j} \text{ en az bir } j \in \{0, \dots, p\} \text{ için}$$

Boş hipotez altında geçiş fonksiyonunda yer alan γ ve c parametrelerinin kısıtlanmadığı görülmektedir, bu parametreler tanımlanamayan (*nuisance*) parametreler olarak adlandırılmaktadır. Dolayısıyla boş hipotez reddedilemediğinde olasılık γ ve c değerlerinden etkilenmemektedir. Bununla birlikte boş hipotez alternatif olarak $H'_0 : \gamma = 0$ şeklinde tanımlanabilmektedir. Burada eşik parametresi c , ϕ_1 ve ϕ_2 parametreleri aynı şekilde tanımlanamamaktadır. $\gamma = 0$ olması durumunda (3.8) nolu denklemdeki lojistik fonksiyon tüm s_j değerleri için 0.5 olmakta ve STAR modeli $(\phi_1 + \phi_2)/2$ parametrelerine sahip AR modeline dönüşmektedir. Boş hipotez altında tanımlanamayan (nüans) parametrelerin var olması geleneksel istatistik teorisinin, test istatistiklerinin asimptotik boş dağılımını elde etmek için uygun olmadığı anlamına gelmektedir. Bununla birlikte test istatistikleri standart olmayan dağılıma sahip olma eğilimindedir. Dolayısıyla kritik değerler simülasyonlar vasıtasıyla belirlenmelidir. Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988), Davies

(1977) problemi olarak bilinen bu soruna çözüm olarak geçiş fonksiyonunun yerine uygun bir Taylor serisi yaklaşımını konulmasını önermiştir. Böylece tanımlama problemi ortadan kalkmakta ve boş hipotez altında standart χ^2 dağılımına uyan LM test istatistiği ile doğrusallık test edilebilmektedir. Bu yaklaşımın iki önemli avantajı bulunmaktadır. Bunlardan birincisi alternatif hipotez altındaki modelin tahmin edilmesine ihtiyaç duyulmaması; diğeri ise test istatistikleri için kritik değerlerin elde edilmesi için standart asimptotik teoremin uygun olmasıdır (Dijk, Terasvirta, 2000).

Doğrusal model karşısında alternatif STAR modeli test edilirken kullanılan geçiş değişkeni γ üç farklı şekilde olabilmektedir (Dijk, 1999, 22). Bunlar:

1. $1 \leq d \leq p$ olmak üzere içsel değişkenin gecikmeli değeri y_{t-d} olabilir.
2. $d > p$ olmak üzere içsel değişkenin gecikmeli değeri y_{t-d} ya da z_t gibi dışsal bir değişken olabilir.
3. $y_{t-1}, \dots, y_{t-p}$ serisinin doğrusal kombinasyonu olabilir, bu kombinasyon bilinmeyen α parametresiyle $\alpha' \tilde{x}_t$ şeklinde gösterilebilir.

Her durumdaki test istatistikleri birbirinden kısmen farklı olabilmektedir çünkü ilk durumda boş hipotez altında s_t , modelde açıklayıcı değişken (regresör) olarak yer alırken ikinci durumda böyle bir durum söz konusu değildir. Üçüncü durumdan elde edilen test istatistikleri diğerlerinden farklı olarak STAR modelinin bir türüne referans göstermeksizin genel bir test olarak yorumlanabilmektedir. Bu çalışmadaki doğrusal olmama testlerinde geçiş değişkeni $1 \leq d \leq p$ olmak üzere $s_t = y_{t-d}$ olarak kabul edilecektir. Bununla birlikte Terasvirta (1994, 208; 1998, 513) doğrusallık testi yapılırken geçiş fonksiyonundan $1/2$ değerinin çıkartılmasını önermektedir. Bu bilgiler ışığında (3.7) nolu denklemdeki model aşağıdaki şekilde yeniden ifade edilebilmektedir.

$$y_t = \phi_1' x_t + (\phi_2' - \phi_1') x_t G^*(y_{t-d}; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Burada $G^*(y_{t-d}; \gamma, c) = G(y_{t-d}; \gamma, c) - 1/2$ olarak tanımlanmakla birlikte boş hipotez altında $(\gamma = 0)$ $G^*(y_{t-d}, 0, c) = 0$ olmaktadır. Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) G^* geçiş fonksiyonunun $\gamma = 0$ çevresinde aşağıda aktarıldığı şekilde birinci sıradan Taylor yaklaşımını ile yaklaştırılmasını önermektedir.

$$T_1(y_{t-d}; \gamma, c) \approx G^*(y_{t-d}; 0, c) + \gamma \frac{\partial G^*(y_{t-d}; \gamma, c)}{\partial \gamma} \Big|_{\gamma=0} = \frac{1}{4} \gamma (y_{t-d} - c) \quad (3.15)$$

$\tilde{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ ve $\beta_j = (\beta_{1,j}, \dots, \beta_{p,j})'$, $j=0,1$ olmak üzere (3.14) numaralı denklemde G^* fonksiyonu yerine T_1 fonksiyonu yazılması ve terimlerin yeniden düzenlenmesi durumunda aşağıdaki yardımcı denklem elde edilmektedir.

$$y_t = \beta_{0,0} + \beta_0' \tilde{x}_t + \beta_1' \tilde{x}_t y_{t-d} + \eta_t \quad (3.16)$$

Burada $\eta_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t R(y_{t-d}; \gamma, c)$, $R(y_{t-d}; \gamma, c)$ kalıntı terimi olmakla birlikte boş hipotez altında sıfıra eşittir ve dolayısıyla $\eta_t = \varepsilon_t$ olmaktadır. Bu bakımdan bu kalıntı terimi boş hipotez altındaki kalıntıların özelliklerini ve dolayısıyla test istatistikleri için dağılım teorisini etkilememektedir. (3.14)'de yer alan STAR modelinde ve (3.16)'de yer alan yardımcı regresyon modelinde bulunan parametreler arasındaki ilişki aşağıdaki şekilde gösterilebilir (Franses, Dijk, 2003, 102).

$$\beta_{0,0} = (\phi_{0,1} + \phi_{0,2}) / 2 - \frac{1}{4} \gamma c (\phi_{0,2} - \phi_{0,1}) \quad (3.17)$$

$$\beta_{1,0} = (\phi_{1,1} + \phi_{1,2}) / 2 - \frac{1}{4} \gamma (c(\phi_{1,2} - \phi_{1,1}) - (\phi_{0,2} - \phi_{0,1})) \quad (3.18)$$

$$\beta_{i,0} = (\phi_{i,1} + \phi_{i,2}) / 2 - \frac{1}{4} \gamma c (\phi_{i,2} - \phi_{i,1}), \quad i = 2, \dots, p \quad (3.19)$$

$$\beta_{i,1} = \frac{1}{4} \gamma c (\phi_{i,2} - \phi_{i,1}), \quad i = 1, \dots, p \quad (3.20)$$

Dolayısıyla $\gamma=0$ şeklindeki kısıtlama $i=1, \dots, p$ için $\beta_{i,1}=0$ olması anlamına gelmektedir. Bu bakımdan (3.14) nolu denklem için $H'_0: \gamma=0$ boş hipotezini test etmek, (3.16) nolu denklem için $H''_0: \beta_1=0$ hipotezini test etmekle eş değerdir. Doğrusallık boş hipotezi asimptotik olarak p serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahip test istatistiği ile test edilebilmektedir. Bu test istatistiği orijinal hipotezi ($H'_0: \gamma=0$) test etmediğinden genellikle LM tipi test istatistiği olarak adlandırılmakta ve LM₁ olarak gösterilmektedir. Ancak bu test istatistiği sabitin rejimler boyunca farklı olması durumunda, yani $\phi_{0,1} \neq \phi_{0,2}$ iken $i=1, \dots, p$ için $\phi_{i,1} = \phi_{i,2}$ olması durumunda, güçlü değildir (Franses, Dijk, 2003, 102-103). Bu

duruma örnek olarak (3.20) numaralı denklem verilebilir. Bu denklemde $i = 1, \dots, p$ için $\beta_{i,1}$ parametrelerinin hiç biri $\phi_{0,1}$ veya $\phi_{0,2}$ parametrelerine bağımlı değildir. Bu soruna çözüm olarak Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988), $G^*(y_{t-d}; \gamma, c)$ şeklindeki geçiş fonksiyonunun (3.21)'de yer alan üçüncü dereceden bir Taylor yaklaşımını ile değiştirilmesini önermiştir.

$$\begin{aligned} T_3(y_{t-d}; \gamma, c) &\approx \gamma \frac{\partial G^*(y_{t-d}; \gamma, c)}{\partial \gamma} \Big|_{\gamma=0} + \frac{1}{6} \gamma^3 \frac{\partial^3 G^*(y_{t-d}; \gamma, c)}{\partial \gamma^3} \Big|_{\gamma=0} \\ &= \frac{1}{4} \gamma (y_{t-d} - c) + \frac{1}{48} \gamma^3 (y_{t-d} - c)^3 \end{aligned} \quad (3.21)$$

Burada geçiş fonksiyonunun γ göre ikinci dereceden türevi $\gamma=0$ değerinde sıfıra eşit olmaktadır. Bu yaklaşım kullanılarak elde edilen yardımcı denklem:

$$y_t = \beta_{0,0} + \beta'_0 \tilde{x}_t + \beta'_1 \tilde{x}_t y_{t-d} + \beta'_2 \tilde{x}_t y_{t-d}^2 + \beta'_3 \tilde{x}_t y_{t-d}^3 + \eta_t \quad (3.22)$$

Burada $\eta_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t R(y_{t-d}; \gamma, c)$; $\beta_{0,0}$ ve $j = 1, \dots, p$ olmak üzere β_j aynı şekilde ϕ_1, ϕ_2, γ ve c parametrelerinin fonksiyonudur. Boş hipotez $H'_0: \gamma = 0$ kullanılan yaklaşımla standart LM tipi test ile test edilebilecek $H''_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ şeklini almaktadır. Burada alternatif hipotez H''_1 : en az bir $\beta_j \neq 0, j=1,2,3$ şeklindedir. Boş hipotezin kabul edilmesi halinde modelin doğrusal olduğu kabul edilmiş olur. Reddedilmesi halinde ise model tipine karar vermek amacıyla hipotezler kurulur. Doğrusallık boş hipotezi altında bu test istatistiği asimptotik olarak $3p$ bağımsızlık dereceli X^2 dağılımına sahiptir. Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) küçük örneklemelerde test istatistiğinin F versiyonunu hesaplama adımlarını şu şekilde belirtmişlerdir:

1. y_t , x_t üzerine regres edilerek doğrusallık boş hipotezi altında model tahmin edilir, ardından kalıntılar $\tilde{\varepsilon}_t$ ve hata kareleri toplamı $SSR_0 = \sum_{t=1}^n \tilde{\varepsilon}_t^2$ hesaplanır.
2. Elde edilen kalıntılar ($\tilde{\varepsilon}_t$), x_t ve $j = 1, 2, 3$ olmak üzere $\tilde{x}_t y_{t-d}^j$ üzerine regres edildikten sonra bu yardımcı regresyondan elde edilen kalıntılar $\tilde{\eta}_t$ ve hata kareleri toplamı $SSR_1 = \sum_{t=1}^n \tilde{\eta}_t^2$ hesaplanır.

3. Son olarak aşağıdaki LM test istatistiği hesaplanır ve modelin doğrusal olup olmadığına karar verilir. Burada test istatistiği boş hipotez altında $3p$ ve $n-4p-1$ serbestlik dereceli F dağılımına sahiptir ve LM_3 olarak adlandırılmaktadır.

$$LM_3 = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/3p}{SSR_1/(n-4p-1)} \quad (3.23)$$

$j = 1, \dots, p$ olmak üzere β_j nin ϕ_1, ϕ_2, γ ve c parametrelerine bağımlı olması, $\tilde{x}_t$ nin y_{t-d} değerini içermemesi durumunda sabitlere $(\phi_{1,0}, \phi_{2,0})$ dayanan parametrelerin sadece $\beta_{1,0}$, $\beta_{2,0}$ ve $\beta_{3,0}$ olması sonucunu doğurmaktadır. Dolayısıyla LM_3 test istatistiğinin parsimoni versiyonu, (3.16) numaralı denklemde yer alan yardımcı regresyonun y_{t-d}^2 ve y_{t-d}^3 regresörleri ile geliştirilmesi ile elde edilmektedir. Yeni yardımcı denklem (3.24)'de yer almaktadır (Dijk, Terasvirta, 2000).

$$y_t = \beta_{0,0} + \beta_{0,1}'\tilde{x}_t + \beta_{1,1}'\tilde{x}_t y_{t-d} + \beta_{2,0} y_{t-d}^2 + \beta_{3,0} y_{t-d}^3 + \eta_t \quad (3.24)$$

Burada test hipotezi $H_0'' : \beta_1 = \beta_{2,0} = \beta_{3,0} = 0$ şeklinde olup, LM_3^e olarak adlandırılan test istatistiği $p+3$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir. LM_3^e istatistiğinin LM_3 istatistiğine avantajı ise daha az serbestlik derecesi istemesidir.

ESTAR modeli karşısında doğrusallığın test edilmesi için (3.14) numaralı denklemde yer alan STAR modelinde geçiş fonksiyonu olarak (3.10)'daki üssel geçiş fonksiyonu yerleştirilir. Daha sonra bu ESTAR modelindeki üssel geçiş fonksiyonu $\gamma = 0$ çevresinde (3.25)'de yer alan birinci dereceden Taylor yaklaşımı ile değiştirilir. Elde edilen yardımcı regresyon (3.26)'da yer almaktadır (Dijk, 1999, 24).

$$T_1(y_{t-d}; \gamma, c) = G(y_{t-d}; 0, c) + \gamma \frac{\partial G(y_{t-d}; \gamma, c)}{\partial \gamma} \Big|_{\gamma=0} = \gamma(y_{t-d} - c)^2 \quad (3.25)$$

$$y_t = \beta_{0,0} + \beta_{0,1}'\tilde{x}_t + \beta_{1,1}'\tilde{x}_t y_{t-d} + \beta_{2,1}'\tilde{x}_t y_{t-d}^2 + \eta_t \quad (3.26)$$

Burada aynı şekilde $\eta_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t R(y_{t-d}; \gamma, c)$ olarak tanımlanmaktadır. Boş hipotez $H_0' : \gamma = 0$, kullanılan yaklaşımla standart LM tipi test ile test edilebilecek $H_0'' : \beta_1 = \beta_2 = 0$ şeklini almaktadır. Doğrusallık boş hipotezi altında bu LM_2 test

istatistiği asimptotik olarak 2p bağımsızlık dereceli χ^2 dağılımına sahiptir (Dijk, 1999, 24).

Buna karşın ESTAR modelini daha iyi yakalayabilmek için Escribano ve Jorda (1999) ikinci dereceden Taylor yaklaşımını (3.27) kullanılmasını önermiştir. Bu yöntemin özellikle γ değeri mutlak değer olarak küçük olduğunda ya da kalıntıların varyansı büyük olduğunda uygulanması önerilmektedir.

$$T_2(y_{t-d}; \gamma, c) = G(y_{t-d}; 0, c) + \gamma \left. \frac{\partial G(y_{t-d}; \gamma, c)}{\partial \gamma} \right|_{\gamma=0} + \frac{1}{2} \gamma^2 \left. \frac{\partial^2 G(y_{t-d}; \gamma, c)}{\partial \gamma^2} \right|_{\gamma=0} \quad (3.27)$$

$$= \gamma(y_{t-d} - c)^2 - \frac{1}{2} \gamma^2 (y_{t-d} - c)^4$$

İkinci dereceden Taylor yaklaşımını kullanılarak oluşturulan yardımcı denklem ise (3.28) numaralı denklemde yer almaktadır.

$$y_t = \beta_{0,0} + \beta'_0 \tilde{x}_t + \beta'_1 \tilde{x}_t y_{t-d} + \beta'_2 \tilde{x}_t y_{t-d}^2 + \beta'_3 \tilde{x}_t y_{t-d}^3 + \beta'_4 \tilde{x}_t y_{t-d}^4 + \eta_t \quad (3.28)$$

Burada boş hipotez $H'_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ şeklini almakla birlikte bu test LM_4 olarak adlandırılmaktadır ve 4p bağımsızlık dereceli asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir. LM_4 test istatistiğinin parsimoni versiyonu ise (3.29)'da yer almaktadır.

$$y_t = \beta_{0,0} + \beta'_0 \tilde{x}_t + \beta'_1 \tilde{x}_t y_{t-d} + \beta'_{2,0} y_{t-d}^2 + \beta'_{3,0} y_{t-d}^3 + \beta'_{4,0} y_{t-d}^4 + \eta_t \quad (3.29)$$

Benzer şekilde bu model için oluşturulan boş hipotez $H''_0: \beta_1 = \beta_{2,0} = \beta_{3,0} = \beta_{4,0} = 0$, bu LM_4^e test istatistiği p+3 serbestlik derecesine sahip olmaktadır. Burada j=2,3,4 için $\beta_{j,0}$ parametreleri doğrusal olmayan rejimdeki ortalamalardan sapmanın etkilerini toplamaktadır.

3.3.4.2. Geçiş Değişkeninin Belirlenmesi

Alternatif LSTAR modeli karşısında doğrusal modeli test etmek amacıyla kullanılan yardımcı regresyon (3.22), ESTAR modeli için oluşturulan yardımcı regresyonu (3.26) içinde barındırdığından dolayı LM_3 test istatistiği ESTAR alternatif modeli karşısında da test etme gücüne sahip olmaktadır. Dolayısıyla uygun geçiş değişkeni, geçiş fonksiyonunun biçimi belirlenmeden önce LM_3 istatistiği hesaplanarak bulunabilmektedir (Dijk, 1999, 27). Bu maksatla öncelikle potansiyel geçiş

değişkenlerinden oluşan $S=\{s_1,...,s_k\}$ kümesi belirlenir. Çoğu durumda bu küme $\tilde{x}_t=(y_{t-1},...,y_{t-p})'$ kümesinin elemanlarını içerir ancak iktisat teorisi bu kümeyi kısıtlayabilir ya da başka değişkenlerin eklenmesini önerebilir. Ardından her bir aday geçiş değişkeni için LM_3 test istatistiği hesaplanır, eğer boş hipotez birden fazla geçiş değişkeni için reddediliyorsa en küçük p değerini üreten değişken seçilir. Bu prosedürün arkasındaki mantık alternatif modelin doğru bir şekilde belirlenmesi yani doğru geçiş değişkeninin kullanılması durumunda test istatistiğinin maksimum güce sahip olacak olmasıdır. Eğer bir birine çok yakın düşük p değerleri üreten değişkenler varsa bunlar arasındaki seçimin değerlendirme aşamasında yapılmasının daha uygun olacağı ifade edilmektedir (Terasvirta, Tjøstheim, Granger, 2008, 399).

3.3.4.3. Geçiş Fonksiyonunun Belirlenmesi

Doğrusallık hipotezi reddedildikten ve geçiş değişkeni tespit edildikten sonra yapılacak olan işlem uygun geçiş fonksiyonunun $G(s_t;\gamma,c)$ tespit edilmesi yani model tipinin belirlenmesidir. Bununla birlikte LSTAR ve ESTAR arasında ayırım yapmak için kullanılan bir iktisat teorisi bulunmadığından seçim veriye dayalı olarak yapılmaktadır. Bunun için LSTAR ve ESTAR (LSTAR2) modelleri arasındaki seçim (3.22) numaralı yardımcı denkleme dayalı olarak LM tipi testlerle yapılmaktadır. Buradaki $j=1,2,3$ olmak üzere β_j , (3.7) de yer alan diğer parametrelerin fonksiyonudur. Özel bir durum olarak $c=0$ durumunda model LSTAR tipinde ise $\beta_2=0$ olduğu, model ESTAR veya LSTAR2 tipinde ise $\beta_1=\beta_3=0$ olduğu gösterilebilmektedir (Terasvirta, 2004, 227). $c \neq 0$ durumunda dahi model LSTAR tipinde olduğunda β_2 boş vektöre β_1 veya β_3 'den daha yakın olmaktadır. Bu bağlamda kurulan hipotezler aşağıda aktarılmıştır.

1. $H_{03}:\beta_3=0 \quad H_{13}:\beta_3 \neq 0$
2. $H_{02}:\beta_2=0|\beta_3=0 \quad H_{12}:\beta_2 \neq 0|\beta_3=0$
3. $H_{01}:\beta_1=0|\beta_2=\beta_3=0 \quad H_{11}:\beta_1 \neq 0|\beta_2=\beta_3=0$

(3.30)

H_{03} hipotezinin reddedilmesi modelin LSTAR yapısında olması durumunda mümkündür. H_{03} hipotezinin kabul edilmesi ve H_{02} hipotezinin reddedilmesi ESTAR modeline işaret etmektedir. H_{03} ve H_{02} hipotezlerinin aynı anda kabul edilmesi ve H_{01} hipotezinin reddedilmesi LSTAR modeline işaret etmektedir. Bununla birlikte H_{02} hipotezinin kabul edilmesi LSTAR modeline işaret etmektedir. H_{01} hipotezinin reddedilmesi ise LSTAR modelinin varlığına işaret etmektedir. Dolayısıyla H_{02} hipotezinin kabul edilmesi sonrasında H_{01} hipotezinin reddedilmesi LSTAR modelinin varlığını desteklemektedir. Diğer taraftan H_{02} hipotezinin reddedilmesi sonrasında H_{01} hipotezinin kabul edilmesi ESTAR veya LSTAR2 modeline işaret etmektedir. Tüm hipotezlerin aynı anda reddedilmesi durumunda test sonuçlarından elde edilen p değerleri değerlendirilmektedir. Örneğin H_{02} hipotez testi sonucu elde edilen p değeri tüm hipotez testlerinden elde edilen p değerlerinden küçük ise uygun modelin LSTAR olduğu yönünde, aksi durumda ise uygun modelin LSTAR2 ya da ESTAR olduğu yönünde kanıt olduğu sonucuna varılmaktadır (Terasvirta, Anderson, 1992; Terasvirta, 1994, 221-22; Terasvirta, 2004, 227).

Escrignano ve Jorda (1999) LM₄ test istatistiğini kullanarak bu yönteme alternatif bir prosedür önermişlerdir. Buna göre $c=0$ olmak üzere (3.23) numaralı denklem için aşağıdaki hipotezler test edilmektedir.

$$H_{0E} : \beta_2 = \beta_4 = 0 \quad (3.31)$$

$$H_{0L} : \beta_1 = \beta_3 = 0 \quad (3.32)$$

H_{0E} hipotez testinden elde edilen p değeri diğer hipotez testinden elde edilen p değerinden düşük olması durumunda ESTAR modeli, tersi durumda ise LSTAR modeli seçilmektedir. Yazarlar ayrıca bu testin performansını Monte Carlo simülasyonları vasıtasıyla Terasvirta'nın yöntemi ile karşılaştırmışlar ve kendi yöntemlerinin daha doğru sonuçlar ortaya çıkarttığını ve başarı oranının örneklem boyutunun büyümesiyle arttığını tespit etmişlerdir.

EJ yönteminin aksine Terasvirta yöntemi, küçük örneklerde gerçek model LSTAR2/ESTAR olmasına rağmen LSTAR modelini seçme eğilimine sahiptir. Bununla birlikte EJ yöntemi üç yerine iki boş hipotez içermesi bakımından simetriktr. Ancak dördüncü dereceden polinom kullanılması yardımcı denklemdaki parametre sayısını arttırmakta ve dolayısıyla bağımsızlık derecesi üzerine olumsuz etkiye sahip olmaktadır. Son zamanlarda hesaplama teknolojisinde meydana gelen muazzam ilerleme bu karar kurallarını önemsiz hale getirmektedir. Bu modeller arasındaki seçim değerlendirme aşamasında misspesification testleri ile yapılabilmektedir. Ancak uygulamada bu iki karar kuralı iyi bir şekilde çalıştığından dolayı kararı değerlendirme aşamasına bırakılmaması tavsiye edilmektedir (Dijk, Terasvirta, 2000; Terasvirta, Tjøstheim, Granger, 2008, 401).

3.3.4.4. STAR Modelinin Tahmin Edilmesi

STAR modelinde yer alan parametreler doğrusal olmayan en küçük kareler (*nonlinear least squares*- NLS) yöntemi ile tahmin edilmektedir. Modelin tahmin yöntemi Dijk (1999)'da belirtildiği şekilde ifade edilecektir. Buna göre (3.7) numaralı denklemde yer alan STAR modelinin parametreleri olan $\theta = (\phi'_1, \phi'_2, \gamma, c)$, (3.33) ile tahmin edilmektedir.

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} Q_T(\theta) = \arg \min_{\theta} \sum_{t=1}^T (y_t - F(x_t; \theta))^2 \quad (3.33)$$

Denklemde $F(x_t; \theta) = \phi'_1 x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi'_2 x_t G(s_t; \gamma, c)$ olmakla birlikte $F(x_t; \theta)$ denklemin ana çatısını oluşturmaktadır. Hataların ε_t normal dağıldığı varsayımıyla NLS maximum likelihood'a eşit olmaktadır. Aksi durumda ise NLS tahmincileri quasi maximum likelihood tahmincileri olarak yorumlanabilmektedir. Belirli düzenleyici koşullar altında NLS tahmincileri asimptotik olarak normal ve tutarlı olmaktadır. θ_0 gerçek parametre değerlerini işaret etmekle birlikte bu özellik (3.34) ile ifade edilmektedir.

$$\sqrt{T}(\hat{\theta} - \theta_0) \rightarrow N(0, C) \quad (3.34)$$

$\hat{\theta}$ tahmincisinin asimptotik kovaryans matrisi tutarlı bir şekilde $\hat{A}_T^{-1} \hat{B}_T^{-1} \hat{A}_T^{-1}$ olarak tahmin edilebilmektedir. Burada $\hat{A}_T$, $\hat{\theta}$ tahmincisinin Hessian'ı olarak

değerlendirilmekte ve $q_t(\hat{\theta}) = (y_t - F(x_t; \hat{\theta}))^2$, $\nabla F(x_t; \hat{\theta}) = \partial(x_t; \hat{\theta}) / \partial \theta$ olmak üzere (3.35) ile gösterilmektedir. $\hat{B}_T$ ise gradyanın dış ürünü olarak (3.36) ile gösterilmektedir.

$$\hat{A}_T = -\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \nabla^2 q_t(\hat{\theta}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\nabla F(x_t; \hat{\theta}) \nabla F(x_t; \hat{\theta})' - \nabla^2 F(x_t; \hat{\theta}) \hat{\varepsilon}_t) \quad (3.35)$$

$$\hat{B}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \nabla q_t(\hat{\theta}) \nabla q_t(\hat{\theta})' = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \nabla F(x_t; \hat{\theta}) \nabla F(x_t; \hat{\theta})' \quad (3.36)$$

Tahmin işlemi ise herhangi bir geleneksel doğrusal olmayan optimizasyon prosedürü kullanılarak yapılmaktadır. Optimizasyon algoritması üzerindeki yükü hafifletmek için başlangıç değeri kümesinin oluşturulması önem arz etmektedir. Bunun için kullanılan yöntemler arasında alan taraması yöntemi ve hata karelerini minimize eden kombinasyonların tespit edilmesi bulunmaktadır (Dijk, 1999, 29-30).

3.3.4.4.1. Grid Taraması

Geçiş fonksiyonundaki γ ve c parametrelerinin bilinmesi ve sabit olması durumunda STAR modeli otoregresif parametrelerde (ϕ, ϕ_2) doğrusal olmaktadır (Franses, Dijk, 2003, 91). Bu özellikten faydalanarak γ ve c parametrelerini içeren grid oluşturulması ve gridde yer alan her bir γ ve c parametresine bağlı olarak $\phi = (\phi, \phi_2)'$ tahmincilerinin (3.37)'de olduğu gibi Sıradan En Küçük Kareler (SEKK, *ordinary least squares*) yöntemi ile elde edilmesi mümkün olmaktadır.

$$\hat{\phi}(\gamma, c) = \left(\sum_{t=1}^T x_t(\gamma, c) x_t(\gamma, c)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T x_t(\gamma, c) y_t \right) \quad (3.37)$$

Denklemden $x_t(\gamma, c) = (x_t'(1 - G(s_t; \gamma, c)), x_t' G(s_t; \gamma, c))'$ olmakla birlikte $\phi(\gamma, c)$ notasyonu, ϕ tahmininin γ ve c parametrelerine bağlı olduğunu ifade etmektedir (Dijk, 1999, 30). Burada kalıntılar $\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\phi}(\gamma, c)' x_t(\gamma, c)$ ile ve kalıntılara bağlı olarak varyans $\hat{\sigma}^2(\gamma, c) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2(\gamma, c)$ ile hesaplanmaktadır. Bu noktada tahmin algoritması üzerindeki yükü hafifletebilmek için en uygun başlangıç değerlerini bulmak önem kazanmaktadır. Bu doğrultuda Terasvirta (1994) tarafından önerilen yöntemle göre γ ve c parametreleri için iki boyutlu grid taraması (*grid search*) yapılmaktadır (bkz. Öcal ve Osborn (2000) ve Villavicencio, (2008)). Ancak γ

parametresi ölçek-bağımsız (scale free) olmadığından dolayı Terasvirta (1994), etkin bir grid oluşturulması için geçiş fonksiyonunun, geçiş değişkeninin standart sapmasına (LSTAR modeli için örneklemin standart hatasına, ESTAR veya LSTAR2 için örneklemin varyansına) bölünerek standartlaştırılmasını önermiştir. Bununla birlikte eşik değeri (c) için grid değerleri kümesi ise geçiş değişkeninin (s_t) belli bir yüzdesi alınarak oluşturulmaktadır (Dijk, Terasvirta, 2000, 24). Gridde yer alan her bir γ, c kombinasyonu ile hata varyansını $\hat{\sigma}^2(\gamma, c)$ minimize eden $\hat{\phi}(\gamma, c)$ tahmincileri başlangıç değerleri olarak alınmaktadır. Başlangıç değerleri kümesi oluşturulduktan sonra doğrusal olmayan optimizasyon prosedürü başlatılabilmektedir.

3.3.4.4.2. Hata Karelerini Minimize Eden Değerlerin Tespiti

Tahmin problemini basitleştirmenin diğer bir yöntemi ise hata kareleri toplamı fonksiyonuna odaklanmaktır (Dijk, 1999, 31; Dijk, Terasvirta, 2000, 24). Burada başlangıç değerlerinin belirlenmesi konusunda aktarılan yöntemin benzeri kullanılmaktadır. Yöntemden farklı olarak grid oluşturulduktan sonra gridde yer alan her bir γ, c kombinasyonu için (3.37)'de yer alan SEKK ile $\phi = (\phi_1', \phi_2')'$ parametreleri elde edildikten sonra (3.38)'de yer alan hata kareleri fonksiyonu hesaplanmaktadır.

$$Q_T(\gamma, c) = \sum_{t=1}^T (y_t - \phi(\gamma, c)' x_t(\gamma, c))^2 \quad (3.38)$$

Hata karelerini minimize eden γ ve c parametreleri NLS optimizasyon probleminin çok boyutluluğunu azaltmaktadır.

3.3.4.5. STAR Modelinin Değerlendirilmesi

STAR modelinin tahmin edilmesinin ardından STAR modelinin oluşturulması yordamındaki bir sonraki adım modelin değerlendirilmesidir. Bu noktada tahmin edilen modelin geçerliliğinin ve yeterliliğinin sınanması amaçlanmaktadır. STAR modelinin tahmini hatalarda otokorelasyon olmadığı (*no error autocorrelation*) ve parametre tutarlılığı (*parameter constancy*) varsayımı altında yapılmaktadır. Bununla birlikte tahmin edilen modelin analize konu verideki tüm doğrusal olmayan özellikleri yakalayıp yakalamadığı konusu önem arz etmektedir. Bu maksatla

modelden elde edilen hata terimlerine uygulanmak üzere Eitrheim ve Terasvirta (1996) tarafından LM tipi bir takım tanılama testleri geliştirilmiştir. Bu testler, Hatalarda Otokorelasyonun Yokluğu Testi (*Test of No Error Autocorellation*), Yakalanmamış/Kalan Doğrusal-olmamanın Bulunmaması Testi (*Test of No Remaining Nonlinearity*) ve Parametre Tutarlılığı Testi (*Test of Parameter Constancy*) şeklindedir. Bunların yanı sıra doğrusal zaman serisi modellerinde kullanılan bir takım yöntemler STAR modellerinin değerlendirmesinde kullanılmaktadır. Bu yöntemler arasında seri korelasyonu test etmek maksatlı LM yaklaşımı, örneklem dışı öngörüleme ve etki-tepki analizi bulunmaktadır (Dijk, 1999). Bu bölümdeki testler incelenirken genel olarak Eitrheim ve Terasvirta (1996) ve Terasvirta (1998)'dan faydalanılmıştır.

3.3.4.5.1. Hatalarda Otokorelasyonun Yokluğu Testi

M, parametreler bakımından en az iki kere sürekli türevlenebilir bir fonksiyon olmak üzere STAR modeli (3.39)'de belirtildiği şekilde yazılabilir (Terasvirta, 1998).

$$y_t = M(x_t; \psi) + u_t \quad (3.39)$$

$$u_t = \alpha' v_t + \varepsilon_t \quad (1, \dots, T) \quad (3.40)$$

(3.40)'de yer alan $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_q)'$ parametre vektörü, $v_t = (u_{t-1}, \dots, u_{t-q})'$ ve ε_t normal dağılıma sahip, sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimidir. Burada hatalarda otokorelasyon olmadığı yönündeki boş hipotez $H_0 : \alpha = 0$, alternatif hipotez ise $H_1 : \alpha \neq 0$ şeklinde tanımlanmaktadır. Başlangıç değerleri $y_0, y_{-1}, \dots, y_{-q+1}$ ve $x_0, x_{-1}, \dots, x_{-q+1}$ şeklinde sabit olduğu varsayıldığında koşullu log-olabilirlik (*log-likelihood*) fonksiyonu (3.41)'daki biçimi almaktadır (Terasvirta, 1998).

$$L = c - \frac{T}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \left\{ y_t - \sum_{j=1}^q \alpha_j y_{t-j} - M(x_t; \psi) - \sum_{j=1}^q \alpha_j M(x_{t-j}; \psi) \right\}^2 \quad (3.41)$$

(3.41)'de yer alan matris blok diyagonal matris olduğundan σ^2 göre ikinci türevine karşılık gelen elementi kendi matris bloğunu oluşturabilmektedir. Dolayısıyla test istatistiği türetilirken (3.41)'de yer alan varyans σ^2 sabit olarak kabul edilebilmektedir. Log-olabilirlik fonksiyonunun α ve ψ 'ya göre birinci kısmi türevi sırasıyla (3.42) ve (3.43)'de yer almaktadır.

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha_j} = \sum_{t=1}^T \frac{\varepsilon_t}{\sigma^2} \{y_{t-j} - M(x_{t-j}; \psi)\}, \quad j = 1, \dots, q \quad (3.42)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \psi} = \sum_{t=1}^T \frac{\varepsilon_t}{\sigma^2} \left\{ \frac{\partial M(x_{t-j}; \psi)}{\partial \psi} - \sum_{j=1}^q \alpha_j \frac{\partial M(x_{t-j}; \psi)}{\partial \psi} \right\} \quad (3.43)$$

(3.39)'de yer alan modelin LSTAR modeli olduğu farz edilmesi durumunda fonksiyon $\psi = (\phi'_1, \phi'_2, \gamma, c)'$ ve

$$\frac{\partial M(x_t; \psi)}{\partial \psi} = \left(\frac{\partial M}{\partial \phi'_1} \frac{\partial M}{\partial \phi'_2} \frac{\partial M}{\partial \gamma} \frac{\partial M}{\partial c} \right)' = (x'_t x'_t G_t(\gamma, c; s_t) g_\gamma(t) g_c(t))' \quad (3.44)$$

olmak üzere (3.45) şeklini almaktadır.

$$M(x_t; \psi) = \phi'_1 x_t + \phi'_2 x_t G_1(\gamma, c, s_t) \quad (3.45)$$

Bununla birlikte (3.44)'de LSTAR modelinin γ 'ya göre türevi:

$$g_\gamma(t) = \left[\exp\left\{\frac{\gamma}{2}(s_t - c)\right\} + \exp\left\{-\frac{\gamma}{2}(s_t - c)\right\} \right]^{-2} (s_t - c) \phi'_2 x_t \quad (3.46)$$

ve c 'ye göre türevi:

$$g_c(t) = \gamma \left[\exp\left\{\frac{\gamma}{2}(s_t - c)\right\} + \exp\left\{-\frac{\gamma}{2}(s_t - c)\right\} \right]^{-2} \phi'_2 x_t \quad (3.47)$$

olmaktadır.

Eğer model ESTAR tipinde ise:

$$g_\gamma(t) = [1 + \exp(-\gamma(s_t - c))]^{-2} \exp(-\gamma(s_t - c)) (s_t - c) \phi'_2 x_t \quad (3.48)$$

ve

$$g_c(t) = -2\gamma [1 + \exp(-\gamma(s_t - c))]^{-2} \exp(-\gamma(s_t - c)) \phi'_2 x_t \quad (3.49)$$

şeklini almaktadır.

$\hat{u}_t$ boş hipotez altında tahmin edilen kalıntılar, $\hat{\sigma}^2 = (1/T) \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$,

$w_t = \hat{v}_t = (\hat{u}_{t-1}, \dots, \hat{u}_{t-q})'$ ve $z_t = \hat{z}_t = \partial M(x_t; \hat{\psi}) / \partial \psi$ olmak üzere LM tipi test istatistiği

(3.50) ile gösterilebilmektedir.

$$\chi_{LM}^2(q) = \hat{\sigma}^{-2} \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_t w_t \right)' \left(\sum_{t=1}^T w_t w_t' - \sum_{t=1}^T z_t w_t' \left(\sum_{t=1}^T z_t z_t' \right)^{-1} \sum_{t=1}^T z_t w_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T w_t \hat{u}_t \right) \quad (3.50)$$

Bu test istatistiğinin boş hipotez altındaki asimptotik dağılımı q serbestlik dereceli χ^2 dağılımıdır. Test istatistiğindeki şapka ($\hat{\cdot}$) işareti boş hipotez altında tahmincilerin tutarlı olduğuna işaret etmektedir. Bu testin F versiyonu ise üç aşamalı olarak aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır (Terasvirta, 1998, 520; Eitrheim, Terasvirta, 1996)

- i. STAR modeli hatalarda otokorelasyon kalmadığı varsayımı altında NLS ile tahmin edilir ve kalıntıların hata kareleri toplamı $SSR_0 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$ hesaplanır.
- ii. Tahmin edilen kalıntılar ($\hat{u}_t$), $\hat{v}_t$ ve $\hat{z}_t$ üzerine regres edilir ve bu yardımcı regresyondan elde edilen kalıntıların kareler toplamı (SSR_1) hesaplanır.
- iii. $F_{LM} = \{ (SSR_0 - SSR_1) / Q \} / \{ SSR_1 / (T - n - q) \}$ hesaplanır. Burada n, $\hat{z}_t$ gradyant vektörünün boyutu, q ise kalıntıların gecikme derecesidir.

Küçük örneklemeler ile çalışırken analiz boyutu nominal boyutuna eşit olduğundan ve tahmin gücü daha iyi olduğundan χ^2 yerine F testi kullanmak daha avantajlı olmaktadır. Bununla birlikte ikinci aşamada oluşturulan yardımcı denklemdaki $\hat{u}_t$, q adet gecikme içermektedir. Bu durumda serideki ilk q kadar gözlemin çıkartılması gerekir ancak örneklem boyutu küçük olduğunda bu durum problem teşkil etmektedir. Bu probleme en uygun çözüm seriyi kısaltmaktan ziyade $\hat{u}_t$ serisinin başındaki q kadar eksik değeri 0 (sıfır) ile değiştirmektir. Ayrıca, $\sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{z}_t \neq 0$ olduğu durumlarda ele alınan STAR modelinin tahmin edilmesi zordur ve NLS tahmin algoritması uygun bir sonuç vermeyebilir, bu soruna çözüm olarak birinci aşama aşağıdaki şekilde değiştirilmesi önerilmektedir. Bu çözüm hem F hem de χ^2 testi için uygulanabilmekle birlikte $\sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{z}_t = 0$ durumunun oluşmasını garanti etmekte ve test boyutunun bozulmasına mani olmaktadır (Terasvirta, 1998, 520).

- i'. STAR modeli hatalarda otokorelasyon kalmadığı varsayımı altında NLS ile tahmin edilir. Kalıntılar ($\hat{u}_t$), $\hat{z}_t$ üzerine regres edilir ve bu yardımcı regresyondan elde edilen kalıntıların kareler toplamı ($SSR_0 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^{*2}$) hesaplanır.

3.3.4.5.2. Kalan Doğrusal-Olmama Testi

Tahmin edilen STAR modelinin yeterli bir şekilde analize tabi olan veride yer alan doğrusal olmama özelliğini yakalayıp yakalamadığını incelemek gerekmektedir. Bu maksatla Eitrheim ve Terasvirta (1996) LM tipi kalan doğrusal-olmama testi geliştirmiştir. Bu test istatistiğinin kullanılacağı eklemeli (*additive*) STAR modeli u_t normal dağılıma sahip, sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimi olmak üzere (3.51)'de verilmiştir.

$$y_t = \phi_1' x_t' + \phi_2' x_t' G_1(s_{t1}; \gamma_1, c_1) + \psi x_t' G_2(s_{t2}; \gamma_2, c_2) + u_t \quad (3.51)$$

Burada G_2 fonksiyonu LSTAR ya da ESTAR tipinde olabilmektedir (Eitrheim, Terasvirta, 1996). Bu testte iki rejimli STAR modelinin bulunduğu boş hipotezin karşısında üç rejimli model yer almakta ve yakalanmamış doğrusal olmama durumunun olmadığını ifade eden boş hipotez $H_0 = \gamma_2 = 0$ olarak tanımlanmaktadır. Ancak STAR doğrusallık testinde olduğu gibi bu model de sadece alternatif hipotez altında tanımlanmakta ve boş hipotez altında ψ ve c_2 tanımlanamayan parametreler olmaktadır. Bu tanımlama problemi doğrusallık testinde olduğu gibi G_2 geçiş fonksiyonunun $\gamma_2 = 0$ çevresinde üçüncü dereceden Taylor yaklaşması ile yer değiştirilerek ortadan kaldırılabilir. Geçiş fonksiyonunun LSTAR tipi olduğu varsayımı altında terimlerin birleştirilmesi ve tekrar parameterize edilmesi durumunda (3.52)'de yer alan yardımcı model elde edilmektedir (Terasvirta, 1998, 521).

$$y_t = \beta_0 x_t' + \phi_2' x_t' G(s_{t1}; \gamma_1, c_1) + \beta_1 (\tilde{x}_t s_{t2})' + \beta_2 (\tilde{x}_t s_{t2}^2)' + \beta_3 (\tilde{x}_t s_{t2}^3)' + u_t^* \quad (3.52)$$

Burada $j = 1, 2, 3$ olmak üzere $\beta_j = \gamma_2 \bar{\beta}_j$ ve $u_t^* = u_t + (x_t' \psi) R_3(s_{t2}; \gamma_2, c_2)$, R_3 yardımcı denklemden elde edilen kalıntılardır. Yeni boş hipotez ise buna uygun olarak $H_0': \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ olmakta ve $u_t^* = u_t$ olması durumunda yani kalıntı olmaması durumunda kabul edilmektedir. Test istatistiği “Hatalarda Otokorelasyonun Yokluğu Testi” konusunda aktarılan üç aşama uygulanarak elde edilebilmektedir. Ancak burada ikinci adımda yer alan $\hat{v}_t = (\tilde{x}_t' s_{t2}, \tilde{x}_t' s_{t2}^2, \tilde{x}_t' s_{t2}^3)'$ olarak tanımlanmakta, $\hat{z}_t = \partial M(x_t; \hat{\psi}) / \partial \psi$ ise aynı kalmaktadır. F testindeki bağımsızlık derecesi ise T-4p-1 olmaktadır.

H'_0 hipotezinin reddedilmesi durumunda “Geçiş fonksiyonunun belirlenmesi” konusunda aktarılan yöntem izlenebilir. Böylece (3.30)’da yer alan hipotezler vasıtasıyla ilave STAR modelinin LSTAR veya ESTAR tipinde olup olmadığı test edilebilir (Eitrheim, Terasvirta, 1996).

3.3.4.5.3. Parametre Tutarlılığı Testi

Parametre tutarlılığı doğrusal bir modelin olduğu kadar doğrusal olmayan bir modelin de yeterliliğinin sınanmasında kullanılmaktadır. STAR modelleri parametre sabitliği varsayımına dayanılarak tahmin edildiğinden yeterliliğinin sınanması bakımından bu test önem arz etmektedir. Eitrheim ve Terasvirta (1996) tarafından önerilen parametre tutarlılığı testinde alternatif hipotez parametrelerin zaman boyunca yumuşak bir şekilde değiştiği yönündedir. Buna uygun olarak yeniden düzenledikleri (3.53)’de yer alan STAR modelinde geçiş fonksiyonunun sabit parametrelere sahip olduğu buna karşın ϕ_1 ve ϕ_2 parametrelerinin zamanla değiştiği varsayılmaktadır.

$$y_t = \phi_1(t)' \tilde{x}_t + \phi_2(t)' \hat{x}_t G(s_t; \gamma, c) + u_t \quad (3.53)$$

Denklemden $\tilde{x}_t$, ϕ_1 ’nin sıfır olmadığı farz edilen elemanlarına karşılık gelen x_t serisinin $k \leq p+1$ kadar elemanını içermektedir. $\tilde{x}_t$ ise benzer şekilde denklemin geçiş fonksiyonunu içeren doğrusal olmayan kısmında ϕ_2 ’nin sıfır olmadığı farz edilen elemanlarına karşılık gelen x_t serisinin $k \leq p+1$ kadar elemanını içermektedir. $\tilde{\phi}_1$ ve λ_1 , $k \times 1$ ve $\hat{\phi}_2$ ve λ_2 $l \times 1$ parametre vektörü ve u_t normal dağılıma sahip, sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimi olmak üzere olmak üzere zamanla değişen parametre vektörleri aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır (Eitrheim, Terasvirta, 1996):

$$\phi_1(t) = \tilde{\phi}_1 + \lambda_1 H_j(t; \gamma_1, c_1) \quad (3.54)$$

$$\phi_2(t) = \hat{\phi}_2 + \lambda_2 H_j(t; \gamma_1, c_1) \quad (3.55)$$

(3.53)’de boş hipotez $H_0 : H_j(t; \gamma_1, c_1) \equiv 0$ ya da $H_j(t; \gamma_1, c_1) \equiv \text{sabit}$ olarak tanımlanmaktadır. $\gamma_1 > 0$, $c_1 = (c_{11}, c_{12}, c_{13})'$ ve $c_{11} \leq c_{12} \leq c_{13}$ olmak üzere H_j nin üç fonksiyonel biçimi bulunmaktadır (Terasvirta, 1998, 523):

$$H_1(t; \gamma_1, c_1) = \left(1 + \exp\{-\gamma_1(t - c_{11})\}\right)^{-1} - \frac{1}{2} \quad (3.56)$$

$$H_2(t; \gamma_1, c_1) = \left(1 + \exp\{-\gamma_1(t - c_{11})(t - c_{12})\}\right)^{-1} - \frac{1}{2} \quad (3.57)$$

$$H_3(t; \gamma_1, c_1) = \left(1 + \exp\{-\gamma_1(t - c_{11})(t - c_{12})(t - c_{13})\}\right)^{-1} - \frac{1}{2} \quad (3.58)$$

Dolayısıyla parametre tutarlılığı boş hipotezi $H_0 : \gamma_1 = 0$ olarak yazılabilir. (3.56) yumuşak ve monoton parametre değişimini temsil etmekte ve $\gamma_1 \rightarrow \infty$ durumunda tek bir yapısal kırılma ortaya çıkmaktadır. (3.57) seçilmesi ve $c_{11} < c_{12}$ durumunda iki yapısal kırılma ortaya çıkmaktadır. (3.58) ise hem monoton hem de monoton olmayan bir şekilde değişen parametrelere izin veren esnek bir fonksiyonu temsil etmektedir. H_3 hipotezinin ele alınması durumunda parametre tutarlılığı boş hipotezi $H_0 : \gamma_1 = 0$, $H_1 : \gamma_1 > 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. $\phi_1(t)$ ve $\phi_2(t)$ parametrelerinin tanımları göz önüne alındığında λ_1, λ_2 ve c_1 parametrelerinin boş hipotez altında tanımlı olmadığı görülmektedir (Eitrheim, Terasvirta, 1996). Bu tanımlama problemini ortadan kaldırmak için $\gamma_1 = 0$ çevresinde H_3 hipotezinin birinci dereceden Taylor yaklaşımı alınmaktadır. Buna göre;

$$\begin{aligned} H_3(t; \gamma_1, c_1) &= \delta_0 + \delta_1(t - c_{11})(t - c_{12})(t - c_{13}) + R_3(t; \gamma_1, c_1) \\ &= \delta_0^* + \delta_1^* t + \delta_2^* t^2 + \delta_3^* t^3 + R_3(t; \gamma_1, c_1) \\ &= T_3(t; \gamma_1, c_1) + R_3(t; \gamma_1, c_1) \end{aligned} \quad (3.59)$$

H_3 hipotezi için $T_3(t; \gamma_1, c_1)$ terimini (3.53)'de yerine konulması ve terimlerinin yeniden düzenlenmesi neticesinde (3.60)'da yer alan yaklaşım elde edilmektedir (Eitrheim, Terasvirta, 1996).

$$\begin{aligned} y_t &= \beta'_0 \tilde{x}_t + \beta'_1(t\tilde{x}_t) + \beta'_2(t^2\tilde{x}_t) + \beta'_3(t^3\tilde{x}_t) \\ &+ \left\{ \beta'_4 \hat{x}_t + \beta'_5(t\hat{x}_t) + \beta'_6(t^2\hat{x}_t) + \beta'_7(t^3\hat{x}_t) \right\} G(s_t; \gamma, c) + u_t^* \end{aligned} \quad (3.60)$$

Burada $j = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7$ olmak üzere $\beta_j = \gamma_1 \tilde{\beta}_j$ ve $u_t^* = u_t + R(t; \gamma_1, c_1)$ olmak üzere boş hipotez altında $u_t^* = u_t$ olmaktadır. Dolayısıyla (3.60) numaralı yaklaşım için boş hipotez $j = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7$ olmak üzere $H'_0 : \beta_j = 0$ olarak tanımlanmaktadır.

3.4. STAR Modellerinde Birim Kök ve Eşbütünleşme Testleri

STAR modellerinde birim kökü tespit etmek için Klasik Dickey-Fuller (DF), ADF veya PP birim kök testlerini kullanan çalışmalar bulunmakla birlikte Pippenger ve Goering (1993); Balke ve Fomby (1997); Taylor, Peel ve Sarno (2001) ve Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) gibi çalışmaların aralarında bulunduğu yayınlarda bu modeller söz konusu olduğunda bahse konu testlerin gücünü yitirdiği gösterilmektedir. Bunun en önemli sebebi bu testlerin data üretim sürecinin doğrusal olduğunu varsaymasıdır. Bu açıklık doğrusal olmayan süreci dikkate alan yeni test tekniklerinin ortaya çıkmasına neden olmuştur. STAR modellerinde birim kökü test etmeyi amaçlayan birçok çalışma bulunmaktadır. Bu kısımda bu testlerin hepsi detaylı olarak incelenmeyecek olup sadece literatürde ön plana çıkan ve çalışmanın ampirik analiz kısmında kullanılan KSS birim kök ve eşbütünleşme testleri aktarılacaktır.

LST(A)R modellerine yönelik oluşturan ilk birim kök testi Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) (LNV) tarafından oluşturulmuştur. Bu konu ile ilgili daha sonra yapılan çalışmalar temel olarak bu çalışmayı almakta ve bu testin geliştirilmesini amaçlamaktadır. LNV lojistik geçiş fonksiyonu içeren üç tip regresyon için birim kök testi önermiştir. Bu regresyonlar için düzenlenmiş boş hipotez durağan olmayan doğrusal yapı iken alternatif hipotez iki rejim arasındaki geçişin yumuşak olduğu, doğrusal olmayan bir trend ve sabit etrafında durağan olan LSTR modelidir. Sollis (2004) EG ve LNV testlerini birleştirerek LSTR-TAR türünde birim kök testi önermiştir. Burada boş hipotez birim kök olurken alternatif hipotez altında simetrik/asimetrik ayarlamalı durağan LSTR-TAR modeli yer almaktadır. Harvey ve Mills (2002) LNV birim kök testini birden çok yapısal değişime izin verecek şekilde geliştirmiştir. LNV’de olduğu gibi alternatif hipotez altında üç adet model kullanılmıştır. Bu modellerin her biri iki yumuşak geçiş fonksiyonu (LSTR2) etrafında durağan bir süreci temsil etmektedir. Omay ve Yıldırım (2013) LNV ve KSS testlerini birleştirerek yeni bir birim kök testi geliştirmiştir. Cook ve Vougas (2009) ise LSTR-TAR birim kök testindeki TAR tipi gösterge fonksiyonunun yerine MTAR tipi gösterge fonksiyonu kullanarak modeli geliştirmiş ve LSTR- MTAR birim kök testi oluşturmuştur. ESTAR birim kök testini kapsamlı olarak ilk ele alan çalışma Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) (KSS) tarafından yürütülmüştür. Daha sonraki çalışmalar genel olarak bu çalışmayı geliştirmeyi amaçlamıştır. KSS testi

literatürde oldukça popülerdir. KSS testi ile daha sonra geliştirilen testler arasındaki farklara değinmek gerekirse KSS testi hataların seri olarak korele olması durumu ile ilgili olarak test regresyonuna gecikmeli farkların eklenmesi yöntemini kullanırken Rothe ve Sibbertsen (2006) Phillips–Perron tipi ayarlama kullanmaktadır. Kruse (2011) geçiş fonksiyondaki eşik değerinin sıfırdan farklı bir değer olmasına imkan veren bir yöntem geliştirirken Park ve Shintani (2005) ve Kılıç (2011a) ise boş hipotez altındaki tanımlanamayan parametre problemini geçiş fonksiyonuna Taylor yaklaştırmasının uygulanması yerine çoğunlukla TAR modellerinde kullanılan alan taraması (grid-search) yöntemini kullanmaktadır (Haldrup, ve diğ., 2013).

Kapetanios, Shin ve Snell (2003b) tarafından oluşturulan KSS Eşbütünleşme testinde STAR ECM model yapısı kullanılarak Engle ve Granger (1987) ve Balke ve Fomby (1997) tarafından öne sürülen iki adımdan oluşan kalıntı tabanlı yaklaşım takip edilmiş ve eşbütünleşmenin olmadığı boş hipotezi karşısında global durağan ESTAR eşbütünleşme test edilmiştir. Birinci adımda $y_t = \beta x_t + u_t$ modeli EKK yöntemi ile tahmin edilmekte ve $\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta} x_t$ şeklindeki kalıntılar elde edilmektedir. İkinci aşamada ise boş hipotez altında γ parametresinin tanımlı olmamasından kaynaklı tanımlanamayan parametre problemini ortadan kaldırmak için

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \psi_i' \Delta z_{t-i} + e_t \quad \text{denklemdaki} \quad \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) \quad \text{terimine}$$

birinci dereceden Taylor yaklaştırımı uygulanmaktadır. Kılıç (2011b) yumuşak geçişli vektör hata düzeltme modelleri için hem doğrusal hem de doğrusal olmayan ayarlamayı test etmek için prosedür geliştirmiştir. Tanımlanamayan parametre problemi çalışmada Kapetanios, Shin ve Snell (2006) tarafından kullanılan Taylor yaklaştırması yerine γ parametre uzayı için Wald istatistiğinin optimize edilmesiyle aşılmaktadır. Maki (2010) ise tanımlanamayan parametre problemini alan taraması yöntemi ile aşmaktadır. Seo (2004), Bruzda (2006), Choi ve Saikkonen (2010), Li ve He (2012) bu konuda yürütülen çalışmalar arasında yer almaktadır.

3.4.1. KSS Birim Kök Testi

Bir zaman serisinin STAR tipi doğrusal olmayan yapısını göz ardı eden birim kök testlerinin veya eşbütünleşme testlerinin yanlış sonuçlar ortaya koyabileceği düşüncesinden yola çıkan Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) özellikle global durağan

ESTAR süreci karşısında doğrusal birim kök boş hipotezini test etmek için dizayn edilmiş bir test prosedürü geliştirmişler ve bu testin gücünün standart ADF testine göre daha fazla olduğunu ortaya koymuşlardır. Çalışmada y_t sıfır ortalamalı stokastik bir süreç, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$, β ve ϕ bilinmeyen parametreler olmak üzere tek değişkenli birinci dereceden yumuşak geçişli otoregresif model (STAR(1)) aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır.

$$y_t = \beta y_{t-1} + \phi y_{t-1} G(\gamma, y_{t-d}) + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad (3.61)$$

$\gamma \geq 0$ ve gecikme parametresi $d \geq 1$ olmak üzere, modelde yer alan geçiş fonksiyonu üssel olarak aşağıdaki şekilde ifade edilmiştir: Geçiş fonksiyonunda yer alan y_{t-d} geçiş değişkeni, γ geçiş fonksiyonunun hangi hızda sıfırdan bire hareket ettiğini belirleyen yumuşaklık parametresi olmakla birlikte standart üssel geçiş fonksiyonunda yer alan eşik değeri (c parametresi) Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) tarafından sıfıra eşit olduğu varsayılmıştır.

$$G(\gamma; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\gamma y_{t-d}^2) \quad (3.62)$$

Burada üssel geçiş fonksiyonu 0 ile 1 arasında sınırlandırılmıştır ($G: \mathbb{R} \rightarrow [0,1]$) ve sıfırın etrafında simetrik U-biçimli olmak üzere $G(0) = 0$; $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} G(x) = 1$ özelliklerine sahip olduğu belirtilmiştir.

(3.62) numaralı denklemdeki üssel geçiş fonksiyonunun (3.61) numaralı denklemde yerine konulması durumunda (3.63) numaralı denklemde yer alan ESTAR modeli elde edilmektedir.

$$y_t = \beta y_{t-1} + \phi y_{t-1} [1 - \exp(-\gamma y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (3.63)$$

$\alpha = \beta - 1$ olmak üzere denklem tekrar düzenlendiğinde;

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \phi y_{t-1} [1 - \exp(-\gamma y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (3.64)$$

elde edilmektedir. Burada γ parametresi pozitif olması durumunda ortalamaya dönüş hızını etkin bir şekilde belirlemektedir. Bu parametre pozitif ise sürecin global durağan olması için $\phi < 0$ ve $\alpha + \phi < 0$ olması gerekmektedir. Bu koşullar altında bu sürecin küçük y_{t-d}^2 değerleri için orta rejimde birim kök davranışı sergileyebileceği ya da patlayan davranış sergileyebileceği bununla birlikte büyük y_{t-d}^2 değerleri için

durağan dinamiklere sahip olabileceği dolayısıyla geometrik olarak ergodik olabileceği vurgulanan hususlar arasında bulunmaktadır. Geometrik ergodiklik ve bununla ilişkili olarak asimptotik durağanlık durumunu Tweedie (1975)'nin drift koşullarını kullanarak oluşturan Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) literatürdeki genel uygulamayı göze alarak (3.64) numaralı modeldeki α parametresini sıfıra eşitlemişlerdir ($\alpha = 0$). Böylece y_t sürecinin orta rejimde birim kök sürecini takip ettiği ima edilmiştir. Doğrusal birim kökün özel bir hali olan $\alpha = 0, \gamma = 0$ durumu boş hipotez olarak, $\alpha = 0, \gamma > 0$ durumu ise alternatif hipotez olarak oluşturulmuştur. Dolayısıyla boş hipotez altında süreç doğrusal bir birim kök yapısı sergilemektedir. Alternatif hipotez altında ise $-2 < \phi < 0$ olması durumunda y_t süreci doğrusal olmayan fakat global durağan bir ESTAR yapısı sergilemektedir. Burada gecikme parametresinin (d) seçimi konusunda bir standart bulunmamakla birlikte modelin uygunluğunu (*goodness of fit*) maksimize eden d değeri $d = \{1, 2, \dots, d_{\max}\}$ kümesinden seçilmektedir ancak çalışmada basitlik açısından d parametresi d=1 olarak seçilmiştir. (3.64) numaralı modelde bu parametre değerlerinin ($\alpha = 0, d = 1$) yerine konulması durumunda aşağıdaki ESTAR modeli elde edilmektedir.

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} \{1 - \exp(-\gamma y_{t-1}^2)\} + \varepsilon_t \quad (3.65)$$

Bu çerçevede oluşturan test aşağıdaki hipotezleri test etmektedir.

$$H_0 : \gamma = 0 \quad (3.66)$$

$$H_1 : \gamma > 0 \quad (3.67)$$

Boş hipotez altında tanımlanmamış parametre (ϕ) olduğundan dolayı ortaya çıkan tanımlanamayan parametre problemini ortadan kaldırmak için Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) tarafından geliştirilen yöntem izlenerek t-tipi test istatistiği oluşturulmuştur. Boş hipotez altında ESTAR modeline $\gamma = 0$ etrafında birinci dereceden Taylor yaklaşırması uygulandıktan sonra modelin yeniden düzenlenmesiyle aşağıdaki yardımcı regresor elde edilmiştir.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \eta_t \quad (3.68)$$

Modelde $\delta = \gamma\phi$ olarak tanımlanmakla birlikte R_t ϕ ve Taylor yaklaştırmasından elde edilen kalıntılar olmak üzere $\eta_t = \varepsilon_t + R_t$ gürültü terimini ifade etmektedir. Burada $\delta = 0$ olmasına karşı $\delta < 0$ durumu için δ parametresinin EKK tahmincisi ($\hat{\delta}$) ve buna karşılık gelen Dickey-Fuller tipi t istatistiği aşağıdaki şekilde elde edilmektedir:

$$\hat{\delta} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 \Delta y_t}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^6} \quad (3.69)$$

$$t_{NL(\hat{\delta})} = \frac{\hat{\delta}}{s.e(\hat{\delta})} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 \Delta y_t}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^6}} \quad (3.70)$$

Burada $\hat{\sigma}^2$ yardımcı denklemden elde edilen σ^2 'in EKK tahmincisi $\left(\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta y_t - \hat{\delta} y_{t-1}^3)^2 \right)$, $s.e(\hat{\delta})$ ise $\hat{\delta}$ 'in standart hatası olmaktadır. Yardımcı denklem $\phi = 0$ iken ESTAR modelinin yarı-olasılık (*quasi-likelihood*) fonksiyonunun skor vektörünün anlamlılığını test etmektedir. Durağan bir süreç için doğrusal-olmama karşısında doğrusallığın test edilmesi durumunun aksine $t_{NL(\hat{\delta})}$ testi asimptotik standart normal dağılıma sahip olmamaktadır. (3.66) numaralı denklemdeki boş hipotez altında $t_{NL(\hat{\delta})}$ test istatistiği aşağıdaki asimptotik dağılıma sahip olmaktadır.

$$t_{NL(\hat{\delta})} \Rightarrow \frac{\left\{ \frac{1}{4} W(1)^4 - \frac{3}{2} \int_0^1 W(r)^2 dr \right\}}{\sqrt{\int_0^1 W(r)^6 dr}} \quad (3.71)$$

Denklemde $W(r)$, $r \in [0,1]$ aralığında tanımlı standart Browian hareketidir, $\Rightarrow$ işareti ise dağılımdaki yakınsamayı ifade etmektedir. Bununla birlikte (3.65)'deki ESTAR modeli ile (3.67)'deki alternatif hipotez altında $t_{NL(\hat{\delta})}$ test istatistiği tutarlılığı olduğu belirtilmektedir.

y_t stokastik sürecinin sıfır ortalamaya sahip olmaması ya da doğrusal bir zaman trendine sahip olması durumunda ise yapılması gereken bir takım modifikasyonlar

bulunmaktadır. Bu sürecin sıfır ortalamaya sahip olmaması yani $x_t = \mu + y_t$ olması durumunda $y_t = x_t - \bar{x}_t$ işlemi ile elde edilen (burada $\bar{x}_t$ örneklem ortalamasıdır) ortalamadan arındırılmış veri kullanılmaktadır. Bu durumda $t_{NL(\hat{\delta})}$ test istatistiğinin asimptotik dağılımı (3.71) ile aynı olmaktadır. Farklı olarak $W(r)$, $r \in [0,1]$ aralığında tanımlı ortalamadan arındırılmış Browian hareketi $\tilde{W}(r)$ ile yer değiştirmektedir. Benzer şekilde sürecin hem sıfırdan farklı ortalamaya hem de sıfırdan farklı doğrusal trende sahip olması yani $x_t = \mu + \delta t + y_t$ olması durumunda ise $\hat{\mu}$ ve $\hat{\delta}$ sırasıyla μ ve δ parametrelerinin EKK tahmincileri olmak üzere $y_t = x_t - \hat{\mu} - \hat{\delta}t$ işlemi ile elde edilen ortalamadan ve trendden arındırılmış veri kullanılmaktadır. Dolayısıyla $W(r)$ (3.71) dekinden farklı olarak ortalamadan ve trendden arındırılmış Browian hareketi $\hat{W}(r)$ ile yer değiştirmektedir. Burada ifade edilen üç durum için (ham veri, ortalamadan arındırılmış veri ve trendden arındırılmış veri) Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) $t_{NL(\hat{\delta})}$ test istatistiğinin asimptotik kritik değerler tablosunu oluşturmuştur.

(3.65) nolu denklemdeki hataların seri olarak korele olduğu durum ele alındığında Dickey ve Fuller (1979) ve Said ve Dickey (1984) düzeltmeleri kullanılarak (3.65)'deki model aşağıdaki biçime dönüştürülmektedir. Burada amaç seri olarak korele olan hataları düzeltmektir.

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \phi y_{t-1} \{1 - \exp(-\gamma y_{t-1}^2)\} + \varepsilon_t \quad (3.72)$$

Burada $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ olmakla birlikte $\gamma = 0$ şeklindeki boş hipotezi test etmekle kullanılan $t_{NL(\hat{\delta})}$ test istatistiği (3.70) numaralı denklemde kullanılan $(t_{NL(\hat{\delta})} = \hat{\delta} / s.e(\hat{\delta}))$ ile aynıdır. $\hat{\delta}$, δ parametresinin EKK tahmincisi, $s.e(\hat{\delta})$ ise aşağıdaki p gecikmeli yardımcı denklemden elde edilen $\hat{\delta}$ parametresinin standart hatası olmaktadır. P gecikme (lag) sayısı test yapılmadan önce seçilmesi gerekmektedir. Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) bu gecikme değerinin belirlenmesi amacıyla standart model seçim kriterlerinin ya da anlamlılık test prosedürlerinin kullanılabileceğini belirtmiştir. Doğrusal tek değişkenli serilerde kullanılan ve Ng ve Perron (1995) tarafından geliştirilen prosedürün bu maksatla

kullanılabileceği, bu tür bir uygulamanın STAR modellerinde Dijk, Teräsvirta ve Franses (2002) tarafından kullanıldığı ifade edilen hususlar arasındadır.

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \delta y_{t-1}^3 + \eta_t \quad (3.73)$$

Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) çalışmada (3.72) numaralı ADF denklemi göz önüne alındığında boş hipotez altında (3.73) numaralı denklemden elde edilen $t_{NL(\delta)}$ istatistiğinin seri korelasyona sahip olmayan hatalar altında elde edilen istatistik ile aynı asimptotik dağılıma sahip olduğunu ve alternatif hipotez altında $t_{NL(\delta)}$ test istatistiğinin tutarlı olduğunu göstermişlerdir. Ayrıca yaptıkları Monte Carlo simülasyonları ile önerdikleri testin gücünü ve küçük örneklem boyutu performansını Dickey-Fuller testi ve Enders ve Granger (1998) (EG) tarafından iki rejimli durağan TAR alternatif hipotezine karşı oluşturulan boş hipotezi test etmek için geliştirilen F testine göre karşılaştırmışlardır. Sonuç olarak önerdikleri test istatistiğinin küçük örneklem performansının diğer testlere nazaran daha iyi olduğunu göstermişlerdir. Güç performansı bakımından ise önerdikleri test istatistiğinin, γ parametresinin değeri nispeten küçük olduğu durumlarda (ϕ parametresinin değerinden bağımsız olarak) daha güçlü olduğunu bununla birlikte γ değeri arttıkça bu güç kazancının azaldığını özellikle $\gamma=1$ olması durumunda Dickey-Fuller testinin daha güçlü sonuçlar ürettiğini göstermişlerdir. Bu durum γ değeri büyüdükçe modelin doğrusala yakın bir yapıya bürünmesinden kaynaklanmaktadır.

σ^2 ve ϕ veri iken γ değeri arttıkça $E(e^{-\gamma_{t-1}^2})$ azalmakta ve seri daha az kalıcı hale gelmektedir. Burada $e^{-\gamma_{t-1}^2}$, t zamanında serinin en büyük köklerinin boyutunu ölçmektedir. Bu bakımdan $t_{NL(\delta)}$ testinin gücü boş hipotez bölgesinde yani γ parametresinin 0'a yakın olduğu bölgelerde (ki bu bölgelerde seri göreceli olarak daha kalıcı olmaktadır) ADF testine nazaran daha fazla olmaktadır. Çoğu iktisadi zaman serisinin oldukça kalıcı özelliklere sahip olduğu ya da birim köke yakın olduğu düşünüldüğünde en azından ampirik olarak bu bulgunun faydalı olabileceği değerlendirilmiştir. Buna karşın EG testinin gücü, örneklem büyüklüğü ve γ parametresinin çok büyük olmadığı durumlarda çoğunlukla oldukça zayıf olduğu bulgular arasında yer almaktadır. Dolayısıyla TAR modelleri için türetilen birim kök

testinin STAR modelleri için güç bakımından uygun olmadığı görülmektedir. Çalışmada ayrıca geliştirilen birim kök testi reel faiz oranlarına uygulanmış ve standart ADF birim kök testi tarafından reddedilemeyen boş hipotez, geliştirilen test ile reddedildiği gösterilmiştir.

3.4.2. KSS STAR ECM ve Eşbütünleşme Testi

Kapetanios, Shin ve Snell (2003b) alternatif hipotez altında hata düzeltme mekanizmasına doğru doğrusal olmayan ayarlamaların varlığına izin veren genelleştirilmiş doğrusal olmayan ESTAR hata düzeltme modelini geliştirmiştir. Bu testte STAR ECM model yapısı kullanılarak Engle ve Granger (1987) ve Balke ve Fomby (1997) tarafından öne sürülen iki adımdan oluşan kalıntı tabanlı yaklaşım takip edilerek eşbütünleşmenin olmadığı boş hipotezi karşısında global durağan ESTAR eşbütünleşme test edilmiştir. Geliştirilen testte, ayarlama hızındaki doğrusal olmamanın derecesini kontrol eden parametrelerin anlamlılığı incelenmektedir. Bu maksatla geliştirdikleri iki adet test istatistiği bulunmaktadır. t_{NLECM} ESTAR hata düzeltme regresyonundan elde edilen t-tipi istatistik olmakla birlikte t_{NLEG} Engle ve Granger (1987) (EG)'nin doğrusal eşbütünleşme için geliştirdikleri testin doğrusal olmayan versiyonudur. Kapetanios, Shin ve Snell (2003b)'nin bu çalışması Kapetanios, Shin ve Snell (2006) ile geliştirilmiştir. Bu çalışmada öncekinden farklı olarak t istatistiklerinin yanında F tipi istatistikler oluşturulmuştur. Uzun dönem denge ilişkisinin aşağıdaki şekilde olduğu varsayılırsa:

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (3.74)$$

Bu doğrusal regresyon modelinde y_t skalar I(1), $\Delta x_t = v_t$, x_t $k \times 1$, I(1) değişkenler vektörü olmakla birlikte hataların (u_t) durağan bir süreç izlediği varsayılmaktadır.

Burada u_t 'nin $\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$ şeklinde AR(1) süreci izlediği varsayımlar arasındadır. EG yöntemine göre birinci aşamada (3.74)'de yer alan model EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. İkinci aşamada ise bu tahminden elde edilen kalıntılar $(\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}'x_t)$ ile aşağıdaki yardımcı denklem kurulmakta ve $\rho = 0$ şeklindeki eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotez $\rho < 0$ alternatifi karşısında DF birim kök t-testine tabi tutulmaktadır.

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.75)$$

Diğer bir yaklaşım ise (3.74)'de yer alan modelin birinci farkı alındıktan sonra tahmin edilmesiyle ortaya çıkan aşağıdaki regresyonda $\rho=0$ için tek taraflı t-istatistiği kullanılarak eşbütünleşme testinin yapılmasıdır.

$$\Delta y_t = \beta \Delta x_t + \rho \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.76)$$

Kapetanios, Shin ve Snell (2003b) EG yönteminden farklı olarak (3.75)'de ifade edilen modelin yerine alternatif hipotez altında hata düzeltme mekanizmasına doğru doğrusal olmayan ayarlamamanın varlığına izin veren aşağıdaki genel modeli ele almıştır.

$$\Delta u_t = F(u_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.77)$$

Bu modeldeki $F(\bullet)$ fonksiyonu çeşitli biçimler alabilmektedir. Çalışmada ise $F(u_{t-1}) = \gamma u_{t-1} (1 - e^{-\theta u_{t-1}^2})$ ESTAR fonksiyonu ele alınmıştır. Dolayısıyla (3.77)'daki model aşağıdaki biçimi almaktadır.

$$\Delta u_t = \gamma u_{t-1} (1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}) + \varepsilon_t \quad (3.78)$$

Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) bu modeldeki u_t 'nin $\theta > 0$ ve $-2 < \gamma < 0$ olduğu sürece geometrik olarak ergodik ve global durağan olduğunu göstermiştir. Bu koşullar sağlandığında uzun dönem denge ilişkisinin olduğu kabul edilebilir. (3.76) ile (3.78)'nin birleştirilmesi ile aşağıdaki doğrusal olmayan STAR hata düzeltme modeli elde edilmektedir.

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1} (1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}) + \beta \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (3.79)$$

Eşbütünleşme testi için oluşturulan ve eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotez:

$$H_0 : \theta = 0 \quad (3.80)$$

ESTAR tipi doğrusal olmayan eşbütünleşmenin varlığını ifade eden alternatif hipotez ise:

$$H_1 : \theta > 0 \quad (3.81)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Ancak boş hipotez altında β ve γ parametreleri tanımlı değildir. Bu sorunu ortadan kaldırmak için her bir β ve γ parametresi için Hansen (1996) tarafından önerilen grid taraması yöntemi kullanılabilmektedir. Ancak bu yaklaşım açıklayıcı değişkenlerin zayıf içsellik özelliği göstermesi ya da hataların (ε_t) seri korelasyona sahip olması durumunda gücünü kaybetmektedir. Bu durumlar için Kapetanios, Shin ve Snell (2003b) testin inşasında kullanılan regresyonları ayrı ayrı modifiye etmiştir. Zayıf dışsallık varsayımını gevşetmek için bağımsız değişken (v_t) ile hatalar (ε_t) arasında eşzamanlı (contemporaneously) korelasyon ilişkisi olmasına müsaade edilmiş ve bu durum aşağıdaki şekilde ifade edilmiştir.

$$\varepsilon_t = \pi'v_t + e_t = \pi'\Delta x_t + e_t \quad (3.82)$$

Burada e_t 'nin iid dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır. Buna göre $\alpha = \beta + \pi$ olmak üzere (3.74), (3.78) ve (3.79) numaralı denklemler sırasıyla (3.83), (3.84) ve (3.85) şeklinde modifiye edilmektedir:

$$y_t = \alpha'x_t + u_t^* \quad (3.83)$$

$$\Delta u_t^* = \gamma u_{t-1}^* \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^{*2}}\right) + e_t \quad (3.84)$$

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1}^* \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^{*2}}\right) + \alpha' \Delta x_t + e_t \quad (3.85)$$

Hataların seri korelasyona sahip olması durumunda ise $\lambda_j = -\varphi_j \beta$ ve η_t iid olmak üzere (3.78) ve (3.79)'deki modeller sırasıyla aşağıdaki biçimi almaktadır.

$$\Delta u_t = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta u_{t-j} + \eta_t \quad (3.86)$$

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \beta' \Delta x_t + \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta u_{t-j} + \eta_t \\ &= \beta' \Delta x_t + \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_j' \Delta x_{t-j} + \eta_t \end{aligned} \quad (3.87)$$

(3.82)'deki zayıf içsellik özelliğini dikkate alan eşzamanlı korelasyon (contemporaneous correlation) denklemi ile hataların seri olarak korele olduğu (3.86) numaralı denklem (3.79)'de yer alan doğrusal olmayan STAR hata düzeltme modeli

içerisinde birleştirildiğinde (3.88)'deki genel doğrusal olmayan ESTAR hata düzeltme modeli elde edilmektedir.

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \alpha' \Delta x_t + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_j' \Delta x_{t-j} + e_t \quad (3.88)$$

Bu modelin $p+1$ dereceden gecikmeli genel VAR modeli için genelleştirilmesi durumunda $\mathbf{z}_t = (y_t, \mathbf{x}_t')'$ için data üretim süreci aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$\mathbf{z}_t = \sum_{i=1}^{p+1} \Phi_i \mathbf{z}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (3.89)$$

Burada $i=1, \dots, p+1$ olmak üzere Φ_i $(k+1) \times (k+1)$ bilinmeyen katsayılar matrisi; Σ $(k+1) \times (k+1)$ pozitif tanımlı bir matris olmak üzere $\varepsilon_t \sim iid(\mathbf{0}, \Sigma)$, başlangıç değerleri ise $\mathbf{Z}_0 \equiv (\mathbf{z}_{-p}, \dots, \mathbf{z}_0)$ şeklinde tanımlanmaktadır. Bu model vektör hata düzeltme modeli olarak aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$\Delta \mathbf{z}_t = \Pi \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \mathbf{z}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (3.90)$$

Bu modelleri kullanarak asıl odak noktası olan Δy_t için koşullu hata düzeltme modeli oluşturmak için bir takım düzenlemeler yapılması gerekmektedir. Buna göre hata terimi ε_t , $\mathbf{z}_t$ ile uyumlu olarak $\varepsilon_t = (\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt}')'$ şeklinde, hataların varyans matrisi ise $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{yy} & \sigma_{yx} \\ \sigma_{xy} & \sigma_{xx} \end{pmatrix}$ şeklinde parçalarına ayrılmakta, dolayısıyla ε_{yt} , ε_{xt} bakımından koşullu olarak (3.91)'da olduğu gibi ifade edilmektedir.

$$\varepsilon_{yt} = \sigma_{yx} \Sigma_{xx}^{-1} \varepsilon_{xt} + e_t \quad (3.91)$$

Modelde e_t , ε_{xt} 'den bağımsız olmakla birlikte $\sigma_e^2 \equiv \sigma_{yy} - \sigma_{yx} \Sigma_{xx}^{-1} \sigma_{xy}$ olmak üzere $e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$ olarak tanımlanmıştır. (3.91) numaralı denklem (3.90) numaralı denklemde yerine konulduktan sonra $i=1, \dots, p$ olmak üzere Π ve Γ parametreleri $\Pi = (\pi_y', \pi_x')'$, $\Gamma_i = (\gamma_{yi}', \gamma_{xi}')'$ şeklinde parçalarına ayrıldığında ve $\Pi_x = 0$ kabul

edildiğinde Δy_t için (3.92)'deki koşullu hata düzeltme modeli ve Δx_t için (3.93)'daki marjinal VAR modeli elde edilmektedir.

$$\Delta y_t = \pi_y \mathbf{z}_{t-1} + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \psi_i' \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.92)$$

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_{xi} \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (3.93)$$

Burada $\omega \equiv \Sigma_{xx}^{-1} \Sigma_{xy}$ ve $\psi_i' \equiv \gamma_{yi} - \omega' \Gamma_{xi}$, $i = 1, \dots, p$ olarak tanımlanmaktadır. Bu modelde $\Pi_x = 0$ olarak kabul edilmesi x_t sürecinin (3.92)'in parametreleri bakımından zayıf dışsal olduğu anlamına gelmektedir. Bu bakımdan (3.92)'deki parametreler (3.93)'deki parametrelerden varyans-bağımsız olmaktadır. (3.92)'deki $\pi_y \mathbf{z}_{t-1} = \rho(y_{t-1} - \beta' x_{t-1}) = \rho u_{t-1}$ olarak yeniden yazılması ve (3.78)'deki STAR hata düzeltme mekanizmasına dahil edilmesi durumunda aşağıdaki genelleştirilmiş doğrusal olmayan ESTAR hata düzeltme modeli elde edilmektedir.

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \psi_i' \Delta \mathbf{z}_{t-i} + e_t \quad (3.94)$$

ESTAR eşbütünleşme testi için yazarlar Engle ve Granger (1987) ve Balke ve Fomby (1997) tarafından öne sürülen iki adımdan oluşan kalıntı tabanlı yaklaşım kullanmaktadır. Birinci adımda (3.74)'de yer alan model EKK yöntemi ile tahmin edilmekte ve $\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}' x_t$ şeklindeki kalıntılar elde edilmektedir. İkinci aşamada ise boş hipotez altında γ parametresinin tanımlı olmamasından kaynaklı tanımlanamayan parametre problemini ortadan kaldırmak için (3.94) numaralı denklemdaki $\left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right)$ terimine birinci dereceden Taylor yaklaşımını uygulanmakta ve aşağıdaki denklem elde edilmektedir:

$$\Delta y_t = \delta u_{t-1}^3 + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \psi_i' \Delta \mathbf{z}_{t-i} + e_t \quad (3.95)$$

Model için oluşturulan ve eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotez (3.96)'de, doğrusal olmayan ESTAR tipi eşbütünleşmenin olduğunu ifade eden alternatif hipotez ise (3.97) 'da aktarılmaktadır.

$$H_0: \delta=0 \quad (3.96)$$

$$H_1: \delta<0 \quad (3.97)$$

Boş hipotezin test edilmesi için kullanılan t-tipi istatistik ise (3.98)'de verilmektedir.

$$t_{NLECM} = \frac{\hat{\delta}}{s.e.(\hat{\delta})} = \frac{\hat{\mathbf{u}}_{-1}' \mathbf{Q}_1 \Delta y}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \hat{\mathbf{u}}_{-1}' \mathbf{Q}_1 \hat{\mathbf{u}}_{-1}}} \quad (3.98)$$

Burada
$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\Delta y_t - \hat{\delta} \hat{u}_{t-1}^3 - \hat{\omega}' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \hat{\psi}_i' \Delta z_{t-i} \right)^2,$$

$$\hat{\mathbf{u}}_{-1}^3 = (\hat{u}_0^3, \dots, \hat{u}_{T-1}^3)',$$

$$\mathbf{Q}_1 = \mathbf{I}_T - \mathbf{S}(\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}', \quad \mathbf{S} = (\Delta X, \Delta Z_{-1}, \dots, \Delta Z_{-p}), \quad \Delta X = (\Delta x_1, \dots, \Delta x_T)', \quad \Delta Z_{-i} = (\Delta z_{1-i}, \dots, \Delta z_{T-i})',$$

$$i = 1, \dots, p, \quad \Delta y = (\Delta y_1, \dots, \Delta y_T)' \quad \text{ve} \quad \hat{\delta}, \hat{\omega}, \hat{\psi}_i, i = 1, \dots, p, \quad \delta, \omega, \psi_i, i = 1, \dots, p$$

parametrelerinin OLS tahmincileridir.

t_{NLECM} istatistiğinin yanı sıra geliştirilen ikinci t-tipi istatistik doğrusal eşbütünleşme analizi için kullanılan Engle ve Granger istatistiğinin benzeridir.

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \xi_t \quad \text{regresyonu vasıtasıyla elde edilen } t_{NLEGM} \text{ istatistiği}$$

aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$t_{NLEGM} = \frac{\hat{\delta}}{s.e.(\hat{\delta})} = \frac{\hat{\mathbf{u}}_{-1}' \mathbf{Q}_2 \Delta \hat{\mathbf{u}}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \hat{\mathbf{u}}_{-1}' \mathbf{Q}_2 \hat{\mathbf{u}}_{-1}}} \quad (3.99)$$

Burada
$$\hat{\sigma}_{EG}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\Delta \hat{u}_t - \hat{\delta} \hat{u}_{t-1}^3 - \sum_{i=1}^p \hat{\varphi}_i \Delta \hat{u}_{t-i} \right)^2, \quad \Delta \hat{\mathbf{u}} = (\Delta \hat{u}_0, \dots, \Delta \hat{u}_T)',$$

$$\mathbf{Q}_2 = \mathbf{I}_T - \Delta \mathbf{U}_p (\Delta \mathbf{U}_p' \Delta \mathbf{U}_p)^{-1} \Delta \mathbf{U}_p', \quad \Delta \mathbf{U}_p = (\Delta \hat{u}_{-1}, \dots, \Delta \hat{u}_{-p}), \quad \Delta \hat{u}_{-i} = (\Delta \hat{u}_{1-i}, \dots, \Delta \hat{u}_{T-i})',$$

$$i = 1, \dots, p, \quad \text{ve} \quad \hat{\delta}, \hat{\varphi}_i, \delta, \varphi_i \text{ parametrelerinin OLS tahmincisi olarak tanımlanmıştır.}$$

Çalışmada her iki t-istatistiği için asimptotik dağılım özellikleri gösterilmiş, serinin sabit ve trend içermesi durumunda sabitten veya trendden arındırılmış verilerle kurulan regresyon için aynı istatistiklerin kullanılabileceği ve bunların asimptotik dağılımlarının benzer olduğu ifade edilmiştir. Ayrıca çalışma yapılan Monte Carlo simülasyonları ile kritik değerler tablosu oluşturulmuş, önerilen test istatistiklerinin sonlu örneklem gücü test edilmiş ve sonuç olarak bu istatistiklerin doğrusal-

olmamayı göz ardı eden Engel&Granger istatistiğinden daha güçlü olduğunu göstermişlerdir.

3.5. Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) Modeller

Pesaran ve Pesaran (1997), Pesaran ve Smith (1998), Pesaran ve Shin (1999), Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (Autoregressive Distributed Lags (ARDL)) sınır testi, Engle ve Granger (1987) tarafından öne sürülen iki aşamalı kalıntı tabanlı ve Johansen (1991; 1995) tarafından geliştirilen sistem tabanlı azaltılmış mertebeye regresyon yaklaşımına dayalı eşbütünleşme testlerinin aksine ele alınan tüm serilerin birinci dereceden durağan olmasını gerektirmemektedir. Yaklaşım serilerin trend durağan ya da fark durağan olup olmadığının bilinmesine gereksinim duymamakta serilerinden bir kısmını $I(0)$, bir kısmının $I(1)$ olmasına da imkan tanımaktadır. Testin gerçekleştirilmesi için durağanlık testi yapılmasına gerek yoktur; ancak $I(2)$ seriler için kritik değer tablosu bulunmadığı için serilerin $I(2)$ olmadığından emin olmak amacıyla birim kök testi genellikle yapılmaktadır. Yöntemin diğer bir avantajı kısa soluklu verilerde dahi test gücünün iyi olmasıdır (Narayan, 2005). Test hem kısa hem de uzun dönem ilişkilerini tahmin etmek için kullanılmaktadır. Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) ise modeli asimetrik ilişkileri de hesaba katarak Doğrusal Olmayan ARDL yöntemini geliştirmiştir.

3.5.1. NARDL Modelleri

Uzun dönem denge ilişkisinin asimetri ve doğrusal olmamayı içerebileceğinden yola çıkan Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) hem uzun dönem hem de kısa dönemdeki asimetrik ilişkileri aynı anda yakalayabilecek doğrusal olmayan ARDL (non-linear ARDL (NARDL)) modelini geliştirmişlerdir. NARDL bağımsız değişkeninde meydana gelen pozitif ve negatif değişikliklerin bağımlı değişken üzerindeki uzun dönem ve kısa dönem etkilerini incelemeye imkân tanımaktadır. Model geliştirilirken Schorderet (2001) tarafından öne sürülen bileşenleri kısmi toplamı ve Granger ve Yoon (2002) tarafından öne sürülen eşbütünleşme ilişkisinin incelenen değişkenlerin negatif ve pozitif bileşenleri arasında bulunabileceğini ifade eden “gizli eşbütünleşme” konsepti kullanılmıştır. Bu doğrultuda oluşturulan asimetrik uzun dönem regresyon modeli

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (3.100)$$

şeklindedir.

Burada x_t^+ ve x_t^- , sırasıyla x_t 'deki pozitif ve negatif değişimlerin kısmı toplamını ifade etmektedir. Kısmi toplamalar ise

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0), x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0) \quad (3.101)$$

şeklinde tanımlı olup β^+ ve β^- asimetrik uzun dönem parametreleridir.

Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) çalışmasında yukarıdaki 3.100 numaralı modelin tahmin edilmesinden önce hem asimptotik hem de küçük örneklem özelliklerini etkileyebilecek zayıf içsellik ve hataların seri korelasyon problemini ortadan kaldırmak maksadıyla Pesaran ve Smith (1998)'in dinamik regresyon modelleri için önerdiği yöntemi izlemiştir. Bu doğrultuda çalışmada aşağıdaki Pesaran ve Smith (1998) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL(p,q) modeli genişletilmiştir.

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \left(\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^- \right) + \varepsilon_t \quad (3.102)$$

Burada $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ olmak üzere x_t , $k \times 1$ çoklu regresörler vektörü, ϕ_j otoregresif parametre, θ_j^+ ve θ_j^- asimetrik dağılmış gecikme parametreleri, ε_t ise sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı iid bir süreç olarak tanımlanmıştır. Yukarıdaki model asimetrik hata düzeltme modeli (Asymmetric Error Correction Model (AECM)) formunda aşağıdaki şekilde yazılabilmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} \\ &\quad + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\phi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \phi_j^- \Delta x_{t-j}^- \right) + \varepsilon_t \\ &= \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\phi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \phi_j^- \Delta x_{t-j}^- \right) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.103)$$

Denklemden $\rho = \sum_{j=1}^p \phi_j - 1$, $j = 1, \dots, p-1$ olmak üzere $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p \phi_i$, $\theta^+ = \sum_{j=0}^q \theta_j^+$,

$\theta^- = \sum_{j=0}^q \theta_j^-$, $\phi_0^+ = \theta_0^+$, $j = 1, \dots, q-1$ olmak üzere $\phi_j^+ = -\sum_{i=j+1}^q \theta_i^+$; $\phi_0^- = \theta_0^-$, $j = 1, \dots, q-1$

olmak üzere $\phi_j^- = -\sum_{i=j+1}^q \theta_i^-$ şeklinde; ξ_t ise $\beta^+ = -\frac{\theta^+}{\rho}$ ve $\beta^- = -\frac{\theta^-}{\rho}$ asimetrik uzun

dönem parametreleri olmak üzere $\xi_t = y_t - \beta^{+'} x_t^+ - \beta^{-'} x_t^-$ şeklinde tanımlanmıştır.

3.103 numaralı denklemdeki kalıntılar ve regresörler arasındaki sıfırdan farklı eşanlı korelasyon olasılığı ile başa çıkmak amacıyla Δx_t için aşağıdaki indirgenmiş formdaki veri üretim süreci ele alınmaktadır.

$$\Delta x_t = \sum_{j=1}^{q-1} \Lambda_j \Delta x_{t-j} + v_t \quad (3.104)$$

Burada Σ_v $k \times k$ boyutlu pozitif tanımlı kovaryans matrisi olmak üzere $v_t \sim iid(0, \Sigma_v)$ bir süreçtir. Hatalar (ε_t) , v_t bakımından koşullu olarak

$$\varepsilon_t = \omega' v_t + e_t = \omega' \left(\Delta x_t - \sum_{j=1}^{q-1} \Lambda_j x_{t-j} \right) + e_t \quad (3.105)$$

şeklinde yeniden yazıldıktan sonra 3.103 numaralı denkleme yerleştirilmesi durumunda aşağıdaki koşullu doğrusal olmayan hata düzeltme modeli (NARDL ECM) elde edilmektedir:

$$\Delta y_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\pi_j^{+'} \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^{-'} \Delta x_{t-j}^- \right) + \varepsilon_t \quad (3.106)$$

Burada $\pi_0^+ = \theta_0^+ + \omega$, $\pi_0^- = \theta_0^- + \omega$, $j = 1, \dots, q-1$ olmak üzere $\pi_j^+ = \phi_j^+ - \omega' \Lambda_j$ ve $\pi_j^- = \phi_j^- - \omega' \Lambda_j$ şeklindedir.

Yukarıdaki 3.106 numaralı model, durağan olmayan açıklayıcı değişkenlerin zayıf endojenlik problemini; uygun gecikmenin seçilmesi ise hataların seri korelasyon içermesi problemini ortadan kaldırmaktadır. Ayrıca model $\theta^+, \theta^-, \pi_i^+$ ve π_i^- dahil olmak üzere tüm parametreler bakımından doğrusal olduğundan modelin standart EKK tahmincileri güvenilir olmaktadır.

Burada hem uzun dönem denge ilişkisinin hem de dinamik ayarlama sürecinin kısmi toplamlar ile belirlenmiş rejimler arasında değişmesine izin verilmektedir. Bu çerçevede y_t, x_t^+ ve x_t^- arasındaki asimetrik uzun dönem ilişkisini test etmek için $H_0 : \rho = 0$ boş hipotezine karşı $H_1 : \rho < 0$ alternatif hipotezi Banerjee, Dolado ve Mestre (1998) tarafından öne sürülen t istatistiği testi (t_{BDM}) ya da $H_0 : \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ boş hipotezine karşı $H_1 : \rho \neq \theta^+ \neq \theta^- \neq 0$ alternatif hipotezini test etmek için Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından öne sürülen F_{PSS} testi kullanılmaktadır.

Bununla birlikte uzun ve kısa dönem simetrik ilişkilerin varlığını test etmek için Wald testi kullanılmaktadır. Uzun dönem simetrik ilişkinin varlığı $H_0 : \beta^+ = \beta^-$ hipotezi ile, kısa dönem simetrik ilişkinin varlığı ise $\Delta \mathbf{x}^+$ ve $\Delta \mathbf{x}^-$ katsayılarının eşitliğini ifade eden $H_0 : \pi_i^+ = \pi_i^-$ hipotezi ile test edilmektedir. Bu hipotezlerin alternatifi ise asimetrik ilişkiyi ifade etmektedir. x_t^+ ve x_t^- deki bir birim değişimin y_t üzerindeki kümülatif çarpan etkisi ise $h = 0, 1, 2, \dots$ olmak üzere aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^+} = \sum_{j=0}^h \lambda_j^+, \quad m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^-} = \sum_{j=0}^h \lambda_j^-, \quad (3.107)$$

Burada $h \rightarrow \infty$, $m_h^+ \rightarrow \beta^+$ ve $m_h^- \rightarrow \beta^-$ olmaktadır.

3.5.2. STARDL Modelleri

Bildirici ve Ersin (2018) tarafından geliştirilen STARDL modelleri LSTARDL, LSTAR2DL ve ESTARDL modellerini kapsamaktadır. Çalışmada temel olarak Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL modeli Terasvirta (1994) tarafından geliştirilen STAR modeli ile birleştirilmiştir. Böylece TARDL modeli tarafından sunulan rejimler arasındaki ani geçiş yerini yumuşak geçişe bırakmıştır.

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \left(\alpha_{0,1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i,1} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{i,1} \Delta x_{t-i} \right) \\ & + \left(\alpha_{0,2} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i,2} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{i,2} \Delta x_{t-i} \right) \times F(\gamma; s_t, c) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.108)$$

Yukarıdaki STAR modelinin ARDL modeli ile geliştirilmesiyle aşağıdaki STARDL modeli elde edilmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \left(\alpha_{0,1} + \delta_1 y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i,1} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{i,1} \Delta x_{t-i} \right) \\ & + \left(\alpha_{0,2} + \delta_2 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i,2} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{i,2} \Delta x_{t-i} \right) \times F(\gamma; s_t, c) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.109)$$

STARDL modeli rejim geçişlerinin lojistik ve üssel geçiş fonksiyonlarıyla gerçekleştiği iki farklı rejimdeki farklı uzun dönem ve kısa dönem dinamiklerinin modellenmesine imkân tanımaktadır. Modelde her iki rejime özgü kısa dönem parametreleri $(\alpha_{1,1}, \alpha_{2,1}, \dots, \alpha_{p,1}), (\varphi_{1,2}, \varphi_{2,2}, \dots, \varphi_{m,2})$, uzun dönem parametreleri ise $(\delta_1, \beta_1), (\delta_2, \beta_2)$ şeklindedir. Modelde hem düzey hem de birinci fark serileri her iki rejimde yer aldığından dolayı rejim bağımlı eşbütünleşme ilişkisine olanak sağlamaktadır. Modeldeki kalıntılar ε_t , ortalaması sıfır varyansı sabit $iid(0, \delta^2)$ bir süreçtir. Modelin kısıtlı versiyonu olan STARDL-ECM modeli ise:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \left(\omega_{0,1} + \lambda_1 ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i,1} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{i,1} \Delta x_{t-i} \right) \\ & + \left(\omega_{0,2} + \lambda_2 ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i,2} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{i,2} \Delta x_{t-i} \right) \times F(\gamma; s_t, c) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.110)$$

şeklinde tanımlıdır. Modelde yer alan λ_1 ve λ_2 sırasıyla rejim 1 ve rejim 2'deki hata düzeltme parametreleridir. Bu parametrelerin beklenen değeri negatif ve 1'den küçüktür ($\lambda_1, \lambda_2 < 0$ ve $0 < |\lambda_1|, |\lambda_2| < 1$). Bu modelde hata düzeltme parametrelerinden birinin veya her ikisinin bu koşulları sağlanmaması durumunda rejimlerin birinde veya hepsinde hata düzeltme mekanizmasının yegâne fonksiyonu olan uzun dönemden sapmaların düzeltilmesi fonksiyonunun çalışmadığı sonucuna varılmaktadır.

3.5.2.1. LSTARDL Modeli

3.109 numaralı STARDL modelinde yer alan geçiş fonksiyonu $F(\gamma; s_t, c)$ 'nin $[0, 1]$ arasında sınırlı iki kere türevlenebilir lojistik fonksiyon $(F_L(\gamma; s_t, c) = \{1 + e^{-\gamma(s_t - c)}\}^{-1})$ olması durumunda model LSTARDL adını almaktadır

(Bildirici, Ersin, 2018). LSTARDL modelinde fonksiyonun alacağı uç değerlerden biri olan $F_L(\gamma, s_t, c) = 0$ durumunda uzun dönem parametreleri δ_1 ve β_1 olacaktır. Diğer uç değer olan $F_L(\gamma, s_t, c) = 1$ durumunda ise bu parametreler $\delta_1 + \delta_2$ ve $\beta_1 + \beta_2$ olacaktır. Benzer durum $F_L(\gamma, s_t, c)$ fonksiyonun değerinin 0'dan 1'e doğru hareket ettiği durumda da geçerlidir. Geçiş fonksiyonunda yer alan geçiş hızı parametresi γ kesinlikle negatif değerler alamamaktadır ($\gamma > 0$). $s_t > c$ durumunda $s_t \rightarrow +\infty$ yaklaştıkça lojistik fonksiyon 1'e yaklaşacaktır ($F_L(\gamma, s_t, c) \rightarrow 1$). $s_t < c$ durumunda $s_t \rightarrow -\infty$ yaklaştıkça lojistik fonksiyon sıfıra yaklaşacaktır ($F_L(\gamma, s_t, c) \rightarrow 0$). $s_t = c$ durumunda ise lojistik fonksiyon $F_L(\gamma, s_t, c) = 0.5$ değerini alacaktır. $\gamma \rightarrow \infty$ yaklaştıkça geçiş sertleşmekte ve lojistik fonksiyon birim fonksiyona yaklaşacaktır. Dolayısıyla bu durumda model TARDL modeline dönüşecektir. Düşük γ değerleri için geçiş yumuşak olmaktadır. $\gamma = 0$ değerini aldığı anda ise $F_L(\gamma, s_t, c) = 0.5$ değerini almakta ve LSTARDL modeli doğrusal ARDL modeline dönüşmektedir.

LSTARDL modelindeki her rejim için uzun dönem esneklikleri (*long run elasticities*, *Ire*) $F_L(\gamma, s_t, c)$ fonksiyonundan elde edilen değerlere bağlı olarak değişmektedir. Birinci rejimde lojistik fonksiyonu sıfıra yaklaştıkça ($F_L(\gamma, s_t, c) \rightarrow 0$), *Ire* $(-\beta_1 / \delta_1)$ değerine yaklaşmaktadır. İkinci rejimde ise $F_L(\gamma, s_t, c) = 1$ veya $F_L(\gamma, s_t, c) \rightarrow 1$ durumunda *Ire* $(-(\beta_1 / \beta_2) / (\delta_1 / \delta_2))$ değerini almaktadır. Bu noktada her rejimdeki uzun dönem ve kısa dönem parametreleri arasındaki eşitlik Wald tipi testler ile test edilebilir.

LSTARDL modelinin oluşumuna benzer şekilde LSTARDL-ECM modeli de 3.110 numaralı STARDL-ECM modelindeki $F(\gamma, s_t, c)$ fonksiyonun
$$\left(F_L(\gamma_r; s_t, c_r) = \left\{ 1 + e^{-\gamma_r(s_t - c_r)} \right\}^{-1} \right)$$
 lojistik fonksiyonu ile yer değiştirilmesi neticesinde elde edilmektedir (Bildirici, Ersin, 2018). Ancak buradaki γ_r, c_r parametreleri kısıtsız LSTARDL modelindeki γ ve c parametrelerine eşit olmak

zorunda değildir. Ancak Bildirici ve Ersin (2018) yaptıkları simülasyon çalışmaları neticesinde kısıtlı modelde yer alan gamma parametresinde ufak sapmaların kabul edilebilir olmasına karşın kısıtlı ve kısıtsız STARDL modellerindeki eşik parametre (c) değerinin birbirine yakın veya eşit olmasının model etkinliği sağlamak açısından önemli olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

3.5.2.2. ESTARDL Modeli

3.109 numaralı STARDL modelinde rejimler arası geçişin aşağıdaki üssel geçiş fonksiyonu ile gerçekleştiği model ESTARDL modeli adını almaktadır (Bildirici, Ersin, 2018).

$$F_E(\gamma; s_t, c) = \left\{ 1 - e^{-\gamma(s_t - c)^2} \right\} \quad (3.111)$$

Kısıtlı versiyon olan ESTARDL-ECM modeli ise LSTARDL-ECM yapısına benzer şekilde 3.110 numaralı STARDL-ECM modelindeki $F(\gamma; s_t, c)$ fonksiyonunun

$$F_E(\gamma_r; s_t, c_r) = \left\{ 1 - e^{-\gamma_r(s_t - c_r)^2} \right\} \text{ fonksiyonu ile yer değiştirilmesi neticesinde elde}$$

edilmektedir. ESTARDL ve ESTARDL-ECM modelleri üssel fonksiyonun bir orta rejim ve simetrik iki dış rejimden oluşan üç rejimli yapısı itibarıyla LSTARDL ve LSTARDL-ECM modellerinden ayrılmaktadır. ESTARDL ve ESTARDL-ECM modellerindeki rejimler arası geçişin yapısı benzer olmakla birlikte $s_t < c$ durumunda $s_t \rightarrow -\infty$ yaklaştıkça üssel fonksiyon birim değere yaklaşacaktır ($F_E(\gamma; s_t, c) \rightarrow 1$). Geçiş değişkeninin eşik değerinden büyük olması ($s_t > c$) durumunda ise $s_t \rightarrow +\infty$ yaklaştıkça geçiş fonksiyonu aynı şekilde 1'e yaklaşmaktadır ($F_E(\gamma; s_t, c) \rightarrow 1$). Dolayısıyla iki dış rejim simetrik olmaktadır. Geçiş değişkeni eşik değerine yaklaştıkça ($s_t \rightarrow c$) geçiş hızının (γ) düşük değerinde orta rejim oluşmaktadır. Geçiş hızının sonsuza yaklaşması halinde ise ($\gamma \rightarrow \infty$) geçiş çok sert olacağından orta rejim oluşmamaktadır.

ESTAR fonksiyonu ile LSTAR fonksiyonu arasında seçim yapmak içinse Terasvira (1994) tarafından öne sürülen LM test prosedürü kullanılmaktadır. Geçiş değişkeninin seçimi benzer şekilde $s_t \in \{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-q}\}$ her bir

elemanı için LM testinin tekrar edilmesi ile seçilmektedir. STAR modellerinde olduğu gibi STARDL modellerinde de eşik parametresi değerinin (c) sıfır olmadığı farz edilmekte ve doğrusal olmayan en küçük kareler (DOKK) yöntemi ile tahmin edilmektedir.

3.5.2.3. LSTAR2DL Modeli

ESTARDL modelinin ESTAR model yapısından kaynaklı üç problemi bulunmaktadır. Bunlardan birincisi geçiş hızının sonsuza giderken ($\gamma \rightarrow \infty$) üssel geçiş fonksiyonunun birim değere çok hızlı bir şekilde yaklaşması ($F_E(\gamma, s_t, c) \rightarrow 1$) ve neticede orta rejimin tamamen yok olmasıdır. İkincisi iki dış rejimdeki simetrinin genişleme ve daralma periyotlarındaki kalıcılık bakımından eşitlik oluşturmaması ve hem genişleme hem de daralma dönemlerinden orta rejime doğru geçiş hızının eşit olmasıdır. Üçüncüsü ise geçiş hızı sıfıra yaklaşırken ($\gamma \rightarrow 0$) veya geçiş hızı sıfır olduğunda ($\gamma = 0$) üssel fonksiyonun sabit bir değere yaklaşması ve bunun neticesinde ESTARDL modelinin doğrusal ARDL sürecine indirgenmesi ve doğrusal olmayan karakterini kaybetmesidir. Bu dezavantajları ortadan kaldırmak amacıyla üssel fonksiyonun yerine aşağıdaki iki eşikli (c_1, c_2) lojistik fonksiyonun kullanılması önerilmektedir (Teräsvirta, 2005; Bildirici, Ersin, 2018).

$$F_{L2}(\gamma; s_t, c_1, c_2) = \left\{ 1 + e^{-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)} \right\}^{-1} \quad (3.112)$$

Bu fonksiyon ile $c_1 < c_2$ ve $c_1 \neq c_2$ olduğu sürece rejimler arasındaki geçiş iki eşik değerinin fonksiyonu olmakta ve eşiklerdeki asimetri sağlanmaktadır. Bununla birlikte geçiş hızının çok büyük değerlerinde LSTAR2DL modeli, doğrusal ARDL modeline dönüşen ESTARDL modelinin aksine, TARDL modeline dönüşmektedir.

3.112 numaralı denklemdeki ikinci dereceden lojistik fonksiyonunun 3.109 numaralı STARDL ve 3.110 numaralı STARDL-ECM modellerindeki $F(\gamma; s_t, c)$ fonksiyonunun yerine koyulması ile LSTAR2DL ve LSTAR2DL-ECM modelleri oluşturulmaktadır (Bildirici, Ersin, 2018). Bu modeller bir orta ve iki dış rejimden oluşmaktadır. Optimum geçiş değişkeninin seçimi Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) tarafından sunulan LM tipi doğrusallık testleri ile elde edilmektedir.

LSTAR2DL modeli ESTARDL modeline benzese de geçiş fonksiyonu ESTARDL modelinin üssel fonksiyonundan farklı dinamiklere sahiptir. $\gamma \rightarrow 0$ iken LSTAR2DL modeli doğrusal ARDL modeline indirgenmektedir. Dolayısıyla $\gamma \rightarrow 0$ test etmek doğrusal olmayan süreç (muhtemel eşbütünleşik NARDL) karşısında doğrusal (muhtemelen doğrusal eşbütünleşik ARDL) modeli test etmekle eş değerdir. Geçiş hızının büyük değerlerinde ($\gamma \rightarrow \infty$) ise LSTAR2DL modeli üç rejimli TARDL modeline dönüşmektedir. $|c_1| = |c_2|$ durumunda ise LSTAR2DL modeli ESTARDL modeline yakın bir süreç izlemektedir. Ancak bu simetrik model ESTARDL modelinin dezavantajlarını taşımamaktadır. Bu durumda geçiş fonksiyonu $|c_1| = |c_2| = c$ olmak üzere aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$F_{L2, sym}(\gamma, s_t, c) = \left\{ 1 + e^{-\gamma(s_t - c)(s_t + c)} \right\}^{-1} \quad (3.113)$$

Geçiş değişkeni iki eşik arasında ($-c < s_t < c$) ve $F_{L2}(\gamma, s_t, c) \rightarrow 0$ olduğu süreç orta rejim elde edilebilmektedir. Geçiş değişkeni düşük eşik altında ($s_t < -c$) veya üst eşik üstünde ($c < s_t$) olduğu süreçte geçiş fonksiyonu 1 değerine yaklaşmaktadır ($F_{L2}(\gamma, s_t, c) = 1$) ki bu da iki simetrik dış rejimi oluşturmaktadır. Geçiş hızı sıfıra yaklaştıkça ($\gamma \rightarrow 0$) ya da sıfıra eşit ($\gamma = 0$) olursa model doğrusal ARDL modeline indirgenmiş olur. ($\gamma \rightarrow +\infty$) durumunda ise model üç rejimli TARDL modeline dönüşmektedir.

3.5.3. STARDL Modeli Oluşturma Süreci

Bildirici ve Ersin (2018) STARDL modelini oluşturma sürecini Terasvirta (1994)'nin yöntemini takip ederek “Modelin Belirlenmesi”, “Modelin Tahmin Edilmesi” ve “Modelin Değerlendirmesi” şeklindeki üç aşamadan oluşturmaktadır.

3.5.3.1. Model Tipinin Belirlenmesi

Model tipini belirlemek için öncelikle Doğrusal ARDL modeli kalan STARDL tipi doğrusal olmayan model karşısında test edilmektedir. Burada STARDL tipi doğrusal-olmama boş hipotezi $H_0: \gamma = 0$ alternatif hipotez ise $H_1: \gamma > 0$ şeklinde tanımlıdır. Boş hipotez altındaki tanımlanamayan parametre problemine çözüm

olarak Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) tarafından sunulmuş olan Taylor genişletmesine dayalı LM tipi testler burada da kullanılmaktadır. Farklı olarak $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerin aynı anda Taylor genişletmesine dahil edilmesi söz konusudur. Ancak Bildirici ve Ersin (2018) (s dereceden) lojistik ve üssel geçiş fonksiyonları arasında seçim yapmak için Taylor genişlemesi yerine Wald tipi testler yapılmasını önermektedir. Ayrıca optimum model yapısını bulmak için tanılayıcı testler yapılmalıdır. (y_t)

3.5.3.2. Doğrusal/Doğrusal Olmayan Eşbütünleşmenin Test ve Tahmin Edilmesi

Öncelikle STARDL modeli DOEKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. Daha sonra Pesaran, Shin ve Smith (2001) tipi sınır testinin STARDL modellerine genişletilebilmesi amacıyla Wald-tipi blok testlerle test prosedürü yürütülmektedir. 3.109 numaralı STARDL modeli için (doğrusal veya doğrusal olmayan) eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotez:

$$H_0 : \delta_1 = 0, \beta_1 = 0, \delta_2 = 0, \beta_2 = 0 \quad (3.114)$$

Doğrusal olmayan STARDL eşbütünleşmeyi ifade eden alternatif hipotez ise:

$$H_1 : \delta_1 \neq 0, \beta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \beta_2 \neq 0 \quad (3.115)$$

şeklinde kurulmaktadır. Boş hipotezin reddedilmesi durumunda tek rejimli (doğrusal) eşbütünleşme ile iki rejimli doğrusal olmayan eşbütünleşme arasında ayırım yapmak amacıyla her rejimdeki uzun dönem parametrelerinin incelenmesi gerekmektedir. Her iki rejimde de eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotez 3.114'deki dört adet kısıtlama ile test edilmektedir. Doğrusal ARDL ve asimetrik STAR tipi eşbütünleşme gibi farklı eşbütünleşme tipleri arasında ayırım yapmak amacıyla oluşturulan ve rejimlere özgü eşbütünleşmenin olduğunu ifade eden alternatif hipotezler ise

$$H_{1,r1} : \delta_1 \neq 0, \beta_1 \neq 0, \quad (3.116)$$

$$H_{1,r2} : \delta_2 \neq 0, \beta_2 \neq 0. \quad (3.117)$$

şeklinde. Alternatif olarak eşbütünleşme tipinin simetrik olup olmadığı test edilebilmektedir. Buna göre tek rejimli eşbütünleşme, uzun dönemli simetrik ilişki ile aynı anlama geldiğinden

$$H_{0,lr_symmetry} : \delta_1 = \delta_2, \beta_1 = \beta_2 \quad (3.118)$$

boş hipotezi ile, uzun dönemli asimetrik ilişki ise aşağıdaki alternatif hipotezle test edilmektedir:

$$H_{1,lr_asymmetry} : \delta_1 \neq \delta_2, \beta_1 \neq \beta_2 \quad (3.119)$$

$H_{1,r1} : \delta_1 \neq 0, \beta_1 \neq 0$ hipotezi kabul edilirken $H_{1,r2} : \delta_2 \neq 0, \beta_2 \neq 0$ kabul edilemezse veya $H_{1,r1} : \delta_1 \neq 0, \beta_1 \neq 0$ reddedilirken $H_{1,r2} : \delta_2 \neq 0, \beta_2 \neq 0$ kabul edilirse eşbütünleşme ilişkisinin doğrusal olduğu kabul edilmektedir.

3.115, 3.116 ve 3.117 numaralı denklemlerdeki alternatif hipotezler veya bunların eşdeğeri olan 3.115 ve 3.119 daki alternatif hipotezler reddedilemezse doğrusal olmayan STARDL tipi eşbütünleşmenin varlığı kabul edilmiş olur. Sonuç olarak test prosedürü genelden özele yaklaşımına dayanmaktadır. Öncelikle eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden boş hipotez karşısında doğrusal ARDL tipi eşbütünleşme test edilmektedir. Ardından Taylor genişletmesine dayalı LM testleri ile doğrusallık karşısında LSTARDL, LSTAR2DL veya ESTARDL tipi doğrusal olmama test edilir. Bir sonraki aşamada Wald testleri ile STARDL modellerinin tahmin edilmesini müteakip sınır yaklaşımına dayalı STARDL tipi doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisi test edilmektedir. Dolayısıyla yukarıda bahsedilen testler dört farklı model tipine imkan tanımaktadır.

1. Tip Model: Uzun dönemli reaksiyon simetri tipi STARDL modeli.

$H_{0,r2} : \delta_2 = 0, \beta_2 = 0$ reddedilmezken $H_{0,r1} : \delta_1 = 0, \beta_1 = 0$ hipotezinin reddedilmesi ve $H_{0,lr_symmetry} : \delta_1 = \delta_2, \beta_1 = \beta_2$ hipotezinin reddedilememesi durumunda uzun dönem reaksiyonun simetrik olduğu kabul edilmektedir. Bu durumda uzun dönem çarpanları simetrik olmakta ve $L = \beta / -\delta$ değerini almaktadır. Ayrıca uzun dönem simetrik ilişki $L_{R2} = L_{R1}$ boş hipotezinin Wald testi ile de sınanabilir. Boş hipotezin kabul edilmesi durumunda model aşağıdaki şekile indirgenir ve tekrar tahmin edilir. Bu indirgenmiş model uzun dönemli çarpanının $(L_{r1} = \beta_1 / -\delta_1)$ yalnızca birinci rejimde hesaplanmasına imkân tanımaktadır.

$$\Delta y_t = \left(\alpha_{0,1} + \delta_1 y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i,1} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{i,1} \Delta x_{t-i} \right) + \left(\alpha_{0,2} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i,2} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{i,2} \Delta x_{t-i} \right) \times F(\gamma; s_t, c) + \varepsilon_t \quad (3.120)$$

2. Tip Model: Kısa dönem ayarlamalı simetri ve uzun dönem asimetri tipi STARDL modeli. Hem $H_{0,r1} : \delta_1 = 0, \beta_1 = 0$ hem de $H_{0,r2} : \delta_2 = 0, \beta_2 = 0$ hipotezinin ya da eşdeğeri olarak $H_{0,lr_symmetry} : \delta_1 = \delta_2, \beta_1 = \beta_2$ hipotezinin reddedilmesi uzun dönem asimetrisine işaret etmektedir. $H_{0,sr_symmetry} : \varphi_{i,1} = \varphi_{i,2}, \alpha_{i,1} = \alpha_{i,2}$ hipotezi $H_{1,sr_symmetry} : \varphi_{i,1} \neq \varphi_{i,2}, \alpha_{i,1} \neq \alpha_{i,2}$ karşısında Wald testi ile test edildiğinde boş hipotezin kabul edilmesi durumunda kısa dönem simetrisinin varlığı kabul edilmiş olur. Bu durumda STARDL modeli aşağıdaki modele indirgenmektedir:

$$\Delta y_t = (\alpha_{0,1} + \delta_1 y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1}) + (\alpha_{0,2} + \delta_2 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1}) \times F_{L2}(\gamma, s_t, c_1, c_2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.121)$$

$F(\gamma, s_t, c) = 0$ ve $F(\gamma, s_t, c) = 1$ uç durumları için uzun dönem çarpanları ise sırasıyla $L_{r1} = \beta_1 / -\delta_1$ ve $L_{r2} = (\beta_1 + \beta_2) / (-(\delta_1 + \delta_2))$ şeklinde hesaplanmaktadır.

3. Tip Model: Kısa ve Uzun Dönem Simetrisinin Kombinasyonu: Doğrusal ARDL Modeli. Bu durum $H_0 : \gamma = 0$ doğrusallık boş hipotezinin $H_1 : \gamma > 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmesi ve reddedilememesi durumunda oluşmaktadır. Bu durumda STAR tipi doğrusal olmayan bir sürecin varlığı reddedilmiş olmaktadır. Bildirici ve Ersin (2018) 3.109 STARDL modelinin tahmin edilmesini ve 3.114 hipotez testinin ilk iki tipteki hipotezlere dayalı rejime özgü Wald testleri ile sınanmasını önermektedir. Hem uzun dönem hem de kısa dönem değişkenlerdeki doğrusal olmamanın kabul edilmemesi durumunda aşağıdaki doğrusal (simetrik) ARDL modeli tahmin edilmekte ve eşbütünleşme ilişkisini incelemek amacıyla doğrusal sınır testi uygulanmaktadır.

$$\Delta y_t = \alpha_{0,1} + \delta_1 y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i,1} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{i,1} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.122)$$

Burada uzun dönem çarpanlar $L = \beta_1 / -\delta_1$ ile hesaplanmaktadır.

4. Tip Model: Uzun Dönem ve Kısa Dönem Asimetri Tipi STARDL Modeli. Eşbütünleşmeyi test etmek için ilk üç tipte açıklanan adımlar tekrarlanır. Uzun

dönem ve kısa dönem asimetrisini ifade eden alternatif hipotezlerin kabul edilmesi halinde iki seri STARDL tipi modellerle modellenenbilmektedir. Daha sonra uzun dönem asimetri $LR_{R2} = LR_{R1}$ boş hipotezi $LR_{R2} \neq LR_{R1}$ alternatif hipotezine karşı Wald testi ile sınanır. Alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda uzun dönem çarpanlar ikinci tip modelde olduğu üzere $L_{r1} = \beta_1 / -\delta_1$ ve $L_{r2} = (\beta_1 + \beta_2) / (-(\delta_1 + \delta_2))$ ile hesaplanır.

LSTARDL/ESTARDL/LSTAR2DL model seçim konusunda Bildirici ve Ersin (2018) bu modellerin eş anlı olarak tahmin edilmesini ve tahmin sonuçlarının tanılayıcı testler ve model seçim kriterleri kullanılarak karşılaştırılmasını ve en uygun modelin seçilmesini önermektedir. Bu aşama tanılayıcı testlere dayandığından dolayı “Modelin Değerlendirilmesi” aşaması olarak kabul edilebilir.

3.6. MS-VAR ve MS-VEC Modelleri

Markov geçiş (*Markov Switching*) regresyon modeli ekonometri literatürüne Goldfeld ve Quandt (1973) tarafından kazandırılmıştır. Modelin kullanımı Hamilton (1989; 1990)’un bu modelleri AR süreci parametrelerindeki değişimleri karakterize etmek için kullanmasıyla popülerlik kazanmıştır. Krolzig (1997) in bu modelleri VAR modellerine uygulamasıyla makroekonomi alanında iş çevrimlerindeki asimetriyi dolayısıyla doğrusal olmayan dinamikleri yakalamak amacıyla yoğun bir şekilde kullanılmaktadır.

MS-VAR modelleri, K boyutlu bir makroekonomik zaman serisi vektöründeki (y_t) parametrelerin iş çevriminin durumunu temsil eden stokastik ve gözlemlenemeyen rejim değişkenine bağlı olması varsayımına dayanmaktadır. Bu gözlemlenemeyen rejim değişkeni ayrıca iş çevriminin belirli bir durumda bulunma olasılığını temsil etmektedir. y_t vektörünün koşullu olasılık fonksiyonu ise aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$P(y_t | Y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t | y_{t-1}, \mathcal{Y}_1) & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots & \\ f(y_t | y_{t-1}, \mathcal{Y}_S) & \text{if } s_t = S \end{cases} \quad (3.123)$$

Burada $\mathcal{Y}_S$, $s=1, \dots, S$ rejimindeki VAR parametre vektörünü, Y_{t-1} ise y_t 'nin birinci önceki dönem değerini temsil etmektedir (Krolzig, 1997; 1998; 2000; 2001). Modelde rejim üreten süreç ergodik bir Markov zinciri ile tanımlanmakta ve geçiş olasılıkları aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^S p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, S\} \quad (3.124)$$

Bunu bir örnekle açıklamak gerekirse sadece genişleme ve daralma şeklinde iki rejimli bir iş çevrim modeli ele alındığında, modelde iki geçiş olasılığı vardır: $p_{12} = \Pr(t \text{ döneminde daralma} | t-1 \text{ döneminde genişleme})$ ve $p_{21} = \Pr(t \text{ döneminde genişleme} | t-1 \text{ döneminde daralma})$. Burada içinde bulunulan rejim bir önceki periyottaki rejime bağlı olmakta ve p_{ij} i rejimini müteakiben j rejiminde bulunma olasılığını ifade etmektedir. Genelleme yapmak gerekirse geçiş olasılıkları matrisi aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1S} \\ \vdots & & \vdots \\ p_{S1} & \dots & p_{SS} \end{bmatrix} \quad (3.125)$$

Bu bilgiler ışında p. dereceden S rejimli bir MS-VAR modelinin genel formu aşağıdaki şekildedir:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t) y_{t-1} + \dots + A_p(s_t) y_{t-p} + u_t, \quad u_t | s_t \sim NID(0, \sum(s_t)) \quad (3.126)$$

Burada $y_0, \dots, y_{t-p}$ sabit olmakla birlikte tüm parametreler rejime (s_t) bağımlıdır.

$v(s_t)$ geçiş fonksiyonu temsil etmektedir (ortalama veya sabit).

$A_1(s_t) y_{t-1} + \dots + A_p(s_t) y_{t-p}$ değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarını,

$\sum(s_t)$ ise hata varyanslarının toplamını göstermektedir. MS-VAR modelleri bir

takım spesifikasyonlara izin vermektedir. Bunlar otoregresif parametrelerin, ortalamanın veya sabitlerin rejime bağımlı olduğu; hata teriminin heteroskedastic veya homoskedastic olduğu modeller olabilir (MSI-VAR, MSM-VAR, MSA-VAR, MSH-VAR, ve MSIH-VAR, MSIA-VAR, MSMH-VAR, MSMA-VAR, MSMAH-VAR, MSIAH-VAR). Örneğin rejim değişimleri VAR'ın sabitini etkilemesi

durumunda model MSI(S)-VAR(p) süreci olarak adlandırılmaktadır (Krolzig, 1997; 2000).

MS-VAR modellerinin tahmin ve çıkarımı genellikle Hamilton (1990) tarafından önerilen EM algoritmasına dayanmaktadır. Bu yöntemin yanı sıra en çok kullanılan yöntemlerin başında Albert ve Chib (1993) tarafından geliştirilen Gibbs örnekleme yaklaşımı ve Hamilton (1990) tarafından önerilen MLE (*Maximum Likelihood Estimation* – Maksimum Olabilirlik Tahmini) yaklaşımı gelmektedir. EM algoritması gözlemlenen zaman serilerinin gözlemlenemeyen veya gizli stokastik değişkenlere bağlı olduğu modellerde parametre tahmininde sıklıkla kullanılmaktadır. Bu modellerde y_t gözlemlenebilir zaman serisi iken rejim değişkeni gözlemlenememektedir ve bu değişkenin değeri y_t 'nin realize edilmiş değerleri kullanılarak çıkarım yapılarak elde edilmektedir. Bu çıkarım $\xi_{it} = P_r[s_t = i | \Omega_t; \theta]$ şeklinde gösterilmektedir. Burada $i=1,2$; Ω_t bilgi setini, θ ise tahmin edilecek parametre vektörünü temsil etmektedir. $t = 1, 2, \dots, T$ zaman periyodu için çıkarımda bulunmak amacıyla kullanılan yinelemeli tahmin tekniği girdi olarak $\xi_{it-1} = P_r[s_{t-1} = i | \Omega_{t-1}; \theta]$ olasılığının önceki değerini almakta ve süreç bu şekilde devam etmektedir (Krolzig, 1997).

MS-VECM modeli ise sabit, ortalama, heteroscedasticity gibi bazı terimlerde geçişlere müsaade eden vektör hata düzeltme modelidir (Kumar, 2008). MS-VEC modeli uzun dönem dengesinden sapmaların rejime has farklı ayarlama hızları ile karakterize edilmesine imkan sağlamaktadır. Krolzig (1997) takip edilerek I(1) değişkenler için oluşturulan MS-VECM modeli aşağıdaki şekilde oluşturulmaktadır (Krolzig, Marcellino ve Mizon, 2002):

$$\Delta y_t = v(s_t) + \alpha(s_t) \beta' y_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Gamma_k (\Delta y_{t-k}) + u_t, \quad (u_t | s_t \sim (0, \Sigma(s_t))) \quad (3.127)$$

Burada Δy_t m boyutlu farkı alınmış değişkenler vektörü, $s_t \in \{1, \dots, M\}$ olmak üzere s_t , p_{ij} geçiş olasılıkları ile tanımlı sonsuz sayıdaki rejime sahip bir Markov zinciri ile yönetilen gözlemlenemeyen rejim gösterge değişkeni, $v(s_t)$ rejim bağımlı sabit terim, $\alpha(s_t)$ ayarlama parametreleri matrisi, β uzun dönem parametreler

(eşbütünleşik vektörler) matrisi, Γ_k kısa dönem parametreler matrisidir. Burada ayrıca hata varyanslarının rejimler boyunca değişmesine izin verilmektedir $(u_t \sim (0, \Sigma(s_t)))$. MS-VEC modeli dinamik ekonomi teorisindeki çoklu denge kavramı ile yakından ilişkilidir. Her bir rejim özel bir çekici ile ilişkilendirilmiştir (μ, δ) . Sürüklenme terimindeki (δ) rejim değişikliği iş çevriminin durumundaki değişiklik olarak; ortalama terimindeki (μ) rejim değişikliği ise denge ortalamasındaki değişim olarak yorumlanmaktadır. Δy_t ve $\beta' y_{t-1}$ sapmalar rejimlerinden ve zaman bağımlı ortalamalardan sapmalar olarak aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir (Krolzig, Marcellino ve Mizon, 2002; Kumar, 2008).

$$\Delta y_t - \delta(s_t) = \alpha(\beta' y_{t-1} - \mu(s_t)) + \sum_{k=1}^{p-1} \Gamma_k (\Delta y_{t-k} - \delta(s_t)) + u_t, \quad (3.128)$$

Bu model yapısı Krolzig (1997) tarafından MSIH-VECM modeli olarak adlandırılmıştır. MS-VECM modelinde kullanılan değişkenler durağan olduğundan tahminciler istatistiki olarak tutarlıdır. MS-VECM modelleri Krolzig (1997)'de aktarıldığı üzere iki adımda tahmin edilmektedir. Birinci aşamada doğrusal VECM modeli Maksimum Olabilirlik teknikleri kullanılarak eşbütünleşme vektörü ve denge hataları tahmin edilir. İkinci aşamada ise denge hataları dışsal değişken olarak ele alınıp MS-VECM model yapısı EM algoritması kullanılarak tahmin edilir.

4. DEĞERLİ METALLER İLE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ

Bu bölümde değerli metal üretimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki doğrusal olmayan ekonometrik analiz yöntemleri kullanılarak analiz edilmiştir.

Değerli metaller grubunun içerisinde altın, gümüş, paladyum, platinyum, rodyum, iridyum gibi madenler yer almaktadır. Bu madenlerin hemen hemen hepsi süs eşyası, mücevher ve yatırım aracı olarak kullanılmasının yanı sıra endüstriyel alanlarda ara malı olarak kullanılmaktadır. Endüstriyel anlamda gelişen teknoloji ile paralel olarak bu madenler elektronik cihazların üretiminde, bilgisayar yongalarının imalatında, otomobil, dişçilik başta olmak üzere birçok sektörde kullanılmaktadır (U.S. Geological Survey, 2015).

Değerli metaller arasında yatırım aracı ve mücevher olarak en çok kullanılan maden altındır. Altının endüstriyel alanlarda ve dişçilik sektöründe kullanım miktarı son 6 yıldır sürekli düşmektedir ve 2016 yılı itibariyle bu alandaki kullanımı 2007 yılındaki en yüksek miktarından %26 daha düşüktür. Endüstriyel alanda kullanılan altının %70'i elektronik sektöründe kullanılmaktadır. Ancak son on yılda bu alandaki kullanım miktarı her sene ortalama %5 oranında azalmaktadır. Bunun sebeplerinden birisi küresel ekonomik büyümede yaşanan yavaşlama diğeri ise bu alanda altının yerini gümüş, paladyum-bakır karışımı ve alüminyum gibi daha ucuz alternatiflerin almasıdır (O'Connell ve vd. 2017a).

Gümüş yatırım aracı ve mücevher imalatında kullanılmasının yanı sıra geleneksel olarak mutfak ve süs eşyalarının ham maddesi olarak kullanılmaktadır. Endüstriyel alanda gümüş küçük miktarlarda da olsa birçok uygulama alanına sahiptir. Güneş panelleri, fotoğrafçılık, sağlık sektörü bunlardan bazılarıdır. Çoğunlukla elektrik/elektronik sektöründe kullanılmaktadır (2016 yılı itibariyle endüstriyel talebin %41,5'ini oluşturmaktadır). Ekonominin güçlü olmadığı zamanlarda bu cihazlara talep azaldığından gümüş talebi de azalmaktadır. Yatırım aracı olarak kalıp şeklinde, para ve madalya şeklinde ve ETF tahvili şeklinde talep görmektedir. (O'Connell ve diğ., 2017c).

Platinyum ve paladyum periyodik tabloda aynı grup içerisinde yer almakta ve dolayısıyla benzer fiziksel ve kimyasal özellikler sergilemektedir. Bu madenlerin her ikisi de otomobil katalitik çeviricilerde, elektronik, petrol ve mücevher sektöründe kimyasal işlem esnasında katalizör olarak kullanılmaktadır. 2016 yılı itibariyle paladyum talebinin %75,43'ünü otokatalizatör, %3,06'sını mücevher, %4,36'sını dışçılık, %4,45'ini kimya, %11,06'sını elektronik, %1,15'ini diğer endüstrilerin, %0,46'sını ise perakende yatırımlar oluşturmaktadır. Aynı yıl için platinyum talebinin %41,84'ünü otokatalizör, %27,7'sini mücevher, %7'sini kimya, %1,88'ini elektronik, %3,7'sini cam, %1,48'ini petrol, %9,43'ünü diğer sektörler ve %6,87'sini perakende yatırım talebi oluşturmaktadır. Platinyum genellikle dizel araçlarda, paladyum ise benzinli araçların katalizörlerinde kullanılmaktadır. Egzozda bulunan ve çevre kirliliğine neden olan nitrojen oksit (NOx) gazını yok etmede en etkili değerli maden Rodyum dur ve genellikle benzin uygulamalarında kullanılmaktadır. Ancak rodyumun fiyatı diğerlerine nazaran oldukça yüksek olduğundan dolayı günümüzde çoğu katalitik çeviriciler platinyum/paladyum ve rodyum birleşiminden oluşmaktadır. 2016 yılı itibariyle rodyum talebi sırasıyla %76,31, %10,5, % 9 oranlarında otokatalizatör, kimya ve cam sektöründen gelmektedir. Geri kalan %4,19'lık kısım ise mücevher, ısılıçift (thermocouples) ve diğer uygulamalarının yanı sıra fiziksel yatırım maksatlı talep edilmektedir. (O'Connell ve diğ., 2017c).

4.1. Analizde Kullanılan Veriler

Çalışmada kullanılan değerli metal üretim verileri 1960 yılından günümüze kadar yayınlanan A.B.D. Jeolojik Mineral Araştırma Yıllıklarından elde edilmiştir. Platinyum, paladyum, rodyum, iridyum, rutenyum verileri kısıtlı olduğundan dolayı bu madenler analize dâhil edilmemiştir. Bu madenler haricindeki diğer madenleri 2016 yılı verileri itibariyle en çok üreten ve analiz için yeterli uzunlukta veriye sahip ülkeler analize tabi tutulmuştur. Gayri safi milli hâsıla verileri ise Dünya Bankası Veritabanından elde edilmiştir. Analizde kullanılan değişkenlerden ekonomik büyüme y_t , altın üretimi $gold_t$, gümüş üretimi slv_t ve bakır üretimi cop_t ile sembolize edilmiş olup verilerdeki çarpıklığı (*skewness*) minimize etmek maksadıyla tüm verilerin $ly = \log((y_t - y_{t-1}) / y_{t-1})$, $lgold = \log((gold_t - gold_{t-1}) / gold_{t-1})$,

$lslv = \log((slv_t - slv_{t-1}) / slv_{t-1})$ ve $l cop = \log((cop_t - cop_{t-1}) / cop_{t-1})$ şeklinde oransal logaritması alınmıştır.

4.2. Kullanılan Ekonometrik Analizlerin Sonuçları

4.2.1. Birim Kök ve BDS Test Sonuçları

Çalışmada öncelikle serilerin durağanlığını incelemek amacıyla Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) durağanlık ve STAR tipi doğrusal olmayan Kapetanios-Shin-Snell (KSS) birim kök testi uygulanmış ve test sonuçları Ek 1’de sunulmuştur. ADF ve KPSS testleri sabit+trend varsayımı ile hesaplanmıştır. ADF birim kök testinin sonuçlarına göre tüm ülkeler için ele alınan tüm serilerin durağan olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilememektedir. Buna karşın ele alınan ly , $lgold$, $lslv$ ve $l cop$ şeklindeki tüm serilerinin birinci farkları alındığında ortalama olarak %5 anlamlılık seviyesinde birim kök boş hipotezi reddedilmekte ve serilerin durağan olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmektedir. ADF birim kök test sonuçlarını doğrulamak amacıyla her bir ülke ve değişken için uygulanan KPSS durağanlık test sonuçlarına gelecek olursak düzey verileri kullanıldığında serinin durağan olduğunu ifade eden boş hipotezin ele alınan tüm ülke ve seriler için reddedilmektedir. Serilerin birinci farkı alındıktan sonra KPSS durağanlık testi uygulandığında ise durağanlık boş hipotezinin reddedilmediği dolayısıyla tüm serilerin birinci dereceden entegre, $I(1)$, olduğu görülmektedir. Boş hipotez altında STAR tipi birim kökün varlığını öne süren KSS testine ait kritik değerler Kapetanios, Shin ve Snell (2003a)’dan alınmış olup bunlar ham verinin kullanıldığı (C1) model için %1 anlamlılık düzeyinde -2.82, %5 anlamlılık düzeyinde -2.22, %10 anlamlılık düzeyinde sonuçlarına göre -1.92; ortalamadan arındırılmış seri (C2) için sırasıyla -3.48, -2.93 ve -2.66; trendden arındırılmış seri (C3) içinse sırasıyla -3.93, -3.40 ve -3.13 şeklindedir. En düşük AIC değerini veren gecikme optimum gecikme sayısı olarak alınmıştır. Ek 1’de görüldüğü üzere ele alınmış tüm ülkelere ait oransal logaritması alınmış tüm değişkenler için birim kök boş hipotezi reddedilememiştir. Serilerin birinci farkı alındıktan sonra testlerde ise birim kök boş hipotezi tüm seriler için klasik anlamlılık seviyelerin reddedilerek serilerin durağan olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmiştir.

Bir sonraki aşamada verilerin doğrusal olup olmadığı BDS testi ile sınanmıştır. Doğrusallık testleri kısmında ifade edildiği üzere bu test bir zaman serisinin i.i.d. (*independent and identically distributed*- bağımsız ve eşit dağılmış) dağıldığı varsayımını test etmek amacıyla geliştirilmiştir. BDS testi doğrusal bir zaman serisinden elde edilmiş kalıntılara uygulandığında seri korelasyon, parametre kararsızlığı, ihmal edilmiş doğrusal olmama, yapısal kırılma ve diğer yanlış tanımlama problemlerini tespit etmekte başarılı bir testtir. Ek 3-9 arasında her bir ülke için uygulanan BDS test sonuçları yer almaktadır. Eklerde görüldüğü üzere test, ele alınan tüm serilerin hem düzeyine hem de birinci farklarına uygulanmış ve tüm BDS ve z istatistiklerinin istatistiki olarak anlamlı bir şekilde kritik değerlerden büyük olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla serinin i.i.d dağıldığını ifade eden boş hipotez tüm düzey ve birinci farkı alınmış seriler için reddedilmekte ve bu serilerin doğrusal olmayan bir yapıya sahip oldukları kabul edilmektedir.

4.2.2. Eşbütünleşme Test Sonuçları

Seriler aynı derecede durağan olduğundan dolayı seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı incelenmiştir. Bu noktada ele alınan modellere uygulanan doğrusal ve doğrusal olmayan eşbütünleşme testlerinin sonuçları Ek 2'de yer almaktadır. Maksimum Olabilirlik Tahminini kullanan Johansen Trace test istatistiği uygulanmadan önce doğrusal VAR modeli kurularak AIC bilgi kriteri vasıtasıyla en uygun gecikme değeri her bir model için bulunmuş ve bu değere göre testler uygulanmıştır. Johansen Trace test istatistikleri Güney Afrika hariç tüm ülkeler için %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden $r=0$ boş hipotezini reddetmekte buna karşın en fazla bir adet eşbütünleşme ilişkisinin olduğu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmektedir. Güney Afrika için kurulan modelde ise farklı olarak ikiden daha fazla eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğunu ifade eden alternatif hipotez %5 anlamlılık düzeyinde kabul edilmektedir.

Ardından doğrusal modelden elde edilen kalıntılara dayalı olarak iki aşamadan oluşan Engle Granger eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Birinci aşamada bağımlı değişken ekonomik büyüme olacak şekilde doğrusal model kurulmuş ve EKK ile tahmin edilmiştir. İkinci aşamada bir önceki aşamada elde edilen kalıntılara birim kök testi uygulanmıştır. t istatistikleri gözlem değerlerinden ziyade tahmin edilen kalıntılara dayalı olduğundan Engle ve Yoo (1987)'da yer alan t değerleri ile

karşılaştırılmıştır. Ele alınan tüm modeller için ortalama olarak %5 anlamlılık seviyesinde eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotez eşbütünleşmenin olduğu alternatif hipotez karşısında reddedilmiştir.

Doğrusal olmayan eşbütünleşme testlerinden ise Kapetanios, Shin ve Snell (2006) tarafından öne sürülen ve Engle Granger eşbütünleşme testinin doğrusal olmayan versiyonu olan t_{NEG} testi kullanılmış ve bu test istatistiği Ek 2’de t_{KSS} olarak adlandırılmıştır. Bu testte birinci aşamada Engle Granger eşbütünleşme testinde olduğu gibi doğrusal model EKK ile tahmin edilmiş ve kalıntılar elde edilmiştir. Bu aşamada ham veriler kullanılarak kurulan model C1, ortalamadan arındırılarak kurulan model C2, hem ortalamadan hem de trendden arındırılarak kurulan modeller ise C3 olarak adlandırılmıştır. İkinci aşamada ise KSS eşbütünleşme testinin teorik altyapısının anlatıldığı kısımda aktarıldığı üzere hata terimlerine Taylor yaklaşması uygulanarak EKK ile tahmin edilmiştir. Tahminden elde edilen hataların otokorelasyon içermesi durumunda gecikmeli değerler modele dahil edilerek tekrar tahmin edilmiş ve bu gecikme miktarı otokorelasyon ortadan kalkıncaya kadar arttırılmıştır. Test sonuçlarının yer aldığı tabloda parantez içinde yer alan değerler otokorelasyonu ortadan kaldıran değerleri ifade etmektedir. Tahmin edilen t değerleri Kapetanios, Shin ve Snell (2006) ‘da yer alan kritik değerler ile karşılaştırılarak eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotez test edilmiştir. Tabloda görüldüğü üzere tüm modeller için boş hipotez, eşbütünleşmenin olduğunu ifade eden alternatif hipotez karşısında ortalama olarak %5 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir.

4.2.3. MS-VEC Modelleri

Markov Geçiş Modelleri seride yer alan tüm gözlemlerin ele alınan dönem boyunca sabit ortalama ve varyanslı Gaussyan dağılımdan elde edildiği kısıtlayıcı varsayımını gevşetmektedir. MS-VEC analizine geçmeden önce bizi bu yöntemi ele almaya yönlendiren öncü test sonuçlarını sunmakta fayda bulunmaktadır. Öncelikle birim kök testleri ile ele aldığımız serilerin durağan olup olmadığı test edilmiş ve sonuçlar bir önceki kısımda özetlenmiştir. Seriler birinci dereceden entegre olduğundan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek amacıyla her bir ülke için Johansen, Engle-Granger ve KSS eşbütünleşme testleri uygulanmış ve test sonuçları Ek 2’de sunulmuştur. Buna göre %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme olmadığını

ifade eden boş hipotez tüm testlerde reddedilmektedir. Değerli metal üretimi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına yönelik ampirik kanıt elde ettiğimizden dolayı bir sonraki aşamada MS-VEC analiz yöntemini uygulanmıştır.

Rejim sayısını belirlemek amacıyla doğrusal VEC modeli iki rejimli MS-VEC modeline karşı test edilmiş, benzer şekilde iki rejimli model üç rejimli model karşısında test edilmiştir. En uygun modeller AIC, SC, HQ ve LR test istatistiklerine göre belirlenmiştir. Bu kriterlere göre ele alınan her bir ülke için en uygun modelin sabit ve varyansın rejimler boyunca değiştiği MSIH-VEC modeli olduğu tespit edilmiştir. LR test sonuçlarının her modelde sabit ve varyansın rejimler boyunca değişmediğini ifade eden boş hipotezi reddediği görülmektedir, dolayısıyla sabit ve varyansın rejimler boyunca değiştiği / her bir rejimde farklı olduğu alternatif hipotezi her model için kabul edilmekte ve modellerin önde tanımlama hatası içermediği sonucuna varılmaktadır. ABD ve Avustralya için MSIH(3)-VECM(1) modeli; Filipinler için MSIH(3)-VECM(2) modeli; Kanada, Meksika, Güney Afrika ve Peru içinse MSIH(2)-VECM(1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir. Bahse konu modellere ait tahmin edilen parametreler t istatistikleri ile birlikte Ek 10-16 arasında verilmiştir.

MS-VEC modellerinin EM algoritması kullanılarak tahmin edilmesi sonucunda İşçevrimlerinin Tarihi de tahmin edilmektedir. Altuğ ve Bildirici (2010) bu tahminlerinin başarısını tespit etmek için Ekonomik Çevrimler Araştırma Enstitüsü (Economic Cycle Research Institute (ECRI)) tarafından tahmin edilen işçevrim tarihleri ile karşılaştırılmasını önermektedir. Bu doğrultuda iş çevrim tarihlerinin ECRI tahminleri ile tutarlılığının yaklaşık olarak %60 olduğu Ek 17’de görülmektedir. Bu çalışmada 1. rejim kriz rejimini, 2. rejim ılımlı büyüme rejimini, 3. rejim ise yüksek büyüme rejimini ifade etmekte olup ele alınan tüm ülkeler için tahmin edilen rejim tarihlerine bakıldığında 1. rejimin ortalama olarak 1971, 1974, 1980-82, 1989–1991 krizini, 1991-92 ve son olarak 2008 krizini yakaladığı görülmektedir. Bununla birlikte, kriz rejiminin diğer rejimlere göre daha az sürdüğü göze çarpan hususlar arasında yer almaktadır. Ayrıca tahmin edilen modellerde rejimlerin yapışkanlık derecesinin fazla olduğu görülmektedir. Bu bilgiler ışığında çalışmada ele aldığımız ekonomilerde güçlü bir iş çevrimi asimetrisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Hamilton (1990)’ da ifade edildiği üzere ergodik geçiş

olasılıklar matrisi her zaman kovaryans durağan bir süreç sergilemektedir. Geçiş olasılıkları matrisinin ergodik ve indirgenemez olduğu dolayısıyla rejimlerin durağan olduğu elde edilen sonuçlar arasında yer almaktadır.

Her bir ülke bazında sonuçları yorumlayacak olursak; A.B.D. için tahmin edilen MSIH(3)-VEC(1) model Ek 10'daki tabloda yer almaktadır. Tabloda yer alan sonuçlara göre A.B.D. ekonomisinin üç rejimden oluştuğu görülmektedir. Ekonomi kriz rejimindeyken bu rejimde kalma olasılığı 0.622 (% 62.2), ılımlı büyüme rejimine geçiş olasılığı 0.200 (%20), yüksek büyüme rejimine geçiş olasılığı ise 0.177 (%17.7) olarak hesaplanmıştır. Amerikan ekonomisinin ılımlı büyüme rejimi 6.26 yıl sürme eğilimine sahip iken bu rejimden kriz rejimine geçiş olasılığı düşüktür (%10.8). Bu rejimde kalma olasılığı %84 ile en yapışkan rejim olma özelliği sergilemektedir. Yüksek büyüme rejimine geçiş olasılığı ise %5.1 ile bunlar arasında en düşük olanıdır. Ergodik olasılıklar baskın rejim olarak 7.32 yıl sürme eğilimi ile üçüncü rejimi belirlemiştir. Ekonomi bu rejimde iken kriz rejimine geçme olasılığı (%8.9) ılımlı büyüme rejimine geçme olasılığından (%4.7) daha yüksektir. İçinde bulunulan rejimde kalma olasılıkları $Prob(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.622$, $Prob(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.840$ ve $Prob(s_t = 3 | s_{t-1} = 3) = 0.863$ rejimlerin yapışkanlık sergilediğini ortaya koymaktadır. Kısa dönemde altın ve bakır üretimi ile ekonomik büyüme arasında negatif korelasyon olduğu görülmektedir. Hata düzeltme terimi katsayılarının ekonomik büyüme ve bakır üretimi denklemlerinde negatif ve istatistiki olarak sıfırdan farklı olduğu yani uzun dönem dengesine doğru ayarlamının olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, altın ve gümüş üretim denklemlerinde bu katsayıların istatistiki olarak önemsiz olduğu dolayısıyla zayıf dışsalılık özelliği sergilediği tespitler arasında yer almaktadır.

Avusturalya için en uygun model olan ve Ek 11'de yer alan MSIH(3)-VEC(1) modelinde kriz rejiminin 2.32 yıl, ılımlı büyüme rejiminin 3.53 yıl, yüksek büyüme rejiminin ise 2.25 yıl sürme eğiliminde olduğu görülmektedir. Avustralya için en yapışkan rejim ılımlı büyüme rejimi olup ekonomik iş çevrimi bu rejimde iken bu rejimde kalmaya devam etme olasılığı %71 olarak tahmin edilmektedir. İlimli büyüme rejimini kriz rejiminin takip etmesi olasılığı ise %19 olarak hesaplanmıştır ($Prob(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = 0.19$). Ekonomi kriz durumundayken ise krizi atlatıp ılımlı büyüme rejimine geçme olasılığı 0.2418 (%24.18) olarak, yüksek

büyüme rejimine geçiş olasılığı 0.1518 (%15.18) olarak ekonomik krizin sürme olasılığı ise 0.5693 (%56.93) olarak tahmin edilmektedir. Kısa dönem dinamikleri incelendiğinde ise ekonomik büyüme ile bakır üretimi arasında pozitif bir korelasyon, gümüş üretimi arasında ise negatif bir korelasyon olduğu görülmektedir. Gümüş üretimi denkleminde hata düzeltme terimine ait katsayının istatistiki olarak önemli olmadığı dolayısıyla bu değişkenin zayıf dışsallık (*weakly exogenous*) özelliği sergilediği görülmektedir. Diğer taraftan altın ve bakır denklemleri için bu katsayının pozitif ve anlamlı olduğu dolayısıyla uzun dönem dengesine doğru ayarlamamanın olmadığı görülmektedir. Ayrıca rejimler boyunca hata terimlerin varyansında farklılar olduğu görülmektedir. Hata terimlerinin varyansı birinci rejimde diğer rejimlerde olduğundan daha fazladır ki bu durum varyanslardaki asimetriyi yansıtmaktadır.

Filipinler için seçilmiş olan en uygun model MSIH(3)-VEC(2) Ek 12'deki tabloda verilmiştir. Tabloda en uzun süreçli rejimin 7.35 yıl ile ılımlı büyüme rejimi olduğu, bu rejimi 2.9 yıl ile yüksek büyüme rejiminin takip ettiği görülmektedir. $Prob(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.640$, $Prob(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.864$ ve $Prob(s_t = 3 | s_{t-1} = 3) = 0.659$ rejim geçiş olasılıkları rejimlerin yapışkanlık sergilediğini ve önemli asimetrielerin olduğunu göstermektedir. Bir kriz durumunda krizin üstesinden gelme ve ılımlı büyüme rejimine geçme olasılığı 0.236 (23.6%) iken yüksek büyüme rejimine geçme olasılığı %12.3 olduğu görülmektedir. Modelde standart hata varyanslarının rejimler arası değişkenlik gösterdiği görülmektedir. Örneğin altın üretim denklemi için rejim 1'de varyans (0.109) rejim 2'deki varyansın (0.05) yaklaşık iki katı, rejim 3'dekinin (0.005) ise yaklaşık yirmi katıdır. Ekonomik büyüme denklemi için varyans rejim 1'de 0.046, rejim 2'de 0.025, rejim 3'te ise 0.022. Dolayısıyla varyans rejim 1'de diğer rejimlere göre daha volatildir. Kısa dönemde ekonomik büyüme bakır ve altın üretimi arasında istatistiki olarak anlamlı korelasyon bulunmamaktadır. Altın üretimi ve ekonomik büyüme denklemlerde hata düzeltme hızı pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Dolayısıyla uzun dönem dengesine doğru düzeltme bulunmamaktadır.

Güney Afrika için en uygun model olarak MSIH(2)-VEC(1) modeli seçilmiş olup analiz sonuçları Ek 13'de bulunmaktadır. Bu sonuçlara göre ekonomi kriz rejiminde iken bu rejimin sürdürülme olasılığı %68.3, büyüme rejiminin sürdürülme olasılığı

ise %85.8 olarak hesaplandığı görülmektedir. Dolayısıyla en baskın rejim ikinci rejimdir. Bu rejimden kriz rejimine geçme olasılığı %14.1, kriz rejiminin bu rejimi takip etmesi olasılığının düşük olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte ekonomi kriz rejimindeyken büyüme rejimine geçme olasılığı %31.6 dır. Hesaplamalara göre kriz rejimi 7.05 yıl sürme eğilimindeyken büyüme rejimi 3.16 yıl sürme eğilimindedir. Kısa dönem dinamiklerinden bahsedecek olursak inceleme altında bulunan tüm değerli metal üretimi ile ekonomik büyüme arasında istatistiki olarak anlamlı ve pozitif bir korelasyon bulunmaktadır. Ekonomik büyüme denkleminde ait uzun dönem dengesine ayarlama hızı istatistiki olarak anlamlı olup -0.581 değerine sahiptir ki bu da uzun dönem dengesine doğru hata düzeltmenin olduğu anlamına gelmektedir. Bakır üretim denkleminde ait hata düzeltme terimi katsayısı istatistiki olarak anlamlı olmasına rağmen pozitif bir değere sahiptir ki bu da uzun dönem dengesine doğru ayarlamamanın olmadığı anlamına gelmektedir. Altın ve gümüş üretim denklemlerine ait hata düzeltme terimi katsayıları ise anlamlı değildir. Rejimler arasında altın üretim denkleminde ait standart hata volatilitelerinde her hangi bir farklılık bulunmamakla birlikte diğer denklemler için aynı şeyi söylemek mümkün değildir.

MSIH(2)-VEC(1) modelinin Kanada ekonomisini en iyi tanımlayan model olduğu tespit edilmiş olup sonuçları Ek 14’de yer almaktadır. Ekonomi t-1 döneminde krizde iken t döneminde bu durumu sürdürme olasılığı %57, t-1 döneminde büyüme rejiminde iken büyüme rejiminde kalmaya devam etmesi olasılığı ise %82 dir. Bu olasılıkların yüksek olması rejimlerin yapışkanlığını göstermektedir. Birinci rejimden ikinci rejime geçme olasılığının $(Prob(s_t = 2 | s_{t-1} = 1))$ %42 olması kriz rejiminin büyüme rejimini takip etmesi olasılığının iyi olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte model tarafından tespit edilen sonuçlar ortalama olarak kriz rejiminin 4.11 yıl, büyüme rejiminin ise 2.64 yıl sürme eğiliminde olduğunu göstermektedir. Kısa dönem dinamikleri incelendiğinde ekonomik büyüme ile gümüş üretimi arasında istatistiki olarak anlamlı pozitif, bakır ve altın ile ise negatif korelasyon olduğu görülmektedir. Hata düzeltme terimi katsayılarının altın üretim denklemi için istatistiki olarak anlamsız olduğu dolayısıyla bu değişkenin zayıf dışsalılık özelliği sergilediği, buna karşın bakır ve gümüş denklemleri için bu katsayıların pozitif ve anlamlı olduğu dolayısıyla uzun dönem dengesine doğru ayarlamamanın olduğu sonuçlar arasında yer almaktadır.

Meksika için seçilen en uygun model olan MSIH(2)-VEC(1) modeline ait sonuçlar Ek 15’de yer almaktadır. Bu ekonomide kriz rejimi ortalama 2.07 yıl sürmektedir. Bu rejimden büyüme rejimine geçme olasılığı ise %48.2 dir. Büyüme rejimi 3.85 yıl sürme eğiliminde olup bu ülke için en yapışkan rejim özelliği taşımaktadır. Beklenildiği üzere bu rejimde kalma olasılığı %74 gibi yüksek bir rakamdır. Ekonomi büyüme rejimindeyken kriz rejimine geçme olasılığı %26 dır. $Prob(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.5180$ ve $Prob(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.74$ değerleri rejimlerin yapışkanlığını ortaya koymaktadır. Hata terimi varyanslarının iki rejim arasında asimetric olduğu görülmektedir. Varyans birinci rejimde ikinci rejime göre daha fazladır. Altın ve bakır denklemleri için hata düzeltme parametre katsayıları istatistiki olarak anlamlı ve pozitifdir. Dolayısıyla uzun dönem dengesine doğru hata düzeltme yoktur. Diğer denklemler için hata düzeltme parametresinin katsayıları negatif olmasına rağmen istatistiki olarak anlamlı değildir ki bu da değişkenlerin zayıf dışsallık özelliği sergilediğini göstermektedir. Kısa dönemde dinamikleri incelendiğinde hiçbir değerli maden üretimi ile ekonomik büyüme arasında anlamlı bir korelasyon bulunmamaktadır.

Peru için seçilen MSIH(2)-VEC(1) modelinin sonuçları Ek 16’da yer almaktadır. Buna göre kriz rejiminde kalma olasılığı %51.9, bu rejimde iken büyüme rejimine geçme olasılığı ise %48.1 dir. Büyüme rejimi olan ikinci rejim 2.3 yıl sürme eğiliminde olup bu rejimden kriz rejimine geçiş olasılığı %43.4 tür. $Prob(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.519$, $Prob(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.565$ şeklindeki geçiş olasılıkları rejimlerin kalıcılığını ortaya koymaktadır. Bakır denklemi için hata düzeltme hızı negatif anlamlıdır (-0.166). Dolayısıyla uzun dönem dengesine doğru ayarlama mevcuttur. Altın ve gümüş üretim denklemleri için hata düzeltme parametresinin katsayıları negatif ancak anlamsızdır ki bu durum parametrelerin zayıf dışsallık özelliği sergilediğini göstermektedir. Kısa dönemde gümüş üretimi ve ekonomik büyüme ile bakır üretimi ve ekonomik büyüme arasında negatif korelasyon vardır. Dolayısıyla gümüş ve bakır üretimindeki bir artış ekonomik büyümede bir azalışa neden olmaktadır. Altın üretimi ile ekonomik büyüme arasındaki korelasyon pozitif olmasına rağmen istatistiki olarak anlamlı değildir.

4.2.4. STARDL ve STARDL-ECM Modelleri

Terasvirta (1994) tarafından geliştirilen LM tipi doğrusallık test prosedürü lojistik ve üssel geçiş fonksiyonları arasında seçim yapmak için kullanılmıştır. I(1) olan her değişkenin birinci farkının gecikmeli değerleri

$$\left(dly_{t-1}, dly_{t-2}, \dots, dly_{t-p}; dlgold_{t-1}, dlgold_{t-2}, \dots, dlgold_{t-q}, \right. \\ \left. dslv_{t-1}, dslv_{t-2}, \dots, dslv_{t-m}, dlcop_{t-1}, dlcop_{t-2}, \dots, dlcop_{t-n} \right) \text{ geçiş değişkeni adayı}$$

olarak ele alınarak LM tipi test uygulanmış ve optimum (en düşük olasılık değerini (p) veren) geçiş değişkeni ve geçiş fonksiyonu tespit edilmiştir. Benzer şekilde eşik değeri (c) sıfırdan farklı kabul edilmiş ve farklı geçiş değişkenleri için DOEKK yöntemi ile tahmin edilmiştir. Sıfırdan farklı eşik değeri, aday değişkenler seti arasından geçiş değişkeni seçimi ile sınır yaklaşımı çerçevesinde uzun ve kısa dönem parametrelerin doğrusal olmayan modellemesi LSTARDL, ESTARDL, LSTAR2DL modelleri arasında ayırım yapılmasına imkân tanımaktadır.

Tahmin edilen STARDL modelleri Ek 18-24 arasındaki tablolarda sunulmuştur. Tablolarda hem LSTAR(2)DL hem de kısıtlı model olan ECM modelleri yer almaktadır. STARDL tipi eşbütünleşme test sonuçları her tabloların en altında yer almaktadır. Pesaran, Shin ve Smith (2001) eşbütünleşme testi hem tüm model için hem de her bir rejim için uygulanmıştır. STARDL Modelleri kısmında aktarılan yöntem takip edilerek eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden $H_0 : \delta_1 = 0, \beta_1 = 0, \delta_2 = 0, \beta_2 = 0$ boş hipotezi STARDL tipi eşbütünleşmeyi ifade eden $H_1 : \delta_1 \neq 0, \beta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \beta_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı $F_{PSS, overall}$ sınır test istatistiği ile test edilmiştir. Her bir rejimdeki eşbütünleşme ilişkisi ise aynı boş hipotez karşısında $H_0 : \delta_1 = 0, \beta_1 = 0, \delta_2 = 0, \beta_2 = 0$ $H_{1,r1} : \delta_1 \neq 0, \beta_1 \neq 0$ ve $H_{1,r2} : \delta_2 \neq 0, \beta_2 \neq 0$ alternatif hipotezleri kullanılarak test edilmiştir. Birinci rejime ait test istatistiği $F_{PSS, Regime1}$, ikinci rejime ait olan ise $F_{PSS, Regime2}$ olarak adlandırılmıştır. Sınır testi için alt ve üst kritik değerler Narayan ve Narayan (2005)'ten elde edilmiştir. Bu değerler II. Durum (kısıtlı sabit ve trendin olmaması durumu) için 52 gözlem değerine ve 4 parametreye sahip Avustralya, Kanada, Meksika ve Peru için %10 anlamlılık düzeyinde [3.280, 2.345], %5 anlamlılık düzeyi için [3.813, 2.763], %1 anlamlılık düzeyinde [4.947, 3.738]; 52 gözlem ve 3 parametreye sahip A.B.D. ve Filipinler için sırasıyla [3.356, 2.508], [3.942, 2.982]

ve [5.200, 4.118]; 35 gözlem ve 3 parametreye sahip Güney Afrika için [3.532, 2.618], [4.194, 3.164] ve [5.816, 4.428] şeklindedir.

$F_{ecm,Regime\ 1}$ birinci rejimdeki hata düzeltme teriminin, $F_{ecm,Regime\ 2}$ ikinci rejimdeki hata düzeltme teriminin sifıra eşit olduğunu dolayısıyla bu rejimlerde hata düzeltmenin olmadığını ifade eden boş hipotezi test etmek amacıyla kullanılmaktadır. Buradaki boş hipotezler karşısındaki alternatif hipotezler ise bahse konu rejimlerdeki hata düzeltme teriminin negatif bir değere sahip olduğunu ifade etmektedir. $F_{ecm,overall}$ bir bütün olarak birinci ve ikinci rejimdeki hata düzeltme teriminin sifıra eşit olduğunu ifade eden boş hipotezi test etmek için kullanılmaktadır. LSTARDL-ECM ve LSTAR2DL-ECM modelleri LSTARDL ve LSTAR2DL modellerinin hata düzeltme terimi içeren versiyonudur. Bu modellerde düzey değişkenler (ly_{t-1} , $lgold_{t-1}$, $lslv_{t-1}$ ve $lcop_{t-1}$) yerine ecm_{t-1} ile ifade edilen hata düzeltme terimi konulmuştur. Q(1-2) testi, 1-2. sıradan Ljung-Box test istatistiği olup kalıntılarda otokorelasyon olup olmadığını test etmek için kullanılmıştır. Ele alınan tüm modellerin Q istatistikleri kalıntılarda otokorelasyon olmadığını göstermektedir. ARCH-LM testi, kalıntılardaki ARCH (Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) etkisini incelemek için kullanılmıştır. Tüm modellerde ARCH etkisi klasik anlamlılık düzeylerinde reddedilmektedir. Bu etkinin tespit edilmesi kalıntılarda kalan doğrusal olmamanın işareti olarak değerlendirilmektedir.

Değerli metal üretiminin A.B.D.'nin ekonomik büyümesi üzerindeki etkisini incelemek üzere yürütülen testlerin sonuçları Ek 18'de yer almaktadır. Modellere ait R^2 değerlerini incelediğimizde LSTARDL modelinin LSTAR2DL modeline nazaran başarı gücünün az da olsa daha yüksek olduğu görülmektedir. Öncelikle eşbütünleşme test sonuçlarını analiz edecek olursak $F_{PSS,overall}$, test istatistiği LSTAR2DL modeli için 8.112, LSTARDL modeli için 49.31 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır kritik değeri olan 5.20'nin çok üzerindedir; dolayısıyla bu modeller bir bütün olarak ele alındığında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. Benzer şekilde LSTAR2DL modelinde birinci rejim için $F_{PSS,Regime\ 1}$ test istatistiğinin 7.88, ikinci rejim $F_{PSS,Regime\ 2}$ test istatistiğinin 8.135; LSTARDL modelinde ise bu değerlerin sırasıyla 44.36 ve 48.21 olduğu ve %1 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerin çok üzerinde olduğu görülmektedir. Diğer bir deyişle her iki model için her iki rejimde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı istatistiki olarak kabul edilmektedir. Bu modellerin

kısıtlı versiyonları olan LSTAR2DL-ECM ve LSTARDL-ECM modellerinde $F_{ecm, overall}$ istatistiğinin sırasıyla 7.33 ve 9.82 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla rejimlerden bağımsız her bir model bir bütün olarak ele alındığında hata düzeltmenin sıfıra eşit olduğunu ifade eden boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. LSTAR2DL-ECM modelinde $F_{ecm, regime1}$ ve $F_{ecm, regime2}$ 7.68 ve 6.51 olarak, LSTARDL-ECM modelinde ise 7.95 ve 10.75 olarak hesaplanmıştır. Diğer bir deyişle modellerdeki her bir rejimde hata düzeltme teriminin sıfıra eşit olduğunu ifade eden boş hipotez reddedilmekte ve hata düzeltme teriminin negatif bir değere sahip olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmektedir. LSTAR2DL modelinde A.B.D. için eşik parametreler -0.156,+0.156 olarak tespit edilmiştir. LSTAR2DL-ECM modeli içinse bu parametre değerleri -0.122, +0.122 dir. Optimum geçiş değişkeni olarak altın üretimi büyüme hızının birinci gecikmesi tespit edilmiştir. $dlgold_{t-1} < -0.156$ veya $dlgold_{t-1} > 0.156$ olması durumunda geçiş fonksiyonu $F_{L2} = 1$ 'e yaklaşmakta ve dış rejimler baskın hale gelmektedir. Bakır üretiminin uzun dönem katsayısı birinci rejimde 1.12, ikinci rejimde ise 1.13 olarak hesaplanmıştır. Bu demektir bakır üretimindeki %1 lik bir artış geçiş değişkeninin eşik değerleri arasında bir değer alması halinde ekonomik büyümede %1.12; negatif eşik değerinin altındaki veya pozitif eşik değerinin üstündeki değerlerde ise %1.13 artışa neden olmaktadır. Altın üretiminin uzun dönem katsayısı ise birinci rejimde 0.7, ikinci rejimde ise 0.91 dir. Dolayısıyla orta rejim olan birinci rejimde altın üretimindeki %1 lik artış ekonomik büyümede %0.7 artışa, dış rejimlerde ise %0.91 artışa neden olmaktadır. LSTAR2DL-ECM modelinde ecm_{t-1} katsayısı birinci rejimde (orta rejim) -0.33, ikinci rejimde (dış rejimler) ise -0.36 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla orta rejimde uzun dönemden dengesinden sapmaların %33'ü, dış rejimlerde ise %36'sı bir yıl içerisinde düzeltilmektedir. Kısa dönem dinamikleri incelendiğinde ise birinci rejimde bakır üretimindeki %1 lik bir artış ekonomik büyüme üzerinde %0.66; altın üretimindeki %1 lik bir artış ise ekonomik büyüme üzerinde %0.53 artış meydana getirmektedir. İkinci rejimde ise ekonomik büyüme üzerindeki bu etkiler bakır ve altın üretimi için sırasıyla %0.21 ve %0.42 şeklinde olup tüm değerler %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. LSTAR2DL model yapısında bakır ve altın üretiminin A.B.D. ekonomik büyümesi üzerindeki uzun dönem ve kısa dönem etkileri toplu olarak değerlendirildiğinde her iki değerli metal üretiminin her iki dönemde pozitif

etkilerinin olduğu, bakır üretiminin her iki dönemde altın üretimine göre ekonomik büyüme üzerinde daha fazla etkide bulunduğu görülmektedir.

LSTARDL model parametrelerini yorumlayacak olursak bu modelde eşik değeri -0.237 olarak, geçiş değişkeni ise $dlgold_{t-1}$ olarak tespit edilmiştir. LSTARDL-ECM modelinde de aynı değerler eşik değeri ve geçiş değişkeni olarak belirlenmektedir. Buna göre altın üretim hızının bir önceki gecikme değeri -0.237 geçmesi ($dlgold_{t-1} > -0.237$) durumunda ikinci rejime geçiş gerçekleşmekte ve geçiş fonksiyonu $F_L=1$ 'e yaklaşmaktadır. $dlgold_{t-1} < -0.237$ halinde ise birinci rejim baskın rejim olmaktadır. Bakır üretiminin uzun dönem esnekliği birinci rejimde 1.47 ikinci rejimde 0.64; altın üretiminin ise birinci rejimde 0.45 ikincisinde 0.78 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla uzun dönemde ve resesyon rejimi olan birinci rejimde bakır üretim %1 artması durumunda bunun ekonomik büyümeye etkisi %1.47 olmaktadır. Büyüme rejimi olan ikinci rejime geçildiğinde ise bu etki yarıdan daha fazla azalarak %0.64'e inmektedir. Altın üretimindeki %1'lik bir artış ise birinci rejimde ekonomik büyüme üzerinde %0.45, ikinci rejimde %0.78 etkide bulunmaktadır. Dolayısıyla altın üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi ikinci rejimde daha fazladır. Değerli metal üretimlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerinin dönemler arasında farklılık göstermesi rejimler arasındaki asimetriyi ortaya koymaktadır. LSTARDL-ECM modelinde yer alan ecm_{t-1} katsayısı birinci rejimde -0.29, ikinci rejimde ise -0.39 olarak belirlenmiştir. Her iki rejimde de uzun dönem dengesinden sapmalar bir dönem içerisinde %39 düzeltilmektedir. Kısa dönem dinamiklerine gelecek olursak; birinci rejimde bakır üretimindeki %1'lik bir artış ekonomik büyüme üzerinde %0.451, altın üretimindeki aynı düzeydeki bir artış ise %0.59'luk bir artışa neden olmaktadır. İkinci rejimde ise bu değerler az da olsa düşmekte ve sırasıyla %0.399 ve %0.491 olmaktadır. LSTARDL model yapısında bakır ve altın üretiminin A.B.D. ekonomik büyümesi üzerindeki uzun dönem ve kısa dönem etkileri toplu olarak değerlendirildiğinde her iki değerli metal üretiminin her iki dönemde pozitif etkilerinin olduğu, birinci rejimde bu etkinin daha fazla olduğu görülmektedir.

Avustralya için tahmin edilen model Ek 19'daki tabloda yer almaktadır. Tabloya göre LSTARDL ve LSTAR2DL modellerinin başarısını karşılaştırdığımızda LSTARDL modelinin R^2 değeri 0.63, LSTAR2DL modelinin ise 0.61 olduğu görülmektedir. Diğer bir değişle LSTARDL modelinin başarı performansı nispeten daha yüksektir. $F_{PSS,overall}$ test istatistiğinin LSTAR2DL modeli için 16.36,

LSTARDL modeli için 9.10 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır kritik değeri olan 4.947'nin çok üzerindedir. Diğer bir deyişle bu modeller bir bütün olarak ele alındığında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. LSTAR2DL modelinde birinci rejimine ait $F_{PSS,Regime1}$ test istatistiği 10.84, ikinci rejime ait $F_{PSS,Regime2}$ test istatistiği ise 21. 87;

LSTARDL modeli içinse bunlar sırasıyla 8.75 ve 9.42 şeklindedir. Bu değerler %1 anlamlılık düzeyi üst sınır kritik değerinin üzerinde olduğundan her iki model ve rejimde eşbütünleşme ilişkinin varlığı istatistiki olarak kabul edilmektedir. LSTAR2DL-ECM ve LSTARDL-ECM modellerinde ise $F_{ecm, overall}$ istatistikleri 26.54 ve 13.04 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla bu modeller bir bütün olarak ele alındığında hata düzeltmenin sıfıra eşit olduğunu ifade eden boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. LSTAR2DL-ECM modelinde $F_{ecm, regime 1}$ ve $F_{ecm, regime 2}$ 44.62 ve 8.46 olarak, LSTARDL-ECM modelinde ise 11.91 ve 12.56 olarak hesaplanmıştır. Diğer bir deyişle modellerdeki her bir rejimde hata düzeltme teriminin sıfıra eşit olduğunu ifade eden boş hipotez reddedilmekte ve hata düzeltme teriminin negatif bir değere sahip olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmektedir. Her bir modele has diğer parametreleri inceleyecek olursak LSTAR2DL modeli için eşik değerlerinin -0.088, +0.088 olduğu görülmektedir. Bu modelin kısıtlı versiyonu olan LSTAR2DL-ECM modelinde ise eşik değerleri -0.045, +0.045 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Optimum geçiş değişkeni olarak ekonomik büyüme hızının ikinci gecikme değeri dly_{t-2} tespit edilmiştir. $dly_{t-2} < -0.088$ veya $dly_{t-2} > 0.088$ olması durumunda geçiş fonksiyonu $F_{L2} = 1$ 'e yaklaşmakta ve dış rejimler baskın hale gelmektedir. Bu rejimde bakır üretiminin uzun dönem katsayısı -0.21 olarak hesaplanmıştır; dolayısıyla bakır üretimindeki %1 'ik bir artış ekonomik büyümede %0.21 azalışa neden olmaktadır. Orta rejimde ise bakır üretimindeki %1'lik bir artış %5.61 artışa neden olmaktadır. Altın üretiminin uzun dönem katsayısı ise birinci rejimde 0.63, ikinci rejimde ise 0.09 dır. Dolayısıyla birinci rejimde altın üretimindeki %1 lik artış büyümede %0.63 artışa, diğer rejimde ise %0.09 artışa neden olmaktadır. Ekonomik büyüme hızı eşik değerlerini aştığında gümüş üretimindeki %1'lik bir artış ekonomik büyüme üzerinde %0.13 artışa, eşik değerlerinin arasındaki değerlerde ise %2.4 artışa neden olmaktadır. LSTAR2DL-ECM modelinde ecm_{t-1} katsayısı birinci rejimde -0.327, ikinci rejimde ise -0.218

olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla orta rejimde uzun dönemden dengesinden sapmaların %32'si, dış rejimlerde ise %21'i bir yıl içerisinde düzeltilmektedir. Kısa dönem dinamikleri incelendiğinde ise birinci rejimde bakır üretimindeki %1'lik bir artış ekonomik büyüme üzerinde kümülatif olarak %0.49'luk artış; altın üretimindeki %1'lik bir artış ise ekonomik büyüme üzerinde %1.44'lük bir artış, gümüş üretimindeki aynı miktar artış ise %0.79'luk bir artış meydana getirmektedir. İkinci rejimde ise değerli maden üretimindeki artışlar ekonomik büyüme üzerinde negatif etkiye sahip olmaktadır. LSTAR2DL model yapısında değerli maden üretiminin uzun ve kısa dönem etkileri toplu olarak değerlendirildiğinde ele alınan tüm değerli maden üretimlerinin uzun dönemde ve kısa dönemin birinci rejiminde ekonomik büyüme üzerinde pozitif, kısa dönemin ikinci rejiminde ise negatif etkilere sahip olduğu söylenebilir.

LSTARDL ve LSTARDL-ECM modelleri içinse eşik parametresi -0.099 olarak belirlenmiştir. $dlgold_{t-1}$ bu modellerde geçiş değişkeni olarak seçilmiştir. Altın üretimi büyüme hızı ($dlgold_{t-1}$) -0.099 değerini aştığında geçiş fonksiyonu $F_L=1$ 'e yaklaşmaktadır. $dlgold_{t-1} < -0.099$ olduğunda ise birinci rejim dinamikleri baskın olmaktadır. Bakır üretiminin uzun dönem esnekliği birinci rejimde 0.79 ikinci rejimde 1.87; altın üretiminin birinci rejimde 0.34 ikincisinde 0.62; gümüş üretiminin esneklikleri ise sırasıyla 2.25 ve 1.50 olarak hesaplanmıştır. Bakır ve altın üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi ikinci rejimlerde diğer rejime nazaran daha fazladır. Gümüş üretiminde ise tam tersi bir durum mevcuttur. Kısa dönemde ise bakır üretiminde %1'lik bir artış birinci rejimde ekonomik büyüme üzerinde %0.953 azalış ikinci rejimde ise %1.074 artış meydana getirmektedir. Gümüş üretimindeki aynı miktardaki artış birinci rejimde %0.957 artış, ikinci rejimde ise %0.667 azalış oluşturmaktadır. Altın üretimi ise her iki rejimde ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkilere sahip olup bu etkiler birinci rejimde %0.842, ikinci rejimde ise %1.268 şeklindedir. LSTARDL-ECM modelinde yer alan ecm_{t-1} katsayısı birinci rejimde -0.228, ikinci rejimde ise -0.331 olarak belirlenmiştir. Her iki rejimde de uzun dönem dengesinden sapmalar düzeltilmektedir. Kısa dönem dinamiklerine incelersek; birinci rejimde bakır üretimindeki %1'lik bir artış ekonomik büyüme üzerinde %0.612 azalışa, altın üretimindeki aynı düzeydeki bir artış ise %0.981'lik bir artışa, gümüş üretimindeki artış ise %0.747'lik bir artışa neden olmaktadır. İkinci rejimde ise bakır üretimindeki artış birinci rejimin aksine büyüme üzerinde pozitif etkiye sahip

olurken aynı rejimde altın ve gümüş üretimi negatif etkilere sahip olmaktadır. LSTARDL model yapısında değerli maden üretiminin uzun ve kısa dönem etkileri toplu olarak değerlendirildiğinde ele alınan tüm değerli maden üretimlerinin uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde pozitif; kısa dönemin birinci rejiminde bakır üretimi hariç pozitif, kısa dönemin ikinci rejiminde ise gümüş hariç pozitif etkilere sahip olduğu söylenebilir.

Filipinler'e ait veriler kullanılarak tahmin edilen modeller Ek 20'de bulunmaktadır. Sonuçları yorumlamaya tanımlayıcı test sonuçları ile başlayacak olursak LSTAR2DL modelinin tahmin gücünü ortaya koyan R^2 değerinin 0.73 ile LSTARDL modelinkinden (0.63) daha yüksek olduğu görülmektedir. LSTAR2DL modelinde $F_{PSS,overall}$ test istatistiği 9.70, $F_{PSS,Regime 1}$ 9.397 ve $F_{PSS,Regime 2}$ 9.89 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır kritik değeri olan 5.20'nin üzerinde olduğundan eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. LSTAR2DL-ECM modelinde ise hata düzeltmenin sıfıra eşit olduğunu ifade eden boş hipotezi test etmek için kullanılan $F_{ecm, overall}$, $F_{ecm, Regime 1}$ ve $F_{ecm, Regime 2}$ test istatistiklerinin sırasıyla 9.32, 7.95 ve 10.76 olduğu görülmektedir. Bu değerler %1 anlamlılık seviyesindeki kritik değerlerin üzerinde olduğundan boş hipotez reddedilmiştir. Dolayısıyla LSTAR2DL-ECM modeli hem bütün olarak ele alındığında hem de ayrı ayrı rejimler halinde ele alındığında hata düzeltme parametresinin istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmaktadır. LSTAR2DL modelinde eşik parametreleri -0.15 ve +0.15 olarak tespit edilmiş olup bu değerler %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Kısıtlı modelde ise eşik parametreleri %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı -0.131 ve +0.131 seçilmiştir. Her iki model için optimum geçiş değişkeni olarak dly_{t-1} seçilmiştir. $dly_{t-1} < -0.15$ veya $dly_{t-1} > 0.15$ olması durumunda geçiş fonksiyonu $F_{L2} = 1$ 'e yaklaşmakta ve dış rejimler baskın hale gelmektedir. $-0.15 < dly_{t-1} < 0.15$ halinde ise orta rejim baskın hale gelmektedir. Bakır üretiminin uzun dönem katsayısı birinci rejimde 5.63 ikinci rejimde ise 0.48'dir. Altın üretiminin ise sırasıyla 2.13 ve 1.18'dir. Diğer bir deyişle bakır üretimindeki %1 lik bir artış ekonomik büyüme üzerinde birinci rejime %5.63, ikinci rejimde %0.48 artış meydana getirmektedir. Altın üretiminde ise bu artış miktarı birinci rejimde %2.13, ikinci rejimde ise %1.18'dir. Bahse konu değerli madenlerin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri rejimler arasında asimetrik olduğu, bu etkinin birinci rejimde ikinci rejime göre daha fazla olduğu göze çarpan

hususlardandır. Benzer şekilde asimetrik hata düzeltme mekanizması LSTAR2DL-ECM modelinde de yer almaktadır. Bu modele ait ecm_{t-1} katsayısı birinci rejimde (orta rejim) -0.31, ikinci rejimde (dış rejimler) ise -0.51 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla orta rejimde uzun dönem dengesinden sapmaların %31'i, dış rejimlerde ise %51'i bir yıl içerisinde düzeltilmektedir. Kısa dönem parametrelerine gelecek olursak; birinci rejimde bakır üretimindeki %1 lik bir artış ekonomik büyüme üzerinde %0.95 lik artış; altın üretimindeki %1 lik bir artış ise ekonomik büyüme üzerinde %0.361 lik bir artış meydana getirmektedir. İkinci rejimde ise ekonomik büyüme üzerindeki bu etkiler bakır ve altın üretimi için sırasıyla %0.771 ve %0.55 şeklinde olup tüm değerler %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Bakır ve altın üretiminin Filipin ekonomisi üzerindeki uzun dönem ve kısa dönem etkileri toplu olarak değerlendirildiğinde her iki değerli metal üretiminin her iki dönemde pozitif etkilerinin olduğu, bu etkinin ikinci rejimde daha fazla olduğu görülmektedir.

LSTARDL modelinde $F_{PSS,overall}$ test istatistiği 12.11, $F_{PSS,Regime 1}$ 8.42 ve $F_{PSS,Regime 2}$ 14.75 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır kritik değeri olan 5.20'nin üzerinde olduğundan eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. LSTAR2DL-ECM modelinde ise hata düzeltmenin sıfıra eşit olduğunu ifade eden boş hipotezi test etmek için kullanılan $F_{ecm, overall}$, $F_{ecm, Regime 1}$ ve $F_{ecm, Regime 2}$ test istatistiklerinin sırasıyla 29.97, 28.17 ve 31.76 olduğu görülmektedir. Bu değerler %1 anlamlılık seviyesindeki kritik değerlerin üzerinde olduğundan boş hipotez reddedilmiştir. Dolayısıyla LSTAR2DL-ECM modeli hem bütün olarak ele alındığında hem de ayrı ayrı rejimler halinde ele alındığında hata düzeltme parametresinin istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmaktadır. LSTARDL modelinde eşik değeri -0.193 olarak, geçiş değişkeni ise dly_{t-1} olarak seçilmiştir. Dolayısıyla ekonomik büyüme hızının bir önceki gecikme hızı -0.193'ün üzerine çıktığında ($dly_{t-1} > -0.193$) ekonomi ikinci rejime geçmekte ve geçiş fonksiyonu 1 değerine yaklaşmaktadır. $dly_{t-1} < -0.193$ durumunda ise birinci rejim baskın rejim olmaktadır. LSTARDL-ECM modelinde ise eşik değeri %5 anlamlılık seviyesinde -0.211, geçiş değişkeni ise dly_{t-1} olarak seçilmiştir. LSTARDL modelinde değerli metal üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini ele alacak olursak bakır üretime ait uzun dönem esneklik katsayısı birinci rejimde 1.78, ikinci rejimde ise 31.17'dir. Ekonomi ikinci rejim olan büyüme rejimine

geçtiğinde bakır üretiminin ekonomik büyüme katkısı muazzam bir seviyeye ulaşmaktadır. Altın üretiminde rejimler arasında fark olmasına rağmen bu fark bakır üretimindeki kadar fazla değildir. LSTAR2DL-ECM modelindeki hata düzeltme katsayılarının negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre uzun dönem dengesinden sapmalar bir dönem içerisinde birinci rejimde %37, ikinci rejimde ise %42 oranında düzeltilmektedir. LSTAR2DL modelinin kısa dönem katsayıları incelendiğinde analize konu olan değerli metal üretimlerinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkisi olduğu ve bu etkinin birinci rejimde daha fazla olduğu görülmektedir. LSTAR2DL modeline değerli metal üretiminin Filipin ekonomisi üzerindeki uzun dönem ve kısa dönem etkileri toplu olarak değerlendirildiğinde bu madenlerin her iki dönemde pozitif etkilerinin olduğu, bu etkinin LSTAR2DL modelinden farklı olarak ikinci rejimde daha fazla olduğu görülmektedir.

Güney Afrika için tahmin edilen modeller Ek 21’de yer almaktadır. Bakır ve altın üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin incelendiği modellerden LSTAR2DL modelinin R^2 değeri 0.71 olup, bu değer STAR2DL modelinin R^2 değeri olan 0.67’e çok yakın olduğundan modellerin tahmin gücü birbirine yakındır. LSTAR2DL modelinde eşbütünleşme testinde kullandığımız $F_{PSS,overall}$, test istatistiği 9.70, %1 anlamlılık seviyesinde üst sınır kritik değeri olan 5.186’nın üzerindedir. Birinci rejime özgü $F_{PSS,Regime 1}$ ve ikinci rejime özgü $F_{PSS,Regime 2}$ test istatistikleri sırasıyla 7.95 ve 10.76 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotez üç test için reddedilmektedir. LSTAR2DL modelinde de aynı durum geçerlidir, her iki modelde hem bütün olarak hem de rejimlere özgü eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur. Bu modellerin hata düzeltme parametresi içeren karşılıkları olan LSTAR2DL-ECM ve LSTAR2DL-ECM modellerinde hesaplanan F_{PSS} değerleri %1 anlamlılık düzeyinde kritik üst sınır değerlerinin üzerinde olduğundan bahse konu modellerde hem bütün olarak hem de rejimlerde yer alan hata düzeltme katsayılarının sıfırdan farklı olduğu sonucuna varılmaktadır. LSTAR2DL modelinde eşik değerleri olarak -0.135 ve +0.135 geçiş değişkeni ise dly_{t-1} tespit edilmiştir. $dly_{t-1} < -0.135$ veya $dly_{t-1} > 0.135$ olması durumunda geçiş fonksiyonu $F_{L2} = 1$ ‘e yaklaşmakta ve dış rejimler baskın hale gelmektedir. $-0.135 < dly_{t-1} < 0.135$ halinde ise orta rejim baskın hale gelmektedir. Birinci rejimde bakır üretiminin uzun dönem katsayısı 2.60, altın üretimininki ise 0.85 olarak, ikinci rejimde ise bunlar sırasıyla 1.52 ve 1.25 olarak tespit edilmiştir.

Dolayısıyla uzun dönemde her iki değerli metal üretiminin ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkisi mevcuttur ve bu etki bakır üretimi için birinci rejimde altın üretimi içinse ikinci rejimde daha fazladır. LSTAR2DL-ECM modelinin birinci rejiminde hata düzeltme katsayısı (ecm_{t-1}) -0.29, ikinci rejimde ise -0.31 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olup işaretleri negatif olduğundan uzun dönem dengesine doğru hata düzeltmenin olmadığı ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. Birinci rejimde uzun dönemden sapmalar bir yıl içerisinde %29, ikinci rejimde ise %31 oranında düzeltilmektedir. LSTAR2DL modelinin kısa dönem katsayıları incelendiğinde birinci rejimde bakır üretimindeki %1 lik bir artış ekonomik büyüme üzerinde %0.58 lik bir artışa; altın üretimindeki %1 lik bir artış ise ekonomik büyüme üzerinde %0.63 lük bir artışa neden olmaktadır. İkinci rejimde ise ekonomik büyüme üzerindeki bu etkiler bakır ve altın üretimi için sırasıyla %0.32 ve %0.51'dir. LSTAR2DL model yapısında bakır ve altın üretiminin Güney Afrika'nın ekonomik büyümesi üzerindeki uzun dönem ve kısa dönem etkileri toplu olarak değerlendirildiğinde her iki değerli metal üretiminin her iki dönemde pozitif etkilerinin olduğu, uzun dönemde bakır üretiminin, kısa dönemde ise altın üretiminin ekonomik büyüme üzerinde daha fazla etkide bulunduğu görülmektedir.

LSTARDL modelinde eşik değeri -0.23, optimum geçiş değişkeni ise dly_{t-1} tespit edilmiştir. Buna göre ekonomik büyüme hızının bir önceki gecikme değeri -0.23'ün üzerinde olduğunda ekonomi birinci rejimden ikinci rejime geçmektedir. $dly_{t-1} < -0.23$ durumunda ise birinci rejim baskın rejim olmaktadır. Bakır üretiminin uzun dönem esneklik katsayısı birinci rejimde 1.71, ikinci rejimde 8.54; altın üretiminin katsayıları ise 0.71 ve 1.47 olarak tespit edilmiştir. Dolayısıyla etkilerin daha fazla olduğu ikinci rejimde bakır üretimindeki %1 lik bir artış ekonomik büyümede %8.54, altın üretimindeki aynı miktardaki artış ise %1.47 lik bir artış meydana getirmektedir. Kısa dönemde ise bakır üretimindeki aynı miktarda bir artış ekonomik büyüme üzerinde birinci rejimde %0.335, ikinci rejimde %0.871; altın üretimindeki aynı miktardaki artış ise birinci rejimde %0.615, ikinci rejimde ise %0.881 artış meydana getirmektedir. Diğer bir deyişle bahse konu maden üretimleri hem uzun hem de kısa dönemde ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkilidir ve bu etki ikinci rejimde daha fazladır.

Kanada için tahmin edilen modellerin sonuçları Ek 22’de yer almaktadır. LSTAR2DL ve LSTARDL modellerine ait R^2 değerlerinin birbirine çok yakın olduğu bu modellerin ele alınan değişkenler arasındaki ilişki açıklama gücü bakımından birbirine benzer olduğu görülmektedir. LSTAR2DL modelinde eşbütünleşme ilişkisini incelemek için kullandığımız $F_{PSS,overall}$, $F_{PSS,Regime 1}$ ve $F_{PSS,Regime 2}$ test istatistiklerinin sırasıyla 49.45, 42.31 ve 37.34 ile üst sınır kritik değeri olan 4.947’nin çok üzerinde olduğu dolayısıyla hem bütünsel olarak hem de rejimlere özgü eşbütünleşme ilişkisinin olduğu kabul edilmektedir. LSTARDL modelinde benzer şekilde hesaplanan F değerleri üst sınır kritik değerinin üzerindedir. Bu modellerin kısıtlı versiyonları olan LSTAR2DL-ECM ve LSTARDL-ECM modellerinde $F_{ecm, overall}$ istatistiğinin sırasıyla 48.39 ve 49.48 hesaplandığı görülmektedir. Dolayısıyla rejimlerden bağımsız her bir model bir bütün olarak ele alındığında hata düzeltmenin sifıra eşit olduğunu ifade eden boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. LSTAR2DL-ECM modelinde $F_{ecm, regime 1}$ ve $F_{ecm, regime 2}$ 46.92 ve 32.99 olarak, LSTARDL-ECM modelinde ise 33.91 ve 41.87 olarak hesaplanmıştır. Diğer bir deyişle modellerdeki her bir rejimde hata düzeltme teriminin sifıra eşit olduğunu ifade eden boş hipotez reddedilmekte ve hata düzeltme teriminin negatif bir değere sahip olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmektedir. LSTAR2DL modelinde eşik parametreler -0.122,+0.122 olarak tespit edilmiştir. LSTAR2DL-ECM modeli içinse bu parametre değerleri -0.114, +0.114 dür. Optimum geçiş değişkeni olarak ekonomik büyüme hızının birinci gecikmesi tespit edilmiştir. $dly_{t-1} < -0.122$ veya $dly_{t-1} > 0.122$ olması durumunda geçiş fonksiyonu $F_{L2} = 1$ ’e yaklaşmakta ve dış rejimler baskın hale gelmektedir. Bakır üretiminin uzun dönem katsayısı birinci rejimde 3.22, ikinci rejimde ise 1.02’dir. Bakır üretimindeki %1’lik bir artış birinci rejimde ekonomik büyüme üzerinde %3.22’lik artış, ikinci rejimde ise %1.02’lik bir artış meydana getirmektedir. Gümüş üretiminin uzun dönem katsayıları 3.00 ve 0.27, altın üretiminin ise 0.40 ve 0.04 olarak hesaplanmıştır. Görüldüğü üzere her değerli metalin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi birinci rejimde çok daha fazladır. Kısa dönemde ise birinci rejimde bakır üretiminin katsayısı 0.81, ikinci rejimde 0.52; gümüş üretiminin 0.96 ve 0.74; altın üretiminin ise 0.99 ve 0.66’dır. Bakır üretimini ele alacak olursak ekonomi birinci rejimdeyken bakır üretimindeki %1’lik artışın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi %0.81, ikinci rejimde ise %0.52’dir. Tüm

değerli maden üretimlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri dönemler arasındaki asimetrik olduğu, bu etkinin birinci rejimde daha fazla olduğu sonuçlar arasında göze çarpan hususlar arasındadır. LSTAR2DL-ECM modelinde ecm_{t-1} katsayısı birinci rejimde (orta rejim) -0.41, ikinci rejimde (dış rejimler) ise -0.199 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla orta rejimde uzun dönemden dengesinden sapmaların %41'i, dış rejimlerde ise %19.9'u bir yıl içerisinde düzeltilmektedir.

LSTARDL modelinde eşik değeri -0.197, geçiş değişkeni ise $dlgold_{t-1}$ olarak tespit edilmiştir. LSTARDL-ECM modelinde ise geçiş değişkeni aynı olmakla birlikte eşik değeri -0.221 olarak tespit edilmiştir. Buna göre LSTARDL modelinde altın üretim hızının bir önceki gecikme değeri -0.197'yi geçmesi ($dlgold_{t-1} > -0.197$) durumunda ikinci rejime geçiş gerçekleşmekte ve geçiş fonksiyonu $F_L=1$ 'e yaklaşmaktadır. $dlgold_{t-1} < -0.197$ halinde ise birinci rejim baskın rejim olmaktadır. LSTARDL-ECM modelinde ecm_{t-1} katsayısı birinci rejimde -0.43, ikinci rejimde ise -0.20 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğundan birinci rejimde uzun dönemden sapmaların %43'ü, ekonomi ikinci rejimde ise bu sapmaların %20'si bir dönem içerisinde düzeltilmektedir. LSTARDL modelinde bakır üretiminin uzun dönem katsayısı birinci rejimde 1.89, ikincisinde ise 1.42'dir. Dolayısıyla bakır üretimindeki %1'lik bir artış bu model yapısında ve birinci rejimde ekonomik büyümede %1.89 artış meydana getirmektedir, ikinci rejimde bu etki %1.42 olup birinci rejime göre daha azdır. Gümüş üretiminin uzun dönem katsayısı birinci rejimde 4.91, ikinci rejimde 0.47; altın üretiminin katsayıları ise sırasıyla 0.35 ve 0.14'tür. Dolayısıyla ekonomi birinci rejimdeyken ele alınan madenlerden gümüş üretimi ekonomik büyüme üzerinde daha fazla etkide bulunmaktadır. İkinci rejimde ise bu pozisyonu bakır üretimi almaktadır. Kısa dönemde ise $dlgold_{t-1} < -0.197$ durumunda yani ekonomi birinci rejimde iken altın üretim miktarındaki %1'lik bir artış ekonomik büyümede %0.72 artışa, $dlgold_{t-1} > -0.197$ olması durumunda yani ekonomi ikinci rejime geçtiğinde ise altın üretimindeki aynı miktardaki artış ekonomik büyümede %0.027 artışa neden olmaktadır. Bakır üretimindeki %1 lik artış birinci rejimde %0.75, ikinci rejimde ise %0.87; gümüş üretimindeki aynı miktardaki artış birinci rejimde %0.99, ikinci rejimde ise %0.55 lik bir artışa neden olmaktadır. LSTAR2DL ve LSTARDL modellerinde değerli metal üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini özetlemek gerekirse bu etkinin hem uzun

hem de kısa dönemde pozitif olduğunu, birinci rejimde bu etkinin ikinci rejime nazaran daha fazla olduğunu söyleyebiliriz.

Meksika için tahmin edilen modeller Ek 23’de yer almaktadır. Modellerin açıklama gücünü karşılaştırdığımızda LSTARDL modeline ait R^2 değerinin LSTAR2DL modelininkine çok yakın olduğu görülmektedir. LSTAR2DL modelinde $F_{PSS,overall}$ test istatistiği 9.241 olarak hesaplanmış olup bu değer üst sınır kritik değeri olan 4.94’ün üzerinde olduğundan model bir bütün olarak ele alındığında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. Birinci rejimde $F_{PSS,Regime 1}$ test istatistiğinin 9.63, ikinci rejimde $F_{PSS,Regime 2}$ test istatistiğinin ise 8.81 olduğu görülmektedir. Bu değerler benzer şekilde üst sınır kritik değerinin üzerinde olduğundan her bir rejimde eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu kabul edilmektedir. LSTARDL modeli için $F_{PSS,overall}$, $F_{PSS,Regime 1}$ ve $F_{PSS,Regime 2}$ test istatistikleri sırasıyla 8.82, 10.42 ve 11.55’dir. Dolayısıyla bu model yapısında da model hem bütün olarak hem de rejim bazlı olarak eşbütünleşme testine tabi tutulduğunda ele alınan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. LSTAR2DL modelinde optimum eşik değerleri -0.065, +0.065 ve optimum geçiş değişkeni dly_{t-1} seçilmiştir. Ekonomik büyüme hızının birinci gecikmesi negatif eşik değerinin altında veya pozitif eşik değerinin üstünde ($dly_{t-1} < -0.065$ veya $dly_{t-1} > 0.065$) olması durumunda ekonomi ikinci rejime geçmektedir. $-0.065 < dly_{t-1} < 0.065$ durumunda ise orta rejim olan birinci rejim baskın olmaktadır. Ekonomi birinci rejimdeyken bakır üretiminin uzun dönem esneklik katsayısı 6.10, gümüş üretiminin 12.31 ve altın üretiminin 0.82’dir. Diğer bir deyişle ekonomi bu rejimdeyken gümüş üretimindeki %1’lik bir artış ekonomik büyüme üzerinde %12.31’lik bir artış meydana getirerek bu rejimdeki en etkili maden olmaktadır. İkinci rejimde bu katsayılar bakır, gümüş ve altın için sırasıyla 0.875, 0.05 ve 0.24’tür. Dolayısıyla birinci rejimde değerli metal üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki uzun dönemli etkisi daha fazladır. Kısa dönemde ise bakır üretiminin büyüme üzerindeki etkisi birinci rejimde pozitif olmasına karşın ekonomik büyüme hızının birinci gecikmesi negatif eşik değerinin altında veya pozitif eşik değerinin üstünde ($dly_{t-1} < -0.065$ veya $dly_{t-1} > 0.065$) olması halinde negatif olmaktadır. Bu durum altın üretimi için de geçerlidir. Gümüş üretiminin ise iki rejimde büyüme üzerinde pozitif etkileri vardır. LSTAR2DL-ECM modelinde $F_{ecm, regime 1}$ ve $F_{ecm, regime 2}$ 6.88 ve 7.19 değerlerine sahip olup bu değerler %1

anamlılık düzeyinde üst sınır kritik değerin üzerinde olduğundan her bir rejimdeki hata düzeltme teriminin istatistiki olarak sifıra eşit olduğunu ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısı her iki rejimde negatif ve anlamlıdır, dolayısıyla hata düzeltme mekanizması her iki rejimde çalışmaktadır. Bu modelde eşik değerleri -0.058, +0.058, geçiş değişkeni ise dly_{t-1} olarak belirlenmiştir. Ele alınan tüm değerli metallerin kısa dönemde ekonomik büyüme üzerinde birinci dönemde pozitif ikinci rejimde ise negatif etkisinin olduğu görülmektedir. LSTAR2DL modelinde değerli metal üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini özetlemek gerekirse bu etkinin uzun dönemde pozitif, kısa dönemde ise birinci rejimde pozitif, ikinci rejimde bakır ve altın için negatif, gümüş için pozitif olduğunu söyleyebiliriz.

Meksika için çözümlenen LSTARDL modelinde ise eşik değeri -0.074, geçiş değişkeni ise dly_{t-1} olarak tespit edilmiştir. Ekonomik büyüme hızının birinci gecikmesi eşik değerinin üstünde ($dly_{t-1} > -0.074$) olması durumunda ekonomi ikinci rejime geçmektedir. Ekonomi birinci rejimdeyken bakır üretiminin uzun dönem esneklik katsayısı 2.07, gümüş üretiminin 1.28 ve altın üretiminin 1.48'dir. Ekonomik büyüme hızı eşik değerini geçtiğinde ise bu katsayılar azalarak sırasıyla 0.97, 1.38 ve 1.08 olmaktadır. Kısa dönemde ise bakır üretimindeki %1'lik bir artış birinci rejimde ekonomik büyüme %-0.732'lik bir azalışa ekonomik büyüme hızının bir önceki gecikmesi eşik değerini geçtiğinde ise %0.831 artışa neden olmaktadır. Gümüş üretiminde ise bu etkiler tam tersi olmaktadır. Yani birinci rejimde ekonomik büyüme üzerinde pozitif ikinci rejimde ise negatif etki doğurmaktadır. Altın üretimi ise hem birinci hem de ikinci rejimde ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkilere sahiptir. LSTARDL-ECM modelinde hata düzeltme teriminin birinci ve ikinci rejimdeki katsayıları sırasıyla -0.311 ve -0.293'tür. Diğer bir deyişle ekonomi birinci rejimdeyken uzun dönem dengesinden sapmaların %31.1'i, ikinci rejimde ise %29.3'ü düzeltilmektedir. Kısa dönemde ise bakır üretiminin büyüme üzerindeki etkisi birinci rejimde negatif ikinci rejimde pozitifdir. Gümüş ve altın üretiminin ise birinci dönem pozitif ikinci dönem negatif etkileri mevcuttur. LSTARDL modelinde değerli metal üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini özetlemek gerekirse bu etkinin uzun dönemde pozitif, kısa dönemde ise birinci rejimde sadece bakır için negatif, ikinci rejimde ise sadece gümüş için negatif olduğunu söyleyebiliriz.

Peru için seçilen modellerin sunumu Ek 24’de yer almaktadır. Burada yer alan LSTAR2DL ve LSTARDL modellerinin de R^2 değerleri birbirine yakındır, dolayısıyla her iki modelin ele alınan değişkenleri açıklama gücü birbirine yakındır. Eşbütünleşme analizinde kullandığımız $F_{PSS,overall}$, test istatistiği LSTAR2DL modeli için 8.25, LSTARDL modeli için 9.36 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır kritik değeri olan 4.947’nin üzerinde olduğundan bu modeller bir bütün olarak ele alındığında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. Rejimlere özgü F_{PSS} değerleri ise LSTAR2DL modelinde birinci rejimde 9.93, ikinci rejimde 6.30; LSTARDL modelinde ise bu değerler sırasıyla 10.98 ve 9.15’tir. Bu değerler %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır kritik değerin üstünde olduğundan her iki rejimde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı istatistiki olarak kabul edilmektedir. Bu modellerin kısıtlı versiyonları olan LSTAR2DL-ECM ve LSTARDL-ECM modellerinde $F_{ecm, overall}$ istatistikleri sırasıyla 7.85 ve 6.93 olarak hesaplanmıştır. Diğer bir deyişle bu modeller bir bütün olarak ele alındığında hata düzeltme teriminin sıfır olduğunu ifade eden boş hipotez reddedilerek hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı olduğu alternatif hipotezi kabul edilmektedir. Rejimlere özgü $F_{ecm, Regime1(2)}$ değerlerinin benzer şekilde her iki modelde kritik değerlerin üzerinde olduğu görülmektedir. Eşik değerleri LSTAR2DL modeli için -0.71,+0.71, LSTAR2DL-ECM modeli için -0.16,+0.16, LSTARDL modeli için 0.11 ve son olarak LSTARDL-ECM modeli için 0.125 olarak seçilmiştir. Optimum geçiş değişkeni tüm modeller için dly_{t-1} olarak tespit edilmiştir. Uzun dönem esneklik katsayıları ile kısa dönem katsayılarının LSTAR2DL ve LSTARDL modellerinin her iki rejimde pozitif olduğu görülmektedir. Dolayısıyla ele alınan değerli maden üretimlerinin ekonomik büyüme üzerinde hem uzun hem de kısa dönem pozitif etkilerinin bulunduğu çalışmanın bulguları arasındadır. Ayrıca bu etkiler rejimler arası asimetrik özellik sergilemektedir. Bu modellerin kısıtlı versiyonları olan LSTAR2DL-ECM ve LSTARDL-ECM modellerinde hata düzeltme terimi negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğundan uzun dönem dengesinden sapmaların düzeltildiği söylenebilir. Bu modellerde de kısa ve uzun dönem parametrelerin pozitif ve anlamlı olduğu ve ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkiler taşıdığı görülmektedir. LSTAR2DL ve LSTARDL modellerinde değerli metal üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini özetlemek gerekirse bu etkinin hem uzun dönemde hem de kısa dönemde her iki modelde pozitif fakat rejimler arasında asimetrik olduğunu söyleyebiliriz.

STARDL(-ECM) modelleri aynı anda hem uzun dönem hem de kısa dönemde ekonomik büyüme ile değerli metal üretimi arasındaki ilişkinin modellenmesine imkân tanımaktadır. Model sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde değerli metal üretiminin ekonomik büyüme üzerinde hem uzun hem de kısa dönemde pozitif etkisinin olduğu ancak bu etkinin rejimler boyunca asimetrik olduğu görülmektedir.



5. SONUÇ

Gelb (1988) tarafından öne sürülen “Kaynak Laneti” tezi, doğal kaynak zenginliğine sahip olmanın özellikle düşük ve orta gelir düzeyindeki ülkelerin ekonomik büyüme ve kalkınması üzerinde olumsuz etkisinin olduğunu ifade etmektedir. Kaynak lanetinin nedenleri üzerine yapılan çalışmalarda doğal kaynak zenginliğinin genel olarak dört kanal vasıtasıyla ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etki yarattığı görülmektedir. Bu kanallardan en çok kabul göreni olan Hollanda Sendromuna göre doğal kaynak rezervlerinin keşfi ülke para biriminin değerlendirilmesine ticaret hadlerinin bozulmasına ve sanayi sektörünün dışlanmasına neden olarak ekonomi üzerinde olumsuz etkiler meydana getirmektedir. Fiyat dalgalanmaları kanalı ise bu kaynakların uluslararası fiyatlarında meydana gelen dalgalanmaların ekonomik şoklara neden olmasını ifade etmektedir. Politik açıklamalar arasında yer alan “Rantçı Devlet” teorisine göre ise bu kaynaklardan elde edilen büyük miktardaki gelir vergilere dayalı bir gelir olmadığından iktidarı elinde bulunduranların vatandaşlarına karşı hesap verebilirliğini ortadan kaldırmaktadır. İktidarı elinde bulunduranlar bu gelirleri halkın refahını arttıran ve kalkınmayı sağlayan yatırımlarda kullanmak yerine kendi iktidarlarını pekiştirmek amacıyla askeri harcamalara kaydırmakta, iktidarını destekleyen kesimlere tahsis etmekte ve kendi kişisel hazinelerine aktarmaktadır. Bu gibi olumsuz politik güdüler, ekonomik büyümenin önünde bir engel olan zayıf kurumsal altyapının oluşmasına neden olmaktadır. Son kanal olan dışlama etkisi görüşüne göre doğal kaynak bolluğu ekonomik büyüme ile pozitif ilişkisi olan sosyal, beşeri, fiziksel, yabancı, finansal ve reel sermayeyi dışlayabilmektedir.

Son yirmi yılda yapılan ampirik çalışmaların önemli bir kısmı Kaynak Laneti tezini destekler nitelikte sonuçlar ortaya koymasına karşın bu bolluğun ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisinin olduğunu ya da hiçbir etkisinin olmadığını ortaya koyan çalışmaların sayısı da azımsanmayacak kadar çoktur. Sonuçlardaki bu farklılık doğal kaynak zenginliğini temsilen kullanılan göstergelere, kullanılan ekonometrik analiz yöntemlerine ve analize konu olan ülkelere ve zaman aralığına bağlıdır. Literatürde

bu ilişki incelenirken doğal kaynak zenginliğinin nasıl ölçüleceği konusunda bir konsensüs bulunmadığı görülmektedir. Doğal kaynak ihracatının milli gelir içindeki payı, bu ihracatın toplam ihracat içindeki payı, doğal kaynak rantının milli gelir içindeki payı, kişi başına düşen arazi miktarı, sermaye başına düşen yer altı zenginliği, doğal sermayenin toplam sermaye içindeki payı, toplam doğal sermaye oranı bunlardan bazılarıdır. Bunun yanı sıra literatürde sahip olunan doğal kaynak tipinin ekonomik büyüme üzerinde farklı sonuçlar meydana getirdiği görülmektedir. Ele alınan doğal kaynak tipleri arasında fosil yakıtlar, mineraller, gıda ve tarımsal ham maddeler bulunmaktadır. Bu ilişkinin analizinde en çok kullanılan yöntemin ise EKK olduğu görülmektedir. Bu çalışmada ise doğal kaynaklardan sadece değerli metal grubu ele alınmıştır. Değerli metaller grubu içerisinde altın, gümüş, bakır, platinyum, paladyum, rodyum, iridyum, rutenyum bulunmaktadır. Ancak altın, gümüş ve bakır haricindekiler analiz için yeterli uzunlukta seriler olmadığı için analize dâhil edilmemiştir. Bu madenlere sahipliğin göstergesi olarak yıllık üretim miktarı verileri kullanılarak bu alanda daha önce kullanılmamış olan MS-VEC ve STARDL(-ECM) modelleri vasıtasıyla Kaynak Laneti tezi test edilmiştir. Çalışmada kaynak lanetine neden olduğu ileri sürülen etkenler analize edilmemiş sadece bu tezin geçerliliği araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan modellerden MS-VEC modelleri iş çevrimlerindeki asimetriyi ve doğrusal olmayan dinamikleri yakalamak amacıyla kullanılmıştır. Sabit, ortalama, heteroscedasticity gibi bazı terimlerde geçişlere müsaade eden bu vektör hata düzeltme modelleri uzun dönem dengesinden sapmaların rejime has farklı ayarlama hızları ile karakterize edilmesine imkân tanımakla birlikte kısa ve uzun dönem dinamiklerin birlikte incelenmesine olanak sağlamaktadır. ARDL modelini STAR modelleriyle birleştiren STARDL modelleri ise rejim geçişlerinin lojistik ve üssel geçiş fonksiyonlarıyla gerçekleştiği iki farklı rejimdeki farklı uzun dönem (eşbütünleşme) ve kısa dönem dinamiklerinin modellenmesine imkân tanımaktadır.

Çalışmada bahse konu testler uygulanmadan önce ön tanımlayıcı testler kullanılmıştır. Bu kapsamda hem doğrusal hem de doğrusal olmayan birim kök testlerinde serilerin düzeyde durağan olmadığı ancak birinci farkları alındığında klasik anlamlılık düzeylerinde durağan oldukları tespit edilmiştir. Serilerin doğrusallığını test etmek içinse BDS testleri kullanılmıştır. Buna göre ele alınan tüm serilerin hem düzeyde hem de birinci farkları alındığında doğrusal olmayan

özelliklere sahip olduğu tespit edilmiştir. Serilerin durağanlık düzeylerinin aynı olduğu tespit edildiğinden eşbütünleşme ilişkisini analiz etmek amacıyla Johansen, Engle ve Granger ile doğrusal olmayan testler arasında yer alan KSS eşbütünleşme testleri uygulanmıştır. Her bir ülke için uygulanan Johansen eşbütünleşme testlerinde en az bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, diğer eşbütünleşme testlerinde ise ekonomik büyüme ile analize konu olan değerli metal üretimi arasında istatistiki olarak klasik anlamlılık düzeylerinde eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Ekonomik büyüme ile değerli metal üretimi arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra MS-VEC modelleri ile analize devam edilmiştir. Uygulanan analizler neticesinde her bir ülke için en uygun modelin sabit ve varyansın rejimler boyunca değiştiği MSIH-VEC modeli olduğu tespit edilmiştir. ABD ve Avustralya için MSIH(3)-VECM(1) modeli; Filipinler için MSIH(3)-VECM(2) modeli; Kanada, Meksika, Güney Afrika ve Peru içinse MSIH(2)-VECM(1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir. Analiz sonuçlarına bir bütün olarak bakıldığında bağımlı değişkenin ekonomik büyüme olduğu modellerdeki hata düzeltme terimlerinin A.B.D., Güney Afrika ve Meksika için negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu yani uzun dönem dengesine doğru ayarlamamanın olduğu görülmektedir. Bu katsayılar Filipinler, Kanada ve Peru için istatistiki olarak anlamlı olmasına karşın pozitif değerlere sahiptir dolayısıyla uzun dönem dengesinden uzaklaşma söz konusudur. Avustralya için kurulan modelde ise bu katsayı istatistiki olarak anlamlı değildir. Kısa dönem ilişkisine genel olarak bakıldığında ise her bir değerli maden üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi ekonominin içinde bulunduğu rejime göre ve maden tipine göre farklılık göstermektedir. Altın üretimi ele alındığında kısa dönemde için gelişmiş ülkelerden A.B.D. ve Kanada'da Kaynak Laneti tezi geçerliyken Avustralya'da anlamlı bir ilişki bulunmamaktadır. Bu tez gelişmekte olan ülkelere sadece Filipinlerde geçerliyken diğer ülkelere anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Gümüş üretimi kısa dönemde Avustralya ve Peru'da ekonomik büyümeyi olumsuz, Güney Afrika ve Kanada'da ise olumlu etkilemektedir. Bakır üretiminin kısa dönemli etkileri de ülkelere göre farklılık göstermektedir. Bu etki gelişmiş iki ülke olan A.B.D. ve Kanada'da negatif iken Avustralya'da pozitif; gelişmekte olan ülkelere Filipinler ve Güney Afrika için pozitif, Peru için negatif, Meksika için anlamsızdır.

STARDL(-ECM) modelleri çerçevesinde çalışmada Terasvirta (1994) tarafından geliştirilen LM tipi doğrusallık test prosedürü kullanılarak ele alınan seriler için en uygun modellerin LSTARDL ve LSTAR2DL modelleri olduğuna karar verilmiştir. Bu modeller kullanılarak her bir ülke için STARDL tipi eşbütünleşme testleri icra edilmiştir. Eşbütünleşme test sonuçlarına göre her bir ülke için ayrı ayrı oluşturulan LSTARDL ve LSTAR2DL modellerinde hem bütün olarak hem de her bir rejimde ayrı ayrı eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. LSTAR(2)DL-ECM modellerindeki hata düzeltme parametrelerinin, hem tüm model hem de her bir rejim bağımsız olarak ele alındığında, negatif ve anlamlı olduğu uygulanan F testleri sonucunda tespit edilmiştir. Analize konu olan tüm ülkelerde aynı sonuç elde edilmiştir. Avustralya ve Meksika hariç analize konu olan tüm ülkelerde her bir değerli maden üretiminin ekonomik büyüme üzerinde hem uzun hem de kısa dönemde pozitif etkilerinin olduğu analiz sonuçları arasında yer almaktadır. Ancak bu etkilerin rejimler arasında asimetrik olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde asimetrik hata düzeltme mekanizması LSTAR(2)DL-ECM modellerinde de görülmektedir, bu modellerin her bir rejimindeki hata düzeltme parametreleri negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Dolayısıyla uzun dönem dengesine doğru hata düzeltme mekanizması tüm model ve rejimlerde çalışmaktadır. Avustralya için ele alınan modellerde ise analize konu olan tüm değerli maden üretimlerinin uzun dönemde LSTAR2DL modeli ikinci rejimindeki bakır üretimi hariç olmak üzere ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkilerinin olduğu tespit edilmiştir. Kısa dönemde ise LSTAR2DL ve LSTAR2DL-ECM modellerinde birinci rejiminde bu etkinin tüm metaller için pozitif ikinci rejimde ise negatif olduğu görülmektedir. Aynı dönemde LSTARDL modelinde ise birinci rejimde bakır üretimi için negatif, altın ve gümüş için pozitif, ikinci rejimde ise gümüş üretimi için negatif, bakır ve altın için pozitif olduğu görülmektedir. Meksika’da ise tüm maden üretimlerinin ekonomik büyüme üzerinde uzun dönemde pozitifdir. Kısa dönemde ise bu etkiler model yapısına ve rejime göre çeşitlilik göstermektedir.

STARDL modelleri çerçevesinde genel olarak hem uzun hem de kısa dönemde Kaynak Laneti tezinin analize konu ülke ve değerli maden türleri için geçerli olmadığı bu madenlerin ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkilerinin olduğu sonucuna varılmıştır.

Değerli maden üretiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri ülkelerin gelişmişlik düzeylerine, ekonominin içinde bulunduğu rejime, uzun ve kısa döneme ve kullanılan ekonometrik analiz yöntemine göre çeşitlilik göstermektedir. Bu çeşitlilik ayrıca ülkelerin ekonomik ve politik yapılarından kaynaklanabilir. Kaynak laneti etkisini minimize etmek amacıyla ülke ekonomisinin sadece değerli metal üretimine dayalı olmaması, ülkedeki ekonomik etkinliklerin çeşitlendirilmesi ve yüksek katma değer üreten alanlarda faaliyet gösterilmesi gerekmektedir.



KAYNAKÇA

- Albert, James H., Siddhartha Chib. 1993. Bayes Inference via Gibbs Sampling of Autoregressive Time Series Subject to Markov Mean and Variance Shifts. **Journal of Business & Economic Statistics**. c. 11. s. 1: 1-15.
- Alexeev, Michael, Robert Conrad. 2011. The natural resource curse and economic transition. **Economic Systems**. c. 35. s. 4: 445-461.
- Ali, Hamid E., Omnia A. Abdellatif. 2013. Military Expenditures and Natural Resources: Evidence from Rentier States in The Middle East And North Africa. **Defence and Peace Economics**. c. 26. s. 1: 5-13.
- Altuğ, Sumru, Melike Bildirici. 2010. Business cycles around the globe: a regime switching approach. **Forum Working Paper Series Working Paper 1009. Tüsiad-Koç University Economic Research**.
- Anshasy, Amany A. El, Marina-Selini Katsaiti. 2015. Are natural resources bad for health? **Health &Place**. c. 32: 29-42.
- Arezki, Rabah, Markus Brückner. 2011. Oil rents, corruption, and state stability: Evidence from panel data regressions. **European Economic Review**. c. 55: 955-963.
- Arezki, Rabah, Frederick van der Ploeg. 2011. Do Natural Resources Depress Income Per Capita? **Review of Development Economics**. c. 15. s. 3: 504-521.
- Atkinson, Giles, Kirk Hamilton. 2003. Savings, Growth and the Resource Curse Hypothesis. **World Development**. c. 31. s. 11: 1793-1807.
- Auty, Richard M. 2007. Patterns of Rent Extraction and Deployment in Developing Countries: Implications for Governance, Economic Policy and Performance. **Advancing Development. Core Themes in Global Economics**. ed. George Mavrotas ve Anthony Shorrocks. New York: Palgrave Macmillan: 555-577.
- _____. 1993. **Sustaining development in mineral economies : The Resource Curse**. London: Routledge, 1993.
- Auty, Richard, Sampsa Kiiski. 2001. Natural Resources, Capital Accumulation, Structural Changes. **Resource Abundance and Economic Development**. ed. Richard M. Auty. New York: Oxford University Press: 19-36.
- Bacon, David W., Donald G. Watts. 1971. Estimating the Transition between Two Intersecting Straight Lines. **Biometrika**. c. 58. s. 3: 525-534.
- Badeeb, Ramez Abubakr, Hooi Hooi Lean, Jeremy Clark. 2017. The evolution of the natural resource curse thesis: A critical literature survey. **Resources Policy**. c. 51: 123-134.
- Balke, Nathan S., Thomas B. Fomby. 1997. Threshold cointegration. **International Economic Review**. c. 38: 627-645.

- Banerjee, A., J. Dolado, R. Mestre. 1998. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. **Journal of Time Series Analysis**. c. 19: 267-283.
- Barro, Robert. 2000. Inequality and Growth in a Panel of Countries. **Journal of Economic Growth**. c. 5: 5-28.
- Barro, Robert. 2002. Quantity and Quality of Economic Growth. **Journal Economía Chilena (The Chilean Economy), Central Bank of Chile**. c. 5. s. 2: 17-36.
- Bates, D.M., D.G. Watts. 1998. **Nonlinear regression and its applications**. New York: John Wiley.
- Behbudi, D., S. Mamipour, A. Karami. 2010. Natural resource abundance, human capital and economic growth in the petroleum exporting countries. **J. Econ. Dev.** c.35: 81-102.
- Bhattacharyya, Sambit, Roland Hodler. 2010. Natural resources, democracy and corruption. **European Economic Review**. c. 54: 608-621.
- Bildirici, Melike, Özgür Ömer Ersin. 2018. Economic growth and CO2 emissions: an investigation with smooth transition autoregressive distributed lag models for the 1800–2014 period in the USA. **Environmental Science and Pollution Research**. c. 25, s. 1: 200-219.
- Birdsall, Nancy, Thomas Pinckney, Richard Sabot. 2001. Natural Resources, Human Capital, and Growth. **Resource Abundance and Economic Growth**. ed. Richard M. Auty. New York: Oxford University Press: 19-36.
- Boschini, Anne D., Jan Pettersson, Jesper Roine. 2003. Resource Curse or Not: A Question of Appropriability. **SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance**. c. 534: 1-37.
- Bravo-Ortega, C., J. De Gregorio. 2007. The relative richness of the poor? Natural resources, human capital and economic growth. **Natural Resources, Neither Curse Nor Destiny**. ed. D. Lederman ve W. Maloney. Washington: World Bank: 71-99.
- Brock, W. A., W. D. Dechert, J. A. Scheinkman. 1987. **A Test for Independence Based on the Correlation**. Wisconsin: Department of Economics, University of Wisconsin.
- Brunnschweiler, Christa N. 2008. Cursing the Blessings? Natural Resource Abundance, Institutions, and Economic Growth. **World Development**. c. 36. s. 3: 399-419.
- Brunnschweiler, Christa N., Erwin H. Bulte. 2008. The resource curse revisited and revised: A tale of paradoxes and red herrings. **Journal of Environmental Economics and Management**. c. 55: 248-264.
- Bruzda, Joanna. 2006. Testing for logistic and exponential smooth transition cointegration with an application to monetary exchange rate models. **In Proceedings of the 24th International Conference on Mathematical Methods in Economics**. Pilsen: University of West Bohemia: 61-75.
- Bulte, Erwin H., Richard Damania, Robert T. Deacon. 2005. Resource intensity, institutions, and development. **World Development**. c. 33. s. 7: 1029-1044.

- Cabralles, Antonio, Esther Hauk. 2011. The Quality Of Political Institutions and the Curse of Natural Resources. **The Economic Journal**. c. 121. s. 551: 58-88.
- Cavalcanti, Tiago V. de V., Kamiar Mohaddes, Mehdi Raissi. 2011. Growth, development and natural resources: New evidence using a heterogeneous panel analysis. **The Quarterly Review of Economics and Finance**. c. 51: 305-318.
- Chan, K.S. 1990. Testing for Threshold Autoregression. **The Annals of Statistics**. c. 18. s. 4:1886-1894.
- Chan, K. S., H. Tong. 1986. On Estimating Thresholds in Autoregressive Models. **Journal of Time Series Analysis**. c. 7. s. 3: 179-190.
- Chen, Cathy W.S., Richard H. Gerlach, S.T. Boris Choy, Celine Lin. 2010. Estimation and Inference for Exponential Smooth Transition Nonlinear Volatility Models. **Journal of Statistical Planning and Inference**. c. 140. s. 3: 719-733.
- Chen, Haiqiang, Terence Tai-Leung Chong, Jushan Bai. 2012. Theory and Applications of TAR Model with Two Threshold Variables. **Econometric Reviews**. c. 31. s. 2: 142-170.
- Chen, Yi-Ting. 2002. On the Robustness of Ljung–Box and McLeod–Li Q Tests: A Simulation Study. **Economics Bulletin**. c. 3. s. 17: 1-10.
- Choi, In, Pentti Saikkonen. 2010. Tests For Nonlinear Cointegration. **Econometric Theory**. c. 26: 682-709.
- Clements, M.P., Hans-Martin Krolzig. 1998. A Comparison of the Forecast Performance of Markov-Switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP. **Econometrics Journal**. c. 1. s. 1: C47-C75.
- Cockx, Lara, Nathalie Francken. 2014. Extending the concept of the resource curse: Natural resources and public spending on health. **Ecological Economics**. c. 108: 136-149.
- _____. 2016. Natural resources: A curse on education spending? **Energy Policy**. c. 92: 394-408.
- Collier, Paul. 2007. **The Bottom Billion. Why the Poorest Countries Are Failing and What Can Be Done About It**. Oxford: Oxford University Press.
- Collier, Paul, Anke Hoeffler. 2004. Greed and grievance in civil war. **Oxford Economic Papers**. c. 56. s. 4: 563-595.
- _____. 2009. Testing the neocon agenda: Democracy in resource-rich societies. **European Economic Review**. c. 53: 293-308.
- Cook, Steven, Dimitrios Vougas. 2009. Unit root testing against an ST–MTAR alternative: finite-sample properties and an application to the UK housing market. **Applied Economics**. c. 41: 1397-1404.
- Corden, W. Max. 1984. Booming sector and Dutch Disease economics: survey and consolidation. **Oxford Economic Papers**. c. 36: 359-380.
- Corden, W. Max, J. Peter Neary. 1982. Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy. **The Economic Journal**. c. 92. s. 368: 825-848.

- Cotet, Anca M., Kevin K. Tsui. 2013. Oil, Growth, and Health: What Does the Cross-Country Evidence Really Show? **The Scandinavian Journal of Economics**. c. 115. s. 4: 1107-1137.
- Crowson, Phillip. 2009. The Resource Curse: A Modern Myth? **Mining, Society, and a Sustainable World**. ed. Jeremy P. Richards. Berlin Heidelberg: Springer-Verlag: 3-36.
- Daniele, Vittorio. 2011. Natural Resources and the 'Quality' of Economic Development. **The Journal of Development Studies**. c. 47. s. 4: 545-573.
- Davies, Robert B. 1977. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Biometrika** c. 64: 247-254.
- Davis, Graham. 1995. Learning to Love the Dutch Disease: Evidence from the Mineral. **World Development**. c. 23: 1765-79.
- de Soysa, Indra, Ismene Theodora Gizelis. 2013. The natural resource curse and the spread of HIV/AIDS, 1990-2008. **Social Science & Medicine**. c. 77: 90-96.
- Deacon, Robert T. 2011. The Political Economy of the Natural Resource Curse: A Survey of Theory and Evidence. **Foundations and Trends in Microeconomics**. c. 7. s. 2: 111-208.
- Dickey, David A., Wayne A. Fuller. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**. c. 74. s. 366: 427-431.
- Dietz, Simon, Eric Neumayer, Indra de Soysa. 2007. Corruption, the resource curse and genuine saving. **Environment and Development Economics**. c. 12: 33-53.
- Dijk, Dick van. 1999. **Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference**. Amsterdam: Thela Thesis.
- Dijk, Dick van, Philip Hans Franses. 2003. Selecting a Nonlinear Time Series Model using Weighted Tests of Equal Forecast Accuracy. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. c. 65. s. 1: 727-744.
- Dijk, Dick van, Timo Terasvirta. 2000. Smooth Transition Autoregressive Models- A Survey of Recent Developments. **Econometric Institute Research Report EI2000-23/A**: 1-41.
- Dijk, Dick van, Timo Teräsvirta, Philip Hans Franses. 2002. Smooth Transition Autoregressive Models — A Survey Of Recent Developments. **Econometric Reviews**. c. 21: 1-47.
- Drelichman, Mauricio. 2005. American Silver and the Decline of Spain. **Economic History Association**. c. 65. s. 2: 532-535.
- Eitrheim, Oyvind, Timo Terasvirta. 1996. Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of Econometrics**. c. 74. s. 1: 59-75.
- Elbra, Ainsley. 2017. **Governing African Gold Mining. Private Governance and the Resource Curse**. London: Palgrave Macmillan.
- Enders, Walter. 2014. **Applied Econometric Time Series**. 4. bs. USA:Wiley.

- Enders, Walter, C.W.J. Granger. 1998. Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. **Journal of Business and Economic Statistics**. c. 16. s. 3: 304-311.
- Engerman, Stanley, Kenneth Sokoloff. 2000. Institutions, Factor Endowments, and Paths of Development in the New World. **Journal of Economic Perspectives**. c. 14: 217-232.
- Engerman, Stanley L., Kenneth L. Sokoloff. 1994. Factor Endowments: Institutions, and Differential Paths of Growth Among New World Economies: A View from Economic Historians of the United States. **NBER Historical Working Paper**. c. 66: 1-45.
- Engle, Robert F., Clive W.J. Granger. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**. c. 55. s. 2: 251-276.
- Engle, Robert F., Byung Sam Yoo. 1987. Forecasting and Testing In-Cointegrated Systems. **Journal of Econometrics**. c. 35: 143-159.
- Escribano, Alvaro, Oscar Jorda. 1999. Improved testing and specification of smooth transition regression models. **Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data**. ed. Philip Rothman. Boston: Kluwer Academic Press: 289-319.
- Fearon, James, David Laitin. 2003. Ethnicity, Insurgence and Civil War. **American Political Science Review**. c. 97. s. 2: 75-90.
- Frankel, Jeffrey A. 2010. The Natural Resource Curse: A Survey. **NBER Working Paper Series**. Working Paper 15836.
- Franses, Philip Hans, Dick van Dijk. 2003. **Non-linear time series models in empirical finance**. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gelb, Alan. 1988. **Oil Windfalls Blessing or Curse?** New York: Oxford University Press.
- Goderis, Benedikt, Samuel W. Malone. 2011. Natural Resource Booms and Inequality: Theory and Evidence. **The Scandinavian Journal of Economics**. c. 113. s. 2: 388-417.
- Goldfeld, Stephen M., Richard E. Quandt. 1973. A Markov model for switching regressions. **Journal of Econometrics**. c. 1. s. 1: 3-15.
- Gonzalo, J., Jean-Yves Pitarakis. 2002. Estimation and Model Selection Based Inference in Single and Multiple Threshold Models. **Journal of Econometrics**. c. 110: 319-352.
- Granger, C.W.J., T. Terasvirta. 1993. **Modelling Nonlinear Economic Relationships**. Oxford: Oxford University Press.
- Granger, CWJ, G. Yoon. 2002. **Hidden cointegration**. San Diego: University of California, Mimeo.
- Gylfason, Thorvaldur. 2001. Natural resources, education, and economic development. **European Economic Review**. c. 45: 847-859.
- . 2004. Natural Resources and Economic Growth: From Dependence to Diversification. **Centre for Economic Policy Research Discussion Paper**. No. 4804: 1-34.

- Gylfason, Thorvaldur, Gylfi Zoega. 2002. Inequality and Economic Growth: Do Natural Resources Matter? **CESifo Working Paper Series**. No. 712.
- Gylfason, Thorvaldur, Tryggvi Thor Herbertsson, Gylfi Zoega. 1999. A mixed blessing: Natural Resources and Economic Growth. **Macroeconomic Dynamics**. c. 3: 204-225.
- Haber, S., V. Menaldo. 2011. Do natural resources fuel authoritarianism? A reappraisal of the resource curse. **American Political Science Review**. c. 105. s. 1: 1-26.
- Haldrup, Niels, Robinson Kruse, Timo Teräsvirta, Rasmus T. Varneskov. 2013. Unit roots, nonlinearities and structural breaks. **Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics**. ed. Nigar Hashimzade, Michael A. Thornton. Cheltenham, UK: Edward Elgar: 61-94.
- Hamilton, James D. 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**. c. 57: 357-384.
- _____. 1990. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**. c. 45. s. 1-2: 39-70.
- Hansen, Bruce E. 1996. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**. c. 64. s. 2: 413-430.
- _____. 1997. Inference in TAR Models. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c. 2. s. 1: 1-14.
- Harvey, David I., Terence C. Mills. 2002. Unit roots and double smooth transitions. **Journal of Applied Statistics**. c. 29. s. 5: 675-683.
- Havranek, Tomas, Roman Horvath, Ayaz Zeynalov. 2016. Natural Resources and Economic Growth: A Meta-Analysis. **World Development**. c. 88: 134-151.
- Hilson, Gavin, Tim Laing. 2017. Guyana Gold: A Unique Resource Curse? **The Journal of Development Studies**. c. 53. s. 2: 229-248.
- Howie, Peter, Zauresh Atakhanova. 2014. Resource boom and inequality: Kazakhstan as a case study. **Resources Policy**. c. 39: 71-79.
- Humphreys, Macartan. 2005. Natural Resources, Conflicts, and Conflict Resolution: Uncovering the Mechanisms. **Journal of Conflict Resolution**. c. 49: 508-537.
- Isaacs, Asher. 1934. Reviews: American Treasure and the Price Revolution in Spain, 1501-1650. by Earl J. Hamilton. **Journal of the American Statistical Association**. c. 29. s. 188: 442-444.
- Isham, Jonathan, Michael Woolcock, Lant Pritchett, Gwen Busby. 2003. The Varieties of Resource Experience: How Natural Resource Export Structures Affect the Political Economy of Economic Growth. **Middlebury College Economics Discussion Paper**. No. 03-08: 1-37.
- Jensen, Nathan, Leonard Wantchekon. 2004. Resource Wealth and Political Regimes in Africa. **Comparative Political Studies**. c. 37: 816-841.
- Johansen, Søren. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**. c. 59. s. 6: 1551-1580.

- _____. 1995. **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**. Oxford: Oxford University Press.
- Kapetanios, George. 2001. Model Selection in Threshold Models. **Journal of Time Series Analysis**. c. 22. s. 6: 733-754.
- Kapetanios, George, Yongcheol Shin, Andy Snell. 2003a. Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. **Journal of Econometrics**. c.112. s. 2: 359-379.
- _____. 2003b. Testing for Cointegration in Nonlinear STAR Error Correction Models. **Quenn Mary University of London Working Paper**. No:497: 1-24.
- _____. 2006. Testing for Cointegration in Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models. **Econometric Theory**. c. 22. s. 2: 279-303.
- Kılıç, Rehim. 2011a. Testing for a unit root in a stationary ESTAR process. **Econometric Reviews**. c. 30. s. 3: 274-302.
- _____. Rehim. 2011b. Testing for Co-integration and nonlinear adjustment in a Smooth Transition Error Correction Model. **Journal of Time Series Analysis**. c. 32. s. 6: 647-660.
- King, Richard. 2009. An Institutional Analysis of the Resource Curse in Africa: Lessons for Ghana. **Consilience**. c. 2: 1-22.
- Knowle, Stephen, P. Dorian Owen. 1995. Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model. **Economics Letters**. c.48: 99-106.
- Krolzig, Hans-Martin. 2001. Business cycle measurement in the presence of structural change: international evidence. **International Journal of Forecasting**. c.1: 349-368.
- _____. 1998. **Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox**. <http://fmwww.bc.edu/ec-p/software/ox/Mswardoc.pdf> [15.2.2015].
- _____. 1997. **Markov-Switching Vector Autoregressions Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis**. Berlin: Springer.
- _____. 2000. **Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes**. <https://www.nuffield.ox.ac.uk/economics/papers/2000/w31/msvarfor.pdf> [15.2.2015].
- Krolzig, Hans-Martin, Massimiliano Marcellino, Grayham E. Mizon. 2002. A Markov-Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labour Market. **Empirical Economics**. c. 27. s. 2: 233-254.
- Kruse, Robinson. 2011. A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics. **Statistical Papers**. c. 52.: 71-85.
- Kumar, Alok. 2008. **A Markov-Switching Vector Error Correction Model of the Indian Stock Price and Trading Volume**. SSRN. <https://www.ssrn.com/abstract=689661> [18.2.2015]

- Leamera, Edward E., Hugo Maul, Sergio Rodriguez, Peter K Schott. 1999. Does Natural Resource abundance increase Latin American income inequality? **Journal of Development Economics**. c. 59. s. 1: 3-42.
- Leite, C., J. Weidman. 1999. Does mother nature corrupt? Natural Resources, Corruption and Economic Growth. **IMF Working Papers**. WP 99/85.
- Leybourne, Stephen, Paul Newbold, Dimitrios Vougas. 1998. Unit roots and smooth transitions. **J. Time Ser. Anal.** c. 19. s. 1: 83–98.
- Li, Dao, Changli He. 2012. Testing Linear Cointegration Against Smooth-Transition Cointegration. **Örebro University Working Paper Series**. c. 6: 1-44.
- Li, W.K. 1993. A Simple One Degree of Freedom Test for Non-Linear Time Series Model Discrimination. **Statistica Sinica**. c. 3: 245-254.
- Lin, Chien-Fu Jeff, Timo Terasvirta. 1994. Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous structural change. **Journal of Econometrics**. c. 62. s. 2: 211-228.
- Luukkonen, Ritva, Pentti Saikkonen, Timo Teräsvirta. 1988. Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models. **Biometrika Trust**.: 491-499.
- Maki, Daiki. 2010. An alternative procedure to test for cointegration in STAR models. **Mathematics and Computers in Simulation**. c. 80: 999-1006.
- Mankiw, N. Gregory, David Romer, David n. Weil. 1992. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**.: 407-437.
- McLeod, A. I., W. K. Li. 1983. Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations. **Journal of Time Series Analysis**. c. 4. s. 4: 269-273.
- Mehlum, Halvor, Karl Moene, Ragnar Torvik. 2006. Institutions and the Resource Curse. **The Economic Journal**. c. 116: 1-20.
- Moshiri, Saeed, Sara Hayati. 2017. Natural Resources, Institutions Quality, and Economic Growth; A Cross-Country Analysis. **Iran. Econ. Rev.** c. 21: 661-693.
- Mushkin, Selma J. 1962. Health as an Investment. **Journal of Political Economy**. c. 70. s. 5: 129-157.
- Narayan, Paresh K. 2005. The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. **Applied Economics**. c. 37. s. 17: 1979-1990.
- Narayan, Selma, Paresh K. Narayan. 2005. An empirical analysis of Fiji's import demand function. **Journal of Economic Studies**. c. 32. s. 2:158-168.
- Ng, Serena, Pierre Perron. 1995. Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. **Journal of the American Statistical Association**. c. 90. s. 429: 268-281.
- O'Connell, Rhona, ve diğ. 2017a. **GFMS Gold Survey 2017**. London: Thomson Reuters.
- _____. 2017b. **Platinum Group Metals Survey 2017**. London: Thomson Reuters.

- _____. 2017c. **World Silver Survey 2017**. London: Thomson Reuters.
- O'Higgins, Eleanor R. E. 2006. Corruption, Underdevelopment, and Extractive Resource Industries: Addressing the Vicious Cycle. **Business Ethics Quarterly**. c. 16. s. 2: 235-254.
- Omay, Tolga, Dilem Yildirim. 2013. Nonlinearity and Smooth Breaks in Unit Root Testing. **MPRA Paper No. 62334**.
- Öcal, Nadir, Denise R. Osborn. 2000. Business Cycle Non-Linearities in UK Consumption and Production. **Journal of Applied Econometrics**. c. 15. s. 1: 27-43.
- Parcerro, Osiris J., Elissaios Papyrakis. 2016. Income inequality and the oil resource curse. **Resource and Energy Economics**. c. 45: 159-177.
- Park, Joon Y., Mototsugu Shintani. 2005. Testing for a unit root against transitional autoregressive models. **Vanderbilt University Department Of Economics, Working Paper No. 05-W10**: 1-49.
- Pesaran, M. Hashem, Bahram Pesaran. 1997. **Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis**. Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M. Hashem, Ron P. Smith. 1998. Structural Analysis of Cointegrating VARs. **Journal of Economic Surveys**. c. 12. s. 5: 471-505.
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin. 1999. An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium**. ed. Steinar Strøm. Cambridge: Cambridge University Press: 371-413.
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, Richard J. Smith. 2001. Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships. **Journal of Applied Econometrics**. c. 16: 289-326
- Pippenger, Michael K., Gregory E. Goering. 1993. A note on the empirical power of unit root tests under threshold processes. **Oxford Bulletin of Economics and Statics, Department of Economics, University of Oxford**. c. 55. s. 4: 473-481.
- Porter, Michael E. 1990. The Competitive Advantage of Nations. **Harward Business Review March-April**: 73-91.
- Prebisch, Raul. 1950. **The Economic Development of Latin America and its Principal Problems**. Lake Success, New York: United Nations.
- Psaradakis, Zacharias, Fabio Spagnolo Martin Sola, Nicola Spagnolo. 2008. Selecting Nonlinear Time Series Models Using Information Criteria. **Journal of Time Series Analysis**. c. 3. s. 4: 369-394.
- Quandt, R. 1983. Computational problems and methods. **Handbook of Econometrics I**. ed. Z. Griliches, M.D. Intriligator. Amsterdam: Elsevier Science: 699-746.
- Ramsey, J. B. 1969. Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (methodological)**. c. 31. s. 2: 350-371.

- Ritva, Luukkonen, Timo Terasvirta. 1991. Testing Linearity of Economic Time Series against Cyclical Asymmetry. **Annales D'economie Et De Statistique**. c. 20/21: 126-142.
- Robinson, James A., Ragnar Torvik, Thierry Verdier. 2006. Political foundations of the resource curse. **Journal of Development Economics**. c. 79: 447-468.
- Romer, Paul Michael. 1990. Endogenous Technological Change. **Journal of Political Economy, University of Chicago Press**. c.98. s. 5: 71-102.
- Ross, Michael L. 1999. The political economy of the resource curse. **World Politics**. c.51: 297-322.
- _____. 2001a. **Extractive sectors and the poor**. Boston: OXFAM America.
- _____. 2001b. Does Oil Hinder Democracy? **World Politics** c. 53. s. 3: 325-361.
- _____. 2003. How does mineral wealth affect the poor? **Researchgate**. https://www.researchgate.net/publication/228601978_How_does_mineral_wealth_affect_the_poor [12.10.2017].
- _____. 2004. Does tax lead to representation? **British Journal of Political Science**. c. 34: 229-249.
- _____. 2007. How Mineral-Rich States Can Reduce Inequality. **Escaping the Resource Curse**. ed. Macartan Humphreys, Jeffrey D. Sachs, Joseph E. Stiglitz. Columbia: Columbia University Press: 237-255.
- Rothe, Christoph, Philipp Sibbertsen. 2006. Phillips-Perron-type unit root tests in the nonlinear ESTAR framework. **Allgemeines Statistisches Archiv**. c. 90: 439-456.
- Sachs, Jeffrey D., Andrew M. Warner. 1995. Natural Resource Abundance and Economic Growth. **NBER Working Papers**. c. 5398: 1-54.
- _____. 1997a. Sources of slow growth in African economies. **Journal of African Economies**. c. 6: 335-376.
- _____. 1997b. Natural Resource Abundance and Economic Growth. **Harvard Institute for International Development Working Paper, November**: 1-50.
- _____. 2001. The curse of natural resources. **European Economic Review**. c. 45: 827-838.
- Sachs, Jeffrey D., Joaquín Vial. 2002. Can Latin America compete? **The Latin American competitiveness report 2001-2002**. ed. Joaquín Vial, Peter K. Cornelius. New York: Oxford University Press: 10-29.
- Said, Said E., David A. Dickey. 1984. Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. **Biometrika**. c. 71. s. 3: 599-607.
- Sala-i-Martin, Xavier, Arvind Subramanian. 2003. Addressing The Natural Resource Curse: An Illustration From Nigeria. **NBER Working Paper Series 2003**: 1-46.
- Schorderet, Y. 2001. **Revisiting Okun's law: an hysteretic perspective**. San Diego: University of California, Mimeo.

- Seo, Byeongseon. 2004. Testing for Nonlinear Adjustment in Smooth Transition Vector Error Correction Models. **Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings, Econometric Society**. No. 749: 1-30.
- Shin, Yongcheol, Byungchul Yu, Matthew Greenwood-Nimmo. 2014. Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. **Festschrift in Honor of Peter Schmidt Econometric Methods and Applications**. ed. Robin C. Sickles, William C. Horrace. New York: Springer:281-314.
- Singer, Hans W. 1950. The Distribution of Gains Between Investing and Borrowing Countries. **American Economic Review**. c. 40: 473-485.
- Smith, Brock. 2015. The resource curse exorcised: Evidence from a panel of countries. **Journal of Development Economics**. c. 116: 57-73.
- Sollis, Robert. 2004. Asymmetric adjustment and smooth transitions: a combination of some unit root tests. **Journal of Time Series Analysis**. c.25. s. 3: 409-417.
- Sterck, Olivier. 2016. Natural resources and the spread of HIV/AIDS: Curse or blessing? **Social Science & Medicine**. c.150: 271-278.
- Stevens, Paul. 2003. **Resource Impact - Curse or Blessing? A Literature Survey**. Dundee, İngiltere: Centre for Energy, Petroleum and Mineral Law and Policy, University of Dundee.
- _____. 2015. **The Resource Curse Revisited. Appendix: A Literature Review**. Chatham House: Energy, Environment and Resources.
- Stijns, Jean-Philippe C. 2005. Natural resource abundance and economic growth revisited. **Resources Policy**. c.30: 107-130.
- _____. 2006. Natural Resource Abundance and Human Capital Accumulation. **World Development**. c.34. s. 6: 1060-1083.
- Swanson, Norman R., Philip Hans Franses. 1999. Nonlinear Econometric Modelling: A Selective Review. **Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data**. ed. Philip Rothman. New York: Springer.
- Taylor, Mark P., David A. Peel, Lucio Sarno. 2001. Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles. **International Economic Review**. c. 42. s. 4: 1015-1042.
- Terasvirta, T., H. M. Anderson. 1992. Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of Applied Econometrics**. c.7: 119-136.
- Terasvirta, Timo. 1994. Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition. **Journal of the American Statistical Association**. c. 89. s. 425: 208-218.
- _____. 1998. Modeling economic relationships with smooth transition regressions. **Handbook of Applied Economic Statistics**. ed. A. Ullah, D. E. Giles. New York: Marcel Dekker Inc.: 507-552.
- _____. 2004. Smooth Transition Regression Modeling. **Applied Time Series Econometrics**. ed. Helmut Lütkepohl, Markus Kratzig. Cambridge: Cambridge University Press: 222-242.

- _____. 2005. Univariate nonlinear time series models. **SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 593**. Stockholm School of Economics.
- Terasvirta, Timo, Dag Tjøstheim, Clive W.J. Granger. 2008. **Modelling nonlinear economic time series**. London: Oxford University Press.
- Tsay, Ruey S. 1989. Testing and modelling threshold autoregressive processes. **Journal of the American Statistical Association**. c.84. s. 405: 231-240.
- _____. 2005. **Analysis of Financial Time Series**. New Jersey: Wiley-Interscience.
- Tweedie, Richard L. 1975. Sufficient conditions for ergodicity and recurrence of Markov on a general state space. **Stochastic Processes and their Applications**. c.3. s. 4: 385-403.
- U.S. Geological Survey. 2015. **Mineral commodity summaries 2015**. Virginia: U.S. Geological Survey.
- van der Ploeg, Frederick. 2011. Natural Resources: Curse or Blessing? **Journal of Economic Literature**. c.49. s. 2: 366-420.
- Villavicencio, Antonia López. 2008. Nonlinearities or outliers in real exchange rates? **Economic Modelling**. c.25: 714-730.
- Wantchekon, Leonard. 2002. Why do Resource Dependent Countries Have Authoritarian? **Journal of African Finance and Economic Development**. c. 2: 57-77.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2009. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. 4. bs. USA: South-Western Cengage Learning.
- Yoon, Gawon. 2010. Do Real Exchange Rates Really Follow Threshold Autoregressive or Exponential Smooth Transition Autoregressive Models? **Economic Modelling**. c. 27: 605-612.
- Zhang, Lingxiang. 2013. Modeling China's inflation dynamics: An MRSTAR approach. **Economic Modelling**. c. 31: 440-446.

EKLER

Ek 1. Birim Kök Test Sonuçları

	ABD			Avustralya			Filipinler			Güney Afrika		
Değişken	ADF	KPSS	KSS	ADF	KPSS	KSS	ADF	KPSS	KSS	ADF	KPSS	KSS
ly_t	-2.207	0.191**	-1.66(C3)	-1.958	0.129*	-0.50(C3)	-2.039	0.152**	-1.17(C3)	-2.280	0.153**	-1.71(C3)
dly_t	-5.760***	0.068	-18.82*** (C1)	-5.923***	0.102	-11.36*** (C1)	-4.105***	0.042	-10.15*** (C1)	-4.456***	0.040	-7.25*** (C1)
$lcop_t$	-2.645	0.196**	-1.39(C1)	-2.137	0.179**	-1.85(C1)	-2.05	0.150**	-1.65(C3)	-2.340	0.233***	-2.50(C2)
$dlcop_t$	-8.130***	0.053	-11.12*** (C1)	-7.621***	0.099	-15.54*** (C1)	-5.93***	0.061	-9.99*** (C1)	-7.838***	0.085	-4.12*** (C2)
$lgold_t$	-1.694	0.122*	-1.12(C1)	-1.716	0.280***	-2.40(C2)	-1.957	0.147**	-1.82(C1)	-2.062	0.230***	-1.02(C1)
$dlgold_t$	-3.806**	0.045	-15.55*** (C1)	-3.925***	0.087	-5.15*** (C2)	-7.504***	0.056	-9.25*** (C1)	-5.141***	0.079	-9.78*** (C1)
$lslv_t$	-2.161	0.173**	-0.36(C1)	-2.404	0.165**	-2.83(C3)				-1.838	0.218***	-1.18(C2)
$dlslv_t$	-6.759***	0.086	-8.44*** (C1)	-7.892***	0.048	-7.89*** (C1)				-7.613***	0.098	-3.01*** (C2)

	Kanada			Meksika			Peru		
	ADF	KPSS	KSS	ADF	KPSS	KSS	ADF	KPSS	KSS
ly_t	-0.98	0.218***	-1.50 (C3)	-1.917	0.240***	-0.98(C3)	-1.905	0.144*	-2.25(C3)
dly_t	-4.64***	0.068	-9.5*** (C1)	-5.916***	0.085	-2.45*** (C1)	-4.549***	0.078	-19.18*** (C1)
$lcop_t$	-2.46	0.186**	-1.80 (C1)	-3.145	0.274***	-2.18(C3)	-2.046	0.190**	-2.01(C2)
$dlcop_t$	-7.83***	0.098	-10.58*** (C1)	-5.853***	0.030	-5.79*** (C1)	-8.194***	0.070	-8.22*** (C2)
$lgold_t$	-2.38	0.124*	-0.15 (C2)	-1.749	0.239***	-1.63(C3)	-1.994	0.168**	-1.79(C1)
$dlgold_t$	-3.218*	0.039	-9.23*** (C2)	-6.611***	0.051	-7.44*** (C1)	-5.852***	0.028	-19.36*** (C1)
$lslv_t$	-0.698	0.187**	-1.41 (C2)	-1.732	0.135*	-1.17(C1)	-1.789	0.146**	-2.16(C3)
$dlslv_t$	-6.263***	0.106	-11.48*** (C2)	-9.231***	0.074	-14.16*** (C1)	-8.475***	0.089	-7.489*** (C1)

ADF ve KPSS testleri intercept+trend varsayımı ile hesaplanmıştır. ADF testi için kritik değerler: %1 level: -4.137279, %5 level: -3.495295, %10 level: -3.176618; KPSS testi için: %1 level : 0.216, %5 level : 0.146, %10 level : 0.119; KSS testi için C(1) %1 level:-2.82, %5 level: -2.22, %10 level:-1.92; C(2) %1 level: -3.48, %5 level: -2.93, %10 level: -2.66; C(3) %1 level: -3.93, %5 level: -3.40, %10 level: -3.13. ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Ek 2. Eş Bütünleşme Test Sonuçları

Ülke	Johansen Trace Test İstatistiği	t_{EG}	t_{KSS}		
			C1	C2	C3
A.B.D.	$r=0$ 53.24** $r \leq 1$ 20.89 $r \leq 2$ 4.78	-4.88**	-4.03(0)**	-4.75(0)***	-4.47(1)**
Avustralya	$r=0$ 44.08** $r \leq 1$ 17.13 $r \leq 2$ 4.84	-4.60**	-4.27(0)**	-4.67(0)**	-4.48(0)**
Filipinler	$r=0$ 26.47** $r \leq 1$ 8.07 $r \leq 2$ 1.01	-6.55***	-5.60(0)***	-5.45(0)***	-5.78(2)***
Güney Afrika	$r=0$ 69.41** $r \leq 1$ 28.55** $r \leq 2$ 13.12**	-5.68***	-4.53(2)**	4.34(1)**	4.30(1)*
Kanada	$r=0$ 56.83** $r \leq 1$ 30.84 $r \leq 2$ 13.55	-4.71**	5.83(2)***	-5.15(5)***	-4.50(4)**
Meksika	$r=0$ 53.06** $r \leq 1$ 22.80 $r \leq 2$ 8.61	-5.81***	-4.55(5)**	-4.84(0)***	4.23(6)*
Peru	$r=0$ 48.44** $r \leq 1$ 20.76 $r \leq 2$ 5.19	-4.59**	-4.38(0)**	-4.58(4)**	4.57(5)**

t_{EG} istatistiği kritik değerleri $k=4$ için %1: -4.94, %5: -4.35, %10:-4.02; $k=3$ için %1: -4.84, %5: -4.11, %10:-3.73. t_{KSS} istatistiği kritik değerleri, 4 değişken için C1 %1,%5,%10: -4.56, -3.95, -3.65; C2 %1,%5,%10: -4.68, -4.19, -3.90; C3 %1,%5,%10: -4.95, -4.39, -4.09; 3 Değişken için C1 %1,%5,%10: -4.23, -3.66, -3.34; C2 %1,%5,%10: -4.50, -3.93, -3.63; C3 %1,%5,%10: -4.76, -4.18, -3.90; Parantez içerisindeki değerler optimum gecikme değerini ifade etmektedir.***,**,* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Ek 3. A.B.D. için BDS Doğrusallık Test Sonuçları

Dim.	ly_t			dly_t			lcp_t			$dlcp_t$			$lgold_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	P	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.203	36.43	0.00	0.020	2.43	0.01	0.079	28.92	0.00	0.056	4.47	0.00	0.185	33.24	0.00
3	0.343	38.46	0.00	0.030	3.836	0.00	0.086	37.17	0.00	0.057	4.18	0.00	0.312	35.12	0.00
4	0.441	41.28	0.00	0.019	3.553	0.00	0.071	47.96	0.00	0.047	4.19	0.00	0.393	37.14	0.00
5	0.510	45.55	0.00	0.009	2.753	0.00	0.051	63.05	0.00	0.027	3.32	0.00	0.442	39.97	0.00
6	0.560	51.57	0.00	0.004	2.505	0.00	0.032	77.26	0.00	0.012	2.21	0.02	0.468	43.87	0.00

Dim.	$dlgold_t$			$lstv_t$			$dlstv_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.055	4.30	0.00	0.110	12.03	0.00	0.022	2.27	0.01
3	0.046	2.68	0.00	0.126	13.35	0.00	0.026	2.02	0.01
4	0.037	2.47	0.01	0.103	14.18	0.00	0.038	2.76	0.00
5	0.026	2.31	0.02	0.075	15.47	0.00	0.040	3.02	0.00
6	0.026	3.22	0.00	0.047	15.40	0.00	0.036	3.20	0.00

Ek 4. Avustralya için BDS Doğrusallık Test Sonuçları

Dim.	ly_t			dly_t			$lcopy_t$			$dlcopy_t$			$lgold_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	P	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.203	36.07	0.00	0.019	2.08	0.00	0.164	27.54	0.00	0.022	3.96	0.00	0.173	26.61	0.00
3	0.342	38.06	0.00	0.023	2.65	0.00	0.283	29.90	0.00	0.015	3.34	0.00	0.289	27.74	0.00
4	0.439	40.89	0.00	0.016	2.61	0.00	0.365	32.44	0.00	0.012	4.14	0.00	0.361	38.84	0.00
5	0.510	45.31	0.00	0.010	2.58	0.00	0.419	35.77	0.00	0.011	7.05	0.00	0.404	30.71	0.00
6	0.561	51.53	0.00	0.004	2.06	0.00	0.453	40.23	0.00	0.009	11.56	0.00	0.426	33.31	0.00

Dim.	$dlgold_t$			$lslv_t$			$dlslv_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.053	4.38	0.00	0.171	27.75	0.00	0.021	2.25	0.02
3	0.061	4.72	0.00	0.289	29.34	0.00	0.028	2.14	0.03
4	0.043	4.17	0.00	0.364	30.80	0.00	0.037	2.73	0.00
5	0.032	4.35	0.00	0.412	33.23	0.00	0.041	3.36	0.00
6	0.021	4.48	0.00	0.440	36.54	0.00	0.035	3.40	0.00

Ek 5. Filipinler için BDS Doğrusallık Test Sonuçları

Dim.	ly_t			dly_t			$lcop_t$			$dlcop_t$			$lgold_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	p	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.195	28.72	0.00	0.040	3.98	0.00	0.175	26.73	0.00	0.024	4.51	0.00	0.149	27.44	0.00
3	0.325	29.79	0.00	0.054	4.41	0.00	0.290	27.59	0.00	0.021	3.00	0.00	0.241	27.90	0.00
4	0.417	31.80	0.00	0.042	4.01	0.00	0.358	28.33	0.00	0.022	3.10	0.00	0.289	28.04	0.00
5	0.483	34.97	0.00	0.033	3.87	0.00	0.395	29.74	0.00	0.024	4.59	0.00	0.304	28.26	0.00
6	0.535	39.70	0.00	0.025	4.45	0.00	0.408	31.60	0.00	0.019	5.71	0.00	0.313	30.11	0.00

$dlgold_t$			
Dim.	BDS	Z	p
2	0.040	2.86	0.00
3	0.065	2.85	0.00
4	0.075	2.74	0.00
5	0.062	2.45	0.00
6	0.059	2.39	0.00

Ek 6. Güney Afrika için BDS Doğrusallık Test Sonuçları

Dim.	ly_t			dly_t			$lcopy_t$			$dlcopy_t$			$lgold_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	p	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.197	25.81	0.00	0.030	3.54	0.00	0.195	23.74	0.00	0.055	4.20	0.00	0.215	20.67	0.00
3	0.333	27.15	0.00	0.052	3.80	0.00	0.266	32.22	0.00	0.051	4.02	0.00	0.304	27.17	0.00
4	0.427	28.94	0.00	0.064	3.90	0.00	0.288	46.57	0.00	0.047	4.19	0.00	0.339	37.53	0.00
5	0.499	32.06	0.00	0.063	3.65	0.00	0.289	70.80	0.00	0.025	3.32	0.00	0.348	54.62	0.00
6	0.553	36.43	0.00	0.054	3.20	0.00	0.279	112	0.00	0.011	2.05	0.00	0.350	83.82	0.00

Dim.	$dlgold_t$			$lslv_t$			$dlslv_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.041	7.45	0.00	0.178	28.49	0.00	0.029	2.45	0.00
3	0.040	8.29	0.00	0.249	41.14	0.00	0.028	2.22	0.00
4	0.030	9.53	0.00	0.278	63.17	0.00	0.032	2.61	0.00
5	0.020	10.89	0.00	0.278	99.43	0.00	0.040	3.28	0.00
6	0.012	12.68	0.00	0.268	162.72	0.00	0.031	2.89	0.00

Ek 7. Kanada için BDS Doğrusallık Test Sonuçları

Dim.	ly_t			dly_t			lcp_t			$dlcp_t$			$lgold_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	P	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.204	29.73	0.00	0.018	4.13	0.00	0.094	17.91	0.00	0.001	1.55	0.00	0.174	22.71	0.00
3	0.347	31.52	0.00	0.012	3.31	0.00	0.091	19.99	0.00	0.002	1.17	0.00	0.286	23.24	0.00
4	0.447	33.85	0.00	0.010	3.97	0.00	0.065	21.82	0.00	0.001	2.40	0.00	0.358	24.19	0.00
5	0.519	37.38	0.00	0.009	6.36	0.00	0.044	25.89	0.00	0.001	3.74	0.00	0.401	25.65	0.00
6	0.570	42.30	0.00	0.007	9.51	0.00	0.028	31.10	0.00	0.0005	4.05	0.00	0.417	27.38	0.00

Dim.	$dlgold_t$			$lslv_t$			$dslsv_t$		
	BDS	z	p	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.052	7.76	0.00	0.143	10.48	0.00	0.004	2.36	0.00
3	0.048	7.78	0.00	0.189	11.60	0.00	0.003	2.80	0.00
4	0.036	8.45	0.00	0.194	13.19	0.00	0.003	6.94	0.00
5	0.028	10.69	0.00	0.182	15.75	0.00	0.003	21.47	0.00
6	0.020	14.07	0.00	0.162	19.16	0.00	0.002	48.59	0.00

Ek 8. Meksika için BDS Doğrusallık Test Sonuçları

Dim.	ly_t			dly_t			$lcop_t$			$dlcop_t$			$lgold_t$		
	BDS	z	p	BDS	z	p	BDS	z	P	BDS	Z	p	BDS	z	p
2	0.205	26.43	0.00	0.039	3.87	0.00	0.149	11.86	0.00	0.054	3.24	0.00	0.185	16.49	0.00
3	0.351	28.12	0.00	0.055	4.81	0.00	0.246	12.16	0.00	0.102	3.77	0.00	0.252	16.33	0.00
4	0.453	30.19	0.00	0.045	4.10	0.00	0.305	12.44	0.00	0.127	3.87	0.00	0.305	16.44	0.00
5	0.526	33.27	0.00	0.025	2.87	0.00	0.345	13.28	0.00	0.136	3.94	0.00	0.339	17.35	0.00
6	0.578	37.55	0.00	0.020	2.45	0.00	0.368	14.41	0.00	0.122	3.59	0.00	0.359	18.85	0.00

Dim.	$dlgold_t$			$lslv_t$			$dslsv_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.050	8.39	0.00	0.148	16.75	0.00	0.048	4.60	0.00
3	0.041	8.01	0.00	0.244	17.11	0.00	0.042	4.10	0.00
4	0.029	7.58	0.00	0.303	17.59	0.00	0.037	3.26	0.00
5	0.023	6.88	0.00	0.335	18.46	0.00	0.045	4.30	0.00
6	0.018	6.53	0.00	0.355	20.03	0.00	0.032	3.01	0.00

Ek 9. Peru için BDS Doğrusallık Test Sonuçları

Dim.	ly_t			dly_t			lcp_t			$dlcp_t$			$lgold_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	P	BDS	Z	p	BDS	z	p
2	0.181	19.67	0.00	0.036	2.79	0.00	0.169	19.22	0.00	0.024	5.06	0.00	0.190	28.43	0.00
3	0.297	19.98	0.00	0.061	2.93	0.00	0.281	19.77	0.00	0.016	4.50	0.00	0.317	29.80	0.00
4	0.373	20.73	0.00	0.061	2.44	0.00	0.353	20.61	0.00	0.014	4.14	0.00	0.402	31.70	0.00
5	0.424	22.25	0.00	0.059	2.23	0.00	0.396	21.86	0.00	0.010	3.05	0.00	0.458	34.65	0.00
6	0.456	24.50	0.00	0.060	2.28	0.00	0.421	23.76	0.00	0.009	8.56	0.00	0.495	38.80	0.00

Dim.	$dlgold_t$			$lslv_t$			$dslsv_t$		
	BDS	Z	p	BDS	z	p	BDS	z	p
2	0.049	8.09	0.00	0.167	23.87	0.00	0.046	4.40	0.00
3	0.038	7.41	0.00	0.279	24.92	0.00	0.043	4.15	0.00
4	0.034	7.08	0.00	0.355	26.48	0.00	0.036	3.16	0.00
5	0.027	6.25	0.00	0.407	28.93	0.00	0.025	3.03	0.00
6	0.014	5.53	0.00	0.443	32.47	0.00	0.023	3.01	0.00

Ek 10. A.B.D., MSIH(3)-VEC(1) Modeli

	Regime 1				Regime 2				Regime 3			
Değişkenler	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$
Rejim Bağımlı Sabitler	-0.029 (-2.47)***	0.003 (1.10)	-0.045 (-2.31)**	-0.006 (-0.23)	-0.026 (-3.21)***	0.008 (4.52)***	0.024 (2.10)**	-0.010 (-0.77)	0.039 (2.04)**	0.016 (10.43)***	0.048 (2.67)***	0.034 (1.94)**
Kısa dönem dinamikleri												
$dlgold_{t-1}$	0.323 (4.47)***	-0.031 (-3.00)***	0.204 (2.06)**	0.214 (1.92)**								
$dlgdp_{t-1}$	0.666 (2.67)***	0.683 (17.24)***	-0.626 (-1.67)**	-0.179 (-0.41)								
$dlcop_{t-1}$	-0.103 (-1.22)	-0.041 (-3.52)***	-0.197 (-1.69)**	0.111 (0.85)								
$dlslv_{t-1}$												
Error correction												
ecm_{t-1}	0.028 (0.48)	-0.039 (-4.02)***	-0.384 (-3.65)***	-0.009 (-0.08)								
Standard errors												
σ	0.030	0.008	0.047	0.073	0.023	0.007	0.022	0.032	0.065	0.004	0.055	0.048
Transition Prob.												
	Reg. 1	Reg. 2	Reg. 3	Durations								
Reg. 1	0.622	0.200	0.177	2.65								
Reg. 2	0.108	0.840	0.051	6.26								
Reg. 3	0.089	0.047	0.863	7.32								
Contemporaneous Correlation												
	Regime 1				Regime 2				Regime 3			
	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$
$dlgold_t$	1.000	0.430	0.845	0.957	1.000	-0.599	0.209	-0.319	1.000	-0.286	-0.143	0.130
$dlgdp_t$	0.430	1.000	0.472	0.390	-0.599	1.000	-0.206	0.304	-0.286	1.000	-0.300	0.560
$dlcop_t$	0.845	0.472	1.000	0.796	0.209	-0.206	1.000	0.373	-0.143	-0.300	1.000	0.463
$dlslv_t$	0.957	0.390	0.796	1.000	-0.319	0.304	0.373	1.000	0.130	0.560	0.463	1.000

Notes: t-statistics are given in () parentheses. Significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent are denoted with ***, **, and *, respectively. log-likelihood : 405.2970, linear system : 363.0286; AIC criterion : -13.5961, linear system : -12.9067; HQ criterion : -12.9528, linear system : -12.6065; SC criterion : -11.9232, linear system : -2.1261; LR linearity test: 84.5366, Chi(18)=[0.0000]**, Chi(24)=[0.0000]**, DAVIES=[0.0000]**, StdResids: Vector portmanteau(6): Chi(80) =124.1004[0.0012] **, Vector normality test : Chi(8)= 8.6642 [0.3714]; Vector hetero test: Chi(80)=88.8211[0.2341], F(80,205)=1.1320[0.2430]; Vector hetero-X test: Chi(140)=161.0089[0.1080], F(140,222)=1.2128 [0.0999]; PredError: Vector portmanteau(6): Chi(80)=109.9617 [0.0148] *, Vector normality test : Chi(8)= 27.2167[0.0006] **, Vector hetero test: Chi(80)=112.1230[0.0104]*, F(80,205)=1.5884[0.0049]**, Vector hetero-X test: Chi(140)=212.2522[0.0001]**, F(140,222)= 1.9299 [0.0000]**, VAR Errors: Vector portmanteau(6): Chi(80)=90.2778[0.2026], Vector normality test : Chi(8)=17.7360[0.0233]*, Vector hetero test: Chi(80)=88.8762[0.2328], F(80,205)= 1.1115[0.2751], Vector hetero-X test: Chi(140)=176.6585 [0.0195]*, F(140,222)=1.5170 [0.0028]**

Ek 11. Avustralya, MSIH(3)-VEC(1) Modeli

	Regime 1				Regime 2				Regime 3			
Değişkenler	$dlgold_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgdp_t$	$dlgold_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgdp_t$	$dlgold_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgdp_t$
Rejim Bağımlı Sabitler	-0.011 (-1.14)	-0.007 (-0.53)	0.00004 (0.003)	0.030 (2.67)***	0.017 (1.36)*	0.02 (2.40)***	0.016 (2.12)**	0.029 (4.09)***	0.029 (4.38)***	0.039 (2.57)***	0.063 (5.88)***	0.042 (3.06)***
Kısa dönem dinamikleri												
$dlgold_{t-1}$	0.550 (18.39)***	-0.169 (-2.47)***	-0.018 (-0.53)	-0.037 (-0.81)								
$dlcop_{t-1}$	-0.128 (-2.40)***	-0.038 (-0.35)	-0.159 (-2.54)***	0.036 (2.48)***								
$dlslv_{t-1}$	-0.219 (-5.33)***	-0.058 (-2.59)***	-0.092 (-1.92)**	-0.105 (-1.72)**								
$dlgdp_{t-1}$	0.006 (0.13)	0.145 (2.02)**	-0.194 (-3.44)***	0.128 (1.67)**								
Error correction												
ecm_{t-1}	0.229 (3.88)***	0.166 (1.64)*	-0.004 (0.06)	-0.254 (-0.58)								
Standard errors												
σ	0.348	0.243	0.152	0.14	0.063	0.034	0.037	0.031	0.021	0.048	0.036	0.047
Transition Prob.												
	Reg. 1	Reg. 2	Reg. 3	Durations								
Reg. 1	0.5693	0.2418	0.1518	2.32								
Reg. 2	0.1952	0.7170	0.0878	3.53								
Reg. 3	0.2066	0.2368	0.5567	2.25								
Contemporaneous Correlation												
	Regime 1				Regime 2				Regime 3			
	$dlgold_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgdp_t$	$dlgold_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgdp_t$	$dlgold_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgdp_t$
$dlgold_t$	1.000	0.483	-0.380	-0.885	1.000	-0.346	0.055	-0.254	1.000	-0.041	-0.95	0.815
$dlcop_t$	0.483	1.000	0.161	-0.022	-0.346	1.000	0.549	-0.165	-0.041	1.000	-0.026	0.025
$dlslv_t$	-0.380	0.161	1.000	0.524	0.055	0.549	1.000	-0.372	-0.950	-0.026	1.000	-0.914
$dlgdp_t$	-0.885	-0.022	0.524	1.000	-0.254	-0.165	-0.372	1.000	0.815	0.025	-0.914	1.000
Notes: t-statistics are given in () parentheses. Significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent are denoted with ***, **, and *, respectively. log-likelihood : 424.3146, linear system:357.1591; AIC criterion : -13.7044, linear system:-12.4292; HQ criterion : -12.7262, linear system : -11.9401; SC criterion : -11.1528, linear system:-11.1534; LR linearity test: 134.3110, Chi(28) =[0.0000] **, Chi(34)=[0.0000] **, DAVIES=[0.0000] **; StdResids: Vector portmanteau(6): Chi(80) =84.6593 [0.3395]; Vector normality test : Chi(8)= 4.4172 [0.8177]; Vector hetero test: Chi(100) = 96.8913[0.5694], F(100,205)=0.7834[0.9149]; Vector hetero-X test: Chi(200)=182.013[0.8144], F(200,175)=0.6447[0.9987]; PredError: Vector portmanteau(6): Chi(80)= 81.7186 [0.4256], Vector normality test : Chi(8)= 20.0531 [0.0101] *, Vector hetero test: Chi(100)=118.9703 [0.0949], F(100,205)=1.1323 [0.2285], Vector hetero-X test: Chi(200)=189.5057[0.6917], F(200,175)=0.7316[0.9838]; VAR Errors: Vector portmanteau(6): Chi(80)= 77.1958 [0.5681], Vector normality test : Chi(8)=13.7014[0.0899], Vector hetero test: Chi(100)=118.1161[0.1043], F(100,205)=1.0958 [0.2905], Vector hetero-X test: Chi(200)= 190.2369[0.6783], F(200,175)=0.7096 [0.9905]												

Ek 12. Filipinler, MSIH(3)-VEC(2) Modeli

	Regime 1			Regime 2			Regime 3		
Değişkenler	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$
Rejim Bağımlı Sabitler	-0.016 (-0.60)	0.0003 (0.03)	-0.051 (-2.77)***	0.025 (2.22)**	0.033 (5.01)***	0.020 (1.83)**	0.032 (12.88)***	0.028 (3.82)***	0.076 (2.43)***
Kısa dönem dinamikleri									
$dlgold_{t-1}$	-0.021 (-0.33)	0.001 (0.02)	-0.234 (-2.83)***						
$dlgold_{t-2}$	0.021 (0.41)	-0.041 (-0.90)	-0.09 (-0.98)						
$dlgdp_{t-1}$	-0.16 (-1.79)**	0.171 (1.91)**	-0.212 (-1.33)*						
$dlgdp_{t-2}$	-0.082 (-1.45)*	0.206 (4.01)***	0.041 (0.28)						
$dlcop_{t-1}$	0.037 (1.60)*	0.027 (0.80)	0.065 (0.59)						
$dlcop_{t-2}$	0.025 (1.50)*	0.047 (1.20)	0.158 (1.62)*						
Error correction									
ecm_{t-1}	0.143 (1.65)*	0.243 (2.42)***	0.176 (0.95)						
Standard errors									
σ	0.109	0.046	0.070	0.0500	0.025	0.038	0.005	0.022	0.101
Transition Prob.									
	Reg. 1	Reg. 2	Reg. 3	Durations					
Reg. 1	0.640	0.236	0.123	2.77					
Reg. 2	0.095	0.864	0.040	7.35					
Reg. 3	0.300	0.005	0.659	2.90					
Contemporaneous Correlation									
	Regime 1			Regime 2			Regime 3		
	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$
$dlgold_t$	1.000	-0.161	-0.430	1.000	-0.490	0.105	1.000	-0.855	0.686
$dlgdp_t$	-0.161	1.000	-0.478	-0.489	1.000	0.178	-0.855	1.000	-0.923
$dlcop_t$	-0.430	-0.478	1.000	0.105	0.178	1.000	0.686	-0.923	1.000

Notes: t-statistics are given in () parentheses. Significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent are denoted with ***, **, and *, respectively. log-likelihood : 279.8931, linear system : 228.6430; AIC criterion : -8.5243, linear system : -7.4960; HQ criterion : -7.7523, linear system : -7.0671; SC criterion : -6.5168, linear system : -6.3807; LR linearity test: 102.5002, Chi(18)=[0.0000]**, Chi(24)=[0.0000]**, DAVIES=[0.0000]**; StdResids: Vector portmanteau(6): Chi(36)= 35.9587[0.4706], Vector normality test : Chi(6)= 1.0555[0.0867], Vector hetero test: Chi(84)= 62.3388 [0.9632], F(84,151)=0.5116 [0.9996], Vector hetero-X test: Chi(210)=206.6500[0.5524], F(210,38)=0.4789[0.9994]; PredError: Vector portmanteau(6): Chi(36)= 43.2576[0.1891], Vector normality test : Chi(6)=72.4848[0.0000]**, Vector hetero test: Chi(84)=63.1078[0.9570], F(84,151)= 0.5727[0.9973], Vector hetero-X test: Chi(210)=224.3910[0.2360], F(210,38)= 0.6576[0.9653]; VAR Errors: Vector portmanteau(6): Chi(36)=29.1710[0.7830], Vector normality test : Chi(6)=57.7954[0.0000]**, Vector hetero test: Chi(84)=67.2230[0.9099], F(84,151)= 0.6363[0.9883], Vector hetero-X test: Chi(210)=224.8563[0.2294], F(210,38)=0.6059[0.9853].

Ek 13. Güney Afrika, MSIH(2)-VEC(1) Modeli

	Regime 1				Regime 2			
Değişkenler	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlslv_t$	$dlcop_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlslv_t$	$dlcop_t$
Rejim bağımlı sabitler	-0.016 (-2.960)***	0.004 (0.697)	-0.052 (-3.351)***	0.004 (0.522)	-0.011 (-1.728)**	0.067 (2.872)***	-0.025 (-1.512)*	-0.018 (-2.814)***
Kısa dönem dinamikleri								
$dlgold_{t-1}$	0.047 (0.310)	0.210 (2.058)**	-1.464 (-4.754)***	0.454 (3.000)***				
$dlgdp_{t-1}$	-0.130 (-2.000)**	-0.120 (-1.041)	-0.191 (-1.498)*	0.186 (2.936)***				
$dlslv_{t-1}$	0.060 (1.667)*	0.175 (3.051)***	-0.157 (-2.260)**	-0.026 (-0.734)				
$dlcop_{t-1}$	0.015 (2.118)**	0.312 (2.053)**	0.467 (1.912)**	-0.057 (-0.475)				
Error correction								
ecm_{t-1}	0.0015 (0.023)	-0.581 (-5.438)***	-0.109 (-0.854)	0.101 (1.561)*				
Standard errors								
σ	0.021	0.021	0.067	0.034	0.017	0.077	0.051	0.017
Transition Prob.								
	<i>Reg. 1</i>	<i>Reg. 2</i>	<i>Durations</i>					
<i>Reg. 1</i>	0.683	0.316	7.05					
<i>Reg. 2</i>	0.141	0.858	3.16					
Contemporaneous Correlation								
	Regime 1				Regime 2			
	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlslv_t$	$dlcop_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlslv_t$	$dlcop_t$
$dlgold_t$	1.000	-0.137	0.352	-0.150	1.000	-0.362	-0.343	-0.736
$dlgdp_t$	-0.137	1.000	0.286	0.422	-0.362	1.000	-0.625	-0.043
$dlslv_t$	0.352	0.286	1.000	-0.433	-0.343	-0.625	1.000	0.789
$dlcop_t$	-0.150	0.422	-0.433	1.000	-0.736	-0.043	0.790	1.000
Notes: t-statistics are given in () parentheses. Significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent are denoted with ***, **, and *, respectively. log-likelihood : 304.9442 linear system : 267.6382; AIC criterion: -14.5682 linear system: -13.3508; HQ criterion: -13.8012 linear system: -12.8292; SC criterion: -12.3463 linear system: -11.8398; LR linearity test: 74.6119 Chi(14) = [0.0000] ** Chi(16) = [0.0000] ** DAVIES = [0.0000] ** ; StdResids: Vector portmanteau(5): Chi(64) = 73.7004 [0.1906]; Vector normality test : Chi(8) = 6.4381 [0.5983]; Vector hetero test: Chi(100) = 80.9224 [0.9189], F(100,83) = 0.4296 [1.0000]; Vector hetero-X test: Chi(200) = 176.0416 [0.8880], F(200,22) = 0.2450 [1.0000] PredErrors: Vector portmanteau(5): Chi(64) = 81.9227 [0.0650]; Vector normality test : Chi(8) = 9.2365 [0.3227]; Vector hetero test: Chi(100) = 116.9039 [0.1189], F(100,83) = 0.9635 [0.5727]; Vector hetero-X test: Chi(200) = 218.9425 [0.1706], F(200,22) = 0.7803 [0.8130] VAR Errors: Vector portmanteau(5): Chi(64) = 71.7272 [0.2371]; Vector normality test : Chi(8) = 19.4751 [0.0125] *; Vector hetero test: Chi(100) = 92.1586 [0.6992], F(100,83) = 0.5541 [0.9976]; Vector hetero-X test: Chi(200) = 201.3295 [0.4603], F(200,22) = 0.4071 [0.9994]								

Ek 14. Kanada, MSIH(2)-VEC(1) Modeli

	Regime 1				Regime 2			
Değişkenler	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$
Rejim bağımlı sabitler	0.003 (0.554)	0.011 (4.372)***	-0.0007 (0.098)	-0.027 (-2.688)***	0.021 (2.162)**	0.022 (3.681)***	-0.022 (-1.69)**	0.0009 (-0.055)
Kısa dönem dinamikler								
$dlgold_{t-1}$	0.615 (6.998)***	-0.232 (-4.988)***	0.232 (1.766)**	0.085 (0.577)				
$dlgdp_{t-1}$	-0.261 (-2.011)**	0.494 (7.197)***	0.433 (2.285)**	0.398 (1.824)**				
$dlcop_{t-1}$	0.003 (0.033)	-0.128 (-1.894)**	-0.160 (-1.077)	-0.200 (-1.183)				
$dlslv_{t-1}$	0.204 (3.262)***	0.076 (2.368)**	-0.072 (-0.785)	0.091 (0.849)				
Error correction								
ecm_{t-1}	-0.058 (-0.384)	0.811 (8.674)***	0.291 (1.065)	1.457 (5.285)***				
Standard errors								
σ	0.026	0.010	0.031	0.048	0.028	0.022	0.037	0.060
Transition Prob.								
	<i>Reg. 1</i>	<i>Reg. 2</i>	<i>Durations</i>					
<i>Reg. 1</i>	0.57	0.42	4.11					
<i>Reg. 2</i>	0.17	0.82	2.64					
Contemporaneous Correlation								
	Regime 1				Regime 2			
	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dlslv_t$
$dlgold_t$	1.000	-0.032	0.086	-0.314	1.000	-0.374	-0.420	0.654
$dlgdp_t$	-0.032	1.000	0.211	0.444	-0.374	1.000	0.128	-0.753
$dlcop_t$	0.086	0.211	1.000	0.418	-0.420	0.128	1.000	0.126
$dlslv_t$	-0.314	0.444	0.418	1.000	0.654	-0.753	0.126	1.000
Notes: t-statistics are given in () parentheses. Significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent are denoted with ***, **, and *, respectively. log-likelihood: 465.7916, linear system: 446.5644; AIC criterion : -15.6902 linear system : -15.5685; HQ criterion : -14.9755 linear system: -15.0824; SC criterion: -13.8315 linear system: -14.3045; LR linearity test: 38.4544 Chi(14) =[0.0004]** Chi(16)=[0.0013]** DAVIES=[0.0125] *; StdResids: Vector portmanteau(6): Chi(80)= 96.5578 [0.1002]; Vector normality test : Chi(8) = 15.9365 [0.0433] *; Vector hetero test: Chi(100)= 85.2324 [0.8538] F(100,212) = 0.6631 [0.9895]; Vector hetero-X test: Chi(200) =180.5349 [0.8348] F(200,184)= 0.6535 [0.9984]; PredError: Vector portmanteau(6): Chi(80) = 98.7076 [0.0765]; Vector normality test : Chi(8) = 9.9000 [0.2721]; Vector hetero test: Chi(100) =111.8634 [0.1964] F(100,212) = 0.9571 [0.5924]; Vector hetero-X test: Chi(200) =208.0339 [0.3337] F(200,184) = 0.8795 [0.8133]; VAR Error: Vector portmanteau(6): Chi(80) = 86.5375 [0.2892]; Vector normality test : Chi(8) = 17.4060 [0.0261] *; Vector hetero test: Chi(100) =102.0327 [0.4247] F(100,212) = 0.8213 [0.8667]; Vector hetero-X test: Chi(200) =199.9213 [0.4883] F(200,184)= 0.8144 [0.9225]								

Ek 15. Meksika, MSIH(2)-VEC(1) Modeli

	Regime 1				Regime 2			
Değişkenler	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dslsv_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dslsv_t$
Rejim bağımlı sabitler	-0.051 (-2.29)**	0.012 (0.45)	-0.040 (-0.26)	-0.008 (-0.73)	0.005 (0.34)	0.065 (2.99)***	-0.003 (-0.11)	0.017 (2.05)**
Kısa dönem dinamikleri								
$dlgold_{t-1}$	-0.231 (-1.62)*	-0.211 (-1.06)	-0.342 (-1.39)*	-0.028 (-0.36)				
$dlgdp_{t-1}$	-0.259 (-2.29)**	0.038 (0.26)	0.160 (0.83)	-0.209 (-3.49)***				
$dlcop_{t-1}$	0.034 (2.25)**	0.009 (0.41)	-0.035 (-1.54)*	0.005 (0.69)				
$dslsv_{t-1}$	0.502 (1.83)*	-0.101 (-0.25)	0.142 (0.31)	0.115 (0.80)				
Error correction								
ecm_{t-1}	0.222 (2.45)***	-0.402*** (-3.53)	0.0002 (1.74)**	-0.0001 (-1.73)**				
Standard errors								
σ	0.060	0.068	0.641	0.033	0.041	0.058	0.062	0.021
Transition Prob.								
	<i>Reg. 1</i>	<i>Reg. 2</i>	<i>Durations</i>					
<i>Reg. 1</i>	0.5180	0.4820	2.07					
<i>Reg. 2</i>	0.2600	0.7400	3.85					
Contemporaneous Correlation								
	Regime 1				Regime 2			
	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dslsv_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlcop_t$	$dslsv_t$
$dlgold_t$	1.000	0.104	-0.064	0.574	1.000	-0.440	0.065	0.275
$dlgdp_t$	0.104	1.000	-0.043	0.253	-0.440	1.000	0.109	-0.151
$dlcop_t$	-0.064	-0.043	1.000	-0.172	0.065	0.109	1.000	0.194
$dslsv_t$	0.574	0.253	-0.172	1.000	0.275	-0.151	0.194	1.000
Notes: t-statistics are given in () parentheses. Significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent are denoted with ***, **, and *, respectively. log-likelihood:381.0563, linear system:318.6951; AIC criterion:-12.0791, linear system: -10.5267; HQ criterion:-11.1152, linear system:-9.8794; SC criterion:-9.5650, linear system:-8.8382; LR linearity test: 124.7226, Chi(20)=[0.0000]**, Chi(22)=[0.0000]**, DAVIES=[0.0000]**, StdResids: Vector portmanteau(6): Chi(125)=163.1337[0.0124]*; Vector normality test:Chi(10)=28.4616[0.0015]**, Vector hetero test: Chi(150)= 129.5747[0.8846] ,F(150,202)=0.6329[0.9984], Vector hetero-X test: Chi(300)= 278.3107 [0.8107], F(300,188)=0.6587[0.9994]; PredError: Vector portmanteau(6): Chi(125)= 204.8597[0.0000]**, Vector normality test : Chi(10)= 239.3380[0.0000]**, Vector hetero test: Chi(150)=124.7546 [0.9344], F(150,202)=0.6074 [0.9993]; Vector hetero-X test: Chi(300)=301.0927[0.4714], F(300,188)=0.8132[0.9443]; VAR Errors: Vector portmanteau(6): Chi(125)=191.6879[0.0001]**, Vector normality test : Chi(10)=231.2960[0.0000]**, Vector hetero test: Chi(150)= 126.0395[0.9230], F(150,202)=0.6041[0.9994], Vector hetero-X test: Chi(300)=320.8604[0.1950], F(300,188) =0.9294[0.7149].								

Ek 16. Peru, MSIH(2)-VEC(1) Modeli

	Regime 1				Regime 2			
Değişkenler	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlslv_t$	$dlcop_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlslv_t$	$dlcop_t$
Rejim bağımlı sabitler	0.003 (0.12)	0.031 (5.19)***	-0.0005 (-0.05)	0.018 (2.28)**	0.052 (2.731)***	0.032 (6.60)***	0.036 (13.95)***	0.049 (3.91)***
Short run Dynamics								
$dlgold_{t-1}$	0.105 (0.82)	0.034 (0.98)	0.030 (1.46)*	-0.022 (-0.37)				
$dlgdp_{t-1}$	-0.077 (-0.30)	0.288 (4.51)***	-0.104 (-2.53)***	-0.404 (-3.76)***				
$dlslv_{t-1}$	-0.338 (-0.89)	-0.241 (-2.54)***	-0.193 (-3.00)***	0.055 (0.35)				
$dlcop_{t-1}$	0.328 (1.43)*	-0.412 (-6.39)***	-0.117 (-2.97)***	-0.101 (-0.91)				
Error correction								
ecm_{t-1}	-0.27 (-1.27)	0.902 (17.27)***	-0.015 (-0.43)	-0.166 (-1.83)**				
Standard errors								
σ	0.085	0.023	0.041	0.027	0.068	0.020	0.009	0.053
Transition Prob.								
	<i>Reg. 1</i>	<i>Reg. 2</i>	<i>Durations</i>					
<i>Reg. 1</i>	0.519	0.481	2.08					
<i>Reg. 2</i>	0.434	0.565	2.30					
Contemporaneous Correlation								
	Regime 1				Regime 2			
	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlslv_t$	$dlcop_t$	$dlgold_t$	$dlgdp_t$	$dlslv_t$	$dlcop_t$
$dlgold_t$	1.000	-0.312	-0.269	-0.099	1.000	0.545	-0.470	-0.226
$dlgdp_t$	-0.312	1.000	0.285	0.277	0.545	1.000	-0.454	-0.015
$dlslv_t$	-0.269	0.285	1.000	0.423	-0.470	-0.454	1.000	0.466
$dlcop_t$	-0.099	0.277	0.423	1.000	-0.226	-0.015	0.466	1.000
Notes: t-statistics are given in () parentheses. Significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent are denoted with ***, **, and *, respectively. log-likelihood : 412.4801, linear system : 386.4835; AIC criterion : -13.6785, linear system: -13.3013; HQ criterion : -12.9637, linear system : -12.8152; SC criterion : -11.8197, linear system : -12.0373; LR linearity test: 51.993, Chi(14)=[0.0000]**, Chi(16)=[0.0000]**, DAVIES=[0.0001]**; StdResids: Vector portmanteau(6): Chi(80)=108.9550 [0.0174]*; Vector normality test : Chi(8)=14.1917 [0.0769], Vector hetero test: Chi(100)=97.2548[0.5591], F(100,212)=0.8287[0.8554], Vector hetero-X test: Chi(200)=210.1038[0.2980], F(200,184)=0.9611[0.6088]; PredError: Vector portmanteau(6): Chi(80)=136.8416[0.0001]**, Vector normality test : Chi(8)=44.6887[0.0000]**, Vector hetero test: Chi(100)=103.8656[0.3757], F(100,212)=0.9585[0.5891]; Vector hetero-X test: Chi(200)=208.7496[0.3212], F(200,184)=1.0001[0.5005]; VAR Errors: Vector portmanteau(6): Chi(80)=129.8519[0.0004]**, Vector normality test : Chi(8)= 31.3909[0.0001]**, Vector hetero test: Chi(100)=103.9338[0.3739], F(100,212)= 0.9668[0.5696], Vector hetero-X test: Chi(200)=205.3730[0.3823], F(200,184) = 0.9623[0.6057]								

Ek 17. Dating analysis (year: quarter)

Kanada		Avustralya		Meksika		Filipinler	
Tespit Edilen	ECRI	Tespit Edilen	ECRI	Tespit Edilen	ECRI	Tespit Edilen	ECRI
1980:1-1982:1	1981:2-1982:4	1963:1-1965:1	1974:2-1975:1	1964:1 - 1964:1	1982:1-1983:3		Mevcut Değil
1990:1-1992:1	1990:1-1992:1	1967:1-1967:1	1981:2-1983:2	1966:1 - 1969:1	1985:4-1986:4	1970:1 - 1971:1	
2008:1-2010:1	2008:1-2009:3	1991:1 - 1991:1	1990:2-1991:4	1971:1 - 1973:1	1992:4-1993:4	1983:1 - 1983:1	
2015:1-2015:1		1993:1 - 1995:1		1975:1 - 1975:1	1994:4-1995:3	1997:1 - 1997:1	
		2006:1 - 2009:1		1982:1 - 1983:1	2000:3-2000:4	1999:1 - 2000:1	
		2011:1 - 2012:1		1986:1 - 1986:1	2003:3-2003:4		
				2001:1 - 2003:1	2008:2-2009:2		
Raslantı±:	3/3=100%	Raslantı±:	1/3=33,3%	Raslantı±:	3/7=42%	Raslantı±:	Mevcut Değil
Güney Afrika		A.B.D.		Peru			
Tespit Edilen	ECRI	Tespit Edilen	ECRI	Tespit Edilen	ECRI		
	1976:3-1977:4	1967:1-1967:1	1969:4-1970:4	1967:1 - 1969:1	Mevcut Değil		
	1981:4-1983:1	1974:1-1975:1	1973:4-1975:1	1975:1 - 1979:1			
	1984:4-1986:1	1979:1-1980:1	1980:1-1980:3	1979:1 - 1982:1			
1985:1 - 1985:1	1986:3-1986:4	1982:1-1982:1	1981:3-1982:4	1983:1 - 1986:1			
1997:1 - 2001:1	1991:2-1991:3	1990:1-1991:1	1990:3-1991:1	1998:1 - 2000:1			
2006:1 - 2008:1	1997:3-1998:2	2001:1-2002:1	2001:1-2001:4	2004:1 - 2007:1			
2012:1 - 2015:1	2007:4-2009:2	2008:1-2010:1	2007:4-2009:2	2009:1 - 2009:1			
	2010:2-2010:4			2015:1 - 2016:1			
Raslantı±:	3/8=37%	Raslantı±:	6/7=85%	Raslantı±:	Mevcut Değil		

Ek 18. A.B.D. için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri

Models:	LSTAR2DL		LSTAR2DL-ECM		LSTARDL		LSTARDL-ECM	
Long-run Coefficients								
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2		
ly_{t-1}	0.63*** (2.51)	0.51*** (2.68)			0.71*** (2.52)	0.43**** (2.82)		
$lcop_{t-1}$	0.56*** (2.63)	0.45*** (2.86)			0.48** (2.17)	0.662** (2.27)		
$lgold_{t-1}$	0.902** (2.17)	0.56** (1.88)			1.56** (2.17)	0.55** (2.24)		
$L.R.E.:cop$	1.12	1.13			1.47	0.64		
$L.R.E.gold$	0.70	0.91			0.45	0.78		
Error Correction Terms:								
ecm_{t-1}			-0.33*** (2.77)	-0.36*** (-2.54)			-0.29*** (-2.81)	-0.39*** (-2.99)
Short-run Coefficients								
dly_{t-1}	0.65** (1.92)	0.29** (-2.14)	0.65*** (2.63)	0.27** (2.12)	0.589*** (2.83)	0.27*** (3.22)	0.46*** (3.33)	0.41*** (2.51)
$dlcop_{t-1}$	0.66** (2.21)	0.21*** (2.911)	0.52*** (2.65)	.401** (2.11)	0.451** (2.39)	0.399*** (5.82)	0.511*** (2.95)	0.547** (2.12)
$dlgold_{t-1}$	0.53*** (3.88)	0.42*** (3.299)	0.76** (2.11)	0.417*** (2.531)	0.59** (2.14)	0.491** (2.39)	0.55*** (2.9)	0.25*** (2.7)
$cons$	0.206*** (5.13)	0.037** (2.11)	0.205*** (2.51)	0.035** (2.33)	0.274** (2.33)	0.076*** (2.63)	1.09 (1.09)	0.58*** (2.9)
γ	-6.88** (-2.33)		-7.02***(-4.12)		-6.76** (-2.26)		-7.76** (-2.11)	
C	-0.156***+0.156*** (-2.62, +2.62)		-0.122***, +0.122*** (-2.88, +288)		-0.237** (-2.23)		-0.237** (-1.919)	
s_t	$dlgold_{t-1}$		$dlgold_{t-1}$		$dlgold_{t-1}$		$dlgold_{t-1}$	
Goodness of fit and diagnostics tests:								
R^2	0.69		0.67		0.57		0.70	
Adj. R^2	0.63		0.61		0.52		0.65	
$Q(1-2)$	0.331[0.9]		0.53[0.594]		0.41[0.5]		0.39[0.70]	
ARCH(1-2)	2.63[0.16]		2.19[0.18]		2.60[0.13]		2.581[0.16]	
Regime specific, Overall (joint tests in both regimes) Error Correction Tests:								
	$F_{PSS, Regime\ 1}$ =7.88[0.00] $F_{PSS, Regime\ 2}$ =8.135[0.00] $F_{PSS, overall}$ =8.112[0.00]		$F_{ecm, Regime\ 1}$ = 7.68[0.00] $F_{ecm, Regime\ 2}$ = 6.51[0.00] $F_{ecm, overall}$ = 7.33[0.00]		$F_{PSS, Regime\ 1}$ =44.36[0.000] $F_{PSS, Regime\ 2}$ =48.21[0.000] $F_{PSS, overall}$ =49.31[0.000]		$F_{ECMTERM, Regime\ 1}$:7.95[0.000] $F_{ECM\ TERM, Regime\ 2}$:10.75[0.000] $F_{ECM, OVERALL}$:9.82[0.000]	

Ek 19. Avustralya için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri

Models:	LSTAR2DL		LSTAR2DL-ECM		LSTARDL		LSTARDL-ECM	
Long-run Coefficients								
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2		
ly_{t-1}	0.567*** (3.91)	0.021*** (2.96)			-0.253*** (-3.56)	0.331*** (3.52)		
$lcop_{t-1}$	0.101** (2.26)	-0.098*** (-6.63)			0.32*** (2.52)	-0.177*** (-2.92)		
$lslv_{t-1}$	0.236*** (2.88)	0.152*** (3.86)			0.112*** (2.78)	0.22*** (2.93)		
$lgold_{t-1}$	0.896*** (3.83)	0.23*** (4.46)			0.736*** (2.872)	0.53*** (2.82)		
$L.R.E.:cop$	5.61	-0.21			0.79	1.87		
$L.R.E.:slv$	2.40	0.13			2.25	1.50		
$L.R.E.:gold$	0.63	0.09			0.34	0.62		
Error Correction Terms:								
ecm_{t-1}			-0.327*** (6.68)	-0.218*** (-2.91)			-0.228*** (-3.45)	-0.331*** (-3.56)
Short-run Coefficients								
dly_{t-1}	0.47** (1.99)	-0.822*** (-2.59)	-1.346*** (-2.88)	1.31** (2.15)	0.662*** (2.51)	0.782*** (3.26)	0.119*** (3.051)	0.238** (2.040)
dly_{t-2}	0.830*** (2.51)	0.563** (2.14)	-1.085*** (-3.21)	0.260*** (2.44)	0.116*** (2.73)	-0.774** (-2.22)	0.69** (2.19)	-0.211** (-2.15)
$dlcop_{t-1}$	0.121** (2.10)	-0.26** (-2.13)	1.52** (2.14)	-1.11** (-2.36)	-0.227** (-1.82)	0.831*** (5.18)	-0.281** (-2.12)	0.87*** (3.50)
$dlcop_{t-2}$	0.37*** (3.39)	-0.207*** (-3.62)	0.53*** (3.23)	-0.105*** (3.25)	-0.726*** (-3.76)	0.243*** (4.48)	-0.331*** (-3.08)	0.541*** (2.93)
$dslsv_{t-1}$	0.267** (2.16)	0.075 (0.08)	0.245*** (2.85)	-0.356** (-2.15)	0.227*** (2.72)	-0.253*** (-2.88)	0.554*** (3.74)	-0.415*** (-3.30)
$dslsv_{t-2}$	0.53*** (5.53)	-0.283** (-2.33)	1.396*** (4.17)	-1.08*** (-3.20)	0.73*** (3.77)	-0.414** (-2.15)	0.193* (1.56)	-0.221** (1.92)
$dlgold_{t-1}$	0.524*** (4.39)	-0.45*** (-3.81)	1.214*** (4.05)	-0.308*** (-3.73)	0.723*** (6.07)	0.827*** (2.44)	0.42*** (2.62)	-0.325*** (-2.71)
$dlgold_{t-2}$	0.92*** (7.90)	0.377*** (-5.25)	3.082*** (6.46)	-0.68*** (-3.73)	0.119 (0.32)	0.441*** (3.78)	0.561*** (7.28)	0.229 (0.74)
$Cons$	0.133*** (3.73)	-	0.01** (2.15)	-	0.009** (2.16)	-0.782*** (-2.55)	-0.0002 (-0.116)	-0.023 (0.441)
γ	-8.523** (-4.11)		-7.988** (-1.95)		-9.088** (-1.99)		-11.92** (-1.98)	
C	-0.088***, +0.088*** (-6.34, +6.34)		-0.045***, +0.045*** (-6.17, +6.17)		-0.099*** (-2.78)		-0.0994*** (-2.78)	
s_t	dly_{t-2}		dly_{t-2}		$dlgold_{t-1}$		$dlgold_{t-1}$	

Ek 19. Devam

<i>Goodness of fit and diagnostics tests:</i>				
<i>Models:</i>	<i>LSTAR2DL</i>	<i>LSTAR2DL-ECM</i>	<i>LSTARDL</i>	<i>LSTARDL-ECM</i>
R^2	0.61	0.60	0.63	0.65
<i>Adj. R²</i>	0.56	0.56	0.55	0.58
<i>Q(1-2)</i>	0.18[0.91]	0.11[0.94]	0.36[0.81]	0.45[0.50]
<i>ARCH(1-2)</i>	2.21[0.14]	2.165[0.15]	2.50[0.22]	2.88[0.21]
<i>Regime specific, Overall (joint tests in both regimes) Error Correction Tests:</i>				
	$F_{PSS, Regime 1}=10.84475[0.00]$ $F_{PSS, Regime 2}=21.8744[0.00]$ $F_{PSS, overall}=16,36108[0.00]$	$F_{ecm, Regime 1}= 44,6224[0.00]$ $F_{ecm, Regime 2}= 8.4681[0.04]$ $F_{ecm, overall}= 26.5452[0.00]$	$F_{PSS, Regime 1}=8,750[0.004]$ $F_{PSS, Regime 2}=9,425[0.004]$ $F_{PSS, overall}=9.10[0.004]$	$F_{ECM TERM, Regime 1}:11.91[0.000]$ $F_{ECM TERM, Regime 2}:12,56[0.000]$ $F_{ECM, OVERALL}:13.04[0.000]$

Ek 20. Filipinler için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri

Models:	LSTAR2DL		LSTAR2DL-ECM		LSTARDL		LSTARDL-ECM	
Long-run Coefficients								
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2		
ly_{t-1}	0.62*** (4.11)	0.331*** (2.66)			0.68*** (2.80)	0.53*** (3.32)		
$lcop_{t-1}$	0.11*** (2.41)	0.68*** (2.61)			0.38*** (2.62)	0.0174*** (3.81)		
$lgold_{t-1}$	0.29** (2.23)	0.28*** (4.00)			0.741*** (3.21)	0.22*** (4.32)		
$L.R.E.:cop$	5.63	0.48			1.78	31.17		
$L.R.E.:gold$	2.13	1.18			0.91	2.40		
Error Correction Terms:								
ecm_{t-1}			-0.31*** (2.8)	-0.51*** (-3.22)			-0.37*** (-5.6)	-0.42*** (-5.11)
Short-run Coefficients								
dly_{t-1}	0.28** (1.84)	0.28*** (3.62)	0.87*** (2.97)	0.43** (2.2)	0.219** (2.19)	0.79*** (4.2)	0.344*** (3.2)	0.348** (2.1)
$dlcop_{t-1}$	0.95*** (3.2)	0.771** (2.30)	0.274** (2.2)	0.37** (2.11)	0.512** (1.99)	0.21*** (5.2)	0.41*** (2.90)	0.447*** (2.71)
$dlgold_{t-1}$	0.361** (2.12)	0.55*** (2.91)	0.746** (2.31)	0.55** (2.12)	0.512** (2.13)	0.123*** (3.01)	0.33*** (2.9)	0.485*** (2.99)
$Cons$	0.26*** (3.11)	0.13** (2.22)	0.52*** (2.96)	-0.113** (2.12)	0.232** (2.33)	-0.07*** (2.7)	0.001** (1.90)	0.115** (2.2)
γ	-7.474*** (-2.81)		-7.28*** (-3.41)		-7.89*** (-2.88)		-8.16** (-2.22)	
C	-0.15***, +0.15*** (-2.61; +2.61)		-0.131***, +0.131*** (-3.5, +3.5)		-0.193** (-2.82)		-0.211** (-1.94)	
s_t	dly_{t-1}		dly_{t-1}		dly_{t-1}		dly_{t-1}	
Goodness of fit and diagnostics tests:								
R^2	0.73		0.71		0.63		0.78	
$Adj. R^2$	0.70		0.68		0.59		0.71	
$Q(1-2)$	0.2[0.91]		0.13[0.94]		0.23[0.83]		0.41[0.51]	
$ARCH(1-2)$	2.31[0.11]		2.9[0.19]		2.86 [0.14]		2.69[0.16]	
Regime specific, Overall (joint tests in both regimes) Error Correction Tests:								
	$F_{PSS, Regime\ 1}=9.397[0.00]$ $F_{PSS, Regime\ 2}=9.89[0.00]$ $F_{PSS, overall}=9.70[0.00]$		$F_{ecm, Regime\ 1}=7.95[0.00]$ $F_{ecm, Regime\ 2}= 10.76[0.00]$ $F_{ecm, overall} = 9.32 [0.00]$		$F_{PSS, Regime\ 1}=8.42 [0.00]$ $F_{PSS, Regime\ 2}=14.75[0.00]$ $F_{PSS, overall} =12.11 [0.00]$		$F_{ECM_TERM, Regime\ 1}: 28.17[0.00]$ $F_{ECM_TERM, Regime\ 2}: 31.76[0.00]$ $F_{ECM_OVERALL}: 29.97[0.00]$	

Ek 21. Güney Afrika için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri

Models:	LSTAR2DL		LSTAR2DL-ECM		LSTARDL		LSTARDL-ECM	
Long-run Coefficients								
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2		
ly_{t-1}	0.86*** (4.21)	0.41** (2.66)			0.72*** (2.81)	0.53*** (3.82)		
$lcop_{t-1}$	0.33** (2.36)	0.268** (2.57)			0.42** (2.63)	0.062*** (3.32)		
$lgold_{t-1}$	1.002** (2.21)	0.32* (1.99)			1.011*** (3.21)	0.36*** (4.32)		
<i>L.R.E.:cop</i>	2.60	1.52			1.71	8.54		
<i>L.R.E.:gold</i>	0.85	1.25			0.71	1.47		
Error Correction Terms:								
ecm_{t-1}			-0.29*** (2.82)	-0.31*** (-3.28)			-0.27*** (-5.307)	-0.33*** (-5.63)
Short-run Coefficients								
dly_{t-1}	0.92* (1.8)	0.32*** (-2.91)	1.55*** (2.96)	0.87** (2.12)	0.659** (2.19)	0.87*** (4.16)	0.396*** (3.15)	0.348** (2.05)
$dlcop_{t-1}$	0.58** (2.22)	0.51** (-2.29)	0.572** (2.16)	.401** (2.11)	0.335* (1.99)	0.871*** (5.18)	0.451*** (2.95)	0.447*** (2.991)
$dlgold_{t-1}$	0.631*** (3.21)	0.741*** (3.62)	1.096** (2.32)	0.607** (2.11)	0.615** (2.13)	0.881*** (2.99)	0.67*** (2.89)	0.485** (2.27)
<i>cons</i>	0.256*** (3.13)	0.002** (2.22)	0.65*** (2.95)	-0.65** (2.14)	0.112** (2.33)	-0.36** (2.63)	0.09* (1.89)	0.65** (2.19)
γ	-6.94** (-2.18)		-7.12*** (-3.54)		-8.38*** (-2.72)		-7.76** (-2.11)	
<i>c</i>	-0.135**+0.135** (-2.56, +2.56)		-0.1141***, +0.1141*** (-3.22, +3.22)		-0.23*** (-2.82)		-0.28* (-1.93)	
s_t	dly_{t-1}		dly_{t-1}		dly_{t-1}		dly_{t-1}	
Goodness of fit and diagnostics tests:								
R^2	0.71		0.69		0.67		0.70	
<i>Adj. R²</i>	0.68		0.63		0.62		0.65	
<i>Q(1-2)</i>	0.21[0.91]		0.13[0.94]		0.38[0.81]		0.43[0.50]	
<i>ARCH(1-2)</i>	2.13[0.19]		2.159[0.24]		2.60[0.18]		2.71[0.15]	
Regime specific, Overall (joint tests in both regimes) Error Correction Tests:								
	$F_{PSS, Regime 1}$ =9.3947[0.00] $F_{PSS, Regime 2}$ =9.89[0.00] $F_{PSS, overall}$ =9.70[0.00]		$F_{ecm, Regime 1}$ = 7.95[0.00] $F_{ecm, Regime 2}$ = 10.76[0.00] $F_{ecm, overall}$ = 9.32[0.00]		$F_{PSS, Regime 1}$ =8.42[0.000] $F_{PSS, Regime 2}$ =14.75[0.000] $F_{PSS, overall}$ =12.11[0.000]		$F_{ECMTERM, Regime 1}$:28.17[0.000] $F_{ECM TERM, Regime 2}$:31.76[0.000] $F_{ECM, OVERALL}$:29.97[0.000]	

Ek 22. Kanada için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri

Models:	LSTAR2DL		LSTAR2DL-ECM		LSTARDL		LSTARDL-ECM	
Long-run Coefficients								
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2		
ly_{t-1}	0.71*** (3.11)	0.037*** (2.96)			0.55*** (2.61)	0.11** (2.28)		
$lcop_{t-1}$	0.22*** (2.61)	0.036*** (3.63)			0.29*** (2.77)	0.077** (2.32)		
$lslv_{t-1}$	0.236*** (2.83)	0.134*** (2.76)			0.112** (1.78)	0.233** (2.23)		
$lgold_{t-1}$	1.76*** (3.32)	0.76*** (3.01)			1.566** (2.21)	0.78** (2.32)		
L.R.E.:Cop	3.22	1.02			1.89	1.42		
L.R.E.:slv	3.00	0.27			4.91	0.47		
L.R.E.:gold	0.40	0.04			0.35	0.14		
Error Correction Terms:								
ecm_{t-1}			-0.41**** (2.82)	-0.199*** (-2.51)			-0.43*** (-2.58)	-0.202*** (-3.61)
Short-run Coefficients								
dly_{t-1}	0.557** (1.88)	-0.22** (-2.009)	1.68*** (2.77)	0.33** (2.31)	0.662*** (2.51)	0.022*** (3.11)	0.119*** (3.051)	0.238** (2.040)
$dlcop_{t-1}$	0.81*** (2.88)	0.52** (-2.33)	0.952** (2.33)	0.901*** (2.61)	0.75** (1.88)	0.871*** (5.18)	0.981** (2.23)	0.997*** (3.01)
$dlslv_{t-1}$	0.967** (2.33)	0.744** (2.08)	2.115*** (2.95)	0.536** (2.15)	0.997** (2.24)	0.55** (2.18)	0.994*** (3.41)	0.45*** (2.45)
$dlgold_{t-1}$	0.997*** (4.19)	0.665*** (3.11)	1.141*** (4.22)	0.118*** (3.31)	0.7235*** (6.07)	0.027*** (2.54)	0.42*** (2.62)	-0.325*** (-2.71)
cons	0.127*** (3.13)	0.0023** (2.22)	0.007** (2.25)	-0.98 (0.07)	0.00986** (2.16)	-0.282** (1.89)	0.002* (1.330)	0.86** (2.21)
γ	-9.623*** (-3.81)		-9.118** (-2.15)		-9.868** (-2.19)		-10.12*** (-2.98)	
c	-0.122***, +0.122*** (-3.23, +3.23)		-0.1141***, +0.1141*** (-3.22, +3.22)		-0.197*** (-2.82)		-0.221** (-1.93)	
st	dly_{t-1}		dly_{t-1}		$dlgold_{t-1}$		$dlgold_{t-1}$	

Ek 22. Devam

<i>Models:</i>	<i>LSTAR2DL</i>	<i>LSTAR2DL-ECM</i>	<i>LSTARDL</i>	<i>LSTARDL-ECM</i>
<i>Goodness of fit and diagnostics tests:</i>				
R^2	0.67	0.68	0.65	0.69
<i>Adj. R²</i>	0.62	0.59	0.59	0.62
<i>Q(1-2)</i>	0.21[0.91]	0.13[0.94]	0.38[0.81]	0.43[0.50]
<i>ARCH(1-2)</i>	2.13[0.20]	2.159[0.18]	2.60[0.18]	2.71[0.12]
<i>Regime specific, Overall (joint tests in both regimes) Error Correction Tests:</i>				
	$F_{PSS, Regime\ 1}=42.31[0.00]$ $F_{PSS, Regime\ 2}=37.34[0.00]$ $F_{PSS, overall}=49.45[0.00]$	$F_{ecm, Regime\ 1}= 46.92[0.00]$ $F_{ecm, Regime\ 2}= 32.99[0.00]$ $F_{ecm, overall} = 48.39[0.00]$	$F_{PSS, Regime\ 1}=32.94[0.000]$ $F_{PSS, Regime\ 2}=38.76[0.000]$ $F_{PSS, overall} =41.94[0.000]$	$F_{ECMTERM, Regime\ 1}:33.91[0.000]$ $F_{ECM\ TERM, Regime\ 2}:41.87[0.000]$ $F_{ECM, OVERALL}:49.48[0.000]$

Ek 23. Meksika için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri

Models:	LSTAR2DL		LSTAR2DL-ECM		LSTARDL		LSTARDL-ECM	
Long-run Coefficients								
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2		
ly_{t-1}	0.751*** (3.88)	0.0288*** (2.64)			-0.573*** (-2.88)	0.535** (1.79)		
$lcop_{t-1}$	0.123** (1.81)	-0.032*** (-6.45)			0.276*** (2.88)	-0.55*** (-2.99)		
slv_{t-1}	0.061** (2.39)	0.556*** (3.99)			0.445*** (3.99)	0.386*** (4.37)		
$lgold_{t-1}$	0.912*** (5.32)	0.119** (1.92)			0.386*** (3.299)	0.491** (1.95)		
$L.R.E.:cop$	6.10	0.875			2.07	0.97		
$L.R.E.:slv$	12.31	0.05			1.28	1.38		
$L.R.E.:gold$	0.82	0.24			1.48	1.08		
Error Correction Terms:								
ecm_{t-1}			-0.287*** (4.14)	-0.233*** (-3.39)			-0.311*** (-4.51)	-0.293*** (-3.66)
Short-run Coefficients								
dly_{t-1}	0.332** (2.19)	-0.822*** (-2.59)	-0.68** (-2.33)	1.31** (2.15)	0.442*** (2.51)	0.511** (2.26)	0.119*** (3.051)	0.238** (2.040)
$dlcop_{t-1}$	0.322*** (2.85)	-0.26** (-2.13)	0.88*** (2.44)	-1.11** (-2.36)	-0.732** (-1.98)	0.831*** (5.18)	-0.281** (-2.12)	0.87*** (3.50)
$dslv_{t-1}$	0.228*** (2.62)	0.0754*** (3.08)	0.411*** (3.51)	-0.356** (-2.15)	0.265** (2.17)	-0.253*** (-2.88)	0.554*** (3.74)	-0.415*** (-3.30)
$dlgold_{t-1}$	0.445*** (4.33)	-0.45*** (-3.81)	1.466** (1.95)	-0.308*** (-3.73)	0.252*** (5.17)	0.827*** (2.44)	0.42*** (2.62)	-0.325*** (-2.71)
$cons$	0.0013** (2.22)	-0.112*** (-2.92)	0.0007*** (2.52)	-0.012** (2.33)	0.00986** (2.16)	-0.0082** (-2.33)	-0.0002** (2.116)	-0.023** (1.9414)
γ	-6.344*** (-4.11)		-7.116*** (-2.51)		-7.118** (-2.19)		-7.192** (-1.98)	
c	-0.065***, +0.065*** (-6.41, +6.41)		-0.058***, +0.058*** (-4.72, +4.72)		-0.074*** (-2.78)		-0.074*** (-2.63)	
s_t	dly_{t-1}		dly_{t-1}		dly_{t-1}		dly_{t-1}	
Goodness of fit and diagnostics tests:								
R^2	0.63		0.67		0.65		0.68	
$Adj. R^2$	0.61		0.65		0.60		0.62	
$Q(1-2)$	0.21[0.81]		0.19[0.91]		0.33[0.84]		0.46[0.50]	
$ARCH(1-2)$	2.11[0.18]		2.15[0.21]		2.55[0.15]		2.81[0.17]	
Regime specific, Overall (joint tests in both regimes) Error Correction Tests:								
	$F_{PSS, Regime 1}$ =9.6329[0.09] $F_{PSS, Regime 2}$ =8.812[0.09] $F_{PSS, overall}$ =9.241[0.00]		$F_{ecm, Regime 1}$ = 6.88[0.09] $F_{ecm, Regime 2}$ = 7.19[0.09] $F_{ecm, overall}$ = 6.28[0.09]		$F_{PSS, Regime 1}$ =10.42[0.0] $F_{PSS, Regime 2}$ =11.55[0.0] $F_{PSS, overall}$ =8.826[0.0]		$F_{ECM_TERM, Regime 1}$:8.80[0.09] $F_{ECM_TERM, Regime 2}$:8.65[0.09] $F_{ECM_OVERALL}$:8.42[0.09]	

Ek 24. Peru için LSTAR(2)DL VE LSTAR(2)DL-ECM Modelleri

Models:	LSTAR2DL		LSTAR2DL-ECM		LSTARDL		LSTARDL-ECM	
Long-run Coefficients								
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2		
ly_{t-1}	0.132*** (3.91)	0.281*** (2.87)			0.48*** (3.07)	0.39*** (2.54)		
$lcop_{t-1}$	0.72*** (2.93)	0.14*** (3.82)			0.36** (1.81)	0.41** (2.03)		
$lslv_{t-1}$	0.83*** (4.01)	0.92*** (2.93)			0.21*** (4.16)	0.37*** (8.07)		
$lgold_{t-1}$	0.62*** (3.33)	0.94*** (2.88)			0.086*** (2.86)	0.42*** (3.07)		
$L.R.E.:cop$	0.18	2.00			1.33	0.95		
$L.R.E.:slv$	0.15	0.30			2.28	1.05		
$L.R.E.:gold$	0.21	0.29			5.51	0.92		
Error Correction Terms:								
ecm_{t-1}			-0.28** (2.16)	-0.32*** (2.92)			-0.43*** (3.63)	-0.29*** (3.72)
Short-run Coefficients								
dly_{t-1}	0.72** (2.13)	0.23*** (2.58)	0.253*** (3.52)	0.314*** (2.73)	0.371*** (3.28)	0.532*** (2.76)	0.317*** (2.96)	0.133*** (2.46)
$dlcop_{t-1}$	0.56** (2.28)	0.13*** (3.46)	0.172** (2.07)	0.283*** (2.93)	0.328*** (3.13)	0.563*** (2.93)	0.133** (2.17)	0.193** (2.02)
$dslv_{t-1}$	0.05*** (3.46)	0.05** (2.31)	0.534*** (2.58)	0.436*** (3.03)	0.327*** (2.98)	0.56*** (2.96)	0.22** (2.08)	0.162*** (2.87)
$dlgold_{t-1}$	0.47*** (3.16)	0.31*** (2.56)	0.173*** (2.54)	0.482*** (2.93)	0.276*** (3.81)	0.625*** (3.03)	0.768*** (2.80)	0.572*** (2.91)
$cons$	0.007*** (2.86)	1.23*** (7.98)	0.03** (1.89)	0.93** (2.11)	0.92*** (2.76)	0.08** (2.33)	0.147** (2.16)	0.21** (2.07)
γ	-8.003** (1.94)		-8.161*** (2.56)		-7.921*** (3.17)		-8.202** (1.99)	
c	-0.71***, +0.71*** (-5.39,+5.39)		-0.16***, +0.16*** (-2.98,+2.98)		0.11*** (2.54)		0.125*** (2.49)	
s_t	dly_{t-1}		dly_{t-1}		dly_{t-1}		dly_{t-1}	
Goodness of fit and diagnostics tests:								
R^2	0.72		0.69		0.75		0.78	
$Adj. R^2$	0.65		0.64		0.70		0.71	
$Q(1-2)$	0.12[0.71]		0.15[0.66]		0.25[0.71]		0.36[0.69]	
$ARCH(1-2)$	2.17[0.25]		2.83[0.21]		2.56[0.18]		2.43[0.28]	
Regime specific, Overall (joint tests in both regimes) Error Correction Tests:								
	F _{PSS,Regime 1} =9.93 F _{PSS, Regime 2} =6.3086 F _{PSS, overall} =8.25		F _{ecm, Regime1} = 7.2376 F _{ecm, Regime 2} = 8.4059 F _{ecm, overall} = 7.8557		F _{PSS, Regime 1} =10.9879 F _{PSS, Regime 2} =9.153875 F _{PSS, overall} =9.36094		F _{ECM_TERM,Regime 1} :6.2662 F _{ECM_TERM,Regime 2} :8.1795 F _{ECM, OVERALL} :6.9365	

ÖZ GEÇMİŞ

1981 yılında İstanbul’da dünyaya gelen Seyit Muharrem GÖKMENOĞLU, ilköğrenimini Eskişehir’de, ortaöğrenimini İstanbul Deniz Astsubay Hazırlama Okulunda tamamladıktan sonra 2002 yılında Anadolu Üniversitesi İktisat Fakültesinde lisans eğitimine başlamış 2006 yılında mezun olmuştur. Yüksek lisans eğitimini 2008-2011 yılları arasında Sakarya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat ABD’de “OECD Ülkelerinde Uluslararası Rekabet Gücü” konulu tezini başarılı bir şekilde savunarak tamamlamıştır. Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat ABD’de doktora eğitimini sürdüren ve iyi derecede İngilizce bilen GÖKMENOĞLU, evli ve bir çocuk babası olup 2000 yılından bu yana bir kısmı Yurtdışı Askeri Temsilciliklerde olmak üzere Türk Deniz Kuvvetleri Komutanlığı’nın çeşitli birimlerinde astsubay olarak görev yapmaktadır.