



SIVAS CUMHURİYET ÜNİVERSİTESİ
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Ekonometri Anabilim Dalı

**DÖVİZ KURLARININ SEKTÖREL FİYATLARA GEÇİŞİNİN
ASİMETRİK EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ İLE ARAŞTIRILMASI**

Yüksek Lisans Tezi

Zeynep DELİBAŞ ERİLLİ

Sivas
Temmuz-2019

SİVAS CUMHURİYET ÜNİVERSİTESİ
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Ekonometri Anabilim Dalı

DÖVİZ KURLARININ SEKTÖREL FİYATLARA GEÇİŞİNİN
ASİMETRİK EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ İLE ARAŞTIRILMASI

Yüksek Lisans Tezi

Zeynep DELİBAŞ ERİLLİ

Tez Danışmanı
Doç. Dr. Hakan TÜRKAY

Sivas
Temmuz-2019

KABUL VE ONAY

Üniversite : Sivas Cumhuriyet Üniversitesi
Enstitü : Sosyal Bilimler Enstitüsü
Ana Bilim Dalı : Ekonometri
Tezin Başlığı : Döviz Kurlarının Sektörel Fiyatlara Geçişinin Asimetrik Eşbütünleşme Analizi ile Araştırılması
Savunma Tarihi : 12/07/2019
Danışmanı : Doç. Dr. Hakan TÜRKAY

Unvanı - Adı Soyadı

İmza

Jüri Başkanı:

Prof. Dr. Ahmet ŞENGÖNÜL

Üye:

Doç. Dr. Hakan TÜRKAY

Üye:

Dr. Öğr. Üyesi Özge GÜNDOĞDU

Oy Birliği



Oy Çokluğu



Zeynep DELİBAŞ ERİLLİ tarafından hazırlanan “Döviz Kurlarının Sektörel Fiyatlara Geçişinin Asimetrik Eşbütünleşme Analizi ile Araştırılması” başlıklı tez, kabul edilmiştir. .../.../.....

Prof. Dr. Ahmet ŞENGÖNÜL

Enstitü Müdürü

ETİK İLKELERE UYGUNLUK BEYANI

Sivas Cumhuriyet Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü bünyesinde hazırladığım bu Yüksek Lisans tezinin bizzat tarafımdan ve kendi sözcüklerimle yazılmış orijinal bir çalışma olduğunu ve bu tezde;

- 1- Çeşitli yazarların çalışmalarından faydalandığımda bu çalışmaların ilgili bölümlerini doğru ve net biçimde göstererek yazarlara açık biçimde atıfta bulunduğumu;
- 2- Yazdığım metinlerin tamamı ya da sadece bir kısmı, daha önce herhangi bir yerde yayımlanmışsa bunu da açıkça ifade ederek gösterdiğimi;
- 3- Başkalarına ait alıntılanan tüm verileri (tablo, grafik, şekil vb. de dâhil olmak üzere) atıflarla belirttiğimi;
- 4- Başka yazarların kendi kelimeleriyle alıntıladığım metinlerini, tırnak içerisinde veya farklı dizerek verdiğim yine başka yazarlara ait olup fakat kendi sözcüklerimle ifade ettiğim hususları da istisnasız olarak kaynak göstererek belirttiğimi,

Beyan ve bu etik ilkeleri ihlal etmiş olmam halinde bütün sonuçlarına katlanacağımı kabul ederim.

25.07/2019

Zeynep DELİBAŞ ERİLLİ



TEŐEKKÜR

Gerek ders aŐamasında gerekse tez aŐamasında desteklerini esirgemeyen danıŐman hocam Doç. Dr. Hakan TÜRKYAY'a, her zaman yanımda olan ve desteklerini her daim hissettiđim anneme ve babama, hayattaki en büyük Őanslarım eŐim ve kızıma teŐekkürlerimi sunarım.

Zeynep DELİBAŐ ERİLLİ



İÇİNDEKİLER

İÇİNDEKİLER	i
KISALTMALAR	iii
TABLO LİSTESİ	v
ŞEKİL LİSTESİ	ix
ÖZET	xi
ABSTRACT	xiii
GİRİŞ	1
BÖLÜM 1	5
LİTERATÜR TARAMASI	5
BÖLÜM 2	11
EŞBÜTÜNLEŞME VE DURAĞANLIK ANALİZİ	11
2.1 Durağanlık Analizi	11
2.1.1 Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testi	13
2.1.2 Phillips-Perron (PP) Testi	13
2.1.3 KPSS Testi.....	13
2.1.4 Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey -Fuller, ADF) Testi ...	14
2.2 Eşbütünleşme Analizi	15
2.2.1 Doğrusal Eşbütünleşme Testleri	16
2.2.1.1 Engle – Granger Eşbütünleşme Testi	16
2.2.1.2 Johansen Eşbütünleşme Testi.....	18
2.2.1.3 ARDL Yaklaşımı ve Sınır Testi.....	19
2.2.2 Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi.....	21
2.2.2.1 Balke – Fomby Eşbütünleşme Testi	21
2.2.2.2 Enders – Siklos Eşbütünleşme Testi.....	24
2.2.2.3 Hansen – Seo Eşbütünleşme Testi.....	26
BÖLÜM 3	29
DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ	29
3.1 TAR Modelleri	29
3.1.1 Gecikme Parametresinin Tahmini.....	31
3.2 SETAR Modelleri.....	32

3.3 STAR Modeli.....	33
3.4 MTAR Modeli	34
BÖLÜM 4	37
UYGULAMA.....	37
4.1. Değişkenler için Birim Kök Sonuçları.....	38
4.2. Dolar Döviz Kuru için TAR Model Sonuçları.....	39
4.3. Dolar Döviz Kuru için STAR Model Sonuçları	57
4.4. Avro Döviz Kuru için TAR ve STAR Model Sonuçları.....	62
BÖLÜM 5	65
TARTIŞMA ve SONUÇ	65
KAYNAKÇA.....	71
ÖZGEÇMİŞ.....	79

KISALTMALAR

EKK:	En Küçük Kareler
EÇOK:	En Çok Olabilirlik
HKO:	Hata Kareler Ortalaması
TAR:	Eşiksel Otoregresiv
MA:	Hareketli Ortalama
AR:	Otoregresiv
AIC:	Akaike Bilgi Kriteri
ADF:	Genişletilmiş Dickey-Fuller
SETAR:	Kendinden Uyarımlı Eşiksel Otoregresiv
STAR:	Yumuşak Geçiş Otoregresiv Modeli



TABLO LİSTESİ

Tablo.4.1a Tanımlayıcı İstatistikler	37
Tablo.4.1b Tanımlayıcı İstatistikler (Devam)	38
Tablo 4.2 Analizde kullanılacak değişkenlerin ADF Birim Kök Test Sonuçları	38
Tablo 4.3 Değişkenlerin fark alınarak elde edilen ADF Birim Kök Test Sonuçları	39
Tablo 4.4 Bağımlı Değişken Giyim Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları	40
Tablo 4.5 Bağımlı Değişken Giyim Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı	40
Tablo 4.6 Bağımlı Değişken Giyim Fiyat Endeksi iken Model tahmin Sonuçları	41
Tablo 4.7 Tek Eşik Değerli Giyim Fiyat Endeksi Model Tahmin Sonuçları	42
Tablo 4.8 Bağımlı Değişken Konut Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları	42
Tablo 4.9 Bağımlı Değişken Konut Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı	43
Tablo 4.10 Bağımlı Değişken Konut Fiyat Endeksi iken Model Tahmin Sonuçları	44
Tablo 4.11 Tek Eşik Değerli Konut Fiyat Endeksi Model Tahmin Sonuçları	44
Tablo 4.12 Bağımlı Değişken Eğlence Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları	45
Tablo 4.13 Bağımlı Değişken Eğlence Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı	45
Tablo 4.14 Bağımlı Değişken Eğlence Fiyat Endeksi iken Model tahmin Sonuçları	46
Tablo 4.15 Tek Eşik Değerli Eğlence Fiyat Endeksi Model tahmin Sonuçları	47
Tablo 4.16 Bağımlı Değişken Genel Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları	47
Tablo 4.17 Bağımlı Değişken Genel Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı	48
Tablo 4.18a Bağımlı Değişken Genel Fiyat Endeksi iken Model tahmin Sonuçları	48

Tablo 4.18b Bağımlı Değişken Genel Fiyat Endeksi iken Model tahmin	
Sonuçları-2.....	49
Tablo 4.19 Tek Eşik Değerli Genel Fiyat Endeksi Model tahmin Sonuçları.....	50
Tablo 4.20 Bağımlı Değişken Eğitim Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test	
Sonuçları.....	50
Tablo 4.21 Bağımlı Değişken Eğitim Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı ..	51
Tablo 4.22 Bağımlı Değişken Eğitim Fiyat Endeksi iken Model tahmin	
Sonuçları.....	51
Tablo 4.23 Tek Rejimli Eğitim Fiyat Endeksi Model tahmin Sonuçları.....	52
Tablo 4.24 Bağımlı Değişken Mobilya Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test	
Sonuçları.....	52
Tablo 4.25 Bağımlı Değişken Mobilya Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim	
Sayısı	53
Tablo 4.26 Bağımlı Değişken Mobilya Fiyat Endeksi iken Model tahmin	
Sonuçları.....	53
Tablo 4.27 Bağımlı Değişken Alkol Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test	
Sonuçları.....	54
Tablo 4.28 Bağımlı Değişken Sağlık Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test	
Sonuçları.....	54
Tablo 4.29 Bağımlı Değişken Ulaştırma Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test	
Sonuçları.....	55
Tablo 4.30 Bağımlı Değişken Gıda Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test	
Sonuçları.....	55
Tablo 4.31 Bağımlı Değişken Diğer Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test	
Sonuçları.....	55
Tablo 4.32 Bağımlı Değişken Haberleşme Fiyat Endeksi iken Model Hipotez	
Test Sonuçları	56
Tablo 4.33 Bağımlı Değişken Lokanta Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test	
Sonuçları.....	56
Tablo 4.34 Bağımlı Değişken Konut Fiyat Endeksi iken Model Tahmin	
Sonuçları.....	58

Tablo 4.35 Bağımlı Değişken Genel Fiyat Endeksi iken Model Tahmin	
Sonuçları	58
Tablo 4.36 Bağımlı Değişken Eğlence Fiyat Endeksi iken Model Tahmin	
Sonuçları	59
Tablo 4.37 Bağımlı Değişken Eğitim Fiyat Endeksi iken Model Tahmin	
Sonuçları	60
Tablo 4.38 Bağımlı Değişken Mobilya Fiyat Endeksi iken Model Tahmin	
Sonuçları	61
Tablo 4.39 Bağımsız Değişken Dolar iken Fiyat Endeksleri için Model Hipotez	
Test Sonuçları.....	61
Tablo 4.40 Bağımsız Değişken Avro iken Fiyat Endeksleri için Model Hipotez	
Test Sonuçları.....	62



ŞEKİL LİSTESİ

- Şekil 1.1 Döviz Kuru Geçiş Etkisinin Ulusal Fiyatlar Etkisi..... 2
Şekil 1.2 Aylık ortalama Dolar kuru ve ÜFE değerleri (2018:1-2018:10)..... 3





ÖZET

Döviz kurları, gelişmekte olan ülkelerde, uzun yıllardan beri Makroekonomik politikalar içinde önemli bir yer tutmaktadır. Döviz kurlarında meydana gelen değişimler, ekonomide birçok değişken üzerinde beklenenden daha çok etki yaratabilmektedir. Türkiye gibi daha çok ihracat yapmak için daha çok ithalat yapmak zorunda olan ülkelerde ise, döviz kurlarında meydana gelen şokların ekonomide yaratacağı etkiler daha büyük olabilmektedir. Bu etkilerden biri de döviz kurundaki değişmelerin Yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisidir.

Döviz kurundaki değişimlerin ekonomiye etkisi üzerine yapılmış birçok çalışma vardır. Bu çalışmada; döviz kurlarındaki değişimin sektörel fiyatlara yansımaları, asimetrik eşbütünleşme analizi ile araştırılmıştır. Literatürde sıklıkla kullanılan TAR ve STAR modelleri ile asimetrik yapı modellenmiş ve yorumlanmıştır.

Uygulamada 2003-2019 yılları arası seçilmiş 13 fiyat endeksinin, dolar ve avro üzerindeki asimetrik etkileri araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Türkiye gibi dışa bağımlı bir ekonomide, dolar kurunun bazı fiyat endekslerini asimetrik ve doğrusal olmayan yapıda etkilemekte olduğu görülmüştür. Fakat benzer yapıda kurulan bağımsız değişkenin avro kuru olarak alındığı modellerde benzer sonuçlar görülmemiştir. Avro kurunun simetrik ve doğrusal yapılarda fiyat endekslerini etkilediği söylenebilir. Bunun en önemli sebeplerinden birinin fiyat politikası ve istikrarının düşük olması, dolar kurunun ihracat ve ithalatta en önemli ödeme aracı olarak kullanılması gösterilebilir.

Anahtar Kelimeler: Asimetrik Eşbütünleşme, TAR Modeli, STAR Modeli, Döviz Kuru, Fiyat Endeksi



ABSTRACT

Exchange rates have been an important part of macroeconomic policies in developing countries for many years. Changes in exchange rates may have more impact on the economy than expected. In countries which have to import more to export more like Turkey, foreign exchange rates may affect the shocks occurring in the economy will create larger. One of these effects is the effect of exchange rate changes on domestic prices.

There are many studies on the effects of exchange rate changes on the economy. In this study; The effect of changes in exchange rates on sectoral prices was investigated by asymmetric cointegration analysis. Asymmetric structure is modeled and interpreted by TAR and STAR models which are frequently used in literature.

According to the obtained results in an economy dependent on the outside, like Turkey, it has seen some US dollar exchange rate affect the price index of asymmetric and non-linear structure. However, similar results were not observed in the models in which the independent variable established in a similar structure was taken at euro rate. It can be said that the exchange rate affects the price indices in symmetrical and linear structures. One of the most important reasons for this is the low price policy and stability, and the use of the dollar exchange rate as the most important means of payment in exports and imports.

Keywords: Asymmetric Cointegration, TAR Model, STAR Model, Exchange Rate, Price Index



GİRİŞ

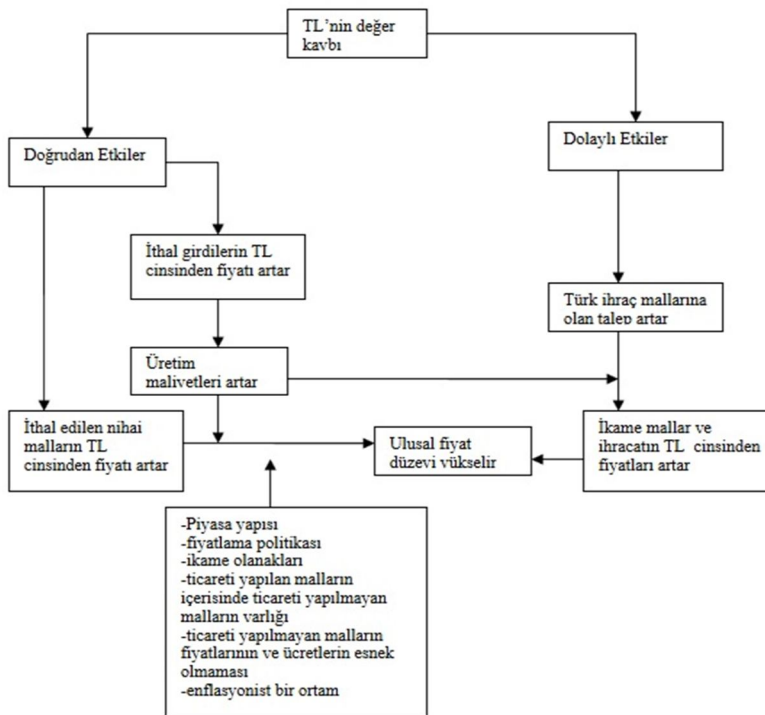
Döviz kurları, özellikle gelişmekte olan ülkelerde, çok uzun yıllardan beri Makroekonomik politika tartışmalarında önemli bir yer tutmaktadır. Döviz kurlarında meydana gelen değişimler, ekonomide birçok değişken üzerinde beklenenden daha çok etki yaratabilmektedir. Türkiye gibi daha çok ihracat yapmak için daha çok ithalat yapmak zorunda olan ülkelerde ise, döviz kurlarında meydana gelen şokların ekonomide yaratacağı etkiler daha büyük olabilmektedir. Bu etkilerden biri de döviz kurundaki değişmelerin Yurtiçi fiyatları üzerindeki etkisidir. İktisatçılar, kur şokları ve yurtiçi fiyatlar arasındaki ilişkiyi “döviz kurunun geçiş etkisi (exchange rate pass through)” kavramı ile açıklamaktadır. Bu kavram kısaca döviz kurunda meydana gelen %1 değişimin, yurtiçi genel fiyatlar düzeyi üzerinde yarattığı yüzde değişimi ifade etmektedir (Goldberg ve Knetter 1997: 1245). Sermaye hareketlerine açık bir ekonomide; sıcak paranın çıkış aşamasında döviz kurlarında meydana gelen ani ve yüksek oranlı artış, enflasyon oranlarında gerçekleşen artışın önemli bir unsuru olmaktadır. Döviz kurunun geçiş etkisinin süresinin ve oranının bilinmesi, enflasyon hedeflemesine yönelik para politikası uygulayan merkez bankaları (ve devlet politikaları) açısından önemlidir (Akdemir ve Özçelik 2018: 6-8).

Taylor (2000), döviz kurundan fiyatlara geçişin düşük oranda yansımaları, enflasyon oranının düşük olmasıyla bağdaştırmaktadır. Taylor özelinde düşünüldüğünde enflasyon oranı düşük seyreden ülkelerde geçiş etkisinin nihai malların fiyatlarına yansımalarının düşük olması beklenir. O halde, enflasyon düştükçe, ithal fiyatlarına daha düşük oranda bir geçiş etkisi gerçekleşmelidir (Bailliu ve Fujii 2005:20). İhracatçıların talep eğrisinin elastikiyetinin yüksek olması durumunda ise kurdaki oynaklığın daha düşük bir oranda geçiş etkisine yol açacağına işaret etmektedir (Campa ve Golberg 2002: 5-12).

Nominal döviz kurunda meydana gelen değişimlerin yurt içi fiyatları etkileme gücü geçiş etkisinin derecesi olarak tanımlanmaktadır. Örneğin nominal döviz kurlarında belirli bir oranda artış meydana gelmesi, ihraç edilen ürünlerin yabancı para birimi cinsinden fiyatlarını düşürürken, ithal edilen ürünlerdeki yerli para birimi

cinsinden aynı oranda yükseltmeye yol açıyorsa geçiş etkisi % 100 olarak tanımlanabilir (Seyidođlu 2007:52).

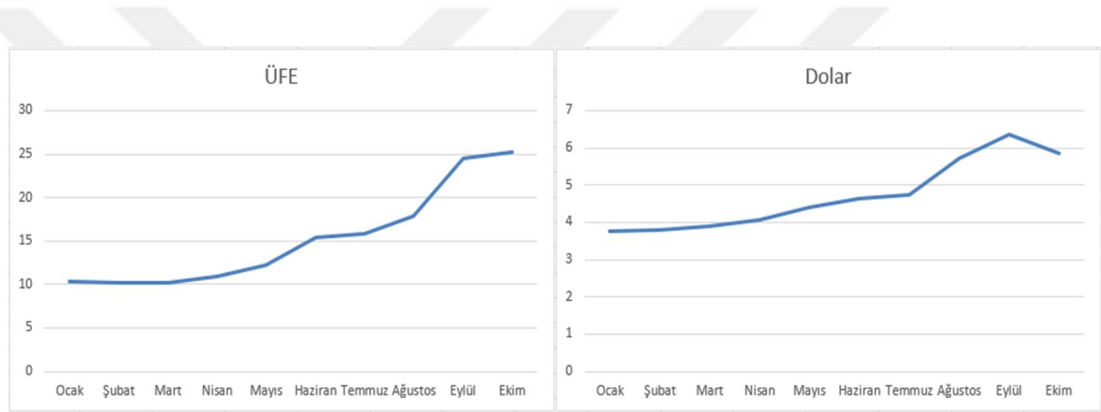
Firmaların döviz kurunda meydana gelen artışları tam olarak satış fiyatlarına yansıtmalarına tam geçiş etkisi, döviz kurunda meydana gelen deđişimleri daha az oranda malların satış fiyatlarına yansıtmalarına da kısmi yani tamamlanmamış geçiş etkisi denir. Eđer firmalar döviz kurundaki hareketleri fiyatlara yansıtmaımlarsa geçiş etkisi yoktur. Böyle bir durumda yerli para birimi ile ithal edilen ürünlerin satış fiyatı kur deđişimlerinden etkilenmiyordur (Yang, 1997: 100). Kısacası ithal ürünün ulusal para cinsinden fiyatı, döviz kuru deđiřtiđi halde deđiřmemektedir. Döviz kuru geçiş derecesini açıklayan mikro iktisadi deđişkenler; ülkenin rekabet ortamı, piyasa yapısı, piyasa talebinin fiyat esnekliđi, fiyat endeksinde yer alan mal sepetinin içindeki ithal mallarının oranı ve zaman içindeki deđişim gibi birçok faktör döviz kuru geçişinin derecesini belirlemektedir (Akdemir ve Özçelik, 2018; Tümtürk, 2017:3). Őekil 1.1’de döviz kuru geçiş etkisinin ulusal fiyatlar etkisi kısaca özetlenmiřtir.



Őekil 1.1 Döviz Kuru Geçiş Etkisinin Ulusal Fiyatlar Etkisi

Kaynak: Hyder ve Shah (2004). "Exchange Rate Pass □ Through to Domestic Prices in Pakistan", State Bank of Pakistan Working Paper No:5, p:4.

Türkiye’de; 2018 yılının başında 3,79 TL olan Dolar kuru, ağustos ayında 6,87 TL olarak tarihi zirve yapmış, 14 Kasım itibariyle de 5,48 seviyesinde gerçekleşmiştir. 2018 Yılbaşı’na göre Ağustos 2018 döneminde %57 olan TL değer kaybı, Kasım 2018 döneminde %31 düzeyindedir. Benzer şekilde tüketici fiyat endeksi Ocak 2018 döneminde %10,35 iken Kasım 2018 döneminde %25,24 olarak gerçekleşmiştir. 2018 Yılbaşı’ndan itibaren süregelen sürekli döviz artışının enflasyondaki önemli artışı da tetiklediği söylenebilir. Şekil 1.2’de 2018 yılı Ocak ve Ekim dönemleri arasındaki aylık ortalama Dolar kuru ve aylık ÜFE değerleri verilmiştir. Grafıklara baktığımızda her iki değişken için benzer oranlarda ve benzer dönemlerde birlikte artışlar görülebilmektedir.



Şekil 1.2 Aylık ortalama Dolar kuru ve ÜFE değerleri (2018:1-2018:10)

Bu çalışmada döviz kurlarının sektörel fiyatlara geçişi asimetrik eşbütünleşme analizi ile araştırılmıştır. Konu ile ilgili literatür bilgileri verildikten sonra, 2. Bölümde Durağanlık ve Eşbütünleşme konusu ve 3. Bölümde Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Modellerinden TAR, STAR, SETAR ve MTAR modelleri kısaca tanıtılmıştır. Uygulama bölümünde ise 2003:1-2019:2 dönemlerine ait seçilmiş 13 fiyat endekslerinin dolar ve avro kurlarının üzerindeki etkileri doğrusal olmayan zaman serileri ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar yorumlanmış ve tartışma kısmında genel değerlendirme olarak sunulmuştur.



BÖLÜM 1

LİTERATÜR TARAMASI

Akdemir ve Özçelik (2018) çalışmalarında, Türkiye’de döviz kurlarının tüketici fiyatları, imalat sanayi fiyatları üzerinde yarattığı etkiyi göstermek amacıyla, imalat sanayi fiyat endeksi, tüketici fiyat endeksi, döviz kuru ve ithalat birim değer endeksi verileri kullanılarak Ocak 2003 ve Haziran 2017 dönemini kapsayan 174 aylık veri kullanılarak SVAR modeli tahmin edilmiştir. Çalışmada elde edilen bulgular sonucunda Türkiye’de tamamlanmamış geçiş etkisinin görüldüğü sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca imalat sanayii fiyatları TÜFE’ye göre döviz kurundan daha çok etkilendiği belirlenmiştir.

Tümtürk (2017) çalışmasında, döviz kurunda meydana gelen şokların, Türkiye’deki yurtiçi fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisinin, enflasyon hedeflemesi öncesi ve sonrasında nasıl değiştiğini 1994:1-2016:9 dönemi verilerini kullanarak araştırmıştır. Çalışmada elde edilen geçiş katsayısı tahminleri, Türkiye’de döviz kurlarından fiyatlara kısmi geçiş etkisinin varlığını işaret etmektedir. Ayrıca Türkiye’deki enflasyon ataletinin varlığının enflasyon hedeflemesi ile birlikte azaldığı sonucuna ulaşılmıştır.

Alptekin ve ark. (2016) çalışmalarında, geçiş etkisinin düşük çıkmasının temel sebeplerini araştırmışlardır. Buna göre, firmaların pazar paylarını kaybetmemek için fiyat ayarlaması yapmak yerine kar marjlarını değiştirmesi, ithal malların fiyatlarının artması sonucu bu mallar yerine daha düşük kalitedeki malların tüketilmesiyle ortaya çıkan ikame etkisi, üretim aşamasında kullanılan ithal ara mallar yerine alternatif malların kullanımı ve diğer maliyet azaltma yöntemleri gözlemlenmiştir. Uygulama olarak da Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçiş etki süresi ve büyüklüğü araştırılmıştır.

Chen, Finney ve Lai (2005) çalışmalarında, ham petrol fiyatlarının benzin fiyatlarına olan etkisini asimetrik eşbütünleşme analizi ile incelemiştirlerdir. Çalışma ile ABD perakende benzin fiyatlarındaki asimetrik değişim için yeni destekleyici kanıtlar sunmuşlardır. Böylece asimetrik transfer sadece ham petrol ve rafineri benzinleri için değil aynı zamanda spot piyasaları aracılığıyla da oluştuğu

bulunmuştur. Sonuç olarak fiyat arası transferde gözlenen asimetrinin yukarı değil aşağıya doğru olduğu bulunmuştur.

Shen, Chen ve Chen (2007) çalışmalarında Çin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri asimetrik eşbütünleşme yöntemi ile belirlemeye çalışmışlardır. Yazarlar, daha önce aralarında eşbütünleşme olmadığı belirtilen iki ana hisse senedi grubu (Shanghai ve Shenzhen) arasında asimetrik eşbütünleşik bir ilişki bulmuşlardır.

Koto (2015) çalışmasında etanol, benzin ve doğal gaz arasında asimetrik eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığını araştırmıştır. Belirtilen değişkenlere ait Ekim 2006-Aralık 2013 aylık verilerine dayanarak kısa dönem-uzun dönem ilişkileri; TAR, M-TAR ve M-TVECM modelleri ile belirlenmiştir. Etanol fiyatları üzerindeki kısa dönem şok dalgalarının gaz fiyatlarına etkisinin, gaz fiyatları üzerindeki fiyatların etanol fiyatlarına göre daha etkili olduğu bulunmuştur.

Schorderet (2002) çalışmasında, durağan olmayan bileşenlere sahip veri setlerinin serinin kendisine nazaran durağan olduklarını gözlemlemiştir. Ortaya atılan teoriyi desteklemek için 3 farklı Avrupa para birimi ve Amerikan doları döviz kurları arasındaki asimetrik ilişki araştırılmıştır. Sonuç olarak doğrusal olmayan dinamikler için doğrusal eşbütünleşme olacak diye bir kanıt bulunamamıştır.

Duasa (2009) çalışmasında, reel döviz kuru ve ticaret değişkenleri arasında asimetrik eşbütünleşme ilişkisini araştırmıştır. Yazar; döviz kuru ve ticaret arasındaki uzun dönem ilişkiyi, ithalat ve ihracat arasındaki asimetrik eşbütünleşme testleri ile ilişkilendirmiştir. Sonuç olarak ithalat talebinin döviz şokları ile ilişkilendirilmesinin geçici olduğu, korumacı ticaret politikaları ve sermaye kontrolleri ile Malezya ticaret dengesinin kontrol altına alınabileceği vurgulanmıştır.

Ceylan ve Durkaya (2011) çalışmalarında, dış borç ekonomik büyüme ilişkisini asimetrik eşbütünleşme testi ile araştırmışlardır. Çalışmada doğrusal Engle-Granger eşbütünleşme testinin yanında asimetrik uyarlamaya izin veren TAR ve M-TAR modelleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre tüm yöntemlere göre Türkiye ekonomisinde borçlanma ile büyüme eşbütünleşiktir. Ayrıca dış borç stoku ile büyüme ilişkisi uzun dönemde asimetrik bulunmuştur.

Arısoy ve Gencer (2012) çalışmalarında, Türkiye’de paranın gelir dolanım hızı ve parasal büyümedeki değişkenliklerin, asimetrik eşbütünleşme analizi ile araştırmışlardır. Çalışmada, yapısal kırılmalı birim kök ve eşbütünleşme yaklaşımları ile son zamanlarda uygulama bulan Enders-Granger ve Enders-Siklos’un geliştirdikleri asimetrik eşbütünleşme ve hata düzeltme modellerinden yararlanmışlardır. Sonuç olarak asimetrik hata düzeltme modeli sonuçlarının parasal büyüklükteki değişkenler ile paranın gelir dolanım hızı arasındaki nedenselliğin iki yönlü olduğu belirlenmiştir.

Richard (2012) çalışmasında enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi asimetrik eşbütünleşme testi ile araştırmıştır. 12 Orta Afrika ülkesi ile yapılan çalışma sonucunda Gabon, Nijerya ve Fildişi Sahilleri ülkeleri için gizli eşbütünleşik sonuçlar bulunmuştur. Sonuçlara göre bu ülkelerin büyüme oranlarının, olumsuz koruma politikalarından etkilenecekleri görülmüştür. Bunun yanında Benin, Kenya ve Sudan için bu politikaların olumlu olacağı bulunmuştur.

Hoover, Giedeman ve Dibooglu (2009) çalışmalarında, gelir eşitsizliği ve iş döngüsü problemini eşik eşbütünleşik yaklaşım yöntemi ile araştırmışlardır. Bunun için gelir değişkenini etkileyen birçok sosyo-ekonomik etken incelenmiştir. Buna göre işsizlik ve göç şokları, gelir eşitsizliğini kuvvetli biçimde etkiledikleri görülmüştür. Eşbütünleşme sonuçlarına göre pozitif ve negatif şokların ekonomiye etkilerinin simetrik olmadığı ve gelir dilimine etkilerinin de eşit olduğu görülmüştür.

Fofana ve Seyte (2012) çalışmalarında, Fransa’da finansal yayılımları TAR ve M-TAR modelleri ile incelemişlerdir. 2007 yılında yaşanan mali krizin etkilediği düşünülen CAC40, FTSE 100, S&P500 ve NIKKEI225 gibi dört pazarın endekslerinde meydana gelen değişimler incelendiğinde; S&P500’den FTSE 100 ve CAC40 endekslerine kointegre ilişki tespit edilmiştir.

Lardic ve Mignon (2008), petrol fiyatları ile ekonomik faaliyet arasındaki uzun vadeli ilişkiyi incelemişlerdir. GSYİH tarafından onaylanmıştır. İki değişken arasındaki bağlantıların asimetrilerini hesaba katmak için, Asimetrik eşbütünleşmeye dayalı yaklaşım kullanmışlar ve ABD GSYİH verilerinden yararlanmışlardır. Sonuçlar ancak aynı zamanda G7, Avrupa ve Euro bölgesi ekonomileri ile de

karşılaştırılmıştır. Buna göre veri yapısında standart eşbütünleşme bulunmazken, Petrol fiyatları ile GSYİH arasında asimetric eşbütünleşme bulunmuştur.

Katrakilidis ve Trachanas (2012); konut fiyatları ile seçilen makroekonomik temeller arasındaki dinamikleri incelemiştir. Shin ve Greenwood tarafından önerilen asimetric ARDL eş-bütünleşme metodolojisini 1999-2011 dönemi için Yunanistan verileri için uygulamışlardır. Analizlerde, konut fiyatlarının açıklayıcı ya da olumsuz değişikliklere tepkilerinde kısa ve uzun vadede önemli farklılıklar bulunmuştur. Buna göre; Yunanistan konut piyasasında daha etkin politika belirleme yöntemlerinin büyük önem taşıdığı tartışılmıştır.

Asane-Otoo ve Schneider (2015); 2003-2013 döneminde Almanya'daki petrol fiyatları arasında, Tsagkanos ve Siriopoulos (2015); kuzey ve güney Euro bölgesinde sanayi üretimi ve borsa arasında, Zare ve Azali (2015); 1986-2012 dönemi Malezya'da hisse senedi fiyatları ile para politikaları arasında asimetric eşbütünleşme ilişkileri üzerinde çalışmalar yapmışlardır.

Dinççağ (2012) tez çalışmasında; Türkiye'de döviz kurlarından enflasyona geçiş etkisini Johansen ve Engle-Granger iki basamaklı eşbütünleşme yöntemleri kullanılarak incelemiştir. İncelemenin sonucunda döviz kurları ve fiyatlar arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu kanıt elde edilmiştir. Ayrıca, modelde asimetriclerin varlığı test edilmiş ve kurların değer kaybetmesi ile oluşan geçiş etkisinin değer kazanması ile oluşan etkiden daha fazla olduğu gösterilmiştir. 2001 ekonomik krizinin etkilerini incelemek amacıyla modelde yapısal kırılma olup olmadığı da test edilmiştir. 2001 yılı sonrasında Türkiye ekonomisindeki koşulların iyileşmesi, enflasyonun düşmesi ve fiyat belirleyicilerin "endeksleme" davranışından vazgeçmeleri sebebiyle döviz kurlarından enflasyona geçiş etkisinin önemli ölçüde azaldığı bulunmuştur.

Akgül ve Koç (2011) çalışmalarında, Türkiye Cumhuriyeti için 1924-2009 dönemi yıllık zaman serisi verilerini kullanarak yükseköğretim ve ekonomik büyüme arasındaki doğrusal olmayan ilişkinin varlığını araştırmışlardır. Çalışmanın ekonometrik yaklaşımı eşik otoregresif (TAR) modeline dayanmaktadır. Görgül sonuçlar, bir eşik değerinin varlığını ve yükseköğretim mezunu sayısının ancak bu eşik üstünde olması durumunda ekonomik büyümeye pozitif katkısının olduğunu

ortaya koymuřtur. Eřik altında olduėunda ise katkının ters iřaretli olduėu grlmektedir. alıřmanın bulguları, eėitimin ekonomik bymenin nemli bir bileřeni olduėunu da gstermiřtir.

Oltulular (2015) alıřmasında, 2005-2013 dnemi itibariyle Trkiye ekonomisinde para politikası řoklarında asimetrik etkinin olup olmadıėını ve bu etkinin ıktı ve fiyatlar genel seviyesi zerindeki asimetrik iliřkisini analiz etmiřtir. Yapılan analizlerin sonucunda, para politikası řoklarının asimetrik bir yapıda olduėu, pozitif para politikası řokunun ıktı ve fiyat seviyesi zerinde herhangi bir etkisinin olmadıėı, negatif para politikası řoklarının ıktı ve fiyat seviyesi zerinde gl bir etkide bulunduėu grlmřtir.





BÖLÜM 2

EŞBÜTÜNLEŞME VE DURAĞANLIK ANALİZİ

Ekonomi ile ilgili çalışmalarda, üzerinde çalışılan zaman serilerinin büyük çoğunluğu durağan olmayan zaman serileridir. Zaman serilerine istatistiksel uygulamalar, analizler ve yorumlar yapılabilmesi için en önemli varsayım ilgilenilen serinin durağanlık şartını sağlamasıdır. Doğrusal olmayan serilerde durağanlığı sağlamak için serilerin birinci, ikinci vb. farklarının alınması sadece geçmiş dönemlerde maruz kaldığı kalıcı şokların etkisini yok etmekle kalmayıp, aynı zamanda dönemler arasında bu şoklar dışında var olabilecek uzun dönemli ilişkilerin de ortadan kalkmasına neden olmaktadır. Bu yüzden de durağanlaştırılmış veriler arasında hesaplanacak bir regresyon denklemi ise uzun döneme ait tüm bilginin yok edilmesinden kaynaklı, bir uzun dönem denge ilişkisi vermeyecektir. Seride kaç tane birim kök varsa o kadar fark alma işlemi yapılması önerilse de bazen bu dönüşüm uygun olmayabilir (Akdi 2010: 35).

Bir zaman serisi, kendi geçmiş değerlerinin bir fonksiyonu olarak kısaca tanımlanabilir. Ayrıca, başka değişkenlere bağlı olarak da gözlenebilir. Zaman serileri tek tek durağan olmamasına karşın aralarındaki ilişki, serilerin doğrusal kombinasyonları durağan hale gelebilir. Bu durumda seriler eşbütünlük (kointegrasyonlu) olmaktadır (Enders, 1995). Buna bağlı olarak eşbütünlük; iki veya daha fazla durağan dışı değişken arasında durağan bir ilişkinin elde edilmesi olarak tanımlanabilir (Akdi 2010:36). Özellikle iki veya daha fazla durağan dışı değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına yönelik çalışmalar, değişkenlerin eşbütünlük olmalarına bağlıdır. Bir diğer tanıma göre eşbütünlük; ekonomik değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin istatistiksel olarak sunulmasıdır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2010: 502).

2.1 Durağanlık Analizi

Durağanlık, bir zaman serisinin ortalamasıyla varyansının zaman içinde değişmemesi ve kovaryansının da her gecikmede aynı değeri alması süreci olarak tanımlanabilmektedir. Yani X_t , serisi durağan ise X_{t+k} (serinin k . dönem gecikmeli

değeri) ortalaması, varyansı ve kovaryansının X_t 'inkilerle aynı olması anlamına gelmektedir. Böylece durağanlık kavramı; serinin ortalamasının, varyansının ve kovaryansının ne zaman ölçülürse ölçülsün aynı değerde olması olarak özlenebilir (Oltulular 2015:121; Sevüktekin ve Çınar, 2017:64-65).

Birim kök içeren (durağan olmayan) bir seri, tesadüfi yürüyüş (random walk) zaman serisi olarak adlandırılmaktadır. Tesadüfi yürüyüşe sahip bir zaman serisi iki açıdan önemlidir. Birincisi; geçici bir şoktan sonra tekrar uzun dönem ortalama seviyesine dönmezler ve tesadüfi bir seyir izlerler. Geçici olan bir şokun etkisi sürekli bir hale gelir. İkincisi; tesadüfi yürüyüşe sahip olan serilerle yapılacak bir regresyon tahmini gerçeğe uymayacak sonuçlar verecektir. En küçük kareler (EKK) yönteminin varsayımları geçerliliğini yitirecektir. Böyle bir durumda tahmin edilen katsayılar tutarlılık özelliğine sahip olmayacaktır (Oltulular 2015:121).

Durağan olmayan serilerin kullanıldığı bir EKK regresyon tahmininde ortaya sahte regresyon problemi çıkması en muhtemel sorun olarak karşımıza çıkmaktadır (Granger ve Newbold 1974). Sahte regresyon problemi, zaman serilerinin güçlü bir trende sahip olduğunu ve bu sebeple gözlenen yüksek R^2 değerinin, söz konusu iki değişken arasındaki doğrusal bir ilişkiden ziyade hesaplanan güçlü trend ilişkisinden kaynaklandığını ifade eder. Bunun yanı sıra, durağan olmayan serilerle yapılan tahminlerin R^2 değerinin beklenenden yüksek ve katsayıların anlamlı olmalarına karşın, Durbin-Watson değeri düşük çıkabilir, t ve F testleri geçersiz sonuçlar verebilir. Bunun sebebi olarak EKK tahmincilerinin tutarsız olmaları, bu yüzden de istatistiksel testlerin geçersiz olmaları gösterilebilir. Sahte regresyon problemini çözmek için bir yolu, durağan olmayan serilerin birinci veya ikinci farkları ya da logaritmaları alınarak durağan hale getirilmesi ve durağan serilerin regresyon analizi için kullanılmasıdır (Birinci 2015:53).

Literatürde durağanlık analizi için birçok test bulunsa da en çok kullanılan dört test kısaca tanıtılmıştır.

2.1.1 Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller çalışmalarında, zaman serilerinin durağan olabilmeleri için kendi gecikmeli değerlerinden etkilenmemeleri gerektiğini belirtmişler ve y_t olarak belirlenen bir zaman serisini aşağıda verildiği şekilde modellemişlerdir (Dickey ve Fuller 1979: 427-431):

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (2.1)$$

Bu, birinci dereceden otoregresif AR(1) modelidir. Modelde u_t klasik varsayımlara uyan, yani ortalaması 0, sabit varyanslı, ardışık bağımlı olmayan stokastik hata terimidir. DF testinde; Eşitlik'de verilen y_{t-1} 'in katsayısı ρ 'nun 1'e eşit olup olmadığı test edilmektedir.

2.1.2 Phillips-Perron (PP) Testi

Zaman serilerinin birçoğunun durağan bir sürece sahip olmamaları, birim kök hipotezini inceleyen istatistik testlere olan ilgiyi arttırmıştır. Dickey-Fuller birim kök testi hata terimlerinin istatistik olarak bağımsız olduklarını ve sabit varyansa sahip olduklarını varsayar. Genişletilmiş Dickey Fuller testi, modele gecikmeli değerler ekleyerek Dickey-Fuller testini otokorelasyon problemine karşı düzeltmiştir. Phillips-Perron birim kök testi ise hata teriminin zayıf derecede bağımlı olmasına ve heterojen olarak dağılmasına izin vermektedir. Bu sayede otokorelasyon sorunu ortaya çıkmamaktadır. Phillips ve Perron; Dickey-Fuller'in hata terimleri ile ilgili varsayımını genişletmişlerdir. Bu durumu daha iyi anlamak için şu regresyonlar dikkate alınır (Phillips ve Perron 1988: 340).

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t$$
$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta} \left(t - \frac{1}{2} T \right) + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (2.2)$$

Burada T gözlem sayısının hata terimlerinin dağılımını göstermekte olup bu hata teriminin beklenen değeri sifıra eşittir ($E(u)=0$). Fakat burada hata terimleri arasında içsel bağlantının olmadığı veya homojenlik varsayımı gerekli değildir.

2.1.3 KPSS Testi

KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) testinde amaç gözlenen serideki deterministik trendi arındırmak ve böylece serinin durağan olmasını sağlamaktır. Bu testte kurulan birim kök hipotezi ADF testinde kurulan hipotezlerden farklıdır. Sıfır

hipotezi serinin durağan olduğunu ve birim kök içermediğini, buna karşın alternatif hipotezin ise seride birim kök olduğunu ve durağan olmadığını ifade eder. Boş hipotezdeki durağanlık trend durağanlıktır zira seriler trendden arındırılmışlardır. Böylece, trendden arındırılan seride birim kök olmaması, serinin trend durağanlığını gösterir (Kwiatkowski vd. 1992: 159-178).

KPSS testinin en önemli özelliği bir veya daha büyük bir MA yapısı içeren serilerde ADF'nin aksine gücünün azalmamasıdır. KPSS testi LM testi ile benzer biçimde belirlenmektedir. Dolayısıyla LM istatistiğinin oluşumu önemlidir. LM testinde boş hipotez, rassal yürüyüşün sıfır varyansa sahip olduğunu ve serinin deterministik trend, rassal yürüyüş ve durağan kalıntılar toplamından oluştuğunu ima eder.

2.1.4 Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey -Fuller, ADF) Testi

ADF testi DF (Dickey-Fuller) testinin geliştirilmiş bir çeşididir. ADF testinde DF testinden farklı olarak denklemin sağ tarafına ardışık bağımlılığın ortaya çıkmasını önleyecek uzunlukta bağımlı değişkenin gecikmesi ilave edilmektedir. Bu nedenle, ADF testinde hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve homojen olduğu varsayılmaktadır. ADF testinin sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modelleri aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (2.3)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2.4)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta T + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (2.5)$$

Yukarıda verilen denklemlerde, y durağanlığı araştırılan değişken, Δ fark denklemi, T trend değişkenini, α, β, γ katsayıları t zamanında p gecikme uzunluğunu, ε ise rassal hata terimini ifade etmektedir (Sevüktekin ve Çınar 2017: 231).

2.2 Eşbütünleşme Analizi

İstatistik ve Ekonometri bilimlerinde zaman serileri kavramı, son yıllarda artan önemi ile birçok araştırmaya ve çalışmaya konu olmaktadır. Artan çalışmalar konunun da detaylı irdelenmesine ve tartışılmasına yol açmaktadır. Bu detaylardan biri de Eşbütünleşme kavramıdır. Zaman serilerinde eşbütünleşme analizi için ilk çalışmalar 1980'lerin ortasında oluşturulmaya başlanmış ve zaman serisi modellenmesinde birçok ekonometrist tarafından en önemli kavramlardan biri haline gelmiştir (Halaç, 2002).

Eşbütünleşme kavramının temelleri detaylı olarak Granger (1981, 1983) tarafından ortaya atılmış ve eşbütünleşik süreçlerin istatistiksel analizi Engle ve Granger (1987) tarafından yapılan çalışmalarda literatüre girmiştir. Bu çalışmalar ve ekonometriye olan katkıları nedeniyle Granger 2003 yılında Nobel Ekonomi ödülü almıştır. Engle ve Granger regresyon analizi kullanılarak eşbütünleşme ilişkilerinin tahmin edilmesini önermiştir.

Eşbütünleşme analiziyle iki veya daha fazla sayıda durağan olmayan zaman serileri arasında doğrusal bir birleşim oluşturulabiliyorsa, yani bu değişkenler uzun dönemde dengeye doğru yöneliyorsa incelenen değişkenlerin eşbütünleşik olduklarını ifade eder (Sakallı 2004:4-6). Yani eşbütünleşme, zaman serileri bireysel olarak durağan olmasalar dahi, bu değişkenlere ait bir ya da daha fazla sayıdaki kombinasyonların durağan olabileceği anlamına gelmektedir. Eğer ki bu değişkenler eşbütünleşik ise, bu değişkenlerin birbirlerinden çok fazla uzaklaşmayacakları ifade edilebilir. Bu değişkenler arasında eşbütünleşik bir ilişki söz konusu değilse, bu değişkenlerin uzun dönemde birbirlerine bağlı olmadıkları ve birbirlerinden uzaklaşabilecekleri ifade edilir (Şıklar 2000:1-10).

Eşbütünleşme, kısaca iktisadi değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığının istatistiksel olarak gösterimidir (Thomas 1997:100-120). Eşbütünleşme analizi ile ilgili örnekler reel ücretler ile verimlilik; nominal döviz kuru ile göreceli fiyatlar; tüketim ile harcanabilir gelir; uzun dönemli faiz oranları ile kısa dönemli faiz oranları; para dolaşım hızı ile faiz oranları ve üretim ile satış hacmi arasındaki ilişkilere yer vermektedir.

Eşbütünleşme analizi için öncelikle Eşitlik 2.1’de verilen regresyon denkleminde yer alan serilerin durağan olup olmadıkları araştırılır. Ele alınan serilerin durağan olması gerekmektedir.

$$Y_t = \lambda_0 + \lambda x_t + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

Daha sonra ise Eşitlik 2.6’daki hatalar Eşitlik 2.7’de gösterildiği gibi hesaplanır.

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\lambda}_0 - \hat{\lambda}x_t \quad (2.7)$$

Hatalar hesaplandıktan sonra, hataların durağanlıkları test edilir. Hata terimi durağan değil ise değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığı, hata terimleri durağan ise değişkenler arasında eşbütünleşmenin olduğu sonucuna varılır (Holden ve Thompson 1992: 14).

2.2.1 Doğrusal Eşbütünleşme Testleri

Klasik doğrusal regresyon modelinde yapılan tahmin sonuçları modelde yer alan değişkenlerin durağan olması durumunda geçerli olmaktadır. Bir stokastik süreç sonlu bir ortalama ve varyansa sahip ise sürecin kovaryans durağan olduğu söylenmektedir (Enders 2015).

Makroekonomistler ekonometrik analizde kullanılan iktisadi zaman serilerinin pek çoğunun düzey değerlerinde durağan olmadığını ve pek çok zaman serisinin birinci farkını almanın yeterli olduğunu fark etmişlerdir. Zaman serisinde böyle değişkenler $I(1)$ olarak gösterilmekte ve birinci dereceden bütünleşik olarak ifade edilmektedir (Dickey vd. 1991: 58-78). Eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasında yaygın olarak kullanılan testler kısaca tanıtılmıştır.

2.2.1.1 Engle – Granger Eşbütünleşme Testi

Birinci dereceden bütünleşik seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasında, Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen iki aşamalı eşbütünleşme testi kullanılmaktadır. İlk aşamada değişkenler düzey değerinde tahmin edilmekte ve kalıntılar üzerine birim kök testi uygulanmaktadır. İkinci aşamada bu

denklemden elde edilen kalıntılar hata düzeltme modelinde kullanılmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2017:561).

$$y_t = a_0 + a_1 z_t + e_t \quad (2.8)$$

Yukarıda verilen Eşitlik 2.8'deki klasik regresyon modelinde y_t ve z_t 'nin durağan olduğu ve e_t ile ifade edilen hata teriminin sıfır ortalama ve sonlu bir varyansa sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu denklemden hareketle dört farklı durum söz konusudur.

- $\{y_t\}$ ve $\{z_t\}$ her ikisi de durağandır. Her ikisi de durağan olduğunda klasik regresyon modeli geçerlidir.
- $\{y_t\}$ ve $\{z_t\}$ serilerinin bütünleşme dereceleri farklıdır. Bu serilerle kurulan regresyon anlamsızdır.
- Durağan olmayan $\{y_t\}$ ve $\{z_t\}$ serilerinin bütünleşme dereceleri aynıdır ve kalıntı serisi stokastik trend içermektedir. Bu durumda regresyon sahtedir ve genellikle regresyon denkleminin birinci farklarının tahmin edilmesi önerilmektedir.
- $\{y_t\}$ ve $\{z_t\}$ serileri aynı dereceden bütünleşiktir ve kalıntı serisi durağandır. Bu durumda, $\{y_t\}$ ve $\{z_t\}$ eşbütünleşiktir.

Engle-Granger eşbütünleşme test süreci aşağıda verilmiştir.

$$y_t = a_0 + a_1 z_t + e_t \quad (2.9)$$

Eşitlik 2.9'da verilen denkleminin EKK yöntemi ile tahmininden kalıntılar elde edilmektedir. Buradaki kalıntılar dengeden sapmayı ifade etmektedir:

$$\hat{e}_t = y_t - a_0 - a_1 z_t \quad (2.10)$$

Eşitlik 2.10'da denklemin sol kısmında yer alan kalıntı değişkeni, durağan olması durumunda y_t ve z_t serilerinin doğrusal kombinasyonu olarak ifade edilen sağ kısım da durağan olmaktadır. Dolayısıyla kalıntıların durağanlığının araştırılması eşbütünleşmenin araştırılması anlamına gelmektedir. Hataların durağanlığını test

etmek için en çok kullanılan testler; Dickey-Fuller (DF) ve Augmented Dickey Fuller (ADF) testleridir.

2.2.1.2 Johansen Eşbütünleşme Testi

Engle-Granger (1987) prosedürü kolaylıkla uygulanmasına karşılık zayıf yönleri vardır. İki değişkenli bir sistemde değişkenin birine ait eşitlikte eşbütünleşme ilişkisine rastlanırken, diğer değişkene ait eşitlikte böyle bir ilişki görülmeyebilir. Eşbütünleşmenin normalleştirilen değişkene göre değişmemesi gerekirken bu durumun ortaya çıkması testin zayıf yönünü göstermektedir. Ayrıca modelde değişken sayısının artması durumunda birden fazla uzun dönem ilişkisi ortaya çıkabilmesine karşılık Engle Granger testi çoklu eşbütünleşme vektörlerini ayırtıramamaktadır.

Engle – Granger yönteminin bir diğer kusuru da iki aşamalı bir tahmin yöntemine dayanmasıdır. Burada ilk aşamada araştırmacı tarafından yapılacak bir hata ikinci aşamaya da taşınmaktadır. Bu problemlerden kaçınmak için pek çok yöntem geliştirilmiştir (Enders 2015).

Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) çalışmalarında VAR modeline dayanan ve birden fazla eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına olanak sağlayan bir eşbütünleşme testi geliştirmiştir.

Johansen (1988) yaklaşımını açıklamak için tek denklemlili hata düzeltme modelinden çok denklemlili modele geçiş yapmak gerekmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 400). Johansen (1988)'de, X_t sürecini şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots \quad (2.11)$$

Burada 0 ortalama ve λ varyans matrisi ile $e_t \square IID$ olan p -boyutlu normal dağılıma sahip rassal değişkenler olarak tanımlanmaktadır.

Johansen ve Juselius (1990) genellikle iktisadi zaman serilerinin durağan olmayan süreçler olduğunu ve Eşitlik 2.12'deki denklem gibi VAR sistemlerinin birinci farklarının alınarak ifade edilmesi gerektiğini belirtmişlerdir. Birinci farkları alınmış VAR modeli şu şekildedir:

$$\begin{aligned}
\Delta X_t &= \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-1} + \mu + \Phi D_t \varepsilon_t \\
\Gamma_i &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad i = 1, \dots, k-1 \\
\Pi &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)
\end{aligned} \tag{2.12}$$

Eşitlik 2.12’de $\Delta = (1 - L)$ olup, L ise gecikme operatörünü ifade ederken, $\Pi = \alpha\beta'$ katsayılar matrisinde α uyarılama hızını, β ise uzun dönem katsayılar matrisini ifade etmektedir. X_t ise durağan olmayan $I(1)$ değişkenler vektörü olduğu varsayılmaktadır.

O halde ΔX_{t-i} içeren Eşitlik 2.12’deki tüm terimler $I(1)$ olduğunda $\varepsilon_t \square I(0)$ beyaz gürültü olması için ΠX_{t-k} ’nin de durağan olması gerekmektedir. Burada üç durum söz konusudur:

- i. $\text{Rank}(\Pi) = p$ ise, Π matrisi tam ranka sahip olup, X_t vektörünün durağan olduğunu ifade etmektedir.
- ii. $\text{Rank}(\Pi) = 0$ ise, Π matrisi sıfırlardan oluşan bir matristir ve fark alınmış vektör zaman serisi modeliyle çalışılması uygundur.
- iii. $0 < \text{Rank}(\Pi) = r < p$ ise $p \times r$ boyutunda bir eşbütünlüşme vektörü olduğuna işaret etmektedir.

Araştırılan modelde deterministik bileşenlerdeki tek bir farklılık olduğunda Johansen yaklaşımından elde edilen sonuçlar oldukça farklı olmaktadır (Ahking, 2002). Ayrıca değişkenlerin $I(0)$ ve $I(1)$ olması durumunda Johansen yaklaşımı kullanılmamaktadır. Bu durumda seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisinin araştırılmasında ARDL yaklaşımı kullanılmaktadır.

2.2.1.3 ARDL Yaklaşımı ve Sınır Testi

Bir iktisadi teorinin test edilmesinde ve iktisadi ilişkilerin ortaya koyulmasında problemin dinamik boyutunun dikkate alınmaması tanımlama hatasına neden olabilmektedir. Dinamik modeller ise, otoregresif ve gecikmesi dağıtılmış modeller ile ifade edilebilmektedir.

Gecikmesi dağıtılmış modellerde bağımlı değişken, yalnızca bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerleri tarafından açıklanmaktadır. Genel olarak

gecikmesi dağıtılmış bir model aşağıdaki Eşitlik 2.13'deki gibi ifade edilebilmektedir:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_s x_{t-s} + u_t \quad (2.13)$$

Bu şekilde oluşturulan modeller EKK ile tahmin edilebilmektedir. Ancak burada bağımsız değişkenler kendi gecikmeli değerlerinden oluştuğu için çoklu doğrusal bağlantı probleminin ortaya çıkması muhtemeldir. Ayrıca gecikme uzunluğuna bağlı olarak tahmin edilecek modelde gözlem kaybının olması gibi çeşitli sorunlarla karşılaşmaktadır. Bu tür dinamik modellerin tahmininde bazı varsayımlara dayanan farklı tahmin yöntemleri (Koyck ve Almon yaklaşımı gibi) geliştirilmiştir.

Bağımlı değişkenin ve açıklayıcı değişkenlerin her ikisinin de gecikmeli değerlerinin modelde açıklayıcı değişken olarak yer alması durumu otoregresif dağıtılmış gecikmeli modeller (ARDL) olarak adlandırılmaktadır.

Değişkenlerin bütünleşme derecelerinin aynı olmasını gerektiren geleneksel eşbütünleşme testlerinin aksine (Pesaran vd. 2001: 289-326); $I(0)$ ve $I(1)$ olan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına olanak tanıyan sınır testi yaklaşımını geliştirmiştir. Bu yaklaşımın dayandığı istatistik; koşullu bir kısıtsız denge düzeltme modeli (*ECM*) olarak ele alınarak değişkenlerin gecikmeleri alınmış ve düzeylerinin önemini test etmede kullanılan genelleştirilmiş Dickey-Fuller tipi bir regresyondaki F ya da *Wald* istatistiğine benzetilmiştir.

Değişkenlerin yalnızca $I(0)$ ya da $I(1)$ olup olmaması dikkate alınmadığı için temel hipotez altında bu istatistiklerin asimptotik dağılımları standart değildir. Asimptotik kritik değerler bir tarafta tüm değişkenlerin $I(0)$ diğer tarafta $I(1)$ olduğu varsayımıyla iki kutuplu bir durum için oluşturulmuşlardır.

ARDL sınır testinde öncelikle değişkenlerin bütünleşme derecelerine bakılmaksızın aralarındaki uzun dönem ilişki araştırılmaktadır. Eşbütünleşme ilişkisinin araştırıldığı kısıtsız hata düzeltme modeli aşağıdaki Eşitlik 2.14'deki gibidir:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + w' \Delta x_t + u_t \quad (2.14)$$

Sınır testinin yapılmasında kullanılan model aracılığı ile değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem esnekliklerini hesaplamak mümkündür. Kısa dönem esneklikleri; doğrusal regresyon modellerinde kullanılan klasik esneklik hesaplama yöntemiyle hesaplanabilirken, uzun dönem esneklikleri ise Pesaran ve Shin (1999)'in önerdiği şekilde, bağımsız değişkenlerin 1 gecikmeli değerlerinin katsayısının bağımlı değişkenin 1 gecikmesine ait katsayıya bölünüp negatif işaretle çarpılması ile hesaplanabilmektedir (Çağlayan vd. 2012: 106-120).

ARDL sınır testi yaklaşımının uygulanmasında takip edilen aşamalar aşağıdaki gibidir:

- i. Öncelikle VAR modelinden hareketle bilgi kriterleri dikkate alınarak uygun gecikme uzunluğu belirlenmektedir.
- ii. Seçilen gecikme uzunluğunda otokorelasyon, değişen varyans problemi olmadığından emin olunmalıdır.
- iii. Belirlenen gecikme uzunluğu sabit tutularak ARDL modeli tahmin edilmektedir.
- iv. Eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipoteze karşı eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ifade eden alternatif hipotez F testi yardımıyla test edilmektedir. Hesaplanan F istatistiği Pesaran (2001) uygun tablo kritik değerleriyle karşılaştırılmaktadır.
- v. Hesaplanan F istatistiği üst kritik değerden büyük ise eşbütünleşmenin varlığından bahsedilmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı halinde gecikme uzunlukları serbest bırakılarak kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilmektedir.
- vi. Hesaplanan F istatistiği üst kritik değerden büyük ise eşbütünleşmenin varlığından bahsedilmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı halinde gecikme uzunlukları serbest bırakılarak kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017; Yıldırım 2013).

2.2.2 Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi

2.2.2.1 Balke – Fomby Eşbütünleşme Testi

Durağan olmayan değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket etme eğiliminde olması eşbütünleşme kavramıyla açıklanmaktadır. İktisadi pek çok değişken durağan olmayıp eşbütünleşik olabilmektedir. Enflasyon ve faiz oranları

arasındaki ilişkiyi ifade eden Fisher hipotezi (Şimşek ve Kadılar 2006: 100) ya da satın alma gücü paritesinden sapmaların nedenini, ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan sektörler arasındaki verimlilik farklılığına dayandıran Balassa ve Samuelson hipotezinin test edilmesinde (Lopcu vd. 2012: 3-10) eşbütünleşme testleri kullanılmaktadır. Seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olması durumunda ise bir hata düzeltme modeli (HDM) kurulabilmektedir. Granger Temsil Teoremi' ne göre iki değişken eşbütünleşikse, aralarındaki ilişki hata düzeltme modeli olarak ifade edilebilmektedir (Gujarati 2004: 533).

Eşbütünleşme ve bununla ilgili olarak hata düzeltme modelinde değişkenlerin uzun dönem dengesine zaman içerisinde hareket etme eğiliminde olduğu varsayılmaktadır. Ancak uzun dönem dengesine zamanın her döneminde hareket etmesi gerekmebilir. Örneğin, düzeltmenin maliyetlerinin olması iktisadi aktörlere engel olabilmektedir. Dengeden sapmanın kritik bir eşik değeri aşması durumunda düzeltmenin faydası maliyetleri aşacak ve iktisadi aktörler sistemin dengeye hareket etmesi için harekete geçecektir. Bu tür ayrı düzeltme süreçleri; stoklar, para balansları, dayanıklı tüketim malları, fiyatlar ve istihdam gibi iktisadi olayları açıklamakta kullanılmaktadır (Balke ve Fomby 1997: 627-645).

Balke ve Fomby (1997) çalışmasında eşbütünleşik ilişkinin belirli bir aralık içinde aktif olmayan ve dengeden çok uzakta olduğunda aktif hale gelen durumu araştırmışlardır. Yani sistem belli bir eşik değeri aştığında, eşbütünleşme aktif olmaktadır.

Eşik değer eşbütünleşmenin test edilmesinde iki adımlı süreç izlenmektedir. İlk aşamada doğrusal zaman serisi modellerinde eşbütünleşme olup olmadığı Engle-Granger yaklaşımı ile belirlenmektedir. İkinci aşamada ise zaman serisinde eşik değer davranışının varlığı belirlenmektedir. Geleneksel eşbütünleşme ilişkisindeki iktisadi bir denge şu şekilde ifade edilmektedir:

$$y_t + ax_t = z_t, \quad (z_t = p^{(i)}z_{t-1} + \varepsilon_t) \quad (2.15)$$

$$y_t + Bx_t = B_t, \quad (B_t = B_{t-1} + \eta_t) \quad (2.16)$$

Basitlik açısından $\varepsilon_t \square IID$ ve $\eta_t \sim IID$ sıfır ortalamaya sahip rassal deęişkenlerdir. Eşitlik 2.15'deki verilen denklem y_t ve x_t arasındaki denge ilişkisini, z_t ise dengeden sapmayı ifade etmekte olup eşbütünleşme vektörü $(1, \alpha)$ 'dır. B_t ise, y_t ve x_t 'nin ortak stokastik trendini temsil etmektedir. Deęişkenlerin eşbütünleşme durumu z_t otoregresif sürecine baęlıdır. ρ , $\{1\}$ 'e yaklaştıkça dengeden sapsmalar seriyi duraęan olmamaya götürecektir, dolayısıyla y_t ve x_t deęişkenleri eşbütünleşik olmayacaktır.

Balke ve Fomby (1997)'de geleneksel eşbütünleşmenin aksine eşik deęerli bir otoregresyondan hareketle dengeden sapsmaları řu şekilde ifade etmektedir:

$$\rho^{(i)} = 1, \quad |z_{t-1}| \leq \theta \quad (2.17)$$

$$\rho^{(i)} = \rho, \quad |\rho| \leq 1, \quad |z_{t-1}| > \theta \quad (2.18)$$

Burada θ kritik bir eşik deęerdir. $|z_{t-1}| \leq \theta$ olduęu sürece z_t birim köke sahipmiř gibi hareket edecek ve sistem dengeye doęru dönme eęiliminde olmayacaktır. $|z_{t-1}| > \theta$ olduęunda ise z_t zamanla sabit bir ortalamaya yaklařacaktır. Böylece denge hatası eşik deęerden küçük ise bir dengeye dönme eęilimi olmadıęından y_t ve x_t eşbütünleşik olmayacaktır. Eęer denge hatası eşik deęerden büyük ise y_t ve x_t belli bir dengeye doęru hareket etme eęiliminde olacaktır. Yerel olarak z_t birim köke sahip olabilirken, küresel olarak bu seri duraęan olacaktır (Balke ve Fomby 1997: 627-645).

Balke ve Fomby (1997)'de eşbütünleşmeyi zaman serisinin küresel, eşik deęer rejimlerin ise yerel bir özellięi olduęu ifade etmektedir. Buna göre temel hipoteze karşılık üç alternatif söz konusu olmaktadır:

H_0 : Doğrusal, eşbütünleşik deęil

$H_{1,1}$: Doğrusal deęil, eşbütünleşik deęil

$H_{1,2}$: Doğrusal, eşbütünleşik

$H_{1,3}$: Doğrusal deęil, eşbütünleşik

Burada ilgilenilen durum, eşik değerli eşbütünleşmeyi ifade eden üçüncü durumdur. Dikkat edilmesi gereken önemli bir nokta eşik değer etkisinin test edilmesidir. Tsay (2010) eşik değer otoregresif sürecin modellenme ve eşik değer etkisini test edilmesi için bir yaklaşım geliştirmiştir. Balke ve Fomby hata düzeltme teriminin otoregresif modelleri ve eşbütünleşme ilişkilerini temsil eden hata düzeltme modelleri arasındaki ilişkiye dikkat çekmiş ve eşbütünleşme çerçevesine eşik değerli otoregresif modelleri dahil etmiştir (Goodwin ve Holt, 1999: 630-637).

2.2.2.2 Enders – Siklos Eşbütünleşme Testi

Geleneksel eşbütünleşme testleri Engle ve Granger (1987), Johansen (1988, 1995) doğrusal düzeltme mekanizmasına sahip testlerdir. Asimetrik düzeltmeye izin veren MTAR (Momentum Eşik Değerli Otoregresif Model) modellerinin Enders ve Granger (1998) tarafından geliştirilmesiyle birlikte birim kök ve eşbütünleşme literatürüne önemli bir katkı sağlanmıştır. Enders ve Siklos (2001) çalışmalarında Engle-Granger eşbütünleşme testinin MTAR modelleri ile modifikasyonu ile simetrik düzeltmeye karşı daha iyi boyut ve güç özellikleri elde etmişlerdir.

Pek çok eşbütünleşme testinde kullanılan basit doğrusal ilişki matris formatında Eşitlik 2.19’te gösterildiği gibi ifade edilmektedir:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + v_t \quad (2.19)$$

Burada x_t tamamı I(1) olan değişkenler ($n \times 1$) boyutlu değişken vektörü; π , ($n \times n$) boyutlu bir matris ve v_t ($n \times 1$) boyutlu normal dağılan hataları ifade etmektedir. Burada Johansen (1988) yaklaşımı D’nin tahmini ve rankının bulunması yoluyla gerçekleştirilmektedir.

Engle ve Granger (1987) testinde ise uzun dönem ilişki şu şekilde tahmin edilmektedir:

$$x_{1t} = \beta_0 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} + e_t \quad (2.20)$$

Burada e_t serisel korelasyonlu olabilen hata terimleridir ve ikinci aşamada regresyon denkleminde ρ ’ nun EKK tahmini elde edilir:

$$\Delta e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

Burada ε_t beyaz gürültüdür ve Eşitlik 2.20’te verilen denklemden elde edilen kalıntılar Eşitlik 2.21’te verilen denklemi tahmin etmekte kullanılmaktadır. Eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden temel hipotezin reddedilmesi durumunda Eşitlik 2.21’teki denklemin kalıntıları sıfır ortalama ile durağandır. $\rho \neq 0$ ise Granger Temsil Teoremi gereği bir hata düzeltme modelinin varlığından söz edilebilmektedir. Bu hata düzeltme modeli Eşitlik 2.22’ de gösterilmiştir.

$$\Delta x_{it} = \alpha_i(x_{1t-1} - \beta_0 - \beta_2 x_{2t-1} - \dots - \beta_{ni} x_{nt-1}) + \dots + v_{it} \quad (2.22)$$

Düzeltilmenin asimetrik olması durumunda bu eşbütünleşme testleri hatalı tanımlanmış olacaktır.

Enders ve Siklos (2001)’de eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden temel hipoteze karşı eşik değerli (TAR veya MTAR) eşbütünleşme alternatifini test etmek için Monte Carlo simülasyonu oluşturmuşlardır. Testlerden ilkinde eşik değer sıfır kabul edilirken, ikincisinde eşik değer bilinmemektedir.

Eşik Değerin Sıfır Olduğu Durumu

Enders ve Siklos (2001) yapmış oldukları 50000 tekrarlı simülasyondan elde edilen her bir seriyi Eşitlik 2.20, 2.21 ve 2.22’te verilen denklemler ile TAR modelinde $\tau = 0$ olarak tahmin etmişlerdir. Her tahmin edilen denklemde birleşik hipotez $\rho_1 = \rho_2$ için F istatistiği ile birlikte $\rho_1 = 0$ ve $\rho_2 = 0$ temel hipotezleri için test istatistikleri kaydedilmiştir. Hesaplanan her bir t istatistiğinin en büyük değeri t_{maks} , en küçük değeri t_{min} ve F istatistiği ϕ olarak adlandırılmıştır. Bu kritik değerler birim kök sürecini ifade eden temel hipoteze karşı TAR modelini ifade eden alternatif modeli test etmek için kullanılmaktadır.

Eşik Değerin Bilinmediği Durum

Uygulamaların pek çoğunda eşik değer bilinmemektedir. Bu durumda eşik değer ρ_1 ve ρ_2 ’nin değeriyle birlikte tahmin edilmesi gerekmektedir. Chan (1993)’te tahmin edilen kalıntıların küçükten büyüğe doğru sıralayıp en küçük ve en

büyük %15'lik kısmı kırpmıştır. Potansiyel eşik değerin geriye kalan %70'lik kısımda olduğu düşünülmektedir.

$$\Delta e_t = I_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

$$I_t = \begin{cases} 1, \varepsilon_{t-1} \geq \tau \\ 0, \varepsilon_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (2.24)$$

Yukarıda Eşitlik 2.23 ve 2.24'de verilen denklemler kullanılarak mümkün olan eşik değerlerin her biri için bir denklem tahmin edilmektedir. Kalıntı karelerin toplamının en küçük olduğu eşik değeri tahmininin uygun eşik değeri tahmini olduğu kabul edilmektedir. t_{maks} ve ϕ istatistiğine benzer şekilde hesaplanan istatistikler t_{maks}^* ve ϕ^* olarak adlandırılmaktadır (Enders ve Siklos 2001: 166-176).

Uygun eşik değeri tahmin edilmesinden sonra eşbütünlüğün olmadığını ifade eden temel hipotez ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) F testi ile gerçekleştirilmektedir. Eşbütünlüğün varlığı halinde $\rho_1 = \rho_2$ 'nin eşitliği test edilerek asimetrik düzeltmenin varlığı araştırılmaktadır.

2.2.2.3 Hansen – Seo Eşbütünlük Testi

Balke ve Fomby (1997) uzun dönem dengesine asimetrik düzeltmeye izin veren bir eşik değerli eşbütünlük ve hata düzeltme modeli önermiştir. Ancak bu modelin eşbütünlük vektörünün bilindiği durum için geçerli olduğu kabul edilmektedir. Balke ve Fomby eşbütünlük vektörünün tahmin edildiği durum için bir teori sağlamamaktadır. Hansen ve Seo (2002) eşbütünlük vektörünün bilinmediği durumu araştırmışlardır. Tek değişkenli tahmin ve test yöntemine dayanan Balke ve Fomby'nin aksine Hansen ve Seo çok değişkenli duruma odaklanmışlardır. Ayrıca eşik değerli modelin tahmini için En Çok Olabilirlik Tahmincisi (MLE) kullanmışlar ve eşik değeri etkisinin varlığını test etmek için bir test geliştirmişlerdir. Önerilen bu test LM ilkesine dayanmaktadır.

Aşağıda Hansen ve Seo (2002)'de önerilen eşik değerli eşbütünlük testi açıklanmaktadır. Öncelikle doğrusal bir eşbütünlük ilişkisi şu şekilde ifade edilmiştir:

x_t , $p \times 1$ boyutlu β eşbütünleşme vektörüyle eşbütünleşik p boyutlu $I(1)$ zaman serisi değişkenini ve $w_t(\beta) = \beta'x_t$ durağan hata düzeltme terimini göstermek üzere $l+1$ dereceden vektör hata düzeltme modeli (VECM) denklemi Eşitlik 2.25'de verilmektedir.

$$\Delta x_t = A'X_{t-1}(\beta) + u_t \quad (2.25)$$

Burada $X_{t-1}(\beta)$, $k \times 1$ boyutlu vektörü; A , $k \times p$ boyutlu katsayılar matrisi ($k = pl + 2$); u_t , sonlu kovaryans matrisi ($\Sigma = E(u_t u_t')$)'dir.

$$X_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ W_{t-1}(\beta) \\ \Delta X_{t-1} \\ \Delta X_{t-2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta X_{t-l} \end{pmatrix} \quad (2.26)$$

$W_{t-1}(\beta)$ ve $X_{t-1}(\beta)$ notasyon, değişkenlerin β 'nin genel değerleriyle ifade edilmiş halidir. Eşbütünleştirici vektör doğru değerlerinde ele alındığında değişkenler W_{t-1} ve X_{t-1} olarak gösterilmektedir. Parametreler (β, A, Σ) hata terimlerinin ($u_t \sim IID$) Gaussian olduğu varsayımı altında MLE yöntemi ile tahmin edilmektedir. Tahmin edilen parametreler $(\tilde{\beta}, \tilde{A}, \tilde{\Sigma})$ şeklindedir. Kalıntı vektörü ise $u_t = \Delta X_t - \tilde{A}'X_{t-1}(\tilde{\beta})$ olarak hesaplanmaktadır (Hansen ve Seo 2002: 293-318).

Eşitlik 2.27'de verilen denklemin iki rejimli eşik değerli eşbütünleşme modeli şu şekilde genişletilmektedir:

$$\Delta X_t = \begin{cases} A_1'X_{t-1}(\beta) + u_t, & w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A_2'X_{t-1}(\beta) + u_t, & w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (2.27)$$

Burada γ eşik değer parametresidir. Alternatif bir gösterimi Eşitlik 2.28'de verilmiştir.

$$\Delta x_t = A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (2.28)$$

Burada hata düzeltme teriminin değeriyle tanımlanan eşik değerli regresyon iki rejimden oluşmaktadır. Bu rejimler arasındaki dinamikler A_1 ve A_2 katsayı matrisleriyle temsil edilmektedir. Eşitlik 2.27'deki denklem tüm katsayıların bu iki rejim arasındaki değişmesine izin vermektedir. Eşik değer etkisi yalnızca $0 < P(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma) < 1$ aralığında tanımlıdır. Aksi halde model doğrusal eşbütünleşme modeli olarak ifade edilmektedir.

Hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımı ile Eşitlik 2.27'de verilen denklem En Çok Olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmektedir.

Yukarıda verilmiş olan Eşitlik 2.25 ve 2.27' deki denklemler birbiri içine yuvalanmış modellerdir. $A_1 = A_2$ olması durumunda Eşitlik 2.27'deki eşik değerli model Eşitlik 2.25'deki denklem olan doğrusal eşbütünleşme modeline dönüşmektedir.

Eşik değer test edilmesinde aşağıdaki hipotezler kullanılmaktadır:

H_0 : Doğrusal Eşbütünleşme

H_1 : İki Rejimli Eşik Değerli Eşbütünleşme

Hansen ve Seo (2002)'de bu hipotezlerin test edilmesinde doğru eşbütünleşme vektörünün önsel olarak bilindiği durum ve eşbütünleşme vektörünün bilinmediği durum olarak iki farklı LM test istatistiğinin kullanılmasını önermişlerdir. LM tipi testler kolay uygulanabilir. Ayrıca olabilirlik oranı (LR) veya Wald tipi testlerin kısıtsız modelin parametrelerinin tahmininde bir dağılım teorisi gerektirmektedir. Bu dağılımlar bilinmemektedir. Ancak kanıtlanmamakla birlikte bu testlerin asimptotik olarak LM testine eşit olacağı düşünülmektedir.

BÖLÜM 3

DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ

1990'lı yıllardan itibaren, doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serisi yöntemlerinin karşılaştırmalı çalışmaları literatürde çokça çalışılmaya başlanmıştır. Doğrusal olmama durumu, ortalama ve varyansta doğrusal olmama olarak ikiye ayrılmaktadır. Varyansta doğrusal olmama ARCH, GARCH, TARCH, ARCH-M gibi modeller ile açıklanırken, ortalamada doğrusal olmama TAR, MTAR, STAR, SETAR gibi modeller ile açıklanmaktadır. Bu çalışmada ortalamada doğrusal olmama durumlarının modellenmesine yer verilmiştir.

Bu yöntemlerden en çok tercih edileni Eşik Otoregresiv Modellerdir (TAR). Eşik otoregresif modeller; özellikle makroekonomik zaman serileri, büyüme, faiz oranları, fiyatlar, döviz kurları, işsizlik oranı gibi konularda sıkça kullanılmaktadır. TAR modelinde gösterge fonksiyonu olarak y_{t-1} yerine Δy_{t-1} kullanıldığında Momentum TAR (MTAR) ismini almaktadır. MTAR modeli, artış ve azalış dönemlerinde asimetrik keskin hareketleri modelleyebilmektedir. Kendinden uyarımlı eşik değerli otoregresiv (SETAR) modeli, bağımlı değişkenlerin geçmiş değerleri tarafından belirlenen eşik değerli bir modeldir ve bu eşik değeri rejim değişikliğine de izin vermektedir. Yumuşak geçişli otoregresiv model (STAR), rejimler arasındaki geçişin bir fonksiyon aracılığı ile açıklanan modellerdir. Bu geçiş fonksiyonunda Lojistik dağılım kullanılıyorsa, Lojistik dağılımlı yumuşak geçişli otoregresiv model (LSTAR), üstel dağılım kullanılıyorsa, Üstel dağılımlı yumuşak geçişli otoregresiv model (ESTAR) adını alır (Güriş 2008:150-200).

3.1 TAR Modelleri

Doğrusal olmayan zaman serileri modellerinden biri olan Eşik Otoregresiv Model (TAR-Threshold Autoregressive Model) modelleri ilk olarak Tong (1978) çalışmasında tanıtılmış, Tong ve Lim (1980), Tong (1983 ve 1990), Tsay (1989 ve 1991), Hansen (1996) çalışmalarında ise genişletilmiştir. Eşik değişkeni ve eşik değerinin bilinmemesi, uygun yöntem konusundaki bazı yetersizlikler gibi nedenlerden dolayı uygulamada çok tercih edilmemiştir. TAR modellerinin doğrusal

olmayan modeller arasındaki popülarlığı, tahmininin nispeten daha basit olmasından gelmektedir (Tsay, 1989). TAR modelleri, doğrusal otoregresiv (AR) ve hareketli otoregresiv (ARMA) modellerindeki asimetrikleri ortaya çıkarmakta ve eşik değerin bilinmemesi durumuna göre rejimler arası geçişin sert olduğu durumları açıklamada kullanılmaktadır.

Doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden TAR modeli dışındakiler EKK ile tahmin edilememekte, doğrusal olmayan en küçük kareler ya da en çok olabilirlik tahmin yöntemlerinin kullanımını gerektirmektedir.

Rejim değışikliği gösteren değer, eşik olarak tanımlanmaktadır. Bu değışken içsel veya dışsal olabilir. Dışsal olması durumunda TAR modeli, içsel (bağımlı değışkenin herhangi bir gecikmeli değeri) olması durumunda ise Kendinden Uyarımlı TAR (Self-Exciting TAR) SETAR modeli olarak tanımlamak mümkündür (Tong, 1978; Hansen, 1996). Bu modellerde rejimler (regime) gözlemlenebilen bir değışkene bağılı olarak değışmektedir. Eşik otoregresiv (Threshold Autoregressive) ve Yumuşak geçiş otoregresiv (Smooth Transition Autogressive, STAR) modelleri bu alanda değerlendirilmektedir (Tsay, 1998). İki rejimli bir TAR modeli şu şekilde tanımlanmıştır:

$$y_t = \begin{cases} (\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p}) + \varepsilon_t & I(S_{t-d} \leq c) \\ (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p}) + \varepsilon_t & I(S_{t-d} > c) \end{cases} \quad (3.1)$$

Modelde y_t bağımlı değışken α_0 ve β_0 sabit parametreler, S_{t-d} rejim değışimine neden olan eşik değışkeni, c eşik değeri, d gecikme parametresi, $I_t(c)$ gösterge fonksiyonu ve ε_t bağımsız ve özdeş dağılan rassal hata terimidir. Gösterge fonksiyonu $I_t(c) = \{S_{t-d} = c\}$, $\{S_{t-d} \leq c\}$ olması durumunda $I = 1$, diğerk hallerde $I = 0$ olmaktadır. Seri; S_{t-d} eşik değışkeninin c eşik değışkeninden küçük veya eşit olması durumunda α_0 ve α_i ile bir AR süreci izlerken, S_{t-d} 'nin c eşik değışkeninden büyük olması durumunda β_0 ve β_i ile farklı bir AR süreci izleyecektir. Bu durumda TAR modelinin açık gösterimi Eşitlik 3.2'de verildiği gibi olacaktır.

$$y_t = \begin{cases} \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \varepsilon_{1t} & S_{t-d} \leq c \\ \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_{2t} & S_{t-d} > c \end{cases} \quad (3.2)$$

TAR modelinde ilk olarak doğrusal AR modeli için gecikme uzunluğu p , bir bilgi kriteri (Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn vs.) ile belirlenir. Ardından gecikme parametresi d , doğrusal olmama sınavasının her bir gecikme için ayrı ayrı yapılması ve doğrusal olmama önsavının reddedilememesi sonucu seçilir. Son aşamada eşik sayısı ile eşik değeri belirlenir ve farklı rejimler için farklı doğrusal modeller oluşturularak model tahmin edilir (Akgül ve Koç 2011: 18-19). Doğrusallık sınavası Eşitlik 3.3'deki formül ile hesaplanır:

$$\hat{F}(p, d) = \frac{(\sum \hat{\varepsilon}_t^2 - \sum \hat{\varepsilon}_t^2) / (p+1)}{\sum \hat{\varepsilon}_t^2 / (n-d-b-p-h)} \quad (3.3)$$

Formülde $\hat{\varepsilon}_t^2$; düzenlenmiş otoregresyondan tekrarlı EKK yöntemi ile elde edilen Hata Kareler Toplamını, $\hat{\varepsilon}_t^2$ ise doğrusal regresyondan EKK yöntemi ile elde edilen Hata Kareler Toplamını ifade etmektedir. Formülde yer alan n gözlem sayısı, p uygun gecikme sayısı, d geçiş değişkenine ait gecikme parametresidir. b ve h sırasıyla $b = (n/10) + p$ ve $h = (p+1-d)$ olarak hesaplanmaktadır (Tsay 1989:233).

3.1.1 Gecikme Parametresinin Tahmini

TAR modelinde bilinmeyen parametrelerden biri de eşik parametresidir. Chan (1993) çalışmasında eşik parametresinin süper tutarlı tahmincisinin elde etme yolunu göstermiştir. Öncelikle eşik değeri serinin kestiği bir değer olmalı, zira serinin kesmediği bir değer eşik değeri olarak kabul edilmesi anlamsızdır. Bu yüzden bu değer serinin en küçük ve en büyük değerleri arasında olmalıdır. Uygulamalarda eşik parametresinin seçimi, serinin en yüksek ve en düşük %10 veya %15'inin analiz dışı bırakılıp, kalan verilerin test edilmesi şeklinde olmaktadır. Analiz dışında kalan verilerin her birinin eşik değeri olarak belirlendiği ve tahmin edildiği modelin hata kareler toplam değerleri hesaplanır ve karşılaştırılır. En düşük hata kareler toplamını veren ve seçilen veri aralığı içinde bulunan değer, eşik değeri olarak belirlenir (Chan,

1993; Bildirici vd., 2010: 180). Parametre seçiminde ne kadarlık bir verinin analiz dışında tutulacağı kesin olarak belirlenemediğinden, bazı paket programlar bu hesaplamayı belirli aralıkta yaparak, kullanıcıya en iyi değeri verebilmektedir.

3.2 SETAR Modelleri

Doğrusal olmayan zaman serileri analizinde kullanılan bir diğer yöntem ise SETAR modelleridir. SETAR (Kendinden uyarımlı eşiksel otoregresiv) modelleri; kaos, düzenli bozulma, sıçrama gibi birçok doğrusal olmayan olguyu modelleyebilmesi açısından tercih edilmektedir. SETAR Modelleri; rejim değişikliklerini kendi gecikme parametreleri üzerinden araştırır. Tong (1983) çalışmasında tanıtilen bu yöntem Eşitlik 3.4’de verildiği gibi tanımlanmıştır:

$$y_t = (\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p}) I(y_{t-d} \leq \gamma) + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p}) I(y_{t-d} > \gamma) + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Modelde y_t bağımlı değişken, α_0 ve β_0 sabit parametreler, S_{t-d} rejim değişimine neden olan eşik değişkeni, γ eşik parametresi, d gecikme parametresi, $I(.)$ gösterge fonksiyonu ve ε_t bağımsız ve özdeş dağılan rastsal hata terimidir. Modelin AR derecesi $p \geq 1$ olarak tanımlanmıştır.

$y_t = x_t(\gamma)\psi + \varepsilon_t$ denkleminde $\psi = (\alpha' \beta)'$ olmak üzere yukarıda verilen model $x_t(\gamma) = (1 y_{t-1} \dots y_{t-p})'$, $\alpha = (\alpha_0 \alpha_1 \dots \alpha_p)'$, $\beta = (\beta_0 \beta_1 \dots \beta_p)'$ olmak üzere aşağıda verildiği gibi ifade edilebilmektedir:

$$x_t(\gamma) = (x_t' I(y_{t-d} \leq \gamma) x_t' I(y_{t-d} > \gamma))' \quad (3.5)$$

γ ve ψ parametreleri, d gecikme parametresi hariç tahmin edilecek parametrelerdir. Tahmin yöntemi olarak Ardışık En Küçük Kareler Yöntemi kullanılmalıdır (Hansen 1997). Analiz sonucunda γ değerinden ψ parametresinin tahmin edicisi şu şekilde elde edilir:

$$\hat{\psi}(\gamma) = \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) x_t(\gamma)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) y_t \right) \quad (3.6)$$

Böylece tahmin sorunu hata kareler toplamının en küçük değerini veren γ parametresinin tahmin değerinin bulunmasına indirgenmiş olmaktadır. $\hat{\psi}(\hat{\gamma})$ parametresinin bulunması ile α ve β parametreleri de elde edilmektedir (Bildirici vd., 2010).

SETAR modelleri doğrusal olmayan zaman serileri literatüründe birçok modele göre daha eskidir. Yukarıda da belirtildiği gibi kaos, düzenli bozulma, sıçrama gibi birçok doğrusal olmayan olguyu modelleyebilmesi sayesinde hala üzerinde çalışmalar devam etmektedir (Bildirici vd., 2010). Gonzalo ve Wolf (2005) SETAR modellerinin sürekliliğini test etmişler, Yuzhi ve Stender (2007) Kantil SETAR (QSETAR) olarak adlandırılan ve serilerdeki kantil hesaplamalarını modele dahil etmişlerdir.

3.3 STAR Modeli

Doğrusal olmayan TAR modelinin özel halleri Tong (1983) çalışmasında verilmiştir. Chang ve Tong (1986) ve Tong (1990) çalışmalarında TAR modelindeki geçiş fonksiyonu olan I gösterge fonksiyonunun sürekli bir fonksiyona genelleştirilmesi ile rejimler arası geçişin yumuşak bir yapıda gerçekleştirildiği STAR Yumuşak Geçiş Otoregresiv Modeline ulaşılmıştır (Bildirici vd., 2010: 200-300). STAR modelini elde edebilmek için TAR modelinden yararlanılmaktadır. Tong (1990) tarafından tanıtılan iki rejimli TAR modeli Eşitlik 3.7'de verildiği gibidir.

$$y_t = f(x_t; \psi) = \alpha' \tilde{x}_t (1 - I(s_t)) + \beta \tilde{x}_t I(s_t) + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

ε_t ; 0 ortalamalı ve sabit varyanslı saf hata terimi vektörüdür. Girdi matrisi $\tilde{x}_t = [1, x_t']$ ve $x_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, \dots, x_{t-p})'$ sırasıyla birinci ve ikinci rejim parametre vektörleridir. Yukarıdaki modelde verilen I gösterge fonksiyonu yerine sürekli bir fonksiyon olan $F(\omega' s_t; \gamma, c)$ fonksiyonu yazılırsa iki rejimli STAR modeli Eşitlik 3.8'de verildiği gibi olacaktır.

$$y_t = \alpha' \tilde{x}_t (1 - F(\omega' s_t; \gamma, c)) + \beta \tilde{x}_t (F(\omega' s_t; \gamma, c)) + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

Modelde verilen geçiş fonksiyonu $F(\omega's_i; \gamma, c)$ türevi alınabilir ve $[0,1]$ aralığında kısıtlı ve sürekli bir fonksiyon olarak seçilmelidir.

Son yıllarda STAR modelleri hakkında farklı model yapılarından birçok çalışmalar yapılmıştır. Zamana göre değişen STAR modelleri (TVSTAR), Çok Lojistikli STAR modelleri (MLSTAR) Çok Rejimli STAR Modeli (MRSTAR), Esnek Değişkenli STAR Modeli (FCSTAR), Lojistik Yumuşak Geçiş Otoresiv STAR Modeli (LSTAR) gibi farklı model yapılarında çalışmalar ile STAR modellerinin kullanım alanları hakkında geniş çalışmalar yapılmaktadır (Van Dijk vd., 2002; Terasvirta vd., 2002; Van Dijk ve Franses, 1997; Terasvirta, 1997; Medeiros ve Veiga, 2001).

3.4 MTAR Modeli

Bir diğer eşik değerli otoresiv model ise Enders ve Granger (1998) tarafından tanıtılan ve Enders ve Siklos (2001) tarafından geliştirilen Momentum TAR (MTAR) modelidir. Model, Eşitlik 3.9'da verildiği gibi tanımlanmıştır:

$$\Delta y_t = I_t p_1 y_{t-1} + (1 - I_t) p_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Eşitlik'de $I(\cdot)$ gösterge fonksiyonudur ve şu şekilde ifade edilir:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta y_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{eğer } \Delta y_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (3.10)$$

Bu modelin TAR modellerinden temel farkı, gösterge fonksiyonu olarak y_{t-1} yerine Δy_{t-1} kullanılmasıdır. Eğer $|p_1| < |p_2|$ ise Δy_{t-1} 'in pozitif değerleri için MTAR modeli küçük azalmalar sergilerken, benzer şekilde Δy_{t-1} negatif değerleri için önemli azalmalar sergiler. Böylece MTAR modeli artış ve azalış dönemlerinde asimetrik keskin hareketleri modelleyebilir.

Eşitlik 3.11'de eşik değeri 0 iken verilen MTAR modelinin genel formu ise şu şekilde verilir:

$$\Delta y_t = I_t p_1 y_{t-1} + (1 - I_t) p_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Eşitlikte I değeri için $I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta y_{t-1} \geq c \\ 0 & \text{eğer } \Delta y_{t-1} < c \end{cases}$ aralığı tanımlanır. Burada c ; eşik

değeridir ve p_1 ve p_2 parametreleri ile birlikte tahmin edilmelidir. Uygulamada eşik değeri genellikle 0 olarak alınır (Enders ve Siklos, 2001: 166-176).





BÖLÜM 4

UYGULAMA

Bu çalışmada döviz kurlarının (Dolar ve Avro) sektörel fiyatlara geçişinin asimetrik eşbütünleşme analizi ile araştırılması amaçlanmıştır. Çalışmada kullanılan veriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)'nin resmi internet sitesindeki Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'nden ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) web sayfasından elde edilmiştir. Veriler; 2003:01-2019:02 dönemine ilişkin, ABD Doları ve Avro ile 13 ana gruba göre Tüketici fiyat endeksi (2003=100) verilerinden oluşmaktadır. Bu ana gruplar sırasıyla Alkol, Diğer, Eğitim, Eğlence, Genel, Gıda, Giyim, Haberleşme, Konut, Lokanta, Mobilya, Sağlık ve Ulaştırma'dır. Analizler Eviews.10 paket programı ve internet ortamında ücretsiz sunulan Eviews Tarcoint eklentisi ile yapılmıştır. Tarcoint ile değişkenler arası asimetrik eşbütünleşme testleri yapılırken, Eviews.10 paket programı ile de TAR ve STAR yöntemleri uygulanmıştır.

EViews.10 paket programı; eşiklerin sayısını belirlemek için Bai ve Perron (1998) yöntemini kullanmaktadır. Bazı paket programlarda ise Hansen (1999) tarafından önerilen sabit regresör önyükleme testi tercih edilmektedir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler, Tablo.4.1a ve 4.1b'de verilmiştir.

Tablo.4.1a Tanımlayıcı İstatistikler

	Dolar	Avro	Alkol	Diğer	Eğitim	Eğlence	Genel	Gıda	Giyim
Ortalama	2.108437	2.603546	315.0139	228.1180	204.4515	156.9312	200.1947	213.0907	144.1654
Medyan	1.633052	2.205000	291.1950	201.9200	189.7700	147.5050	183.2650	192.0250	130.7200
Maksimum	6.378340	7.440000	609.9400	525.4800	363.5600	278.2200	401.2700	488.2400	264.7000
Minimum	1.176086	1.542869	89.83000	97.59000	92.90000	97.24000	94.77000	93.60000	93.28000
Std. Sap.	1.051951	1.129049	162.7019	104.8414	69.05354	42.45066	77.62933	94.82753	39.67975
Çarpıklık	1.814694	1.906109	0.389042	0.817103	0.497326	0.893752	0.681931	0.784724	0.891297
Basıklık	6.001962	6.671141	1.908599	3.003729	2.399029	3.242270	2.675000	2.858278	2.918520
Jarque-Bera	179.3225	226.4164	14.52227	21.58771	10.91654	26.30207	15.88978	20.07297	25.73959
P değeri	0.000000	0.000000	0.000702	0.000021	0.004261	0.000002	0.000354	0.000044	0.000003

Tablo.4.1b Tanımlayıcı İstatistikler (Devam)

	Haberleşme	Konut	Lokanta	Mobilya	Sağlık	Ulaştırma
Ortalama	116.7277	224.8979	268.1697	167.3671	138.9849	196.1526
Medyan	112.8550	214.4650	239.9750	146.7500	128.0300	178.2150
Maksimum	148.8400	443.7900	589.3900	349.2800	242.0600	419.2100
Minimum	96.09000	96.79000	93.36000	95.77000	91.91000	94.61000
Std. Sap.	12.21638	89.45525	129.3305	57.03550	31.91627	74.16065
Çarpıklık	0.655323	0.379959	0.658936	1.144127	1.299809	0.879893
Basıklık	2.624440	2.303991	2.475042	3.999585	4.007300	3.285072
Jarque-Bera	15.02562	8.583728	16.26666	50.40183	62.82902	25.68977
P değeri	0.000546	0.013679	0.000294	0.000000	0.000000	0.000003

Tablo 4.1a ve 4.1b’de 13 Fiyat endeksi ve dolar ile avro kurlarına ait ortalama, medyan, standart sapma, basıklık, çarpıklık ve normal dağılım değerleri verilmiştir. Verilere bakıldığında ilk göze çarpan detay, tüm değişkenlerin sağa çarpık olduğu yani hepsinin artan bir trende sahip oldukları görülmektedir. Benzer şekilde tüm değişkenlerde aritmetik ortalama, medyan değerinden belirli derecede büyük çıkmıştır yani tüm değişkenler sağa çarpık bir yapıdadır.

4.1. Değişkenler için Birim Kök Sonuçları

Analizlerde ilk olarak değişkenlerin durağanlık sınamaları ADF Birim Kök testi ile yapılmıştır. Tablo 4.2’de Sabitli Trendsiz, Sabitli Trendli ve Sabitsiz Trendsiz test sonuçları ve parantez içinde anlamlılık (p değerleri) verilmiştir.

Tablo 4.2 Analizde kullanılacak değişkenlerin ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Sabitli Trendsiz	Sabitli Trendli	Sabitsiz Trendsiz
Alkol	0,59 (0,98)	-2,26 (0,45)	4,16 (0,98)
Avro	1,05 (0,99)	-0,90 (0,95)	2,02 (0,98)
Diğer	5,16 (1,00)	3,16 (1,00)	4,8 (1,00)
Dolar	1,16 (0,95)	-0,87 (0,99)	2,19 (0,95)
Eğitim	2,69 (1,00)	1,52 (1,00)	2,31 (0,99)
Eğlence	2,87 (1,00)	1,18 (1,00)	4,7 (1,00)
Genel	4,50 (1,00)	3,53 (1,00)	5,72 (1,00)
Gıda	4,25 (1,00)	2,98 (1,00)	4,3 (1,00)
Giyim	3,31 (1,00)	1,56 (1,00)	2,13 (0,99)
Haberleşme	0,96 (0,99)	-0,86 (0,95)	3,55 (0,99)
Konut	1,63 (0,99)	-1,32 (0,89)	5,32 (1,00)
Lokanta	5,13 (1,00)	2,81 (1,00)	7,16 (1,00)
Mobilya	4,15 (0,99)	3,82 (1,00)	3,7 (1,00)
Sağlık	5,02 (1,00)	3,52 (1,00)	4,92 (1,00)
Ulaştırma	2,55 (1,00)	0,29 (0,99)	5,05 (1,00)

Tablo 4.2'deki sonuçlara bakıldığında tüm değişkenler orijinal veride iken durağan olmadıkları görülmektedir. Tablo 4.3'de değişkenlere göre farkların alınmış test sonuçları verilmiştir. Eğitim, Giyim ve Sağlık değişkenlerinde ikinci farklara göre, diğer değişkenlere göre birinci farkında durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 4.3 Değişkenlerin fark alınarak elde edilen ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Sabitli Trendsiz	Sabitli Trendli	Sabitsiz Trendsiz
Alkol	-12,63 (0,00)	-12,66 (0,00)	-11,63 (0,00)
Avro	-7,13 (0,009)	-7,43 (0,00)	-6,88 (0,00)
Diğer	-4,07 (0,001)	-4,90 (0,000)	-8,81 (0,00)
Dolar	-12,40 (0,00)	-12,68 (0,00)	-12,25 (0,00)
Eğitim	-12,12 (0,00)	-12,39 (0,00)	-12,10 (0,00)
Eğlence	-10,19 (0,00)	-10,67 (0,00)	-9,01 (0,00)
Genel	-4,23 (0,00)	-7,01 (0,00)	-2,77 (0,00)
Gıda	-5,67 (0,00)	-6,51 (0,00)	-4,63 (0,00)
Giyim	-9,12 (0,00)	-9,20 (0,00)	-9,65 (0,00)
Haberleşme	-13,33 (0,00)	-13,40 (0,00)	-12,62 (0,00)
Konut	-8,05 (0,00)	-8,32 (0,00)	-6,72 (0,00)
Lokanta	-6,48 (0,00)	-8,15 (0,00)	-4,82 (0,00)
Mobilya	-5,76 (0,00)	-6,44 (0,00)	-9,54 (0,00)
Sağlık	-9,72 (0,00)	-10,10 (0,00)	-9,62 (0,00)
Ulaştırma	-7,00 (0,00)	-11,65 (0,00)	-6,03 (0,00)

4.2. Dolar Döviz Kuru için TAR Model Sonuçları

Uygulamada ikinci olarak dolar kurunun bağımsız değişken olarak hangi endeks değerlerini etkilediği TAR modeli ile incelenmiştir. Her model öncesi Eşitli 4.1'de verilen 2 hipotez test edilmiştir. Birinci hipotezde eşik değerleri arası, serinin simetrik olup olmadığı test edilirken, ikinci hipotezde ise değişkenler arası uzun dönem ilişki olup olmadığı yani serilerin eşbütünleşik olup olmadıkları test edilmektedir:

$$\begin{aligned}
 H_0^{(1)} : \rho_1 &= \rho_2 \\
 H_0^{(2)} : \rho_1 &= \rho_2 = 0
 \end{aligned}
 \tag{4.1}$$

Analizlerde kullanılan değişkenlerin logaritması alınarak hesaplamalar yapılmıştır. İlk olarak Giyim Fiyat Endeksi bağımlı, Dolar kuru bağımsız değişken olmak üzere, bu iki değişken arasında asimetric ilişki analizi yapılmıştır.

Tablo 4.4’de, Eşitlik 4.1’de verilen hipotezlerin test sonuçları verilmiştir. Buna göre eşik değerleri arası, serinin simetrik olup olmadığı F-equal değerine bakılırken, değişkenler arası uzun dönem ilişki olup olmadığı için ise T-max ve F-joint değerleri ile ölçülmektedir. Tablo 4.4’de ilk verilen değerler hesap değeri, parantez içinde verilen değerler ise kritik değerlerdir. Buna göre $8,47 > 7,15$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi ret edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri simetrik değildir diyebiliriz. Benzer şekilde $13,39 > 6,73$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi ret edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmaktadır. Eviews programı hata eşik değerini 0,0918 olarak hesaplamıştır.

Tablo 4.4 Bağımlı Değişken Giyim Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	0.091871	
F-equal:	8.472234	(7.154456)*
T-max value:	-1.387824	(-1.889571)*
F-joint (Phi):	13.391450	(6.737089)*

Model tahmin aşamasında ise 1’den 11’e kadar bağımsız değişkenin gecikmeleri alınarak Giyim Fiyat Endeksini etkileyen değişkenler belirlenmeye çalışılmıştır. Eviews.10 paket programı ile yapılan hesaplamalarda, model rejim sayısı Tablo 4.5’de görüldüğü gibi en düşük Hata Kareler Toplam değerini veren 1 dönem gecikme ile 5 olarak bulunmuştur.

Tablo 4.5 Bağımlı Değişken Giyim Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı

Threshold Variable	SSR	Regimes
GIYIMX(-1)	0.620143	5
GIYIMX(-5)	0.891825	4
GIYIMX(-2)	1.172913	3
GIYIMX(-4)	1.197937	3
GIYIMX(-3)	1.268162	3

İstatistiksel olarak anlamlı olan değişkenlerin alındığı model tahmin sonuçları ise Tablo 4.6’da verilmiştir.

Tablo 4.6 Bağımlı Değişken Giyim Fiyat Endeksi iken Model tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GIYIMX(-1) < 4.726325 -- 49 obs				
C	4.699544	0.036269	129.5764	0.0000
DOLARX(-1)	-0.105909	0.099876	-1.060413	0.2904
4.726325 <= GIYIMX(-1) < 4.80279 -- 29 obs				
C	4.753195	0.045704	104.0001	0.0000
DOLARX(-1)	0.038295	0.127653	0.299992	0.7645
4.80279 <= GIYIMX(-1) < 4.96884 -- 36 obs				
C	4.724369	0.033913	139.3070	0.0000
DOLARX(-1)	0.318191	0.071448	4.453439	0.0000
4.96884 <= GIYIMX(-1) < 5.218678 -- 45 obs				
C	4.849147	0.033978	142.7130	0.0000
DOLARX(-1)	0.306349	0.040518	7.560872	0.0000
5.218678 <= GIYIMX(-1) -- 34 obs				
C	4.861620	0.058128	83.63694	0.0000
DOLARX(-1)	0.366286	0.043189	8.480941	0.0000
R-squared	0.948105	Mean dependent var	4.938331	
Adjusted R-squared	0.945553	S.D. dependent var	0.257984	
S.E. of regression	0.060198	Akaike info criterion	-2.731936	
Sum squared resid	0.663153	Schwarz criterion	-2.562885	
Log likelihood	273.6318	Hannan-Quinn criter.	-2.663476	
F-statistic	371.4825	Durbin-Watson stat	1.093337	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.6'daki sonuçlara baktığımızda rejimler arası gözlem sayıları sırasıyla 49, 29, 36, 45 ve 34 olarak bulunmuştur. Dolar bir önceki dönem değeri %0,105 azalma gösterirse Giyim Fiyat Endeksi %4,72'nin altında yer almaktadır. Benzer şekilde Giyim Fiyat Endeksi %4,72 ile %4,8 arasında iken dolar %0,03 artmakta, %4,8 ile %4,96 arasında iken dolar %0,31 artmakta, %4,96 ile %5,21 arasında iken dolar %0,30 artmaktadır. Giyim Fiyat Endeksi %5,21 üzerinde artış olduğu dönemlerde ise dolardaki artış oranı %0,36 olarak görülmektedir. Dolar bir önceki dönem değeri ilk 2 rejimde istatistiksel olarak anlamsız bulunsa da son 3 rejimde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ($p < 0,05$).

Tablo 4.6'daki eşik değerlerinin sayısının 1'den fazla olması, yorumlama açısından zorluk da yaratmaktadır. Tablo 4.7'de Giyim Fiyat Endeksi için eşik değeri sayısının tek olması durumunda, model tahmin sonucu nasıl değişirdi sorusuna cevap aranmıştır. Eşik değerinin 4,726325 olarak belirlendiği model; 49 ve 144 gözlemlilik 2 ayrı model olarak tahmin edilmiştir.

Tablo 4.7 Tek Eşik Değerli Giyim Fiyat Endeksi Model Tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GIYIMX(-1) < 4.726325 -- 49 obs				
C	4.699544	0.044806	104.8863	0.0000
DOLARX(-1)	-0.105909	0.123386	-0.858357	0.3918
4.726325 <= GIYIMX(-1) -- 144 obs				
C	4.638774	0.012878	360.2144	0.0000
DOLARX(-1)	0.525575	0.015076	34.86057	0.0000
R-squared	0.918200	Mean dependent var	4.938331	
Adjusted R-squared	0.916902	S.D. dependent var	0.257984	
S.E. of regression	0.074368	Akaike info criterion	-2.339064	
Sum squared resid	1.045294	Schwarz criterion	-2.271444	
Log likelihood	229.7197	Hannan-Quinn criter.	-2.311680	
F-statistic	707.1744	Durbin-Watson stat	0.872692	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.7'ye göre 1 önceki dönem dolar değerindeki %0,105'lik bir değer kaybı, Giyim Fiyat Endeksini %4,72'nin altında tutarken, dolardaki %0,52'lik artış Giyim Fiyat Endeksini %4,72'nin üzerinde yer almasına sebep olmaktadır.

İkinci olarak Konut Fiyat Endeksi bağımlı, Dolar kuru bağımsız değişken olmak üzere, bu iki değişken arasında asimetric ilişki analizi yapılmıştır.

Tablo 4.8'de, Eşitlik 4.1'de verilen hipotezlerin test sonuçları verilmiştir. Buna göre $15,20 > 7,42$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi ret edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri simetric değildir diyebiliriz. Benzer şekilde $7,77 > 5,74$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi ret edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmaktadır. Eviews programı hata eşik değerini -0,053164 olarak hesaplamıştır.

Tablo 4.8 Bağımlı Değişken Konut Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	-0.053164	
F-equal:	15.204390	(7.427002)*
T-max value:	2.855597	(-1.400363)*
F-joint (Phi):	7.778464	(5.742230)*

Model tahmin aşamasında ise 1'den 11'e kadar bağımsız değişkenin gecikmeleri alınarak Konut Fiyat Endeksini etkileyen değişkenler belirlenmeye

çalışılmıştır. Eviews paket programı ile yapılan hesaplamalarda, model rejim sayısı Tablo 4.9’da görüldüğü gibi en düşük Hata Kareler Toplam değerini veren 2 dönem gecikme ile 3 olarak bulunmuştur.

Tablo 4.9 Bağımlı Değişken Konut Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı

Threshold Variable	SSR	Regimes
KONUTX(-2)	1.094589	3
KONUTX(-4)	1.094589	3
KONUTX(-1)	1.094589	3
KONUTX(-5)	1.094589	3
KONUTX(-3)	1.094589	3

Anlamli olan deęişkenlerin alındığı model tahmin sonuçları ise Tablo 4.10’da verilmiştir. Buna göre Doların 1 dönem gecikmesi istatistiksel anlamli olarak bulunmuştur.

Tablo 4.10’daki sonuçlara baktığımızda rejimler arası gözlem sayıları sırasıyla 30, 28, 50 ve 84 olarak bulunmuştur. Dolar bir önceki dönem değeri %0,52 azalma gösterdiğinde Konut Fiyat Endeksi %4,78’in altında yer almaktadır. Benzer şekilde Konut Fiyat Endeksi %4,78 ile %5,06 arasında iken dolar bir önceki değeri %0,29 azalış göstermektedir. Dolar bir önceki dönem değeri %0,59 arttığında Konut Fiyat Endeksi %5,06 ile %5,45 artış arasında yer almaktadır. Son olarak Dolar bir önceki dönem değeri %0,46 arttığında Konut Fiyat Endeksi %5,45’den daha fazla artış göstermektedir. Deęişkenler 3 rejimde de istatistiksel olarak anlamli bulunmuştur ($p < 0,05$).

Tablo 4.10 Bağımlı Değişken Konut Fiyat Endeksi iken Model Tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KONUTX(-2) < 4.780551 -- 30 obs				
C	4.869974	0.049699	97.98899	0.0000
DOLARX(-1)	-0.525170	0.137201	-3.827741	0.0002
4.780551 <= KONUTX(-2) < 5.067141 -- 28 obs				
C	5.034633	0.043857	114.7957	0.0000
DOLARX(-1)	-0.299413	0.135716	-2.206183	0.0286
5.067141 <= KONUTX(-2) < 5.454893 -- 50 obs				
C	5.064001	0.023398	216.4286	0.0000
DOLARX(-1)	0.596415	0.055274	10.79010	0.0000
5.454893 <= KONUTX(-2) -- 84 obs				
C	5.259737	0.016115	326.3972	0.0000
DOLARX(-1)	0.463459	0.015118	30.65696	0.0000
R-squared	0.987371	Mean dependent var	5.339548	
Adjusted R-squared	0.986890	S.D. dependent var	0.415422	
S.E. of regression	0.047565	Akaike info criterion	-3.212680	
Sum squared resid	0.416281	Schwarz criterion	-3.076951	
Log likelihood	316.4173	Hannan-Quinn criter.	-3.157709	
F-statistic	2055.071	Durbin-Watson stat	0.329395	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.11’de Konut Fiyat Endeksi için eşik değeri sayısının tek olması durumunda, model tahmin sonucu nasıl değişirdi sorusuna cevap aranmıştır. Eşik değerinin 5,067141 olarak belirlendiği model; 58 ve 134 gözlemlili 2 ayrı model olarak tahmin edilmiştir. Konut Fiyat Endeksi için en iyi gecikme dönem sayısı 2 olarak bulunmuştur.

Tablo 4.11 Tek Eşik Değerli Konut Fiyat Endeksi Model Tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KONUTX(-2) < 5.067141 -- 58 obs				
C	5.123402	0.059033	86.78888	0.0000
DOLARX(-1)	-0.938799	0.171645	-5.469427	0.0000
5.067141 <= KONUTX(-2) -- 134 obs				
C	5.107966	0.016655	306.6945	0.0000
DOLARX(-1)	0.589559	0.018868	31.24580	0.0000
R-squared	0.955198	Mean dependent var	5.339548	
Adjusted R-squared	0.954483	S.D. dependent var	0.415422	
S.E. of regression	0.088629	Akaike info criterion	-1.988107	
Sum squared resid	1.476751	Schwarz criterion	-1.920243	
Log likelihood	194.8583	Hannan-Quinn criter.	-1.960622	
F-statistic	1336.091	Durbin-Watson stat	0.111820	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.11'e göre 1 önceki dönem dolar değerindeki %0,93'lük bir değer kaybı, Konut Fiyat Endeksini %5,06'nın altında tutarken, dolardaki %0,58'lik artış Konut Fiyat Endeksini %5,06'nın üzerinde yer almasına sebep olmaktadır.

Üçüncü olarak Eğlence Fiyat Endeksi bağımlı, Dolar kuru bağımsız değişken olmak üzere, bu iki değişken arasında asimetrik ilişki analizi yapılmıştır.

Tablo 4.12'de, Eşitlik 4.1'de verilen hipotezlerin test sonuçları verilmiştir. Buna göre $9,88 > 6,69$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi ret edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri asimetrik yapıdadır diyebiliriz. T-max değerine göre $H_0^{(2)}$ ($2,56 > |1,85|$) ret edilirken, F-joint değerine göre $H_0^{(2)}$ hipotezi kabul edilmiştir. Bu 2 değerden biri ret edildiğinden iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmaktadır diyebiliriz. Eviews programı hata eşik değerini 0,105487 olarak hesaplamıştır.

Tablo 4.12 Bağımlı Değişken Eğlence Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	0.105487	
F-equal:	9.886974	(6.695317)*
T-max value:	2.564426	(-1.855253)*
F-joint (Phi):	5.110578	(6.672057)*

Model tahmin aşamasında ise 1'den 11'e kadar bağımsız değişkenin gecikmeleri alınarak Eğlence Fiyat Endeksini etkileyen değişkenler belirlenmeye çalışılmıştır. Eviews paket programı ile yapılan hesaplamalarda, model rejim sayısı Tablo 4.13'de görüldüğü gibi 1 dönem gecikme ile en düşük Hata Kareler Toplam değerini veren 3 olarak bulunmuştur.

Tablo 4.13 Bağımlı Değişken Eğlence Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı

Threshold Variable	SSR	Regimes
EGLNCEX(-1)	0.198727	3
EGLNCEX(-2)	0.215658	3
EGLNCEX(-5)	0.237561	3
EGLNCEX(-3)	0.247312	3
EGLNCEX(-4)	0.254534	3

Anlamli olan deęişkenlerin alındığı model tahmin sonuçları ise Tablo 4.14’de verilmiştir. Buna göre Doların 1 dönem gecikmesi anlamlı olarak bulunmuştur.

Tablo 4.14’deki sonuçlara baktığımızda rejimler arası gözlem sayıları sırasıyla 37, 40 ve 116 olarak bulunmuştur. Dolar bir önceki dönem değeri %0,58 azalma gösterdiğinde Eğlence Fiyat Endeksi %4,78’nin altında yer almaktadır. Benzer şekilde Eğlence Fiyat Endeksi %4,78 ile %4,94 arasında iken dolar bir önceki değeri %0,18 artış göstermektedir. Dolar bir önceki dönem değeri %0,48 arttığında ise Eğlence Fiyat Endeksi %4,94’den daha fazla artış göstermektedir. Deęişkenler 3 rejimde de istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ($p < 0,05$).

Tablo 4.14 Bağımlı Deęişken Eğlence Fiyat Endeksi iken Model tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EGLENCEX(-1) < 4.788657 -- 37 obs				
C	4.896033	0.028799	170.0093	0.0000
DOLARX(-1)	-0.587636	0.080704	-7.281396	0.0000
4.788657 <= EGLENCEX(-1) < 4.94257 -- 40 obs				
C	4.803232	0.016412	292.6593	0.0000
DOLARX(-1)	0.180780	0.048575	3.721677	0.0003
4.94257 <= EGLENCEX(-1) -- 116 obs				
C	4.774601	0.007457	640.3226	0.0000
DOLARX(-1)	0.481868	0.007942	60.67136	0.0000
R-squared	0.983824	Mean dependent var	5.024317	
Adjusted R-squared	0.983392	S.D. dependent var	0.255620	
S.E. of regression	0.032942	Akaike info criterion	-3.957524	
Sum squared resid	0.202931	Schwarz criterion	-3.856093	
Log likelihood	387.9011	Hannan-Quinn criter.	-3.916448	
F-statistic	2274.733	Durbin-Watson stat	0.543161	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Eęlence Fiyat Endeksi için eşik değeri sayısının 1 olarak ve dolar gecikmesinin de 1 olarak belirlendięi model tahmin sonucu ise Tablo 4.15’de verilmiştir. Eşik değerin 4,818828 olarak belirlendięi model; 41 ve 152 gözlemlili 2 ayrı model olarak tahmin edilmiştir.

Tablo 4.15 Tek Eşik Değerli Eğlence Fiyat Endeksi Model tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EGLENCEX(-1) < 4.818828 -- 41 obs				
C	4.926142	0.036115	136.3999	0.0000
DOLARX(-1)	-0.648907	0.102378	-6.338326	0.0000
4.818828 <= EGLENCEX(-1) -- 152 obs				
C	4.737922	0.007080	669.2364	0.0000
DOLARX(-1)	0.512037	0.008461	60.51813	0.0000
R-squared	0.972478	Mean dependent var	5.024317	
Adjusted R-squared	0.972041	S.D. dependent var	0.255620	
S.E. of regression	0.042742	Akaike info criterion	-3.446765	
Sum squared resid	0.345279	Schwarz criterion	-3.379145	
Log likelihood	336.6129	Hannan-Quinn criter.	-3.419381	
F-statistic	2226.081	Durbin-Watson stat	0.438758	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.15'e göre 1 önceki dönem dolar değerindeki %0,64'lük bir değer kaybı, Eğlence Fiyat Endeksini %4,81'in altında tutarken, dolardaki %0,51'lik artış Eğlence Fiyat Endeksini %4,81'in üzerinde yer almasına sebep olmaktadır.

Dördüncü olarak Genel Fiyat Endeksi bağımlı, Dolar kuru bağımsız değişken olmak üzere, bu iki değişken arasında asimetric ilişki analizi yapılmıştır.

Tablo 4.16'de, Eşitlik 4.1'de verilen hipotezlerin test sonuçları verilmiştir. Buna göre $22,11 > 7,30$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi ret edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri asimetric yapıdadır diyebiliriz. Benzer şekilde $11,11 > 6,86$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi ret edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmaktadır. Eviews programı hata eşik değerini -0,018618 olarak hesaplamıştır.

Tablo 4.16 Bağımlı Değişken Genel Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	-0.018618	
F-equal:	22.114930	(7.302151)*
T-max value:	3.869368	(-1.985539)*
F-joint (Phi):	11.112320	(6.865761)*

Uygun rejim sayısı Tablo 4.17'de verildiği gibi 4 olarak bulunmuştur.

Tablo 4.17 Bağımlı Değişken Genel Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı

Threshold Variable	SSR	Regimes
GENELX(-1)	0.295682	4
GENELX(-2)	0.303992	4
GENELX(-3)	0.313924	4
GENELX(-4)	0.363003	3
GENELX(-5)	0.367227	3

Anlamli olan deęişkenlerin alındığı model tahmin sonuçları ise Tablo 4.18a’da verilmiştir. Buna göre Doların 1 dönem ile 11 dönem ve 1 dönem ile 13 dönem gecikmeleri birlikte modellendiklerinde rejimlerin çoğunda anlamlı sonuçlar verdikleri görülmektedir. Fakat tüm rejimlerde anlamlı olmamaları ve 13 dönem gecikme ile 1 dönem gecikmenin ve 11 dönem gecikme ile 1 dönem gecikmenin birlikte Genel Fiyat Endeksini etkilemeleri iktisadi olarak anlamlı olamayacağı düşünülmektedir. Sadece 1 dönem gecikmenin alındığı model yapısı ise Tablo 4.18b’de verilmiştir.

Tablo 4.18a Bağımlı Değişken Genel Fiyat Endeksi iken Model tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GENELX(-1) < 4.932097 – 39 obs					GENELX(-5) < 4.899182 – 40 obs				
C	5.069848	0.065694	77.17395	0.0000	C	5.080978	0.064306	79.01300	0.0000
DOLARX(-1)	0.030694	0.134918	0.227503	0.8203	DOLARX(-1)	-0.002054	0.135695	-0.015137	0.9879
DOLARX(-13)	-0.837173	0.104671	-7.998098	0.0000	DOLARX(-11)	-0.871630	0.105925	-8.228726	0.0000
4.932097 <= GENELX(-1) < 5.187776 – 41 obs					4.899182 <= GENELX(-5) < 5.171562 – 39 obs				
C	4.839185	0.031178	155.2111	0.0000	C	4.888038	0.030484	160.3500	0.0000
DOLARX(-1)	0.501691	0.058773	8.536041	0.0000	DOLARX(-1)	0.434578	0.062121	6.995695	0.0000
DOLARX(-13)	0.187043	0.060855	3.073594	0.0025	DOLARX(-11)	0.081748	0.062859	1.300497	0.1952
5.187776 <= GENELX(-1) < 5.523259 – 52 obs					5.171562 <= GENELX(-5) < 5.49376 – 53 obs				
C	4.844422	0.031612	153.2480	0.0000	C	4.826492	0.031949	151.0693	0.0000
DOLARX(-1)	0.491340	0.074659	6.581084	0.0000	DOLARX(-1)	0.488045	0.081458	5.991352	0.0000
DOLARX(-13)	0.407594	0.089997	4.528998	0.0000	DOLARX(-11)	0.433125	0.096581	4.484565	0.0000
5.523259 <= GENELX(-1) – 49 obs					5.49376 <= GENELX(-5) – 51 obs				
C	4.987393	0.033482	148.9567	0.0000	C	4.997201	0.033326	149.9484	0.0000
DOLARX(-1)	0.398159	0.049137	8.103023	0.0000	DOLARX(-1)	0.397623	0.051150	7.773667	0.0000
DOLARX(-13)	0.227754	0.061293	3.715813	0.0003	DOLARX(-11)	0.215412	0.064828	3.322809	0.0011
R-squared	0.987220	Mean dependent var	5.270438		R-squared	0.986460	Mean dependent var	5.263645	
Adjusted R-squared	0.986388	S.D. dependent var	0.358519		Adjusted R-squared	0.985589	S.D. dependent var	0.362385	
S.E. of regression	0.041828	Akaike info criterion	-3.446495		S.E. of regression	0.043503	Akaike info criterion	-3.368633	
Sum squared resid	0.295682	Schwarz criterion	-3.234440		Sum squared resid	0.323624	Schwarz criterion	-3.158175	
Log likelihood	323.9078	Hannan-Quinn criter.	-3.360524		Log likelihood	320.2299	Hannan-Quinn criter.	-3.283324	
F-statistic	1186.810	Durbin-Watson stat	0.414049		F-statistic	1132.542	Durbin-Watson stat	0.425440	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.18b'deki sonuçlara baktığımızda rejimler arası gözlem sayıları sırasıyla 39, 38, 39 ve 75 olarak bulunmuştur. Dolar bir önceki dönem değeri 2. Rejimde katsayı olarak anlamsız bulunmuştur. Genel Fiyat Endeksi rejim değerleri ise 4,83; 5,09 ve 5,33 olarak bulunmuştur.

Tablo 4.18b Bağımlı Değişken Genel Fiyat Endeksi iken Model tahmin Sonuçları-2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GENELX(-3) < 4.835011 -- 39 obs				
C	4.978100	0.049023	101.5463	0.0000
DOLARX(-1)	-0.767975	0.142686	-5.382258	0.0000
4.835011 <= GENELX(-3) < 5.095527 -- 38 obs				
C	4.972300	0.025222	197.1426	0.0000
DOLARX(-1)	0.068336	0.072952	0.936721	0.3501
5.095527 <= GENELX(-3) < 5.335372 -- 39 obs				
C	4.885723	0.045656	107.0118	0.0000
DOLARX(-1)	0.723942	0.092348	7.839317	0.0000
5.335372 <= GENELX(-3) -- 75 obs				
C	5.069185	0.019687	257.4886	0.0000
DOLARX(-1)	0.527010	0.017742	29.70428	0.0000
R-squared	0.982813	Mean dependent var	5.236413	
Adjusted R-squared	0.982155	S.D. dependent var	0.377961	
S.E. of regression	0.050490	Akaike info criterion	-3.093111	
Sum squared resid	0.466506	Schwarz criterion	-2.956890	
Log likelihood	303.3921	Hannan-Quinn criter.	-3.037935	
F-statistic	1494.905	Durbin-Watson stat	0.388816	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Genel Fiyat Endeksi için eşik değeri sayısının 1 olarak ve dolar gecikmesinde 1 olarak belirlendiği model tahmin sonucu ise Tablo 4.19'da verilmiştir. Eşik değerinin 4,901489 olarak belirlendiği model; 47 ve 142 gözlemlilik 2 ayrı model olarak tahmin edilmiştir. Genel Fiyat Endeksi için en iyi gecikme dönem sayısı 5 olarak bulunmuştur.

Tablo 4.19 Tek Eşik Değerli Genel Fiyat Endeksi Model tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GENELX(-5) < 4.901489 -- 47 obs				
C	4.729112	0.076402	61.89785	0.0000
DOLARX(-1)	0.093510	0.221233	0.422678	0.6730
4.901489 <= GENELX(-5) -- 142 obs				
C	4.899889	0.012867	380.8112	0.0000
DOLARX(-1)	0.667038	0.014969	44.56124	0.0000
R-squared	0.961838	Mean dependent var	5.243139	
Adjusted R-squared	0.961219	S.D. dependent var	0.374206	
S.E. of regression	0.073692	Akaike info criterion	-2.356907	
Sum squared resid	1.004646	Schwarz criterion	-2.288299	
Log likelihood	226.7277	Hannan-Quinn criter.	-2.329112	
F-statistic	1554.245	Durbin-Watson stat	0.193917	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.19'a göre 1 önceki dönem dolar değerindeki %0,09'luk artış, Genel Fiyat Endeksini %4,90'nın altında tutarken, dolardaki %0,66'lik artış Genel Fiyat Endeksinin %4,90'nın üzerinde yer almasına sebep olmaktadır.

Beşinci olarak Eğitim Fiyat Endeksi bağımlı, Dolar kuru bağımsız değişken olmak üzere, bu iki değişken arasında asimetrik ilişki analizi yapılmıştır.

Tablo 4.20'de, Eşitlik 4.1'de verilen hipotezlerin test sonuçları verilmiştir. Buna göre $6,92 > 6,31$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi ret edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri asimetrik yapıdadır diyebiliriz. Benzer şekilde $7,85 > 6,62$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi ret edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmaktadır. Eviews programı hata eşik değerini -0,12947 olarak hesaplamıştır.

Tablo 4.20 Bağımlı Değişken Eğitim Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	-0.129470	
F-equal:	6.923479	(6.310058)*
T-max value:	0.094538	(-1.845277)*
F-joint (Phi):	7.859989	(6.629638)*

Uygun rejim sayısı Tablo 4.21'de verildiği gibi 4 olarak bulunmuştur.

Tablo 4.21 Bağımlı Değişken Eğitim Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı

Threshold Variable	SSR	Regimes
EGITIMX(-1)	0.640674	4
EGITIMX(-2)	0.647026	4
EGITIMX(-3)	0.651035	4
EGITIMX(-4)	0.664308	4
EGITIMX(-5)	0.667095	4

Anlamli olan deęişkenlerin alındığı model tahmin sonuçları ise Tablo 4.22’de verilmiştir. Buna göre Doların 1 dönem gecikmesi anlamli olarak bulunmuştur.

Tablo 4.22 Bağımlı Değişken Eğitim Fiyat Endeksi iken Model tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EGITIMX(-1) < 4.952087 -- 40 obs				
C	5.308235	0.050165	105.8161	0.0000
DOLARX(-1)	-1.491625	0.142188	-10.49050	0.0000
4.952087 <= EGITIMX(-1) < 5.150513 -- 35 obs				
C	5.076484	0.030781	164.9245	0.0000
DOLARX(-1)	-0.005262	0.090408	-0.058206	0.9536
5.150513 <= EGITIMX(-1) < 5.365555 -- 48 obs				
C	4.984954	0.045025	110.7162	0.0000
DOLARX(-1)	0.585444	0.090695	6.455110	0.0000
5.365555 <= EGITIMX(-1) -- 70 obs				
C	5.144670	0.025772	199.6242	0.0000
DOLARX(-1)	0.445249	0.022646	19.66133	0.0000
R-squared	0.970651	Mean dependent var	5.266674	
Adjusted R-squared	0.969541	S.D. dependent var	0.340114	
S.E. of regression	0.059359	Akaike info criterion	-2.769870	
Sum squared resid	0.651839	Schwarz criterion	-2.634629	
Log likelihood	275.2924	Hannan-Quinn criter.	-2.715101	
F-statistic	874.0728	Durbin-Watson stat	0.318419	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.22’deki sonuçlara baktığımızda rejimler arası gözlem sayıları sırasıyla 40, 35, 48 ve 70 olarak bulunmuştur. Dolar bir önceki dönem değeri %1,49 azalma gösterdiğinde Eğitim Fiyat Endeksi %4,95’nin altında yer alırken, dolar bir önceki dönem değeri %0,005 azalma gösterdiğinde Eğitim Fiyat Endeksi %4,95 ile %5,15 arasında yer almaktadır. Benzer şekilde Eğitim Fiyat Endeksi %5,15 ile %5,36 arasında iken dolar bir önceki değeri %0,58 artış göstermektedir. Dolar bir önceki dönem değeri %0,44 arttığında ise Eğitim Fiyat Endeksi %5,36’dan daha

fazla artış göstermektedir. Değişkenler 3 rejimde istatistiksel olarak anlamlı iken ($p < 0,05$) 2. Rejimde dolar 1 önceki dönem anlamsız bulunmuştur ($p > 0,05$).

Tablo 4.23’de Eğitim Fiyat Endeksi için eşik değeri sayısının tek olması durumunda, model tahmin sonucu nasıl değişirdi sorusuna cevap aranmıştır. Eşik değerinin 4,952087 olarak belirlendiği modelde Eğitim değişkeni için en iyi gecikme sayısı 2 dönem olarak bulunmuştur. 40 ve 152 gözlemlili 2 ayrı model olarak tahmin edilmiştir.

Tablo 4.23 Tek Rejimli Eğitim Fiyat Endeksi Model tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EGITIMX(-2) < 4.952087 -- 40 obs				
C	5.302945	0.072802	72.84028	0.0000
DOLARX(-1)	-1.461278	0.209228	-6.984133	0.0000
4.952087 <= EGITIMX(-2) -- 152 obs				
C	4.958953	0.013299	372.8902	0.0000
DOLARX(-1)	0.595938	0.015893	37.49602	0.0000
R-squared	0.944067	Mean dependent var	5.270503	
Adjusted R-squared	0.943174	S.D. dependent var	0.336807	
S.E. of regression	0.080289	Akaike info criterion	-2.185761	
Sum squared resid	1.211901	Schwarz criterion	-2.117897	
Log likelihood	213.8331	Hannan-Quinn criter.	-2.158276	
F-statistic	1057.713	Durbin-Watson stat	0.321266	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.23’e göre 1 önceki dönem dolar değerindeki %1,46’lık azalma, Eğitim Fiyat Endeksini %4,95’in altında tutarken, dolardaki %0,59’luk artış Eğitim Fiyat Endeksini %4,95’in üzerinde yer almasına sebep olmaktadır.

Altıncı olarak Mobilya Endeksi bağımlı, Dolar kuru bağımsız değişken olmak üzere, bu iki değişken arasında asimetrik ilişki analizi yapılmıştır.

Tablo 4.24 Bağımlı Değişken Mobilya Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	-0.083732	
F-equal:	7.594077	(6.541534)*
T-max value:	2.297023	(-1.857938)*
F-joint (Phi):	4.007734	(6.557764)*

Tablo 4.24’de, Eşitlik 4.1’de verilen hipotezlerin test sonuçları verilmiştir. Buna göre $7,59 > 6,54$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi ret edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri asimetrik yapıdadır diyebiliriz. Benzer şekilde T-max değeri $2,29 > |-1,85|$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi ret edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmaktadır. Eviews programı hata eşik değerini -0,083732 olarak hesaplamıştır. Uygun rejim sayısı Tablo 4.25’de verildiği gibi 2 olarak bulunmuştur.

Tablo 4.25 Bağımlı Değişken Mobilya Fiyat Endeksi iken En Uygun Rejim Sayısı

Threshold Variable	SSR	Regimes
MOBILYAX(-5)	0.496671	2
MOBILYAX(-4)	0.498212	2
MOBILYAX(-1)	0.498406	2
MOBILYAX(-3)	0.501012	2
MOBILYAX(-2)	0.501740	2

Anlamli olan deęişkenlerin alındığı model tahmin sonuçları ise Tablo 4.26’da verilmiştir. Buna göre Doların 3 dönem gecikmesi anlamlı olarak bulunmuştur.

Tablo 4.26 Bağımlı Değişken Mobilya Fiyat Endeksi iken Model tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MOBILYAX(-1) < 4.837788 -- 47 obs				
C	4.804997	0.045945	104.5813	0.0000
DOLARX(-3)	-0.264872	0.127334	-2.080141	0.0389
4.837788 <= MOBILYAX(-1) -- 144 obs				
C	4.731584	0.009923	476.8099	0.0000
DOLARX(-3)	0.636340	0.011921	53.37942	0.0000
R-squared	0.966475	Mean dependent var	5.076601	
Adjusted R-squared	0.965937	S.D. dependent var	0.310490	
S.E. of regression	0.057305	Akaike info criterion	-2.860153	
Sum squared resid	0.614073	Schwarz criterion	-2.792043	
Log likelihood	277.1446	Hannan-Quinn criter.	-2.832565	
F-statistic	1796.970	Durbin-Watson stat	0.274633	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.26’daki sonuçlara baktığımızda rejimler arası gözlem sayıları sırasıyla 47 ve 144 olarak bulunmuştur. Dolar 3 önceki dönem değeri %0,26 azalma gösterdiğinde Mobilya Fiyat Endeksi %4,83’ün altında yer alırken, dolar 3 önceki

dönem değeri %0,63 artış gösterdiğinde ise Mobilya Fiyat Endeksi %4,83'den daha fazla artış göstermektedir. Değişkenler 2 rejimde de istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ($p < 0,05$).

Uygulama kısmında, dolar karşısında asimetrik ilişkileri araştırılan 13 Fiyat Endeksi için analizler yapılmıştır. Giyim, Konut, Eğlence, Genel, Eğitim ve Mobilya Fiyat Endeksleri hem asimetrik hem de uzun dönem eşbütünleşik bulunmuşlardır. Kalan 7 endeks değeri için aynı bulgular bulunamamıştır. Tablo 4.27'de Alkol Fiyat Endeksi için hipotez test sonuçları verilmiştir. Tablo 4.27'deki sonuçlara göre $1,34 < 7,04$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi kabul edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri simetrik yapıdadır diyebiliriz.

Tablo 4.27 Bağımlı Değişken Alkol Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	-0.257446	
F-equal:	1.344940	(7.045698)*
T-max value:	-0.610460	(-1.921998)*
F-joint (Phi):	2.705404	(6.755738)*

Benzer şekilde T-max değeri $|-0,61| < |-1,92|$ ve F-joint değeri $2,70 < 6,75$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi kabul edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmamaktadır. Tablo 4.28'de Sağlık Fiyat Endeksi için hipotez test sonuçları verilmiştir.

Tablo 4.28 Bağımlı Değişken Sağlık Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	0.000000	
F-equal:	2.799339	(2.860601)*
T-max value:	-1.389732	(-2.177139)*
F-joint (Phi):	8.668278	(6.095823)*

Tablo 4.28'deki sonuçlara göre $2,79 < 2,86$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi kabul edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri simetrik yapıdadır diyebiliriz. F-joint değeri $8,66 < 6,09$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi ret edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmaktadır.

Tablo 4.29’da Ulaştırma Fiyat Endeksi için hipotez test sonuçları verilmiştir.

Tablo 4.29 Bağımlı Değişken Ulaştırma Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	0.162482	
F-equal:	1.904441	(6.709441)*
T-max value:	-1.880404	(-1.828741)*
F-joint (Phi):	5.377291	(6.879665)*

Tablo 4.29’deki sonuçlara göre $1,90 < 6,70$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi kabul edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri simetrik yapıdadır diyebiliriz. T-max değeri $|-1,88| > |-1,82|$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi ret edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmaktadır. Tablo 4.30’da Gıda Fiyat Endeksi için hipotez test sonuçları verilmiştir.

Tablo 4.30 Bağımlı Değişken Gıda Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	0.185563	
F-equal:	2.464789	(6.603726)*
T-max value:	-1.001544	(-1.971457)*
F-joint (Phi):	3.633917	(7.061972)*

Tablo 4.30’deki sonuçlara göre $2,46 < 6,60$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi kabul edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri simetrik yapıdadır diyebiliriz. T-max değeri $|-1,00| < |-1,97|$ ve F-joint değeri $3,63 < 7,06$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi kabul edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmamaktadır.

Tablo 4.31’de Diğer Fiyat Endeksi için hipotez test sonuçları verilmiştir.

Tablo 4.31 Bağımlı Değişken Diğer Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	-0.202414	
F-equal:	2.260568	(6.449296)*
T-max value:	-0.686979	(-1.932803)*
F-joint (Phi):	4.210320	(6.746058)*

Tablo 4.31'deki sonuçlara göre $2,26 < 6,44$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi kabul edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri simetrik yapıdadır diyebiliriz. T-max değeri $|-0,68| < |-1,93|$ ve F-joint değeri $4,21 < 6,74$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi kabul edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmamaktadır.

Tablo 4.32'de Haberleşme Fiyat Endeksi için hipotez test sonuçları verilmiştir.

Tablo 4.32 Bağımlı Değişken Haberleşme Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	0.014352	
F-equal:	2.172611	(6.823997)*
T-max value:	-1.731998	(-1.848166)*
F-joint (Phi):	10.179120	(6.159704)*

Tablo 4.32'deki sonuçlara göre $2,17 < 6,82$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi kabul edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri simetrik yapıdadır diyebiliriz. F-joint değeri $10,17 > 6,15$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi ret edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmaktadır.

Tablo 4.33'de Lokanta Fiyat Endeksi için hipotez test sonuçları verilmiştir.

Tablo 4.33 Bağımlı Değişken Lokanta Fiyat Endeksi iken Model Hipotez Test Sonuçları

Threshold value (tau):	-0.210626	
F-equal:	2.915050	(7.418945)*
T-max value:	-0.524252	(-1.682009)*
F-joint (Phi):	4.746014	(6.977836)*

Tablo 4.33'deki sonuçlara göre $2,91 < 7,41$ olduğundan $H_0^{(1)}$ hipotezi kabul edilir, yani eşik değerinin altında ve üstünde oluşan iki seri simetrik yapıdadır diyebiliriz. T-max değeri $|-0,52| < |-1,68|$ ve F-joint değeri $4,74 < 6,97$ olduğundan $H_0^{(2)}$ hipotezi kabul edilir yani iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulunmamaktadır.

4.3. Dolar Döviz Kuru için STAR Model Sonuçları

Uygulamanın bu kısmında rejimler arası geçişin yumuşak bir yapıda gerçekleştirildiği STAR Yumuşak Geçiş Ototegresif Modeli ile dolar kurunun fiyat endeksleri üzerindeki etkisi araştırılmıştır. TAR Modeli uygulamaları hipotezlerin anlamlı olduğu 6 Fiyat Endeksi ile yapılmıştır. STAR modeli ile de aynı 6 Fiyat Endeksi ile analiz yapılmıştır.

Her model için modelin doğrusal yapıda olup olmadıkları araştırılmıştır. Modelin doğrusal yapıda olduğu H_0 hipotezi ret edilen modeller için STAR modeli tahminleri yapılmıştır (Eviews paket programında STAR modellerinde doğrusallık testleri, rejim sayısına ve model yapısına göre çeşitlilik göstermektedir. Bu çalışmadaki doğrusallık sınamaları Terasvirta ve Escribano-Jorda testlerine göre yapılmaktadır (Escribano ve Jorda, 2001; Terasvirta, 1994)).

Bağımlı değişken Giyim Fiyat Endeksi olduğunda, modelin doğrusal yapıda olduğu H_0 hipotezi kabul edildiğinden ($p>0,05$), STAR model tahmin sonuçlarına bakılmamıştır.

Bağımlı değişken Konut Fiyat Endeksi olduğunda modelin doğrusal yapıda olduğu H_0 hipotezi ret edilmiştir ($p<0,05$).

Tablo 4.34’de Konut Fiyat Endeksi ile Dolar arasındaki model tahmin sonucu verilmiştir. Tablo 4.34’deki sonuçlara baktığımızda model doğrusal ve doğrusal olmayan olarak iki yapıya ayrılmıştır. Model doğrusal olduğunda dolar kuru pozitif yönde model doğrusal olmayan yapıda iken ise negatif yönde Konut fiyat endeksine etki etmektedir. Bağımlı değişken Konut Fiyatı için eşik değeri 7,18286; modeli doğrusal ve doğrusal olmayan olarak iki farklı seriye ayırmaktadır.

Tablo 4.34 Bağımlı Değişken Konut Fiyat Endeksi iken Model Tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	6.368353	0.161606	39.40654	0.0000
DOLARX(-1)	0.115530	0.011182	10.33222	0.0000
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	-3.601244	0.539428	-6.676041	0.0000
DOLARX(-1)	-0.382497	0.047327	-8.081997	0.0000
Slopes				
SLOPE	0.098535	0.028091	3.507762	0.0006
Thresholds				
THRESHOLD	7.182860	0.265648	27.03904	0.0000
R-squared	0.999512	Mean dependent var	5.335620	
Adjusted R-squared	0.999499	S.D. dependent var	0.417918	
S.E. of regression	0.009357	Akaike info criterion	-6.474733	
Sum squared resid	0.016373	Schwarz criterion	-6.373302	
Log likelihood	630.8117	Hannan-Quinn criter.	-6.433657	
F-statistic	76560.15	Durbin-Watson stat	1.424535	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.35’de Genel Fiyat Endeksi ile Dolar arasındaki model tahmin sonucu verilmiştir. Tablo 4.35’deki sonuçlara baktığımızda model doğrusal ve doğrusal olmayan olarak iki yapıya ayrılmıştır. Model doğrusal olduğunda dolar kuru negatif yönde model doğrusal olmayan yapıda iken ise pozitif yönde Genel fiyat endeksine etki etmektedir.

Tablo 4.35 Bağımlı Değişken Genel Fiyat Endeksi iken Model Tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	2.784378	0.523799	5.315734	0.0000
DOLARX(-1)	-0.177210	0.035173	-5.038304	0.0000
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	4.157853	0.903377	4.602568	0.0000
DOLARX(-1)	0.335247	0.055878	5.999667	0.0000
Slopes				
SLOPE	0.934188	0.194608	4.800356	0.0000
Thresholds				
THRESHOLD	4.852559	0.106094	45.73847	0.0000
R-squared	0.999529	Mean dependent var	5.229574	
Adjusted R-squared	0.999517	S.D. dependent var	0.381912	
S.E. of regression	0.008394	Akaike info criterion	-6.691950	
Sum squared resid	0.013177	Schwarz criterion	-6.590519	
Log likelihood	651.7731	Hannan-Quinn criter.	-6.650873	
F-statistic	79449.70	Durbin-Watson stat	1.495105	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Bağımlı değişken Genel Fiyatı için eşik değeri 4,852559; modeli doğrusal ve doğrusal olmayan olarak iki farklı seriye ayırmaktadır. Tablo 4.35 için doğrusallık testi yapılmış ve modelin doğrusal yapıda olduğu H_0 hipotezi ret edilmiştir ($p < 0,05$).

Bağımlı değişken Eğlence Fiyat Endeksi olduğunda, modelin doğrusal yapıda olduğu H_0 hipotezi ret edilmiştir ($p > 0,05$), modelin STAR tahmin sonuçları Tablo 4.36'da verilmiştir. Model doğrusal olduğunda dolar kuru negatif yönde model doğrusal olmayan yapıda iken ise pozitif yönde Eğlence fiyat endeksine etki etmektedir. Bağımlı değişken Eğlence Fiyatı için eşik değeri 2,939763; modeli doğrusal ve doğrusal olmayan olarak iki farklı seriye ayırmaktadır.

Tablo 4.36 Bağımlı Değişken Eğlence Fiyat Endeksi iken Model Tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	3.481311	0.771227	4.513988	0.0000
DOLARX(-1)	-0.200662	0.095729	-2.096147	0.0374
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	2.383755	0.977896	2.437638	0.0157
DOLARX(-1)	0.394262	0.117818	3.346360	0.0010
Slopes				
SLOPE	0.233045	0.150659	1.546837	0.1236
Thresholds				
THRESHOLD	2.939763	0.836215	3.515558	0.0006
R-squared	0.998185	Mean dependent var	5.024317	
Adjusted R-squared	0.998137	S.D. dependent var	0.255620	
S.E. of regression	0.011034	Akaike info criterion	-6.145161	
Sum squared resid	0.022765	Schwarz criterion	-6.043730	
Log likelihood	599.0080	Hannan-Quinn criter.	-6.104085	
F-statistic	20573.24	Durbin-Watson stat	1.568054	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.37'de Genel Fiyat Endeksi ile Dolar arasındaki model tahmin sonucu verilmiştir. Tablo 4.37 için doğrusallık testi yapılmış ve modelin doğrusal yapıda olduğu H_0 hipotezi ret edilmiştir ($p < 0,05$). Tablo 4.37'deki sonuçlara baktığımızda model doğrusal ve doğrusal olmayan olarak iki yapıya ayrılmıştır. Model doğrusal olduğunda dolar kuru pozitif yönde model doğrusal olmayan yapıda iken ise negatif yönde Genel fiyat endeksine etki etmektedir. Tüm katsayılar anlamlıdır ($p < 0,05$). Bağımlı değişken Genel Fiyatı için eşik değeri 6,8484; modeli doğrusal ve doğrusal olmayan olarak iki farklı seriye ayırmaktadır.

Tablo 4.38’de Mobilya Fiyat Endeksi ile Dolar arasındaki model tahmin sonucu verilmiştir. Tablo 4.38’deki sonuçlara baktığımızda model doğrusal ve doğrusal olmayan olarak iki yapıya ayrılmıştır. Model doğrusal olduğunda dolar kuru negatif yönde model doğrusal olmayan yapıda iken ise pozitif yönde Mobilya fiyat endeksine etki etmektedir.

Tablo 4.37 Bağımlı Değişken Eğitim Fiyat Endeksi iken Model Tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	6.227551	0.285779	21.79150	0.0000
DOLARX(-1)	0.071866	0.024204	2.969179	0.0034
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	-2.759893	0.621975	-4.437304	0.0000
DOLARX(-1)	-0.223894	0.080799	-2.770986	0.0062
Slopes				
SLOPE	0.169455	0.072564	2.335248	0.0206
Thresholds				
THRESHOLD	6.848441	0.404448	16.93281	0.0000
R-squared	0.998435	Mean dependent var	5.266674	
Adjusted R-squared	0.998393	S.D. dependent var	0.340114	
S.E. of regression	0.013635	Akaike info criterion	-5.721778	
Sum squared resid	0.034765	Schwarz criterion	-5.620347	
Log likelihood	558.1516	Hannan-Quinn criter.	-5.680702	
F-statistic	23856.06	Durbin-Watson stat	1.402561	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ayrıca tüm katsayılar anlamlı bulunmuştur ($p < 0,05$). Bağımlı değişken Mobilya Fiyatı için eşik değeri 2,249; modeli doğrusal ve doğrusal olmayan olarak iki farklı seriye ayırmaktadır.

Tablo 4.38 Bağımlı Değişken Mobilya Fiyat Endeksi İken Model Tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	3.060608	0.889356	3.441374	0.0007
DOLARX(-1)	-0.209009	0.094226	-2.218167	0.0277
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	3.496858	1.192148	2.933242	0.0038
DOLARX(-1)	0.419909	0.127852	3.284335	0.0012
Slopes				
SLOPE	0.106270	0.061932	1.715915	0.0878
Thresholds				
THRESHOLD	2.249001	1.039051	2.164476	0.0317
R-squared	0.998918	Mean dependent var	5.071384	
Adjusted R-squared	0.998889	S.D. dependent var	0.313071	
S.E. of regression	0.010436	Akaike info criterion	-6.256497	
Sum squared resid	0.020367	Schwarz criterion	-6.155067	
Log likelihood	609.7520	Hannan-Quinn criter.	-6.215421	
F-statistic	34519.96	Durbin-Watson stat	1.387981	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 4.38 için doğrusallık testi yapılmış ve modelin doğrusal yapıda olduğu H_0 hipotezi ret edilmiştir ($p < 0,05$).

Tablo 4.39'da bağımsız değişken Dolar kuru için farklı fiyat endeksleri ile oluşturulan model yapılarında kullanılan hipotez testleri özetlenmiştir.

Tablo 4.39 Bağımsız Değişken Dolar İken Fiyat Endeksleri İçin Model Hipotez Test Sonuçları

Değişken		Hipotez	
Bağımlı	Bağımsız	$H_0^{(1)} : \rho_1 = \rho_2$	$H_0^{(2)} : \rho_1 = \rho_2 = 0$
Ulaştırma	Dolar	Simetrik	Eşbütünleşik
Sağlık	Dolar	Simetrik	Eşbütünleşik
Lokanta	Dolar	Simetrik	Eşbütünleşik Değil
Haberleşme	Dolar	Simetrik	Eşbütünleşik
Alkol	Dolar	Simetrik	Eşbütünleşik Değil
Eğitim	Dolar	Simetrik Değil	Eşbütünleşik
Diğer	Dolar	Simetrik	Eşbütünleşik Değil
Eğlence	Dolar	Simetrik Değil	Eşbütünleşik
Konut	Dolar	Simetrik Değil	Eşbütünleşik
Genel	Dolar	Simetrik Değil	Eşbütünleşik
Giyim	Dolar	Simetrik Değil	Eşbütünleşik
Mobilya	Dolar	Simetrik Değil	Eşbütünleşik
Gıda	Dolar	Simetrik	Eşbütünleşik Değil

Tablo 4.39’da TAR modeli için araştırılan hipotez sonuçları verilmiştir. Dolar kuru bağımsız değişken iken STAR analizi için hipotez testleri sonuçlarına göre ise modelin doğrusal yapıda olduğu H_0 hipotezi Konut, Eğlence, Genel, Eğitim ve Mobilya Fiyat endekslerine göre ret edilmiş ($p < 0,05$), diğer endekslere göre kabul edilmiştir ($p > 0,05$).

4.4. Avro Döviz Kuru için TAR ve STAR Model Sonuçları

Uygulamanın üçüncü kısmında avro kurunun bağımsız değişken olarak hangi endeks değerlerini etkilediği TAR modeli ile incelenmiştir. Tablo 4.40’da görüldüğü üzere hiçbir fiyat endeksi ile avro arasında hem asimetrik yapı hem de eşbütünleşik yapı aynı modelde görülmemiştir. Bazı modellerde eşbütünleşik ilişki görülse de sadece Genel Fiyat Endeksi ile Avro kuru arasında asimetrik yapı bulunmuştur. Fakat bu modelde de eşbütünleşik ilişki bulunamamıştır. Çalışmada amaç simetrik olmayan eşbütünleşik yapıların analizi olduğundan hiçbir model için TAR modeli uygulanmamıştır.

Tablo 4.40 Bağımsız Değişken Avro iken Fiyat Endeksleri için Model Hipotez Test Sonuçları

Değişken		Hipotez	
Bağımlı	Bağımsız	$H_0^{(1)} : \rho_1 = \rho_2$	$H_0^{(2)} : \rho_1 = \rho_2 = 0$
Ulaştırma	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik Değil
Sağlık	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik
Lokanta	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik Değil
Haberleşme	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik
Alkol	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik Değil
Eğitim	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik Değil
Diğer	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik Değil
Eğlence	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik
Konut	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik Değil
Genel	Avro	Simetrik Değil	Eşbütünleşik Değil
Giyim	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik
Mobilya	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik Değil
Gıda	Avro	Simetrik	Eşbütünleşik Değil

Benzer şekilde Avro kuru bağımsız değişken iken STAR analizi için hipotez testleri yapılmıştır. Bağımlı değişken ayrı ayrı tüm Fiyat Endeksleri olduğunda, modelin doğrusal yapıda olduğu H_0 hipotezi kabul edildiğinden ($p>0,05$), STAR model tahmin sonuçlarına da bakılamamıştır.





BÖLÜM 5

TARTIŞMA ve SONUÇ

Döviz kurları, Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde, uzun vadeli ekonomik politika tartışmalarında önemli bir yer tutmaktadır. Döviz kurlarında meydana gelen artış veya azalışlar, ülke ekonomisinde birçok değişken üzerinde beklenenden daha fazla etki yaratabilmektedir. Türkiye gibi daha çok ihracat yapmak için daha çok ithalat yapmak zorunda olan ülkeler, döviz kurlarında meydana gelen beklenmedik şokların ekonomide yaratacağı etkileri diğer ülkelere göre daha fazla yaşayabilmektedir. Bu etkilerden biri de - belki de en önemlisi - döviz kurundaki değişmelerin Yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisidir. İktisat literatüründe, kur şokları ve yurtiçi fiyatlar arasındaki ilişki “döviz kurunun geçiş etkisi” kavramı ile açıklanmaktadır. Bu kavram döviz kurunda meydana gelen %1 değişimin, yurtiçi genel fiyatlar düzeyi üzerinde yarattığı yüzde değişimi ifade etmektedir. Sermaye hareketlerine açık bir ekonomide; sıcak paranın çıkış aşamasında döviz kurlarında meydana gelen ani ve yüksek oranlı artış, enflasyon oranlarında gerçekleşen artışın önemli bir unsuru olarak görülmektedir. Döviz kurunun geçiş etkisinin süresinin ve oranının tam olarak bilinmesi veya bilinmemesi, enflasyon hedeflemesine yönelik para politikası uygulayan devlet politikaları açısından çok önemli bir yer tutmaktadır. 1990’lar sonrası küçük ve dışa açık ekonomilerde bu geçiş etkisi azalma yönünde gelişim göstermiştir. Bunun nedeni enflasyon oranlarının giderek azalmış olmasıdır. Düşük enflasyon beklentisi geçiş etkisini de azaltmıştır. Türkiye’de ise 2000 sonrası uygulanan dalgalı kur ve enflasyon hedeflemesi politikaları, geçiş etkisini azaltmasına rağmen özellikle 2018 yılının sonlarına doğru başlayan süreçte bu etki tekrar gündeme gelmiştir. Yine de geçiş etkisini temsil edecek her döneme ait sabit bir sayıdan bahsetmek mümkün değildir.

Döviz kurlarındaki değişimlerin makroekonomik değişkenler üzerinde var olan etkisi, kurların yönü, artış veya azalış oranları, ilgili dönem ve ekonominin durumuna göre farklılık göstermektedir. Bu yüzden değişimlerin simetrik bir etkisi olup olmadığının doğru tespit edilmesi önem arz etmektedir. Var olan asimetric bir etki, simetrik olarak ele alınırsa ve analizler bu doğrultuda yapılırsa, bu durumda

etkin ve tutarlı sonuçlar elde edilemeyebilir. Bu amaçla bu çalışmada, döviz kurlarındaki yapısal hareketlerin fiyatlar genel düzeyindeki asimetrik etkileri incelenmiştir.

Bu çalışmada Dolar ve Avro kurlarının, seçilmiş 13 Fiyat Endeksi üzerindeki etkisi asimetrik eşbütünleşme analizi ile araştırılmıştır. Analizlerde TAR ve STAR modelleri kullanılmıştır. Döviz kurlarının 1 ile 11 gecikme değerleri arasında değerler vererek, Fiyatlar Genel Düzeyini hangi dönemde etkilediği araştırılmıştır.

TAR modellerinde; döviz kuru bağımsız değişken ve ilgili fiyat endeksleri ayrı ayrı bağımlı değişken olmak üzere, her model için modelin asimetrik yapıda olup olmadığı ve değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadığına dair hipotezler test edilmiştir. Analizlerde, bu 2 hipoteze uygun modeller için TAR analizi yapılmıştır. İlk olarak dolar kuru bağımsız değişken olduğu zaman, fiyat endeksleri için TAR sonuçları araştırılmıştır. Buna göre Dolar kuru bağımsız değişken iken Giyim, Konut, Eğlence, Eğitim, Genel ve Mobilya fiyat endeksleri hem asimetrik hem de eşbütünleşik yapıda çıkmıştır. Sağlık, Ulaştırma ve Haberleşme fiyat endeksleri eşbütünleşik yapıda ama simetrik, Alkol, Gıda, Lokanta ve Diğer fiyat endeksleri ise simetrik ve eşbütünleşik olmayan yapıda çıkmışlardır.

Analizler Eviews.10 paket programı ile yapılmıştır. Rejim sayısının belirlenmesinde önce Eviews.10 programının default komutundan yani rejim sayısını programın belirlemesinden yararlanılmıştır. Daha sonra yorum kolaylığı açısından sadece 2 rejim olması durumunda (1 eşik değerine sahip olması durumu) model yapısının nasıl olacağına da bakılmıştır.

Giyim fiyat endeksi 5, Genel ve Eğitim fiyat endeksi 4, Konut ve Eğlence fiyat endeksi 3 ve Mobilya fiyat endeksi 2 rejim için sonuçlar vermiştir.

Dolar kurundaki artışın Giyim fiyat endeksinde en az %4,72'lik artışa sebep olduğu görülmüştür. Giyim fiyat endeksi için eşik değeri 4,726325 olarak bulunmuştur. Bu değer altında ise dolarda azalma olduğu dönemler olarak görülmektedir. Ayrıca eşik değeri üstünde 4 farklı rejim olduğu belirlenmiştir. Dolar kurundaki %0,36'lık artışın Giyim fiyat endeksinde %5,21'den fazla artışa sebep olduğu aralık en üst aralık olarak değerlendirilmiştir.

Dolar kurundaki artışın Konut fiyat endeksinde en az %5,06'lık artışa sebep olduğu görülmüştür. Konut fiyat endeksi için eşik değeri 5,067141 olarak bulunmuştur. Bu değerin altında ise dolarda azalma olduğu dönemler olarak görülmektedir. Eşik değeri üstünde ve altında 2'şer farklı rejim olduğu belirlenmiştir. Dolar kurundaki %0,46'lık artışın Konut fiyat endeksinde %5,45'den fazla artışa sebep olduğu aralık en üst aralık olarak değerlendirilmiştir.

Dolar kurundaki artışın Eğlence fiyat endeksinde en az %4,78'lik artışa sebep olduğu görülmüştür. Eğlence fiyat endeksi için eşik değeri 3 rejimlik sonuçlara göre 4,788657 iken 2 rejimlik sonuçlara göre 4,818828 olarak bulunmuştur. 4,81 değeri 2. Rejim aralığı 4,78 ile 4,94 arasında yer almaktadır. Bu da 2. Rejim içinde dolar kurunun negatif yönden pozitif yöne geçiş yaptığını göstermektedir. Konut ve Giyim fiyat endeksi sonuçlarından farklı olarak rejim sayısı değişikliği eşik değerinde de farklılığa yol açmıştır. Dolar kurundaki %0,48'lik artışın Eğlence fiyat endeksinde %4,94'den fazla artışa sebep olduğu aralık en üst aralık olarak değerlendirilmiştir.

Genel fiyat endeksini doların 2 farklı döneminin etkilediği belirlenmiştir. Doların 1 ve 13 dönem gecikmesi ile 1 ve 11 dönem gecikmesi, katsayılar olarak anlamlı bulunmuştur. Fakat 11 ve 13 dönem gecikmenin etkilerinin ilgili fiyat endeks dönemine etkisinin oldukça zayıf olacağı düşüncesiyle sadece 1 dönem gecikmesi ile de analiz yapılmıştır. Tek dönem gecikmesi ile 4 rejim bulunmuştur. Eşik değeri 4,901489 olarak hesaplanmıştır. Dolardaki artış, genel fiyat endeksini %4,9'dan fazla artışa sebep olduğu gözlenmiştir. Dolar kurundaki %0,52'lik artışın Genel fiyat endeksinde %5,33'den fazla artışa sebep olduğu aralık en üst aralık olarak değerlendirilmiştir.

Eğitim fiyat endeksinde 4 rejimde eşik değeri 5,150513 ve 2 rejimde 4,952087 eşik değeri bulunmuştur. 4 rejimli modelde dolar kurundaki azalış oranı binde 5 gibi düşük bir değer olduğundan 2 rejimli eşik değerinin, 4 rejimli eşik aralığında olmadığı görülmektedir. Dolar kurundaki %0,44'lük artışın Eğitim fiyat endeksinde %5,36'dan fazla artışa sebep olduğu aralık en üst aralık olarak değerlendirilmiştir.

Sadece Mobilya fiyat endeksinde rejim sayısı 2 rejim olarak bulunmuştur. Dolar kurunun arttığı dönemlerde Konut fiyat endeksinde en az %4,83'lük artış olduğu görülmüştür. Eşik değeri 4,83778 olarak hesaplanmıştır.

Analizi yapılan 6 fiyat endeksine bakıldığında dolar kurundaki değişimlerin en fazla aralık yaptığı endeksin Giyim fiyat endeksinde olduğu görülmüştür. Dolardaki artışın eşik değerini en yukardan etkilediği fiyat endeksi Konut fiyat endeksi (5,45), en düşük olarak etkilediği ise Mobilya fiyat endeksi (4,83) ve Eğlence fiyat endeksi (4,94) olarak karşımıza çıkmaktadır.

Uygulamanın ikinci kısmında dolar kurunun fiyat endeksleri üzerindeki etkisi STAR modeli ile araştırılmıştır. STAR modeli analiz sonuçları, model doğrusal ve doğrusal olmayan iki model yapısı ile değerlendirilmektedir.

Konut fiyat endeksinde model doğrusal yapıda iken dolar kuru artış gösterirken, doğrusal olmayan yapıda ise azalış seyrinde olduğu görülmektedir. Doğrusal yapıda dolardaki değişim sabitken Konut fiyat endeksi %6,36 artış göstermekte, model doğrusal olmayan yapıda dolardaki değişim sabitken konut fiyat endeksi %3,6 azalış göstermektedir.

Genel fiyat endeksinde model doğrusal yapıda iken dolar kuru azalış gösterirken, doğrusal olmayan yapıda ise artış seyrinde olduğu görülmektedir. Doğrusal yapıda dolardaki değişim sabitken Genel fiyat endeksi %2,78 artış göstermekte, model doğrusal olmayan yapıda dolardaki değişim sabitken Genel fiyat endeksi %4,15 artmaktadır.

Eğlence fiyat endeksinde model doğrusal yapıda iken dolar kuru azalış gösterirken, doğrusal olmayan yapıda ise artış seyrinde olduğu görülmektedir. Doğrusal yapıda dolardaki değişim sabitken Eğlence fiyat endeksi %3,48 artış göstermekte, model doğrusal olmayan yapıda dolardaki değişim sabitken Eğlence fiyat endeksi %2,38 artmaktadır.

Eğitim fiyat endeksinde model doğrusal yapıda iken dolar kuru azalış gösterirken, doğrusal olmayan yapıda ise artış seyrinde olduğu görülmektedir. Doğrusal yapıda dolardaki değişim sabitken Eğitim fiyat endeksi %6,22 artış göstermekte, model doğrusal olmayan yapıda dolardaki değişim sabitken Eğitim fiyat endeksi %2,75 azalmaktadır.

Mobilya fiyat endeksinde model doğrusal yapıda iken dolar kuru azalış gösterirken, doğrusal olmayan yapıda ise artış seyrinde olduğu görülmektedir. Doğrusal yapıda dolardaki değişim sabitken Mobilya fiyat endeksi %3,06 artış göstermekte, model doğrusal olmayan yapıda dolardaki değişim sabitken Mobilya fiyat endeksi %3,49 artmaktadır.

TAR analizinde anlamlı bulunan 6 model için STAR modeli ile model tahmin çalışması yapılmıştır. STAR modeli ile tahmin yapabilmek için modellerin doğrusal olmayan yapıda olması gerekmektedir. TAR analizi yapılan 6 fiyat endeksinden sadece Giyim fiyat endeksi doğrusal yapıda olduğundan model tahmini yapılmamıştır. Diğer 5 endeks için model katsayı ve anlamlılık değerlendirmeleri yapılmıştır. Konut ve Eğitim fiyat endeksleri model doğrusal yapıda iken sabit değişken ve dolar kuru pozitif, model doğrusal olmayan yapıda iken sabit ve dolar değişkeni negatif işaretli çıkmıştır. Genel, Eğlence ve Mobilya fiyat endeksleri ise model doğrusal yapıda iken sabit değişken pozitif işaretli, dolar kuru negatif işaretli, model doğrusal olmayan yapıda iken ise her 2 değişken de pozitif işaretli olarak bulunmuşlardır.

Konut fiyat endeksi için eşik değeri 7,18; Genel fiyat endeksi için eşik değeri 4,85; Eğlence fiyat endeksi için eşik değeri 2,93; Eğitim fiyat endeksi için eşik değeri 6,84 ve Mobilya fiyat endeksi için eşik değeri 2,24 olarak bulunmuştur. STAR modellerinde bu eşik değerleri ile modeller doğrusal ve doğrusal olmayan yapı olarak iki yapıda incelenmektedir.

Uygulamanın ikinci kısmında dolar kuru yerine avro kurunun Fiyat Endeks değerlerini etkileyip etkilemediği araştırılmıştır. TAR modeli için sadece Genel fiyat endeksi asimetric yapıda bulunmuş fakat değişkenler eşbütünlük olmadığından analizler yapılmamıştır. Diğer değişkenlerden eşbütünlük olanlar da simetric yapıda olduklarından avro kuru bağımsız değişken iken TAR ve STAR model analizleri yapılmamıştır.

Sonuçlara genel olarak baktığımızda Giyim, Konut, Eğlence, Genel, Eğitim ve Mobilya fiyat endeksleri döviz kurlarından asimetric bir yapıda etkilendiği söylenebilir. Özellikle konut ve mobilya sektörü, dövizdeki en ufak hareketlilikten daha fazla etkilenen iki sektör durumundadır. Bu yüzden ki yüksek döviz artışları

sonucunda en çok iflasını açıklayan firmalar inşaat sektöründe olmaktadır. En az etkilenen sektör ise beklenildiği gibi lokanta sektörüdür. Eğlence sektörü ise mevsimlere göre değişiklik gösteren sonuçlara sahiptir.

Dolar ve avro kuru için yapılan asimetrik model tahminlerinde bazı fiyat endeksleri simetrik yapıda bazıları ise doğrusal yapıda çıkmışlardır. Bu modeller için klasik eşbütünleşme analizleri ile daha başarılı sonuçlar elde edilebilir. Bu çalışmada amaç asimetrik yapı gösteren modeller için katsayı tahminlerinde bulunmak olduğundan kalan analizler diğer çalışmalara bırakılmıştır.

Avro kurunun, fiyat endeksleri üzerinde beklendiği gibi asimetrik veya doğrusal olmayan bir ilişkide olmadığı görülmüştür.

Son olarak bazı fiyat endekslerinin birbirlerini etkilediği model yapıları da TAR ve STAR model tahmin yöntemleri ile araştırılmıştır. Alkol fiyat endeksi ile Eğlence fiyat endeksinin, Konut fiyat endeksi ile Mobilya fiyat endeksinin, Gıda fiyat endeksi ile Lokanta fiyat endeksinin, Eğitim fiyat endeksi ile Giyim fiyat endeksinin, Sağlık fiyat endeksi ile Alkol fiyat endeksinin, Haberleşme fiyat endeksi ile Genel fiyat endeksinin etkileri araştırılmıştır. Fakat hiçbir model asimetrik ve doğrusal olmayan yapıda bulunamamıştır.

Çalışmanın daha da detaylanması için, TAR modeli ile belirlenen rejimler içinde ve rejimler arası ilişkilerin incelendiği yeni çalışmalar yapılabilir. Bağımsız değişken olarak dolar kurunun yanına diğer makroekonomik değişkenlerden yararlanarak yeni model yapıları ile de yeni analizler düşünülmelidir.

Burada şunu da belirtmekte fayda vardır. TAR modelleri için araştırılan 2 hipotez için Eviews.10 paket programının uzantısı “Tarcoint” kullanılmıştır. Tarcoint, modellerin simetrik yapıda olup olmadığı ve eşbütünleşik olup olmadığı hipotezlerini test ederken (yazılım gereği) Monte Carlo simülasyonu kullanmaktadır. Bu çalışmada her model için 1000 simülasyon ile kritik değerler hesaplanmıştır. Simülasyon sayısının 10.000 ve 50.000 olarak değiştirildiği modellerde, hata eşik değerlerinin değiştiği görülmüştür. Bu sapmalardan kaçınmak için her model için 1.000 simülasyon ile çalışma yapılmıştır.

KAYNAKÇA

- Ahking, Francis W. (2002). Model Mis-specification and Johansen's Co-integration Analysis: An Application to the US Money Demand. *Journal of Macroeconomics*, 24(1), 51–66.
- Akdemir Sevim ve Özçelik Murat (2018). Döviz Kurlarının Yurtiçi Fiyatlara Geçiş Etkisi: Türkiye Ekonomisi 2003-2017 Dönemi Uygulaması. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, Cilt 14, Yıl 14, Sayı 1.
- Akdi, Yılmaz (2010). Zaman Serileri Analizi (Birim Kökler ve Kointegrasyon), Gazi Kitabevi, Ankara.47- 269
- Akgül Işıl ve Koç Selin Ö. (2011). Türkiye Cumhuriyeti tarihinde eğitim ve büyüme ilişkisi: Eşik otoregresif yaklaşım. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. Sayı 13:2, s. 1-36.
- Alptekin Volkan, Yılmaz Kubilay Çağrı ve Taş Taner (2016). Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisi: Türkiye Örneği. *Selçuk Üni. Sos. Bil. Enst. Dergisi*, 35, 1-9.
- Arısoy İbrahim ve Gencer Salih (2012). Türkiye’de Paranın Gelir Donanım Hızı ve Parasal Büyümedeki Değişkenliklerin Asimetrik Eşbütünleşme Yaklaşımıyla Analizi. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 27, 53-74.
- Asane-Otoo Emmanuel ve Schneider Jan (2015). Retail fuel price adjustment in Germany: A threshold cointegration approach. *Energy Policy*, 78, 1–10.
- Bai Jushan ve Perron Pierre (1998), “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, *Econometrica*, (66), 47–78.
- Bailliu, Jeannine ve Eiji Fujii (2005), “Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation”, Bank of Canada, Working Paper, No:21.
- Balke, Nathan, S. ve Fomby, Thomas, B. (1997). Threshold Cointegration. *International Economics Reviews*, 38(3), 627–645.

- Bildirici Melike E., Alp Elçin A., Ersin Özgür Ö., Bozoklu Ümit (2010). İktisatta Kullanılan Doğrusal Olmayana Zaman Serisi Yöntemleri. Türkmen Kitapevi, İstanbul.
- Birinci Eda (2015). Ar-ge harcamalarının ekonomik büyüme üzerine etkisi: İçsel büyüme modeli zaman serisi analizi. Yayınlanmamış yüksek lisans tezi, Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, İstanbul.
- Campa Jose Manuel ve Goldberg Linda S. (2002). Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomen? NBER Working Paper, No: 8934.
- Ceylan Servet ve Durkaya Mehmet, (2011). Dış borç ekonomik büyüme ilişkisi: Asimetrik ko-entegrasyon analizi. İktisat, İşletme ve Finans, 26 (301), s.91-115.
- Chan, Kungshik, (1993). Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. The Annals of Statistics. c. 21. s.l: 520-533
- Chen Li-Hsueh, Finney T. Miles, Lai Kon S., (2005). A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices. Economics Letters 89, 233–239.
- Çağlayan, Ebru, Güriş, Burak ve Öskönbayeva, Zamira (2012). Turizme Dayalı Büyüme Hipotezinin Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti için Geçerliliğinin Analizi. Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 14(2), 105–121.
- Dickey David A. ve Fuller Wayne A (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74(366), 427–431.
- Dickey, David, A., Jansen, Dennis, W. ve Thornton, Daniel, L. (1991). A Primer On Cointegration with an Application to Money and Income. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 73 (2), 58–78.

- Dinççağ Ayşegül (2009). Exchange Rate Pass-Through In Turkey: Asymmetric Cointegration Analysis. Bilkent Üniversitesi, Ekonomi ve Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- Duasa Jarita (2009). Asymmetric Cointegration Relationship Between Real Exchange Rate and Trade Variables: The Case Of Malaysia. MPRA Paper 14535.
- Enders, Walter (2015). Applied Econometric Time Series (Fourth Edi). John Wiley & Sons.
- Enders, Walter ve Siklos, Pierre, L. (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166–176.
- Enders, Walter, (1995), Applied Econometric Time Series, John Wiley and Sons, Inc., 433p., Canada.
- Engle, Robert F. ve Granger, C.W.J., (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*. c.55. s.2: 251-276.
- Escribano Alvaro ve Jorda Oscar, (2001). Testing nonlinearity: Decision rules for selecting between logistic and exponential STAR models. *Spanish Economic Review* 3 (3), p.193-209.
- Fofana, Lazeni ve Seyte, Françoise (2012). Modeling financial contagion: Approach-based on asymmetric cointegration. *Laboratoire Montpellierain d'Economie theorique et Appliquee*.
- Goldberg, Pinelopi K., ve Knetter, Michael M. (1996). Goods prices and exchange rates: what have we learned? *J. Econ. Lit.* 35:3, pp. 1243-72.
- Gonzalo Jesus ve Wolf Michael, (2005). Subsampling inference in threshold autoregressive models. *Journal of Econometrics*. c.127: 201-224.
- Goodwin, B., K. and Holt, M., T. (1999). Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the US Beef Sector. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(August), 630–637.
- Granger C.W.J. ve Newbold Paul (1974). Spurious Regressions In Econometrics. *Journal of Econometrics* 2, p.111-120.

- Gujarati, Damodar, N. (2004). *Basic Econometrics* (Fourth Edi). New York: The McGraw-Hill Companies, USA.
- Halaç, Umut (2002). *Türkiye’de 1987-2001 Yılları Arasında Paranın Dolanım Hızının Eşbütünleşme Yöntemiyle Analizi*, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi, İzmir.
- Hansen, Bruce E. (1996). Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis. *Econometrica*. c.64:413-430.
- Hansen, Bruce E. (1997). Inference in TAR Models. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. c.2. s.1: 1-14.
- Hansen, Bruce E. (1999). Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys*,13, 551–576.
- Hansen, Bruce E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, Vol. 68, No. 3, pp. 575-603.
- Hansen, Bruce, E. ve SEO, B. (2002). Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models. *Journal of Econometrics*, 110(2), 293–318.
- Holden, K. ve Thompson, J. (1992). “Cointegration: An Introductory Survey”, *British Review of Economic Issues*, vol:14.
- Hoover Garry A., Giedeman Daniel C. ve Diboğlu Selahattin (2009). Income inequality and the business cycle: A threshold cointegration approach. *Economic Systems* 33, 278–292.
- Hyder Zulfikar ve Shah Sardar (2004). “Exchange Rate Pass □ Through to Domestic Prices in Pakistan”, *State Bank of Pakistan Working Paper No:5*, p:4.
- Johansen Soren (1995). A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables. *Econometric Theory*, 11, pp. 25–59.
- Johansen, Soren (1988). “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics And Control*, 12, s.231-254.

- Johansen, Soren and Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference On Cointegration with Applications to Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics,52, s.169-210.
- Katrakılıdıs Constantinos ve Trachanas Emmanouil (2012). What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration. Economic Modelling, 29, 1064–1069.
- Koto Prosper Senyo (2015). Are retail prices of ethanol, gasoline and natural gas in the midwest cointegrated? An asymmetric threshold cointegration analysis. Journal of Economics and Business, 77, p:79-93.
- Kwiatkowski Denis, Phillips Peter C.B., Schmidt Peter, Shin Yongcheol, (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. Journal of Econometrics 54 159-178.
- Lardic Sandrine ve Valérie Mignon. (2008). Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach. Energy Economics 30, 847–855.
- Lopcu Kenan, Burgaç Almira ve Dülger Fikret (2012). Balassa Samuelson Hipotezi: Türkiye Ekonomisi İçin Bir Sınama. Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 12(4).
- Medeiros, M., Veıga A. (2001). Modeling Exchange Rates: Smooth Transitions, Neural Networks, and Linear Models. IEEE Transactions on Neural Networks. c. 12. s. 4, 1045-9227.
- Oltulular Sabiha (2015). Para Politikası Şoklarının Asimetrik Etkileri Ve İktisadi Doktrinler Açısından Deęerlendirilmesi: Ekonometrik Bir Analiz. Atatürk Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Erzurum.
- Pesaran, M., Hashem, Shin, Yongcheol ve Smith, Richard, J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289 – 326.
- Phillips, P. C. B., Perron Pierre (1988). Testing for a Unit Root In Time Series Regression. Biometrika 75(2),335–346.

- Richard Olayeni Olaolu (2012). Energy consumption and economic growth in sub-Saharan Africa: An asymmetric cointegration analysis. *International Economics* 129, p. 99-118.
- Sakallı Gülay (2004). “Optimum Para Sahası Teorisi Çerçevesinde Avrupa Parasal Birliği ve Türkiye”, *Dış Ticaret Dergisi*. Sayı:31, s.35-59.
- Schorderet Yann (2002). A nonlinear generalization of cointegration: a note on hidden cointegration, University of Geneva, Department of Economics Working Paper.
- Sevüktekin, Mustafa ve Çınar, Mehmet (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi. Eviews Uygulamalı*, Dora Kitabevi, 5.Baskı, Bursa.
- Sevüktekin, Mustafa ve Nargeleçekenler, Mehmet, (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*, Nobel Yayın Dağıtım. 344- 530 s.
- Seyidoğlu Halil (2007). *Uluslararası İktisat: Teori, Politika ve Uygulama (Geliştirilmiş 15. Baskı)*. İstanbul: Güzem Yayınları.
- Shen Chung-Hua, Chen Chien-Fu ve Chen Li-Hsueh (2007). An empirical study of the asymmetric cointegration relationships among the Chinese stock markets. *Applied Economics*, 39, 1433–1445.
- Şıklar, Emel (2000). *Eşbütünleşme Analizi ve Türkiye’de Para Talebi*, Anadolu Üniversitesi Yayınları; No. 1206, Eskişehir.
- Şimşek, Muammer ve Kadılar, Cem (2006). Fisher Etkisinin Türkiye Verileri ile Testi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), 99–111.
- Taylor John B. (2000). “Low Inflation, Pass □ Through and the Pricing Power of Firms”, *European Economic Review*, Elsevier, vol. 44(7), pages 1389-1408, June.
- Terasvirta, Timo, (1994). Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of the American Statistical Association*. c.89. s.425:208- 218.

- Terasvirta, Timo, Medeiros, M., Rech, G. (2002). "Building- Neural Networks for Time Series: A Statistical Approach" Working Paper Series in Economics and Finance 508, Stockholm School of Economics.
- Thomas, R.L. (1997). Modern Econometrics, Addison Wesley Longman Limited, Essex-England, 548p.
- Tong, Howell. (1990). Non-linear Time Series. A Dynamical System Approach. Clarendon Press, Oxford.
- Tong, Howell (1978). On a threshold model. Pattern Recognition and Signal Processing. (ed. C.H.Chen). Sijthoff and Nordhoff, Amsterdam.
- Tong, Howell (1983). Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis. 1. bs. New York: Springer- Verlag.
- Tong, Howell, Lim K.S. (1980). Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data. Journal of Royal Statistical Society B. c.42. s.3: 245-292.
- Tsaganos A. ve Sırıopoulos C. (2015). Stock markets and industrial production in north and south of Euro-zone: Asymmetric effects via threshold cointegration approach. The Journal of Economic Asymmetries 12, 162–172.
- Tsay, Ruey S. (2010). Analysis of Financial Time Series Third Edition. John Wiley & Sons, ABD.
- Tsay, Ruey S., (1989). Testing and Modeliing Threshold Autoregressive Process. journal of American Statistical Association. c.84, s.405: 231-240.
- Tsay, Ruey S., (1991). Detecting and Modeliing Nonlinearity in Vnivariate Time Series Analysis. Statistica Sinica. c.1: 431-451. Tsay, R. S., 1997. Unit-root tests with threshold innovations. University of Chicago.
- Tsay, Ruey S., (1998). Testing and Modeliing Multivariate Threshold Models. Journal of American Statistical Association. c.93. s.443: 231-240.
- Tümtürk Oğuz (2017). Türkiye’de Döviz Kurlarının Yurtiçi Fiyatlara Geçiş Etkisi ve Enflasyon Hedeflemesi. Yönetim ve Ekonomi, Cilt:24 Sayı:3.

- Van Dijk, D., Franses, P.H., (1997). Nonlinear Error-Correction Models for Interest Rates in the Netherlands. Working Paper. Econometric Institute. Erasmus University of Rotterdam.
- Van Dijk, D., Terasvirta, T., Franses, F. H., (2002). "Smooth Transition Autoregressive Models-A Survey of Recent Developments". *Econometric Reviews*. c. 21. s. 1. 1-47.
- Yang, Jiawen (1997). "Exchange Rate Pass-Through in U.S. Manufacturing Industries". *Review of Economics and Statistics*, 79(1): 95-104.
- Yıldırım Sibel (2013). Türkiye’de Para ve Sermaye Piyasalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: ARDL Sınır testi Yaklaşımı, Isparta Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Yuzhi Cai, Stender Julian, (2007). Quantile Self-Exciting Threshold Autoregressive Time Series Models. *Journal of Time Series Analysis*. c.29. s.1: 186-202, 17.
- Zare Roohallah ve Azalı M. (2015). The association between aggregated and disaggregated stock prices with monetary policy using asymmetric cointegration and error-correction modeling approaches. *Review of Development Finance* 5, 64–69.

İnternet Kaynakları:

- Türkiye İstatistik Kurumu: www.tuik.gov.tr (Erişim Tarihi: 13.04.2019)
- Türkiye Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/> (Erişim Tarihi: 13.04.2019)
- Time Series Econometrics Workshop: by Professor Mansor Ibrahim (Erişim Tarihi: 01-28.05.2019) <http://phd-inceif.blogspot.com/2015/08/asymmetric-co-integration-using-eviews.html#more>

ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı: Zeynep DELİBAŞ ERİLLİ
Uyruğu: T.C.
Doğum Tarihi ve Yeri: 1987-Zonguldak
e-posta: z.delibas@hotmail.com

EĞİTİM

Derece	Kurum	Mezuniyet Yılı
Lisans	Ondokuz Mayıs Üniversitesi	2005-2009
Yüksek Lisans	Sivas Cumhuriyet Üniversitesi	2015-2019

İŞ TECRÜBESİ

Tarih	Kurum	Görev
-------	-------	-------

YABANCI DİL BİLGİSİ

KPDS () ÜDS () TOEFL () EILTS ()