

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

**TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU VE NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ: DOĞRUSAL VE
DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ**

Hazırlayan
Tayfur BAYAT

Danışman
Prof.Dr. Çetin DOĞAN

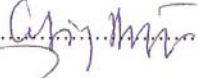
İktisat Anabilim Dalı
Doktora Tezi

Mayıs 2011
MALATYA

KABUL VE ONAY

**İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE**

Enstitümüz Doktora öğrencisi Tayfur BAYAT tarafından Prof. Dr. Çetin DOĞAN danışmanlığında hazırlanan “Türkiye’de Döviz Kuru ve Nispi Fiyat Değişkenliği: Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Zaman Serileri Analizi” başlıklı bu çalışma, Jürimiz tarafından İktisat Anabilim Dalında başarılı olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Çetin DOĞAN (Tez Danışmanı).....

Doç. Dr. Ali ŞEN


Doç. Dr. Ali KOÇYİĞİT.....

Yrd. Doç. Dr. Abdullah MUTULU

Yrd. Doç. Dr. Kadir KARAGÖZ

ONAY

Yukarıdaki imzaların adı geçen öğretim üyelerine ait olduğunu onaylarım.


Prof. Dr. Çetin DOĞAN
Enstitü Müdürü

ONUR SÖZÜ

Prof. Dr. Çetin DOĞAN'ın danışmanlığında doktora tezi olarak hazırladığım “TÜRKİYE’DE DÖVİZ KURU VE NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ: DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ” başlıklı bu çalışmanın, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün yapıtların hem metin içinde hem de kaynakçada yöntemine biçimde gösterilenlerden oluştuğunu belirtir, bunu onurumla doğrularım.

Tarih:06.05.2011

Ad Soyad:Tayfur Bayat

İmza:

TÜRKİYE’DE DÖVİZ KURU VE NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ: DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

ÖZET

İstikrara yönelik olarak gelişmiş ve gelişmekte olan ülke merkez bankaları açısından yüksek ve düzensiz fiyat artışları literatürde araştırılan konuların başında gelmektedir. Ampirik olarak nispi fiyat değişkenliğinin sosyal refah etkileri üzerinde çalışılmış, ekonomilerin küresel piyasalara entegrasyonu ile birlikte nispi fiyat değişkenliğinin döviz kuru ile etkileşimi ön plana çıkmıştır. Bu çalışmadaki temel amacımız; döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişkiyi araştırırken hem doğrusal hem de doğrusal olmayan zaman serisi analizlerini yaparak iki yöntem arasında karşılaştırma yapmaktır. Bu amaca uygun yöntem olarak hem doğrusal hem de doğrusal olmayan zaman serisi analizleri yapılacaktır. Böylece her iki yöntem arasında karşılaştırma yapma olanağı doğacaktır.

Çalışmanın ilk bölümünde satın alma gücü paritesi teorisi, nispi fiyat değişkenliği ve enflasyon ilişkisi, Türkiye’nin döviz kuru tercihleri ile gösterdiği mali ve ekonomik performans, Türkiye’de nispi fiyat değişkenliğine yönelik yapılan çalışmalara yer verilmiştir. Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilen (EVDS) 1994:1-2010:5 dönemine ait reel döviz kuru serisi ve Türkiye İstatistik Kurumundan (TÜİK) yine aynı döneme ait 1994 baz yıllı 445 alt bileşen kullanılarak 13 temel harcama grubuna göre endekslenen nispi fiyat değişkenliği hesaplanmıştır. Her iki değişkenin doğal logaritması alınarak Census-X12 yöntemine göre mevsimsellikten arındırılmıştır. Bu bölümde amaç iktisat teorisi bağlamında nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki kuramsal çerçeve oluşturmaktır.

Uygulamaya dönük olarak tasarlanan ikinci bölümde doğrusal zaman serisi analizi sonuçlarına yer verilmiştir. Doğrusal zaman serisi uygulamalarının yapıldığı bu bölümde ilk olarak birim kök testleri yapılmıştır. Geniletilmiş Dickey-Fuller (ADF, Augmented Dickey Fuller, 1981), Elliot, Rothenberg ve Stock(1996) tarafından geliştirilmiş Dickey-Fuller tabanlı GLS ve KPSS (Kwaitkowski, Phillips, Schmidt ve Shin, 1992), Ng-Perron (1996,2001) birim kök testleri kullanılarak serilerin düzey değerlerinde durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Araştırma kapsamında ele alınan dönemde yapısal kırılmaların varlığını ortaya koymak

amacıyla tek içsel kırılma için Zivot-Andrews (1992), çift içsel kırılma için Lee-Strazicich (2003) birim kök testleri ile Bai-Perron (2003a, 2003b) tarafından geliştirilen yapısal kırılma testleri yapılmıştır. Zivot-Andrews (1992) yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testinde reel döviz kuru için Model A'da Haziran 1999, nispi fiyat değişkenliği için Model C'de Şubat 2001, Lee-Strazicich (2003) yapısal kırılmalı birim kök testinde ise reel döviz kuru için Model A'da Ocak 2000, nispi fiyat değişkenliği için Ağustos 2001, Bai-Perron (2003a, 2003b) yapısal kırılma testinde ise reel döviz kuru için Kasım 1999, nispi fiyat değişkenliği için Haziran 1999 ve Mayıs 2005 tarihleri ön plana çıkmaktadır. Analiz kapsamında ele alınan nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kurunun durağanlık seviyelerine göre seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin tespiti için Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme analizinde ise Kasım 2000, Ocak 2004 ve Ağustos 2007 olarak kırılma tarihleri belirlenmiş ve bu tarihler baz alınarak dönemlere ayrılmıştır. Belirlilik katsayısı göz önüne alındığında rejimler arasında Ocak 1994-Kasım 2000 ve Aralık 2000-Ocak 2004 döneminde nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Değişkenler arasında ilişkinin yönünü tespit etmek amacıyla Dolado-Lütkepohl (1996) ve Toda-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen Granger tipi doğrusal nedensellik analizleri yapılmıştır. Nedensellik analizlerinde hem tüm periyot için hem de Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme analizinde bulunan tarihler baz alınarak her bir dönem için değişkenler arasında doğrusal nedensellik araştırılmıştır. Sadece Dolado-Lütkepohl (1996) Granger tipi doğrusal nedensellik analizinde 1994:1-2000:11 ve 2000:12-2010:5 dönemi için nispi fiyat değişkenliğinden reel döviz kuruna nedensellik bulunmuştur.

Nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki asimetric ilişkileri kavrayabilmek amacıyla uygulamaya dönük son bölümde doğrusal olmayan zaman serisi analizlerine başvurulmuştur. Bu amaçla ilk olarak kendinden geçişli eşikli otoregresif model (SETAR) sonuçlarında eşik değer ve eşik değere bağlı olarak genişleme ve daralma rejimleri bulunmuştur. Daha sonra yumuşak geçişli otoregresif (STAR) modelleri ele alınmış ve geçiş fonksiyonunun lojistik veya üssel olma olasılığı ile birlikte 8 model oluşturulmuştur. Nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkinin lojistik yumuşak geçişli otoregresif (LSTAR) veya üssel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) olmasına yönelik herhangi bir iktisadi teori olmadığı için yapılacak tahmin tamamen veriye dayalı olarak ESTAR modeli öngörülmüş ve ESTAR modeli sonuçlarına göre daralma ve genişleme rejimlerine ait katsayılar elde edilmiştir. Kurulan ESTAR modeline ilişkin doğrusal olmayan etki tepki

fonksiyonlarından daralma ve genişleme rejimlerine ait pozitif ve negatif şoklar saptanmıştır. Brock, Dechert ve Schienkman (1987) ve Brock, Dechert, Schienkman ve LeBaron (1996) tarafından geliştirilen BDS testi serilerin doğrusal olup olmaması test edilmiş ve sonuçta her alternatif hipotez kabul edilerek her iki değişkenin doğrusal olmadığı sonucuna varılmıştır. Hansen ve Seo (2002) tarafından önerilen eşik değerli doğrusal olmayan eşbütünleşme testi sonuçlarında ise boş hipotez kabul edilmiş ve uzun dönemli doğrusal eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Reel döviz kuru ile nispi fiyat değişkenliği arasında asimetric nedensellikleri bulmak için Himestra-Jones (1994) ve Diks-Panchenko (2005,2006) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan Granger tipi nedensellik analizleri yapılmıştır. Her iki test sonucunda değişkenler arasında doğrusal olmayan nedenselliği destekleyecek kanıt bulunamamıştır.

Anahtar Kelimeler: Nispi Fiyat Değişkenliği, Reel Döviz Kuru, Doğrusal Zaman Serileri, Doğrusal Olmayan Zaman Serileri

EXCHANGE RATE AND RELATIVE PRICE VARIABILITY: LINEAR AND NONLINEAR TIME SERIES ANALYSIS IN TURKEY

ABSTRACT

For national central banks that have a developed and developing attitude towards stability, high or instable price rise is the major issue under investigation in literature. Empirically, the effects of relative price variability on social welfare have been studied and through the integration of economies with global markets, the interaction between the relative price variability with rate of exchange has come to fore. The main objective of this study is to study relative price variability and exchange rates as well as to make comparisons between linear and nonlinear time series. Therefore, it is aimed to compare the long term relations obtained from linear time series, which have been created under linearity assumptions, and the results obtained through co-integration and causality analysis when causation and linearity are abandoned.

By using real exchange rate of 1994:1-2010:5 term, obtained from Data Distribution System of Central Bank (DDSCB), and 445 sub-components based on the same year- 1994 obtained from Turkish Statistical Institution (TÜİK), relative price variability indexed according to 13 basic expenditure group has been calculated and it has been isolated from seasonality according to Census-X12 by taking into consideration its natural logarithm. In the first section of the study, it has been tried to build a theoretical framework between relative price variability and real exchange rate has in terms of economics theory.

The results of linear time series analysis are included in the second section focused on econometric application. In this section, where linear time series applications are carried out, unit root tests are done. Stationarity of series is tested by using Augmented Dickey-Fuller, Dickey-Fuller based GLS, Ng-Perron and KPSS tests developed by Dickey and Fuller (1981), Elliot, Rothenberg and Stock (1996), Ng-Perron (1996, 2001) and Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992), respectively. It has been concluded that series are not stationary on level values. In order to indicate the availability of structural breakage during the same period, for a single endogenous breakage Zivot-Andrews (1992) , for double endogenous breakages Lee-Strazicich (2003) unit root tests and structural break tests, developed by Bai-Perron (2003a, 2003b). Zivot-Andrews (1992) unit root test finds structural breakage for real

exchange rate June 1999 in Model A, and for relative price variability February 2001 in Model C. Also Lee-Strazicich (2003) test implies that there are structural breaks for real exchange rate in January 2000 in Model A and for relative price variability in August 2001. Lastly Bai-Perron (2003a, 2003b) test finds structural break for real exchange rate in November 1999 and for relative price variability in June 1999 and May 2005. As a result of cointegration analysis with structural breaks which developed by Kejriwal (2008) and Kejriwal and Perron (2009) to determine long term relationship between variables by considering stationarity level, structural break dates are November 2000, January 2004 and August 2007 and these structural break dates are used to cut the period into parts. When we take into account identification parameter, we find a significant relationship between relative price variability and real exchange rate for periods between January 1994 and November 2000 and December 2000 and January 2004. We employed Granger type linear causality tests developed by Toda – Yamamoto (1995) and Dolado – Lütkepohl (1996) to identify the direction of causality. Causality analysis are made for whole period and also for each sub-period identified by cointegration analysis with structural breaks which developed by Kejriwal (2008) and Perron (2009). According to Dolado – Lütkepohl Granger type causality analysis results, there are only causal relationship between variables running from relative price variability to real exchange rate for periods 1994: 1- 2000: 11 and 2000: 12 – 2010: 5.

In order to understand asymmetric relation between real exchange rate and relative price variability, we apply non-linear times series analysis in the last section of empirical applications. In this context, initially, we find threshold value and then we use threshold value to find expansion and contraction regimes by employing self-exciting threshold autoregressive (SETAR) analysis. Then we use smooth transition autoregressive model (STAR) and we construct eight different models with the possibility of being logistic or exponential of transition function. Because of absence of economics theory explaining whether the relation between relative price variability and real exchange rate is logistic smoothing threshold autoregressive (LSTAR) or exponential smoothing threshold autoregressive (ESTAR) model, we employee ESTAR model due to data used in the analysis. Parameters belonging expansion and contraction regimes are obtained by ESTAR model. By using non-linear impulse response functions of ESTAR model, positive and negative shocks are captured in the expansion and contraction regimes. Linearity of series is tested by BDS test developed by Brock, Dechert ve Schienkman (1987) and Brock, Dechert, Schienkman and LeBaron (1996). As a result of this test, alternative hypothesis is accepted and results imply that both series are non-linear. According to results of non-linear threshold

cointegration test developed by Hansen and Seo (2002), null hypothesis is accepted and there is a long term linear cointegration relationship between variables. Also we employ non-linear Granger type causality analysis developed by Himestra-Jones (1994) and Diks-Panchenko (2005, 2006) to find asymmetric causality between variables.

Keywords: Relative price variability, real exchange rate, linear times series, Non-linear time series.

ÖNSÖZ

Doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serilerinin iktisatta kullanımı her geçen gün artmaktadır. Bu bağlamda çalışmada her iki metodolojinin kullanılması, modeller arasında karşılaştırma yapma imkânı vermiştir. Araştırmanın özellikle doğrusal olmayan zaman serileri analizlerinde yapılan bazı testlerin henüz paket programlara girmemesi büyük zorlukları beraberinde getirdi. Bu çalışma içerisinde yer alan testleri uygulamak isteyenlere Gauss ve R programlarının kodlarını her zaman göndermeye ve yardımcı olmaya hazırım. Benimde kullandığım program kodlarının çalıştırılmasında çok büyük yardımları olan Öğr. Gör. Dr. Şaban Nazlıoğlu ve Arş. Gör. Bahadır Yüzbaşı'ya,

Araştırması süresince azalan motivasyonuma çareler arayan ve sıkıntıların üstesinden gelmemde yardımcı olan değerli dostlarım Arş. Gör. Uğur Adıgüzel ve Arş. Gör. Selim Kayhan'a,

Master ve Doktora öğrenimim boyunca desteğini hep yanımda hissettiğim değerli Hocam Doç. Dr. Ali Koçyiğit'e,

Çalışmamım başından sonuna kadar desteğini ve zamanını esirgemeyen, bana yol gösteren, yanında olmaktan her zaman onur duyduğum, gerçekten üzerimde ayrı bir emeği olan Tez Danışmanım Prof. Dr. Çetin Doğan'a,

Ve hayatım boyunca maddi ve manevi desteğini esirgemeyen, her türlü sıkıntılı durumlarda yanımda olan Annem ve Babam olmak üzere ailemin tüm fertlerine teşekkürü bir borç bilirim.

Tayfur BAYAT

KISALTMALAR

ADF	Augmented Dickey-Fuller (Geniřletilmiř Dickey-Fuller)
AIC	Akaike Information Criteria (Akaike Bilgi Kriteri)
AR	Autoregressive (Otoregresif)
BDS	Brock, Dechert ve Scheinkman
ESTAR	Exponential Smoothing Threshold Autoregressive (Üstel Yumuřak Geçiřli Otoregresif)
HQ	Hannan-Quinn
FPE	Final Prediction Error (Son Tahmin Kriteri)
LM	Lagrange Multiplier (Lagrange Çarpanı)
LR	Likelihood Ration (Olabilirlik Oranı)
LSTAR	Logistic Smoothing Threshold Autoregressive (Lojistik Yumuřak Geçiřli Otoregresif)
MA	Moving Average (Hareketli Ortalama)
MSE	Mean Squared Error (Ortalama Hata Kare)
RER	Real Exchange Rate (Reel Döviz Kuru)
RPV	Relative Price Variability (Nispi Fiyat Deęiřkenlięi)
SBC	Schwarz Bayesian Criteria (Schwarz Bayesyen Kriteri)
SC	Schwarz Criteria (Schwarz Kriteri)
SETAR	Self-Exciting Threshold Autoregressive (Kendinden Geçiřli Eřikli Otoregresif)
STAR	Smooth Transition Autoregressive (Yumuřak Geçiřli Otoregresif)
TAR	Threshold Autoregressive (Eřikli Otoregresif)
VAR	Vector Autoregressive (Vektör Otoregresif)
SupW	Supremum WALD

TABLolar LİSTESİ

Tablo1.1: Reel Döviz Kuru ve Nispi Fiyat Değişkenliğine ait Tanımlayıcı İstatistikler ...	21
Tablo 2.1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları	23
Tablo 2.2 : DF GLS Birim Kök Testi Sonuçları	25
Tablo 2.3: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin KPSS Birim Kök Testi Sonuçları	27
Tablo 2.4 : Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları	29
Tablo 2.5: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları (Düzejde ve eğimde kırılma) 1....	32
Tablo 2.6: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları (Düzejde ve eğimde kırılma) 2....	33
Tablo 2.7: Lee-Strazicich Çift-İçsel Kırılma Testi Sonuçları 1	35
Tablo 2.8: Lee-Strazicich Çift-İçsel Kırılma Testi Sonuçları 2	36
Tablo 2.9: Reel Döviz Kuru için Bai-Perron Yapısal Kırılma Testi Sonuçları	38
Tablo 2.10:Nispi Fiyat Değişkenliği için Bai-Perron Yapısal Kırılma Testi Sonuçları	39
Tablo 2.11: Yapısal Kırılmalar Altında Eşbütünleşik Regresyon İçeren Kejriwal-Perron testi.....	43
Tablo 2.12: Dolodo-Lütkepohl Nedensellik Sonuçları	45
Tablo 2.13: Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Test Sonuçları.....	47
Tablo 3.1: SETAR Modeli Tahmin Sonuçları.....	54
Tablo 3.2: Değişkenlere ait Rejim Belirleme Sonuçları.....	55
Tablo 3.3 :Reel Döviz Kuru için Fonksiyonel Biçim Test Sonuçları	59
Tablo 3.4: ESTAR Modeli Tahmin Sonuçları.....	60
Tablo 3.5: RER ve RPV için BDS Doğrusallık Testi Sonuçları	66
Tablo 3.6: Reel Döviz Kuru Ve Nispi Fiyat Değişkenliği İçin Kapetanios, Shin Ve Snell Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi Sonuçları.....	68
Tablo 3.7: Hansen-Seo Eşik Eşbütünleşme Testi Sonuçları	72
Tablo 3.8: Hiemstra-Jones (1994) Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Analizi.....	74
Tablo3.9: Diks-Panchenko Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Analizi.....	76

ŞEKİLLER LİSTESİ

Grafik 1.1: Serilerin Yıllar İçinde Dalgalanması	18
Grafik 1.2: Reel Döviz Kuru ve Nispi Fiyat Değişkenliğinin Bir Önceki Aya Göre Değişmesi	19
Grafik 3.1: Daralma ve Genişleme Rejim Değişimi	54
Grafik 3.2: c Eşik Değerin Gösterimi	55
Grafik 3.3: ESTAR Modelinin Geçiş Fonksiyonu ve Geçiş Değişkeni	60
Grafik 3.4: ESTAR Modeli Kalıntılar Yoğunluğu	61
Grafik 3.5: ESTAR Modelinde Tüm Şoklar	63
Grafik 3.6: Resesyon Döneminde Pozitif Şoklar	64
Grafik 3.7: Resesyon Döneminde Negatif Şoklar	64
Grafik 3.8: Genişleme Döneminde Pozitif Şoklar	64
Grafik 3.9: Genişleme Döneminde Negatif Şoklar	64

İÇİNDEKİLER

KABUL VE ONAY	i
ONUR SÖZÜ	ii
ÖZET	iii
ABSTRACT	vi
ÖNSÖZ.....	ix
KISALTMALAR.....	x
TABLolar LİSTESİ	xi
ŞEKİLLER LİSTESİ	xii
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ VE REEL DÖVİZ KURUNA YÖNELİK TEORİK

YAKLAŞIMLAR

1.1. Satınalma Gücü Paritesi Çerçevesinde Nispi Fiyat Değişkenliği	5
1.1.1. Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi	5
1.1.2. Nispi Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi	6
1.2. Nispi Fiyat Değişkenliği Döviz Kuru İlişmesine Yönelik Yapılan Çalışmalar	8
1.3. Nispi Fiyat Değişkenliği Enflasyon İlişmesine Yönelik Yapılan Çalışmalar	11
1.4. Türkiye’de Nispi Fiyat Değişkenliğine Yönelik Yapılan Çalışmalar	13
1.5. Türkiye’de Döviz Kuru Politikaları	15
1.6. Türkiye için Nispi Fiyat Değişkenliğinin Hesaplanması	18

İKİNCİ BÖLÜM

NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ VE REEL DÖVİZ KURU:

DOĞRUSAL ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

2.1. Birim Kök Testleri	22
2.1.1. Augmented (Genişletilmiş) Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi.....	22
2.1.2. Eliot, Rothenberg ve Stock (1996) DF GLS Birim Kök Testi	24
2.1.3. Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi	26
2.1.4. Ng-Perron Birim Kök Testi.....	27
2.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri.....	30
2.2.1. Zivot-Andrews Birim Kök Testi	30
2.2.2. Lee-Strazicich İki Kırılmalı Minimum LM Birim Kök Testi	34
2.3. Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi.....	36
2.4. Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi.....	40

2.5. Dolado – Lütkepohl Nedensellik Analizi.....	44
2.6. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi.....	46
2.7. Doğrusal Zaman Serisi Analizi Uygulama Sonuçları	47

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ VE REEL DÖVİZ KURU: DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

3.1. Kendinden Geçişli Eşik Otoregresif (SE)TAR Modeli.....	51
3.2. Yumuşak Geçişli Otoregresif STAR Modelleri	56
3.3. Doğrusal Olmayan Etki-Tepki Fonksiyonları	61
3.4. Brock, Dechert ve Schienkman (BDS) Testi	65
3.5. Kapetanios, Shin Ve Snell (KSS) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi	66
3.6. Hansen-Seo Asimetrik Eşbütünleşme (TVECM) Testi	68
3.7. Reel Döviz Kuru Nispi Fiyat Değişkenliği: Hiemstra-Jones Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Analizi	73
3.8. Reel Döviz Kuru Nispi Fiyat Değişkenliği: Diks-Panchenko Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Analizi	75
3.9. Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Analizi Uygulama Sonuçları.....	77
4. SONUÇ.....	79
KAYNAKÇA	83
EK-1.....	102
EK-2.....	103

GİRİŞ

Teknoloji, iletişim ve ulaşımda alanlarında yaşanan gelişmeler uluslar arası ticareti olumlu yönde etkileyerek dünya ticaret hacminin hızlı bir şekilde artmasına neden olmuştur. Uluslar arası ticarete yaşanan böylesi bir etkileşim ulusal ekonomiler üzerine farklı yönlerden tesir etmiş, yeni tartışmaları gündeme getirmiştir. Bunlardan belki de en önemlisi ulusal paranın yabancı ülke paraları karşısındaki değerinde yaşanan değişiklikler ve bu değişikliklerin yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisidir. Ülke ekonomisinde ithal malların yeri döviz kurundaki dalgalanmaların ekonomide nispi fiyatlardaki değişkenliğin bir sebebi olarak gösterilmiştir. Bu tip bir nedensellik ilişkisinin yönünün ve derecesinin tespiti dış ticaret politikalarının oluşturulmasında ve ödemeler bilançosu dengesinin sağlanmasında önem arz etmektedir. Zira istikrara yönelik olarak gelişmiş ve gelişmekte olan ülke merkez bankaları açısından yüksek ve düzensiz fiyat artışları literatürde araştırılan konuların başında gelmektedir. Ampirik olarak nispi fiyat değişkenliğinin sosyal refah etkileri üzerinde çalışılmış, ekonomilerin küresel piyasalara entegrasyonu ile nispi fiyat değişkenliğinin döviz kuru ile etkileşimi ön plana çıkmıştır. Bununla birlikte nispi fiyat analizi ve döviz kuru arasındaki ilişkinin araştırılması enflasyonu düşürmeye yönelik kur tercihleri için merkez bankalarına stratejik avantaj sağlamaktadır. Döviz kurunda meydana gelen dalgalanmalara yol açan faktörlerin belirlenmesi mali ve finansal istikrarın sağlanması açısından bir başka avantaj daha sağlamaktadır. Uluslar arası ekonomiler arasında fiyat mekanizmasının hangi dinamikler tarafından belirlendiği ve iktisadi büyüme bağlamında ulusal ekonomilerde faaliyet gösteren sektörlerin ekonomik serbestleşme sürecinde uluslararası piyasalara entegrasyonu döviz kuru tercihi açısından da önem kazanmaktadır.

Bu gerekçeler birlikte düşünüldüğünde çalışma içerisinde araştırılan ilk hipotez nispi fiyat değişkenliğinin reel döviz kuru üzerindeki etkisi olduğudur. Dolayısıyla çalışmanın konusunu da nispi fiyat yapısı ile döviz kuru arasındaki ilişkinin teorik temelleri ortaya konulması ve Türkiye analizi çerçevesinde bu ilişkiye yönelik çıkarımların yapılması oluşturmaktadır. Döviz kuru tercihlerinin nasıl ve ne şekilde yapılacağı konusunda süregelen tartışmaların temelinde, döviz kuru ve nispi fiyat arasındaki ilişki yatmaktadır. Yapılan ampirik

çalışmaların birçoğu esnek döviz kuru sistemlerinin sabit döviz kuru sistemlerine göre ekonomik ve mali etkinlik açısından daha başarılı olduğu sonucuna ulaşsa da bu konudaki tartışmalar devam etmektedir. Bu çalışmadaki ikinci hipotezimiz dalgalı kur sisteminde veya sabit kur sisteminde nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkinin derecesinin ne kadar ve ne yönde olduğudur. Bu amaca uygun yöntem olarak hem doğrusal hem de doğrusal olmayan zaman serisi analizleri yapılacaktır. Böylece her iki yöntem arasında karşılaştırma yapma olanağı doğacaktır.

Çalışmanın temel başlığı altında birçok araştırma alanı olduğu belirlenmiştir. Ancak bu çalışmanın sınırları Türkiye ekonomisinin 1994-2010 arası dönemine ait aylık verilerle nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkinin incelenmesidir.

Çalışmanın ilk bölümünde mutlak satın alma gücü ve nispi satın alma gücü paritesi dahil olmak üzere Satın Alma Gücü Paritesi teorisi çerçevesinde nispi fiyat değişkenliği, nispi fiyat değişkenliği ve döviz kuru arasındaki ilişkileri ele alan çalışmalar, nispi fiyat değişkenliği ile literatürde yapılan bir çok çalışma enflasyon üzerine yoğunlaştığı için nispi fiyat değişkenliği ve enflasyon ilişkisine yönelik literatür araştırması ve Türkiye’de nispi fiyat değişkenliğine yönelik yapılan uygulamalı çalışmalar ele alınacaktır. Daha sonra Türkiye’nin döviz kuru tercihleri ile gösterdiği mali ve ekonomik performansa tarihsel perspektif ile bakılacaktır. Son olarak iktisat teorisinde nispi fiyat değişkenliğini bulmak için yapılan çalışmalar ve araştırmanın uygulama kısmı için temel olan Türkiye’de nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru serilerine tanımlayıcı testler yapılacaktır.

İkinci bölümde reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliği serilerinin ilk olarak doğrusal birim kök testleri yapılacaktır. Bu amaçla ADF (1981, Augmented Dickey Fuller), Elliot, Rothenberg ve Stock(1996) tarafından geliştirilmiş Dickey-Fuller tabanlı GLS testi, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) tarafından geliştirilen KPSS testi, Ng Perron (1996,2001) tarafından geliştirilen ve Philips-Perron (1988) testlerinde ortaya çıkan boyut bozukluğunu düzeltmeye ve testin gücünü artırmaya çalışan Ng-Perron birim kök testleri kullanılarak serilerin birim köke sahip olup olmadıkları test edilecektir. Birim kök testleri daha sonra kullanılacak olan nedensellik testleri için temel oluşturmaktadır. 1994:1 ve 2010:5 yılları arasında Türkiye ekonomisinin yaşadığı ekonomik ve mali krizler göz önünde bulundurulmuş ve iktisat teorisi ışığında ele alınan dönemde yapısal kırılma(lar) olduğu düşünülerek tek ve içsel kırılma için Zivot-Andrews (1992) birim kök testleri, çift ve içsel

kırılma için Lee-Strazicich (2003, 2004) birim kök testi ve son olarak birim kök testi olmayan ve m (5) kırılmaya izin veren Bai-Perron (1998, 2003a,2003b) yapısal kırılma testi yapılacaktır. Nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişki Kejriwal (2008), Kejriwal-Perron (2009) tarafından geliştirilen doğrusal eşbütünleşik sistemlerde yeterli sayıda yapısal değişimin varlığını ortaya koymak amacıyla geliştirdikleri yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme testi yapılacaktır. Yapısal kırılmalar altında uzun dönem ilişkileri veren Kejriwal (2008) eşbütünleşme testi ile elde edilen kırılma tarihleri baz alınarak hem dönemler arasında hem de tüm dönem göz önünde bulundurularak Dolado-Lütkepohl (1996) ve Toda-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen Granger tipi nedensellik testleri ile değişkenler arasındaki nedensellikler ortaya konulacaktır.

Doğrusallık varsayımı terk edildiğinde ortaya çıkan asimetriyi görmek amacıyla rejim değişim modelleri son bölümde ele alınacaktır. Rejim değişim modelleri; rejimin zaman içinde değişim şekline göre ikiye ayrılmaktadırlar. İlk olarak rejim değişim modelinde rejimler (regime, state) gözlemlenebilen bir değişkene bağlı olarak değişmektedir. Kendinden geçişli eşik otoregresif (Self-Exciting Threshold Autoregressive, SETAR) ve yumuşak geçişli otoregresif (Smooth Transition Autoregressive, STAR) modelleri bu alanda değerlendirilmektedir. İkinci tür rejim değişim modelinde rejimler gözlenemezler ve gözlenemeyen rassal bir değişken tarafından belirlenirler. Markov değişim (switching, MSVAR) modeli bu kapsamda ele alınmaktadır. Üçüncü bölümde ilk olarak her biri tek başına doğrusal olan kendinden geçişli eşik otoregresif (SETAR) modeli ele alınacaktır. Bu bağlamda SETAR modelinin kurulmasının doğru olup olmadığı, eşik değerin bulunması ve eksik veya fazla olup olmaması, kaç tane rejime sahip olduğu sorularına cevap aranacaktır. Daha sonra yumuşak geçişli otoregresif (Smooth Transition Autoregressive, STAR) modeller çerçevesinde geçiş fonksiyonun aldığı değere göre ortaya çıkan logistik fonksiyon (Logistic Smooth Transition Autoregressive, LSTAR) ve üssel fonksiyon (Exponential Smooth Transition Autoregressive, ESTAR) formları düşünülerek olası modeller değerlendirilecektir. Elde edilen uygulama sonuçlarına göre ESTAR veya LSTAR modeli tahmin edilip, geçiş fonksiyonu ve geçiş değişkeni olarak nispi fiyat değişkenliği kullanılarak sonuçlar ortaya konulacaktır. Kurulan ESTAR veya LSTAR modeline bağlı kalınarak doğrusal olmayan etki-tepki fonksiyonları aracılığıyla hem tüm dönem için, hem de genişleme ve daralma dönemlerinde ortaya çıkan pozitif ve negatif şoklar, nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki bağlantıyı ortaya koyacaktır. Daha sonra doğrusal olmayanlığı ortaya koymak ve sonuçları karşılaştırmak amacıyla Brock, Dechert ve Schienkman (1987) ve Brock, Dechert,

Schienkman ve LeBaron (1996) tarafından geliştirilen BDS testi ve Kapetanios, Shin ve Snell (2003) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan birim kök testi yapılacaktır. Hansen ve Seo (2002) tarafından önerilen eşik değerli doğrusal olmayan eşbütünleşme (threshold vector error correction, TVECM) testi yapılacaktır. Reel döviz kuru ile nispi fiyat değişkenliği arasında asimetric ilişkiler göz önünde bulundurularak Himestra-Jones (1994) ve Diks-Panchenko (2005,2006) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan Granger tipi nedensellik analizleri yapılmak suretiyle ikinci bölümün sonunda yer alan doğrusal nedensellik sonuçları ile karşılaştırma olanağı doğacaktır.

BİRİNCİ BÖLÜM

NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ VE REEL DÖVİZ KURUNA YÖNELİK TEORİK YAKLAŞIMLAR

1.1. Satın Alma Gücü Paritesi Çerçevesinde Nispi Fiyat Değişkenliği

Satın alma gücü paritesi teorisine göre denge döviz kuru; aynı para birimi cinsinden iki ülke arasındaki fiyat düzeyinin oranına eşittir (Apergis, 2003:91, Aoki, 2007:180, Öztürk, Bayraktar, 2010:162). Belirli bir mal ve hizmet sepeti fiyatlandırılır ve uluslar arası paraları birbirine dönüştürmek amacıyla kullanılır. Teoriye göre döviz kuru kısa dönemde satın alma gücü paritesinden uzaklaşır; ancak uzun dönemde pariteye eşitlenmesi gerekir (Gürbüz, Hasgür,1997:173). Satın alma gücü paritesi teorisinin (Purchasing Power Parity, PPP) döviz kuru fiyat ilişkisine yönelik iki farklı yaklaşımı bulunmaktadır.

1.1.1. Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi

Satın alma gücü paritesi teorisinin mutlak versiyonu yukarıda ifade ettiğimiz gibi iki ülke fiyat seviyeleri arasındaki orana eşittir. Bu değerlendirme S_t nominal döviz kuru, P_t yurtiçi fiyat seviyesi, P_t^* yurtdışı fiyat seviyesi olmak üzere;

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (1.1.1.1)$$

şeklinde yazılabilir. Mutlak yaklaşımda belirlenen döviz kuru, oluşturulan mal sepetin iki ülkede de aynı olmasına dayanır (Gürbüz, Hasgür,1997:173, Aslan, Kanbur, 2007:14). Ancak mutlak versiyonun cari hesaba dayalı bir yaklaşım olması nedeniyle; mal ve hizmetler arasındaki kalite farklılıkları, gümrük tarifeleri, kotalar, aksak rekabet piyasaları, taşıma giderleri ve sadece ticarete konu olan mallar üzerine dayalı olduğu için eleştiri almaktadır (Öztürk, Bayraktar, 2010:163-164). Uluslar arası finans teorisine göre, kısa dönemde paritedeki sapmaların nedeni reel şoklardır (Mc Nown, Wallace, 1989:534-541)

1.1.2. Nispi Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi

Nispi satın alma gücü paritesi teorisi nispi fiyat değişmelerini de içerdiği için pratiğe daha uygundur. Aspergis (2003) ve Doğanlar (1999) nispi satın alma gücü paritesinin test edilmesinde, yine P_t yurtiçi fiyat seviyesi, P_t^* yurtdışı fiyat seviyesi, S_t nominal döviz kuru olmak üzere;

$$S_t = a + b(P_t - P_t^*) + u_t \quad (1.1.2.1)$$

Teoriye göre $a=0$, $b=1$ ve u_t 'nin beyaz gürültü süreci göstermesi gerektiğini ifade eder. Teorinin nispi versiyonunda;

$$\Delta S_t = a + b(PP_t) + u_t \quad (1.1.2.2)$$

ve $PP_t = P_t - P_t^*$, Δ ise birinci farkıdır. Bu iki denklem birlikte değerlendirildiğinde parite kısa dönemde oluşan dalgalanmalar sürekli değilse, uzun dönemde dengeye gelmelidir (Aspergis, 2003:92, Doğanlar, 1999:147). Bununla birlikte gelişmekte olan ülkelerde döviz kurlarında volatilité düşük ise satın alma gücü paritesi geçerli olmaktadır (Li,2007:589). Sarno ve Taylor'a (2002) göre endüstrileşmiş ülkelerde döviz kuru ile nispi fiyatlar arasında; döviz kurunun önemli ölçüde doğrusal olmayanlık göstermesi nedeniyle uzun dönemli ilişki vardır. Engle (1999) ise reel döviz kurundaki dalgalanmaları, ticarete konu olan mallarda meydana gelen dalgalanmalarla açıklar.

Sektörler arasındaki nispi fiyat yapısı, reel faktörlerin reel döviz kurunu etkilemesinde kanal olmuştur. Sektörel nispi fiyatlar ticarete konu olmayan malların, ticarete konu olan malların fiyatlarına oranlanması ile bulunur. Ticarete konu olan mallar ve olmayan mallarla ilgili resmi veriler az olduğu için literatürde genellikle proksi (vekil veya yardımcı) kullanılmıştır. Bu amaçla Manzur (1991) sektörel nispi fiyat değişkenliğini bulmak için, ticarete konu olan ve olmayan malların (Divisia fiyat varyansı) varyansını kullanmıştır. Frenkel (1981) yaşam maliyetlerini, toplam fiyat endeksine oranlamıştır. Frenkel'e (1981) göre yaşam maliyetleri endeksi, toplam fiyat endeksine oranla daha fazla ticarete konu olmayan mal içermektedir. Clements ve Frenkel (1980) ise ticarete konu olan malların fiyatları yerine toplam fiyat endeksini, ticarete konu olmayan malların fiyatları yerine ücretleri proksi olarak kullanmıştır.

Satın alma gücü paritesi teorisine göre sektörel nispi fiyatların döviz kurlarını etkilemesi Theil (1967), Frenkel ve Clements'in (1980), Manzur (1991) oluşturdukları modellerle açıklanabilir. P yurtiçi fiyat seviyesi ve yurtiçi fiyat seviyesinin bileşenleri olarak ticareti konu olan mallar (P_T) ve ticarete konu olmayan malların fiyatlarını (P_N) lineer homojen Cobb-Douglas fonksiyonu şeklinde yazarsak (Manzur, 1991:130);

$$P = P_N^b P_T^{1-b} \quad (1.1.2.3)$$

ifadesinde b , ticarete konu olmayan malların harcama payıdır. Denklem (1.1.2.3) yabancı ülke için aynı şekilde fonksiyon olarak tekrar yazılırsa;

$$P^* = P_N^{b^*} P_T^{1-b^*} \quad (1.1.2.4)$$

ifade edilir. Bulunan eşitliklerdeki ticarete konu olan malları birbirine bölersek;

$$S = \frac{P_T}{P_T^*} = \frac{(P_T/P_N)^b P}{(P_T^*/P_N^*)^{b^*} P^*} \quad (1.1.2.5)$$

Böylelikle S spot döviz kuru bulunur. Denklem (1.1.2.5) içinde yer alan ticarete konu olmayan malların harcama payları için $b = b^*$ dersek;

$$S = \left(\frac{r}{r^*}\right) \left(\frac{P}{P^*}\right) \quad (1.1.2.6)$$

ve $r = \frac{P_T}{P_N}$ ve $r^* = \frac{P_T^*}{P_N^*}$ olur. r ise yurtiçi ve yurtdışı sektörel nispi fiyatlardır. Eşitlikte yer alan

S bize iki ekonomi arasında genel fiyatlar seviyesi aracılığı ile denge döviz kurunu vermektedir. Bu açıklamalarla ticarete konu olmayan malların harcama paylarının yer aldığı sektörel nispi fiyatlar ve döviz kuru arasındaki ilişki ortaya konulmaktadır.

1.2. Nispi Fiyat Değişkenliği Döviz Kuru İlişisine Yönelik Yapılan Çalışmalar

Nispi fiyat değişkenliği ve döviz kuru arasındaki ilişkinin tartışıldığı diğer araştırmalara da yön veren temel çalışma Manzur (1991) tarafından “*Purchasing Power Parity and the Relative Price Variability: The Missing Link*” başlığıyla yapılmıştır. Manzur (1991) çalışmasında 1961-1985 yılları arasında 21 ülke için nispi fiyat değişkenliğinin denge parite üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Araştırmasında ele aldığı 21 ülkenin döviz kuru tercihlerini 1961-1972 dönemi için dalgalı kur rejimi, 1973-1985 dönemi içinde dalgalı kur sonrası olarak ayırmıştır. Nispi fiyat değişkenliğini hesaplarken sektörel nispi fiyatlarda ticarete konu olan malların ticarete konu olmayan mallara oranının proksisi olarak Divisia fiyat varyansını kullanmıştır. Manzur’un (1991) çalışmasında kullandığı Divisia fiyat varyansının içerdiği ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan malların oranı daha sonraki çalışmalara nispi fiyat değişkenliğinin hesaplanmasında kullanılacak proksinin içeriğinin ne olacağı tartışmasını başlatmıştır. Manzur (1991) çalışma sonunda şu sonuçlara ulaşmıştır;

- Yüksek enflasyona sahip ülkeler yüksek nispi fiyat değişkenliği, düşük enflasyona sahip ülkeler düşük nispi fiyat değişkenliği yaşamıştır.
- 1973-1985 arası dalgalı kurun uygulandığı ekonomilerde nispi fiyat değişkenliğinin reel döviz kuru üzerine regrese edilmesinden elde edilen, eğim katsayıları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Eğim katsayısının anlamlı çıkması neticesinde ev sahibi ülkede nispi fiyatların ikinci momentinin artmasının ulusal para birimine değer kaybettiği sonucuna varmıştır. Nispi fiyatların varyansındaki bu artmanın fiyat sistemindeki bilgi akışının etkinliğini azalttığını, ekonomik aktörlerin mali ve finansal istikrar için nispi fiyat değişkenliğinden gelen sinyalleri kullanamayacağını belirtmiştir.
- Ulusal ekonomide parasal genişleme yaşandığı zaman döviz kuru ile nispi fiyatların ikinci momenti arasında pozitif korelasyon ortaya çıkmıştır. Esnek fiyatlı mal ve hizmetlerin parasal şoklardan etkilenmesi nedeniyle denge döviz kuru değişmektedir. Çünkü parasal genişlemeler esnek fiyatlı mal ve hizmetlerin fiyatlarını artırabilir ve ulusal para biriminin değerini düşürebilir. Dolayısıyla mal ve para piyasalarında istikrarsızlık durumunda nispi fiyat değişkenliği aracılığıyla döviz kurunda değer kaybı oluşacaktır.

- Yurt içi para arzı arttığı zaman denge parite değeri kaybedecek ve nispi fiyatların eğim katsayısı pozitif değeri kazanacaktır.
- Ev sahibi ülkede nispi fiyatların ikinci momentindeki artış ulusal para birimine değeri kaybettirmiştir.
- Dalgalı kurda nispi fiyat değerişkenliğinin döviz kuru üzerindeki etkisi daha yüksektir. Dalgalı kur rejiminde denge parite serbest piyasada belirlendiği için daha çok reel faktörlerin kalacaktır.

Ancak Manzur'un (1991) çalışmasında ele aldığı 1961-1985 döneminde uluslar arası piyasalarda oluşan petrol krizinin hem döviz kuru hem de nispi fiyat değerişkenliği serileri üzerinde etkisi olduğundan analiz sonuçlarının başka metodolojilerle test edilmesi gerekmektedir.

Betts ve Kehoe (2008) 1980-2005 yılları arasında 50 ülkede 1225 mal ve hizmet grubu için oluşturdukları ticarete konu olmayan malların, ticaret konu olmayan mallara oranı ile çoklu reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada bu iki değerişken arasında pozitif güçlü ilişki bulmuşlardır. Betts ve Kehoe'ye (2008) göre nispi fiyatlardaki dalgalanmaların reel döviz kurundaki dalgalanmalardan daha düşüktür. Ayrıca yoğun ticaret hacmine sahip ülkeler arasında nispi fiyatlardaki durağanlık nedeniyle reel döviz kurunun da yüksek volatilité göstermediğini vurgulamışlardır. Ekonomik büyüklük açısından birbirine yakın olan ve dolar/euro paritesini kullanan ticaret ortakları için nispi fiyatlar ile reel döviz kuru arasında zayıf bir ilişki bulmuşlardır. Betts ve Kehoe'nin (2008) çalışma içerisinde ele aldıkları 50 ülkeyi yüksek ve düşük gelir grubuna ayırdıkları zaman ticarete konu olmayan malların nispi fiyatları reel döviz kurundaki dalgalanmaları çok az ve sapmalı olarak etkilemektedir. Betts ve Kehoe (2008) çoklu reel döviz kurunun standart sapmasının %15'ten büyük olması durumunda yüksek değerişkenlik, diğeri durumlarda düşük değerişkenlik olarak tanımlanması gerektiğini belirtmiştir. Bu tanımlama ile birlikte düşük değerişkenliğe sahip çoklu reel döviz kurunun ticarete konu olmayan mallarla yüksek derecede ilişkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Betts ve Kehoe'ye göre (2008) ticaret konu olmayan malların nispi fiyatlarından reel döviz kuruna doğrudan etki olduğuna ticarete konu olmayan malların nispi fiyatlarındaki dalgalanmaların altı ay sonra reel döviz kurunu etkilemektedir. Bununla birlikte yüksek ticaret yoğunluğuna sahip ulusal ekonomiler arasında çoklu reel döviz kuru ile ticarete

konu olmayan malların nispi fiyatları arasında güçlü bir ilişki vardır. Bu güçlü ilişkinin olduğu durumlarda nispi fiyatların standart sapmasında ve varyans ayrıştırmasında çoklu reel döviz kurunun volatilitésinin düşük olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Betts ve Kehoe (2006) 1980-2004 döneminde Amerika'nın en yüksek ticaret hacmine sahip olduğu Kanada, Almanya, Japonya, Kore ve Meksika için ticarete konu olmayan malların ticarete konu olan mallara oranının reel döviz kuru üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Çalışma sonunda Kanada-Amerika ve Meksika-Amerika arasında söz konusu iki değişken arasında yüksek derecede ilişki olduğu, ancak Amerika'yı diğer ülkelerle bire bir karşılaştırdığında ticarete konu olmayan malların ticarete konu olan mallara oranı ile reel döviz kuru arasında böyle bir korelasyonun olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Engel (1999) Amerika, OECD ve Avrupa Birliği'ne üye ülkeler arasındaki çoklu reel döviz kurunun varyansı ile nispi fiyatlar arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Engel (1999) ticarete konu olan mallardaki dalgalanmaların çoklu reel döviz kurundaki dalgalanmalara yön verdiğini, ancak ticarete konu olmayan mallardan çoklu reel döviz kuruna doğru böyle bir etkinin olmadığı sonucuna varmıştır.

Liew, Lim, Lau, Choong (2005) çalışmalarında 1973-1997 döneminde Malezya için nispi fiyatlarla MYR/USD nominal döviz kuru arasındaki ilişkiyi değerlendirmişlerdir. Liew vd. (2005) çalışma sonucunda Kapetanios, Shin ve Snell (2003, KSS) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan birim kök testi ile nominal döviz kurunun asimetric davranış gösterdiğini üssel yumuşak geçişli otoregresif model yardımıyla tahmin etmişleridir. Ancak çalışmalarında nispi fiyatların nominal döviz kuru üzerindeki etkilerini araştırırken enflasyonun etkilerini göz ardı etmişlerdir.

Engel (1992) iki ülke arasındaki nispi fiyat değişkenliği farklarının reel döviz kuru üzerindeki etkisini araştırmak için 1973-1990 yılları arasında Amerika'nın Japonya, Almanya, İtalya, Fransa ve Kanada'ya ait nispi fiyat değişkenliği serilerinin tek tek farkını alarak aynı mal ve hizmet grubundan oluşan sepetin denge reel döviz kuru üzerinde etkilerini ele almıştır. Nispi fiyat değişkenliğini 12 gecikme tahmin etmiş, nominal döviz kurunun sabit veya dar bir bant içinde hareket ettiğinde katı nominal fiyatların durağanlaştığını vurgulamıştır. Nispi fiyat değişkenliğine proksi olarak kullandığı tüketici fiyat endeksindeki dalgalanmaların reel döviz kurundaki dalgalanmalara yön vermediğini belirtmiştir. Çalışmanın sonunda endüstrileşmiş

ülkelerde nispi fiyat deęişkenliğine baęlı olarak döviz kurunun yüksek volatiliteye sahip olduęu ve yurt içi nispi fiyat deęişkenliğinin (çalışmada Amerika'nın), yurtdışı nispi fiyat deęişkenliklerinden (dięer ülkeler) daha küçük olduęu sonucuna ulaşmıştır.

Dibooglu (1994) 1974-1990 dönemi için Almanya ve Japonya arasında nispi fiyat farklarının denge döviz kuru üzerine etkisini incelemiştir. Dibooglu'na (1994) göre dayanıklı ve dayanıksız tüketim malların üretimindeki verimlilik farklarının nispi fiyatlar üzerinde etkisi vardır. Bu yüzden Dibooglu (1994) denge döviz kurunda potansiyel dalgalanmaların kaynaęı olarak ticarete konu olmayan malların fiyat deęişimlerinden kaynaklandığını vurgulamıştır.

Balke ve Wynne (2003) 1959-2001 döneminde Amerika için 600 mal ve hizmeti 8 temel harcama grubu oluşturacak şekilde nispi fiyat deęişkenliği serisini hesaplamıştır. Parasal şokların da nispi fiyat deęişkenliği üzerinde ki etkisini vektör otoregresif model çerçevesinde incelemiştirlerdir. Analiz sonucunda parasal şokların nispi fiyatlar üzerinde etkisinin olduęu bulgusuna ulaşmışlardır. Bununla birlikte Balke ve Wynne (2003) kısa dönemde daraltıcı bir parasal şokun malların fiyatlarında hemen hemen aynı oranda etki yaptığını, dolayısıyla para arzının nispi fiyatların potansiyel hareketlerine yön verdięi sonucuna ulaşmışlardır.

Breuer ve Lippert (1997) 1974-1992 arası Kanada, Almanya, Fransa, Japonya ve Amerika'nın nispi fiyat deęişkenliklerine doğrusal eşbütünleşme testi uygulamışlardır. Sonuç olarak Kanada ve Fransa'ya ait nispi fiyat deęişkenliği serilerinde uzun dönemli ilişki olmadığını, ancak analiz içerisinde ele alınan dięer ülkelerle Amerika arasında nispi fiyat deęişkenliği serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi olduęu sonucuna ulaşmıştır.

1.3. Nispi Fiyat Deęişkenliği Enflasyon İlişkisine Yönelik Yapılan Çalışmalar

Nispi fiyat deęişmelerinin (varyansı, standart sapması, basıklığı ve çarpıklığı) üzerine yapılan çalışmaların birçoęu deęişkeninin enflasyon ile ilişkisi üzerine kurulmuştur. İlk araştırmalar Vining ve Elwertowski, (1976), Fischer, (1981), Domberger,(1987) tarafından nispi fiyatların varyansını, daha sonra yapılan çalışmalar Debelle ve Lamont,(1997), Aucremanne vd. (2002), Caraballo ve Usibiaga, (2005) tarafından nispi fiyat deęişmelerinin çarpıklığı kullanılarak değerlendirilmiştir.

Yapılan çalışmaların birçoğunda düşük enflasyon oranlarında, nispi fiyatların üçüncü momentinin oldukça güçlü etkisi olduğu görülmüştür (Ball, Mankiw, 1994,1995). Yine nispi fiyat değişmelerinin standart sapması kullanılarak enflasyon ile arasındaki ilişki ortaya çıkarılmıştır (Vining, Elwertowski, 1976, Parks, 1978, Fischer, 1981, Domberger, 1987, Hartman 1991, Cukierman 1983).

Ayrıca Ball ve Mankiw (1994,1995) liste maliyetleri modeli çerçevesinde toplam enflasyon oranının davranışlarında, nispi fiyat değişkenliğinin asimetric etkileri olduğunu vurgulamışlardır. Balke ve Wayne (2000) fiyat katılıkları göz önünde bulundurulmadığı zaman bu asimetric etkinin arttığını göstermiştir. Nispi fiyat değişkenliğinde asimetric etkilerin bulunması doğrusal olmayan bir yapının olduğu yönündeki kanaatleri güçlendirmiştir. Bu bağlamda Choi (2010) tüketici fiyat endeksi ile nispi fiyat değişkenliği arasında pozitif ve durağan bir ilişki yerine doğrusal olmayan bir ilişki bulmuştur. Bu ilişkinin enflasyonun sıfırdan farklı eşik değerinin etrafında yaklaşık olarak U tipi dalgalanma yaptığını göstermiştir. Bu nedenle nispi fiyat değişkenliği, enflasyonu etkilememekte, fakat nispi fiyatlardaki dalgalanmalar enflasyonun eşik değerini değiştirmektedir. Bununla birlikte enflasyon rejimindeki veya para politikasındaki değişme olmadığı sürece, nispi fiyat değişkenliği ve enflasyon arasındaki ilişki durağan değildir (Choi, 2010:771-773).

Nispi fiyat değişkenliği yüksek derecede volatiliteye sahiptir. Nispi fiyat değişmelerinin ikinci momentindeki değişmeler enflasyon oranını değiştirmektedir. Nispi fiyatlardaki asimetric şokları göz önünde bulundurarak nispi fiyat değişkenliğinin üçüncü momentindeki değişmelerin güçlü olduğu durumlarda (De Abreu vd. 1995, Bonnet vd. 1999, Döpke, Pierdzioch, 2003, Assarsson, 2004) ve üçüncü momentteki değişmelerle enflasyon arasında etkinin eşit olduğu bulunmuştur (Hercowitz 1981, Bomberger 1987, Lach ve Tsiddon 1992,1993, Marques ve Vining, 1983). Bununla birlikte toplam talepte meydana gelen asimetric şoklar her bir piyasadaki enflasyon oranlarında farklılaşmaya yol açabilir. Çünkü bireysel arz eğrilerinin eğimleri beklentilerdeki sapmalara bağlı olarak değişebilir (Parks, 1978, Hercowitz, 1981).

Yukarıda yapılan genel literatür incelemesine göre yüksek enflasyona sahip ülkeler daha yüksek nispi fiyat değişkenliği, düşük enflasyona sahip ülkeler daha düşük nispi fiyat değişkenliği yaşamışlardır. Yukarıda ifade edilenlere bağlı olmamakla birlikte Fischer (1981) modern ekonomilerde ortaya çıkan şokların (özellikle petrol şoklarının) sistematik etkilerinin

azalmasıyla nispi fiyatların varyansının ve dolayısıyla enflasyon düzeyinin azalacağı bulgusuna ulaşmıştır. Düşük enflasyon yaşanan ülkelerde ve zamanlarda, fiyat uyarlamalarının esnek olmamasına bağlı olarak, nispi fiyat değişkenliği ve enflasyon ilişkisi U tipi dalgalanma göstermektedir. Yüksek enflasyon dönemlerinde ise fiyat uyarlamaları daha esnek olduğu için U tipi dalgalanma kaybolmaktadır (Choi, 2010:773).

1.4. Türkiye’de Nispi Fiyat Değişkenliğine Yönelik Yapılan Çalışmalar

Türkiye’de nispi fiyat değişkenliğine yönelik yapılan çalışmalar, çoğunlukla değişkenin belirlenmesi, enflasyon ile ilişkisi, enflasyon oranı üzerindeki etkisi nedeniyle Phillips eğrisi üzerindeki dolaylı etkisi gibi konular üzerine yoğunlaşmıştır.

Yamak ve Karahasan (1994) 1983-1991 dönemi için 13 şehirde harcama grupları aracılığıyla ölçtükleri nispi fiyat değişkenliği ile, Dikmen (2004) 7 bölge ve 10 harcama grubu ile ölçtükleri nispi fiyat değişkenliği ile, Küçük ve Tuğer (2004) nispi fiyat değişkenliğinin varyansı, standart sapması, çarpıklık ve basıklık ölçütlerini kullanarak, Yamak ve Tanrıöver (2006) 1994-2004 arası 19 şehirden alınan alt gruplar ile hesaplanan nispi fiyat değişkenliği ile, Yamak ve Sivri (1999) bu bölümün sonunda değindiğimiz nispi fiyatların birinci ve ikinci momentlerini göz önünde bulundurarak nispi fiyatlar ile, Tunay (2010) 1990-2008 arası aylık veriler ile kısa dönemli ilişkileri görmek amacıyla vektör otoregresyon modeli kullanarak enflasyon arasında pozitif yönlü güçlü bir ilişki bulmuşlardır. Ayrıca Küçük ve Tuğer’e (2004) göre aylık, çeyreklik, altı aylık ve yıllık veriler ile nispi fiyat değişkenliği hesaplandığında zaman bandı genişledikçe nispi fiyat değişkenliğinin ilk önce arttığını daha sonra azaldığını göstermiştir.

Alper ve Üçer (1998) nispi fiyat değişkenliği ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki bulmalarına rağmen, nispi fiyat değişkenliğinden enflasyona doğru doğrusal Granger nedensellik bulamamışlardır. Küçük ve Tuğer (2004) ise enflasyondan nispi fiyat değişkenliğine doğru doğrusal Granger nedensellik bulmuşlardır.

Karasulu (1998) 1991-1996 arası aylık veriler kullanarak yaptığı araştırmasında nispi fiyat değişkenliği ile enflasyon arasında Granger nedensellik bulamamakla birlikte tüketiciler için

aşağı yönlü fiyat katılıklarının potansiyel varlığı oluştuğunda, deflasyonist periyotlarda nispi fiyat değişkenliğinde büyük artmalar oluşabileceğini ortaya koymuştur.

Çağlayan ve Filiztekin (2003) 1948-1997 arası yıllık verileri kullandıkları çalışmalarında 22 alt bileşen kullanarak nispi fiyat değişkenliği ile enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Literatürde yapılan birçok çalışma olmasına rağmen nispi fiyat değişkenliği ile enflasyon arasındaki ilişkinin fonksiyonel formu üzerine fikir birliği yoktur. Bu nedenle Çağlayan ve Filiztekin'de (2003) doğrusallık varsayımının bu iki değişken arasındaki ilişkiyi tam tanımlayamayacağı, ilişkinin quadratic ve parçalı doğrusal olabileceğini (aslında kastedilen doğrusal olmayanlık) göstermişlerdir. Bu sonuç Parks (1978), Hortman (1991), Reinsdorf (1994) ile örtüşmektedir. Yine Çağlayan ve Filiztekin (2003) ortaya koydukları bir başka sonuç ise enflasyon düzeyinin düşük olduğu dönemlerde fiyat uyarlamalarının esnek olmamasına bağlı olarak, karar birimlerinin beklediği enflasyon oranının, nispi fiyat değişkenliği üzerinde pozitif etkisi olduğudur.

Çatik, Martin ve Önder (2008), 1996-2007 dönemine ait aylık verilerle enflasyon, çıktı açığı, nispi fiyat çarpıklığı ve varyansına ait seriler ile Türkiye'de Phillips eğrisinin etkinliğini incelemişlerdir. Nispi fiyat çarpıklığı ve varyansını hesaplamak için tüketici fiyat endeksinde yer alan 75 alt bileşen kullanıldığı analizde enflasyon oranı ile çıktı açığının eşbütünleşik olmadığı, ancak enflasyon, çıktı açığı ve nispi fiyat değişmelerinin çarpıklığı ve basıklığı birlikte ele alındığında eşbütünleşik olduğu bulunmuştur. Bununla birlikte Türkiye için son dönemlerde enflasyon oranındaki azalmanın nispi fiyat dalgalanmalarındaki volatilitiyi azalttığını ortaya koymuşlardır. Ayrıca Türkiye'nin Phillips eğrisi analiz edildiğinde enflasyon ile çıktı açığı arasında ilişkinin olmadığını, ancak modele nispi fiyat değişmelerinin çarpıklığı ve basıklığı dahil edildiğinde bu takasın mevcut olduğunu bulmuşlardır.

Berument, Şahin ve Saraçoğlu (2008) 1988-2008 arası aylık verilerle merkez bankasının tek bir (pür) politika aracı kullandığı para politikası uygulamalarının (interbank faiz oranları veya döviz kuru gibi) nispi fiyat değişkenliğini artırdığını, ancak birkaç para politikası aracının beraber kullanıldığı kompleks politik uygulamalarda ise nispi fiyat değişkenliğinin azaldığını ortaya koymuşlardır.

Ele alınan çalışmalar bir bütün halinde değerlendirildiğinde hangi döneme ait olursa olsun nispi fiyat değişkenliği ile enflasyon arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur.

Çalışmalarda üç temel nokta ön plana çıkmaktadır. Birincisi nispi fiyat değişkenliğinden enflasyona doğru Granger nedensellik vardır. İkincisi enflasyon düzeyinin düşük olduğu dönemlerde nispi fiyat değişkenliği de düşüktür. Sonuncusu ise enflasyon ile işsizlik arasındaki ilişki incelenirken nispi fiyat değişkenliğinin etkisi de göz önünde bulundurulmalıdır.

1.5. Türkiye’de Döviz Kuru Politikaları

Türkiye ekonomisi için önemli gelişmelerden biri 80’li yılların hemen başında, 24 Ocak Kararları olarak bilinen iktisadî düzenlemelerdir. Zira bu kararlar ve devamında yapılan değişiklikler ile ülke ithal ikameci bir yapıdan dışa açık bir ekonomi haline getirilmiş, ihracata dayalı büyüme yöntemi benimsenmiştir. Böylelikle Keynesyen iktisadî düşüncenin savunduğu müdahaleci politikalar yerine arz yönlü iktisat akımının önerdiği ekonomiye daha az devlet müdahalesi öngörülmüştür.

24 Ocak yapısal dönüşüm politikalarının uygulanması ve bu bağlamda ihracata dayalı imalat sanayinin desteklenmesiyle birlikte imalat sanayinin üretim, istihdam ve ihracattaki payı artmıştır. Ancak bu artış büyük ölçüde emek-yoğun ve teknoloji kullanımının düşük düzeyde olduğu geleneksel sanayi sektörlerindeki üretim ve ihracat artışı ekseninde gelişmiştir. Üstelik imalat sanayindeki bu gelişme yapısal dönüşümden ziyade, kapasite kullanım oranlarının artması, yaygın ihracat teşvikleri ve TL’nin reel değer kaybetmesinden kaynaklanmaktaydı (Gökdemir vd. 2011:2). 1980 öncesinde ithal ikameci politikalara dayalı ekonomik kalkınma stratejisini benimseyen Türkiye 1970’lerde ortaya çıkan petrol krizleri neticesinde oluşan ödemeler dengesi açığını kapatmakta zorlanmış, hammadde ihtiyacının çoğunlukla ithalat yoluyla temin edilmesi ekonomik istikrarın daha da bozulmasına neden olmuştur.

Böylesi bir ekonomik ortamda alınan, 24 Ocak Kararları olarak bilinen kararlar bir dizi yapısal ve kurumsal değişiklikleri içermiştir. Önlemler başta reel sektöre ve dış ticarete yönelik sektörleri dikkate alırken, diğer bir kısmı ise finansal piyasaları düzenlemiştir. Gerçekleştirilen politik reformlar merkezden yönetim yerine, piyasa mekanizmalarına daha çok ağırlık verilmesi biçiminde bir felsefe değişikliğini sağlamıştır (Egeli; 2001; 158).

Yapısal düzenlemelerden bir diğeri de döviz kurları üzerine olmuştur. Bu çerçevede aşırı değerlenmiş döviz kuru yerine gerçekçi bir kur politikası benimsenmiştir. 24 Ocak Kararlarının uygulamaya konmasıyla birlikte ilk olarak Türk Lirası devalüe edilmiş ve dalgalı

kur uygulamasına geçilmiştir. Dalgalı kura geçilmesinin nedeni; Türkiye'nin ticaret ortakları ile arasındaki enflasyon farkının olumsuz etkisinin kurun devalüe edilmesi ile en aza indirmektir. Bu açıdan Türk Lirası reel olarak ortalama 1980 yılında %30, 1985 yılında %20, 1987 yılında %40 değer kaybetmiştir (Doğan, Koçyiğit, 2006: 181). Kararların ilk iki yılında çoklu kur sistemi ile dış borç ödeme zorlukları ortadan kalkmıştır.

Finansal piyasalarda döviz kurlarına ilişkin diğer önemli gelişme ise 1984 yılında yaşanmıştır. Bu yıl itibariyle yerli ve yabancı bankalara yabancı para cinsinden hesap açabilme izni verilmiştir. Böylece bankalar Türkiye'de ikamet eden müşterilerinden yabancı döviz cinsinden mevduat kabul edebilmiş, belirli dış ticaret işlemlerini de yapabilir hale gelmiştir (Boratav ve Yeldan; 2001; 421).

Ayrıca 1983 ve 1984 yıllarında alınan kararlar doğrultusunda yabancı sermayenin faaliyet alanları genişletilerek yerli ve yabancı şirketlerin ortaklık kurmaları mümkün kılmak suretiyle, yabancı yatırımcıların %100 sermaye artırımında bulunabilmesine izin verilmiştir (Oksay; 2000; 3). Böylece yabancı yatırımların ülkeye girmesi serbest hale gelmiştir. Yabancıların ülke içerisinde döviz bozdurmalarına, belirli şartlarda gayrimenkul almalarına da izin verilmiştir.

1985 yılından itibaren bankalara, merkez bankasının belirlediği oranı gözetmeden döviz alım-satım izni verilmiştir (Doğan, Koçyiğit, 2006:181, İnandım, 2005: 39). Ancak 1986 – 1988 arası dönemde döviz rezervindeki sorunlar nedeniyle birçok kısıtlama tekrar yürürlüğe girmiştir. Şubat 1988'de ve Ekim 1988'de Türk Lirasının değer kaybetmesi ve sermaye kaçıışı nedeniyle ekonomi iki kez döviz krizine girince daraltıcı para politikası uygulanmaya başlanmıştır (Doğan, Koçyiğit, 2006:188).

1989 yılında finansal piyasaların liberalizasyonuna yönelik uygulamalar ile yerli ve yabancı ekonomik aktörlere yine ulusal ve uluslararası piyasalardan işlem yapabilme olanağı sağlanmıştır (Doğan, Koçyiğit, 2006:188). Yine Ağustos 1989 yılında Türk Parasını Koruma Kanununda 32 sayılı karar ile Türk Lirasının tam konvertibl olması sağlanmıştır (İnandım, 2005:39, Arat, 2003:55). Tam konvertibilitenin sağlanması ile ülkeye kısa vadeli sermaye hareketleri olmuş ve Türk Lirası değer kazanmıştır (Arat, 2003: 55). Ancak 1991 yılında Körfez savaşı nedeniyle Türk Lirası değer kaybetmiştir. 1993 yılının sonlarına doğru Türk Lirası likiditesinin fazla olması, döviz kurlarındaki aşırı oynaklık ve ticari bankaların açık pozisyonlarını kapatmak istemeleri nedeniyle aşırı döviz talebi kurlar üzerinde baskı

oluşturmuştur (İnandım, 2005: 40, Arat, 2003: 58). 1994 yılının Mart ayına kadar liberalizasyon amaçlı uygulamalar çerçevesinde ticaret ve ödemeler bilânçosundaki tarife ve görünmez engellerin kaldırılması, döviz kurunun serbest piyasada belirlenmesi hedeflenmiştir. 5 Nisan 1994'te "5 Nisan Kararları" olarak bilinen ekonomik tedbirler ve istikrar politikaları yürürlüğe konmuştur.

5 Nisan Kararları ile birlikte döviz kuru tercihi enflasyon oranının düşürülmesi amacıyla nominal çapa olarak kullanılmıştır (İnandım, 2005: 41). 1996, 1997, ve 1998 yılları boyunca kur risklerini azaltmak amacıyla aylık enflasyon oranı yine aylık nominal devalüasyonun belirleyici olmuştur (İnandım, 2005: 42).

1 Ocak 2000 tarihinden itibaren uygulanmaya başlayan "Enflasyonu Düşürme Programı" içerisinde ilk yıl için para kurulu benzeri sisteme dayanan 1 dolar+0.77 Euro şeklinde döviz sepeti hedeflemiştir (Doğan, Koçyiğit, 2006:197). Para kurulu benzeri sistemin uygulama şekli dikkate alındığında kur çıpası doğrultusunda döviz kurunu alacağı değerler önceden belirlenmiştir. Bu doğrultuda para ve döviz kurundaki dalgalanmalar önceden açıklanarak finansal yatırımcılar için döviz piyasaları şeffaflaştırılmaya çalışılmıştır. Döviz kuru politikası bir yıllık zaman dilimi için belirlenmiş ve 1 dolar+0.77 Euro olarak devam ettirilmiştir. 1 Ocak 2000 ve 1 Temmuz 2001 arası 18 aylık dönemde döviz kuru politikasının döviz kuru sepetini enflasyon hedefine uygun olarak kullanması öngörülmüştür. Böylece devalüasyon oranı 2000 yılının ilk üç aylık dönemi için %2.1 daha sonraki üçer aylık dönemler için sırasıyla %1.7, %1.3 ve %1 şeklinde yılı tamamlayacaktır. 2001 yılının ilk ve ikinci üç aylık dönemleri için ise devalüasyon oranları sırasıyla %0.9 ve %0.85 olarak belirlenmiştir. 1 Temmuz 2001 tarihinden itibaren Merkez Bankası günlük bazda açıklanan kur sisteminde genişleyen bant sistemine geçmesi öngörülmüştür. Diğer bir ifade ile kur çıpası uygulamasından dalgalı kura geçiş planlanmıştır. Bu doğrultuda Aralık 2001'de %7,5, Haziran 2002'de %15 ve Aralık 2002'de %22,5 olacağı ilan edilmiştir. Ancak program Şubat 2001 yılında çökmüştür (Doğan, Koçyiğit, 2006: 197-198, İnandım, 2005: 43-47, Arat, 2003: 60-61).

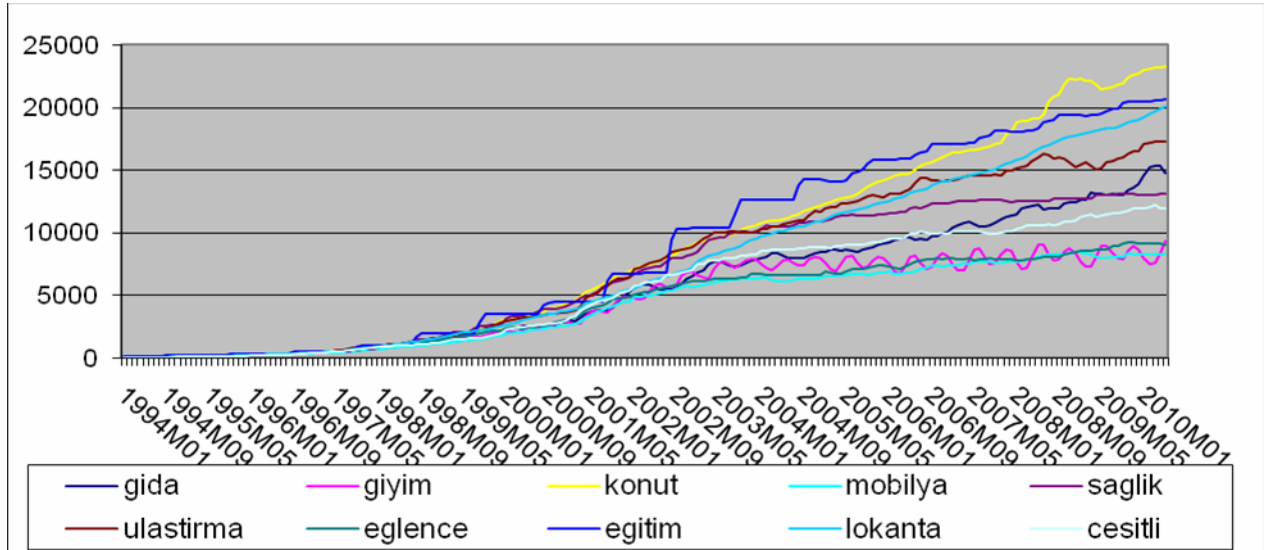
Döviz kuru bağlamında "Enflasyonu Düşürme Programının" çökmesinin altında yatan üç neden vardır. İlki programda döviz kuru sepeti oluşturulurken Türkiye'nin en büyük ticari ortağı olan Avrupa Birliği'nin göz önünde bulundurulmamış olmasıdır. İkincisi ise kur çıpası uygulaması dolayısıyla Türk Lirasının belirli bir zaman diliminden sonra aşırı değerlenme riskinin göz önünde bulundurulmamasıdır. Üçüncü olarak, dış ticarete Türkiye'ye rakip

Güney Asya ülkeleri 1997 Asya Krizi ile ulusal paralarını büyük oranlarda devalüe etmişlerdir. Bu nedenle Türkiye'nin ihraç malları uluslararası piyasalarda rekabet edemez duruma gelmiştir (Doğan, Koçyiğit, 2006: 201-203). Türkiye'nin döviz kuru tercihlerinin kontrollü veya çapa şeklinde olduğu için yine bu tip politikaların ekonomiye yeterli güvenilirliği sağlayamayacağı düşünülerek 2001 yılından itibaren dalgalı kur rejimi ve örtük enflasyon hedeflemesine geçilmiştir (Arat, 2003:65). Söz konusu yıldan itibaren spesifik etkiler göz ardı edildiğinde kurlarda aşırı volatilité olmamış, mali ve ekonomik istikrar sağlanmıştır.

1.6. Nispi Fiyat Değişkenliği

Bu çalışmada kullanılan veriler Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sistemi (EVDS) ve Türkiye İstatistik Kurumundan (TÜİK) alınmıştır. Analizde kullanılan nispi fiyat değişkenliği TÜİK tarafından hesaplanan 1994 baz yıllı tüketici fiyat endeksi harcama grupları göre endekslenen gıda, içki ve tütün, giyim ve ayakkabı, konut, su elektrik, gaz ve diğer yakıtlar, mobilya, ev aletleri ve ev bakım hizmetleri, sağlık, ulaştırma, eğlence ve kültür, eğitim, lokanta ve oteller, çeşitli mal ve hizmetler ilişkin (toplam 445 alt bileşenden oluşan¹) zaman serisi ve EVDS'den elden edilen reel döviz kuru serisidir.

Grafik 1.1: Serilerin yıllar içinde dalgalanması



Reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliği serilerinin doğal logaritması alınmış ve Census-X12 yöntemine göre mevsimsellikten arındırılmıştır. Nispi fiyat değişkenliğini hesaplamak

¹ 445 alt bileşene ait mal ve hizmet grupları Ek-2'de verilmiştir.

amacıyla 1994:1-2010:5 arasını kapsayan tüketici fiyat endeksi harcama gruplarına göre belirlenen seriler kullanılarak; enflasyon, fiyat endeksi (P) serisinin doğal logaritmasının farkı alınarak şöyle hesaplanmaktadır. Her bir alt bileşen için bireysel enflasyon oranı (Çatik vd., 2008:197);

$$\pi_{i,t} = P_{i,t} - P_{i,t-1} \quad (1.5.1)$$

şeklindedir. $P_{i,t}$ her bir i. alt bileşenin t zamanındaki doğal logaritması, toplam fiyatlar ise

$$\pi_t = \sum_{i=1}^n w_i \pi_{it} \text{ şeklindedir. } w_i \text{ ise } i=1, \dots, n \text{ 'e kadar alt bileşenlerin ağırlıklandırılmış halidir.}$$

Nispi fiyat değişkenliğinin üçüncü momenti (çarpıklık);

$$sdrp_t = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i (\pi_{it} - \pi_t)^2} \quad (1.5.2)$$

ve dördüncü momenti (basıklık);

$$skrp_t = \frac{\sum_{i=1}^n w_i (\pi_{it} - \pi_t)^3}{sdrp_t^3} \quad (1.5.3)$$

olarak hesaplanmaktadır. Bu çalışmada ise nispi fiyat değişkenliğinin hesaplanmasında ise Choi (2010:774), Betts ve Kehoe (2008:7-8), Carballo ve Dabus (2008:240), Berument, Şahin ve Saraçoğlu (2008:2240), Nath (2004), Balderas ve Nath (2008:3), Tunay (2008:7), Çatik vd., (2008:197), Manzur (1991:131), Chang ve Cheng, (2002:326) tarafından ele alınan;

$$RPV_t = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\pi_{it} - \bar{\pi}_t)^2} \quad (1.5.6)$$

şeklinde oluşturulan endeks kullanılmıştır. n kullanılan endeks sayısını, π_t ise enflasyonu ve $\bar{\pi}_t$ ortalamasını ifade etmektedir. RPV_t t ile t-1 anı arasındaki nispi fiyat değişme hızını verir. Eğer bütün fiyatlar aynı derecede oransal olarak değişirse, $i=1, \dots, n$ için $\pi_{it} = \bar{\pi}_t$ ve $RPV_t = 0$ olur². Balassa (1964) ticarete konu olmayan malların üretimin gerçekleştiren sektörlerin verimlilik artış hızının, ticarete konu olan malları üreten sektörlerle kıyasla daha

² Daha detaylı bilgi için Theil (1967) bakılabilir.

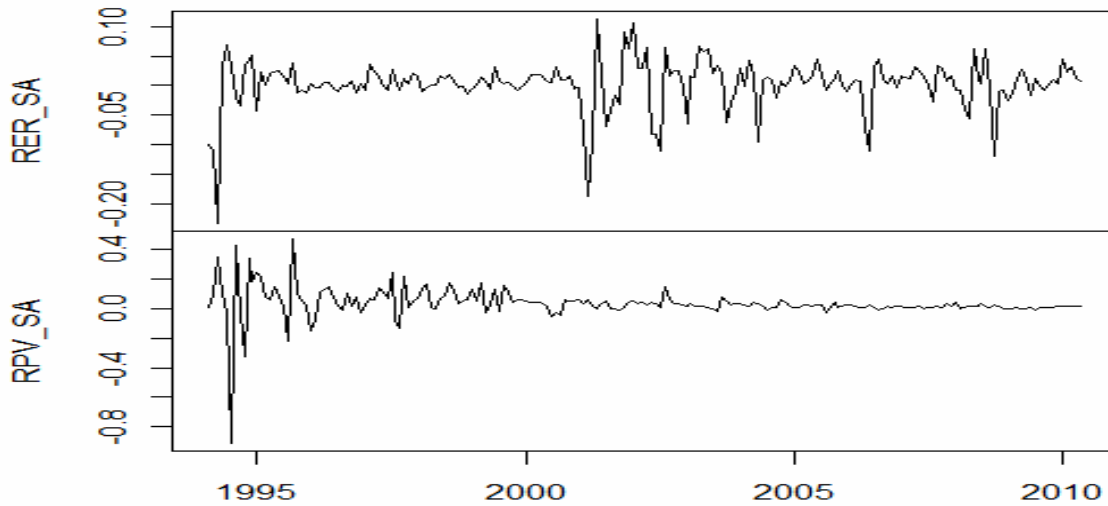
yüksek olduğunu belirtmiştir. Denklem 1.5.6’da nispi fiyat değişkenliğinin hesaplanmasında 10 sektörün tamamı dahil edildiği için her bir sektörün verimlilik artış hızlarının aynı olduğu varsayılmıştır.

Reel döviz kuru (RER^3) ise, NER nominal döviz kuru, P_t^y yurtdışı fiyat endeksi, P_t^x yurt içi fiyat endeksi olmak üzere;

$$RER_t = NER_t \frac{P_t^y}{P_t^x}$$

Olarak reel döviz kuru; nominal döviz kurunun fiyat endeksleriyle deflate edilmiş hali olarak hesaplanmaktadır.

Grafik 1.2: Reel Döviz Kuru ve Nispi Fiyat Değişkenliğinin Bir Önceki Aya Göre Değişmesi



Grafik 1.2’de yer alan mevsimsellikten arındırılmış reel döviz kuru serisinde sabit kurun veya sabit kura benzer alternatif tercihlerin uygulandığı yaklaşık Kasım 2000’e kadar 5 Nisan Kararlarının yer aldığı dönem hariç dalgalanma görülmemektedir. Ancak dalgalı kur ve enflasyon hedeflemesinin beraber uygulandığı 2000 sonrası dönemde reel döviz kuru sürekli ortalamayı kesme (mean reversion) eğilimindedir. Nispi fiyat değişkenliği ise karşılaştırmalı olarak 2000 yılına kadar mali ve ekonomik istikrarsızlık nedeniyle volatilité göstermiş ve ortalamayı kesme eğiliminde olmuş, 2000 yılından itibaren ortalamaya yakınsama

³ Reel döviz kuru tanımı için Betts, Kehoe (2008) ve Kıpıcı, Kesriyeli (1997) bakılabilir.

göstermiştir. Küçük ve Tuğer'e (2004) göre Türkiye'de nispi fiyat değişkenliğinin kaynağı ticarete konu olan malların fiyatlarındaki dalgalanmalardır. Doğal logaritması alınmış ve mevsimsellikten arındırılmış nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru serilerinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 1.1'de yer almaktadır.

Tablo1.1: Reel Döviz Kuru ve Nispi Fiyat Değişkenliğine ait Tanımlayıcı İstatistikler

	RER	RPV
Gözlem	197	197
Ortalama	2.582	6.243
Maksimum	2.966	8.624
Minimum	2.053	1.273
Standart Sapma	0.218	2.161
Çarpıklık	-0.113	-0.760
Basıklık	2.012	2.244
Jarque-Bera [Prob]	8.435 [0.0147]	23.660 [0.0000]

Tanımlayıcı istatistiklere göre oynaklığın göstergesi olan standart sapma değeri nispi fiyat değişkenliği serisinde daha yüksektir. Ayrıca her iki serinin olasılık dağılımdaki asimetriyi gösteren çarpıklık katsayısı⁴ dikkate alındığında her iki seri sola çarpık bulunmuştur. Dağılım eğrisinin kuyruk dağılımını gösteren basıklık katsayısına⁵ göre seriler basık bulunmuştur. Boş hipotezinde normal dağılımın olduğu Jarque-Bera testinin test istatistiğine göre olasılık değerleri göz önüne alınırsa serilerin normal dağılmadığı ve dolayısıyla aslında normal varsayıma dayalı analizlerin uygun sonuçlar veremeyeceğini işaret etmektedir.

⁴ Ortalamaya göre üçüncü derece moment çarpıklık için $S = \alpha_3 = \begin{cases} <0 & \text{ için sola çarpık} \\ =0 & \text{ için simetrik} \\ >0 & \text{ için sağa çarpık} \end{cases}$

⁵ Ortalamaya göre dördüncü moment basıklık için $K = \alpha_4 = \begin{cases} <3 & \text{ için basık} \\ =3 & \text{ için normal} \\ >3 & \text{ için dik} \end{cases}$

İKİNCİ BÖLÜM

NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ VE REEL DÖVİZ KURU: DOĞRUSAL ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

Doğrusal zaman serisi analizinin yapıldığı bu bölümde öncelikle Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF, Augmented Dickey Fuller, 1981), Elliot, Rothenberg ve Stock(1996) tarafından geliştirilmiş Dickey-Fuller tabanlı GLS ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS, 1992) ve Ng-Perron (1996,2001) birim kök testleri kullanılarak serilerin durağanlığı test edilecektir. Analizin devamında yapısal kırılmaları dikkate alan tek içsel kırılma için Zivot-Andrews (1992), çift içsel kırılma için Lee-Strazicich (2003) birim kök testleri ile Bai-Perron (2003a, 2003b) yapısal kırılma testleri yapılacaktır. Analiz kapsamında ele alınan serilerin durağanlık seviyelerine göre seriler arasındaki uzun dönem ilişkinin tespiti için Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme analizi uygulanacaktır. Bu bölümün sonunda ise reel döviz kuru ile nispi fiyat değişkenliği serileri arasında ilişkinin yönünü tespit etmek amacıyla Dolado-Lütkepohl (1996) ve Toda-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen doğrusal Granger tipi nedensellik analizleri değerlendirilecektir.

2.1. Birim Kök Testleri

2.1.1. Augmented (Genişletilmiş) Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Geleneksel Dickey-Fuller testleri sadece birinci dereceden bir AR (autoregressive) sürecini temel alarak süreci yürütürler (Dickey, Fuller, 1981:1057-1072). Teste p gecikme uzunluğu olmak üzere AR(p) modeli için; boş hipotezinde ARIMA($p,1,0$) otoregresif eşbütünleşik hareketli ortalama (autoregressive integrated moving average) sürecine karşılık alternatif hipotezde durağan ARIMA($p+1,0,0$) süreci test edilir (Cheung, Lai, 1995:277). Ancak hata teriminin beyaz gürültü özelliği gösterebilmesi diğer bir ifadeyle y_t serisinin önemli

gecikmelerinden birisi unutulursa hata teriminde otokorelasyona neden olunur ve modele daha yüksek dereceden AR eklemek gerekebilir (Güloğlu,2009:25). DF testinde 1. dereceden otokorelasyon süreci alındığı için hata teriminin (ε_t) beyaz gürültü özelliği gösterebilmesi amacıyla daha yüksek seviyede otokorelasyon sürecine sahip modellerin alınması gerekir (Sever, Demir, 2007:54).

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2) \quad (2.1.1)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2) \quad (2.1.2)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \delta_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2) \quad (2.1.3)$$

2.1.1'deki regresyon sabit terimsiz ve trend değişkeninin olmadığı modeli, 2.1.2'deki regresyon sadece sabit terimin dahil edildiği modeli, 2.1.3'deki regresyon sabit terim ve trend değişkeninin dahil edilen modeli ifade etmektedir. Test süreci γ değişkeninin birden küçük olup olmaması üzerine kuruludur. Birim kök testi sonucunda boş hipotezin reddi diğer bir ifadeyle alternatif hipotezin kabul edilmesi y_t serisinin birim kök taşımadığı ve durağan olduğu sonucuna ulaştırır. Serinin düzey değerinde durağan olması ise $I(0)$, birinci farkında durağan olması $I(1)$ ile ifade edilmektedir. Dickey-Fuller (1979) ADF testinin limit dağılımlarını türetmiş ancak MacKinnon (1991,1996) sonlu örneklem için kritik değerleri elde etmiştir.

Tablo 2.1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	In(RER)			In(RPV)		
	Sabitsiz	Sabitli	Sabit+Trend	Sabitsiz	Sabitli	Sabit+Trend
Düzye Değeri	0.8866 (2)* [-1.9424]**	-1.9474 (2)* [-2.8562]**	-5.0255 (1)* [-3.4330]**	9.9235 (2)* [-1.9425]**	5.1559 (0)* [-2.8761]**	-1.4670 (0)* [-3.4329]**
Birinci Fark	-10.0845 (1)* [-1.9424]**	-10.1518 (1)* [-2.8762]**	-10.1312 (1)* [-3.4331]**	-2.8733 (3)* [-1.9424]**	-12.1123 (0)* [-2.8762]**	-14.1691 (0)* [-3.4330]**
İkinci Fark	-10.0340 (5)* [-1.9425]**	-10.0104 (5)* [-2.876843]**	-9.9813 (5)* [-3.43337]**	-10.9012 (4)* [-1.94250]**	-10.8866 (4)* [-2.8765]**	-10.8645 (4)* [-3.43336]**

*Parantez içindeki değerler SIC kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını göstermektedir. ** ADF testi için %5 güven aralığında Mac Kinnon(1996) kritik değerleridir.

Serilerin durağanlık seviyeleri için y_t serisinin tahmin edilen τ (tau) istatistik değerinin MacKinnon (1996) tablo değerinden mutlak değer içinde büyük olması ($|\tau_h| > \tau_t$) gerekmektedir. Genişletilmiş Dickey-Fuller test sonuçlarına göre reel döviz kuru serisi düzey değerinin sabit terimin ve trendin eklendiğinde, bununla birlikte birinci farkında [I(1)] durağan oldukları görülmektedir. Nispi fiyat değişkenliği serisi ise düzey değerinde [I(0)] durağan olmaktadır. Cheung ve Lai (1995:281) ve Hall'a (1994:467) göre Dickey-Fuller testi örneklem büyüklüğü göz önüne alındığında gecikme derecelerine duyarlı olduğundan, sonuçların diğer birim kök testleri ile teyit edilmesi gerekmektedir. Kim, Leybourne ve Newbold'a (2002:369-371) göre Dickey-Fuller birim kök testi, seri birim kök sürecine yaklaştığında boyut bozukluklarına ve varyantsa ani düşmelere neden olmaktadır. Bu yüzden birim kök hipotezi sahte olarak (spuriously) olarak reddedilmektedir.

2.1.2. Elliot, Rothenberg ve Stock (1996) DF GLS Birim Kök Testi

Elliot, Rothenberg ve Stock(1996) tarafından geliştirilmiş Dickey-Fuller tabanlı GLS testi seriyi trendden arındırmak için genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ile Dickey-Fuller (DF) testini geliştirmişlerdir. Ayrıca DF-GLS birim kök testi daha güçlü (robust) varyans tahminleri yapması ve asimtotik dağılıma sahip olması bakımından Dickey Fuller testine göre üstündür (Cook, 2002:235-238). Ayrıca modelde deterministik terimler yer aldığına Dickey-Fuller testine göre gücü daha yüksektir. Testin uygulanması için modelde sabit terim ya da deterministik trendin olması gerekmektedir. Aksi durumda zaten seride deterministik trend yoksa DF-GLS testi, DF testi ile aynı etkinliğe sahip olacaktır (Temurlenk, Oltular, 2007:3). Deterministik bileşen olan d_t , sabit terim ve /veya trend içermekte ve ε_t sıfır ortalamalı durağan bir süreç olup sıfırinci frekansta spektral yoğunluk fonksiyonu pozitif olmak üzere;

$$y_t = d_t + u_t \quad (2.2.1)$$

ve

$$u_t = \alpha u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2.2)$$

şeklindedir. Burada boş hipotez ve alternatif hipotezi;

$$H_0 : \alpha = 1 \quad (\text{Birim kök})$$

$$H_1 : |\alpha| < 1 \quad (\text{durağan})$$

şeklinde oluşturulur. Eğer $d_t = \beta' z_t$ olarak ifade edilirse denklem 2.2.2'nin yaklaşık birinci farkı (quasi first difference) alınırsa;

$$y_t - \alpha y_{t-1} = \beta'(z_t - \alpha z_{t-1}) + \varepsilon_t \quad t > 1 \text{ için}^6 \quad (2.2.3)$$

olarak ifade edilebilir. Modelin tahmin edilebilmesi için α değerinin bilinmesi gerekmektedir. Elliot Rothenberg ve Stock (1996) α yerine $\bar{\alpha}$ kullanılmasını önermişler ve $\bar{\alpha}$ 'nın da;

$$\bar{\alpha} = 1 - 7/T \text{ eğer modelde yalnızca sabit terim varsa } z_t = \{1\}$$

$$\bar{\alpha} = 1 - 13.5/T \text{ eğer modelde sabit terim ve trend varsa } z_t = \{1, t\}$$

olarak sadece sabit terimli veya sabit terim ve trend değişkeninin dahil edildiği model için bulunabileceğini göstermişlerdir. $\bar{\alpha}$ hesaplandıktan sonra (2.2.3) denkleminde en küçük kareler yöntemi uygulanır ve β katsayılar vektörü bulunur. Model dönüştürüldüğünden bu yöntem artık geliştirilmiş en küçük kareler (GLS) yöntemidir. β değeri bulunduğundan sonra y_t serisi;

$$y_t^d = y_t - z_t' \hat{\beta} \quad (2.2.4)$$

olarak trendden arındırılır. DF-GLS test istatistiği için;

$$\Delta y_t^d = a_0 y_t^d + a_1 y_{t-1}^d + \dots + a_p y_{t-p}^d + v_t \quad (2.2.5)$$

Dickey-Fuller regresyonu tahmin edilir. Buradan a_0 katsayısının t istatistiği hesaplanır.

Yalnızca sabitin olduğu durum için Dickey Fuller tablosuna bakılır (Kim, Leybourne, Newbold, 2002:367-375). Sabit terimin ve trendin olduğu durum için kritik değerler Elliott, Rothenberg- Stock (ERS, 1996) tarafından tablo haline getirilmiştir. Boş hipotezin reddedilebilmesi için Elliott, Rothenberg- Stock DF-GLS test istatistik değerinin tablo kritik değerlerinin altında olması gerekmektedir.

Tablo 2.2 - DF GLS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzye değeri		Birinci fark		İkinci fark	
	Sabitli	Trend+Sabit	Sabitli	Trend+Sabit	Sabitli	Trend+Sabit
lnRER	-0.6577 (2)* [-1.9424]**	-2.4701 (2)* [-2.936]**	-0.8607 (6)* [-1.9425]**	-4.3634 (2)* [-2.937]**	-9.9707 (5)* [-1.9425]**	-9.9624 (5)* [-2.941]**
lnRPV	9.0418 (0)* [-1.9424]**	-0.7682 (0)* [-2.9340]**	-3.4493 (3)* [-1.9424]**	-14.0775 (0)* [-2.9350]**	-10.7875 (4)* [-1.9425]**	-10.4852 (4)* [-2.9400]**

*Parantez içindeki değerler SIC kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını göstermektedir. ** % 5 anlamlı seviyesinde LM istatistiği asimptotik kritik değerlerini göstermektedir.

⁶ $t=1$ için y_t 'nin ve z_t 'nin kendisi alınır.

Tablo 2.2 sonuçlarına göre reel döviz kuru serisi birinci farkında, nispi fiyat değişkenliği serisi ise düzey değerinin sabit terimin dâhil edildiği modelde durağan olmasına rağmen genel itibariyle birinci farkında durağan olduğu görülmektedir.

2.1.3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS, 1992) tarafından geliştirilen birim kök testinde seri deterministik trend arındırılarak durağan hale getirilir (Syczewska, 2010:3). KPSS testinde ADF ve Phillips-Perron birim kök testlerin aksine boş hipotez, serinin durağan olduğunu (birim kök içermediğini) alternatif hipotez ise serinin durağan olmadığını (birim kök içerdiğini) ifade etmektedir (Harne, Doarau, 2007:390-392). Boş hipotez yer alan durağanlık kavramı seriler trendden arındırıldıkları için temelde trend durağanlığı ifade etmektedir. Dolayısıyla trendden arındırılan serideki birim kök olmaması, serinin aslında trend durağan olduğunu göstermektedir.

KPSS testinde zaman serisi olarak alınan değişken; bir deterministik trend, bir rassal terim ve bir sabit bozucu terim olmak üzere üç bileşen içerir (Syczewska, 2010:4). Buna göre t deterministik trend, φ rassal süreç ve ε_t hata terimi olmak üzere;

$$y_t = \beta_t + \varphi_t + \varepsilon_t \quad (2.3.1)$$

şeklinde ifade edilir. Denklemde yer alan rassal süreç (φ_t);

$$\varphi_t = \varphi_{t-1} + u_t \quad (2.3.2)$$

şeklindeir. Rassal süreçte yer alan hata terimi u_t 'nin bağımsız ve eş dağılım özelliklerine sahip ($0, \sigma_u^2$) olduğu varsayılır. Bu durumda $\sigma_u^2=0$ boş hipotezi ile serinin durağan olup olmadığı test edilir. Hata teriminin varyansının (σ_u) sıfır olması, hata teriminin (u_t) sabit olmasını, dolayısıyla rassal süreç olarak nitelendirilen φ_t sürecinde durağan olmasını gerektirecektir (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin 1992: 162-163). KPSS testi esas itibariyle bir rassal terimin sıfır varyansa sahip olduğu hipotezinin Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier, LM) ile test edilmesidir (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin 1992: 159).

Tablo 2.3: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzye Değeri		Birinci Fark		İkinci Fark	
	Sabitli	Trend+Sabitli	Sabitli	Trend+Sabitli	Sabitli	Trend+Sabitli
InRER	1.6048* [0.463]**	0.1134* [0.146]**	0.0890* [0.463]**	0.0333* [0.146]**	0.1919 * [0.463]**	0.1281 * [0.146]**
InRPV	1.6413* [0.463]**	0.4310* [0.146]**	1.4509* [0.463]**	0.0778 * [0.146]**	0.1047 * [0.463]**	0.0895 * [0.146]**

Not:*Sabit ve Trend+Sabit için KPSS test istatistiklerini göstermektedir. ** % 5 anlam seviyesinde LM istatistiği asimptotik kritik değerlerini göstermektedir.

Test sonuçlarının yer aldığı Tablo 2.3'e göre reel döviz kuru serisi düzey değerinin sabit teriminin olduğu modelde boş hipotezin red edildiği, trend ve sabit terimin dahil edildiği modelde ise durağan olduğu görülmektedir. Bununla birlikte serinin birinci farkı alındığında hem sabit terim hem de sabit ve trendin dahil edildiği modelde boş hipotez kabul edilmiştir. Nispi fiyat değişkenliği serisi düzey değeri için değerlendirildiğinde her iki durumda da boş hipotezin red edildiği, ancak serinin birinci farkı alındığında boş hipotezi kabul edilmekte ve dolayısıyla durağan olmaktadır.

2.1.4. Ng-Perron Birim Kök Testi

Ng Perron (1996, 2001) birim kök testi Philips-Perron (1988) testinde ortaya çıkan boyut bozukluğunu düzeltmeye ve testin gücünü artırmaya çalışır. Ng-Perron testinde $Z_{\rho\mu}$ uyarlanarak M_α istatistiği elde edilmektedir. T gözlem sayısını, $\hat{\phi}$ ise otoregresif değişkene ait katsayısı olmak üzere;

$$MZ_\alpha = Z_{\rho\mu} + (T/2)(\hat{\phi}-1)^2 \quad (2.4.1)$$

ifade edilir. $(T/2)(\hat{\phi}-1)^2$ ifadesi $Z_{\rho\mu}$ testinin modifiye etmek için kullanılan hata düzeltme faktörüdür (Göktaş, 2008:53). MZ_α 'nın kritik değerleri $Z_{\rho\mu}$ kritik değerleriyle aynıdır. Ng Perron'un (2001) ikinci testi Bhargava istatistiğinin uyarlanmasıyla elde edilmektedir. s^2 uzun dönem varyansı σ_ε^2 'nin tutarlı bir tahminçisi olmak üzere;

$$MSB=(T^{-2} \sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 / s^2)^{0.5} \quad (2.4.2)$$

şeklinde elde edilir. MSB istatistiği kritik değerinden küçük olursa birim kök olduğunu ifade eden boş hipotez red edilir. Kritik değerler Stock (1993) tarafından verilmektedir. MZ_α ile Phillips Perron testi arasındaki ilişki;

$$MZ_\tau = MSB * Z_{\rho_\mu} \quad (2.4.3)$$

Ng-Perron'un (2001) geliştirdiği son test MPT'dir. MPT testi sadece sabit terimde veya sabit terim ve trendde olmak üzere iki şekilde uygulanır. Eğer seride sadece sabit terim varsa;

$$MPT=[\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1} \hat{y}_T^2] / s_{AR}^2 \quad (2.4.4)$$

Eğer seride hem sabit terim hemde trend varsa;

$$MPT=[\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 + (1-\bar{c})T^{-1} \hat{y}_T^2] / s_{AR}^2 \quad (2.4.5)$$

şeklindedir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2006:249, Göktaş, 2008:53). Bu testlerin yapılması için uzun dönem varyansının tutarlı olarak tahmin edilmesi gerekir. Bunun için üç durum mevcuttur. Birinci durumda bunun bilindiği varsayılır. İkinci durumda uzun dönem varyans otoregresif spektral yoğunluk fonksiyonundan elde edilir (Güloğlu,2009:18) ;

$$s_{AR}^2 = s_{ek}^2 / (1-\hat{b}(1))^2 \quad (2.4.6)$$

$$s_{ek}^2 = T^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \quad \text{ve} \quad \hat{b}(1) = \sum_{j=1}^k \hat{b}_j \quad (2.4.7)$$

Burada $\hat{b}(1)$ 'ler aşağıdaki ADF regresyonundan elde edilmektedirler.

$$\Delta y_t = b_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_i \Delta y_{t-j} + e_{tk} \quad (2.4.8)$$

MZ_α ve MZ_τ istatistiklerinde boş hipotez birim kök vardır şeklindedir. MSB ve MPT testlerinde ise boş hipotez KPSS testinde olduğu gibi birim kök olmadığı şeklindedir.

Tablo 2.4 : Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

	Düzey Değeri				Birinci Fark			
	Sabit				Sabit			
	MZ _α	MZt	MSB	MPT	MZ _α	MZt	MSB	MPT
InRER	-1.44 [2]*	-0.53 [2]*	0.36 [2]*	10.77 [2]*	-1.78[6]*	-0.84 [6]*	0.47 [6]*	12.31 [6]*
InRPV	2.73 [0]*	9.21 [0]*	3.37 [0]*	99.03[0]*	-16.94 [3]*	-2.76 [3]*	0.16 [3]*	1.97[3]*
	Sabit+Trend				Sabit+Trend			
	MZ _α	MZt	MSB	MPT	MZ _α	MZt	MSB	MPT
InRER	-12.19[2]*	-2.41 [2]*	0.19 [2]*	7.77[2]*	-30.86 [2]*	-3.92[2]*	0.12 [2]*	2.99[2]*
InRPV	0.78 [0]*	0.84 [0]*	1.08 [0]*	25.98 [0]*	-97.48[0]*	-6.96 [0]*	0.07[0]*	0.98[0]*

Not:* Trendden arındırılmış otoregresif gecikme uzunluğu $T^{1/3}$ olarak SIC kriterine göre belirlenmiştir. Ng-Perron (2001) den alınan asimptotik kritik değerler Sabitte %5 anlam seviyesinde MZ_α, MZt,MSB,MPT test istatistikleri için sırasıyla -8.1, -1.98, 0.23, 3.17'dir. Sabit +trend için aynı değerler-17.3, -2.91,0.16,5.48'dir

Tablo 2.4'te yer alan Ng-Perron birim kök testi sonuçlarına göre reel döviz kuru serisi düzey değeri düşünüldüğünde sabit terimin ele alındığı model için MZ_α ve MZt istatistiğine göre boş hipotez kabul, MSB ve MPT istatistiklerine göre boş hipotez red edilmektedir. Düzey değerinde sabit terim ve trend birlikte ele alındığında; MZ_α ve MZt için boş hipotez kabul, MSB için boş hipotez red, MPT için boş hipotezin kabul edildiği görülmektedir. Aynı mantık ile serinin birinci farkı düşünüldüğünde sabit terim için için MZ_α ve MZt istatistiğine göre boş hipotez kabul, MSB ve MPT istatistiklerine göre boş hipotez red edilmektedir. Düzey değerinde sabit terim ve trend birlikte ele alındığında; MZ_α, MZt, MSB ve MPT için boş hipotez kabul edilmektedir. Nispi fiyat değişkenliği serisi düzey değeri ile ele alındığında sabitli model için MZ_α, MZt ve MSB istatistiğine göre boş hipotez kabul, MPT istatistiğine göre boş hipotez red edilmektedir. Sabit terimin ve trend değişkeninin ele alındığı model için MZ_α ve MZt istatistiğine göre boş hipotez kabul, MSB ve MPT istatistiklerine göre boş hipotez red edilmektedir. Serinin birinci farkı alındığında sabit terim için MZ_α, MZt ve MPT istatistikleri için boş hipotez red, MSB istatistiğine göre boş hipotez kabul edilmektedir. Sabit terim ve trendin dahil edildiği model için MZ_α, MZt ve MPT istatistiğine göre boş hipotez red, MSB istatistiği için boş hipotez kabul edilmektedir.

Buraya kadar yapılan birim kök testlerinde değişkenler birinci farkında durağan olduğu ortaya çıkmıştır. Frenkel'e (1981) göre yurt içinde ticarete konu olmayan malların, ticarete konu olan mallara oranının durağan olmadığı durumlarda, toplam fiyat endeksine dayalı olarak yapılan satın alma gücü paritesi teorisi testleri yanlı olacaktır. Dolayısıyla nispi fiyatlarda birim kök olması durumunda parasal ve reel faktörlerin ticarete konu olan ve olmayan malların fiyat

hareketlerindeki baskınlığı yüzünden teoremin test edilmesinde yetersiz kalacaktır. Ayrıca nispi fiyatlarda birim kök sorunu reel döviz kuru ile uzun dönemli ilişkinin olmadığı anlamına gelecektir (Breuer, Lippert, 1997:197). Ancak satın alma gücü paritesi teorisi bağlamında özellikle reel döviz kurunun ve nispi fiyat değişkenliğinin test edilmesinde kullanılan birim kök testlerinin güvenilir olmadığını ortaya konulmuştur. Bunun nedeni;

- Yapısal kırılmaların olması (Dropsy 1996: 209-219, Sabate vd. 2003: 613-627)
- Yatay kesit etkileri (Holmes 2001:601-614, Chiu 2002: 349-362, Taylor 2002: 139-150)
- Doğrusal olmayanlık (Taylor, Peel 2002: 33-53, Sarno 2000: 285-291, Baum vd. 2001:379-399)

olarak gösterilmektedir. Araştırmanın bu aşamasından sonra sırasıyla alternatif kırılma sayıları içeren yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri yapılacaktır.

2.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

2.2.1.Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri kırılmanın içsel-dışsal olarak belirlenmesine veya kırılma sayısına göre gruplandırılabilir. Perron (1997) ve Zivot-Andrews (1992) testleri yapısal kırılmanın tek-içsel olarak belirlendiği testlerdir. Zivot-Andrews tek-içsel kırılma testi tüm örnekleme ve mümkün olan her bir kırılma için farklı bir kukla değişken kullanan ardışık (sequential) testtir. Kırılma tarihi t istatistiğine dayalı Genişletilmiş Dickey-Fuller testinin birim kökünün minimum olduğu noktaya göre seçilir (John, Nelson, Reetu, 2007:67). Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testinde Model A düzey tek kırılmaya, Model B eğimde tek kırılmaya, Model C ise hem eğimde hem de düzeyde tek kırılmaya izin veren üç model tasarlanmıştır (Zivot, Andrews,1992: 254, John, Nelson, Reetu, 2007:67-68). Buna göre;

Model A;

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + d(DTB)_t + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2.5.1)$$

Model B;

$$y_t = \alpha_0 + \gamma DT_t^* + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2.5.2)$$

ve Model C;

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + d(DTB)_t + \gamma DT_t + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2.5.3)$$

şeklindedir. Buradaki Δ birinci farkı, ε_t beyaz gürültü hata teriminin varyansı, σ^2 [$\varepsilon_t : iid(0, \sigma^2)$] ve $t=1, \dots, T$ zaman endeksini göstermektedir (Narayan, Smyth, 2005:1109-1116, Waheed, Tasneem, Ghauri, 2007:6-7). Δy_{t-i} ifadesi hata terimindeki otokorelasyonu ortadan kaldırmak amacıyla modele eklenmiştir. Sabit terime ait kukla değişken olan DU_t düzeyde değişimleri, eğime ait değişimleri de DT_t ve son olarak TB kırılma zamanını (crash dummy) ifade etmektedir.

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > TB \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad (2.5.4)$$

ve

$$DT_t = \begin{cases} t - TB & t > TB \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad (2.5.5)$$

Kırılma tarihinin yaşandığı her bir gözlemde boş hipotezin testi için t istatistiği minimumudur. Her üç modelinde boş hipotezi birim kökün ve yapısal kırılmanın olduğu üzerine kuruludur (Glynn, Perera, Verma, 2007:68-70, John, Nelson, Reetu, 2007:67). Alternatif hipotezler durağanlığı ifade etmektedir.

Zivot-Andrews'un (1992) kritik değerleri Perron'dan (1989) farklıdır. Zivot and Andrews (1992) testlerinde asimptotik kritik değerleri bulur; fakat küçük örneklem hacminde güvenilir değildir. İki modelin her biri boş hipotezinin altında bir kırılma ile birim köke sahiptir. Kukla değişkenler sıfır hipotezinin altında regresyonla birleştirilir. Alternatif hipotez durağan süreçte kırılma trendidir. Test sonucunda bulunan t istatistiğinin mutlak değeri Zivot-Andrews'un (1992) elde ettiği kritik değerlerden küçükse birim kök sürecini ifade eden boş hipotez kabul edilir. Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinin iki dezavantajı vardır. İlk olarak Perron (1989) tarafından dile getirilen boyut bozukluklarından kaynaklı test sonuçlarının boş hipotezi red etmeme eğiliminde olmasıdır. Kırılma tarihine göre testin gücü ile seride

bulunan bilgi arasında bir takas mevcuttur. Kırılma tarihini bulmak amacıyla ilgili gözleme kukla değişken koyması bilgi kaybına yol açmaktadır. İkincisi ise tüm seri boyunca iktisadi açıdan iki veya üç farklı rejim, krizi yapısal dönüşümler olsa bile seriyi tek kırılma bulmaya zorlamasıdır. Literatürde genellikle Model A ve Model C kullanıldığı için trend fonksiyonunun eğiminde sadece bir defalık değişime izin veren Model B sonuçlarına yer verilmemiştir.

Tablo 2.5: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları (Düzeyde ve eğimde kırılma) 1

Değişkenler	Model A		Model C	
	Min t-stat	Kırılma	Min T-stat	Kırılma
Gıda	-4.0778	01. 1997 (5)* [3.5907]**	-3.9638	03. 2001 (5)* [-3.4726]**
Giyim	4.5139	10. 2003 (4)* [-5.0512]**	-42.1401	06. 2002 (2)* [-34.1347]**
Konut	-3.2719	04. 1997 (7)* [2.9611]**	-4.2673	04. 1999 (7)* [-4.2374]**
Mobilya	-3.1869	12. 1996 (1)* [2.6827]**	-6.1653	07. 2001 (1)* [-6.0239]**
Sağlık	-3.9616	07. 1997 (0)* [4.1405]**	-4.9635	11. 1997 (0)* [-3.6912]**
Ulaştırma	-3.1816	11. 1997 (2)* [2.5466]**	-4.7775	02. 2001 (1)* [-4.4526]**
Eğlence	-3.5055	11. 1996 (4)* [3.7650]**	-4.6903	07. 1997 (4)* [-3.6152]**
Eğitim	-3.7031	08. 1997 (4)* [4.2285]**	-3.8921	08. 1997 (4)* [-3.5541]**
Lokanta	-4.9783	04. 1997 (4)* [4.9923]**	-7.3067	06. 1997 (4)* [-5.5769]**
Çeşitli	-3.0176	12. 1995 (8)* [4.0713]**	-4.8395	02. 2001 (8)* [-4.7847]**

Not: Trim değeri 0.1 alınmıştır. *Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir. **Modeller için Zivot ve Andrews (1992)'den alınan kritik değerler Model A'da %1 ve %5 anlam seviyeleri için sırasıyla -5.34 ve -4.80, Model C'de %1 ve %5 anlam seviyeleri için sırasıyla -5.57 ve -5.08'dir.

Tablo 2.5'te 10 temel harcama grubuna yapılan tek-işsel kırılma sonuçları yer almaktadır. Buna göre Model A için gıda sektöründe Ocak 1997, konut sektöründe Nisan 1997, mobilya sektöründe Aralık 1996, sağlık sektöründe Temmuz 1997, ulaştırma sektöründe Kasım 1997,

eğlence sektöründe Kasım 1996, eğitim sektöründe Ağustos 1997 ve çeşitli mal ve hizmetlerin bulunduğu grupta Aralık 1995 tarihleri anlamlı kırılma göstermiştir. Kırılma tarihlerinin 1997 yılında ortaya çıkması Asya’da ve Latin Amerika’da ortaya çıkan krizlerin etkilerini göstermiş olduğu düşünülebilir. Model C için gıda sektöründe Mart 2001, konut sektöründe Nisan 1999, sağlık sektöründe Kasım 1997, ulaştırma sektöründe Şubat 2001, eğlence sektöründe Temmuz 1997, eğitim sektöründe Ağustos 1997 ve çeşitli mal ve hizmetlerin yer aldığı harcama grubunda ise Şubat 2001 tarihlerinde anlamlı kırılma ortaya çıkmıştır.

Tablo 2.6: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları (Düzeyde ve eğimde kırılma) 2

Değişkenler	Model A		Model C	
	Min T-stat	Kırılma	Min T-stat	Kırılma
InRER	-5,4869	02.2001 (4)*	-5,5206	02.2001 (4)*
		[-3,7023]**		[-0,8293]**
InRPV	-2,2898	07.1999 (7)*	-6,0552	07.1999 (7)*
		[2,9209]**		[-5,9872]**

Not: Trim değeri 0.1 alınmıştır. *Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir. **Modeller için Zivot ve Andrews (1992)’den alınan kritik değerler Model A’da %1 ve %5 anlam seviyeleri için sırasıyla -5.34 ve -4.80, Model C’de %1 ve %5 anlam seviyeleri için sırasıyla -5.57 ve -5.08’dir.

Tablo 2.6’ya göre reel döviz kuru serisi Model A ve Model C birlikte dikkate alındığında Şubat 2001 krizini yakalamaktadır. Nispi fiyat değişkenliğinde ise Model C için anlamsız çıkmış ancak Model A’ya göre Temmuz 1999 döneminde kırılma yaşamıştır.

2.2.2. Lee-Strazicich İki Kırılmalı Minimum LM Birim Kök Testi

Birim kök testleri içerisinde yer alan Lumsdaine-Papell (1999) ve Lee-Strazicich (2003,2004) testlerinde yapısal kırılma çift-içsel olarak belirlenir. Lee-Strazicich (2003,2004) testinin alternatif hipotezi trend durağanlığı içerir. Boş hipotezinde ise yapısal kırılmanın olduğunu ifade eder. Belirlenen yapısal kırılma sabitte tek (Model AA), sabit ve trendde (Model CC) çift kırılmaya olanak sağlar (Temurlenk, Oltulular, 2007:4). Test süreci Zivot-Andrews (1992)

baz alınarak Lagrange Çarpanı (LM) istatistiğinin kullanılması ile oluşturulur. T_B kırılma tarihi, Z_t dışsal değişkenler vektörü ve kalıntılar $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ dağılmak üzere;

$$y_t = \delta Z_t + e_t \quad \text{ve} \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6.1)$$

$Z_t = [1, t, D_t, DT_t]'$ ise düzey değerinde çift kırılma için Model AA'da D_{jt} için $t \geq T_{Bj}$ iken 1, diğer durumlarda 0 değerini alır. $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ ise Model CC'de DT_{jt} için $t \geq T_{Bj} + 1$ iken 1, diğer durumlarda 0 değerini alır. Boş hipotez altında yapısal kırılmaları ($\beta = 1$), alternatif hipotez ise $\beta < 1$ şeklinde ifade edilir. $S_{t-1}^0 = y_t - \psi_x^0 - Z_t S_{t-1}^0$ ve $\delta'; \Delta y_t$ 'nin Δz_t üzerine regrese edilmesinden bulunan katsayılar ve $\psi_x^0 = y_1 - z_1 \delta$ ise Lagrange Çarpanına dayanan test istatistiği;

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi S_{t-1}^0 + u_t \quad (2.6.2)$$

şeklinde elde edilir. T tane gözlem sayısı için T_{Bj} kırılma noktası olmak üzere $\lambda_j = T / TB_{ji}$ ise kırılma tarihinin bulunması için ρ istatistiğinin minimum olduğu nokta ($LM_{\tau} = \inf_{\lambda} \tau(\lambda)$) seçilir (Moccer, Winograd, 2006:14-15).

Tablo 2.7: Lee-Strazicich Çift-İçsel Kırılma Testi Sonuçları 1

Değişkenler	Model AA			Model CC		
	Min. t stat.	Kırılma 1	Kırılma 2	Min. t stat.	Kırılma 1	Kırılma 2
gıda	1.377	10.2000. (8)* [-0.3277]**	02.2001. (8)* [-0.0373]**	-2.1457	09.1997 (8)* [-4,9017]**	03.1998 (8)* [-5,8331]**
giyim	0.551	10.2000 (7)* [-1.2066]**	07.2004 (7)* [0.7681]**	-5.5953	08.1995 (0)* [-6.6442]**	11. 2003 (0)* [-2.6687]**
konut	0.3065	10.2000 (7)* [-0.6776]**	08.2003 (7)* [-0.2639]**	-2.6229	10.1995 (4)* [14.2353]**	05.1998 (8)* [-11,2757]**
mobilya	0.8214	01.2001 (8)* [-1.7474]**	06.2004 (8)* [0.6001]**	-2.4388	10.1995 (4)* [-6.9458]**	07.2001 (4)* [-17.3191]**
sağlık	0.3255	03.1997 (8)* [-3.8483]**	02.2003. (8)* [3.0735]**	-3.5167	07.1996. (5)* [-3.1108]**	12.2001 (5)* [-15.0416]**

ulaştırma	-	-	-	-	-	-
eğlence	2.0910	01.1998 (5)* [-2.6748]**	06.2000 (5)* [0.6529]**	-3.3031	02.1996 (8)* [-6.2974]**	04.2001 (8)* [-13.2598]**
eğitim	2.7136	08.1995 (8)* [-3.6773]**	07.1997. (8)* [-3.2902]**	-4.5784	11.1995 (6)* 0.5282]**	08.2002 (6)* [-5.2304]**
lokanta	0.5191	10.1997 (8)* [3.6651]**	08.2002. (8)* [-0.1658]**	-3.5254	08.1995 (3)* [-7.2701]**	05.2001 (3)* [-17.2443]**
çeşitli	2.6865	01.1996 (6)* [6.1172]**	10.1997 (6)* [-1.8180]**	-3.7405	08.1997 (3)* [-8.0022]**	06.2006 (3)* [-6.4777]**

Not: Trim değeri 0.1 alınmıştır.* Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir.** Kiritk değerler Lee-Strazicich (2003) Model AA için %1 ve %5 için kritik değerler sırasıyla -4.54 ve -3.842, Model CC için kritik değerler %1 ve %5 için sırasıyla -5.82 ve -5.74'tür.

Tablo 2.7'de nispi fiyat değişkenliğinin hesaplanmasında kullanılan ham verilere ilişkin test sonuçları yer almaktadır. Model AA baz alındığında %5 anlam seviyesi için gıda sektöründe Kasım 2000 ve Şubat 2001, giyim sektöründe Kasım 2000 ve Temmuz 2004, konut sektöründe Kasım 2000 ve Ağustos 2003, mobilya sektöründe Ocak 2001 ve Haziran 2001, sağlık sektöründe Mart 1997 ve Şubat 2003, eğlence sektöründe Ocak 1998 ve Haziran 2000, eğitim sektöründe Ağustos 1995 ve Temmuz 1997, lokanta sektöründe Kasım 1997 ve Ağustos 2002 ve çeşitli mal ve hizmetlerde Kasım 1997 tarihleri bulunmuştur. Model CC baz alındığında yine %5 anlam seviyesinde gıda sektöründe Eylül 1997, giyim sektöründe Kasım 2003, sağlık sektöründe Temmuz 1996, eğitim sektöründe Kasım 1995 ve Ağustos 2002, anlamlı kırılma göstermiştir.

Tablo 2.8: Lee-Strazicich Çift-İçsel Kırılma Testi Sonuçları 2

Değişkenler	Model AA			Model CC		
	Min. t stat.	Kırılma 1	Kırılma 2	Min. t stat	Kırılma 1	Kırılma 2
InRER	-4,4813	03.2003 (1)* [1.148]**	05.2005 (1)* [1.4011]**	-5,2078	01.2000 (1)* [-0.0959]**	07.2003 (1)* [3,1460]**
InRPV	-0,7868	05.1999 (6)* [-7,2010]**	09.2002. (6)* [-0.1378]**	-6,2667	05.1999 (7)* [6,8529]**	08.2001 (7)* [-3,7384]**

Not: Trim değeri 0.1 alınmıştır.* Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir.** Kiritk değerler Lee-Strazicich (2003) Model AA için %1 ve %5 için kritik değerler sırasıyla -4.54 ve -3.842, Model CC için kritik değerler %1 ve %5 için sırasıyla -5.82 ve -5.74'tür.

Reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliği serilerine ilişkin Lee-Strazicich (2003) çift-içsel yapısal kırılma testi sonuçları Tablo 2.8’de yer almaktadır. Reel döviz kuru serisi için Model AA’da %5 anlam seviyesinde Mart 2003 ve Mayıs 2005, Model CC’de ise Ocak 2001 ve Temmuz 2003 tarihleri, nispi fiyat değişkenliği serisinde ise Model AA’da Eylül 2002 ve Model CC’de Ağustos 2001 tarihlerinde anlamlı kırılma görülmüştür.

2.3. Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi

Bai-Perron (1998, 2003a,2003b) (m+1) tane rejim için m tane kırılmayı; y_t bağımlı değişken, x_t (px1) ve z_t (qx1) boyutlu zaman bağımlı ortak değişkenler vektörü, β ve δ_j regresyon katsayıları ($\delta_i \neq \delta_{i+1}$) ve ($1 \leq i \leq m$) ve μ_t ise t anındaki hata terimi olmak üzere (Bai,Perron, 1998:51-57);

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + \mu_t \quad (2.7.1)$$

$t = T_{j-1}, \dots, T_j$, $j = 1, \dots, m+1$, $T_0 = 0$ ve $T_{m+1} = T$ şeklinde tanımlamıştır. Kırılma tarihleri (T_1, \dots, T_m) bilinmemektedir. Kısmi yapısal değişme olduğu zaman β değişmez. Bai-Perron testinde amaç bilinmeyen regresyon katsayılarını ve kırılma noktalarını ($\beta, \delta_1, \dots, \delta_{m+1}, T_1, \dots, T_m$) bulmaktır. Test süreci en küçük kareler yöntemine dayanmaktadır. Her bir m için ($T_1, \dots, T_m = T_j$), $\delta_i \neq \delta_{i+1}$ kısıtı altında δ_j ’nin hata kareleri toplamının minimumu;

$$\sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{j-1}+1}^{T_i} \left[y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_i \right]^2 \quad (2.7.2)$$

şeklinde bulunur. Amaç fonksiyonunun minimum hata kareleri toplamı ile kırılma tarihleri $[S_i(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)]$;

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} S_t(T_1, \dots, T_m) \quad (2.7.3)$$

şeklinde. Kırılma noktası tahminçileri, amaç fonksiyonunun global minimizasyonunu sağlarlar. Regresyon parametreleri ise $\hat{\delta} = \hat{\delta}(\hat{T}_j)$ olarak bulunur. Bununla birlikte saf kırılma modeli;

$$\begin{aligned} M_t &= \delta_1 + \mu_t & \text{için} & \quad t = 1, \dots, T_1 \\ M_t &= \delta_2 + \mu_t & \text{için} & \quad t = T_1 + 1, \dots, T_2 \\ \dots & & & \dots \\ M_t &= \delta_{m+1} + \mu_t & \text{için} & \quad t = T_{m+1}, \dots, T \end{aligned} \quad (2.7.4)$$

sürecinde δ sabit terimi için $z_t = 1, x_t = 1, p=0, q=1$ 'dir. M_t 'nin bütün olası dinamikleri hata teriminde ortaya çıkacaktır. Kısmi yapısal kırılma modeli ise;

$$\begin{aligned} M_t &= \beta M_{t-1} + \delta_1 + \mu_t & \text{için} & \quad t = 2, \dots, T_1 \\ M_t &= \beta M_{t-1} + \delta_2 + \mu_t & \text{için} & \quad t = T_1 + 1, \dots, T_2 \\ \dots & & & \dots \\ M_t &= \beta M_{t-1} + \delta_{m+1} + \mu_t & \text{için} & \quad t = T_{m+1}, \dots, T \end{aligned} \quad (2.7.5)$$

olmak üzere $x_t = M_{t-1}, p=1, z_t = 1, q=1$ 'dir. β katsayısındaki değişimler saf yapısal kırılma modeline göre daha yavaş olmaktadır. Bai-Perron testinde kırılma sayısının belirlenmesinde $\sup F_T(0|m)$, UDMax ve WDMMax testlerine bakılmasını önermişlerdir. Bu testlerde boş hipotezin red edilmesi durumunda seride en az bir tane kırılma olduğu anlaşılır. Birden fazla kırılmanın testi için ardışık F testi kullanılır. $\sup F_T(0|m)$ testi, Wald testine dayalıdır ve boş hipotezi hiç kırılma olmamasına karşılık alternatif hipotez m tane kırılma var şeklindedir. Ayrıca boş hipotezinin l tane kırılma, alternatif hipotezin l +1 tane kırılma şeklinde olduğu ardışık(sequential F) $\sup F_T(l+1|l)$ testi kullanılmaktadır (Bai,Perron, 2003a:72-78, 2003b:1-22).

Tablo 2.9:Reel Döviz Kuru için Bai-Perron Yapısal Kırılma Testi Sonuçları

Spesifikasyon					
Yt={lnRER} Zt={1, lnRPV}	Q	P	H	M	ε_t
		1	0	29	5
Testler					
SupFt(1)	SupFt(2)	SupFt(3)	SupFt(4)	SupFt(5)	UDmax
9.8144	18.4999	27.4420	24.4211	25.4046	27.442
[8.58]*	[7.22]*	[5.96]*	[4.99]*	[3.19]*	[8.88]*
SupFt(2\1)	SupFt(3\2)	SupFt(4\3)	SupFt(5\4)		WDmax
8.993	6.2442	0.1968	0.00		55.474
[8.58]*	[10.13]	[11.14]	[12.25]		[9.91]*
Bilgi Kriterine Göre Seçilen Kırılma Sayısı ve Tarihleri					
Ardışık (sequential)	1/ Mayıs 2003				
BIC	3 / Haziran 1997 Nisan 2003 Eylül 2005				
LWZ	3/ Haziran 1997 Kasım 1999 Şubat 2007				

Not: *%5 anlamlılık seviyesinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir. $\sup F_t(k)$, UDmax , WDmax ve $\sup F_t(l + \frac{1}{l})$ testlerine ait kritik değerler Bai ve Perron (2003b)'dan alınmıştır. y_t , bağımlı değişkeni, Z_t , rejimler bazında değişen bağımsız değişkenleri, q , rejimler bazında değişen bağımsız değişken sayısını, p , rejimler bazında değişmeyen bağımsız değişken sayısını, h herhangi bir rejimdeki minimum gözlem sayısını, M , maksimum kırılma sayısını ifade etmektedir.

Tablo 2.10:Nispi Fiyat Değişkenliği için Bai-Perron Yapısal Kırılma Testi Sonuçları

Spesifikasyon					
Yt={lnRPV} Zt={1, lnRER}	Q	P	H	M	ε_t
		1	0	29	5
Testler					
SupFt(1)	SupFt(2)	SupFt(3)	SupFt(4)	SupFt(5)	UDmax
23.284	17.1811	30.8346	17.596	17.596	37.774
[8.58]*	[7.22]*	[5.96]*	[4.99]*	[3.19]*	[8.88]*
SupFt(2\1)	SupFt(3\2)	SupFt(4\3)	SupFt(5\4)		WDmax
6.621	1.047	0.159	1.122		82.892
[8.58]	[10.13]	[11.14]	[12.25]		[9.91]*

Bilgi Kriterine Göre Seçilen Kırılma Sayısı ve Tarihleri	
Ardışık (sequential)	1/ Haziran 1999
BIC	5/ Ekim 1996- Haziran 1999- Nisan 2002- Eylül 2004- Ekim 2007
LWZ	4/ Ağustos 2003-Mayıs 2005- Şubat 2006- Aralık 2007

Not: *%5 anlamlılık seviyesinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir. $\sup F_t(k)$, UD_{max} , WD_{max} ve $\sup F_t(l + \frac{1}{l})$ testlerine ait kritik değerler Bai ve Perron (2003b)'dan alınmıştır. y_t , bağımlı değişkeni, z_t , rejimler bazında değişen bağımsız değişkenleri, q , rejimler bazında değişen bağımsız değişken sayısını, p , rejimler bazında değişmeyen bağımsız değişken sayısını, h herhangi bir rejimdeki minimum gözlem sayısını, M , maksimum kırılma sayısını ifade etmektedir.

Tablo 2.9'da reel döviz kuru için yapılan Bai-Perron (2003a, 2003b) yapısal kırılma test sonuçlarında ardışık bilgi kriterine göre tek kırılma tarihi olarak Mayıs 2003, BIC'e göre üç kırılma tarihi; Haziran 1997, Nisan 2003 ve Eylül 2005, LWZ'ye göre yine üç kırılma tarihi; Haziran 1997, Kasım 1999 ve Şubat 2007 tarihleri bulunmuştur. Tablo 2.10'da ise nispi fiyat değişkenliği serisine uygulanan Bai-Perron (2003a, 2003b) yapısal kırılma testi sonuçları verilmiştir. Bu sonuçlarda ardışık bilgi kriterine göre tek kırılma tarihi Haziran 1999, BIC'e göre beş kırılma tarihi olarak Ekim 1996, Haziran 1999, Nisan 2002, Eylül 2004 ve Ekim 2007, LWZ'ye göre yine dört kırılma tarihi olarak Ağustos 2003, Mayıs 2005, Şubat 2006 ve Aralık 2007 belirlenmiştir.

2.4. Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi

Ng-Perron(1996), Bai-Perron(1998), Ziwot-Andrews(1992), Lumsdaine-Papel (1999), Lee-Strazicich(2003,2004) tarafından geliştirilen yapısal kırılmayı dikkate alan testler doğrusal regresyon modellerinde her bir testin niteliğine göre zaman serilerinde olası muhtemel yapısal değişimleri test etmeye çalışmışlardır. Uzun bir süreci kapsayan serilerde bir veya iki tane yapısal kırılmanın bulunması, serilerin iktisadi açıdan yorumlanmasında yetersiz kalmıştır. Kaldı ki seriyi bir veya iki tane kırılma bulmaya zorlamaktadır. Bu nedenle Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) doğrusal eşbütünleşik sistemlerde yeterli sayıda yapısal değişimin varlığını ortaya koymak amacıyla alternatif çözümlere yönelmişlerdir. Kejriwal-Perron (2009:3) m tane çoklu yapısal kırılmanın olduğu doğrusal modeldeki yapısal değişimleri genel bir ifadeyle (m+1 rejim için);

$$y_t = c_j + z'_{ft} \delta_f + z'_{bt} \delta_{bj} + x'_{ft} \beta_f + x'_{bt} \beta_{bt} + u_t \quad (2.8.1)$$

$$(t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j)$$

olarak belirlenmiştir. Modelde T örneklem büyüklüğü olmak üzere, $j=1, \dots, m+1$ için $T_0=0$ ve $T_{m+1}=T$ olarak tahmin edilmiştir. Modelde yer alan skaler y_t değişkeni birinci farkında durağan [I(1)], x_{ft} ($q_f \times 1$) ve z_{bt} ($p_b \times 1$) vektörleri de birinci farkında durağan [I(1)] serileri ifade etmektedir. T_1, T_2, \dots, T_m olarak ele alınan kırılma tarihleri ise bilinmemektedir. Genel modelde yer alan kısmi yapısal değişme modelini; analiz kapsamında ele alınan reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliği serileri birinci farkında durağan olduğu için ($p_f = p_b = q_f = 0$) eğim ve sabitte oluşan kırılmalar;

$$y_t = c_j + z'_{bt} \delta_{bj} + u_t \quad \text{ve} \quad (t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j) \quad (2.8.2)$$

olarak ifade edilmektedir. Kesin dışsallık varsayımının yeterince katı olması ve değişkenlerde içsellik sorunu çoklu kırılmanın test edilmesinde kullanılan test istatistiklerinde güçlü (robust) sonuçlar verilmesini engellemektedir. Kejriwal-Perron (2008a,2009) birinci farkında durağan serilerde oluşabilecek içsellik sorununa karşı Saikkonen (1991) ve Stock-Watson (1993) tarafından önerilen dinamik en küçük kareler (DOLS) yöntemini kullanmıştır. Buna göre;

$$y_t = c_j + z'_{bt} \delta_{bj} + \sum_{j=-l_T}^{l_T} \Delta z'_{b t-j} \Pi_{bj} + u_t^* \quad (2.8.3)$$

modelinde eğer $T_{i-1} < t \leq T_i$ ise k tane kırılma için $i=1,2,..k+1$ ve $T_0=0$ ve $T_{m+1}=T$ 'dir. Hansen (1992) boş hipotezde eşbütünleşik serilerde değişimin olmadığı fakat regrese edilen bütün katsayılar da değişmeye izin veren sup ve mean LM testlerinin kullanılmasını önermiştir. Kejriwal-Perron (2008:10, 2009:14) ise LM testlerinin sonlu örneklemelerde powerlarının düşük olmasından dolayı farklı derecelerde durağan eşbütünleşik seriler için Bai-Perron (1998) tarafından önerilen tutarlı kırılma tarihlerinin elde edilmesine olanak sağlayan ardışık süreçleri (sequential procedure) kullanmıştır. Bu bağlamda çoklu yapısal kırılma için 3 tip test istatistiği kullanmışlardır. İlk olarak boş hipotezi yapısal kırılmanın olmamasını ($m=0$), alternatif hipotezi sabit sayıda kırılmanın olmasına ($m=k$) test eden supWald testinde;

$$\sup F_T^*(k) = \sup_{\lambda \in \Lambda_\varepsilon} \frac{SSR_0 - SSR_k}{\hat{\sigma}^2} \quad (2.8.4)$$

ve

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^{T-1} \omega\left(\frac{j}{\hat{h}}\right) \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j} \quad (2.8.5)$$

yer alan SSR_0 ; kırılmanın olmadığı boş hipotezden elde edilen kalıntı kareler toplamını, SSR_k ; k tane kırılmanın olduğu alternatif hipotez altında elde edilen kalıntı kareler toplamını, $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_m)$ ise her bir $\lambda = T_i \setminus T$ için $i=1, 2, \dots, m$, T_i adet kırılmayı veren vektörü ifade etmektedir (Kejriwal-Perron, 2008:10-11).

İkinci olarak yine boş hipotezi yapısal kırılmanın olmadığı ($m=0$), alternatif hipotezin $1 \leq m \leq M$ aralığında bilinmeyen kırılma sayısını test eden istatistik;

$$UD \max_{1 \leq k \leq m} F_T^*(M) = \max_{1 \leq k \leq m} F_T^*(k) \quad (2.8.6)$$

şeklindedir. M kırılma sayısının üst sınırını temsil etmektedir. Son aşamada ise boş hipotezin k tane kırılma olduğu, alternatif hipotezin k+1 tane kırılma olduğunu test eden;

$$SEQ_T(k+1|k) = \max_{1 \leq k \leq m} \sup_{\tau \in \Lambda_{j,\varepsilon}} T \{SSR_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_k)\} - \{SSR_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{j-1}, \tau, \hat{T}_j, \dots, \hat{T}_k)\} / SSR_{k+1} \quad (2.8.7)$$

'de yer alan $\Lambda_{j,\varepsilon} = \{\tau: \hat{T}_{j-1} + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\varepsilon \leq \tau \leq \hat{T}_j - (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\varepsilon\}$ modeli Bai-Perron (1998)'e uygun olarak k tane kırılmayı kalıntı kareler toplamının global minimizasyonu ile elde etmektedir. Kejriwal-Perron (2008:12, 2009:3-6) yapısal değişimleri sahte regresyon sorununa karşı powerlarının düşük olmasını engellemiştir. Bunun anlamı regresyonlardan biri sahte olduğunda, testler durağanlığın boş olduğunu reddedeceklerdir. (Esteve, Ibanez, Prats, 2010:5). Uzun dönemli eşbütünlük ilişkilerde yer alan katsayılar yapısal kırılmaların olduğu durumlarda eşbütünlüğün olup olmamasına duyarlılık kazandırmıştır (Esteve, Ibanez, Prats, 2010:7). Bununla birlikte Kejriwal (2008:12) ardışık süreçte bilgi kriteri olarak Akaike Bilgi Kriteri yerine Yao (1988) tarafından önerilen Bayesian Bilgi Kriterini kullanmıştır;

$$BIC(m) = \ln \hat{\sigma}^2(m) + p^* \ln(T) / T \quad (2.8.8)$$

eşitliğinde $p^* = (m+1)q + m + p$ ve $\hat{\sigma}^2(m) = T^{-1}S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ olarak ifade edilmiştir. $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ tahmin edilen kırılma tarihlerini, $S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ ise m tane kırılma altında yer alan hata terimlerinin kareleri toplamıdır. Ayrıca q değişmeye izin verilen katsayıların sayısını, p ise sabit tutulan katsayıların sayısını vermektedir.

Kejriwal (2008:13-14) boş hipotezde eşbütünleşme yer almak üzere çoklu yapısal kırılmaları bulmak için Arai-Kurozumi (2007) tarafından geliştirilen Langrange çarpanı (LM) testini kullanmışlardır. Arai-Kurozumi (2007) düzeyde (Model 1), trendde (Model 2) ve rejimde (Model 3) değişmeyi ele almak amacıyla tek kırılmayı dikkate alan $\hat{V}_1(\hat{\lambda})$ için LM test istatistiği;

$$\hat{V}_1(\hat{\lambda}) = (T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t(\hat{\lambda})^2) / \hat{\Omega}_{11} \quad (2.8.9)$$

ifadesinde $\hat{\Omega}_{11}$ (Bai-Perron(2003) tarafından geliştirilen dinamik algoritma kullanılarak) $\hat{\lambda} = (\hat{T}_1/T, \dots, \hat{T}_k/T)$ kırılma tarihleri olmak üzere genel modelde yer alan u_t^* 'in uzun dönem varyans matrisidir. Böylece Kejriwal (2008:14) boş hipotezinde eşbütünleşme ilişkisini ele alarak k tane kırılma için $\hat{V}_k(\hat{\lambda})$ çoklu yapısal değişmeleri bulmuştur.

Tablo 2.11: Yapısal Kırılmalar Altında Eşbütünleşik Regresyon İçeren Kejriwal-Perron testi

Spesifikasyonlar							
$y_t = \{reer_t\}, z_t = \{1, rpv_t\}, q=2, p=0, h=28, M=5, \varepsilon_1=0.15$							
Test Sonuçları							
Kasım 2000		Ocak 2004		Ağustos 2007			
c_1	δ_1	c_2	δ_2	c_3	δ_3	c_4	δ_4
-14.18 [0.041]	1.43 [0.002]	-19.01 [0.0613]	2.57 [0.000]	-23.31 [0.376]	3.41 [0.547]	-61.68 [0.532]	3.2 [0.477]
$R_1^2=0.699$		$R_2^2=0.581$		$R_3^2=0.633$		$R_4^2=0.184$	

Not: BIC göre seçilen kırılma sayısı 3'tür. y_t bağımlı değişkeni, z_t bağımsız değişkeni, q birinci farkında durağan [I(1)] olan seri sayısını, p düzeyde durağan [I(0)] olan seri sayısını, h her bir rejimde minimum gözlem sayısını,, M ise maksimum kırılma sayısını göstermektedir. Kritik değerler için Kejriwal ve Perron (2009) trendden arındırılmış değerleri içeren Tablo 1 baz alınmış ve köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerlerinin göstermektedir.

Sarno ve Taylor (2002) ve Taylor ve Taylor'a (2004) göre eğer nominal döviz kuru serisi ile enflasyon farkları serisi birinci farkında durağan ise nispi fiyatların ve nominal döviz kurunun yüksek varyans bileşenlerinin doğrusal olup olmamasına bakılmaksızın eşbütünleşme testleri yapılabilir. Aksi takdirde seriler, zaten doğrusal olmayan asimetric bir yapı gösterecektir. Bu açıdan değerlendirildiğinde Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) tarafından geliştirilen yapısal kırılmaları altında eşbütünleşme testi tam olarak veriye uyum sağlamıştır.

Yeni açık makroekonomik ekonomi modellerine (NOEM) göre uluslar arası piyasalarda, ticarete konu olan malların tek fiyatında ki dalgalanmalar artar. Betts ve Deverux'e (2000) göre bu dalgalanmalardan beslenen nominal fiyat katılıklarına rağmen NOEM modellerinde nominal döviz kuru üzerinde ki saf parasal şoklar ticarete konu olan malların yurt içi fiyatlarında sürekli dalgalanmalara neden olur. Bu dalgalanmalar reel döviz kurundaki dalgalanmalara yön verir. Manzur (1991)'e göre Tablo 2.11'de yer verilen δ katsayılarının pozitif ve anlamlı çıkması ev sahibi ülkedeki nispi fiyat değişkenliğinin varyansının artmasından dolayı ulusal paranın değer kaybettiğini göstermektedir. Böylece nispi fiyatların değişkenlik hızının artmasından dolayı fiyat sisteminin etkinliği azalmaktadır. Kırılma tarihlerine göre belirlenen dört rejim içinde Ocak 1994-Kasım 2000 ve Aralık 2000-Ocak 2004 dönemlerine ait eğim katsayıları istatistiksel olarak anlamlı, Şubat 2004-Ağustos 2007 ve Eylül 2007-Mayıs 2010 arası dönemler için eğim katsayıları istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Sabit terimler içinde sadece Ocak 1994-Kasım 2000 dönemi için katsayı istatistiksel olarak anlamlı, diğer dönemler için istatistiksel olarak anlamsızdır. Genel itibariyle eğim katsayılarının işaret ettiği gibi sabit kurun uygulandığı dönemlerde ve Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizlerinin ertesinde ortaya çıkan ekonomik istikrarın tam olarak yerleşmeye başladığı dönemde nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Zaten birinci bölümde yer alan Grafik 1.2'de ifade edilen reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliğinin bir önceki aya göre değişmesine bakıldığında 2000 yılından itibaren nispi fiyat değişkenliğindeki volatilitenin azaldığı görülmektedir. Ayrıca Kalter ve Armando (1999) döviz kuru tercihi ve artan kamu harcamaları birlikte düşünüldüğünde ticarete konu olan ve olmayan malların ikinci momentlerinde bir artış olacağını ifade etmişlerdir. Analiz içerisinde yer alan Ocak 1994 ve Şubat 2001 arası dönemde Türkiye'nin mali ve ekonomik istikrarsızlık yaşadığı düşünüldüğünde nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında bir etkileşimin olması olağan görünmektedir.

2.5. Dolado-Lütkepohl Nedensellik Analizi

Reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliği serileri arasındaki nedensellik ilişkisini test etmek için Dolado ve Lütkepohl (1996) tarafından geliştirilen değiştirilmiş Wald testi uygulanacaktır. Dolado-Lütkepohl Granger nedensellik analizinin en önemli avantajı değişkenler arasında nedensellik ilişkisini araştırırken birim kök testlerini göz önünde bulundurmamasıdır (Booth, Ciner, 2005:464). Vektör otoregresyon (VAR) modelinde değişkenlerin durağanlık derecelerinin farklı olması χ^2 ve F testlerinin standart olmayan asimptotik dağılmasına yol açar. Standart olmayan asimptotik özelliklerde kullanılan eşbütünleşik VAR süreçleri üzerindeki sıfır kısıtlaması, tahmincilerin asimptotik dağılımlarındaki tekilliğe bağlı olabilir (Lütkepohl, Kratzig, 2004). Dolado-Lütkepohl'a (1996) göre değişkenlerin bütünleşik veya eşbütünleşik olup olmamalarını dikkate alan standart Granger nedensellik analizindeki zorlukların üstesinden gelmektedir. Bu yaklaşım bütünleşik-eşbütünleşik VAR katsayılarına asimptotik özellikler gösteren Wald testi uygulamasına bağlıdır (Ege, Nazlıoğlu, Bayrakdaroğlu, 2008:5, Ciarreta, Zarraga, 2009:7-8). Tekillik sorunu, optimal gecikmeli kısıtlanmamış VAR modeline ilave gecikme eklenmesiyle VAR katsayılarındaki tekil olmayan dağılım sorununu ortadan kaldırır. Dolado-Lütkepohl nedensellik analizi VAR modelinde bulunan optimal gecikme uzunluğuna, ilave gecikmelerin eklenmesiyle bu sorundan kurtarır. Dolado-Lütkepohl Granger nedensellik analizi iki aşamadan oluşur. İlk olarak AIC (Akaike Information Criteria) kriteri kullanılarak optimal gecikme uzunluğuna sahip VAR(p) modeli tahmin edilir. Daha sonra VAR(p+1) modeli tahmin edilerek değişkenlere modifiye edilmiş Wald testi yapılır. Dolado-Lütkepohl nedensellik analizinde en önemli aşama nedensellik analizinin gecikme sayısına duyarlı olması nedeniyle ilk aşamadır. Buna göre nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki SIC kriteri kullanarak oluşturulan VAR(4) modeli;

$$\begin{bmatrix} \ln RER_t \\ \ln RPV_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11,1} & \beta_{12,1} & \beta_{13,1} \\ \beta_{21,1} & \beta_{22,1} & \beta_{23,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln RER_{t-1} \\ \ln RPV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11,2} & \beta_{12,2} & \beta_{13,2} \\ \beta_{21,2} & \beta_{22,2} & \beta_{23,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln RER_{t-2} \\ \ln RPV_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11,3} & \beta_{12,3} & \beta_{13,3} \\ \beta_{21,3} & \beta_{22,3} & \beta_{23,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln RER_{t-3} \\ \ln RPV_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11,4} & \beta_{12,4} & \beta_{13,4} \\ \beta_{21,4} & \beta_{22,4} & \beta_{23,4} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln RER_{t-4} \\ \ln RPV_{t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.9.1)$$

olarak ifade edilebilir. Bu 2.4.1.1'deki notasyona göre $\beta_{1,1}=0$ şeklinde kurulan sıfır hipotezi nispi fiyat değişkenliği, reel döviz kurunun nedeni değildir ve $\beta_{2,1}=0$ ise reel döviz kuru, nispi fiyat değişkenliğinin nedeni değildir şeklinde ifade edilir.

Tablo 2.12: Dolado-Lütkepohl Nedensellik Sonuçları

	Hipotez	Gecikme uzunluğu	MWALD	p-değeri	Nedensellik
1994:1-2010:5	RER→RPV	4*	3.3163	0.5063	Red
	RPV→RER		0.3716	0.9847	Red
1994:1-2000:11	RER→RPV	2*	3.7710	0.1517	Red
	RPV→RER		7.8800	0.0194	Kabul
2000:12-2010:5	RER→RPV	2*	5.9734	0.0505	Red
	RPV→RER		17.734	0.0001	Kabul

*Parantez içindeki değer optimal gecikme uzunluğu için LR, FPE, SIC, HQ, AIC kriterini göstermektedir.

Tablo 2.12'de yer alan sonuçlara göre tüm periyot boyunca 1994:1-2010:5 arasında nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında çift yönlü nedensellik bulunmamaktadır. Ayrıca 1994:1-2000:11 ve 2000:12-2010:5 arasında reel döviz kurunda nispi fiyat değişkenliğine yönelik doğrusal nedensellik olmamakla birlikte, nispi fiyat değişkenliğinde reel döviz kuruna doğrusal nedensellik bulunmaktadır.

2.6. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

Toda-Yamamoto (1995) VAR modelinde bulunan gecikme sayısına, serilerin bütünleşme derecelerini ekleyerek χ^2 dağılımına sahip Wald testi uygular. Böylece Toda-Yamamoto nedensellik analizinde değişkenlerin düzey değerlerinde standart VAR modeli oluşturularak serilerin eşbütünleşme derecelerinin belirlenken oluşan sorunları ortadan kaldırır (Zapata, Rambaldi, 1997:289, Duasa, 2007:87). Buna göre oluşturulan VAR(4) süreci;

$$InRER_t = \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_i InRER_{ti} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_i InRPV_{ti} + \varepsilon_{1t} \quad (2.10.1)$$

$$InRPV_t = \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{2i} InRPV_{ti} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{2i} InRER_{ti} + \varepsilon_{2t} \quad (2.10.2)$$

şeklinde ifade edilebilir. d_{\max} modelde yer alan değişkenlerin maksimum bütünleşme derecelerini, k ise VAR modelinden elde edilen optimal gecikme uzunluğunu, ε_t ise beyaz gürültü varsayımına dayalı hata düzeltme terimini ifade eder. Denklem 2.10.1'de yer alan $i \leq k$ için sıfır hipotezi $\beta_{1i} = 0$ olarak test edilir. Alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda nispi fiyat değişkenliğinden, reel döviz kuruna doğru nedensellik ilişkisi bulunurken, 2.10.2'deki denklem için sıfır hipotezi $i \leq k$ için $\beta_{2i} = 0$ olarak test edilir ve yine alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda ise reel döviz kurundan nispi fiyat değişkenliğine doğru nedensellik ilişkisi bulunur. Tablo 2.13'te hem tüm periyot için hem de Kejriwal (2008), Kejriwal-Perron (2009) yapısal kırılmalı eşbütünleşme test sonuçlarına göre kırılma noktaları ayrı ayrı dönemlere ayrılarak nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisi ele alınmıştır.

Tablo 2.13: Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Test Sonuçları

		Gecikme uzunluğu		MWALD	p-değeri	Nedensellik
Hipotez		$k + d_{\max}$				
1994:1-2010:5	RER→RPV	3*		6.1244	0.191	Red
	RPV→RER			5.7415	0.219	Red
1994:1-2000:11	RER→RPV	2*		0.5752	0.448	Red
	RPV→RER			1.2719	0.262	Red
2000:12-2010:5	RER→RPV	3*		2.353	0.125	Red
	RPV→RER			0.456	0.499	Red

*Değerleri AIC kriterlerine göre seçilen gecikme uzunlukları ile serilerin durağanlık seviyeleri toplamını göstermektedir.

Tablo 2.13'da Toda-Yamamoto Granger nedensellik test sonuçlarına göre hem tüm periyot boyunca hem de dönemlere ayrıldığından nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında doğrusal nedensellik bulunmamaktadır. Aslında nedensellik testlerini yaparken çıkmasını beklediğimiz sonuç dönemlere ayırmamızla birlikte dalgalı kurun uygulandığı dönemlerde nispi fiyat değişkenliğinden reel döviz kuruna doğru nedensellik çıkmasıydı. Çünkü esnek kur uygulamasında kur piyasada belirlendiği için reel faktörlerden etkilenmesi çok doğaldır. Böylece nispi fiyat değişkenliğinin yüksek olması durumunda ekonomik aktörlerin fiyatları gözlemlemek amacıyla nispi fiyat değişkenliğini kullanarak sinyal almasını zorlaştırdığı için

ekonomide işleyen fiyat mekanizmasındaki bilgi akışını etkinsiz hale getirmektedir. Bu durumda nispi fiyatların ikinci momentindeki artış, hem finansal piyasalarda belirsizliği artırır hem de ulusal para birimine değer kaybettirir (Manzur, 1991:139). Sabit kur uygulamasında bu sonucu görmek mümkün değildir. Sadece Dolado-Lütkepohl Granger nedensellik test sonuçlarında enflasyon hedeflemesi ile birlikte dalgalı kurun uygulandığı 2000:10-2010:5 arasında nispi fiyat değişkenliğinden reel döviz kuruna doğru nedensellik çıkmıştır.

2.7.Doğrusal Zaman Serisi Analizi Uygulama Sonuçları

Reel döviz kuru ve hesaplanan nispi fiyat değişkenliği serilerine uygulanan Augmented Dickey-Fuller (1981), Elliot, Rothenberg ve Stock DF-GLS (1996), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992), Ng-Perron (1996, 2001) geleneksel birim kök testleri sonuçlarında her iki seride düzey değerlerinde durağan olmayıp birinci farkı alındığında durağan çıkmaktadır. Böylece reel döviz kuru serisinde doğrusal birim kökün ve yapısal kırılmaların bulunduğu durumlarda satın alma gücü paritesi teorisi geçersiz olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Karaduman,2007:103). Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinde öncelikle Zivot-Andrews tek-içsel kırılma testinde gıda, konut, sağlık, ulaştırma, eğitim serilerinde kırılma tarihlerinin 1990'lı yılların sonları doğru olduğu, gıda, ulaştırma ve çeşitli mal ve hizmetlerin yer aldığı serilerde ise 2000'li yılların başlarında olduğu gözlenmiştir. Reel döviz kuru serisinde kırılma noktasının Şubat 2001 krizinin gerçekleştiği periyotta olması anlamlıdır. Nispi fiyat değişkenliği serisinde ise yapısal kırılma 1999 yılının Temmuz ayında gerçekleşmiştir.

Çift-içsel kırılmayı dikkate alan Lee-Strazicich yapısal kırılma testinde ise Model A baz alındığında gıda sektöründe Kasım 2000 ve Şubat 2001, giyim sektöründe Kasım 2000 ve Temmuz 2004, konut sektöründe Kasım 2000 ve Ağustos 2003, mobilya sektöründe Ocak 2001 ve Haziran 2006, sağlık sektöründe Mart 2007 ve Şubat 2003, eğlence sektöründe Ocak 1998 ve Haziran 2000, eğitim sektöründe Ağustos 1995 ve Haziran 2007, lokanta sektöründe Kasım 1997 ve Ağustos 2002, çeşitli mal ve hizmetleri serisinde ise Kasım 1997 olarak bulunmuştur. Yine model A baz alınarak yapılan test sonuçlarında reel döviz kurunda Mart 2003 ve Mayıs 2005, nispi fiyat değişkenliği serisinde ise Eylül 2001 tarihlerinde oluşmaktadır. Yine Lee-Strazicich yapısal kırılma testinde yer alan Model C baz alındığında gıda sektöründe Eylül 1997, giyim sektöründe Kasım 2003, sağlık sektöründe Temmuz 1996, eğitim sektöründe Kasım 1995 ve Ağustos 2002 olarak bulunmuştur. Yine model C baz

alınarak yapılan test sonuçlarında reel döviz kurunda Ocak 2001 ve Haziran 2003, nispi fiyat değişkenliği serisinde ise Ağustos 2001 tarihlerinde anlamlı kırılma görülmektedir.

Bai-Perron çoklu yapısal kırılma testi birim kök testi olmayıp serilerde maksimum 5 tane kırılma bulmaktadır. İki alternatif durum incelenmiştir. Testin ekonometrik mantığına uygun olarak nispi fiyat değişkenliğinin reel döviz kuru üzerinde regrese edilmesi ile Bayesian bilgi kriterine göre kırılma tarihleri Haziran 1997, Nisan 2003 ve Eylül 2005, LWZ bilgi kriterine göre Haziran 1997, Kasım 1999 ve Şubat 2007, Ardışık bilgi kriterine göre Mayıs 2003 olarak bulunmuştur. Tam tersi durumda reel döviz kurunun nispi fiyat değişkenliği serisi üzerine regrese edilmesinde BIC kriterine göre Ekim 1996, Haziran 1999, Nisan 2002, Eylül 2004 ve Ekim 2007 tarihleri, LWZ'e göre Ağustos 2003, Mayıs 2005, Şubat 2006 ve Aralık 2007 tarihleri, ardışık bilgi kriterine göre ise Haziran 1999 tarihi bulunmuştur.

Yapısal kırılmaların çoklu olarak belirlendiği ve her bir dönem için ayrı ayrı dinamik en küçük kareler (DOLS) yöntemi ile uzun dönemli ilişkiler elde edilen Kejriwal testinde ise kırılma tarihleri Aralık 1996, Eylül 2000, Şubat 2003 ve Aralık 2006 olarak bulunmuştur. Her bir döneme ait R^2 dikkate alındığında en düşük ilişkinin 2007 yılından itibaren başladığını ve bu yıldan itibaren ilişkinin negatife dönüştüğü görülmektedir. Ancak reel döviz kuru ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişki, parasal genişlemelerle birlikte değişecektir. Manzur'a (1991) göre esnek fiyatlı mal ve hizmetlerin fiyatlarında aşağı yönlü bir eğilim olduğunda ulusal para değer kazanacaktır. Dolayısıyla nispi fiyatlarda bir düşme, nispi fiyatların ikinci momentine pozitif değer katacaktır. Ayrıca nispi fiyatlardaki dalgalanmalar denge reel döviz kurunu eksik veya aşırı değerlenmesine neden olacak ve parite dengeden uzaklaşacaktır.

Dolado-Lütkepohl Granger nedensellik testi sonuçlarına göre tüm periyot boyunca 1994:1-2010:5 arasında nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında çift yönlü nedensellik bulunmamaktadır. Ayrıca 1994:1-2000:11 ve 2000:12-2010:5 arasında reel döviz kurunda nispi fiyat değişkenliğine yönelik doğrusal nedensellik olmamakla birlikte, nispi fiyat değişkenliğinde reel döviz kuruna doğrusal nedensellik bulunmaktadır. Toda-Yamamoto Granger Nedensellik test sonuçlarına göre hem tüm dönem boyunca hem de dönemlere ayrıldığından nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında doğrusal nedensellik bulunmamaktadır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ VE REEL DÖVİZ KURU: DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

Rejim deęişim modelleri rejimin zaman içinde deęişim şekline göre ikiye ayrılmaktadırlar. İlk olarak rejim deęişim modelinde rejimler (regime, state) gözlemlenebilen bir deęişkene baęlı olarak deęişmektedir. Eşik otoregresif (Threshold Autoregressive) ve Yumuşak geçiş otoregresif (Smooth Transition Autoregressive (STAR)) modelleri bu alanda deęerlendirilmektedir. TAR modellerini teorik olarak ilk öce Tong (1978, 1983, 1990), Tong ve Lim (1980) çalışmalarında, uygulamaya dönük olarak ise Tsay (1989), Chan (1993), Hansen (1996, 1997) tarafından ele alınmıştır. Doğrusal olmayan zaman serisi analizlerinin yapıldığı uygulamanın bu son bölümünde ilk olarak kendinden geçişli eşik otoregresif modeller (SETAR), daha sonra sırasıyla Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) Modelleri ele alınmış ve nispi fiyat deęişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkinin lojistik yumuşak geçişli otoregresif (LSTAR) veya üssel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) olmasına yönelik çıkarımlar yapılacaktır. Kurulan modele baęlı kalınarak doğrusal olmayan etki tepki fonksiyonlarından daralma ve genişleme rejimlerine ait pozitif ve negatif şoklar elde edilecektir. Brock, Dechert ve Schienkman (1987) ve Brock, Dechert, Schienkman ve LeBaron (1996) tarafından geliştirilen BDS testi serilerin doğrusal olup olmamasının test edilecektir. Daha sonra Kapetanios, Shin ve Snell (2003) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan birim kök testi ele alınacaktır. Hansen ve Seo (2002) tarafından önerilen eşik deęerli doğrusal olmayan eşbütünleşme testi (TVECM) yapılacaktır. Reel döviz kuru ile nispi fiyat deęişkenliği arasında asimetrik ilişkileri bulmak için Himestra-Jones (1994) ve Diks-Panchenko (2005,2006) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan Granger tipi nedensellik analizleri ile nedensellik analizi sonuçları karşılaştırma olanağı doğacaktır.

3.1. Kendinden Geçişli Eşik Otoregresif (SE)TAR Modeli

SETAR her bir parçası doğrusal olan, belli bir eşik altında ve üstünde farklı davranan modeldir. Modelde amaçlanan dinamik asimetrisi farklı kalıcılık (modelin bir kısmı uzun hafıza (long memory) gösterebilir) gösteren yapıları yakalamaktır. k farklı rejime sahip, c eşik (threshold) parametresi, S_t spesifik eşik değeri ($S_t = y_{t-d}$) ile her biri tek başına AR(p) veya ARMA (p,q) modeli olan SETAR(2, p_1, p_2) modeli (Enders, 2009:429, Teräsvirta, 1995:582, Van Dijk vd, 2002:4, Hansen, 1997:2);

$$y_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p_1}y_{t-p_1} + \varepsilon_t & \text{eğer } (y_{t-d} \leq c) \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p_2}y_{t-p_2} + \varepsilon_t & \text{eğer } (y_{t-d} > c) \end{cases} \quad (3.1.1)$$

veya alternatif gösterimle;

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p_1}y_{t-p_1})I(y_{t-d} \leq c) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p_2}y_{t-p_2})I(y_{t-d} > c) \quad (3.1.2)$$

ifadesinde;

$$I(y_{t-d} \leq c) = \begin{cases} 1, & \text{eğer } y_{t-d} \leq c \\ 0, & \text{eğer } y_{t-d} > c \end{cases} \quad \text{ve} \quad I(y_{t-d} > c) = \begin{cases} 1, & \text{eğer } y_{t-d} > c \\ 0, & \text{eğer } y_{t-d} \leq c \end{cases} \quad \text{olarak}$$

gösterilir⁷.

Yukarıdaki ifadelerde yer alan $\phi_{1,0}$ ve $\phi_{2,0}$ her bir rejime ait otoregresif parametreleri p_1 ve p_2 doğrusal kısımlara ait otoregresif gecikme uzunlukları, d gecikme parametresi ve son olarak $\varepsilon_t : iid(0, \sigma^2)$ ⁸ ve $\sigma^2 < \infty$ olarak yer almaktadır (Enders, 2009:439, Hansen, 1998:553). SETAR modelinin özellikleri olarak y_{t-d} serisi;

- Çok değişkenli,
- $\sum_{j=1}^{p_1} \phi_{1,j} < 1$ ve $\sum_{j=1}^{p_2} \phi_{2,j} < 1$ ise durağan,
- $\sum_{j=1}^{p_1} \phi_{1,j} < 1$, $\sum_{j=1}^{p_2} \phi_{2,j} < 1$ ve $\sum_{j=1}^p \phi_{1,j} \phi_{2,j} < 1$ ise geometrik ergodik,

⁷ $I(y_{t-d} \leq c) = 1 - I(y_{t-d} > c)$ şeklinde dönüştürülebilir.

⁸ Bağımsız özdeş dağılım (independent identically distributed)

- y_t 'nin ortalama değeri her bir rejim için koşullu beklenen değerinin ağırlıklandırılmış ortalaması olarak sıralanabilir (Enders, 2009:440-445).

Modelin her bir parçasının doğrusal olması $k=1$ durumunda SETAR (1, p) modeli;

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.1.3)$$

şeklinde doğrusal AR(p) modeline dönüşmektedir. Yukarıda yer alan (3.1.3) numaralı ifadeyi daha kompakt bir şekilde yazarsak;

$$x_t = \begin{pmatrix} 1 \\ y_{t-1} \\ \mathbf{M} \\ y_{t-p} \end{pmatrix} \text{ ve } x_t(c) = \left(x_t' I(y_{t-d} \leq c) x_t' I(y_{t-d} > c) \right) \quad (3.1.4)$$

$$\text{ve } \phi_1 = \begin{pmatrix} \phi_{1,0} \\ \phi_{1,1} \\ \mathbf{M} \\ \phi_{1,p} \end{pmatrix} \text{ ve } \phi_2 = \begin{pmatrix} \phi_{2,0} \\ \phi_{2,1} \\ \mathbf{M} \\ \phi_{2,p} \end{pmatrix} \text{ olarak tanımlarsak ;}$$

$$y_t = \phi_1' x_t I(y_{t-d} \leq c) + \phi_2' x_t I(y_{t-d} > c) + \varepsilon_t \quad (3.1.5)$$

şeklinde ifade edilebileceği gibi kısaca $\theta = \begin{pmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \end{pmatrix}$ dersek;

$$y_t = x_t(c)\theta + \varepsilon_t \quad (3.1.6)$$

olarak ifade edilir. Yapılan anlatımlardan da anlaşılacağı üzere TAR modellerinde S_t eşik değeri, SETAR modellerinde ise y_{t-d} değeri d değerine bağlıdır. Yani SETAR modellerinde serinin geçmiş değerleri kullanılır ve bu yüzden SETAR modellerine kendinden geçişli denilmektedir. Hata terimleri bağımsız özdeş (iid) dağıldıkları için parametre tahminlerinde en küçük kareler (LS) kullanılmaktadır (Hansen, 1997:2). Ancak doğrusal olmayanlığa bağlı olarak SETAR modellerinde ardışık⁹ koşullu LS aracılığıyla tahmin edilmektedir.

⁹ Ardışık; Herbir rejimin otoregresif parametreleri ayrı ayrı tahmin edilmiştir.

$$x_t(c) = \left(x_t' I(y_{t-d} \leq c) \quad x_t' I(y_{t-d} > c) \right) \text{ ve } x_t = \begin{pmatrix} 1 \\ y_{t-1} \\ \mathbf{M} \\ y_{t-p} \end{pmatrix} \text{ ile verilen } c \text{ değeri kullanılarak } \theta \text{'nin LS}$$

ile tahmini;

$$\hat{\theta}(c) = \left(\sum_{t=1}^n x_t(c)' x_t(c) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t(c)' y_t \right) \quad (3.1.7)$$

şeklinde olur. 3.1.5 numaralı denklemden elde edilen kalıntılar; $\varepsilon_t(c) = y_t - x_t(c)\hat{\theta}(c)$ ve kalıntıların varyansı maksimum olabilirlik tahmincisi ile hesaplanır (Enders, 2009:442-443, Hansen, 1997:3). Tahmin edilen eşik değeri minimum ile maksimum arasında olur ve artıkların varyansının minimumunu veren c değeri “optimal c ”;

$$\hat{c} = \arg \min_{c \in \Gamma} \hat{\sigma}_n^2(c) \quad (3.1.8)$$

ve

$$\Gamma = [\underline{c}, \bar{c}] \quad (3.1.9)$$

şeklinde. $y_t = x_t(c)\theta + \varepsilon_t$ denkleminde hata terimleri varyansı $\hat{\sigma}_n^2(c)$, c parametresininin $t=1, \dots, n$ kadar farklı değer alabilir. Elde edilen \hat{c} değerleri sayesinde $\hat{\theta}(c)$ ve $\hat{\sigma}_n^2(c)$ değerleri bulunur (Hansen, 1997:3, 1998:554). $c = y_{t-d}$ için SETAR modellerinde d gecikme parametresi olağan bilinmeyen $[1, \bar{d}]$ aralığında pozitif bir sayıdır. Koşullu ardışık LS tahmini ile gecikme parametresi simultane olarak tahmin edilir. Bu yüzden c ve d değerlerini LS ile tahmin etmek için n tane kombinasyon yerine $n\bar{d}$ tane kombinasyon yapılır. Dolayısıyla optimal \hat{d}^{10} ve \hat{c} , kalıntıların varyans $\hat{\sigma}_n^2(c, d) = \hat{\sigma}_n^2(y_{t-d})$ olmak üzere

$$(\hat{c}, \hat{d}) = \arg \min_{c, d} \hat{\sigma}_n^2(c, d) \quad (3.1.10)$$

şeklinde minimize edilerek bulunur (Enders, 2009:439-443, Hansen, 1997:3).

¹⁰ \hat{d} kesikli parametre aralığında olduğu sürece süper tutarlıdır.

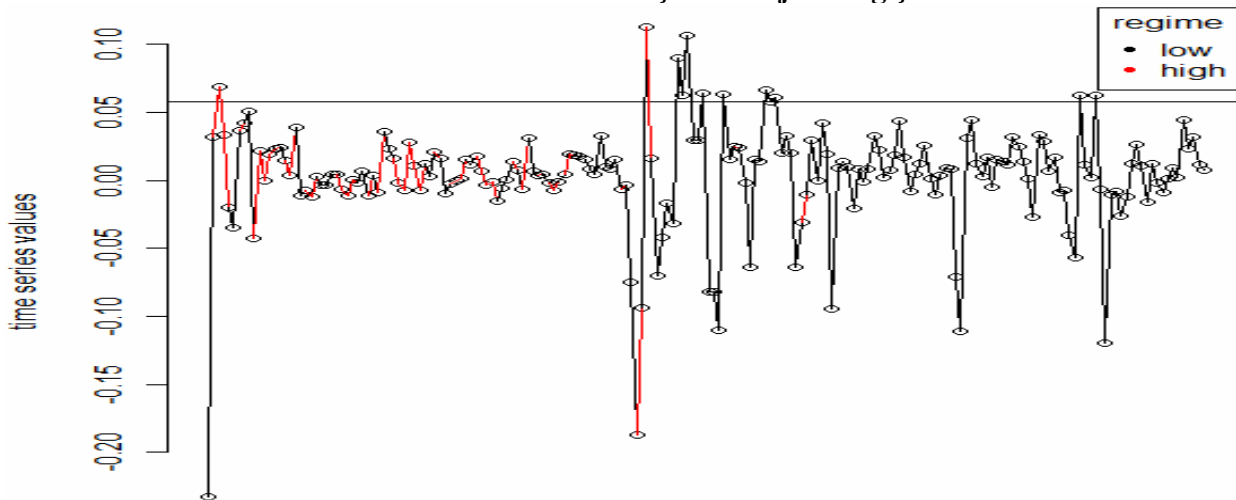
Tablo 3.1: SETAR Modeli Tahmin Sonuçları

Parametre	$\phi_{1,0}$	$\phi_{1,1}$
Daralma Rejimi	0.0071 [0.043]*	0.1059 [0.965]*
Parametre	$\phi_{2,0}$	$\phi_{2,1}$
Genişleme Rejimi	-0.0036 [0.401]*	0.4818 [1.992e-07]*
Daralma Rejimindeki Gözlemlerin Oranı 61.03%		
Genişleme Rejimindeki Gözlemlerin Oranı 38.97%		

Not: $c=0.03205$ ve * işareti olasılık değerlerini göstermektedir.

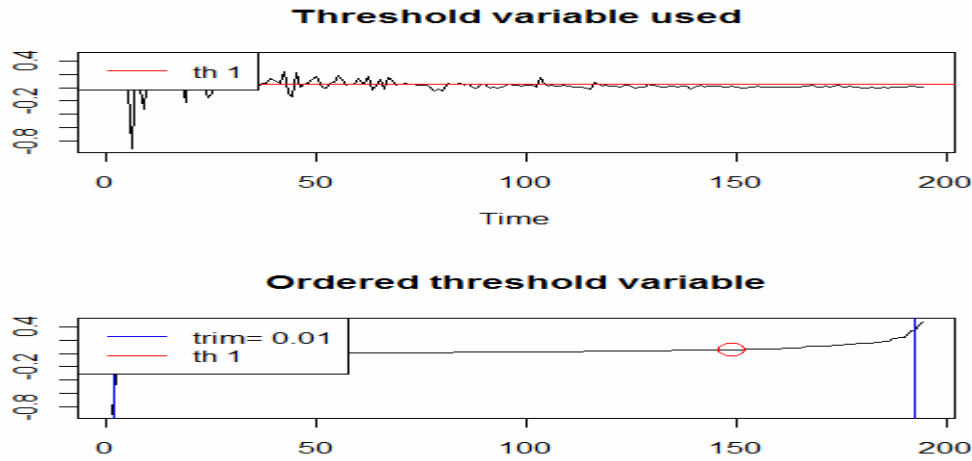
Tablo 3.1’de nispi fiyat değışkenliđi ile reel döviz kuru arasındaki kendinden geçişli otoregresif model (SETAR) sonuçları yer almaktadır. Gözlemler, geçiş parametresi olan $c,0.03205$ ’in altında ise daralma rejimini üstünde genişleme rejimini ifade etmektedir. Buna göre daralma rejiminde sabit terim istatistiksel olarak anlamlı, eğim parametresi ise istatistiksel olarak anlamsızdır. Genişleme rejiminde ise tam tersi durum olarak sabit terim istatistiksel olarak anlamsız, eğim parametresi istatistiksel olarak anlamlıdır.

Grafik 3.1: Daralma ve Genişleme Rejim Deđişimi



Gözlemlerin, eşik değerin altında ve üstünde olmasına göre belirlenen daralma genişleme rejimlerine ilişkin olarak Tablo 3.1’de verilen SETAR modeli tahmin sonuçlarına göre gözlemlerin %61.03 daralma rejiminde, %38.97’si ise genişleme rejiminde yer almaktadır. Bu sonuçları Grafik 3.1’de de görebiliriz.

Grafik 3.2.: c Eşik Değerin Gösterimi



Daralma ve genişleme rejimleri ayırımında kullanılan c eşik değerinin gösterimi Grafik 3.2’de yer almaktadır. Akıllara takılan bir başka soru ise kaç tane rejimin olduğudur? Bunun için

$\hat{\varepsilon}_t$ ve kalıntı varyansları $\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t(c)^2$ olan SETAR modelinde; SETAR(j) modeli için S_j

ve SETAR(k) modeli için S_k olmak üzere ($k > j$);

$$H_0 : SETAR(j) \quad (3.1.11)$$

$$H_1 : SETAR(k)$$

hipotezleri test edilir (Hansen, 1998:554). Test istatistiği;

$$F_{jk} = n \left(\frac{S_j - S_k}{S_k} \right) \quad (3.1.12)$$

olarak hesaplanır ve dağılımlar bootstrap ile elde edilir (Enders, 2009:451-454, Hansen, 1998:554).

Tablo 3.2: Değişkenlere ait Rejim Belirleme Sonuçları

	F istatistiği	Olasılık Değeri
$H_0 = SETAR(1)$ $H_1 = SETAR(2)$	18.58104	0.057
$H_0 = SETAR(1)$ $H_1 = SETAR(3)$	18.25735	0.054
$H_0 = SETAR(2)$ $H_1 = SETAR(3)$	32.10029	0.022

Tablo 3.2’de rejim sayısını belirlenmesi için yapılan test sonuçları yer almaktadır. Test süreci içerisinde bootstrap 1000 ve trimm değeri 0.01 olarak alınmıştır. Test sonuçlarına göre ilk olarak tek rejime karşı iki rejim için iki rejim olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmiştir. Daha sonra tek rejime karşı üç rejim olduğu testi yapılmış, yine üç rejimin olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmiştir. Son testte ise boş hipotezinde iki rejimin olduğu, alternatif hipotezde ise üç rejimin olduğu süreç için alternatif hipotez kabul edilmiştir. Ancak üç rejim içerisinde orta rejimde birim kök (kök:0.1056) olduğu için çalışma devamında nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki asimetric ilişkinin iki rejimli olduğu varsayılacaktır.

3.2 Yumuşak Geçişli Otoregresif STAR Modelleri

2 rejimli (m=2) STAR modeli;

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p}) (1 - G(s_t; \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p}) G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon \quad (3.2.1)$$

veya şu şekilde de yazılabilir;

$$y_t = \phi_1' x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon \quad (3.2.2)$$

ifadesinde $x_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ için $\phi_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \dots, \phi_{i,p})'$, $i=1,2$ ve c eşik parametresi veya vektörü olarak ifade edilebilir (Enders, 2009:457-458, Van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000:2). (3.2.2) modelini z_{1t}, \dots, z_{kt} şeklinde dışsal değişkenler ekleyerek genişletmek mümkündür. Geçiş fonksiyonu $G(s_t; \gamma, c) \in (0,1)$ olmak üzere sürekli bir fonksiyondur (Casado, Trivez, 2004:5, Van Dijk, Franses, 1999:314). Geçiş değişkeni olan s_t için; $s_t = y_{t-d}$, dışsal değişken olarak $s_t = z_t$ ve içsel değişkenlerin doğrusal olmayan fonksiyonu $s_t = h(\beta \alpha)$ olduğu varsayılır (Akgül vd, 2007:7).

Yukarıda ifade edilen iki rejimli STAR modelinde doğrusal ve doğrusal olmayan iki parça vardır. Doğrusal parçada $G(s_t; \gamma, c) = 0$ ve doğrusal olmayan parçada $G(s_t; \gamma, c) > 0$ olmak üzere ;

$$y_t = \phi_{linear}' x_t + \phi_{nonlinear}' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.2.3)$$

olarak gösterilir (Karaduman, 2007:16). Eğim veya diğer bir ifadeyle yumuşaklık parametresi γ 'nın yüksek olması bir rejimden diğerine geçişin daha hızlı olduğunu gösterir. STAR modellerinde 2 rejim arasında geçiş $G(.)=0$ veya $G(.)=1$ olarak yumuşaktır (Enders, 2009:458). Bununla birlikte $G(.)$ fonksiyonu 0 ile 1 arasında aldığı değerlere göre rejim değişmelerini farklı değerler almasını sağlar (Bildirici, Aykaç,2007:5). Bu nedenlerden dolayı literatürde ortaya çıkan logistik fonksiyon (Logistic Smooth Autoregressive, LSTAR) ve üssel fonksiyonları (Exponential Smooth Autoregressive ESTAR) yer alır. Buna göre k değişimli ve 2 rejimli LSTAR ve ESTAR modelleri ;

$$\text{LSTAR} \quad G(s_t; \gamma, c) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma \prod_{i=1}^k (s_t - c_i) \right\} \right)^{-1} \quad (3.2.4)$$

$$\text{LSTAR1} \quad G(s_t; \gamma, c) = \left(1 + \exp \{ -\gamma (s_t - c) \} \right)^{-1} \quad (3.2.5)$$

$$\text{LSTAR1} \quad G(s_t; \gamma, c) = \left(1 + \exp \{ -\gamma (s_t - c_1)(s_t - c_2) \} \right)^{-1} \quad (3.2.6)$$

$$\text{ESTAR} \quad G(s_t; \gamma, c) = \left(1 - \exp \{ -\gamma (s_t - c)^2 \} \right) \quad (3.2.7)$$

olarak ifade edilir (Enders, 2009:459-461, Van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000:3). $\gamma \rightarrow 0$ gitmesi durumunda $G(.)$ fonksiyonu doğrusal AR(p) modelini, $\gamma \rightarrow \infty$ olması durumunda ise $G(.)$ fonksiyonu lojistik veya üssel durumları gösterir (Teräsvirta, 1994:209).

STAR modellerinin TAR modellerine karşı en büyük avantajı koşullu ortalama fonksiyonunun farklılaşabilmesidir. Bununla birlikte STAR modellerinde geçiş parametreleri olan c ve γ 'yi tahmin etme zorluğu vardır. Ele alınan modellerin doğrusal veya doğrusal olmayan olduğunu test etmek için ;

$$\begin{aligned} H_0 : \phi_1 = \phi_1 \text{ veya } \gamma = 0, \text{ Doğrusal AR(p) modeli} \\ H_1 : \phi_1 \neq \phi_1 \text{ veya } \gamma \neq 0, \text{ STAR modeli} \end{aligned} \quad (3.2.8)$$

olarak hipotezler oluşturulur (Luukkonen, Saikkonen, Teräsvirta, 1988:493). Ancak γ boş hipotezden ve ϕ alternatif hipotezden etkilenmemektedir. Dağılımları, standart olmayan dağılımdır. Doğrusal olmayan model sadece alternatif hipotez altında belirlendiği için bu problemi çözmek amacıyla $G(.)$ geçiş fonksiyonun 3. dereceden Taylor açılımı yapılır.

LSTAR modeli için 1. ve 3. dereceden Taylor açılımı (Enders, 2009:461, Teräsvirta, 1994:208-209);

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + e_t \quad \text{LM}_1 \text{ için} \quad H_0'' : \beta_1 = 0 \quad (3.2.9)$$

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_2 x_t s_t^2 + \beta'_3 x_t s_t^3 + e_t \quad \text{LM}_3 \text{ için} \quad H_0'' : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (3.2.10)$$

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_{2,0} s_t^2 + \beta'_{3,0} s_t^3 + e_t \quad \text{LM}_3^e \text{ için} \quad H_0'' : \beta_1 = \beta_{2,0} = \beta_{3,0} = 0 \quad (3.2.11)$$

ESTAR modeli için 2. ve 3. dereceden Taylor açılımı;

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_2 x_t s_t^2 + e_t \quad \text{LM}_2 \text{ için} \quad H_0'' : \beta_1 = \beta_2 = 0 \quad (3.2.12)$$

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_2 x_t s_t^2 + \beta'_3 x_t s_t^3 + \beta'_4 x_t s_t^4 + e_t \quad \text{LM}_4 \text{ için} \quad H_0'' : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \quad (3.2.13)$$

Test süreci için doğrusallığı ifade eden boş hipotez altında x_t ve y_t regrese edilmesinden elde edilen $\hat{\varepsilon}_t$ ve $SSR_0 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ kalıntı kareler toplamı bulunur. x_t ve y_t ; $i=1,2,3$. için $x_t s_t^i$ yardımcı regresyondan hesaplanır ve $SSR_1 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ bulunur (Enders, 2009:463).

$$LM_3 = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} : \chi^2 \quad \text{veya} \quad (3.2.14)$$

$$LM_3 = \frac{T(SSR_0 - SSR_1) / 3(p+1)}{SSR_0 / (T - 4(p+1))} : F^{11}$$

F testini küçük örneklerde kullanmak daha avantajlıdır. Bu açıklamalardan sonra reel döviz kuru ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişkiyi gösteren olası STAR modelleri genel itibarıyla;

¹¹ Boş hipotez altında F testi yaklaşık olarak $3(p+1)$ ve $T - 4(p+1)$ serbestlik derecesi ile dağılır.

$$RER_t = \phi_{1,0} + \sum_{i=1}^{p_1} \phi_{1,i} RER_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_1} \beta_{1,j} RPV_{t-j} + \left\{ \phi_{2,0} + \sum_{i=1}^{p_1} \phi_{2,i} RER_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_1} \beta_{2,j} RPV_{t-j} \right\} I(RPV_{t-d})$$

$$RER_t = \phi_{1,0} + \sum_{i=1}^{p_1} \phi_{1,i} RER_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_1} \beta_{1,j} RPV_{t-j} + \left\{ \phi_{2,0} + \sum_{i=1}^{p_1} \phi_{2,i} RER_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_1} \beta_{2,j} RPV_{t-j} \right\} I(RER_{t-d})$$

$$RPV_t = \phi_{1,0} + \sum_{i=1}^{p_2} \phi_{1,i} RER_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_2} \beta_{1,j} RPV_{t-j} + \left\{ \phi_{2,0} + \sum_{i=1}^{p_2} \phi_{2,i} RER_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_2} \beta_{2,j} RPV_{t-j} \right\} I(RER_{t-d})$$

$$RPV_t = \phi_{1,0} + \sum_{i=1}^{p_2} \phi_{1,i} RER_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_2} \beta_{1,j} RPV_{t-j} + \left\{ \phi_{2,0} + \sum_{i=1}^{p_2} \phi_{2,i} RER_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_2} \beta_{2,j} RPV_{t-j} \right\} I(RPV_{t-d})$$

(3.2.15-16-17-18)

şeklinde oluşturulur. I geçiş fonksiyonunun lojistik veya üssel olma olasılığı ile birlikte toplam 8 model oluşturulabilir. İlk modelde (3.2.15) nispi fiyat değişkenliğinin reel döviz kuru üzerindeki etkisi nispi fiyat değişkenliğinin hem daralma hem de genişleme rejimine göre oluşmaktadır. İkinci modelde (3.2.16) ise yine nispi fiyat değişkenliğinin reel döviz kuru üzerindeki etkisi bu sefer reel döviz kurunun daralma veya genişleme rejimine göre oluşmaktadır. Üçüncü modelde (3.2.17) reel döviz kurunun nispi fiyat değişkenliği üzerindeki etkisi reel döviz kurunun daralma veya genişleme rejimine göre oluşmaktadır. Son modelde (3.2.18) ise yine reel döviz kurunun nispi fiyat değişkenliği üzerindeki etkisi nispi fiyat değişkenliğinin kendisi tarafından belirlenmektedir.

Tablo 3.3: Reel Döviz Kuru için Fonksiyonel Biçim Test Sonuçları

S_t	Terasvirta			Escribano-Jorda	
	H_{03}	H_{02}	H_{01}	H_{0L}	H_{0E}
p=8 d=5	27.8 [0.2685]*	13.882 [0.6074]*	6.461 [0.5956]*	21.977 [0.1439]*	30.211 [0.0169]*

Not: * olasılık değerlerini göstermektedir. Terasvirta (1994) süreci için $H_{03} : \beta_3 = 0$, $H_{02} : \beta_2 = 0$ ve $\beta_3 = 0$, $H_{01} : \beta_1 = 0$ ve $\beta_3 = \beta_2 = 0$ Eğer H_{02} 'nin olasılık değeri en küçük ise ESTAR modeli seçilir, diğerleri için LSTAR seçilir. Escribano-Jorda (1997) prosedürü için $H_{0E} : \beta_2 = \beta_4 = 0$ ve $H_{0L} : \beta_1 = \beta_3 = 0$

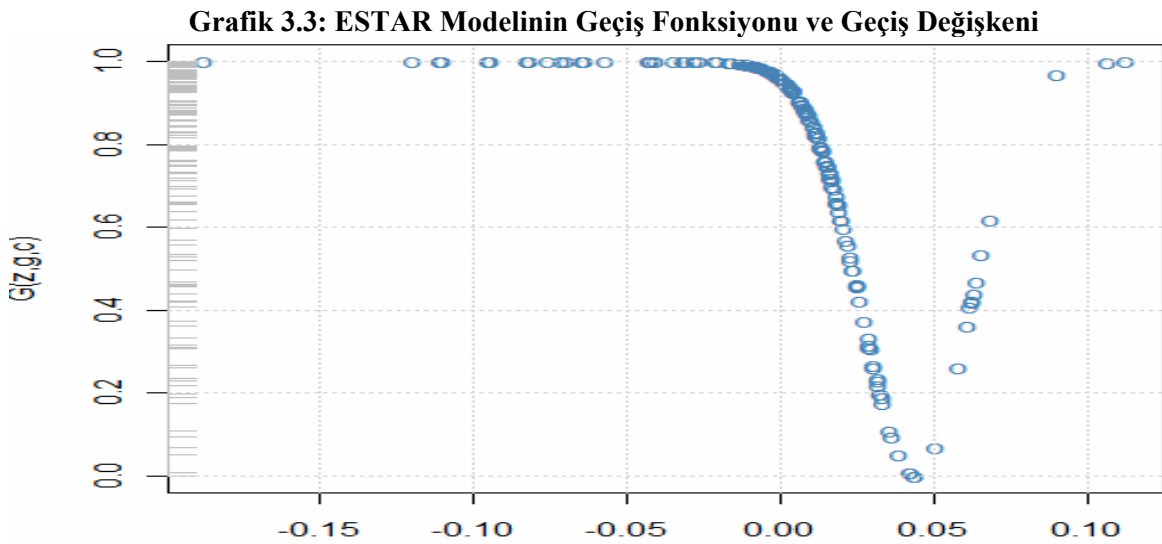
Nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkinin LSTAR veya ESTAR olmasına yönelik herhangi bir iktisadi teori olmadığı için yapılacak tahmin tamamen veriye dayalı olmuştur. Tablo 3.3'te yer alan reel döviz kuru için fonksiyonel biçim test sonuçlarında Escribano-Jorda (1997) prosedürüne dayalı olarak ESTAR modeli seçilmiştir.

Tablo 3.4: ESTAR Modeli Tahmin Sonuçları

Parametre	$\phi_{1,0}$	$\phi_{1,2}$	$\phi_{1,3}$	$\phi_{1,5}$	$\phi_{1,8}$	c
Daralma	0.0692 [0.0159]*	-0.2415 [0.0008]*	-0.5171 [0.0053]*	-1.8201 [0.0159]*	-0.386 [0.0049]*	0.0444 [2e-16]*
Parametre	$\phi_{2,0}$	$\phi_{2,1}$	$\phi_{2,3}$	$\phi_{2,5}$	$\phi_{2,8}$	γ
Genişleme	-0.0706 [0.013]*	0.4781 [2.73e-07]*	0.6238 [0.0036]*	1.7147 [0.0231]*	0.4301 [0.02]*	2.2426 [0.0368]*
AIC=-741.7177, SIC=-702.8804, HQ=-725,9822, $\bar{R}^2=0,2020$ $\alpha_3=-0.6079$, $\alpha_4=4.4944$						

Not: * işareti olasılık değerlerini, AIC Akaike, SIC Schwarz, HQ Hannan-Quinn bilgi kriterlerini, α_3 çarpıklık, α_4 basıklığı göstermektedir.

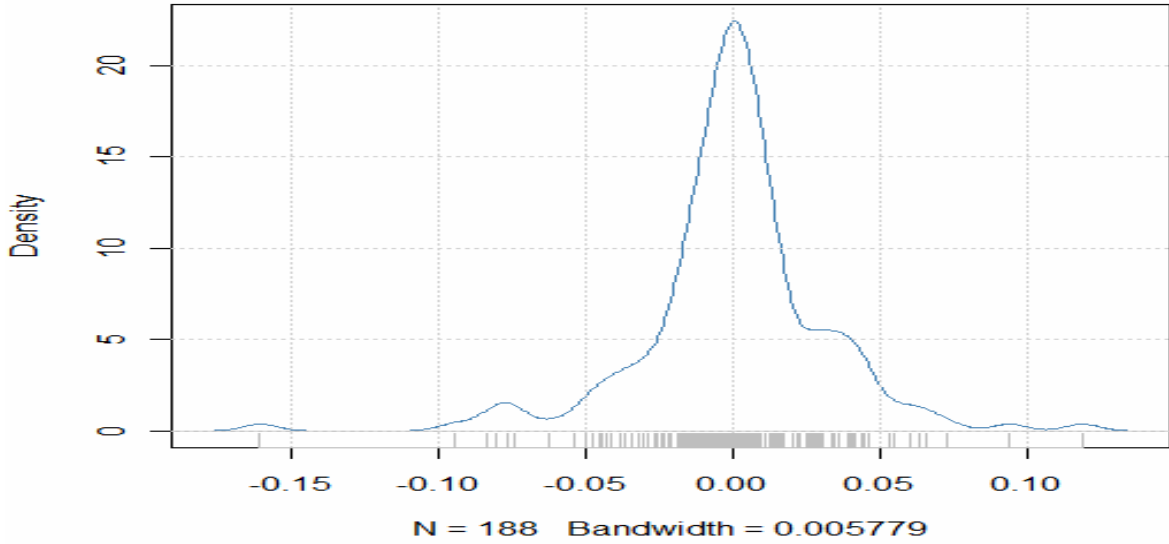
Geçiş fonksiyonunda yer alan eşik parametresi ve geçiş hızı değişkeni anlamlı çıkmıştır. Eşik parametresi olan c 0.0444, geçiş hızı parametresi olan γ 2.2426 değerini almaktadır. Anlamsız katsayıların atıldığı ESTAR modelinde reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliği birlikte düşünüldüğünde 2., 3., 5. ve 8. ay önce aldığı değerlerin 0.0444 değerinin altında veya üstünde olmasına göre iki rejim arasındaki geçiş yavaş olmaktadır. Ayrıca daralma rejiminde değişkenler arasında negatif, genişleme rejiminde ise değişkenler arasındaki pozitif ilişki göze çarpmaktadır. γ parametresinin aldığı değere göre rejimler arasındaki geçiş yumuşak olmaktadır.



Nispi fiyat değişkenliğinin yapısından kaynaklı olarak rejimler arasındaki geçişler yumuşak ve yavaş olmuştur. Bu durumda iki rejim arasındaki geçiş yavaş olduğu için, rejimler kendi içerisinde kalıcılık göstermektedir. Gözlemlerin birçoğu daralma rejiminde olduğu için geçiş

değişkeni olarak nispi fiyat değişkenliğinin kullanıldığı ESTAR sürecinde reel döviz kur simetrik bir yapı göstermemektedir. Nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkiler reel döviz kurunun sıfırdan farklı eşik değerinin etrafında yaklaşık U dalgalanma yaptığı görülmektedir.

Grafik 3.4: ESTAR Modeli Kalıntılar Yoğunluğu



Grafik 3.4'te ise Tablo 3.4'te kurulan ESTAR modelinde elde edilen kalıntıların dağılımı yer almaktadır. Değişkenlerin daralma ve genişleme dönemlerinde aldığı değerlere göre her bir rejimde farklı dinamik yapı ortaya çıkmaktadır.

3.3. Doğrusal Olmayan Etki-Tepki Fonksiyonları

Doğrusal zaman serisi modellerinde etki tepki fonksiyonlarını; y_{t+h} zamanı ile t-1 zamanı arasındaki farkı w_{t-1} , t anındaki şokun boyutunu δ olarak gösterirsek orta periyottaki bütün şoklar sıfır olacaktır. Buna göre etki tepki fonksiyonu (TI);

$$TI(h, \delta, w_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, \varepsilon_{t-1} = \dots = \varepsilon_{t+h} = 0, w_{t-1}] - E[y_{t+h} | \varepsilon_t = 0, \varepsilon_{t-1} = \dots = \varepsilon_{t+h} = 0, w_{t-1}] \quad (3.3.1)$$

ve $h = 1, 2, 3, \dots$ şeklinde gösterilebilir. Simetri ve tarihsel bağımsızlık doğrusal zaman serilerindeki etki-tepki fonksiyonlarının özelliğidir. Şok boyutlarının $-\delta$ ile $+\delta$ arasında oluştuğunu varsaydığımızda AR(1) süreci için etki-tepki fonksiyonu;

$$TI_y(h, \delta, w_{t-1}) = \phi_1^h \delta \quad (3.3.2)$$

ve $h = 1, 2, 3, \dots$ şeklinde olur. Doğrusal model için oluşturulan etki-tepki fonksiyonunu SETAR modeli için genişletirsek;

$$y_t = \begin{cases} j_{1,1}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } (y_{t-1} \leq 0) \\ j_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } (y_{t-1} > 0) \end{cases} \quad (3.3.3)$$

için

$$TI(1, \delta, w_{t-1}) = \begin{cases} \phi_{1,1} \delta & \text{eğer } (y_{t-1} + \delta \leq 0 \text{ ve } y_{t-1} \leq 0) \\ \phi_{1,1} \delta + \delta_{1,2} (\phi_{1,1} - \phi_{1,2}) y_{t-1} & \text{eğer } (y_{t-1} + \delta \leq 0 \text{ ve } y_{t-1} > 0) \\ \phi_{1,2} \delta + \delta_{1,1} (\phi_{1,2} - \phi_{1,1}) y_{t-1} & \text{eğer } (y_{t-1} + \delta > 0 \text{ ve } y_{t-1} \leq 0) \\ \phi_{1,2} \delta & \text{eğer } (y_{t-1} + \delta > 0 \text{ ve } y_{t-1} > 0) \end{cases} \quad (3.3.4)$$

$y_{t-1} + \delta > 0$ ve $y_{t-1} - \delta \leq 0$ için değişik değerleri olmasından dolayı, ne simetri ne de geçmiş bağımlılık doğrusal olmayan modellerin özellikleri olmayacaktır. (Enders, 2009:476). Koop et al (1996) spesifik şokları $\varepsilon_t = \delta$ olmak üzere genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonlarını (GI);

$$GI(h, \delta, w_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, w_{t-1}] - E[y_{t+h} | w_{t-1}] \quad (3.3.5)$$

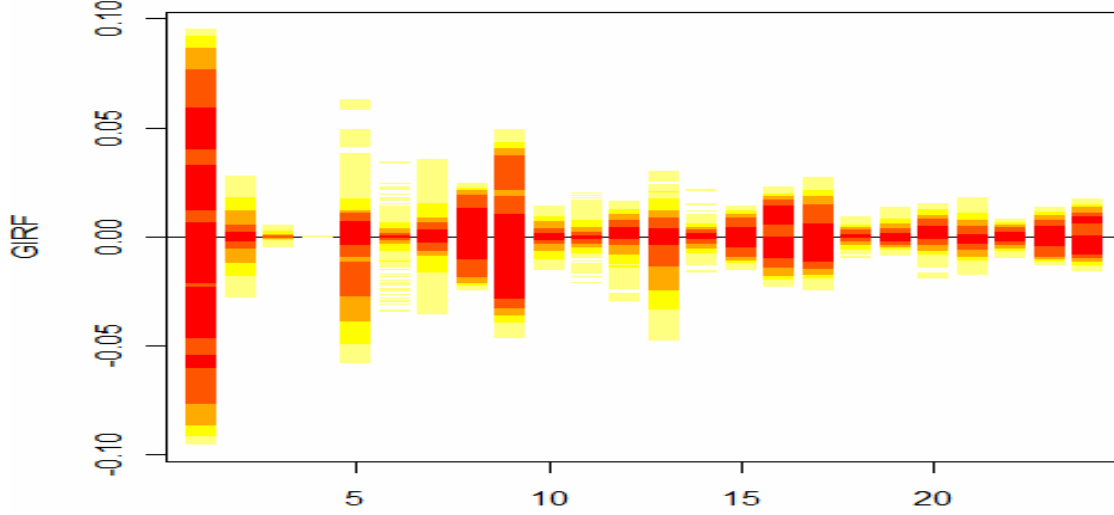
ve $h = 1, 2, 3, \dots$ şeklinde tanımlamışlardır. GI'de, t döneminde meydana gelen, δ kadarlık bir şok durumunda y_{t+h} 'nin veri beklentisi geçmişe ve şok kanalına bağlı olarak şekillenecektir. Beklentinin δ ve w_{t-1} 'nin bir fonksiyonu olması durumunda tesadüfi değişkenler ε_t ve Ω_{t-1} 'nin farklı sonuçları olarak algılanabilir. Koop vd. (1996) $GI_y(h, \delta, w_{t-1})$ fonksiyonunu rassal değişken için;

$$GI_y(h, \delta, \Omega_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t, \Omega_{t-1}] - E[y_{t+h} | \Omega_{t-1}] \quad (3.3.6)$$

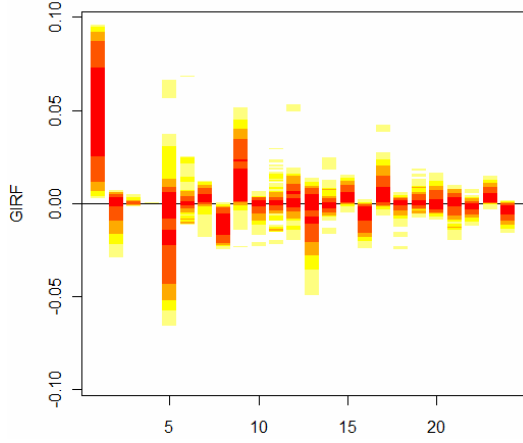
şeklinde tanımlamışlardır. Son olarak Koop vd. (1996) STAR modellerinde $h > 1$ olduğunda GI fonksiyonunun koşullu beklenen değerinin uygun olmadığını, tepkilerin farklı değerleri

için stokastik simulasyon yapılmasını önermektedir. Eğer şok $\varepsilon_t = \delta$ ise w_{t-1} için $GI_y(h, \delta, w_{t-1}) \rightarrow 0$ ve $h \rightarrow \infty$ olur. Aksi durumlarda ise şok kalıcı olacaktır. Potter (1995) ve Koop vd. (1996) sonlu bir ufukta dağılımın $GI_y(h, \delta, w_{t-1})$ şokların sürekliliğinin bir ölçümü olarak yorumlanabileceği önerisinde bulunmuşlardır.

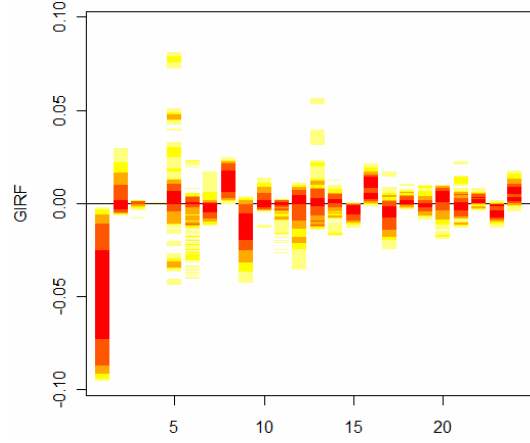
Grafik 3.5: ESTAR Modelinde Tüm Şoklar



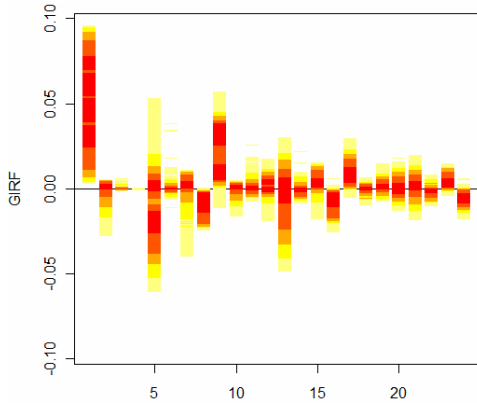
Grafik 3.5'te kurulan ESTAR modelindeki tüm şokların etki tepki fonksiyonu grafiği gösterilmektedir. Pozitif ve negatif şokların beraber görülebildiği bu grafikte, asimetrik para arzı değişimlerine dayalı bir politika uygulamasında, herhangi bir değişiklik olmadığı sürece nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkinin durağan olmadığı ve dolayısıyla asimetrik olduğunu göstermektedir. Nispi fiyat değişkenliğinin dışsal geçiş değişkeni olarak kullanıldığı ESTAR modelinde şokların boyutu geçiş değişkenindeki standart sapmaya eşittir. Ayrıca şokların içerisinde hem doğrusal hem de doğrusal olmayan modele ilişkin etkiler vardır. $t=0$ anında geçiş değişkeni ve geçiş fonksiyonun etkilerinin kurulduğu ESTAR modelindeki doğrusal olmayan bileşenleri göstermektedir. Tüm şoklar karşısında reel döviz kurunun daralma ve genişleme rejimlerinden eşit derecede etkilenmeye yatkın olduğu görülmektedir.



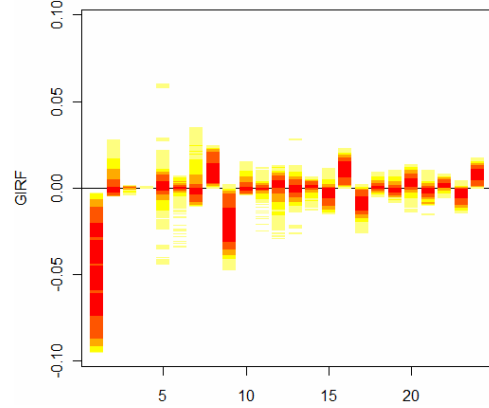
Grafik 3.6: Resesyon döneminde pozitif şoklar



Grafik 3.7: Resesyon döneminde negatif şoklar



Grafik 3.8: Genişleme döneminde pozitif şoklar



Grafik 3.9: Genişleme döneminde negatif şoklar

Chang ve Cheng'e (2002) göre, ekonomide faaliyet gösteren bazı sektörlerde aşağı yönlü fiyat katılıklarının olması durumunda, deflasyonist ortamlarda nispi fiyat değişkenliği büyük ölçüde artabilir. Bu bağlamda grafik 3.6. ve 3.7 karşılaştırıldığında resesyon rejimindeki pozitif şokların bu rejimdeki negatif şoklara göre daha etkin olduğu görülmektedir. Grafik 3.8 ve 3.9 karşılaştırıldığında özellikle 5. ve 15. periyotlar arasında genişleme rejimindeki pozitif şokların, daralma rejimindeki şoklara göre daha etkin olduğu görülmektedir. Daha sonraki dönemlerde ortaya çıkan şokların boyutları göz önünde alındığında önemli bir etkileşim görülmemektedir.

3.4. Brock, Dechert ve Schienkman (BDS) Testi

Brock, Dechert ve Schienkman (1987) ve Brock, Dechert, Schienkman ve LeBaron (1996) tarafından geliştirilen BDS testi serilerin doğrusal olup olmamasının test edilmesi amacıyla literatürde yaygın bir şekilde kullanılan portmanto karakterli bir testtir. Test mantığı boş hipotezinde serinin (örneğin Z_t ve $t = 1, \dots, T$) doğrusallığından elde edilen hata terimlerinin bağımsız özdeş dağıldığı (iid) varsayımına karşılık alternatif hipotezde temel olarak doğrusal olmayanlığı test eder. Nonparametrik BDS test istatistikleri, m boyutlu $C_m(l)$ korelasyon integrallerini hesaplayarak bulur (Lim, 2003:43). Ancak nonparametrik bir test olmasına rağmen test istatistiği yukarıda belirtildiği gibi iid varsayımına dayalıdır. m boyutlu Z_t serisinin korelasyon integralleri t döneminden ileriye doğru ardışık değeri için hesaplanır. Korelasyon integrali, her biri birbirine l kadar uzak olan (kısmi korelasyonları) Z_i ve Z_j kesir çiftleri için bulunur (Siad, 2001:6). Bu durumda korelasyon integrali;

$$C(l) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{2}{T(T-1)} \sum_{i < j} I_t(Z_i, Z_j) \quad (3.4.1)$$

İfadesinde eğer $\|x - y\| < l$ ise $I_t(x, y)$ geçiş fonksiyonu bire eşit, diğer durumlarda sıfır olur (Lim, 2003:45). Dolayısıyla testin boş hipotezi daha önce ifade edildiği gibi eğer seri iid ise herhangi iki gözlem çifti arasındaki uzaklığın tanımlanan uzaklığa göre küçük veya sabit olmasını ifade eder (Karaduman, 2007:98). Eğer limit varsa korelasyon integrali korelasyon boyutlarını;

$$v = \lim_{l \rightarrow \infty} \left[\frac{\log C(l)}{\log l} \right] \quad (3.4.2)$$

şeklinde oluşturur (Newell vd., 1996:5, Emekter, 2009:182). Boş hipotezinde hata terimlerinin bağımsız ve özdeş dağıldığı varsayımı altında $C_m(l) = C_l(l)^m$ ile l ve m değerleri bulunur. BDS test istatistiği;

$$W_m(l) = \frac{\sqrt{T}[C_m(l) - (C_l(l))^m]}{\sigma_m(l)} \quad (3.4.3)$$

standart normal dağılım gösterir. $\sigma_m(l)$ değeri $C_m(l)$ ve $(C_l(l))^m$ arasındaki korelasyon farkının standart sapmasını bulur (Brock, Hsieh, LeBaron, 1991:57, Newell vd., 1996:4). Eğer $n > 500$, $m < 6$ ise BDS test sonuçları asimptotik normal dağılım göstermektedir (Brock, Hsieh, LeBaron, 1991:58). BDS testinin gücü l ve m değerlerine duyarlıdır. l değerinin küçük olması durumunda bağımsız ve özdeş dağıldığı varsayılan boş hipotez kabul etmek zorunda kalınacaktır. Bununla birlikte BDS testinin dezavantajı, boş hipotezin reddedilmesi durumunda diğer bir ifade ile alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda serinin doğrusal stokastik süreç mi, durağan olmayan (nonlinear) stokastik süreç mi, yoksa doğrusal olmayan deterministik sistem mi olduğunu göstermez. Dolayısıyla test süreci serinin doğrusal olmayanlığının stokastik veya deterministik olup olmasını, toplamsal veya çarpımsal olup olmasını ayıramaz (Lim vd., 2003:43-44, Lim, 2011:93).

Tablo 3.5: REER ve RPV için BDS Doğrusallık Testi Sonuçları

ε	0.0189	0.0379	0.0568	0.0757
REER	6.9201 [0.000]*	7.1412 [0.000]*	5.2137 [0.000]*	4.7455 [0.000]*
ε	0.0531	0.1063	0.1594	0.2125
RPV	9.9964 [0.000]*	6.4580 [0.000]*	6.6396 [0.000]*	6.6114 [0.000]*

Not: * olasılık değerlerini göstermektedir. BDS testinde m değerleri 2,3,...,8' kadar değerlendirilmiş, sadece $m=2$ sonuçları rapor edilmiştir.

Tablo 3.5'te 2. boyutun farklı mesafeleri için 5000 bootstrappinge dayalı olarak hesaplanan BDS test istatistikleri ve olasılık değerleri verilmiştir. Test sonuçlarına göre herhangi bir modelden elde edilen hata terimlerinin bağımsız ve özdeş dağıldığı (iid) şeklindeki boş hipotez red edilmiştir. Ancak BDS testi sonuçlarına dayalı olarak modelleme yapmak mümkün olmamaktadır (Karaduman, 2007:99). Ayrıca Liew vd. (2005) 10 Asya ülkesinde, Sarno ve Taylor (2002) sanayileşmiş ülkelerde yaptıkları döviz kuru ve nispi fiyatlar için önemli ölçüde doğrusal olmayanlık bulmuşlardır.

3.5. Kapetanios, Shin ve Snell (KSS) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi

Kapetanios, Shin ve Snell (2003) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan birim kök testinde tek değişkenli STAR modelini

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \Theta(\theta; y_{t-d}) + \varepsilon_t \quad (3.5.1)$$

sürecine geçiş fonksiyonunun eklenmesi¹² ile y_t trendden arındırılmış zaman serisi, γ bilinmeyen eşik değeri ve $\varepsilon_t : iid(0, \sigma^2)$ ile dağıldığı varsayımı altında ESTAR sürecini (Kapetanios, Shin, Snell, 2003:361, Liu, He, 2010:1754);

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)] + \varepsilon_t \quad (3.5.2)$$

olarak tanımlanmışlardır. Testin boş hipotezi $H_0 : \theta = 0$ olarak y_t serisinin doğrusal birim kök süreci izlediğini, alternatif hipotezi ise $H_1 : \theta > 0$ olarak doğrusal olmayan durağan ESTAR süreci izlediğini ifade eder (Kruse, 2008:2). Kapetanios, Shin ve Snell (2003:361-363) parametrize ettiği ESTAR sürecine birinci dereceden Taylor açılımı uygulayarak elde ettiği yardımcı regresyon;

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (3.5.3)$$

Modelinde seri korelasyonu kaldırmak için;

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \delta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (3.5.4)$$

olarak genişletmiştir. Gecikme sayıları otoregresyon sürecine (AR) göre belirlenir. Genişletilmiş model baz alındığında boş hipotez $H_0 : \delta = 0$, alternatif hipotez $H_1 : \delta < 0$ şeklinde oluşturulur (Liu, He, 2010:1754). $\hat{\delta}$ en küçük kereler yöntemiyle tahmin edilmiştir. $s.e.(\hat{\delta})$ ifadesi de $\hat{\delta}$ 'ın standart sapması olmak üzere t_{NL} asimptotik kritik değerleri;

$$t_{NL} = \hat{\delta} / s.e.(\hat{\delta}) \quad (3.5.5)$$

¹² $\Theta(\theta; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)$ formu için $\theta \geq 0, d \geq 1$ ve üssel geçiş fonksiyonu sıfır ile bir arasında $\Theta : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ ile $\Theta(0) = 0, \lim_{x \rightarrow \pm\infty} \Theta(x) = 1$ için sıfır etrafında U tipi dalgalanma gösterir (Kapetanios, Shin, Snell 2003:361).

şeklinde bulunur (Kapetanios, Shin, Snell, 2003:363). Ancak t_{NL} istatistikleri asimptotik standart normal dağılıma uymaz (Liu, He, 2010:1754).

Tablo 3.6: Reel Döviz Kuru Ve Nispi Fiyat Değişkenliği İçin Kapetanios, Shin Ve Snell Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi Sonuçları

	SupWald	AveWald	ExpWald
RER	0.494 [10.35]* [16.28]**	0.458 [10.35]* [16.28]**	1.257 [12.16]* [176.8]**
RPV	0.0273 [10.35]* [16.28]*	0.0220 [10.35]* [16.28]**	1.011 [12.16]* [176.8]**

Not: t_{KSS} 'de t testine dayalı $\Delta y_{t=1}^3 + \varepsilon$ için $H_1 : \delta = 0$, * ve ** değerleri sırasıyla %5 ve %10 anlam seviyelerini göstermektedir.

Reel döviz kurunun doğrusal ADF tipi birim kök testlerine karşılık ESTAR modelini inceleyen Kapetanios, Shin ve Snell'e göre (2003) reel döviz kurunda doğrusal olmayan şekilde durağan olduğu için doğrusal birim kök varsa satın alma gücü paritesi teorisi geçersiz olduğunu ifade etmişlerdir. Zaten Kapetanios, Shin ve Snell'e göre (2003) Malezya için yaptıkları KSS testi ile nominal döviz kuru ve eş bütünleşik nispi fiyatlar için doğrusal olmayanlık bulmuşlardır. Dolayısıyla satın alma gücü paritesi teorisinin geçersiz olması parasal döviz kuru modellemelerine dayalı politika önerilerine de engel teşkil etmektedir (Liew vd. 2005:1). Test sonuçlarına ve Karaduman'a (2007:86) göre Türkiye'nin de reel döviz kuru serisi için aynı sonuca varılabilir. Ancak Abadir ve Distaso (2007) ve Kruse (2008) modifiye edilmiş Wald testi türevlerinin standart olmayan dağılım gösterdiği için KSS testine dayalı çıkarımlar yanlış olacağını ifade etmişlerdir.

3.6. Hansen-Seo Asimetrik Eşbütünleşme (TVECM) Testi

İkinci bölümün son kısmında Kejriwal (2008), Kejriwal ve Perron (2009) tarafından geliştirilen yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme test sonuçlarında dönemlere ayrılmış doğrusal eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu için Hansen ve Seo (2002) tarafından önerilen doğrusal olmayan eşbütünleşme testinin uygulanması doğru olacaktır. Uzun dönem denge üzerinde doğrusal olmayan uyarlanmalar ilk olarak Balke ve Fomby (1997), ve daha sonra Baum ve Karasulu (1998), Enders ve Falk (1998), Obstfeld ve Taylor (1997), Taylor (2001),

Lo ve Zivot (2001) tarafından ortaya konulmuştur. Geleneksel eşbütünleşme testleri değişkenlerin tüm dönem boyunca uzun dönem ilişkisi üzerine verdiği uyarlanmaları gösterir (Esteve, Prats, 2010:406, Enders, 2009:481). Balke ve Fomby (1997) eşbütünleşme vektörünün bilindiği durumlarda Hansen'nin (1996) ele aldığı tek değişken için yapılan testleri hata düzeltme terimini kullanarak geliştirmiştir. Hansen ve Seo (2000, 2002) ise doğrusal olmayan eşbütünleşme literatürüne katkısı bu modellerin çok değişkenli ve eşbütünleşme vektörünün bilinmediği durumlar için olmuştur. Hansen ve Seo (2002:294) ise hata düzeltme terimi üzerindeki eşik etkisi ve tek eşbütünleşme vektörü için hata düzeltme modeli (Threshold Vector Error Correction, TVECM) geliştirmiştir. Hansen ve Seo'nun (2002) geliştirdiği testin temel mantığı en yüksek olabilirlik tahmini ile boş hipotezinde doğrusal eşbütünleşme, alternatif hipotezinde ise doğrusal olmayan eşbütünleşmeyi test etmesi üzerine kuruludur.

X_t serisi p boyutlu ve $px1$ boyutlu eşbütünleşme vektörü β için birinci farkında durağan $I(1)$ olsun. $w_t(\beta) = \beta'x_t$ düzeyden durağan $I(0)$ hata terimi olmak üzere $l+1$ dereceden doğrusal hata düzeltme modeli (VECM);

$$\Delta X_t = A'X_{t-1}(\beta) + u_t \quad (3.6.1)$$

şeklinde yazılabilir¹³ (Hansen, Seo, 2002:295, Kapetanios, Shin, Snell, 2006:282). $k = pl + 2$ olmak üzere $X_{t-1}(\beta)$ tahmincisi $kx1$ ve A tahmincisi ise kxp boyutludur. u_t hata terimi, $\Sigma = E(u_t u_t')$ sonlu kovaryans matrisinin vektör Martingale fark dizisi varsayımına dayalıdır (Hansen, Seo, 2002:295). Uzun dönemli dengeden sapmalar eşik değerinden küçük veya eşit olduğu sürece X_t değişkenleri dengeye yönelmeyecek dolayısıyla eşbütünleşik

$$^{13} X_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ w_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta x_{t-l} \end{pmatrix} \text{ olarak ifade edilir.}$$

olmayacaktır. Eğer dalgalanmalar eşik değerden büyükse dengeye yönelecektir (Esteve vd. 2006:1035). Hata teriminin normal dağıldığı varsayımı altında β, A ve Σ parametreleri en yüksek olasılıkla $(\hat{\beta}, \hat{A}, \hat{\Sigma})$ ve $\hat{d}_t = \Delta x_t - \hat{A}'X_{t-1}(\hat{\beta})$ ile tahmin edilir (Hansen, Seo, 2002:295). Yukarıda ifade edilen doğrusal model baz alındığında γ threshold parametresi olmak üzere iki rejimli threshold eşbütünleşme modeli;

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1'X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{eğer } w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A_2'X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{eğer } w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (3.6.2)$$

şeklinde yazılabilir (Hansen, Seo, 2002:295-296, Esteve, Prats, 2010:406). Alternatif gösterimle;

$$\Delta x_t = A_1'X_{t-1}(\beta)d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2'X_{t-1}(\beta)d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (3.6.3)$$

ifadesinde $I(\cdot)$ geçiş fonksiyonu olmak üzere;

$$\begin{aligned} d_{1t}(\beta, \gamma) &= I(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma) \\ d_{2t}(\beta, \gamma) &= I(w_{t-1}(\beta) > \gamma) \end{aligned} \quad (3.6.4)$$

olarak yazılabilir (Hansen, Seo, 2002:295-296). İki rejimli eşik değerli modelinde hata düzeltme terimini tanımlar. A_1 ve A_2 katsayılar matrisi her bir rejime ait dinamikleri gösterir. Ayrıca bu model β eşbütünleşme matrisi hariç bütün katsayıların her bir rejim için değişimine izin verir. Boş hipotezi doğrusal eşbütünleşme olduğu varsayımı altında $A_1 = A_2$ olarak ifade edilir (Dutt, Ghosh, 2005:44). Eğer $0 < P(w_{t-1} \leq \gamma) < 1$ arasında ise doğrusal olmayan eşbütünleşmeyi, diğer durumlarda ise doğrusal eşbütünleşmeyi gösterecektir (Hansen, Seo, 2002:295-296). Bu kısıtlamalar altında $\pi_0 > 0$ trimming parametresi olmak üzere $\pi_0 \leq P(w_{t-1} \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0$ olarak test edilir (Ihle, Taubadel, 2008:8). Eğer $0 \leq P(w_{t-1} \leq \gamma) \leq 1$ arasında ise eşik değer etkisi görülebilir. Diğer durumlarda doğrusal eşbütünleşmeyi gösterecektir.

Parametre tahminleri için hata teriminin bağımsız ve özdeş dağıldığı varsayım altında $u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) = \Delta x_t - A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma)$ olmak üzere en yüksek olabilirlik yöntemini kullanılarak Gaussyen olasılığı;

$$\mathfrak{J}_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -\frac{n}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma)' u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) \quad (3.6.5)$$

şeklindedir. $\mathfrak{J}_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma)$ parametrelerinin maksimum olabilirlik tahminleri $MLE(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ şeklinde oluşturulur (Hansen, Seo, 2002:196). Test sürecinin devamında eşbütünleşme vektörünün bilinmediği varsayımı altında ve boş hipotezinde doğrusal eşbütünleşmeyi ve alternatif hipotezinde doğrusal olmayan eşbütünleşmeyi test etmiştir (Hansen, Seo, 2002:300). İki adet LM (Lagrange Multiplier) testi kullanmıştır. İlk test doğru eşbütünleşme ilişkisinin bilindiği varsayımı altında (a priori);

$$SupLM^0 = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\beta_0, \gamma) \quad (3.6.6)$$

β_0 ifadesi β 'nin bilinen değeridir. İkinci test ise doğru eşbütünleşme ilişkisinin bilinmediği varsayım altında;

$$SupLM = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\beta^0, \gamma) \quad (3.6.7)$$

ifadesinde $[\gamma_L, \gamma_U]$ terimlerinde γ_L , \mathcal{W}_{p-1} 'in π_0 kadar yüzdesi, γ_U ise $1 - \pi_0$ kadar yüzdesidir (Hansen, Seo, 2002:300, Esteve vd. 2006:1035). π_0 'ın sıfıra çok yakın bir değer olması testin gücünü düşüreceğinden tercih edilmez (Hansen, Seo, 2002:301). Analiz içerisinde Hansen ve Seo'da (2002) olduğu gibi γ_L için $\pi_0 = 0.05$ ve γ_U için $1 - \pi_0 = 0.95$ alınmıştır. Zaten eşik eşbütünleşme için olasılık değerlerini hesaplayan LM testinin boyut ve gücü tatmin edici düzeydedir (Dutt, Ghosh, 2005:44). Hansen ve Seo (2002) asimptotik kritik değerler ve olasılık değerleri için iki tane bootstrap metodu geliştirmiştir¹⁴.

¹⁴ Bootstrapların teorem ve ispatları için ayrıntılı bilgi Hansen ve Seo'de (2002) bulunmaktadır. Gauss kodları için Bruce Hansen'e teşekkür ederim.

Boş hipotez altında bulunan doğrusal hata düzeltme modeli sonuçları¹⁵;

$$\Delta rer_t = -0.0776 + 0.9082\Delta rer_{t-1} + 0.3636\Delta rpvt_{t-1} + 0.0018w_{t-1}$$

(0.0067) (0.3016) (0.1051) (0.0011)

$$\Delta rpvt_t = 7.8852 - 7.3967\Delta rpvt_{t-1} - 4.6063\Delta rer_{t-1} + 0.2851w_{t-1}$$

(1.606) (17.3261) (4.7656) (0.008)

Alternatif hipotez altında elde edilen doğrusal olmayan hata düzeltme modeli sonuçları;

$$\Delta rer_t = \begin{cases} -0.0762 + 0.8881\Delta rer_{t-1} + 0.3562\Delta rpvt_{t-1} + 0.0016w_{t-1} + \varepsilon_{1t} & w_{t-1} \leq 13.9072 \\ (0.0299) & (0.3341) & (0.1061) & (0.0012) \\ -1.0916 + 14.6433\Delta rer_{t-1} + 1.0586\Delta rpvt_{t-1} + 0.0072w_{t-1} + \varepsilon_{1t} & w_{t-1} > 13.9072 \\ (0.617) & (8.4632) & (0.5637) & (0.0033) \end{cases}$$

$$\Delta rpvt_t = \begin{cases} 7.433 - 68.2965\Delta rpvt_{t-1} - 4.4365\Delta rer_{t-1} + 0.3585w_{t-1} + \varepsilon_{1t} & w_{t-1} \leq 13.9072 \\ (1.897) & (19.961) & (4.8536) & (0.0752) \\ 178.477 - 24.5342\Delta rpvt_{t-1} - 23.7874\Delta rer_{t-1} + 0.5391w_{t-1} + \varepsilon_{1t} & w_{t-1} > 13.9072 \\ (34.1671) & (475.595) & (27.6182) & (0.0752) \end{cases}$$

şeklinde. Test istatistiğine ilişkin sonuçlar;

Tablo 3.7: Hansen-Seo Eşik Eşbütünleşme Testi Sonuçları

supLM Stat	Asimptotik % 5 kritik değer	Bootstrap % 5 kritik değer
19.5092	19.2295 [0.156]*	19.1394 [0.165]*

Not: * olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 3.7’de yer alan test sonuçlarına göre hem asimptotik hem de 1000 bootstrap iterasyonu ile elde edilen kritik değerler boş hipotezin %5 anlam seviyesinde kabul edildiğini ortaya koymaktadır. Dolayısıyla nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki doğrusal olmayan asimetric bir ilişki var, ancak asimetric bir eşbütünleşme ilişki olmadığını söyleyebiliriz. Boş hipotez altında tahmin edilen doğrusal hata düzeltme modeli sonuçlarına göre reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliğinin gecikmeli değerlerinin reel döviz kuru üzerinde regrese edildiği ilk modelde hata düzeltme terimi 0.0018 değerini almakta ancak istatistiksel olarak anlamsız çıkmaktadır. Aynı sonuç reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliği gecikmelerinin nispi fiyat değişkenliği üzerine regrese edildiği ikinci model içinde geçerlidir.

¹⁵ Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir.

Ancak bu noktada boş hipotez altında bulunan doğrusal hata düzeltme modeli yerine ikinci bölümde ele alınan yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme ilişkisini bulan Kejriwal (2008), Kejriwal ve Perron (2009) testi sonuçları daha anlamlı olacaktır.

3.7. Reel Döviz Kuru Nispi Fiyat Değişkenliği: Hiemstra-Jones Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Analizi

İkinci bölümün son kısmında yapılan doğrusal Toda-Yamamoto (1995) ve Dolado-Lütkepohl (1996) Granger nedensellik testleri doğrusallık varsayımı altında çalıştıkları için değişkenler arasındaki asimetrik ilişkileri göstermez. Brock (1991) parametrik olmayan istatistiksel yöntemlerle çok değişkenli doğrusal olmayan modellerde nedenselliği göstermek için ilk ele aldıkları doğrusal modelde, L ve M gecikme uzunlukları olmak üzere hata teriminin bağımsız özdeş dağıldığı varsayımı altında $\varepsilon_t : iid(0, \sigma^2)$;

$$X_t = \beta Y_{t-L} X_{t-M} + \varepsilon_t \quad (3.7.1)$$

ifadesinde otokorelasyon ve çoklu doğrusal bağlantı olmadığı durumlar için Y_t 'nin gecikmeli değerleri X_t üzerinde anlamlı bir farklılık gösteriyorsa Granger nedensellik vardır. Doğrusal olmayan nedenselliği bulmak için Baek ve Brock (1992) daha önce BDS testinde açıkladığımız gibi zamanlar arasındaki uzaklıkların mekansal olasılıkları yardımıyla korelasyon integrali kullanmışlardır. Baek ve Brock (1992) doğrusal olmayan nedensellik için X_t^m ; m büyüklüğünde öncül vektör, X_t 'nin gecikme vektörü $X_{t-L_x}^{L_x}$ ve Y_t 'nin gecikme vektörü $Y_{t-L_y}^{L_y}$ olmak üzere (Hiemstra, Jones, 1994:1646, Brooks, Tsolacos, 2000:306);

$$X_t^m \equiv (X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+m-1}) \quad m = 1, 2, \dots \text{ ve } t = 1, 2, \dots \quad (3.7.2)$$

$$X_{t-L_x}^{L_x} \equiv (X_{t-L_x}, X_{t-L_x+1}, \dots, X_{t-1}) \quad L_x = 1, 2, \dots \text{ ve } t = L_x + 1, L_x + 2, \dots \quad (3.7.3)$$

$$Y_{t-L_y}^{L_y} \equiv (Y_{t-L_y}, Y_{t-L_y+1}, \dots, Y_{t-1}) \quad L_y = 1, 2, \dots \text{ ve } t = L_y + 1, L_y + 2, \dots \quad (3.7.4)$$

$\Pr(\cdot)$ olasılık ve $\|\cdot\|$ maksimum normu olmak üzere yukarıda ele alınan X_t ve Y_t serilerinin durağan ve zayıf bağımlı oldukları varsayımı ile (Hiemstra, Jones, 1994:1646, Ciner, 2001:205, Asimokopoulos vd., 2000:26, Brooks, Tsolacos, 2000:307);

$$\Pr\left(\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e\right) = \Pr\left(\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e\right) \quad (3.7.5)$$

koşulu gerçekleşirse belirlenmiş m , Lx ve $Ly \geq 1$ ve $e > 0$ için Y_t değişkeni X_t 'nin Granger nedeni değildir. Eşitliğin sol tarafındaki olasılık X_t 'nin m . öncül vektörünün e ile uzaklığının koşullu olasılığıdır. $C1, C2, C3, C4$ bileşik olasılıkların¹⁶ korelasyon integralleri ve yine m , Lx ve $Ly \geq 1$ ve $e > 0$ olmak üzere Hiemstra ve Jones'a (1994:1647) göre koşullu olasılıkları, bileşik olasılıkların oransal bileşimin kullanarak Granger nedeni olmama durumunu;

$$\frac{C1(m+Lx, Ly, e)}{C2(Lx, Ly, e)} = \frac{C3(m+Lx, e)}{C4(Lx, e)} \quad (3.7.6)$$

belirlenmiş m , Lx ve $Ly \geq 1$ ve $e > 0$ için test istatistiği VAR modelinden elde edilen hata terimlerine;

$$TVAL = \sqrt{n} \left(\frac{C1(m+Lx, Ly, e, n)}{C2(Lx, Ly, e, n)} = \frac{C3(m+Lx, e, n)}{C4(Lx, e, n)} \right)^a \cdot N(0, \sigma^2(m, Lx, Ly, e)) \quad (3.7.7)$$

uygulanması ile bulunur (Hiemstra, Jones, 1994:1648, Ciner, 2001:205, Asimokopoulos vd., 2000:26, Brooks, Tsolacos, 2000:307). Boş hipotez Granger nedensellik yoktur şeklindedir. Hiemstra ve Jones (1993) Monte Carlo simülasyonlarında $m=1$, x ve y 'nin eşit olacak şekilde $Lx = Ly = 1, 2, 3$ veya 4 olmasını tavsiye etmişlerdir.

Tablo 3.8: Hiemstra-Jones (1994) Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Analizi

$L_x = L_y$	$\varepsilon_n = 0.5$		$\varepsilon_n = 1$		$\varepsilon_n = 1.5$	
	$rer \neq rpv$	$rpv \neq rer$	$rer \neq rpv$	$rpv \neq rer$	$rer \neq rpv$	$rpv \neq rer$
1	-2.395529 [0.991702]*	-1.349708 [0.911445]*	-2.006876 [0.977619]*	-0.699049 [0.757739]*	-1.750519 [0.959986]*	-1.740311 [0.959098]*
2	-1.766114 [0.961312]*	-1.469023 [0.929087]*	-0.440857 [0.670342]*	-0.315881 [0.623954]*	0.403766 [0.343192]*	-1.790108 [0.963282]*
3	-1.457245 [0.927476]*	-2.016066 [0.978103]*	-1.832175 [0.966537]*	0.120682 [0.451971]*	0.213421 [0.415499]*	-1.492435 [0.932207]*
4	-1.211021 [0.887056]*	-2.026447 [0.978641]*	-2.012368 [0.977909]*	-0.466834 [0.679691]*	-1.526031 [0.936499]*	-1.718592 [0.957156]*

Not: * olasılık değerlerini göstermektedir.

¹⁶ (3.7.7)'de yer alan $C1, C2, C3, C4$ için koşullu olasılıkları ilişkin detaylı bilgi Ek 1'de yer almaktadır.

Literatürde ε_n değerleri için genellikle 0.5, 1, ve 1.5 değerleri kullanılmaktadır. $L_x = L_y$ 'nin 1'den 4'e kadar aldığı değerlerin birlikte rapor edildiği Tablo 3.8'a göre nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasında Hiemstra ve Jones (1994) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan Granger nedensellik yoktur. Blejer ve Leiderman'a (1982) göre ticarete konu olan mallar, ticarete konu olan malların ticarete konu olan mallara oranı, reel para arzı büyümesi ve beklenmeyen enflasyon oranı, mali ve finansal şoklar, ülkeler arası rekabet düzeyi gibi birçok dışsal faktörden etkilendiği için nispi fiyat değişkenliği asimetric bir yapı göstermektedir. Bu yüzden nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında asimetric ve doğrusal olmayan bir nedensellik ilişkisinin çıkmaması olağan gözükmemektedir. Bununla birlikte Küçük ve Tuğer (2004) nispi fiyat değişkenliği belirleyen alt grupların döviz kurundan etkilendiğini bulmuştur. Ayrıca nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasındaki ilişkinin aslında beklenen ve beklenmeyen enflasyonun etkilerinde göz önünde bulundurulacak şekilde analiz edilmelidir.

3.8. Reel Döviz Kuru Nispi Fiyat Değişkenliği: Diks-Panchenko Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Analizi

Diks ve Panchenko (2005,2006) Hiemstra ve Jones (1994) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan Granger tipi nedensellik analizinin örneklem büyüklüğü artıkça boş hipotezi sahte bir şekilde reddetme olasılığının arttığını göstermiştir. Diks ve Panchenko (2006) bant genişliğinin (bandwith) sifira yaklaşırsa bile yansız olamayacağını ortaya koymuşlardır. Doğrusal olmayan Granger nedenselliğinin olmadığını gösteren boş hipotez;

$$q_g \equiv E \left[\left(\frac{f_{X,Y,Z}(X,Y,Z)}{f_Y(Y)} - \frac{f_{X,Y}(X,Y)}{f_Y(Y)} \frac{f_{Y,Z}(Y,Z)}{f_Y(Y)} \right) g(X,Y,Z) \right] = 0 \quad (3.8.1)$$

ifadesinde $g(X,Y,Z)$ pozitif ağırlıklı fonksiyondur (Diks, Panchenko, 2006:1655). Test istatistiği tek yönlü olduğu için q_g pozitif tanımlı olmamasına rağmen test istatistiği büyük değerler aldığı zaman boş hipotez reddedilecektir. Gösterge fonksiyonu $I_{i,j}^w = I(\|W_i - W_j\| < \varepsilon)$ olmak üzere T_n test istatistiği BDS test istatistiğine bağlı olarak;

$$T_n(\varepsilon) = \frac{(2\varepsilon)^{-dx-2dy-dz}}{n(n-1)(n-2)} \sum_i \left[\sum_{k,k \neq i} \sum_{j,j \neq i} (I_{ik}^{XYZ} I_j^Y - I_{ik}^{XY} I_j^{YZ}) \right] \quad (3.8.2)$$

veya daha basit bir ifade ile

$$T_n(\varepsilon) = \frac{(n-1)}{n(n-2)} \sum_i (\hat{f}_{X,Y,Z}(X_i, Y_i, Z_i) \hat{f}_{X,Y}(X_i, Y_i) \hat{f}_{X,Z}(Y_i, Z_i)) \quad (3.8.3)$$

şekindedir (Diks, Panchenko, 2006:1656). Hiemstra ve Jones (1994)'un $Lx = Ly = 1, 2, 3$ veya 4 olması gerektiği tavsiyesi ve literatürde yapılan çalışmalarda ε değerinin genellikle 0.5, 1 ve 1.5 olması gerektiği koşulu ile birlikte S_n ise $T_n(\cdot)$ asimptotik varyansının tahmincisi olmak üzere $Lx = Ly = 1$ için test istatistiği;

$$\sqrt{n} \frac{(T_n(\varepsilon_n) - q)}{S_n} \xrightarrow{d} N(0, 1) \quad (3.8.4)$$

dağılmaktadır (Diks, Panchenko, 2006:1656).

Tablo3.9: Diks-Panchenko Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Analizi

$L_x = L_y$	$\varepsilon_n = 0.5$		$\varepsilon_n = 1$		$\varepsilon_n = 1.5$	
	$rer \neq rpv$	$rpv \neq rer$	$rer \neq rpv$	$rpv \neq rer$	$rer \neq rpv$	$rpv \neq rer$
1	-2.618798 [0.995588]*	-1.360181 [0.913114]*	-2.208976 [0.986412]*	-0.708182 [0.760584]*	-1.845052 [0.967485]*	-1.944412 [0.974077]*
2	-1.694025 [0.954870]*	-0.632945 [0.736615]*	-0.534373 [0.703458]*	-0.271856 [0.607133]*	0.373253 [0.354480]*	-2.062229 [0.980407]*
3	-0.835223 [0.798204]*	-1.572033 [0.942029]*	-1.878904 [0.969871]*	-0.002811 [0.501121]*	0.100347 [0.460035]*	-1.729493 [0.958140]*
4	-0.526688 [0.700795]*	-1.380346 [0.916260]*	-1.991380 [0.976780]*	-0.531375 [0.702421]*	-1.745776 [0.959575]*	-1.823679 [0.965900]*

Not: * olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 3.9'a göre nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasında Diks ve Panchenko (2006) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan Granger nedensellik yoktur. Gan'da (1991) reel efektif döviz kuru ile ticarete konu olan malların nispi fiyatları arasında ilişki bulamamıştır. Buraya kadar yapılan iki tane doğrusal nedensellik, iki tane doğrusal olmayan nedensellik testlerinde nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında nedensellik çıkması

bekliyorduk. Çünkü özellikle satın alma gücü paritesi teorisini test edilirken ticarete konu olmayan malların etkisini göstermediğinden dolayı tüketici fiyat endeksini kullanan çalışmalarda teori reddedilmiş, bu değişkenin yerine toptan eşya fiyat endeksi kullanılmıştır. Betts ve Kehoe'ye (2008)göre ticarete konu olan malların nispi fiyatlarındaki dalgalanmalar, ortalama fiyat seviyesindeki dalgalanmalardan sistematik olarak daha düşüktür. Bu durumda ticarete konu olmayan mallar ile ticarete konu olan mallar arasındaki nispi fiyat yapısının önemli bir rolü vardır. Ancak bu çalışmada nispi fiyat değişkenliğini hesaplanmasında ticarete konu olan ve olmayan mallar üreten tüm sektörler dahil edildiği için nedensellik çıkmasını umuyorduk. Bu yüzden sonuçları karşılaştırmak amacıyla toplamda dört farklı test yapma ihtiyacı duyduk. Ancak birinci bölümün sonunda yapılan Dolado-Lütkepohl (1996) ve Toda-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen doğrusal Granger tipi nedensellik testleri ve bu bölümün sonunda yapılan Hiemstra ve Jones (1994) ve Diks ve Panchenko (2005,2006) doğrusal olmayan Granger tipi nedensellik testlerinin sonuçlarına göre nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasında genel itibariyle nedensellik çıkmamıştır.

3.9. Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Analizi Uygulama Sonuçları

Nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki asimetric ilişkileri kavrayabilmek amacıyla son bölümde doğrusal olmayan zaman serisi analizlerine başvurulmuştur. Bu amaçla ilk olarak kendinden geçişli eşikli otoregresif model (SETAR) sonuçlarında eşik değer ve eşik değere bağlı olarak genişleme ve daralma rejimleri bulunmuştur. Daha sonra yumuşak geçişli otoregresif (STAR) modelleri ele alınmış ve geçiş fonksiyonunun lojistik veya üssel olma olasılığı ile birlikte 8 model oluşturulmuştur. Nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkinin lojistik yumuşak geçişli otoregresif (LSTAR) veya üssel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) olmasına yönelik herhangi bir iktisadi teori olmadığı için yapılacak tahmin tamamen veriye dayalı olarak ESTAR modeli tahmin edilmiş ve ESTAR modeli sonuçlarına göre daralma ve genişleme rejimlerine ait katsayılar elde edilmiştir. Kurulan ESTAR modeline ilişkin doğrusal olmayan etki tepki fonksiyonlarından daralma ve genişleme rejimlerine ait pozitif ve negatif şoklar saptanmıştır. Brock, Dechert ve Schienkman (1987) ve Brock, Dechert, Schienkman ve LeBaron (1996) tarafından geliştirilen BDS testi serilerin doğrusal olup olmaması test edilmiş ve her iki değişkenin doğrusal olmadığı sonucuna varılmıştır. Hansen ve Seo (2002) tarafından önerilen eşik değerli doğrusal olmayan eşbütünleşme testi sonuçlarında ise boş hipotez kabul edilmiş ve uzun dönemli doğrusal eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Reel döviz kuru ile nispi fiyat değişkenliği arasında

asimetrik iliřkileri bulmak iin Himestra-Jones (1994) ve Diks-Panchenko (2005,2006) tarafından geliřtirilen dođrusal olmayan Granger tipi nedensellik analizleri yapılmıřtır. Her iki test sonucunda deđiřkenler arasında dođrusal olmayan nedensellik bulunamamıřtır.

4. Sonuç

İktisatçıların temel politika amaçlarından biri olan sosyal refahın artışının temelinde fiyat istikrarı, ekonomik büyüme, tam istihdam ve dışa açık bir ekonomide ödemeler bilançosu dengesi amaçları bulunmaktadır. Ülke ekonomilerinin diğer ülke ekonomileri ile entegrasyonu, istihdam artışı ve ekonomik büyüme gibi amaçlara ulaşma ile bağdaşırken, özellikle küçük ekonomilerde ithalata bağımlı üretim yapısı, döviz kurlarının ekonomi içerisindeki nüfuz etkinliğinin artışı yerel ekonomilerin fiyat istikrarı ve ödemeler bilançosu dengesi amaçlarının gerçekleştirilmesinde olumsuz bir etken görevi üstlenmiştir.

Bu bağlamda, uygulamalı çalışmalarda nispi fiyat değişkenliğinin sosyal refah etkileri üzerinde durulmaya başlanmış, ekonomilerin küresel piyasalara entegrasyonu ile birlikte nispi fiyat değişkenliğinin döviz kuru ile etkileşimi ön plana çıkmıştır. Literatürde yapılan birçok çalışmada nispi fiyat değişkenliği ile enflasyon arasında güçlü ilişki bulunması, akıllara nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında bir ilişkinin olup olmayacağı sorusunu getirmiştir. Türkiye’de ise 1980 yılında 24 Ocak Kararları olarak bilinen dışa açılma ve ihracata dayalı büyüme stratejisinin benimsenmesi ile ekonomi dışa açılmıştır. Dışa açılma ile birlikte ülke ekonomisi büyüme gösterse de ödemeler dengesi ve fiyat istikrarı amaçlarına ulaşmada başarısız olmuştur. Dışa açık ekonomi modelinde geçen 30 yıllık dönem içerisinde yüksek enflasyon ve sürekli açık veren dış ticaret bilançosu ile karşı karşıya kalmıştır. Türk Lirası geçen bu dönemde yabancı döviz karşısında sürekli değer kaybederek fiyat istikrarsızlığına belirli derecede katkıda bulunmuştur. Bu noktada döviz kurunun belirleyicilerinin belirlenmesi diğer makro ekonomik değişkenler ile arasındaki bağlantıların belirlenmesi büyük önem arz etmektedir.

Bu araştırmanın temelinde ise reel döviz kurları ile nispi fiyat değişkenliği arasında bir ilişkinin olup olmayacağı yatmaktadır. Bununla birlikte sabit kur veya dalgalı kur uygulamalarında nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında bir etkileşimin olup olmadığını sorusu yatmaktadır. Araştırmanın uygulama bölümlerinde doğrusallık varsayımı altında oluşturulan doğrusal zaman serilerinden elde edilen yapısal kırılmaları, uzun dönemli ilişkileri ve nedensellik sonuçları ile doğrusallık varsayımı terk edildiğinde yapılan eşbütünleşme ve nedensellik analizi ile elde edilen sonuçları karşılaştırılmıştır.

Doğrusal zaman serisi uygulamalarının yapıldığı ikinci bölümde birim kök testleri yapılmıştır. ADF (Augmented Dickey Fuller, 1981), Elliot, Rothenberg ve Stock(1996) tarafından geliştirilmiş Dickey-Fuller tabanlı GLS ve KPSS (Kwaitkowski, Phillips, Schmidt ve Shin, 1992), Ng-Perron (1996,2001) birim kök testleri kullanılarak serilerin düzey değerlerinde durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Ele alınan dönemde yapısal kırılmaların varlığını ortaya koymak amacıyla tek içsel kırılma için Zivot-Andrews (1992), çift içsel kırılma için Lee-Strazicich (2003) birim kök testleri ile Bai-Perron (2003a, 2003b) tarafından geliştirilen yapısal kırılma testleri yapılmıştır. Zivot-Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testinde reel döviz kuru için Model A'da ve Model C'de Şubat 2001, nispi fiyat değişkenliği için Model A'da Haziran 1997, Lee-Strazicich (2003) testinde ise reel döviz kuru için Model A'da Ocak 2000, nispi fiyat değişkenliği için Ağustos 2001, Bai-Perron (2003a, 2003b) testinde ise reel döviz kuru için Kasım 1999, nispi fiyat değişkenliği için Haziran 1999 ve Mayıs 2005 tarihleri ön plana çıkmaktadır. 2000 yılından önce oluşan kırılma tarihlerinde Asya ve Arjantin krizlerinin, daha sonra Kasım 200 ve Şubat 2001 krizlerine giden yolda piyasaların risk algılmasının oluşmuş olabilir. Analiz kapsamında ele alınan serilerin durağanlık seviyelerine göre seriler arasındaki uzun dönem ilişkinin tespiti için Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme analizinde ise Kasım 2000, Ocak 2004 ve Ağustos 2007 olarak kırılma tarihleri belirlenerek rejimlere ayrılmıştır. Belirlilik katsayısı göz önüne alındığında rejimler arasında Ocak 1994-Kasım 2000 ve Aralık 2000-Ocak 2004 döneminde nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Ayrıca kırılma tarihlerine göre belirlenen dört dönem içinde Ocak 1994-Kasım 2000 ve Aralık 2000-Ocak 2004 dönemlerine ait eğim katsayıları istatistiksel olarak anlamlı, Şubat 2004-Ağustos 2007 ve Eylül 2007-Mayıs 2010 arası dönemler için eğim katsayıları istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Sabit terimler içinde sadece Ocak 1994-Kasım 2000 dönemi için katsayı istatistiksel olarak anlamlı, diğer dönemler için istatistiksel olarak anlamsızdır. Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçlarına göre Türkiye'de kur rejimi dikkate alınmadığında nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasında pozitif ilişki olduğu görülebilir. Bu sonuç Betts ve Kehoe (2008, 2006) çift taraflı (bilateral) reel döviz kuru ile ticarete konu olmayan mallar ve ticarete konu olan mallar arasındaki nispi fiyatlar arasında güçlü bir ilişki olduğunu ifade ettiği çalışmanın sonuçları ile örtüşmektedir. Döviz kuru tercihleri göz önünde bulundurulduğunda sabit kur rejimine kıyasla dalgalı kur rejiminde bu ilişki daha güçlüdür. Değişkenler arasında ilişkinin yönünü tespit etmek amacıyla Dolado-Lütkepohl (1996) ve Toda-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen Granger tipi doğrusal nedensellik analizleri yapılmıştır. Nedensellik

analizlerinde hem tüm periyot için hem de Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme analizinde bulunan tarihler baz alınarak her bir dönem için değişkenler arasında doğrusal nedensellik bulunmamıştır.

Gelecek çalışmalara yönelik olarak kontrol değişkeni olarak enflasyon oranı veya para arzı tanımlarından biri alınıp düşük enflasyon ve yüksek enflasyon rejimlerini göz önünde bulundurarak reel döviz kuru ve nispi fiyatlar arasında ilişki araştırılabilir. Çünkü yüksek enflasyona sahip ülkelerin ulusal para birimleri değer kaybetmekte, düşük enflasyona sahip ülkelerin ulusal para birimleri değer kazanmaktadır. Böylece parasal genişlemeler, esnek fiyatlı mal ve hizmetlerin fiyatlarını yukarı yönlü etkileyerek, ulusal paranın değer kaybetmesine neden olur. Bu durumda reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişki parasal şoklardan daha fazla etkilenir. Bu yüzden bu çalışmada Türkiye için reel döviz kuru ve nispi fiyat değişkenliği arasında nedensellik çıkmaması olağan görünmektedir. Yine gelecek çalışmalara yönelik olarak düşünülmesi gereken diğer konular arasında dünyada rezerv para birimi olarak kabul görmüş rezerv paraları kullanan ülkelerin nispi fiyat değişkenliği farkları alınarak denge parite üzerindeki etkisi veya Türkiye'nin en büyük birkaç ticari partneri seçilerek bu ülkelerin nispi fiyat değişkenliklerine doğrusal veya doğrusal olmayan panel eşbütünleşme testleri yapılabilir. Bu şekilde uluslar arası ticari alanda büyük paya sahip ülkelerin nispi fiyat değişkenliğine Türkiye'nin nispi fiyat değişkenliğinin yakınsama hızı bulunabilir.

Nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki asimetrik ilişkileri kavrayabilmek amacıyla son bölümde doğrusal olmayan zaman serisi analizlerine başvurulmuştur. Bu amaçla ilk olarak kendinden geçişli eşikli otoregresif model (SETAR) sonuçlarında eşik değer ve eşik değere bağlı olarak genişleme ve daralma rejimleri ve bu rejimlere ait parametreler bulunmuştur. Nispi fiyat değişkenliği ile reel döviz kuru arasındaki kendinden geçişli otoregresif model (SETAR) sonuçlarına göre daralma rejiminde sabit terim, genişleme döneminde eğim parametresi istatistiksel olarak anlamlıdır. Yine SETAR modeli sonuçlarına göre gözlemlerin %61.03 daralma rejiminde, %38.97'si ise genişleme rejiminde yer almaktadır. Rejim sayısını belirlemek amacıyla yapılan test sonuçlarında üç rejimin olduğu ancak orta rejimde birim kök çıktığı için analiz içerisinde iki rejimle devam edilmiştir. Daha sonra yumuşak geçişli otoregresif (STAR) modelleri ele alınmış ve geçiş fonksiyonunun lojistik veya üssel olma olasılığı ile birlikte 8 model oluşturulmuştur. Nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkinin lojistik yumuşak geçişli otoregresif (LSTAR) veya

üssel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) olmasına yönelik herhangi bir iktisadi teori olmadığı için yapılacak tahmin tamamen veriye dayalı olarak ESTAR modeli olduğu öngörülmüş ve ESTAR modeli sonuçlarına göre daralma ve genişleme rejimlerine ait katsayılar elde edilmiştir. ESTAR modeli ile geçiş fonksiyonunda yer alan eşik parametresi ve geçiş hızı değişkeni anlamlı çıkmıştır. Eşik parametresi olan c 0.0444, geçiş hızı parametresi olan γ 2.2426 değerini almaktadır. Ayrıca daralma rejiminde değişkenler arasında negatif, genişleme rejiminde ise değişkenler arasındaki pozitif ilişki göze çarpmaktadır. γ parametresinin aldığı değere göre rejimler arasındaki geçiş yumuşak olmaktadır. Nispi fiyat değişkenliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkiler reel döviz kurunun sıfırdan farklı eşik değerinin etrafında yaklaşık U dalgalanma yaptığı görülmektedir. ESTAR modeli ile ortaya çıkarılan daralma genişleme rejimleri bağlamında ele alındığında; daralma rejiminde nispi fiyat değişkenliği le reel döviz kuru arasında negatif ilişki, genişleme döneminde ise pozitif ilişki vardır. Kurulan ESTAR modeline ilişkin doğrusal olmayan etki tepki fonksiyonlarından daralma ve genişleme rejimlerine ait pozitif ve negatif şoklar saptanmıştır. Resesyon rejimindeki pozitif şokların daralma rejimindeki negatif şoklara göre daha etkin olduğu görülmektedir. Bu sonuca bağlı olarak Türkiye’de daralma rejiminde nispi fiyat değişkenliğinde ki bir şokun reel döviz kuru üzerine etkisinin daha yüksek olduğu söylenebilir. Brock, Dechert ve Schienkman (1987) ve Brock, Dechert, Schienkman ve LeBaron (1996) tarafından geliştirilen BDS testi serilerin doğrusal olup olmaması test edilmiş ve her iki değişkenin doğrusal olmadığı sonucuna varılmıştır. Kapetanios, Shin ve Snell (2003) test sonuçlarına göre reel döviz kuru serisinde doğrusal olmayan şekilde durağan olduğu için satın alma gücü paritesi teorisine dayalı olarak yapılan çıkarımlar yanlış olacağı sonucuna varılmıştır. . Hansen ve Seo (2002) tarafından önerilen eşik değerli doğrusal olmayan eşbütünleşme testi sonuçlarında ise boş hipotez kabul edilmiş ve uzun dönemli doğrusal eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Boş hipotez altında elde edilen eşbütünleşme ilişkisinde hata düzeltme terimleri istatistiksel olarak anlamsız çıktığı için yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme ilişkisini bulan Kejriwal (2008), Kejriwal ve Perron (2009) testi sonuçlarına dayalı çıkarımların yapılması daha doğru olacaktır. Reel döviz kuru ile nispi fiyat değişkenliği arasında asimetric ilişkileri bulmak için Hiemstra-Jones (1994) ve Diks-Panchenko (2005,2006) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan Granger tipi nedensellik analizleri yapılmıştır. Her iki test sonucunda değişkenler arasında doğrusal olmayan nedensellik bulunamamıştır.

Kaynakça

Abadir, K.M., Distaso, W., (2007), “Testing Joint Hypotheses When One of the Alternatives Is One-Sided”, *Journal of Econometrics*, Vol:140, pp:695-718

Akgül, I., Koç, S., Koç, S., (2007), “Cari İşlemler Dengesi Rejim Değişim Modelleri ile Modellenebilir mi?”, 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, 24-25 Mayıs, İnönü Üniversitesi, Malatya:1-21

Alper, E.C., Üçer, M., (1998), “Some Observations on Turkish Inflation: A ‘Random Walk’ Down the Past Decade”, *Bogazici Journal: Review of Social, Economic and Administrative Studies*, Vol:12(1), pp:7-38.

Aoki, T., (2007), “Some Remarks On Purchasing Power Parity and Exchange Rate Determination Mechanism”, *Applied Economics Letters*, Vol:14:3, pp:179-182

Apergis, N., (2003), “Testing Purchasing Power Parity: Results from a New Foreign Exchange Market”, *Applied Economics Letters*, Vol:10(2), pp:91-95

Arai, Y., Kurozoumi, E. (2007): ”Testing For The Null Hypothesis of Cointegration with a Structural Break”, *Econometric Reviews*, 26, pp:705-739.

Arat, K., (2003), “ Türkiye’de Optimum Döviz Kuru Rejimi Seçimi ve Döviz Kurlarında Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi”, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Uzmanlık Tezi.

Aslan, N., Kanbur, N., (2007), “Türkiye’de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı”, *Marmara İİBF Dergisi*, Cilt:13, Sayı:2, ss:1-35

Asimokopoulos, I., Ayling, D., Mahmood, W.M., (2000), “Nonlinear Granger Causality in The Currency Futures Returns”, *Economics Letter*, Vol:68(1), pp:25-30

Assarsson, B. (2004), “Inflation and Relative-Price Changes in The Swedish Economy”, *Sveriges Riksbank Economic Review*, Vol:3, pp. 43-62.

Aucremanne, L., Brys, G., Hubert, M., Rousseeuw, P.J. Struyf, A., (2002), "Inflation, Relative Prices and Nominal Rigidities", National Bank of Belgium, Working Paper, No: 20.

Baek, E., Brock, W., (1992), " A General Test For Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model", Working Paper, Iowa State University ve University of Wisconsin, Madison

Bai, J., Perron, P. (1998): "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, Vol:66, pp:47-78

Bai, J., Perron, P. (2003a), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, Vol:18, pp:1-22.

Bai, J., Perron, P. (2003b), "Critical Values for Multiple Structural Change Tests", *Econometrics Journal*, Vol:6, pp:72-78.

Balassa, B., (1964), " The Purchasing Power Parity: a Reappraisal", *Journal of Political Economy*, Vol:72, pp:1-17

Balderas, U.J., Nath, H., (2008), "Inflation and Relative Price Variability in Mexico: The Role of Remittances", *Applied Economic Letters*, Vol:15(3), pp:181-185.

Balke, N., Wynne, C., (2000), "An Equilibrium Analysis of Relative Price Changes and Aggregate Inflation", *Journal of Monetary Economics*, 45:2, pp 269-92

Balke, N., Wynne, C., (2000), " The Relative Price Effects of Monetary Shocks", Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper, No:0306, pp:1-37

Balke, N.S., Fomby, T.B., (1997), " Threshold Cointegration", *International Economic Review*, No:38, pp:627-645

Ball, L., Mankiw, N.G., (1994), "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", *Economic Journal*, Vol:104 (423), pp:247-261.

Ball, L., Mankiw, N.G., (1995), "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, Vol:110 (1), pp:161-93.

Baum, C.F., Karasulu, M., (1998), "Modelling Federal Reserve Discount Policy", *Computational Economics*, No:11, pp:53-70

Baum, C.F., Barkoulas, J.T., Çağlayan, M., (2001), " Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity in the post-Bretton Woods Era", *Journal of International Money and Finance*, Vol:20, pp:379-399

Berument M.H., Şahin, A., Saraçoğlu, B., (2008), " The Choice of Monetary Policy Tool(s) and the Relative Price Variability:Evidence from Turkey", *Journal of Applied Sciences*, Vol:9 (12), pp:2238-2246

Betts, C.M., Deveruz, M.B., (2000), "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing to Market", *Journal of International Economics*, Vol:50, pp:215-244

Betts, C.M., Kehoe, T.J., (2006), " US Real Exchange Rate Fluctuations and Measures of the Relative Price of Goods", *Journal of Monetary Economics*, Vol:53, pp:1297-1326

Betts, C.M., Kehoe, T.J., (2008), " Real Exchange Rate Movements and the Relative Price of Non-Traded Goods", *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report*, No:415, pp:1-39

Bildirici,M., Aykaç, E., (2007), "Mevduat Faiz Oranlarının TAR Ailesi Modelleri ile Analizi", 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, 24-25 Mayıs, İnönü Üniversitesi, Malatya, ss:1-9

Blejer, M.I., Leiderman, L., (1982), " Inflation and Relative Price Variability in the Open Economy", *European Economic Review*, Vol:18, pp:387-402

Bomberger, W. A., Makinen, G. E., (1993) "Inflation and Relative Price Variability: Parks' Study Reexamined", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol:25, pp: 854-861.

Bonnet, X., Dubois E., Fauvet, L., (1999), "Asymmetrie de Inflation Relative et Menu Costs", *Revue Economique*, Vol:5, pp 547-56

Booth, G., Ciner, Ç., (2005), "German Dominance in the European Monetary System: A Reprise Using Robust Wald Tests", *Applied Economics Letter*, 12, 463-466

Boratav, K., Yeldan, E., (2001), " Turkey, 1980-2000, Financial Liberalization, Macroeconomic (In)-Stability, and Patterns Of Distribution", *Bilkent University Working Paper*, pp:1-40

Breuer, J.B., Lippert, A.F., (1997), " Internal Relative Price Stationary in the Long-Run Purchasing Power Parity", *Review of International Economics*, Vol:5(2), pp:195-203

Brock, W., (1991), "Causality, Chaos, Explanation and Prediction in Economics and Finance", In J. Casti ve A. Karlqvist, Eds: *Beyond Belief: Randomness, Prediction and Explanation in Science* (CRC Press, Boca Raton, Fla.)

Brock, W.A., Dechert, W., Scheinkman, J., (1987), "A Test For Independence Based on the Correlation Dimension", *University of Wisconsin at Madison, Department of Economics Working Paper*

Brock, W.A., Dechert, W., Scheinkman, J., LeBaron, B., (1996), " A Test for Independence Based on the Correlation Dimension", *Econometric Reviews*, Vol:15, pp:197-235

Brock, W.A., Hsieh, D.A., LeBaron, B., (1991), " Nonlinear Dynamics, Chaos And Instability: Statistical Theory and Economic Evidence", *MIT Press*

Brooks, C., Tsolacos, S.C., (2000), "Does Orthogonalization Really Purge Equity based Property Valuations of Their General Stock Market Influences", *Applied Economics Letter*, Vol:7(5), pp:305-309

Caraballo, M.A., Dabus, C., (2008), " The Determinants of Relative Price Variability: Further Evidence from Argentina", *Cuadernos de Economia*, Vol:45, pp:235-255

Caraballo, M.A., Usabiaga, C., (2006), "Relative Prices and Inflation: New Evidence from Different Inflationary Contexts", *Applied Economics*; Vol. 38 (16), pp:1931 -44.

Casado, J. M., Trivez, J., (2004), "Asymmetry, Persistence and Non-linearity of Spanish Unemployment Rates", *General Economics and Teaching*, No:0406001, pp:1-32

Chan, K.S., (1993), "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model", *The Annals of Statistics*, Vol:21, pp:520-533

Chang, E., Cheng, J., (2002), "Inflation And Relative Price Variability: A Revisit", *Applied Economics Letter*, Vol: 9(5), pp:325-330

Cheung, Y-W., Lai, K. (1995), "Lag Order and Critical Values of the Augmented Dickey-Fuller Test", *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol:13(3), pp:277-281

Chiu, R.L., (2002), "Testing the Purchasing Power Parity in Panel Data", *International Review of Economics and Finance*, Vol:11, pp:349-362

Choi, C-Y., (2010), "Reconsidering the Relationship Between Inflation and Relative Price Variability", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol:42(5), pp:669-798

Ciner, Ç., (2001), "Energy Shocks and Financial Markets: Nonlinear Linkages", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol:5(3), pp:202-213

Ciarreta, A., Zarraga, A., (2009), "Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Spain", *Applied Economics Letter*, Vol:18, pp:1-36.

Clements, K.W., Frenkel, J.A., (1980), "Exchange Rates, Money and Relative Prices: The Dollar-Pound In The 1920s", *Journal of International Economics*, Vol:10, pp:1-45

Cook, S., (2002), "Unit Root Testing in the Presence of innovation Variance Breaks: A Simple Solution with Increased Power", *Journal of Applied Mathematics*, Vol:5, 233-240.

Cukierman, A., (1983), "Relative Price Variability and Inflation: A Survey and Further Results", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 19, pp:103-38.

Çatik, N., Martin, C., Önder, Ö., (2008), "Relative Price Variability and the Phillips Curve: Evidence From Turkey", International Conference on Emerging Economic Issue in a Globazing World, İzmir, pp:192-207

Debelle, G., Lamont, O., (1997), "Relative Price Variability and Inflation:Evidence from U.S. Cities", Journal of Political Economy, University of Chicago Press, Vol:105(1), pp:132-52.

De Abreu, L., Gruen, D., (1995), "Price Stickiness and Inflation", Research Discussion Paper No:9502, Reserve Bank of Australia

Dibooglu, S., (1994), "Real Disturbances, Relative Prices, and Purchasing Power Parity," Journal of Macroeconomics, Vol: 18, pp: 69-87.

Dickey, D. A., Fuller, W. A., (1979), " Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association,Vol:74, pp:427- 431

Dickey, D. A., Fuller, W. A., (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica*, Vol:49, pp: 1057-72.

Dikmen, N., (2004), "Türkiye’de Harcama Gruplarına Göre Nispi Fiyat Değişkenliği ve Enflasyon İlişkisinin Ekonometrik Analizi", *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Vol:5(2), pp:46-56.

Diks, C., Panchenko, V., (2005), " A note on the Hiemstra-Jones Test for the Granger Non-causality", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol:9(2), pp:1-7

Diks, C., Panchenko, V., (2006), " A New Statistic and Prectical Guidelines for Nonparametric Granger Causality Testing", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol:30, pp:1647-1669

Dođan,Ç., Koçyiđit, A., (2006), “Fiyat İstikrarı Sorunsalı: Merkez Bankası Eksenli Çözüm Stratejileri”, ISBN:975-591-559-1, Nobel Yayınları, Yayın No:579

Dođanlar, M., (1999), “ Testing Long-Run Validity of Purchasing Power Parity for Asian Countries”, Applied Economics Letters, Vol:6:3, pp:147-151

Dolado, J.J., Lutkepohl, H., (1996), “Making Wald Test Work for Cointegrated VAR Systems” Econometric Reviews, Vol:15, pp:369-386

Domberger, S., (1987), “Relative Price Variability And Inflation: A Disaggregated Analysis”, Journal of Political Economy, Vol:95, pp. 547-66.

Döpke, J., Pierdzioch, C., (2003), “Inflation and Skewness of the Distribution of Relative Price Changes: Empirical Evidence for Germany”, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Vol:223(2), pp. 136-159.

Dropsy, V., (1996), “Real Exchange Rate and Structural Breaks”, Applied Economics, Vol:28, pp:209-219

Duasa, J., (2007), “Malaysian Foreign Direct Investment and Growth: Does Stability Matter”, Journal of Economic Cooperation, Vol:28(2), pp:83-98.

Dutt, S., Ghosh, D., (2005), “ A Threshold Cointegration Test of the Fisher Hypothesis: Case Study Of 5 European Nations”, Southwestern Economic Review, pp:40-50

Ege, İ., Nazlıođlu, Ş., Bayrakdarođlu, A., (2008), “Financial Development and Economic Growth: Cointegration and Causality Analysis for The Case Of Turkey”, Management and Administration Research Center Working Paper No:2008-04, pp.1-15.

Egeli,H., (2001), “ Dıř Ticaret Açısından Sanayileřme Stratejileri ve Türkiye Uygulaması” , Manas Kyrgyz-Turkish University, Sosyal Bilimler Dergisi, Sayı:2

Elliot, G., Rothenberg, T.J., Stock, J., (1996), “ Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, Econometrica, Vol:55, pp:813-836

Emekter, R., Jirasakuldech, B., Snaith, S., (2009), “ Nonlinear Dynamics in Foreign Exchange Excess Returns: Tests of Asymmetry”, *Journal of Multinational Financial Management*, Vol:19, No:3, pp:179-192

Enders, W., (2009), “ Applied Econometric Time Series”, 3. Editon, ISBN 978-0-470-57425-6

Enders, W., Falk, B., (1998), “Threshold-Autoregressive, Median-Unbiase and Cointegration Tests of Purchasing Power Parity”, *International Journal of Forecasting*, Vol:14, pp:171-186

Engel, C., (1992), “ Real Exchange Rate and Relative Prices: an Emprical Investigation”, Natinaol Breau of Economic Research, Working Paper No:4231, pp:1-15

Engle, C., (1999), “Accounting for US Real Exchange Rate Changes”, *Journal of Political Economy*, Vol:107, pp:507-538

Engle R. ve Granger C. W. J. (1987) “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, Vol:55, pp:251-277

Escribano, A., Jordá, O. (1997), "Improved Testing and Specification of Smooth Transition Regression Models", *Nonlinear Time Series Analysis of Economics and Financial Data*, Dordrecht: Kluwer Academic Press, pp:289-319.

Esteve, E., Ibanez, E. V., Prats, M.,(2010); “ The Spanish Term Structure of Interest Rates Revisited:Cointegration with Multiple Structural Breaks,1974-2010”, *Economia Aplicada II*, Working Paper Series, WPS-2010-01, pp:1-23

Esteve, V., Prats, M., (2010), “ Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment Between Stock Prices And Dividends”, *Applied Economics Letters*, Vol:17:4, pp:405-410

Esteve, V., Gil-Pajera, S., Martinez-Serrano, A., Llorca-Vivero, R., (2006), “ Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment Between Goods And Services Inflation in The United States”, *Economic Modelling*, Vol:23, pp:1033-1039

Fischer, S., (1981), “Relative Shocks, Relative-Price Variability, and Inflation”, Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 2, pp. 381 – 441

Frenkel, J.A., (1981), “ Flexible Exchange Rates, Price and the Role of News: Lessons from The 1970s”, Journal of Political Economy, Vol:89, pp:1-25

Frenkel, J.A., (1984), “ Flexible Exchange Rate: The State of Research and Implications for Macroeconomics Policy”, Symposium of Floating Exchange Rate in a Independent World, US General Acct. Office, Washington

Gan, W.B., (1991), “ On the Deviation from PPP:The Case of Ringgit Effective Rate”, Applied Economics, Vol:23, pp:1461-1471

Glynn, J., Perera, N., Verma, R., (2007), “ Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey With Applications”, Revista de metodos Cuantitativos Para La Economica Empresa, July 2007, No:SE-2927-06, pp:63-80

Granger, C. W. J. (1969), “Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross Spectral Methods”, Econometrica, Vol:37,pp:424- 38

Gülođlu, B., (2009), “Dođrusal Zaman Serileri Analizi Yayınlanmamış Ders Notları”, Pamukkale Üniversitesi, Ekonomi Yaz Seminerleri.

Gürbüz,H., Hasgür,İ., (1997), “ Satın Alma Gücü Paritesi Örneğinin Mevsimsel Verilerle (1970:01-1994:04) Analizi Üzerine Bir Uygulama:Eşbütünleşme”, Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi, Vol:2-12, ss:171-196

Gökdemir, L., Ergün, S., Bayat, T., (2011), “Türkiye'nin 1996-2010 Dönemi İmalat Sanayi İhracatının Markov Rejim Deđişim Modeliyle Analizi”, Prof. Dr. Cihan Dura'ya Armağan, Ekin Yayınları

Hall, A., (1994), “ Testing For A Unit Root in Time Series With Pretest Data-Based Model Selection”, Journal of Business and Economic Statistics, Vol:12, pp:461-470

Hansen, B.E., (1992), “Test for Parameter Instability in Regressions With I(1) Processes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol:10, pp:321-335

Hansen, B.E., (1996), “ Inference When a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis”, *Econometrica*, Vol:57, pp:413-430

Hansen, B.E., (1997), “ Inference in TAR Models”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol:2(1), pp:1-14

Hansen, B.E., (1998), “ Testing for Linearity”, *Journal of Economic Surveys*, Vol:12(5), pp:551-577

Hansen, B.E., Seo, B., (2002), “Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models”, *Journal of Econometrics*, Vol:110, pp:293-318

Harne, O., Doarau, J.F., (2007), “Further Evidence On Mean Reversion in The Australian Exchange Rate”, *Bulletin of Economic Research*, Vol:59(4), pp:307-378

Hartman, R., (1991), “Relative Price Variability and Inflation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol:23, pp:185–205.

Hercowitz, Z. (1982), “Money And Price Dispersion in The United States”, *Journal of Monetary Economics*, Vol:10, pp:25-34.

Hiemstra, C., Jones, J.,(1992), “Detection and Description of Linear and Nonlinear Dependence in Daily Dow Jones Stock Returns and NYSE Trading Volume”, Working Paper, University of Strathclyde and Securities and Exchange Commission

Hiemstra, C., Jones, J.,(1993), “Monte Carlo Results for a Modified Version of the Baek and Brock Nonlinear Granger Causality Test” Working Paper, University of Strathclyde and Securities and Exchange Commission

Hiemstra, C., Jones, J., (1994), “Testing For Linear and Nonlinear Granger Casuality in the Stock Price-Volume Relation”, *Journal of Finance*, Vol:49(5), pp:1639-1664

Holmes, M.J., (2001), "New Evidence on Real Exchange Rate Stationary and Purchasing Power Parity in Less Development Countries", *Journal of Macroeconomics*, Vol:23, pp:601-614

Ihle, R., Taubadel, S., (2008), "A Comparison of Threshold Cointegration and Markov-Switching Vector Error Correction Models in Price Transmission Analysis", *Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting and Market Risk Management*, St. Louis, MO.

İnandım, Ş., (2005), " Kısa Vadeli Sermaye Hareketleri ile Reel Döviz Kuru Etkileşimi:Türkiye Örneği", *Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Uzmanlık Tezi*.

Johansen, S., (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamic and Control*, Vol:12,pp:231-254.

Johansen, S., Juselius, K. (1990); "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol:52, pp:169-210.

Johansen S., Juselius, K., (1992), "Some Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Parity for the UK", *Journal of Econometrics*, Vol:53, pp:211-244.

John, G., Nelson, P., Reetu, V., (2007), "Unit Root Tests and Structural Breaks: a Survey with Applications", *Revista de métodos Cuantitativos Para la Economía y la Empresa* (3), No:SE 2927-06, pp:63-79.

Kalter, E., Armando, R., (1999), "The 1994 Mexican Economic Crisis: The Role of Government Expenditure and Relative Prices", *IMF Working Paper*, No: WP/99/160

Kapetanios, G., Shin, Y., Snell, A., (2003), " Testing for a Unit Root in The Nonlinear STAR Framework", *Journal of Econometrics*, Vol:112, pp:359-379

Kapetanios, G., Shin, Y., Snell, A., (2006), “ Testing for Cointegration Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models”, *Econometric Theory*, Vol:22, pp:279-303

Karaduman, H.A., (2007), “ İktisatta Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Modelleri: Kuram Ve Türkiye Uygulamaları”, Yıldız Teknik Üniversitesi, SBE, Yayınlanmamış Doktora Tezi, ss:1-106

Karasulu, M., (2003), “Relative Price Variability and Inflation: Empirical Findings from Turkey”, *ISE Review*, Vol:2(6),pp:1-26.

Kejriwal, M. (2008a), “Cointegration with Structural Breaks: An Application to the Feldstein-Horioka Puzzle”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol:12(1), pp:1-37.

Kejriwal, M. Perron, P. (2008b): ”The Limit Distribution of the Estimates in Cointegrated Regression Models with Multiple Structural Changes”, *Journal of Econometrics*, Vol:146, pp:59-73.

Kejriwal, M. Perron, P. (2009), “Testing For Multiple Structural Changes in Cointegrated Regression Models”, *Purdue University Economics Working Papers*, Vol:1216, pp:1-41

Kıpıcı A., Kesriyeli, M., (1997), “Reel Döviz Kuru Tanımları ve Hesaplama Yöntemleri”, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Araştırma Müdürlüğü, Yayın No: 97/1, Ankara. <http://www.tcmb.gov.tr/research/work/wpaper2.pdf> Erişim Tarihi:11.03.2009.

Kim, T.-H., Leybourne, S., Newbold, P. (2002). “Unit Root Tests with a Break in Variance” *Journal of Econometrics*, vol:109, 365-387.

Kruse, R. (2008), “ A New Unit Root Test Against ESTAR Based on a Class of Modified Statistics”, *Leibniz Universität Hannover, Discussion Paper*, No:398, pp:1-14

Koop, G., Pesaran, M.H., Potter, S., (1996), “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, *Journal of Econometrics*, Vol:74, pp:119-147

Küçük, H., Tuğer, B. (2004), “Relative Price Variability: The Case of Turkey 1994-2002”, The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department Working Paper, (February), No: 04/02

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., (1992). “Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against The Alternative of A Unit Root: How Sure are We That Economic Time Series Have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, Vol:54, pp:159–178.

Lach, S., Tsiddon, D., (1992) ,“The Behavior of Prices And Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregated Price Data, *Journal of Political Economy*, Vol:100, pp:349-389.

Lee, J., Strazićich, M., (2003), “Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks”, *Review of Economics and Statistics*, pp. 1082-1089.

Lee, J., Strazićich, M., (2004), “Minimum LM Unit Root Test with One Structural Breaks”, *Apalachian State University Working Papers*, No:04-17, pp. 1-17.

Li, M.Y., (2007), “Purchasing Power Parity Under High and Low Volatility Regimes”, *Applied Economics Letters*, Vol:14(8), pp:581-589

Liew, V.K-S., Lim, K-P., Lau, E., Choong, C-K., (2005), “ Exchange Rate and Relative Price Nonlinear Cointegration Relationship in Malaysia”, *Economic Bulletin*, Vol:6(11), pp:1-16

Liu, C-C., He, L-Y., (2010), “KSS Unit Root Test of Nonlinearity and Nonstationary in China’s Agricultural Futures Markets”, *Physics Procedia*, Vol:3, pp:1753-1756

Lim, K.P., (2011), “The Evolution Of Stock Market Efficiency Over Time: A Survey of the Empirical Literature”, *Journal of Economic Surveys*, Vol:25(1), pp:69-108

Lim, K.P., Azali, M., Lee, H.A., (2003), “ Is MYR/USD a random Walk? New evidence from the BDS Test”, *Peranika J.Soc.Sic&Hum*, Vol:11(1), pp:41-49

Lo, M., Zivot, E., (2001), “ Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price”, *Macroeconomic Dynamics*, Vol:5, pp:533-576

Lumsdaine, L.R., Papell, D.H., (1999), “Two Structural Breaks and The Unit Root Hypothesis: New Evidence About Unemployment in Australia, Working Paper Series Victoria Univ. Applied Economy Working Paper No. 3/00.

Luukkonen, R., Saikkonen, P., Terasvirta, T., (1988), “Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models”, *Biometrika*, Vol:75(3), pp:491-499

Lutkepohl, H., Kratzig, M., (2004), “Applied Time Series Econometrics (Themes in Modern Econometrics)”, Cambridge University Press.

MacKinnon, J. G. (1991), “ Critical Values For Cointegration Tests in Long-Run Economic Relationships”, New York Oxford University Press, pp:266-276

MacKinnon, J. G. (1996), ‘Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests’, *Journal of Applied Econometrics*, Vol:11, pp: 601–618.

Manzur, M., (1991), “ Purchasing Power Parity and the Relative Price Variability: The Missing Link”, University of Western Australia, pp:182-147

Marquez, J., Vining, D. (1983)” A Note on the Variability of Inflation and the Dispersion of Relative Price Changes”, *Economics Letters*, Vol:12, pp:243-249.

McNown, R.,Wallace, M. S. (1989), “National Price Levels, Purchasing Power Parity and Cointegration: A Test For Four High Inflation Economies”, *Journal of International Money and Finance*, Vol:8, pp:533–45.

Moccerro, D.N., Winograd,C., (2006), “ Real Exchange Rate Volatility and Exports:Argentina Perspectives”, *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, Vol. 2, October.

Narayan, P., Smyth, R., (2005), “Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidence from Multivariate Granger Causality Tests”, *Energy Policy*, Vol:33 , pp: 1109-1116.

Nath, H.K. (2004). "Inflation and Relative Price Variability: Short-run vs. Long-run", *Economic Letters*, Vol:82, pp:363-369.

Newell, G., Peat, M., Stevenson, M., (1996), "Testing For Evidence of Nonlinear Structure in Australian Real Estate Market Returns", School of Finance and Economics, Working Paper No:61, pp:1-36

Ng, S., Perron, P. (1996), "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, Vol:63(3), pp:435-463

Ng, S., Perron, P. (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, Vol:69, pp:1529–1554.

Obstfeld, M., Taylor, A.M., (1997), "Nonlinear Aspects of Goods Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited", *Journal of Japanese and International Economies*, Vol:11, pp:441-479

Oksay, S. (2000), "Döviz Kuru ve Ödemeler Bilançosu Politikaları: Türkiye, 1923-2000", Beta Basın Yayın Dağıtım, ISBN: 545646435435RTE5435

Öztürk, N., Bayraktar, Y., (2010), "Döviz Kurlarını Açıklamaya Yönelik Yeni Yaklaşımlar", *C.Ü. İİBF Dergisi*, Cilt:11, Sayı:1, ss:157-191

Parks, R.W., (1978), "Inflation and Relative Price Variability", *Journal of Political Economy*, 86 (1), pp. 79-95.

Perron, P., (1989), "Test Consistency with Varying Sampling Frequency," Papers 345, Princeton, Department of Economics - Econometric Research Program.

Perron, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, Vol:80 (2), pp:355-385.

Perron, P., Ng, S. (1996): "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", *Review of Economic Studies*, Vol:63, pp: 435-463.

Pesaran, M. H., Shin, Y. (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11, Cambridge University Press, Cambridge.

Potter, S.M., (1995), " A Nonlinear Approach to US GNP", *Journal of Applied Econometrics*, Vol:10(2), pp:109-125

Reinsdorf, M. (1994): "New Evidence on the Relation between Inflation and Price Dispersion," *American Economic Review*, Vol:84(3),pp:720-731.

Sabate, M., Gadea, M.D., Serrano, M., (2003), "PPP and Structural Breaks. The Pesata-Sterling Rate, 50 years of a Floating Regime", *Journal of International Money and Finance*, Vol: 22, pp:613-627

Saikkonen, P. (1991): "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions", *Econometric Theory*, Vol:7, pp:1-21.

Sarno, L., (2000), " Real Exchange Rate Behaviour in High Inflation Countries: Emprical Evidence from Turkey, 1980-1997", *Applied Economics Letter*, Vol:7, pp:285-291

Sarno, L., Taylor, M.P., (2002), "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, No:49

Sever E., Demir, M., (2007), "Türkiye’de Bütçe Açığı ile Cari Açık Arasındaki İlişkilerin VAR Analizi ile İncelenmesi", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, Vol: 2(1) pp:47-64

Siad, I.A., (2001), "Testing for Nonlinear Dynamics in The Stock Exchange of Thailand", *ABAC Journal* Vol:21, No:1, pp:1-15

Stock, J. H. and Watson, M. W. (1993): “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *Econometrica*, 61, 783-820.

Syczewska, E., M., (2010), “Empirical Power of the Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test”, Warsaw School of Economics Institute of Econometrics, Department of Applied Econometrics Working Papers, No:3-10, pp:1-27

Taylor, A.M., (2002), “ A Century of Purchasing Power Parity”, *Review of Economics and Statistics*, Vol:84, pp:139-150

Taylor, A.M., Taylor, M.P., (2004), “The Purchasing Power Parity Debate”, *Journal of Economics Perspective*,

Taylor, A.M., Peel, D.A., (2000), “Nonlinear Adjustment, Long Run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals”, *Journal of International Money and Finance*, Vol:19, pp:33-53

Temurlenk M.,S., Oltulular, S., (2007), “Türkiye'nin Temel Makro Ekonomik Değişkenlerinin Bütünleşme Dereceleri Üzerine Bir Araştırma” ,İnönü Üniversitesi Ekonometri ve İstatistik Kongresi.

Teräsvirta, T.,(1994), “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol:89, pp:208-218

Teräsvirta, T., (1995), “ Modelling Nonlinearity in U.S. Gross National Product 1889-1987,” *Empirical Economics*, Vol:20, pp:577-597

Theil, H., (1967), “ Economics and Information Theory”, Amsterdam, North Holland

Toda, H., Y., Yamamoto, T., (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, 66, pp. 225-250.

Tong, H., (1978), “ On a Threshold Model”, C.H. Chan (ed.) *Pattern Recognition and Signal Processing*, The Netherlands:Sijthoff and Noordhooff

Tong, H., (1983), “ Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis”, New York, Springer-Verlag

Tong, H., (1990), “ Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach” Oxford University Press, Oxford

Tong, H., Lim, K.S., (1980), “ Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data”, Journal of Royal Statistical Society B, Vol:42(3) pp:245-292

Tsay, R.S., (1989), “ Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes”, Journal of American Statistical Association

Tunay, B., (2008), “Türkiye’de Enflasyon ve Nispi Fiyat Değişkenliği ilişkisi: VABHO Modelleriyle Bir Uzun Dönem Analizi”, Yıldız Teknik Üniversitesi Department of Economics, Working Paper, <http://ideas.repec.org/s/yil/wpaper.html>, Erişim Tarihi:12.09.2009

Van Dijk, D., Franses, P.H., (1999), “Modelling Multiple Regimes in the Business Cycle”, Macroeconomic Dynamics, Vol:3, pp:311-340

Van Dijk, D., Teräsvirta, T. , Franses, P.H., (2000). “Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey of Recent Developments”, Econometrics Institute Research Report, EI2000-23/a

Van Dijk, D., Teräsvirta, T. , Franses, P.H., (2002). “Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey of Recent Developments”, Econometric Reviews, Vol:21, pp:1-47

Vining, D.R., Elwertowski, T.C., (1976), "The Relationship between Relative Prices and General Price Level", American Economic Review, Vol:66(4), pp: 699-708

Waheed, M., Tasneem, A., Ghauri, S., (2007), “ Structural Breaks and Unit Root:Evidence from Pakistani Macroeconomics Time Series”, Munich Personal Repec Archive, No:1797, pp:1-20

Yamak, N., Sivri, U. (1999). “Türkiye’de Enflasyon ve Nispi Fiyat Değişkenliği”, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Vol:1(1), pp:31-38

Yamak, N., Tanrıover, B. (2006). “Türkiye’de Enflasyon – Nispi Fiyat Değişkenliği İlişkisi”, Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Vol:15(2),pp:369-382.

Yamak, R., Karahasan, N. (1994). “Türkiye’de Enflasyon ve Nispi Fiyat Değişkenliği”, D.Ü. Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Entegre Dergisi, Vol:1(2),pp:57-60.

Yao, D., (1988) “Strategic Responses to Automobile Emissions Control: A Game-Theoretic Analysis. Journal of Environmental Economics and Management, Vol:15, pp: 419-38.

Zapata, H.O., Rambaldi. A.N., (1997), “Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol:59, pp:285-29.

Zivot, E., Andrews, D.W.K. (1992): “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, Journal of Business and Economic Statistics, Vol:10, pp:251-270.

Zivot, E., Donald W., Andrews K., (1992), “Further Evidence on the Great Grash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 10(3), pp:251-270

EK-1

$\Pr(A|B)$ 'nin koşullu olasılığı $\Pr(A \cap B) / \Pr(B)$ ve maksimum norm bize $\Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e, \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e)$ ifadesini $\Pr(\|X_t^{m+Lx} - X_s^{m+Lx}\| < e)$ olarak yazmamızı sağlar. Doğrusal olmayan Granger nedensellik analizinde $C1(m+Lx, Ly, e) / C2(Lx, Ly, e)$ ve $C3(m+Lx, e) / C4(Lx, e)$ bileşik olasılıkları;

$$C1(m+Lx, Ly, e) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{m+Ls} - Y_{s-Ly}^{m+Ls}\| < e) \quad (1)$$

$$C2(Lx, Ly, e) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ls} - Y_{s-Ly}^{Ls}\| < e) \quad (2)$$

$$C3(m+Lx, e) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e) \quad (3)$$

$$C4(Lx, e) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e) \quad (4)$$

Olarak hesaplanır. $t, s = \max(Lx, Ly) + 1, \dots, T - m + 1$ ve $n = T + 1 - m - \max(Lx, Ly)$ olmak üzere eşitlik 1-4'ün korelasyon integral tahmincileri ile yer değiştirmesi sonucu;

$$C1(m+Lx, Ly, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{m+Lx}, x_{s-Lx}^{m+Lx}, e) \cdot I(y_{t-Ly}^{Ly}, y_{s-Ly}^{Ly}, e) \quad (5)$$

$$C2(Lx, Ly, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) \cdot I(y_{t-Ly}^{Ly}, y_{s-Ly}^{Ly}, e) \quad (6)$$

$$C3(m+Lx, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{m+Lx}, x_{s-Lx}^{m+Lx}, e) \quad (7)$$

$$C4(Lx, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) \quad (8)$$

$I(X, Y, e)$ kernel fonksiyonunu göstermektedir. Buradan belirlenmiş m , Lx ve $Ly \geq 1$ ve $e > 0$ için TVAL test istatistiği bulunur. Ayrıntılı bilgi için Hiemstra ve Jones (1992, 1993, 1994) bakılabilir.

EK-2

GIDA VE ALKOLSÜZ İÇECEKLER

Pirinç	Krem peynir	Kuru Üzüm
Buğday Unu	Yumurta	Kuru Kayısı
Pirinç Unu	Tereyağı Kahvaltılık	Bamya
Bebek Maması (Toz Karışım)	Margarin	Bezelye
Bulgur	Zeytinyağı	Biber Çarliston
Ekmek	Ayçiçek Yağı	Biber Dolmalık
Bisküvi	Misirözü yağı	Biber sivri
Kraker	Portakal	Domates
Gofret	Üzüm	Fasulye
Pasta	Armut	Havuç
Kek	Ayva	Ispanak
Baklava	Çilek	Kabak
Ekmek Hamuru (Yufka)	Elma	Karnabahar
Makarna	Erik	Kuru Soğan
Şehriye	Greyfurt	Lahana Beyaz Lahana
Tahıl Gevreği	Karpuz	Lahana Kırmızı Lahana
Dana Eti	Kavun	Mantar
Koyun Eti	Kayısı	Marul
Tavuk Eti	Kiraz	Maydanoz
Sakatat	Limon	Patlıcan
Sucuk	Mandalina	Pırasa
Sosis	Muz	Salatalık
Salam	Nar	Sarımsak
Balık	Şeftali	Semizotu
Süt	Ceviz İçi	Turp Kırmızı
Yoğurt	Fındık İçi	Üzüm Yaprağı
Peynir Beyaz Peynir	Antep Fıstığı	Yeşil Soğan
Peynir Kaşar Peyniri	Yer Fıstığı	Patates
Tulum peyniri	Leblebi	Kuru Fasulye
Kola	Ay Çekirdeği	Maden Suyu ve Sodası
Meyve Suyu	Kabak Çekirdeği	Gazoz Meyveli
Su	Kakaolu İçecekler Toz	Kakao
Nohut	Bal	Dondurma
Mercimek	Pekmez	Baharat
Diğer bakliyat (Kuru Barbunya)	Tahin Helvası	Tuz
Konserveler	Çikolata	Kabartma Maddeleri
Salça	Çikolata Tablet	Sirke
Zeytin	Çikolata Krem	Ketçap
Cipsler	Lokum	Mayonez
Toz Şeker	Sakız	Hazır Çorbalar
Kesme Şeker	Kağıtlı Şeker	Hazır Pakette Toz Tatlılar (Puding)
Reçel	Poşet Bitki ve Meyve Çayı	Kahve
Çay	Hazır Kahve	

ALKOLLÜ İÇECEKLER VE TÛTÛN

Rakı
Viski
Şarap
Bira Alkollü
Samsun Sigarası
Maltepe Sigarası
Tekel 2001
Sigara LM
Marlboro
Winston
Parliament
Monte Carlo

KONUT, SU, ELEKTRİK, GAZ VE DİĞER YAKITLAR

Kiracı Tarafından Ödenen Gerçek Kira
Badana ve Boya Malzemeleri
Yer ve Duvar Döşemesi (Fayans)
Cam
Pencere (PVC)
Sihhi Techizat Malzemeleri (Musluk)
Su Faturası
Elektrik Ücreti
Doğalgaz
Doğalgaz Abonman Ücreti
Tüp
Kömür Ücreti
Odun Ücreti

MOBİLYA, EV ALETLERİ VE BAKIMI

Tek Masa
Tek Sandalye
Yatak Odası Takımı
Yatak Tek Kişilik
Yatak Çift Kişilik
Yatak Bazası
Genç Odası Takımı
Oturma Odası Takımı
Yemek Odası Takımı
Kanepe
Sehpa
Halı
Perde
Tül
Mefruşatlık Kumaş
Yatak Örtüsü
Uyku Seti
Yorgan
Battaniye
Nevresim Takımı
Yastık
Havlu
Dantel İpi
Normal Buzdolabı
No-Frost Buzdolabı
Çamaşır Makinesi
Bulaşık Makinesi
Fırın
Bütangaz Ocağı Set Üstü
Fırınlı Ocaklar
Klima

Elektrikli Süpürge
Elektrikli Kesici vb. Aletler (Rondo, Mutfak Robotu)
Elektrikli Küçük Ev Aletleri (Tost Makinası)
Sıcak İçecek Makinaları (Su ısıtıcısı)
Ütü
Diğer Elektrikli Küçük Ev Aletleri (Elektrikli El Süpürgesi)
Ev Aletlerinin Tamiri (Malzeme ve İşçilik)
Cam Ev Eşyası
Porselen Ev Eşyası
Çelik Çatal Kaşık Bıçak vb.
Çelik Mutfak Eşyaları
Teflon Mutfak Eşyaları
Plastik Ev-Mutfak Eşyaları
Diğer Elektriksiz Ev Aletleri
Pil
Ampul
Kapı vb. Aksesuarlar (Anahtar, Kilit)
Soba vb. Aksesuar ve Malzemeleri
Çamaşır İçin Temizlik ve Bakım Ürünleri
Bulaşık İçin Temizlik ve Bakım Ürünleri
Hijyenik Zeminler İçin Temizlik ve Bakım Ürünleri
Her Türü Ev Temizlik Aletleri
Bulaşık Bezleri
Saklama ve muhafaza malzemeleri
Kağıt sofralar malzemeleri
Ev Eşyaları ve Temizlik Araçları İçin Yedek Malzemeler
Gündelikçi Ücreti
Halı ve Kilim Temizleme
Termosifon
Şofben Elektrikli
Kombi
Aspiratör

Soba

SAĞLIK

İlaçlar
İlk Yardım Aletleri
Diğer Sağlık Ürünleri (Enjektör, Derece)
Numaralı Gözlük Cam ve Çerçevesi
Kontakt Lens
Sağlık İle İlgili Araç Gereçler (Tansiyon Aleti)
Uzman Doktor Muayene Ücreti
Dış Çekme Ücreti
Dış Dolgu Ücreti
Röntgen Ücreti
Ultrason Ücreti
Emar Ücreti
Laboratuvar Tahlil Ücretleri
Hastane Yatak Ücreti
Ameliyat Ücreti
Doğum Ücreti (Normal Doğum)
Doğum Ücreti (Sezeryan)

LOKANTA VE OTELLER

Çorbalar
Hazır Yemekler (Pilav, Kuru Fasulye)
Kebaplar
Pideler
Ekmekarası Yiyecekler
Burgerler
Pastane Ürünleri
Hamur Tatlıları
Sıcak İçecekler
Kola
Ayran
Alkollü İçkiler
Otel Ücreti
Yurt Ücretleri

Erkek Berberi
Kadın Berberi
Kişisek Bakım Hizmetleri (Kadın İçin)
Elektrikli Epilasyon Aletleri
Elektrikli Saç Bakım Aletleri
Traş Malzemeleri
Ağız ve Dış Bakımı Ürünleri
Tuvalet ve Güzellik Sabunu
Sabun
Parfümler
Deodorantlar
Misafir Kolonyası
Cilt ve Vücut Ürünleri
Makyaj Malzemeleri
Saç Bakım Ürünleri
Dokümantasyon İçin Ödenen Ücretler

HABERLEŞME

Mektup Gönderme Ücreti
PTT Koli Gönderme Ücreti
Telefon Ekipmanları (Telsiz Telefon, Cep Telefonu)
Telefon Yedek Parçaları (SIM kart, Batarya)
Telefon Onarımı
Telefon Görüşme Ücreti (Şehiriçi)
Telefon Kart Ücreti
Cep Telefonu Görüşme Ücreti
Telefon Aboneliğine İlişkin Hizmetler
İnternet ücreti
Telefon Görüşme Ücreti (Şehirlerarası)
Telefon Görüşme Ücreti (Milletlerarası)
Telefon Görüşme Ücreti (Sabit Hattan GSM)
Telefon Görüşme Ücreti (Sabit)

EĞİTİM HİZMETLERİ

Anaokul Ücreti
Özel İlköğretim Ücreti
Özel Lise Ücreti
Özel Dersane Ücreti SBS Hazırlık
Özel Dersane Ücreti Üniversite Hazırlık
Özel Üniversite Ücreti
Üniversite Harcı
Düzeyi Belirlenemeyen Eğitim Programları

ÇEŞİTLİ MAL VE HİZMETLER

Tuvalet Kağıdı
Mendil
Pamuk
Bebek Bezi
Hijyenik Kadın Bağı
Mücevher Altın
Seyahat Malzemeleri
Okul Çantası
Şemsiye
Kreş ve Gündüz Bakım Evleri
Yangın, Hırsızlık ve Diğer Afetler İçin Sigorta
Sağlık Sigortası
Kasko ve Zorunlu Trafik Sigortası
Banka ile Para Havale Ücreti
Resmi Evraklarla İlgili Hizmetler
Ulaşım Araçları ile İlgili Hizmetler

GİYİM VE AYAKKABI

Pamuklu Kumaş	İç Çamaşırı (Erkek için)
Karışım Kumaşlar	Çorap (Erkek için)
Palto (Erkek için)	Pardösü (Kadın için)
Kaban Anorak Tipi (Erkek için)	Kaban (Kadın için)
Kaban Yünlü (Erkek için)	Pantolon-Ceket Takım (Kadın için)
Takım Elbise (Erkek için)	Tayyör (Kadın için)
Ceket (Erkek için)	Etek (Kadın için)
Pantolon (Erkek için)	Pantolon (Kadın için)
Kazak (Erkek için)	Hırka (Kadın için)
Gömlek (Erkek için)	Kazak (Kadın için)
Sweatshirt (Erkek için)	Gömlek (Kadın için)
Tişört (Erkek için)	Tişört (Kadın için)
Eşofman (Erkek için)	Eşofman (Kadın için)
Pijama (Erkek için)	Pijama (Kadın için)
Bebek İç Çamaşırı	İç Çamaşırı (Kadın için)
Bebek Çorabı	Çorap (Kadın için)
Örgü Yünü	Kaban Anorak Tipi (Çocuk için)
Dikiş İpliği	Pantolon (Çocuk için)
Kravat	Kazak (Çocuk için)
Kemer	Gömlek (Çocuk için)
Eşarp	Sweatshirt (Çocuk için)
Giysi Dikiş Ücreti (Kadın için)	Tişört (Çocuk için)
Giysi Tamir Ücretleri	Eşofman (Çocuk için)
Kuru Temizleme Ücreti	Pijama (Çocuk için)
Ayakkabı (Erkek için)	İç çamaşırı (Çocuk için)
Bot (Erkek için)	Çorap (Çocuk için)
Spor Ayakkabısı (Erkek için)	Okul giyisileri (Çocuk için)
Ayakkabı (Kadın için)	Bebek Tulumu
Bot (Kadın için)	Bebek Pijaması
Çizme (Kadın için)	Bot (Çocuk için)
Spor Ayakkabısı (Kadın için)	Spor Ayakkabısı (Çocuk için)
Terlik (Kadın için)	Ayakkabı Tamiri Erkek
Ayakkabı (Çocuk için)	Ayakkabı Tamiri Kadın