

**T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**TÜRKİYE İÇİN NOMİNAL DÖVİZ KURUNUN
BELİRLENMESİNDE NET ULUSLARARASI REZERV
MODELİNİN GEÇERLİLİĞİ:
SINIR TESTİ YAKLAŞIMI**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**HAZIRLAYAN
Selin GÜNEY**

**TEZ DANIŞMANI
Yrd. Doç. Dr. Atilla GÖKÇE**

Ankara - 2008

**T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANA BİLİM DALI**

**TÜRKİYE İÇİN NOMİNAL DÖVİZ KURUNUN
BELİRLENMESİNDE NET ULUSLARARASI REZERV
MODELİNİN GEÇERLİLİĞİ:
SINIR TESTİ YAKLAŞIMI**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**HAZIRLAYAN
Selin GÜNEY**

**TEZ DANIŞMANI
Yrd. Doç. Dr. Atilla GÖKÇE**

Ankara - 2008

ONAY

Selin Güney tarafından hazırlanan "Türkiye için Nominal Döviz Kurunun Belirlenmesinde Net Uluslararası Rezerv Modelinin Geçerliliği: Sınır Testi Yaklaşımı" başlıklı bu çalışma, 19.06.2008 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda oybirliği ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim Dalı'nda Yüksek Lisans Tezi Olarak kabul edilmiştir.

Doç. Dr. Alparslan AKÇORAOĞLU (Başkan)

.....

Yrd. Doç. Dr. Atilla GÖKÇE

.....

Yrd. Doç. Dr. Hakan Naim ARDOR

.....

İÇİNDEKİLER

İÇ KAPAK	
JÜRİ ÜYELERİNİN İMZA SAYFASI	
İÇİNDEKİLER	i
SİMGELER VE KISALTMALAR	iii
TABLolar	iv
ŞEKİLLER.....	v
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

DÖVİZ KURLARININ BELİRLENMESİNE ÇEŞİTLİ YAKLAŞIMLAR

1.1. DÖVİZ KURU VE ÖNEMİ	3
1.2. REEL VE NOMİNAL DÖVİZ KURLARI	5
1.3. REEL DÖVİZ KURUNUN BELİRLENMESİ.....	5
1.4. REEL VE NOMİNAL DÖVİZ KURLARINDAKİ ŞOKLAR.....	8
1.5. SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ VE DÖVİZ KURU	9
1.5.1. Satın Alma Gücü Paritesi.....	10
1.5.2. Satın Alma Gücü Paritesi ve Reel Döviz Kuru İlişkisi.....	14
1.6. AÇIK EKONOMİ DENGİ MODELLERİ	18
1.7. DÖVİZ PİYASALARINDA ETKİNLİĞİN TEST EDİLMESİ: KARŞILANMAMIŞ FAİZ PARİTESİ KOŞULU.....	19
1.8. DÖVİZ KURUNUN BELİRLENMESİNE PARASALCI YAKLAŞIMLAR	25
1.8.1. Standart Esnek Fiyat Parasalcı Model	27
1.8.2. Yapışkan Fiyat Parasalcı Modeli.....	30
1.8.3. Ticarete Konu Olan - Olmayan Mallar Modeli	31
1.8.4. Net Uluslararası Rezerv Modeli:	32

İKİNCİ BÖLÜM

SINIR TESTİ YAKLAŞIMI ÇERÇEVESİNDE EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

2.1. ENGLE-GRANGER EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ	41
2.2. JOHANSEN EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ	43

2. 3. GECİKMESİ DAĞITILMIŞ OTOREGRESİF MODEL (ARDL)	48
2.3.1. Düzey İlişkilerinin Belirlenmesinde Sınır Testi Yaklaşımı	53
2.3.2. ARDL Yaklaşımının Üstünlükleri	58

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE İÇİN NET ULUSLARARASI REZERV MODELİ:

EKONOMETRİK ANALİZ VE BULGULAR

3.1. VERİLERİN TANIMLANMASI VE ZAMAN SERİSİ ÖZELLİKLERİNİN İNCELENMESİ	62
3.2. TRENDLİ VE SABİT TERİMLİ MODELE İLİŞKİN SONUÇLAR	70
3.3. TREND SİZ VE SABİT TERİMLİ MODELE İLİŞKİN SONUÇLAR	77
SONUÇ	83
KAYNAKÇA	85
ÖZET	98
ABSTRACT	99

SİMGELER VE KISALTMALAR

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Genişletilmiş Dickey Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
ARCH	: Ardışık Bağılanımlı Koşullu Değişen Varyans
ARDL	: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model
BEER	: Davranışsal Denge Döviz Kuru
D	: Birinci Sıra Fark
DGP	: Veri Üretim Süreci
DSGE	: Dinamik Stokastik Genel Denge
EKK	: En Küçük Kareler
EVDS	: Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
FEER	: Temel Denge Döviz Kuru
HDM	: Hata Düzeltme Modeli
HQC	: Hannan Quinn Bilgi Kriteri
IFS	: International Financial Statistics
JB	: Jarque Berra
LM	: Langrange Çarpanı
PP	: Philips Perron
SBC	: Schwarz Bayesgil Bilgi Kriteri
SGP	: Satın Alma Gücü Paritesi
TFY	: Tek Fiyat Yasası
TL	: Türk Lirası
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu
UIP	: Karşılanmamış Faiz Paritesi
US	: United States
VAR	: Vektör Otoregresif Model
VHDM	: Vektör Hata Düzeltme Modeli
YTL	: Yeni Türk Lirası
Δ	: Delta
\$: ABD Doları

TABLULAR

Tablo 1. Düzeydeki Değişkenlerin ADF ve PP Birim Kök Testleri	68
Tablo 2. Birinci Sıra Farkı Alınmış Değişkenlerin ADF ve PP Birim Kök Testleri	68
Tablo 3. ARDL Koşullu Hata Düzeltme Modelinin Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi ve Uzun Dönem İlişkinin Testi için F İstatistiği Sonuçları.....	70
Tablo 4. $p=4$ Gecikme için AIC Model Seçim Kriteri ile Seçilen	72
Tablo 5. ARDL(3,2,3,1,0,1) Modelinden Hareketle Elde Edilen Uzun Dönem Sonuçları.....	72
Tablo 6. Hata Düzeltme Modeli (HDM) Sonuçları	75
Tablo 7. ARDL Koşullu Hata Düzeltme Modelinin Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi ve Uzun Dönem İlişkinin Testi için F İstatistiği Sonuçları.....	77
Tablo 8. $p=3$ Gecikme için AIC Model Seçim Kriteri ile Seçilen	78
Tablo 9. ARDL(3,2,3,2,0,1) Modelinden Hareketle Elde Edilen Uzun Dönem Sonuçları.....	79
Tablo 10. Hata Düzeltme Modeli (HDM) Sonuçları	81

ŞEKİLLER

Şekil 1. Türkiye'ye Ait Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri.....	64
Şekil 2. ABD'ye Ait Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri	65
Şekil 3. Değişkenlerin Göreli Farklarına Ait Zaman Serisi Grafikleri	66

GİRİŞ

Döviz kurunun istikrarı ve nominal döviz kuru değeri, makroekonomik dengeler ve büyüme üzerindeki etkileri nedeniyle dünyada gelişmekte olan ülkelerin ekonomik performanslarının değerlendirilmesinde önemli bir gösterge olarak kabul edilmektedir. Özellikle gelişmekte olan ülkemizde, döviz kurunun istikrara kavuşturulması, piyasaları yönlendirmek ve enflasyonu düşürmek açısından önemli bir politika aracıdır. Dolayısıyla, döviz kurunu belirleyen uzun dönemli faktörlerin ortaya konulması, ekonomide en çok araştırılan ve tartışılan konulardan birisini oluşturmaktadır.

1973 yılında Bretton Woods sabit döviz kuru sisteminin çöküşüyle birlikte dünyada birçok ülke sabit döviz kuru sisteminden dalgalı döviz kuru sistemine geçmek durumunda kalmıştır. Türkiye'de de 1987 yılından itibaren döviz kuru rejiminde ayarlanabilir esnek kur sistemine geçilmiştir.

Sabit döviz kuru sisteminin çöküşü, döviz kurunun belirlenmesinde Karşılanmamış Faiz Paritesi ve Satın Alma Gücü Paritesi koşulunu temel alan parasalcı yaklaşımların gelişmesinin yolunu açmıştır. Bu yaklaşımlar dalgalı döviz kuru sistemine sahip açık ekonomilerde nominal döviz kurunun tahmin edilmesinde sıkça kullanılmıştır. Döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan çeşitli parasalcı modeller arasından bazıları; Standart Esnek Fiyat Parasalcı Model (Frenkel, 1976; Bilson, 1978), Yapışkan Fiyat Parasalcı Model (Dornbusch, 1976; Frenkel 1979), Ticarete Konu Olan - Olmayan Mallar Modeli (Dornbusch, 1980) ve Net Uluslararası Rezerv Modeli (Hooper ve Morton, 1982) dir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisindeki bazı makroekonomik değişkenler ile YTL/ABD\$ nominal döviz kuru arasındaki dinamik ilişkileri açıklamak amacıyla Hooper ve Morton (1982) tarafından önerilen Net Uluslararası Rezerv modelinin geçerliliğini test etmektir. Bu modele ilişkin

kısa ve uzun dönemli dinamik ilişkilerin incelenmesinde geleneksel eşbütünleşme testleri (Johansen, 1988, 1989; Engle ve Granger, 1987) yerine Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından ve geleneksel yöntemlerin bazı eksikliklerini ortadan kaldıran Gecikmesi Dağıtılmış Otoregressif Model(ARDL) Sınır Testi yaklaşımı kullanılmıştır. 1988–2007 dönemini kapsayan üçer aylık görelî para arzı, görelî faiz oranları, görelî fiyatlar, görelî net yabancı varlıklar ve görelî gelir değişkenleri modelde analize tabi tutulmuştur. Ayrıca Türkiye'nin 1994 Nisan ve 2001 Şubat dönemlerinde yaşadığı iki büyük ekonomik krizin de etkisini incelemek için kukla değişkenler modele dahil edilmiştir.

Belirlenen amaç ve çerçeve doğrultusunda çalışmayı üç bölümde ele almak olanaklıdır. Çalışmanın birinci bölümünde, ilk olarak döviz kurunun ekonomik açıdan önemi vurgulanarak, reel ve nominal döviz kuru kavramları üzerinde durulmuştur. Daha sonra döviz kurunun belirlenmesinde parasalcı yaklaşımları temel oluşturan satın alma gücü paritesi ve karşılanmamış faiz paritesi koşulu tanıtılmıştır. Bu bölümde son olarak, döviz kurunun belirlenmesinde yazında kullanılan çeşitli yaklaşımlar anlatılmıştır.

İkinci bölümde, ilk olarak Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri anlatılmış, daha sonra çalışmaya temel teşkil eden Sınır Testi yaklaşımı detaylı olarak sunulmuştur. Üçüncü ve son bölümde ise Hooper ve Morton (1982) tarafından önerilen Net Uluslararası Rezerv modeline ilişkin Türkiye'ye ait uygulama sonuçları verilmektedir.

Çalışma, uygulama sonuçlarından elde edilen bulguların özetlendiği sonuç bölümü ile sonlanmaktadır.

BİRİNCİ BÖLÜM

DÖVİZ KURLARININ BELİRLENMESİNE ÇEŞİTLİ YAKLAŞIMLAR

1.1. DÖVİZ KURU VE ÖNEMİ

Yabancı paraların fiyatına döviz kuru veya döviz fiyatı denilmektedir. Daha genel bir ifade ile döviz kurunu bir ulusal para ile yabancı para arasındaki değişim oranı biçiminde tanımlamak da mümkündür. Ülkemizde döviz kurları 1 birim yabancı paranın ulusal paramız olan Yeni Türk Lirası karşılığı olarak ilan edilmektedir.

Döviz kurları diğer makroekonomik değişkenler gibi ekonomik faaliyetleri etkileyen önemli göstergelerden biridir. Döviz kurları da diğer fiyatlar gibi bir fiyat olarak kabul edildiğinden ve mal piyasalarıyla ilgisinden dolayı döviz kurundaki değişimler de tıpkı diğer fiyatlardaki değişimlerde olduğu gibi ekonomik istikrar açısından incelenmeli ve ekonomi için önemli bir gösterge olarak ele alınmalıdır (Yıldırım, 2003).

Son yıllarda reel döviz kurunun istikrarı ve nominal döviz kuru değeri, dünyada gelişmekte olan ülkelerin ekonomik performanslarının istikrarlı yükselişinde önemli etkenlerden biri olarak kabul edilmektedir (Şimşek, 2004). Makroekonomik dengeler ve büyüme üzerindeki etkileri nedeniyle döviz kurunu belirleyen uzun dönemli faktörlerin ortaya konulması, ekonomide en çok araştırılan ve tartışılan konulardan birisi olarak kabul edilmektedir.

Dolayısıyla gelişmekte olan bir ülke olan ülkemizde de döviz kurunun istikrara kavuşturulması, piyasaları yönlendirmek ve enflasyonu düşürmek açısından önemlidir ve reel döviz kuru ile ekonomik kalkınma arasındaki ilişki

politik kararlar açısından hayati öneme sahiptir. Ekonomik bir istikrara kavuşmaya çalışan ülkemizde, döviz kurundaki değişimler ekonomiyi etkilemekte ve döviz kurundaki değişimlerin istikrarlı bir yapı göstermesi ekonomik istikrarı da olumlu yönde etkilemektedir.

Yazında daha çok döviz kurunun uzun dönemli belirleyicileri dikkate alınmakla birlikte, yapılan kimi çalışmalarda kısa dönemli döviz kuru hareketlerinin önemi üzerinde durulmuş ve özellikle bu konuya odaklanmıştır.

Kısa dönemde döviz kurunu inceleyen bazı analizler makroekonomik değişkenlere ait değerlerin beklenen değerlerine dayanan anket çalışmalarına dayanmaktadır. Bu konuyla ilgili çalışmaya örnek olarak Deutsche Bundesbank (2001) tarafından yapılan ve beklenen döviz kurunun risk nötr yoğunluğunu belirlemek için opsiyon fiyatlarının kullanıldığı bir çalışma gösterilebilir.

Ayrıca, Jansen ve de Haan'ın (Hollanda Bankası (2003)) Avrupa Para Birliğine geçişin ilk yılındaki ekonomik durumuna Euro/Dolar oranının düzeyinin ve oynaklığının tepkisinin incelendiği çalışma da kısa dönemde döviz kurunu inceleyen çalışmalara bir örnek olarak gösterilebilir.

Ek olarak, bahsedilen alanda, Hofman ve diğerlerinin ((Deutsche Bundesbank, 2004) 11 Eylül saldırılarının etkilerini kısa dönemde inceledikleri çalışmaları ele alınabilir. (Amato ve diğerleri, 2005).

1.2. REEL VE NOMİNAL DÖVİZ KURLARI

Döviz kurları nominal ve reel olarak ayrı ayrı ele alınırsa; *nominal döviz kuru*, bir ya da daha fazla ülke parası cinsinden ifade edilebilmektedir. Bir ulusal paranın yabancı bir ulusal para cinsinden fiyatını gösterdiği zaman *iki-yanlı* (bilateral), birden fazla yabancı para cinsinden ortalama fiyatı gösterdiğinde ise *çok-yanlı* (multilateral) bir özellik göstermektedir. Hem iki-yanlı, hem de çok-yanlı nominal döviz kuru için, nominal kurun bir *cari*, bir *denge*, *diğer bir ifadeyle* uzun dönem değeri varolmaktadır.

Reel döviz kuru ise, nominal kurun görelî uluslararası fiyatlarla deflate edilmesine dayanır ve bu kavramın kökenleri, döviz kurundaki değişimi, iç ve dış fiyat ya da iç ve dış enflasyon oranları arasındaki farka bağlayan “Satılma Gücü Paritesi” (SGP) ve “Tek Fiyat Yasası (TFY)” kavramlarına kadar geri götürülebilir (Kibritçiođlu ve Kibritçiođlu, 2004)

1.3. REEL DÖVİZ KURUNUN BELİRLENMESİ

Reel döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan ve sapma kavramını inceleyen yaklaşıma göre, uzun dönem reel döviz kuru; dışsal temel makroekonomik değişkenlerin sürdürülebilir değerlerinin ima ettiği iç ve dış ekonomik denge sağlandığında geçerli olan reel döviz kuru olarak tanımlanmaktadır. Başka bir ifadeyle, ekonominin iç ve dış dengelerinin her ikisiyle de uyumlu olan döviz kuru, denge reel döviz kuru olarak ifade edilebilir.(Kibritçiođlu ve Kibritçiođlu, 2004)

Reel döviz kurunun kısa veya uzun dönem “denge” değerinin ne olması gerektiği, iktisatçıları uzun zamandır ilgilendiren ve oldukça tartışmalı bir konudur.

Bahsedilen önemi dolayısıyla reel döviz kuruyla ilgili yapılan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmaları, reel döviz kurunun belirleyicileri, ölçümü, istikrarı ve sapması gibi kapsadıkları konular bakımından; klasik regresyon analizleri ve eşbütünleşme analizi gibi analizlerde uygulanan yöntemler bakımından ve gelişmiş veya gelişmekte olan ülkeler için yapılmış olmaları bakımından sınıflandırmak mümkündür. Reel döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan farklı birçok yaklaşımın çeşitliliğinin boyutları, Williamson(1994), Hinkle ve Montiel (1999), MacDonald (2000) ve Driver ile Westaway (2003) tarafından ayrıntılı biçimde ortaya konmuştur.

Reel döviz kurunun belirleyicilerini saptamak için yapılan ilk çalışmalarda klasik regresyon analizleri yaygın olarak kullanılmakta iken, son yıllarda yapılan çalışmalarda ise eşbütünleşme analizlerinin tercih edildiği görülmektedir.

Reel döviz kuru ile ilgili çalışmalara Edwards'ın (1988, 1989) çalışmalarının öncülük ettiği söylenebilir. Edwards (1989), 12 gelişmekte olan ülkeyi ele alarak, reel döviz kurunun belirlenmesine ait teorik bir model geliştirmiş ve yaptığı eşbütünleşme testleri aracılığıyla reel döviz kurunun dinamiklerinin, kısa ve uzun dönemli tahminlerini bir ampirik modelle elde etmiştir. Çalışmasında ödemeler dengesi, reel çıktı ve reel ücretler gibi anahtar değişkenlerin nominal değer kaybının döviz kuru üzerindeki etkilerini incelemiştir. Ayrıca, uzun dönemde denge reel döviz kurunu, sadece iç ve dış faktörler olarak sınıflandırılacak ticaret haddi, kamu harcamalarının bileşimi ve düzeyi, sermaye hareketleri, ticari kontroller ve döviz kurunun kontrolü, teknik gelişme ve sermaye birikimi gibi reel değişkenlerin etkilediğini söylemektedir.

Zaman içerisinde reel döviz kurunun belirlenmesi ile ilgili olarak eşbütünleşme analizlerini kullanan çok sayıda ampirik çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalar arasında yukarıda bahsedilenlerin yanısıra gelişmekte olan

ülkelere yönelik olarak başlıca; Elbadawi ve Soto (1995), Aron, Elbadawi ve Khan (1997), Fiorencio ve Moreira (1997), Baffes ve diğerleri (1999), Gelbard ve Nagayasu (1999), Mkenda (2001), Drine ve Rault (2003) çalışmalarından söz edilebilir.

Gelişmiş ülkelere ait eşbütünleşme analizlerini kullanan çalışmalardan bazıları ise şunlardır: Faruqee (1995) ABD ve Japonya için; Feyzioğlu (1997) Finlandiya için; MacDonald, (1997) Almanya, Japonya ve ABD için; Lane ve Milesi – Ferretti (2002) İrlanda için, Bjornland ve Hungnes (2002) Norveç için Euro ve Dolar kurunun belirleyicilerini tespit etmek amacıyla çalışmalar yürütmüşlerdir.

Hinkle ve Montiel (1999)'in, reel döviz kurunun belirleyicileri ve kullanılacak ölçüm teknikleri konularını da kapsayan kitabı da ilgili alanda önemli bir kaynak oluşturmaktadır. Bu çalışmada ayrıca, döviz kuruyla ilgili yapılan ampirik analizler içerilmekte ve şimdiye kadar yapılan birçok ampirik analiz değerlendirme altına alınmaktadır.

Türkiye'de bu konuda yapılan çalışmalar ise kısaca şöyle özetlenebilir:

Türker ve Keyder (1997), reel döviz kurunun belirleyicilerini tespit etmeyi amaçladıkları çalışmalarında, parasalcı yaklaşımı kullanmışlar ve parasal yaklaşım araçları olarak; reel faiz oranı, parasal toplamlar oranı, verimlilik oranı, petrol fiyatları ve ticaret açığı değişkenlerini modellerine dahil etmişlerdir ve parasalcı yaklaşımın reel döviz kurunu belirlemede büyük ölçüde etkin olacağı sonucunu elde etmişlerdir.

Alper ve Sağlam (2000), Türkiye'deki denge reel döviz kuru üzerine çalışmışlardır. Onların yaptıkları tahminin sonuçları, kullandıkları denge döviz kuru modelinin uygun olduğunu göstermiştir. Böylece modele dayalı olarak tahmin edilen sapmaların, para otoritelerince faydalı bir politik rehber olarak kullanılabileceği belirtilmektedir

Kibritçiođlu ve Kibritçiođlu (2004)'nun, döviz kuru ile ilgili tanımlar ve ölçüm yöntemleriyle ilgili konuların yer aldığı çalışmalarında, Türkiye'de (1987–2003) dönemdeki reel döviz kurundaki sapmalar tahmin edilerek değerlendirilmektedir. Elde edilen sonuçlar, sapma tahmininde önemli farklılıklar olabileceğini göstermiştir.

1.4. REEL VE NOMİNAL DÖVİZ KURLARINDAKİ ŞOKLAR

Fiyatların hareket hızının döviz kurlarının hareketine göre görel olarak daha az olduğu durumda, parasal bir genişleme sonucunda döviz kurundaki ani bir sıçrama, satınalma gücü paritesinin öngördüğü orandan sapmaların meydana gelmesine neden olabilmektedir (Dornbusch, 1976).

Ayrıca, merkez bankalarının özerklikleri azaldıkça, izlenen makroekonomik politikalar enflasyona neden olmakta, dolayısıyla da milli para yabancı paralar karşısında aşırı değerlendirilerek satınalma gücü paritesine göre olması gereken değerden sapmalar göstermektedir (Dođanlar, 1995).

Döviz kurlarındaki sapmanın etkileri iktisadi politikalar açısından günümüze kadar önemini sürdürmüştür. Döviz kurundaki sapmalar, özellikle gelişmekte olan ülkelerdeki ithal sermaye mallarına olan bağımlılık ve mal ihracatındaki uzmanlaşma gibi sebeplerle ekonomik faaliyetler üzerinde çok önemli bir etkiye sahiptir.

Bunun dışında gelişmekte olan ülkelerin çoğundaki zayıf ekonomik performansın temel nedenini, reel döviz kurundaki kronik bir sapmayla bağdaştıran birçok ampirik bulgu bulunmaktadır.

Gelişmekte olan ülkelerden elde edilen bulgular, reel döviz kurundaki sapma ile ekonomik performans arasında kuvvetli bir ilişki olduğunu göstermiştir (Ghura ve Grennes(1993), Drine ve Rault(2003)).

Örneğin, Ghura ve Grennes (1993), Aşağı Sahra ülkelerinden oluşan bir panel veri setini kullanarak reel döviz kurundaki sapmaların ekonomik performans üzerindeki etkisini incelemişler ve reel döviz kurundaki sapmanın, gelirin büyümesi, ihracat, ithalat, yatırım ve tasarruflar üzerinde negatif bir etki meydana getirdiği sonucunu elde etmişlerdir.

Cottani, Cavallo ve Khan (1990) ise yaptıkları çalışmalarında, dünyada kalkınma yarışında öne çıkan ülkelerin çoğunda görülen, döviz kurundaki sürekli sapmaların gıda maddelerinin arzını azalttığını belirtmektedirler.

1.5. SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ VE DÖVİZ KURU

Yazında döviz kurunun nasıl belirlendiğine ilişkin olarak geliştirilmiş çok sayıda teori bulunmaktadır. Bu belirlenmeye dair temel ayrımlar elde etmek istersek; bunlardan en çok bilineni, döviz kurundaki değişimi iç ve dış enflasyon oranları arasındaki farka bağlayan Satınalma Gücü Paritesine (SGP) dayalı uzun dönem modeller, Karşılanmamış Faiz Paritesine (UIP) dayanan yapısal tabanlı parasalcı modeller, birleşik iç ve dış dengeye dayanan uzun dönem döviz kuru denge konseptine dayanan modeller, kısa dönem döviz kuru davranışına dayanan modeller, geleneksel makroekonomik modeller, ticari mal fiyatlarının rolünü açıklayan modeller, genel denge açık ekonomi makroekonomik modeller ve bunların varyasyonları olarak belirlenebilir.

1.5.1. Satın Alma Gücü Paritesi

Satın alma gücü paritesi ilk defa iktisatçı Gustav Cassel tarafından İkinci Dünya savaşı sırasında sabit döviz kuru sisteminin aksaklıkları nedeniyle ve daha sonra da sistemin işleyişinin bozulmasından sonra, yeni döviz kuru paritesinin ne olması gerektiği sorusuna çözüm aramak amacıyla ortaya atılmış bir teoridir (Yıldırım, 2003).

Satın alma gücü paritesine göre para biriminin değeri, ilgili ülke ortalama fiyat düzeyinin tersi olduğu ve döviz kurunun bir para biriminin başka para birimi cinsinden değeri olduğu için çeşitli ülkelerin genel fiyat düzeylerinin birbirine oranı döviz kurunu vermektedir (Müslümov ve diğerleri, 2002).

Bir diğer ifadeyle, satın alma gücü paritesi, değişik para birimlerine ait satın alma gücünü eşitleyen ve uluslararası anlamda fiyat karşılaştırmalarına olanak sağlayan farklı ülkelerin para birimlerini dönüştürme işlemi olarak tanımlanır. Buna göre belirli ve homojen (eş) bir mal sepetinin yurtiçi ve yurtdışındaki ortalama fiyatlarının aynı para cinsinden ifade edildiğinde birbirine eşit olması gerektiği sonucuna ulaşılmaktadır. SGP teorisi tek fiyat kanununu temel alan bir teoridir. Tek Fiyat Kanunu, etkin piyasalarda aynı mallar için tek fiyat oluşacağını ifade eden iktisadi kanundur. Etkin piyasalarda, alıcılar veya tüketiciler fiyatı düşük olan mala doğru hareket gösterirler, satıcılar veya üreticiler ise fiyatı yüksek olan mala doğru hareket gösterirler. Dolayısıyla piyasanın dengeye gelmesi çok kısa sürecektir. Bu yüzden tek fiyat kanununun geçerli olmasını sağlayan en önemli olgu arbitrajdır. Arbitrajcılar, örneğin doları ucuz olan yerden satın alıp pahalı olan yerde bozdurmaya çalışır. Bunun sonucunda doların satın alındığı yerde dolar talebi arttığı için doların yerel para cinsinden değeri artar. Aynı şekilde arbitrajcının doları sattığı yerde ise dolar arzı arttığı için doların yerel para cinsinden değeri azalır. İki piyasadaki birbirine doğru zıt yönlü hareket sonuçta ikisinde de aynı döviz kurunun oluşmasını sağlar. Tek fiyat

kanununun düzgün işleyebilmesi için taşıma maliyeti olmaması gerekir, ticareti yapılan mallar birbirinin aynı olmalıdır. Kısacası, tarife dışı engel ve taşıma maliyetleri yok varsayılırsa, arbitraj, benzer malların çeşitli ülkelerdeki fiyatlarını eşitleyici bir şekilde çalışır (Frankel, 1996).Aşağıdaki eşitlikte Tek Fiyat Kanunu ifade edilmektedir.

$$P_i = sP_i^* \quad (1.1)$$

Burada, P_i , ilgili ülkeye ait mal fiyatlarını, P_i^* , yabancı ülke mal fiyatlarını ve s de nominal döviz kurunu ifade etmektedir. Aynı formülde söz konusu tek mal yerine ülkedeki tüm mal ve hizmetlerin fiyatlarındaki değişmeyi yansıtan fiyat dizini konulursa Mutlak SGP'nin formülüne ulaşılmış olacaktır.

Yani, SGP teorisi, tek fiyat kanunu temelinde şekillenen ve tek fiyat kanununda ele alınan tek mal yerine, tüm mal piyasalarını dikkate alarak, tek fiyat kanunun tüm piyasalara bir uygulanması olarak tanımlanabilmektedir. Böylelikle ülkelerde dış ticarete konu olan tüm malların fiyatları ile döviz kurları arasında ilişki kurulması mümkün kılınmaktadır. Kısacası satın alma gücü paritesi ülkeler arasındaki fiyat farklılıklarını yok ederek, ulusal para birimlerini birbirine dönüştüren bir orandır (TÜİK, 2001: 703). Teoriye göre; döviz kurlarının piyasalarda serbestçe belirlenmesi durumunda alacağı değer, ülkeler arasındaki görelî fiyat değişim oranlarının bir ölçüsü olacaktır. Yani, denge döviz kuru, fiyat düzeylerinin oranı ile doğrusal bir ilişkiye sahiptir.

Satın alma gücü paritesinin temel varsayımları arasında ülkeler arasında mal ve hizmet akışında hiçbir sınırlamanın bulunmadığı vardır.

Satın alma gücü paritesi yazında mutlak ve görelî satın alma gücü paritesi olarak iki şekilde ele alınmaktadır.

Yapılan uygulamalı çalışmaların çoğunluğu, mutlak anlamda SGP'nin geçerliliğinin kısıtlı, görelî SGP' nin ise ancak uzun dönemlerde geçerli olduğu sonucuna varmışlardır. Uygulama çalışmaları ayrıca, satın alma gücü paritesi teorisinin yüksek enflasyonlu ve uluslararası sermaye hareketleri düşük olan ülkelerde geçerliliğinin daha yüksek olduğunu göstermiştir.

Mutlak SGP, ülkelerin denge döviz kurlarına göre birbirine dönüştürülmüş fiyatlar genel düzeylerinin tüm ülkelerde aynı olması gerektiğini ifade eder (Özer, 1992: 33; Doğanlar ve Özmen, 2000: 112). Mutlak SGP' ye göre bir ulusal para birimi her ülkede aynı satın alma gücüne sahiptir ve daha önce de belirtildiği gibi tek fiyat yasasında konu olan tek mal mutlak SGP' de kullanılmış olan fiyat dizini sayesinde mal sepeti halinde değerlendirilmiş olmaktadır. Bu parite bize döviz kurunun iç ve dış fiyat dizinlerinin oranına bağlı olduğunu göstermektedir ve buna göre yurtiçi fiyatlar yurtdışı fiyatlardan ne kadar yüksek ise döviz kuru (yabancı para birimi başına ulusal para miktarı) da o derece yüksek olarak belirlenecektir.

Mutlak SGP ile ilgili öne sürülen bu ilişkilerin geçek hayatta karşılık bulunduğunu söylemek mümkün değildir. Çünkü gerçekte piyasalar çok daha karmaşık bir yapıya sahiptir ve de piyasada çok sayıda mal bulunmaktadır, üstelik her mal için farklı ağırlıklara dayalı fiyat dizinlerinin dikkate alınması gerekmektedir. Farklı ağırlıklara dayalı dizinler yanında ülkelerin birbirlerine koymuş oldukları kotalar, gümrük tarifeleri, vergiler, diğer masraflar sonucu da ortaya çıkan fiyat farklılıkları teorisinin geçerliliğine gölge düşürmektedir.

Bu gibi sebeplerden ötürü Görelî SGP ortaya atılmıştır. Görelî SGP, belirli bir başlangıç yılından hareketle döviz kurlarının nasıl değişeceğini açıklamaya çalışır ve mutlak SGP gibi, belirli bir anda döviz kurunun ne olacağı sorusuyla ilgilenmez. Bu yanılla da mutlak SGP' den farklılık gösterir. Bu teoriye göre; nominal döviz kurundaki değişimler iki ülke fiyat düzeyleri arasındaki farkı yansıtmalıdır. Yurtiçi enflasyon oranı yurtdışı enflasyon

oranından yüksek olan ülkede döviz kuru bu fark ölçüsünde yükselecek, daha düşük olan ülkede ise yine o oranda düşecektir.

Görelî SGP' de döviz kurlarındaki deęişmelerde yurtiçi ve yurtdışı enflasyon oranlarındaki deęişmeler ile ilgilenilmektedir ve döviz kurunun, yabancı ve yurtiçi enflasyon oranları arasındaki fark esas alınarak belirlenmesini gerektięi belirtilmektedir. Buna göre, S_0 baz alınan yıldaki döviz kurunu, S_1 sonraki dönemin döviz kurunu, dolayısıyla $(S_1 - S_0)/ S_0$ da kurdaki yüzde deęişmeyi; P ve P^* da sırasıyla iki dönem arasında ele alınan ülkede ve ilgili yabancı ülkedeki enflasyon oranını ifade belirtmek suretiyle $(S_1 - S_0)/ S_0 = P - P^*$ ifadesi Görelî SGP'yi ifade edecektir. Daha önce de belirtildięi üzere, konulan vergiler, kotalar, tarifeler ve öteki kısıtlamalar fiyat düzeylerini farklılaştırarak mutlak satın alma gücü paritesinin geçerlilięini engeller. Fakat bu ülkelerdeki tüm bu engelleyici faktörler sabit kaldığı zaman diliminde fiyat dizinlerinde ortaya çıkan deęişmeler enflasyon oranlarını yansıtır. Görelî SGP' nin vardıęı önemli bir sonuca göre, döviz kuru ve enflasyon arasında önemli bir ilişki bulunmakta ve bu ilişkiler ülkelerin rekabeti ve dış ticaretinde kritik bir rol oynamaktadır. Buna göre enflasyon oranı nispeten daha yüksek bir ülkede, döviz kurunun yeterince yükseltilmemesi durumunda ülkenin ihracatında dięer ülkelere nispeten daha az rekabetçi bir durum oluşur. Böylece ithal edilen mallarda da ucuzlama görülmesi dolayısıyla, bu durum ülkenin dış ticaret açığıının oluşması veya daha fazla büyümesiyle sonuçlanır (Seyidoęlu, 2001).

Özetlemek gerekirse, satın alma gücü paritesi teorisi ile döviz kurları arasında yakın bir ilişki olduęu söylenebilir (Gordon, 1986:540–541; Dernburg, 1989: 30–31; Baillie ve McMahon, 1990:17). Her şeyden önce satın alma gücü paritesi teorisi, döviz kuru belirlenmesinin modern ekonomik analizin en önemli öğelerinden birini oluşturmaktadır (Daniel, 1986:483). Özellikle 1970 ve 1980'lere ait nominal ve reel döviz kuru modelleri

incelendiğinde bu modellerde satın alma gücü paritesi-döviz kuru ilişkisinin yoğun olarak kullanıldığı görülmektedir (Rush ve Husted, 1985:137; Dornbusch, 1976:1161–1176; Mussa, 1982:74–104)

Günümüzde yapılan çalışmaların önemli bir bölümünde, döviz kuru belirlenirken kısa dönemde, mal fiyatlarının yapışkan olacağı düşüncesi kabul edilmektedir ve daha çok makroekonomik değişkenler dışındaki gelişmelerin döviz kurunun belirlenmesinde etkili olacağı varsayılmaktadır. Uzun dönemde ise fiyat katılıklarının varolmayacağı düşüncesi altında temel makroekonomik değişkenlerin ima ettiği satınalma gücü paritesi çerçevesinde döviz kurunun belirleneceğine inanılmaktadır. Fakat yine de, Meese ve Rogoff (1983); Froot ve Rogoff (1995) ve Rogoff (1996) da da belirtildiği gibi bu konunun yazında oldukça tartışmalı olduğunu söylemek gerekir (Kibritçioğlu ve Kibritçioğlu, 2004)

1.5.2. Satın Alma Gücü Paritesi ve Reel Döviz Kuru İlişkisi

Satın alma gücü paritesi teorisi, reel döviz kurları açısından ele alındığında ise, uzun dönemde satın alma gücü paritesinin geçerli olması halinde “reel döviz kurlarının değişmeyeceği” varsayımına dayanmaktadır. Nominal döviz kurları ülkelerin rekabeti açısından önem taşımaktadırlar. Şayet yabancı ya da yurtiçi fiyatların birisi veya her ikisi birden değişirse, nominal döviz kuru bu farkı ortadan kaldıracak ve dolayısıyla da reel döviz kurunu tutacak şekilde değişecektir. Eğer reel döviz kurları satın alma gücü paritesi teorisine göre hareket ederse, reel döviz kuru değişmeyeceğinden, nominal döviz kurundaki değişmeler ülkelerin uluslararası rekabet gücünü de etkilemeyecektir. Bu anlamda satın alma gücü paritesinin sağlanıp sağlanmaması önem kazanmaktadır.

SGP kullanılarak yapılan döviz kuru belirlemesi çalışmalarının sonucunda kısa dönemde, döviz kurlarının görece enflasyon hareketleriyle

açıklanamayacak kadar değişken olduğu düşüncesiyle döviz kuru hareketlerinin belirlenmesinde başarılı olmadığı ancak aynı şeyin söz konusu olmadığı uzun dönemde ise başarı elde ettiği belirtilmiştir. Yani, döviz kurlarının dalgalanmaya bırakıldığı uygulamalarda, teorik olarak uzun dönemde satın alma gücü paritesinin sağlanması gerekmektedir. Bu durumda, SGP ekonomik nedenlere bağlı olarak özellikle uzun dönemlerde döviz kurlarının seyrini gösteren önemli bir araçtır. SGP ile belirlenen döviz kurları uzun vadeli denge kurları olarak adlandırılmaktadır.

Reel döviz kurunun zaman serisi özellikleri incelendiğinde, uzun dönemlerde döviz kurlarının seyrini gösterdiği düşünülen satın alma gücü paritesinin geçerli olabilmesi için reel döviz kuru durağan olmalıdır, yani birim kök içermemelidir (Doğanlar ve Özmen, 2000:113). Eğer reel döviz kuru durağan değilse; reel kurda sapmalar sürekli olacak ve nominal kurun fiyat farklılıklarını ortadan kaldıracak şekilde oluşmadığı, yani satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı anlamına gelecektir.

Teorik olarak uzun dönemde sağlanması beklenen satın alma gücü paritesi, özellikle gelişmiş ülkeler arasında yapılan kimi ilgili çalışmalarda sağlanmamıştır (Telatar, 1996:113). Paritenin sağlanmamasının nedeni olarak ise, sözkonusu ülkelerin ekonomilerinin farklı reel şoklara maruz kalması gösterilmektedir.

Ülkelerin ekonomilerinin farklı reel şoklara maruz kalması haricinde satın alma gücü paritesinin uzun dönemde geçerliliğini yitirmesine neden olacak birtakım başka etmenler de gösterilebilir. Sözgelimi, dış ticaret dengesinde meydana gelebilecek olumsuz bir gelişme denge reel döviz kurunun sürekli sapmasına, yani yeni bir denge değerine ulaşmasına neden olacağından, uzun dönemde satın alma gücü paritesi geçerliliğini kaybedebilir. Fakat bütün bunlardan ayrı olarak, reel unsurlarda meydana gelen değişimler nedeniyle de satın alma gücü paritesi geçerliliğini

kaybetmiş olabilir (Doğanlar ve Özmen, 2000:121). Fiyat dizinlerinden kaynaklanabilecek teknik sorunlardan ayrı olarak dış ticarete getirilen kısıtlamalar, ulaşım maliyetleri, teknoloji-verimlilik değişimleri, dış ticaret dengesindeki değişimler, sermaye hareketleri, hükümet politikalarındaki değişimler gibi faktörlerden kaynaklanan reel nedenlerden dolayı da denge reel döviz kuru değişebilir. Bu nedenle de satın alma gücü paritesinden sürekli bir sapma meydana gelmiş olabilir (Edwards, 1988; Melvin, 1989).

Buna karşılık enflasyon oranları açısından büyük farklılıkların bulunduğu ülkeler arasında uzun dönem satın alma gücü paritesi ilişkisinin sağlandığına ilişkin bazı bulgular da mevcuttur. Söz konusu bulguların yüksek enflasyon gözlenen ülkedeki para otoritesinin sadece parasal gelişmeler yoluyla ülke ekonomisini yönlendirdiği ve ekonominin reel kısmını etkileyecek politikalar (örneğin beşeri sermaye yatırımları gibi, verimliliği arttırmaya yönelik uygulamalar), uygulamadığı durum için geçerli olduğu söylenebilir (Yıldırım, 2003)

Yıldırım (2003), enflasyon oranları açısından büyük farklılıkların bulunduğu ülkeler arasında uzun dönem satın alma gücü paritesi ilişkisini incelediği çalışmasında ise, yüksek enflasyonun yaşandığı Türkiye ile göreceli olarak düşük enflasyonun gözlemlendiği Amerika Birleşik Devletleri (ABD) verilerini kullanarak 1990–2000 dönemi için bu pariteyi test etmiş ve bu dönemde satın alma gücü paritesinin geçerliliğini yaptığı birim kök testleri sonucunda reddetmiştir.

Satın alma gücü paritesinin kısa dönemde geçerliliği konusu ele alınırsa; kur fiyatları anlık olaylara göre her zaman değişim gösterebildiği halde mal fiyatlarında bir yapışkanlık söz konusudur ve mal fiyatlarının kısa dönemli değişmelerinin döviz kurlarındaki gibi çabuk olması beklenmemektedir. Dolayısıyla da kur değişimleriyle enflasyon arasındaki ilişkinin tam olarak gerçekleşmemesinin bir diğer nedeni de bu açıklanan ilişki olarak kabul edilebilir.

Özetlemek gerekirse, SGP teorisiyle ilgili yapılan çalışmaların büyük çoğunluğu SGP 'yi gelecekteki kur değişimleri için bir tahmin aracı olarak desteklemeyen çalışmalardır.

Yukarıda özetlenen başarısız sonuçların nedenleri değerlendirildiğinde ise, en önemli nedenlerden biri teorinin uluslararası sermaye akımlarını ihmal edip sadece ticaret akımları üzerine odaklanması olarak gösterilebilir. Fakat günümüz ekonomisinde uluslararası sermaye akımlarının boyutları göz ardı edilemeyecek kadar büyümüştür ve bu gerçeğin göz ardı edilmesi satın alma gücü paritesi teorisinin döviz kurlarını tahmininde büyük eksikliklere yol açmasına sebep olmaktadır (İnandım, 2005)

Bunun dışında karşılaştırılabilir fiyat dizininin bulunması zorluğu, ticaret dışı malların dizinlere girmesi, mallarda kalite farklılıkları gibi birçok sorun SGP' nin geçerliliğine gölge düşürmektedir (Seyidoğlu, 1994).

Günümüzde döviz arz ve talebi birçok farklı etken tarafından belirlenmektedir ve dolayısıyla döviz kurlarının oluşumunda görelî fiyatlar dışında birçok etken bulunmaktadır. Döviz arz ve talebi yalnızca mal ve hizmet ticaretinden kaynaklanmadığı için nominal döviz kurunun belirlenmesinde temel olarak uluslararası görelî fiyatları alan SGP yaklaşımı yerine bu durumları da göz önünde bulunduran bir yaklaşımın daha yerinde olacağı görülmektedir.

İşte sözü edilen yaklaşımlardan bir tanesi de fiyatların etkisine ek olarak, para ve fiyat katılıklarının etkisini de göz önünde bulunduran ve döviz kurunun belirlenmesinde reel ve politik şokları da yorumlamaya olanak veren açık ekonomi denge modelleridir.

1.6. AÇIK EKONOMİ DENGE MODELLERİ

1990'ların ortalarından beri döviz kurunun belirlenmesinde Obstfeld ve Rogoff (1996) tarafından geliştirilen genel denge açık ekonomi modelleri yoğun olarak kullanılmaya başlanmıştır.

Bu modeller reel iş çevrimleri çerçevesinde para ve fiyat katılıklarını modele dahil ederek nominal, reel ve politika şoklarının değerlendirilebilmesine izin vermektedir. Ancak şu anda bu modellere ait ampirik testler gelişmiş ülkeler için çok destekleyici değildir. Denge döviz kuru modelleri genellikle gelişmekte olan ekonomilerde döviz kuru ölçümleri için kullanışlı bulunmaktadır.

Bu yaklaşımın bir uygulaması Cavelaars ((Hollanda Bankası)(2004)) tarafından yapılmıştır. Cavelaars (2004), Dornbusch ve diğerleri (1977) tarafından kurulan Ricardocu modelin Obstfeld ve Rogoff tarafından geliştirilmiş olan dinamik versiyonunu kullanarak reel döviz kurunun Avrupa Birliğine giriş sürecindeki şoklara nasıl tepki verdiğini araştırmıştır. Modeli, ülke boyutlarında ve bölgeler arasında verimlilik düzeylerinde asimetriye yer verecek şekilde geliştirmiş ve ticaret masraflarında değişimlere izin vermiştir. Modelin simülasyon sonuçlarına göre, Avrupa Birliğine giriş yeni üye ülkeler para birimleri ile Euro arasındaki değişkenliği azaltarak yeni üye ülkenin enflasyon değişkenliğinin azaltılmasında yardımcı olmaktadır.

Açık ekonomi denge modelleri çerçevesinde yapılan son zamanlardaki çalışmalar açık ekonomi Dinamik Stokastik Genel Denge (DSGE) modellerini kullanan çalışmalardır. Bu modeller döviz kuru etkilerini incelemeye izin verirken aynı zamanda da farklı ekonomik sektörler, para ve maliye politikaları ve çeşitli ekonomik göstergeler arasındaki etkileşimlerin de incelenmesine olanak sağlamaktadır.

Walque ve Wouters (2004) yapışkan fiyat ve ücretleri içeren ve bu değişkenleri ABD ve Avrupa ekonomisine ait makroekonomik değişkenler, petrol fiyatları ve Euro/dolar oranı ile birleştiren bir DSGE modeli ele alarak Bayesyen tekniklerin kullanımıyla pozitif verimlilik düzeyi şoklarının yerli paranın değer kaybına neden olduğunu saptamışlardır. Aynı zamanda sıkı para politikası ve yerli talep şoklarının yerli paranın değer kazanmasına neden olduklarını saptamışlardır. Yapılan varyans ayrıştırması ise kısa dönemde döviz kuru değişkenliğinin temel olmayan şoklar (UIP şokları) tarafından belirlendiğini ve daha geniş çerçevede ele alındığında ise döviz kuru dalgalanmalarının bir kısmının temel değişkenler tarafından açıklandığı sonucuna varılmıştır (Amato ve diğerleri, 2005).

Son yıllarda gelişen yazın içinde uzun dönem döviz kuru denge konseptine ait ampirik birçok farklı yaklaşım sunulmuştur. Bunlardan bir tanesi, Davranışsal Denge Döviz Kuru (BEER) yaklaşımıdır ve verimlilik, reel faiz oranı farkı, hükümet harcamaları ve net yabancı varlıklar gibi değişkenler üzerinde odaklanır.

Diğer bir yaklaşım Williamson (1994) ve Wren-Lewis (1992) tarafından geliştirilen Temel Denge Döviz Kuru (FEER) yaklaşımıdır.

Bu bahsedilenler dışında kullanılan denge modelleri dışında sıkça kullanılan modeller arasında ise Portföy Denge Modeli, Varlık Modeli ve Pazar Modeli ele alınabilir.

1.7. DÖVİZ PİYASALARINDA ETKİNLİĞİN TEST EDİLMESİ: KARŞILANMAMIŞ FAİZ PARİTESİ KOŞULU

Döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan bir diğer yaklaşım ise yapısal modelleri esas alan yaklaşımlardır. Yapısal modeller genellikle döviz kuru belirlemede kullanılan parasalcı modele dayanmaktadır. Parasalcı modeller,

faiz paritesi koşulunu temel aldığı için, döviz kurunun belirlenmesiyle ilgili kimi çalışmalar faiz paritesi koşulunu inceleyen çalışmaları içermektedir.

Döviz kuru ve faiz oranları arasındaki ilişkinin analizinde başlangıç noktası karşılanmamış faiz paritesidir ve yapılan çalışmalarda sıklıkla ele alınmaktadır.

Karşılanmamış faiz haddi paritesinin temeli şudur: Vadeli piyasada düşük faizli ülkenin parası, yüksek faizli ülkenin parası karşısında, bu farkın tutarı kadar prim yaparken, yüksek faizli ülkenin parası ise yine faiz farkı kadar iskonto doğurur (Seyidođlu, 1997: 105).

Geleneksel karşılanmamış faiz paritesi koşuluna göre; faiz farkı değişkenindeki bir artış paranın değer kaybetmesine yol açar. Fakat algılanan riskte bir artış varsa o zaman sermaye çıkışları kanalıyla para değer kaybedebilir. Yatırımcıların ilgili ülkenin risk priminin arttığını düşündüğü ya da ilerideki dönemde söz konusu ülke parasının reel olarak değer kaybetmesini beklediği bir durumda, o ülke varlıklarından daha yüksek bir getiri beklemektedir. Diğer taraftan, faiz farkındaki bir artış, sözkonusu ülke varlıklarına olan talebi artıracak ve sermaye girişleri sonucu o ülkenin parasının reel olarak değer kazanmasına neden olacaktır. Sonuç olarak döviz kuru üzerindeki tüm etkinin ne olacağı risk primi kanalının mı yoksa faiz paritesi koşulunun mu daha baskın olduğuna göre belirlenir.

Karşılanmamış faiz paritesi koşulunun birtakım varsayımlar altında geçerli olacağını belirtmek gerekir. Bu varsayımlar arasında, döviz kuru piyasalarında alım satım yapan kişilerin "risk-nötr" olduğu ve yatırım yapılan yerli ve yabancı mevcutların birbirlerini tam olarak ikame ettiği, yani mevcutların politik ve iflas risklerinin kıyaslanabilir olduğu, mali piyasaların etkin işlediği ve işlem giderlerinin bulunmadığı vardır. Karşılanmamış faiz paritesi koşuluna göre, yerli para biriminin k -dönem sonrası beklenen değer

kaybının k -dönem boyunca tutulan yerli mevcutların yabancı mevcutlara göre sağladığı ekstra prime eşit olması gerekmektedir.

Ancak belirtmek gerekir ki faiz oranı ile döviz kuru arasındaki ilişkinin yönü konusu yazında oldukça tartışmalıdır ve bir görüş birliğine ulaşılamamıştır. Dışa açık ve sermaye hareketlerinin serbest olduğu bir ekonomide, yurtiçi faiz oranlarının yükselmesi sermaye girişini artırarak ulusal paranın değerlenmesine ve sonuçta döviz kurunun gerilemesine neden olabilir. Fakat faiz oranının para talebinin belirleyicilerinden biri olması döviz kuru ile arasında pozitif yönlü bir ilişkinin doğabilmesine de imkan vermektedir. Şöyle ki faiz oranlarının yükselmesi yurtiçinde ulusal paraya olan talebi kısip enflasyonun yükselmesine yol açabilecektir. Bu durumda ulusal para değer kaybedecek ve döviz kuru yükselecektir.

Türkiye’de de son birkaç yıldır en çok tartışılan konulardan birini döviz kurları ile faiz oranları arasındaki ilişki oluşturmaktadır. Bazı iktisatçılar döviz kurlarının uzun süredir durağan olmasının nedenini faiz oranlarının yüksekliğine bağlamakta ve merkez bankası’nın kısa vadeli faiz oranlarını daha fazla ve daha hızlı indirmesi gerektiğini savunmaktadır. Buna karşılık Merkez Bankası ise kısa vadeli faiz oranları ile döviz kuru arasındaki ilişkinin çok boyutlu ve karmaşık bir niteliğe sahip olduğunu ileri sürmekte ve faiz oranlarının düşürülmesi ile kurlarda yükselişin sağlanmasının garanti olmadığını belirtmektedir (Karaca, 2005).

Faiz oranları ve kur arasındaki ilişki konusunda teorideki farklılık, uygulamalı çalışmalarda da kendini göstermektedir. Sonuçların, tahminlerde kullanılan verilere ve yöntemlere göre değişiklik gösterdiği söylenebilir.

Türkiye’de faiz artışının kur üzerindeki etkisini inceleyen fakat özellikle kriz dönemine odaklanmayan az sayıda çalışma vardır:

Agenor, McDermott ve Ücer (1997), maliye politikası, kapsanmamış faiz farklılığı, reel döviz kuru ve sermaye girişi arasındaki ilişkiyi incelemek için Vektör Otoregresif (VAR) modeli tahmin etmişler ve faiz farklılığındaki artışın, yerli paranın değer kazanmasına neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Berument (2001), bankalar arası piyasada faiz oranı ve yerli paranın değer kaybı arasındaki farkı para politikasının göstergesi olarak kullandığı çalışmasında, 1986–2000 döneminde sıkı para politikasının yerli paranın değer kazanmasına neden olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Bergin (2004) tarafından belirtildiği üzere, açık ekonomide karşılanmamış faiz paritesi koşulundan ayrılmalar parasal politika eylemleri tarafından açıklanamamaktadır. Bunun gibi kimi eksiklikler daha sonra da görüleceği gibi modele risk priminin dahil edilmesini gerektiren uygulamaları zorunlu kılmıştır.

Gül ve diğerleri (2007)'de, 1984–2006 ve 2006 Kasım krizi sonrası dönemlerinde nominal döviz kuru ve faiz oranları arasındaki etkileşimi tartışmışlar ve dönemin tümünde iki değişken arasında eşbütünleşik ilişki bulunamazken, kriz sonrası dönemde bu ilişkinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Yazındaki diğer bazı çalışmalar ve sonuçları da aşağıdaki gibi özetlenebilir:

Andrews ve diğerleri (İngiltere Bankası, 2004) UIP' nin teorik temelini ve ampirik kanıtlarını incelemiştir. UIP koşuluna göre faiz oranı farklılığındaki her yüzde değişim beklenen devalüasyonun yüzde biriyle eşleştirilebilir. Andrews ve diğerleri UIP' yi reddeden birtakım çalışmaları tartışmıştır ve bunu da risk priminin varlığına, uzun dönem denge döviz kurundaki değişimlere, irrasyonelliğe ve öğrenmeye bağlamışlardır. Son

zamanlarda, modele para politikası etkileri birleştirilerek, farklı veri setleri kullanılarak ve yeni ekonometrik yöntemler kullanılarak bu açıklamaların tartışılabilir olduğu iddia edilmiştir. Yazarlar aynı zamanda UIP' ye dayalı yapısal döviz kuru tahmin modellerinin, basit rassal yürüyüş sürecine göre daha iyi performans göstermedeki başarısızlığını da dile getirmişlerdir (Amato ve diğerleri, 2005).

UIP aynı zamanda çeşitli merkez bankaları tarafından kullanılan yapısal makroekonomik modellerde de kullanılır. Örneğin Brezilya merkez bankası döviz kuru denklemlerini, Philips eğrisini, Taylor kuralını içeren küçük yapısal modelle tanımlamış ve ayrıca UIP' yi ülkenin dış borçlarındaki risk primini yansıtmak üzere modifiye etmiştir. Kullanılan model ışığında, elde edilen ampirik sonuçlar parasal bir gerginliğin döviz kurunun değer kazanmasına, risk primindeki bir artışının ise değer kaybetmesine yol açtığı sonucu elde edilmiştir.

Ampirik yazında döviz kuru ile faiz oranı arasındaki ilişkinin daha çok kriz dönemleri için araştırıldığı görülmektedir. Kriz dönemlerinde yüksek faiz uygulamasının döviz kuru üzerindeki etkisiyle ilgili Geleneksel ve Revizyonist olmak üzere iki farklı yaklaşım vardır.

Geleneksel görüşe göre, kriz dönemlerinde sıkı para politikası uygulanması gereklidir. Yüksek faiz oranları ülkeye yapılacak yatırımların getirisini artırarak, sermaye kaçışını azaltacaktır. Yüksek faiz oranları, aynı zamanda, yerli para ile borçlanıp döviz satın almak şeklinde gerçekleşebilecek spekülasyonu önleyecektir. Böylece, krizle ortadan kalkan güven yeniden sağlanarak yerli paranın değer kazanması sonucuna ulaşılacaktır (Akçağlayan, 2007).

Revizyonist görüşe göre ise, faiz oranlarındaki artış kriz dönemlerinde yerli paranın daha fazla değer kaybetmesine neden olabilir. Yüksek faiz oranları, borçluluk oranları yüksek şirketlerin finansal durumlarını

kötüleştirecek, iflasların ve kredilerin geri ödenmeme olasılığının artmasına neden olacaktır. Her ne kadar yüksek faiz oranlarının, yerli para cinsinden finansal araçlara yatırım yapmayı çekici hale getirmesi beklense de, geri ödenmeme olasılığını ve dolayısıyla da riski artırarak yabancı yatırımcıların beklentilerini olumsuz yönde etkileyebilir. Faiz oranındaki artış, firmaların öz kaynaklarında azalmaya ve iflaslara neden olabilir. İflaslar, sırası ile, bu firmalara kredi verenleri ve bankacılık sektörünü etkileyerek, ekonominin tümünde kredi daralmasına ve finansal durumun kötüleşmesine neden olacaktır. Sonuç, sermaye kaçıışı ve yerli paranın değer kaybetmesidir (Akçağlayan, 2007).

Türkiye’de 1994 krizi dönemindeki faiz oranı ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi araştıran Gümüş (2002) ise pozitif yönlü bir ilişki bulmuştur. Gümüş (2002)’de 1994 krizi süresince faiz oranı ve döviz kuru arasındaki ilişki, haftalık spot döviz kuru, bankalararası piyasada gecelik faiz oranı ve enflasyon farklılığı verileri ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VHDM) kullanılarak araştırılmaktadır. Kasım 1993 ve Haziran 1994 arasındaki dönemi kapsayan tahmin sonuçlarına göre, uzun dönemde, faiz oranındaki artış yerli paranın değer kaybetmesine neden olmaktadır.

Kim ve Ratti (2006), VAR ve VHDM modellerini kullanarak, incelenen beş Asya ülkesinden üçünde (Tayland, Filipinler ve Kore’de) faiz oranlarındaki artışın yerli paranın değer kaybına neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yerli paranın değer kaybı ve yüksek faiz oranlarının firmaları olumsuz etkileyerek krizin derinleşmesine neden olduğu bulgular arasındadır.

Haftalık veri kullandıkları ve faiz farklılığının da yer aldığı çalışmalarında Dekle, Hsiao ve Wang (2001), bir VAR modeli tahmin etmişlerdir. Asya krizi süresince ve sonrasında, faiz oranındaki artışın, etkisi çok büyük olmamakla birlikte kısa dönemde yerli paranın değer kaybını önlediği sonucuna ulaşmışlardır.

Goldfajn ve Gupta (1999), 1980–1998 arasındaki dönemde 80 ülkedeki çok sayıda para krizi örneğini incelemişlerdir. Çalışmada yanıtı aranan temel soru, para politikasının kriz sonrası dönemde yerli paranın değer kaybı sürecini tersine çevirip çevirmediğidir. Yerli paranın değerlenmesinin enflasyon oranındaki artış değil nominal değerlenmeden kaynaklandığı durumların başarı olarak tanımlandığı çalışmada, tüm kriz örneklerinde yerli paranın değerlenme olasılığını sıkı para politikasının uygulandığı durumlardaki değerlenme olasılığı ile karşılaştırmışlardır. Sıkı para politikasının bu olasılığı artırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Zamanla gelişen yazın içerisinde; faiz oranı ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi etkileme olasılığı bulunan değişkenler de modele eklenmiştir. Bunlardan birisi olan faiz açıklığını belirten yayılım(*spread*), yatırımcıların ülkenin dış borcunu geri ödeme yeteneğiyle ilgili endişelerini yansıtır.

Gould ve Kamin (2001), döviz kurunun faiz üzerindeki etkisini daha iyi tanımlayabilmek için *yayılım* ve borsa dizini verilerini ülkenin risk primi göstergeleri olarak kullanmışlardır. Altı ülke için, haftalık verilerle VHDM tahmin edildiği çalışmada bu iki değişkenin, kriz dönemlerinde faiz oranını etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Çalışmada ulaşılan bir diğer sonuç, faiz oranının kur üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olmadığıdır.

1.8. DÖVİZ KURUNUN BELİRLENMESİNE PARASALCI YAKLAŞIMLAR

1973 yılının Mart ayında Bretton Woods sabit döviz kuru sisteminin çöküşü döviz kurunun belirlenmesine karşılanmamış faiz paritesi koşulunu temel alan parasalci yaklaşımların gelişmesinin yolunu açmıştır. Parasalci yaklaşım giderek popüler bir hal almış ve dalgalı döviz kuru sistemine sahip açık ekonomilerde nominal döviz kurunun tahmin edilmesinde sıkça kullanılmıştır. Bu çerçevede son zamanlarda yapılan çalışmalarda döviz kuru

ve belirleyicileri arasında uzun dönem ilişkinin varlığını destekleyen fakat geliştirilmeye ihtiyaç duyulan parasalcı tahmin modelleri bulunmaktadır (Çavuşoğlu, 1997).

Parasalcı modeller en basit hali ile “Karşılanmamış Faiz Paritesi Koşulu”nu (UIP) ve “Satın Alma Gücü Paritesi”ni(SGP) kullanarak bir ülkenin para birimindeki beklenen değer kaybını iki ülke arasındaki nominal faiz farkı ile ilişkilendirmektedir.

Çağdaş parasalcı yaklaşımın döviz kurunun belirlenmesi ile ilgili yazına en önemli katkısı, mal piyasalarının yanı sıra, tahvil piyasaları ve beklentilerini dikkate almasıdır.

Çağdaş parasalcı yaklaşım çerçevesinde geliştirilen modeller, klasik iktisat gelenekleri kapsamında görülebilir. Bu modeller, klasik gelenekte olduğu gibi, işgücü piyasasının dengede olduğu, dolayısıyla üretimin arz yönlü olarak belirlendiği, fiyatlar genel düzeyinin para piyasalarında belirlendiği ve reel döviz kurunun sabit olduğunu, dolayısıyla da satın alma gücü paritesinin geçerli olduğunu kabul etmektedir. Bu modeller arasındaki temel fark, beklentilerin oluşumuna yönelik farklardır (Müslümov ve diğerleri, 2002).

Döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan çeşitli parasalcı modeller arasından bazıları; Standart Esnek Fiyat Parasalcı Model (Frenkel, 1976; Bilson, 1978), Yapışkan Fiyat Parasalcı Model (Dornbusch, 1976; Frenkel 1979), Ticarete Konu Olan–Olmayan Mallar Modeli (Dornbusch, 1980) ve Net Uluslararası Rezerv Modeli (Hooper ve Morton,1982)' dir.

Bu parasalcı modellerin tümü döviz kurunu iki ülke parasının görelî fiyatı olarak tanımlamakta ve bu görelî fiyatı bu paralara ait görelî arz ve taleplere dayanarak modellemektedirler. Modeller, Satın Alma Gücü Paritesi,

Kapsanmamış Faiz Paritesi ve durağan bir para talebi fonksiyonunun varsayımlarına dayanmaktadır (Civcir, 2003).

Belirtilen modeller aşağıda açıklanmıştır:

1.8.1. Standart Esnek Fiyat Parasalcı Model

Bu yaklaşıma göre iki ülkeli bir modelde her iki ülkenin para arzının tamamen merkez bankası tarafından kontrol altında tutulduğu varsayılmıştır. Ayrıca, reel para talebi gelir düzeyi ile doğru, faiz oranı ile ters orantılı ilişki içinde olduğu kabul edilmektedir. Her iki ülkede gelir ve faiz esnekliklerinin aynı olduğu varsayımı da bulunmakla beraber, parasal dengenin her iki ülkede para arz ve talebinin eşitlendiği durumda sağlandığı öngörülmektedir. Bütün bunlara göre iki ülkenin para arz ve talep denklemleri şu şekilde yazılabilir (Rosenberg 1996:141–142).

$$m_t - p_t = \beta_1 y_t - \beta_2 i_t \quad (1.2)$$

$$m_t^* - p_t^* = \beta_1 y_t^* - \beta_2 i_t^* \quad (1.3)$$

$$M^s = M^d = m \quad (1.4)$$

$$M^{s^*} = M^{d^*} = m^* \quad (1.5)$$

Yukarıda verilen denklem sistemlerinde

m_t : yurtiçi para arzı

p_t : yurtiçi fiyat düzeyi

y_t : yurtiçi gelir

i_t : yurtiçi kısa dönem faiz oranı

β_1 : para talebinin gelir esnekliği

β_2 : para talebinin faiz esnekliği

olarak tanımlanmaktadır.

Burada * ile gösterilen terimler ise yabancı ülkeye ait değerleri göstermektedir. Aynı zamanda modelde yer alan tüm değişkenler logaritmik olarak hesaplanmaktadır.

Parasalıcı modelin satın alma gücü paritesinin her zaman geçerli olduğunu varsaydığı da dikkate alınırsa bu durum

$$s_t = p_t - p_t^* + c \quad (1.6)$$

şeklinde ifade edilebilir.

Burada s döviz kurunu ifade etmek üzere, eğer c sıfır ise denklem mutlak satın alma gücü paritesini, sıfırdan farklı ise göreceli satın alma gücü paritesini belirtir.

Yukarıdaki (1.2) ve (1.3) nolu denklemlerden para arzları m_t ve m_t^* çekilirse ülkenin fiyat düzeyinin para arzı ve talebi tarafından belirlendiğini ifade eden;

$$m_t = p_t + \beta_1 y_t - \beta_2 i_t \quad (1.7)$$

$$m_t^* = p_t^* + \beta_1 y_t^* - \beta_2 i_t^* \quad (1.8)$$

şeklinde oluşturulan parasal denge koşulları elde edilmektedir.

(1.7) ve (1.8) nolu eşitlikler (1.6) nolu denklemde yerine yazıldığında

$$s_t = m_t - m_t^* - \beta_1 (y_t - y_t^*) + \beta_2 (i_t - i_t^*) \quad (1.9)$$

denge döviz kuru modeli elde edilecektir.

Bu elde edilen denklem bize döviz kurunun iki paranın göreceli arz ve talebi tarafından belirlendiğini açıklamaktadır. Fakat parasalıcı modellerde önemli bir kriter olduğunu bildiğimiz beklentileri faiz paritesi yoluyla modele

dahil edersek; nominal faiz oranını reel faiz ve beklenen enflasyonun bileşimi şeklinde ifade edip;

$$i_t = r_t + p_t \quad (1.10)$$

$$i_t^* = r_t^* + p_t^* \quad (1.11)$$

denklemleri elde edilir. Bu denklemlerde r_t ve r_t^* yerli ve yabancı reel faiz oranlarını, p_t ve p_t^* ise yerli ve yabancı beklenen enflasyon oranlarını ifade etmektedir.

Reel faiz oranlarının ülkeler için eşit olduğu varsayımı altında;

$$i_t - i_t^* = p_t - p_t^* \quad (1.12)$$

olacaktır ve dolayısıyla (1.9) nolu eşitlik

$$s_t = \beta_0(m_t - m_t^*) - \beta_1(y_t - y_t^*) + \beta_2(p_t - p_t^*) \quad (1.13)$$

şeklinde tekrar yazılabilecektir.

Yani bu modelde faiz farkları değişkeninin beklenen enflasyon oranlarını yansıttığını da söylemek mümkün olmaktadır.

Sonuçta model;

$$s_t = \beta_0(m_t - m_t^*) - \beta_1(y_t - y_t^*) + \beta_2(i_t - i_t^*) + c + \varepsilon_t \quad (1.14)$$

ya da;

$$s_t = \beta_0(m_t - m_t^*) - \beta_1(y_t - y_t^*) + \beta_2(p_t - p_t^*) + c + \varepsilon_t \quad (1.15)$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada ε hata terimini ifade etmektedir.

Özetlemek gerekirse; Esnek Fiyat Parasalcı Model perspektifi, her ülkede döviz arz ve talebin eşitlenmesinin ülkelerin fiyat seviyelerini belirlediği varsayımına dayanmaktadır. Model 1970'li yıllarda temel endüstrileşmiş

ülkelerin deęişken döviz kuru rejimini seçmesiyle, 1973 yılında Bretton Woods sisteminin ortaya çıkışından sonra temsil gücüne sahip olmuştur. Ayrıca modele göre her ülkenin görelî fiyatları ve döviz kurları satın alma gücü paritesi dolayısıyla ilişkilidir.

Esnek fiyat modelinin temel varsayımları arasında yerli ve yabancı tahvillerin birbirini tam ikame ettiği, tek bir tahvilin varlığı, sermaye hareketlerinde herhangi bir kısıtlama olmadığı yer almaktadır.

Ayrıca belirtmek gerekir ki, mal piyasası ele alındığında piyasada tek malın mevcudiyeti ve yabancı malların da birbirinin tam ikamesi oldukları ve mal piyasalarında ticaret kısıtlamaları gibi kısıtlamaların bulunmadığı varsayımları da yapılmaktadır.

1.8.2. Yapışkan Fiyat Parasalcı Modeli

1970'lerin başlarında döviz kurunun belirlenmesinde baskın olan yaklaşımın Esnek Fiyat Parasalcı Model olması gerçeğine rağmen, yaklaşımın zayıf ampirik sonuçları ekonomideki uyuşmazlıkları gidermek amacıyla uzun dönem piyasa dengesine teşvik eden yeni modellerin geliştirilmesine neden olmuştur. Dornbusch (1976) döviz kuru modellerine, kısa dönemde nominal ya da reel döviz kurunun kendi uzun dönem denge değerinin üstüne çıkmasına olanak sağlayan (overshooting), fiyatların yapışkan olduğu fikrini getirmiştir. Sistemde döviz kuru ve faiz oranı gibi denge değerinin üstüne çıkabilen deęişkenlerin olması ticari mal fiyatları gibi diğer deęişkenlerin de yapışkan olmasına neden olmaktadır ve bu durum da farklı piyasalardaki düzeltme hızlarının farklı olmasına neden olmaktadır. Dornbusch(1976) tarafından önerilen model şu şekilde ifade edilebilir:

$$s_t = \beta_0(m_t - m_t^*) - \beta_1(y_t - y_t^*) - \frac{1}{\Theta}(i_t - i_t^*) + (\lambda + \frac{1}{\Theta}) + (\pi_t - \pi_t^*) + c + \varepsilon_t \quad (1.16)$$

Dornbusch (1976)'a göre döviz kurunun belirlenmesinde ülkelere ait görece enflasyon oranları önemlidir ve (1.16) nolu modelden de görüldüğü üzere döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan modele eklenmiştir. Kısacası model esnek kur modelinin görece fiyat farkları ile genişletilmesi sonucu ortaya çıkmıştır.

1.8.3. Ticarete Konu Olan- Olmayan Mallar Modeli

Döviz kurunun büyük bir oranda ticari mal fiyatları tarafından belirlendiğini düşünen Dornbusch (1980), ticari malların ihracatta önemli bir rol oynadığı gelişen bir ekonomiyi geleneksel parasalcı modellere adapte etmek amacıyla yapışkan fiyat parasalcı modele, bu değişikliğe özgü olan bazı diğer değişkenler eklemiş ve (1.17) nolu modeli önermiştir.

$$s_t = \beta_0(m_t - m_t^*) - \beta_1(y_t - y_t^*) - \frac{1}{\Theta}(i_t - i_t^*) + (\lambda + \frac{1}{\Theta})(\pi_t - \pi_t^*) + \gamma((p_t^T - p_t^N) - (p_t^{*T} - p_t^{*N})) + c + \varepsilon_t \quad (1.17)$$

Bir başka deyişle, ticaret dengesi görece fiyatlarının değişiminin yorumu ve ülkelerin ticari mallar sektörlerindeki verimliliğinin görece değişiminin gözlemlenebilmesi amacıyla bazı değişkenler eklenmesi uygun görülmüştür.

Bu düşüncüyü savunan çalışmalara örnek olarak birkaç çalışma gösterilebilir:

Döviz kurunun büyük bir oranda ticari mal fiyatları tarafından belirlendiğini düşünen yazarlar arasında yer alan Chen ve Rogoff (2003) ticari mal fiyatlarının Avusturya ve Yeni Zelanda Dolarları üzerinde güçlü ve kararlı bir etkisi olduğunu ortaya koymuşlardır.

Munro ve Spencer (Yeni Zelanda Rezerv Bankası, 2004) ise ticari mal fiyatlarının Yeni Zelanda Dolarını etkilediği sonucuna varmıştır. Ticari mal

ithalat fiyatlarındaki %10 luk bir artış Yeni Zelanda Dolarının, kısa dönemde %3–5 (Munro, 2004), orta dönemde %0.7 (Huang, 2004) ve uzun dönemde ise %0.6–1.8 değer kaybına yol açmıştır.

Reel döviz kuru ve ticaret arasında yakın ilişki bulunduğunu belirten çalışmalar da mevcuttur ve 1983 yılında döviz kurunun dalgalanmaya bırakılmasından beri bu ilişki Avusturya ekonomisi için hazırlanan ekonometrik modellerinin temelini oluşturmuştur (Beechey ve diğerleri, 2000). Bundan dolayı Avusturya merkez bankası reel döviz kurunu faiz oranı farklılıkları ve ticaret ile birleştiren makroekonomik bir model kullanmıştır.

Bunun dışında dış ticaretteki fazlalığın da, çok sayıda nedenle döviz kurunda reel bir değer kaybına yol açabileceğini söyleyen görüşler bulunmaktadır. Dış ticaret dengesinde pozitif bir fazlalık elde etmek için üretim faktörlerinin dış ticarete konu mal üreten sektörlerle kaydırılması zorunlu olabilir ve kullanılacak üretim faktörlerinin tahsisini teşvik amacıyla dış ticarete konu olmayan mallara göre, dış ticarete konu olan malların görece fiyatında bir artışı, bir başka ifade ile ticari olmayan malların reel değer kaybını gerektirebilir (Şimşek, 2004).

Ayrıca net ihracatta bir artış olması durumunda, dış ticaret haddinde içsel bir değer kaybına neden olabilmektedir.

1.8.4. Net Uluslararası Rezerv Modeli:

Net yabancı varlıkların da döviz kurunun belirlenmesinde rolü olduğunu savunan bu model de yapışkan fiyat parasalcı modele net yabancı varlıklar dahil edilmesiyle oluşturulmuştur. Modeli şu şekilde sembolize etmek mümkündür:

$$s_t = \beta_0(m_t - m_t^*) - \beta_1(y_t - y_t^*) - \frac{1}{\Theta}(i_t - i_t^*) + (\lambda + \frac{1}{\Theta})(\pi_t - \pi_t^*) - \varpi(r_t - r_t^*) + c + \varepsilon_t \quad (1.18)$$

Net yabancı varlık düzeyindeki bir artış; reel döviz kurunun gelecekte reel değerinin artışına yol açarak, mali açıdan kısıtlı ekonomilerde tüketim ve yatırımlara yönelik kredinin tavanını yükseltebilir ve bu yüzden döviz kuru belirlenmesi modeline dahil edilmektedir.

Yukarıda anlatılan parasalcı modellerde m_t para arzının logaritmasını, y_t çıktının logaritmasını, i_t faiz oranını, π_t enflasyon oranını, r_t net yabancı varlıkları, $(P_t^T - p_t^N)$ ise ticarete konu olan ve olmayan malların görelî fiyatlarını, c isteğe bağılı sabit terimi, ε_t ise hata terimini göstermektedir. Karşılık gelen yabancı ülke değerleri ise * terimi ile gösterilmiştir.

Esnek fiyat varsayımı altında sadece para arzı, gelir ve nominal faiz oranı değişkenlerini içeren Standart Esnek Fiyat Parasalcı modele ulaşılmaktadır. Buradan hareketle, eşya fiyatlarının yavaş ve varlık fiyatlarının ise hemen uyarlanması varsayımı altında beklenen enflasyon oranını da içeren Yapışkan Fiyat Parasalcı modeli elde edilmektedir. Satın alma gücü paritesinin sadece ticarete konu olan mallar için geçerli olduğu ve ticarete konu olan ve olmayan malların görelî fiyatlarını da içerdiği varsayımı altında ticarete konu olan - olmayan mallar modeli elde edilecektir. Net Uluslararası Rezerv modeli ise para talebi fonksiyonuna finansal varlıkların dahil edilmesiyle elde edilmektedir (Civcir, 2003).

Modelde içerilmiş olan çeşitli değişkenlerin döviz kuru üzerindeki beklenen etkilerini kısaca belirtmek gerekirse;

Para arzı ele alındığında; döviz kurunun esnek olduğu bir ortamda iç para arzındaki bir genişlemenin o paranın oransal olarak değer kaybettiğini göstermesinden dolayı, döviz kuru artışına yol açması beklenmektedir.

Bir ülkenin gelir düzeyindeki bir artışın, dış ticaret haddinde bir iyileşme ve net dış yükümlülüklerin hacminde bir azalma ve bunların hepsinin de, döviz kurunun değerlendirilmesiyle sonuçlanması beklenmektedir. Yazında bu sonuçlarla çelişen bulgular da bulunmaktadır.

Beklenen enflasyon oranında görece bir artış olması, yerli paraya talebi azaltarak yerli para biriminin değer kaybetmesine yol açacaktır.

Net dış varlıklarda görece bir artış, ülke içinde para arzını arttırıcı bir etki yaratarak enflasyonu arttırıcı etkisi nedeniyle Türkiye'nin risk primini arttırarak yabancı sermaye çıkışına ve döviz kurunun artmasına neden olacaktır.

Döviz kurunun tahmin edilmesinde kullanılan parasalcı modellere ait yazında, hem bu modelleri destekleyici sonuçlar hem de kullanılan yapısal modellerden hiçbirisinin güvenilir tahminler elde etmediği sonucunu savunan çalışmalar mevcuttur.

Meese ve Rogoff (1983), Frenkel-Bilson'ın Esnek Fiyat Parasalcı Modeli, Dornbusch-Frenkel'in Yapışkan Fiyat Parasalcı Modeli ve de Hooper-Morton'ın Net Uluslararası Rezerv Modeli gibi yapısal modellerin hiçbirinin tahmin konusunda ortalama hata kare ve mutlak hata ortalaması kriterlerine dayalı rassal yürüyüş sürecinden iyi bir performansla sahip olmadığını göstermiştir. Bu yapısal modellerin zayıf ampirik performansının nedeninin eşanlı denklem sapmasının, örnekleme hatasının ya da modellerin yanlış tanımlanması olabileceğini belirtmişlerdir.

Backus (1984) tarafından elde edilen sonuçlar da varolan yapısal modellerin teorik tutarlılığın ötesine geçemediği sonucuna varmışlardır.

Woo (1985), para talebi fonksiyonunu bir düzeltme mekanizması ile birleştirerek örneklem dışı tahminlerde rassal yürüyüş sürecinden daha iyi tahminlerin elde edilmesine olanak sağlayan bir parasalcı yaklaşım geliştirmişlerdir. Böylece döviz kurunun belirlenmesinde sistematik ekonomik etkilerin varlığını kabul etmişlerdir.

Somanath (1986) de gecikmeli dışsal değişkenlerin yer aldığı parasalcı bir modelin rassal yürüyüş sürecinden daha iyi bir performans sergilediğini bulmuştur.

Finn (1986) Basit Esnek Fiyat Parasalcı modelin veriler tarafından desteklenmediğini fakat rasyonel beklentiler eklenmiş bir parasalcı modelin en az bir rassal yürüyüş süreci kadar iyi performans sergilediğini göstermiştir.

MacDonald ve Taylor (1993) Haziran 1976 - Ekim 1990 dönemi için Alman Markı/Amerikan Doları döviz kuru için yaptıkları çalışmada her tahmin aşamasında dinamik hata düzeltme modelinin rassal yürüyüş sürecinden daha iyi performans sergilediğini bulmuşlardır.

MacDonald ve Taylor (1994), çok değişkenli eşbütünleşme tekniklerini Sterlin/Dolar kuru için kullanarak, kısıtsız bir parasalcı modelin örneklem içi ve dışı dönemde daha iyi sonuç verdiğini saptamışlardır.

Ayrıca Türkiye gibi yüksek enflasyona sahip ülkelerde döviz kurunun belirlenmesinde parasalcı temel değişkenlerin önemli olduğu olduğu McNown ve Wallace (1994)'un çalışmalarında saptanmıştır

Mark (1995) eğer istatistiksel testlere daha fazla güç kazandırılırsa parasal temel değişkinlerin döviz kurunun davranışını açıklamakta başarı kazanacağını tartışmıştır. Buna rağmen Kilian (1999) ise bu konuda şüpheli davranmış ve 20 yılın üzerinde veri toplanması halinde Meese ve Rogoff'un elde ettiği sonuçların hala sağlam olabileceğini belirtmişlerdir.

Çavuşoğlu (1997), (TL/\$) kurunu yansıtmayı amaçlayan bir modelin değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmıştır. Mevsimlik verilerin kullanıldığı çalışmanın sonuçları kuru etkileyen üç faktörü ortaya koymuştur. Bunlar: enflasyon, faiz oranı, nominal döviz kurundaki değer kaybıdır. Bu çalışma, Dornbusch (1976) tarafından tanıtılan Yapışkan Fiyat Parasalçı modeli, Johansen (1988) tarafından önerilen maksimum benzerlik oranını kullanarak tahmin etmiş ve döviz kurunu belirleyen uzun dönem ilişkileri 1984:1–1996:3 dönemi için analiz etmiştir. Elde edilen analiz sonuçlarına göre nominal döviz kurunun değer kaybı enflasyon, nominal faiz oranı ve dolaşımdaki paranın hızına bağlanmıştır.

Odedokun (1997), Nijerya, Güney Afrika, Zaire, Gana ve Gambiya'yı ele aldığı çalışmasında, 1986–1992 yılları arasındaki aylık verileri kullanarak parasalçı modeli test etmiş ve uzun dönemli ilişkinin geçerli olduğu sonucuna varmıştır.

Reinton ve Ongena (1999), Norveç Kronunu 1986–1996 yılları için 4 farklı ülke para birimi ile oranladıklarında hem 6 aylık dönemde hem de 12 aylık dönemde parasalçı modellerin diğer modellere göre daha üstün oldukları sonucuna varmışlardır.

MacDonald (1999)'ün çalışmaları nominal döviz kurunun belirlenmesinde parasalçı temel değişkinlerin baz alınabileceği sonucuna varmıştır.

Türkiye gibi yüksek enflasyona sahip ülkelerde döviz kurunun belirlenmesinde parasalcı temel değişkenlerin önemli olduğu Bahmani-Oskooee ve Kara (2000), Moosa(2000) çalışmalarında saptanmıştır

Groen (2000) de panel hata düzeltme modeline dayanan çalışmasında parasalcı döviz kuru modellerinin Kanada(\$)/US(\$) ve Yen/Alman markı için uzun dönemde geçerli olduğunu saptamıştır.

Cushman (2000), ABD-Kanada verilerini kullanarak yaptığı çalışmada, Johansen (1991) yaklaşımını kullanmış ve parasalcı model teorisinin önerdiği sonuçlardan büyük ölçüde farklı sonuçlar elde etmiştir.

Tawadros (2001) Avusturya Doları ve Amerika Doları verilerini, kointegrasyon ve hata düzeltme modeli temelinde inceledikleri çalışmalarında kısıtsız parasalcı modelin rassal yürüyüş modeline göre daha üstün olduğunu göstermişlerdir.

Rapach ve Wohar (2001), gelişmiş birçok ülkeyi ele aldıkları çalışmalarında, hem ayrı ayrı ülkeler için hem de panel veriler için uzun dönem parasalcı modelleri geniş bir şekilde ele almışlar ve sadece panel yöntemi kullanıldığı zaman uzun dönemde parasalcı modeli destekleyici sonuçlar elde etmişlerdir.

Dülger ve Cin (2002), 1987 ile 1999 yılları arasındaki aylık verileri kullanarak YTL/\$ 'ı için yaptıkları çalışmalarında analiz yöntemi olarak Johansen eşbütünleşme testini tercih etmişler ve elde ettikleri analiz sonuçlarına göre döviz kurunun parasalcı model kullanılarak belirlenebileceği sonucuna varmışlar. Çalışma satın alma gücü paritesini desteklerken kapsamamış faiz paritesi teorisini ise reddetmektedir.

Civcir (2003)'in, (TL/\$) kurunu kullanarak Türkiye için yaptığı çalışmasında parasalcı modele ait dört değişik versiyonu araştırarak

modellerin uzun ve kısa dönem özelliklerini incelemiş ve dört versiyondan üçünde eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varmıştır. Çalışmada iki konu üzerinde odaklanıldığı görülmektedir. Birincisi döviz kurunun, ekonomi teorisinin öngördüğü uzun dönem belirleyicileri ile eşbütünleşik olup olmadıklarıdır. İkincisi ise, parasal modellerin gelecekteki döviz kurunu tahmin etme imkanının olup olmadığıdır. Sonuçlar parasal döviz kuru modellerinin, döviz kurundaki hareketi açıklamada faydalı olduğunu ve döviz kurlarının kısa dönemde tahmin edilebilir olduğunu göstermiştir.

Hwang (2003), Ocak 1980 – Aralık 2000 dönemi Amerikan Doları/Kanada Doları döviz kuru için Dornbusch-Frankel Yapışkan Fiyat Parasalcı modelini, para talebi üzerinde hisse senedi fiyatlarının etkisini de dikkate alarak analiz ettikleri çalışmalarında ise rassal yürüyüş süreci modellerinin daha üstün oldukları fakat modele hisse senedi fiyatlarının eklenmesinin tahminlerin doğruluğunun iyileştirilmesinde etkili olacağı sonucuna varmışlardır.

MacDonald ve diğerleri (2003), altı Batı ülkesi için yaptıkları panel çalışmasında döviz kurundaki değişimlerin çoğunun parasalcı modeller tarafından açıklanabildiğini göstermişlerdir.

Civcir (2004), 1987 ile 2000 yılları arasında YTL/ABD\$'ı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi yüksek enflasyon ve yanlış uyarlanma durumunu gözönünde bulundurarak Johansen eşbütünleşme testi ile analiz etmiş ve uzun dönemli etkiyi destekleyecek sonuçlar elde etmiştir.

Cuaresma ve diğerleri (2005) yedi Orta Avrupa ülkesini ele alarak panel veriyle yaptıkları çalışmasında nominal döviz kurunun uzun dönemde parasalcı modelle açıklanabildiği sonucuna varmışlardır.

Guo ve Savikcas (2006) ise firmaların faiz oranları, kredi riski gibi ekonomik değişkenlere ait gelecek dönem beklentilerini de modele dahil

etmişler ve döviz kurunun rassal yürüyüş sürecini takip etmediğini belirtmişlerdir.

İlerleyen bölümde, incelenecek parasalcı modelin parametrelerinin tahmin edilmesinde yararlanılacak ekonometrik yönleme ilişkin teorik bilgiler sunulacaktır.

İKİNCİ BÖLÜM

SINIR TESTİ YAKLAŞIMI ÇERÇEVESİNDE EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

Makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı, ekonomik dengeleri ve buna bağlı olarak, karar süreçlerini yakından ilgilendirmektedir. Önerilecek ve uygulanacak ekonomik politikaların karar aşamasında bu ilişkilerin belirlenmesi büyük öneme sahiptir.

Uzun dönemli ilişkiler araştırılmadan önce değişkenlerin bütünleşme derecelerinin belirlenmesi için birim kök testleri uygulanır ve uygulanan birim kök testlerinde serilerin düzeyde durağan olmadığı ortaya çıkarsa sahte regresyon problemiyle karşılaşma olasılığı bulunmaktadır. Bu problemten kaçınmak için regresyon analizinde değişkenler durağan hale geldikleri düzeyde kullanılabilirler. Ancak durağan hale getirmek için değişkenlerin farklarının alınması, özgün düzeylerince belirlenen uzun dönem ilişkinin yitirilmesine neden olabilmektedir.

Bu sorunun çözümü Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi sayesinde bulunmuştur. Daha sonra Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990), Engle ve Granger (1987) modelinin eksik yönleri göz önünde bulundurarak eşbütünleşmeye farklı yaklaşımlar geliştirmişlerdir.

Uzun dönem ilişkilerin belirlenmesinde kullanılan bu yöntemlerde öncelik olarak değişkenlerin bütünleşme sıralarının belirlenmesi gerekmektedir. Aynı zamanda tüm değişkenlerin aynı sırada bütünleşmiş olması koşulu vardır. Ancak, uzun dönem ilişkilerin belirlenmesinden önce birim kök analizine ihtiyaç duymayan ve değişkenlerin ise farklı sıradan

bütünleşik olmasına izin veren bir yöntem Pesaran ve Shin (1999) tarafından önerilmiş ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilmiştir.

Bu bölümde ilk olarak geleneksel eşbütünleşme testleri (Engle-Granger ve Johansen) incelenecek ve daha sonra bu testlere alternatif olarak Pesaran ve diğerleri (2001) çalışması ile geliştirilen Sınır Testi Yaklaşımı açıklanacaktır.

2.1. ENGLE–GRANGER EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

Engle ve Granger (1987)'in yaklaşımına göre eğer iki seri aynı sırada bütünleşmiş ve bunların bir doğrusal birleşimi de daha düşük bir sıradan bütünleşmiş ise bu iki değişkenin eşbütünleşik olacağı belirtilir.

Engle ve Granger'ın önerdiği eşbütünleşme testi değişkenlerin doğrusal birleşimlerinin bütünleşme sırasını test etmeye dayanır. En basit olarak x_t ve $y_t \sim I(1)$ ise yani x_t ve y_t birinci sırada fark durağan ise, $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + e_t$ modelindeki hata terimi e_t için $e_t \sim I(0)$, bir başka deyişle düzeyde durağan yazılabiliyorsa y_t ve x_t serileri eşbütünleşik, eş olarak x_t ve y_t birinci sıradan eşbütünleşik $y_t, x_t \sim CI(1,1)$ olarak ifade edilecektir. Bir diğer ifadeyle Engle-Granger yöntemi, uzun dönem denge modelindeki e_t 'nin düzeyde durağan olup olmadığını test etmeye dayanır (Engle ve Granger, 1987). Verilen test işleminin adımları şu şekilde özetlenebilir:

Adım 1. Değişkenlerin bütünleşme sırası Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) (1981), Phillips ve Perron (1988) vb. birim kök testleri kullanılarak belirlenir. Her iki değişken de durağansa eşbütünleşme analizi yapmaya gerek yoktur, bu durumda klasik zaman serisi yöntemleri ile değişkenler incelenebilir. Değişkenler farklı sıradan bütünleşmişse

eşbütünleşik olmadıklarına karar verilir. Tüm değişkenler aynı sıradan bütünleşmişse 2. adımdan devam edilir.

Adım 2. Uzun dönem denge ilişkisi tahmin edilir. 1. adımda hem y_t hem de x_t değişkenleri $I(1)$ bulunmuşsa, $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + e_t$ denkleminde verilen uzun dönem denge modelinin parametreleri olan β_i leri tahmin edilir. Değişkenler eşbütünleşik ise tahmin edilen denklemdeki parametre tahminleri tutarlı olacaktır. Ancak bu tahminlerin t istatistikleri bilinen t dağılımına uymazlar. Dolayısıyla, yukarıda tahmin edilen uzun dönem denge modelinin parametrelerine ilişkin hipotez testlerini yapmak mümkün değildir.

Değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadığını belirlemek için tahmin edilen modelin artıklarına (\hat{e}_t) durağanlık testleri uygulanacaktır. Ancak bu artıklara ADF birim kök testi uygulanırken klasik tablo değerleri kullanılamaz. Bunun nedeni elimizde hata terimleri e_t 'ler değil, bunların tahminleri olan \hat{e}_t 'lerin olmasıdır. Kritik değerlerin için Engle ve Yoo (1987) çalışmasındaki tablolara bakılabilir. Yapılan durağanlık testi sonucunda \hat{e}_t serisinin durağan olduğu saptanırsa değişkenlerin eşbütünleşik oldukları sonucuna varılır. Daha sonra bu değişkenler için hata düzeltme modelini oluşturmak üzere sıradaki adıma geçilir:

Adım 3. Engle ve Granger (1987)' e göre eğer değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki varsa, diğer bir ifadeyle eşbütünleşik ise değişkenlerin veri üretim süreci bir Hata Düzeltme Modeli (HDM) olarak ifade edilebilir. (Granger Representation Theorem, Engle ve Granger, 1987: 255–259)

Bu adımda hata düzeltme modeli tahmin edilir. Hata düzeltme modeli (2. 1) ve (2. 2)'de verilen denklemlerden oluşmaktadır:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{e}_{t-1} + \sum_i \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_i \alpha_{12}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (2.1)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \alpha_x \hat{e}_{t-1} + \sum_i \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_i \alpha_{22}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (2.2)$$

(2.1) ve (2. 2) denklemlerinde α_1 ve α_2 HDM'ne ilişkin sabit terimi , α_y ve α_x uzun dönem katsayıları, α_{ij} 'ler ($i,j=1,2$) ise modelin kısa dönem dinamiklerini belirtmektedir. HDM' nin uygun gecikme uzunluğunu belirlemek için Akaike Bilgi Kriteri (*AIC*), Schwarz Bayesgil Kriteri (*SBC*) vb. kriterler kullanılabilir. Ayrıca, α_y, α_x katsayıları için, $\alpha_y < 0, \alpha_x > 0$ kısıtları geçerlidir.

Engle-Granger yaklaşımı uygulaması kolay kabul edilebilir ancak bu yaklaşımın bazı eksik yanları da vardır: Değişkenler arasında sadece tek uzun dönemli denge ilişkisi vardır. Tek uzun dönemli ilişkinin bulunması bağımlı-bağımsız değişken ayrımını ortaya çıkarmaktadır. Uzun dönem denge modelindeki parametrelere ilişkin hipotez testleri yapmaya izin vermez ve uzun dönem denge modelindeki bağımlı değişken seçimine göre eşbütünleşme testi farklı sonuçlar verebilir. Eşanlı denklem sistemine izin vermeyen bu yaklaşımda t dönemi ele alındığı için statik denge söz konusu olacak ve kısa dönem dinamik etkileri saptayamama problemiyle karşı karşıya kalılabilecektir. Ayrıca artıklara dayalı eşbütünleşme testleri özellikle ikiden fazla $I(1)$ değişken ele alındığı zaman etkisiz olabilmekte ve çelişkili sonuçlara neden olabilmektedir. Engle Granger yönteminin diğer bir noksanı ise 2 aşamalı bir tahmin metodu olmasıdır. Johansen (1988) maksimum olabilirlik tahminleri 2 aşamalı kullanmaktan kaçınmaktadır Bu ve benzeri eksiklikleri gidermek için çok değişkenli durumlar için Johansen yöntemi geliştirilmiştir (Pesaran ve Pesaran, 1997: 291; Enders, 2004: 347–348).

2.2. JOHANSEN EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

Eşbütünleşme testine Johansen (1988, 1989) yaklaşımı en çok olabilirlik oranına dayanmakta ve vektör hata düzeltme modellerini (VHDM)

esas almaktadır. n değişkenli ve k gecikmeli bir vektör otoregresif (VAR) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$z_t = \sum_{i=1}^k A_i z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Burada z_t , n değişkenin t zamanındaki gözlem değerlerinden oluşan vektör; A_i , i . gecikme için katsayılar matrisi ve ε_t , n elemandan oluşan hata terimleri vektörüdür.

(2.3) nolu model, vektör hata düzeltme modeli şeklinde ifade edilirse;

$$\Delta z_t = \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^* \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

elde edilecektir. Burada $\Gamma_i^* = -(A_{i+1} + A_{i+2} + \dots + A_k)$, $i=1, \dots, k-1$ ve $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ şeklinde tanımlanmıştır.

(2.4) nolu modelde verilen Π matrisi hata düzeltme katsayıları ve eşbütünleşik vektörleri içermektedir. Π matrisi,

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (2.5)$$

şeklinde parçalanabilir. Burada α hata düzeltme katsayılarına ilişkin vektörü, β ise eşbütünleşme matrisini göstermektedir. Bu matrisin rankı, α ve β ya ait ranklardan en küçük olanına eşittir, yani $\text{rank}(\Pi) = \min\{\text{rank}(\alpha), \text{rank}(\beta)\}$ 'dir. Değişkenler için eşbütünleşmenin olup olmadığı bu rank incelenerek belirlenebilir.

Eğer $r(\Pi) = 0$ veya $r(\Pi) = n$ ise değişkenler eşbütünleşik değildir. Öte yandan $1 \leq r(\Pi) \leq n-1$ ise $r(\Pi) = r$ tane eşbütünleşik vektör olacaktır.

Dolayısıyla Π matrisinin rankı belirlenebilirse değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığı, eğer eşbütünleşik bir ilişki varsa kaç tane eşbütünleşik vektör olduğu belirlenebilir.

(2.4) numaralı modelin parametre tahminlerini En Küçük Kareler (EKK) ile elde etmek mümkün değildir ve Johansen (1988, 1989)' in önerdiği gibi en çok olabilirlik yöntemi kullanılabilir. Modelin parametreleri tahmin edildikten sonra $\hat{\Pi}$ matrisinin rankı bulunabilir ve bu rank sayesinde Π 'nin rankına ilişkin hipotezlerin sınanması mümkün olmaktadır. $1 \leq r(\Pi) \leq n-1$ eşitsizliği geçerli olduğunda, değişkenler arasında r tane eşbütünleşik vektör olduğu sonucuna varılır. Daha sonra Π matrisi $\Pi = \alpha\beta'$ şeklinde parçalara ayrılır ve hata düzeltme katsayıları ile eşbütünleşik vektörler tahmin edilebilir.

Anlatılan yöntemi gerçekleştirmek için izlenecek adımlar aşağıda verilmiştir (Johansen, 1988).

1. Adım: Δz_t 'nin $\Delta z_{t-1}, \Delta z_{t-2}, \dots, \Delta z_{t-k+1}$ 'e göre regresyonu yapılır. Buradan elde edilen artıklar vektörü R_{0t} ile gösterilsin. Daha sonra z_{t-1} 'in $\Delta z_{t-1}, \Delta z_{t-2}, \dots, \Delta z_{t-k+1}$ 'e göre regresyonunun artıklar vektörü de R_{kt} ile gösterilsin.

R_{0t} ve R_{kt} 'nin çarpaz çarpımlarından ve 2. momentlerinden hareketle $(n \times n)$ boyutlu S_{00}, S_{0k}, S_{k0} matrisleri aşağıda verilen formüller aracılığıyla hesaplanır:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt}, \quad i, j = 0, k \quad (2.6)$$

Burada T gözlem sayısını ifade etmektedir.

2. Adım: Aşağıdaki formül yardımıyla (2. 5) numaralı eşitlik çözülür:

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (2.7)$$

Bu eşitliği çözmek demek, (2. 7) numaralı determinanttan elde edilen polinomun köklerini yani özdeğerlerini bulmakla eşdeğerdir. (2.7) numaralı denklemin özdeğerler $\hat{\lambda}_i$ ile gösterilir ve bu özdeğerler $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$ olacak şekilde büyükten küçüğe sıralanır. Daha sonra bu özdeğerlere karşılık gelen özvektörlerden elde edilen matris $\hat{V} = (\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_n)$ oluşturulur. Bu özvektörler $\hat{V}'S_{kk}\hat{V} = I$ olacak şekilde standartlaştırılır. Burada I birim matrisi ifade etmektedir.

3. Adım: Eğer Π 'nin rankı r , $0 \leq r \leq n$ aralığı içindeyse ilk r tane özvektör, $\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_r)$, eşbütünleşme vektörlerini verecektir. Dolayısıyla r ' nin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla 2 farklı test istatistiği önerilmiştir: Bunlardan ilki İz istatistiği $\lambda_{iz}(q) = -T \sum_{i=q+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$, diğeri ise Trace istatistiği $\lambda_{maks.}(q, q+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{q+1})$ olarak adlandırılır. İz istatistiği eşbütünleşik vektör sayısının $r \leq q$ olduğunu iddia eden hipotezi, Trace istatistiği ise $r = q$ hipotezini $r = q + 1$ alternatif hipotezine karşılık test etmektedir. Burada, q eşbütünleşik vektör sayısını ifade etmektedir. Bu istatistiklere ait kritik değerler Johansen (1988, 1989) bulunabilir. Testler adımsal bir şekilde yürütülerek eşbütünleşik değişken sayısına karar verilebilir. r 'nin değeri belirlendikten sonra $\hat{\beta} = S_{ok}\hat{V}$ ile eşbütünleşme matrisi elde edilir. Bu matris ve $\hat{\Pi}$ matrisi elde edildikten sonra (2.5) numaralı eşitlikten $\hat{\alpha}$ en çok olabilirlik yöntemi ile tahmin edilebilir.

Johansen yöntemi 2'den fazla değişkene uygulanabilmesi, uzun dönem dengenin yönünü belirlemeye ihtiyaç duymaması ve denge denklemindeki katsayıları test etmeyi sağlaması yönünden Engle-Granger yöntemine göre daha üstündür.

Pesaran, Shin ve Smith (2001) yaklaşımı, eşbütünleşme analizinde Engle ve Granger (1987)'in artıkların analizine dayalı olan iki aşamalı yöntemi ile Johansen (1988, 1989)'in en çok olabilirlik indirgenmiş rank yönteminden farklıdır. Bu iki yöntemde de modeldeki değişkenlerin bütünleşme sıraları bir ön test ile belirlenmektedir. Çünkü aynı modelde düzeyde ve birinci sıra durağan değişkenlerin her ikisinin de birlikte bulunması halinde, klasik eşbütünleşme testlerine dayalı olarak yapılan istatistiksel yorumlar geçerli olmamaktadır. Ayrıca durağan olmayan değişkenlerin modelde bulunması durumunda geçerli bir düzey ilişkisi için tahmin edilen parametrelerin normal olmayan standart hataları düzelten bir yaklaşıma ihtiyaç olmaktadır.

Klasik eşbütünleşme analizlerine dair bu tip yetersizlikler ve kısıtlar eşbütünleşmeye Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Modellere (ARDL) dayanan Sınır Testi yaklaşımın geliştirilmesini sağlamıştır. Yöntem Pesaran ve Shin (1999) tarafından tanıtılmış ve daha sonra Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilmiştir.

Pesaran, Shin ve Smith'in (2001) Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL) Sınır Testi yaklaşımı sayesinde değişkenlerin bütünleşme dereceleri dikkate alınmadan değişkenlerin düzey değerlerinin arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığını test etmek mümkündür (Karaca, 2005: 7)

Bu yöntem kısıtsız hata düzeltme mekanizmasına dayalı bir yöntemdir.

Bu yaklaşım , $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de modelde yer almasına olanak sağlamakla birlikte bağımlı değişkenin yine $I(1)$ olması ve bağımsız değişkenlerin de $I(2)$ ve daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmamasını gerektirmektedir.

Eşbütünleşme analizine ARDL yaklaşımında; uzun dönem katsayıları ve onun asimptotik standart hataları, delta (Δ) yöntemi kullanılarak hesaplanmaktadır ve böylece modelde durağan olmayan değişkenlerin bulunması nedeniyle normal dağılımlı standart hatalar vermeyen ve t istatistiklerine dayalı yorumların yapılmasını olanaksızlaştıran problem ortadan kalkmaktadır. Bu yaklaşım tahmin edilen kısa ve uzun dönem katsayılarının arasındaki sıfırdan farklı kovaryansları hesaba katmakta ve bu kovaryansların ancak geçerli tek bir eşbütünleşik ilişkinin bulunması halinde asimptotik olarak ilişki olmadığını kabul etmektedir (Pesaran ve Pesaran,1997:404)

2. 3. GECİKMESİ DAĞITILMIŞ OTOREGRESİF MODEL (ARDL)

$\{z_t\}_{t=1}^{\infty}$ sürecinin $(k+1)$ değişkenli vektör rassal süreci gösterdiğini varsayalım. $\{z_t\}_{t=1}^{\infty}$ için veri üretim süreci p sırasında bir Vektör Otoresif Modeli (VAR) olarak tanımlanır ve VAR(p) modeli,

$$\Phi(L) = (z_t - \mu - \gamma t) = \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (2.8)$$

olarak ifade edilebilir. Burada L gecikme işlemcisini, μ ve γ sırasıyla sabit terim ve trend katsayılarına ait bilinmeyen $(k+1)$ boyutlu vektörleri göstermektedir. $\{\Phi_i\}_{i=1}^p$ $(k+1, k+1)$ boyutlu bilinmeyen katsayılar matrisini, $\Phi(L) = I_{k+1} - \sum_{i=1}^p \Phi_i L_i$ ise $(k+1, k+1)$ boyutlu matris gecikme polinomunu ifade etmektedir (Pesaran, Shin ve Smith, 2000). $(k+1)$ boyutlu vektör hata süreci $\{\varepsilon_t\}_{t=1}^{\infty}$ nin özellikleri ise varsayım 2 de tanımlanmıştır.

Varsayım 1. $|I_{k+1} - \sum_{i=1}^p \Phi_i z^i| = 0$ denkleminde ait kökler ya $|z|=1$ birim çemberinin dışındadır ya da $z=1$ eşitliğini sağlar.

Varsayım 2. $\{\varepsilon_t\}_{t=1}^{\infty}$ vektör hata süreci, Ω pozitif tanımlı olmak üzere $IN\{0, \Omega\}$ dağılımına sahiptir.

Varsayım 1, z_t ' nin elemanlarının tamamen $I(1)$, tamamen $I(0)$ ya da eşbütünleşik olmasına olanak sağlamaktadır. Varsayım 2 ise $\{\varepsilon_t\}_{t=1}^{\infty}$ vektör hata sürecinin koşullu sıfır ortalama ve sabit varyanslı süreç olmasına izin vermektedir.

Gecikme polinomu $\Phi(L)$, vektör denge düzeltme modeli olarak $\Phi(L) \equiv -\Pi L + \Gamma(L)(1-L)$ tekrar ifade edilebilir. Ve uzun dönem çarpan matrisi $\Pi \equiv -(\mathbf{I}_{k+1} - \sum_{i=1}^p \Phi_i)$ ve kısa dönem tepki matrisi gecikme polinomu $\Gamma(L) \equiv \mathbf{I}_{k+1} - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i L^i$, $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \Phi_j$, $i = 1, \dots, p-1$ olacaktır. Böylece (2. 8) nolu

VAR(p) modeli vektör hata düzeltme modeli (HDM) formunda aşağıdaki gibi elde edilebilir:

$$\Delta z_t = a_0 + a_1 t + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots \quad (2.9)$$

Burada, $\Delta \equiv 1 - L$ fark operatörü,

$$a_0 \equiv -\Pi \mu + (\Gamma + \Pi) \gamma, \quad a_1 \equiv -\Pi \gamma \quad (2.10)$$

ve kısa dönem katsayılar matrisi toplamı

$$\Gamma \equiv \mathbf{I}_m - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i = -\Pi + \sum_{i=1}^p i \Phi_i \text{ olacaktır. Eğer (2.8) nolu modelde } \gamma \neq 0 \text{ ise, (2.9)}$$

nolu modeldeki a_1 trend katsayısı üzerindeki (2.10) nolu kısıtlamalar, $\{z_t\}_{t=1}^{\infty}$ sürecinin deterministik trend davranışının Π matrisinin rankına eşit olmasını

sağlamaktadır. Aynı sonuç $\{z_t\}_{t=1}^{\infty}$ için $\mu \neq 0$ ve $\gamma = 0$ olduğu durumda da geçerlidir (Pesaran ve diğerleri, 2000: 295–298).

ARDL yaklaşımının temeli, k tane x_t açıklayıcı değişkeni ve gecikmeli değerler $\{z_{t-i}\}_{i=1}^{t-1}$ ve Z_0 ($Z_0 \equiv (z_{1-p}, \dots, z_0)$) verilmişken ve $z_t = (y_t, x_t)'$ olarak parçalanmışken skaler değişken y_t 'nin koşullu olarak modellenmesidir. Aynı şekilde hata terimi $\varepsilon_t = (\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt})'$ olarak parçalansın ve onun varyans matrisi de $\Omega = \begin{pmatrix} \omega_{yy} & \omega_{yx} \\ \omega_{xy} & \Omega_{xx} \end{pmatrix}$ olsun. ε_{yt} , ε_{xt} nin koşullu ifadesiyle şu şekilde belirtilebilir:

$$\varepsilon_{yt} = \omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1} \varepsilon_{xt} + u_t \quad (2.11)$$

Burada $u_t \sim N(0, \omega_{uu})$, $\omega_{uu} \equiv \omega_{yy} - \omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1} \omega_{xy}$ ve u_t ise ε_{xt} ile bağımsızdır. Benzer şekilde, $a_0 = (a_{y0}, a_{x0})'$, $a_1 = (a_{y1}, a_{x1})'$, $\Pi = (\pi'_y, \Pi'_x)'$, $\Gamma = (\gamma'_y, \Gamma'_x)'$, $\Gamma_i = (\gamma'_{yi}, \Gamma'_{xi})'$, $i=1, \dots, p-1$ olarak parçalanır. (2.11) nolu modelin (2. 9) nolu modelde yerine konmasıyla Δy_t , $z_{t-1}, \Delta x_t, \Delta z_{t-1}, \dots$ terimleri cinsinden koşullu bir hata düzeltme modeli olarak belirtilebilir.

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{y,x} z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t, \quad t=1, 2, \dots \quad (2.12)$$

Burada $\omega = \Omega_{xx}^{-1} \omega_{xy}$, $c_0 \equiv a_{y0} - \omega' a_{x0}$, $c_1 \equiv a_{y1} - \omega' a_{x1}$, $\psi'_i \equiv \gamma_{yi} - \omega' \Gamma_{xi}$, $i=1, \dots, p-1$ ve $\pi_{y,x} \equiv \pi_y - \omega' \Pi_x$ olarak tanımlanmaktadır. Deterministik ilişkileri gösteren (2.10) nolu eşitlik

$$c_0 = -\pi_{y,x} \mu + (\gamma_{y,x} + \pi_{y,x}) \gamma \quad \text{ve} \quad c_1 = -\pi_{y,x} \gamma \quad (2.13)$$

olarak yeniden düzenlenir ve burada $\gamma_{y.x} \equiv \gamma_y - \omega'_x \Gamma_x$ olarak tanımlanmaktadır.

Şimdi de uzun dönem çarpan matrisi Π , $z_t = (y_t, x_t)'$ olduğu da göz önünde bulundurarak $\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{yy} & \pi_{yx} \\ \pi_{xy} & \Pi_{xx} \end{pmatrix}$ olacak şekilde parçalanmaktadır.

Varsayım 3. k boyutlu vektör $\pi_{xy} = 0$

Bu üçüncü varsayımın geçerli olduğu durumda;

$$\Delta x_t = a_{x0} + a_{x1}t + \Pi_{xx}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{xi} \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{xt}, \quad t = 1, 2, \dots \quad (2.14)$$

elde edilecektir.

Üçüncü varsayım, y_t ve x_t arasında $\{x_t\}_{t=1}^{\infty}$ sürecinin eşbütünleşme derecesini önemsemeden en çok bir koşullu ilişkinin bulunduğu durumların incelenmesine bir kısıt getirmektedir.

Bu varsayımın varlığı altında (2.12) nolu koşullu hata düzeltme modeli şu hale gelmektedir:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx.x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (2.15)$$

Bu koşullu HDM eşitliğinde deterministik bileşenler,

$$c_0 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\mu + [\gamma_{y.x} + (\pi_{yy}, \pi_{yx.x})]\gamma, \quad c_1 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\gamma \quad (2.16)$$

ve $\pi_{yx.x} \equiv \pi_{yx} - \omega' \Pi_{xx}$ olmaktadır.

Varsayım 4. Π_{xx} matrisinin rankı r 'dir ve $0 \leq r \leq k$ geçerlidir.

4. varsayım altında (2.14) nolu denklemden α_{xx} ve β_{xx} in ikisi de (k,r) tüm sütun rankı matrisler olmak üzere, $\Pi_{xx} = \alpha_{xx}\beta'_{xx}$ şeklinde ifade edilebilir (Engle ve Granger, 1987; Johansen, 1991). Eğer (2.14) ve (2.15) nolu sistemlerin en büyük eşbütünleşme sırası 1 ise, 1, 3 ve 4. varsayımlar altında $\{x_t\}_{t=1}^{\infty}$ süreci r sırasında eşbütünleşiktir. Ancak, örneğin $r = 0$ durumunu özellikle inceleyen Banerjee, Dolado ve Mestre (1998) ye zıt olarak r 'ye ait önsel bir seçim belirtmek istenmemektedir. $\pi_{xy} = 0$ ve $\Pi_{xx} = 0$ olduğunda (2.15) nolu modelde π_{yy} ve $\pi_{yx.x} = \pi_{yx}$ için x_t zayıf dışsal olacaktır (Johansen, 1995). Daha genel bir durum olan Π_{xx} 'in sıfırdan farklı olduğu durumda; model (2.14) de π_{yy} ve $\pi_{yx.x} = \pi_{yx} - \omega'\Pi_{xx}$ parametrelerden varyans bağımsız olduğundan; x_t aynı zamanda (2.15) nolu modelin parametreleri için de zayıf dışsal olacaktır.

Denklem (2.15) deki deterministik bileşenlerin tanımlanma şekline göre aşağıda belirtildiği gibi 5 farklı durum elde edilmektedir:

Durum I. (Sabit terimsiz ve trendsiz model) $c_0 = 0$ ve $c_1 = 0$ olduğu durumu bir başka deyişle $\mu = 0$ ve $\gamma = 0$ olduğu durumu temsil etmektedir. Bu durumda (2.15) nolu hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$\Delta y_t = \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx.x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (2.17)$$

Durum II. (kısıtlı sabit terimli ve trendsiz model) $c_0 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\mu$ ve $c_1 = 0$ olduğu durumu yani bir başka deyişle $\gamma = 0$ olduğu durumu temsil etmektedir. Bu durumda (2.15) nolu HDM aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$\Delta y_t = \pi_{yy}(y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yx.x}(x_{t-1} - \mu_x) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (2.18)$$

Durum III. (kısıtsız sabit terimli ve trendsiz model) $c_0 \neq 0$ ve $c_1 = 0$ olduğu durumu yani bir başka deyişle $\gamma = 0$ olduğu durumu temsil etmektedir. Bu durumda $c_0 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\mu$ sabit terim kısıtlaması göz ardı edilmiş ve (2.15) nolu HDM aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx.x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (2.19)$$

Durum IV. (kısıtsız sabit terimli ve kısıtlı trendli model) $c_0 \neq 0$ ve $c_1 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\gamma$ olduğu durumu temsil etmektedir. Bu durumda (2.15) nolu hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy}(y_{t-1} - \gamma_y t) + \pi_{yx.x}(x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (2.20)$$

Durum V. (kısıtsız sabit terimli ve kısıtsız trendli model) $c_0 \neq 0$ ve $c_1 \neq 0$ olduğu durumu temsil etmektedir. Bu durumda $c_1 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\gamma$ sabit terim kısıtlaması göz ardı edilmiş ve (2.15) nolu HDM aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx.x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (2.21)$$

2.3.1. Düzey İlişkilerinin Belirlenmesinde Sınır Testi Yaklaşımı

y_t değişkeni ile k boyutlu x_t değişkenler vektörü arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığını test etmek için yukarıda verilen beş durumda koşullu HDM denklemleri kullanılarak sınır yöntemi oluşturulmaktadır. Burada esas

amaç y_t ve k boyutlu x_t değişkenler vektörü arasındaki düzey ilişkilerinin varlığının (2.17)–(2.21) nolu denklemlerde yer alan y_{t-1} ve x_{t-1} değişkenlerinin dışlanması yoluyla test edilmesidir. Sonuç olarak yokluk hipotezi $H_0^{\pi_{yy}} : \pi_{yy} = 0$, $H_0^{\pi_{yx.x}} : \pi_{yx.x} = 0'$ ve alternatif hipotez ise $H_1^{\pi_{yy}} : \pi_{yy} \neq 0$, $H_1^{\pi_{yx.x}} : \pi_{yx.x} \neq 0'$ olarak tanımlanmaktadır. Bu yüzden (2.17)–(2.21) nolu koşullu hata düzeltme modellerinde ki ortak yokluk hipotezi

$$H_0 = H_0^{\pi_{yy}} \cap H_0^{\pi_{yx.x}} \quad (2.22)$$

ve alternatif hipotez de buna bağlı olarak:

$$H_1 = H_1^{\pi_{yy}} \cup H_1^{\pi_{yx.x}} \quad (2.23)$$

biçiminde kurulur. (2.23) nolu eşitlikte verilen alternatif hipotez $\pi_{yy} \neq 0$ ve $\pi_{yx.x} \neq 0'$ durumunu kapsarken aynı zamanda $\pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx.x} = 0'$ ve $\pi_{yy} = 0$ ve $\pi_{yx.x} \neq 0'$ durumlarına da izin vermektedir.

ARDL sınır testi yaklaşımında yukarıda verilen yokluk hipotezini alternatif hipoteze karşı test etmek için *Wald* veya *F* istatistikleri kullanılır. Ancak elde edilecek limit dağılımları $\{x_t\}$ değişkenlerinin bütünleşme sırasına yani Π_{xx} matrisinin rankı r 'ye ya da daha açık bir biçimde belirtmek gerekirse $\{x_t\} \sim I(0)$ ya da $\{x_t\} \sim I(1)$ olmasına bağlıdır. Bu nedenle, (2.22) deki yokluk hipotezini alternatif hipotez (2.23) e karşı test ederken test istatistiği standart olmayan *F* dağılımına sahip olacaktır.

Fakat uygulamalı çalışmalarda, Π_{xx} matrisinin rankı r 'yi önsel olarak bilmek pek mümkün olmamaktadır. (2.14) nolu denklemde bütünleşme sırasının önsel olarak belirlenmesine dayanan (2.17)–(2.21) hata düzeltme

modellerinde uzun dönem analizler test öncesi spesifikasyon hatası olasılığını ortaya çıkarmaktadır (Cavanagh ve diğerleri, 1995).

Pesaran ve diğerleri (2001) çalışmasında $\{x_t\}$ değişkenlerinin sadece düzeyde durağan (I(0)), sadece birinci sıra durağan (I(1)) ve karşılıklı olarak eşbütünleşik olma ihtimallerinin tamamını kapsayan iki set kritik değer elde etmektedir. F istatistiği için durum I – V’i kapsayan asimptotik kritik değer sınırları, 0. 1, 0.05, 0.025 ve 0.01 anlamlılık düzeyleri için Pesaran ve diğerleri (2001) makalesinde Tablo CI(i) – CI(v)’ de verilmiştir (Pesaran ve diğerleri, 2001: 300–301). Elde edilen alt kritik sınır $\{x_t\}$ değişkenlerinin hepsinin I(0), üst kritik sınır ise $\{x_t\}$ değişkenlerinin hepsinin I(1) olduğunu varsaymaktadır.

Pesaran ve diğerleri (2001) çalışmasında Monte Carlo simülasyonu aracılığıyla kritik değerlerin üretilmesinde kullandıkları regresyon denklemi beş farklı durum için aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$\Delta y_t = \phi' z_{t-1} + a' w_t + \xi_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.24)$$

Burada $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$, w_t sabit terim ve/veya trend katsayısını içeren vektörü ve ξ_t ise hata terimlerini göstermek üzere

Durum I için	$z_{t-1} = (y_{t-1}, x_{t-1})'$, $w_t = 0$
Durum II için	$z_{t-1} = (y_{t-1}, x_{t-1}, 1)'$, $w_t = 0$
Durum III için	$z_{t-1} = (y_{t-1}, x_{t-1})'$, $w_t = 1$
Durum IV için	$z_{t-1} = (y_{t-1}, x_{t-1}, t)'$, $w_t = 1$
Durum V için	$z_{t-1} = (y_{t-1}, x_{t-1})'$, $w_t = (1, t)'$

olarak tanımlanmaktadır. Veri üretim süreçleri (DGP) ise bağımlı değişken y_t ve bağımsız değişkenler x_t sırasıyla $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{1t}$ ve $x_t = Px_{t-1} + \varepsilon_{2t}$ olacak şekilde tanımlanmıştır. Bu serilerin üretilmesinde başlangıç koşulları $y_0 = 0$ ve $x_0 = 0$ olarak alınmış, aynı zamanda $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ hata terimleri ise birbirinden bağımsız olacak şekilde standart normal dağılımdan üretmiştir. Bağımsız değişkenler x_t 'nin üretilmesinde veri üretim sürecinde yer alan P vektörü, şayet x_t 'lerin tamamı $I(0)$ ise $P = 0$, şayet x_t 'lerin tamamı $I(1)$ olduğunda ise $P=I_k$ olmaktadır. Pesaran ve diğerleri (2001), kritik değerleri, (2.24) nolu eşitlikte verilen regresyon denkleminde $\phi = 0$ yokluk hipotezinin testinden F istatistikleri $T=1000$ gözlem için 40000 deneme yapılarak elde etmişlerdir.

Elde edilen kritik değerler, farklı durumlar (I–V) için (2.17)–(2.21) nolu HDM modellerinde $H_0 = H_0^{xy} \cap H_0^{yx}$ yokluk hipotezinin testinden elde edilen F istatistiği ile karşılaştırılır.

Bu karşılaştırma yapılırken öncelikle serilerin bütünleşme derecelerinin aynı olup olmadığı dikkate alınmaktadır. Değişkenlerden bazılarının $I(0)$, bazılarının $I(1)$ ise tablo alt ve üst kritik değerlerine göre, eğer değişkenlerin tümü $I(0)$ ise alt kritik değerlere göre, son olarak tümü $I(1)$ ise üst kritik değere göre karşılaştırılma yapılmaktadır. Hesaplanan F istatistiği, ilk durumda olduğu gibi değişkenlerden bazılarının $I(0)$ bazılarının $I(1)$ olması durumunda, üst kritik değer üzerinde ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu, alt kritik değer altında kalması durumunda ise eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını göstermektedir. Hesaplanan F istatistiğinin alt ve üst kritik değerinin arasında kalması durumunda ise kesin bir yorum yapılamamakta, diğer eşbütünleşme testlerine başvurulması gerekmektedir. Değişkenlerin tümünün $I(0)$ olması durumunda F istatistiği, tablo alt kritik değerinden büyük ise değişkenler

arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna, tablo alt kritik değerinden küçük olması durumunda ise eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilmektedir. Son olarak, değişkenlerin hepsinin $I(1)$ olması durumunda ise F istatistiği bu defa sadece tablo üst kritik değeri ile karşılaştırılmaktadır. F istatistiğinin tablo üst kritik değerinden büyük olması durumunda, H_0 hipotezi reddedilmekte, dolayısı ile değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığından bahsedilebilmektedir.

Özetlemek gerekirse, hesaplanan F istatistiğinin değeri, eğer kritik sınır değerlerinin dışında kalırsa; modelde kullanılan değişkenlerin eşbütünleşme özelliklerini bilmeye ihtiyaç duymadan, yani değişkenlerle ilgili ön test yapılmadan kesin bir yorum yapılabilmektedir. Eğer hesaplanan F değeri üst sınır kritik değerinden büyükse, eşbütünleşme olmadığını söyleyen H_0 hipotezi reddedilir. Bu durum da değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olduğuna karar verilir. Şayet, hesaplanan F değeri alt sınır kritik değerinden küçükse uzun dönem ilişki mevcut değildir. Son olarak, hesaplanan F değeri iki sınır arasında kalırsa, o zaman kesin yorum yapılabilmesi için her değişkenin bütünleşme derecesinin bilinmesi gerekmektedir (Şimşek ve Kadılar, 2004: 30).

I – V durumları için uzun dönem ilişkinin saptanmasından önce (2.17)–(2.21) nolu HDM modellerinde ortak gecikme uzunluğu p 'nin belirlenmesi gerekmektedir. Model parametreleri En Küçük Kareler (EKK) yöntemi kullanılarak tahmin edilmektedir. Gecikme uzunluğu p ise, AIC , SBC veya Hannan-Quinn (HQC) kriterlerine göre belirlenir. Aynı zamanda belirlenen en uygun gecikme uzunluğunda hatalar arasında serisel korelasyon olmaması gerekmektedir. Pesaran ve diğerleri (2001) çalışmasında, serisel korelasyonu test etmek için ki-kare dağılımına sahip Langrange Çarpanı (LM) testini kullanmaktadır.

Uzun dönemli bir ilişki olduğu saptandıktan sonra $ARDL(q, p_1, \dots, p_k)$ modelinin parametrelerinin tahmin edilmesi gereklidir. Burada, q bağımlı değişken y_t 'nin, p_1, \dots, p_k ise bağımsız değişkenlerin gecikme uzunluklarını göstermektedir. ARDL modelinde q, p_1, \dots, p_k en uygun gecikme uzunlukları, parametreleri EKK ile tahmin edilen $(m+1)^{k+1}$ (m : en büyük gecikme uzunluğu, k : bağımsız değişken sayısı) tane regresyondan, \bar{R}^2 , AIC , SBC veya HQC seçeneklerinden birisine göre uygun olacak şekilde belirlenir (Şimşek ve Kadılar, 2006: 105). Pesaran ve Shin (1999), Monte Carlo deneylerine dayanarak SBC 'nin AIC 'den daha tercih edilir olduğunu göstermişlerdir.

En uygun $ARDL(q, p_1, \dots, p_k)$ modeli belirlendikten sonraki aşamada kısa dönem dinamikleri belirlemek için koşullu hata düzeltme modelinin parametreleri tahmin edilir. Kısa dönem dinamikleri de içeren koşullu hata düzeltme modeli en genel haliyle aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^q \beta_{0i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_1} \beta_{1i} \Delta x_{1t-i} + \dots + \sum_{i=1}^{p_k} \beta_{ki} \Delta x_{kt-i} + \lambda EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.25)$$

Burada, λ uyarlanma hızını ve EC de uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir, modelin dengeye yaklaşımının kısa dönem dinamikleri ile ilgili katsayıdır.

2.3.2. ARDL Yaklaşımının Üstünlükleri

Yukarıda bahsedilen ARDL modeline dayanan sınır testi yaklaşımı, değişkenler arasında bir tane uzun dönem ilişki olması durumunda geçerlidir. Eğer bir taneden daha fazla uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu görülürse,

o zaman bu tek denklemlilik yaklaşım artık geçerli değildir ve Johansen (1991) deki gibi çok denklemlilik bir yaklaşımın kullanılması gerekecektir. (Şimşek, 2004).

Özetle belirtmek gerekirse;

Yapılan son çalışmalar ARDL yaklaşımının eşbütünlük ilişkilerini tahmin etmekte daha çok tercih edildiğini belirtmektedir. Bu metod aşağıdaki gibi çeşitli nedenlerle yazında sıkça kullanılan Engle ve Granger (1987), Johansen (1988, 1989)' in kullandığı metotlara göre daha tercih edilir konumdadır:

1. Klasik eşbütünlük analizleri, ele alınan modelde bütün değişkenlerin birinci dereceden durağan olmaları gerekliliğini ortaya koymaktadır ve bu düzey ilişkilerinin analizine bir belirsizlik katmaktadır (Pesaran ve diğerleri, 2001:289).
2. ARDL yaklaşımında değişkenlerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünlük olmalarına bakmadan değişkenlerin düzey değerleri arasında bir eşbütünlük ilişkisinin mevcut olup olmadığını test etmek mümkündür (Pesaran ve Pesaran, 1997:302–303).
3. Geniş örnek çapları için uygun olan çoğu geleneksel eşbütünlük yöntemlerinin tersine ARDL yaklaşımı küçük örnek çaplarında sağlam sonuçlar verir ve küçük örnek çaplarında tahmin edilen uzun dönem katsayıları tutarlıdır. Günlük ya da haftalık veri kullanıp gözlem sayısının artırılması sonuçların daha sağlam olmasını sağlamayacaktır. Çünkü önemli olan gözlem sayısı değil periyod uzunluğudur (Narayan ve Narayan, 2004).

4. ARDL yöntemi kullanılarak modelin kısa dönem dinamikleri ile uzun dönem bileşenleri, uzun dönem bilgi kaybına neden olmaksızın eşanlı olarak tahmin edilebilir (Sanusi ve Salleh, 2007: 5).
5. Bu yöntem sayesinde eşbütünleşme ilişkisinin varolduğu durumda F testi sayesinde hangi serinin bağımlı değişken olduğu saptanabilir. Yani bir nevi nedenselliğin yönü saptanmış olacaktır.
6. Bu yaklaşım eşbütünleşme ilişkisine deterministik ya da dışsal değişkenlerin ilavesine izin verir.
7. Dışsallık problemi ve Engle-Granger metodunda olduğu gibi tahmin edilen uzun dönem katsayıları üzerinde hipotezleri test etmenin olanaksızlığı gibi sorunlar giderilmiş olur (Pesaran and Pesaran, 1997:404).
8. ARDL modelinin gecikmeleri önsel bir bilgiye dayalı olarak ya da Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz-Bayezyen Kriteri (SBC) gibi model seçim kriterlerine dayalı olarak saptanmışsa, yaklaşım eşanlı denklem sapması ve otokorelasyon sorununa karşı sağlamdır (Laurenceson ve diğerleri, 2003: 28). Ancak Pesaran ve Shin (1998), SBC, AIC' den daha tutarlı bir model seçim kriteri olarak değerlendirildiğinden bu kriterin daha iyi performans gösterdiğini vurgulamışlar ve SBC kriterinin tercih edilmesi gerektiğini belirtmişlerdir.
9. Birim kök testlerinin gücünün zayıf olması nedeniyle, birim kökün varlığı için ön kontrol kısmen problemlilik olarak değerlendirilebilir. (Pesaran,1997: 184).
10. Yaklaşımın diğer bir avantajı genelden özele modellemesi çerçevesinde veri üretim sürecini yakalayabilecek yeterli derecede gecikme alabilmesidir (Laurenceson ve Chai, 2003: 28).

11. Basit bir doğrusal dönüşümle ARDL modelinden dinamik hata düzeltme modeli elde edilebilir (Banerjee ve diğerleri, 1993: 51).
12. ARDL modeli durağan olmayan zaman serileri verilerinden kaynaklanan problemleri önlemektedir (Laurenceson ve Chai, 2003: 28).
13. Inder (1993) ve Pesaran ve diğerleri (2001) dinamiklerin eklenmesinin dışsallık sapmasının giderilmesinde yardımcı olduğunu göstermişlerdir. Dolayısıyla teknik genellikle bazı değişkenlerin dışsal olması durumunda bile uzun dönem modelin sapmasız tahmin edicilerin ve geçerli t istatistiklerinin elde edilmesini sağlaması açısından önem arz eder (Haris ve Sollis, 2003).
14. Yapılan Monte-Carlo çalışmalarının çoğu uzun dönem parametrelerin tahmin edilmesinde ARDL modellerinin alternatif tahmin metodlarına göre daha tercih edilebilir olduğunu göstermiştir (Gerrard ve Godfrey, 1998).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE İÇİN NET ULUSLARARASI REZERV MODELİ: EKONOMETRİK ANALİZ VE BULGULAR

Bu bölümde, Hooper ve Morton (1982) tarafından önerilen Net Uluslararası Rezerv modelinin Türkiye açısından uygunluğu Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından önerilen Sınır Testi yaklaşımıyla incelenecek ve modelin uzun ve kısa dönem dinamikleri elde edilecektir.

3.1. VERİLERİN TANIMLANMASI VE ZAMAN SERİSİ ÖZELLİKLERİNİN İNCELENMESİ

Çalışmada veri seti 1988–2007 dönemini içeren üçer aylık verilerden oluşmaktadır. 1987 yılından itibaren Türkiye’de döviz kuru rejiminde ayarlanabilir esnek kur sistemine geçildiğinden ve 2001 yılında döviz kurunun belirlenmesi tamamen piyasaya bırakılarak serbest dalgalanan döviz kuru rejimi benimsendiğinden dolayı bu dönemin seçimi önem kazanmaktadır.

İki ülkenin değişkenlerinin göreceli farklarına dayanan seçilen parasalcı model gereği, uygulama yüksek enflasyonun yaşandığı ülkemiz ile göreceli olarak düşük enflasyonun yaşandığı Amerika Birleşik Devletleri verileri kullanılarak yapılmıştır. Rakip ülke olarak Amerika Birleşik Devletlerinin seçilmesinin bir diğer nedeni ise, Amerika Birleşik Devletleri’nin dünya ekonomisini büyük ölçüde etkileme gücünü elinde tutan bir ülke olmasıdır.

Ayrıca çalışmada 1994 ve 2001’de Türkiye’ nin yaşadığı iki büyük ekonomik kriz de göz önüne alınarak yapısal kırılmaların modele etkisinin engellenmesi amacıyla kukla değişkenler analize dahil edilmiştir.

Türkiye ve Amerika Birleşik Devletleri (ABD) için çalışmada ele alınan makroekonomik değişkenler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS), IMF'in IFS (International Financial Statistics) ve Amerikan merkez bankası veri tabanlarından sağlanmış ve bu değişkenlere ilişkin tanımlar aşağıda verilmiştir:

DK: Türkiye'nin nominal döviz kuru (YTL/ ABD\$).

M2: Para arzı ($M2_{TUR} - M2_{ABD}$); $M2_{TUR}$ ve $M2_{ABD}$ değerleri Census X12 yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmış milyar ABD\$ cinsinden M2 para arzı değişkenleridir.

F: Faiz oranı (%) ($F_{TUR} - F_{ABD}$)

Faiz oranı için Türkiye'nin interbank faiz oranı ve ABD'nin kısa dönemli devlet tahvilleri faiz oranı serileri kullanılmıştır.

Y: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ($Y_{TUR} - Y_{ABD}$)

Y_{TUR} ve Y_{ABD} sırasıyla Türkiye ve Amerika'ya ait milyar ABD\$ cinsinden Gayri Safi Yurtiçi Hasıla değişkenleridir. Bu değişkenler Census X12 yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.

TUFE: Tüketici Fiyat Endeksi ($TUFE_{TUR} - TUFE_{ABD}$)

$TUFE_{TUR}$ ve $TUFE_{ABD}$ değişkenleri sırasıyla Türkiye ve Amerika'ya ait 2000=100 bazlı Tüketici Fiyat Endeksini göstermektedir.

NFA: Net yabancı varlıklar ($NFA_{TUR} - NFA_{ABD}$);

NFA_{TUR} ve NFA_{ABD} sırasıyla Türkiye ve Amerika'ya ait milyar ABD\$ cinsinden Net Yabancı Varlıkları göstermektedir.

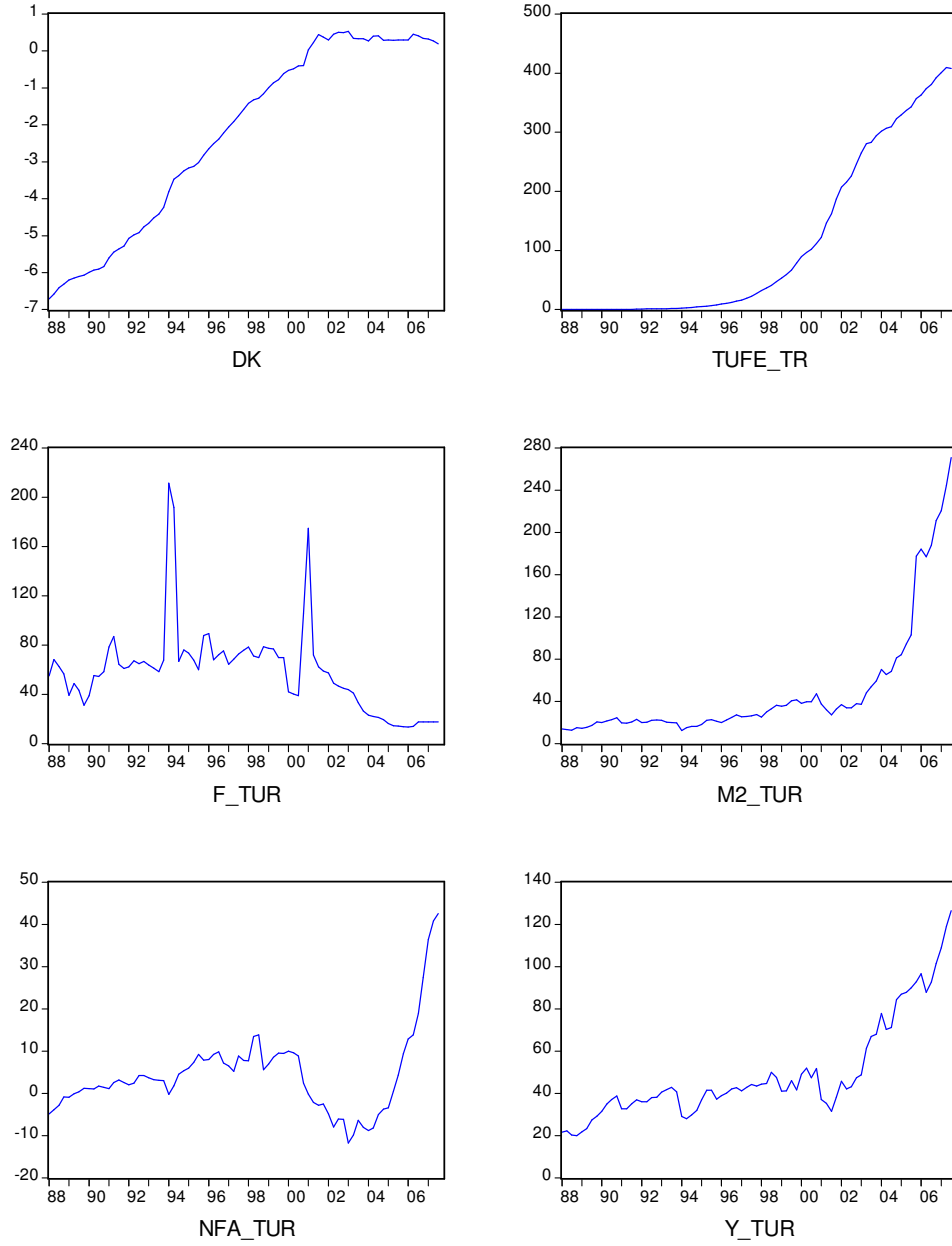
Faiz değişkeni dışındaki bütün değişkenlerin doğal logaritması alınmış ve nominal olarak modele katılmıştır.

Buna göre incelenecek net uluslararası rezerv modelini;

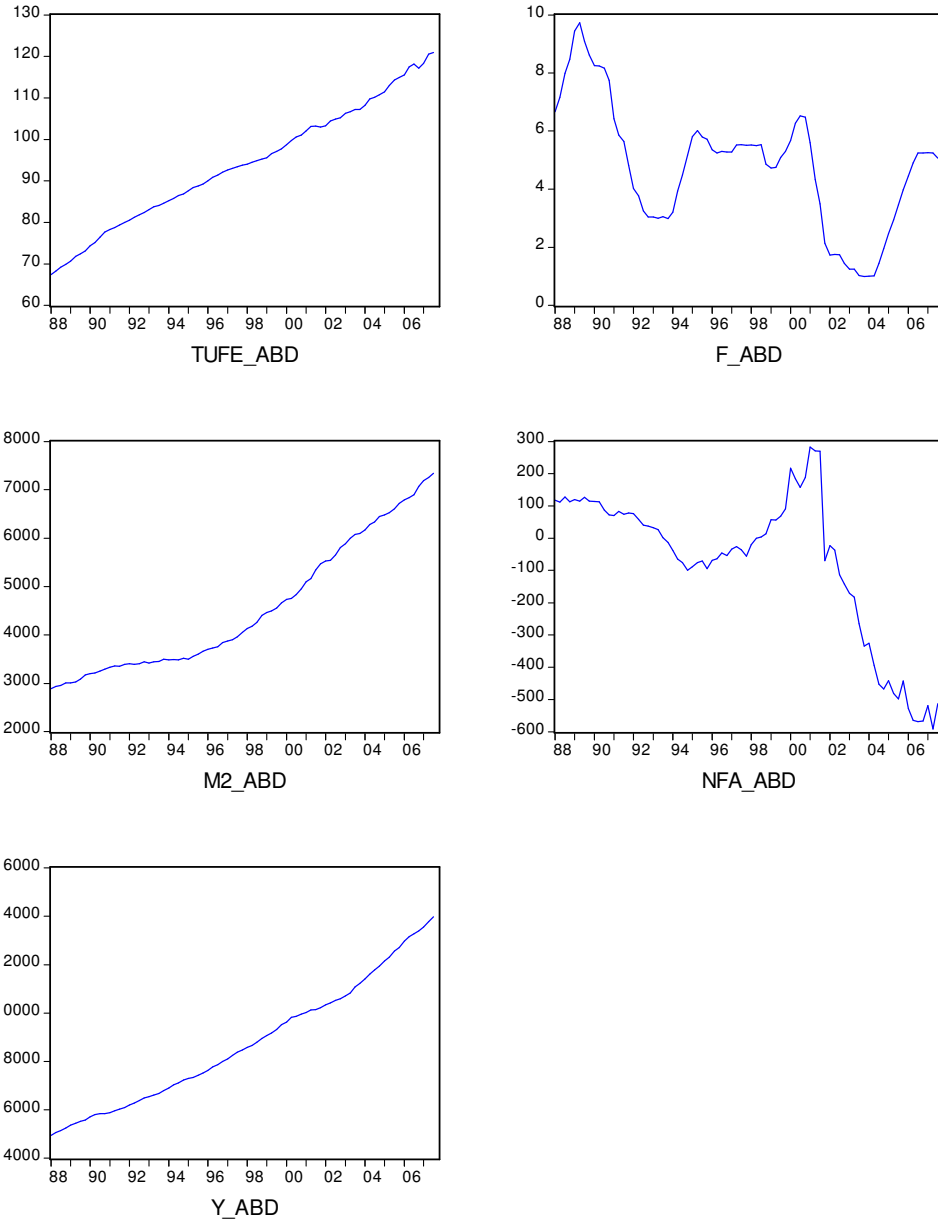
$$DK_t = \beta_0 + \beta_1 M2_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 F_t + \beta_4 TUFE_t + \beta_5 NFA_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

şeklinde tekrar ifade etmek mümkün olmaktadır.

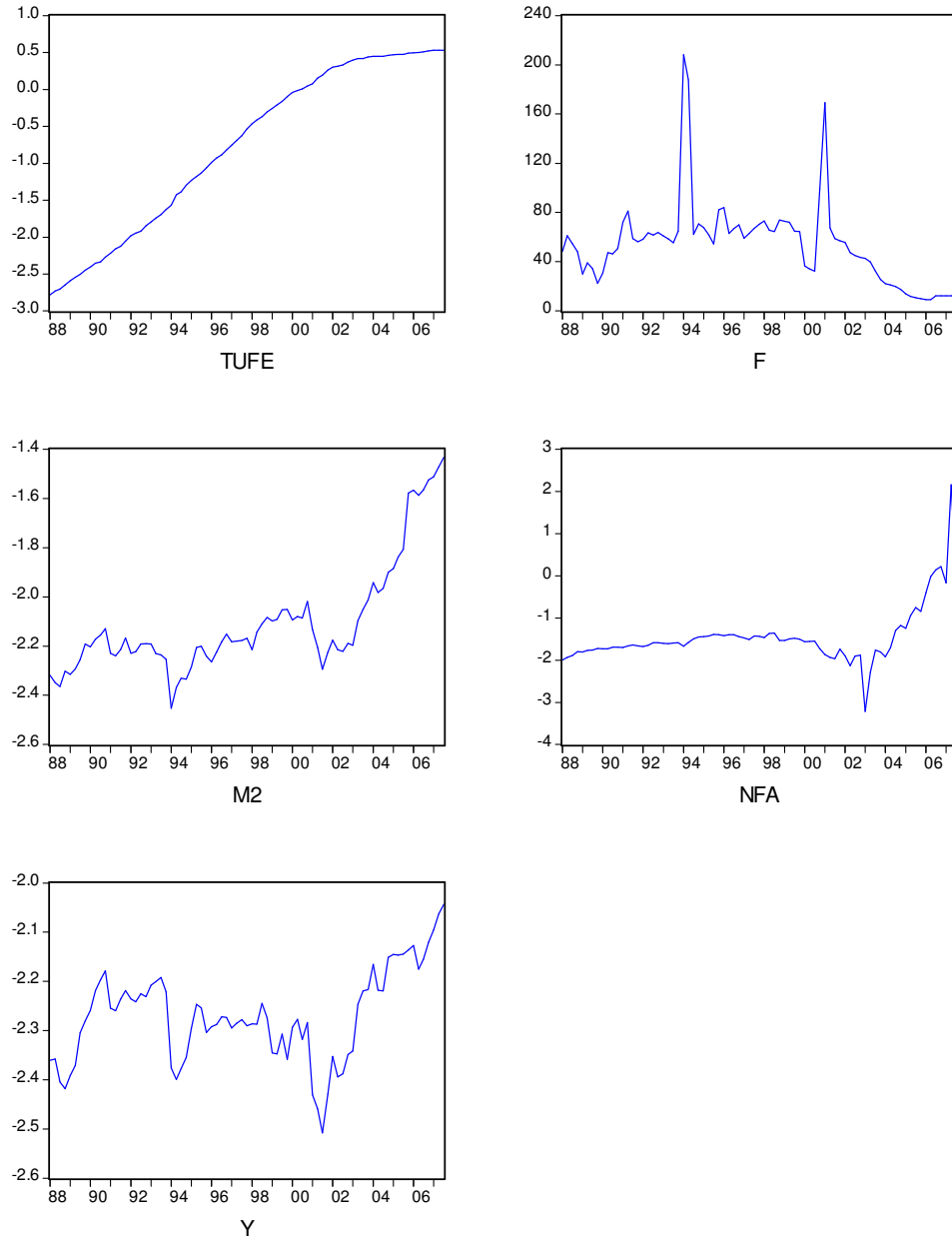
Analizde ele alınan iki ülke olan Türkiye ve ABD'nin değişkenlerine ait grafikler ve ayrıca incelenen modelde kullanılan iki ülke değişkenleri arasındaki görece farklara ait grafikler sırasıyla Şekil 1, 2 ve 3'te verilmektedir.



Şekil 1. Türkiye'ye Ait Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri



Şekil 2. ABD'ye Ait Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri



Şekil 3. Değişkenlerin Görelî Farklarına Ait Zaman Serisi Grafikleri

Grafiklerden de görüleceği üzere, 1994 ve 2001'de Türkiye' nin yaşadığı iki büyük ekonomik kriz ülkenin makroekonomik değişkenlerinde yapısal kırılmalara yol açmıştır. Özellikle Türkiye'nin faiz ve döviz kuru değişkenlerinde bu dönemlerde yaşanan krizlerin etkisi net bir şekilde

görülmektedir. Aynı zamanda Şekil 3' te görelî faiz, para arzı ve gelir değişkenlerinde de 1994 ve 2001 krizlerin etkilerini görmek mümkündür. Tüm bu göstergelerden hareketle kırılmaların modele etkisini önlemek amacıyla,

$$D94 = \begin{Bmatrix} 1 & 1994 : Q2 \\ 0 & \text{diğer hallerde} \end{Bmatrix} \text{ ve } D01 = \begin{Bmatrix} 1 & 2001 : Q1 \\ 0 & \text{diğer hallerde} \end{Bmatrix} \text{ şeklinde tanımlanan}$$

kukla değişkenler analize dahil edilmiştir.

Pesaran ve diğerleri (2001)' in geliştirdiği yaklaşımı, I(0) ve I(1) değişkenlerinin her ikisinin de modelde yer almasına ve bunlar arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmeye olanak sağlamaktadır. Ancak, burada bağımlı değişkenin I(1) olması ve bağımsız değişkenlerin de I(2) ve daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmaması gerekmektedir. Değişkenlerin I(1)'den daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmadığından emin olmak ve değişkenlerin zaman serilerine ilişkin özelliklerini belirlemek için, modeldeki serilerin ADF ve Philips ve Perron (PP) (1988) birim kök testleri yapılmıştır ve sonuçlar Tablo 1 ve Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 1 ve 2 de verilen her iki birim kök testinde de modele sabit terim ve trend deterministik bileşenleri dahil edilmiştir. ADF birim kök testinde uygun gecikme uzunluğu en büyük gecikme uzunluğu (k) 8 olmak üzere SBC kriteri ile belirlenmiştir. Aynı zamanda t istatistiklerine ilişkin p değerleri ise Mackinnon (1991) tarafından önerilen olasılık değerleridir. Tablo 2'de değişken simgelerinde kullanılan D ifadesi, birinci sıra farkları göstermektedir.

Tablo 1. Düzeydeki Değişkenlerin ADF ve PP Birim Kök Testleri

Değişken	ADF Birim Kök Testi			PP Birim Kök Testi	
	ADF t istatistiği	p değeri	k ^a	PP Düzeltilmiş t istatistiği	p değeri
DK	1.124	0.999	1	1.581	1.000
M2	-0.774	0.963	0	-0.766	0.963
F	-3.059	0.123	2	-4.114	0.009*
Y	-1.727	0.729	0	-1.894	0.647
TUFE	3.782	1.000	0	2.662	1.000
NFA	1.117	0.999	2	-3.212	0.089***

^a Gecikme uzunluğu
* % 1 anlamlılık düzeyinde, ** % 5 anlamlılık düzeyinde,
*** % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı

Tablo 1 de verilen düzeydeki değişkenlere ilişkin birim kök testi sonuçlarına göre, görel faiz değişkeni hariç diğer değişkenlerin her iki birim kök testine göre de durağan olmadıkları görülmektedir. Diğer taraftan, görel faiz değişkeni ve görel net dış varlık değişkeni ADF birim kök testine göre % 10 anlamlılık düzeyinde bile durağan değilken, görel faiz PP testine göre %1 anlamlılık düzeyinde, görel net dış varlık değişkeni ise %10 anlamlılık düzeyinde durağan bulunmuştur.

Tablo 2. Birinci Sıra Farkı Alınmış Değişkenlerin ADF ve PP Birim Kök Testleri

Değişken	ADF Birim Kök Testi			PP Birim Kök Testi	
	ADF t istatistiği	p değeri	k ^a	PP Düzeltilmiş t istatistiği	p değeri
DDK	-6.045	0.000*	0	-6.034	0.000*
DM2	-8.930	0.000*	0	-8.941	0.000*
DF	-10.015	0.000*	1	-	-
DY	-8.144	0.000*	0	-8.137	0.000*
DTUFE	-3.922	0.015**	1	-6.732	0.000*
DNFA	-9.341	0.000*	1	-15.094	0.000*

^a: Gecikme uzunluğu
* % 1 anlamlılık düzeyinde, ** % 5 anlamlılık düzeyinde,
*** % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı

Düzeyde durağan olmadığı görülen değişkenlerin birinci sıra farkları alınarak, farkların durağanlığı tespit edilmeye çalışılmış ve ilgili sonuçlar Tablo 2' de sunulmuştur. Bu sonuçlara göre, TUFE değişkeni hariç diğer

değişkenlerin 1. sıra farkları her iki birim kök testine göre de %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. 1. sıra farkı alınmış TUFİE değişkeninin ADF birim kök testine göre %5 anlamlılık düzeyinde, PP testine göre ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu saptanmıştır.

Birim kök testlerine göre, hiçbir bağımsız değişkenin I(2) ve daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmadığı ve bağımlı değişkenin I(1) olduğu saptanması dolayısıyla analize Sınır Testi yaklaşımı ile devam edilmesinde bir sakınca yoktur.

(3.1) nolu denklem için ARDL modelinin koşullu hata düzeltme modeli 2. bölümde verilen (2.19) nolu denkleme uyarlanarak şu şekilde formüle edilebilir:

$$\begin{aligned} \Delta DK_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta DK_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} \Delta M2_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{4i} \Delta F_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p \beta_{5i} \Delta TUFİE_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{6i} \Delta NFA_{t-i} + \beta_7 DK_{t-1} + \beta_8 M2_{t-1} + \beta_9 Y_{t-1} \\ & + \beta_{10} F_{t-1} + \beta_{11} TUFİE_{t-1} + \beta_{12} NFA_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (3.2)$$

(3.2) nolu modele ilişkin ortak gecikme uzunluğunun (p) belirlenmesinde *AIC* veya *SBC* model seçim ölçütlerinden yararlanılmaktadır. Aynı zamanda belirlenen en uygun gecikme uzunluğunda hatalar arasında serisel korelasyon olmaması gerekmektedir. Pesaran ve diğerleri (2001) çalışmasında, serisel korelasyonu test etmek için ki-kare dağılımına sahip Langrange Çarpanı (*LM*) testini kullanmaktadır.

(3.1) nolu denklemde uzun dönem ilişki olup olmadığını test etmek için ARDL yönteminin ilk adımı (3.2) nolu denklem için sınır testini oluşturmaktır. $H_0 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = 0$ hipotezi altında standart olmayan bir *F* istatistiği hesaplanır ve bu *F* istatistiği Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından hesaplanmış olan iki set kritik değerle karşılaştırılır. Hesaplanan *F*

oranı alt sınır kritik değerinden küçükse uzun dönem ilişki olmadığına karar verilir. Hesaplanan F oranı iki sınır arasında kalırsa, o zaman kesin yorum yapılabilmesi için her değişkenin bütünleşme derecesinin bilinmesi gerekmektedir.

3.2. TRENDLİ VE SABİT TERİMLİ MODELE İLİŞKİN SONUÇLAR

(3.1) nolu denklemde verilen net uluslararası rezerv parasalcı model için trendin varolduğu durum göz önünde bulundurularak seri korelasyon LM testi, uzun dönem ilişkiyi belirlemekte kullanılan F istatistiği ve uygun gecikme belirlemekte kullanılan AIC ve SBC değerleri aşağıda tablo olarak sunulmuştur.

Tablo 3. ARDL Koşullu Hata Düzeltme Modelinin Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi ve Uzun Dönem İlişkinin Testi için F İstatistiği Sonuçları

p	AIC	SBC	$LM(1)$	$LM(4)$	F
1	159.97	167.47	17.81	22.61	3.68
2	159.42	169.92	1.15*	5.92*	3.71
3	160.00	173.50	2.34*	7.64*	3.54
4	162.82	179.32	5.03*	8.82*	5.75**
5	158.11	177.61	9.24	23.65	4.81
6	154.31	176.81	16.55	30.07	5.00
7	156.49	181.99	38.22	55.53	5.74
8	158.57	187.07	56.45	64.85	4.01

* % 1 anlamlılık düzeyinde, ** % 5 anlamlılık düzeyinde serisel korelasyon yoktur.

LM istatistiği 1 ve 4 sırasında modelin artıklarında seri otokorelasyon olmadığını gösteren yokluk hipotezini test etmekte kullanılmaktadır. %1 anlamlılık düzeyinde 1. ve 4. sıra otokorelasyon için ki-kare tablo değerleri sırasıyla $\chi_1^2 = 6.63$ ve $\chi_4^2 = 13.28$ dir. F istatistiği ise seriler arasında uzun dönem ilişkinin varlığının testi için kullanılmaktadır. F istatistiğine ilişkin tablo değerleri Pesaran ve diğerleri (2001) çalışmasında $k=5$ bağımsız değişken olmak üzere sabit terimli-trendli model için %5 anlamlılık düzeyinde

(3.12,4.25) olarak Monte Carlo simülasyonu kullanılarak elde edilmiştir. Tablo 3' de elde edilen sonuçlara göre, model için otokorelasyonun olmadığı ve en büyük *AIC-SBC* (Pesaran ve diğerleri, 2001:311) değerleri açısından uygun gecikme uzunluğu 4 olarak tespit edilmiştir. Ayrıca bu gecikme uzunluğunda hesaplanan *F* istatistiği üst kritik sınırın üstünde olduğundan eşbütünleşme olmadığını söyleyen yokluk hipotezi %5 anlamlılık düzeyinden reddedilerek uzun dönemli ilişki olduğu kabul edilmektedir.

Uzun dönemli ilişkinin varlığı saptandıktan $ARDL(q, p_1, p_2, p_3, p_4, p_5)$ modelinin parametrelerinin tahmin edilmesi gereklidir. Burada, q bağımlı değişken DK_t 'nin, p_1, p_2, p_3, p_4, p_5 ise bağımsız değişkenlerin gecikme uzunluklarını göstermektedir. *ARDL* modelinde $q, p_1, p_2, p_3, p_4, p_5$ en uygun gecikme uzunlukları, parametreleri en küçük kareler ile tahmin edilen $(p+1)^{k+1}$ (p : en uygun gecikme uzunluğu, k : bağımsız değişken sayısı) tane regresyondan, en küçük *AIC* veya *SBC* seçeneklerinden birisine göre uygun olacak şekilde belirlenir (Şimşek ve Kadılar, 2006: 105).

Buna göre en uygun gecikme uzunluğu 4 kullanılarak düzey değerleri için *ARDL* modelinde, her bir değişkene ait en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi için $5^6 = 3125$ adet regresyondan en küçük *AIC* kriterine göre en uygun sonucu veren modelin *ARDL* (3,2,3,1,0,1) olduğu saptanmıştır ve bulgular Tablo 4' de sunulmuştur.

Tablo 4. $p=4$ Gecikme için AIC Model Seçim Kriteri ile Seçilen Düzeydeki Değişkenler için ARDL (3,2,3,1,0,1) Sonuçları

Bağımlı Değişken DK			
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği [p değeri]
<i>DK(-1)</i>	0.75341	0.10658	7.0691[.000]*
<i>DK(-2)</i>	0.18403	0.09933	1.8528[.069]***
<i>DK(-3)</i>	-0.28203	0.07299	-3.8638[.000]*
<i>F</i>	0.000158	0.00019	.82314[.414]
<i>F(-1)</i>	0.000619	0.00022	2.8200[.007]*
<i>F(-2)</i>	-0.00059	0.00022	-2.6983[.009]*
<i>M2</i>	-0.37521	0.09421	-3.9826[.000]*
<i>M2(-1)</i>	0.32182	0.12247	2.6277[.011]**
<i>M2(-2)</i>	0.25259	0.12864	1.9636[.054]***
<i>M2(-3)</i>	-0.38352	0.09822	-3.9048[.000]*
<i>Y</i>	-1.3997	0.13967	-10.0217[.000]*
<i>Y(-1)</i>	0.93153	0.17769	5.2424[.000]*
<i>TUFE</i>	0.85005	0.23444	3.6258[.001]*
<i>NFA</i>	0.016525	0.01012	1.6322[.108]
<i>NFA(-1)</i>	0.017765	0.00991	1.7926[.078]***
Sabit Terim	-1.3681	0.48123	-2.8430[.006]*
Trend	-0.00336	0.00169	-1.9858[.052]**
R^2 : 0.99989, Düzeltilmiş R^2 : 0.99986, F -istatistiği $F(16,58)$ 32646.3[.000]*			
* %1 anlamlılık düzeyinde, ** %5 anlamlılık düzeyinde, *** %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı			

Tablo 4'e göre en küçük *AIC* kriteri neticesinde belirlenen en uygun ARDL(3, 2, 3, 1, 0, 1) modelinden elde edilen uzun dönem modele ilişkin katsayı tahmin sonuçları ise Tablo 5'de verilmektedir.

Tablo 5. ARDL(3,2,3,1,0,1) Modelinden Hareketle Elde Edilen Uzun Dönem Sonuçları

Bağımlı Değişken DK			
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği [p değeri]
<i>F</i>	0.00054	0.00101	.53913[.592]
<i>M2</i>	-0.53491	0.21038	-2.5426[.014]**
<i>Y</i>	-1.3586	0.21817	-6.2274[.000]*
<i>TUFE</i>	2.4668	0.09052	27.2525[.000]*
<i>NFA</i>	0.09951	0.04145	2.4007[.020]**
Sabit Terim	-3.9703	0.70254	-5.6514[.000]*
Trend	-0.00974	0.00526	-1.8496[.069]***
* %1 anlamlılık düzeyinde, ** %5 anlamlılık düzeyinde, *** %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı			

Modelin uzun dönem sonuçlarına göre nominal döviz kuru üzerinde faiz farkları hariç diğer değişkenler istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca Tablo 5'den görüldüğü üzere trend katsayısı %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli bulunmuştur. Tahmin edilen katsayılar incelendiğinde aşağıdaki bulgulara ulaşılmıştır:

- Görelî gelir değişkeni (Y) %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve nominal DK üzerinde parasalcı modelin beklentilerine uygun olarak da negatif bulunmuştur. Bu duruma göre görelî gelirin artması iç para talebini arttırarak yerli paranın değer kazanmasına, dolayısıyla da döviz kurunun düşmesine neden olmaktadır.
- Görelî fiyatlar ($TUFE$), %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve nominal DK üzerinde parasalcı modelin beklentilerine uygun olarak pozitif bulunmuştur. Görelî fiyatların artması yurtiçi enflasyonun artmasına ve ulusal paranın yabancı para birimi karşısında değer kaybetmesine, dolayısıyla da döviz kurunun artmasına yol açmaktadır.
- Görelî faiz (F) ile nominal DK arasında beklentilere ters olarak pozitif bir ilişki olduğu saptanmıştır. Ancak bu ilişki istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Enflasyon oranlarındaki artışların faiz oranını yükselteceği açıktır. Bu durumda yerli para yabancı paralar karşısında değer yitirecektir.
- Görelî para arzı ($M2$) değişkeni %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ancak işareti yazındaki beklentilerin tersine negatif olarak bulunmuştur.
- Görelî net yabancı varlık (NFA) değişkeni nominal döviz kuru üzerinde beklentinin aksine pozitif yönlü bir etkiye sahiptir. Aynı zamanda %5

anamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre, Türkiye'nin net yabancı varlıklarının artması ülke içinde para arzını arttırıcı bir etki yaratarak enflasyon arttırıcı etkisi nedeniyle Türkiye'nin risk primini arttırarak yabancı sermaye çıkışına ve döviz kurunun artışına neden olacaktır.

- Trend katsayısının negatif işareti uzun dönemde nominal döviz kurunun azalma eğiliminde olduğunu göstermektedir.

Uzun dönem ilişkisi bu şekilde belirlenen modelde kısa dönemli dinamikler hata düzeltme mekanizması ile ortaya konmaktadır. Kısa dönem dinamikleri de içeren bu model en genel haliyle aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta DK_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta DK_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_{2i} \Delta M2_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \beta_{3i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_3} \beta_{4i} \Delta F_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{p_4} \beta_{5i} \Delta TUF_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_5} \beta_{6i} \Delta NFA_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (3.3)$$

Modele ait hata düzeltme sonuçları Tablo 6'da verilmiştir. Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre döviz kurunun hata düzeltme katsayısı %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve işareti negatif bulunmuştur. Böylece uzun dönemli ilişki desteklenmektedir. Hata düzeltme katsayısının büyüklüğü (-0.30451) uzun döneme uyumu göstermektedir. Sıfıra yakın katsayılar uzun döneme yavaş uyumu ifade ederken, mutlak değerce bire yakın katsayılar ise uzun döneme yüksek uyumu ifade etmektedir. Bulgulara göre, nominal döviz kuru için her üç ayda uzun döneme uyumun yaklaşık %30'u gerçekleşmektedir.

Tablo 6. Hata Düzeltme Modeli (HDM) Sonuçları

Bağımlı Değişken: DDK				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	p değeri
Sabit Terim	0.008427	0.01516	0.556	0.580
Trend	-0.000041	0.00020	-0.209	0.835
ECM(-1)	-0.30451	0.07117	-4.279	0.000*
DDK(-1)	0.100474	0.05064	1.984	0.052***
DDK(-2)	0.232107	0.05157	4.501	0.000*
DF	0.000087	0.00009	0.961	0.340
DF(-1)	0.000402	0.00020	1.968	0.054***
DM2	-0.38981	0.14657	-2.660	0.010**
DM2(-1)	0.131601	0.06395	2.058	0.044**
DM2(-2)	0.340141	0.08451	4.025	0.000*
DY	-1.34323	0.16292	-8.245	0.000*
DTUFE	0.965376	0.19136	5.045	0.000*
DNFA	0.014414	0.00777	1.855	0.068***
D94	0.031624	0.03656	0.865	0.390
D01	0.064442	0.02026	3.181	0.0023**
R^2	0.949	F-istatistiği		83.731
Düzeltilmiş R^2	0.938	p_değeri (F-istatistiği)		0.0000*
$ECM=DK-0.5423E-3*F+0.53491*M2+1.3586*Y-2.4668*TUFE-0.099507*NFA+3.9703+.0097367*Trend$				
Tanımlayıcı test sonuçları				
Serisel Korelasyon LM Testi				
$\chi_1^2 = 0.049(0.824)$, $\chi_2^2 = 1.259(0.532)$, $\chi_3^2 = 2.592(0.458)$, $\chi_4^2 = 4.295(0.367)$				
Değişen Varyans (ARCH LM Testi)				
$\chi_1^2 = 0.0035(0.952)$, $\chi_2^2 = 0.885(0.642)$, $\chi_3^2 = 1.0330(0.793)$, $\chi_4^2 = 1.352(0.852)$				
Normallik Testi				
Jarque Berra İstatistiği= 0.164 (0.921)				
* % 1 anlamlılık düzeyinde, ** % 5 anlamlılık düzeyinde, *** % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı				

Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, döviz kuru ile para arzı arasındaki kısa dönemli ilişkinin niteliği pek açık değildir. Para arzı değişkeninin cari değerinin döviz kurunu negatif olarak etkilediği ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülürken, 1 ve 2 gecikmeli değerleri ile döviz kuru arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkiye rastlanmaktadır.

Döviz kuru ile faiz oranı değişkeni arasındaki kısa dönemli ilişki incelenecek olursa; cari dönemde faiz oranının döviz kurunu pozitif etkilediği fakat istatistiksel olarak anlamsız olduğu, 1 gecikmeli değerinin ise anlamlı olduğu ve döviz kuru üzerinde pozitif bir etki yarattığı görülmektedir.

Gelir değişkeni kısa dönemde döviz kurunu negatif olarak etkilemekte ve istatistiksel olarak anlamlı saptanmaktadır.

Fiyat ve net dış varlık değişkenlerinin her ikisi de döviz kuru üzerinde pozitif bir etki yaratmakta ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır.

Hata düzeltme modelinin uygunluk test sonuçlarına göre ise, modelde 1., 2., 3. ve 4. sırada serisel korelasyon ve Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans (ARCH) etkisi yoktur. Artıkların Jarque-Berra normallik testi sonuçlarına göre JB istatistiği 0.164 (0.921) hesaplanmış ve buradan artıkların normal dağılıma sahip olduğu sonucuna varılmıştır.

3.3. TRENDSİZ VE SABİT TERİMLİ MODELE İLİŞKİN SONUÇLAR

Net uluslararası rezerv parasalcı model için trendin varolmadığı durum göz önünde bulundurulduğunda, Tablo 7’de ARDL Koşullu Hata Düzeltme Modeline ait uygun gecikme uzunluğu ve uzun dönem ilişkilerin belirlenmesi ile ilgili bulgular verilmektedir.

Tablo 7. ARDL Koşullu Hata Düzeltme Modelinin Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi ve Uzun Dönem İlişkinin Testi için F İstatistiği Sonuçları

p	AIC	SBC	$LM(1)$	$LM(4)$	F
1	158.03	164.53	17.45	25.67	3.97
2	157.26	166.76	2.97*	9.21*	3.05
3	160.52	173.02	2.66*	11.66*	3.99
4	163.39	178.89	5.51*	18.56	6.01
5	160.03	178.53	8.35	21.75	5.47
6	156.15	177.65	16.73	30.07	5.64
7	158.37	182.87	30.25	52.9	6.57
8	155.36	182.86	55.54	66.69	3.77

* % 1 anlamlılık düzeyinde, ** % 5 anlamlılık düzeyinde serisel korelasyon yoktur.

F istatistiğine ilişkin tablo değerleri Pesaran ve diğerleri (2001) çalışmasında $k=5$ bağımsız değişken ve sabit terimli-trendsiz model için %5 anlamlılık düzeyinde (2.62,3.79) olarak elde edilmiştir.

Tablo incelendiğinde, en büyük $AIC-SBC$ (Pesaran ve diğerleri, 2001:311) değerleri açısından uygun gecikme uzunluğunun 3 olduğu ve bu gecikme uzunluğunda modelde serisel korelasyonun bulunmadığı gözlenmektedir. Ek olarak belirlenen gecikme uzunluğunda, hesaplanan F istatistiği üst kritik sınırın üstünde olduğundan eşbütünleşme olmadığını iddia eden yokluk hipotezini reddedilerek uzun dönemli ilişki olduğu kabul edilmektedir.

Uzun dönemli ilişkinin varlığı saptandıktan sonra en büyük gecikme uzunluğu 3 kullanılarak düzey değerleri için, ARDL modelinde her bir değişkene ait en uygun gecikme uzunluğunun en küçük *AIC* kriterine göre en uygun sonucu veren modelin ARDL (3,2,3,2,0,1) olduğu saptanmıştır ve bulgular Tablo 8’ de sunulmuştur.

Tablo 8. $p=3$ Gecikme için AIC Model Seçim Kriteri ile Seçilen Düzeydeki Değişkenler için ARDL (3,2,3,1,0,1) Sonuçları

Bağımlı Değişken DK			
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği [p_değeri]
<i>DK(-1)</i>	0.87392	0.11208	7.7971 [.000]*
<i>DK(-2)</i>	0.03822	0.14562	.26248 [.794]
<i>DK(-3)</i>	-0.30602	0.07168	-4.2690 [.000]*
<i>F</i>	0.00025	0.00019	1.2839 [.204]
<i>F(-1)</i>	0.00056	0.00023	2.4850 [.016]**
<i>F(-2)</i>	-0.00069	0.00022	-3.1684 [.002]*
<i>M2</i>	-0.40771	0.09067	-4.4966 [.000]*
<i>M2(-1)</i>	0.36100	0.12052	2.9954 [.004]*
<i>M2(-2)</i>	0.26059	0.12874	2.0241 [.047]**
<i>M2(-3)</i>	-0.43502	0.09352	-4.6518 [.000]*
<i>Y</i>	-1.36650	0.13166	-10.3791 [.000]*
<i>Y(-1)</i>	1.12110	0.20773	5.3971 [.000]*
<i>Y(-2)</i>	-0.32117	0.20493	-1.5672 [.122]
<i>TUFE</i>	0.90700	0.25726	3.5257 [.001]*
<i>NFA</i>	0.01155	0.01016	1.1374 [.260]
<i>NFA(-1)</i>	0.01492	0.01006	1.4829 [.143]
Sabit Terim	-1.90290	0.51477	-3.6965 [.000]*
R^2 : 99989 Düzeltilmiş R^2 : .99986			
F -istatistiği $F(16, 59)$: 33506.8 [.000]*			
* % 1 anlamlılık düzeyinde, ** % 5 anlamlılık düzeyinde, *** % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı			

Tablo 8’e göre en küçük *AIC* kriteri neticesinde belirlenen en uygun ARDL(3,2,3,2,0,1) modelinden elde edilen uzun dönem modele ilişkin katsayı tahmin sonuçları ise Tablo 9’da verilmektedir.

Tablo 9. ARDL(3,2,3,2,0,1) Modelinden Hareketle Elde Edilen Uzun Dönem Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği [p_değeri]
<i>F</i>	0.00031	0.00087	.35431 [.724]
<i>M2</i>	-0.56146	0.19432	-2.8893 [.005]*
<i>Y</i>	-1.43840	0.18285	-7.8667 [.000]*
<i>TUFE</i>	2.30280	0.01542	149.3867 [.000]*
<i>NFA</i>	0.06722	0.03689	1.8220 [.074]***
Sabit Terim	-4.83110	0.39526	-12.2227 [.000]*
* % 1 anlamlılık düzeyinde, ** % 5 anlamlılık düzeyinde, *** % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı			

Tablo 9 incelendiğinde nominal döviz kuru üzerinde faiz farkları hariç diğer değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu saptanmıştır. Tahmin edilen katsayılar incelendiğinde;

- Görelî gelir (*Y*) değişkeninin nominal döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan parasalcı modelin beklentilerini sağlayacak şekilde negatif bulunduğu görülmektedir. Aynı zamanda %1 anlamlılık düzeyinde görelî gelir değişkeni istatistiksel olarak anlamlıdır. Görelî gelirin artması iç para talebinin canlanması vasıtasıyla yerli paranın değer artışına ve döviz kurunun düşmesine neden olmaktadır.
- Görelî fiyatların (*TUFE*) nominal döviz kurunu pozitif olarak etkilediği ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Görelî fiyatların artması yurtiçi enflasyonun artmasına ve ulusal paranın yabancı para birimi karşısında değer kaybetmesine, dolayısıyla da döviz kurunun artmasına yol açmaktadır.
- Görelî faiz (*F*) ile nominal döviz kuru arasında beklentileri karşılamayan aynı yönlü bir ilişki olduğu saptanmıştır. Bu değişken trendli modelde olduğu gibi istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Enflasyon oranlarındaki artışların faiz oranını yükselterek yerli paranın yabancı paralar karşısında değer yitirmesine yol açması ve bunun da döviz kurunu arttırıcı bir etki yaratması beklenmektedir.

- Göreli para arzı ($M2$) değişkeni parasalcı model beklentilerinin tersine negatif, ancak istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.
- Göreli net yabancı varlık (NFA) değişkeni uzun dönemli modelin sonuçlarına göre %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ve beklentilerin aksine nominal döviz kurunu arttırıcı bir etki yaptığı tespit edilmiştir. Türkiye'nin net yabancı varlıklarının artması ülke içinde para arzını arttırarak enflasyonu tetiklemekte ve Türkiye'nin risk priminin artmasına sebep olarak ülkeden sermaye çıkışına neden olmakta bu da döviz kurunun artmasına sebebiyet vermektedir.

Uzun dönem ilişkisi bu şekilde belirlenen modelde kısa dönemli dinamikleri ortaya koyan Hata düzeltme modeli sonuçları Tablo 10' da verilmiştir. Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre döviz kurunun hata düzeltme katsayısı %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve işareti negatif bulunmuştur. Hata düzeltme katsayısının büyüklüğü (-0.342017) nominal döviz kuru için her üç ayda uzun döneme uyumun yaklaşık %34'ünün gerçekleştiğini göstermektedir.

Para arzı değişkeninin cari değerinin döviz kurunu negatif olarak etkilediği ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülürken, 1 ve 2 gecikmeli değerleri ile döviz kuru arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkiye rastlanmaktadır.

Döviz kuru ile faiz oranı değişkeni arasındaki kısa dönemli ilişki incelenecek olursa; cari dönemde faiz oranının döviz kurunu pozitif etkilediği fakat istatistiksel olarak anlamsız olduğu, 1 gecikmeli değerinin ise istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve pozitif bir etki yarattığı görülmektedir.

Gelir değişkeni kısa dönemde döviz kurunu negatif olarak etkilemekte ve istatistiksel olarak anlamlı saptanmaktadır.

Fiyat değişkeninin döviz kuru üzerinde pozitif bir etki yarattığı ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu gözlenirken, net yabancı varlık değişkeninin

ise döviz kuru ile aynı yönlü bir ilişki içinde olduğu fakat istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir.

Tablo 10. Hata Düzeltme Modeli (HDM) Sonuçları

Bağımlı Değişken: DDK				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	p_değeri.
Sabit Terim	-0.00095	0.00628	-0.152	0.880
<i>ECM(-1)</i>	-0.34202	0.08400	-4.072	0.000*
<i>DDK(-1)</i>	0.23259	0.08373	2.778	0.007*
<i>DDK(-2)</i>	0.24768	0.05650	4.384	0.000*
<i>DF</i>	0.00015	0.00012	1.254	0.214
<i>DF(-1)</i>	0.00052	0.00024	2.206	0.031**
<i>DM2</i>	-0.39444	0.14355	-2.748	0.008*
<i>DM2(-1)</i>	0.15886	0.06795	2.338	0.023**
<i>DM2(-2)</i>	0.36167	0.07189	5.031	0.000*
<i>DY</i>	-1.34955	0.20079	-6.721	0.000*
<i>DY(-1)</i>	0.26400	0.12701	2.079	0.042**
<i>DTUFE</i>	1.12758	0.17590	6.410	0.000*
<i>DNFA</i>	0.01050	0.00659	1.594	0.116
D94	0.00601	0.04419	0.136	0.892
D01	0.05821	0.01984	2.934	0.005*
R^2	0.947	<i>F</i> -istatistiği		80.730
Düzeltilmiş R^2	0.935	p_değeri (<i>F</i> -istatistiği)		0.000*
$ECM = DK - 0.3070E - 3 * F + 0.56146 * M2 + 1.4384 * Y - 2.3028 * TUFE - 0.067219 * NFA + 4.8311$				
Tanımlayıcı test sonuçları				
Serisel Korelasyon LM Testi				
$\chi_1^2 = 2.357(0.124)$, $\chi_2^2 = 3.765(0.152)$, $\chi_3^2 = 4.062(0.254)$				
Değişen Varyans (ARCH LM Testi)				
$\chi_1^2 = 0.405(0.5241)$, $\chi_2^2 = 1.135(0.566)$, $\chi_3^2 = 1.409(0.703)$				
Normallik Testi				
Jarque Berra İstatistiği= 0.081 (0.960)				
* % 1 anlamlılık düzeyinde, ** % 5 anlamlılık düzeyinde, *** % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı				

Hata düzeltme modelinin uygunluk test sonuçlarına göre ise, modelde 1., 2. ve 3. sırada % 5 anlamlılık düzeyinde serisel korelasyon bulunmamaktadır. Artıkların Jarque-Berra normallik testi sonuçlarına göre JB istatistiği 0.081 (0.960) hesaplanmış ve buradan artıkların normal dağılıma sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca elde edilen sonuçlara göre modelde ARCH etkisinin olmadığı da saptanmıştır.

Çalışma bir bütün olarak değerlendirildiğinde, ülkemiz için denenen net uluslararası rezerv modeli trendli ve trendsiz olarak ele alındığında, ekonometrik, istatistiki ve iktisadi açılardan birbirine çok yakın bulgular göstermektedir. Ayrıca uygulanan yöntem çerçevesinde, satınalma gücü paritesi ve karşılanmamış faiz paritesini temel alan parasalcı yaklaşıma dayanan net uluslararası rezerv modelinin Türkiye ekonomisi için geçerli bir model olmadığı sonucuna varılmaktadır.

SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye için parasalcı model temelinde YTL/ABD\$ nominal döviz kurunu etkileyen değişkenler incelenmiş ve Hooper-Morton (1982) tarafından önerilen “Net uluslararası rezerv” modeli çerçevesinde nominal döviz kurunun; görelî para arzı, görelî gelir, görelî fiyat, görelî net yabancı varlıklar, görelî faiz oranı değişkenleri arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkileri Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in ARDL Sınır Testi Yaklaşımı ile sınanmıştır. Çalışmada ele alınan makro ekonomik değişkenler için 1988–2007 dönemine ait üçer aylık zaman serisi verileri kullanılmıştır. İlgili zaman serilerine yapılan ADF ve PP birim kök testlerine göre görelî değişkenlerin bazılarının düzeyde durağan bazılarının ise birinci sıra fark durağan olduğu saptanmıştır. Bu sebeple, modelde $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin aynı anda bulunmasına olanak sağlayan ARDL Sınır testi yaklaşımının kullanılması uygun bulunmuştur.

Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmasında Koşullu Hata Düzeltme Modeli çerçevesinde hem trendli ve sabit terimli hem de sadece sabit terimli modeller için kritik değerler elde etmektedir. Bu çalışmada, Türkiye için Net uluslararası rezerv modelinin, kısa ve uzun dönemli dinamikleri incelenirken hem trendin varlığı hem de yokluğu varsayımı altında analizler yürütülmüş ve hem trendli hem de trendsiz modellerden elde edilen tahminlerin birbirine çok yakın sonuçlar verdiği saptanmıştır. Her iki modelden de elde edilen bulgular genel hatlarıyla şöyle özetlenebilir:

- Görelî gelirin artması, yurtiçi para talebini canlandırarak döviz kurunu azaltmaktadır.
- Görelî fiyat artışı ise enflasyonun artmasına ve ulusal paranın yabancı para birimi karşısında değer kaybetmesine, dolayısıyla da döviz

kurunun artmasına yol açmaktadır.

- Göreli para arzı ile döviz kuru arasında beklentilerin aksine negatif bir ilişki saptanmıştır. Buna göre göreli para arzı arttığı zaman yerli para yabancı paralar karşısında değer kazanacaktır.
- Göreli faizler ile döviz kuru arasında ise beklentilere ters olarak pozitif bir ilişki saptanmıştır. Bu durumda enflasyon oranındaki artışların, faiz oranını yükselteceği açıktır. Dolayısıyla yerli para yabancı paralar karşısında değer yitirecektir.
- Göreli net yabancı varlık değişkeninin, nominal döviz kurunu arttırıcı bir etki yaptığı tespit edilmiştir. Türkiye'nin net yabancı varlıklarının artması ülke içinde para arzını arttırarak enflasyonu tetiklemekte ve Türkiye'nin risk priminin artmasına sebep olarak ülkeden sermaye çıkışına neden olmakta, bu durum da döviz kurunun artmasına sebebiyet vermektedir.

Genel olarak, hem uzun dönem denklemden hem de hata düzeltme modelinden elde edilen ekonometrik bulgular dikkate alındığında, Türkiye'de net uluslararası rezerv modelinin büyük bir ölçüde geçerli olmadığı sonucu ortaya konmaktadır. Hata düzeltme modelinin tanımlayıcı test sonuçlarına göre modelde değişen varyans ve otokorelasyon sorunları bulunmadığı saptanmıştır. Ayrıca JB testine göre artıkların normal dağılıma sahip olduğu görülmektedir. Buna ek olarak, hem trendli hem de trendsiz modelden elde edilen negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı uyarlanma katsayısı uzun dönem ilişkiyi desteklemektedir.

KAYNAKÇA

AGÉNOR, Pierre-Richard, MCDERMOTT John C. ve UCER Murat E., "Fiscal Imbalances, Capital Inflows, and Real Exchange Rate: The Case of Turkey", **IMF Working Paper**, Cilt 97, Sayı 1, 1997, s. 1 -3.

AKÇAĞLAYAN, Anıl, "2001 Krizi ve Sonrasında Uygulanan Para Politikasının Döviz Kuru Üzerindeki Etkisi", **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, İnönü Üniversitesi, Malatya, 2007.

ALPER, Emre C. ve SAGLAM, İsmail, "The Equilibrium Real Exchange Rate: Evidence from Turkey", **Topics in Middle Eastern and North African Economies**, Cilt 2, 2000.

AMATO, Jeffery, FİLARDO, Andrew, GALATI, Goetz Von Peter ve ZHU, Feng, "Research On Exchange Rates and Monetary Policy: An Overview", **BIS Working Papers**, Sayı 178, 2005.

ANDREWS, P., ASTLEY, M. ve RUMMEL, O., "Projecting Exchange Rates in Macroeconomic Forecasts", **mimeo**, Bank of England, 2004.

ARON, Janine, ELBADAWI, Ibrahim ve KHAN, Brian, "Determinants of the Real Exchange Rate in South Africa", **Centre for the Study of African Economics**, Working Paper, Sayı 16, 1997.

BACKUS, D.K. , "Empirical Model of Exchange Rate: Separating the Wheat from the Chaff", **Canadian Journal of Economics**, Cilt 17, Sayı 4, s. 824–846.

BAFFES, John, ELBADAWI, Ibrahim A. ve O'CONNEL, Stephen A.; "Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate", Ed. Hinkle, Laurence E. and Montiel, Peter J. *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press, 1999.

BAHMANI-OSKOOEE, M. ve KARA, O., "Exchange Rate Overshooting in Turkey," **Economic Letters**, Sayı 68, 2000, s. 89–93.

BAILLIE, Richard, T. ve MCMAHON, Patrick; **The Foreign Exchange Market-Theory and Econometric Evidence**, Cambridge University Press, 1990.

BANERJEE, Anindya, DOLADO, Juan ve MESTRE, Ricardo, "Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework", **Journal of Time Series Analysis**, Cilt 19, Sayı 3, 1998, s. 267–283.

BANERJEE, Anindya, DOLADO, Juan J., GALBRAITH, John W. ve HENDRY, David F.; **Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Nonstationary Data**, Oxford, Oxford University Pres, 1993.

BARNET, Richard J. ve CAVANAGH, John; **Global Dreams: Imperial Corporations and the New World Order**, New York, **Simon & Schuster (Touchstone)**, 1994.

BEECHEY, M., BHARUCHA, N., CAGLIARINI, A., GRUEN, D. ve THOMPSON, C., "A Small Model of the Australian Macroeconomy", **Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper**, Sayı 5, 2000.

BERGİN, P. R. , "How Well Can the New Open Economy Macroeconomics Explain the Exchange Rate and the Current Account?", **NBER Working Paper**, Sayı 10356, 2004.

BERUMENT, Hakan, "Measuring Monetary Policy for A Small Open Economy: Turkey", **Bilkent University Working Paper**, 2001, s. 1–49.

BILSON, J. , "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Evidence", **IMF Staff Papers**, Sayı 25, 1978, s. 503–28.

BJORNLAND, Hilde C. ve HUNGNES, Havard, "Fundamental Determinants of the Long Run Real Exchange Rate: The Case of Norway", **Oslo University, Memorandum**, Sayı 23, 2002.

CAVANAGH, C.L. ELLIOTT G. ve STOCK J.H., "Inference in models with nearly integrated regressors", **Econometric Theory**, Sayı 11, 1995, s. 1131–1147.

CAVELAARS, P. , "EMU, Monetary Policy Interactions and Exchange Rate Stability", **De Economist**, Cilt 150, Sayı 1, 2002, s. 53–82.
CHEN, Y-C ve ROGOFF, K., "Commodity Currencies", **Journal of International Economics**, Cilt 60, Sayı 1, 2003, s. 133–60.

ÇİVCİİR, İrfan, "Before the Fall Was the Turkish Lira Overvalued?", **Eastern European Economics**, Cilt 41, Sayı 2, 2003, s. 69–99.

ÇİVCİİR, İrfan, "The Monetary Models of the Turkish Lira/U.S. Dollar Exchange Rate Long-run Relationships, Short-run Dynamics, and Forecasting", **Eastern European Economics**, Cilt 41, Sayı 6, 2003, s. 43–69.

ÇİVCİİR, İrfan, "The Long-run Validity of the Monetary Exchange Rate Model for a High Inflation Country and Misalignment", **Emerging Markets Finance and Trade**, Sayı 40, 2004, s. 84–100.

COTTANI, Joaquin A. , CAVALLO, Domingo F. ve KHAN ,.Shahbaz M., "Real Exchange Rate Behaviour and Economic Performance in LDCs", **Economic Development and Cultural Change**, Cilt 39, 1990, s. 61–76.

CUARESMA, J. C., FIDRMUC, J. ve MACDONALD R., "The Monetary Approach to Exchange Rates in CEECs", **Economic of Transition**, Sayı 13, 2005, s. 395–416

CUSHMAN D. O., "The Failure of the Monetary Exchange Rate Model Fort the Canadian-U.S: Dolar", **Canadian Journal of Economics**, Sayı 33, 2000.

ÇAVUŞOĞLU, Tarkan A., "Sticky-Price Monetary Model of Exchange Rate: A Cointegration Analysis", **ERC/ODTÜ Uluslararası Ekonomi Kongresi**, Ankara, 1997.

DANIEL, Betty C., "Optimal Purchasing Power Parity Deviations", **International Economic Review**, Cilt 27, Sayı 2, 1986, s. 483

De WALQUE, G. ve WOUTERS,R ., "An Open Economy DSGE Model Linking the Euro Area and the US Economy", mimeo, National Bank of Belgium, 2004.

DEKLE, Robert, HSIAO, Cheng ve WANG, Siyan, " Do High Interest Rates Appreciate Exchange Rates during Crisis? The Korean Evidence," **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Cilt 63, Sayı 3, 2001, s. 359–380.

DEKLE, Robert. , HSIAO, Cheng ve WANG, Siyan, "High Interest Rates and Exchange Rate Stabilization in Korea, Malaysia and Thailand: An Empirical Investigation of the Traditional and Revisionist Views", **Review of International Economics**, Cilt 10, Sayı 1, 2002, s. 64–78.

DERNBURG, Thomas F.; **Global Macroeconomics**, Harper and Row, 1989.

DICKEY, D. ve Fuller, W.A., "Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series Analysis with a Unit Root", **Econometrica**, Sayı 49, 1981, s.1057–1072.

DOĞANLAR, Murat ve ÖZMEN, Mehmet, "Satınalma Gücü Paritesi ve Reel Döviz Kurları: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme", **İMKB Dergisi**, Sayı 16, 2000, s. 112–113.

DOĞANLAR, Murat, "Real Exchange Determination and Inflation: In Turkey", University of Aberdeen, 1995 (Yayınlanmamış Doktora Tezi)

DORNBUSCH, R., FISCHER S. ve SAMUELSON P., "Comparative Advantage, Trade and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods", **American Economic Review**, Cilt 67, Sayı 5, 1977, s. 823–39.

DORNBUSCH, Rudiger, "Expectations and Exchange Rate Dynamics", **Journal of Political Economy**, Sayı 84, 1976, s. 1161-1176.

DORNBUSCH, Rudiger, "Exchange Rate Rules and Macroeconomic Stability," **NBER Working Papers**, Sayı 473, 1980.

DRINE, Imed ve RAULT, Christophe, "On the Long Run Determinants of Real Exchange Rates for Developing Countries: Evidence From Africa, Latin America and Asia", **William Davidson Institute Working Papers Series**, Sayı 571, 2003.

DRIVER, R. L. ve WESTAWAY, P. F., "Concepts of Equilibrium Exchange Rates", **Londra Bank of England Working Paper**, 2003.

DRINE, Imed ve RAULT, Christophe , "On the Long Run Determinants of Real Exchange Rates for Developing Countries: Evidence From Africa, Latin America and Asia", **William Davidson Institute Working Paper Series**, Sayı 571, 2003.

DÜLGER, Fikret ve CİN, Mehmet Fatih, "Türkiye'de Döviz Kuru Dinamiklerinin Belirlenmesinde Parasalcı Yaklaşım ve Eşbütünleşme Yöntemiyle Sınama", **ODTÜ Gelişme Dergisi**, Sayı 29, 2002, s. 47–68.

EDWARDS, Sebastian, "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries", **World Bank Occasional Papers**, Sayı 2, 1988.

EDWARDS, Sebastian; **Real Exchange Rates, Devaluations and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries**, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 1989.

EKREM, Gül, EKİNCİ, Aykut ve ÖZER, Mustafa, "Türkiye'de faiz oranları ve döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisi: 1984–2006", **İktisat, İşletme ve Finans**, Sayı 251, 2007, s. 21–31

ELBADAWI, I. ve SOTO, R., "Real Exchange Rates and Macroeconomic Adjustment in Sub-Saharan Africa and other Developing Countries", **African Economic Research Consortium**, Nairobi, Kenya, 1995.

ENDERS, Walter; **Applied Econometric Time Series**, Wiley, 2004.

ENGLE, R.F. ve Granger, C.W.J., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**, Sayı 55, 1987, s. 251–276.

ENGLE, R.F. ve YOO, B.S., "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", **Journal of Econometrics**, Sayı 35, 1987, s. 143–159.

FARUQEE, Hamid, "Long Run Determinants of Real Exchange Rates: A Stock-Flow Perspective", **IMF Staff Papers**, Cilt 42, Sayı 1, 1995, s. 80–107.

FEYZİOĞLU, Tarhan, "Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Finland", **IMF Working Paper**, Sayı 109, 1997.

FINN, Mary G., "Forecasting the Exchange Rates: A Monetary or Random Walk Phenomenon?", **Journal of International Money and Finance**, Sayı 5, 1986, s. 181–220.

FIORENCIO, Antonio ve MOREIRA, Ajax R. B. , "Long-Run Determinants of The Real Exchange Rate: Brazil – 1947/95", **Texto Para Discussão**, Sayı 537, 1997.

FRANKEL, J. A., "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", **Scandinavian Journal of Economics**, Sayı 78, 1976, s. 200–224.

FRANKEL, J., "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", **American Economic Review**, Sayı 80, 1979, s. 610–622.

FRANKEL, J., "Tests of rational expectations in the foreign exchange market", **Southern Economic Journal**, Sayı 46, 1979.

FROOT, K. A. ve ROGOFF K., "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", Der. E.Grossman ve K. Rogoff, **The Handbook on International Economics**, Cilt 3, s. 1647- 1688. Amsterdam, North Holland, 1995.

GELBARD, Enrique ve NAGAYASU, Jun, "Determinants of Angola's Parallel Market Real Exchange Rate", **IMF Working Paper**, Sayı 90, 1999.

GERRARD, W. J. ve GODFREY, L. G., "Diagnostic Checks for Single-equation Error-correction and Autoregressive Distributed Lag Models", **The Manchester School**, Cilt 66, Sayı 2, 1998, s. 222–237.

GHURA, Dhaneshwar ve GRENNES, Thomas J., "The Real Exchange Rate and Macroeconomic Performance in Sub-Saharan Africa", **Journal of Development Economics**, Cilt 42, 1993, s. 155–174.

GOLDFAJN, Ilan ve GUPTA, Poonam, "Does monetary policy stabilize the exchange rate following a currency crisis?", **Texto para discussao** , Sayı 396, 1999.

GORDON, Robert J.; **Macroeconomics**, Scott Foresman and Company, 1986.

GOULD, D. ve KAMIN, S.; " The impact of monetary policy on exchange rates during financial crises,"Ed. R. Glick, R. Moreno and R. Spiegel, **Financial crises in emerging markets**, New York, Cambridge University Press , 2001, s. 384–420.

GOULD, David M. ve KAMIN, Steven B., "The impact of monetary policy on Exchange rates during financial crises", **Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussing Paper**, Sayı 669, 1999, s. 1–31.

GROEN, J.J.J., "The Monetary Exchange Rate Model as a Long-run Phenomenon", **Journal of International Economics**, Sayı 52, 2000, s. 299–319.

GUO, H. ve SAVICKAS, R., "Idiosyncratic volatility, economic fundamentals, and foreign Exchange rates", **Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series**, Sayı 2005-025B, 2006.

GÜMÜŞ, İ. , "Effects of the Interest Rate Defense on Exchange Rates during the 1994 Crisis in Turkey", **TCMB Working Paper**, Sayı 14, 2002.

HARRIS, R. ve SOLLIS, R.; **Applied Time Series Modelling and Forecasting**, West Sussex, Wiley, 2003.

HINKLE, Laurence E. ve MONTIEL, Peter J.; **Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries**, Oxford University Press, 1999.

HOFMANN, B. , HUFNER F. , WEIDMANN J. , "Exchange rates and the German economy: A note on some work at the Deutsche Bundesbank", *unpublished mimeo*, 2004.

HOOPER, P. , ve MORTON, J., "Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination", **Journal of International Money and Finance**, Sayı 1, 1982, s. 39–56.

HUANG, A., "Bilateral Exchange Rates and Fundamentals", **forthcoming RBNZ Discussion Paper**, 2004.

HWANG, Jae-Kwang, "Dynamic Forecasting of Sticky-price Monetary Exchange Rate Model", **Atlantic Economic Journal**, Cilt 31, Sayı 1, 2003.

INDER, B. , "Estimating Long-run Relationships in Economics: A comparison of Different Approaches", **Journal of Econometrics**, Sayı 57, s. 53–68.

İNANDIM, Şeyda, "Kısa Vadeli Sermaye Hareketleri ile Reel Döviz Kuru Etkileşimi: Türkiye Örneği", Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Ankara, 2005(Uzmanlık Yeterlilik Tezi).

JANSEN, D. ve HAAN de J., "Statements of ECB officials and their effect on the level and volatility of the euro-dollar exchange rate", **Research Memorandum WO**, Sayı 726, 2003.

JOHANSEN, Soren, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, Sayı 12, 1988, s. 231–254.

JOHANSEN, Soren, "Likelihood based inference on cointegration theory and applications", Centro Interuniversitario di Econometria, Bologna, 1989.

JOHANSEN, Soren; **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**, Oxford, Oxford University Pres, 1995.

JOHANSEN, Soren, "Cointegration and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", **Econometrica**, Cilt 59, Sayı 6, 1991, s.1551–1580.

JOHANSEN, Soren ve JUSELIUS, Katarina, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Cilt 52, Sayı 2, 1990, s.169–210.

JUNG-KWAN, Kim ve RATTI Ronald A., "Economic Activity, Foreign Exchange Rate, and the Interest Rate during the Asian Crisis", **Journal of Policy Modelling**, 2006, s. 387–402.

KARACA, Orhan, "Türkiye’de Faiz Oranı İle Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşürülmesi Kurları Yükseltir mi?", **Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni**, 2005.

KILIAN, L., "Exchange rates and monetary fundamentals: evidence on long-horizon predictability", **Journal of Applied Econometrics**, Cilt 14, 1999, s. 491–510.

KİBRİTÇİOĞLU, A. ve KİBRİTÇİOĞLU, B. ; **Türkiye’de Uzun-Dönem Reel Döviz Kuru Dengesizliği (1987 -2003)**, T.C. Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı, Ekonomik Araştırmalar Genel Müdürlüğü, 2004.

LANE, Philip R. ve MILESİ-FERRETTI, Gian Maria, "Long Run Determinants of the Irish Real Exchange Rate", **Applied Economics**, Cilt 34, 2002, s. 549–553.

LAURENCESON, James ve CHAI, Joseph C.H.; **Financial Reform and Economic Development in China**, Cheltenham, UK, Edward Elgar, 2003.

MACDONALD, R., TAYLOR, Mark P. , "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-run Equilibrium and Forecasting", **International Monetary Fund Staff Papers**, Sayı 40, 1993, s. 89–107.

MACDONALD, R., "What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of it", **IMF Staff Papers**, Sayı 21, 1997.

MACDONALD, R., "Exchange Rate Behavior: Are Fundamentals Important?", **Economic Journal**, Sayı 109, 1999, 673–691.

MACDONALD, R., "Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview", **Discussion Paper**, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, , Sayı 3, 2000.

MACDONALD, R. ve TAYLOR, Mark P. , "The Monetary Model of the Exchange Rate: Long- run Relationships, Short-run Dynamics and How to Beat a Random Walk", **Journal of International Money and Finance**, Sayı 13, 1994, s. 276–290.

MACDONALD, R., CUARESMA, J.C. ve FIDRMUC, J., "The Monetary Approach to Exchange Rates: A Panel Evidence for Selected CEECs", **William Davidson Institute Working Paper**, Sayı 642, 2003.

MACKINNON, J.G., "Critical Values for Cointegration Tests", **Long-run Economic Relationships**, Ed. R.F. Engle ve C.W.J. Granger, Oxford, Oxford University Press, 1991.

MARK, N.C., "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Longhorizon Predictability", **American Economic Review**, Sayı 85, 1995, s. 201–218.

MCNOWN, R.A. ve WALLACE, M., "Cointegration Tests of the Monetary Exchange Rate Model for Three High Inflation Economies", **Journal of Money Credit and Banking**, Cilt 3, Sayı 1, 1994, s. 396–411.

MEESE, R.A., ve ROGOFF, K., "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out-of-Sample?", **Journal of International Economics**, Sayı 14, s. 3–24.

MELVIN, M.; **International Money and Finance**, New York, Harper Collins, 2. Baskı. 1989

MKENDA, Kalinda, Beatrice, "Long Run and Short Run Determinants of the Real Exchange Rate in Zambia", **Göteborg University Working Papers in Economics**, Sayı 40, 2001.

MOOSA, I.A. , "A Structural Time Series Test of the Monetary Model of Exchange Rates Under the German Hyperinflation", **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, Sayı 10, 2000, s. 213–23.

MUNRO, A. ve SPENCER, G., "The Exchange Rate: A Major Source of Uncertainty for Monetary Policy", **mimeo**, 2004.

MUNRO, A., "Exchange Rate Dynamics: the New Zealand Dollar", **forthcoming RBNZ Paper**, 2004.

MUSSA, Michael L., "A Model of Exchange Rate Dynamics", **Journal of Political Economy**, 1982, s. 74-104.

MÜSLÜMOV, A., HASANOV M. ve ÖZYILDIRIM C., "Dalgalı Kur Rejimlerinde Döviz Kuru Belirlenmesine Yönelik Teorik Yaklaşımlar", **TÜGİAD**, 2002.

NARAYAN S., NARAYAN P.K. , "Determinats of demand of Fiji's exports: An empirical investigation", **The Developing Economics**, Cilt 17, Sayı 1, s. 95 - 112.

OBSTFELD, M. ve ROGOFF K.; **Foundations of International Macroeconomics**, MIT Pres, 1996.

ODEDOKUN, M.O., " The Monetary Approach to Analysing Floating Exchange Rate Behaviour in Developing Countires: Evidence from Sub-Saharan African Countries", **Journal of Development Economics**, Sayı 52, 1997, s. 463–481.

ÖZER, Mustafa, "Türkiye'de Reel Döviz Kurunun Zaman Serisi Analizi (1975–1991)", **Anadolu Üniversitesi, Eskişehir**, 1992 (Yayımlanmamış Doktora Tezi)

PESARAN, Hashem M ., SHIN, Y. ve SMITH, Richard J., "Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships", **Journal of Applied Econometrics**, Special Issue, Cilt 16, 2001, s. 289–326.

PESARAN, Hashem M. ve PESARAN, Bahram; **Working with Microfit 4.0, Interactive Econometric Analysis**, Oxford University Press, 1997.

PESARAN, M.H. ve SHIN, Y., "Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", **Economics Letters**, Cilt 58, 1998, s.17–29.

PESARAN, M.H. ve SHIN, Y., "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", Ed. S. Storm, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*. The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Chapter 11, Cambridge Univ. Press, Cambridge, 1999.

PESARAN, M.H., SHIN, Y. ve SMITH, R. J., "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables", **Journal of Econometrics**, Cilt 97, 1997, s. 293–343.

PHILLIPS, P.C.B. ve PERRON, P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions", **Biometrika**, Sayı 75, 335–346.

RAPACH, D.E. ve WOHAR, M.E. , "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: New Evidence from a Century of Data", **Journal of International Economics**, Cilt 58, Sayı 2, 2001, s. 359–385.

REINTON, H. ve ONGENA, Steven, "Out-of-Sample Forecasting Performance of Single Equation Monetary Exchange Rate Models in Norwegian Currency Markets", **Applied Financial Economics**, Sayı 9, 1999, s. 545–550.

ROGOFF, K. , "The Purchasing Power Parity Puzzle", **Journal of Economic Literature**, Cilt 34, Sayı 2, 1996, s. 647–668.

ROSENBERG, M.R.; **Currency Forecasting: A Guide to Fundamental and Technical Models of Exchange Rate Determination**, Chicago, Irwin Publishing, 1996.

RUSH, Marc ve HUSTED, Steven, "PPP in the Long Run", **Canadian Journal of Economics**, Cilt 18, Sayı 1, 1985, s.137.

SANUSI, Nur Azura ve SALLEH, Norlida Hanim Mohd, " Financial Development And Economic Growth In Malaysia: An Application of ARDL Approach", **International Conference on Business and Information**, Tokyo, Japan, 2007.

- SEYİDOĞLU, H.; **Uluslararası Finans**, İstanbul, Güzem Yayınları, 1994
- SEYİDOĞLU, H.; **Uluslararası Finans**, İstanbul, Güzem Yayınları, 2. Baskı, 1997.
- SEYİDOĞLU, H.; **Uluslararası İktisat**, İstanbul, Güzem Yayınları, 14.Baskı, 2001.
- SOMANATH, V.S. , "Efficient Exchange Rate Forecast: Lagged Models Better than the Random Walk", **Journal of International Money and Finance**, Sayı 5, 1986, s. 195–220.
- ŞİMŞEK, Muammer, "Türkiye’de Reel Döviz Kurunu Belirleyen Uzun Dönemli Etkenler", **Cumhuriyet Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**, Sayı 2, 2004.
- ŞİMŞEK, Muammer ve KADILAR, Cem , "Fisher Etkisinin Türkiye Verileri İle Testi", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt 7, Sayı 1, 2006, s. 99– 111.
- ŞİMŞEK, Muammer ve KADILAR, Cem, "Türkiye’nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünleşme Analizi: 1970–2002", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt 5, Sayı 1, 2004, s. 27– 34.
- TAWADROS, G., " The Predictive Power of The Monetary Model of Exchange Rate Determination", **Applied Financial Economics**, Sayı 11, 2001, s. 279–286.
- TELATAR, Erdinç, "Kısa Dönem Döviz Kuru Belirsizliğinin Ölçülmesi: GARCH Modeli", **Hazine Dergisi**, Sayı 2, 1996, s.113.
- TÜİK, Türkiye İstatistik Yıllığı 2000, TC Başbakanlık Ankara, 2001, s.703.
- TÜRKER, Defne ve KEYDER, Nur, "Long-Run Variability of the Real Exchange Rate in Turkey", **ERC Working Papers**, Sayı 18, 1997.
- WILLIAMSON, J.; "Estimating Equilibrium Exchange Rates", Peterson Institute, 1994.
- WOO, Wing T., "The Monetary Approach to Exchange Rate Determination under Rational Expectations", **Journal of International Economics**, Sayı 18, 1985, s.1–16.

WREN-LEWIS, S., "On the Analytical Foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate", Ed. C. P. Hargreaves, Macroeconomic Modelling of the Long Run, E Elgar, 1992.

YILDIRIM, Oğuz, "Döviz Kurları Çerçevesinde Zaman Serileri Analizi ve Türkiye Ekonomisi Uygulaması", **Bankacılar Dergisi**, Sayı 44, 2003.

ÖZET

GÜNEY, Selin. Türkiye için Nominal Döviz Kurunun Belirlenmesinde Net Uluslararası Rezerv Modelinin Geçerliliği: Sınır Testi Yaklaşımı, Yüksek Lisans Tezi, Ankara, 2008.

Bu çalışmada Türk Lirası ile ABD dolarının kısa ve uzun dönemli ilişkisini belirlemek amacıyla, parasalcı yaklaşıma ait modeller içerisinde “net uluslararası rezerv modeli” ele alınmıştır. Veri seti 1988 ile 2007 yılları arasında yer alan üçer aylık gözlemlerden oluşmaktadır. Modelin Türkiye için test edilmesi Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından önerilen Sınır Testi yaklaşımı ile gerçekleştirilmiştir. Para arzı ve talebindeki değişmelerin döviz kurunu nasıl etkileyebileceğini gösteren ve satınalma gücü paritesi ile karşılanmamış faiz paritesine dayanan bu modele uygun olarak görelî faiz, görelî gelir, görelî para arzı, görelî fiyatlar ve görelî net dış varlıklar değişkenleri modele dahil edilmiştir. Elde edilen bulgular büyük ölçüde parasalcı modeli desteklememektedir.

Anahtar Sözcükler

1. ARDL
2. Sınır Testi Yaklaşımı
3. Nominal Döviz Kurunun Belirlenmesi
4. Parasalcı Yaklaşım
5. Eşbütünleşme Analizi

ABSTRACT

GÜNEY, Selin. Validity of Net International Reserve Model in Analysis of Turkey's Nominal Exchange Rate: Bounds Testing Approach, Master Thesis, Ankara, 2008.

In this article, "Net International Reserve Model" which is studied within the monetarist approach is considered in the aim of determining the short and long-term relationship between the Turkish Lira and the U.S. Dollar. The data set consist of three-month observations between 1988 and 2007. The testing of the model was carried out using Bound Test approach by Pesaran and at al. The variables that show how the changes in money supply and demand may affect the exchange rate and that are based on uncovered interest parity which is consistent with this model, and interest rate, relative income, along with the purchasing power parity, and relative money supply, relative prices and relative net foreign assets are included into the model. It is observed that the findings of the study do not support monetarist model substantially.

Keywords

1. ARDL
2. Bounds Testing Approach
3. Determination of Nominal Exchange Rate
4. Monetary Approach
5. Cointegration Analysis