

**DÖVİZ KURU VE SEKTÖREL REEL DÖVİZ
KURU VOLATİLİTESİNİN DIŞ TİCARET
HACMI ÜZERİNE ETKİLERİ**

**Esin KILIÇ
(Doktora Tezi)
Eskişehir, 2013**

**DÖVİZ KURU VE SEKTÖREL REEL DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN
DIŞ TİCARET HACMİ ÜZERİNE ETKİLERİ**

Esin KILIÇ

DOKTORA TEZİ

İktisat Anabilim Dalı

Danışman: Prof. Dr. Kemal YILDIRIM

Eskişehir

Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü

Eylül, 2013

JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAYI

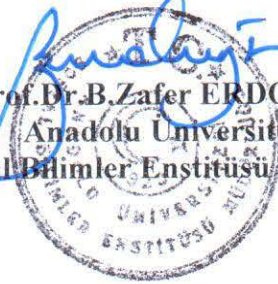
Esin KILIÇ'ın "Döviz Kuru ve Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Dış Ticaret Hacmi Üzerine Etkileri" başlıklı tezi 19 Eylül 2013 tarihinde, aşağıdaki jüri tarafından Lisansüstü Eğitim Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin ilgili maddeleri uyarınca, İktisat Anabilim Dalında Doktora tezi olarak değerlendirilerek kabul edilmiştir.

Üye (Tez Danışmanı) : Prof.Dr.Kemal YILDIRIM
Üye : Prof.Dr.C.Necat BERBEROĞLU
Üye : Prof.Dr.Özcan DAĞDEMİR
Üye : Prof.Dr.Sami TABAN
Üye : Doç.Dr.Murat ASLAN

İmza

Kemal Yıldırım
C. Necat Berberoğlu
Özcan Dağdemir
Sami Taban
Murat Aslan

B. Zafer Erdoğan
Prof.Dr.B.Zafer ERDOĞAN
Anadolu Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü



Öz

DÖVİZ KURU VE SEKTÖREL REEL DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN DIŞ TİCARET HACMİ ÜZERİNE ETKİLERİ

Esin KILIÇ

İktisat Anabilim Dalı

Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eylül 2013

Danışman: Prof. Dr. Kemal YILDIRIM

1973 yılında Bretton Woods sisteminin çöküşünün ardından, dalgalı döviz kuru rejimi döviz kuru dalgalanmalarının dış ticarete olası negatif etkileri nedeniyle eleştirilere hedef olmuştur. Döviz kuru volatilitesinin dış ticaret üzerine etkilerini belirlemeye yönelik çok sayıda teorik ve ampirik çalışma yapılmasına rağmen, döviz kuru volatilitesinin dış ticareti etkileyip etkilemediğine, eğer etkiliyorsa bu etkinin hangi yönde olduğuna ilişkin bir görüş birliği bulunmamaktadır. Bu tezde, döviz kuru volatilitesinin Türkiye dış ticaret hacmine etkisi ISIC Rev. 3 sınıflandırmasına göre 22 imalat sanayi sektörü özelinde incelenmiştir. Bu amaçla, ele alınan 22 imalat sanayi için sektörel reel döviz kuru hesaplanmış ve ekonometrik analiz sürecine bu kurlar üzerinden dört farklı yöntem kullanılarak elde edilen reel döviz kuru volatilitesi serileri dahil edilmiştir. 2005:Q1-2012:Q2 dönemi verileriyle panel veri analizi kullanılarak yürütülen ekonometrik analiz sonuçlarına göre, sektörel reel döviz kuru volatilitesinin sektörel ihracat hacmi üzerine etkisi pozitif ve anlamlı iken; sektörel ithalat hacmine anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Dolayısıyla, sektörel reel döviz kuru volatilitesinin sektörel ticaret hacmi üzerindeki net etkisi dış ticareti arttırıcı yönde olmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Sektörel reel döviz kuru, volatilite, sektörel dış ticaret

Abstract

EXCHANGE RATE AND THE EFFECTS OF SECTORAL REAL EXCHANGE RATE VOLATILITY ON FOREIGN TRADE

Esin KILIÇ

Department of Economics

Anadolu University, Graduate School of Social Science, September 2013

Adviser: Prof. Dr. Kemal YILDIRIM

After the breakdown of the Bretton Woods system in 1973, floating exchange rate regime has been criticized because of the possible negative effects of exchange rate volatility on foreign trade. Although there are many theoretical and empirical studies to determine the effects of exchange rate volatility on trade, there is no consensus on whether, or which direction, exchange rate volatility affects foreign trade. In this thesis, the effect of exchange rate volatility on Turkey's foreign trade volume was analyzed the case of the 22 manufacturing sectors which are classified according to the ISIC Rev. 3. To this end, sectoral real exchange rate was calculated for 22 manufacturing sectors and sectoral real exchange rate volatility series obtained by using four different methods were included in the econometric analysis proses. According to the results of the econometric analysis which was carried out for the period 2005:Q1-2012:Q2 and using panel data analysis, there is no significant effect of sectoral real exchange rate volatility on sectoral import volume, while the effect of sectoral real exchange rate volatility on sectoral export volume is positive and significant. Thus, the net effect of the sectoral real exchange rate volatility on sectoral trade volume is trade increasing.

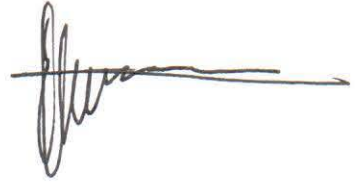
Keywords: Sectoral real exchange rate, volatility, sectoral foreign trade

ETİK İLKE VE KURALLARA UYGUNLUK BEYANNAMESİ

Bu tez/proje çalışmasının bana ait, özgün bir çalışma olduğunu; çalışmamın hazırlık, veri toplama, analiz ve bilgilerin sunumunda bilimsel etik ilke ve kurallara uygun davrandığımı; bu çalışma kapsamında elde edilmeyen tüm veri ve bilgiler için kaynak gösterdiğimi ve bu kaynaklara kaynakçada yer verdiğimi; bu çalışmanın Anadolu Üniversitesi tarafından kullanılan bilimsel intihal tespit programıyla tarandığını ve hiçbir şekilde intihal içermediğini beyan ederim.

Herhangi bir zamanda, çalışmamla ilgili yaptığım bu beyana aykırı bir durumun saptanması durumunda, ortaya çıkacak tüm ahlaki ve hukuki sonuçlara razı olduğumu bildiririm.

Esin KILIÇ



Önsöz

İnsanın sevdiği mesleği yapması, mutlu bir yaşam sürmesinde kilit rol oynamasına rağmen ne yazık ki çok az insan gerçekten sevdiği bir mesleğe sahip olabilmektedir. Sürekli gençlerin arasında bulunmak, çok değerli hocalardan ve teknolojinin de sunduğu imkanlarla ulaşılması daha kolay olan bilimsel çalışmalardan yeni bilgiler edinmek ve bu bilgilerin ışığında yeni çalışmalar üreterek kendini geliştirmek gibi çok sayıda avantajı olan bir meslek akademisyenlik ve ben böyle bir ortamda çalışma fırsatı bulduğum için kendimi gerçekten şanslı hissediyorum. Çok severek gereklerini yerine getirmeye çalıştığım bu mesleğin ne kadar özveri gerektirdiğini bu tezin hazırlanması sürecinde fazlasıyla idrak etmiş bulunmaktayım.

Doktora tezi her akademisyen için mesleki anlamda önemli bir dönüm noktası. Oldukça uzun bir sürecin sonunda oluşturulduğu ve fazlasıyla emek harcandığı için manevi değeri ise paha biçilemez. Bu uzun süreçte, desteğini benden esirgemeyen herkesin bu tezin paydaşı olduğunu belirtmek isterim. Bu noktada, özellikle güler yüzü, sabrı, tecrübesi ve bilgisiyle bu süreçte attığım her adımda yanımda olan ve üstün motivasyon yeteneğiyle çalışma isteğimi canlı tutan en önemli yol göstericim, değerli hocam Prof. Dr. Kemal YILDIRIM'a sonsuz teşekkürlerimi ve saygılarımı sunarım. Yapıcı eleştiri ve yönlendirmelerini yalnızca tez izleme süreciyle kısıtlı tutmayan, pozitif enerjileriyle de sürece eşsiz katkılarda bulunan değerli hocalarım Prof. Dr. Özcan DAĞDEMİR ve Doç. Dr. Murat ASLAN'a da teşekkürü bir borç bilirim. Yüz yüze görüşme fırsatı bulamadığım dönemlerde bile her türlü iletişim aracıyla zaman ve mesafe kısıtı tanımadan ulaşabildiğim, hem akademik hem de manevi anlamda desteğini hep yanımda hissettiğim sevgili hocam Prof. Dr. Erol KUTLU'ya da sonsuz teşekkür ve minnet duygularımı sunarım. Bu tezin

hazırlandığı zaman diliminde her türlü sıkıntımı dinleyip çözüm bulmaya çalışan ve moral desteğini esirgemeyen sevgili hocalarım Yrd. Doç. Dr. Füsün YENİLMEZ ve Yrd. Doç. Dr. Etem Hakan ERGEÇ'e içtenlikle teşekkür ederim. Ayrıca manevi desteklerinin yanı sıra kaynaklara ulaşma noktasındaki yardımları için Arş. Gör. Melis EROĞLU, Arş. Gör. Veysel TEKDAL ve Arş. Gör. Oğuzhan MUTLUER'e; gerçek bir dayanışma örneği göstererek kapılarını her çaldığımda yardımını esirgemeyen Arş. Gör. Taner SEKMEN ve Arş. Gör. Mehmet ŞENGÜR'e teşekkürü bir borç bilirim. Bu süreçte yanımda olan diğer tüm araştırma görevlisi arkadaşlarıma, özellikle Arş. Gör. Müge DALAR'a sonsuz teşekkür ederim.

Doktora tezi yazım sürecindeki her türlü anlayışları ve destekleri için sevgili annem ve babam ile sürecin uzaktaki en yakın tanıdığı olan en iyi arkadaşım, dert ortağım, canım ablam Eda KILIÇ'a sevgi ve teşekkürlerimi sunarım.

Son olarak lisansüstü eğitim sürecinde destek verdiği binlerce insandan biri olmaktan gurur duyduğum Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK)'a doktora sürecime sağladığı destek için sonsuz teşekkürü bir borç bilirim.

Esin KILIÇ

Özgeçmiş

Esin KILIÇ

İktisat Anabilim Dalı

Doktora

Eğitim

Ls.	2008	Anadolu Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi (İİBF), İktisat Bölümü
Ls.	2007	Anadolu Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü
Lise	2002	Eskişehir Anadolu Lisesi

Kişisel Bilgiler

Doğum yılı ve yeri: 25.10. 1984/Eskişehir Cinsiyet: Kadın Yabancı dil: İngilizce

İçindekiler

Sayfa

Jüri ve Enstitü Onayı.....	ii
Öz	iii
Abstract	iv
Etik İlke ve Kurallara Uygunluk Beyannamesi.....	v
Önsöz.....	vi
Özgeçmiş	viii
Tablolar Listesi	xiii
Şekiller Listesi	xv
Kısaltmalar Listesi	xvi
Giriş	1

Birinci Bölüm

Döviz Kuru ve Döviz Kurunun Belirlenmesi

1. Nominal Döviz Kuru.....	4
2. Nominal Döviz Kurunun Belirlenmesi	5
2.1. Dış Ticaret Akımları Yaklaşımı (Geleneksel Yaklaşım)	7
2.2. Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı	10
2.3. Sabit Fiyatlar Modeli: Mundell-Fleming Modeli	16
2.4. Esnek Fiyatlar Parasal Modeli	27
2.5. Yapışkan Fiyatlar Parasal Modeli (Dornbusch Modeli).....	30
2.6. Denge ve Likidite Modelleri.....	37

2.7. Portföy Dengesi Modeli (Varlık Piyasası Modeli)	40
3. Reel Döviz Kuru.....	43
3.1. Satın alma gücü paritesi ve reel döviz kuru	45
3.2. Toplulaştırılmış ve sektörel reel döviz kuru	46

İkinci Bölüm

Döviz Kuru Volatilitesi

1. Volatilite Kavramı	49
2. Volatilite Tahmininin Önemi	50
3. Volatilitenin Hesaplanması	52
3.1. Standart Sapma Yöntemi	52
3.2. Varyans modelleri.....	53
3.2.1. Otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modeli.....	54
3.2.2. Genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modeli.....	61
3.2.3. Ortalamada otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH-M) modeli.....	63
3.2.4. Üssel genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (EGARCH) modeli	64
3.2.5. Bütünleşik ve kesirli bütünleşik genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (IGARCH ve FIGARCH) modeli	66
4. Döviz Kuru Volatilitesi ve Dış Ticaret	68
4.1. Döviz Kuru Volatilitesi ve Dış Ticaret Arasındaki İlişkinin Teorik Yönü	69

4.1.1. Döviz kuru volatilitésinin dış ticareti negatif etkilediđi yönündeki görüşler.....	69
4.1.2. Döviz kuru volatilitésinin dış ticareti pozitif etkilediđi yönündeki görüşler.....	74
4.1.3. Döviz kuru volatilitésinin dış ticareti etkilemediđi yönündeki görüşler.....	76
4.2. Döviz Kuru Volatilitesi ve Dış Ticaret İlişkisine Yönelik Ampirik Çalışmalar	77
4.2.1. Nominal döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerine etkilerini araştıran çalışmalar	78
4.2.2. Reel döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerine etkilerini araştıran çalışmalar	85

Üçüncü Bölüm

Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Dış Ticaret Hacmi Üzerine Etkisi

1. Sektörel Reel Döviz Kurunun Hesaplanması.....	98
2. Sektörel Döviz Kuru Volatilitésinin Dış Ticaret Hacmi Üzerine Etkisi: Ekonometrik Analiz.....	112
2.1. Ekonometrik Model ve Veri Seti	112
2.2. Veri ve Yöntem	119
2.2.1. Levin-Lin-Chu testi.....	119
2.2.2. Panel veri analizi.....	124
2.2.2.1. Panel veri	124
2.2.2.2. Panel veri modelleri.....	126

2.2.2.3. Statik panel veri analizi: Sabit ve rassal etkiler modelleri	128
2.2.2.4. Sabit etkiler modeli ve modelin en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesi	131
2.2.2.5. Rassal etkiler modeli ve modelin uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesi	134
2.2.2.6. Hausman testi	140
2.3. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitesinin İhracat Hacmi Üzerine Etkisi	142
2.4. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitesinin İthalat Hacmi Üzerine Etkisi	158
Sonuç ve Değerlendirme	169
Ekler.....	177
Kaynakça	219

Tablolar Listesi

	Sayfa
Tablo 1.Yabancı Paraya Olan Talebi Etkileyen Faktörler.....	6
Tablo 2. Korelasyon Düzeylerine Göre Sektörel ve Toplulaştırılmış Reel Döviz Kurları.....	111
Tablo 3. Panel Veri Setinin Görünümü.....	125
Tablo 4. LLC Panel Birim Kök Test Sonuçları	143
Tablo 5. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İhracat Hacmi Üzerine Etkisi: Sabit Etkiler Modeli	145
Tablo 6. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İhracat Hacmi Üzerine Etkisi: Rassal Etkiler Modeli.....	147
Tablo 7. İhracat Talep Modelleri için Hausman Testi Sonuçları	148
Tablo 8. İhracat Talep Modelleri için Modifiye Edilmiş Wald ve Wooldridge Testi Sonuçları.....	151
Tablo 9. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İhracat Hacmi Üzerine Etkisi: Yapılmış Sabit Etkiler Modeli (Düzeltilmiş Standart Hatalar)	152
Tablo 10. İmalat Sanayi Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İhracat Hacmi Üzerine Etkisi	154
Tablo 11. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Stratejik Sektörlerin İhracat Hacmine Etkisi.....	157
Tablo 12. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İthalat Hacmi Üzerine Etkisi: Sabit Etkiler Modeli	159
Tablo 13. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İthalat Hacmi Üzerine Etkisi: Rassal Etkiler Modeli.....	161

Tablo 14. İthalat Talep Modelleri Modifiye Edilmiş Wald ve Wooldridge Testi Sonuçları.....	162
Tablo 15. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İthalat Hacmi Üzerine Etkisi: Sabit Etkiler Modeli (Düzeltilmiş Standart Hatalar).....	163
Tablo 16. İmalat Sanayi Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İthalat Hacmi Üzerine Etkisi	165
Tablo 17. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Stratejik Sektörlerin İthalat Hacmine Etkisi	167

Şekiller Listesi

	Sayfa
Şekil 1. Dış Ticaret Akımları Yaklaşımıyla Döviz Kurunun Belirlenmesi.....	9
Şekil 2. Hume Kanunu ve Ayarlanma Süreci.....	17
Şekil 3. Açık Ekonomide Denge ve Döviz Kurunun Belirlenmesi.....	24
Şekil 4. Basit Denge Modelinde Hane Halklarının Kişi Başına Mal Tüketim Miktarları.....	38
Şekil 5. Portföy Dengesi Yaklaşımıyla Döviz Kuru ve Yurt İçi Faiz Oranının Belirlenmesi	42

Kısaltmalar Listesi

AB	Avrupa Birliği
ABD	Amerika Birleşik Devletleri
ADF	Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller)
AR	Otoregresif (Autoregressive)
ARCH	Otoregresif koşullu değişen varyans (Autoregressive conditional heteroskedasticity)
ARCH-M	Ortalamada otoregresif koşullu değişen varyans (Autoregressive conditional heteroskedasticity in mean)
ARDL	Otoregresif gecikmesi dağıtılmış (Autoregressive distributed lag)
ARFIMA	Otoregresif kesikli bütünleşik hareketli ortalama (Autoregressive fractionally integrated moving average)
ARIMA	Otoregresif bütünleşik hareketli ortalama (Autoregressive integrated moving average)
ARMA	Otoregresif hareketli ortalama (Autoregressive moving average)
EKK	En küçük kareler
FIGARCH	Kesirli bütünleşik genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)
GARCH	Genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans modeli (Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)
GLS	Genelleştirilmiş en küçük kareler (Generalized least squares)
GMM	Genelleştirilmiş momentler yöntemi (Generalized method of moments)
GSYİH	Gayrisafi yurt içi hasıla

IGARCH	Bütünleşik genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (Integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)
ISIC	Tüm Ekonomik Faaliyetlerin Uluslararası Standart Sanayi Sınıflaması (International Standard Industrial Classification of All Economic Activities)
LLC	Levin-Lin-Chu
LM	Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier)
LSDV	En küçük kareler kukla değişken (Least squares dummy variable)
MERM	Çok taraflı döviz kuru modeli (Multilateral exchange rate model)
NEK	Nominal efektif döviz kuru
OECD	Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (Organisation for Economic Co-operation and Development)
REK	Reel efektif döviz kuru
SGP	Satın alma gücü paritesi
SITC	Standart Uluslararası Ticaret Sınıflaması (Standard International Trade Classification)
SUR	Görünüşte ilişkisiz regresyon (Seemingly unrelated regression)
TCMB	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
TÜFE	Tüketici fiyatları endeksi
ÜFE	Üretici fiyatları endeksi
WLS	Ağırlıklı en küçük kareler (Weighted least squares)

Giriş

Döviz kuru ödemeler bilançosunun temel belirleyicilerinden biri olmakla birlikte, döviz kuru değişimlerinin etkileri; enflasyon oranı, ekonomik büyüme oranı, işsizlik oranı, yatırım kararları gibi pek çok ekonomik değişken üzerinde de görülmektedir. Bu yüzden döviz kurunun hangi faktörlerin etkisiyle ve nasıl bir düzeyde oluşacağı iktisat teorisinde sıklıkla araştırılan konulardan biri olmuştur.

Sabit döviz kuru rejiminin uygulandığı ekonomilerde merkez bankaları tarafından yapılan müdahaleler ile döviz kuru belirli bir seviyede sabit tutulduğundan döviz kurunda büyük değişimler gözlenmemektedir. Ancak sabit döviz kuru rejimine dayanan Bretton Woods sisteminin çöküşünün ardından döviz kurunda yaşanan değişimlerin dış ticaret hacmi, ödemeler bilançosu ve ekonominin geneli üzerindeki etkisine yönelik tartışmalar hız kazanmıştır. Teorik ve ampirik çalışmalarda, döviz kurunda gözlenen bu değişimlerin dış ticaret hacmi üzerindeki etkilerine dair bir uzlaşmaya varılamamış olması, bu konuya ışık tutmaya yönelik çalışmaların sayısının da hızla artmasına neden olmuştur.

Döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin dış ticaret hacmine etkilerini araştırmaya yönelik ampirik çalışmalarda, genellikle döviz kuru volatilitésinin ihracat ve ithalat hacmine negatif etkileri olduğu şeklinde sonuçlara ulaşılmıştır. Ancak bu çalışmaların çoğu döviz kuru volatilitésinin toplam dış ticarete ilişkisini inceleyen çalışmalardır. Peridy (2003) ise döviz kuru volatilitésinin dış ticaret üzerine etkisi araştırılırken toplam verilerin kullanıldığı bir analizin toplulaştırma sapmasına neden olabileceğini ve yanıltıcı sonuçlar elde edilebileceğini göstermiştir. Bu noktadan hareketle, bu tezde döviz kuru

volatilitesinin Türkiye dış ticaret hacmi üzerine etkileri sektörel düzeyde araştırılmaya çalışılacaktır.

Döviz kuru volatilitesinin sektörel dış ticaret hacmine etkisini araştıran ampirik çalışmalar ise ekonometrik analiz sürecinde kullanılacak döviz kuru volatilitesi serisi ekonominin geneli için hesaplanan reel döviz kuru üzerinden hesaplanmaktadır. Goldberg (2004)'te ifade edilen sektörel düzeydeki araştırmalarda sektörel reel döviz kuru verilerinin kullanılmasının daha doğru sonuçlar elde edilmesini sağlayacağı görüşü tezin bir diğer motivasyon noktasını oluşturmaktadır. Bu görüşün ışığında, tezde yürütülecek analiz sürecine sektörel reel döviz kuru volatilitesini dahil edebilmek için, ulusal ya da uluslararası kurumlarca yayımlanmayan sektörel reel döviz kurları hesaplanacak ve sektörel reel döviz kuru volatilitesi serileri bu kurlar üzerinden elde edilecektir.

Sektörel reel döviz kurunun sektörel ithalat ve ihracat hacmi üzerine etkisinin araştırıldığı bu tezin birinci bölümünde öncelikle döviz kurunun belirlenmesine yönelik yaklaşımlar incelenecektir. Döviz kurunun belirlenmesine yönelik yaklaşımlar ayrıntılı bir şekilde ele alındıktan sonra reel döviz kuru ve reel döviz kurunun satınalma gücü paritesi ile olan ilişkisi sunulmaya çalışılacaktır. Ardından toplulaştırılmış reel döviz kuru ve sektörel reel döviz kuru ayrımı yapılarak sektörel analizlerde sektörel reel döviz kurunun kullanılmasının avantajları belirtilecektir.

Tezin ikinci bölümünde ise volatilité kavramı ve bu kavramın ekonomik ve finansal açıdan önemine değinilecektir. Volatilité hesaplama yöntemlerinin ayrıntılarıyla verilmesinin ardından döviz kuru volatilitesi ile dış ticaret hacmi

arasındaki ilişkinin incelendiđi teorik ve ampirik alıřmalar incelenmeye alıřılacaktır.

Tezin son blm sektrel reel dviz kuru volatilitesi ile sektrel ihracat ve ithalat hacmi arasındaki ilişkinin arařtırılmasına ayrılmıřtır. Bu amala ilk olarak sektrel reel dviz kuru hesaplamakta kullanılacak yntem tanıtılarak 22 imalat sanayi sektr iin sektrel reel dviz kuru hesaplanacaktır. Daha sonra sabit etkiler ve rassal etkiler modelleri kullanılarak sektrel reel dviz kuru volatilitesinin sektrel ihracat ve ithalat hacmi zerindeki etkileri arařtırılacaktır. Bu blmde ayrıca ihracat ve ithalat talep modellerinde sektrel reel dviz kurları ve sektrel reel dviz kuru volatilitesi deđiřkenleri yerine, imalat sanayi reel dviz kuru ve bu toplulařtırılmıř kur zerinden hesaplanan dviz kuru volatilitesi deđiřkenlerinin kullanılmasının bir toplulařma sapması yaratıp yaratmadıđı incelenmeye alıřılacaktır. Ayrıca bu blmdeki bir diđer analiz de, 10 stratejik sektrden yeni bir panel veri oluřturulmak suretiyle, dviz kuru volatilitesinin stratejik sektrlerin dıř ticaretine etkisinin, 22 imalat sanayi sektrnn dıř ticaretine olan etkisinden farklı olup olmadıđını belirlemek amacıyla yrtlecektir.

Birinci Bölüm

Döviz Kuru ve Döviz Kurunun Belirlenmesi

1. Nominal Döviz Kuru

Nominal döviz kuru en basit tanımıyla herhangi bir anda döviz piyasasında bir para biriminin başka bir para birimine dönüştürüldüğü orandır. Diğer bir deyişle, nominal döviz kuru “bir para biriminin diğer para birimi cinsinden fiyatı” olarak tanımlanabilmektedir (Peace, 1992: 140). Ele alınan zaman diliminde bir birim ulusal para yabancı para ile değiştirildiğinde bir önceki zaman dilimine göre daha az miktarda yabancı para elde ediliyorsa, diğer bir deyişle yabancı paranın fiyatı yükselmişse, bu durum nominal döviz kurunun yükselmesi ya da yerli paranın değer kaybetmesi anlamına gelmektedir. Değişim sonunda elde edilen yabancı para miktarı bir önceki dönemde elde edilene göre daha yüksekse bu, ulusal paranın değer kazandığını (ya da nominal döviz kurunun düştüğünü) ifade etmektedir.¹

Nominal döviz kuru iki ülke parasının göreceli durumunu ifade ederken, bir para biriminin diğer tüm para birimleri (ya da başlıca ticaret ortaklarının para birimleri) karşısındaki göreceli durumunu belirlemek için nominal efektif döviz kuru endeksi kullanılmaktadır. Nominal efektif döviz kuru, ülke parasının her bir ticaret ortağının parasıyla dönüşüm oranının (nominal döviz kuru), ilgili

¹ Burada nominal döviz kurunda meydana gelen artış ve azalışların ulusal paranın değerinde yarattığı etkiler, nominal döviz kuru için dolaylı kotasyon yönteminin kullanıldığı varsayımı altında değerlendirilmiştir. Doğrudan kotasyon yöntemi kullanıldığında ise döviz kurundaki bir düşüş ulusal paranın değer kaybetmesi, döviz kurunda meydana gelen bir artış ise ulusal paranın değer kazanması anlamına gelecektir.

ticaret ortağı ile olan ticaretinin ülke dış ticaretindeki payıyla ağırlıklandırılması suretiyle elde edilmiş ortalamasıdır.

Nominal döviz kuru ülkenin rekabet düzeyini tek başına belirlememekle birlikte ödemeler bilançosunun durumunu etkileyen en önemli faktör olduğundan; döviz kurunun belirlenmesi konusu uluslararası iktisat literatüründe önemli bir yer tutmaktadır. Bu yüzden döviz kurunun belirlenmesi ve bu amaca yönelik teorik yaklaşımlar ile ilgili daha ayrıntılı açıklamalar yapılacaktır.

2. Nominal Döviz Kurunun Belirlenmesi

Döviz kurunun belirlenme süreci, özellikle ülkelerin hem ticaret anlamında hem de finansal anlamda dışa açılmalarıyla birlikte uluslararası iktisat yazınında üzerinde en çok çalışılan konulardan biri haline gelmiştir. Döviz kurunun belirlenmesi sürecine ilişkin geliştirilen teorilerden her biri döviz kurunu etkileyen faktörlerden biri ya da birkaçı üzerine odaklanırken; uygulanan döviz kuru rejimi bu süreçte anahtar bir faktör olarak ortaya çıkmaktadır.

Bir ülkenin döviz piyasasında kendi ulusal parasını yönetim şekli olarak tanımlanabilecek döviz kuru rejimleri, hükümetlerin piyasaya müdahale yoğunluğu ve şekli açısından farklılaşmaktadır (Reinert vd., 2009: 380). Sabit ve dalgalı döviz kuru rejimleri döviz kurunun belirlenmesi sürecinde iki uç durumu oluştururken, bu iki uç durumun arasında her iki rejimin özelliklerini taşıyan karma rejimler de söz konusudur. Sabit döviz kuru rejiminde döviz kuru, politika yapıcılarının karar verdiği bir değerde sabit tutulmaktadır. Sabit

döviz kuru sisteminde döviz ile işlem yapanlar gelecekteki döviz kuru değerine yönelik tam bilgiye sahip olma avantajını kullanırlarken; döviz kurunu belirlenen düzeyde sabit tutmak döviz piyasasında büyük ölçüde devlet müdahalesini gerektirmektedir. Bu durum döviz kurunun olması gereken değerinden aşırı sapmalar göstermesine neden olurken; ekonomide önemli olumsuzluklara yol açacak yüksek oranda revalüasyon ya da devalüasyon şeklindeki ayarlamaların yapılmasını bir zorunluluk haline getirmektedir.

Serbest dalgalanan döviz kuru rejiminde ise merkez bankası döviz alım-satım işlemi yapmak suretiyle döviz kuruna müdahale etmemekte, para politikası hedeflerine ulaşma aracı olarak açık piyasa işlemlerini kullanmaktadır. Bu nedenle döviz kuru döviz arz-talep dengesinin olduğu noktada belirlenmektedir. Dalgalı döviz kuru rejiminde döviz kuru tamamen piyasanın olağan işleyiş sürecine bırakıldığından, bu süreçte belirlenen döviz kuru ülkenin ekonomi politikalarıyla çelişecek bir seviyede de oluşabilecektir. Ayrıca gelecekteki döviz kurunun ne olacağı ile ilgili öngöründe bulunmak da zorlaşacaktır.

Tablo 1.Yabancı Paraya Olan Talebi Etkileyen Faktörler

Faktör	Değişimin Yönü
Ulusal gelir düzeyi	Aynı yönde
Reel faiz oranı	Aynı yönde
Enflasyon oranı	Aynı yönde
Ulusal servet düzeyindeki değişim	Aynı yönde
Portföydeki döviz payı	Aynı yönde
Finansal risk	Ters yönde
Politik risk	Ters yönde

Kaynak: Levich, (1998:176)'dan uyarlanmıştır.

Döviz kurunun piyasa mekanizmasının işlemesiyle belirlendiği durumda yabancı paraya olan talep arttığında yabancı paranın fiyatını ifade eden döviz kuru da artacaktır. Yabancı para talebini etkileyen faktörlerden bazıları Tablo 1’de verilmektedir.

Tablo 1’e göre döviz arzı sabitken ulusal gelir ve servet düzeyi, enflasyon oranı, reel faiz oranı ve portföyde tutulan döviz payı arttığında; ayrıca finansal ve politik risk azaldığında yabancı paraya olan talep artmakta ve dolayısıyla yabancı paranın fiyatı (döviz kuru) daha yüksek bir seviyede belirlenmektedir. Döviz kurunu belirlemeye yönelik teorilerden çoğu belirtilen faktörlerden biri ya da birkaçının etkisini içerecek şekilde oluşturulmuşken; sermaye hareketlerinin günümüzdeki kadar hızlı olmadığı dönemlerde döviz kurunun belirlenme sürecinde mal ve hizmet ticareti ile ticarete konu malların göreceli fiyatları gibi faktörlere odaklanılmıştır. İlerleyen kısımlarda döviz kuru belirleme yaklaşımları erken dönem yaklaşımlardan başlayarak incelenmeye çalışılacaktır.

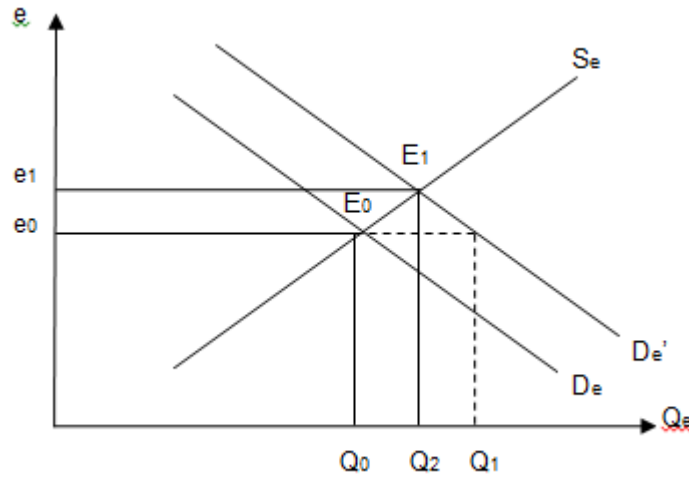
2.1. Dış Ticaret Akımları Yaklaşımı (Geleneksel Yaklaşım)

Döviz kuru belirlemeye yönelik ödemeler dengesi yaklaşımlarından en basiti olan dış ticaret akımları yaklaşımı, sermaye hareketlerinin oldukça kısıtlı olduğu varsayımı altında döviz kurundaki değişimleri mal ve hizmet ticareti ile ilişkilendirerek açıklamaya çalışan bir yaklaşımdır. Dış ticaret akımları yaklaşımına göre dış ticaret bilançosunun açık verdiği (ithalatın ihracattan fazla olduğu) durumda döviz kuru değer kaybetmekte; dış ticaret bilançosu fazlasının olduğu (ihracatın ithalattan fazla olduğu) durumda ise ulusal para değer kazanmaktadır (Seyidoğlu, 2009:379).

Uluslararası sermaye hareketliliğinin olmadığı durumda yapılan ihracat miktarı kadar döviz elde edilecek ve bu miktar ülkedeki toplam döviz arzını; benzer şekilde talep edilen döviz miktarı ise ithalat amacıyla döviz talebinden oluşturacaktır. Döviz kuru dış ticaret dengesinin sağlandığı, diğer bir deyişle döviz arzı ile döviz talebinin birbirine eşit olduğu noktada belirlenmektedir. İthalatın ihracatı aştığı durumda dış ticaret açığı ya da diğer bir deyişle döviz talep fazlası ortaya çıkacak ve bu durum döviz kurunun daha yüksek seviyede belirlenmesi yönünde bir baskı oluşturacaktır. Kurun piyasada serbestçe belirlendiği durumda döviz kuru, ihracatın daha ucuz ithalatın ise daha pahalı hale geleceği daha yüksek bir kur seviyesinde ve ticaret dengesi yeniden sağlanacak şekilde belirlenebilecekken; sabit döviz kuru rejimi altında, oluşan döviz talebi fazlası resmi döviz rezervlerinden karşılanacaktır. Dış ticaret bilançosunda oluşan bu açığın süreklilik arz etmesi resmi döviz rezervlerinin hızla azalmasına ve ulusal paranın değer kaybetmesi (devalüasyon) şeklinde bir devlet müdahalesinin kaçınılmaz hale gelmesine neden olacaktır. Benzer şekilde ihracatın ithalattan fazla olması durumunda ise döviz arz fazlası ortaya çıkacak ve döviz piyasasında (dış ticaret bilançosunda) denge sağlanıncaya kadar ulusal para değer kaybedecektir.

Şekil 1.'de ithalatın ihracattan daha fazla olduğu durumda döviz kurunun belirlenme süreci verilmiştir. Döviz arzı S_e ve döviz talebi D_e eğrilerinin kesiştiği E_0 noktasında ihracat ile ithalat birbirine eşit olmakta ve dış ticaret bilançosunda denge oluşmaktadır. Bu noktada denge döviz kuru e_0 iken Q_0 miktarında döviz geliri elde edilecek kadar ihracat ve yine aynı miktarda döviz çıkışına neden olacak kadar ithalat yapılmaktadır. Dolayısıyla Q_0 miktarda döviz arz ve talep edilmektedir. Yalnızca ithalatın arttığı ihracatın ise sabit

kaldığı varsayımı altında, ithalattaki bu artış D_e eğrisi D'_e olacak şekilde sağa kaydıracak ve e_0 döviz kuru seviyesinde $Q_0 - Q_1$ miktarda döviz talep fazlası (dış ticaret açığı) oluşacaktır. Bu döviz talebi fazlasının ortadan kalkması ve döviz piyasasının yeniden dengeye gelebilmesi için esnek kur sisteminde piyasa mekanizmasının işleyişi, sabit döviz kurunda ise devalüasyon şeklindeki bir müdahale sonucunda döviz kurunda bir artış meydana gelecek yani ulusal para değer kaybedecektir. E_1 noktasında, ulusal paranın değer kaybetmesi (döviz kurunun e_1 seviyesine yükselmesi) sonucu ihracat ucuzladığı için daha fazla ihracat ($Q_2 > Q_0$) ve ithalat daha pahalı hale geldiği için daha az ithalat ($Q_2 < Q_1$) yapılmakta ve dış ticaret açığı ortadan kalkmaktadır.



Şekil 1. Dış Ticaret Akımları Yaklaşımıyla Döviz Kurunun Belirlenmesi

Dış ticaret akımları yaklaşımı döviz kurunun belirlenme sürecinde ithalat ve ihracatı temel etken olarak ele almakta olduğundan, ithalat ve ihracatı etkileyen tüm faktörler aynı zamanda döviz kurunu da etkilemektedir (Seyidoğlu, 2009: 379, Öztürk ve Bayraktar, 2010: 160). İhracat ve ithalat talep esneklikleri ise dış

ticaret dengesine yeniden ulaşmak için ulusal paranın ne miktarda değer kaybetmesi gerektiğinin belirlenmesi noktasında çok önemli bir yer tutmaktadır. İthalat ve ihracat talep esneklikleri ne kadar yüksekse dış ticaret dengesinin sağlanması için gereken döviz kuru ayarlaması miktarı o kadar düşük olacaktır. Marshall-Lerner koşulu döviz kurunda meydana gelen bir değişimin dış ticaret bilançosunda düzeltici bir etki yaratabilmesi için ihracat ve ithalat arz esneklikleri sonsuzken; ithalat ve ihracat talep esnekliği toplamının bire eşit ya da birden büyük olması gerektiğini ifade etmektedir (Seyidoğlu, 2009: 417).

2.2. Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı

Satın alma gücü paritesi ifadesinin ilk kez Gustav Cassel'in 1918 yılında yayınlanan 'Abnormal Deviations in International Exchanges' adlı makalesinde kullanıldığı ileri sürülmekle birlikte, döviz kuru ile ulusal fiyat seviyesi arasında bir ilişki olduğuna dair ilk çalışmalar 15. ve 16. yüzyılda İspanya'daki School of Salamanca'daki akademisyenler tarafından yapılmıştır. Böyle bir ilişkinin olabileceği fikrinin ise 15. yüzyıldaki Katolik Kilisesi'nin faizcilik yasaklarına dayandığı düşünülmektedir (Taylor, 2003: 436). Ancak literatürde Cassel'in çalışmasının satın alma gücü paritesi teorisinin oluşturulup uygulamada hipotezle test edilebilecek şekilde formül olarak ifade edildiği ilk çalışma olduğu kabul edilmektedir.

Satın alma gücü paritesi (SGP) yaklaşımında, "herhangi bir zamanda iki ülkedeki fiyat seviyesinin bu iki ülkenin paraları arasındaki değişim oranını belirlediği" kabul edilmektedir (Rusydi ve Islam, 2007: 46). SGP tek fiyat kanunundan yararlanılarak elde edilebilir.

Tek fiyat kanunu, özdeş bir malın farklı ülkelerdeki fiyatlarının, bu malın serbest ticarete konu olduğu ve taşıma maliyetlerinin, tarifelerin, arbitraj için sabit yatırımların ve ticaret akımı üzerinde diğer engellerin olmadığı varsayımı altında birbirine eşit olması gerektiğini ifade etmektedir (Marrewijk, 2007: 427).

Tek fiyat kanununun mutlak versiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$P_{i,t} = e_t P_{i,t}^*, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1.1)$$

$P_{i,t}$, t zamanında i malının ülke içerisindeki fiyatını; $P_{i,t}^*$, t zamanında i malının yabancı ülkedeki fiyatını, e_t ise t zamanında iki ülke parasının değişim oranı olan nominal döviz kurunu göstermektedir. Daha açık bir ifadeyle e_t , bir birim yerel para biriminin yabancı para birimi cinsinden fiyatıdır.

Tek fiyat kanununun mutlak versiyonunun matematiksel gösterimi olan (1.1) eşitliğine göre bir malın farklı iki ülkedeki fiyatı, ülkelerden herhangi birinin yerel para birimi kullanılarak ifade edildiğinde aynı olmalıdır. Bu önermenin temelinde mal arbitrajının ülkeler arasındaki fiyatları eşitlemesi yatmaktadır. Arbitraj, farklı piyasalardaki mal ya da para gibi varlıkların, alış ve satış fiyatları arasındaki farktan yararlanarak getiri elde etme beklentisiyle eşanlı olarak alınıp satılması işlemi şeklinde tanımlanabilir (Pearce, 1992). Arbitraj işlemi piyasalarda, işlem ve taşıma maliyetleri de içerilecek şekilde, arbitraja konu olan varlıklar arasındaki fiyat farklılıklarını giderici bir etki yaratmaktadır. Şöyle ki arbitraj faaliyeti çerçevesinde malın ucuza alındığı piyasada arz sabitken, ilgili mala olan talep artacağı için bu piyasada malın fiyatı artacaktır. Benzer şekilde, fiyatın daha yüksek olduğu ve bu sebeple getiri sağlama beklentisi ile ucuza alınan malın arz edildiği piyasada ise talep

sabitken mal arzındaki artış nedeniyle, ilgili malın fiyatı azalma eğilimi gösterecektir. Arbitraj faaliyeti kar maksimizasyonu stratejisi gereği, işlem ve taşıma maliyetleri de hesaba katıldıktan sonra elde edilebilecek kar ortadan kalkıncaya kadar devam edecektir. Tek fiyat kanunu ile ilgili belirtilen varsayımlar göz önünde bulundurularak işlem ve taşıma maliyetlerinin olmadığı durum ele alınırsa; kar maksimizasyonu bu iki piyasada malın fiyatının eşitlendiği fiyat düzeyinde gerçekleşecektir. Ulusal piyasalardaki arbitraj işleminde aynı para birimi kullanılmaktadır; ancak uluslararası arbitrajda iki farklı para birimi ile işlem yapılmaktadır. Bu nedenle iki piyasadaki mal fiyatının göreceli durumunu belirlemek için tek bir para biriminin kullanılması gerekmektedir. Böylece uluslararası arbitraj işlemi, aynı para birimiyle ifade edilen fiyatların eşitlenmesi durumunda son bulur ki; bu, aynı zamanda mutlak anlamda tek fiyat kanununun geçerli olduğu durumdur.

Tek fiyat kanununun nispeten daha zayıf şartları sağlayan göreceli versiyonu ise birbirini izleyen iki dönemde mutlak anlamda tek fiyat kanununun geçerli olduğu durumda aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\frac{P_{i,t+1}}{P_{i,t}} = \frac{e_{t+1}P_{i,t+1}^*}{e_t P_{i,t}^*}, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1.2)$$

Burada t alt indisi ile ifade edilen değişkenler ilgili döneme ait değerleri, $t+1$ alt indisi kullanılan değişkenler ise t döneminden bir dönem sonraki değerleri göstermektedir. Göreceli anlamda tek fiyat kanunu, ele alınan özdeş bir malın fiyatı bir dönemden diğer döneme değiştiğinde, nominal döviz kurundaki değişimin etkisiyle, bir dönem önce iki ülkede aynı para birimi cinsinden eşit olan fiyatının bir dönem sonra da eşit olacağı şeklinde yorumlanabilir. Tek fiyat

kanununun mutlak versiyonu geçerli olduğunda, göreceli tek fiyat kanunu elde edilirken varsayım gereği mutlak anlamda tek fiyat kanununun geçerliliği kabul edildiği için göreceli versiyonu da geçerli olacaktır. Ancak göreceli anlamda tek fiyat kanunu geçerli olduğunda her zaman mutlak versiyonu geçerli olmayabilir.

Tek fiyat kanunu, özdeş tek bir malın fiyatı yerine tüketici fiyat endeksi ya da üretici fiyat endeksi gibi bir mal ve hizmet sepetinin ağırlıklı ortalaması şeklinde hesaplanan fiyat endeksi üzerinden uygulandığında SGP'ye ulaşılır. λ_i , i malının fiyat endeksi içerisindeki ağırlığını gösterdiğinde yabancı ülke için fiyat endeksi P_t aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$P_t^* = \sum_{i=1}^N \lambda_i P_{i,t}^*, \quad \lambda_i \geq 0, \quad \sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \quad (1.3)$$

Yurt içi fiyat endeksinin de yabancı ülke fiyat endeksini hesaplamakta kullanılan aynı mal ve hizmet sepeti üzerinden hesaplandığı ve bu sepette mal ve hizmetlerin aynı ağırlıklarla yer aldığı varsayımı altında, mutlak anlamda tek fiyat kanununun geçerli olması durumunda mutlak SGP eşitliği (1.4) aşağıdaki gibi elde edilebilir.

$$P_t = \sum_{i=1}^N \lambda_i P_{i,t} = \sum_{i=1}^N \lambda_i (e_t P_{i,t}^*) = e_t \sum_{i=1}^N \lambda_i (P_{i,t}^*) = e_t P_t^* \quad (1.4)$$

Mutlak SGP eşitliği (1.4), döviz kurunun iki ülkenin fiyat seviyesi ile olan ilişkisini gösterecek şekilde yeniden düzenlendiğinde (1.5) eşitliği elde edilir ki, bu eşitliğe göre iki ülke parasının birbiriyle değişim oranı olan döviz kuru, iç fiyat seviyesinin yabancı ülke fiyat seviyesine oranına eşittir.

$$e_t = \frac{P_t}{P_t^*} = \frac{\sum_{i=1}^N \lambda_i P_{i,t}}{\sum_{i=1}^N \lambda_i P_{i,t}^*} \quad (1.5)$$

Göreceli SGP eşitliği ise özdeş bir mal için geçerli olan göreceli tek fiyat kanunu eşitliği (1.2)'de tek bir malın yurt içi ve yurt dışındaki fiyatı yerine iki ülkedeki fiyatlar genel düzeyini (P_t ve P_t^*) koyarak yeniden yazmak suretiyle elde edilebilir.

$$\frac{P_{t+1}}{P_t} = \frac{e_{t+1} P_{t+1}^*}{e_t P_t^*} \quad (1.6)$$

Göreceli SGP eşitliği (1.6)'yı döviz kuru için yeniden düzenlersek (1.7) eşitliği elde edilecektir.

$$\frac{e_{t+1}}{e_t} = \frac{P_{t+1}/P_t}{P_{t+1}^*/P_t^*} \quad (1.7)$$

(1.5) ve (1.7) eşitliklerinin logaritması alındığında, logaritmik formda mutlak ve göreceli SGP, tüm alt indisli ifadeler için $e = \ln(e)$, $p = \ln(P)$ ve $p^* = \ln(P^*)$ olmak üzere, sırasıyla (1.8) ve (1.9) eşitliklerinde gösterildiği gibidir.

$$e_t = p_t - p_t^* \quad (1.8)$$

$$(e_{t+1} - e_t) = (p_{t+1} - p_t) - (p_{t+1}^* - p_t^*) \quad (1.9)$$

Bir ülkenin fiyat seviyesinde bir dönemden diğer döneme meydana gelen değişme bir sonraki dönemde fiyat seviyesinde gerçekleşen bir artış belirlediği şeklinde yorumlanabilir. Göreceli SGP geçerli iken yurt içi enflasyon oranı yabancı ülkedeki enflasyon oranından yüksek ise, yerli parada iki ülkenin enflasyon oranları arasındaki fark oranında bir değer kaybı yaşanacaktır.

SGP, dış ticarete yönelik kısıtlamaların, işlem ve taşıma maliyetlerinin olmadığı varsayımları altında döviz kurunun fiyat seviyeleri ile ilişkisini yukarıda belirtildiği şekilde kurmakla birlikte; bu varsayımlar çoğu zaman uygulamada geçerli olmamakta ve bu nedenle döviz kuru SGP'den sapmalar gösterebilmektedir. Özellikle mal ticaretinde taşıma maliyetlerinin olmadığı varsayımı gerçekçi bir varsayım değildir. Ayrıca dış ticaret tarifelerinin zaman içerisinde azalmakla birlikte hala varlığını korumakta olduğu ve SGP ele alınırken tarife dışı engellerin de dikkate alınması gerektiği gözden kaçmamalıdır (Rogoff, 1996).

Döviz kurunun belirlenmesine yönelik SGP yaklaşımı, yapısında da bazı sınırlılıklar barındırmaktadır. Cassel (1918) tarafından da belirtilen sınırlılıklara göre, uluslararası ticaret üzerinde kısıtlamalar bulunduğu durumda, ihracat üzerindeki kısıtlamalar ithalat kısıtlamalarına göre daha az ya da daha fazla ise SGP'den sapmalar gerçekleşebilir. Ayrıca döviz piyasasındaki spekülasyonlar bir ülkenin lehine ya da aleyhine ise ve yurt içi enflasyon beklentisi yurt dışı enflasyona yönelik beklentilere göre daha yüksek ya da daha düşük ise SGP'den sapmalar söz konusu olabilir. Uzun vadeli sermaye hareketleri de SGP'den sapmaların meydana gelmesine yol açabilir.

SGP'den sapma yaratabilecek bir diğer unsur ise döviz kuru piyasasına hükümet müdahaleleridir (Officer, 1976: 9-10). Ayrıca SGP hesaplanırken kullanılan fiyat endeksinin hesaplandığı sepette yer alan mal ve hizmetler ve bunların ağırlıkları ülkeden ülkeye farklılık göstermekte; aynı zamanda bu sepetlerde ticarete (dolayısıyla arbitraj faaliyetine) konu olmayan mal ve hizmetler de yer alabilmektedir.

2.3. Sabit Fiyatlar Modeli: Mundell-Fleming Modeli

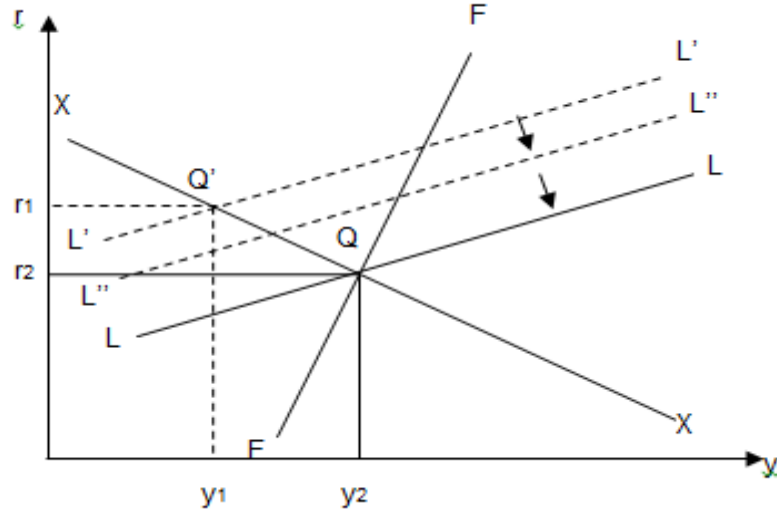
Politika yapım sürecinde Keynesyen düşüncenin hakim olduğu 1950'li yıllarda ve 1960'lı yılların başında, bu yılların genel ekonomik özellikleri olan sabit döviz kuru, sermaye kontrolleri, bölünmüş sermaye piyasaları, yüksek işsizlik ve düşük enflasyon şartları altında Keynesyen genel denge analizine dayalı çok sayıda model geliştirilmiştir (Moosa ve Bhatti, 2010). Keynesyen bakış açısıyla dönemin dengeden sapmalar gösteren ekonomik özelliklerini analiz etmeye çalışan çalışmalardan bazıları Metzler (1942), Machlup (1943), Harberger (1950), Laursen ve Metzler (1950) ve Alexander (1952, 1959)'dur. Ancak bu çalışmalar açık ekonomide parasal faktörlerin önemini vurgulamakta yetersiz kalırken dış dengesizliklerin giderilmesine yönelik çözüm önerilerinde de bulunmamışlardır (Moosa ve Bhatti, 2010: 27).

Meade (1951), parasal faktörlerin rolünü de vurgulayan Keynesyen gelir harcama yaklaşımı çerçevesinde iç ve dış dengenin eşanlı olarak sağlanabileceğini gösteren ilk çalışma olmakla birlikte; çalışmada karşılaştırmalı statik analiz yöntemi kullanıldığı için dinamik ayarlanma süreci analiz edilmemiştir.

Genel dengenin sağlanmasında dinamik özellikleri analize dahil eden ve Mundell (1961a, 1961b, 1963 ve 1968) ile Fleming (1962) tarafından geliştirilen Mundel-Fleming modeli klasik iktisatçıların ödemeler bilançosunun otomatik ayarlanmalar ile sürekli dengede olacağı görüşüne karşı çıkmakta ve ödemeler bilançosunda uzun süreli ve kalıcı dengesizliklerin olabileceğini, o dönemin ekonomik ortamındaki durumun da bu tezi desteklediğini belirtmektedir. Mundell (1968), Hume Kanunu'nun tasarrufların ve işsizliğin varlığı

durumunda ya da paranın miktar teorisi geçerli değilken ekonomiye uygulanamayacağı görüşüne de karşı çıkarak Hume Kanunu'na dayalı bir uluslararası ayarlanma mekanizması tanımlanmaktadır.

Açık ekonomide genel denge koşullarını oluşturan mal, para, sermaye ve döviz piyasalarında eşanlı dengenin sağlanmasının, bu piyasalardan her birindeki denge parasal gelir düzeyi, faiz oranı ve para miktarına bağlı olduğu varsayımı altında Mundell (1968)'de tanımlanan ayarlanma mekanizması Şekil 2'de gösterildiği gibidir.



Şekil 2. Hume Kanunu ve Ayarlanma Süreci

Kaynak: Mundell, 1968: 219.

Şekilde yer alan XX eğrisi, mal arzı ile mal talebinin birbirine eşit olması şeklinde tanımlanan mal piyasası denge koşulunun sağlandığı faiz oranı ve parasal gelir düzeyi bileşimlerinden oluşmaktadır. Bu eğri, faiz oranındaki ve

parasal gelirdeki artışın enflasyonist bir etkisi olacağından negatif eğimlidir. LL eğrisi, veri bir para arzı seviyesinde para piyasasının denge koşulu olan para arzı-para talebi eşitliğini sağlayan parasal gelir ve faiz oranı bileşimlerinden oluşur ve para arzındaki bir artış bu eğriyi sağa kaydırırken, para arzındaki azalış eğride sola doğru bir harekete neden olmaktadır. Ödemeler bilançosu dengesinin sağlandığı parasal gelir-faiz oranı eşleşme noktaları ise FF eğrisini oluşturmaktadır ve faiz oranındaki artış sermaye girişini teşvik ederken parasal gelirdeki artış, ithalatta yaratacağı artış nedeniyle, ödemeler bilançosunda bozulma yaratacağı için bu eğri pozitif eğimlidir.

Genel dengenin sağlandığı Q noktasından sapma oluşması durumunda sistemin yeniden dengeye gelmesini sağlayan dinamikler şu şekildedir (Mundell, 1968: 220): Mal ve hizmetlere yönelik talep (arz) fazlası oluştuğunda parasal gelir artacaktır (düşecektir). Para piyasasında talep (arz) fazlası oluşması durumunda ise faiz oranında artış (düşüş) gerçekleşecektir. Ödemeler bilançosundaki bir fazla (açık) altın para akımı nedeniyle banka rezervlerinde artış (azalış) yaratacaktır. Mevcut banka rezervleri tutulmak istenen rezerv miktarından fazla (az) olduğunda ise para arzı artacak (azalacaktır).

Şekil 2'ye geri dönecek olursak; LL eğrisini $L'L'$ olacak şekilde yukarı kaydıracak bir parasal daralma, faiz oranının artmasına parasal gelirin ise azalmasıyla sonuçlanacak ve yeni denge noktası Q' olacaktır. Bu denge noktası mal ve hizmetler piyasası için denge durumunu ifade etmekle birlikte burada genel bir denge söz konusu değildir. Q' noktasında altın para akımı mekanizmasını harekete geçirecek bir ödemeler dengesi fazlası bulunduğu için banka rezervlerinde artış gerçekleşecektir. Banka rezervlerindeki artış para arzının

artmasına neden olurken; faiz oranı düşecek, parasal gelir ise artacaktır. Bu mekanizmanın işlemesiyle *LL* eğrisi başlangıç durumuna geri dönecek ve denge yeniden *Q* noktasında oluşacaktır.

Ayarlanmanın belirtilen mekanizmadaki gibi işleyeceği Mundell-Fleming modelinde mal, emek, sermaye ve döviz piyasalarının tam rekabet koşullarında işlediği, ancak parasal ücretler ve fiyatların katı olduğu varsayılmaktadır. Bu sebeple emek piyasasında ücretler piyasanın temizlenmesine imkan verecek bir hızda ayarlanmamaktadır. Aynı zamanda modelde kullanılan ekonominin dışa açık küçük bir ekonomi olduğu varsayımı nedeniyle, ülkedeki politika değişikliklerinin yurt dışı gelir düzeyini ve dünya faiz oranını etkilemediği şeklinde bir varsayım da yapılmış olmaktadır (Mundell, 1963: 476). Parasal ücretlerin ve fiyatların sabit olduğu dışa açık küçük bir ülkede, çıktı ve istihdam mal piyasasında toplam talep tarafından belirlenmektedir; bu yüzden toplam arz eğrisi tam elastik ve sabit fiyat seviyesinde yataydır (Moosa ve Bhatti, 2010: 55-56).

Modelde tasarruflar, özel tüketim harcamaları ve vergiler reel gelir ile aynı yönde bir değişim gösterirken, özel yatırım harcamalarındaki bir değişim faiz oranlarındaki değişimle ters orantılıdır; para talebi ise reel gelirle aynı yönde faiz oranları ile ters yönde bir değişim sergilemektedir (Mundell, 1963: 476). Para piyasaları reel para balanslarına olan arz ve talebin kesiştiği noktada temizlenmektedir.

Mundell-Fleming yaklaşımının ayırt edici özelliği cari denge ve net sermaye girişini belirleyen farklı koşullara önem veriyor olmasıdır. SGP ne kısa dönemde ne de uzun dönemde geçerli olmayacağı için, ticaret dengesi nominal

ya da reel döviz kurundaki değişimden aynı yönde, reel gelirdeki değişimden ise ters yönde etkilenmektedir. Sermaye hesabı, yurt içi ve yurt dışı faiz oranı farklılıklarından kaynaklanan ve sermaye ithali ile ihracı arasındaki fark olan net sermaye akımlarını temsil etmektedir. Sermaye tam hareketli ise yurt içi faiz oranının yurt dışı faiz oranından en küçük sapmaları bile ülkeye sonsuz miktarda sermaye girişini ya da ülkeden sonsuz miktarda sermaye çıkışını teşvik edecektir.

Mundell-Fleming modelinde sabit döviz kuru sistemi altında para politikasının, dalgalı döviz kuru sisteminde ise maliye politikasının çıktı ve istihdam üzerinde herhangi bir etkisi bulunmamaktadır; ancak sabit döviz kuru sisteminde maliye politikasının, esnek döviz kuru sisteminde ise para politikasının çıktı ve istihdam üzerinde güçlü etkileri bulunmaktadır. Ayrıca fiyatların ve döviz kurunun belirlenmesinde beklentilerin bir etkisi görülmemektedir (Mundell, (1963). Denge döviz kuru, döviz piyasasında ticaret ve sermaye akışı dengesiyle belirlenmektedir. Para politikası denge döviz kuru yolunu etkileyen önemli bir faktördür ve parasal genişleme yerel parada değer kaybına yol açmaktadır (Moosa ve Bhatti: 57).

Belirtilen varsayımlar altında Mundell-Fleming modeli aşağıdaki eşitliklerle ifade edilebilir (Moosa ve Bhatti, 2010: 58) :

$$Y = C(Y) + I(i) + G + T(Y, S) \quad (1.10)$$

$$L(Y, i) = D + R \quad (1.11)$$

$$\dot{R} = T(Y, S) + K(i - i^* - \dot{S}^e/S) \quad (1.12)$$

Burada Y reel geliri, C hane halkı reel tüketim harcamalarını, I firmaların reel yatırım harcamalarını, G reel devlet harcamalarını, T ticaret dengesini, R resmi döviz rezervi stoklarını, D hazine bonosu stokunu ve K sermaye hesabını göstermektedir.

(1.10) eşitliği mal piyasasının dengede olduğu faiz oranı ve reel gelir düzeyi bileşimini gösteren IS eğrisini, (1.11) eşitliği de para piyasasının dengede olduğu faiz oranı ve reel gelir düzeyi bileşimini gösteren LM eğrisini göstermektedir. Para arzı dışsaldır ve merkez bankasının elinde bulundurduğu hazine bonosu ve resmi döviz rezervi stoklarında bir değişiklik olmadığı sürece sabittir (Moosa ve Bhatti, 2010: 58). (1.12) eşitliği ise resmi döviz rezervi stokundaki artışın (azalışın) ticaret ve sermaye akımları sonucunda oluşan döviz fazlasına (açığına) eşit olduğunu gösteren BP eğrisidir. Burada ülke ihracatının döviz kuru tarafından, ithalatının ise reel gelir tarafından belirlendiği varsayılmakta, net sermaye akımları ise ülkeler arası faiz oranları farklılıklarından etkilenmektedir.

Lineer bir sistem oluşturmak için, (1.10) - (1.12) eşitlikleri ile ifade edilen Mundell-Fleming modelindeki her eşitlik, toplam diferansiyelleri alınarak içsel değişkenler sol tarafta dışsal değişkenler ise sağ tarafta kalacak şekilde düzenlendiğinde $A=1-C_Y-C_T$ 'ye eşit ve $A>0$ olmak üzere (1.13) eşitlik sistemi elde edilecektir (Moosa ve Bhatti, 2010: 59).

$$\begin{bmatrix} A & -I_i & 0 \\ L_Y & L_i & 0 \\ T_Y & K_i & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dY \\ di \\ d\dot{R} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & T_s & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -T_s & K_i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dG \\ dD \\ dR \\ dS \\ di^* \end{bmatrix} \quad (1.13)$$

Mundell-Fleming modelinde dengeye ulaşılmasını sağlayan döviz kuru hareketleri, cari işlemler ve sermaye hesabı hareketlerinden kaynaklanmaktadır. Mal ve hizmetler, emek, sermaye ve döviz piyasaları açık ekonomi genel dengeye ulaşmadan temizlemiş olacağı için Mundell-Fleming modelinde, döviz kurunun belirlenmesinde ticaret ve sermaye akımına olan talep tek başına etkilidir (Moosa ve Bhatti, 2010: 60). Modelde SGP'nin gerek kısa dönemde gerekse uzun dönemde geçerli olmaması nedeniyle cari işlemler hesabının durumu göreceli fiyat seviyesinin yanı sıra ülkelerin göreceli gelir düzeyleri tarafından belirlenmektedir. Cari işlemler hesabı logaritmik formda (1.14) eşitliğinde gösterildiği gibidir (Moosa ve Bhatti, 2010: 60).

$$ca = a_1(s - p + p^*) - a_2(y - y^*) \quad (1.14)$$

Burada p yurtiçi fiyat seviyesinin logaritmasını ($\ln(P)$), p^* yabancı ülkenin fiyat seviyesinin logaritmasını ($\ln(P^*)$), y yurtiçi gelir düzeyinin logaritmasını ($\ln(Y)$), y^* ise yabancı ülke gelir düzeyinin logaritmasını ($\ln(Y^*)$) ifade etmektedir. Eşitlik (1.14)'e göre cari işlemler hesabı SGP'den sapmaları ifade eden reel döviz kuru ve ülkelerin nispi gelir düzeyi tarafından belirlenmektedir. Eşitlikte değişkenler logaritmik formda yer aldıkları için a_1 ve a_2 ticaret akımının talep ve gelir esnekliği olarak yorumlanabilir.

Ayrıca Mundell-Fleming modelinde, yurt içi ve yurt dışı faiz oranları arasındaki bir fark ülke içine ya da dışına sermaye akımlarına neden olacağı için, yerli ve yabancı varlıklar tam ikame edilebilir varlıklar değildir. Diğer bir deyişle finansal yatırımcıların yatırımlarını bir ülkeden başka bir ülkeye taşımalarını teşvik eden bir risk primi söz konusudur ki; bu da iki ülkenin faiz oranları arasındaki farktır (Moosa ve Bhatti, 2010: 61). (1.12) eşitliğinin ikinci

bileşeni sermaye hesabı (net sermaye girişi) logaritmik formda (1.15) eşitliğinde gösterilmektedir.

$$ka = b(i - i^*) \quad (1.15)$$

Modele göre iç dengenin sağlandığı bir ekonomide genel dengenin sağlanabilmesi için, dış denge koşulu olarak ödemeler bilançosunun açık ya da fazla vermemesi gerekmektedir. (1.14) ve (1.15) eşitliklerini ödemeler bilançosunda denge koşulunu sağlayacak şekilde birleştirildiğinde (1.16) eşitliği yazılmaktadır (Moosa ve Bhatti, 2010: 61).

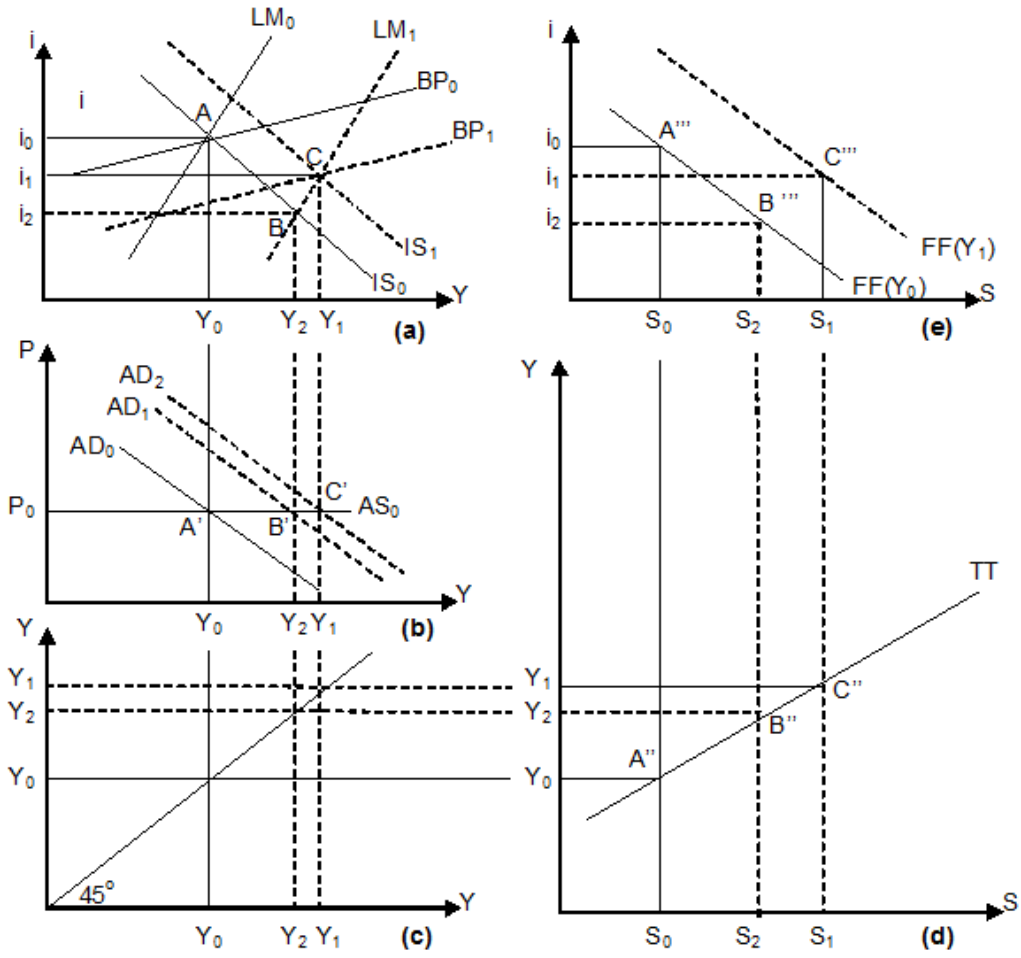
$$a_1(s - p + p^*) - a_2(y - y^*) + b(i - i^*) = 0 \quad (1.16)$$

(1.16) eşitliğini döviz kuru için düzenlenip yeniden yazıldığında:

$$s = p - p^* + \frac{a_2}{a_1}(y - y^*) - \frac{b}{a_1}(i - i^*) \quad (1.17)$$

Eşitlik (1.17), döviz kurunun ülkelerin göreceli fiyat ve gelir düzeyinde meydana gelecek bir değişim ile aynı yönde, göreceli faiz oranlarındaki bir değişim ile ters yönde hareket edeceğini ifade etmektedir. İhracat fiyat esnekliğinin (a_1) sonsuz olduğu durumda ise (1.17) eşitliği mutlak SGP eşitliğine dönüşecektir.

Mundell-Fleming modelinde döviz kurunun belirlenme süreci Şekil 3. yardımıyla açıklanabilir. Şeklin (a) panelinde (1.10) eşitliğiyle ifade edilen *IS* eğrisi, (1.11) eşitliğiyle ifade edilen *LM* eğrisi ve (1.12) eşitliği ile ifade edilen *BP* eğrisi birlikte verilmektedir.



Şekil 3. Açık Ekonomide Denge ve Döviz Kurunun Belirlenmesi

Kaynak: Moosa ve Bhatti, 2010: 62.

Veri bir döviz kuru için, mal piyasasında dengenin sağlandığı reel gelir-faiz oranı bileşimleri IS eğrisini, para piyasasında dengenin sağlandığı reel gelir-faiz oranı bileşimleri LM eğrisini, ödemeler bilançosu dengesinin sağlandığı reel gelir-faiz oranı bileşimleri ise BP eğrisini oluşturmaktadır. Şekildeki (b) panelinde ise $IS - LM - BP$ eğrilerinden elde edilen $AD - AS$ eğrileri yer almaktadır. AD eğrisi veri bir nominal para arzı düzeyi için toplam talep

eğrisidir ve para arzındaki bir artış AD eğrisini sağa kaydırmaktadır. Mundell-Fleming modelinde toplam arz yatay eksene paralel bir doğrudur. (c) panelindeki yansıtma doğrusu kullanılarak (d) paneline reel gelir düzeyi eksenine yansıtılmıştır ve bu panelde (1.12) eşitliğindeki cari işlemler hesabı bileşeni yer almaktadır. TT eğrisinin üzerindeki her reel gelir-döviz kuru bileşiminde cari işlemler hesabı dengededir. Mundell-Fleming modelinde cari işlemler hesabının dengede olması gibi bir koşul bulunmamakla birlikte; ödemeler bilançosu dengede olduğu için cari işlemler hesabında oluşan bir açık (fazla) ile aynı miktarda bir sermaye hesabı fazlası (açığı) bulunması gerekmektedir. Veri bir gelir düzeyinde sermaye hesabının dengede olduğu faiz oranı-döviz kuru bileşimlerinden oluşan FF eğrisi, (1.12) eşitliğindeki sermaye hesabı bileşenini göstermektedir. Bu eğrinin yatay eksene paralel olması durumunda tam sermaye hareketliliği söz konusu olacaktır.

Şekil 3.'te verilen genel denge mekanizması şu şekilde işlemektedir (Moosa ve Bhatti, 2010: 62-65): Başlangıçta $IS - LM - BP$ dengesi i_0 faiz oranı ve Y_0 reel gelir düzeyinin belirlediği A noktasında; $AD - AS$ dengesi ise $IS - LM - BP$ dengesinin sağlandığı Y_0 reel gelir düzeyi ile P_0 fiyat düzeyinin belirlediği A' noktasındadır. A'' ve A''' ise sırasıyla cari işlemler hesabı ve sermaye hesabının denge noktalarını göstermektedir. Cari işlemler hesabının denge noktası A'' , $IS - LM - BP$ ve $AD - AS$ dengesinin sağlandığı Y_0 reel gelir düzeyi ile S_0 döviz kuru düzeyinin bileşim noktasıdır ve bu noktadaki döviz kuru denge döviz kurudur. A''' sermaye hesabı denge noktası ise cari işlemler dengesinin sağlandığı S_0 döviz kuru ile i_0 faiz oranının bileşiminde oluşmaktadır.

Genişletici bir para politikasının döviz kuru üzerindeki etkisi ele alındığında Mundell Fleming modelinin işleyişi şöyle gerçekleşmektedir: Para arzındaki bir artış LM eğrisini LM_1 olacak şekilde sağa kaydırmaktadır. Bu durumda $IS - LM$ dengesi B noktasında oluşacaktır ve bu noktada denge reel gelir düzeyi Y_0 'dan Y_2 'ye çıkarken denge faiz oranı i_0 'dan i_2 'ye düşmektedir. Faiz oranındaki düşüşün yarattığı talep artış nedeniyle toplam talep eğrisi AD_0 , AD_1 olacak şekilde sağa kayacak ve AS eğrisi P_0 fiyat düzeyinde yatay eksene paralel olduğu için fiyat düzeyinde bir değişme olmazken, $IS - LM$ dengesinin sağlandığı Y_2 reel gelir düzeyinde toplam arz-toplam talep dengesi oluşacaktır. Faiz oranı i_0 'ın i_2 'ye düşmesiyle ülkeden dışarı sermaye çıkışı olurken, yurt içi reel gelir düzeyinin Y_0 'dan Y_2 'ye yükselmesi ithalatın artmasına neden olacaktır. Bu durum $IS - LM$ dengesinin olduğu B noktasının ödemeler bilançosunda bir açık oluştuğunu gösteren BP eğrisinin altındaki bölgeye denk düşmesinin nedenidir. Ödemeler bilançosunda meydana gelen açık döviz kurunun S_0 'dan S_2 'ye düşmesine yani ulusal paranın değer kaybetmesine neden olacaktır. Dolayısıyla ekonomi bu gelişmelerin etkisiyle TT eğrisi üzerindeki B'' ve FF eğrisi üzerindeki B''' noktalarında bulunacaktır. Ulusal paranın değer kaybetmesinin ihracatı daha ucuz hale getirmesi nedeniyle gerçekleşen ihracat artışı IS_0 eğrisini IS_1 olacak şekilde sağa kaydıracak, AD_1 toplam talep eğrisi de sağa kayarak AD_2 haline gelecektir. $IS_1 - LM_1$ dengesinin sağlandığı C noktasında belirlenen faiz oranı i_1 , i_2 faiz oranına göre daha yüksek bir seviyede oluşmasından kaynaklanan yurt içine sermaye girişi BP_0 eğrisinin BP_1 olacak şekilde sağa kaymasına neden olacak ve yeni açık ekonomi dengesi C noktasında oluşacaktır.

C , C' , C'' ve C''' denge noktalarının oluşturduğu denge durumu ilk denge durumu ile karşılaştırıldığında, parasal bir genişlemenin ekonomi üzerindeki etkisi daha yüksek bir gelir düzeyi ($Y_1 > Y_0$), daha düşük bir faiz oranı ($i_0 < i_1$) ve daha yüksek bir döviz kuru ($S_0 < S_1$) oluşması şeklinde görülmektedir.

2.4. Esnek Fiyatlar Parasal Modeli

Enflasyonun temel bir problem teşkil ettiği 1970'li yıllarda Mundell-Fleming modelinin döviz kuru hareketlerini açıklamada yetersiz kalması üzerine döviz kurunu açıklamaya yönelik parasal modeller geliştirilmeye başlanmıştır. Parasal modeller döviz kurunun belirlenmesinde göreceli fiyat düzeyinin yanı sıra ülkelerin para arzı ve faiz oranı açısından göreceli durumunu da dikkate alan modellerdir. Parasal modeller döviz kurunun belirleyicilerinden olan spekülasyonun döviz kuru belirlenme sürecindeki rolünü açıkça ortaya koyması, denge döviz kuru için basit bir tanım sunması ve para politikasının temel araçları ile denge döviz kuru arasında doğrudan bir ilişki kurması nedeniyle döviz kuru analizi için oldukça yararlı bir araçtır (Bilson, 1978: 48).

Döviz kurunun belirlenmesine yönelik ilk parasal modeller Frenkel (1976) ve Bilson (1978) tarafından fiyatların esnek olduğu varsayımı altında geliştirilmiştir. Esnek fiyatlar parasal modelinin temel ön kabulleri aşağıdaki gibidir (Moosa ve Bhatti, 2010: 85-87):

- Ekonomik aktörler optimizasyon kararlarını alırken nominal faktörler yerine reel faktörleri göz önünde bulundururlar.
- Tam rekabet piyasası söz konusudur; fiyatların esnek olması nedeniyle piyasaların temizlenmesi anıktır.

- Paranın miktar teorisi ile SGP, güvencesiz faiz paritesi ve Fisher koşulları sürekli geçerlidir.
- Rasyonel beklentiler hipotezi geçerlidir; piyasalarda fiyat ve diğer değişkenlerle ilgili beklentiler sistematik hataları içermez.
- Varlık piyasaları etkindir.

Bu varsayımlar altında esnek fiyatlar parasal modeli para piyasasının dengede olduğu varsayımıyla başlar. Para piyasasının dengede olduğu noktada para arzı ile reel para balanslarına olan talep birbirine eşittir. Likidite tercihi fonksiyonuna göre reel para balanslarına olan talep reel gelirin artan ve faiz oranlarının ise azalan bir fonksiyonudur.

$$\frac{M^d}{P} = f(i, Y) \quad (1.18)$$

Reel para balanslarına olan talep ile reel gelir ve faiz oranı arasındaki ilişkinin yönü dikkate alınarak (1.18) eşitliği şu şekilde yazılabilir.

$$\frac{M^d}{P} = f(i, Y) = \frac{Y^\alpha}{(1+i)^\beta} \quad (1.19)$$

Eşitlik (1.19) logaritmik formda ifade edilirse ele alınan ülke için para talebi aşağıdaki gibidir:

$$m^d - p = \alpha y - \beta i \quad (1.20)$$

$$m^d = p + \alpha y - \beta i \quad (1.21)$$

Burada m^d para talebinin logaritmasını, p fiyat seviyesinin logaritmasını, y reel gelirin logaritmasını, i nominal faiz oranını, α para talebinin gelir esnekliğini, β

ise para talebinin faiz oranı yarı-esnekliğini göstermektedir ve her iki katsayı da sıfırdan büyüktür.

İki ülkeli bir modeli ele aldığımızda yabancı ülkedeki para talebi eşitliği de benzer şekilde yazılabilir:

$$m^{d*} = p^* + \alpha y^* - \beta i^* \quad (1.22)$$

Bu iki eşitlikten görülebileceği gibi para talebinin gelir esnekliği α ve para talebinin faiz oranı yarı-esnekliğini temsil eden β 'nin her iki ülkede de aynı olduğu varsayılmaktadır. Her iki ülke için para piyasasının dengede olması durumunda, para arzı ile para talebi birbirine eşit olacaktır.

$$m^d = m^s = m \quad (1.23)$$

$$m^{d*} = m^{s*} = m^* \quad (1.24)$$

Bu durumda (1.23) ve (1.24) eşitliklerinde para talebi yerine para arzı (ya da para arzının sabit olduğu varsayımı altında piyasadaki para stoku) yazılabilir.

$$m = p + \alpha y - \beta i \quad (1.25)$$

$$m^* = p^* + \alpha y^* - \beta i^* \quad (1.26)$$

Eşitlik (1.25)'ten (1.26) eşitliğini çıkarıp $p - p^*$ ifadesi yalnız bırakıldığında (1.28) eşitliği elde edilecektir.

$$m - m^* = p - p^* + \alpha(y - y^*) - \beta(i - i^*) \quad (1.27)$$

$$p - p^* = m - m^* - \alpha(y - y^*) + \beta(i - i^*) \quad (1.28)$$

SGP'nin geçerli olduğu varsayımını kullanarak, logaritmik formda mutlak SGP eşitliği (1.8), yukarıdaki eşitlikte yerine konulduğunda (1.29) eşitliği elde edilecektir.

$$e = m - m^* - \alpha(y - y^*) + \beta(i - i^*) \quad (1.29)$$

(1.29) eşitliğine göre ilgili ülkedeki para arzında yabancı ülkedeki para arzından daha hızlı bir artış söz konusu olursa döviz kurunda da artış gerçekleşecek, bu da incelenen ülke parasının değer kaybetmesi sonucunu doğuracaktır. Aynı zamanda ülkenin gelir düzeyinde meydana gelen artış yabancı ülkedekinden daha fazla ise para talebinin gelir esnekliğine bağlı olarak döviz kurunda düşüş ve dolayısıyla ulusal paranın değer kazanması söz konusu olacaktır. Ülkenin faiz oranının yabancı ülke faiz oranından daha yüksek olduğu durumda ise aradaki farkın (risk priminin) para talebinin yarı faiz esnekliği β ile çarpımı oranında bir döviz kuru artışı meydana gelecektir ki bu da ulusal parada aynı oranda değer kaybı olması anlamına gelmektedir.

2.5. Yapışkan Fiyatlar Parasal Modeli (Dornbusch Modeli)

Dornbusch (1976), kısa dönemde döviz kurunun, sermaye hareketliliği ve para piyasası dengesi ile ilişkili olarak varlık piyasalarında belirlendiğini öne sürmektedir. Dornbusch'a göre, "ticarete konu olan malların arbitrajı ile mal piyasalarında denge zaman içerisinde elde edilmektedir" ve kısa dönemde "mal arbitrajının kapsamı sınırlı olabileceğinden, SGP'nin geçerli olduğu mallar da sınırlı olabilecektir" (Dornbusch, 1976: 260). Bu sebeple Dornbusch (1976) döviz kurunun belirlenmesinde mal piyasalarıyla ilgili tüm ayrıntılarla

ilgilenmek yerine yalnızca faiz arbitrajına ve gelecekteki spot faiz oranı ile ilgili spekülasyona odaklanmanın daha yararlı olacağını belirtmiştir.

Dornbusch (1976)'da geliştirilen modelde kısa dönem döviz kurunun belirlenmesi süreci para piyasasında denge koşulunun sağlandığı şeklinde bir varsayım ile başlamaktadır. Para piyasası dengesi koşulu $L = M/P$ eşitliği denge faiz oranını elde edecek şekilde yeniden düzenlenirse aşağıdaki eşitlik elde edilmektedir.

$$M/P = kY - lr \quad (1.30)$$

$$r = (k/l)Y - (1/l)(M/P) \quad (1.31)$$

Dornbusch modeline göre döviz kurunun belirlenme süreci şu şekilde işlemektedir: Reel gelirin ve reel para balanslarının belirleyicisi olan diğer faktörlerin sabit olduğu varsayımı altında, gönüllü olarak elde tutulan mevcut para miktarı seviyesine karşılık gelen denge faiz oranı reel para miktarının bir fonksiyonudur (Dornbusch, 1976:261).

$$r = r(M/P, \dots) \quad (1.32)$$

Güvenceli (covered) faiz oranı paritesine göre, yerli ve yabancı varlıkların tam ikame edilebilen varlıklar olduğu varsayımı altında, yurt içi faiz oranı ile vadeli döviz primi (λ) arasındaki fark yurt dışı faiz orana eşit olmaktadır.

$$r - \lambda = r^* \quad (1.33)$$

Burada vadeli döviz primi, vadeli kur ile spot döviz kuru arasındaki farkın spot döviz kuruna oranıdır ve (1.34) eşitliğindeki gibi gösterilmektedir.

$$\lambda \equiv \frac{\bar{e} - e}{e} \quad (1.34)$$

Reel para arzı ile vadeli döviz kuru, spot döviz kuru ve faiz oranı arasındaki ilişkinin ortaya konulduğu (1.35) eşitliği, (1.33) ve (1.34) eşitliklerinin (1.32) eşitliğindeki r ve λ ifadelerinin yerine konulmasıyla elde edilmektedir.

$$r\left(\frac{M}{P}, \dots\right) = r^* + \frac{\bar{e}}{e} - 1 \quad (1.35)$$

(1.35) eşitliğinin türevi alınıp para talebinin faize duyarlılığı σ ile gösterildiğinde, fiyat seviyesinin ve yurt dışı faiz oranının sabit olduğu varsayımı altında (1.36) eşitliğine ulaşılmaktadır.

$$\dot{\bar{e}} = \dot{e} + \frac{1}{\sigma} \dot{M} \quad (1.36)$$

Burada L reel para balanslarına olan talebi göstermek üzere $\sigma \equiv -L_r/L$ olup kısa dönemde 1'den küçük bir değer almaktadır (Dornbusch, 1976: 261). (1.36) eşitliği vadeli döviz kurundaki bir değişimin spot döviz kurunda aynı oranda bir değişim yarattığını ifade etmektedir. Dornbusch modeline göre para arzındaki bir artışın da para talebinin faiz esnekliği ile ters orantılı olan spot döviz kurunu artırıcı etkisi olmakla birlikte; $\sigma < 1$ olduğu için parasal bir genişlemenin yerli para üzerinde yarattığı değer kaybı parasal genişleme oranından daha büyüktür. Modelde vadeli döviz kuru dışsal kabul edildiğinden, analize dahil edilebilmesi için, vadeli döviz kurunun beklenen spot döviz kuru seviyesinde spekülörler tarafından tam esnek bir şekilde ayarlandığı, spot döviz kuru için ise uyumlu beklentilerin söz konusu olduğu

varsayılmaktadır. Bu varsayımlar altında vadeli döviz kuru (1.37) eşitliği ile ifade edilebilmektedir (Dornbusch, 1976: 262).

$$\bar{e} = \pi e + (1 - \pi)e_{-1} \quad (1.37)$$

Burada π , 0 ile 1 arasında bir değer alabilen bir katsayıyı ifade etmektedir. (1.37) eşitliği spot döviz kurundaki bir değişimin vadeli döviz kurunda aynı yönde değişim meydana getirdiğini, fakat bu değişimin oransal olarak spot döviz kurundaki değişimden daha düşük olduğunu göstermektedir. Bu sebeple döviz kuru vadeli kur ıskontosu seviyesinde belirlenmektedir. Eşitlik (1.37)'nin türevi alındığında elde edilen $\dot{\bar{e}} = \pi \dot{e}$ eşitliği, (1.36) eşitliğinde yerine konulduğunda parasal bir genişlemenin spot döviz kuru üzerindeki toplam etkisi aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

$$\dot{\bar{e}} = \dot{e} + \frac{1}{(1 - \pi)\sigma} \dot{M} \quad (1.38)$$

Dornbusch (1976: 262), $0 < \pi < 1$ olduğu için, uyumlu beklentilerin etkisiyle, parasal bir genişlemenin vadeli döviz kuru üzerindeki etkisini arttırdığını belirtmektedir. Dornbusch (1976:262)'e göre parasal bir genişlemenin döviz kuru üzerindeki etkileri değerlendirilirken göz önünde bulundurulması gereken hususlar şöyledir:

-Güvenceli yerli ve yabancı varlıkların tam ikame edilebilir olduğu varsayımı nedeniyle, beklentilerle ilgili diğer varsayımlardan bağımsız olarak, yurt içi faiz oranındaki bir düşüşün yerli ve yabancı varlıkların net getirilerini eşitleyecek şekilde bir vadeli döviz kuru ıskontosu ile eşlenmesi gerekmektedir.

-Varlık piyasasında dengenin sağlanabilmesi için yurt içi faiz oranındaki bir düşüş de döviz kurunda beklenen bir artış ile dengelenmelidir.

-Spot döviz kurundaki bir düşüş $\pi < 1$ olduğundan bu yönde bir beklentinin artmasına neden olacaktır. Spot döviz kurunda gerçekleşmesi gereken düşüşün büyüklüğü hem para talebinin faize duyarlılığı σ' 'ya hem de beklentilerin esnekliği olan π' 'ye bağlıdır. Para talebinin faize duyarlılığı ne kadar düşük olursa parasal genişlemenin yarattığı faiz oranı değişikliği o kadar büyük olacak, dolayısıyla spot döviz kurunda beklenen düşüş o kadar büyük olacaktır.

-Spot döviz kurundaki belli bir değer kaybına ilişkin beklentinin esnekliği ne kadar yüksekse, spot döviz kurunda değer artışına ilişkin bir beklentinin de o kadar düşük olmasına yol açacaktır. Büyük döviz kuru değişiklikleri para talebinin faize duyarlılığı düşük ve beklenti esnekliği yüksek olduğunda gerçekleşecektir.

Yapışkan fiyatlar parasal modeline göre kısa dönemde döviz kurunun belirleyicileri varlık piyasası dengesini sağlayan şartlar ile beklentilerdir. Paranın faiz oranı üzerindeki likidite etkisi, spot döviz kurunun elde tutulacak mevcut yerli varlık stokunu etkilemeye yetecek oranda hızla değer kaybetmesi şeklinde bir karşılık bulacaktır. Dolayısıyla kısa dönemde döviz kuru varlık piyasalarında belirlenmektedir.

Dornbusch (1976)'da uzun dönemde döviz kurunun mal piyasaları ile varlık piyasaları arasındaki etkileşim sonucunda belirlendiği; bu yüzden hem reel hem de parasal değişkenlerin döviz kurunun belirlenmesinde rol oynadığı

belirtilmektedir. Bunun nedeni, uzun dönemde para miktarındaki nominal bir genişlemenin, reel para balanslarının ve faiz oranının değişmediği durumu sağlayacak orandaki bir fiyat seviyesi artışıyla karşılanacak ve spot ve vadeli döviz kurunun nominal para miktarındaki artışla aynı oranda değer kaybedecek olmasıdır.

Frankel (1979), yurt içi ve yurt dışı faiz oranları arasındaki farklılığın nasıl ve neden oluştuğunu ortaya çıkaran ve bu noktada esnek fiyatlar parasal modeli ile yapışkan fiyatlar parasal modelinin bir uyarlaması olan bir modelle uzun dönem döviz kurunun belirlenme sürecini analiz etmektedir. Bu modelde faiz oranı farklılıklarının, esnek ve yapışkan fiyatlar modellerinde dikkate alınmayan döviz kuru farklılıklarının nominal ya da reel olması ayırımından kaynaklanabileceği belirtilmektedir.

Frankel (1979)'da geliştirilen parasal model iki temel varsayım üzerine kurulmuştur. Faiz oranı farklılıklarının dahil edildiği bu modeldeki ilk varsayım faiz oranı paritesinin geçerli olmasıdır. Model incelenirken güvencesiz (uncovered) faiz oranı paritesi ele alınmaktadır.

Güvencesiz faiz oranı paritesi yaklaşımına göre döviz kurunda beklenen değişiklikler yurt içi ve yurt dışı faiz oranları arasındaki farka eşittir. Dışa açık küçük bir ülke ele alındığında ise döviz kurunda beklenen değişiklikler, ülke yurt dışı faiz oranını etkileme gücüne sahip olmadığından, cari yurt içi faiz oranı ile uzun dönem denge faiz oranı arasındaki farka eşit olacaktır.

$$E_t(\Delta e_{t+1}) = r_t - r^* \quad (1.39)$$

Modeldeki ikinci varsayım ise döviz kuruna yönelik beklentilerin oluşumunun enflasyon oranı farklılıklarını da içerecek şekilde ele alınmasıdır. Döviz kuruna yönelik beklenti eşitliği, uzun dönem denge döviz kuru $\bar{e}$ ile gösterildiğinde aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$E_t(\Delta e_{t+1}) = \theta(e - \bar{e}), \quad \theta > 0 \quad (1.40)$$

Eşitlik (1.40) döviz kurunda beklenen değişikliklerin, döviz kurunun kendi uzun dönem oranına geri dönmesini sağlayan dinamik bir uyarlanma sürecini izlediğini; uyarlanma hızını ise θ 'nın değerinin belirleyeceğini ifade etmektedir (Wang, 2005: 151). Modeldeki varsayıma uygun olarak enflasyon oranı farklılıkları da (1.40) eşitliğine dahil edildiğinde eşitlik (1.41) elde edilecektir (Frankel 1979: 611):

$$E_t(\Delta e_{t+1}) = -\theta(\bar{e} - e) + \pi - \pi^* \quad (1.41)$$

Burada π yurt içinde, π^* ise yurt dışında beklenen uzun dönem enflasyon oranını göstermektedir. Bu eşitlik güvencesiz faiz oranı paritesi eşitliği (1.39)'da yerine konulduğunda (1.42) eşitliği elde edilmektedir.

$$r - r^* = -\theta(\bar{e} - e_t) + \pi - \pi^* \quad (1.42)$$

$$e - \bar{e} = -\frac{1}{\theta} [(r - \pi) - (r^* - \pi^*)] \quad (1.43)$$

Eşitlik (1.43)'e göre spot döviz kurunun kendi denge değeri etrafındaki dalgalanmaları göreceli reel faiz oranı farklılıkları tarafından belirlenmektedir. Uzun dönemde spot döviz kuru denge değerine ulaştığında, $e = \bar{e}$ olduğunda, $\bar{r} - \bar{r}^* = \pi - \pi^*$ eşitliği elde edilecektir (Frankel, 1979: 612). Güvencesiz faiz

oranı paritesi ile göreceli SGP'nin birlikte geçerli olduğu durumda ulaşılabacak (1.44) eşitliği ise şu şekildedir.

$$e_{t+1} - e_t = (p_{t+1} - p_t) - (p_{t+1}^* - p_t^*) = \pi - \pi^* = r - r^* = e_{t-1} - e_t \quad (1.44)$$

İki ülkeli esnek fiyatlar parasal modeli (1.29) eşitliği ele alınarak uzun dönem denge değerleri için yeniden yazıldığında SGP'nin geçerli olduğu varsayımı altında elde edilen (1.45) eşitliği aşağıdaki gibidir.

$$\bar{e} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \alpha(\bar{y} - \bar{y}^*) + \beta(\bar{r} - \bar{r}^*) \quad (1.45)$$

Döviz kuru uzun dönem denge değerine ulaştığında $\bar{r} - \bar{r}^* = \pi - \pi^*$ olacağından (1.45) eşitliği yeniden düzenlendiğinde uzun dönem döviz kuru için (1.46) eşitliği elde edilmiş olacaktır.

$$\bar{e} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \alpha(\bar{y} - \bar{y}^*) + \beta(\pi - \pi^*) \quad (1.46)$$

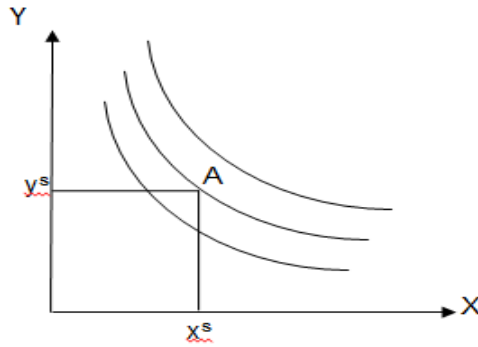
Eşitlik (1.46) ile ifade edilen yapışkan fiyatlar parasal modeline göre uzun dönemde döviz kuru ülkelerin göreceli para stoku ve gelir düzeylerinin yanı sıra iki ülkedeki enflasyon beklentisinin nispi durumundan etkilenmektedir.

2.6. Denge ve Likidite Modelleri

Lucas (1982) ve Stockman (1987)'de oluşturulan döviz kuru belirlemeye yönelik basit denge modeli bir dizi varsayım üzerine kurulmaktadır: Modelde iki ülke ve iki malın (X ve Y) olduğu, ülkelerin her ikisi de normal mal olan bu mallardan yalnızca birini ürettiği, ele alınan ülkelerde girdi ve teknoloji sabit olduğu için her dönemde çıktının sabit (tam inelastik) olduğu ve üreticilerin tam rekabet koşullarında üretim yaptığı varsayılmaktadır. Ayrıca modelde tek

bir zaman dilimi ele alınmaktadır; dolayısıyla borçlanma ya da borç verme söz konusu değildir. Tüketiciler uluslararası ticaretin yapılması ile her iki malı da tüketebilmektedir. Dış ticaret üzerinde herhangi bir kısıtlama ile işlem ve taşıma maliyetleri söz konusu değildir. Ele alınan ülkelerin farksızlık eğrileri hane halklarının zevk ve tercihlerinin aynı olduğu varsayımı nedeniyle özdeşir.

Modelin varsayımlarından biri de hane halklarının aynı servet düzeyine sahip olduğudur. Bu varsayım nedeniyle, hane halklarının, benzer zevk ve tercihlere de sahip olmaları nedeniyle, her iki maldan tükettikleri miktar aynı ve arz eğrisi tam inelastik olduğu için sabittir. X ve Y malları için bu durumun gösterildiği Şekil 4'e göre aynı servet düzeyine sahip her bir hane halkı denge noktası olan A noktasında x^s ve y^s miktarlarında mal tüketmektedir. Bu denge noktasına teğet olan eğrinin eğiminin mutlak değeri ise dengedeki göreceli fiyat seviyesini vermektedir.



Şekil 4. Basit Denge Modelinde Hane Halklarının Kişi Başına Mal Tüketim Miktarları

Kaynak: Stockman, 1987: 14.

Modeldeki diğer bir varsayım ise yerli ve yabancı nominal para arzı (M^s ve M^{s*}) ile reel para talebinin sabit olduğudur. Modelde yerli paraya olan reel talep, M^d yerli paraya olan nominal talebi, p_x X malının (yurt içinde üretilen malın) fiyatını göstermek üzere eşitlik (1.47)'deki gibi tanımlanmaktadır:

$$M^d/p_x = \alpha \quad (1.47)$$

Benzer şekilde yabancı paraya olan reel talep de eşitlik (1.48)'deki gibidir:

$$M^{d*}/p_y^* = \alpha^* \quad (1.48)$$

Para talebi ve para arzı eşitliğinin sağlandığı denge noktasında yukarıdaki eşitlikler nominal ihracat fiyatları için yazıldığında (1.49) ve (1.50) eşitlikleri elde edilir.

$$p_x = M^s/\alpha \quad (1.49)$$

$$p_y^* = M^{s*}/\alpha^* \quad (1.50)$$

Stockman (1987)'de reel döviz kuru nominal döviz kuru (e) ile Y malının X malı cinsinden göreceli fiyatının çarpımı şeklinde ele alınmaktadır ve eşitlik (1.51)'deki gibi gösterilmektedir.

$$\pi = ep_y^*/p_x \quad (1.51)$$

(1.51) reel döviz kuru eşitliğinde (1.49) ve (1.52) eşitlikleri yerine konulursa (1.52) eşitliği elde edilecektir.

$$e = \frac{M^s \alpha^*}{M^{s*} \alpha} \pi \quad (1.52)$$

(1.52) eşitliğine göre yurt içindeki parasal bir genişleme döviz kurunda aynı oranda bir artışa (yerli parada aynı oranda bir değer kaybına); reel para talebi (α)'daki bir artış da yurt içi nominal fiyat seviyesinin ve döviz kurun azalmasına, diğer bir deyişle yerli paranın değer kazanmasına neden olacaktır. Yabancı para arzı ve yabancı paraya olan reel talep, döviz kuru üzerinde yerli para arzı ve yerli paraya olan reel talebin yarattığının tersi bir etki yaratmaktadır. Göreceli fiyat seviyesini de içeren reel döviz kurundaki artışlar ise nominal döviz kuruna artış şeklinde yansımaktadır.

2.7. Portföy Dengesi Modeli (Varlık Piyasası Modeli)

Döviz kurunun belirlmesine portföy dengesi yaklaşımı, gerek döviz kurunun gerekse faiz oranının her ülkedeki servet sahipleri için portföy dengesi şartlarının sağlandığı noktada eşanlı olarak belirlendiğini ileri süren bir modeldir. Portföy dengesi yaklaşımı 1960'lı yıllarda ortaya çıkmış olmakla birlikte Bretton Woods sistemi yıkılincaya kadar fazla gelişmemiştir (Isard, 1995: 107). Portföy dengesi yaklaşımı çerçevesindeki ilk çalışmalardan biri Tobin ve Markowitz'in portföy seçimi teorisini döviz piyasalarına uyarlayan Branson (1968)'dir. Portföy dengesi yaklaşımının döviz kurunun belirlenmesinde kullanıldığı modellerin geliştirildiği çalışmalardan bazıları ise Branson (1977), Allen ve Kenen (1978), Genberg ve Kierzkowski (1979), Isard (1980) ve Dornbusch ve Fischer (1980)'dir.

Portföy dengesi yaklaşımına göre, parasal yaklaşımların aksine, yerli ve yabancı parasal olmayan varlıkların birbiriyle tam ikame edilemeyen varlıklar olduğu varsayımı altında döviz kuru, varlık piyasalarının temizlenmesini sağlayan belirleyicilerden biridir ve varlık piyasalarında faiz oranı gibi diğer varlık

fiyatlarıyla birlikte belirlenir (Moosa ve Bhatti, 2010). Döviz kuru aynı zamanda ödemeler dengesindeki cari işlemler hesabı fazlası ya da açığının oluşmasını da etkileyen bir faktör olduğu için, örneğin cari işlemler hesabındaki bir açık ülkenin yabancı net varlıklarından karşılanacak; bu ise ülkenin servet düzeyinde bir azalmaya neden olacaktır.

Portföy dengesi modellerinde bir ülkedeki özel sektörün toplam finansal serveti (W); para (M), yurtiçinde ihraç edilen tahviller (B) ve yabancı tahviller (F) şeklinde elde tutulmaktadır. Modellerde bu varlıklara olan talebin yurtiçi faiz oranı, yurtdışı faiz oranı ve servet düzeyi tarafından belirlenmekte olduğu varsayılmaktadır. Modelde, döviz kuru ile yurt içi faiz oranlarına içsel değişken olarak yer verilirken; yurt dışı faiz oranı, yerli para stoku ile yerli ve yabancı tahvil stoku dışsal değişkenlerdir. Genel bir portföy dengesi modelinde servet düzeyi kısıtı altında varlık piyasası denge koşulları aşağıdaki gibidir (Moosa ve Bhatti 2010: 228).

$$M = m(i, i^*)W, \quad m_i < 0, \quad m_{i^*} < 0 \quad (1.53)$$

$$B = b(i, i^*)W, \quad b_i > 0, \quad b_{i^*} < 0 \quad (1.54)$$

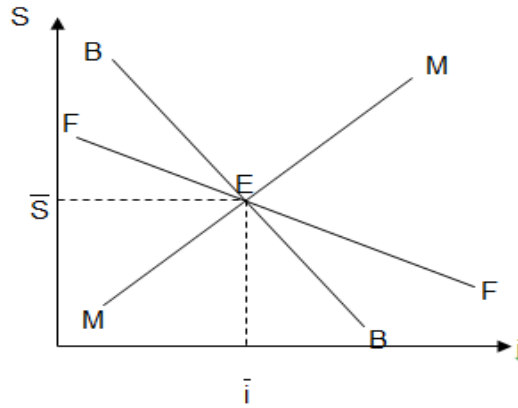
$$SF = f(i, i^*)W, \quad f_i < 0, \quad f_{i^*} > 0 \quad (1.55)$$

$$W = M + B + SF \quad (1.56)$$

Burada M , toplam yerli para stokunu; B , toplam yerli tahvil stokunu; F , toplam yabancı tahvil stokunu; S , döviz kurunu; i , yerli tahvillerin faiz oranını; i^* , yabancı tahvillerin faiz oranını gösterilmektedir. W ile ifade edilen toplam servet düzeyinin m kadarlık kısmı yerli para, b kadarlık kısmı yerli tahvil, f kadarlık kısmı ise yabancı tahvil şeklinde elde tutulmaktadır. Servetin yerli

para şeklinde elde tutulan kısmı hem yurt içi hem de yurt dışı faiz oranından ters yönde etkilenirken; yurt içi faiz oranında meydana gelen bir değişiklik servetin yerli tahvil olarak elde tutulan miktarında aynı yönde bir değişmeye, yurt dışı faiz oranında meydana gelen bir değişiklik ise ters yönde bir değişmeye sebep olmaktadır. Servetin yabancı tahvil şeklinde elde tutulan kısmı ise yurt içi faiz oranında meydana gelen değişmelerle ters yönde, yurt dışı faiz oranında meydana gelen değişmelerle aynı yönde değişim göstermektedir.

Yerli para, yerli tahvil ve yabancı tahvil stokları sabitken modelde yurt içi faiz oranı, yurt dışı faiz oranı ve döviz kuru olmak üzere üç değişken bulunmaktadır. Yurt dışı faiz oranı ise dışsal bir değişken olarak modelde yer aldığı için, (1.53) ve (1.54) eşitlikleri kullanılarak denge döviz kuru ve yurt içi faiz oranı seviyesi eşanlı olarak belirlenebilir.



Şekil 5. Portföy Dengesi Yaklaşımıyla Döviz Kuru ve Yurt İçi Faiz Oranının Belirlenmesi

Kaynak: Moosa ve Bhatti, 2010: 232.

Şekil 5'te MM eğrisi üzerindeki her bir nokta yerli para piyasasının dengede olduğu faiz oranı ve döviz kuru bileşimlerini gösterirken, BB eğrisi üzerinde, her yurt içi faiz oranı-döviz kuru bileşiminde yerli tahvil piyasası dengededir. FF eğrisi ise yabancı tahvil piyasasının dengede olduğu yurt içi faiz oranı-döviz kuru bileşimlerinden oluşmaktadır. Portföy dengesi yaklaşımına göre, döviz kuru ve yurt içi faiz oranı; para piyasası, yerli tahvil piyasası ve yabancı tahvil piyasasının eşanlı olarak denge olduğu döviz kuru ($\bar{S}$) ve yurt içi döviz kuru ($\bar{i}$) bileşiminde (E noktasında) oluşmaktadır.

3. Reel Döviz Kuru

Nominal döviz kuru ekonomik olarak son derece önemli bir gösterge olmakla birlikte bir ülkenin ekonomik faaliyetlerinde nominal döviz kurundan çok reel (ya da enflasyondan arındırılmış) döviz kuru göz önünde bulundurulmaktadır. Reel döviz kuru, ekonomide ticarete konu olan ve olmayan mallar arasındaki tüketim ve kaynak tahsisini etkileyen bir faktördür (Dornbusch ve Kuenzler, 1993). Ayrıca, uluslararası ticaret ve yabancı yatırımla ilgili göreceli fiyatlandırma konusunda da kilit bir rol oynamaktadır. Dolayısıyla reel döviz kurunun belirlenmesi ekonomi için son derece önemli bir konudur.

Nominal döviz kurunun iki ülkenin göreceli fiyat seviyesi kullanılarak düzeltilmesiyle elde edilen reel döviz kuru eşitlik (1.56)'daki gibi ifade edilebilir.

$$E = e \frac{P^*}{P} \quad (1.56)$$

Bu eşitlikte E reel döviz kurunu, e nominal döviz kurunu, P^* yabancı ülke fiyat düzeyini, P ise yurt içi fiyat düzeyini göstermektedir.

Edwards (1989), reel döviz kurunu hesaplamada kullanılacak fiyat endeksi seçilirken, reel döviz kurunun hangi amaç için kullanılacağına göz önünde bulundurulmasının önemine değinmektedir. Örneğin verimlilik şoklarının reel döviz kuru üzerindeki etkisi belirlenmeye çalışılıyorsa verimlilikteki değişimleri de içerisinde barındıran bir fiyat endeksi olan GSYİH deflatörü kullanılarak hesaplanan bir reel döviz kurunu, amaç sermaye girişinin ekonomi üzerindeki etkisini ölçmek ya da ülkenin uluslararası rekabet düzeyini ölçmek ise TÜFE bazlı reel döviz kurunu kullanmanın daha uygun olacağını belirtmektedir.

Aynı zamanda döviz kurundaki değişimlerin döviz kuru rejimi ile doğrudan bir ilişkisi olduğundan, reel döviz kurunun hesaplandığı ekonomide hangi döviz kuru rejiminin uygulandığı da reel döviz kurunu yorumlarken dikkat edilmesi gereken bir konudur. Dalgalı döviz kuru rejimi altında reel döviz kurunda kısa dönemde görülen değişkenlik, sabit döviz kuru rejimindeki volatiliteye göre daha yüksektir ve bu değişkenliğe ulusal fiyat seviyelerinin birbirine oranında meydana gelen değişimlerin küçük bir katkısı varken; değişkenliğin asıl sebebi nominal döviz kurlarındaki değişimlerdir (Mussa, 1986: 117).

Teorik olarak reel döviz kuru değişimlerini etkileyen temel etkenler arasında ülkeler arası verimlilik farklılıkları, dış ticaret hadlerindeki değişimler, ticarete konu olmayan mallara yönelik kamu harcamalarındaki değişimler ve sermaye akımlarındaki değişimler bulunmaktadır (Li, 2003: 6-7). Ancak reel döviz

kurlarında meydana gelen deęişmelerde reel faktörlerin etkisinin finansal faktörlere göre daha yüksek olduęu konusu literatürde daha yaygın bir şekilde kabul görmektedir. Batra ve Ramachandran (1980), reel döviz kurunun ticarete konu olan mallardaki emek ve sermaye verimlilięinin, ticarete konu olmayan mallardaki verimlilięine göre nispi durumu tarafından belirlendięini ileri sürmektedir. Balassa-Samuelson modeline göre de bir ülkedeki işçilerin verimlilięinin dięer ülkelere göre daha hızlı artması durumunda ülke parasını reel anlamda deęer kazanacaktır.

3.1. Satın alma gücü paritesi ve reel döviz kuru

Mutlak SGP'ye göre nominal döviz kuru incelenen ülkenin fiyat seviyesi ile yabancı ülkenin fiyat seviyesinin birbirine oranına eşittir. Reel döviz kuru ise eşitlik (1.56)'da gösterildięi üzere nominal döviz kuru ile yabancı ülkenin fiyat seviyesinin incelenen ülkenin fiyat seviyesine oranının çarpılması ile elde edilmektedir. SGP'nin geçerlilięi durumunda eşitlik (1.56)'da nominal döviz kuru yerine yurt içi fiyat düzeyinin yabancı fiyat düzeyine oranı konulduğunda (1.57) eşitlięi elde edilecektir.

$$E = e \frac{P^*}{P} = \frac{P}{P^*} \frac{P^*}{P} = 1 \quad (1.57)$$

Eşitlik (1.57), mutlak satın alma gücünün geçerli olması durumunda reel döviz kurunun sabit ve 1'e eşit olacaęı anlamına gelmektedir. Eğer yerli para aşırı deęerlenmiş (yabancı para düşük deęerlenmiş) ise $E < 1$, yerli para düşük deęerlenmiş (yabancı para aşırı deęerlenmiş) ise $E > 1$ durumu ortaya çıkacaktır.

Reel döviz kuru aynı zamanda SGP'den sapmaları ifade etmektedir. Eşitlik (1.56) logaritmik formda yazıldığında (1.58) eşitliği elde edilecektir.

$$\varepsilon = \epsilon - (p - p^*) \quad (1.58)$$

Burada $\varepsilon = \ln(E)$, $\epsilon = \ln(e)$, $p = \ln(P)$ ve $p^* = \ln(P^*)$ 'dir. Mutlak SGP'nin geçerliliği durumunda (1.58) eşitliğinde $\varepsilon = 0$ olacaktır. Yerli paranın aşırı değerlenmiş (yabancı paranın eksik değerlenmiş) olması durumunda $\varepsilon < 0$, yerli paranın eksik değerlenmiş (yabancı paranın aşırı değerlenmiş) olması durumunda ise $\varepsilon > 0$ olacaktır.

Reel döviz kuru SGP'den sapmalar şeklinde ifade edilebildiği için, SGP'den sapmalara neden olan ve SGP yaklaşımı incelenirken bahsedilen faktörler reel döviz kurunun sabit ve 1'e eşit olmamasının da nedenleri arasındadır.

3.2. Toplulaştırılmış ve sektörel reel döviz kuru

Reel döviz kuru SGP'den sapmalar şeklinde ifade edildiğinde (1.56) eşitliği ile ifade edilebilmektedir. Bu eşitlikte nominal döviz kurunu fiyat etkisinden arındırmakta fiyatlar genel düzeyi kullanıldığı için ekonominin geneli için (toplulaştırılmış) döviz kuru elde edilmiş olmaktadır. Benzer şekilde SGP'den sapmalar şeklinde tanımlanan sektörel reel döviz kuru eşitlik (1.46) yardımıyla hesaplanabilir.

$$x_{jt}^i = s_t^i + p_{jt}^i - p_{jt} \quad (1.46)$$

Burada s_t^i , i ülkesi ile ticaret ortağının paralarının değişim oranının (döviz kurunun) logaritmasını; p_{jt}^i , t anında j sektörünün ürettiği malın i ülkesindeki fiyat seviyesinin logaritmasını; p_{jt} , t anında ticaret ortağının j sektöründe

ürettiği malın fiyat seviyesinin logaritmasını ifade etmektedir. x_{jt}^i , ise SGP'den sapma olarak ifade edilen sektörel düzeydeki reel döviz kurunu göstermektedir.

Reel döviz kuru değişimleri ile ilgili yapılan çalışmalarda genellikle ulusal ya da uluslararası ekonomik kuruluşların hesaplayıp yayınladığı toplulaştırılmış ticaret ağırlıklı reel döviz kuru endeksleri kullanılmaktadır. Bu endekslerde ülkenin her ticaret ortağı için nominal döviz kuru ağırlıklandırması, o ekonomideki tüm sektörlerin ilgili ticaret ortağıyla yaptığı ihracat ve ithalatlarının toplamının ülke dış ticareti içindeki payı üzerinden yapılmaktadır. Bu bakış açısıyla sektörel ticaret ağırlıklı reel döviz kuru endeksi hesaplanmak istenirse her bir ticaret ortağı için nominal döviz kurunun ağırlıklandırılmasında, incelenen sektörün o ticaret ortağıyla olan ithalat ve ihracatının toplamının sektör dış ticareti içerisindeki payının kullanılması gerekecektir.

Toplulaştırılmış döviz kuru endeksleri ekonomik kurumlar tarafından düzenli yayınladıkları için ulaşımı kolay ve makroekonomik düzeydeki analizlerde oldukça yararlı araçlar olmakla birlikte, ticaret ortakları ve rekabet düzeyi ile ilgili endüstriye özgü farklılıkları içermemektedir (Goldberg, 2004: 1). Ekonomideki sektörlerden biri için rekabet açısından oldukça güçlü rakipler arasında olan bir ticaret ortağı, genel anlamda çok güçlü bir rakip olmayabilir. Bu durumda ilgili ticaret ortağının incelenen ekonominin ticaretindeki payı, bu sektörün ticaretindeki payından görece küçük olacak ve bu ticaret ortağının para birimi ile ülke para biriminin değişim oranını gösteren döviz kurunun toplulaştırılmış reel döviz kuru ağırlıklandırması bu görece küçük ticaret payı

üzerinden yapılacaktır. Toplulaştırmış reel döviz kurunun bu sektörün rekabet düzeyine ilişkin bir çalışmada kullanılması durumunda elde edilen sonuçlar gerçek rekabet düzeyini yansıtmaktan oldukça uzak olacaktır. Dolayısıyla sektörel araştırmalarda, nominal döviz kurunun, ticaret ortağının ilgili sektördeki dış ticaretinin sektör ihracat ve ithalatı içindeki payı ile ağırlıklandırılması yöntemiyle elde edilen reel döviz kur endekslerinin kullanılması, gerçek duruma daha yakın sonuçların elde edilmesini sağlayabilecektir.

İkinci Bölüm

Döviz Kuru Volatilitesi

1. Volatilite Kavramı

Ekonomik ve finansal bir terim olan volatilite en basit anlamda ekonomik ya da finansal bir zaman serisindeki rastgele ve öngörülemez bileşenlerin bir ölçüsüdür ve bu zaman serisinin sergilediği dağılımın ikinci momenti diğer bir deyişle varyans ile ölçülmektedir (Andersen vd., 2006: 780-781). Herhangi bir değişkenin ortalama değerine göre çok yüksek artış ve azalışlar gerçekleştirmesi anlamına da gelen volatilite; hisse senedi, döviz kuru ve özellikle de gelişmekte olan ülkelerde enflasyon ve benzeri değişkenlerde sıkça rastlanan bir olgudur (Güneş ve Saltoğlu, 1998: 14).

Volatilite risk kavramı ile yakından ilişkili olmakla birlikte aynı şeyi ifade etmemektedir. Risk, getirilerin standart sapması ya da varyansı ile ölçüldüğü için, volatilitenin varlık getirisine uygulanması, riskin bir ölçüsü olarak kullanılabilir.

Ekonomik ve finansal zaman serilerinin çoğu rassal yürüyüş modeli izlediği için, volatilite sürecini tam olarak ölçmek mümkün değildir (Enders,1995). Bu yüzden farklı özellikler gösteren değişkenlerin belirsizliğini daha iyi tahmin edebilmek için, farklı volatilite modelleri geliştirilmiştir. İlerleyen kısımlarda bu modellerin bazıları ayrıntıları ile incelenecektir.

2. Volatilite Tahmininin Önemi

Volatilite tahminlemesi, ekonomik ve finansal varlıkların fiyatlarındaki öngörülemeyen değişimlerin ekonomik aktörler ve politika yapıcılar tarafından değerlendirilebilmesi açısından oldukça önem arz etmektedir. Varlık fiyatlarındaki öngörülemeyen değişimler, ekonomik aktörler açısından portföy oluşturma ve yatırım kararları alırken göz önünde bulundurulması gereken önemli bir faktördür. Yatırımcılar, varlık fiyatının volatilitesi doğru bir şekilde tahmin edilmişse, yatırım kararları için katlanabilecekleri risk seviyesine daha uygun bir portföy oluşturabileceklerdir (Poon ve Granger, 2003: 478). Ayrıca risk yönetiminde, oluşturulan bir portföyde yer alan varlıkların gelecekteki potansiyel değer kayıplarını tahminleyebilmek açısından volatilite öngörüsü anahtar bir rol oynamaktadır.

Volatilite öngörüsü özellikle risk yönetimi, portföy yönetimi, varlık fiyatlandırması gibi finansal alanlarda oldukça önemli bilgiler sağlamakla birlikte, ekonomi alanında da sıklıkla kullanılan bir araç olmuştur. Finansal varlık fiyatlarının belirlenmesinde yararlanılan volatilite öngörüsü, emtia fiyatlarının belirlenmesine de ışık tutmaktadır. Bu amaçla yapılan çalışmalara örnek verilecek olursa Ramirez ve Fadiga (2003), ABD soya fasulyesi ve buğday fiyatlarını volatilite modelleri ile analiz ederek bu emtia fiyatlarında asimetrik volatilite yapısı olduğu şeklinde bulgulara ulaşmıştır. Shawky, Marathe ve Barrett (2003) dinamik volatilite modellerini kullanarak benzin ve elektrik fiyatlarını modellemiştir. Taylor ve Buizza (2003) ise elektrik talebindeki belirsizliği modellemek için volatilite modellerini kullanmıştır. Narayan ve Narayan (2007), günlük ham petrol fiyatlarını 1991-2006 dönemi için tahmin

etmiş ve volatilité üzerindeki şokların kalıcı ve asimetrik olduđu sonucuna ulaşmıştır. Wright (2011) ise temel tahıl fiyatları volatilitésinin, tahıl tüketimi ve arzı arasındaki denge üzerine etkisini incelemiştir.

Volatilité öngörüsü, daha önce belirtildiği gibi politika yapıcılarının uygun politikaları belirlemeleri açısından da oldukça önemlidir. Volatilitenin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisinin araştırıldığı çalışmalar geniş bir literatür oluşturmaktadır. Bu çalışmalara örnek verilecek olursa, Lastrapes (1989), döviz kuru volatilitesi ile ABD para politikası arasındaki ilişkinin incelendiği erken dönem çalışmalardan biridir. Ruge-Murcia (2003), işsizlik oranı için merkez bankasının asimetrik tercihlerinin doğal işsizlik oranının üstündeki bir oran lehinde oluşup oluşmadığını modellemiş ve enflasyon oranının, işsizlik oranının koşullu varyansı ile pozitif ilişkili olduđu sonucuna varmıştır. Tse ve Yip (2003), volatilité modellerini Hong Kong para kurulundaki değişmelerin interbank piyasası oranındaki etkisini incelemek için kullanmıştır. Rich ve Tracy (2004), enflasyon belirsizliği ile emek piyasaları değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir ve enflasyon oranı belirsizlikleri ile iş akdi süreleri arasında negatif bir ilişki olduđu yönünde sonuçlar elde etmiştir. Elgin ve Kuzubaş (2013) ise cari hesap dengesi ile çıktı volatilitesi arasındaki ilişkiyi 185 ülke için incelemiş ve çıktı volatilitésinin cari hesap dengesindeki şoklara aynı yönde tepki verdiği sonucuna ulaşmıştır. Burada birkaç örneği verilen geniş literatür, politika yapıcılarının politika kararlarını alma sürecinde makroekonomik değişkenlerin volatilitésini göz önünde bulundurmalarının önemini ortaya çıkarmaktadır.

Ekonomi alanında çok çeşitli ekonomik değişkenlerin volatilitelerinin modellenmesi ve diğer ekonomik değişkenler üzerine etkisinin araştırılması için oldukça yararlı bir araç olan volatilitenin uygulama alanı kimya, siyaset bilimi, mühendislik bilimleri gibi pek çok bilim dalını kapsayacak kadar geniştir. Zaman serilerinin farklı özelliklerinin içerilmesi için geliştirilen volatilitelerdeki çeşitlilik de belirsizliğin ölçülmesinde kullanılan bir araç olarak volatilitenin önemini arttıran bir faktördür.

3. Volatilitenin Hesaplanması

Volatiliteler ölçüsü olarak daha önce de belirtildiği gibi standart sapma ya da varyans kullanılmaktadır. Volatiliteler, basit ya da hareketli standart sapma yöntemiyle hesaplanabileceği gibi, hata terimlerinin değişen varyanslılık özelliği gösterdiği durumunda volatiliteler hesaplamak için otoregresif koşullu değişen varyans yöntemi ve bu yöntemin farklı varyasyonlarının kullanılması daha uygun olmaktadır. Bu başlık altında volatiliteler hesaplama yöntemleri ayrıntılı olarak incelenmeye çalışılacaktır.

3.1. Standart Sapma Yöntemi

Volatiliteler hesaplama yöntemleri arasında basit bir istatistiksel yöntem olması nedeniyle en sık kullanılanı standart sapma yöntemidir. Volatiliteler hesaplamasında iki farklı şekilde hesaplanmış standart sapma ölçüsü kullanılabilir. Bu iki standart sapma ölçüsünden dönem içi standart sapma aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n (x - \bar{x})^2 \right)} \quad (2.1)$$

Burada x , volatilitesi hesaplanacak değişkeni; $\bar{x}$, bu değişkenin ortalamasını; n ise incelenen dönem içerisinde kapsanan alt dönem sayısını ifade etmektedir. Standart sapma ile volatilité hesaplama yöntemlerinden bir diğeri ise hareketli standart sapma yöntemidir. Bu yöntemle hesaplanan standart sapma aşağıdaki gibi formüle edilebilir.

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n (x_{t+i} - x_{t+i-1})^2 \right)} \quad (2.2)$$

Bu iki hesaplama türünden dönem içi standart sapma volatilité tahmininde incelenen dönemdeki tüm hareketlerden elde edilen bilgiyi kullanırken, hareketli standart sapma yöntemi bazı gözlemleri göz ardı ederek volatilité tahmini için bilgi sağlamaktadır.

Bu iki yöntemle hesaplanan standart sapmalar varyansın karekökünü ifade ettikleri için, belirsizlik ölçüsü olarak standart sapma kullanmak ile varyans kullanmak arasında bir fark bulunmamaktadır.

3.2. Varyans modelleri

Standart sapma yöntemi ile hesaplanan volatilité, zaman serisinin tahmin edildiği modelden elde edilen hata terimlerinin varyansının sabit olmadığı durumunda belirsizlikle ilgili doğru bilgiler sağlamayacaktır. Böyle bir durumda, hata terimlerinin değişen varyanslılık özelliğini dikkate alan varyans

modellerinin kullanılması uygun düşmektedir. Aşağıda bu varyans modelleri incelenmeye çalışılacaktır.

3.2.1. Otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modeli

Otoregresif koşullu değişen varyans (auto regressive conditional heteroskedasticity-ARCH) modeli, Engle (1982) tarafından İngiltere enflasyonunun belirsizliğini tanımlamak için geliştirilmiş bir modeldir. Bu çalışmada İngiltere örneğinden hareketle regresyon varsayımlarında kabul edilenin tersine hata terimleri varyansının sabit olmadığı ve hata terimlerinin varyansının önceki dönem hata terimi varyansı ile ilişkili olduğu sonucuna varılmıştır. Engle (1982), hata terimleri varyansları arasında böyle bir otokorelasyonun varlığı durumunda zaman serisi modellemesi yapılırken bu özelliğin göz önünde bulundurulduğu ARCH modelinin kullanılması gerektiğini vurgulamaktadır.

Varyans öngörüsüne basit bir yaklaşım, zaman serisinin oynaklığının bağımsız değişken olarak ele alındığı şu eşitlik üzerinden gösterilebilir (Enders, 1995):

$$y_{t+1} = \varepsilon_{t+1}x_t \quad (2.3)$$

Burada y_{t+1} zaman serisini, ε_{t+1} varyansı σ^2 olan beyaz gürültü hata terimini, x_t ise t anında gözlenen bağımsız bir değişkeni ifade etmektedir. x_t bağımsız değişkeninin tüm t anlarında sabit bir değer alması durumunda, ($x_t = x_{t-1} = x_{t-2} = \dots = c$), y_t serisi sabit varyanslı bir beyaz gürültü sürecine dönüşecektir. Ancak x_t bağımsız değişkeni için, farklı zamanlarda gözlenen değerlerin tümünün birbirine eşit olmadığı durumda, y_{t+1} 'in varyansı eşitlik (2.4)'teki gibi olacaktır.

$$var(y_{t+1}|x_t) = x_t^2 \sigma^2 \quad (2.4)$$

Burada, y_{t+1} 'in koşullu varyansı x_t bağımsız değişkeninin gerçekleşen değerine bağlıdır. Daha açık bir ifade ile y_{t+1} 'in varyansı, t anında x_t için bir değer gözlemlendiğinde, bu gerçekleşen değere bağlı olarak belirlenebilecektir. Eşitlik (2.4)'e göre x_t^2 değeri ne kadar büyük olursa y_{t+1} 'in koşullu varyansı da o kadar büyük olacaktır. Ayrıca x_t için ardışık gözlemler arasında pozitif seri korelasyon varsa, aynı durum y_{t+1} 'in koşullu varyansı için de gözlenecektir. Bu yolla x_t serisinin tanımlanması y_t serisindeki volatilité dönemlerini de açıklayabilecektir (Enders, 1995: 140). Ancak ekonomik ve finansal zaman serileri birden çok değişkenin etkisi altında kaldığı için tek bir bağımsız değişken ile açıklanamamaktadır. Bu sebeple bir zaman serisi için değişen varyanslılığı model içerisinde tek bir bağımsız değişkenin gözlenen değeri ile ilişkilendirmek doğru bir yöntem olmayacaktır.

Engle (1982)'de geliştirilen ARCH modelinin kullandığı koşullu öngörü yönteminin üstünlüğünü göstermek için y_t bağımsız değişkeninin gelecek dönemdeki değerini öngörmek amacıyla eşitlik (2.5)'teki gibi durağan bir AR(1) modeli tahmin edildiği durum incelenebilir.

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Tahmin edilen AR(1) modelinden yola çıkarak y_{t+1} 'in koşullu öngörüsü için (2.6) eşitliği elde edilecektir.

$$E_t y_{t+1} = a_0 + a_1 y_t \quad (2.6)$$

Aynı zamanda y_{t+1} 'in koşullu ortalamasını ifade eden eşitlik (2.6), y_{t+1} 'in öngörüsünde kullanıldığında öngörü hatasının varyansı,

$$E_t[(y_{t+1} - a_0 - a_1 y_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2 \quad (2.7)$$

olacaktır. Öngörü hatasının varyansı için koşullu öngörü yerine y_t serisinin uzun dönem ortalamasına $(a_0/(1 - a_0))$ eşit olan koşulsuz öngörü kullanıldığında koşulsuz öngörü hatası varyansı eşitlik (2.8)'deki gibi olacaktır.

$$\begin{aligned} E \left\{ \left[y_{t+1} - \frac{a_0}{1 - a_1} \right]^2 \right\} &= E[(e_{t+1} + a_1 e_t + a_1^2 e_{t-1} + a_1^3 e_{t-2} + \dots)^2] \\ &= \frac{\sigma^2}{1 - a_1^2} \end{aligned} \quad (2.8)$$

Burada $1/(1 - a_1^2) > 1$ olduğundan, koşulsuz öngörü koşullu öngöründen daha büyük bir varyansa sahiptir ve bu yüzden de koşullu öngörü koşulsuz öngörüye göre daha tercih edilebilir bir yöntemdir.

Koşulsuz öngörü hatası ε_t 'nin varyansının sabit olmadığı durum için, AR(1) modeli kullanılarak varyanstaki uzun dönemli hareketler için bir eğilim tahmin edilebilmektedir. $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ modeli sonucunda tahmin edilen artık terimler $\hat{\varepsilon}_t$ olmak üzere, y_{t+1} 'in koşullu varyansı şu şekilde elde edilecektir.

$$var(y_{t+1}|y_t) = E_t[(y_{t+1} - a_0 - a_1 y_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 \quad (2.9)$$

Koşullu varyansın sabit olduğu durum için eşitlik (2.9) σ^2 'ye eşit olmakla birlikte, bu varsayım kaldırıldığında, diğer bir deyişle y_{t+1} serisi için değişen varyans durumunu ele alındığında koşullu varyans ε_{t+1}^2 'in geçmiş dönem

değerlerine bağlı olacaktır. Böyle bir koşullu varyans bir AR(q) süreci olarak modellenebilir.

$$\hat{\varepsilon}_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + \beta_2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \cdots + \beta_q \hat{\varepsilon}_{t+1-q}^2 + e_t \quad (2.9)$$

e_t , beyaz gürültü sürecini izleyen bir hata terimi iken eşitlik (2.9), $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_q$ katsayıları sıfır olduğunda varyansın sabit olduğu durumu ifade edecektir. Bu katsayıların sıfıra eşit olmaması durumunda ise y_{t+1} için koşullu varyans otoregresif bir süreç izleyecek ve eşitlik (2.10)'daki gibi olacaktır.

$$var(y_{t+1}|y_t) = E_t \hat{\varepsilon}_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + \beta_2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \cdots + \beta_q \hat{\varepsilon}_{t+1-q}^2 \quad (2.10)$$

Eşitlik (2.10) genel bir ARCH modelidir ve koşullu varyans modeline, tahmin edilen hata terimi karelerinin kaçınıcı gecikmeli değerine kadar dahil edildiğine bağlı olarak şekillenir.

Engle (1982)'de ele alınan koşullu değişen varyans modeli ise basit bir çarpımsal modeldir ve eşitlik (2.11)'deki gösterilmektedir.

$$\varepsilon_t = e_t \sqrt{\beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2}, \quad \beta_0 > 0, \quad 0 < \beta_1 < 1 \quad (2.11)$$

Burada e_t ortalaması 0, varyansı 1 olan bir beyaz gürültü sürecidir ve ε_{t-1} ile e_t arasında bir korelasyon bulunmamaktadır. Dolayısıyla ε_t serisinin değerlerinin ortalaması sıfırdır ve bu değerler arasında da korelasyon bulunmamaktadır. Burada katsayılar üzerinde yapılan kısıtlamalar varyansın pozitif çıkmasını sağlamak içindir. Ayrıca β_1 üzerinde, otoregresif sürecin tutarlılığını sağlamak için $0 < \beta_1 < 1$ şeklinde ek bir kısıtlama daha yapılmıştır. Eşitlik (2.11)'den ε_t için koşulsuz ortalama eşitliği yazıldığında eşitlik (2.12) elde edilecektir.

$$E\varepsilon_t = E[e_t(\beta_0 + \beta_1\varepsilon_{t-1}^2)^{1/2}] = Ee_t E(\beta_0 + \beta_1\varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} \quad (2.12)$$

Bu eşitlikte e_t 'nin beklenen değeri sıfır olduğundan ε_t için de beklenen değer sıfıra eşit olacaktır. Benzer şekilde $Ee_te_{t-i} = 0$ olduğundan, $E\varepsilon_t\varepsilon_{t-i} = 0$ olacaktır. ε_t için koşulsuz varyans eşitliği ise aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$E\varepsilon_t^2 = E[e_t^2(\beta_0 + \beta_1\varepsilon_{t-1}^2)] = Ee_t^2 E(\beta_0 + \beta_1\varepsilon_{t-1}^2) \quad (2.13)$$

Daha önce belirtildiği gibi e_t ortalaması sıfır ve varyansı bir olan bir beyaz gürültü süreci olduğundan, ε_t 'nin koşulsuz varyansı ε_{t-1} 'in koşulsuz varyansına eşit ($E\varepsilon_t^2 = E\varepsilon_{t-1}^2$) olacaktır ki bu durumda ε_t için koşulsuz varyans eşitliği eşitlik (2.14)'te gösterildiği gibi yazılabilir.

$$E\varepsilon_t^2 = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1} \quad (2.14)$$

Eşitlik (2.14) ile gösterilen bir koşulsuz varyans, hem hata teriminin gecikmeli değerlerinden, hem de model sonucu elde edilen artık terimden (e_t) bağımsız hale gelmektedir. Ayrıca ε_t 'nin koşullu ortalaması da sıfıra eşit olacaktır.

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = Ee_t E(\beta_0 + \beta_1\varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} = 0 \quad (2.15)$$

Benzer şekilde, ε_t için koşullu varyans eşitliği $var(e_t) = 1$ olduğundan aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = \beta_0 + \beta_1\varepsilon_{t-1}^2 \quad (2.16)$$

Burada ε_{t-1}^2 , tüm gecikmeli değerlerin ε_t 'nin varyansı üzerindeki etkisini içermektedir. Eşitlik (2.16)'ya göre ε_t 'nin varyansı ε_{t-1}^2 'in gerçekleşen değerine bağlı olduğundan bu değer ne kadar büyük olursa ε_t 'nin varyansı da o ölçüde

büyük olacaktır. Burada gösterilen koşullu varyans modeli birinci sıra otoregresif süreç izleyen (ARCH(1)) bir varyans modelidir.

ε_t 'de izlenen değişen varyanslılık y_t bağımsız değişkeninin de ARCH süreci izlemesine neden olmaktadır. Bu nedenle ARCH modeli y_t serisindeki volatilité dönemlerinin elde edilmesini de sağlamaktadır. y_t bağımsız değişkeninin koşullu ortalama ve varyansı sırasıyla eşitlik (2.17) ve (2.18) olarak gösterilebilir.

$$E_{t-1}y_t = a_0 + a_1y_{t-1} \quad (2.17)$$

$$\begin{aligned} Var(y_t|y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) &= E_{t-1}[(y_t - a_0 - a_1y_{t-1})^2] = E_{t-1}(\varepsilon_t)^2 \\ &= \beta_0 + \beta_1\varepsilon_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (2.18)$$

ε_{t-1}^2 ve yapılan kısıtlamalar gereği de β_1 katsayısı negatif değer alamayacağı için, y_t 'nin koşullu varyansının alabileceği en küçük değer β_0 olabilecektir. ε_{t-1}^2 'nin sıfırdan farklı değerleri içinse y_t 'nin koşullu varyansı β_1 katsayısı pozitif olduğu için ε_{t-1}^2 'in değeri ne kadar büyükse o kadar büyük değer alacaktır. y_t için koşulsuz ortalama ve varyans eşitlikleri, y_t için fark denklemleri çözülüp beklenen değer şeklinde yazıldığında elde edilebilir. Buradan y_t 'nin gecikmeli değerleri yeterince geriye götürülürse y_t eşitlik (2.19)'deki gibi ifade edilebilir.

$$y_t = a_0/(1 - a_1) + \sum_{i=0}^{\infty} a_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (2.19)$$

Her t anı için $E\varepsilon_t = 0$ olduğundan, y_t için koşulsuz beklenti eşitliği $Ey_t = a_0/(1 - a_1)$ haline dönüşecektir. $E\varepsilon_t\varepsilon_{t-i} = 0$ olduğu için y_t 'nin varyansı eşitlik (2.20)'deki gibidir.

$$var(y_t) = \sum_{i=0}^{\infty} a_1^{2i} var(\varepsilon_{t-i}) \quad (2.20)$$

Burada her t anı için ε_t sabit ve $\beta_0/(1 - \beta_1)$ olduğundan y_t 'nin varyansı eşitlik (2.21)'deki gibi yazılabilir.

$$var(y_t) = \left[\frac{\beta_0}{1 - \beta_1} \right] [1/(1 - \beta_1^2)] \quad (2.21)$$

Engle (1982), ARCH(p) olarak daha genel bir ifadeye sahip otoregresif koşullu değişen varyans modeli geliştirmiştir ve bu model aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\varepsilon_t = e_t \sqrt{\beta_0 + \sum_{i=0}^q \beta_1 \varepsilon_{t-i}^2} \quad (2.22)$$

Bu genel model de ARCH(1) sürecine benzer şekilde çözümlenebilir. Genel model için y_t 'nin koşullu varyansı ise eşitlik (2.23)'te ifade edildiği gibidir.

$$Var(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2.23)$$

Burada koşullu varyansı, $\beta(L) = \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q$ olacak şekilde gecikme operatörü kullanarak ifade edilecek olursa,

$$Var(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = \beta_0 + \beta(L) \varepsilon_t^2 \quad (2.24)$$

eşitliği elde edilecektir.

Engle (1982)'de geliştirilen model, daha sonra Bollerslev (1986), Engle, Lilien ve Robins (1987), Nelson (1991) ve Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen (1996) gibi çalışmalarda otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin farklı uyarlamalarının geliştirilmesinin temelini oluşturmuştur.

3.2.2. Genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modeli

Engle (1982)'de geliştirilen ARCH modeli, hata terimlerinin otoregresif (AR) süreç izlediği temeli üzerinde geliştirilmiş bir koşullu değişen varyans modelidir. Bollerslev (1986), ARCH modelinin bu temelini geliştirerek hata terimlerinin otoregresif hareketli ortalamalar (ARMA) süreci izlediği duruma da uyarlanabilmesini sağlayan daha genel bir otoregresif koşullu değişen varyans modeli oluşturmuştur. Bu özelliği nedeniyle bu model genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans modeli (GARCH-Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) olarak anılmaktadır.

Bollerslev (1986)'da ARMA süreci izleyen bir hata terimi aşağıdaki eşitlik ile gösterilmektedir.

$$\varepsilon_t = e_t \sqrt{h_t} \quad (2.25)$$

Burada h_t eşitlik (2.26)'daki gibi tanımlanmaktadır.

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i h_{t-i} \quad (2.26)$$

e_t , ARCH modelinde olduğu gibi ortalaması sıfır ve varyansı bir olan bir beyaz gürültü sürecidir. Bu yüzden ε_{t-1} 'in geçmiş dönem değerleri arasında bir korelasyon yoktur ve ε_t 'nin koşullu ve koşulsuz ortalaması sıfıra eşittir. Eşitlik (2.26)'yı gecikme operatörü kullanarak yeniden yazarsak eşitlik (2.27) elde edilecektir.

$$h_t = \beta_0 + \beta(L)\varepsilon_t^2 + \gamma(L)h_t \quad (2.27)$$

Burada $\beta(L) = \beta_1L + \beta_2L^2 + \dots + \beta_qL^q$ ve $\gamma(L) = \gamma_1L + \gamma_2L^2 + \dots + \gamma_pL^p$ 'dir. Hata terimi ε_t 'nin beklenen değeri alındığında ortalama eşitlik (2.28)'de görüldüğü gibi sıfıra eşittir.

$$E\varepsilon_t = Ee_t\sqrt{h_t} = 0 \quad (2.28)$$

Bu modelde asıl dikkati çeken nokta ε_t 'nin koşullu varyansının h_t 'ye eşit olmasıdır ($E_{t-1}\varepsilon_t^2 = h_t$). Bu model GARCH(p, q) modeli olarak anılmaktadır ve tüm γ_i katsayılarının sıfıra eşit olması durumunda GARCH(p, q), Engle (1982)'de geliştirilen ARCH(q) modeline dönüşmektedir.

ARCH modelinin yüksek dereceli gecikmelerde uyum gösterdiği zaman serilerinde modeldeki tüm katsayıların pozitif olma kısıtının sağlanması daha zordur. GARCH modelinin uygulamadaki katkısı, bu tür seriler daha düşük dereceden GARCH modelleri ile uyum göstereceği için, modelde daha az sayıda katsayının yer alması ve katsayıların pozitif olma kısıtının sağlanmasının nispeten daha kolay olmasıdır (Enders, 1995: 147). Ancak bu modeller oldukça karmaşık modelleri olduğu için uygulamada GARCH(1,1) modeli yeterli bir model olarak görülmektedir (Bollerslev, Chov ve Kroneker, 1992).

3.2.3. Ortalamada otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH-M) modeli

Engle, Lilien ve Robins (1987)'de geliştirilen ve daha çok finansal varlık getirisinin ilgili varlığın beklenen riskiyle ilişkili olduğu finansal uygulamalarda kullanılan ortalama otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH in mean-ARCH-M) modeli, incelenen değişken ortalamasının, kendi koşullu varyansına bağlı olarak modellenmesine imkan veren bir ARCH modeli varyasyonudur. Bir finansal varlığın beklenen getirisinin, kendi getiri ortalaması ve beklenen riskiyle ilişkilendirildiği finansal teoriden yola çıkarak geliştirilen ARCH-M modelinde, ortalama denklemine standart sapma ya da varyans bir açıklayıcı değişken olarak eklenmektedir.

Riskli bir finansal varlığı elde tutmadan elde edilen getirinin bir dönemlik hazine bonusu getirisini aşan kısmı (fazla getiri(y_t)), μ_t riskten kaçınan finansal aktörlerin bir dönemlik hazine bonusu yerine uzun vadeli finansal varlığı tercih etmesini sağlayan risk primini, ε_t ise uzun vadeli varlığın fazla getirisinde görülen öngörülemez şokları ifade etmek üzere eşitlik (2.29)'daki gibi gösterilebilir.

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (2.29)$$

Uzun vadeli finansal varlığı elde tutmakla elde edilmesi beklenen fazla getiri risk primine eşit olmalıdır.

$$E_{t-1}y_t = \mu_t \quad (2.30)$$

Engle, Lilien ve Robins (1987), risk priminin, hata terimi ε_t 'nin koşullu varyansının artan bir fonksiyonu olduğu varsayımından hareket etmektedir. Buna göre getirinin koşullu varyansı ne kadar büyük olursa, finansal aktörlerin uzun vadeli finansal varlık tutmasını teşvik eden risk priminin o kadar fazla olması gerekecektir. h_t , hata terimi ε_t 'nin koşullu varyansını ifade etmek üzere risk primi aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\mu_t = \beta + \theta h_t, \quad \theta > 0 \quad (2.31)$$

Burada h_t bir AR(q) sürecidir ve eşitlik (2.32)'deki gibi ifade edilir.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2.32)$$

Eşitlik (2.29), (2.31) ve (2.32) birlikte bir ARCH-M modelini oluşturmaktadır. Elde edilen modele göre, y_t 'nin koşullu ortalaması, ARCH(q) süreci izleyen h_t koşullu varyansına bağlıdır ve koşullu varyansın sıfır olması durumunda ARCH-M modeli sabit risk primini ifade edecektir.

3.2.4. Üssel genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (EGARCH) modeli

GARCH modelleri, üzerine konulan negatif olmama kısıtı ile pozitif koşullu varyansın elde edilmesini sağlayan, ayrıca haber etkisinin işaretini dikkate almayıp yalnızca büyüklüğünü dikkate alan modellerdir (Nelson, 1991: 349). GARCH modellerinin bu tür özelliklerinden kaynaklanan dezavantajları nedeniyle Nelson (1991)'de pozitif ve negatif şokların volatilité üzerindeki etkisinin incelenmesine imkan veren daha esnek bir koşullu varyans modeli

geliştirilmiştir. Üssel genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (exponential GARCH (E-GARCH)) modeli olarak adlandırılan bu model, ε_t 'nin koşullu varyansı σ_t^2 olmak üzere aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$\ln(\sigma_t^2) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i g(z_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \gamma_j \ln \sigma_{t-j}^2 \quad (2.33)$$

Burada $z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$ şeklinde standartlaştırılmış hata terimi serisini ifade etmektedir. Nelson (1991)'de $g(z_t)$ fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$g(z_t) = \varphi_1 z_t + \varphi_2 \{|z_t| - E(|z_t|)\} \quad (2.34)$$

$g(z_t)$ fonksiyonunda birinci terim pozitif ve negatif ε_t etkisini modele dahil ederken ikinci terim ε_t 'nin büyüklüğünü modele yansıtmaktadır. Hata terimi sıfır ortalama ve σ_t^2 varyans ile normal dağılıma sahipse, $E(|z_t|) = \sqrt{2/\pi}$ 'ye eşit olacaktır. Buradan yola çıkılarak normal dağılıma sahip bir hata terimi için EGARCH(1, 1) modeli aşağıda ifade edildiği gibi yazılabilecektir.

$$\ln(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta \left\{ \varphi_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \varphi_2 \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \right\} + \gamma \ln \sigma_{t-1}^2 \quad (2.35)$$

Bu modelde daha sonra ters logaritmik dönüşüm yapılması, katsayılar üzerinde pozitif değer alacakları şeklinde bir kısıtlama yapılmadan pozitif değerli σ_t^2 elde edilmesine olanak vermektedir.

3.2.5. Bütünleşik ve kesirli bütünleşik genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (IGARCH ve FIGARCH) modeli

Engle ve Bollerslev (1986)'da geliştirilen bütünleşik GARCH (Integrated GARCH-IGARCH) modeli, koşullu varyansı olmayan bir otoregresif koşullu değişen varyans modelidir. IGARCH, $GARCH(p, q)$ modelinde $\sum_{i=1}^q \beta_i + \sum_{i=1}^p \gamma_i = 1$ şartı sağlandığı durumda elde edilen bir model olarak GARCH modelinin özel bir halidir. IGARCH modelinin özelliği, ε_t^2 üzerindeki geçmiş dönem karesi alınmış şokların etkisinin kalıcı olmasına imkan veren uzun hafızalı bir model olmasıdır (Tayefi ve Ramanathan, 2012).

$\varepsilon_t = e_t \sqrt{h_t}$ iken, $GARCH(1, 1)$ modeli aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir.

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1} \quad (2.36)$$

Bu model, IGARCH modeli olarak yazılmak istendiğinde $\beta_1 + \gamma_1 = 1$ eşitliği sağlanmış olacaktır. Burada $\gamma_1 = 1 - \beta_1$ olacağından IGARCH(1,1) modeli de eşitlik (2.37)'deki gibi yazılabilecektir.

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + (1 - \beta_1) h_{t-1} \quad (2.37)$$

GARCH modelinde $0 < \beta_1 < 1$ kısıtı olduğundan, $(1 - \beta_1)$ katsayısı da aynı şartı sağlayacak ve pozitif bir değer alacaktır. IGARCH modeli karesi alınmış zaman serisindeki bir şok üzerinden koşullu varyansın etkisinin sonsuza dek kalmasını sağlamaktadır (Engle ve Bollerslev, 1986). Ancak IGARCH modeli bu özelliği nedeniyle oldukça kısıtlayıcı bir modeldir.

IGARCH gibi uzun hafızaya sahip bir diğer GARCH uyarlaması model ise Baille, Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'de geliştirilen FIGARCH modelidir.

Model GARCH (p, q) sürecinin, $v_t = \varepsilon_t^2 - h_t$ olmak üzere ve gecikme operatörleri kullanılarak ARMA(max{p, q}, p) süreci şeklinde ifade edildiği eşitlik (2.38)'den yola çıkılarak geliştirilmiştir.

$$[1 - \beta(L) - \gamma(L)]\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \gamma(L)]v_t \quad (2.38)$$

Buradan IGARCH sürecine geçiş yapılacak olursa IGARCH(p, q) süreci aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$[1 - \beta(L) - \gamma(L)](1 - L)\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \gamma(L)]v_t \quad (2.39)$$

Eşitlik (2.39)'da $(1 - L)$ fark operatörü yerine $0 < d < 1$ olmak üzere $(1 - L)^d$ kesirli fark operatörü konulduğunda, FIGARCH sınıfı modeller elde edilmekte ve eşitlik (2.40)'taki gibi gösterilebilmektedir.

$$[1 - \beta(L) - \gamma(L)](1 - L)^d \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \gamma(L)]v_t \quad (2.40)$$

FIGARCH sınıfı bir model, diğer GARCH tipi modellere göre finansal market volatilitésinin gözlenen zamansal bağılıklarını gösterip açıklayabilen koşullu varyans için daha esnek bir süreç geliştirebilmektedir (Davidson, 2004).

FIGARCH modeli, Granger ve Joyeux (1980), Granger (1980) ve Hosking (1981)'de geliştirilen kesik zamanlı reel değerli bir $\{y_t\}$ süreci için ARFIMA (p, d, q) sınıfı modellerden yola çıkarak da elde edilebilmektedir. ARFIMA (p, d, q) modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$a(L)(1 - L)^d y_t = b(L)z_t \quad (2.41)$$

Burada $a(L)$ ve $b(L)$ sırasıyla p. ve q. dereceden gecikme operatörü polinomlarını göstermektedir ve $\{z_t\}$ sıfır ortalamalı, ardışık değerleri arasında

seri korelasyon olmayan bir süreçtir. ARFIMA modellerinde kesirsel d parametresi $-1/2$ ve $1/2$ değerleri arasında bir değer almaktadır ve bu modeller ortalama süreci için kesirli bütünleşik ARMA modelleridir (Hosking, 1981). Ortalama için tanımlanan ARFIMA (p, d, q) süreci, ε_t^2 için FIGARCH (p, d, q) süreci olarak da yazılabilmektedir.

$$\theta(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \alpha_0[(1-\gamma(L))v_t], \quad 0 < d < 1 \quad (2.42)$$

Bu eşitlik yeniden düzenlediğinde, FIGARCH (p, d, q) modeli eşitlik (2.43)'teki yazılabilir.

$$[1 - \gamma(L)]h_t = \alpha_0 + [1 - \gamma(L) - \theta(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (2.43)$$

Buradan y_t 'nin koşullu varyansı olan h_t çekildiğinde $\lambda(L) = \lambda_1 L + \lambda_2 L^2 + \dots$ iken,

$$\begin{aligned} h_t &= \alpha_0[1 - \gamma(L)]^{-1} + [1 - [1 - \gamma(L)]^{-1}\theta(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \\ &= \alpha_0[1 - \gamma(L)]^{-1} + \lambda(L)\varepsilon_t^2 \end{aligned} \quad (2.44)$$

eşitliği elde edilecektir. Bu model $d = 0$ olduğunda GARCH, $d = 1$ olduğunda ise IGARCH modeline dönüşmektedir.

4. Döviz Kuru Volatilitesi ve Dış Ticaret

Bretton Woods sisteminin çöküşünün ardından döviz kuru volatilitesi ve dış ticaret arasındaki ilişki hem teorik hem de ampirik çalışmalarda sıklıkla araştırılan bir konu olmuştur. Ancak, literatürdeki çalışmalarda döviz kuru volatilitesi ile dış ticaret arasındaki ilişkinin varlığı ve varsa bu ilişkinin yönü ile ilgili bir uzlaşmaya varılamamıştır. Bu başlık altında öncelikle döviz kuru

volatilitesi ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi teorik anlamda ortaya koyan çalışmalar ele alınacaktır. Daha sonra konuyla ilgili ampirik çalışmalar nominal döviz kuru volatilitésinin dış ticarete etkisini araştıran çalışmalar ve reel döviz kuru volatilitésinin dış ticarete etkisini araştıran çalışmalar ayırımına gidilerek incelenecektir. Ayrıca bu konudaki ampirik çalışmalar ve bu çalışmalardan elde edilen bulgular Ek 1. ve Ek 2.'de verilen tablolarda sunulmaya çalışılacaktır.

4.1. Döviz Kuru Volatilitesi ve Dış Ticaret Arasındaki İlişkinin Teorik Yönü

Esnek döviz kuru rejimi altında döviz kuru volatilitésinin dış ticaret üzerinde negatif etkileri olduğu yönündeki yaygın görüşü teorik olarak destekleyen çalışmalar, 1970'li yılların başında konuya ilişkin literatürde oldukça ağırlıklı bir yer tutmuştur. Ancak geçen zaman içinde döviz kuru belirsizliği ile dış ticaret arasında aslında bir ilişki olmadığını ya da bir ilişki bulunmakla birlikte ilişkinin yönünün pozitif olduğunu gösteren teorik çalışmaların sayısı da artış göstermiştir. Varsayımları ve ele aldıkları modeller bakımından farklılık gösteren bu teorik çalışmalar izleyen başlıklar altında ayrıntılı bir şekilde incelenmeye çalışılacaktır.

4.1.1. Döviz kuru volatilitésinin dış ticareti negatif etkilediği yönündeki görüşler

Ülkelerin sabit döviz kuru rejimini terk ederek esnek döviz kuru rejimi benimsemeye başladığı 1970'li yıllarda, esnek döviz kuru rejimine yönelik eleştirilerin başında, bu döviz kuru rejiminin döviz kurunun öngörülebilirliğini azaltmak suretiyle dış ticareti ve yatırımları azaltıcı bir etkisi olacağı gelmektedir. Esnek döviz kuru rejimini eleştiren çalışmalardan biri olan Clark

(1973: 302), döviz kurunun serbestçe belirlenmesinin uluslararası düzeyde ticaret yapmanın maliyetini ve bu ekonomik faaliyetlerin riskini arttırabileceği için dünya genelinde refah düzeyinde bir azalma olabileceğini belirtmektedir. Clark (1973), firmaların dış ticaret yapmalarının, elde etmeyi bekledikleri uzun dönem kara bağlı olduğunu ve esnek döviz kuru rejiminin, riskten kaçınma davranışı gösteren firmaların kar beklentileri üzerinde yaratacağı dalgalanmaların dış ticareti azaltıcı bir etki yaratabileceğini ifade etmektedir. Çalışmada reel döviz kuru değişimlerinin ihracat düzeyini nasıl etkilediği tam rekabet koşulları altında tek bir mal üreten bir firma üzerinden incelenmiştir. Analiz için yapılan diğer varsayımlar ise şöyledir (Clark, 1973: 304):

- Firma ürettiği malı yalnızca dış piyasalarda satmaktadır.
- Firmanın ürettiği mallarda ithal girdi kullanılmamaktadır.
- Üretim ile ilgili belirsizlikler söz konusu değildir.
- Üretilip dış piyasada satılan malın yabancı para cinsinden fiyatı değişmemektedir. Satılan mal karşılığı elde edilen döviz forward piyasalarında ulusal paraya çevrilmektedir.
- Forward piyasası tek bir vade süresine sahiptir ve dövizin ulusal para cinsinden fiyatı bu dönem içerisinde stokastik bir süreç izlemektedir. Dolayısıyla, bu forward piyasasının tek bir riskten korunma imkanı sunmaktadır.
- Ayrıca firmanın uzun dönem üretim planlarının kapsadığı sürenin, forward piyasasındaki vade süresinden daha uzun olduğu da varsayılmaktadır. Firma uzun dönem için üretim miktarı kararını aldıktan sonra döviz kurundaki değişimleri göz önünde bulundurarak çıktı miktarını ayarlayamamaktadır. Bu durum, ilgili dönemde ve esnek döviz kuru rejimi altında, firmanın ihracatından elde ettiği yabancı para cinsinden hasılatının sabit, ulusal para

cinsinden hasılatının ise deęişken olduęunu ifade etmektedir. Çünkü ihracat ile elde edilen dövizin ulusal para cinsinden karşılığı yalnız forward piyasasının vade süreci içerisinde tam olarak bilinebilmekte; geri kalan zaman diliminde ise belirsizlik içermektedir.

Bu varsayımlar altında Clark (1973), riskten kaçınan bir firma için ihracatın marjinal gelirinin (tam rekabet koşullarında ihraç edilen malın fiyatının), marjinal maliyetler ile birlikte döviz kuru deęişmelerinden kaynaklanan riski de karşılaması gerektiğini göstermiştir. Tam rekabet koşulları altında ihraç edilen malın fiyatı sabit olduğundan riskten kaçınan firma risk nötr bir firmaya göre daha az ihracatta bulunma eğilimi gösterecektir. Bu durum ise döviz kuru riskinin genel olarak ülke ve dolayısıyla dünya ticareti üzerinde olumsuz bir etki yaratmasına neden olacaktır.

Clark (1973)'te döviz kuru riskinin ihracat üzerindeki etkileri incelenirken yapılan varsayımlardan biri olan firma tarafından üretilen malın yalnızca dış piyasada satıldığı varsayımı kaldırıldığında, firmanın ürettiğı malın ne kadarını iç piyasada satacağına ne kadarını ihraç edeceğine ilişkin bir karar vermesi gerekmektedir. Çalışmada, bu varsayım kaldırıldığında da döviz kurunda görülen bir dalgalanmanın ihracatı arttırma olasılığının bulunmadığı gösterilmiştir. Ayrıca çalışmanın bulgularından biri de, firmanın üretim sürecinde ithal girdi kullanıldığı durumda, ancak üretimden elde edilen hasılat ile üretim maliyeti arasında tam bir korelasyon olması halinde döviz kuru deęişkenliğinin ihracat üzerinde herhangi bir olumsuz etkisinin olmayacağıdır.

Clark (1973)'teki bir dięer basitleştirici varsayım forward döviz piyasaları yoluyla riskten korunma olanağının çok kısıtlı olmasıdır. Günümüzde ise

gelişmiş piyasalarla birlikte gelişmekte olan piyasalar da çok çeşitli riskten korunma yöntemleri sunmaktadır. Wei (1999)'da riskten korunma enstrümanlarının döviz kuru volatilitésinin ticaret hacmi üzerindeki etkisini azalttığı görüşünü destekleyecek ampirik bulgulara ulaşlamamış olsa da, bu enstrümanlar özellikle son dönemde oldukça farklılaştırılmıştır ve dış ticaret yapan firmalar tarafından riskten korunmak için daha fazla kullanılır hale gelmiştir. İncelenmesi gereken bir diğer konu ise gelişmekte olan ülkelerde bu tür piyasaların bulunup bulunmadığıdır. Dış ticaret faaliyetinde bulunan ülkelerdeki firmaların birinin riskten korunma olanaklarına sahip olup diğerinin olmadığı durumda, döviz kuru riskiyle karşı karşıya olan firmanın dış ticaret yapma konusundaki isteksizliğinin etkisi her iki ülkenin dış ticaret hacminde de gözlenecektir. Ayrıca ülkedeki forward piyasası gelişmekte olan ülkelerin paralarını kapsamıyor da olabilir (Clark, 2004: 14). Bu durumda dış ticaret yapan firma başka dış piyasalara yönelebilir ve bu durum sonucunda ilgili ülkenin dış ticaret hacminde bir değişiklik gözlenmezken, dış ticaret ortağı ülkenin dış ticaret hacmi bu durumdan olumsuz etkilenecektir. Değerlendirilmesi gereken bir diğer konu ise gelişmiş ülkelerde bile ihracat ya da ithalata devam etme kararı yabancı para cinsinden ödemeler ile gelirlerin zaman içerisindeki durumu ile ilişkili olarak alınmaktadır ve bu da gelecekteki döviz kurunun değeri gibi tam olarak öngörülemeyen bir durumdur.

Ayrıca forward döviz piyasaları, döviz kuru dalgalanmalarından olumsuz etkilene riskini azaltmak için tek seçenek de değildir. Farklı ticari ve finansal işlemlerle faaliyetlerini çeşitlendiren ve çok sayıda ülke piyasasına giriş yapmış olan çok uluslu bir şirket için, döviz kurunda meydana gelen hareketler kazanç fırsatı da sunabilmektedir (Clark, 2004: 14). Dış ticaret faaliyetinin çok sayıda

ülke ile yürütölüyor olması, döviz kuru riskinin farklı ülke paraları arasında dağıtılmasını sağlayacak ve bu ülke paralarında gerçekleşecek farklı yöndeki hareketler riskten etkilenme derecesini azaltabilecektir.

Döviz kuru volatilitesi ile ticaret arasındaki etki incelenirken dikkate alınması gereken bir diğer husus ise, sabit yatırımlar için harcanan sabit maliyetlerdir (McDonald ve Siegel, 1986). Dixit (1989) ve Krugman (1989), ihracatçı firmanın yabancı piyasadan çıkmak gibi bir seçeneği olduğunu, henüz ihracatçı olmayan firmanın da gelecek dönemlerde yabancı piyasaya girme seçeneği bulunduğunu, yabancı piyasaya giriş ya da çıkış kararının ise sabit ve değişken maliyetler göz önünde bulunarak alındığını belirtmektedir. Özellikle, ticarete konu olan malın farklılaştırılmış bir mal olması durumunda, firmaların bu farklılaştırılmış malı üretmek amacıyla belirli yatırımlar yapması gerekecektir. Sabit maliyetler içerisinde pazarlama ve dağıtım ağlarını kurmak için yapılan harcamalar da kapsamaktadır. Bu tür büyük çaplı yatırımlar, firmaların kısa dönemli döviz kuru hareketlerine göre üretimlerini ve ihracatlarını ayarlama istekleri önünde bir engel teşkil etmektedir. Firmalar yapılan sabit maliyetler nedeniyle, değişken maliyetlerini karşıladıkları sürece yabancı piyasalardan çıkmamayı ve döviz kurlarında sabit maliyetlerini de karşılayabilecekleri yeni bir hareketi beklemeyi tercih edebilirler. Ayrıca Dixit (1989) ve Krugman (1989) piyasaya giriş ya da piyasadan çıkış girişimlerinin de bir maliyeti bulunduğunu ifade etmektedir. Bu nedenle yüksek döviz kuru volatilitesi ile karşılaştıkları durumda bile firmalar, piyasaya giriş ve çıkış kararları belirli bir maliyet doğuracağı için, piyasaya giriş-piyasadan çıkış kararlarını uygulamaya koyma konusunda isteksiz olabileceklerdir.

4.1.2. Döviz kuru volatilitésinin dıř ticareti pozitif etkilediđi yönündeki görüşler

Döviz kuru volatilitésinin dıř ticaret hacmini olumsuz etkileyebileceđi yönündeki görüşlerin temellerini oluřturan düşünce, firmaların döviz kuru hareketlerini dikkate alarak, bu deđiřikliklere göre faktör girdilerini optimal olarak ayarlayamayacaklarıdır. Ancak, firmaların üretim faktörü ya da faktörlerini döviz kuru hareketlerine göre ayarlayabilmeleri durumunda, artan deđiřkenlik gerçekte firma için kâr fırsatları yaratabilecektir. Bu durum Canzoneri vd. (1984), De Grauwe (1992) ve Gros (1987)'de analiz edilmiřtir. Üretimin döviz kuru deđiřmelerine göre ayarlanabildiđi durumda volatilitenin etkisi geçerli iki etkinin etkileřimi göz önünde bulundurularak deđerlendirilmektedir. Birincisi firma girdilerini hem yüksek hem de düşük satış fiyatlarına göre ayarlayabildiđinde, üretilen malın fiyatı daha yüksekken daha fazla mal üretebileceđi için, beklenen kârlılıđı döviz kuru volatilitesi yüksekken daha büyük olacaktır. İkincisi ise riskten kaçınma davranıřı nedeniyle, kârlardaki yüksek deđiřkenlik firma üzerinde olumsuz bir etki yaratabilecek ve firmanın üretimini ve dolayısıyla ihracatını azaltmasına neden olabilecektir. Burada riskten kaçınma davranıřının etkisi nispeten daha düşük ise, beklenen kâr üzerinde satış fiyatı deđiřkenliđinin olumlu yöndeki etkisi baskın gelecek ve firma ortalama sermaye stoku ile çıktı ve ihracat düzeyini arttırma yönünde bir karar alabilecektir.

Döviz kuru volatilitésinin ticaret hacmi üzerine etkisini genel denge modeli çerçevesinde inceleyen Viaene ve de Vries (1992), volatilitenin etkisinin forward piyasalarının mevcut olduđu ve olmadıđı durumlarda farklı olacađını ileri

sürmektedir. Forward piyasalarının olmadığı durumda, geleneksel teorelin ileri sürdüğü gibi döviz kuru volatilitesi hem ithalatı hem de ihracatı azaltıcı bir etki gösterecektir. Çalışmada, forward piyasalarının varlığı durumunda ihracatçı ve ithalatçılar forward piyasalarında birbirine zıt aktörler olduğu ve bu sebepten döviz kuru volatilitesinin ihracatı ve ithalatı farklı yönde etkilediği ifade edilmektedir. Dolayısıyla dış ticaret hacmi döviz kuru volatilitesinden olumlu yönde etkilenebilmektedir ki; Viaene ve Vries (1992)'de kurulan genel denge modeli çerçevesinde, ticaret hacmi regresyonunda volatilitenin değişkeninin katsayısı pozitif bir katsayı olarak elde edilmiştir.

Franke (1991) ise reel opsiyonlar yaklaşımıyla, ihracattan beklenen para girişı, yabancı piyasalara giriş ya da çıkış için katlanılması gereken maliyetlerden büyük olduğu sürece, döviz kuru volatilitesi ile ticaret hacmi arasındaki ilişkinin doğru orantılı olabileceğini ifade etmektedir. Benzer şekilde Sercu (1992)'de ticaretten sağlanan gelirin, ticaret maliyetlerini aşma olasılığını arttırdığı sürece döviz kuru volatilitesinin ticaret hacmini arttırabileceği ileri sürölmektedir. Sercu ve Vanhulle (1992)'de ise artan volatilitenin ihracatçı firmanın değerini arttırmak suretiyle, firmayı daha fazla ihracat yapmaya teşvik ettiğı teorik olarak gösterilmiştir.

Dellas ve Zilberfarb (1993), finansal riske karşı korumaya alınmamış nominal ticari sözleşmeler standart riskli varlıklar olduğu için, bu varlıkların getirisindeki risk düzeyi arttığında, diğeri bir deyişle döviz kuru volatilitesi arttığında, ticaretin modelin riskten kaçınma parametresine bağılı olarak azalabileceğini ya da artabileceğini belirtmektedir. Bu çalışmada, varlık piyasası yaklaşımı ile döviz kuru volatilitesinin ticareti nasıl pozitif etkileyeceğı

gösterilmiştir. Broll ve Eckwert (1999), firma riskten kaçınma davranışı gösterdiğinde, döviz kuru volatilitésinin tetiklediđi yabancı piyasalardaki belirsizliklerin, gelirin beklenen faydasında bir azalışa dolayısıyla da üretim ve dış ticaret hacminde azalışa neden olduğunu; ancak büyük döviz kuru dalgalanmaları uluslararası ticaret yapmak için reel opsiyonu daha kârlı hale getireceğinden, firmaların üretim ve ihracatı arttırma eğiliminde olacaklarını belirtmektedir. Bu etkilerden hangisinin baskın olacağı firmanın risk karşısında göstereceđi davranış ile ilgilidir ve ikincisinin baskın olması durumunda döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerindeki net etkisi pozitif olacaktır.

4.1.3. Döviz kuru volatilitésinin dış ticareti etkilemediđi yönündeki görüşler

Döviz kuru volatilitésinin dış ticaret üzerindeki etkileri araştırılırken, döviz kuru hareketlerine neden olan faktörlerin ticaret akımlarının yönü ve büyüklüğü üzerindeki olası etkilerinin de göz ardı edilmemesi gerekmektedir. Bu yüzden genel denge kapsamında, makroekonomik değişkenlerin döviz kuru hareketleri ve dış ticaret üzerindeki etkilerinin birlikte ele alınması, döviz kuru volatilitésini ile ticaret hacmi arasındaki etkinin yönünün ortaya konmasında daha yararlı olacaktır. Bu amaçla Bacchetta ve Wincoop (2000), basit bir iki ölkeli genel denge modeli geliştirmiş ve parasal, mali ve teknolojik şoklardan kaynaklanan belirsizliklerin, sabit ve değişken döviz kuru rejiminde ticaret ve refah üzerine etkilerini araştırmıştır. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, döviz kuru rejimi ile dış ticaret arasında açık bir ilişki bulunmamaktadır. Dış ticaret hacmi, herhangi bir döviz kuru rejimi altında, tüketicilerin tüketim tercihleri ve izlenen para politikası tarafından şekillenmektedir. Örneğin,

parasal bir genişleme süreci izleyen ülkenin dış ticaret ortağının parasında bir değer kaybı yaşanacak ve bu durum ilgili ülkenin ithalatında bir azalma yaratacaktır. Ancak bu azalış, parasal genişlemenin yaratacağı talep artışı ile kısmen ya da tamamen dengelenecektir. Diğer bir deyişle, döviz kurunda gerçekleşen bir değişim başka bir makroekonomik değişkenin yarattığı etki ile tazmin edilmiş olacaktır.

Cushman (1986) ise döviz kuru üzerinde iki ülke arasındaki enflasyon oranı farklılığının giderilmesi yönünde bir hareketin gerçekleştiği ve bu farklılığı düzeltmek için yabancı paranın değer kaybetmesi yönünde bir değişimin olduğu durumu ele almaktadır. Cushman (1986) böyle bir durumda ihracat fiyatlaması yabancı para cinsinden yapılıyorsa, ihracat kazançlarında yabancı paranın değer kaybetmesiyle yaşanan kaybın enflasyon nedeniyle nispeten daha yüksek ihracat fiyatı tarafından kısmen dengelenmiş olacağını belirtmektedir.

4.2. Döviz Kuru Volatilitesi ve Dış Ticaret İlişkisine Yönelik Ampirik Çalışmalar

Döviz kurlarının sabit olduğu Bretton Woods sisteminin çöküş yılı olan 1973 yılından itibaren döviz kuru volatilitésinin ihracat ve ithalat hacmi üzerindeki etkileri teorik olarak tartışılmaya başlanmış olmakla birlikte; literatürde döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmine etkisini ampirik olarak kanıtlayan ilk çalışma Abrams (1980)'dir. Bu ilk çalışmadan sonra döviz kuru oynaklığının gerek ihracat gerek ithalat üzerindeki etkisini araştıran çok sayıda çalışma yapılmıştır. Son 10 yılda gerek literatürdeki çalışmalar sonucunda elde edilen bulguların farklılığı, gerekse döviz kuru volatilitésini hesaplamakta ve döviz

kuru volatilitesi-dış ticaret hacmi ilişkisini araştırmakta kullanılan ekonometrik yöntemlerin gelişmesi döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmine etkisini araştıran çalışmaların da hız kazanmasına neden olmuştur. Konuyla ilgili geniş literatür, Öztürk (2006) ve Bahmani-Oskooee ve Hegerty (2007) gibi döviz kuru volatilitésinin ticaret hacmi üzerine etkisini araştıran makaleleri ayrıntılı olarak inceleyen literatür çalışmalarının ve Ćorić ve Pugh (2006) gibi literatürde yer alan regresyon analizi sonuçlarını kullanarak meta regresyon analizi yapan çalışmaların ortaya çıkmasını sağlamıştır.

Tezin bu bölümünde döviz kuru volatilitésinin ithalat ve ihracat hacmi üzerindeki etkilerini araştıran çalışmalar incelenmeye çalışılacaktır. Literatürdeki çalışmalar, araştırmaya dahil edilen dönem ve ülke özellikleri, volatilitenin hesaplandığı döviz kurunun nominal ya da reel olması, volatilité hesaplamada kullanılan yöntem, volatilitenin ihracat ya da ithalat hacmi üzerine etkisini araştırmada kullanılan model ile bu modeli tahmin etmede kullanılan ekonometrik yöntem ve ihracat ya da ithalat hacminin toplam ya da sektörel olması bakımından farklı nitelikler taşımaktadırlar. Bu yüzden döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerine etkilerini araştıran çalışmalar incelenirken öncelikle nominal döviz kuru volatilitésinin dış ticaret üzerine etkilerini inceleyen çalışmalar ele alınacak, daha sonra reel döviz kuru volatilitésinin dış ticarete etkisini araştıran çalışmalar incelenecektir.

4.2.1. Nominal döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerine etkilerini araştıran çalışmalar

Döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerindeki etkisini ampirik olarak kanıtlayan ilk çalışma olan Abrams (1980)'da döviz kuru volatilitésinin ikili

toplam reel ihracat üzerine etkisi, ülkeler arasındaki mesafenin de modele dahil edildiği çekim (gravity) modeli kullanılarak incelenmiştir. Çalışma Bretton Woods sisteminin çöküş yılını da içine alan 1973-1976 dönemini kapsamakta ve döviz kuru volatilitésinin reel ihracat üzerindeki etkisini 19 gelişmiş ülke için incelemektedir. Abrams (1980)'de volatilité ölçüsü olarak dönem içi standart sapma yöntemi kullanılarak ikili döviz kurundaki değişkenlik ve ikili döviz kuru trendindeki değişkenlik olmak üzere iki farklı volatilité değişkeni hesaplanmıştır. $EX_{i,j,t}$; t yılında i ülkesi parası cinsinden ikili döviz kurunu, k ; $t - 1$ yılındaki ilgili ayı göstermek üzere ikili döviz kurundaki değişkenlik (VEX) ve ikili döviz kuru trendindeki değişkenlik ($VTREX$) aşağıdaki eşitliklerde gösterilmiştir.

$$VEX_{i,j,t} = \sum_{k=1}^{12} [(EX_{i,j,k} - \overline{EX}_{i,j,t-1}) - 1]^2 \quad (3.1)$$

$$VTREX_{i,j,t} = \sum_{k=1}^{12} [(\Delta EX_{i,j,k} - \Delta \overline{EX}_{i,j,t-1}) - 1]^2 \quad (3.2)$$

Çalışmada havuzlanmış zaman serisi yatay kesit veri analizi yöntemi ile tahmin edilen çekim modelinden elde edilen sonuçlar döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine istatistiksel olarak anlamlı negatif etkisi olduğunu göstermektedir. Ayrıca Abrams (1980)'de sabit döviz kuru rejiminden dalgalı döviz kuru rejimine geçişten kaynaklanan ticaret kaybının değeri de hesaplanmaya çalışılmıştır. Bu amaçla, dalgalı döviz kuru rejiminin benimsendiği 1973-1976 dönemi için, sabit döviz kuru rejimi altında döviz kurunun daha istikrarlı olduğu 1970 yılı koşullarının ve ayrıca döviz kurunun daha istikrarsız bir seyir izlediği ancak sabit yine döviz kurunun geçerli olduğu 1971 yılı koşullarının

geçerli olduğu varsayımları altında beklenen toplam ticaret hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre dalgalı döviz kuru rejimi koşulları altındaki beklenen toplam ticaret değeri, sabit döviz kurunun istikrarlı olduğu 1970 yılı koşullarının geçerli olduğu varsayımı altında hesaplanan beklenen toplam ticaret değerine göre en az %14.7 oranında daha düşüktür. 1971 yılındaki koşulların geçerli olduğu varsayımı altında hesaplanan beklenen toplam ticaret değeri ile dalgalı döviz kuru koşullarındaki beklenen toplam ticaret değeri arasında ise çok büyük bir fark gözlenmemiştir.

Döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkisinin yanında, iki ülke arasındaki imalat sanayi malları ticaretinin ülkelerin kişi başına gelir farklılıklarıyla ters yönlü bir ilişkisinin bulunduğunu ileri süren Linder hipotezini de sınavan Thursby ve Thursby (1987), döviz kuru volatilitésini ölçüsü olarak spot döviz kurunun trendi etrafındaki varyansını kullanmıştır. 17 ülke ve 1974-1982 dönemi için bir çekim modelinin yatay kesit veri analizi yöntemiyle tahmin edildiği çalışmada, incelenen 17 ülkenin 10 tanesi için döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerinde negatif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca Thursby ve Thursby (1987)'de elde edilen bulgulara göre, Kanada ve Güney Afrika dışındaki tüm ülkelerde Linder hipotezi geçerlidir.

Arize ve Ghosh (1994) , döviz kuru volatilitésinin ABD reel ihracatı üzerine etkisini 1973:Q2-1991:Q3 dönemi için klasik ihracat talep fonksiyonu üzerinden Granger eşbütünleşme testi kullanarak araştırmıştır. Çalışmada üç aylık döviz kuru değişmelerinin standart sapmasının beş alt dönem için hareketli ortalaması, koşullu volatilité (ARCH), döviz kuru değişmelerinin dördüncü sıra

otoregresif süreçten elde edilen tekrarlanan artıkları ve döviz kuru logaritmasının ARIMA (1,1,0) sürecinden elde edilen artıklar olmak üzere dört farklı volatilité değişkeni kullanılmıştır. Bu çalışmadan elde edilen sonuçlar döviz kuru volatilitésinin ihracat hacmi üzerinde anlamlı negatif etkisi olduđu, bu yüzden ABD için güvenilir bir ihracat talep fonksiyonu oluşturabilmek amacıyla döviz kuru volatilitésinin bu fonksiyona dahil edilmesi gerektiđi yönündedir.

Arize ve Malindretos (1998), 1973-1992 üç aylık verileri ile Avustralya ve Yeni Zelanda için döviz kuru volatilitésinin ihracat hacmi üzerindeki etkisini araştırmıştır. Klasik ihracat talep fonksiyonu modelinin ele alındığı çalışmada ARCH modeli ile elde edilen volatilité değişkeninin yanı sıra tekrarlanan standart hataların logaritmasının gecikmeli değeri şeklindeki ikinci bir döviz kuru volatilitésini değişkeni daha kullanılmıştır. Granger eşbütünleşme testi tahmin sonuçları uzun dönemde Avustralya için ihracat ile döviz kuru volatilitésini arasında anlamlı pozitif ilişki olduğuna işaret ederken; Yeni Zelanda için ise anlamlı negatif ilişki bulunmuştur. Ayrıca döviz kuru volatilitésindeki değişimlerin Avustralya reel ihracatına altı ay sonra, Yeni Zelanda reel ihracatına ise üç ay sonra yansıdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Döviz kuru volatilitésinin ikili ihracat üzerinde anlamlı bir etkisi olup olmadığını araştıran oldukça kapsamlı bir çalışma olan Tenreiro (2007), döviz kuru volatilitésinin 87 ülkenin ikili ihracatı üzerine etkisini araştırmak üzere panel veri analizi (pseudo maximum-likelihood ve araç değişken yöntemleri kullanılarak) ile bir çekim modeli tahmin etmiştir. Çalışmada elde edilen

sonular, 1970-1977 yıllarını kapsayan nem iin viz kuru volatilitesinin ikili ihracat zerinde anlamlı bir etkisi olmadığı eklindedir.

Molaei vd. (2012), viz kuru volatilitesinin Trkiye-İran reel ihracat ve ithalatına etkisini aylık verileri kullanarak 1980-2008 dnemi iin inceleyen bir alıřmadır. viz kuru volatilitesinin hareketli standart sapma yntemi ile hesaplandığı alıřmada elde edilen bulgular viz kuru volatilitesinin Trkiye-İran reel ihracat ve ithalatına anlamlı ve pozitif etkisi olduėu ynndedir.

Nominal viz kuru volatilitesinin sektrel ihracat zerine etkilerini arařtıran ilk alıřma sayılabilecek Akhtar ve Spence-Hilton (1984) ise 1974-1981 dnemi  aylık verileriyle ABD ve Almanya iin viz kuru volatilitesinin imalat sanayi malları reel ithalat ve ihracat zerindeki etkisinin yanı sıra ihracat ve ithalat fiyatları zerindeki etkisini de arařtırmıřtır. alıřmaya dahil edilen  aylık periyotlar iin efektif nominal viz kuru endeksinin gnlk gzlemlerinin standart sapması alıřmada volatilit ls olarak kullanılmıřtır. Reel ihracat modelinde yabancı lke gelirleri ve grel fiyatların yanı sıra yabancı lke kapasite kullanım oranı, reel ithalat modelinde ise yurtii gelirler ve grel fiyatlarla birlikte yurtii kapasite kullanım oranı baėımsız deėiřken olarak yer almıřtır. EKK yntemi kullanılarak elde edilen tahmin sonuları viz kuru volatilitesinin Almanya iin hem reel ithalat hem de reel ihracat zerinde negatif anlamlı etkisinin olduėunu; ABD iin ise ihracat hacmi zerinde Almanya'ya gre daha dřk olmakla birlikte yine anlamlı negatif etkisi olduėunu, fakat ithalat hacmi zerinde istatistiksel olarak anlamlı etki bir etkisi bulunmadığını iřaret etmektedir. Gotur (1985), ABD ve Almanya'nın yanı sıra Fransa, Japonya ve İngiltere'yi de inceleme srecine dahil ederek ve

Akhtar ve Spence-Hilton (1984)'ün çalışmasında kullanılan dönem ve modelleri kullanarak bu çalışmada elde edilen sonuçların gücünü sınamaya çalışmıştır. Bu özelliğiyle Gotur (1985), Akhtar ve Spence-Hilton (1984)'ün genişletilmiş halidir. Çalışmada Almanya için elde edilen bulgular Akhtar ve Spence-Hilton (1984)'ün çalışmasıyla uyum göstermektedir. Ancak ABD için elde edilen bulgular, döviz kuru volatilitésinin hem ithalat hem de ihracat hacmi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olmadığını göstermektedir. Aynı zamanda bu çalışmada döviz kuru volatilitésinin Fransa ihracat ve ithalat hacmi ile Japonya ithalat hacmi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı, ancak Japonya ihracat hacmi üzerinde anlamlı pozitif etkisinin olduğu sonuçlarına da ulaşılmıştır. Holly (1995), kısıtlı maliyet fonksiyonu yaklaşımından türetilen arz ve talep çerçevesini kullanarak İngiltere imalat sanayi reel ihracat arzı ve talebi üzerinde nominal efektif döviz kuru volatilitésinin etkilerini araştırmıştır. Çalışmada döviz kuru volatilitésini GARCH modeli yardımıyla hesaplanmıştır. Elde edilen bulgular İngiltere imalat sanayi reel ihracat arzı üzerinde döviz kuru oynaklığının negatif etkisi olduğuna, reel ihracat talebi üzerinde ise anlamlı bir etkisi olmadığına işaret etmektedir.

Döviz kuru volatilitésinin ihracata etkisini alt sektörleri ele alarak inceleyen çalışmalardan biri olan Stokman (1995), Almanya, Fransa, Belçika, Hollanda ve İtalya'nın Avrupa Topluluğu üyesi ülkeleriyle Standart Uluslararası Sanayi Sınıflaması 'na (SITC) göre sektörel ihracatı üzerinde döviz kuru volatilitésinin etkili olup olmadığını araştırmıştır. Çalışmada 1980-1990 dönemi için döviz kuru volatilitésinin gıda, hammadde, kimyasal maddeler ve imalat sanayi sektörleri ihracatına anlamlı ve negatif etkisi olduğu; makine ve ulaşım araçları

sektörel ihracatına etkisinin ise Belçika ve Fransa için pozitif, Almanya ve İtalya için negatif olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır.

Nominal döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkilerini incelemeye yönelik kapsamlı çalışmalardan biri olan Périidy (2003), 1975-2000 dönemi için döviz kuru volatilitésinin G7 ülkeleri ve bunların başlıca 21 ticaret ortağıyla olan ikili ticaretine etkisinin yanı sıra yine G7 ülkelerinin 20 sektör kapsamındaki sektörel ihracatına etkisini de araştırmıştır. Hareketli standart sapma yöntemi ve GARCH modeli ile hesaplanan iki farklı volatilité ölçüsünün kullanıldığı modelde ikili ticaret modeli SUR-WLS, GMM ve LSDV panel veri analizi yöntemleriyle, sektörel ihracat modeli ise SUR-WLS yöntemi ile tahmin edilmiştir. İkili ticaret modeli bulgularına göre döviz kuru volatilitésinin G7 ülkelerinin 21 başlıca ticaret ortağıyla olan ihracatına etkisi negatif ve anlamlıdır. Ancak 21 ticaret ortağı Batı Avrupa ülkeleri, ABD-Kanada, Japonya, Meksika-Brezilya ve diğer Asya ülkeleri şeklinde 5 farklı piyasaya ayrıldığında döviz kuru volatilitésinin G7 ülkelerinin gelişmiş ülkelere olan ihracatına etkisinin anlamlı ve negatif olduğu, diğer ülkelere olan ihracatına ise etkisinin olmadığı ya da pozitif etkili olduğu sonucuna varılmıştır. Benzer şekilde sektörel ihracat modeli kullanılarak 20 sektör için elde edilen sonuçlar ile bu 20 sektör ham madde imalatı, temel sektörel ürünler ve diğer sektörel ürünler şeklinde gruplandığında elde edilen sonuçlar farklılık göstermektedir. Çalışmada ayrıca ham madde imalatı ana grubunun diğer ana gruplara göre döviz kuru volatilitesi duyarlılığının daha fazla olduğu sonucuna da ulaşılmıştır. Périidy (2003)'te elde edilen bu sonuçlar analiz sürecinde toplulaştırılmış verileri kullanmanın hem coğrafik hem de sektörel anlamda toplulaştırma yanlılığına yol açtığını göstermektedir. Dolayısıyla bu çalışmada

döviz kuru volatilitésinin ihracata etkisini toplulařtırılmıř düzeyde inceleyen alıřmaların sonuçlarının yanılıcı olabileceęi de gsterilmiřtir.

4.2.2. Reel döviz kuru volatilitésinin dıř ticaret hacmi üzerine etkilerini arařtıran alıřmalar

Reel döviz kuru volatilitésinin ticaret hacmi üzerinde etkilerini inceleyen alıřmalar genellikle geliřmiř lkeler üzerine yoğunlařmaktadır. Reel döviz kuru volatilitésini kullanan alıřmalardan Arize (1997), döviz kuru volatilitésinin G7 lkeleri ihracat hacmi üzerine etkilerini, Arize ve Shwiff (1998) ise G7 lkelerinin ithalat hacmi üzerine etkilerini inceleyen alıřmalardır. Arize (1997) döviz kuru volatilitésini ölçüsü olarak reel döviz kuru logaritmik deęerinin 8 dönemlik hareketli standart sapmasını kullanırken; Arize ve Shwiff (1998), reel efektif döviz kurunun AR(4) süreci tahmin deęerlerinden hareketli standart sapması ve döviz kuru tahmin deęerlerinin bir dönem gecikmeli tahmin deęerinden farkının hareketli standart sapması řeklindeki iki farklı ölçüyü kullanmıřtır. Her iki alıřmada da Johansen eřbütünleřme testi kullanılmıřtır. Arize (1997), döviz kuru volatilitésinin G7 lkeleri ihracat hacmi üzerindeki etkisinin hem uzun hem de kısa dönemde anlamlı ve negatif olduęu, Arize ve Shwiff (1998) ise döviz kuru volatilitésinin Almanya ve Kanada dıřındaki G7 lkeleri ithalatı üzerinde uzun dönem negatif etkisinin olduęu sonuçlarına ulařmıřtır. Döviz kuru volatilitésinin geliřmiř lkelerin dıř ticaret akımlarına etkisini inceleyen bir dięer alıřma olan Arize (1998), 8 Avrupa lkesi için döviz kuru volatilitésinin reel ithalata olan etkisini arařtırmıřtır. Volatilite hesaplama yöntemi olarak Arize ve Shwiff (1998)'te kullanılan yöntem benimsenmiřtir. alıřmada elde edilen bulgular, döviz kuru

volatilitesinin Yunanistan ve İsveç reel ithalatına anlamlı ve pozitif, diğer Avrupa ülkeleri reel ithalatına ise anlamlı ve negatif etkisi olduğunu işaret etmektedir.

Reel döviz kuru volatilitesinin az gelişmiş ülkelerin dış ticareti üzerine etkisini araştıran çalışmalardan Bahmani-Oskooee ve Payesteh (1993), döviz kuru volatilitesinin Yunanistan, Kore, Pakistan, Filipinler, Singapur ve Güney Afrika dış ticaret hacmi üzerine etkilerini 1973-1990 dönemi için incelemiştir. Döviz kurundaki yüzde değişimlerin standart sapmasının volatilité ölçüsü olarak kullanıldığı çalışmada, en küçük kareler yöntemi kullanılarak elde edilen sonuçlar döviz kuru volatilitesinin ele alınan ülkelerin yarısının ihracat ve ithalatı üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Granger eşbütünleşme testi sonuçlarından ise ihracat ve ithalat talep fonksiyonlarında yer alan değişkenlerin eşbütünleşik olduğuna dair yeterli bulgu elde edilememiştir. Arize vd. (2000) ile Arize vd. (2003), döviz kuru volatilitesinin az gelişmiş ülkelerin ihracat hacmi üzerindeki etkisini araştıran diğer çalışmalardır. Bu amaçla Arize vd. (2000), Burkina Faso, Kolombiya, Kosta Rika, Ürdün, Kenya, Kore, Myanmar, Pakistan, Güney Afrika ve Venezuela'yı ele alırken; Arize vd. (2003) ise Ekvador, Endonezya, Kore, Malezya, Malavi, Mauritius, Meksika, Fas, Filipinler, Sri Lanka, Tayvan, Tayland ve Tunus'u incelemiştir. Volatilité hesaplama yöntemleri ile model ve model tahmin yöntemlerinin aynı olduğu her iki çalışmada da ülkelerin çoğu için döviz kuru volatilitesinin reel ihracat üzerinde uzun ve kısa dönemde negatif ve anlamlı etkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Arize vd. (2008) ise 8 Latin Amerika ülkesi için döviz kuru volatilitesinin ihracat hacmine etkisini incelemiştir. Döviz kuru volatilitesini hesaplamakta ARCH modelinin kullanıldığı çalışmada ülkelerin

hepsi için uzun ve kısa dönemde döviz kuru volatilitésinin ihracat hacmi üzerinde negatif etkili olduđu sonucuna ulařılmıştır. Az gelişmiş ülkelerin incelendiđi bu çalışmaların sonuçları gelişmiş ülkelerin incelendiđi çalışmaların sonuçlarından büyük farklılık göstermemektedir.

Sauer ve Bohara (2001), 91 ülke için reel sabit etkiler ve rassal etkiler modelleri ile panel veri analizi yöntemi kullanılarak döviz kuru volatilitésinin ihracat hacmi üzerine etkisinin araştırıldıđı oldukça kapsamlı bir çalışmadır. ARCH temelli model, reel döviz kurunun tahmin edilen trendinden elde edilen hareketli standart hata ve reel döviz kurunun tahmin edilen AR(1) sürecinden elde edilen hareketli standart hata olmak üzere üç farklı volatilité ölçüsünün kullanıldıđı çalışma 1973-1993 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada yabancı ülke reel gelirinin yanı sıra reel döviz kuru ve dış ticaret hadleri de birlikte ve ayrı ayrı modele dahil edilmiştir. Böylece üç farklı model, üç farklı volatilité tahmin yöntemi ve iki farklı analiz yöntemi kullanılan çalışmadan elde edilen sonuçların tutarlı olup olmadığını izleme imkanı da sağlanmıştır. Bu çalışmada ulařılan ekonometrik analiz sonuçlarının büyük ölçüde tutarlı olduđu ve döviz kuru volatilitésinin ihracat hacmi üzerinde 91 ülke genelinde anlamlı ve negatif etkiye sahip olduđu görülmektedir. Ancak gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ayırımına gidildiğinde çalışmadan elde edilen sonuçlar, döviz kuru volatilitésinin gelişmiş ülkelerin ihracatı üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığını ve Latin Amerika ve Afrika az gelişmiş ülkeleri ihracatının döviz kuru volatilitésinden diđer ülkelere göre daha fazla etkilendiđini işaret etmektedir.

Literatürde reel döviz kuru volatilitésinin Türkiye dış ticaretine etkisini inceleyen çalışmalar büyük yer tutmaktadır. Bu çalışmalardan reel döviz kuru

volatilitésinin Şili, Kolombiya, Peru, Filipinler, Tayland ve Türkiye'nin toplam ihracatına etkisini arařtıran Caballero ve Corbo (1989), reel döviz kurunun dört çeyreklik hareketli standart sapmasını volatilité ölçüsü olarak ele almıřtır. Çalışmadan elde edilen sonuçlar, incelenen ülkelerin tümünde reel döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerinde negatif ve anlamlı etkisi olduğunu göstermiştir. Ayrıca çalışmada döviz kuru volatilitesindeki %5'lik bir artışın Kolombiya ihracatını %2.5 azaltırken, Tayland ve Türkiye ihracatını %30 azalttığı; uzun dönemde ise bu etkinin daha da arttığı belirtilmiştir. Reel döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine etkilerini arařtırırken ampirik arařtırma sürecine Türkiye'yi de dahil eden bir diğér çalışma olan Doğanlar (2002)'nin ele aldığı diğér ülkeler ise Güney Kore, Endonezya, Pakistan, ve Malezya'dır. Çalışmada ihracat talep modeline reel döviz kurunun dört ve sekiz dönemlik hareketli standart sapması yöntemi kullanılarak elde edilen volatilité değıřkeninin yanı sıra göreceli fiyatlar ve sanayileřmiř ülkelerin endüstriyel üretimi değıřkenleri dahil edilmiştir. Granger eşbütünleşme testinin kullanıldığı analiz sonuçlarına göre döviz kuru volatilitesi incelenen ülkelerin ihracatını olumsuz etkilemektedir. Doğanlar (2002), Türkiye, Endonezya, Güney Kore ve Pakistan ihracatının modelde yer alan değıřkenlerdeki bir değıřmeden etkilendikten sonra yeniden dengeye gelmesinin uzun zaman aldığını da belirtmektedir. Öztürk ve Acaravcı (2002) ise 1989:01-2002:02 dönemine ait aylık verileri kullanarak Johansen eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli ile Türkiye ihracatına reel döviz kuru volatilitésinin etkisini arařtırmıştır. Reel efektif döviz kuru değıřim oranının hareketli ortalama yöntemiyle hesaplanmış standart sapmasının volatilité ölçüsü olarak kullanıldığı çalışmada döviz kuru volatilitésinin Türkiye ihracatına anlamlı negatif etkisi olduğu; ancak bu etkinin

kalıcı olmadığı şeklinde bulgulara ulaşılmıştır. Sarı (2004), SWARCH modeli ile tahmin edilen döviz kuru volatilitésinin Türkiye ithalatına etkisini 1982:05-2006:12 aylık verilerini kullanarak analiz etmiştir. EKK yöntemi tahmin sonuçları volatilitenin ithalat üzerinde anlamlı ve negatif bir etkisi olduğunu göstermiştir.

Saatçioğlu ve Karaca (2004), döviz kuru volatilitésinin Türkiye ihracatı üzerindeki etkisinin Johansen eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli kullanılarak araştırıldığı bir diğer çalışmadır. Çalışmada, volatilité reel efektif döviz kuru endeksi değişim oranının standart sapmasının hareketli ortalaması şeklinde hesaplanmış ve ekonomik analiz 1983:Q3-2000:Q4 dönemi verileri üzerinden yürütülmüştür. Çalışmada elde edilen bulgulara göre döviz kuru volatilitesi Türkiye ihracatını uzun ve kısa dönemde negatif etkilemektedir. Kasman ve Kasman (2005) ise döviz kuru volatilitésinin ihracata etkisini 1982:Q1-2001:Q4 Türkiye verileriyle incelemiştir. Çalışmanın kapsadığı dönem Saatçioğlu ve Karaca (2004)'nın analiz dönemini ile oldukça benzerlik göstermenin yanı sıra Kasman ve Kasman (2005)'de de Saatçioğlu ve Karaca (2004)'da kullanılan ekonometrik analiz yöntemi kullanılmıştır. Ayrıca her iki çalışmada da döviz kuru volatilitésinin hesaplanmasında hareketli standart sapma yöntemi kullanılmıştır. Kasman ve Kasman (2005), döviz kuru volatilitésinin Türkiye ihracatına etkisini reel döviz kurunun volatilitésinin yanı sıra nominal efektif dolar/TL kuru ve nominal efektif Alman markı/TL kuru volatilitésini de ihracat talep fonksiyonuna ayrı ayrı dahil ederek analiz etmekte olduğu için bu üç modelden elde edilen sonuçların karşılaştırılabilmesi imkanını da vermektedir. İki çalışmanın birbirinden ayrıldığı diğer bir nokta ise modele volatilité değişkeni dışında dahil edilen açıklayıcı değişkenlerdir.

Kasman ve Kasman (2005), ekonometrik analizi volatilité deęiřkeninin dahil edildięi klasik ihracat talep modeli üzerinden yrtmřtr. Saatioęlu ve Karaca (2004) ise talep modeline dviz kuru volatilitesi ile birlikte reel dviz kurunu ve mevsim kuklasını da dahil etmiřtir. İnceleme dnemi, volatilité hesaplama yntemi ve ekonometrik analiz yntemi olarak birbirine olduka benzeyen iki alıřmanın sonuları farklılık gstermektedir. Kasman ve Kasman (2005), Saatioęlu ve Karaca (2004)'da ulařılan sonuların aksine, reel dviz kuru volatilitesinin Trkiye ihracatı zerine kısa ve uzun dnemde anlamlı pozitif etkisi olduęu řeklinde bir sonu elde etmiřtir. Nominal dviz kuru volatilitesinin ihracata etkisi ise kısa dnemde negatif iken; uzun dnemde yine pozitif bulunmuřtur. Bu karřılařtırma dviz kuru volatilitesinin ihracata etkisi arařtırılırken modele dahil edilen dięer baęımsız deęiřkenlerin sonucu nemli lde deęiřtirebildięini gstermesi aısından nemlidir.

Kse, Ay ve Topallı (2008), 1995:1-2008:6 dnemi iin dviz kuru volatilitesinin Trkiye ihracatına etkisini arařtırmıř ve logaritmik birinci sıra farkı alınan reel dviz kuru iin standart sapma, reel dviz kurudaki deęiřmenin hareketli standart sapması ve GARCH modeli ile hesaplanan kořullu varyans olmak zere 3 farklı volatilité ls kullanmıřtır. Johansen eřbtnleřme testi ve hata dzeltme modeli sonuları dviz kuru volatilitesinin Trkiye ihracatı zerinde kısa ve uzun dnemde anlamlı ve olumsuz etkisinin bulunduęunu, ancak bu etkinin 2 ay gibi bir srede ortadan kalktıęını iřaret etmiřtir. ztrk ve Kalyoncu (2009), dviz kuru volatilitesinin Gney Afrika, Gney Kore, Pakistan, Polonya, Macaristan ve Trkiye'nin ihracatı zerine etkisini 1980:Q1-2005:Q4 verileri ile incelemiřtir. Reel dviz kuru artıř oranının 4 dnemlik hareketli standart sapmasının volatilité ls olarak kullanıldıęı alıřmada

analiz sonuçları, döviz kuru volatilitésinin kısa dönemde Güney Kore, Pakistan, Polonya ve Güney Afrika ihracatına anlamlı negatif etkisi olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde ise Polonya, Pakistan, Güney Kore ve Güney Afrika ihracatı döviz kuru volatilitésinden olumsuz etkilenirken; Türkiye ve Macaristan ihracatı pozitif etkilenmektedir. Tarı ve Yıldırım (2009), ihracat talep modeline mevsimsel etkiyi de dahil ederek döviz kuru volatilitésinin Türkiye ihracatına etkisini 1989:Q1-2007:Q3 dönemi için incelemiştir. Johansen eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli ile analiz edilen ihracat talep modelinde yer alan volatilité değişkeni reel döviz kurunun standart sapmasının 8 dönemlik hareketli ortalaması şeklinde hesaplanmıştır. Çalışmada döviz kuru volatilitésinin kısa dönemde Türkiye ihracatı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı, uzun dönemde ise etkinin anlamlı ve negatif olduğu sonucu elde edilmiştir.

Reel döviz kuru volatilitésinin ikili dış ticarete etkisini araştıran bir çalışma olan Koray ve Lastrapes (1989), ABD'nin İngiltere, Fransa, Almanya, Japonya ve Kanada'yla olan ithalatı üzerindeki döviz kuru volatilitésini inceleyen bir çalışmadır. Bu çalışmada, analiz sürecinde reel döviz kurundaki artış oranının 12 dönemlik hareketli standart sapması şeklinde elde edilen volatilité değişkeni kullanılırken; para arzı, uzun dönem hazine bonusu getirisi, tüketici fiyat endeksi, endüstriyel üretim endeksi ve nominal döviz kuru da modelde yer alan diğer açıklayıcı değişkenlerdir. Çalışmadan elde edilen bulgular reel döviz kuru volatilitésini ile ABD'nin ele alınan ülkelerle olan ithalatı arasında güçlü bir ilişki olmadığı yönündedir, ancak döviz kuru volatilitésini üzerindeki sürekli şokların ithalatı azaltıcı bir etkisi olabileceği de çalışmada belirtilmiştir. Reel döviz kuru volatilitésinin ikili dış ticaret hacmine etkilerini incelemeye yönelik

bir diğ er  alıřma olan Aristotelous (2001), genelleřtirilmiř  ekim modeli yardımıyla 110 yıllık bir d nem (1889-1999) i in d viz kuru volatilitenin İngiltere'nin ABD'ye olan ihracatına etkisini incelemiřtir.  alıřmada, d viz kuru volatilitesi  l      olarak ikili reel efektif d viz kuru deęiřmelerinin hareketli standart sapması kullanılmakla birlikte; modele d viz kuru rejimi deęiřmeleri (sabit kur, y netimli dalgalanma, serbest dalgalanma) de ticaret hacminin bir belirleyicisi olarak dahil edilmiřtir. Bu  alıřmadan elde edilen Granger eřb t nleřme testi sonu ları d viz kuru volatilitenin ve d viz kuru rejimi deęiřikliklerinin İngiltere'nin ABD'ye ihracatı  zerinde etkisi olmadıęını iřaret etmektedir. Aristotelous (2002) ise d viz kuru volatilitenin ABD'nin Kanada, Almanya, Japonya ve İngiltere'ye olan ihracatına etkisini uzun d nem ihracat fonksiyonunu kullanarak 1959-1997 d nemi    aylık verileriyle incelemiřtir. D viz kuru volatilitesi  l      ve kullanılan tahmin y ntemi Aristotelous (2001) ile aynıdır. Elde edilen sonu lar d viz kuru volatilitenin, uzun d nemde ABD'nin Almanya ve Japonya'ya olan ihracatı  zerinde pozitif etkisinin olduęu, kısa d nemde Almanya ve İngiltere'ye olan ihracatı  zerinde negatif etkisinin olduęu, Japonya'ya olan ihracatına etkisinin ise belirsiz olduęu y n ndedir.

Reel d viz kuru volatilitenin T rkiye'nin ikili ihracat hacmi  zerine etkisini arařtıran Vergil (2002), 1990:1-2000:12 d nemini kapsamakta ve reel d viz kurunun tahmin edilen trendi etrafındaki varyansı ve reel d viz kuru y zde deęiřimlerinin 12 aylık standart sapması olmak  zere iki farklı volatilit   l      kullanmaktadır. T rkiye'nin ABD, Fransa, Almanya ve İtalya'ya reel ihracatına reel d viz kuru volatilitenin etkisinin incelendięi  alıřmada, volatilitenin hem kısa d nemde hem de uzun d nemde Almanya olan ihracata negatif etkisi

olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca elde edilen bulgular uzun dönemde ABD ve Fransa ile olan ihracatın da döviz kuru volatilitelerinden olumsuz etkilendiğini göstermiştir. Doğru ve Uysal (2013) ise Türkiye'nin ikili ihracatı üzerine döviz kuru volatilitelerinin etkisini Türkiye-Euro bölgesi ihracatını ele alarak incelemiştir. 2002:01-2010:12 aylık verileriyle yürütülen çalışmada reel efektif döviz kuru volatilitesi 12 dönemlik hareketli standart sapma yöntemi ve GARCH modeli ile elde edilmiştir. Çalışmada elde edilen ARDL sınır testi sonuçları döviz kuru volatilitelerinin Türkiye-Euro bölgesi ihracatını kısa dönemde anlamlı ve negatif, uzun dönemde ise pozitif etkilediği şeklindedir. Ancak volatiliteler değişkeninin katsayıları her iki dönem için oldukça küçük elde edilmiştir.

Reel döviz kuru volatilitelerinin sektörel dış ticarete etkisini araştıran bir çalışma olan Chou (2000), döviz kuru volatilitelerinin Çin'in toplam ve sektörel ihracatına etkisini 1981:Q1-1996:Q4 dönemi için incelemektedir. Ele alınan sektörler ise gıda maddeleri-içecek ve tütün, mamül mallar, mineral yakıtlar ve endüstriyel malzeme sektörleridir. ARDL ve Johansen eşbütünleşme testinin analiz yöntemi olarak kullanıldığı çalışmada döviz kuru volatilitesi ARCH temelli model kullanılarak elde edilmiştir. Johansen eşbütünleşme testinden elde edilen sonuçlar, döviz kuru volatilitelerinin uzun dönemde toplam ihracat ile mamul mallar ve mineral yakıtlar ihracatı üzerinde anlamlı negatif etkisi bulunduğunu, gıda maddeleri, içecek ve tütün ihracatı üzerinde ise anlamlı bir etkisi olmadığını göstermektedir. ARDL modeli sonuçları ise endüstriyel malzeme ihracatının döviz kuru volatilitelerinden olumlu etkilendiğini işaret etmektedir. Cho vd. (2002) ise 10 gelişmiş ülke için döviz kuru volatilitelerinin tarım sektörü dış ticaretine etkisini, toplam dış ticarete ve diğer sektörlerin dış

ticaretine etkisiyle karşılaştırmalı olarak incelemiş ve bu amaçla 1974-1995 dönemini ele almıştır. Reel döviz kurunun birinci dereceden farkının 10 yıllık hareketli standart sapması ve Perée ve Steinherr yöntemiyle hesaplanan volatilité olmak üzere iki farklı volatilité ölçüsü kullanılan çalışmada çekim modeli kullanılmaktadır. Farklı volatilité ölçülerinin dahil edildiği iki modelden elde edilen sonuçlara göre, döviz kuru volatilitésinin toplam dış ticaret ile diğer imalat sanayi ve tarım sektörü dış ticareti üzerinde anlamlı negatif etkisi bulunmakta iken, kimyasal maddeler sektörü dış ticareti üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur. Ayrıca döviz kuru volatilitésinin tarım sektörü dış ticaretine olan olumsuz etkisi imalat sanayi dış ticareti ve toplam dış ticaret üzerindeki etkisine göre daha fazladır. Bredin vd. (2003) döviz kuru volatilitésinin İrlanda-AB ihracatı üzerindeki etkisini toplam ve Standart Uluslararası Ticaret Sınıflaması temelinde sektörel düzeyde inceleyen bir çalışmadır. Logaritmik reel efektif döviz kuru değişim oranının 8 dönemlik hareketli standart sapmasının volatilité ölçüsü olarak kullanıldığı çalışma, 1978:Q3–1998:Q4 dönemini kapsamaktadır. Johansen eşbütünleşme testinin analiz yöntemi olarak kullanıldığı Bredin vd. (2003), döviz kuru volatilitésinin İrlanda-AB toplam ve SITC 0-4 ile SITC 4-8 temelinde sektörel ihracatına kısa dönemde anlamlı bir etkisinin bulunmadığı, uzun dönemde ise anlamlı ve pozitif bir etkisinin olduğu yönünde sonuçlar vermiştir.

De Vita ve Abbott (2004), döviz kuru volatilitésinin İngiltere'nin AB-14 ülkelerine ihracatına etkilerini toplam ihracat, gıda-içecek ve tütün ihracatı, temel malzemeler ihracatı ve hizmet ihracatı ayrımına giderek incelemektedir. Dört farklı döviz kuru volatilitésini ölçüsünün kullanıldığı çalışmada, ARDL sınır testinden elde edilen sonuçlar döviz kuru volatilitésinin İngiltere'nin AB14

lkelerine hizmet ihracatı zerinde uzun dnemli ve anlamlı bir etkisi olduėunu iřaret etmektedir. Dviz kuru volatilitelerinin toplam ihracat ile yiyecek-iecek ve ttn ve temel malzemeler ihracatı zerine ise uzun dnemde anlamlı bir etkisi yoktur. Kayumova (2011) reel dviz kuru volatilitelerinin sektrel ihracat zerine etkilerini arařtıran son dnem alıřmalardan biridir. 1996-2009 dnemi iin zbekistan toplam ve sektrel ihracatına dviz kuru volatilitelerinin etkisinin arařtırıldıėı alıřmada, reel dviz kurunun trend etrafındaki varyansı, bir dnem nceki deėerine gre greceli deėiřimi ve ARCH temelli model olmak zere  farklı volatiliteler ls kullanılmıřtır. Reel dviz kurunun trend etrafındaki varyansının kullanıldıėı modele gre dviz kuru volatiliteleri toplam ihracat ile birlikte kimyasal maddeler, makine, enerji, gıda ve metal ihracatını olumsuz etkilemekte iken; volatilitenin pamuk ihracatı zerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. alıřmada kullanılan diėer iki volatiliteler lsnn kullanıldıėı modellerin sonularına gre ise dviz kuru volatilitelerinin dviz kuru zerinde genel olarak anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır.²

Sektrel dzeydeki ihracata dviz kuru volatilitelerinin etkisini Trkiye'yi ele alarak inceleyen Tunsiper ve kszler (2006), 1980-2001 dnemi  aylık verilerini kullanmaktadır. Dviz kuru volatilitelerinin ARCH temelli model ile hesaplandıėı alıřmada ekonomik analizler Johansen eřbtnleřme testi ve hata dzeltme modeli kullanılarak yapılmıřtır. Analiz sonuları dviz kuru

² ARCH temelli hesaplama yntemiyle elde edilen dviz kuru volatilitelerinin kullanıldıėı modele gre dviz kuru volatilitelerinin yalnızca enerji ihracatına anlamlı ve pozitif etkisi olduėu, reel dviz kurunun bir dnem nceki deėerine gre deėiřimi řeklinde elde edilen dviz kuru volatilitelerinin dahil edildiėi modele gre ise makine ihracatının dviz kuru volatilitelerinden olumsuz etkilendiėi doėrultusunda sonular elde edilmiřtir.

volatilitesinin Türkiye'nin toplam ihracatı ve imalat sanayi malları, hammadde, enerji ve tarım sektörü ihracatı üzerinde anlamlı ve negatif etkisi olduğunu göstermektedir. Reel döviz kuru volatilitesinin ihracat üzerine etkilerini yatırım ve tüketim malları ihracatı ayırımı ile ele alan Erden ve Sağlam (2009), 1989:01-2008:10 dönemini ele alarak volatilité serisini hesaplamada GARCH modelini kullanmıştır. ARDL testi ve hata düzeltme modeli ile elde edilen ekonometrik sonuçlara göre döviz kuru volatilitesinin uzun dönemde toplam ihracat ve yatırım malları ihracatı üzerinde negatif etkisi bulunmakta iken tüketim malları ihracatı döviz kuru volatilitesinden etkilenmemektedir. Hatırlı ve Önder (2009) ise döviz kuru volatilitesinin Türkiye ihracatı üzerindeki etkilerini tekstil ve konfeksiyon sektörü özelinde ele alarak incelemektedir. 1998-2008 dönemi aylık verileri kullanılarak yürütölen ampirik çalışmada ekonometrik yöntem olarak Johansen-Jelius eşbütünleşme testi, hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Analiz sonuçları GARCH modeli ile tahmin edilen döviz kuru volatilitesinin tekstil ve konfeksiyon ihracatı üzerinde anlamlı ve negatif bir etkisi olduğunu, ancak bu etkinin kalıcı olmayıp tekstil ve konfeksiyon ihracatının 10 aylık bir süre içerisinde dengeye geri döndüğünü göstermektedir.

Erdal vd. (2012), reel döviz kuru volatilitesinin Türkiye tarımsal ihracat ve ithalatı üzerine etkisini 1995:1-2007:11 dönemi için araştırmaktadır. Döviz kuru volatilitesinin GARCH modeliyle hesaplandığı çalışmada ekonomik analizlerde Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Analizden elde edilen bulgular, döviz kuru volatilitesinin uzun dönemde tarımsal ihracat üzerinde pozitif, tarımsal ithalat üzerinde ise negatif etkisi olduğunu işaret etmektedir. Döviz kuru volatilitesinin Türkiye tarımsal dış

ticareti üzerine etkilerini arařtıran bir diğerk alıřma olan Yanıkkaya, Kaya ve Öztürk (2013) ise reel döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin 46 ülkeye gerekleřtirdiğı tarım sektörü ihracatı üzerindeki etkisini altı tarımsal ürün (kuru incir, fındık, narenciye, yař ve kuru üzüm ile işlenmemiş tütün) özelinde incelemektedir. alıřmada kullanılan volatilité ölçüsü uzun ve kısa dönem volatilité olarak hareketli standart sapma yöntemiyle hesaplanmıştır. Poisson pseudo maksimum likelihood yöntemiyle panel veri analizi yapılan alıřmada döviz kuru volatilitésinin ele alınan 6 tarımsal ürün ihracatına kısa ve uzun dönemde anlamlı bir etkisi olmadığı şeklinde sonuçlar elde edilmiştir.

Bu başlık altında ele alınan ampirik alıřmaların bulguları göstermiştir ki, döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerindeki etkisinin varlığı ve eğer bir etkisi varsa bu etkinin yönü noktasında oldukça farklılaşmaktadır. Literatürdeki alıřmalardan elde edilen sonuçlar, gelişmiş-gelişmekte olan ülkeleri ele alan alıřmalar ya da döviz kuru volatilitésinin toplam-ikili-sektörel ticarete etkisini ele alan alıřmalar ayrımında ele alındığında bile, döviz kuru volatilitésinin dış ticarete etkisiyle ilgili ortak bir yargıya varılmasını sağlayamamaktadır. Ancak burada incelenen ampirik alıřmaların sonuçları göz önünde bulundurulduğunda, döviz kuru volatilitésinin dış ticareti negatif etkilediğı şeklindeki yaygın görüşün ampirik alıřmalarla da desteklendiğı söylenebilir.

Üçüncü Bölüm

Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitesinin Dış Ticaret Hacmi Üzerine Etkisi

1. Sektörel Reel Döviz Kurunun Hesaplanması

1980'lerde başlayan dışa dönük sanayileşmeye ve ekonomide liberalleşmeye dayalı ekonomi politikaları Türkiye için önemli yapısal dönüşümlere neden olmuştur. Bu politikalar kapsamında alınan önlemlerden biri de sabit döviz kuru uygulamasından esnek döviz kuru uygulamasına geçilmesidir. Merkez Bankası 30 Nisan 1981 tarihinden itibaren günlük döviz kuru ilan etmeye başlamıştır.

Merkez Bankası'nın günlük olarak ilan ettiği döviz kuru nominal döviz kurudur ve parasal bir kavram olarak iki para biriminin görelî fiyatını göstermektedir. Nominal döviz kurları kullanılarak elde edilen nominal efektif döviz kuru (NEK), Türkiye'nin dış ticaretinde önemli paya sahip ülkelerin para birimlerinden oluşan sepete göre, Türk Lirası'nın ağırlıklı ortalama değeridir. Reel efektif döviz kuru (REK) ise NEK'deki nispi fiyat etkileri arındırılarak elde edilmektedir. Reel döviz kuru (REK) yabancı ülkelerde üretilen malların yurtiçinde üretilen mallar cinsinden görelî fiyatını yansıtan ve uluslararası rekabeti ölçmek için yaygın bir şekilde kullanılan göstergelerden birisidir.

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından hesaplanan reel efektif döviz kuru endeksleri ülkemiz fiyat düzeyinin dış ticaret yaptığımız ülkelerin fiyat düzeylerine oranının ağırlıklı geometrik ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Bu yöntem aşağıdaki matematiksel formül ile ifade edilebilir (TCMB: 2005).

$$REK = \prod_{i=1}^N \left[\frac{P_{TUR}}{P_i * e_{i,TUR}} \right]^{W_i} \quad (2.46)$$

Burada W_i , i ülkesinin Türkiye'nin REK endeksindeki ağırlığını; P_{TUR} , Türkiye'nin fiyat endeksini; P_i , i ülkesinin fiyat endeksini; $e_{i,TUR}$, TL cinsinden i ülkesi parasının kurunu; N ise analize dahil edilen ülke sayısını göstermektedir.

Elde edilen reel efektif kurun artışı TL'nin reel olarak değer kazandığını, diğer bir anlatımla Türk mallarının yabancı mallar cinsinden fiyatının arttığını göstermektedir. Bu özelliği reel efektif döviz kurunun uluslararası rekabet gücü araştırmalarında sıklıkla kullanılmasına neden olmaktadır.

Ulusal düzeyde, döviz kuru hareketlerinin analizi toplam ticaret üzerinden ağırlıklandırılmış döviz kurlarına dayanmaktadır. Ancak bu şekilde hesaplanan reel döviz kurları, döviz kurlarındaki hareket nedeniyle değişen farklı sanayi dallarına özgü rekabet koşullarını açıklamada, endüstri ticareti üzerinden ağırlıklandırılmış bir reel döviz kuru kadar başarılı olamamaktadır.

Tüm sektörler için genel olarak hesaplanan reel döviz kuru endeksinin bu dezavantajını göz önünde bulunduran Goldberg (2004), Amerika Birleşik Devletleri için endüstri bazlı üç reel döviz kuru endeksi hesaplamaktadır. Bunlar temelde ikili reel döviz kurlarına (rer_t^c) her c ticaret ortağı için uygulanan ağırlıkların seçiminde farklılaşmaktadır. Hesaplanan indeksler aşağıdaki gibidir:

İhracat ağırlıklı:

$$xer_t^i = \sum_c w_t^{ic} * rer_t^c w_t^{ic} = \frac{X_t^{ic}}{\sum_c X_t^{ic}} \quad (2.47)$$

İthalat ağırlıklı:

$$mer_t^i = \sum_c w_t^{ic} * rer_t^c w_t^{ic} = \frac{M_t^{ic}}{\sum_c M_t^{ic}} \quad (2.48)$$

Ticaret ağırlıklı:

$$ter_t^i = \sum_c \left(0.5 \frac{X_t^{ic}}{\sum_c X_t^{ic}} + 0.5 \frac{M_t^{ic}}{\sum_c M_t^{ic}} \right) * rer_t^c \quad (2.49)$$

Bu eşitliklerde rer_t^c , ABD'nin her c ticaret partneri için ikili reel döviz kurlarını göstermektedir. İkili reel döviz kurları ülkelerin nominal döviz kurları (dolar başına yerel para) ile bu ticaret ortağı ülke karşısında Amerika Birleşik Devletleri'nin tüketici fiyat indeksi oranının çarpılması yoluyla elde edilmiştir. Elde edilen ikili reel döviz kuru 1990:1 değeri baz alınarak endekse dönüştürülmüştür. Fiyat etkisini arındırmada tüketici fiyat indeksi kullanılmıştır. Hesaplanan bu üç endeks için endeks değerindeki artış Amerikan dolarında reel değer artışını ifade etmektedir.

Goldberg (2004) bu üç endeksi yirmi imalat sanayi alt sektörü ve on imalat sanayi dışındaki sektör için 1970-2002 döneminde aylık olarak hesaplamıştır. c indisi ile gösterilen ticaret ortağı ülke sayısı imalat sanayi sektörleri için hesaplanan indekslerde 34, imalat sanayi dışındaki sektörlerde 29 tanedir.

Çalışmada, endüstriye özgü olarak hesaplanan reel döviz kuru endekslerinin, genel reel döviz kuru endeksiyle korelasyonları da hesaplanmıştır. 30 sektör

için hesaplanan sektörel reel döviz kurunun genel reel döviz kuru endeksiyle korelasyonu, ihracat ağırlıklı sektörel reel döviz kurunda 26 sektör için, ithalat ağırlıklı sektörel reel döviz kurunda 27 sektör için 0.70'den büyüktür. Bu döviz kurlarının genel reel döviz kuru ile birlikte hareket ettiğinin göstergesidir.

Ancak Goldberg (2004)'te reel döviz kuru hesaplamakta kullanılan aritmetik ortalama yöntemi baz yılına oldukça duyarlı olduğundan, baz yılı değıştikçe endeks değeri farklılaşmaktadır. Ayrıca aritmetik ortalama ile ağırlıklandırma yöntemi kullanılarak oluşturulan endeks, içinde ağırlığı fazla olan para birimlerindeki değışikliğin etkisini daha fazla yansıtmaktadır (TCMB: 2005). TCMB de reel döviz kuru indeksini aritmetik ortalama yönteminin bu dezavantajları nedeniyle geometrik ortalama yöntemi ile hesaplamaktadır.

Geometrik ortalama yöntemini kullanarak sektörel döviz kuru hesaplanan çalışmalardan biri Alexandre vd. (2009)'dur. Bu çalışmada Portekiz için 1988-2006 zaman diliminde ISIC Rev 3. sanayi sınıflamasına göre sınıflandırılmış 21 sektör için dört farklı sektörel reel sanayi indeksi hesaplanmıştır. Sektörel döviz kuru hesaplamasında kullanılan eşitlikler sırasıyla sektör ihracatı ağırlıklı reel döviz kuru, sektör ithalatı ağırlıklı reel döviz kuru, sektör dış ticaret hacmi ve üçüncü ülke etkisinin dahil edildiği ihracat ağırlıklı reel döviz kurunu ifade etmek üzere aşağıdaki gibidir.

$$FXExp_{i,t} = \prod_{j=1}^{N(t)} (rer_{j,t})^{w_{exp,j,t}(i)}, \quad w_{exp,j,t}(i) = \frac{X_{j,t}(i)}{\sum_j X_{j,t}(i)} \quad (2.50)$$

$$FXImp_{i,t} = \prod_{j=1}^{N(t)} (rer_{j,t})^{w_{imp,j,t}(i)}, \quad w_{imp,j,t}(i) = \frac{M_{j,t}(i)}{\sum_j M_{j,t}(i)} \quad (2.51)$$

$$FXTrade_{i,t} = \prod_{j=1}^{N(t)} (rer_{j,t})^{w_{tra,j,t}(i)},$$

$$w_{tra,j,t}(i) = 0.5 \left(\frac{X_{j,t}(i)}{\sum_j X_{j,t}(i)} + \frac{M_{j,t}(i)}{\sum_j M_{j,t}(i)} \right) \quad (2.52)$$

$$FXTradeDW_{i,t} = \prod_{j=1}^{N(t)} (rer_{j,t})^{w_{dw,j,t}^i},$$

$$w_{dw,j,t}(i) = \frac{M_{j,t}(i)}{X_{j,t}(i) + M_{j,t}(i)} w_{imp,j,t}(i) + \frac{X_{j,t}(i)}{X_{j,t}(i) + M_{j,t}(i)} w_{xdw,j,t}(i) \quad (2.53)$$

Dış pazarlardaki rekabetin etkisini içeren i malının, j sektörü için ve t andındaki ihracat ağırlığı $w_{xdw,j,t}(i)$ aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$w_{xdw,j,t}(i) = \left(\frac{X_{j,t}(i)}{\sum_{l=1}^{N(t)} X_{l,t}(i)} \right) \left(\frac{\gamma_j(i)}{\gamma_j(i) + \sum_{h \neq j} X_{j,t}^h(i)} \right) + \sum_{k \neq j} \left(\frac{X_{j,t}(i)}{\sum_{l=1}^{N(t)} X_{l,t}(i)} \right) \left(\frac{X_{k,t}^i(i)}{\gamma_k(i) + \sum_{h \neq k} X_{k,t}^h(i)} \right) \quad (2.54)$$

Burada $FXExp_{i,t}$, $FXImp_{i,t}$, $FXTrade_{i,t}$ ve $FXTradeDW_{i,t}$, sırasıyla, j ülkesinin t anında i sektörü için hesaplanan döviz kurundaki ihracat, ithalat, dış ticaret ve üçüncü pazarlardaki rekabetin etkisinin dahil edildiği ihracat ağırlığının kullanıldığı sektörel reel döviz kurudur. $w_{exp,j,t}(i)$, $w_{imp,j,t}(i)$, $w_{tra,j,t}(i)$ ve $w_{xdw,j,t}(i)$ ise sırasıyla ihracat, ithalat, dış ticaret ve üçüncü pazarlardaki rekabetin etkisinin dahil edildiği ihracat ağırlığı göstermektedir. $M_{j,t}(i)$ ve $X_{j,t}(i)$, sırasıyla i sektöründe t anında j ülkesinden yapılan ithalat ve j ülkesine yapılan ihracat miktarını simgelemektedir. $rer_{j,t}$, yerli para ile yabancı paranın dönüşüm oranı, diğer bir deyişle ikili döviz kurudur. $X_{k,t}^h(i)$, h ülkesinden j

ülkesine yapılan i sektörü ihracatını, $\gamma_j(i)$, j ülkesinin kendi iç piyasasına arz ettiği yerli ürün miktarını ve N analize dahil edilen ülke sayısını temsil etmektedir.

Alexandre vd. (2009)'da sektörel reel döviz kurları hesaplanırken fiyat etkisini arındırmak için tüketici fiyat endeksi kullanılmıştır ve endeksin baz yılı 2000 olarak alınmıştır. Bu çalışmada hesaplanan sektörel reel döviz kurlarının genel reel döviz kuru ile korelasyonu oldukça yüksek bulunmuştur (6 sektörel reel döviz kuru için 21 sektörde korelasyon katsayısı 0.70'den, diğer 4 sektörel reel döviz kuru için ise 20 sektörde korelasyon katsayısı 0.70'den büyüktür).

Sektörel reel döviz kuru hesaplamasına yönelik bir diğer çalışma Lee ve Yi (2005)'tir. Bu çalışmada Kore için 1991-2006 döneminde aylık periyotta 2 basamaklı SITC sanayi sınıflamasına göre sınıflandırılmış sektörler için üç sektörel reel döviz kuru hesaplanmıştır. Sektörel reel döviz kuru hesaplanmasında kullanılan eşitlikler aşağıdaki gibidir:

$$REER_t^i = \prod_c \left(\frac{E_t^c P_t^{ic} / P_t^i}{E_0^c P_0^{ic} / P_0^i} \right)^{w_t^{ic}} \quad (2.55)$$

Burada sektör ihracat hacmi üzerinden hesaplanan c ülkesi ağırlığı için,

$$w_t^{ic} = ex_t^{ic} = \frac{X_t^{ic}}{\sum_c X_t^{ic}} \quad (2.56)$$

sektör ithalat hacmi üzerinden hesaplanan c ülkesi ağırlığı için,

$$w_t^{ic} = im_t^{ic} = \frac{M_t^{ic}}{\sum_c M_t^{ic}} \quad (2.57)$$

sektör dış ticaret hacmi üzerinden hesaplanan c ülkesi ağırlığı için ise,

$$w_t^{ic} = tr_t^{ic} = 0.5 \frac{X_t^{ic}}{\sum_c X_t^{ic}} + 0.5 \frac{M_t^{ic}}{\sum_c M_t^{ic}} \quad (2.58)$$

eşitlikleri kullanılarak hesaplanmıştır.

Bu çalışmada E^c , c ticaret partnerinin parasının bir birimi ile değiştirilebilen won cinsinden döviz kurunu göstermektedir. i endüstriyi, t zamanı ifade etmektedir. P_t^{ic} ve P_t^i , dış ticaret ortağı ülke c'nin ve Kore'nin fiyat endekslerini temsil etmektedir. ex_t^{ic} , im_t^{ic} ve tr_t^{ic} , sırasıyla c ülkesinin ihracat, ithalat ve dış ticaret ağırlıkları (w_t^{ic}); X_t^{ic} ve M_t^{ic} ise c ülkesine yapılan ihracat ve c ülkesinden yapılan ithalat miktarlarıdır. i endüstrisi için t zamanında hesaplanan reel döviz kurunun 1'den büyük olması wonun değerinin referans zaman noktasına kıyasla arttığını (ya da fiyat bazında rekabet gücünün arttığını) göstermektedir.

Lee ve Yi (2005)'i diğer iki çalışmadan ayıran temel fark bu çalışmada fiyat etkisini arındırmada tüketici fiyat indeksi yerine sektörel üretici fiyat indeksinin kullanılmış olmasıdır. Ancak ticaret ağırlığı sektörel döviz kuru hesaplamasında ağırlığa dahil edilen ülkeler için ulaşılabilir sektörel üretici fiyat indeksinin yokluğu durumuna, bu ülkeler için genel üretici fiyat indeksi kullanılmıştır.

Türkiye'nin reel efektif döviz kurunu sektörel düzeyde hesaplayan tek çalışma olan Saygılı vd. (2012), sektör kapsamı olarak Türkiye'nin dış ticaretindeki ağırlığı en yüksek olan 10 imalat sanayi sektörü seçmiştir. Çalışmada 2004-2008 dönemi baz olarak seçilmiş ve sektörel reel döviz kuru hesabına 38 ülke dahil

edilmiştir. Hesaplamalar, fiyat etkisinin arındırılmasında hem ÜFE hem de TÜFE kullanılarak yapılmıştır.

Sektörel kurların hesaplamasında kullanılan ithalat ağırlığı eşitlik (2.59)'daki gibidir:

$$w_{ji}^m = \frac{m_{jTUR}^i}{m_{jTUR}} \quad (2.59)$$

Burada w_{ji}^m , j sektöründe i ülkesinin ithalat ağırlığını m_{jTUR}^i , Türkiye'nin j sektöründe i ülkesinden yaptığı ithalat miktarını; m_{jTUR} ise Türkiye toplam j sektörü ithalat miktarını göstermektedir.

Saygılı vd. (2012)'de ihracat ağırlığı dış pazarlardaki rekabeti de içerecek şekilde aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

$$w_{ji}^x = \left(\frac{x_{jTUR}^i}{x_{jTUR}} \right) \left(\frac{y_{ji}}{y_{ji} + \sum_h x_{jh}^i} \right) + \sum_{k \neq i} \left(\frac{x_{jTUR}^k}{x_{jTUR}} \right) \left(\frac{x_{ji}^k}{y_{jk} + \sum_h x_{jh}^k} \right) \quad (2.60)$$

w_{ji}^x , j sektörü döviz kuru içerisinde i ülkesinin ihracat ağırlığını; x_{jTUR}^i j sektöründe i ülkesine yapılan ihracat miktarını; x_{jTUR} , Türkiye'nin j sektöründe yaptığı toplam ihracatı; x_{jTUR}^k , Türkiye'nin k ülkesiyle j sektöründeki mal ihracatını; x_{ji}^k , i ülkesinden k ülkesine yapılan ihracatı; y_{ji} , i ülkesinin j sektöründe yurtiçi piyasasına olan arzını; $\sum_h x_{jh}^i$, ise Türkiye dışındaki h ülkelerinden i ülkesine olan j sektörü ihracatını göstermektedir. Eşitlikteki ilk terim Türkiye'nin j sektöründe i ülkesiyle olan doğrudan rekabetini, ikinci terim ise i ülkesiyle üçüncü pazarlarda yapılan rekabeti ifade etmektedir.

m_{jTUR} ve x_{jTUR} , sırasıyla Türkiye'nin j sektörü toplam ithalat ve ihracat miktarını göstermek üzere, j sektörünün reel döviz kuru hesaplamasında kullanılan ikili genel ağırlık (w_{ji}) ise eşitlik (2.61)'de verilmiştir.

$$w_{ji} = \left(\frac{m_{jTUR}}{x_{jTUR} + m_{jTUR}} \right) w_{ji}^m + \left(\frac{x_{jTUR}}{x_{jTUR} + m_{jTUR}} \right) w_{ji}^x \quad (2.61)$$

Çalışmada kullanılan reel döviz kuru hesaplama yöntemi, geometrik ortalama yöntemi olarak seçilmiştir. REK_j , j sektörü için hesaplanan reel döviz kurunu göstermek üzere, sektörel döviz kuru aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

$$REK_j = \prod_{i=1}^N \left[\frac{P_{jTUR}}{P_{ji} * e_{i,TUR}} \right]^{w_{ji}} \quad (2.62)$$

Burada N , sektörel kur hesabına dahil edilen ülke sayısını; P_{jTUR} ve P_{ji} , sırasıyla Türkiye'deki ve i ülkesindeki sektörel fiyat endeksini; $e_{i,TUR}$ ise TL cinsinden i ülkesi parasının kurunu ifade etmektedir.

2003:Q1-2011:Q2 dönemi için üç aylık veriler kullanılarak her sektör için ÜFE ve TÜFE bazlı olmak üzere iki reel döviz kurunun hesaplandığı çalışmada, farklı fiyat endeksleri kullanılarak hesaplanan sektörel reel döviz kurları arasında önemli bir fark olduğu ve sektörlerle özgü dış ticaret ortaklarını göz önünde bulundurarak hesaplanacak sektörel reel döviz kurlarının, sektör performansını değerlendirmek için daha doğru bir araç olduğu gibi sonuçlara ulaşılmıştır.

Üretici fiyat endeksi ihracat rekabetini ölçmek için oldukça sık kullanılan bir fiyat endeksidir, çoğunluğu ticarete konu olan mallardan oluşan geniş bir mal grubunu kapsamakta ve sadece fiyat değişimlerini ölçmektedir. Saygılı vd.

(2012)'de hesaplanan sektörel reel döviz kurunun fiyat etkisini arındırmakta kullanılan endekslerden biri olan ÜFE'nin reel döviz kurunu hesaplarırken fiyat etkisini arındırmada kullanmanın bazı dezavantajları bulunmaktadır. Turner ve Van't dack (1993), bu endeksin oluşturulmasının ülkeden ülkeye büyük ölçüde değişmekte olduğunu ve bu durumun, endeksin TÜFE kadar kıyaslanabilir olması önünde bir engel oluşturmakta olduğunu belirtmiştir. Ayrıca uluslararası rekabette görece daha az önemli olan hammadde ve ara mallara daha fazla ağırlık verilmesinin imalat sanayi için hesaplanan sektörel reel kurlarda fiyat etkisini arındırmak için tercih edilmesi çok doğru sonuçlar vermeyecektir.

Bu çalışmada, Türkiye için ISIC Rev 3. sınıflandırmasında yer alan 22 imalat sanayi sektörü için sektörel reel döviz kurları hesaplanacaktır. Hesaplama dönemi olarak 2003:Q1-2012:Q2 alınmış ve üç aylık veriler kullanılmıştır. Ülke kapsamı olarak, Türkiye'nin sektörel dış ticaretinde 2009-2011 dönemi ortalamasında en yüksek ağırlığa sahip 68 ülke ele alınmıştır³. Yine sektörlerdeki son dönem gelişmelerin etkisini sektörel döviz kurlarına yansıtabilmek amacıyla sektörel reel döviz kuru ağırlıklarının hesaplanmasında 2009-2011 dönemi ortalama ikili ticaret akımları kullanılmıştır. Sektörel reel döviz kuru hesaplama yöntemi olarak Lee ve Yi (2005)'deki yöntem benimsenmekle birlikte; dış ticaret hacmi ağırlığına sektörel ithalat ve ihracatının sektörel dış ticaret hacmi içerisindeki paylarını da yansıtmak üzere ikili genel ağırlık hesabında Saygılı vd. (2012)'de kullanılan yöntem tercih

³ Sektörel döviz kuru hesaplamasına dahil edilen ülkelerin listesi Ek. 1'de verilmiştir.

edilmiştir. İthalat, ihracat ve dış ticaret ağırlıklarının hesaplandığı formüller sırasıyla aşağıda verilmiştir.

i sektörü için ihracat ağırlıklı döviz kuru (xer^i):

$$xer^i = \prod_{j=1}^N (rer_j)^{wx_j^i}, \quad wx_j^i = \frac{X_j^i}{\sum_{j=1}^N X_j^i} \quad (2.63)$$

i sektörü için ithalat ağırlıklı döviz kuru (mer^i):

$$mer^i = \prod_{j=1}^N (rer_j)^{wm_j^i}, \quad wm_j^i = \frac{M_j^i}{\sum_{j=1}^N M_j^i} \quad (2.64)$$

i sektörü için dış ticaret ağırlıklı döviz kuru (ter^i):

$$ter^i = \prod_{j=1}^N (rer_j)^{wt_j^i},$$

$$wt_j^i = \left(\frac{\sum_{j=1}^N X_j^i}{\sum_{j=1}^N X_j^i + \sum_{j=1}^N M_j^i} \right) wx_j^i + \left(\frac{\sum_{j=1}^N M_j^i}{\sum_{j=1}^N X_j^i + \sum_{j=1}^N M_j^i} \right) wm_j^i \quad (2.65)$$

Burada wx_j^i , wm_j^i ve wt_j^i sırasıyla j ülkesinin, i sektörü ihracatı, ithalatı ve dış ticaret hacmi içindeki ağırlığıdır. X_j^i , i ülkesine yapılan toplam ihracatı ve M_j^i , i ülkesinden yapılan toplam ithalatı, N ise hesaplamaya dahil edilen ülke sayısıdır. rer_j , j ülkesi ile Türkiye para birimlerinin birbiriyle değişim oranının fiyat etkisinden arındırılmış halini, yani reel döviz kurunu temsil etmektedir. Reel döviz kuru Eşitlik (2.66)'da gösterildiği gibidir.

$$rer_j = \frac{P_i}{P_i^j * e_{i,tr}} \quad (2.66)$$

$e_{i,tr}$, bir birim j ülkesi parası karşılığında verilen TL miktarını cinsinden ikili döviz kurunu; P_i ve P_i^j ise sırasıyla Türkiye ve j dış ticaret ortağının fiyat endekslerini simgelemektedir. Hesaplanan sektörel reel döviz kurundaki bir artış, TL'nin değer kazandığı, dolayısıyla da i sektörü altında sınıflandırılmış malların fiyatının yabancı mallara göre daha pahalı hale geldiği şeklinde yorumlanabilir.

Bu tezde, ihracat ağırlığının, üçüncü pazarlardaki rekabeti içerecek şekilde hesaplanmamasının nedeni, Alexandre vd. (2009) ve Saygılı ve Yılmaz (2012)'de hesaplanan i sektörü için üçüncü pazar ağırlığının dahil edildiği reel döviz kuru ile üçüncü pazar ağırlığının içerilmediği reel döviz kuru karşılaştırıldığında, aradaki farkın ihmal edilebilecek kadar küçük olmasıdır. Ayrıca yöntemin fazla teknik detay içeriyor olması, her iki çalışmanın da sektör kapsamı ile sektörel döviz kuru hesaplamasına dahil edilen ülke sayısının sınırlı tutulmasına neden olmuştur. Saygılı ve Yılmaz (2012)'de ülke sayısının nispeten sınırlı olması nedeniyle, hesaplama dahil edilen ülke ağırlıkları ve dolayısıyla bu ülkelerin para birimlerinin hesaplanan sektörel reel kur içerisindeki payı olduğundan daha büyük olacaktır.

Çalışmada, döviz kurunu fiyat etkisinden arındırmak için Turner ve Van't dack (1993)'te belirtilen dezavantajlar nedeniyle, sektörel bazda verilerin de yayınlandığı üretici fiyat endeksi (ÜFE) yerine toplulaştırılmış tüketici fiyat endeksi (TÜFE) kullanılmıştır. ÜFE yerine TÜFE'nin tercih edilmesinin bir diğer nedeni de Saygılı vd. (2012)'de hesaplama dahil edilen ülke sayısının nispeten daha kısıtlı olmasına rağmen sektörel bazda ÜFE yayınlanmaması nedeniyle 12 ülke için toplulaştırılmış ÜFE endeksi kullanılırken, diğer ülkeler

için sektörel ÜFE endeksi kullanılmasıdır. Sektörel ve toplulaştırılmış fiyat endekslerinin bir arada kullanılması, TÜFE'ye kıyasla hesaplama yöntemi ülkeden ülkeye daha büyük farklılıklar gösteren ÜFE'nin, endekse dahil edilen mal kapsamalarının ülkeler arasındaki farklılıklarını da arttıracaktır.

Tayvan'a ait ikili nominal döviz kuru ve TÜFE verileri ile Çin'e ait TÜFE verisi dışında, çalışmada kullanılan üç aylık ortalama ikili nominal döviz kuru ve TÜFE verileri International Money Fund-International Financial Statistics veri tabanından elde edilmiştir. Türkiye ile dış ticaret ortakları arasındaki ISIC REV 3. Sınıflamasına göre ikili ticaret akımı verileri ise Türkiye İstatistik Kurumu-Dış Ticaret İstatistikleri veri tabanından alınmıştır. Tayvan için ikili nominal döviz kuru ve TÜFE verileri Republic of China (Taiwan) ulusal veri tabanından elde edilmiştir. Çin'e ait TÜFE verisi ise OECD.Stat veri tabanından alınmıştır. Veri tabanlarından elde edilen ikili nominal döviz kuru, bir birim dolar karşılığı verilen ulusal para cinsinden olduğu için bu kurlar bir birim yabancı para karşılığı verilen Türk Lirasını ifade edecek şekilde dönüştürülmüştür. Elde edilen sektörel reel döviz kurları 2005 yılı baz yılı seçilerek endekse dönüştürülmüştür.

ISIC. Rev 3. sınıflandırmasında yer alan 22 imalat sanayi sektörü için hesaplanan ihracat ağırlıklı, ithalat ağırlıklı ve dış ticaret ağırlıklı sektörel döviz kurlarının TCMB tarafından yayınlanan toplulaştırılmış reel döviz kuru ile birlikte sunulan grafiksel gösterimi, Ek. 2'de verilmiştir. Saygılı vd. (2012)'de elde edilen bulguların aksine sektörel reel kurlar, toplulaştırılmış reel döviz kurundan büyük farklılıklar göstermemektedir. Ayrıca Ek 3'te verilen toplulaştırılmış reel döviz kuru ile dış ticaret ağırlıklı sektörel kurların birlikte

gösterildiği grafikler incelendiğinde, sektörel performansı ölçmede toplulaştırılmış reel döviz kurunun kullanılmasının, özellikle 2008 yılı ilk yarısı sonrasında, 32-Diğer ulaşım araçları sektörü dışındaki sektörlerdeki performansı olduğundan daha küçük, diğer ulaşım araçları sektörünün performansını ise olduğundan büyük görünmesine sebep olduğu söylenebilir.

Tablo 2. Korelasyon Düzeylerine Göre Sektörel ve Toplulaştırılmış Reel Döviz Kurları

	xer-mer	mer-ter	xer-ter	mer-rer	xer-rer	ter-rer
corr$\geq$0.90	14	18	21	14	16	17
0.90>corr$\geq$0.80	2	4	1	7	3	3
0.80>corr$\geq$0.70	4	0	0	0	2	1
0.70>corr	2	0	0	1	1	1

Ek 4.'teki tablo incelendiğinde sektörler için hesaplanan farklı reel döviz kurlarının birbirleriyle ve toplulaştırılmış reel döviz kuru ile yüksek oranda pozitif korelasyonlu olduğu görülmektedir. Ek 4'teki tablonun bir özeti niteliğini taşıyan Tablo 1'e göre, birlikte hareket etme derecesi nispeten düşük olan kurlar ihracat ağırlıklı sektörel reel döviz kuru-ithalat ağırlıklı sektörel reel döviz kuru ve ithalat sektörel ağırlıklı reel döviz kuru-toplulaştırılmış reel döviz kurudur. Yine de tablodaki bulgulardan hareketle hesaplanan sektörel reel döviz kurları ve toplulaştırılmış döviz kuru arasındaki korelasyon derecelerinin oldukça yüksek olduğu söylenebilir. Ayrıca dış ticaret ağırlıklı sektörel reel döviz kurlarının birlikte hareket etme düzeyi ile ilgili Ek 5.'teki tabloda izlenen yüksek korelasyon katsayıları, sektörel reel döviz kurlarının da aynı yönde birlikte hareket ettikleri şeklinde yorumlanabilir.

2. Sektörel Döviz Kuru Volatilitesinin Dış Ticaret Hacmi Üzerine Etkisi:

Ekonometrik Analiz

Tezin bu kısmında sektörel reel döviz kuru volatilitesinin Türkiye'nin ISIC Rev. 3 sınıflamasına göre 22 imalat sanayi sektörü ihracatı ve ithalat hacmine etkileri araştırılacaktır. Bu amaçla öncelikle araştırmada kullanılan ekonometrik model ve veri seti sunulmaya çalışılacaktır. Ardından ekonometrik analizde kullanılacak ekonomik yöntemler ayrıntılı bir şekilde incelendikten sonra sektörel reel döviz kuru volatilitesinin sektörel ihracat ve ithalat hacmine etkisini incelemek amacıyla yürütülen ekonometrik analizin sonuçları verilecektir.

2.1. Ekonometrik Model ve Veri Seti

Döviz kuru volatilitesinin dış ticaret hacmine etkisini inceleyen çalışmaların genelinde uzun dönem talep fonksiyonu kullanılmaktadır. İhracatı yurtdışı gelir (Y^*) ve göreceli fiyatlarla (RP) ilişkilendiren uzun dönem talep fonksiyonu aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$X = f(Y^*, RP) \quad (3.3)$$

Burada ihracatı simgeleyen X , nominal ya da reel olabilir. Ancak ihracatın fiyat artış ve azalışlarından kaynaklanan değişmelerini modele dahil etmemek için çoğunlukla reel ihracat kullanılmaktadır. Yurtdışı gelir (Y^*) değişkeni, özellikle üç aylık ya da aylık dönemlerde dünya için GSYİH verisi bulunmadığından literatürdeki çalışmalarda OECD ya da G7 ülkelerine ait GSYİH ile temsil edilmektedir. Yurtdışı gelir değişkeni için proxy olarak sanayi üretim indeksi de kullanılabilir. Göreceli fiyatlar değişkenini (RP) temsilen reel efektif

döviz kuru ve/veya dış ticaret hadleri kullanılmaktadır. Dış ticaret hadleri ülke ihracat fiyatlarının dünya ihracat fiyatlarına oranı ya da ülke ihracat fiyatlarının ithalat fiyatlarına oranı şeklinde hesaplanabilir. Bu hesaplama şekline göre göreceli fiyatların 1'den büyük olması rekabet gücü kaybı, 1'den küçük olması ise rekabet gücü kazancını ifade etmektedir. Göreceli fiyatların ihracat üzerindeki etkisinin ise negatif olması beklenmektedir.

İhracat talep fonksiyonuna göre yurtdışı gelirde gerçekleşen artışlar, ihracatta da artışa neden olmaktadır. Dünya gelirinin artması, artan tüketim ve yatırım mallarına yapılan harcamaların artmasına yol açmaktadır. Dolayısıyla ülkelerin kendi ürettikleri mallara olan talepleri ile birlikte yabancı mallara olan taleplerini de arttıracakları beklenmektedir. Bu durum ilgili ülke için ihracatta bir artış anlamına gelmektedir. Göreceli fiyatlardaki artışları ile ilgili teorik beklenti ise ihracatı olumsuz etkileyeceği yönündedir. Göreceli fiyatlar reel efektif döviz kuru ile temsil edildiği durumda reel efektif döviz kurundaki bir artış, ülke parasının reel anlamda değer kazanmasına neden olacaktır. Bu ise ülke parasının diğer ülke para birimleri cinsinden fiyatının artması, dolayısıyla ülkenin ihraç ettiği malların diğer ülkelerde üretilen mallara kıyasla daha pahalı hale gelmesi demektir. Göreceli fiyatlardaki artışın ihracat üzerindeki etkisi bu nedenle negatif olacaktır.

Benzer şekilde uzun dönem ithalat talep fonksiyonu da Eşitlik (3.4)'teki gibi gösterilebilir.

$$M = f(Y, RP) \quad (3.4)$$

Eşitlik (3.4)'te ithalat yurtiçi gelirin (Y) ve göreceli fiyatların (RP) bir fonksiyonu olarak gösterilmektedir. Yurtiçi gelir (Y) modelde ülke GSYİH'sı ya da imalat sanayi üretim indeksi şeklinde yer almaktadır. Standart ithalat talep teorisinde yurtiçi gelir arttığında ithalatın da artması beklenmektedir. Diğer bir deyişle ithalat yurtiçi gelirin artan bir fonksiyonudur. Bu beklenti iki etkiden kaynaklanmaktadır. Birinci etki yurtiçi gelirin artması sonucu tüketim harcamaları da artması dolayısıyla yerli mallarla birlikte yabancı mallara olan talebin de artmasıyla oluşur. İkinci etki ise yurtiçi gelirin artmasıyla yatırım harcamalarının da artması ve artan yatırım malları talebinin karşılanamaması ya da talep edilen malların yurtiçinde üretilmemesi nedeniyle bu mallarının yurtdışından ithal edilmesi nedeniyle ortaya çıkmaktadır. Göreceli fiyatların ithalat üzerindeki etkisinin de pozitif olması beklenmektedir. Göreceli fiyatların reel efektif döviz kuru şeklinde modelde yer alması durumunda, reel efektif döviz kurundaki bir artış yurtdışında üretilen malların ülkede üretilen mallara göre daha ucuz hale gelmesine neden olacağından ithalat daha ucuz hale gelecektir. Bu durum yurtiçi mallara olan talebin yurtdışı mallara kayması nedeniyle oluşur.

Bu çalışmada döviz kuru volatilitésinin ihracat ve ithalat üzerindeki etkilerini incelemek amacıyla uzun dönem ihracat ve ithalat talep fonksiyonlarına döviz kuru volatilitésini deęiřkeni eklenecektir. Döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkilerini arařtırmakta kullanılacak model Eřitlik (3.5)'te verildięi gibidir.

$$\text{Log}(\text{EX}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(Y_{it}^*) + \beta_2 \text{Log}(\text{REER}_{it}) + \beta_3 \sigma_{it} + \varepsilon_{it},$$

$$i = 1, \dots, 22, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.5)$$

Burada, i sektörü için t anındaki reel ihracat değeri EX_{it} ; yurtdışı reel gelir Y_{it}^* , sektörel reel döviz kuru $REER_{it}$ ile ifade edilmektedir. σ_{it} ise i sektörü için elde edilen reel döviz kuru volatilitesi kullanılarak hesaplanan t anındaki volatilité değeridir. Volatilité değışkeni dışındaki değışkenler modelde logaritmik formda yer almaktadırlar. Modelde sabit terim β_0 ile gösterilmektedir. İhracatın gelir esnekliğı β_1 'in teorik olarak sıfırdan büyük olması beklenmektedir. İhracatın döviz kuru esnekliğı β_2 için teorik beklenti negatif olması yönündedir. β_3 katsayısı ise negatif ya da pozitif değeri alabilecektir.

Benzer şekilde döviz kuru volatilitesi ve ithalat arasındaki ilişkiyi incelemek için Eşitlik (3.6)'da verilen model kullanılacaktır.

$$\text{Log}(IM_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(Y_{it}) + \alpha_2 \text{Log}(REER_{it}) + \alpha_3 \sigma_{it} + \varepsilon_{it},$$

$$i = 1, \dots, 22, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.6)$$

Bu modelde $REER_{it}$ ve σ_{it} ihracat modelindeki değışkenlerle aynıdır. IM_{it} i sektörü için t anındaki reel ithalat değeri, Y_{it} ise yurtiçi reel geliri göstermektedir. Modelde sabit terim α_0 , ithalatın gelir esnekliğı α_1 , ithalatın döviz kuru esnekliğı ise α_2 notasyonlarıyla yer almaktadır. α_1 ve α_2 için teorik beklenti her ikisinin de pozitif olması yönündedir. Volatilité değışkenine ait katsayı α_3 ise sıfırdan büyük ya da küçük bir değeri alabilecektir. Her iki modelde de ε_{it} hata terimini ifade etmektedir. Daha önce belirtildiğı gibi teorik olarak döviz kuru volatilitesinin ihracat ve ithalat üzerindeki etkisi tartışmalı bir konudur. β_3 ve α_3 katsayılarının işareti ekonometrik analizin temel araştırma konusunu oluşturmaktadır.

Ekonometrik analizde kullanılan veri seti 2005:Q1-2012:Q2 dönemini kapsamaktadır.⁴ Modelde yer alan reel ihracat ve reel ithalat değişkenlerine ilişkin veri seti nominal ihracat ve ithalat değerleri sırasıyla ihracat birim değer ve ithalat birim değer endekslerine bölünerek elde edilmiştir. Nominal ihracat ve nominal ithalat verileri ile ihracat ve ithalat birim değer endeksi veri seti Türkiye İstatistik Kurumu veri tabanından elde edilmiştir. İhracat ve ithalat birim değer endeksleri için baz yılı 2003'tür. Yurtdışı gelir değişkeni için proxy olarak Türkiye'nin önemli dış ticaret ortağı olan 10 ülkenin GSYİH değerlerinin ağırlıklandırılmış ortalaması kullanılmıştır.⁵ Yurtdışı gelir değişkenini elde etmede kullanılan 10 ülke ve Türkiye için mevsimsel düzeltmesi yapılmış reel GSYİH verileri OECD.Stat veri tabanından elde edilmiştir.

Sektörel reel döviz kuru için kullanılan veriler bir önceki bölümde hesaplanan verilerdir. Sektörel reel döviz kurlarını kullanarak volatilité hesaplamaya geçmeden önce, sektörel reel döviz kurlarının ARCH yapıları araştırılmıştır. Bu amaçla 22 sektör için hesaplanan sektörel reel döviz kuru serilerinin durağan olup olmadığı incelenmiştir. ADF birim kök testi sonuçları her bir sektörel reel döviz kuru serisinin düzeyde durağan olduğunu göstermiştir. Ardından volatilité hesaplama yöntemi olarak ARCH temelli bir model kullanılıp kullanılamayacağını incelemek üzere her bir sektörel reel kur serisi için en

⁴ İkinci bölümde sektörel reel döviz kuru volatilitesi 2003Q1-2012Q2 dönemini kapsayacak şekilde elde edilmiştir. Ancak döviz kuru volatilitésinin hesaplanmasında kullanılan yöntemler nedeniyle veri kaybı olmaktadır. Veri setinde eksik gözlem değeri bulunmamasını sağlamak amacıyla ekonometrik analiz için ele alınacak dönem 2005Q1-2012Q2 olarak belirlenmiştir.

⁵ Yurtdışı gelir değişkeni oluşturulurken ele alınan ülkeler Fransa, Hollanda, Almanya, İtalya, İngiltere, İspanya, Belçika, Rusya, ABD ve İsrail'dir. Her bir sektör için yurtdışı gelir değişkenini elde etmekte kullanılan ülke ağırlıkları, Türkiye'nin -ilgili sektörde ve 2009-2011 döneminde- ele alınan 10 ülkenin her birine olan ihracatının ele alınan 10 ülkeye olan toplam ihracatına bölünmesiyle elde edilmiştir.

uygun ARMA modeli bulunmaya çalışılmıştır. Daha sonra, her bir seri için elde edilen uygun ARMA modelinin hata terimlerinde ARCH etkisi olup olmadığını araştırmak amacıyla ARCH-LM testi uygulanmıştır. 22 sektörel reel döviz kuru serisi için en uygun ARMA modelleri ve bu modellerin hata terimleri kullanılarak elde edilen ARCH-LM testi sonuçları Ek 7'de verilmiştir. 1., 4., 8. ve 12. gecikmelerle tekrarlanan ARCH-LM test sonuçları 22 sektörel reel döviz kuru serisi için en uygun ARMA modelinden elde edilen hata terimlerinde ARCH etkisi olmadığını göstermektedir. Bu sonuçlara göre, volatilité hesaplama yöntemi olarak ARCH temelli modellerden herhangi birinin kullanılmasının doğru bir yaklaşım olmadığına karar verilmiştir.

Volatilité hesaplama yöntemi olarak, döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerindeki etkisini araştıran çalışmalarda kullanılan üç farklı yöntemin benimsenmesinin yanı sıra döviz kuru volatilitésinin daha küçük hesaplanmasına olanak veren bir yöntem daha kullanılmıştır. Volatilité hesaplamasında dört farklı yöntem kullanılmasıyla, döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerindeki etkisini araştırırken volatilité hesaplama yöntemi farklılıklarının farklı sonuçlar elde edilmesine neden olup olmadığını inceleme imkanı da araştırma sürecine dahil edilmiştir. Bu tezde kullanılan volatilité hesaplama yöntemleri aşağıdaki gibidir.

1. σ_1 , logaritmik düzeydeki sektörel reel döviz kurlarının bir önceki döneme göre değişimlerinin 8 dönemlik hareketli ortalama yöntemiyle elde edilen standart sapması şeklinde hesaplanmıştır. Bu yöntem, döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerine etkisini araştıran

alışmalardan, Koray ve Lastrapes (1989), Arize (1996, 1997, 1998) ve Dođanlar(2002)'de kullanılan bir yöntemdir.

2. σ_2 , logaritmik düzeydeki sektörel reel döviz kurularının uygun trend modelinden sapmalarının 8 dönemlik hareketli ortalama yöntemiyle elde edilmiş standart sapması şeklinde hesaplanmıştır. Bu yöntem Sauer ve Buhara (2001)'de kullanılmıştır. Uygun trend modeli, t doğrusal zaman trendini göstermek üzere Eşitlik (3.7)'de verilmiştir.

$$\text{Log}(REER_{it}) = a_0 + a_1t + a_2t^2 + u_{it} \quad (3.7)$$

3. σ_3 , logaritmik düzeydeki sektörel reel döviz kurlarının AR(1) modelinden sapmalarının 8 dönemlik hareketli ortalama yöntemiyle elde edilmiş standart sapması şeklinde hesaplanmıştır. Bu yöntemle döviz kuru volatilitesi Sauer ve Buhara (2002)'de AR(1) modelinden sapmalar, Arize ve Shwiff (1998)'de AR(4) modelinden sapmalar kullanılarak hesaplanmıştır.
4. σ_4 , logaritmik düzeydeki sektörel reel döviz kurlarının Ek 7.'de verilen uygun ARMA modelinden sapmalarının 8 dönemlik hareketli ortalama yöntemiyle elde edilmiş standart sapmasıdır. Bu yöntem, AR modelinden sapmaların kullanıldığı döviz kuru volatilitesi hesaplama yönteminin özelleştirilmiş halidir. Bu hesaplama yöntemi döviz kuru volatilitesi diğer yöntemlerle elde edilen değerlere göre daha küçük değerler almasına imkan vermektedir. Bu ise ekonomik analiz sonunda döviz kuru volatilitesi katsayısının volatilité hesaplama yöntemiyle bağlantılı olarak ciddi farklılıklar gösterip incelenmesi açısından önemlidir.

2.2. Veri ve Yöntem

Döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerindeki etkilerini incelemek üzere ele alınan veri setinin 22 imalat sanayi sektörü için elde edildiđi göz önünde bulundurularak, ekonometrik analiz yöntemi olarak panel veri analizini kullanılmıştır. Veri setine öncelikle panel birim köke sahip olup olmadıklarını sınamak amacıyla Levin-Lin-Chu ve Breitung panel birim kök testi uygulanmıştır. Panel birim kök içermediđi tespit edilen deđişkenler, sabit ve rassal etkiler modelleri kullanılarak statik panel veri analizi yöntemiyle tahmin edilmiştir. Daha sonra hangi modeli kullanmanın daha dođru olacağını belirlemek üzere Hausman testi kullanılmıştır. Tüm ekonometrik analizler Stata/SE 11.0 paket programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Ekonometrik analiz sonunda elde edilen sonuçlar daha sonra verileceđi için ekonometrik analiz sürecini oluşturan ekonometrik yöntemin teorik temelleri aşağıda ayrıntılı olarak incelenmeye çalışılmıştır.

2.2.1. Levin-Lin-Chu testi

Levin-Lin-Chu (LLC) testinde her i bireyinin (kişi, sektör, ülke vb.) t zaman serisi gözlemi içerdiđi bir panel için $\{y_{it}\}$, $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$ stokastik süreci ele alınmakta ve bu stokastik sürecinin panelde yer alan her bir birey için bütünleşik olup olmadığını belirlenmeye çalışılmaktadır. Levin vd. (2002: 4), panelde yer alan tüm bireylerin aynı birinci sıra kısmi otokorelasyona sahip olduđu, hata sürecindeki tüm diđer parametrelerin ise bireyler arasında bağımsız olarak deđişebildiđi varsayımında bulunmaktadır. LLC testindeki diđer varsayımlar ise şöyledir (Levin vd., 2002: 4):

1. $\{y_{it}\}$ stokastik süreci, $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ ve τ trendi göstermek üzere aşağıdaki üç modelden biri ile üretilmektedir.

$$\text{Model (1): } \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \xi_{it}$$

$$\text{Model (2): } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \delta y_{it-1} + \xi_{it}$$

$$\text{Model (3): } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}\tau + \delta y_{it-1} + \xi_{it}, i = 1, \dots, N \text{ için } -2 \leq \delta \leq 0$$

2. ξ_{it} hata süreci bireyler arasında bağımsız dağılmakta ve her birey için durağan bir tersine çevrilebilir ARMA süreci izlemektedir.

$$\xi_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} \xi_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.8)$$

3. Tüm $i=1, \dots, N$ ve $t=1, \dots, T$ ’ler için aşağıdaki şartlar sağlanmaktadır.

$$E(\xi_{it}^4) < \infty; E(\varepsilon_{it}^2) \geq B_{\varepsilon} > 0; \text{ ve } E(\xi_{it}^2) + 2 \sum_{j=1}^{\infty} E(\xi_{it} \xi_{it-j}) < B_{\xi} < 0 \quad (3.9)$$

Bu varsayımlar altında $\{y_{it}\}$ stokastik sürecini üreten üç model için LLC testi boş ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibidir.

$$\text{Model (1)} \rightarrow H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta < 0$$

$$\text{Model (2)} \rightarrow H_0: \text{Tüm } i\text{'ler için } \alpha_{0i}=0 \text{ olduğunda } \delta = 0,$$

$$H_1: \alpha_{0i} \in R \text{ için } \delta < 0$$

$$\text{Model (3)} \rightarrow H_0: \text{Tüm } i\text{'ler için } \alpha_{1i}=0 \text{ olduğunda } \delta = 0,$$

$$H_1: \alpha_{1i} \in R \text{ için } \delta < 0$$

Levin vd. (2002, 5-8)'e göre panel birim kök sınaması için uygulanması gereken test süreci ADF regresyonunun uygulanması ve ortogonalleştirilmiş artıkların üretilmesi, uzun dönem standart sapmaların kısa dönem standart sapmalara oranının hesaplanması ve panel test istatistiklerinin hesaplanması şeklindedir.

Birinci adımda her i bireyi için Eşitlik (3.10)'de verilen ADF regresyonu hesaplanmaktadır.

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad m = 1, 2, 3 \quad (3.10)$$

Burada p_i gecikme derecesinin bireyler arasında değişiklik göstermesine izin verilmektedir. Daha sonra eşitlik (3.10)'da elde edilen otoregresyon derecesi p_i 'ler için ortogonalleştirilmiş artıkları elde etmek amacıyla iki yardımcı regresyon hesaplanmaktadır. Burada yardımcı regresyonlar, Δy_{it} ve y_{it-1} bağımlı değişkenleri ile Δy_{it-L} , $L = 1, \dots, p_i$ ve uygun deterministik değişken olan d_{mt} bağımsız değişkenleri kullanılarak oluşturulmakta ve yardımcı regresyonun çalıştırılması ile Eşitlik (3.11) ve (3.12)'de gösterilen $\hat{\varepsilon}_{it}$ ve $\hat{v}_{it-1}$ ortogonalleştirilmiş artıkları elde edilmektedir.

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \tilde{\pi}_{iL} \Delta y_{it-L} - \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (3.11)$$

$$\hat{v}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{L=1}^{p_i} \tilde{\pi}_{iL} \Delta y_{it-L} - \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (3.12)$$

Hesaplanan artıkların bireyler arası heterojenliğini kontrol etmek amacıyla $\hat{\varepsilon}_{it}$ ve $\hat{v}_{it-1}$ artıkları Eşitlik (3.10)'dan elde edilen standart hatalar ile

normalleştirilmektedir. Normalleştirilmiş $\tilde{e}_{it}$ ve $\tilde{v}_{it-1}$ artıkları Eşitlik (3.13) ve (3.14)'deki gibi gösterilebilir.

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}} \quad (3.13)$$

$$\tilde{v}_{it-1} = \frac{\hat{v}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}} \quad (3.14)$$

İkinci adımda uzun dönem varyansın kısa dönem varyansa oranının hesaplanabilmesi için öncelikle birim kök boş hipotezi altında, uzun dönem varyansın elde edilmesi gerekmektedir. Model (1) için uzun dönem varyans Eşitlik (3.15)'teki gibi elde edilmektedir.

$$\hat{\sigma}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} w_{\bar{K}L} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^T \Delta y_{it} \Delta y_{it-L} \right] \quad (3.15)$$

Model (2) ve Model (3) için uzun dönem varyansı elde etmek amacıyla bu eşitlikteki Δy_{it} 'nin yerine, $\overline{\Delta y_{it}}$ her i bireyi için Δy_{it} 'nin ortalama değerini göstermek üzere $\Delta y_{it} - \overline{\Delta y_{it}}$ konulmaktadır. Gecikme kesme parametresi $\bar{K}$ veri setine, örnek kovaryans ağırlığı $w_{\bar{K}L}$ ise kovaryans çekirdeği seçimine bağlıdır (Levin vd, 2003: 6).

Uzun dönem standart sapma tahmin edildikten sonra, uzun ve kısa dönem standart sapma tahminleri kullanılarak uzun dönem standart sapmanın kısa dönem standart sapmaya oranı ($s_i = \sigma_{yi}/\sigma_{\varepsilon i}$) Eşitlik (3.16)'daki gibi hesaplanır.

$$\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{yi}/\hat{\sigma}_{\varepsilon i} \quad (3.16)$$

Levin vd. (2002) tarafından belirlenen üçüncü adımda tüm yatay kesit ve zaman serileri, Eşitlik (3.17)'yi, $\tilde{T} = T - \bar{p} - 1$ paneldeki birey başına gözlem sayısının ortalaması ve $\bar{p} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p_i$ bireysel ADF regresyonu için ortalama gecikme derecesi olmak üzere, toplam $N\tilde{T}$ gözleme bağlı şekilde tahmin etmek için havuza alınmaktadır.

$$\tilde{e}_{it} = \delta \tilde{v}_{it-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (3.17)$$

Daha sonra $\delta = 0$ boş hipotezini sınamak için kullanılacak t istatistiği hesaplanmaktadır.

$$t_\delta = \frac{\hat{\delta}}{STD(\hat{\delta})} \quad (3.18)$$

Burada $\hat{\delta}$ ve $STD(\hat{\delta})$ Eşitlik (3.19) ve Eşitlik (3.20) kullanılarak elde edilmektedir.

$$\hat{\delta} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1} \tilde{e}_{it}}{\sum_i^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2} \quad (3.19)$$

$$STD(\hat{\delta}) = \hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}} \left[\sum_i^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2 \right]^{-1/2} \quad (3.20)$$

Eşitlik (3.20)'de yer alan $\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}$ ise Eşitlik (3.21) ile hesaplanmaktadır.

$$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}} = \left[\frac{1}{N\tilde{T}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T (\tilde{e}_{it} - \hat{\delta} \tilde{v}_{it-1})^2 \right] \quad (3.21)$$

Düzeltilmiş t-istatistiği (t_{δ}^*) ise ortalama standart sapma oranı $\hat{S}_N = 1/N \sum_{i=1}^N \hat{s}_i$, ortalama düzeltme değeri $\mu_{m\tilde{T}}^*$ ve $\sigma_{m\tilde{T}}^*$ standart sapma düzeltme değeri olmak üzere Eşitlik (3.22)'de verildiği gibidir.

$$t_{\delta}^* = \frac{t_{\delta} - N\tilde{T}\hat{S}_N\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2}STD(\hat{\delta})\mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \quad (3.22)$$

Levin vd. (2002), bu süreç sonunda elde edilen düzeltilmiş t-istatistiği (t_{δ}^*)'nin asimptotik normal dağılıma uyduğu da göstermiştir. Bu yüzden LLC panel birim kök testi sonucunda elde edilen düzeltilmiş t istatistikleri için hesaplanan olasılık değerleri asimptotik normal dağılım varsayımı altında hesaplanmaktadır.

2.2.2. Panel veri analizi

2.2.2.1. Panel veri

Boylamsal (longitudinal) veri ya da kesitler arası zaman serisi (cross-sectional time series) olarak da bilinen panel veri, aynı birimler için çeşitli zaman dönemlerine ait gözlemleri içermektedirler (Kennedy, 2008, 281). Diğer bir deyişle panel veri seti çok sayıdaki birim için farklı zaman dilimlerinde tekrarlanan gözlemlerden oluşmaktadır. i yatay kesit birimlerini ($i=1, \dots, N$), t zamanı boyutunu ($t=1, \dots, T$) ve k bağımsız değişken sayısını ($k=1, \dots, K$) göstermek üzere, bağımlı değişken (y) ve K adet bağımsız değişkeni (x) içeren panel veri setinin görünümü Tablo 3.'teki gibidir.

Tablo 'da yer alan y_{it} 'ler i . yatay kesit biriminin t anında bağımlı değişkene ait değerini, x_{kit} 'ler ise i . yatay kesit biriminin t anında k . bağımsız değişken için aldığı değeri göstermektedir. Bağımlı değişken ve bağımsız değişkenlerin aldığı

değerler tüm yatay kesit birimleri ve her t anı için gözleniş ise, diğer bir deyişle her bir değişken için gözlem sayısının $N \times T$ ise dengeli panelden söz edilir. Yatay kesit birimlerinin biri veya birkaçı için belirli t zamanlarında gözlem elde edilemediği durumda oluşturulan panel ise dengesiz paneldir.

Tablo 3. Panel Veri Setinin Görünümü

i	t	y	x_1	x_2	$\dots$	x_K
1	1	y_{11}	x_{111}	x_{211}	$\vdots$	x_{K11}
1	2	y_{12}	x_{112}	x_{212}	$\vdots$	x_{K12}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
1	T	y_{1T}	x_{11T}	x_{21T}	$\vdots$	x_{K1T}
2	1	y_{21}	x_{121}	x_{221}	$\vdots$	x_{K21}
2	2	y_{22}	x_{122}	x_{222}	$\vdots$	x_{K22}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
2	T	y_{2T}	x_{12T}	x_{22T}	$\vdots$	x_{K2T}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$
N	1	y_{N1}	x_{1N1}	x_{2N1}	$\vdots$	x_{KN1}
N	2	y_{N2}	x_{1N2}	x_{2N2}	$\vdots$	x_{KN2}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
N	T	y_{NT}	x_{1NT}	x_{2NT}	$\vdots$	x_{KNT}

Panel veri analizinin diğer ekonometrik analiz yöntemlerine göre çok sayıda üstünlüğü bulunmaktadır. Bu üstünlükler aşağıdaki gibidir (Baltagi, 2005, 4-7):

1. Zaman serileri ve yatay kesit veri analizleri sapmalı sonuçlar elde edilmesi riskine neden olan birimler arasındaki heterojenliği kontrol edemezken, panel veri analizi birimler arası heterojenliği kontrol edebilmektedir.
2. Panel veriler, zaman serilerine göre daha fazla bilgi barındırırlar ve panel veri analizi ile elde edilen parametre kestirimleri bu yüzden daha

güvenilirdir. Bunun yanı sıra panel verilerde gözlem sayısının fazla olması nedeniyle analizlerdeki serbestlik derecesi de daha fazla olacaktır. Değişkenler arasında daha az çoklu bağlantı sorununun olması da panel verilerin bir diğer avantajıdır.

3. Zaman serisi ve yatay kesit veri analizi yöntemlerinde kolayca saptanamayan etkileri belirlemede ve ölçmede daha başarılıdır.
4. Panel veri modelleri daha karmaşık davranışsal modellerin oluşturulmasını ve test edilmesini sağlar.
5. Farklı birimlerden elde edilen gözlemlerin bir arada kullanılmasından kaynaklanan toplulaştırma sapmasını (aggregation bias) azaltabilmektedir.

2.2.2.2. *Panel veri modelleri*

Panel veri setini oluşturun bağımlı değişken ve bağımsız değişkenlerle kurulan genel bir doğrusal panel veri modeli Eşitlik (3.23)'teki gibi gösterilebilir.

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it}x_{1it} + \beta_{2it}x_{2it} + \dots + \beta_{Kit}x_{Kit} + \varepsilon_{it},$$

$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.23)$$

Eşitlik (3.23)'te α_{it} sabit terimi, β_{kit} eğim katsayılarını, ε_{it} ise hata terimlerini ifade etmektedir. Eşitlik(3.23) toplam notasyonu altında aşağıdaki gibi de yazılabilmektedir.

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit}x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.24)$$

Eşitlik (3.24), hem sabit terimin hem de eğim katsayılarının birime ve zamana göre değişmesine izin veren bir modeldir. Bu model sabit terim ve eğim katsayıları ile ilgili yapılan varsayımların değişmesiyle farklı şekillerde yazılabilir. Eğim katsayısının ve sabitin zaman içinde ve yatay kesit birimlerine göre sabit olduğu varsayımı altında elde edilen anakütle ortalamalı model ya da havuzlanmış model Eşitlik (3.25)'deki gibi gösterilebilir.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.25)$$

Eğim katsayıları ve sabit terimin yatay kesitler arasında ve zaman içinde değişimiyle ilgili yapılan diğer varsayımlara göre Eşitlik (3.24)'te verilen modelin alacağı farklı formlar şöyledir (Hsiao, 2003: 11-12):

1. Eğim katsayılarının yatay kesit birimlerine ve zamana göre değişmediği, sabit terimin ise yalnızca zamana göre değiştiği varsayımı altında elde edilen model:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.26)$$

2. Eğim katsayılarının yatay kesit birimlerine ve zamana göre değişmediği, sabit terimin ise hem birimler arasında hem de zaman içinde değiştiği varsayımı altında elde edilen model:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.27)$$

3. Hem eğim katsayılarının hem de sabit terimin sadece birimlere göre değiştiği varsayımı altında elde edilen model:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.28)$$

Eşitlik (3.26) ve (3.27)'de verilen eğim katsayılarının sabit olduğu, sabitin ise birimlere ya da hem birimlere hem de zamana göre değişken olduğu modeller, statik panel veri analizinde kullanılan değişken sabitli statik modellerdir. Bu modeller, parametrelerin tamamının, tüm birimler ve zamanlar için sabit değer aldığı varsayımına basit ancak mantıklı genel alternatifler sundukları için panel veri analizinde sıklıkla kullanılırlar (Hsiao, 2003: 12).

2.2.2.3. Statik panel veri analizi: Sabit ve rassal etkiler modelleri

Sabit terimin zamana ve yatay kesit birimlerine göre değişken, eğim katsayılarının ise sabit olduğu genel bir statik panel veri modelinin matris notasyonunda gösterimi Eşitlik (29)'daki gibidir.

$$y = \alpha + X\beta + \varepsilon \quad (3.29)$$

Burada y ve ε , $NT \times 1$ boyutlu vektörü; X ise $NT \times K$ boyutlu matrisi göstermektedir. y bağımsız değişken ve ε hata terimi vektörleri ile X bağımsız değişken matrisi, panel veriyi oluşturan her i yatay kesit birimi için elde edilen bağımlı değişken ve hata terimi vektörü ile bağımsız değişkenler matrisinin üst üste yığılmasından oluşur. Panel veriyi oluşturan i . birim için modeli oluşturan bağımlı ve bağımsız değişkenler ile hata teriminin matris formundaki gösterimi şu şekildedir.

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} \quad X_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \cdots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \cdots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \cdots & x_{KiT} \end{bmatrix} \quad \varepsilon_i = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{bmatrix} \quad (3.30)$$

Burada ε_{it} , i. yatay kesit birimi ve t.zaman için hata terimini ($i=1,\dots,n$; $t=1,\dots,T$) ifade etmektedir. Panel veriyi oluşturan her birim için elde edilen bağımlı değişken ve hata terimi vektörü ile bağımsız değişken vektörleri kullanılarak y , X ve ε Eşitlik (3.31)'deki gibi gösterilebilir.

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (3.31)$$

X bağımsız değişken matrisi, yatay kesit birimi i 'nin t anında bağımsız değişkenler için aldığı değerlerden oluşan $K \times 1$ boyutlu sütun vektörünün transpozesi x'_{it} ile gösterildiğinde şu şekilde de elde edilebilir.

$$X = \begin{bmatrix} x'_{11} \\ \vdots \\ x'_{1t} \\ \vdots \\ x'_{N1} \\ \vdots \\ x'_{Nt} \end{bmatrix}, \quad x_{it} = \begin{bmatrix} x_{1it} \\ x_{2it} \\ \vdots \\ x_{Kit} \end{bmatrix} \quad (3.32)$$

β eğim katsayıları vektörü $K \times 1$ boyutlu bir vektördür. Sabit terimin modelde hangi formu alacağı, bireysel etki ve zaman etkisinin modele dahil edilip edilmemesine göre değişmektedir. Analizde kullanılacak modele göre sabit terim tek bir değer alabileceği gibi, yatay kesit etkisini veya zaman etkisini içerdiği durumda sütun vektör şeklinde, her iki etkiyi birden içerdiği durumda

ise matris formunda yer almaktadır. β eğim katsayıları vektörünün matris formunda gösterimi aşağıdaki gibidir.

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix} \quad (3.33)$$

Sabit terimin tek bir değer aldığı anakütle ortalamalı model, gözlem değerlerinin, yatay kesit birimleri arasındaki ve zaman içerisindeki heterojenliğini göz ardı eden bir modeldir. Heterojenliğin olmadığı durumda, yatay kesit birimlerinin ve zamanın etkilerini analiz dışında bırakan bu modelin en küçük kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilen parametreleri tutarlı ve etkin olacaktır. Ancak panel veri setinde yer alan farklı yatay kesit birimlerinden elde edilen gözlemler, tek bir birimden elde edilen gözlemlere göre farklı özellikler gösterme eğilimindedirler (Frees, 2004). Yatay kesit birimleri arasında ve/veya zaman içinde heterojenlik söz konusuysa, EKK yönteminin hata terimleriyle ilgili beklenen değerinin sıfır olması, varyansının sabit olması, hata terimlerinin birbirleriyle ve bağımsız değişkenle ilişkili olmaması varsayımlarından biri veya birkaçının sağlanmamasına neden olabilecektir. Gauss Markov teoremine göre hata terimlerinin varyansının sabit olması ve aralarında otokorelasyon olmaması varsayımlarının sağlanamaması durumunda, EKK yöntemi ile elde edilen parametreler en iyi doğrusal yansız tahminci olma özelliklerini yitirmektedirler. Statik panel veri analizinde gözlem değerlerinin, yatay kesit birimleri arasındaki ve/veya zaman içerisindeki heterojenliğinin analize dahil edilmesini sağlayan iki temel model sabit etkiler ve rassal etkiler modelleridir.

2.2.2.4. Sabit etkiler modeli ve modelin en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesi

Sabit etkiler modeli, yatay kesit birimine özgü bir sabit terim oluşturulması yoluyla yatay kesit birimine ya da zamana ait bireysel etkilerin modele yansıtılmasına imkan veren bir modeldir. Yatay kesit birimindeki heterojenliği sabit terime yansıtan bir sabit etkiler modeli Eşitlik (3.34)'te verildiği gibidir (Greene, 2012: 359) .

$$y_{it} = x'_{it}\beta + c_i + \varepsilon_{it} \quad (3.34)$$

Burada c_i modele dahil edilmemiş etkiyi ifade etmektedir ve bağımsız değişkenlerle ilişkilidir ($E[c_i|X_i] = h(X_i)$). Koşullu ortalama her dönem için aynı kaldığından Eşitlik (3.34)'te verilen model, aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$y_{it} = x'_{it}\beta + h(X_i) + \varepsilon_{it} + [c_i - h(X_i)] \quad (3.35)$$

Bu eşitlikte yatay kesit birimine ait bireysel etki $h(X_i)$, yatay kesit birimine özgü bir sabit terim olarak yazıldığından Eşitlik (3.36) elde edilecektir.

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} + [c_i - h(X_i)] \quad (3.36)$$

Burada köşeli parantez içerisindeki terim bağımsız değişkenlerle ilişkili olmadığı için hata terimine dahil edilebilir. Böylece sabit etkiler modeli Eşitlik (3.37)'de gösterildiği gibi elde edilir.

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3.37)$$

Bu modelle ilgili yapılan bir diğer varsayım ise modele dahil edilmeyen etkiyi ifade eden c_i 'nin koşullu varyansının sabit olduğu varsayımdır ki bu varsayım

sabit etkiler modelini klasik doğrusal regresyon modeline dönüştürür (Greene, 2012: 359). Böylece sabit etkiler modeli en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilebilir.

Sabit etkiler modelinin en küçük kareler yöntemiyle nasıl tahmin edildiğini göstermek için Eşitlik (3.38) i. yatay kesit birimi için regresyon modelini ele alınsın.

$$y_i = X_i\beta + i\alpha_i + \varepsilon_i \quad (3.38)$$

Burada i her elemanı 1 değerini alan $T \times 1$ boyutlu bir vektörü ifade etmektedir. Bu regresyon modelinin panel veri seti için matris formunda gösterimi aşağıdaki gibidir.

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} i & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & i & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (3.39)$$

Eşitlik (3.39) aşağıdaki gibi de yazılabilir (Greene, 2012: 360):

$$y = [X \quad d_1 \quad d_2 \quad \cdots \quad d_N] \begin{bmatrix} \beta \\ \alpha \end{bmatrix} + \varepsilon \quad (3.40)$$

Burada d_i' i. yatay kesit birimi için kukla değişkeni göstermektedir. D , $NT \times N$ boyutlu kukla değişkenler matrisini göstermek üzere ($D = [d_1 \quad d_2 \quad \cdots \quad d_N]$) sabit etkiler modeli aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$y = X\beta + D\alpha + \varepsilon \quad (3.41)$$

Sabit etkiler modeli, kukla değişkenler kullanılarak bu şekilde yazılabildiği için Eşitlik(3.41)'de verilen modele genellikle en küçük kareler kukla değişken (least squares dummy variable- LSDV) modeli denir.

Model, N yeterince küçük olduğunda K bağımsız değişken ve N kukla değişkenli bir çoklu regresyon modelidir ve K+N tane parametre sıradan en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilebilir. $M_D = I - D(D'D)^{-1}D'$ olmak üzere β için en küçük kareler tahmincisi Eşitlik (3.42)'de verildiği gibidir.

$$b = [X'M_D X]^{-1}[X'M_D y] \quad (3.42)$$

Bu durum en küçük kareler regresyonunun $X_* = M_D X$ ve $y_* = M_D y$ şeklinde dönüştürülmüş verilerle de tahmin edilebilmesi anlamına gelmektedir (Greene, 2012: 361). D matrisinin sütunları ortogonal olduğu için M_D matrisi Eşitlik (3.43) ile gösterilebilir.

$$M_D = \begin{bmatrix} M^0 & 0 & \vdots & 0 \\ 0 & M^0 & \vdots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & \vdots & M^0 \end{bmatrix} \quad (3.43)$$

M_D , köşegen elemanları $M^0 = I_T - \frac{1}{T}ii'$ matrisinden oluşan olan bir matristir. Herhangi bir T×1 boyutlu z_i vektörü M^0 matrisi ile önden çarpıldığında, $\bar{z}_i$ i. yatay kesit birimi için elde edilen T gözlemin ortalaması olmak üzere $M^0 z_i = z_i - \bar{z}_i$ eşitliği elde edilmektedir. Dolayısıyla $M_D y$ bağımlı değişkeni ve $M_D X$ bağımsız değişkenleri ile regresyon kurmakla; $\bar{y}_i, y_{it}$ 'lerin ortalaması şeklindeki bir skaler ve $\bar{x}_i$ ise x_{it} 'lerin ortalamalarından oluşan K×1 boyutlu bir vektör olmak üzere, $[y_{it} - \bar{y}_i]$ bağımlı değişkeni ve $[x_{it} - \bar{x}_i]$ bağımsız değişkenleri ile regresyon kurmak eşdeğerdir (Greene, 2012: 361).

Kukla deęişken katsayı vektörü α için en küçük kareler tahmincisi a ise bölünmüş regresyonun dięer normal eşitliğinden elde edilebilir.

$$D'Da + D'Xb = D'y \quad (3.44)$$

a sol tarafta yalnız bırakıldığında elde edilecek eşitlik, Eşitlik (3.45)'te verilmiştir.

$$a = [D'D]^{-1}D'(y - Xb) \quad (3.45)$$

Buradan i. yatay kesit birimi sabit terimi α_i 'nin tahmincisi a_i için en küçük kareler tahmincisi Eşitlik (3.45)'teki gibi elde edilecektir.

$$a_i = \bar{y}_i - \bar{x}_i'b \quad (3.45)$$

Elde edilen parametre tahmincileri, sabit etkiler modelinde yerine konularak i. yatay kesit birimi için t anında elde edilen artık terim e_{it} Eşitlik (3.46)'daki gibi yazılabilir.

$$e_{it} = y_{it} - x'_{it}b - a_i = y_{it} - x'_{it}b - (\bar{y}_i - \bar{x}_i'b) = (y_{it} - \bar{y}_i) - (y_{it} - \bar{y}_i)'b \quad (3.46)$$

2.2.2.5. Rassal etkiler modeli ve modelin uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesi

Sabit etkiler modeli gözlenemeyen etkilerin modele dahil edilen deęişkenlerle ilişkilendirilmesine izin veren bir modeldir. Eğer bireysel etkiler bağımsız deęişkenlerle ilişkili deęilse, bireylere özgü sabit terimlerin yatay kesit birimleri arasında rassal olarak dağıtılmış bir şekilde modellenmesi daha doğru olacaktır.

Bireysel etkilerin bu şekilde modellenmesi tahmin edilecek parametrelerin sayısını da oldukça azaltmaktadır. Ancak, bu şekilde oluşturulmuş bir modelle elde edilen tahmincilerin tutarsız tahminciler olma olasılığı söz konusudur.

Rassal etkiler modeli Eşitlik (3.47)'de gösterildiği gibidir.

$$y_{it} = x'_{it}\beta + (\alpha + u_i) + \varepsilon_{it} \quad (3.47)$$

Burada u_i , i. gözleme özgü rassal heterojenliği göstermektedir ve zaman içerisinde sabittir. Burada ε_{it} hata terimleri ve u_i bileşenleriyle ilgili kesin dışsallık varsayımları şu şekildedir.

1. $E[\varepsilon_{it}|X] = E[u_i|X] = 0$
2. $E[\varepsilon_{it}^2|X] = \sigma_\varepsilon^2$
3. $E[u_i^2|X] = \sigma_u^2$
4. $E[\varepsilon_{it}u_j|X] = 0$, tüm i, t ve j ler için
5. $E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}|X] = 0$, $t \neq s$ ya da $i \neq j$ için
6. $E[u_iu_j|X] = 0$, $i \neq j$

η_{it} , i. yatay kesit birimine ait t. gözlemi için hata bileşenleri modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\eta_{it} = \varepsilon_{it} + u_i \quad (3.48)$$

η_{it} hata bileşenleri için kesin dışsallık varsayımları, ε_{it} hata terimleri ve u_i bileşenleriyle ilgili kesin dışsallık varsayımlarından yola çıkarak aşağıdaki gibi elde edilecektir.

1. $E[\eta_{it}^2|X] = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$

2. $E[\eta_{it}\eta_{js}|X] = \sigma_u^2, t \neq s$
3. $E[\eta_{it}\eta_{js}|X] = 0, i \neq j$ durumunda tüm t ve s 'ler için

Buradan i yatay kesit birimine ait hata bileşeni η_i , Eşitlik (3.49)'daki gibi elde edilecektir.

$$\eta_i = \begin{bmatrix} \eta_{i1} \\ \eta_{i2} \\ \vdots \\ \eta_{iT} \end{bmatrix} \quad (3.49)$$

NT gözlem içeren dengeli panel veri seti için hata bileşenleri varyans-kovaryans matrisi Ω aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Sigma & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Sigma & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \Sigma \end{bmatrix} = I_n \otimes \Sigma \quad (3.50)$$

Köşegenlerde yer alan Σ 'lar i yatay kesit biriminin T sayıdaki gözlemi için $\Sigma = E[\eta_i \eta_i' | X]$ olmak üzere elemanlarından oluşan bir köşegen matristir ve Eşitlik (3.51)'de gösterildiği gibidir.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ \vdots & \vdots & \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 & \ddots & \vdots \\ \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix} = \sigma_\varepsilon^2 I_T + \sigma_u^2 i_T i_T' \quad (3.51)$$

Rassal etkiler modeline ait eğim katsayılarının genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisi sabit etkiler modeli tahmincisine benzer şekilde Eşitlik (3.52)'deki gibi yazılabilir.

$$b = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} y = \left(\sum_{i=1}^N X_i' \Sigma^{-1} X_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N X_i' \Sigma^{-1} y_i \right) \quad (3.52)$$

b tahmincisini sıradan en küçük kareler yöntemiyle tahmin etmek için bağımlı ve bağımsız değişkenlere dönüşüm uygulanması gerekmektedir. $\theta = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + T \sigma_u^2}}$ olmak üzere bağımlı ve bağımsız değişken dönüşümünde kullanılacak $\Sigma^{-1/2}$ Eşitlik (3.53)'de ifade edildiği gibidir.

$$\Sigma^{-1/2} = \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \left[I - \frac{\theta}{T} i_T i_T' \right] \quad (3.53)$$

Buradan $\Omega^{-1/2} = [I_n \otimes \Sigma]^{-1/2}$ eşitliği ile elde edilmektedir. Yatay kesit birimi i için bağımlı değişken y_i 'nin dönüşümü Eşitlik (3.54)'te gösterilmektedir.

$$\Sigma^{-1/2} y_i = \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \begin{bmatrix} y_{i1} - \theta \bar{y}_i \\ y_{i2} - \theta \bar{y}_i \\ \vdots \\ y_{iT} - \theta \bar{y}_i \end{bmatrix} \quad (3.54)$$

Benzer bir dönüşüm sabit etkiler modelinde olduğu gibi bağımsız değişken matrisi X_i 'nin satırları için de yapılabilir. Dönüştürülmüş veri setini kullanarak Σ 'nın bilindiği durumda sıradan genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ile tahminleme yapılabilecektir. Ancak varyans bileşenlerinin önceden bilinmesi pek mümkün olmayan bir durumdur. Bu nedenle rassal etkiler modelini tahmin etmekte uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük kareler (feasible GLS) yöntemi kullanılır. Bu yöntemde önce hata bileşenleri için varyanslar elde edilmekte ve daha sonra genelleştirilmiş en küçük kareler süreci uygulanmaktadır. Hata terimi ε için varyansı elde etmek amacıyla Eşitlik (3.55) ve (3.56)'da verilmiş modeller ele alınır.

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha + \varepsilon_{it} + u_i \quad (3.55)$$

$$\bar{y}_i = \bar{x}'_i\beta + \alpha + \bar{\varepsilon}_i + u_i \quad (3.56)$$

Eşitlik (3.56)'nın Eşitlik(3.55)'ten çıkarılmasıyla elde edilen ortalamadan sapmalar modeli yatay kesit birimine özgü heterojenliğin modelden çıkarılmasını sağlayacaktır. Ortalamadan sapmalar şeklindeki model aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)'\beta + \alpha + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (3.57)$$

β parametresinin gözlendiği durumda bu modelden elde edilecek artıkların hata kareler toplamının beklenen değeri Eşitlik (3.58)'deki gibi yazılabilir.

$$E \left[\sum_{t=1}^t (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)^2 \right] = (T - 1)\sigma_\varepsilon^2 \quad (3.58)$$

Buradan i. grup için σ_ε^2 'nin yansız tahmincisi $\hat{\sigma}_\varepsilon^2(i)$ 'yi çektiğimizde Eşitlik (3.59) elde edilecektir.

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2(i) = \frac{\sum_{t=1}^T (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)^2}{T - 1} \quad (3.59)$$

Ancak burada β bilinmediği için LSDV yönteminde elde edilen artıkların kullanılarak Eşitlik (3.59) üzerinde serbestlik derecesi düzeltmesi yapmak suretiyle yatay kesit birimi i için artık terimlerin varyansı Eşitlik (3.60)'daki gibi elde edilir.

$$s_e^2(i) = \frac{\sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{T - K - 1} \quad (3.60)$$

Her bir yatay kesit birimi için hesaplanan $s_e^2(i)$ 'lerin ortalamasının alınmasıyla rassal etkiler modeli için elde edilen hata terimleri varyansı Eşitlik (3.61)'deki gibidir.

$$\bar{s}_e^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N s_e^2(i) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{\sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{T - K - 1} \right] = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{nT - nK - n} \quad (3.61)$$

Ancak bu hata terimleri varyansındaki serberstlik derecesi düzeltmesi her bir yatay kesit birimi i için K tane eğim katsayısı ve bir tane sabit terim hesaplandığı durum için geçerlidir. Burada hesaplanan parametre sayısı ise $N + K$ 'dır. Dolayısıyla Eşitlik (3.61)'de bir serbestlik derecesi düzeltmesi yapmak suretiyle hata terimleri varyansının yansız kestiricisi Eşitlik (3.62)'deki gibi elde edilecektir.

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{nT - K - n} \quad (3.62)$$

İkinci aşamada Eşitlik (3.55), sıradan en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilir ve bu yöntemle elde edilen hata terimi varyansı elde edilir. Eşitlik (3.55)'in en küçük kareler yöntemi ile tahmininden elde edilecek hata terimi varyansı N yeterince büyük olduğunda, hata bileşenleri varyanslarının toplamına eşit olacaktır.

$$\sigma_{(\varepsilon+u)}^2 = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 \quad (3.63)$$

Burada elde edilen hata terimi varyansından bir önceki aşamada elde edilen $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ çıkartılarak birime özgü heterogenliği ifade eden u 'nun varyansı elde edilebilir. Burada elde edilen hata bileşenleri varyansları kullanılarak Σ elde edilebilecek

ve uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisi $\hat{b}$ ise aşağıdaki gibi elde edilebilecektir.

$$\hat{b} = (X'\hat{\Omega}^{-1}X)^{-1}X'\hat{\Omega}^{-1}y \quad (3.64)$$

2.2.2.6. Hausman testi

Hausman (1978) tarafından geliştirilen Hausman testi statik panel veri analizinde kullanılan sabit etkiler ve rassal etkiler modellerinden hangisinin kullanılmasının daha doğru olacağını tespit etmekte kullanılan bir testtir. Statik panel veri analizinde doğru modeli belirlemek oldukça önemlidir. Hausman testi, bireysel etkilerin bağımsız değişkenlerle ilişkili olup olmadığını test etmek suretiyle uygun modelin belirlenmesini yardımcı olur.

Hausman testinde uygun modeli seçme süreci mantıksal ve istatistiksel değerlendirme olmak üzere iki aşamadan oluşur. Mantıksal karar verme aşaması, bireysel etkinin rassal ve bağımsız ve özdeş bir dağılımdan çekilmiş olup olmadığını değerlendirme aşamasıdır. Bu değerlendirmeyi yapmanın bir yolu Gary Chamberlain tarafından önerilen yöntemdir ve bu yöntemde bireysel etkiler örneklemini göz önünde bulundurmak suretiyle bireysel etkilerin yatay kesit birimleri arasında aynı öznal dağılımı sağlayacak şekilde yer değiştirip değiştiremediğine bakılır (Hausman 1978: 1262). Mantıksal değerlendirme aşamasından sonra istatistiksel değerlendirme aşamasına geçilir. İstatistiksel değerlendirme aşamasında sabit ve rassal etkiler modelinden elde edilen eğim katsayılarının yanlılığı ve etkinliği karşılaştırılır. Çünkü rassal etkiler modelinin uygun model olduğu durumda, rassal etkiler tahmincileri asimptotik olarak etkin tahminciler iken, sabit etkiler modelinden elde edilen tahminciler yansız

ve tutarlı tahminçiler olmakla birlikte etkin değildirler. Sabit etkiler modelinin uygun olduğu durumda ise rassal etkiler modelinden elde edilen tahminçiler yanlı ve tutarsız tahminçilerdir (Hausman, 1978:1263).

Hausman testinin sıfır hipotezinde bireysel etkilerle açıklayıcı değişken arasında ilişki yoktur hipotezi yer alır. Test sonucunda sıfır hipotezinin kabul edilmesi durumunda panel veri analizi sürecinde rassal etkiler modelini kullanmanın daha doğru olduğu sonucuna varılır. Alternatif hipotez ise bireysel etkilerin açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olduğu şeklindedir ve sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda sabit etkiler modeli uygun model olarak seçilir. Sıfır ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$H_0: E[u_i|X] = 0$$

$$H_1: E[u_i|X] \neq 0$$

Test süreci sabit etkiler ve rassal etkiler modeli kullanılarak elde edilen tahminçiler arasındaki fark ($b_{RE} - b_{FE}$) ele alınır. Rassal etkiler modelinin uygun model olması durumunda aradaki fark, sıfıra oldukça yakın bir değer olacaktır. Hausman test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$H = (b_{RE} - b_{SE})'(\Sigma_{SE} - \Sigma_{RE})^{-1}(b_{RE} - b_{SE}) \quad (3.65)$$

Burada RE alt indisi rassal etkiler tahminçisini, SE alt indisi ise sabit etkiler tahminçisini göstermektedir. Hausman test istatistiği K serbestlik derecesiyle χ^2 dağılmaktadır. Dolayısıyla elde edilen test istatistiği $\chi^2_{(K)}$ kritik değeriyle karşılaştırılarak sıfır hipotezinin reddedilip edilemeyeceğine karar verilir.

2.3. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin İhracat Hacmi Üzerine Etkisi

Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin ihracat hacmi üzerindeki etkilerini araştırmaya yönelik ekonometrik analiz sonuçlarını incelemeye geçmeden önce, panel veri setini oluşturan değişkenlerin durağan olup olmadığını sınamak amacıyla kullanılan LLC panel birim kök testi süreci incelenmeye çalışılacaktır. Teorik açıklamalarda belirtildiği gibi LLC panel birim kök testi, sabit ve trend içermeyen, yalnız sabit içeren ve sabit ve trendi birlikte içeren üç farklı model kullanarak uygulanabilmektedir. LLC testi için sıfır hipotezi ve alternatif hipotez aşağıda belirtildiği gibidir.

H_0 : Panel verideki her bir yatay kesit birimine ait zaman serisi birim kök içermektedir.

H_1 :Panel verideki her bir yatay kesit birimine ait zaman serisi birim kök içermemektedir.

LLC testi uygulanırken her bir değişken için gecikme uzunlukları Schwarz enformasyon kriterine göre belirlenmiştir. Modelde yer alan değişkenlere uygulanan LLC testi sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4'te verilen sonuçlara göre $\text{Log}(\text{ex})$, $\text{Log}(\text{im})$, $\text{Log}(y)$, $\text{Log}(y^f)$, $\text{Log}(\text{REER}_s)$ değişkenleri⁶, sadece sabitin dahil edildiği ve trend ve sabitin birlikte dahil edildiği model göz önünde bulundurulduğunda %1 anlam düzeyinde birim kök içermemektedir. $\text{Log}(\text{REER})$ değişkeni ise yalnızca sabitin dahil edildiği

⁶ Reel döviz kuru ve reel döviz kuru volatilitésini değişkenleri üzerinde yer alan s alt indisi ilgili değişkenlerini oluşturan verilerin sektörel veriler olduğunu ifade etmektedir.

modele göre %1 anlam düzeyinde, sabit ve trendin birlikte dahil edildiği modele göre ise %5 anlam düzeyinde durağandır. Volatilite değişkenleri için elde edilen test sonuçlarına göre ise sadece sabitin dahil edildiği modelde σ_4^S değişkeni dışındaki reel döviz kuru volatilitesi değişkenleri yine %1 anlam düzeyinde birim kök içermezken, σ_4^S değişkeni %10 anlam düzeyinde durağandır. Sabit terim ve trend modele birlikte dahil edildiğinde elde edilen sonuçlar, sektörel reel döviz kuru volatilitesi değişkenlerinden σ_2^S ve $\sigma_4^{S'}$ ün durağan olmadığını işaret etmektedir. Ancak $\sigma_1^{S'}$ in %1 anlam düzeyinde, $\sigma_3^{S'}$ in ise %5 anlam düzeyinde durağan olduğu şeklinde bulgulara ulaşılmıştır. İmalat sanayi reel döviz kuru volatilitesi değişkenlerinden σ_1 , σ_2 ve σ_3 sabitin ve trendin birlikte yer aldığı modele göre %1 anlam düzeyinde durağan iken, σ_4 %5 anlam düzeyinde durağandır.

Tablo 4. LLC Panel Birim Kök Test Sonuçları

	Model (1) (Sabit terim ve trend yok)		Model (2) (Sabit terim dahil)		Model (3) (Sabit terim ve trend dahil)	
Değişken	t-İstatistiği	Olasılık(t)	t-İstatistiği	Olasılık(t)	t-İstatistiği	Olasılık(t)
Log(ex)	6.77539	1.0000	-2.64305	0.0041	-3.96579	0.0000
Log(im)	5.85607	1.0000	-6.05854	0.0000	-8.40879	0.0000
Log(y)	14.2600	1.0000	-3.21143	0.0007	-3.31412	0.0005
Log(y^f)	5.41506	1.0000	-6.26811	0.0000	-5.25133	0.0000
Log($REER_s$)	2.88171	0.9980	-7.95660	0.0000	-3.48320	0.0002
σ_1^S	-3.20947	0.0007	-5.12945	0.0000	-3.63042	0.0001
σ_2^S	-0.85129	0.1973	-3.23726	0.0006	1.73484	0.9586
σ_3^S	-1.48986	0.0681	-2.85015	0.0022	-2.30954	0.0105
σ_4^S	-0.95118	0.1708	-1.34230	0.0897	0.47252	0.6817
Log($REER$)	3.44666	0.9997	-7.15912	0.0000	-2.04613	0.0204
σ_1	-2.27641	0.0114	-11.1650	0.0000	-9.97494	0.0000
σ_2	6.92427	1.0000	-14.4410	0.0000	-6.32116	0.0000
σ_3	-1.96828	0.0245	-17.6011	0.0000	-16.7117	0.0000
σ_4	-1.70098	0.0445	-3.84291	0.0001	-2.16695	0.0151

Sektörel reel döviz kuru volatilitesi için bu modellerden hangisi ile elde edilen sonuçların geçerli olduğuna karar verme sürecinde Ek 8’de verilen bireysel yatay kesit grafikleri incelenmiştir. Sektörel reel döviz kuru volatilitesi değişkenlerinin her bir yatay kesit için verilen grafikleri incelendiğinde, bu değişkenlerin artış ya da azalış yönünde bir trende sahip olmadıkları görülmektedir. Dolayısıyla sadece sabit terimin dahil edildiği modelden elde edilen sonuçlara göre tüm sektörel reel döviz kuru volatilitesi değişkenleri için panel birim kökün söz konusu olmadığı sonucuna varılmıştır. Bu nedenle, herhangi bir fark alma işlemi yapılmadan bu değişkenlerin yer aldığı modelle panel veri analizi yapılabilecektir.

İhracat talep modelinde yer alacak değişkenlerin birim köke sahip olup olmadıkları belirlendikten sonra, sektörel reel döviz kuru volatilitesinin ihracat hacmi üzerindeki etkilerini araştırmak için Eşitlik (3.5), hem sabit etkiler hem de rassal etkiler modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Tahminleme yapılırken sonuçların, volatilité hesaplama yönteminden kaynaklanan farklılıklar içerip içermediğini inceleyebilmek amacıyla, hesaplanan dört farklı volatilité değişkeniyle dört farklı model kurulmuştur. Sabit etkiler modeli kullanılarak uygulanan panel veri analizi sonuçları Tablo 5’te verilmiştir.

Analiz sonucu elde edilen ve Tablo 5’te sunulan katsayılar incelendiğinde ihracatın gelir ve döviz kuru esnekliklerinin teorik beklentiyle uyumlu işaretler aldığı görülmektedir. Daha açık bir ifadeyle dört modelin sonuçları da sektörel ihracat hacminin reel dış gelirdeki bir artıştan olumlu etkilenecek artış yönünde, döviz kurundaki bir artıştan ise olumsuz etkilenecek azalış yönünde bir hareket gösterdiğini işaret etmektedir. Elde edilen ihracatın gelir esnekliği

değerleri dış gelirdeki %1 düzeyindeki bir artışın imalat sanayi sektörleri ihracatı üzerinde yaklaşık %5 oranı bir artış yarattığı, döviz kuru esnekliği değerleri ise döviz kurundaki %1'lik bir artışın imalat sanayi sektörleri ihracatını %0.2-0.3 oranında azalttığı şeklinde yorumlanabilir.

Tablo 5. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İhracat Hacmi Üzerine Etkisi: Sabit Etkiler Modeli

Model 1				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-131.1931	8.571548	-15.31	0.000
Log(Y^f)	5.147045	0.295841	17.40	0.000
Log($REER_S$)	-0.217952	0.082058	-2.66	0.008
σ_1^S	1.892304	0.711139	2.66	0.008
$\bar{R}^2 = 0.9841$	$F = 123.35$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.307	
Model 2				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-117.5814	7.010162	-16.77	0.000
Log(Y^f)	4.678389	0.245658	19.04	0.000
Log($REER_S$)	-0.277116	0.073465	-3.77	0.000
σ_2^S	3.184465	0.604439	5.27	0.000
$\bar{R}^2 = 0.9846$	$F = 134.01$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.337	
Model 3				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-120.4188	7.854469	-15.33	0.000
Log(Y^f)	4.779924	0.272168	17.56	0.000
Log($REER_S$)	-0.267961	0.080899	-3.31	0.001
σ_3^S	1.829145	0.754125	2.43	0.016
$\bar{R}^2 = 0.9847$	$F = 110.21$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.346	
Model 4				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-116.3657	7.569672	-15.37	0.000
Log(Y^f)	4.642614	0.263654	17.61	0.000
Log($REER_S$)	-0.288392	0.077668	-3.71	0.000
σ_4^S	1.733523	0.619966	2.80	0.005
$\bar{R}^2 = 0.9848$	$F = 111.18$	Olasılık(F)= 0.0000	SIC=-0.349	

Döviz kuru volatilitesi değişkenleri ise modellerde pozitif katsayı almaktadır. Bu durum, döviz kuru volatilitesindeki artışların ihracat üzerindeki etkisinin ihracatı arttırıcı yönünde olduğu anlamına gelmektedir. Modellerin her birinden elde edilen ihracatın gelir ve döviz kuru esnekliği katsayıları oldukça yakın değerler alırken, reel döviz kurunun uygun trendden sapmaları kullanılarak hesaplanan volatilité değişkeninin yer aldığı ikinci modelde, döviz kuru volatilitesine ait katsayı diğer modellerden elde edilen katsayılardan oldukça yüksek elde edilmiştir. Diğer üç modelden elde edilen volatilité katsayıları ise birbirine yakın görünmektedir. Sabit etkiler modeli kullanılarak en küçük kareler yöntemi ile elde edilen her dört modeldeki katsayılar bireysel olarak ve modeller bir bütün olarak anlamlı görünmektedir. Dört modelden elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, döviz kuru volatilitesinin reel ihracat üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğunu görülmektedir.

Farklı volatilité ölçülerinin yer aldığı 4 modelden hangisinin daha uygun bir sektörel ihracat talep modeli olduğunu belirlemek için Schwarz bilgi kriterine başvurulmuştur. Uygun ARMA modelinden sapmaların hareketli standart sapması şeklinde hesaplanan volatilité değişkeninin yer aldığı Model (4), bu model için elde edilen Schwarz bilgi kriteri daha küçük elde edildiği için, diğer modellere göre daha uygun bir model olarak görünmektedir. Ancak AR(1) modelinden sapmaların hareketli standart sapması şeklinde hesaplanan volatilité değişkeninin yer aldığı Model (3) de Model(4)'e oldukça yakın bir Schwarz bilgi kriteri değerine sahiptir.

Tablo 6'da ise yine dört farklı döviz kuru volatilitesi değişkeni kullanılarak oluşturulan modeller için rassal etkiler modeli kullanılarak uygulanabilir en

küçük kareler yöntemiyle elde edilen analiz sonuçları verilmiştir. Rassal etkiler modeli sonuçlarına göre, tahmin edilen dört modeldeki değişkenlere ait katsayılar, sabit etkiler modelinden elde edilen katsayılarla olduğu gibi, bireysel olarak ve modeller de bir bütün olarak anlamlıdır.

Tablo 6. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İhracat Hacmi Üzerine Etkisi: Rassal Etkiler Modeli

Model 1				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-119.763	8.409262	-14.24	0.000
Log(Y^f)	4.752305	0.289978	16.39	0.000
Log($REER_S$)	-0.234502	0.083341	-2.81	0.005
σ_1^S	1.386506	0.715649	1.94	0.053
$R^2 = 0.3599$	Wald $\chi^2=333.85$		Olasılık (χ^2)=0.0000	
Model 2				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-110.1501	6.935288	-15.88	0.000
Log(Y^f)	4.41785	0.242731	18.20	0.000
Log($REER_S$)	-0.269221	0.074511	-3.61	0.000
σ_2^S	3.213867	0.613063	5.24	0.000
$R^2 = 0.3795$	Wald $\chi^2=369.32$		Olasılık (χ^2)= 0.0000	
Model 3				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-111.3362	7.732894	-14.40	0.000
Log(Y^f)	4.464977	0.267673	16.68	0.000
Log($REER_S$)	-0.276437	0.082057	-3.37	0.001
σ_3^S	1.624502	0.763786	2.13	0.033
$R^2 = 0.3423$	Wald $\chi^2=299.82$		Olasılık (χ^2)=0.0000	
Model 4				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-107.9467	7.459457	-14.47	0.000
Log(Y^f)	4.349288	0.259532	16.76	0.000
Log($REER_S$)	-0.289953	0.078768	-3.68	0.000
σ_4^S	1.708398	0.628698	2.72	0.007
$R^2=0.3443$	Wald $\chi^2=303.62$		Olasılık (χ^2)= 0.0000	

Tahmin edilen her model için elde edilen sonuçlar, sabit etkiler modeli sonuçlarıyla karşılaştırıldığında katsayıların işaretleri ve aldıkları değerlerin birbirinden çok da farklı olmadığı görülmektedir. Rassal etkiler modeli kullanılarak yapılan analiz ile elde edilen ihracatın gelir esneklikleri katsayıları, sabit etkiler modelinden elde edilen katsayılara göre nispeten daha küçük elde edilmiştir. Her bir model için elde edilen ihracat gelir ve döviz kuru esnekliklerinin aldığı işaretler teorik beklentiye uygundur. Rassal etkiler modeli kullanılarak elde edilen sonuçlara göre de döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkisi pozitifdir.

Rassal ve sabit etkiler modellerinden elde edilen sonuçlar büyük farklılıklar göstermemekle birlikte hangi modelin daha uygun olduğunu test etmek amacıyla Hausman testi uygulanmıştır. Hausman testi sonuçları Tablo 7’de verilmektedir.

Tablo 7. İhracat Talep Modelleri için Hausman Testi Sonuçları

Açıklayıcı Değişkenler	Model 1		Model 2		Model 3		Model4	
	Fixed	Random	Fixed	Random	Fixed	Random	Fixed	Random
$\text{Log}(Y^f)$	5.147	4.752	4.678	4.417	4.779	4.465	4.643	4.349
$\text{Log}(REER_S)$	-0.218	-0.235	-0.277	-0.269	-0.267	-0.276	-0.288	-0.289
σ^S	1.892	1.387	3.184	3.214	1.829	1.625	1.734	1.708
Hausman	$\chi^2=45.35$		$\chi^2=47.35$		$\chi^2=40.84$		$\chi^2=39.87$	
	p=0.0000		p=0.0000		p=0.0000		p=0.0000	

Hausman testinde H_0 hipotezinde bireysel etkilerle açıklayıcı değişkenler arasında ilişki yoktur hipotezi yer alırken; H_1 hipotezi bireysel etkilerle açıklayıcı değişkenler arasında ilişki olduğu şeklindedir. Test sürecinde sabit etkiler ve rassal etkiler modelleri kullanılarak elde edilen katsayılar arasındaki farklar göz önünde bulundurulmaktadır. Farklı reel döviz kuru volatilitésini

değişkenlerinin yer aldığı dört model için uygulanan Hausman testi sonuçlarına göre, %1 anlam düzeyinde açıklayıcı değişkenler ile bireysel etkiler arasında ilişki bulunmadığını ileri süren H_0 hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla dört reel ihracat modelinden her biri için sabit etkiler modeli daha uygun bir model olarak belirlenmiştir.

Hsiao (2003), panel veri analizinde sabit ya da rassal etkiler modeli kullanmaya karar verilirken veri setinin nasıl bir yöntem ile elde edildiğinin göz önünde bulundurulması gerektiğini belirtmektedir. Hsiao (2003)'e göre, veri seti geniş bir anakütle içinden rassal olarak seçilmiş çok sayıda birim üzerinden elde edilmişse rassal etkiler modelini kullanmak daha doğru bir tercih olmaktadır. Ancak yatay kesit birimlerine yöneltilmiş “özel bir ilgi” söz konusu ise sabit etkiler modelinin kullanılması yerinde bir seçim olacaktır (Hsiao, 2003: 43). Hausman testi sonuçları ile Hsiao (2003)'te belirtilen görüş birlikte değerlendirildiğinde, ihracat talep modelinin sabit etkiler modeli ile tahmin edilmesinin daha doğru olduğu sonucuna varılmıştır.

Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine etkilerini araştırmak amacıyla uygulanan panel veri analizinde sabit etkiler modelinin kullanılmasının daha uygun olacağı belirlendikten sonra, sabit etkiler modeliyle tahmin edilen dört ihracat talep modelinden elde edilen hata terimlerinin otokorelasyon ve değişen varyansa sahip olup olmadıkları test edilmiştir. Bu amaçla hata terimlerinin değişen varyans özelliği gösterip göstermediğini sınamak için modifiye edilmiş Wald testi ve birinci dereceden otokorelasyon içerip içermediğini test etmek için Wooldridge testi kullanılmıştır.

H_0 hipotezi $\sigma_i^2 = \sigma^2, i = 1, \dots, N$ olan modifiye edilmiş Wald testinin test istatistiği Stata paket programında,

$$W = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i}$$

şeklinde hesaplanmakta ve χ^2 dağılmaktadır (Baum, 2001: 101). Burada $V_i = \sum_{t=1}^{T_i} (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2 / T_i(T_i - 1)$, $\hat{\sigma}_i^2$ 'nin tahmin edilen varyansını ifade ederken; $\hat{\sigma}_i^2$ ise i . yatay kesit biriminin hata varyansını ($\hat{\sigma}_i^2 = \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2 / T_i$) ifade etmektedir. Elde edilen test istatistiğinin $\chi^2(N)$ kritik değerinden büyük olması durumunda H_0 hipotezi reddedilmekte ve hata terimlerinin değişen varyanslılık özelliği gösterdiği sonucuna varılmaktadır.

Hata terimleri arasında birinci dereceden otokorelasyon sınaması yapmak için kullanılan Wooldridge testi ise panel veri setindeki her bir yatay seri için zaman boyutu $T > 2$ olduğu durumda $\hat{e}_{it} = \hat{\rho}\hat{e}_{it-1} + u_{it}, t = 3, 4, \dots, T; i = 1, 2, \dots, N$ otokorelasyon eşitliğinden elde edilmektedir (Wooldridge, 2002: 283). Test istatistiği otokorelasyon katsayısı $\hat{\rho}$ 'nin bireysel anlamlılık sınamasında kullanılan t istatistiğidir. Modelde tek bir katsayı olması nedeniyle t istatistiği aynı zamanda modelin bir bütün olarak anlamlılığını sınamakta kullanılan F istatistiğine eşittir. Wooldridge testinin H_0 hipotezi basit regresyon modelinden elde edilen hata terimleri arasındaki otokorelasyon sınamasındaki H_0 hipotezine benzer şekilde $\hat{\rho} = 0$ 'dır. H_0 hipotezinin reddedilmesi durumunda hata terimleri arasında otokorelasyon olduğu sonucuna ulaşılır.

Tablo 8. İhracat Talep Modelleri için Modifiye Edilmiş Wald ve Wooldridge Testi Sonuçları

Tanımlayıcı Test	Model 1		Model 2		Model 3		Model4	
	Test İstatistiği	Olasılık	Test İstatistiği	Olasılık	Test İstatistiği	Olasılık	Test İstatistiği	Olasılık
Modifiye edilmiş Wald Testi	$\chi^2=711.2$	0.0000	$\chi^2=1087.7$	0.0000	$\chi^2=650.3$	0.0000	$\chi^2=642.1$	0.0000
Wooldridge Testi	F=27.39	0.0000	F=27.71	0.0000	F=24.20	0.0001	F=23.83	0.0001

Sabit etkiler modeli kullanılarak tahmin edilen ihracat talep modellerinin modifiye edilmiş Wald ve Wooldridge testi sonuçları Tablo 8’de verilmiştir. Bu sonuçlara göre farklı yöntemlerle hesaplanmış sektörel reel döviz kuru volatilitesi değişkenlerinin yer aldığı modellerin her birinden elde edilen hata terimleri hem otokorelasyon hem de değişen varyanslılık özelliği sergilemektedir. Bu yüzden sabit etkiler modeli kullanılarak hesaplanan standart hatalara değişen varyans ve otokorelasyon düzeltilmesi yapılması gerekmektedir. Tablo 9’da sabit etkiler modeli ile yapılan katsayı tahminleri otokorelasyon ve değişen varyans düzeltilmesi yapılmış (robust) standart hataları ve bu standart hatalar üzerinden hesaplanan t istatistikleri ile birlikte sunulmuştur.

Tablo 9’daki tahmin sonuçları incelendiğinde, tahmin edilen dört modelin her biri için elde edilen ihracatın gelir esnekliği ve Model 1’den elde edilen ihracatın döviz kuru esnekliği katsayısı dışındaki döviz kuru esnekliği katsayıları, standart hata düzeltilmesi yapılmamış tahmin sonuçlarında olduğu gibi, %1 anlam düzeyinde bireysel olarak anlamlıdır. Model 1’den elde edilen

ihracatın döviz esnekliği katsayısı ise %5 anlam düzeyinde bireysel anlamlılığını korumaya devam etmektedir.

Tablo 9. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İhracat Hacmi Üzerine Etkisi: Yapılmış Sabit Etkiler Modeli (Düzeltilmiş Standart Hatalar)

Model 1				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-131.1931	20.43738	-6.42	0.000
Log(Y^f)	5.147045	0.711684	7.23	0.000
Log($REER_S$)	-0.217952	0.093793	-2.32	0.030
σ_1^S	1.892304	0.891056	2.12	0.046
$\bar{R}^2 = 0.9841$	$F = 24.69$	Olasılık(F)= 0.0000		
Model 2				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-117.5814	16.46833	-7.14	0.000
Log(Y^f)	4.678389	0.576158	8.12	0.000
Log($REER_S$)	-0.277116	0.078201	-3.54	0.002
σ_2^S	3.184465	1.486001	2.14	0.044
$\bar{R}^2 = 0.9846$	$F = 31.94$	Olasılık(F)= 0.0000		
Model 3				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-120.4188	16.90501	-7.12	0.000
Log(Y^f)	4.779924	0.593885	8.05	0.000
Log($REER_S$)	-0.267961	0.093372	-2.87	0.009
σ_3^S	1.829145	1.07733	1.70	0.104
$\bar{R}^2 = 0.9847$	$F = 27.95$	Olasılık(F)= 0.0000		
Model 4				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-116.3657	15.80999	-7.36	0.000
Log(Y^f)	4.642614	0.55828	8.32	0.000
Log($REER_S$)	-0.288392	0.095563	-3.02	0.007
σ_4^S	1.733523	0.963496	1.80	0.086
$\bar{R}^2 = 0.9848$	$F = 25.49$	Olasılık(F)= 0.0000		

Sektörel reel döviz kuru volatilitesi için elde edilen katsayılar ise Model 1 ve Model 2 için %5 anlam düzeyinde anlamlılığını korumaya devam ederken, Model 4'ten elde edilen volatilitate katsayısı %10 anlam düzeyinde bireysel olarak anlamlıdır. Model 3 kullanılarak tahmin edilen volatilitate katsayısı ise standart sapmalara düzeltme uygulanmasının ardından bireysel anlamlılığını yitirmektedir. Ancak bu katsayı için elde edilen t istatistiği %10 anlam düzeyine çok yakın bir değer aldığından bireysel anlamlılık güçlü bir şekilde reddedilememektedir. Model 1, Model 2 ve Schwarz bilgi kriterinden en uygun model olduğunu bilgisini elde ettiğimiz Model 4'ten tahmin edilen volatilitate katsayısı bireysel anlamlılığını koruduğu ve Model 3 üzerinden tahmin edilen volatilitate katsayısının bireysel anlamlılığı güçlü bir şekilde reddedilemediği için sektörel reel döviz kurunun sektörel ihracat hacmi üzerinde pozitif etkisi olduğu sonucu geçerliliğini korumaktadır.

Sabit etkiler modeli kullanılarak sektörel reel döviz kuru volatilitesinin sektörel ihracat hacmi üzerindeki etkileri araştırıldıktan sonra, dört ihracat talep modeli, reel döviz kuru değişkeni olarak imalat sanayi reel döviz kuru ($\text{Log}(\text{REER})$) kullanılması ve reel döviz kuru volatilitesi değişkenlerinin de imalat sanayi reel döviz kuru üzerinden aynı yöntemlerle hesaplanması suretiyle yeniden tahmin edilmiştir.

Buradaki amaç, bu tezde hesaplanan sektörel reel döviz kurları ve bu kurlar üzerinden hesaplanan reel döviz kuru volatilitate değişkenlerinin yer aldığı modellerin tahmin sonuçları ile sektörel reel döviz kurlarının toplulaştırılmış halini ifade eden ve TCMB tarafından hesaplanıp sunulan imalat sanayi reel

döviz kuru ve bu kur kullanılarak elde edilen volatilité deęiřkenlerinin modele dahil edildięi durumdaki sonuçları karşılařtırabilmektir.

Tablo 10. İmalat Sanayi Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İhracat Hacmi Üzerine Etkisi

Model 1				
Açıklayıcı Deęiřkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistięi	Olasılık(t)
C	-122.2435	17.42752	-7.01	0.000
Log(Y^f)	4.810306	0.602419	7.98	0.000
Log(REER)	-0.055245	0.157243	-0.35	0.729
σ_1	1.973434	1.297571	1.52	0.143
$\bar{R}^2 = 0.9836$	$F = 22.70$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.275	
Model 2				
Açıklayıcı Deęiřkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistięi	Olasılık(t)
C	-93.26621	9.864041	-9.46	0.000
Log(Y^f)	3.787729	0.339709	11.15	0.000
Log(REER)	-0.039928	0.118902	-0.34	0.740
σ_2	7.259462	2.887374	2.51	0.020
$\bar{R}^2 = 0.9842$	$F = 42.65$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.309	
Model 3				
Açıklayıcı Deęiřkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistięi	Olasılık(t)
C	-120.7053	16.68589	-7.23	0.000
Log(Y^f)	4.761458	0.58109	8.19	0.000
Log(REER)	-0.091868	0.11910	-0.77	0.449
σ_3	2.887751	1.641461	1.76	0.093
$\bar{R}^2 = 0.9842$	$F = 24.46$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.314	
Model 4				
Açıklayıcı Deęiřkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistięi	Olasılık(t)
C	-121.9967	17.02763	-7.16	0.000
Log(Y^f)	4.820816	0.596459	8.08	0.000
Log(REER)	-0.185831	0.104184	-1.78	0.089
σ_4	3.834667	1.880399	2.04	0.054
$\bar{R}^2 = 0.9845$	$F = 26.81$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.328	

İhracat talep modelinde imalat sanayi reel döviz kuru ile bu kur üzerinden hesaplanan reel döviz kuru volatilitesi değişkenleri kullanıldığında elde edilen tahmin sonuçları Tablo 10'daki gibidir. İmalat sanayi reel döviz kuru değişkeni ve bu kur üzerinden hesaplanan volatilitesi değişkenlerinin dahil edildiği modellerden elde edilen sabit etkiler modeli tahmin sonuçları incelendiğinde, reel dış gelir değişkenine ait katsayılar modellerin her biri için bireysel olarak anlamlı katsayılar şeklinde karşımıza çıkmaktadır. Ekonometrik analiz sonucunda elde edilen imalat sanayi reel döviz kuru değişkeni katsayılarının bireysel anlamlılığı ise Model 4'ten elde edilen katsayı yorum dışı bırakılırsa güçlü bir şekilde reddedilmektedir. Model 4'ten elde edilen döviz kuru esnekliğinin bireysel anlamlılığı ise %10 anlam düzeyinde geçerliliğini korumaktadır. Schwarz kriterine göre en uygun model seçilen Model 4'e göre döviz kuru değişkeninin katsayısı bireysel olarak anlamlı görünse bile, imalat sanayi reel döviz kurunun katsayısı, sektörel reel döviz kuru kullanıldığında elde edilen katsayıya göre daha düşük bir değer almıştır. Diğer bir deyişle ihracat talep modelinde imalat sanayi reel döviz kuru kullanıldığında, ihracatın döviz kuru esnekliği daha küçük hesaplanmaktadır. İmalat sanayi reel döviz kuru üzerinden hesaplanan volatilitelerin katsayıları incelendiğinde Model 1'den elde edilen katsayı dışındaki katsayılar %5 ve %10 anlam düzeyinde bireysel olarak anlamlı iken; Model 1'den elde edilen katsayı bireysel olarak anlamlı görünmemektedir. Ayrıca bireysel olarak anlamlı imalat sanayi döviz kuru volatilitesi katsayıları, sektörel döviz kuru volatilitesi katsayılarına göre oldukça yüksek elde edilmiştir. Örneğin imalat sanayi reel döviz kuru volatilitesi ile sektörel reel döviz kuru volatilitesi değişkenlerinin Model 4 üzerinden elde edilen katsayıları karşılaştırıldığında, imalat sanayi reel döviz

kuru volatilitésinin ihracata etkisi sektörel reel döviz kuru volatilitésinin etkisinin yaklaşık iki katı olarak hesaplanmıştır. Bu sonuçlar, sektörel çalışmalarda toplulaştırılmış reel döviz kuru yerine sektör özelinde hesaplanmış reel döviz kurunun kullanılmasının daha uygun olacağı yönünde ampirik kanıtlar sunmaktadır.

Reel döviz kuru volatilitésinin ihracat hacmi üzerindeki etkileriyle ilgili analizi tamamlamadan önce 2011-2014 yılı için hazırlanan Sanayi Stratejisi Belgesi'nde özel incelemeye tabi tutulan gıda ve içecek, tekstil, hazır giyim, ana metal sanayi, büro, muhasebe ve bilgi işlem makineleri, elektrikli makine ve cihazlar, radyo, tv ve haberleşme teçhizatı, tıbbi aletler, başka yerde sınıflandırılmamış makine ve teçhizat ile motorlu kara taşıtı ve römork alt sektörleri stratejik sektörler olarak ele alınıp ayrıca bir incelemeye tabi tutulmuştur. Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin ele alınan bu stratejik sektörlerin ihracat hacmi üzerindeki etkisini incelemek üzere 10 stratejik sektörü içeren yeni bir panel oluşturulmuştur. Stratejik sektörler için oluşturulan bu panel veri seti üzerinden sabit etkiler modeli kullanılarak yürütölen panel veri analizinden elde edilen sonuçlar Tablo 11'de verilmiştir.

Tablo 11'de verilen sonuçlar incelendiğinde öncelikle stratejik sektörlerin ihracat gelir esnekliğinin pozitif ve imalat sanayi 22 alt sektörünün geneli için elde edilen gelir esnekliğine nispeten daha yüksek olduđu görölmektedir. Buradan yola çıkarak, stratejik sektörlerin yurtdışı gelir değışmelerine daha duyarlı olduđu söylenebilir. Stratejik sektörlerin ihracat döviz kuru esnekliği değıerleri negatif ve Model 2 ve Model 4 için %5 anlam düzeyinde, Model 1 ve Model 3 için ise %10 anlam düzeyinde bireysel olarak anlamlı elde edilmiştir.

Tablo 11. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Stratejik Sektörlerin İhracat Hacmine Etkisi

Model 1				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-149.3117	29.74059	-5.02	0.001
Log(Y^f)	5.82033	1.041642	5.59	0.000
Log($REER_S$)	-0.228920	0.105276	-2.17	0.058
σ_1^S	2.917034	1.159922	2.51	0.033
$\bar{R}^2 = 0.9882$	$F = 14.50$	Olasılık(F)= 0.0009	SIC=-0.469	
Model 2				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-127.503	25.73771	-4.95	0.001
Log(Y^f)	5.075135	0.905559	5.60	0.000
Log($REER_S$)	-0.337626	0.116373	-2.90	0.018
σ_2^S	2.580479	2.013833	1.28	0.232
$\bar{R}^2 = 0.9882$	$F = 16.89$	Olasılık(F)= 0.0005	SIC=-0.472	
Model 3				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-138.9738	23.52791	-5.91	0.000
Log(Y^f)	5.458821	0.830316	6.57	0.000
Log($REER_S$)	-0.233580	0.111918	-2.09	0.066
σ_3^S	3.393326	1.304493	2.60	0.029
$\bar{R}^2 = 0.9885$	$F = 17.16$	Olasılık(F)= 0.0005	SIC=-0.500	
Model 4				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-128.5703	24.00029	-5.36	0.000
Log(Y^f)	5.110351	0.848383	6.02	0.000
Log($REER_S$)	-0.296808	0.125763	-2.36	0.043
σ_4^S	1.115808	1.29829	0.86	0.412
$\bar{R}^2 = 0.9882$	$F = 17.79$	Olasılık(F)= 0.0004	SIC=-0.472	

Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin katsayıları incelenecek olursa, bu katsayılar her model için pozitif olmakla birlikte; Model 1 ve Model 3 için %5

anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı elde edilirken, Model 2 ve Model 4 için güçlü bir şekilde reddedilmektedir. Uygun model seçimi için Schwarz bilgi kriterine başvurulduğunda en uygun modelin Model 3 olduğu belirlenmiştir. Bu modelden elde edilen sektörel reel döviz kuru volatilitesi katsayısının, 22 imalat sanayi sektörü için elde edilen sektörel reel döviz kuru volatilitesi katsayılarına göre daha yüksek elde edildiği görülmektedir. Model 3'ten elde edilen sektörel reel döviz kuru volatilitesi katsayısının imalat sanayi sektörünün geneli için elde edilen katsayılardan daha yüksek elde edilmesi, stratejik sektörlerde faaliyet gösteren firmaların imalat sanayini oluşturan diğer firmalara göre döviz kuru değişimlerinden kar etme eğiliminin daha yüksek olduğunu göstermektedir.

2.4. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitesinin İthalat Hacmi Üzerine Etkisi

Sektörel reel döviz kuru volatilitesinin dış ticaret hacmi üzerine etkisini belirleyebilmek için, sektörel reel döviz kuru volatilitesinin ihracat ve ithalat hacmi üzerine etkilerinin birlikte değerlendirilmesi gerekmektedir. Bu nedenle bu başlık altında Eşitlik (3.6)'daki ithalat modeli tahmin edilerek sektörel reel döviz kuru volatilitesinin ithalat hacmi üzerindeki etkileri belirlenmeye çalışılacaktır.

Eşitlik (3.6)'nın sabit etkiler modeli ile tahminlenmesinden elde edilen sonuçlar Tablo 12'de verilmiştir. Bu tablodaki sonuçlar incelendiğinde, dört model için de ithalatın gelir ve döviz kuru esnekliklerinin teorik beklentiyle uyum gösteren katsayılar aldığı görülmektedir. Ayrıca ithalatın gelir ve döviz kuru esneklikleri her modelde bireysel olarak anlamlıdır.

Tablo 12. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitesinin Sektörel İthalat Hacmi Üzerine Etkisi: Sabit Etkiler Modeli

Model 1				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-27.88727	2.816119	-9.90	0.000
Log(Y)	1.571867	0.095681	16.43	0.000
Log(REER _S)	0.167455	0.083479	2.01	0.045
σ_1^S	-1.837566	0.694794	-2.64	0.008
$\bar{R}^2 = 0.9804$	$F = 158.01$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.378	
Model 2				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-32.50771	2.263125	-14.36	0.000
Log(Y)	1.717178	0.080770	21.26	0.000
Log(REER _S)	0.279008	0.072036	3.87	0.000
σ_2^S	-0.285760	0.600352	-0.48	0.634
$\bar{R}^2 = 0.9802$	$F = 154.17$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.367	
Model 3				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-34.13334	2.669354	-12.79	0.000
Log(Y)	1.773288	0.091148	19.46	0.000
Log(REER _S)	0.309324	0.082497	3.75	0.000
σ_3^S	-1.244118	0.748859	-1.66	0.097
$\bar{R}^2 = 0.9811$	$F = 149.25$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.406	
Model 4				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-35.35721	2.492268	-14.19	0.000
Log(Y)	1.811836	0.086654	20.91	0.000
Log(REER _S)	0.338264	0.077532	4.36	0.000
σ_4^S	-0.901950	0.604186	-1.49	0.136
$\bar{R}^2 = 0.9811$	$F = 148.95$	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.406	

Sektörel reel döviz kurunun bir önceki dönem değerinden sapmaları kullanılarak hesaplanan sektörel reel döviz kurunun volatilitesinin kullanıldığı Model 1 ve AR(1) sürecinden sapmalar kullanılarak hesaplanan sektörel reel döviz kuru volatilitesinin kullanıldığı Model 3'ten elde edilen sonuçlar, reel döviz kuru volatilitesinin ithalat üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif

bir etkisi olduğu yönündedir. Ancak Model 2 ve Model 4'ün analiz sonuçları reel döviz kuru volatilitésinin ithalat üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığına işaret etmektedir.

Uygun ithalat talep modelini belirlemek için Schwarz bilgi kriterine başvurulduğunda Model 3 ve Model 4 uygun modeller olarak karşımıza çıkmaktadır, ancak bu iki model çelişkili sonuçlar vermektedir. Model 3'ten elde edilen katsayının t istatistik değérinin %10'a çok yakın olduğu da göz önünde bulundurulduğunda sektörel reel döviz kuru volatilitésinin sektörel ithalat hacmi üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna varılabilecektir. Ancak daha net bir yargıya varabilmek için düzeltilmiş standart hatalardan elde edilecek t istatistiklerini kullanmak daha doğru olacaktır.

Eşitlik (3.6)'daki ithalat talep modelinin, rassal etkiler modeli ve uygulanabilir en küçük kareler yönteminin kullanılmasıyla elde edilen tahmin sonuçları ise Tablo 13'te verilmektedir. Rassal etkiler modeli kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları sabit etkiler modeli kullanılarak elde edilen tahmin sonuçlarıyla oldukça benzerdir. İhracatın gelir ve döviz kuru esneklikleri istatistiksel olarak anlamlı ve teorik beklentiyle uyumlu şekilde pozitif elde edilmiştir. Sektörel reel döviz kurunun ithalat hacmi üzerindeki etkisi rassal etkiler modelinin kullanıldığı analiz sonuçlarıyla da net olarak belirlenememektedir. Burada da Model 1 ve Model 3'ten elde edilen katsayılar sektörel reel döviz kuru volatilitésinin ithalat hacmi üzerinde negatif ve anlamlı bir etkisi olabileceğini işaret ederken; Model 2 ve Model 4'ten elde edilen sonuçlar sektörel reel döviz kuru volatilitésinin ithalat hacminde istatistiksel olarak anlamlı bir azalışa neden olmadığı yönündedir.

Tablo 13. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İthalat Hacmi Üzerine Etkisi: Rassal Etkiler Modeli

Model 1				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık(t)
C	-27.77166	2.834901	-9.80	0.000
Log(Y)	1.568332	0.095932	16.35	0.000
Log(REER _S)	0.164169	0.083694	1.96	0.050
σ_1^S	-1.883374	0.696426	-2.70	0.007
$R^2 = 0.4191$	Wald $\chi^2 = 471.75$		Olasılık (χ^2)= 0.0000	
Model 2				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık(z)
C	-32.5182	2.285084	-14.23	0.000
Log(Y)	1.71779	0.081062	21.19	0.000
Log(REER _S)	0.278220	0.072292	3.85	0.000
σ_2^S	-0.322373	0.602330	-0.54	0.593
$R^2 = 0.4131$	Wald $\chi^2 = 459.18$		Olasılık (χ^2)= 0.0000	
Model 3				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık(z)
C	-34.0576	2.690031	-12.66	0.000
Log(Y)	1.771138	0.091449	19.37	0.000
Log(REER _S)	0.306447	0.082763	3.70	0.000
σ_3^S	-1.295747	0.751074	-1.73	0.084
$R^2 = 0.4135$	Wald $\chi^2 = 444.92$		Olasılık (χ^2)= 0.0000	
Model 4				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık(z)
C	-35.33522	2.513833	-14.06	0.000
Log(Y)	1.811351	0.086966	20.83	0.000
Log(REER _S)	0.336764	0.077804	4.33	0.000
σ_4^S	-0.933344	0.606245	-1.54	0.124
$R^2 = 0.4130$	Wald $\chi^2 = 443.72$		Olasılık (χ^2)= 0.0000	

İthalat talep modeline sabit ve rassal etkiler modelleri kullanılarak panel veri analizi uygulandıktan sonra bu modellerden hangisinin ithalat talep modelini analiz etmekte daha uygun bir model olduğunun belirlenmesi gerekmektedir. Burada, Hsiao (2003:43)'te belirtilen birimlere "özel ilgi " gösterildiği durumlarda sabit etkiler modelinin kullanılması gerektiği görüşünün ışığında

ve ihracat talep modeli için kullanılan analiz yöntemi ile ithalat talep modelini analiz etmekte kullanılan yöntem arasında bir farklılık oluşmaması için, Hausman testi yapılmadan sabit etkiler modeliyle analize devam edilmiştir. Bu noktada sabit etkiler modelinden elde edilen hata terimlerinin otokorelasyon ve değişen varyanslılık özelliği gösterip göstermediğini belirlemek amacıyla her bir ithalat talep modeline modifiye edilmiş Wald ve Wooldridge testi uygulanmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 14'te sunulmuştur. Tabloda verilen sonuçlara göre, her bir ithalat talep modeli için modifiye edilmiş Wald testi hata terimlerinin değişen varyans özelliği gösterdiğine işaret etmektedir. Ancak Wooldridge testinden elde edilen sonuçlar bu hata terimlerinin otokorelasyona sahip olmadığı şeklindedir.

Tablo 14. İthalat Talep Modelleri Modifiye Edilmiş Wald ve Wooldridge Testi Sonuçları

<i>Tanımlayıcı Test</i>	<i>Model 1</i>		<i>Model 2</i>		<i>Model 3</i>		<i>Model4</i>	
	<i>Test İstatistiği</i>	<i>Olasılık</i>	<i>Test İstatistiği</i>	<i>Olasılık</i>	<i>Test İstatistiği</i>	<i>Olasılık</i>	<i>Test İstatistiği</i>	<i>Olasılık</i>
Modifiye Edilmiş Wald Testi	$\chi^2= 2524$	0.0000	$\chi^2= 2961$	0.0000	$\chi^2= 2330$	0.0000	$\chi^2= 2390$	0.0000
Wooldridge Testi	F= 0.257	0.6175	F= 0.311	0.5829	F= 0.353	0.5585	F= 0.350	0.5603

Modifiye edilmiş Wald ve Wooldridge testlerinden elde edilen sonuçlar doğrultusunda, sabit etkiler modelinin kullanılmasıyla analiz edilen ithalat talep modellerinden elde edilen katsayıların standart hataları üzerinde yalnız değişen varyanslılık düzeltilmesi yapılmıştır. Tablo 15'te ithalat talep modellerindeki değişkenlere ait katsayılar düzeltilmiş standart hatalarıyla birlikte verilmiştir.

Tablo 15. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel İthalat Hacmi Üzerine Etkisi: Sabit Etkiler Modeli (Düzeltilmiş Standart Hatalar)

Model 1				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-27.88727	6.740424	-4.14	0.000
Log(Y)	1.571867	0.238298	6.60	0.000
Log(REER _S)	0.167455	0.097270	1.72	0.100
σ_1^S	-1.837566	0.669248	-2.75	0.012
$\bar{R}^2 = 0.9804$	F = 30.89		Olasılık(F)= 0.0000	
Model 2				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-32.50771	5.962778	-5.45	0.000
Log(Y)	1.717178	0.211448	8.12	0.000
Log(REER _S)	0.279008	0.097836	2.85	0.010
σ_2^S	-0.285760	0.866858	-0.33	0.745
$\bar{R}^2 = 0.9802$	F = 28.25		Olasılık(F)= 0.0000	
Model 3				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-34.13334	6.250641	-5.46	0.000
Log(Y)	1.773288	0.222672	7.96	0.000
Log(REER _S)	0.309324	0.091997	3.36	0.003
σ_3^S	-1.244118	0.766689	-1.62	0.120
$\bar{R}^2 = 0.9811$	F = 32.75		Olasılık(F)= 0.0000	
Model 4				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-35.35721	6.008889	-5.88	0.000
Log(Y)	1.811836	0.214424	8.45	0.000
Log(REER _S)	0.338264	0.095058	3.56	0.002
σ_4^S	-0.901950	0.885393	-1.02	0.320
$\bar{R}^2 = 0.9811$	F = 29.33		Olasılık(F)= 0.0000	

İthalat talep fonksiyonunda yer alan değişkenlerin katsayıları için elde edilen standart hatalara değişen varyanslılık düzeltmesi uygulanmasının ardından,

ithalatın gelir ve döviz kuru esneklikleri istatistiksel anlamlılıklarını korumaya devam etmektedir. Burada ilgi çeken bir nokta Model 1’den elde edilen ithalatın döviz kuru esnekliği katsayısının ancak %10 anlam düzeyinde anlamlı olmasıdır. Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin ithalata etkisini gösteren katsayılar için değişen varyanslılık düzeltmesi yapılmış standart hatalar kullanılarak elde edilen *t* istatistikleri incelendiğinde, yalnız Model 1’de elde edilen sektörel reel döviz kuru volatilités katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görünmektedir. Schwarz bilgi kriterine göre daha uygun modeller olan Model 3 ve 4’e göre ise sektörel reel döviz kuru volatilitésinin sektörel ithalat hacmi üzerinde anlamlı bir etkisi görülmemektedir.

Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin ithalat hacmi üzerinde bir etkisi olmadığı sonucu, sektörel reel döviz kuru volatilitésinin ihracat hacmi üzerinde pozitif ve anlamlı etkisi olduğu sonucu ile birlikte değerlendirildiğinde, döviz kuru volatilitésinin yüksek olduğu dönemlerde dış ticaret hacmi üzerindeki net etkisinin dış ticareti arttırıcı yönde olduğu söylenebilir.

Reel döviz kuru volatilitésinin ithalat hacmi üzerindeki etkisini araştırmaya yönelik ekonometrik tahmin süreci, ithalat talep modelinde reel döviz kuru değişkeni olarak imalat sanayi reel döviz kuru ve döviz kuru volatilités olarak da aynı tahmin yöntemleriyle elde edilmiş imalat sanayi reel döviz kuru volatilitésinin yer aldığı modeller üzerinden devam ettirilmiştir. Bu modellerden elde edilen tahmin sonuçları Tablo 16’da verilmiştir.

Tablo 16. İmalat Sanayi Döviz Kuru Volatilitesinin Sektörel İthalat Hacmi Üzerine Etkisi

Model 1				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-27.02832	6.195807	-4.36	0.000
Log(Y)	1.558028	0.223611	6.97	0.000
Log(REER)	0.079836	0.128376	0.62	0.541
σ_1	-4.320385	1.44526	-2.99	0.007
$\bar{R}^2 = 0.9803$	F = 31.12	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.370	
Model 2				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-31.25911	5.524354	-5.66	0.000
Log(Y)	1.67255	0.205107	8.15	0.000
Log(REER)	0.276366	0.100648	2.75	0.012
σ_2	-0.804054	2.450243	-0.33	0.746
$\bar{R}^2 = 0.9799$	F = 30.47	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.353	
Model 3				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-30.94986	6.102886	-5.07	0.000
Log(Y)	1.665533	0.219623	7.58	0.000
Log(REER)	0.279659	0.116421	2.40	0.026
σ_3	-3.91508	1.699747	-2.30	0.032
$\bar{R}^2 = 0.9808$	F = 44.79	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.390	
Model 4				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-31.61705	6.171331	-5.12	0.000
Log(Y)	1.668376	0.226352	7.37	0.000
Log(REER)	0.386942	0.111718	3.46	0.002
σ_4	-2.069712	1.946764	-1.06	0.300
$\bar{R}^2 = 0.9807$	F = 42.31	Olasılık(F)= 0.000	SIC=-0.386	

İmalat sanayi döviz kuru volatilitesinin imalat sanayi alt sektörleri ithalatı üzerine etkisini araştırmak üzere oluşturulan modellerden elde edilen sonuçlar

ile Tablo 15’de sunulan sonuçlar karşılaştırıldığında, öncelikle imalat sanayine ait reel döviz kuru ve reel döviz kuru volatilitelerinin kullanıldığı dört modelden elde edilen ithalatın gelir esnekliği katsayılarının, sektörel reel döviz kuru ve bu kur üzerinden hesaplanan volatilitelerin kullanıldığı modellerden elde edilen katsayılardan büyük farklılıklar göstermediği gözlenmektedir. İkinci olarak Tablo 16’daki sonuçlar, ithalatın döviz kuru esnekliğinin Model 1 için istatistiksel olarak anlamsız olduğu şeklindedir, ancak diğer modellere göre ithalatın döviz kuru esnekliği anlamlı ve teorik beklentiyle uyumlu şekilde pozitif elde edilmiştir. Ayrıca katsayılar Tablo 15’te elde edilen katsayılardan büyük farklılıklar göstermemektedir. Reel döviz kuru volatilitelerinin katsayılarına ait t istatistikleri incelendiğinde ise Model 1 ve Schwarz kriterine göre en uygun model olan Model 3 için elde edilen sonuçlardan reel döviz kuru volatilitelerinin ithalat hacmi üzerindeki etkisinin anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca Model 3’ten elde edilen reel döviz kuru volatilitesi katsayısı, Tablo 15’teki aynı modele ait sektörel reel döviz kuru volatilitesi katsayısına göre oldukça yüksek tahmin edilmiştir.

İmalat sanayi reel döviz kuru ve bu kur üzerinden elde edilen volatiliteler değişkenlerinin yer aldığı ithalat talep modellerinin analiz sonuçları ile sektörel reel döviz kuru ve sektörel reel döviz kuru volatilitelerinin dahil edildiği modellerin analiz sonuçlarının karşılaştırılmasının ardından, bu başlık altında son olarak sektörel reel döviz kuru volatilitelerinin stratejik sektörlerin reel ithalatı üzerindeki etkileri araştırılacaktır. Bu amaçla 10 stratejik sektörden oluşturulan panel veri seti kullanılarak, ithalat talep modelleri sabit etkiler modeliyle tahmin edilmiştir.

Tablo 17. Sektörel Reel Döviz Kuru Volatilitesinin Stratejik Sektörlerin İthalat Hacmine Etkisi

Model 1				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-30.66652	10.72256	-2.86	0.019
Log(Y)	1.663015	0.389219	4.27	0.002
Log(REER _S)	0.366698	0.102524	3.58	0.006
σ_1^S	-1.334772	1.301461	-1.03	0.332
$\bar{R}^2 = 0.9516$	F = 29.68	Olasılık(F) = 0.000	SIC = -0.427	
Model 2				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-33.85901	8.453598	-4.01	0.003
Log(Y)	1.759166	0.312626	5.63	0.000
Log(REER _S)	0.448521	0.116108	3.86	0.004
σ_2^S	1.005637	1.521831	0.66	0.525
$\bar{R}^2 = 0.9515$	F = 56.21	Olasılık(F) = 0.000	SIC = -0.425	
Model 3				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-38.23306	10.13324	-3.77	0.004
Log(Y)	1.907235	0.367117	5.20	0.001
Log(REER _S)	0.541771	0.122805	4.41	0.002
σ_3^S	-0.893709	1.669317	-0.54	0.605
$\bar{R}^2 = 0.9534$	F = 36.43	Olasılık(F) = 0.000	SIC = -0.467	
Model 4				
Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı	Standart Hata (robust)	t istatistiği	Olasılık(t)
C	-38.54585	9.131577	-4.22	0.002
Log(Y)	1.918857	0.332990	5.76	0.000
Log(REER _S)	0.542957	0.140449	3.87	0.004
σ_4^S	-1.234748	1.510494	-0.82	0.435
$\bar{R}^2 = 0.9537$	F = 52.28	Olasılık(F) = 0.000	SIC = -0.473	

Elde edilen tahmin sonuçları Tablo 17’de sunulmaktadır. Stratejik sektörlerden oluşturulan panel veri setinin sabit etkiler modeliyle analizinden elde edilen

bulgulara göre, ithalatın gelir ve döviz kuru esneklikleri her model için pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Stratejik sektörler için elde edilen bu sonuçlar, imalat sanayi sektörlerinin tümü için elde edilen yurtiçi gelir ve reel döviz kuru katsayılarıyla karşılaştırıldığında, stratejik sektörlerin ithalat gelir ve döviz kuru esneklik değerlerinin nispeten daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum, stratejik sektörlerin ihracatına benzer şekilde ithalatının da yurtiçi gelir değişimleri ile döviz kuru hareketlerine daha duyarlı olduğunu işaret etmektedir.

Stratejik sektörlerin ithalatı üzerine sektörel reel döviz kuru volatilitésinin etkisi ise, imalat sanayi sektörlerinin genelinde olduğu gibi, istatistiksel olarak anlamlı değildir. Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin stratejik sektörlerin ithalat ve ihracat hacmi üzerindeki etkileri birlikte değerlendirilecek olursa, sektörel reel döviz kuru volatilitésinin imalat sanayi dış ticaret hacmi üzerindeki net etkisine benzer şekilde, dış ticareti arttırıcı bir etki görülmektedir. Ancak stratejik sektörler için elde edilen sektörel reel döviz kuru volatilitésini katsayısı nispeten daha büyük olduğundan stratejik sektörlerde yer alan firmaların döviz kuru volatilitésinin yüksek olduğu dönemlerde dış ticaret açığının kapanmasına etkisinin daha fazla olduğu şeklinde bir yorum yapmak mümkündür.

Sonuç ve Değerlendirme

Döviz kuru, bir ülkenin ekonomik performansının önemli belirleyicilerinden biridir. Ekonomi üzerindeki doğrudan etkileri dış ticaret hacmi üzerinde görülen döviz kuru, çıktı düzeyi ve parasal koşullar üzerinde de önemli etkilere sahiptir. Döviz kurunun temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri, iktisat literatüründe iki ülke parasının karşılıklı değişim oranının hangi faktörler tarafından belirlendiğine özel bir ilgi gösterilmesine neden olmuştur. Döviz kurunu belirleyen faktörlere yöneltilen bu özel ilgi döviz kurunun belirlenme sürecine ışık tutmaya yönelik çok sayıda teorik model geliştirilmesine neden olmuştur.

Döviz kurunun belirlenme sürecine yönelik basit bir yaklaşım olan dış ticaret akımları yaklaşımında iki ülke parasının değişim oranı, mal ve hizmet ticareti tarafından belirlenmektedir. Ancak bu basit yaklaşım günümüz ekonomik dünyasının gelişmiş uluslararası sermaye akımları göz önünde bulundurulduğunda oldukça yetersiz kalan bir yaklaşımdır. Döviz kurunun iki ülkedeki özdeş bir mal ve hizmet sepetinin fiyatlarını eşitleyecek bir düzeyde oluştuğunu ileri süren satın alma gücü paritesi yaklaşımı ise içerisinde çok sayıda kısıtlayıcı varsayımlar barındırmanın yanında döviz kuru belirlenme sürecine parasal faktörlerin etkisini ihmal eden bir yaklaşımdır.

Dış ticaret akımları ve satın alma gücü paritesi yaklaşımlarının döviz kurunun belirlenme sürecinde ihmal ettiği parasal faktörlerin de göz önünde bulundurulduğu Mundell-Fleming modeli, döviz kurunun mal, para ve sermaye piyasalarının eşanlı olarak dengede bulunduğu noktada belirlendiğini

öne sürmektedir. Bu modele göre döviz kurunun belirleyicileri iki ülkenin nispi fiyat ve gelir düzeyleri ile nispi faiz oranlarıdır.

1970'li yıllarda fiyatlar genel düzeyindeki hızlı artışlar Mundell-Fleming modelinin de döviz kuru değişimlerini açıklamakta yetersiz kalmasına neden olmuştur. Bu dönemde döviz kuru belirlenme sürecini parasal faktörleri göz önünde bulundurarak açıklamaya çalışan esnek fiyatlar parasal modeli ve Dornbusch modeli geliştirilmiştir. Esnek fiyatlar modeli, döviz kurunun ülkelerin göreceli gelir düzeyi ile faiz oranlarının yanı sıra iki ülkedeki para arzı seviyesi ile, Dornbusch modeli ise varlık piyasasındaki denge şartları ile belirlendiğini ileri süren modellerdir. Ayrıca Dornbusch modeli uzun dönemde mal ve varlık fiyatlarındaki etkileşimin döviz kuru belirlenme sürecinde önemli olduğunu vurgulamaktadır. Döviz kurunun belirlenme sürecinde parasal faktörlerin etkisini dikkate alan denge ve likidite modeline göre döviz kuru, yerli ve yabancı para talebi ile ülkelerin göreceli fiyat seviyeleri tarafından belirlenmektedir. Portföy dengesi yaklaşımı ise parasal olmayan varlıkların birbiriyle tam ikame edilemeyen varlıklar olduğu varsayımı altında döviz kurunun varlık piyasalarında diğer varlık fiyatlarıyla birlikte belirlendiğini öne sürmektedir. Gelişen ve farklılaşan sermaye piyasaları ile teknolojik gelişmelerin de etkisiyle bu modeller de döviz kuru değişimlerini açıklamada, yeterince etkili olamamakla birlikte döviz kuru belirlenme sürecine yönelik yararlı bilgiler sunmaktadırlar.

Nominal döviz kuru ekonomik olarak son derece önemli bir gösterge olmasına rağmen, bir ülkenin ekonomik faaliyetlerinde nominal döviz kurundan çok reel (ya da enflasyondan arındırılmış) döviz kuru göz önünde bulundurulmaktadır.

Ancak döviz kurundaki değişmelerin nominal döviz kuru rejimi ile doğrudan bir ilişkisi olduğundan, reel döviz kurunun hesaplandığı ekonomide hangi döviz kuru rejiminin uygulandığı reel döviz kurunu yorumlarken dikkat edilmesi gereken bir konudur. Reel döviz kuru değişmeleri ülkeler arası verimlilik farklılıkları, dış ticaret hadlerindeki değişmeler, ticarete konu olmayan mallara yönelik kamu harcamalarındaki değişmeler ve sermaye akımlarındaki değişmeler gibi faktörlerden kaynaklanmaktadır.

Reel döviz kuru değişmeleri ile ilgili yapılan çalışmalarda, genellikle ulusal ya da uluslararası ekonomik kuruluşların hesaplayıp yayınladığı toplulaştırılmış ticaret ağırlıklı reel döviz kuru endeksleri kullanılmaktadır. Bu endekslerde ülkenin her ticaret ortağı için nominal döviz kuru ağırlıklandırması, o ekonomideki tüm sektörlerin ilgili ticaret ortağıyla yaptığı ihracat ve ithalatları toplamının ülke ihracat ve ithalatındaki payı üzerinden yapılmaktadır. Ancak Goldberg (2004), toplulaştırılmış ticaret ağırlıklı reel döviz kuru endekslerinin ticaret ortakları ve rekabet düzeyi ile ilgili endüstriye özgü farklılıkları kapsamadığını belirtmektedir. Dolayısıyla sektörel rekabete yönelik araştırmalarda, nominal döviz kuru ağırlıklandırmasının ticaret ortağının ilgili sektördeki ihracat ve ithalatının toplam sektör ihracat ve ithalatı içindeki payı ile yapıldığı reel döviz kuru kullanılması gerçek duruma daha yakın sonuçların elde edilmesini sağlayabilecektir.

Döviz kuru belirsizliği ile dış ticaret arasındaki ilişki, sabit döviz kuru rejiminden dalgalı döviz kuru rejimine geçişin başlangıcı olarak kabul edilen Bretton Woods sisteminin yıkılmasının ardından çok sayıda teorik ve ampirik çalışmaya konu olmuştur. Döviz kuru volatilitésinin dış ticaret üzerinde

olumsuz etkileri olduğuna dair görüş yaygın olsa da, döviz kurundaki öngörülemeyen değişmelerin dış ticaret hacmi üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı ya da bir etkisi olmakla birlikte yaygın görüşün aksine bu etkinin pozitif yönlü olduğuna yönelik teorik görüşler ve bu görüşleri destekleyen ampirik çalışmaların da sayısı az değildir. Diğer bir deyişle, döviz kuru volatilitésinin dış ticaret üzerine etkisine yönelik geniş literatürde, etkinin varlığı ve varsa yönü üzerinde kesin bir yargıya varılamamıştır.

Bu tezde, reel döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin dış ticaret hacmi üzerine etkisi 2005:Q1-2012:Q2 dönemi için ve ISIC Rev. 3'e göre sınıflandırılmış 22 imalat sanayi sektörü özelinde incelenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla öncelikle 22 imalat sanayi sektörü için sektörel reel döviz kurları hesaplanmıştır. Böylece, ekonometrik analizde toplulaştırılmış reel döviz kurunun kullanılmasının yaratabileceği toplulaştırma sapmasının etkisi giderilmeye çalışılmıştır. Ardından hesaplanan sektörel reel döviz kurları üzerinden volatilité hesaplamasına geçilmiştir. Sektörel reel döviz kuru serilerinin ARCH yapılarının araştırılmak amacıyla her bir sektörel reel döviz kuru serisi için uygun ARMA modeli belirlenmiş ve bu modellerden elde edilen hata terimlerinin ARCH etkisi içerip içermediği incelenmiştir. Hata terimlerinin ARCH etkisi taşıması nedeniyle, döviz kuru volatilitésinin hesaplanmasında ARCH temelli bir modelin kullanılması uygun olmayacağı için; çalışmada, hareketli standart sapma yöntemi ile hesaplanan dört farklı volatilité değişkeni kullanılarak, volatilité hesaplama yönteminin ekonometrik analiz sonuçları üzerinde farklılık yaratıp yaratmadığı araştırılmaya çalışılmıştır.

İhracat ve ithalat talep modellerine volatilité deęiřkeninin eklenmesi suretiyle sektörel reel döviz kuru volatilitésinin sektörel ihracat ve ithalat üzerindeki etkisinin araştırıldığı bu tezde, panel veri analizi sabit etkiler ve rassal etkiler modelleri kullanılarak yürütölmüřtür. İhracat ve ithalat talep modellerinde yer alan deęiřkenlerin panel duraęanlık analizi Levin-Lin-Chu testi kullanılarak yapılmıř ve tüm deęiřkenlerin düzeyde duraęan olduęu sonucuna varılmıřtır.

Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin sektörel ihracat hacmi üzerine etkisini arařtırmak için yürütölen panel veri analizi sonuçları, sektörel reel döviz kuru volatilitésinin sektörel reel ihracat üzerinde anlamlı ve pozitif etkisi olduęu řeklinde elde edilmiřtir. Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin sektörel reel ihracatı olumlu etkiledięi yönünde ulařılan bulgular, reel döviz kuru volatilitésinin Türkiye toplam ihracat hacmine etkisini inceleyen Kasman ve Kasman (2005), Öztürk ve Kalyoncu (2009) ve Türkiye-EU bölgesi reel ihracatı üzerine etkisini inceleyen Doğru ve Uysal (2013)'de elde edilen sonuçları da desteklemektedir.

İthalat talep modeline sektörel reel döviz kuru volatilitésinin dahil edildięi model kullanılarak elde edilen panel veri analizi sonuçları ise, sektörel reel döviz kurunun sektörel ithalat hacmi üzerinde negatif bir etkisi olmakla birlikte bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olmadıęına iřaret etmektedir. Bu durum imalat sanayi sektörleri ihracatının ithalata baęımlılıęından kaynaklanabilmektedir. Dięer bir deyiřle, imalat sanayi sektörü üretim ve ihracatı, ara malı ve hammadde ithalatıyla sıkı bir iliřki içindedir ve bu yüzden döviz kuru volatilitésinin artış gösterdięi durumda sektörler üretim ve dolayısıyla ihracatlarına devam edebilmek için ithalatlarını azaltma yönünde

bir eğilim göstermemektedirler. Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin sektörel ithalat hacmi üzerine anlamlı bir etkisi olmadığı şeklinde elde edilen sonuçlar, Erden ve Sağlam (2009) ve Sarı (2010)'da ulaşılan reel döviz kuru volatilitésinin toplam ithalatını negatif etkilediği bulgularıyla çelişmekle birlikte; Erden ve Sağlam (2009) da reel döviz kuru volatilitésinin tüketim malları ithalatı üzerine anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Bu tezde, sektörel reel döviz kuru volatilitésinin sektörel ihracat ve ithalata etkisinin araştırıldığı ihracat ve ithalat talep modellerinde sektör özelinde hesaplanan döviz kurları ve bu kurlar üzerinden hesaplanan volatilité serileri yerine; imalat sanayi reel döviz kuru ile bu toplulaştırılmış kur kullanılarak elde edilen volatilité serilerinin kullanılmasının toplulaştırma sapmasına neden olup olmadığı da araştırılmıştır. Ekonometrik analiz bulguları, ihracat talep modellerinin üçünden elde edilen imalat sanayi reel döviz kuru katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olmadığını işaret etmektedir. Ancak daha uygun bir model olduğu tespit edilen ARMA modelinden sapmalar üzerinden hareketli standart sapma yöntemiyle hesaplanan volatilitenin yer aldığı modelden elde edilen sonuçlar imalat sanayi reel döviz kurunun sektörel ihracat üzerinde anlamlı ve pozitif etkisi olduğu şeklinde olmakla birlikte; hesaplanan katsayı sektörel reel döviz kurunun yer aldığı modellerden tahmin edilen katsayıya göre daha küçük elde edilmiştir. Ayrıca imalat sanayi sektörel reel döviz kuru volatilitésinin sektörel ihracata etkisini gösteren katsayı da, sektörel reel döviz kuru volatilitésinin kullanıldığı modellerden elde edilen katsayılardan oldukça büyüktür. İmalat sanayi sektörel reel döviz kuru ve bu kur üzerinden hesaplanan volatilitenin kullanıldığı ithalat talep modelinin tahminlenmesi ile elde edilen sonuç ise reel döviz kuru volatilitésinin ithalat hacmi üzerindeki

etkisinin negatif ve anlamlı olduđu şeklidir ki bu sonuç, sektörel reel döviz kuru volatilitesi için elde edilen sonuçlarla çelişmektedir. Burada, Goldberg (2004)'ün sektörel araştırmalarda toplulaştırılmış reel döviz kuru yerine sektör özelinde hesaplanan reel döviz kurlarını kullanmanın daha doğru sonuçlar vereceği şeklindeki görüşünü destekleyen sonuçlar elde edildiği söylenebilir.

Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin stratejik sektörlerin ihracat ve ithalat hacmine etkisini araştırmak amacıyla oluşturulan 10 stratejik sektörün yer aldığı panelin analiz edilmesi sonucunda ulaşılan bulgular ise 22 imalat sanayi sektörünün oluşturduğu panelden elde edilen sonuçlardan önemli bir farklılık göstermemektedir. Sektörel reel döviz kuru volatilitésinin stratejik sektörlerin ihracat hacmine pozitif ve anlamlı etkisi, imalat sanayi sektörlerine etkisine göre nispeten daha yüksek hesaplanmıştır. Sektörel ithalat hacmine etkisi ise imalat sanayi sektörlerinde olduğu gibi istatistiksel olarak anlamsızdır.

Hem imalat sanayi sektörleri için hem de stratejik sektörler için sektörel reel döviz kurunun ithalat ve ihracat hacmi üzerine etkileri ile ilgili elde edilen sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde; sektörel reel döviz kuru volatilitésinin dış ticaret hacmi üzerine etkisinin pozitif olduğu söylenebilir. Döviz kuru belirsizliğinin yüksek olduğu dönemlerde, bu durumun dış ticarete yansıması cari işlemler açığını azaltıcı yönde olacaktır. Cari işlemler açığını azaltıcı etki, ihracat hacmindeki artıştan kaynaklanmaktadır. İhracatın ithalata bağımlılığını azaltıcı politikalar geliştirilmesi durumunda, döviz kuru volatilitésinin cari işlemler açığını azaltıcı etkisinin daha yüksek olması beklenebilir. Türkiye Cumhuriyeti Sanayi ve Ticaret Bakanlığı (2010)'da üretim ve ihracatın dışa bağımlılığının yüksek olduğu sektörlerde yerli ürün ve teknolojilerin öncelikli

olarak destekleneceđi belirtilmektedir. İhracatın dıřa bađımlılıđını azaltmaya y6nelik benzer politikalar imalat sanayi sekt6rlerinin d6viz kuru riskini kâra d6n6řt6rmeye y6nelik davranıřlarıyla birleřtiđinde cari iřlemler ađıđında hızlı bir azalma yařanacađı beklenebilir.

Bu tezde elde edilen sonular, esnek d6viz kuru rejimi altında d6viz kuru volatilitenin dıř ticaret hacmini olumsuz etkilediđi y6n6ndeki yaygın g6r6ř6n T6rkiye imalat sanayi sekt6r6 iin geerli olmadıđını g6stermiřtir. Ayrıca d6viz kuru volatilitenin dıř ticaret hacmi 6zerindeki pozitif etkisi ihracatta gerekleřen artıřtan kaynaklanmaktadır. Bu noktada, 6zellikle enerji ithalatı nedeniyle y6ksek dıř ticaret aıklarının g6zlendiđi T6rkiye 'de politika kararları alınırken imalat sanayi sekt6r6n6n bu yapısının g6z 6n6nde bulundurulması ve ihracat 6n6ndeki g6r6nmez engelleri kaldırmaya y6nelik adımlara hız verilmesi b6y6k 6nem arz etmektedir.

Ekler

Sayfa

Ek 1. Nominal Döviz Kuru Volatilitesinin Dış Ticarete Etkisini Araştıran Çalışmalar.....	178
Ek 2. Reel Döviz Kuru Volatilitesinin Dış Ticarete Etkisini Araştıran Çalışmalar.....	182
Ek 3. Sektörel Döviz Kuru Hesaplamasına Dahil Edilen Ülkeler	191
Ek 4. İhracat, İthalat ve Dış Ticaret Ağırlıklı Hesaplanan Sektörel Reel Döviz Kurları	192
Ek 5. Toplulaştırılmış Reel Döviz Kuru ile Hesaplanan Sektörel Reel Döviz Kurlarının Karşılaştırılması.....	196
Ek 6. Sektörler İçin Hesaplanan Farklı Reel Döviz Kurların Toplulaştırılmış Döviz Kuru ve Birbirleriyle Korelasyonu.....	198
Ek 7. Dış Ticaret Ağırlıklı Sektörel Reel Döviz Kurlarının Toplulaştırılmış Reel Döviz Kuru ve Birbirleriyle Olan Korelasyonları.....	199
Ek 8. İhracat ve İthalat Talebi Modellerinde Yer Alan Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin Bireysel Yatay Kesit Grafikleri	200
Ek 9. İmalat Sanayi Reel Efektif Döviz Kuru Değişkeni ve İlgili Değişken Üzerinden Hesaplanan Volatilité Değişkenlerinin Grafikleri.....	210
Ek 10. Sektörel Reel Döviz Kurları için Elde Edilen Uygun ARMA Modelleri	211

Ek 1. Nominal Döviz Kuru Volatilitesinin Dış Ticarete Etkisini Araştıran Çalışmalar

Nominal Döviz Kuru Volatilitesinin Toplam Dış Ticarete Etkisini Araştıran Çalışmalar							
Çalışma	Dönem	Ülke	Döviz Kuru Volatilitesi	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişkenler	Tahmin Yöntemi	Döviz Kuru Volatilitesinin Etkisi
Arize ve Ghosh (1994)	1973:Q2-1991:Q3 (Üç Aylık)	ABD	-Üç aylık döviz kuru volatilitesi değişimlerinin beş dönemlik hareketli ortalama yöntemiyle hesaplanan standart sapması -Koşullu volatilité (ARCH) -Döviz kuru değişimlerinin AR(4) sürecinden elde edilen tekrarlanan artıkları -Logaritmik döviz kurunun ARIMA(1,1,0) sürecinden elde edilen artıkları	Reel ihracat	-Dünya reel geliri, -ABD ihracat fiyatlarının ticaretle ağırlıklandırılmış yabancı fiyatlara oranının döviz kuru ile düzeltilmiş indeksi	Johansen eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	Negatif Etki
Qian ve Varangis (1994)	1973:1-1990:12 (Aylık)	Kanada, Avustralya, Japonya, İngiltere, Hollanda, İsveç	-ARCH-M	Reel ihracat	-Yurtdışı sanayi üretim indeksi, -Nominal döviz kuru, -Yurtdışı fiyat seviyesi, -Reel ücret oranı, -Reel faiz oranı	En küçük kareler	Kanada-ABD, Japonya-ABD, Avustralya: negatif etki İsveç, İngiltere, Hollanda: pozitif etki
Arize ve Malindretos (1998)	1973-1992 (Üç Aylık)	Avustralya, Yeni Zelanda	-ARCH -Tekrarlanan standart hataların logaritmasının gecikmeli değerleri	Reel ihracat	-Dünya talep koşullarını yansıtan ölçek değişken, -Dolar cinsinden ülke ihracat fiyatlarının dünya ihracat fiyatlarına oranı	Johansen eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	Avustralya: Pozitif etki Yeni Zelanda: Negatif etki
Nominal Döviz Kuru Volatilitesinin İkili Dış Ticarete Etkisini Araştıran Çalışmalar							

Abrams (1980)	1973-1976 (Yıllık)	19 ülke	-Döviz kurunun 12 aylık standart sapması -Döviz kurunda bir önceki döneme göre yüzde değişmelerinin 12 aylık standart sapması	Reel ihracat	-İhracatçı ve ithalatçı ülke reel GSYİH'sı, -Ülkeler arası uzaklık, -Ülkeler arasındaki reel kişi başına gelir farklılıklarının yüzde değişimi, -AET ve EFTA üyeliği kuklaları	En küçük kareler -Havuzlanmış zaman serisi yatay kesit veri analizi	Negatif Etki
Thursby ve Thursby (1987)	1974-1982 (Yıllık)	17 ülke	Spot döviz kurunun tahmin edilen trendi etrafındaki varyansı	İhracat	-İthalatçı ülkenin ihracatçı ülkenin ihraç ettiği mallara yönelik zevklerini yansıtan değişken, -İthalatçı ve ihracatçı ülke GSMH'sı, -İthalatçı ve ithalatçı ülke fiyat düzeyi (TÜFE), -İthalatçı ülke parası cinsinden spot döviz kuru, -İhracat ve ithalat fiyat indeksleri, -Ülkeler arası uzaklık, -Komşuluk, -Tercihli ticaret kuklası	En küçük kareler	10 ülke için negatif etki
Tenreyro (2007)	1970-1997 (Yıllık)	87 ülke	Aylık döviz kuru logaritmik değerinin birinci farkının standart sapması	İhracat	-Ülkeler arası uzaklık, -İhracatçı ve İthalatçı ülkenin kişi başına GSYİH'sı, -Kukla değişkenler (Ortak dil, komşuluk, sömürge bağlantısı, serbest ticaret anlaşması)	Pseudo-maximum likelihood -Araç değişken	Etki yok
Molaei, Molaei, Yari ve Maleki (2012)	1980-2008 (Aylık)	Türkiye-İran	-Hareketli standart sapma	Reel ihracat Reel ithalat	-İthalatçı ülke GSYİH'sı, -Göreceli fiyatlar	-Johansen eşbütünleşme testi -VAR modeli	-Reel ihracat ve ithalat üzerinde anlamlı negatif etki

Nominal Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel Dış Ticarete Etkisini Araştıran Çalışmalar

Akhtar ve Spence Hilton (1984)	1974-1981 (Üç Aylık)	ABD, Almanya	-Her üç aylık alt dönem için efektif nominal döviz kuru endeksinin günlük gözlemlerinin standart sapması	-İmalat sanayi malları reel ihracatı	-İthalatçı ülke gelir, -İthalatçı ülke para birimi cinsinden ihraç edilen mal fiyatının ithalatçı ülkede ikamesinin fiyatına oranı, -Dış ülke kapasite kullanım oranı	En küçük kareler -Yatay kesit veri analizi	Almanya: Hem ithalat hem ihracat hacmi üzerinde negatif etki ABD: İhracat hacminde negatif etki, ithalat hacminde etki yok
				-İmalat sanayi malları reel ithalatı	-Yurtiçi gelir, -Yerli para cinsinden ithal edilen malların fiyatının yurtiçi ikamesinin fiyatına oranı, -Yabancı ülke kapasite kullanımının yurtiçi kapasite kullanıma oranı		
Gotur (1985)	1974-1981 (Üç Aylık)	ABD, Almanya, Fransa, Japonya, İngiltere	-Her üç aylık alt dönem için efektif nominal döviz kuru endeksinin günlük gözlemlerinin standart sapması	-İmalat sanayi malları reel ihracatı	-İthalatçı ülke gelir, -İthalatçı ülke para birimi cinsinden ihraç edilen mal fiyatının ithalatçı ülkede ikamesinin fiyatına oranı, -Dış ülke kapasite kullanım oranı	En küçük kareler	Almanya: Hem ithalat hem ihracat hacmi üzerinde negatif etki Fransa, İngiltere, ABD: İhracat ve ithalat hacmine anlamlı etkisi yok Japonya: İhracat hacminde pozitif etki, ithalat hacminde etki yok
				-İmalat sanayi malları reel ithalatı	-Yurtiçi gelir, -Yerli para cinsinden ithal edilen malların fiyatının yurtiçi ikamesinin fiyatına oranı, -Yabancı ülke kapasite kullanımının yurtiçi kapasite kullanıma oranı		
Holly (1995)	1974Q1-1992Q4 (Aylık)	İngiltere	-GARCH	-İmalat sanayi malları reel ihracatı	-Dünya imalat sanayi malları reel ihracatı, -Göreceli fiyatlar	Johansen eşbütünleşme testi	İhracat arzında negatif etki İhracat talebinde etki yok

Stokman (1995)	1980-1990	Almanya, Fransa, İtalya, Belçika, Hollanda- Avrupa Topluluğu ülkeleri	-Ticaret ağırlıklı nominal döviz kurundaki haftalık yüzde değişmelerin standart sapması	-Reel İhracat (SITC)	-Avrupa Topluluğu ülkeleri GSMH'sı, -Göreceli fiyatlar	En küçük kareler	Gıda, hammadde, kimyasal maddeler ve imalat sanayi sektörlerinde tüm ülkeler için anlamlı negatif etki, - Makine ve ulaşım araçları sektöründe Belçika ve Fransa için pozitif, Almanya ve İtalya için negatif etki, Hollanda için etki yok
Peridy (2003)	1975-2000 (Yıllık)	G7 ülkeleri-21 başlıca ticaret ortağı ülke	-Nominal döviz kurunun 12 dönemlik hareketli standart sapması	-İhracat	-Yurtdışı fiyatlar, -İstihdam, - Verimlilik, -Ölçeğe göre getiri, - İthalatçı ülke GSYİH'sı, -Ürün farklılaştırması, -İhracatın gecikmeli değeri	Panel veri analizi -LSDV -SUR-WLS -GMM	-21 sektör için genellikle anlamlı ve negatif etki -Ham madde ihracatının döviz kuru volatilitesine duyarlılığı daha fazla -Sektörel ve coğrafik toplulaştırma yanlılığı söz konusu

Ek 2. Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Dış Ticarete Etkisini Araştıran Çalışmalar

Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Toplam Dış Ticarete Etkisini Araştıran Çalışmalar							
Çalışma	Dönem	Ülke	Döviz Kuru Volatilitésini	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişkenler	Tahmin Yöntemi	Döviz Kuru Volatilitésinin Etkisi
Caballero ve Corbo (1989)	Dönem belirtilmemiş (Üç aylık)	Şili, Kolombiya, Peru, Filipinler, Tayland, Türkiye	Reel döviz kurunun dört çeyreklik standart sapması	Reel ihracat	-Reel döviz kuru ile dünya talebinin toplamı, -Reel ihracatın gecikmeli değeri, -Zaman	-En küçük kareler -Araç değişken	-Ele alınan her ülke için anlamlı negatif etki -Volatilitédeki %5'lik artış Türkiye ve Tayland'ın ihracatında %30'luk azalış yaratmakta
Bahmani-Oskooee ve Payesteh (1993)	1973-1990 (Üç Aylık)	Yunanistan, Pakistan, Filipinler, Singapur, Güney Afrika, Kore	-Reel efektif döviz kurundaki üç aylık yüzde değişimlerin standart sapması	-Reel ihracat -Reel ithalat	-Reel efektif döviz kurunun gecikmeli değeri, -Dünya geliri, -Trend	-En küçük kareler -Granger eşbütünleşme testi	EKK: Güney Afrika ve Filipinler için hem ihracat hem ithalat üzerinde anlamlı negatif etki, Pakistan için ithalat üzerinde anlamlı negatif etki, Kore için ihracat üzerinden anlamlı pozitif etki Granger: Eşbütünleşme yok
Arize (1997)	1973:Q2-1992:Q4 (Üç Aylık)	G-7 ülkeleri	-Logaritmik reel döviz kurunun 8 dönemlik hareketli standart sapması	Reel ihracat	-Dünya talep koşullarını yansıtan ölçek değişken, -ABD doları cinsinden ülke ihracat fiyatlarının dünya ihracat fiyatlarına oranı	-Johansen eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	Tüm ülkeler için hem kısa dönemde hem de uzun dönemde negatif etki

Arize (1998)	1973:Q2-1995:Q1 (Üç Aylık)	Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Yunanistan, Hollanda, İspanya, İsveç	-Reel efektif döviz kurunun AR(4) süreci tahmin değerlerinden hareketli standart sapmasının logaritması -Döviz kuru tahmin değerlerinin bir dönem önceki tahmin değerinden farkının hareketli standart sapmasının logaritması	Reel ithalat	-Reel GSYİH -İthalat fiyatlarının yurtiçi fiyatlara oranı	-Johansen eşbütünleşme testi	Yunanistan ve İsveç için pozitif etki Diğer Avrupa ülkeleri için negatif etki
Arize ve Shwiff (1998)	1973:Q2-1995:Q1 (Üç Aylık)	G-7 ülkeleri	-Reel efektif döviz kurunun AR(4) süreci tahmin değerlerinden hareketli standart sapmasının logaritması -Döviz kuru tahmin değerlerinin bir dönem önceki tahmin değerinden farkının hareketli standart sapmasının logaritması	Reel ithalat	-Reel GSYİH, -İthalat fiyatlarının yurtiçi fiyatlara oranı	-Johansen eşbütünleşme testi	Almanya ve Kanada dışındaki G-7 ülkeleri için uzun dönem negatif etki
Arize, Osang ve Slottje (2000)	1973-1996 (Üç Aylık)	13 az gelişmiş ülke	-Logaritmik reel efektif döviz kurunun yedi dönemlik hareketli standart sapması	Reel ihracat	-Dünya reel gelir indeksi, -ABD doları cinsinden ülke ihracat fiyatlarının dünya ihracat fiyatlarına oranı	-Johansen eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	Uzun dönemde ülkelerin hepsi için kısa dönemde ülkelerin çoğu için negatif etki

Sauer ve Bohara (2001)	1973-1993 (Yıllık)	91 ülke: 22 gelişmiş, 69 gelişmekte olan	-ARCH -Logaritmik reel efektif döviz kurunun tahmin edilen AR(1) sürecinden elde edilen hareketli standart hatası -Logaritmik reel efektif döviz kurunun tahmin edilen trendinden elde edilen hareketli standart hatası	Reel ihracat	-Yabancı ülke reel geliri, -Göreceli ihracat fiyatları, -Dış ticaret hadleri	-Panel veri analiz -Sabit ve rassal etkiler	-Döviz kuru volatilitesi gelişmekte olan ülkelerin ihracatını olumsuz etkilerken gelişmiş ülkelerin ihracatı üzerinde anlamlı bir etkisi yok -Döviz kuru volatilitésinin ihracata olumsuz etkisi Latin Amerika ve Afrika ülkeleri için daha fazla
Doğanlar (2002)	1980 ya da 1982 başlangıçlı veri seti (Üç Aylık)	Türkiye, Güney Afrika, Kore, Malezya, Endonezya, Pakistan	-Logaritmik reel döviz kurunun dört ya da sekiz dönemlik hareketli standart sapması	Reel ihracat	-Sanayileşmiş ülkelerin endüstriyel üretimi, -Göreceli fiyatlar	-Granger eşbütünleşme testi	Tüm ülkeler için anlamlı negatif etki
Öztürk ve Acaravcı (2002)	1989:01-2002:02 (Aylık)	Türkiye	- Hareketli ortalamalarla dönüştürülmüş logaritmik efektif reel döviz kuru büyüme oranından standart sapmalar	Reel ihracat	-Dünya talep koşulları, -Göreceli fiyatlar	-Johansen eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	Anlamlı negatif etki
Arize Malindretos ve Kasibhatla (2003)	1973:Q2-1998:Q1 (Üç Aylık)	10 az gelişmiş ülke	-Logaritmik reel efektif döviz kurunun yedi dönemlik hareketli standart sapması	Reel ihracat	-Yurtdışı GSYİH indeksi, -ABD doları cinsinden ülke ihracat fiyatlarının dünya ihracat fiyatlarına oranı	-Johansen eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	Ülkelerin çoğu için uzun ve kısa dönemde negatif etki

Saatçioğlu ve Karaca (2004)	1983:Q3-2000:Q4 (Üç Aylık)	Türkiye	-Reel efektif döviz kuru endeksinin değişim oranının standart sapmasının hareketli ortalaması	Reel ihracat	-Reel dış gelir, -Karşılaştırmalı ihracat fiyatları, -Reel efektif döviz kuru, -Mevsim kuklası	-Johansen eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	-Uzun ve kısa dönemde anlamı ve negatif etki
Kasman ve Kasman (2005)	1982:Q1-2001Q4 (Üç Aylık)	Türkiye	-Reel döviz kuru değişim oranının 5 dönemlik hareketli standart sapması -Nominal efektif ABD doları/TL döviz kuru değişim oranının 5 dönemlik hareketli standart sapması -Nominal efektif Alman markı/TL döviz kuru değişim oranının 5 dönemlik hareketli standart sapması	Reel ihracat	-Reel dış gelir, -Göreceli fiyatlar	-Johansen-Jelius eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	-Kısa dönemde nominal döviz kuru volatilitesinin ihracata etkisi negatif, reel döviz kurunun pozitif -Uzun dönemde hem nominal hem reel döviz kuru volatilitesinin ihracata etkisi pozitif
Arize, Osang ve Slottje (2008)	1973-2004 (Üç Aylık)	8 Latin Amerika ülkesi	-ARCH	Reel ihracat	-Dünya reel gelir indeksi, Dünya reel gelir indeksi, -ABD doları cinsinden ülke ihracat fiyatlarının dünya ihracat fiyatlarına oranı	-5 farklı eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	Uzun ve kısa dönemde ülkelerin hepsi için negatif etki
Köse, Ay ve Topallı (2008)	1995:1-2008:6 (Aylık)	Türkiye	-Logaritmik birinci sıra farkı alınan reel döviz kuru için standart sapma -Reel döviz kurudaki büyüme için hareketli ortalama standart sapma -GARCH	Reel ihracat	-Reel dış gelir, -Göreceli fiyatlar	-Johansen eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	-Uzun ve kısa dönemde anlamlı negatif etki -Negatif etki kalıcı değil 2 ayda dengeye geri dönüyor

Öztürk ve Kalyoncu (2009)	1980:Q1-2005:Q4 (Üç Aylık)	Güney Kore, Pakistan, Güney Afrika, Türkiye, Macaristan, Polonya	-Reel döviz kuru artış oranının 4 dönemlik hareketli standart sapması	Reel ihracat	-Sanayileşmiş ülkelerin endüstriyel üretimi, -Göreceli fiyatlar, -Reel döviz kuru	-Granger eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	-Kısa dönemde Güney Kore, Pakistan, Polonya ve Güney Afrika ihracatına anlamlı negatif etki -Uzun dönemde Polonya, Pakistan, Güney Kore ve Güney Afrika ihracatına anlamlı negatif etki, Türkiye ve Macaristan ihracatına anlamlı pozitif etki
Tarı ve Yıldırım (2009)	1989:Q1-2007:Q3 (Üç Aylık)	Türkiye	-Reel döviz kurunun standart sapmasının 8 dönemlik hareketli ortalaması	Reel ihracat	-Reel dış gelir, -Karşılaştırmalı ihracat fiyatları, -Reel döviz kuru, -Mevsim kuklası	-Johansen eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	-Kısa dönemde anlamlı etki yok -Uzun dönemde anlamlı negatif etki
Sarı (2010)	1982:05-2006:12 (Aylık)	Türkiye	SWARCH	Reel ithalat	-Yurtiçi fiyat endeksi, -Nominal döviz kuru	-En küçük kareler	-İthalat üzerinde anlamlı ve negatif etki

Reel Döviz Kuru Volatilitesinin İkili Dış Ticarete Etkisini Araştıran Çalışmalar

Koray ve Lastrapes (1989)	1959-1985 (Aylık)	ABD-İngiltere, Fransa, Almanya, Japonya, Kanada	-Reel döviz kurundaki artış oranının 12 dönemlik hareketli standart sapması	Reel ithalat	-Para arzı, -Uzun dönem hazine bonusu getirisi, -Tüketici fiyat endeksi, -Endüstriyel üretim endeksi, -Nominal döviz kuru	-Zaman serisi VAR modeli	-Döviz kuru volatilitesi ile reel ithalat arasında zayıf ilişki -Volatilite üzerindeki sürekli şoklar reel ithalatı azaltma eğiliminde
---------------------------	-------------------	---	---	--------------	---	--------------------------	---

Aristotelous (2001)	1889-1999 (Yıllık)	İngiltere-ABD	İkili reel efektif döviz kuru değişmelerinin hareketli standart sapması	Reel ihracat	-İhracatçı ve ithalatçı ülke reel geliri, -İhracatçı ve ithalatçı ülke kişi başına geliri, -İhracatçı ülke para birimi cinsinden göreceli fiyatlar, -Dünya savaşları kuklası, -Döviz kuru rejimi kuklası	-Johansen eşbütünleşme testi	Etki yok
Aristotelous (2002)	1959:Q1-1997:Q4 (Üç Aylık)	ABD-Kanada, Almanya, Japonya, İngiltere	Reel efektif döviz kuru değişmelerinin hareketli standart sapması	Reel ihracat	-İthalatçı ülke reel geliri, -İhracatçı ülke para birimi cinsinden göreceli fiyatlar, -1972 sonrası dalgalı döviz kuru rejimine geçiş kuklası	-Johansen eşbütünleşme testi	-Kısa dönemde Almanya ve İngiltere'ye ihracatına negatif etki, Japonya'ya etkisi belirsiz -Uzun dönemde ABD'nin Almanya ve Japonya'ya ihracatına pozitif anlamlı etki
Vergil (2002)	1990:1-2000:12 (Aylık)	Türkiye-ABD, Almanya, Fransa, İtalya	-Reel döviz kurunun tahmin edilen trendi etrafındaki varyans -Reel döviz kurundaki yüzde değişimlerin 12 aylık standart sapması	Reel ihracat	-İthalatçı ülke reel geliri, -İkili reel döviz kuru	-Johansen eşbütünleşme testi	-Kısa dönemde Almanya ile olan ihracata anlamlı negatif etki, ABD, İtalya ve Fransa ile olan ihracat üzerinde anlamlı etki yok -Uzun dönemde ABD, Almanya ve Fransa ile olan ihracata anlamlı negatif etki, İtalya ile olan ihracat üzerinde anlamlı etki yok
Doğru ve Uysal (2013)	2002:01-2010:12 (Aylık)	Türkiye-Euro Bölgesi	-Reel efektif Euro kurunun 12 dönemlik hareketli standart sapması -GARCH	Reel ihracat	-Yurtiçinde üretilen mallara yönelik dış talep, -Reel döviz kuru	-ARDL sınır testi	-Kısa dönemde negatif, uzun dönemde pozitif etki

Reel Döviz Kuru Volatilitésinin Sektörel Dış Ticarete Etkisini Araştıran Çalışmalar

Chou (2000)	1981Q1-1996Q4 (Üç Aylık)	Çin	ARCH	Reel ihracat	-Yabancı ülke reel geliri, - Göreceli fiyatlar	-Johansen eşbütünleşme testi -ARDL modeli	-Uzun dönemde toplam ihracat ile mamul mallar ve mineral yakıtlar ihracatı üzerinde anlamli negatif etki, gıda maddeleri, içecek ve tütün ihracatı üzerinde ise anlamli bir etkisi yok -ARDL modeline göre endüstriyel malzemeler ihracatı üzerinde pozitif etki
Cho, Sheldon ve McCorriston (2002)	1974-1995 (Yıllık)	Belçika, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Hollanda, İsviçre, İngiltere, ABD	-Döviz kurunun birinci farkının 10 yıllık hareketli standart sapması -Perée ve Steinherr yöntemi	Dış Ticaret	-İthalatçı ve ithalatçı ülke GSYİH'larının çarpımının logaritması, -İthalatçı ve ihracatçı ülke nüfuslarının çarpımı, -Ülkeler arası uzaklık, -Ortak dil kuklası, - Sınır komşuluğu kuklası	-Panel veri analizi -Sabit etkiler	-Her iki volatilité ölçüsü için toplam dış ticaret ile diğer imalat sanayi ve tarım sektörü dış ticaretine anlamli negatif etki, Kimyasal maddeler sektörü dış ticaretine anlamli etkisi yok -Tarım sektörü dış ticareti döviz kuru volatilitésinden diğer sektörler'e göre daha fazla olumsuz etkilenmekte
Bredin, Fountas ve Murphy (2003)	1978:Q3-1998:Q4 (Üç aylık)	İrlanda-AB	-Logaritmik reel efektif döviz kuru büyüme oranının 8 dönemlik hareketli standart sapması	Reel ihracat	-AB ülkeleri geliri, -Göreceli fiyatlar	-Johansen eşbütünleşme testi	-Toplam ihracat ile SITC 0-4 ve SITC 5-8 sektörel ihracat üzerinde kısa dönemde anlamli bir etki yok, uzun dönemde anlamli pozitif etki

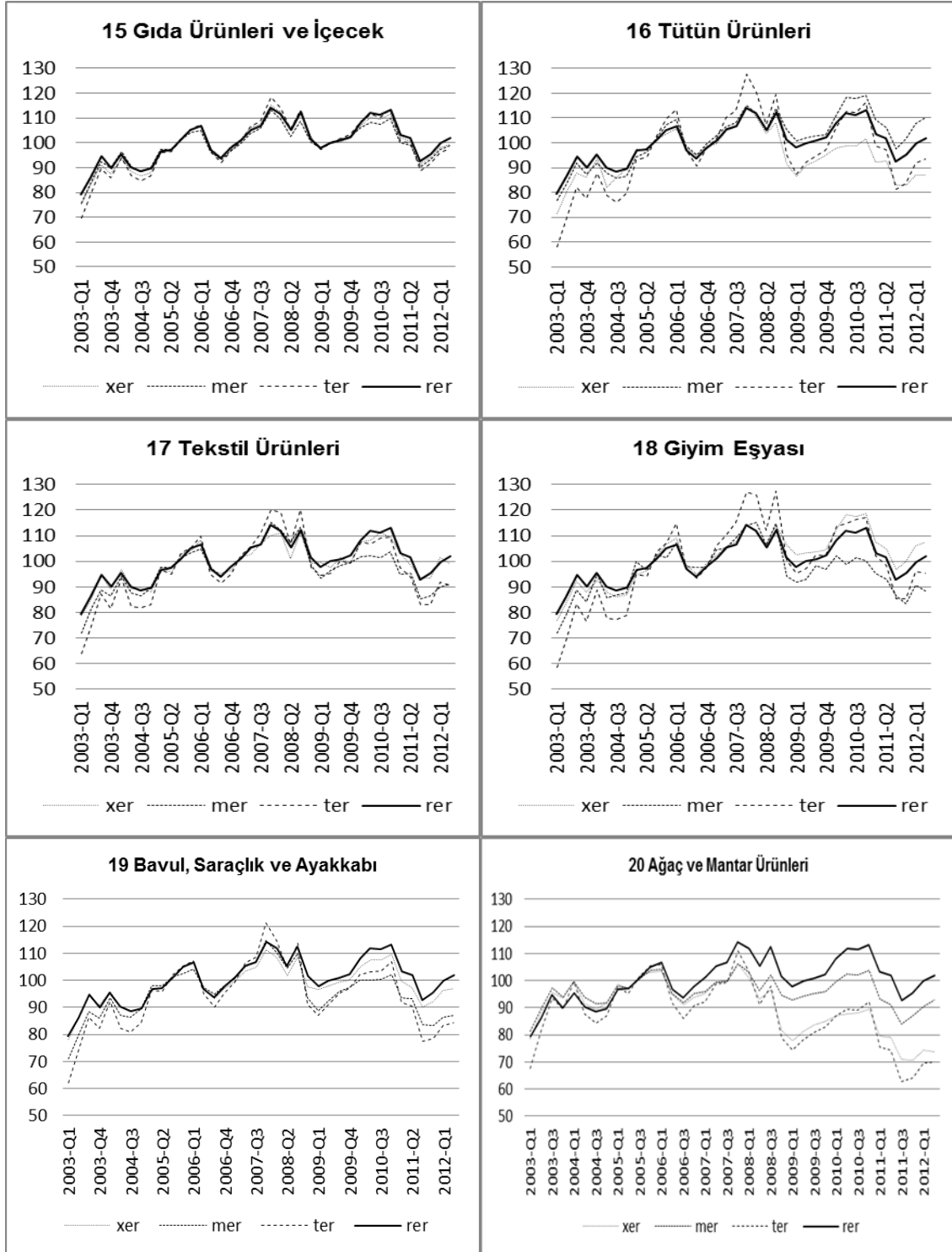
De Vita ve Abbott (2004)	1993:01-2001:06	İngiltere-AB14	-Nominal döviz kurundaki haftalık yüzde değişimlerin örneklem standart sapması -Nominal döviz kurundaki haftalık yüzde değişimlerin hareketli standart sapması -Nominal döviz kuru üzerinden ARCH -Reel döviz kuru üzerinden ARCH	Reel ihracat	-Sanayi üretim endeksi, -İhracat fiyat endeksi, -Yabancı ikame mallar fiyat indeksinin döviz kuru ile çarpımı,	-ARDL sınır testi	-Uzun dönemde hizmet ihracatı üzerine anlamlı negatif etki, toplam ihracat ile yiyecek-geçecek ve tütün ve temel malzemeler ihracatı üzerine anlamlı etki yok
Tunçsiper ve Öksüzler (2006)	1980-2006 (Üç aylık)	Türkiye	ARCH	Reel ihracat	-Reel dış gelir, -Reel döviz kuru	-Johansen eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli	Toplam ihracat ile imalat sanayi malları, tarım, enerji ve hammadde sektörleri ihracatının tümü için anlamlı negatif etki
Erden ve Sağlam (2009)	1989:01-2008:10 (Aylık)	Türkiye	GARCH	Reel ithalat	-Sanayi üretim endeksi, -Göreceli fiyatlar	-ARDL modeli -Hata düzeltme modeli	-Uzun dönemde toplam ithalat ve yatırım malları ithalatı üzerinde anlamlı negatif etki, tüketim malları üzerinde anlamlı etki yok
Hatırlı ve Önder (2009)	1998-2008 (Aylık)	Türkiye	GARCH	Reel ihracat	-Endüstriyel üretim endeksi, -Reel efektif döviz kuru endeksi, -Tekstil kota kuklası, -Kriz kuklası	-Johansen-Jelius eşbütünleşme testi -Hata düzeltme modeli -Granger nedensellik testi	-Tekstil ve konfeksiyon ihracatı üzerinde anlamlı negatif etki -Negatif etki kalıcı değil, yaklaşık 10 ayda dengeye geri dönüyor

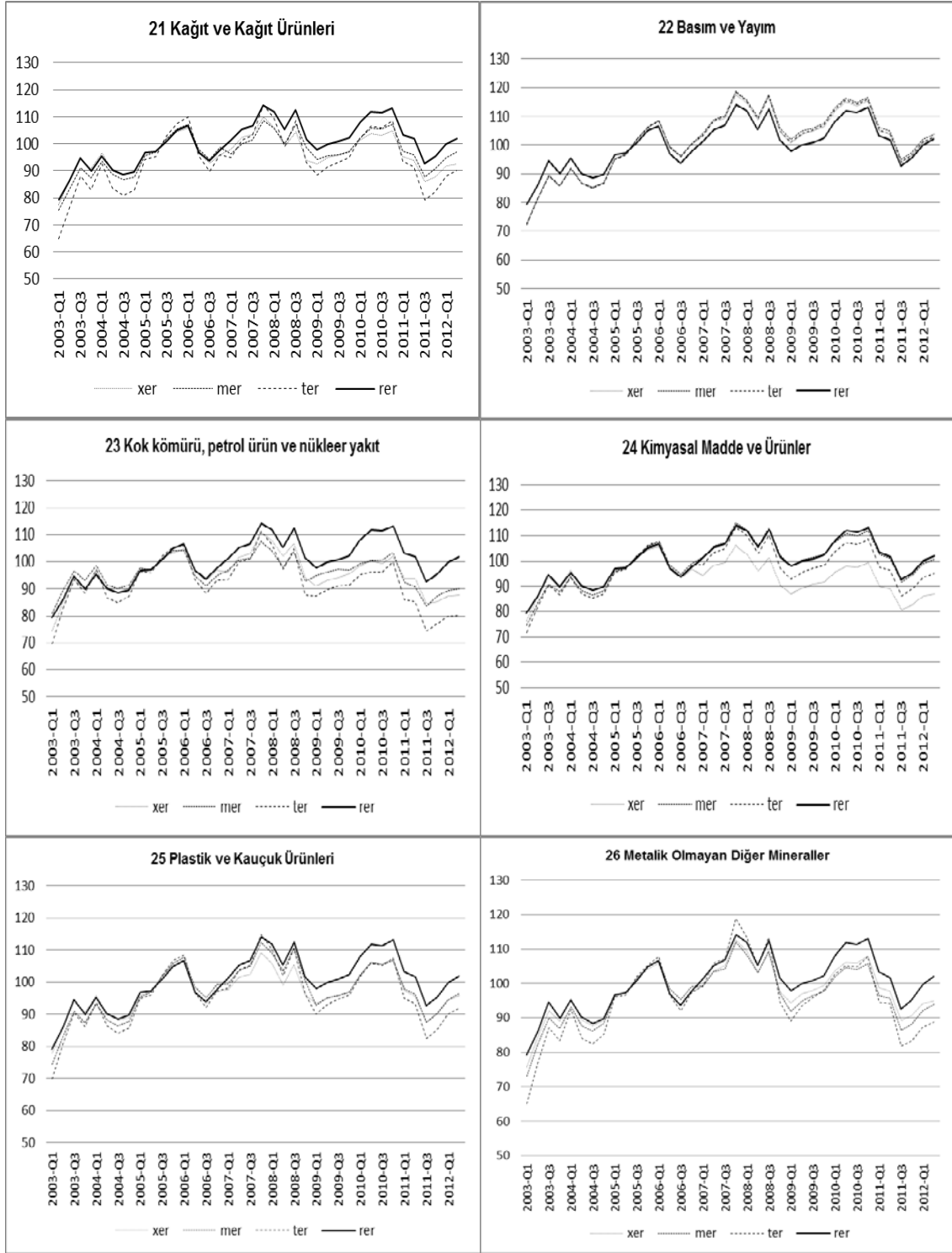
Kayumova (2011)	1996-2009 (Yıllık)	Özbekistan	-Reel döviz kurunun trend etrafındaki varyansı -Reel döviz kurunun bir dönem öncesine göre göreceli değişimi -ARCH	İhracat	-20 Ticaret ortağının reel geliri –Reel döviz kuru	En küçük kareler	-Trend etrafındaki varyansın volatilité ölçütü olarak kullanıldığı modele göre toplam ihracat ile kimyasal maddeler, enerji, makine, gıda ve metal ihracatı üzerinde anlamlı pozitif etki, pamuk ihracatı üzerinde anlamlı etkisi yok
Erdal, Erdal ve Esengül (2012)	1995:1-2007:11 (Aylık)	Türkiye	GARCH	İhracat İthalat	-Başka açıklayıcı değişken kullanılmamış	-Johansen eşbütünleşme testi -Granger nedensellik testi	Uzun dönemde tarımsal ihracata pozitif, tarımsal ithalata negatif etki
Yanikkaya, Kaya ve Koçtürk (2013)	1971-2010 (Aylık)	Türkiye-46 ülke	-Kısa dönem: Reel döviz kurunun bir dönem gecikmeli farkının 12 dönemlik hareketli standart sapması -Uzun dönem: Reel döviz kurunun beş dönem gecikmeli farkının 12 dönemlik hareketli standart sapması	İhracat	-İhracatçı ve ithalatçı ülke GSYİH'sı, -İhracatçı ve ithalatçı ülke nüfusu, -Ülkeler arası uzaklık, -Reel döviz kuru, -GATT üyeliği kuklası, -Komşuluk kuklası, -Bölgesel ticaret anlaşması Kuklası	Panel veri analizi -Poisson Pseudo Maksimum Likelihood	Kısa ve uzun dönemde kuru incir, narenciye, fındık, yaş ve kuru üzüm ile işlenmemiş tütün ihracatı üzerine anlamlı etkisi yok

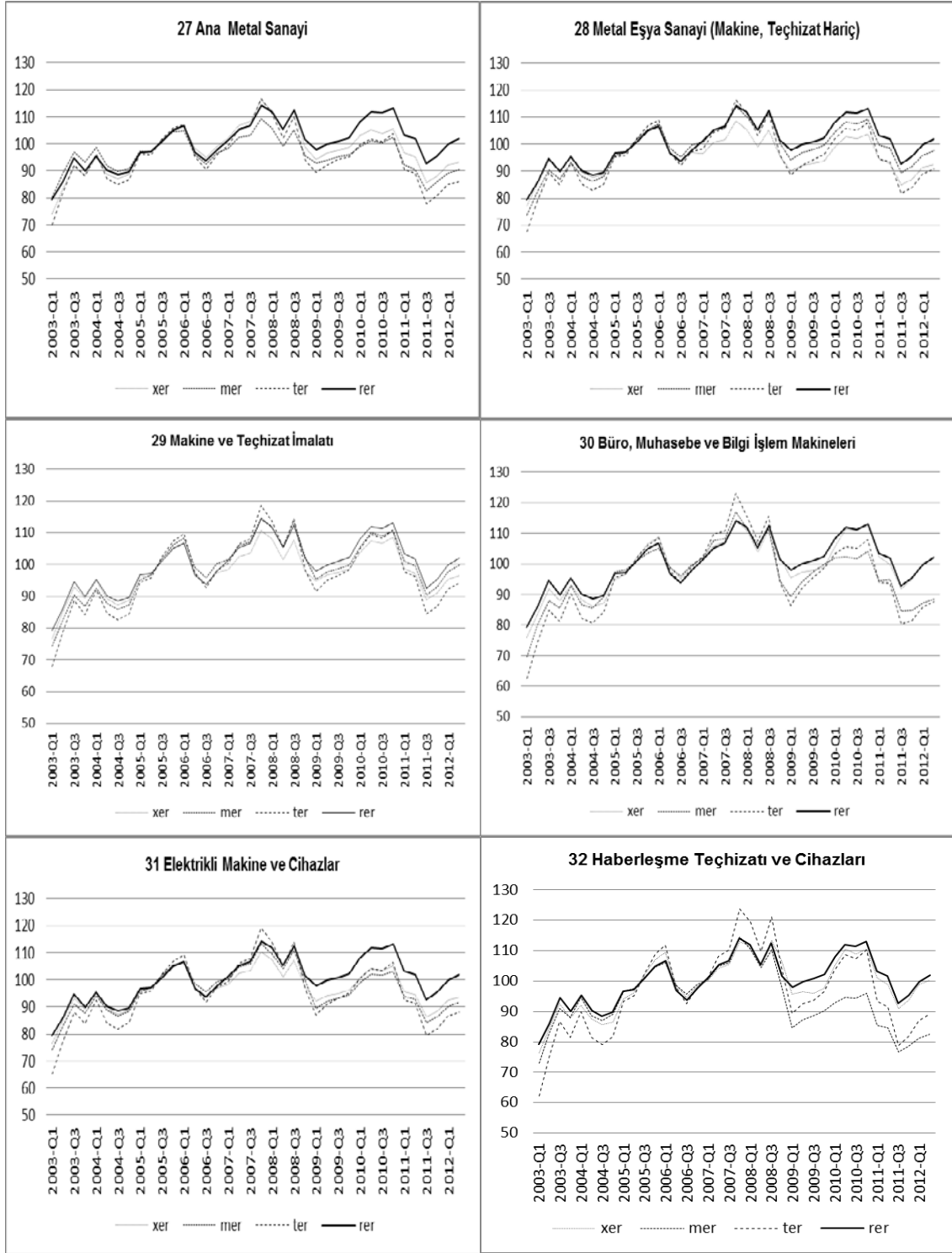
Ek 3. Sektörel Döviz Kuru Hesaplamasına Dahil Edilen Ülkeler

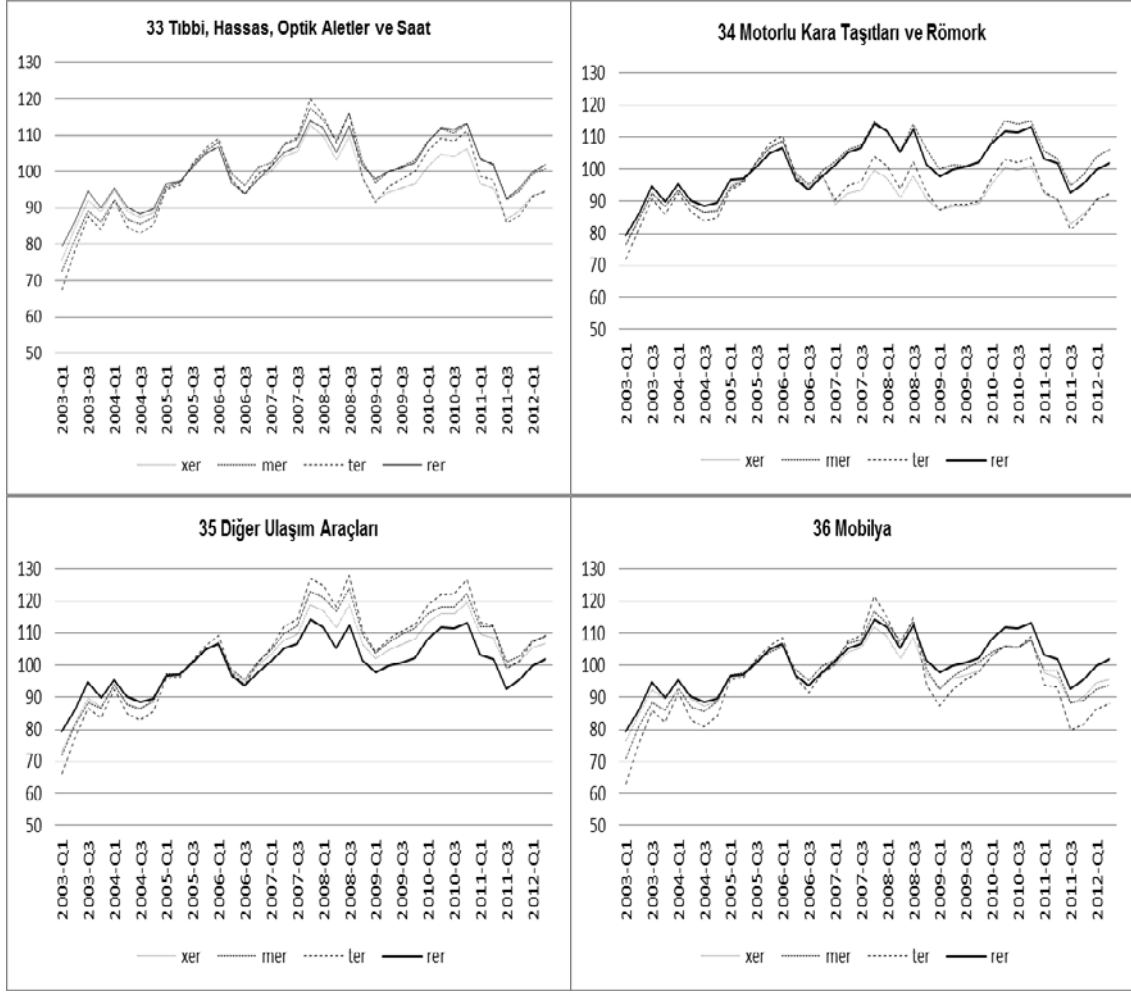
ABD	Almanya	Arjantin
Arnavutluk	Avustralya	Avusturya
Bangladeř	Belçika	Bulgaristan
Cezayir	Çek Cumhuriyeti	Çin
Danimarka	Endonezya	Estonya
Fas	Filipinler	Finlandiya
Fransa	Güney Afrika	Güney Kore
Gürcistan	Hindistan	Hollanda
Hong Kong	İngiltere	İran
İrlanda	İspanya	İsrail
İsveç	İsviçre	İtalya
Japonya	Kanada	Katar
Kazakistan	Kırgızistan	Kuveyt
Letonya	Litvanya	Macaristan
Makedonya	Malezya	Mısır
Nijerya	Norveç	Pakistan
Polonya	Portekiz	Rusya
Sırbistan	Slovakya	Slovenya
Suriye	Suudi Arabistan	Tayland
Tayvan	Tunus	Ukrayna
Ürdün	Vietnam	Yemen
Yeni Zelanda	Yunanistan	

Ek 4. İhracat, İthalat ve Dış Ticaret Ağırlıklı Hesaplanan Sektörel Reel Döviz Kurları

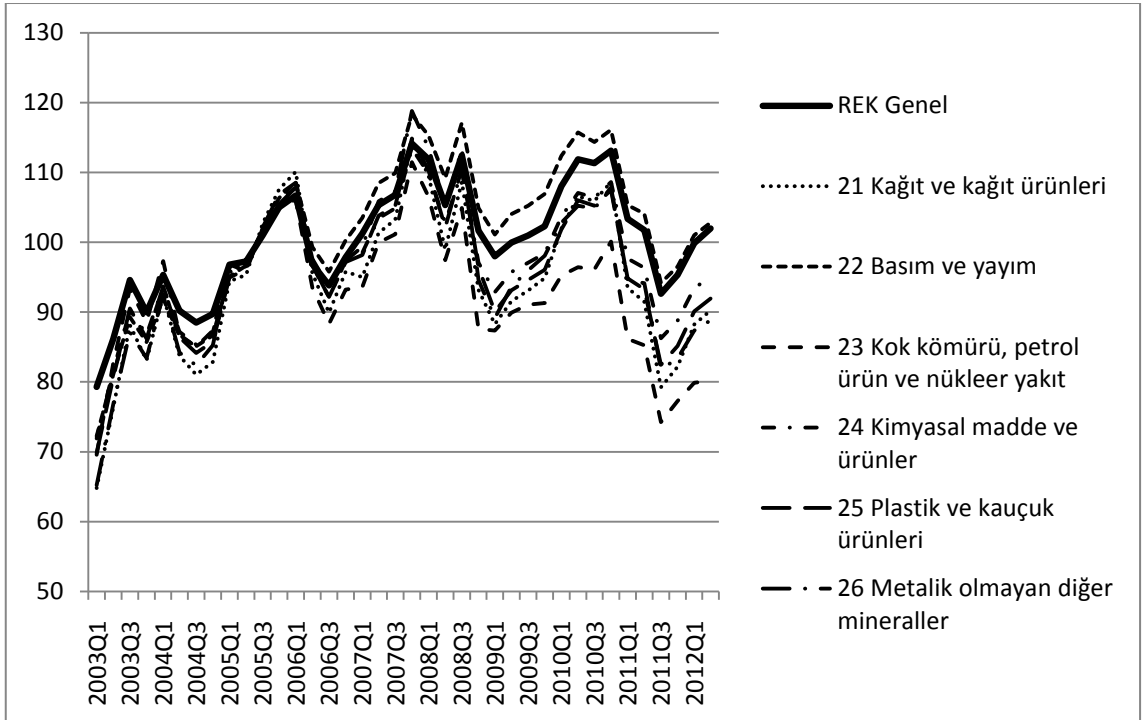
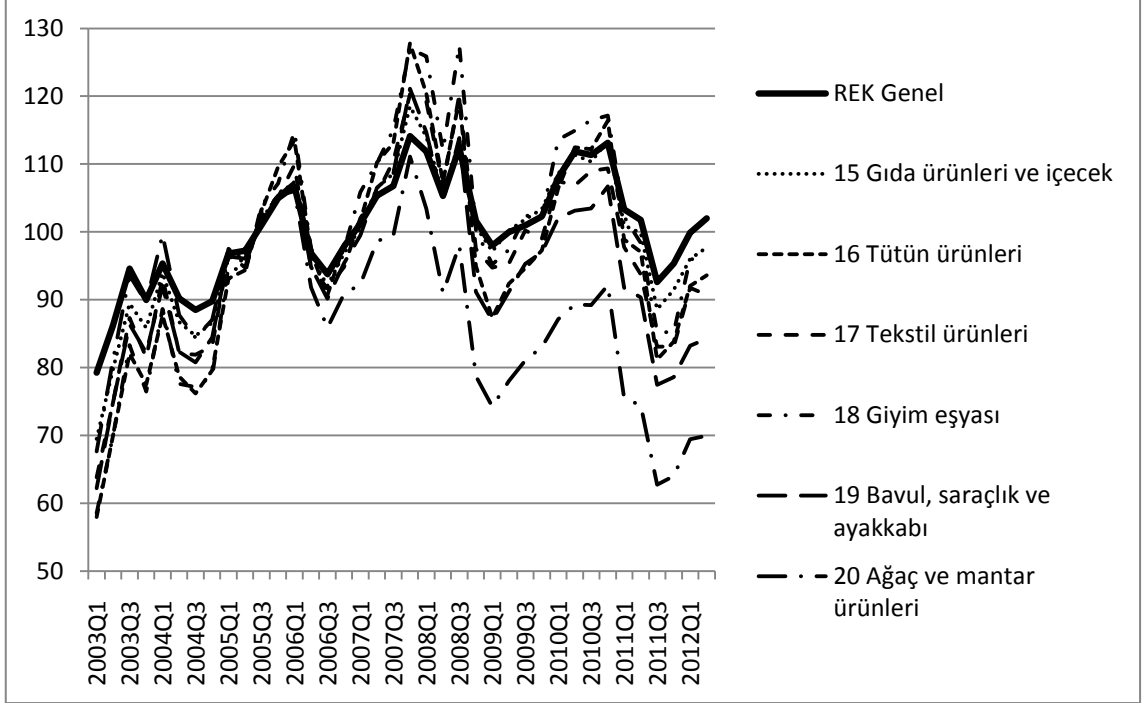


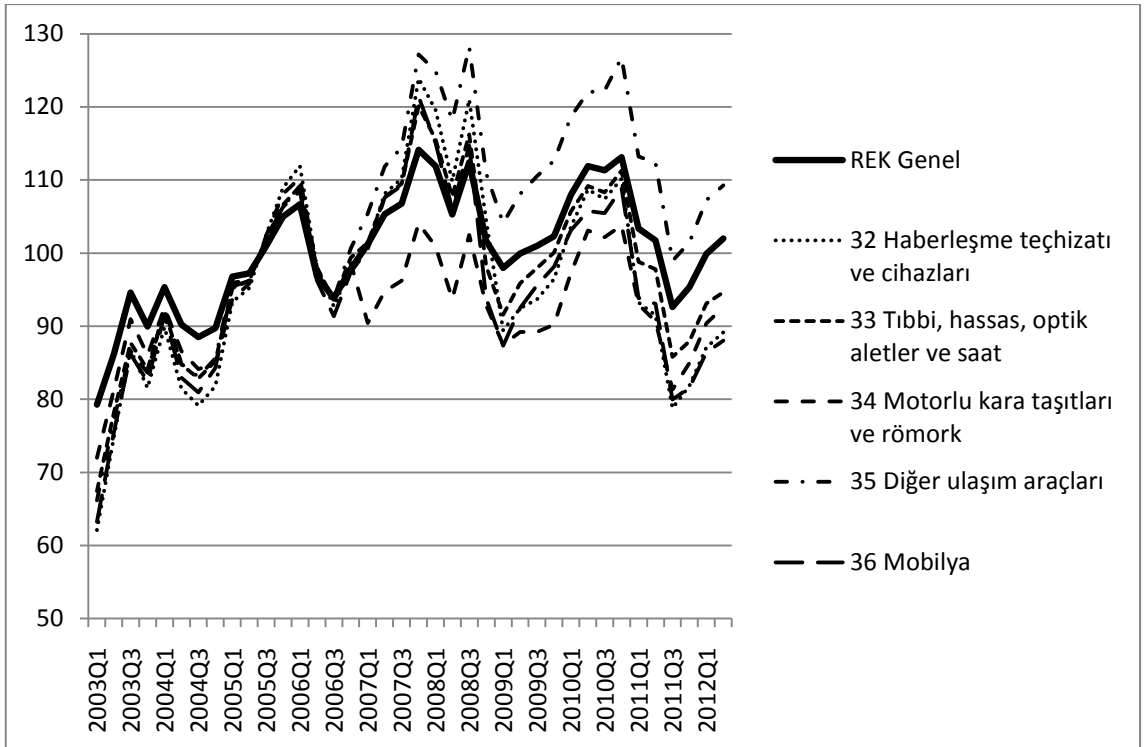
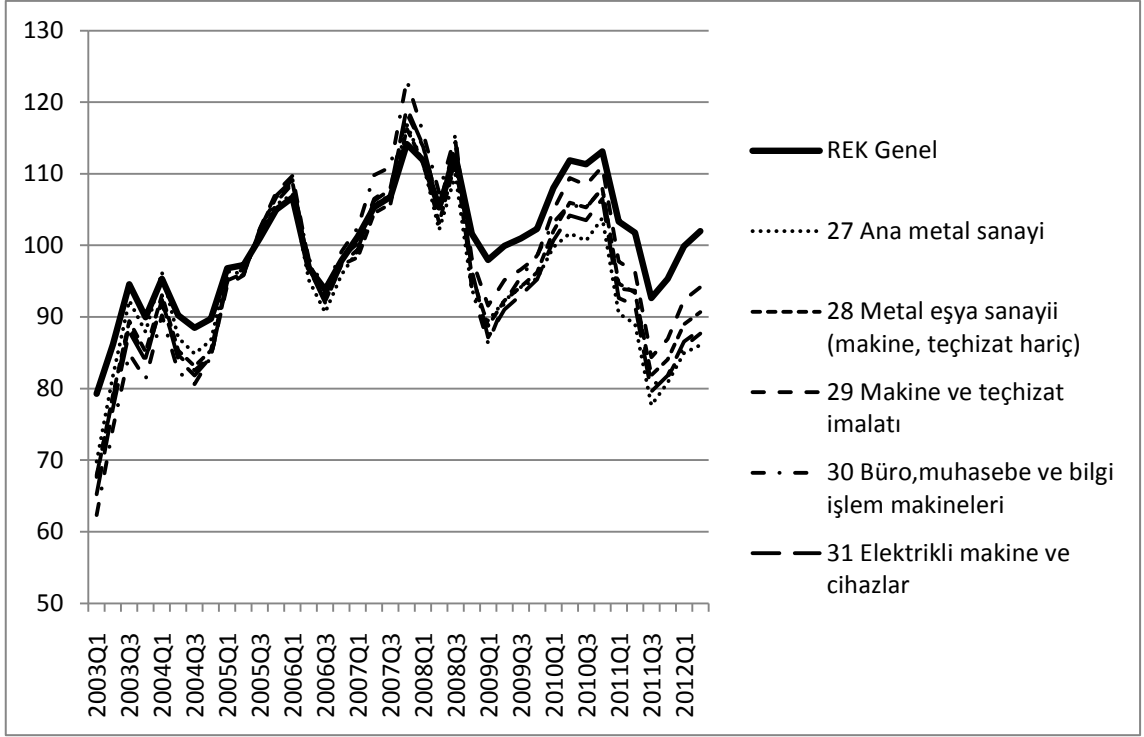






Ek 5. Toplulaştırılmış Reel Döviz Kuru ile Hesaplanan Sektörel Reel Döviz Kurlarının Karşılaştırılması





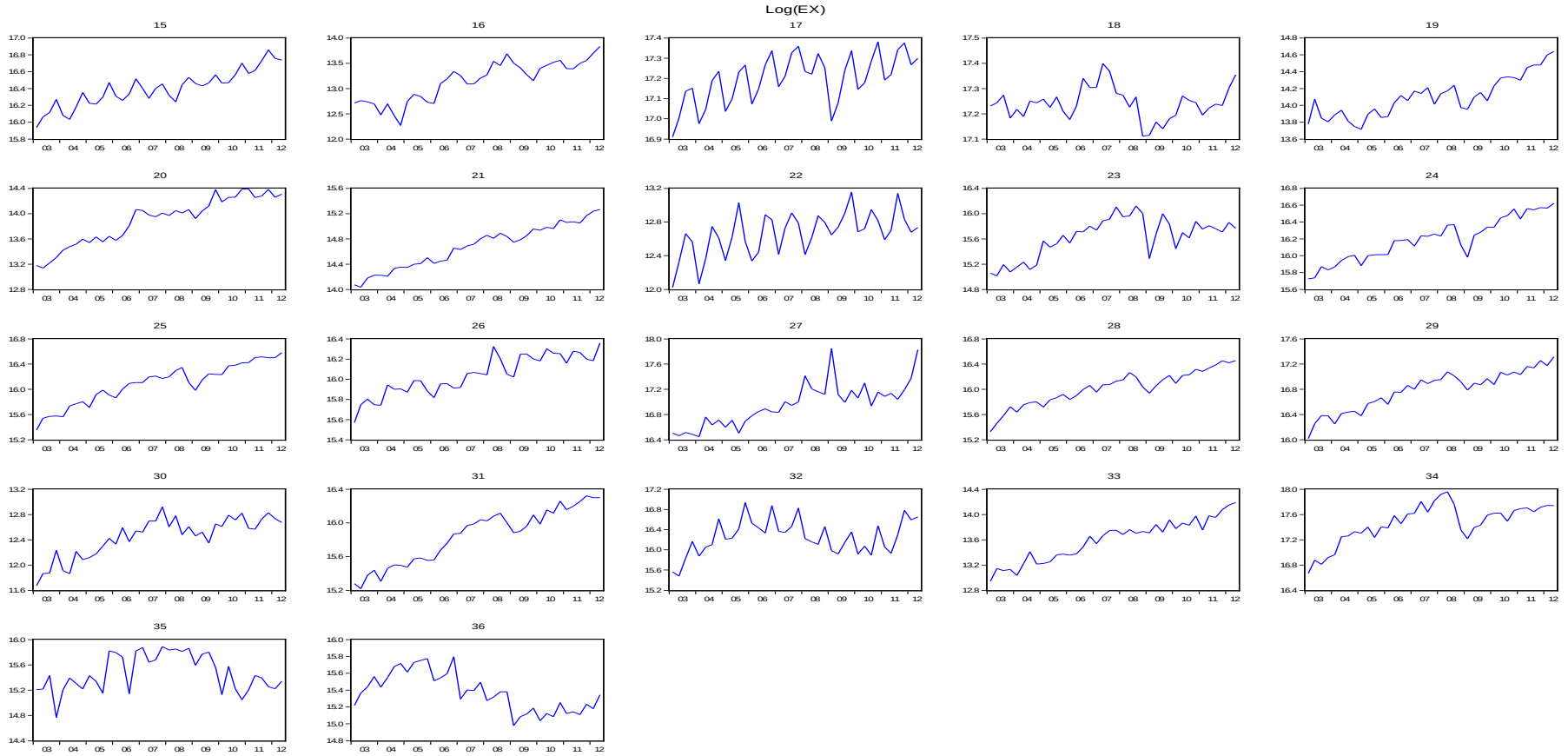
**Ek 6. Sektörler İçin Hesaplanan Farklı Reel Döviz Kurların Toplulaştırılmış
Döviz Kuru ve Birbirleriyle Korelasyonu**

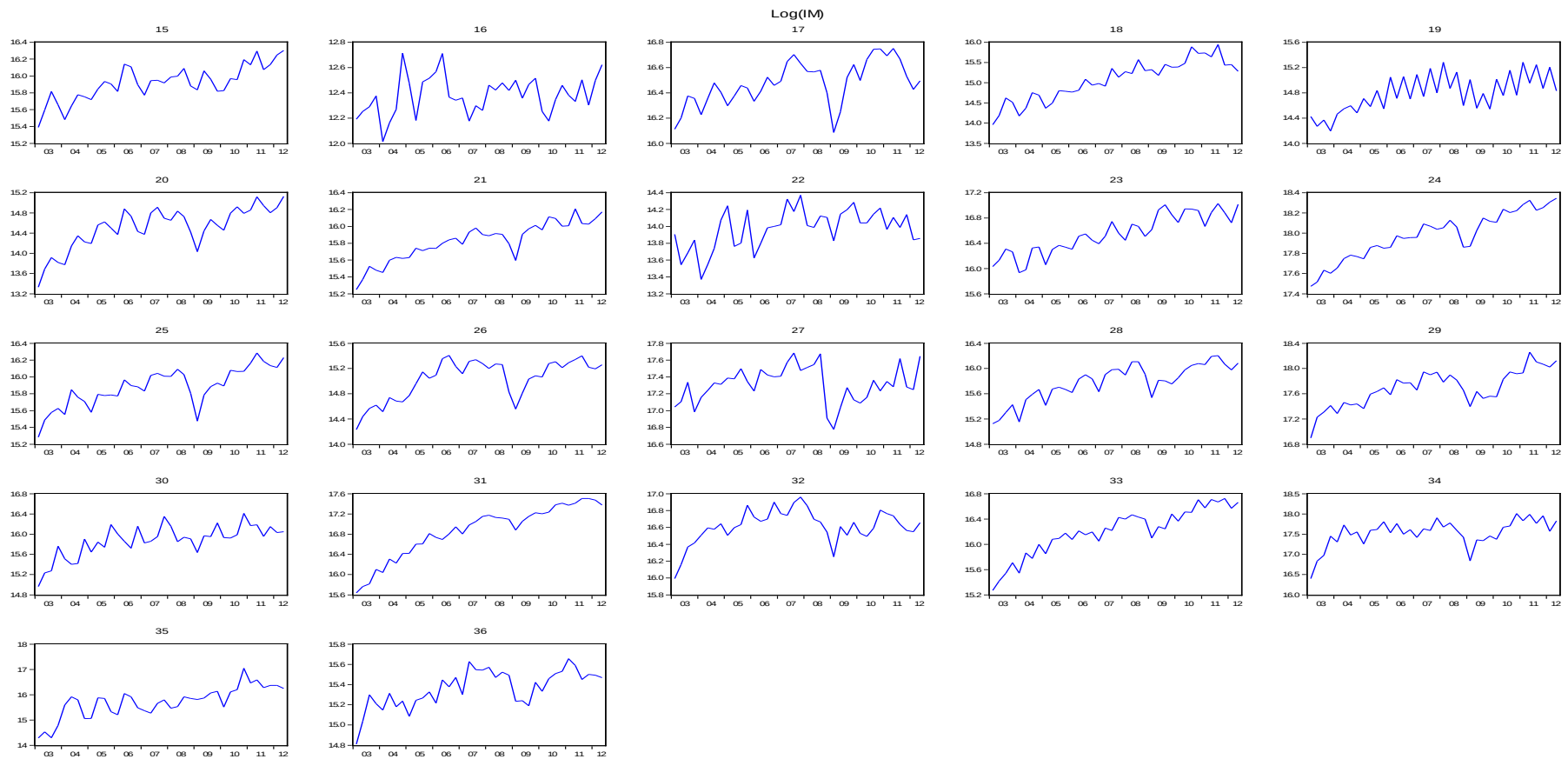
ISIC Sektörler	mer xer	mer ter	xer ter	mer rer	xer rer	ter rer
15 Gıda ürünleri ve içecek	0.989	0.997	0.995	0.984	0.992	0.988
16 Tütün ürünleri	0.694	0.893	0.939	0.961	0.834	0.966
17 Tekstil ürünleri	0.888	0.980	0.957	0.902	0.976	0.952
18 Giyim eşyası	0.737	0.936	0.925	0.852	0.970	0.976
19 Bavul, saraçlık ve ayakkabı	0.913	0.992	0.948	0.857	0.982	0.896
20 Ağaç ve mantar ürünleri	0.743	0.860	0.979	0.801	0.295	0.464
21 Kâğıt ve kâğıt ürünleri	0.956	0.984	0.991	0.957	0.908	0.933
22 Basım ve yayım	0.999	0.999	0.999	0.981	0.985	0.984
23 Kok kömürü, petrol ürün ve nükleer yakıt	0.955	0.975	0.969	0.808	0.840	0.726
24 Kimyasal madde ve ürünler	0.739	0.976	0.866	0.991	0.720	0.965
25 Plastik ve kauçuk ürünleri	0.978	0.989	0.987	0.956	0.949	0.935
26 Metalik olmayan diğer mineraller	0.989	0.994	0.988	0.939	0.969	0.929
27 Ana metal sanayi	0.932	0.987	0.972	0.803	0.928	0.848
28 Metal eşya sanayii (makine, teçhizat hariç)	0.939	0.977	0.984	0.976	0.883	0.932
29 Makine ve teçhizat imalatı	0.984	0.988	0.991	0.981	0.975	0.966
30 Büro, muhasebe ve bilgi işlem makineleri	0.888	0.995	0.924	0.878	0.985	0.912
31 Elektrikli makine ve cihazlar	0.982	0.994	0.991	0.878	0.929	0.906
32 Haberleşme teçhizatı ve cihazları	0.737	0.891	0.955	0.668	0.973	0.927
33 Tıbbi, hassas, optik aletler ve saat	0.951	0.981	0.990	0.984	0.940	0.965
34 Motorlu kara taşıtları ve römork	0.679	0.808	0.978	0.984	0.700	0.827
35 Diğer ulaşım araçları	0.996	0.998	0.998	0.956	0.972	0.969
36 Mobilya	0.980	0.989	0.986	0.947	0.963	0.925

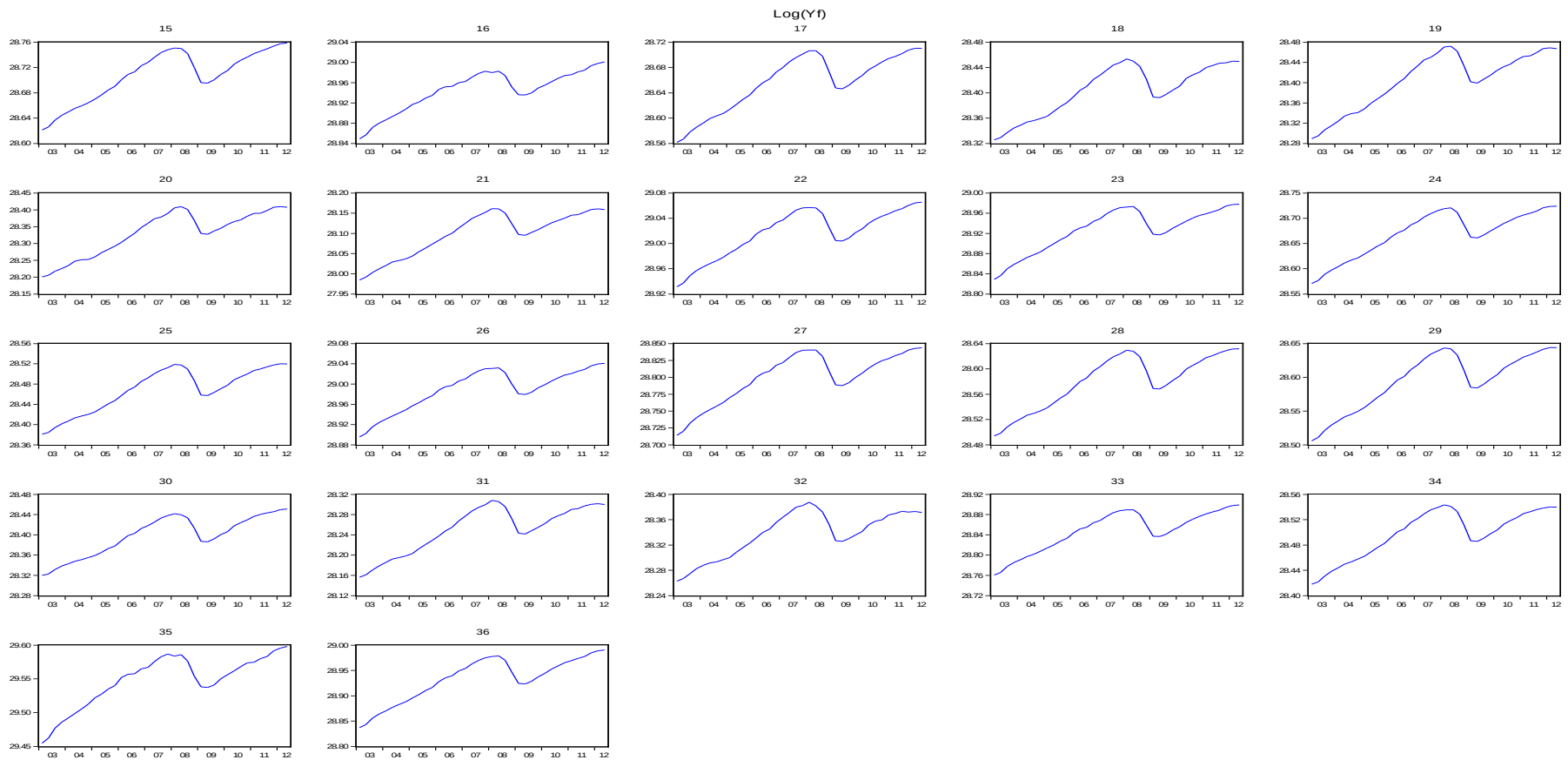
Ek 7. Dış Ticaret Ağırlıklı Sektörel Reel Döviz Kurlarının Topplulaştırılmış Reel Döviz Kuru ve Birbirleriyle Olan Korelasyonları

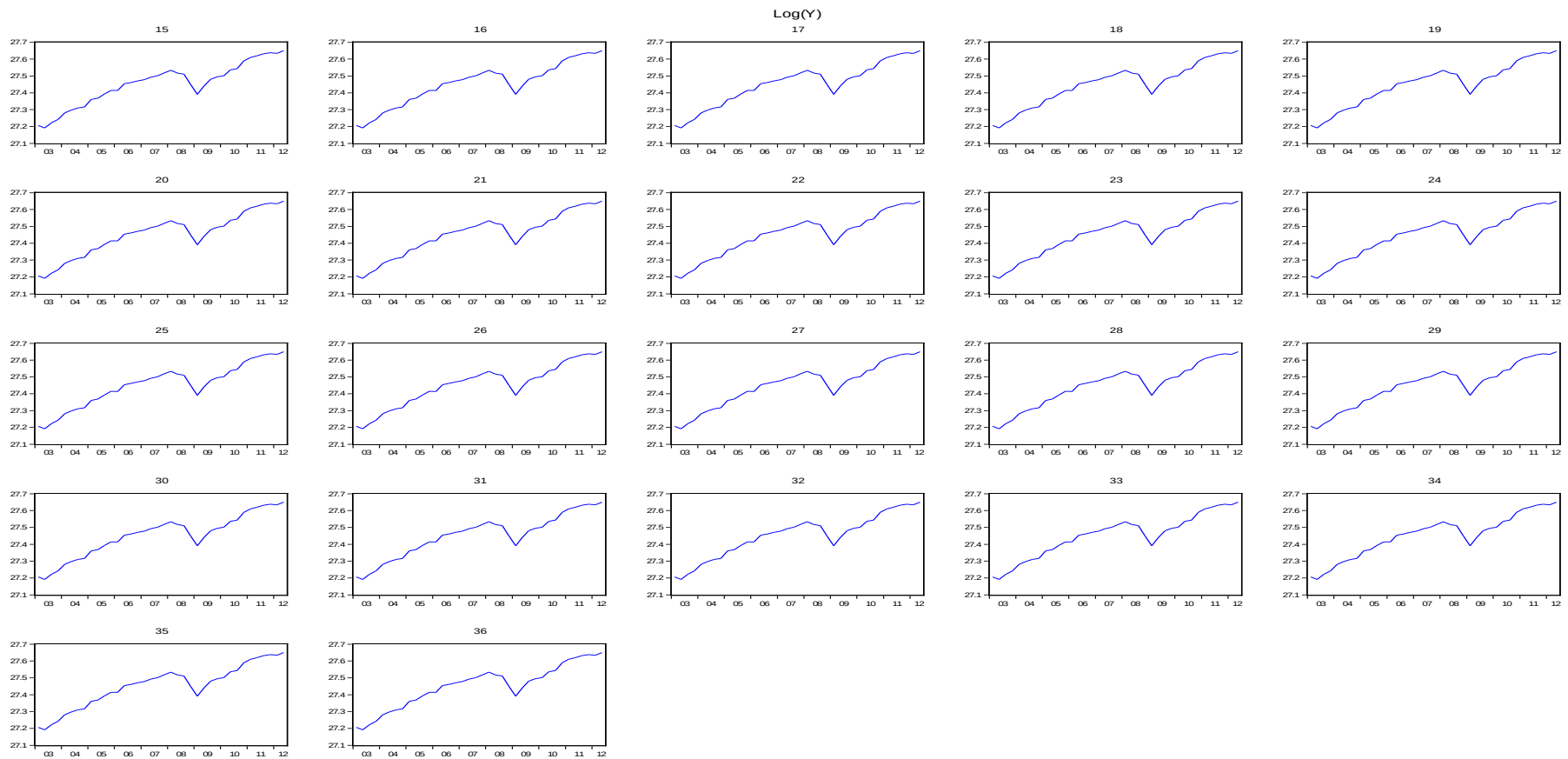
	REK	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
REK	1.000	0.988	0.967	0.952	0.976	0.896	0.464	0.933	0.985	0.726	0.965	0.936	0.929	0.848	0.932	0.966	0.912	0.906	0.927	0.966	0.827	0.969	0.925
15	0.988	1.000	0.979	0.976	0.986	0.937	0.530	0.955	0.983	0.783	0.982	0.958	0.962	0.892	0.957	0.982	0.948	0.939	0.952	0.984	0.840	0.956	0.957
16	0.967	0.979	1.000	0.980	0.986	0.965	0.619	0.975	0.951	0.830	0.992	0.983	0.984	0.928	0.984	0.996	0.980	0.974	0.977	0.997	0.886	0.911	0.983
17	0.952	0.976	0.980	1.000	0.988	0.976	0.644	0.967	0.940	0.860	0.983	0.977	0.985	0.945	0.979	0.986	0.976	0.974	0.979	0.987	0.855	0.900	0.983
18	0.976	0.986	0.986	0.988	1.000	0.945	0.541	0.950	0.975	0.784	0.980	0.960	0.967	0.897	0.961	0.985	0.960	0.950	0.966	0.989	0.838	0.945	0.964
19	0.896	0.937	0.965	0.976	0.945	1.000	0.773	0.973	0.872	0.934	0.969	0.984	0.995	0.987	0.988	0.973	0.993	0.993	0.977	0.972	0.873	0.813	0.996
20	0.464	0.530	0.619	0.644	0.541	0.773	1.000	0.725	0.382	0.933	0.646	0.729	0.718	0.847	0.731	0.643	0.720	0.760	0.694	0.622	0.722	0.276	0.728
21	0.933	0.955	0.975	0.967	0.950	0.973	0.725	1.000	0.901	0.905	0.991	0.996	0.983	0.959	0.993	0.985	0.969	0.980	0.970	0.974	0.949	0.839	0.980
22	0.985	0.983	0.951	0.940	0.975	0.872	0.382	0.901	1.000	0.669	0.948	0.906	0.911	0.808	0.905	0.950	0.899	0.880	0.910	0.956	0.786	0.986	0.905
23	0.726	0.783	0.830	0.860	0.784	0.934	0.933	0.905	0.669	1.000	0.859	0.908	0.903	0.971	0.909	0.854	0.894	0.922	0.881	0.839	0.858	0.582	0.906
24	0.965	0.982	0.992	0.983	0.980	0.969	0.646	0.991	0.948	0.859	1.000	0.992	0.987	0.940	0.991	0.998	0.976	0.978	0.978	0.994	0.917	0.900	0.984
25	0.936	0.958	0.983	0.977	0.960	0.984	0.729	0.996	0.906	0.908	0.992	1.000	0.992	0.971	0.999	0.992	0.983	0.993	0.987	0.985	0.929	0.847	0.991
26	0.929	0.962	0.984	0.985	0.967	0.995	0.718	0.983	0.911	0.903	0.987	0.992	1.000	0.972	0.995	0.989	0.996	0.994	0.986	0.990	0.889	0.859	0.999
27	0.848	0.892	0.928	0.945	0.897	0.987	0.847	0.959	0.808	0.971	0.940	0.971	0.972	1.000	0.972	0.943	0.968	0.983	0.961	0.936	0.874	0.736	0.975
28	0.932	0.957	0.984	0.979	0.961	0.988	0.731	0.993	0.905	0.909	0.991	0.999	0.995	0.972	1.000	0.992	0.989	0.995	0.988	0.987	0.922	0.848	0.995
29	0.966	0.982	0.996	0.986	0.985	0.973	0.643	0.985	0.950	0.854	0.998	0.992	0.989	0.943	0.992	1.000	0.982	0.982	0.986	0.998	0.900	0.904	0.988
30	0.912	0.948	0.980	0.976	0.960	0.993	0.720	0.969	0.899	0.894	0.976	0.983	0.996	0.968	0.989	0.982	1.000	0.993	0.984	0.985	0.870	0.844	0.998
31	0.906	0.939	0.974	0.974	0.950	0.993	0.760	0.980	0.880	0.922	0.978	0.993	0.994	0.983	0.995	0.982	0.993	1.000	0.992	0.979	0.900	0.821	0.995
32	0.927	0.952	0.977	0.979	0.966	0.977	0.694	0.970	0.910	0.881	0.978	0.987	0.986	0.961	0.988	0.986	0.984	0.992	1.000	0.984	0.884	0.859	0.986
33	0.966	0.984	0.997	0.987	0.989	0.972	0.622	0.974	0.956	0.839	0.994	0.985	0.990	0.936	0.987	0.998	0.985	0.979	0.984	1.000	0.876	0.916	0.988
34	0.827	0.840	0.886	0.855	0.838	0.873	0.722	0.949	0.786	0.858	0.917	0.929	0.889	0.874	0.922	0.900	0.870	0.900	0.884	0.876	1.000	0.703	0.883
35	0.969	0.956	0.911	0.900	0.945	0.813	0.276	0.839	0.986	0.582	0.900	0.847	0.859	0.736	0.848	0.904	0.844	0.821	0.859	0.916	0.703	1.000	0.851
36	0.925	0.957	0.983	0.983	0.964	0.996	0.728	0.980	0.905	0.906	0.984	0.991	0.999	0.975	0.995	0.988	0.998	0.995	0.986	0.988	0.883	0.851	1.000

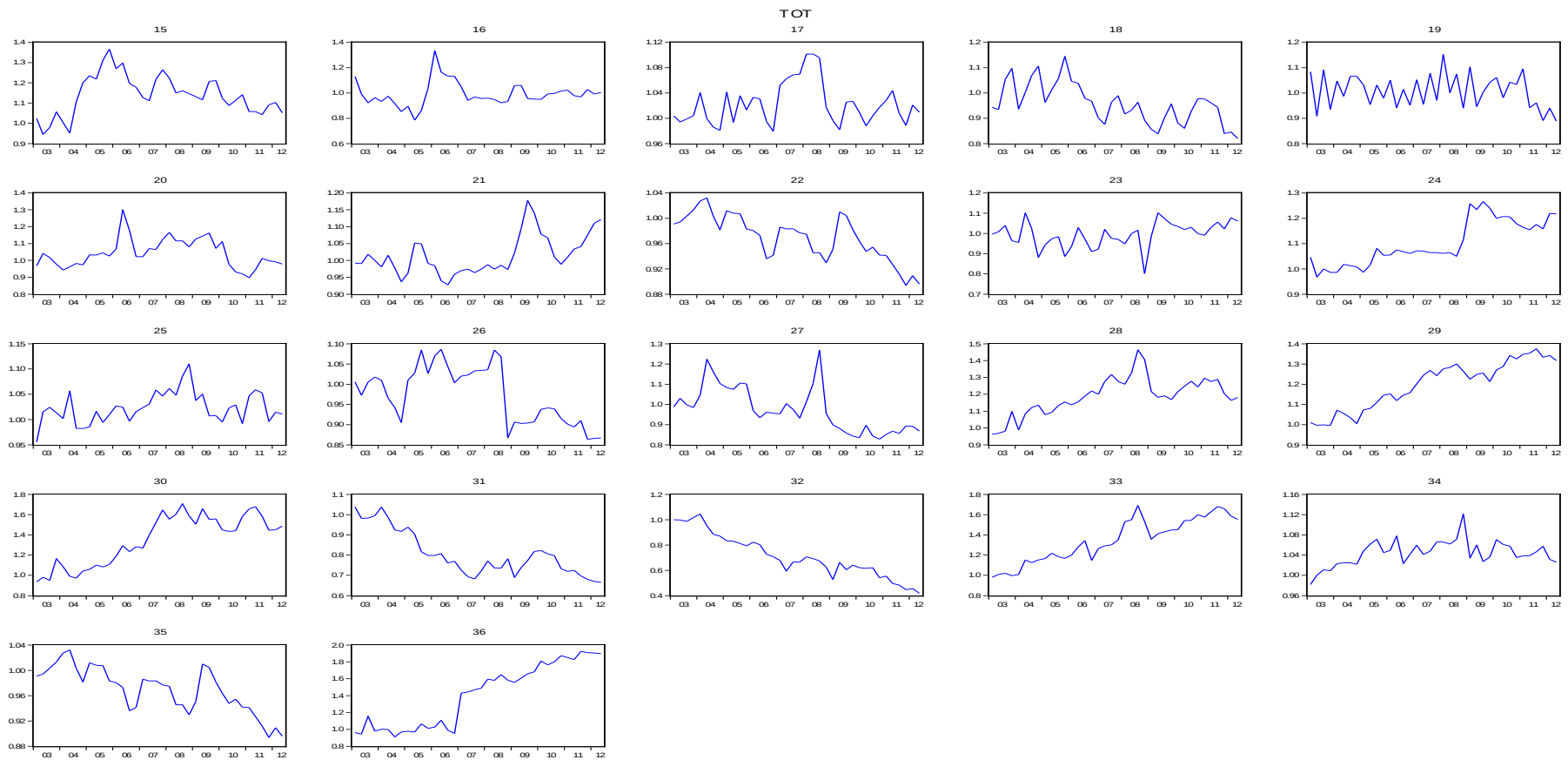
Ek 8. İhracat ve İthalat Talebi Modellerinde Yer Alan Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin Bireysel Yatay Kesit Grafikleri

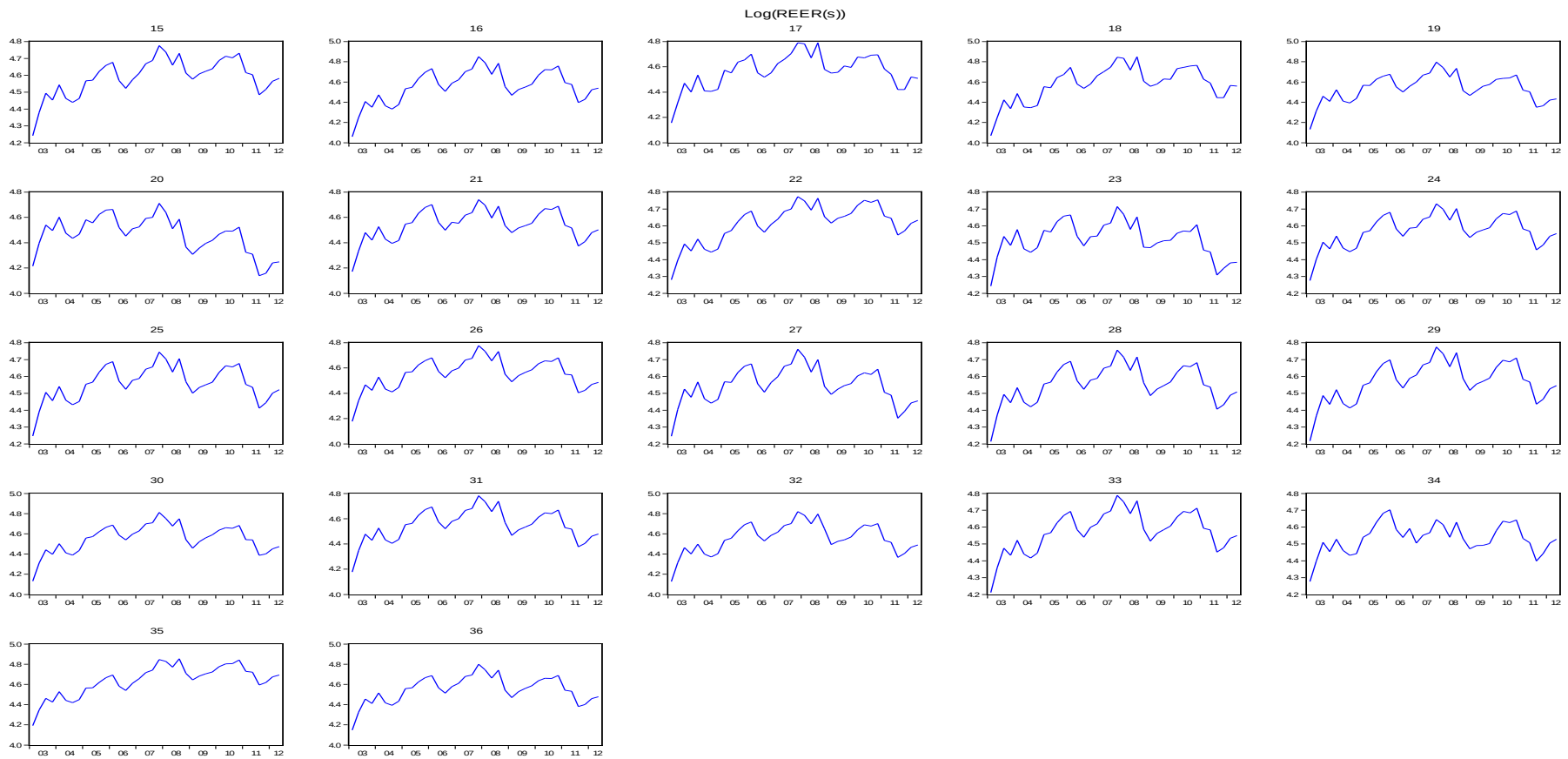


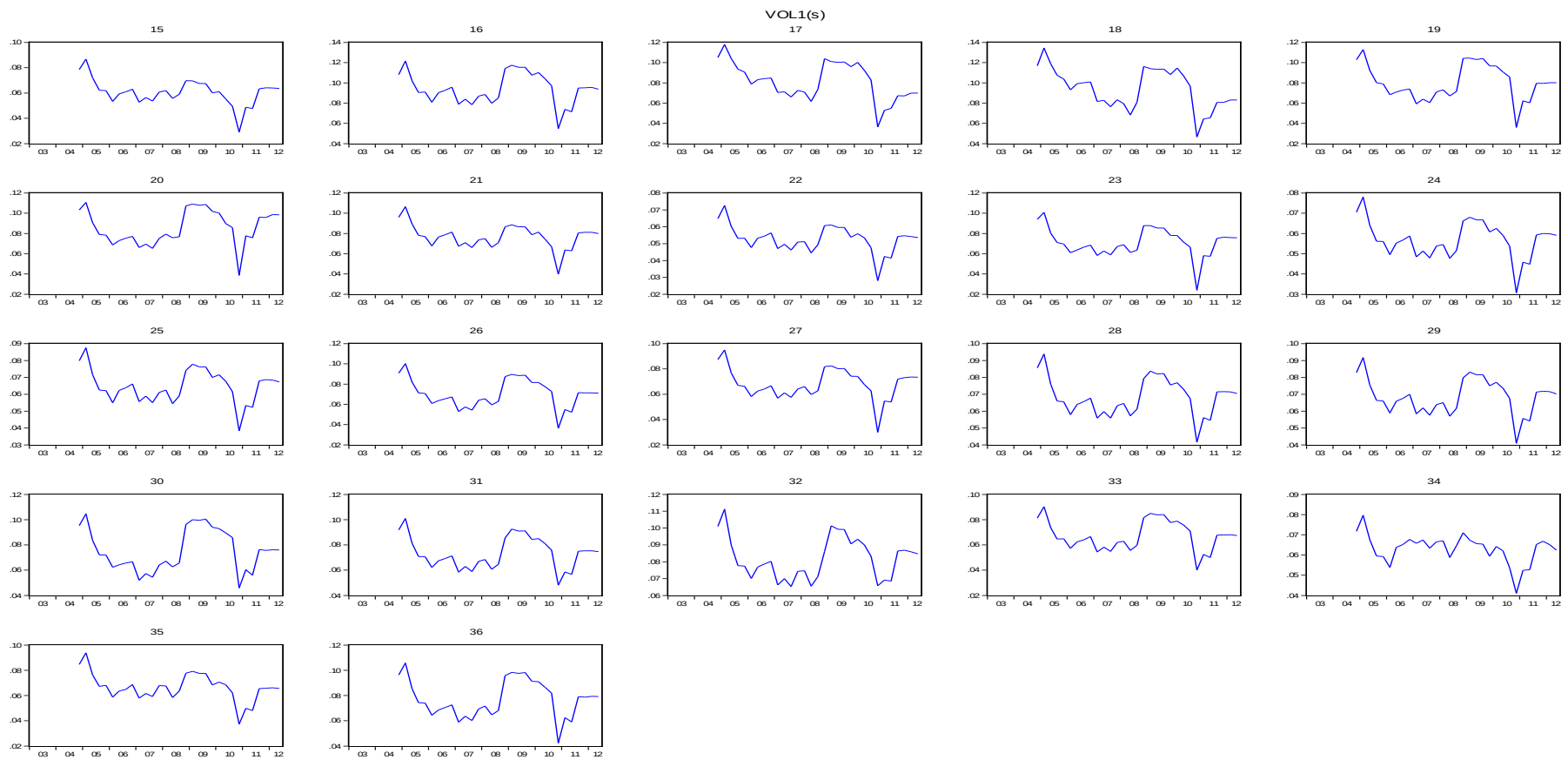


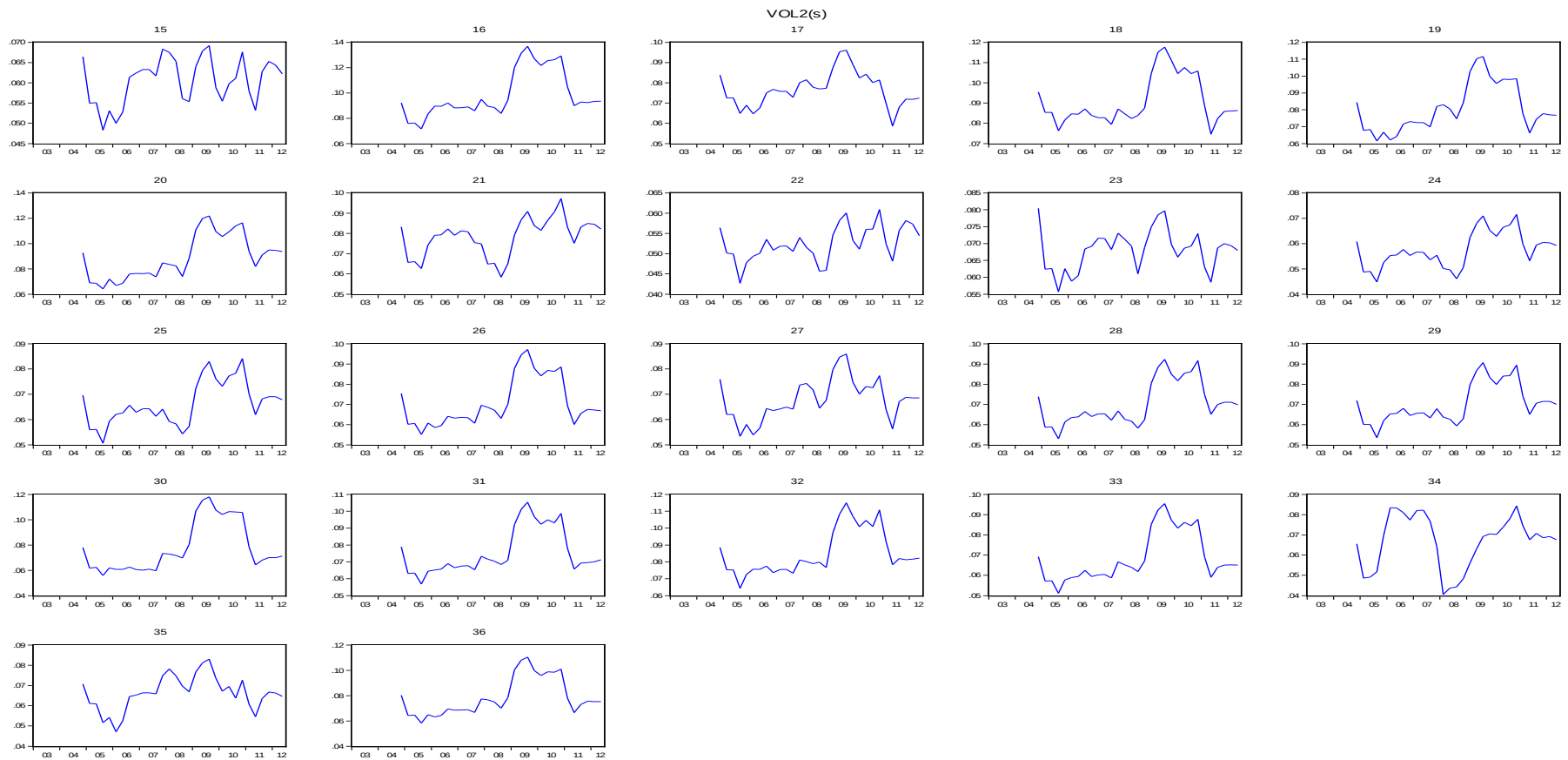


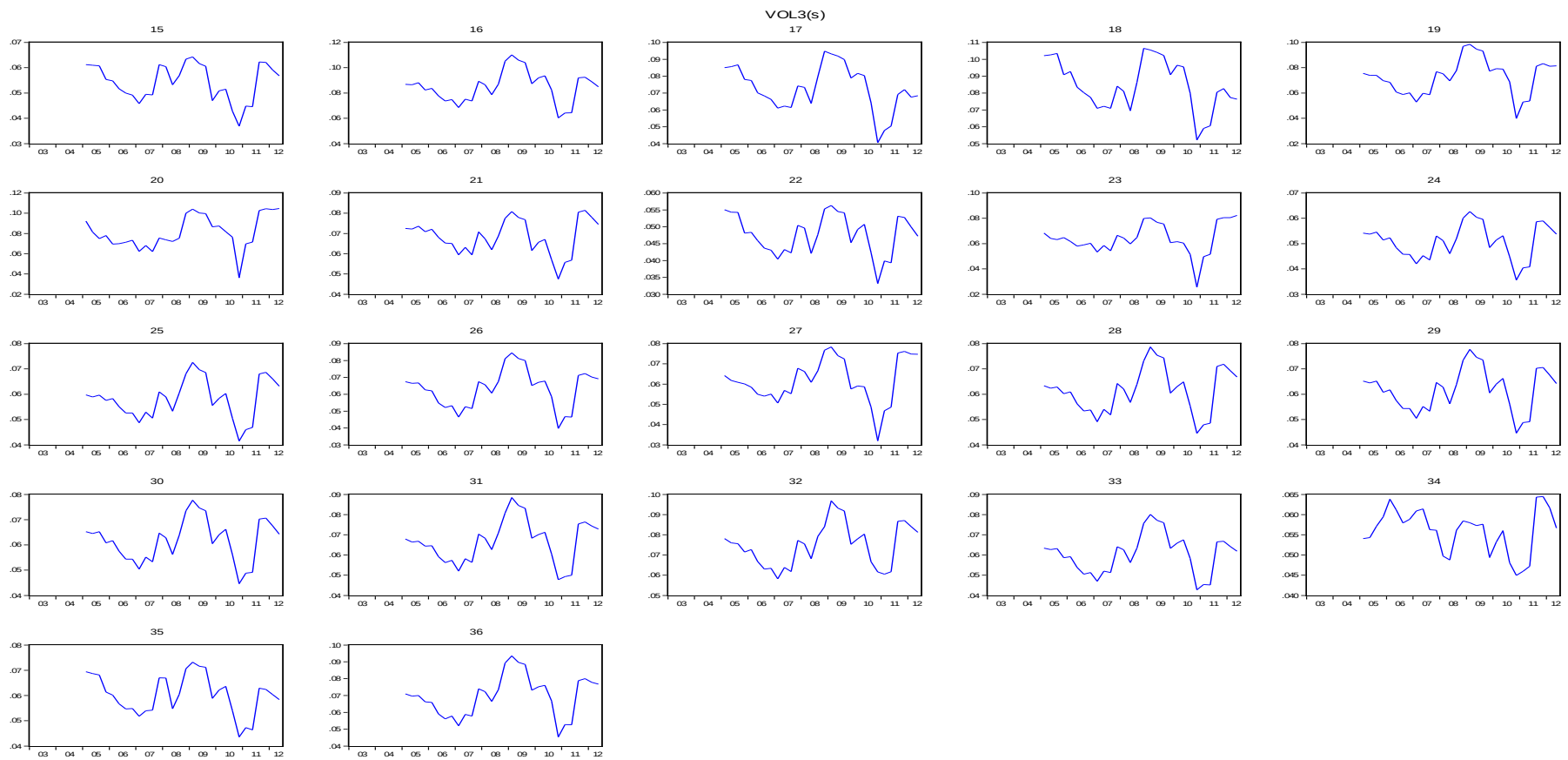


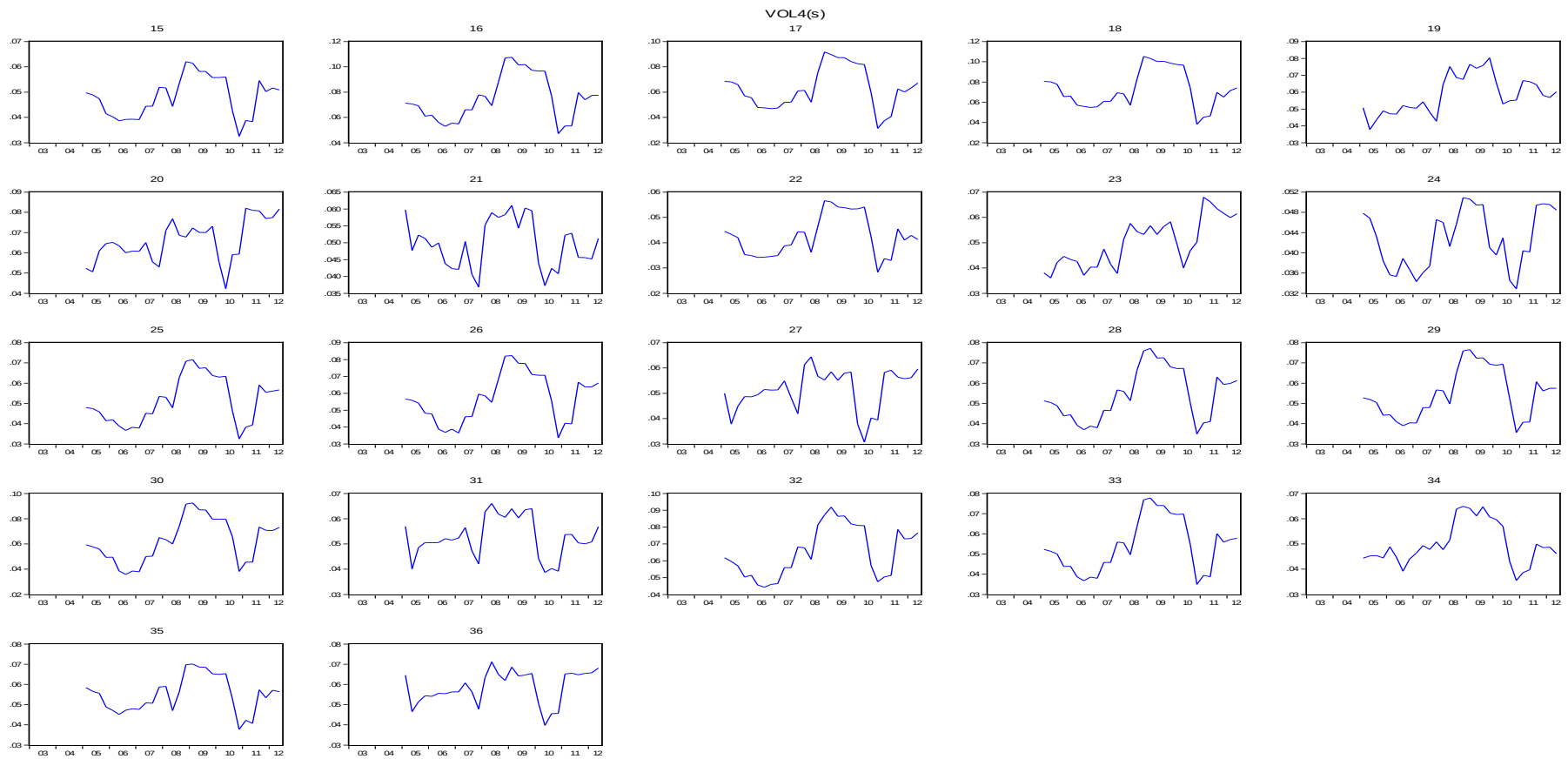




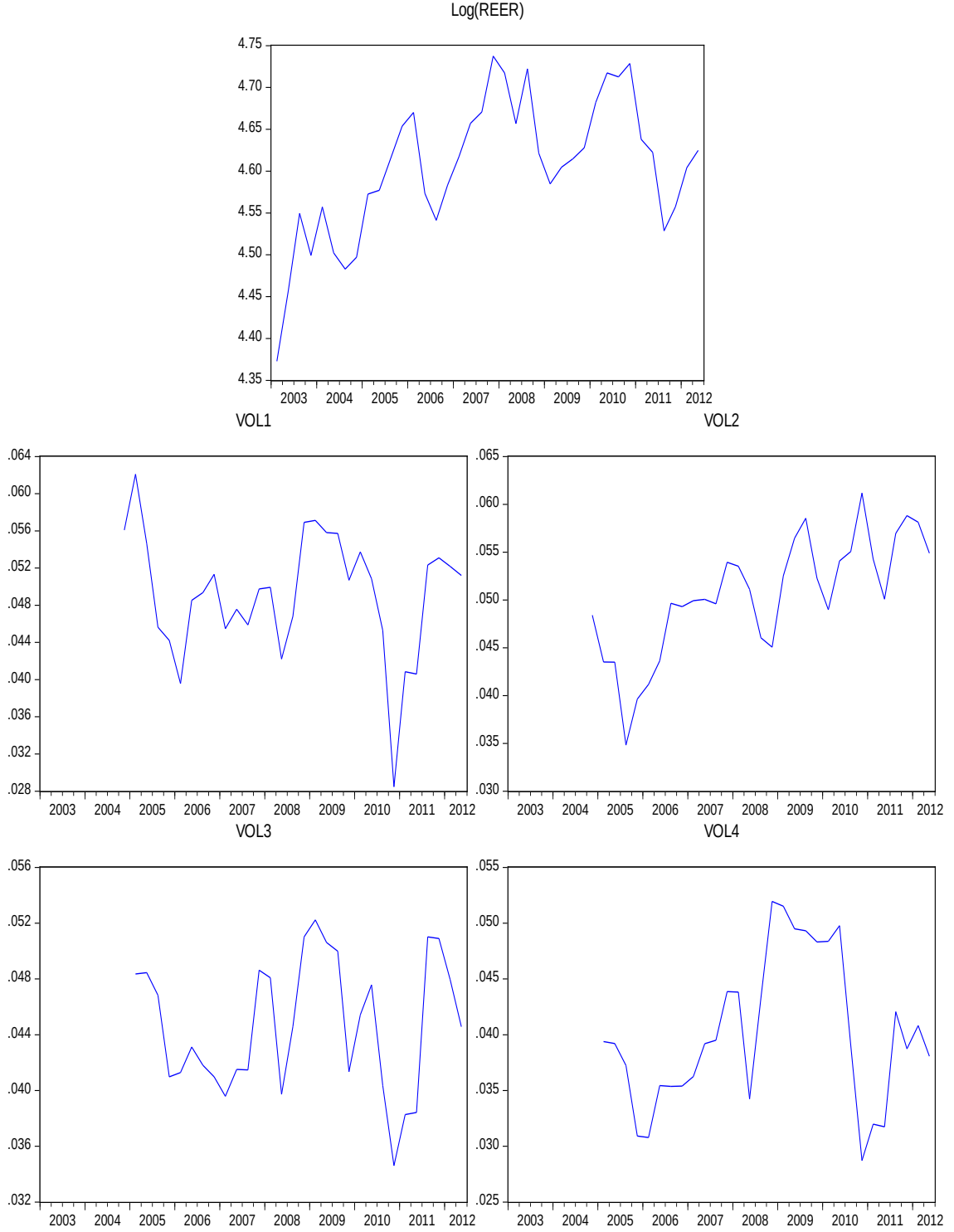








**Ek 9. İmalat Sanayi Reel Efektif Döviz Kuru Değişkeni ve İlgili Değişken
Üzerinden Hesaplanan Volatilite Değişkenlerinin Grafikleri**



Ek 10. Sektörel Reel Döviz Kurları için Elde Edilen Uygun ARMA Modelleri

Bağımlı Değişken: LOG(REER15)-Gıda Ürünleri ve İçecek							
Değişken		Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği		Olasılık(t)	
C		4.629783	0.019520	237.1834		0.0000	
AR(1)		0.710333	0.073654	9.644168		0.0000	
MA(5)		-0.445248	0.157502	-2.826926		0.0078	
$\bar{R}^2=0.710$		$F=45.237$	$Olasılık (F)=0.000$				
ARCH LM Test Sonuçları							
1. Gecikme			8. Gecikme				
F İstatistiği	0.023225	Olasılık $F(1,34)$	0.8798	F İstatistiği	0.412881	Olasılık $F(8,20)$	0.8997
$T * R^2$	0.024574	Olasılık $\chi^2(1)$	0.8754	$T * R^2$	4.110553	Olasılık $\chi^2(8)$	0.8470
4. Gecikme			12. Gecikme				
F İstatistiği	0.390120	Olasılık $F(4,28)$	0.8139	F İstatistiği	0.257866	Olasılık $F(12,12)$	0.9868
$T * R^2$	1.742049	Olasılık $\chi^2(4)$	0.7831	$T * R^2$	5.125061	Olasılık $\chi^2(12)$	0.9537

Bağımlı Değişken: LOG(REER16)-Tütün Ürünleri							
Değişken		Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği		Olasılık(t)	
C		4.617763	0.030406	151.8682		0.0000	
AR(1)		0.711403	0.078927	9.013381		0.0000	
MA(5)		-0.447556	0.158041	-2.831899		0.0077	
$\bar{R}^2=0.700$		$F=43.010$	$Olasılık (F)=0.000$				
ARCH LM Test Sonuçları							
1. Gecikme			8. Gecikme				
F İstatistiği	0.306958	Olasılık $F(1,34)$	0.5832	F İstatistiği	0.205156	Olasılık $F(8,20)$	0.9864
$T * R^2$	0.322107	Olasılık $\chi^2(1)$	0.5703	$T * R^2$	2.199329	Olasılık $\chi^2(8)$	0.9743
4. Gecikme			12. Gecikme				
F İstatistiği	0.239160	Olasılık $F(4,28)$	0.9138	F İstatistiği	0.167850	Olasılık $F(12,12)$	0.9979
$T * R^2$	1.090220	Olasılık $\chi^2(4)$	0.8958	$T * R^2$	3.593139	Olasılık $\chi^2(12)$	0.9897

Bağımlı Değişken: LOG(REER17)-Tekstil Ürünleri							
Değişken		Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği		Olasılık(t)	
C		4.611103	0.023924	192.7427		0.0000	
AR(1)		0.690541	0.083238	8.296013		0.0000	
MA(5)		-0.455412	0.157876	-2.884615		0.0068	
$\bar{R}^2=0.659$		$F=35.807$	$Olasılık (F)=0.000$				
ARCH LM Test Sonuçları							
1. Gecikme			8. Gecikme				
F İstatistiği	1.259682	Olasılık $F(1,34)$	0.2696	F İstatistiği	0.587368	Olasılık $F(8,20)$	0.7767
$T * R^2$	1.286130	Olasılık $\chi^2(1)$	0.2568	$T * R^2$	5.517212	Olasılık $\chi^2(8)$	0.7011
4. Gecikme			12. Gecikme				
F İstatistiği	0.712658	Olasılık $F(4,28)$	0.5902	F İstatistiği	0.259841	Olasılık $F(12,12)$	0.9864
$T * R^2$	3.049238	Olasılık $\chi^2(4)$	0.5496	$T * R^2$	5.156234	Olasılık $\chi^2(12)$	0.9526

Bağımlı Değişken: LOG(REER18)-Giyim Eşyası				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği	Olasılık(<i>t</i>)
C	4.648599	0.032821	141.6341	0.0000
AR(1)	0.738021	0.072755	10.14388	0.0000
MA(5)	-0.466180	0.152495	-3.057026	0.0043
$\bar{R}^2=0.727$	F=49.102	Olasılık (F)=0.000		
ARCH LM Test Sonuçları				
1. Gecikme			8. Gecikme	
<i>F</i> İstatistiği	1.140515	Olasılık <i>F</i> (1,34)	<i>F</i> İstatistiği	0.500964
<i>T * R</i> ²	1.168410	Olasılık χ^2 (1)	<i>T * R</i> ²	4.841095
4. Gecikme			12. Gecikme	
<i>F</i> İstatistiği	0.537046	Olasılık <i>F</i> (4,28)	<i>F</i> İstatistiği	0.252250
<i>T * R</i> ²	2.351386	Olasılık χ^2 (4)	<i>T * R</i> ²	5.035938

Bağımlı Değişken: LOG(REER19)-Bavul, Saraçlık ve Ayakkabı				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği	Olasılık(<i>t</i>)
C	4.579799	0.034017	134.6317	0.0000
AR(1)	0.823373	0.124206	6.629112	0.0000
AR(3)	-0.421915	0.114036	-3.699832	0.0008
MA(3)	0.880901	0.018280	48.19019	0.0000
$\bar{R}^2=0.692$	F=26.546	Olasılık (F)=0.000		
ARCH LM Test Sonuçları				
1. Gecikme			8. Gecikme	
<i>F</i> İstatistiği	0.017708	Olasılık <i>F</i> (1,32)	<i>F</i> İstatistiği	0.415958
<i>T * R</i> ²	0.018805	Olasılık χ^2 (1)	<i>T * R</i> ²	4.212697
4. Gecikme			12. Gecikme	
<i>F</i> İstatistiği	0.733741	Olasılık <i>F</i> (4,26)	<i>F</i> İstatistiği	0.448814
<i>T * R</i> ²	3.144426	Olasılık χ^2 (4)	<i>T * R</i> ²	8.051124

Bağımlı Değişken: LOG(REER20)-Ağaç ve Mantar Ürünleri				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği	Olasılık(<i>t</i>)
C	4.464205	0.037945	117.6490	0.0000
AR(1)	0.896338	0.115387	7.768088	0.0000
AR(3)	-0.467764	0.111417	-4.198304	0.0002
MA(3)	0.882908	0.026869	32.85976	0.0000
$\bar{R}^2=0.766$	F=38,124	Olasılık (F)=0.000		
ARCH LM Test Sonuçları				
1. Gecikme			8. Gecikme	
<i>F</i> İstatistiği	0.259971	Olasılık <i>F</i> (1,32)	<i>F</i> İstatistiği	0.562839
<i>T * R</i> ²	0.273993	Olasılık χ^2 (1)	<i>T * R</i> ²	5.402603
4. Gecikme			12. Gecikme	
<i>F</i> İstatistiği	0.661209	Olasılık <i>F</i> (4,26)	<i>F</i> İstatistiği	0.685154
<i>T * R</i> ²	2.862294	Olasılık χ^2 (4)	<i>T * R</i> ²	10.37779

Bağımlı Değişken: LOG(REER21)-Kağıt ve Kağıt Ürünleri							
Değişken		Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği		Olasılık(<i>t</i>)	
C		4.563667	0.022591	202.0154		0.0000	
AR(1)		0.719943	0.101530	7.090962		0.0000	
AR(3)		-0.506034	0.090701	-5.579162		0.0000	
MA(3)		0.935059	0.012756	73.30568		0.0000	
$\bar{R}^2=0.683$		$F=25.469$	$Olasılık (F)=0.000$				
ARCH LM Test Sonuçları							
1. Gecikme				8. Gecikme			
<i>F</i> İstatistiği	0.419809	Olasılık <i>F</i> (1,32)	0.5217	<i>F</i> İstatistiği	1.019858	Olasılık <i>F</i> (8,18)	0.4562
<i>T * R</i> ²	0.440271	Olasılık χ^2 (1)	0.5070	<i>T * R</i> ²	8.421210	Olasılık χ^2 (8)	0.3934
4. Gecikme				12. Gecikme			
<i>F</i> İstatistiği	0.749075	Olasılık <i>F</i> (4,26)	0.5676	<i>F</i> İstatistiği	0.515945	Olasılık <i>F</i> (12,10)	0.8617
<i>T * R</i> ²	3.203350	Olasılık χ^2 (4)	0.5244	<i>T * R</i> ²	8.794879	Olasılık χ^2 (12)	0.7203

Bağımlı Değişken: LOG(REER22)-Basım ve Yayımlar							
Değişken		Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği		Olasılık(<i>t</i>)	
C		4.664076	0.023904	195.1193		0.0000	
AR(1)		0.777082	0.060590	12.82522		0.0000	
MA(5)		-0.427246	0.156050	-2.737890		0.0098	
$\bar{R}^2=0.793$		$F=70.214$	$Olasılık (F)=0.000$				
ARCH LM Test Sonuçları							
1. Gecikme				8. Gecikme			
<i>F</i> İstatistiği	0.053560	Olasılık <i>F</i> (1,34)	0.8184	<i>F</i> İstatistiği	0.341694	Olasılık <i>F</i> (8,20)	0.9388
<i>T * R</i> ²	0.056622	Olasılık χ^2 (1)	0.8119	<i>T * R</i> ²	3.487053	Olasılık χ^2 (8)	0.9002
4. Gecikme				12. Gecikme			
<i>F</i> İstatistiği	0.370597	Olasılık <i>F</i> (4,28)	0.8275	<i>F</i> İstatistiği	0.192984	Olasılık <i>F</i> (12,12)	0.9961
<i>T * R</i> ²	1.659255	Olasılık χ^2 (4)	0.7981	<i>T * R</i> ²	4.044140	Olasılık χ^2 (12)	0.9826

Bağımlı Değişken: LOG(REER23)-Kok Kömürü, Petrol Ürün ve Nükleer Yakıt							
Değişken		Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği		Olasılık(<i>t</i>)	
C		4.532767	0.022927	197.7073		0.0000	
AR(1)		0.701702	0.091554	7.664370		0.0000	
AR(3)		-0.436268	0.087499	-4.985956		0.0000	
MA(3)		0.967990	0.011851	81.68157		0.0000	
$\bar{R}^2=0.689$		$F=26.198$	$Olasılık (F)=0.000$				
ARCH LM Test Sonuçları							
1. Gecikme				8. Gecikme			
<i>F</i> İstatistiği	0.002992	Olasılık <i>F</i> (1,32)	0.9567	<i>F</i> İstatistiği	0.252854	Olasılık <i>F</i> (8,18)	0.9735
<i>T * R</i> ²	0.003179	Olasılık χ^2 (1)	0.9550	<i>T * R</i> ²	2.727710	Olasılık χ^2 (8)	0.9503
4. Gecikme				12. Gecikme			
<i>F</i> İstatistiği	0.476533	Olasılık <i>F</i> (4,26)	0.7526	<i>F</i> İstatistiği	0.966254	Olasılık <i>F</i> (12,10)	0.5295
<i>T * R</i> ²	2.117458	Olasılık χ^2 (4)	0.7142	<i>T * R</i> ²	12.34941	Olasılık χ^2 (12)	0.4180

Bağımlı Değişken: LOG(REER24)-Kimyasal Madde ve Ürünler				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği	Olasılık(<i>t</i>)
C	4.607402	0.009352	492.6758	0.0000
AR(1)	0.620286	0.120585	5.143996	0.0000
MA(4)	-0.454808	0.113941	-3.991600	0.0003
MA(5)	-0.453340	0.120314	-3.767963	0.0006
$\bar{R}^2=0.681$ $F=26.671$ Olasılık (F)=0.000				
ARCH LM Test Sonuçları				
1. Gecikme		8. Gecikme		
F İstatistiği	0.001185	Olasılık $F(1,34)$	0.9727	F İstatistiği 1.082878
$T * R^2$	0.001255	Olasılık $\chi^2(1)$	0.9717	$T * R^2$ 8.764869
4. Gecikme		12. Gecikme		
F İstatistiği	0.659586	Olasılık $F(4,28)$	0.6252	F İstatistiği 0.436432
$T * R^2$	2.841712	Olasılık $\chi^2(4)$	0.5847	$T * R^2$ 7.595767
Bağımlı Değişken: LOG(REER25)-Plastik ve Kauçuk Ürünleri				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği	Olasılık(<i>t</i>)
C	4.590944	0.016841	272.6014	0.0000
AR(1)	0.656696	0.091041	7.213159	0.0000
MA(5)	-0.468361	0.157514	-2.973463	0.0054
$\bar{R}^2=0.633$ $F=32.063$ Olasılık (F)=0.000				
ARCH LM Test Sonuçları				
1. Gecikme		8. Gecikme		
F İstatistiği	0.002249	Olasılık $F(1,34)$	0.9625	F İstatistiği 0.235439
$T * R^2$	0.002381	Olasılık $\chi^2(1)$	0.9611	$T * R^2$ 2.496023
4. Gecikme		12. Gecikme		
F İstatistiği	0.158245	Olasılık $F(4,28)$	0.9576	F İstatistiği 0.225547
$T * R^2$	0.729521	Olasılık $\chi^2(4)$	0.9476	$T * R^2$ 4.600938
Bağımlı Değişken: LOG(REER26)-Metalik Olmayan Diğer Mineraller				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği	Olasılık(<i>t</i>)
C	4.593439	0.022710	202.2653	0.0000
AR(1)	0.683418	0.084555	8.082537	0.0000
MA(5)	-0.393591	0.171322	-2.297372	0.0279
$\bar{R}^2=0.652$ $F=34.787$ Olasılık (F)=0.000				
ARCH LM Test Sonuçları				
1. Gecikme		8. Gecikme		
F İstatistiği	0.005267	Olasılık $F(1,34)$	0.9426	F İstatistiği 0.234016
$T * R^2$	0.005576	Olasılık $\chi^2(1)$	0.9405	$T * R^2$ 2.482229
4. Gecikme		12. Gecikme		
F İstatistiği	0.068096	Olasılık $F(4,28)$	0.9910	F İstatistiği 0.241791
$T * R^2$	0.317929	Olasılık $\chi^2(4)$	0.9886	$T * R^2$ 4.867795

Bağımlı Değişken: LOG(REER30)-Büro, Muhasebe ve Bilgi İşlem Makineleri							
Değişken		Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği		Olasılık(<i>t</i>)	
C		4.599663	0.028704	160.2429		0.0000	
AR(1)		0.716000	0.080109	8.937819		0.0000	
MA(5)		-0.371129	0.175485	-2.114868		0.0418	
$\bar{R}^2=0.686$		$F=40.393$	$Olasılık (F)=0.000$				
ARCH LM Test Sonuçları							
1. Gecikme			8. Gecikme				
F İstatistiği	0.033004	Olasılık $F(1,34)$	0.8569	F İstatistiği	0.223647	Olasılık $F(8,20)$	0.9822
$T * R^2$	0.034911	Olasılık $\chi^2(1)$	0.8518	$T * R^2$	2.381275	Olasılık $\chi^2(8)$	0.9670
4. Gecikme			12. Gecikme				
F İstatistiği	0.097373	Olasılık $F(4,28)$	0.9824	F İstatistiği	0.323357	Olasılık $F(12,12)$	0.9692
$T * R^2$	0.452746	Olasılık $\chi^2(4)$	0.9779	$T * R^2$	6.108653	Olasılık $\chi^2(12)$	0.9105

Bağımlı Değişken: LOG(REER31)-Elektrikli Makine ve Cihazlar							
Değişken		Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği		Olasılık(<i>t</i>)	
C		4.570240	0.028771	158.8500		0.0000	
AR(1)		0.770036	0.116526	6.608259		0.0000	
AR(3)		-0.414242	0.106332	-3.895740		0.0005	
MA(3)		0.916129	0.019644	46.63631		0.0000	
$\bar{R}^2=0.691$		$F=26.455$	$Olasılık (F)=0.000$				
ARCH LM Test Sonuçları							
1. Gecikme			8. Gecikme				
F İstatistiği	0.680324	Olasılık $F(1,32)$	0.4156	F İstatistiği	0.826714	Olasılık $F(8,18)$	0.5903
$T * R^2$	0.707796	Olasılık $\chi^2(1)$	0.4002	$T * R^2$	7.254908	Olasılık $\chi^2(8)$	0.5094
4. Gecikme			12. Gecikme				
F İstatistiği	0.750810	Olasılık $F(4,26)$	0.5665	F İstatistiği	0.511869	Olasılık $F(12,10)$	0.8645
$T * R^2$	3.210003	Olasılık $\chi^2(4)$	0.5233	$T * R^2$	8.751837	Olasılık $\chi^2(12)$	0.7240

Bağımlı Değişken: LOG(REER32)-Haberleşme Teçhizatı ve Cihazları							
Değişken		Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği		Olasılık(<i>t</i>)	
C		4.610648	0.027941	165.0156		0.0000	
AR(1)		0.725299	0.079598	9.111979		0.0000	
MA(5)		-0.461672	0.162835	-2.835209		0.0077	
$\bar{R}^2=0.704$		$F=43.890$	$Olasılık (F)=0.000$				
ARCH LM Test Sonuçları							
1. Gecikme			8. Gecikme				
F İstatistiği	0.470092	Olasılık $F(1,34)$	0.4976	F İstatistiği	0.408140	Olasılık $F(8,20)$	0.9026
$T * R^2$	0.490957	Olasılık $\chi^2(1)$	0.4835	$T * R^2$	4.069973	Olasılık $\chi^2(8)$	0.8508
4. Gecikme			12. Gecikme				
F İstatistiği	0.461397	Olasılık $F(4,28)$	0.7634	F İstatistiği	0.391347	Olasılık $F(12,12)$	0.9411
$T * R^2$	2.040652	Olasılık $\chi^2(4)$	0.7283	$T * R^2$	7.031798	Olasılık $\chi^2(12)$	0.8555

Bağımlı Değişken: LOG(REER33)-Tıbbi, Hassas, Optik Aletler ve Saat				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği	Olasılık(<i>t</i>)
C	4.619359	0.022470	205.5828	0.0000
AR(1)	0.709924	0.078268	9.070369	0.0000
MA(5)	-0.426602	0.162041	-2.632683	0.0127
$\bar{R}^2=0.693$	$F=41.802$	<i>Olasılık (F)=0.000</i>		

ARCH LM Test Sonuçları

1. Gecikme				8. Gecikme			
F İstatistiği	0.118915	Olasılık $F(1,34)$	0.7323	F İstatistiği	0.190395	Olasılık $F(8,20)$	0.9893
$T * R^2$	0.125471	Olasılık $\chi^2(1)$	0.7232	$T * R^2$	2.052289	Olasılık $\chi^2(8)$	0.9794
4. Gecikme				12. Gecikme			
F İstatistiği	0.148436	Olasılık $F(4,28)$	0.9622	F İstatistiği	0.149132	Olasılık $F(12,12)$	0.9988
$T * R^2$	0.685239	Olasılık $\chi^2(4)$	0.9531	$T * R^2$	3.244449	Olasılık $\chi^2(12)$	0.9936

Bağımlı Değişken: LOG(REER34)-Motorlu Kara Taşıtları ve Römork				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği	Olasılık(<i>t</i>)
C	4.555562	0.012509	364.1895	0.0000
AR(1)	0.573126	0.109769	5.221199	0.0000
MA(5)	-0.476427	0.150906	-3.157123	0.0033
$\bar{R}^2=0.552$	$F=23.188$	<i>Olasılık (F)=0.000</i>		

ARCH LM Test Sonuçları

1. Gecikme				8. Gecikme			
F İstatistiği	0.027185	Olasılık $F(1,34)$	0.8700	F İstatistiği	0.186379	Olasılık $F(8,20)$	0.9900
$T * R^2$	0.028761	Olasılık $\chi^2(1)$	0.8653	$T * R^2$	2.012002	Olasılık $\chi^2(8)$	0.9806
4. Gecikme				12. Gecikme			
F İstatistiği	0.209007	Olasılık $F(4,28)$	0.9313	F İstatistiği	0.274813	Olasılık $F(12,12)$	0.9831
$T * R^2$	0.956754	Olasılık $\chi^2(4)$	0.9163	$T * R^2$	5.389279	Olasılık $\chi^2(12)$	0.9437

Bağımlı Değişken: LOG(REER35)-Diğer Ulaşım Araçları				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği	Olasılık(<i>t</i>)
C	4.710868	0.035542	132.5452	0.0000
AR(1)	0.791120	0.057366	13.79085	0.0000
MA(5)	-0.373756	0.166885	-2.239605	0.0318
$\bar{R}^2=0.807$	$F=76.292$	<i>Olasılık (F)=0.000</i>		

ARCH LM Test Sonuçları

1. Gecikme				8. Gecikme			
F İstatistiği	0.029661	Olasılık $F(1,34)$	0.8643	F İstatistiği	0.639440	Olasılık $F(8,20)$	0.7359
$T * R^2$	0.031378	Olasılık $\chi^2(1)$	0.8594	$T * R^2$	5.906706	Olasılık $\chi^2(8)$	0.6577
4. Gecikme				12. Gecikme			
F İstatistiği	0.338803	Olasılık $F(4,28)$	0.8494	F İstatistiği	0.340757	Olasılık $F(12,12)$	0.9629
$T * R^2$	1.523478	Olasılık $\chi^2(4)$	0.8225	$T * R^2$	6.353819	Olasılık $\chi^2(12)$	0.8972

Bağımlı Değişken: LOG(REER36)-Mobilya				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	<i>t</i> -İstatistiği	Olasılık(<i>t</i>)
C	4.580226	0.036028	127.1284	0.0000
AR(1)	0.807509	0.128468	6.285669	0.0000
AR(3)	-0.343262	0.112276	-3.057303	0.0046
MA(3)	0.748281	0.055336	13.52250	0.0000
$\bar{R}^2=0.648$	$F=21.944$	$Olasılık (F)=0.000$		
ARCH LM Test Sonuçları				
1. Gecikme		8. Gecikme		
F İstatistiği	0.847268	Olasılık $F(1,34)$	0.3642	F İstatistiği 0.776524
$T * R^2$	0.877001	Olasılık $\chi^2(1)$	0.3490	Olasılık $F(8,20)$ 0.6283
4. Gecikme		12. Gecikme		
F İstatistiği	0.715709	Olasılık $F(4,28)$	0.5888	F İstatistiği 0.863520
$T * R^2$	3.074817	Olasılık $\chi^2(4)$	0.5454	Olasılık $F(12,12)$ 0.6010
				$T * R^2$ 11.70458
				Olasılık $\chi^2(12)$ 0.4697

Kaynakça

- Abrams, R. K. (1980). International trade flows under flexible exchange rates. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 3-10.
- Akhtar, M. A. ve Spence Hilton, R. (1984). Effects of exchange rate uncertainty on German and U.S. trade. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 7-16.
- Alexander, S. S. (1952). Effects of a devaluation on a trade balance. *International Monetary Fund Staff Papers*, 2(2), 263–278.
- Alexander, S. S. (1959). Effects of a devaluation: a simplified synthesis of elasticities and absorption approaches. *The American Economic Review*, 49(1), 22–42.
- Alexandre, F.; Bação, P.; Cerejeira, J. ve Portela, M. (2009). Aggregate and sector-specific exchange rate indexes for the Portuguese economy. *Notas Económicas*, 30, 6–28.
- Allen, P. R. ve Kenen, P. B. (1980). *Asset markets, exchange rates, and economic integration: a synthesis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Andersen, T. G.; Bollerslev, T.; Christoffersen, P. F. ve Diebold, F. X. (2006). Volatility and correlation forecasting. *Handbook of Economic Forecasting: Volume 1*. (Ed: G. Elliot, C. W. J. Granger ve A. Timmerman). Amsterdam: North Holland.

- Aristotelous, K. (2001). Exchange-rate volatility, exchange-rate regime, and trade volume: evidence from the UK-US export function (1889-1999). *Economics Letters*, 72(1), 87-94.
- Aristotelous, K. (2002). The impact of the post-1972 floating exchange-rate regime on US exports. *Applied Economics*, 34(13), 1627-1632.
- Arize, A. C. (1997). Foreign trade and exchange-rate risk in the G-7 countries: cointegration and error-correction models. *Review of Financial Economics*, 6(1), 95-112.
- Arize, A. C. (1998). The long-run relationship between import flows and real exchange-rate volatility: the experience of eight European economies. *International Review of Economics and Finance*, 7(4), 417-435.
- Arize, A. C. ve Ghosh, D. K. (1994). Exchange rate uncertainty and recent U.S. export demand instability. *The International Trade Journal*, 8(3), 347-365.
- Arize, A. C. ve Malindretos, J. (1998). The long-run and short-run effects of exchange-rate volatility on exports: the case of Australia and New Zealand. *Journal of Economics and Finance*, 22(2-3), 43-56.
- Arize, A. C.; Malindretos, J. ve Kasibhatla, K. M. (2003). Does exchange-rate volatility depress export flows: the case of LDCs. *International Advances in Economic Research*, 9(1), 7-19.

- Arize, A. C.; Osang, T. ve Slottje, D. J. (2000). Exchange-rate volatility and foreign trade: evidence from thirteen LDCs. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1), 10-17.
- Arize, A. C.; Osang, T. ve Slottje, D. J. (2008). Exchange-rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade. *International Review of Economics and Finance*, 17, 33-44.
- Arize, A. C. ve Shwiff, S. S. (1998). Does exchange-rate volatility affect import flows in G-7 countries? evidence from cointegration models. *Applied Economics*, 30(10), 1269-1276.
- Bacchetta, P. ve Wincoop, E. V. (2000). Does exchange-rate stability increase trade and welfare?. *The American Economic Review*, 90(5), 1093-1109.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Hegerty, S. W. (2007). Exchange rate volatility and trade flows: a review article. *Journal of Economic Studies*, 34(3), 211-255.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Payesteh, S. (1993). Does exchange-rate volatility deter trade volume of LDCs?. *Journal of Economic Development*, 18(2), 189-205.
- Baillie, R. T.; Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. (3. edition). West Sussex: John Wiley & Sons Inc.

- Batra, R. N. ve Ramachandran, R. (1980). Tariffs, the terms of trade and domestic prices in a monetary economy. *Review of Economic Studies*, 47(2), 459-463.
- Baum, C. F. (2001). Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal*, (1)1, 101-104.
- Bilson, J. F. O. (1978). The monetary approach to the exchange rate: some empirical evidence. *International Monetary Fund Staff Paper*, 25(1), 48-75.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T.; Chou R. Y. ve Kroner K. F. (1992). ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Branson, W. H. (1968). *Financial capital flows in the U.S. balance of payments*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- Branson, W. H. (1977). Asset markets and relative prices in exchange rate determination. *Sozialwissenschaftliche Annalen*, 1, 69-89.
- Bredin, D.; Fountas, S. ve Murphy, E. (2003). An empirical analysis of short-run and long-run Irish export functions: does exchange rate volatility matter? *International Review of Applied Economics*, 17(2), 193-208.
- Broll, U. ve Eckwert, B. (1999). Exchange rate volatility and international trade. *Southern Economic Journal*, 66(1), 178-185.

- Caballero, R. J. ve Corbo, V. (1989). The effect of real exchange rate uncertainty on exports: empirical evidence. *The World Bank Economic Review*, 3(2), 263-278.
- Canzoneri, M. B.; Clark, P. B.; Glaessner, T. C. ve Leahy, M. P. (1984). The effects of exchange rate variability on output and employment. *International Finance Discussion Papers*, 240.
- Cassel, G. (1918). Abnormal deviations in international exchanges. *The Economic Journal*, 28(112), 413-415.
- Cho, G.; Sheldon, I. M. ve McCorriston, S. (2002). Exchange rate uncertainty and agricultural trade. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(4), 931–942.
- Chou, W. L. (2000). Exchange rate variability and China's exports. *Journal of Comparative Economics*, 28, 61–79.
- Clark, P.; Tamirisa, N.; Wei, S. J.; Sadikov, A. ve Zeng, L. (2004). Exchange rate volatility and trade flows - some new evidence. *International Money Fund*.
- Clark, P. B. (1973). Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade. *Economic Inquiry*, 11(3), 302-313.
- Copeland, L. S. (1994). *Exchange rates and international finance*. (2. edition). Wokingham: Addison-Wesley Publishing Company.

- Ćorić, B. ve Pugh, G. (2010). The effects of exchange rate variability on international trade: a meta regression analysis. *Applied Economics*, 42(20), 2631-2644.
- Davidson, J. (2004). Moment and memory properties of linear conditional heteroscedasticity model, and a new model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(1), 16-29.
- De Grauwe, P. (1992). The benefits of a common currency. *The economics of monetary integration*. (Ed: P. De Grauwe). New York: Oxford University Press.
- De Vita, G. ve Abbott, A. (2004). The impact of exchange rate volatility on UK exports to EU countries. *Scottish Journal of Political Economy*, 51(1), 62-81.
- Dellas, H. ve Zilberfarb, B. Z. (1993). Real exchange rate volatility and international trade: a reexamination of the theory. *Southern Economic Journal*, 59(4), 641-647.
- Dixit, A. (1989). Entry and exit decisions under uncertainty. *Journal of Political Economy*, 97(3), 620-638.
- Doğanlar, M. (2002). Estimating the impact of exchange rate volatility on exports: evidence from Asian countries. *Applied Economics Letters*, 9, 859-863.

- Dođru, B. ve Uysal, M. (2013). Efektif euro kurundaki belirsizliđin euro blgesi ihracatına etkisi. *Atatrk niversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(3), 245-262.
- Dornbusch, R. (1976). The theory of flexible exchange rate regimes and macroeconomic policy. *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), 255-275.
- Dornbusch, R. ve Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- Dornbusch, R. ve Kuenzler, L. T. (1993). Exchange rate policy: options and issues. *Policymaking in the open economy: concepts and case studies in economic performance*. (Ed: R. Dornbusch). Oxford: Oxford University Press for the World Bank.
- Edwards, S. (1989). *Real exchange rates, devaluation and adjustment: exchange rate policy in developing countries*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Elgin, C. ve Kuzubaş, T. U. (2013). Current account balances and output volatility. *Economic Modelling*, 33, 381-387.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons Inc.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.

- Engle, R. F.; Lilien, D. M. ve Robins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model. *Econometrica*, 55(2), 391-407.
- Erdal, G.; Erdal, H. ve Esengün, K. (2012). The effects of exchange rate volatility on trade: evidence from Turkish agricultural trade. *Applied Economics Letters*, 19(3), 297-303.
- Erden, L. ve Sağlam, G. (2009). Türkiye’de döviz kuru oynaklığının sektörel ithalata etkileri: bir ARDL ithalat modeli analizi. *H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 27(2), 19-44.
- Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *International Monetary Fund Staff Papers*, 9(3), 369–380.
- Franke, G. (1991). Exchange rate volatility and international trading strategy. *Journal of International Money and Finance*, 10(2), 292-307.
- Frenkel, J. A. (1976). A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), 200-224.
- Frankel, J. A. (1979). On the mark: a theory of floating exchange rates based on real interest differentials. *American Economic Review*, 69(4), 610-622.
- Frees, E. W. (2004). *Longitudinal and panel data: analysis and applications in the social sciences*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Genberg, H. ve Kierzkowski, H. (1979). Impact and long-run effects of economic disturbances in a dynamic model of exchange rate determination. *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)*, 115(4), 605-628.
- Goldberg, L. S. (2004). Industry-specific exchange rates for the United States. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 10(1), 1-16.
- Gotur, P. (1985). Effects of exchange rate volatility on trade: some further evidence. *International Monetary Fund Staff Papers*, 32(3), 475-512.
- Granger, C. W. J. (1980). Long memory relationships and the aggregation of dynamic models. *Journal of Econometrics*, 14(2), 227-238.
- Granger, C. W. J. ve Joyeux, R. (1980). An introduction to long-memory time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1(1), 15-29.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis*. (7. edition). New Jersey: Prentice Hall.
- Gros, D. (1987). Exchange rate variability and foreign trade in the presence of adjustment costs. *Département des Sciences Economiques, Université Catholique de Louvain Working Paper*, 8704.
- Güneş, H. ve Saltoğlu, B. (1998). *İMKB getiri volatilitesinin makroekonomik konjonktür bağlamında irdelenmesi*. İstanbul: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası.

- Harberger, A. C. (1950). Currency depreciation, income, and the balance of trade. *Journal of Political Economy*, 58(1), 47–60.
- Hatırlı, S. A. ve Önder, K. (2009). Reel döviz kurundaki değişkenliğin Türkiye'nin tekstil ve konfeksiyon ihracatı üzerine etkisinin araştırılması. *EconAnadolu 2009: Anadolu Uluslararası İktisat Kongresi'nde sunulan bildiri*. Eskişehir: Anadolu Üniversitesi.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Holly, S. (1995). Exchange rate uncertainty and export performance: supply and demand effects. *Scottish Journal of Political Economy*, 42(4), 381-391.
- Hosking, J. R. M. (1981). Fractional differencing. *Biometrika*, 68(1), 165-176.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data*. (2. edition). Cambridge: Cambridge University Press.
- Isard, P. (1980). Factors determining exchange rates: the roles of relative price levels, balances of payments, interest rates and risk. *Bank for International Settlements Working Papers*, 4.
- Isard, P. (1995). *Exchange rate economics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kayumova, N. (2001). How exchange rate volatility affects the main export goods of Uzbekistan? *European Journal of Business and Economics*, 5, 24-27.

- Kennedy, P. (2008). *A guide to econometrics*. (6. edition). Malden, Massachusetts: Blackwell Publishing.
- Koray, F. ve Lastrapes, W. D. (1989). Real exchange rate volatility and U.S. bilateral trade: a VAR approach. *The Review of Economics and Statistics*, 71(4), 708-712.
- Köse, N.; Ay, A. ve Topallı, N. (2008). Döviz kuru oynaklığının ihracata etkisi: Türkiye örneği (1995–2008). *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(2), 25-45.
- Krugman, P. R. (1989). *Exchange-rate instability*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Lastrapes, W. D. (1989). Exchange rate volatility and U.S. monetary policy: an ARCH application. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(1), 66-77.
- Laursen, S. ve Metzler, L. A. (1950). Flexible exchange rates and the theory of employment. *The Review of Economics and Statistics*, 32(4), 281–299.
- Lee, J. ve Yi, B. C. (2005). *Industry level real effective exchange rates for Korea*. The Bank of Korea Institute for Monetary and Economic Research.
- Levich, R. M. (1998). *International financial markets: prices and policies*. Boston, Massachusetts: Irvin/McGraw-Hill.
- Levin, A.; Lin, C. F. ve Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.

- Li, X. (2003). Trade liberalization and exchange rate movement. *IMF Working Paper WP/03/124*.
- Lucas, R. (1982). Interest rates and currency prices in a two-country world. *Journal of Monetary Economics*, 10, 335-360.
- Machlup, F. (1943). *International trade and the national income multiplier*. Philadelphia: The Blakiston Company.
- Marrewijk, C. V. (2007). *International economics: theory, application, and policy*. Oxford: Oxford University Press.
- McDonald, R. L. ve Siegel, D. (1986). The value of waiting to invest. *Quarterly Journal of Economics*, 101(4), 707-727.
- Meade, J. E. (1951). *The theory of international economic policy, volume one: the balance of payments*. London: Oxford University Press.
- Meghir, C. ve Pistaferri, L. (2004). Income variance dynamics and heterogeneity. *Econometrica*, 72(1), 1-32.
- Metzler, L. A. (1942). Underemployment equilibrium in international trade. *Econometrica*, 10(2), 97-112.
- Molaei, I.; Molaei, D.; Yari, R. ve Maleki, H. (2012). Effect of exchange rate volatility on Turkey-Iran bilateral trade. *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, 2(3), 2411-2414.

- Moosa, I. A. ve Bhatti, R. H. (2010). *The theory and empirics of exchange rates*. Singapore: World Scientific Publishing.
- Mundell, R. A. (1960). The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 74(2), 227–257.
- Mundell, R. A. (1961a). The international disequilibrium system. *Kyklos*, 14(2), 153–172.
- Mundell, R. A. (1961b). Flexible exchange rates and employment policy. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 27(4), 509–517.
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475–485.
- Mundell, R. A. (1968). *International economics*. New York: Macmillan.
- Mussa, M. (1986). Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: evidence and implications. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25(1), 117–214.
- Narayan, P. K. ve Narayan, S. (2007). Modelling oil price volatility. *Energy Policy*, 35(12), 6549–6553.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59(2), 347–370.

- Officer, L. H. (1976). The purchasing-power-parity theory of exchange rates: a review article. *International Monetary Fund Staff Papers*, (23)1, 1-60.
- Öztürk, İ. (2006). Exchange rate volatility and trade: a literature survey. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, (3)1, 85-102.
- Öztürk, İ. ve Kalyoncu, H. (2009). Exchange rate volatility and trade: an empirical investigation from cross-country comparison. *African Development Review*, 21(3), 499–513.
- Öztürk, N. ve Bayraktar, Y. (2010). Döviz kurlarını açıklamaya yönelik yeni yaklaşımlar. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, (11)1, 157-191.
- Pearce, D. W. (1992). *The MIT dictionary of modern economics*. (4. edition). Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Péridy, N. (2003). Exchange rate volatility, sectoral trade, and the aggregation bias. *Review of World Economics*, 139(3), 389-418.
- Pindyck, R. S. (1982). Adjustment costs, uncertainty, and the behavior of the firm. *The American Economic Review*, 72(3), 415-427.
- Poon, S. H. ve Granger, C. W. J. (2003). Forecasting volatility in financial markets: a review. *Journal of Economic Literature*, 41, 478-539.
- Ramírez, O. A. ve Fadiga, M. (2003). Forecasting agricultural commodity prices with asymmetric-error GARCH models. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 28(1), 71-85.

- Reinert, K. A.; Rajan, R. S.; Glass, A. J. ve Davis, L. S. (2009). *The Princeton encyclopedia of the world economy*. Princeton: Princeton University Press.
- Rich, R. ve Tracy, J. (2004). Uncertainty and labor contract durations. *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 270-287.
- Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, (34)2, 647-668.
- Ruge-Murcia, F. J. (2003). Inflation targeting under asymmetric preferences. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(5), 763-785.
- Rusydi, M. ve Islam, S. M. N. (2007). *Quantitative exchange rate economics in developing countries: a new pragmatic decision-making approach*. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Öztürk, İ. ve Acaravcı, A. (2002). Döviz kurundaki değişkenliğin Türkiye ihracatı üzerine etkisi: ampirik bir çalışma. *Review of Social, Economic and Business Studies*, 2, 197-206.
- Qian, Y. ve Varangis, P. (1994). Does exchange rate volatility hinder export growth? additional evidence. *Empirical Economics*, 19(3), 371-396.
- Saatçioğlu, C. ve Karaca, O. (2004). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye örneği. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5(2), 183-195.
- Sarı, A. (2010). Döviz kuru oynaklığının ithalata etkileri: Türkiye örneği. *Ekonometri ve İstatistik*, 11, 31-44.

- Sarno, L. ve Taylor, M. P. (2002). *The economics of exchange rates*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sauer, C. ve Bohara, A. K. (2001). Exchange rate volatility and exports: regional differences between developing and industrialized countries. *Review of International Economics*, 9(1), 133–152
- Saygılı, H. ve Yılmaz, G. (2012). Türk imalat sanayi sektörel reel efektif döviz kuru endeksleri üzerine bir değerlendirme. *TCMB Çalışma Tebliği*, 12/21.
- Saygılı, H.; Yılmaz, G.; Filazioğlu, S. ve Toprak, H. (2012). Sektörel reel efektif döviz kurları: Türkiye uygulaması. *TCMB Çalışma Tebliği*, 12/13.
- Sercu, P. (1992). Exchange risk, exposure, and the option to trade. *Journal of International Money and Finance*, 11(6), 579-593.
- Sercu, P. ve Uppal, R. (2000). *Exchange rate volatility, trade, and capital flows under alternative exchange rate regimes*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sercu, P. ve Vanhulle, C. (1992). Exchange rate volatility, international trade, and the value of exporting firms. *Journal of Banking & Finance*, 16(1), 155-182.
- Seyidoğlu, H. (2009). *Uluslararası iktisat: teori, politika ve uygulama*. İstanbul: Güzem Can Yayınları.
- Shawky, H. A.; Marathe, A. ve Barrett, C. L. (2003). A first look at the empirical relation between spot and futures electricity prices in the United States. *Journal of Futures Markets*, 23(10), 931-955.

- Stockman, A. C. (1987). The equilibrium approach to exchange rates. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, 73(2), 12–30.
- Stokman, A. C. J. (1995). Effect of exchange rate risk on intra-EC trade. *De Economist*, 143(1), 41-54.
- Tarı, R. ve Yıldırım, D. Ç. (2009). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye için bir uygulama. *Yönetim ve Ekonomi*, 16(2), 95-105.
- Tayefi, M. ve Ramanathan, T. V. (2012). An overview of FIGARCH and related time series models. *Austrian Journal of Statistics*, 41(3), 175-196.
- Taylor, J. W. ve Buizza, R. (2003). Using weather ensemble predictions in electricity demand forecasting. *International Journal of Forecasting*, 19(1), 57-70.
- Taylor, M. P. (2003). Purchasing power parity. *Review of International Economics*, 11(3), 436-452.
- Tse, Y. K. ve Yip, P. S. L. (2003). The impacts of Hong Kong's currency board reforms on the interbank market. *Journal of Banking & Finance*, 27(12), 2273-2296.
- Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası. (2005). *Reel efektif döviz kuru endekslerine ilişkin yöntemsel açıklama*. http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/reel_efktf/YontemselAciqlama.pdf (Erişim tarihi: 04.02.2012).

Türkiye Cumhuriyeti Sanayi ve Ticaret Bakanlığı (2011). Türkiye sanayi strateji belgesi 2010-2014 (AB üyeliğine doğru). http://www.sanayi.gov.tr/Files/Documents/sanayi_stratejisi_belgesi_2011_2014.pdf (Erişim tarihi: 25.02.2013).

Tenreyro, S. (2007). On the trade impact of nominal exchange rate volatility. *Journal of Development Economics*, 82(2), 485-508.

Thursby, J. G. ve Thursby, M. C. (1987). Bilateral trade flows, the Linder hypothesis, and exchange risk. *The Review of Economics and Statistics*, 69(3), 488-495.

Tunçsiper, B. ve Öksüzler, O. (2006). Döviz kuru riski Türkiye'nin ihracatını azaltır mı? hata doğrulama yöntemi ile bir ampirik değerlendirme. *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 2(3), 1-13.

Turner, P. ve Van't dack, J. (1993). Measuring international price and cost competitiveness. *Bank for International Settlements Economic Papers*, 39.

Vergil, H. (2002). Exchange rate volatility in Turkey and its effect on trade flows. *Journal of Economic and Social Research*, 4(1), 83-99.

Viaene, J. M. ve de Vries, C. G. (1992). International trade and exchange rate volatility. *European Economic Review*, 36(6), 1311-1321.

Wang, P. (2005). *The economics of foreign exchange and global finance*. Berlin: Springer.

- Wright, B. D. (2011). The economics of grain price volatility. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 33(1), 32-58.
- Wei, S. J. (1999). Currency hedging and goods trade. *European Economic Review*, 43(7), 1371-1394.
- Yanikkaya, H.; Kaya, H. ve Koçtürk, O. M. (2013). The effect of real exchange rates and their volatilities on the selected agricultural commodity exports: a case study on Turkey, 1971–2010. *Agricultural Economics*, 59(5), 235-245.