

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

DOKTORA PROGRAMI

**DÖVİZ KURLARI İLE TÜKETİCİ FİYAT ENDEKSİ ARASINDAKİ
GEÇİŞKENLİK ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

DOKTORA TEZİ

Muhammer YETİM

MART – 2018

TRABZON

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

DOKTORA PROGRAMI

**DÖVİZ KURLARI İLE TÜKETİCİ FİYAT ENDEKSİ ARASINDAKİ
GEÇİŞKENLİK ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

DOKTORA TEZİ

Muhammer YETİM

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Rahmi YAMAK

MART – 2018

TRABZON

ONAY

Muhammer YETİM tarafından hazırlanan “**Döviz Kurları İle Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki Geçişkenlik Etkisi: Türkiye Örneği**” adlı bu çalışma 16.03.2018 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda oybirliği / oyçokluğu ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim dalı Ekonometri Programında **Doktora Tezi** olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyesi		Karar		İmza
Ünvanı - Adı Soyadı	Görevi	Kabul	Red	
Prof. Dr. Rahmi YAMAK	Başkan	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Prof. Dr. Yakup KÜÇÜKKALE	Üye	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Prof. Dr. Murat ÇETİN	Üye	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Prof. Dr. Mehmet DURKAYA	Üye	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Doç. Dr. Tuba Yakıcı AYAN	Üye	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduklarını onaylarım.

Prof. Dr. Yusuf SÜRME
Enstitü Müdürü

BİLDİRİM

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca KTÜ – Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Klavuzu'na uygun olarak hazırlanan bu çalışmada yararlanılan kaynakların tümüne eksiksiz atıf yapıldığını, aksinin ortaya çıkması durumunda her tür yasal sonucu kabul ettiğimi beyan ediyorum.

Muhammer YETİM

16.03.2018

ÖNSÖZ

Son yirmi yıldır, küreselleşme ile birlikte, ülkeler arasındaki ticari engellerin ortadan kalkması sonucunda, ülkeler arasındaki ticaret hacimlerinde önemli derecede artış meydana gelmiştir. Bu durum, döviz kurunun ülke ekonomileri üzerindeki önemini daha da arttırmıştır. Döviz kurunun ülke ekonomileri üzerindeki etkilerinden bir tanesi de enflasyon üzerinde görülmektedir. Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi, farklı ülkeler, değişkenler ve dönemler ele alınarak, çeşitli ekonometrik yöntemler aracılığıyla incelenmiştir. Bu çalışmada, daha önce yapılmış olan diğer çalışmalardan farklı olarak, Türkiye ekonomisi için, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ile incelenmiştir.

Doktora eğitimim süresince ve bu çalışmanın her aşamasında değerli katkı ve önerileriyle bana yol gösteren, ilgi, sabır, yardım ve her türlü desteğini benden esirgemeyen tez danışmanım Sayın Prof. Dr. Rahmi YAMAK hocama sonsuz şükran ve teşekkürlerimi sunarım. Doktora eğitimim süresince, her türlü yardım ve desteklerini benden esirgemeyen Sayın Doç. Dr. Tuba Yakıcı AYAN ve Sayın Doç. Dr. Zehra ABDİOĞLU hocalarıma en içten teşekkürlerimi sunarım.

Tez jürimde bulunmalarından onur duyduğum değerli hocalarım; Sayın Prof. Dr. Yakup KÜÇÜKKALE, Sayın Prof. Dr. Murat ÇETİN, Sayın Prof. Dr. Mehmet DURKAYA, Sayın Doç. Dr. Tuba Yakıcı AYAN'a değerli eleştiri ve katkılarından dolayı teşekkür ederim.

Ayrıca, doktora eğitimim boyunca, destek ve sabırlarıyla her zaman yanımda olan değerli eşim ve çocuklarıma teşekkür ederim.

Mart, 2018

Muhammer YETİM

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ.....	IV
İÇİNDEKİLER.....	V
ÖZET.....	VIII
ABSTRACT.....	IX
TABLolar LİSTESİ.....	X
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	XI
GRAFİKLER LİSTESİ.....	XII
KISALTMALAR LİSTESİ.....	XIII
GİRİŞ.....	1-3

BİRİNCİ BÖLÜM

1. DÖVİZ KURU VE DÖVİZ KURU GEÇİŞKENLİK ETKİSİ.....	4-26
1.1. Döviz ve Döviz Kuru.....	4
1.1.1. Nominal Döviz Kuru.....	6
1.1.2. Reel Döviz Kuru.....	7
1.1.3. Reel Efektif Döviz Kuru.....	7
1.1.4. Çapraz Kur.....	9
1.2. Döviz Kuru Sistemleri.....	9
1.2.1. Sabit Döviz Kuru Sistemi.....	10
1.2.2. Karma Döviz Kuru Sistemi.....	10
1.2.3. Esnek Döviz Kuru Sistemi.....	11
1.3. Döviz Kurunun Belirlenmesine İlişkin Modeller.....	11
1.3.1. Tek Fiyat Kanunu.....	12
1.3.2. Satın Alma Gücü Paritesi.....	13
1.3.3. Piyasaya Göre Fiyatlandırma.....	15
1.3.4. Kar Payı (Mark-Up) Fiyatlandırma.....	17
1.4. Döviz Kurlarının Asimetrik Etkileri.....	18
1.5. Döviz Kurundan Fiyatlara Geçişkenlik Etkisi.....	20

1.5.1. Döviz Kuru Geçişkenlik Etkisi ve Türleri.....	21
1.5.1.1. Fiyat Türlerine Göre Döviz Kuru Geçişkenlik Etkisi.....	22
1.5.1.1.1. İthalat Fiyatlarına Geçişkenlik Etkisi.....	22
1.5.1.1.2. Tüketici Fiyatlarına Geçişkenlik Etkisi.....	23
1.5.1.1.3. İhracat Fiyatlarına Geçişkenlik Etkisi.....	24
1.5.1.2. Etkinin Büyüklüğüne Göre Döviz Kuru Geçişkenlik Etkisi.....	25
1.5.1.2.1. Döviz Kurundan Fiyatlara Tam Geçişkenlik Etkisi.....	25
1.5.1.2.2. Döviz Kurundan Fiyatlara Kısmi Geçiş Etkisi.....	25

İKİNCİ BÖLÜM

2. DÖVİZ KURU GEÇİŞKENLİK ETKİSİNE İLİŞKİN YAPILAN AMPİRİK ÇALIŞMALAR.....	27-51
---	--------------

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM.....	52-66
3.1. Veri Seti.....	52
3.2. Ekonometrik Yöntem.....	52
3.2.1. Birim Kök Testleri.....	53
3.2.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi.....	54
3.2.1.2. Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi.....	55
3.2.2. Otoresif Gecikmesi Dağıtılmış Model (ARDL).....	57
3.2.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi.....	60
3.2.4. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi.....	61

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. BULGULAR VE DEĞERLENDİRME.....	67-83
4.1. Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler.....	67
4.2. Birim Kök Testi Sonuçları.....	68
4.3. Otoresif Gecikmesi Dağıtılmış Model (ARDL) Sonuçları.....	71
4.4. Uzun Dönem Katsayıları.....	74
4.5. Hata Düzeltme Modeli Sonuçları.....	77
4.6. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları.....	79
4.7. Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları.....	81

SONUÇ ve ÖNERİLER.....	84-88
YARARLANILAN KAYNAKLAR.....	89-104
ÖZGEÇMİŞ.....	105



ÖZET

Son yirmi yıldır, küreselleşme ile birlikte, ülkeler arasındaki ticari engellerin ortadan kalkması sonucunda, döviz kurlarında meydana gelen değişimler ulusal ekonomiler üzerindeki etkisini daha da arttırmıştır. Döviz kurlarındaki dalgalanmaların, ulusal ekonomiler üzerindeki etkilerinden bir tanesi de enflasyon üzerinde görülmektedir.

Çalışmada, Türkiye ekonomisinde, 2002 Ocak – 2016 Aralık döneminde, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testi ile incelenmiştir. Bu doğrultuda, tüketici fiyat endeksi (TÜFE), USD kuru ve EURO kuru değişkenlerine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkiler ARDL eşbütünleşme yöntemi ile tahmin edilmiş olup, EURO ile TÜFE, USD ile TÜFE, TÜFE ile EURO, USD ile EURO arasında kısa ve uzun dönem ilişkiler tespit edilmiştir. Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen bulgular neticesinde, Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin, döviz kurlarındaki artış durumunda geçerli iken, kurlardaki azalışlarda geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen sonuçlarla karşılaştırma yapmak amacıyla, Toda-Yamamoto nedensellik testi de kullanılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen bulgulara göre, Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru Geçişkenlik Etkisi, Asimetrik Nedensellik, ARDL, Toda-Yamamoto, Hatemi-J.

ABSTRACT

In the last twenty years, commercial obstacles between the countries have been eliminated through globalization and the changes in exchange rates have further increased their effect on national economies. One of the effects of the exchange rate fluctuations in terms of national economies can be seen on the inflation.

In this study, the exchange rate pass-through effect on the Turkish economy during January 2002 and December 2016, has been examined under Hatemi-J asymmetric causality test and Toda-Yamamoto causality test. In this respect, monthly data regarding the consumer price index (CPI), USD fx rate and EURO fx rate variables have been utilized. Short and long-term relations between the variables have been estimated through ARDL cointegration technique and accordingly, short and long-term relations between EURO and CPI, USD and CPI, CPI and EURO, USD and EURO have been determined. Findings of Hatemi-J asymmetric causality test have shown that the exchange rate pass-through to prices in Turkey were applicable during the rise in fx rates but were not applicable during the drop in fx rates. Moreover, Toda-Yamamoto causality test has been utilized in order to compare with the results from Hatemi-J asymmetric causality test. According to findings of Toda-Yamamoto causality test, there is no exchange rate pass-through to prices effect in Turkey.

Key Words: Exchange Rate Pass-Through, Asymmetric Causality, ARDL, Toda-Yamamoto, Hatemi-J.

TABLolar LİSTESİ

Tablo Nr.	Tablo Adı	Sayfa Nr.
1	Ampirik Literatür Özeti.....	43
2	Çalışmada Kullanılan Değişkenler	52
3	Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler.....	68
4	Birim Kök Testi Sonuçları.....	69
5	ARDL Eşbütünleşme Testi Sonuçları.....	72
6	Uzun Dönem Katsayıları.....	75
7	Hata Düzeltme Modeli Sonuçları.....	78
8	Optimal Gecikme Uzunluğu.....	80
9	Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları.....	80
10	Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları.....	82

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil Nr.	Şekil Adı	Sayfa Nr.
1	Denge Döviz Kuru.....	5
2	Döviz Kurundan Fiyatlara Geçişkenlik Etkisinin Aktarım Mekanizması..	23



GRAFİKLER LİSTESİ

Grafik Nr.	Grafik Adı	Sayfa Nr.
1	Değişkenlerinin Seviye ve Birinci Farklarındaki Dağılımları.....	70



KISALTMALAR LİSTESİ

ADF	: Genişletilmiş Dickey-Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
ARDL	: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model
ECM	: Hata Düzeltme Modeli
EURO	: Avrupa Birliği Ortak Para Birimi
GSYİH	: Gayrisafi Yurtiçi Hasıla
HJC	: Hatemi-J Bilgi Kriteri
LEURO	: Logaritması Alınmış EURO Kuru
LM	: Lagrange Çarpanı
LUSD	: Logaritması Alınmış Dolar Kuru
LTÜFE	: Logaritması Alınmış Tüketici Fiyat Endeksi
MB	: Merkez Bankası
REK	: Reel Efektif Döviz Kuru
SAGP	: Satın Alma Gücü Paritesi
SIC	: Schwartz Bilgi Kriteri
SUR	: Görünürde İlişkisiz Regresyon
SVAR	: Yapısal Vektör Otoregresif Model
TCMB	: Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
TCMB EVDS	: Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Merkezi Dağıtım Sistemi
TEFE	: Toptan Eşya Fiyat Endeksi
TÜİK MEDAS	: Türkiye İstatistik Kurumu Merkezi Dağıtım Sistemi
TÜFE	: Tüketici Fiyat Endeksi
UECM	: Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli
USD	: Amerikan Doları
ÜFE	: Üretici Fiyat Endeksi
VAR	: Vektör Otoregresif Model
VECM	: Vektör Hata Düzeltme Modeli

GİRİŞ

Sabit döviz kuru sistemine dayalı olan Bretton Woods sisteminin 1973 senesinde çökmesinin ardından, birçok ülke, sabit döviz kuru sistemi uygulamasını bırakarak, dalgalı döviz kuru sistemini uygulamaya başlamıştır. Bu duruma ilave olarak, zaman içerisinde, ülkeler arasındaki ticari ilişkilerin artması sonucunda, döviz kurları, ticarete konu olan malların fiyatlarında ve yurt içi fiyatlar üzerinde hem doğrudan, hem de dolaylı olarak belirleyici bir rol oynamaya başlamıştır. Özellikle son 20 yıldır küreselleşme ile birlikte, ülkeler arasındaki ticari sınırlar büyük ölçüde ortadan kalkmış olup, bu durum ülkeler arasındaki ticaret hacimlerinde önemli derecede artış meydana getirmiştir. Diğer taraftan, küresel anlamda ortaya çıkan çeşitli ekonomik olaylar, ülke ekonomilerini olumlu ya da olumsuz yönde etkilemiştir. Özellikle gelişmiş ülkelerin Merkez Bankaları tarafından alınan kararlar ve geliştirmiş oldukları parasal stratejiler, söz konusu etkileri daha da hızlandırmaktadır. Bu durum, ekonomik açıdan zayıf bir yapıya sahip olan ülkelerin ekonomilerinde, kısa veya uzun dönemde, döviz kurlarında dalgalanmalara neden olmaktadır. Döviz kurlarındaki bu dalgalanmalar ise söz konusu ülkelerin ekonomilerinde fiyatlar genel seviyesinin yükselmesine, enflasyon sorununun ortaya çıkmasına, buna bağlı olarak da halkın satınalma gücünün düşmesine sebep olmaktadır.

Bilindiği üzere, döviz kurları, makroekonomik istikrar açısından oldukça önemli bir etkiye sahip olup, uluslararası ekonomilere ilişkin bir çok tartışmanın merkezinde yer almaktadır. Küreselleşme ile birlikte, ülke ekonomilerinin birbirine olan bağımlılıkları artmış olup, bu durum döviz kurlarının ülke ekonomileri üzerindeki önemini arttırmıştır. Döviz kurları; üretimde kullanılan hammaddelerin tedarik şekli, ülkedeki finansal sistemin gelişmişlik seviyesi, reel ve mali kesimin bilanço yapısı gibi faktörlere bağlı olarak ülke ekonomilerini farklı yönlerden etkileyebilir. Döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların, ülke ekonomilerindeki en önemli etkilerinden bir tanesi de enflasyon üzerinde ortaya çıkmaktadır. Döviz kurlarında meydana gelen değişikliklerin, doğrudan veya dolaylı olarak enflasyon üzerinde oluşturduğu etkiye, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi adı verilmektedir. Doğrudan geçişkenlik etkisi, dış ticarete konu olan mal ve hizmetlerin fiyatlarıyla gerçekleşirken, dolaylı etki dış ticarete konu olmayan mallar üzerindeki etki ile gerçekleşmektedir. Şirketlerin, döviz kurlarında meydana gelen değişiklikleri iç fiyatlara bire bir oranında yansıtılmaları halinde geçişkenlik etkisinin tam olduğu, iç fiyatlara kısmen yansıtılmaları halinde kısmi geçişkenlik etkisinin olduğu ifade edilir. Kurlarda meydana gelen dalgalanmalar sonrasında, şirketler satış fiyatlarını değiştirmezler ise geçişkenlik etkisinden bahsedilemez.

Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi iki aşamada meydana gelmektedir. İlk aşamada; döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar, ithal edilen nihai mal veya hammadde fiyatlarına yansımaktadır. Sonraki aşamada; ithalat fiyatlarındaki değişiklikler yurt içindeki üretici ve tüketici fiyatlarına yansımaktadır. İhracat yönünden de benzer bir durum ortaya çıkmaktadır. Döviz kuru arttıkça, ihraç mallarına olan talebin artmasıyla birlikte, bu mal ve hizmetlerin yurt içi fiyatlarında bir artış yaşanması yurt içi fiyatlar üzerinde bir baskı yaratacaktır. Gelişmekte olan ülke ekonomilerinde, döviz kuru enflasyon ilişkisi büyük önem taşımakta olup, söz konusu ülke ekonomilerinde, döviz kurlarında meydana gelen değişimler yurtiçi fiyatları yüksek oranda etkilemektedir. Gelişmekte olan ülkelerde, üretimde kullanılan ara mallarının büyük bölümünün ithalat yoluyla tedarik edilmesi nedeniyle, döviz kurlarında meydana gelen değişimler üretim maliyetlerinin yükselmesine, aynı zamanda ithal edilen tüketim mallarının da fiyatlarının artmasına neden olmaktadır.

Türkiye 1970'li yıllardan günümüze kadar, farklı derecelerde olmakla beraber, yüksek enflasyon problemiyle mücadele eden bir ülkedir. Enflasyonla mücadele kapsamında alınan önlemlere ve uygulanan çeşitli politikalara rağmen, enflasyon Türkiye ekonomisinde varlığını sürdürmektedir. Yüksek enflasyon, ülke ekonomisi ve ülkede yaşayan insanlar üzerinde birtakım olumsuz etkiler yaratmaktadır. Bu durum, ülkenin geleceğe yönelik alacağı yatırım kararlarını olumsuz yönde etkileyerek, ülkenin uluslararası piyasadaki rekabet gücünün azalmasına neden olmaktadır. Türkiye, süregelen yüksek enflasyon probleminden kurtulabilmek ve döviz kurunda meydana gelen değişimlerin olumsuz etkilerinden daha az etkilenmek amacıyla, 24 Ocak 1980 tarihinde almış olduğu karar doğrultusunda dış dünyaya açılmaya başlamıştır. Türkiye, 1981 yılında, Merkez Bankası tarafından günlük olarak belirlenen esnek döviz kuru sistemini uygulanmaya başlamıştır. 1994 yılında yaşanan ekonomik kriz sonrasında, uygulamaya alınan ekonomik istikrar programı neticesinde, döviz kurları Merkez Bankası tarafından aylık olarak belirlenen bir band çerçevesinde serbest olarak hareket etmeye başlamıştır. Türkiye'de, 2000 Kasım ve 2001 Şubat aylarında yaşanan ekonomik krizlerden hemen sonra uygulanan politikalar neticesinde enflasyon oranında azalma meydana gelmekle birlikte, hedeflenen seviyelere ulaşamamıştır. Türkiye'de 2001 yılından sonra dalgalı döviz kuru sistemine geçilmiş olup, bu uygulamadan sonra, döviz kuru ve enflasyon arasındaki geçişkenlik ilişkisi farklılık göstermeye başlamıştır. Türkiye'de, dışa açılma süreci sonrasında yaşanan ekonomik krizler, yurt içi enflasyon üzerinde döviz kuru dalgalanmalarının büyük etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu açıdan, enflasyon ve döviz kurları arasındaki geçişkenlik ilişkisinin yönünün, şiddetinin, derecesinin ve süresinin doğru olarak belirlenmesi, uygulanacak para politikasının etkinliği açısından büyük önem taşımaktadır.

Literatürde, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi üzerine birçok ampirik çalışma yer almaktadır. Yapılan ampirik çalışmaların bir kısmında, genellikle döviz kuru ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmış olup, söz konusu çalışmalarda simetrik nedensellik

testleri kullanılmıştır. Simetrik nedensellik testleri, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmakta olup, değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokların etkisinin aynı yönde ve büyüklükte olduğunu kabul etmektedir. Diğer taraftan, finansal piyasalardaki asimetrik bilginin varoluşu ve piyasadaki katılımcıların farklı yapılaraya sahip olmaları durumunda, söz konusu katılımcıların eşit büyüklükteki pozitif ve negatif şoklara benzer tepkileri vermemeleri nedeniyle, simetrik nedensellik testlerinden elde edilen sonuçlar yanıltıcı olabilir. Ampirik literatürde, Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilmiş olan asimetrik nedensellik testi; değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokları birbirinden ayırt etmek suretiyle, kümülatif pozitif ve kümülatif negatif şoklar arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmaktadır.

Bu çalışmayı, diğer çalışmalardan farklı kılan özellik, mevcut çalışmalarda döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi simetrik nedensellik testleri ile araştırılırken, bu çalışmada, Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ile araştırılmış olmasıdır. Yapılan ampirik literatür taramasında, Türkiye ekonomisi için döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ile araştıran herhangi bir çalışmaya rastlanmamış olup, bu doğrultuda, yapılan çalışma ile literatürdeki söz konusu boşluğun doldurulması hedeflenmektedir.

Bu çalışmada; 2002 Ocak – 2016 Aralık dönemine ilişkin aylık veriler kullanılarak, Türkiye ekonomisi için döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ile inceleyerek, nedenselliğin yönünün ve büyüklüğünün istatistiksel olarak belirlenmesi amaçlanmaktadır. Çalışma kapsamında; öncelikle değişkenlerin durağanlık sınamaları Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Kwiatowski-Pillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleriyle yapılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini belirlemek amacıyla Otoresif Gecikmesi Dağıtılmış Modeller (ARDL) eş kullanılmış, ardından değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Ayrıca, asimetrik nedensellik testinden elde edilen sonuçları, simetrik nedensellik testinden elde edilen sonuçlarla karşılaştırmak amacıyla Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanmıştır.

Türkiye ekonomisi için döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin Hatemi-J asimetrik nedensellik ve Toda-Yamamoto nedensellik testi ile incelendiği bu çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümünde; döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi ve türleri hakkında teorik bilgiler verilmiştir. İkinci bölümünde; döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisiyle ilgili yabancı ülke ekonomileri ve Türkiye ekonomisi için yapılan ampirik çalışmalara yer verilmiştir. Üçüncü bölümünde; kullanılan ekonometrik yöntem ve veri seti hakkında bilgiler verilmiştir. Çalışmanın dördüncü ve son bölümünde ise; çalışmadan elde edilen bulgulara yer verilmiştir. Çalışma; araştırma bulgularının değerlendirildiği ve yorumlandığı, sonuç ve öneriler bölümüyle son bulmaktadır.

BİRİNCİ BÖLÜM

1. DÖVİZ VE DÖVİZ KURU, DÖVİZ KURU GEÇİŞKENLİK ETKİSİ

1.1. Döviz ve Döviz Kuru

Bilindiği üzere, yabancı ülke paralarına döviz adı verilmektedir. Genel olarak, uluslararası ödemelerde kullanılan ödeme araçlarının tamamı (bütün yabancı paralar, uluslararası ticarete geçerli olan çekler, poliçe, emre yazılı senetler, hazine bonusu, hisse senedi, tahviller) döviz olarak ifade edilmektedir. Döviz kuru ise; yabancı paranın, ulusal para cinsinden fiyatını ifade etmektedir (Lado, 2015: 36; Koçak, 2006: 5). Döviz kurları, dünya ekonomileri arasında uyum ve dengeyi sağlayan önemli makroekonomik parametrelerden biridir. Döviz kurları; dış rekabeti, harcama bileşimini, tüketim ve tasarrufların oluşumunu ve dolayısıyla cari işlemler bilançosunu etkiler.

Döviz kurları, genel olarak dövizlerin alınıp satıldığı piyasalarda oluşur. Döviz kurlarının yükselmesi, ulusal paranın değerinin azaldığının, döviz kurlarının değer kaybetmesi ise, ulusal paranın değerinin yükseldiğinin göstergesidir. Döviz kurlarının düşmesi durumunda, aynı miktardaki ulusal para ile daha çok döviz satın almak mümkün hale gelecektir. Buna göre; bir ülkenin ulusal parasının değerinin düşmesi, ülkenin ihracatını yabancılar açısından daha ucuz hale getirirken, ülkedeki ithalatçılar açısından maliyetlerin yükselmesine neden olacaktır. Diğer taraftan; ulusal paranın değerinin yükselmesi halinde, yabancılar açısından, o ülkede üretilen malların maliyeti ve fiyatı artacak, ülkedeki tüketiciler ise ithal ürünleri daha ucuza temin edebileceklerdir (Krugman ve Obstfeld, 1997: 333).

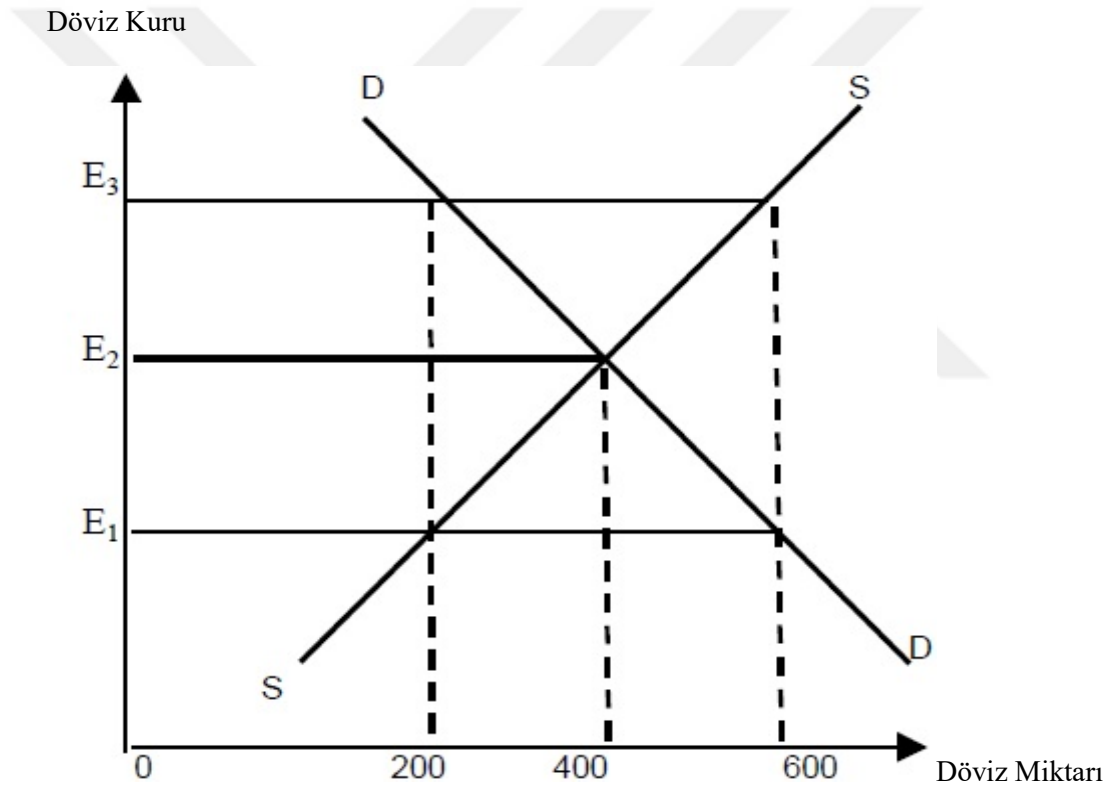
Bu doğrultuda, denge döviz kuru; dış ticaret oranlarına, ticarete konu olan mallar ile konu olmayan malları üreten sektörlerdeki verimliliğe, tasarruflara, yatırımlara, tüketicilerin tercihlerindeki değişmelere, toplam hükümet harcamalarına, gümrük vergilerinin yapısına ve yabancı sermaye akımlarına bağlıdır (Frait ve Komarek, 2001: 4).

Denge döviz kuru, piyasadaki döviz arz ve talebinin kesiştiği noktada oluşan döviz kurudur. Bir ekonominin döviz ihtiyacı, o ekonomide ithalat yoluyla sağlanan mal ve hizmetlere olan talep nedeniyle ortaya çıkar. Döviz kuru ile talep edilen döviz miktarı arasında ters yönlü bir ilişki vardır. Döviz kuru arttıkça, talep edilen döviz miktarı azalır. Bu nedenle, döviz talep eğrisi ile piyasa talep eğrisi benzerlik göstermektedir. Döviz talebi; ithal mal ve hizmetlere olan talebin fiyat elastikiyetine, ülkede ithalata rakip olabilecek mal ve hizmet

arzının fiyat elastikiyetine, ithal mal ve hizmet arzının fiyat elastikiyetine, ithal edilen mal ve hizmetleri talep eden diğer ülkelerin taleplerinin fiyat elastikiyetine bağlı olarak farklılık gösterir.

Döviz arzı; dövize olan talebin aksine, döviz kurunun değeri ile doğru orantılı olarak hareket eder. Döviz arz eğrisi, piyasa arz eğrisine benzemektedir. İhracat miktarı arttıkça, döviz arzı da artar. Döviz arzı; ihraç edilen mal ve hizmete olan talebin fiyat elastikiyetine, ihraç edilen mal ve hizmet arzının fiyat elastikiyetine, piyasadaki rakip yabancı mal ve hizmet arzının fiyat elastikiyetine, ihraç edilen mal ve hizmete olan yurt içi talebin fiyat elastikiyetine bağlı olarak farklılık gösterir. Döviz kurunun düşmesi durumunda, döviz arzında azalma meydana gelecek, buna karşılık dövize olan talepte ise artış olacaktır.

Şekil 1: Denge Döviz Kuru



Şekil 1, USD/TL denge döviz kurunun nasıl belirlendiğini göstermektedir. Yatay eksen, piyasadaki döviz (Dolar) miktarını, dikey eksen ise Doların TL cinsinden fiyatını, yani döviz kurunu göstermektedir. DD, dövize olan talep eğrisini, SS döviz arz eğrisini, E ise Doların TL cinsinden fiyatını göstermektedir. Döviz kuru E_1 seviyesinde iken, talep edilen döviz miktarının 600 Dolar olmasına karşılık, döviz arzı 200 Dolar'dır. Bu durumda; dövize olan talep, döviz arzını 400 Dolar aşmaktadır. Böyle bir durumda; Amerika'lılar açısından, Türkiye'deki mallar daha pahalı hale geleceğinden, Türkiye'den yapılan ithalat miktarı azalacaktır. Söz konusu durum, Türkiye'nin döviz arzında azalma meydana getirecektir. Buna karşılık, döviz kuru E_1

seviyesindeyken, Türkiye açısından ise ithalat daha ucuz olacağı için Amerika'dan yapılan ithalat miktarı artacaktır. İhracatçı, malları bu döviz kurundan satması nedeniyle zarar edeceğinden, ihracat miktarını azaltacaktır. Böyle bir durum, dış ticaret dengesinin 400 Dolar açık vermesine neden olacaktır. Dövizde oluşan talep fazlalığı, döviz kurunun E_2 seviyesine yükselmesine neden olacaktır. Döviz kurunun E_3 seviyesine yükselmesi durumunda ise; döviz kurundaki yükselme sonucunda Türk parasının değeri düşeceğinden, Amerika'nın, Türkiye'den yapmış olduğu ithalat miktarı artacaktır. Bu durumda, Amerika'dan yapılan ithalat, Türkiye açısından daha pahalı hale geleceği için ithalat miktarında azalma meydana gelecektir. Bu durum ise 400 Dolarlık bir döviz arzı fazlasının ortaya çıkmasına, diğer bir ifade ile dış ticaret dengesi fazlasına neden olacaktır. Dövizdeki arz fazlası, döviz kurunun, denge döviz kuru olan E_2 seviyesine inmesine neden olacaktır. Bu nedenle, E_2 fiyat seviyesi, döviz arz ve talebini dengeye getiren denge döviz kuru olacaktır. Diğer bir ifade ile, E_2 fiyat seviyesinde, döviz arzı ve döviz talebi birbirine eşit olacaktır.

Döviz kuru; nominal döviz kuru, reel döviz kuru, reel efektif döviz kuru ve çapraz döviz kuru olarak dört ana başlık altında incelenebilir.

1.1.1. Nominal Döviz Kuru

Cari fiyat düzeylerinde hesaplanan kura nominal döviz kuru adı verilir. Nominal döviz kuru; bir ulusal para biriminin, başka bir ulusal para birimi karşısındaki nominal değeridir. Başka bir ifade ile nominal döviz kuru, iki ülkenin paraları arasındaki görece (nispi) fiyattır (Parasız, 2009: 622). Yazılı ve görsel basında her gün yayınlanan kurlar, nominal döviz kurlarıdır.

Nominal döviz kurları, enflasyon oranından arındırılmadığı için reel kurları göstermezler. Nominal döviz kurları, piyasadaki arz ve talebe göre oluşurlar. Nominal döviz kurları, reel döviz kurlarından daha düşük yada daha yüksek bir değere sahip olabilir. Nominal döviz kurlarının, reel döviz kurlarından düşük bir değere sahip olması, ulusal paranın gerçek değerinin üzerinde bir dış değere sahip olması anlamına gelmektedir. Tersine bir durumda, yani nominal döviz kurunun, reel döviz kurundan yüksek bir değere sahip olması durumunda ise, ulusal paranın gerçek değerinin altında bir dış değere sahip olması anlamına gelmektedir (Kızıldere, 2012: 19). Bu durum, ülke içerisinde üretilen malların fiyatlarını ihracat açısından ucuzlatırken, ülke dışında üretilen malların fiyatlarının da ithalat açısından pahalı hale gelmesine neden olur. Tam tersine olarak, nominal değer kazancı ifadesi de, nominal döviz kurunun düşmesi ve iç piyasada üretilen malların ihracat açısından pahalı hale gelmesi ve dolayısıyla ithalatın ucuzlaması anlamına gelmektedir.

1.1.2. Reel Döviz Kuru

Reel döviz kuru; yabancı bir ülkede üretilen malların, yurt içinde üretilen mallar cinsinden görelî fiyatlarını yansıtmaktadır. Reel döviz kurları, ülkelerin uluslararası rekabetini ölçmede yaygın olarak kullanılan ekonomik bir göstergedir (Dornbusch, 1988: 4).

Reel döviz kuru; nominal döviz kurunun, belirli bir zaman süresi içindeki, yurt dışı ve yurt içi fiyat düzeylerine göre düzeltilmesi ile elde edilmektedir. Bu nedenle, ülke ekonomisi hakkında daha fazla bilgi kapsar (Kıpıcı ve Kesriyeli, 1997: 1).

Reel döviz kuru; yurt dışı fiyat endeksi ile yurt içi fiyat endeksi arasındaki oranın, nominal döviz kuru ile çarpımı şeklinde hesaplanır. Reel döviz kuru aşağıdaki eşitlik yardımıyla hesaplanabilir (Dornbusch, 1988: 4; Carbaugh, 2009: 377).

$$R = \frac{EP^*}{P} \quad (1.1)$$

Yukarıdaki eşitlikte;

R, Reel döviz kurunu,

E, Nominal döviz kurunu,

P, Yurt içi fiyat endeksini,

P* , Yurt dışı fiyat endeksini ifade etmektedir.

Örneğin; 1 USD = 3,57 TL iken, belirli bir anda Türkiye'deki yurt içi fiyat endeksi 10,68 ve Amerika'da 1,7 olsun, bu durumda reel döviz kuru, $R=3,57 \times (1,7/10,68)=0,57$ TL olacaktır.

Reel döviz kurunun bire eşit olması halinde, ulusal para birimi cinsinden yurt dışı fiyat endeksi, yurt içi fiyat endeksine eşit olur. Bu durum, bir birim ulusal paranın, yurt dışı ve yurt içindeki satın alma gücünün eşit olduğunu gösterir. Hesaplanan değerlerin birden büyük olması; ulusal paranın yurt dışında satın alma gücünün yüksek olduğunu, ulusal paranın yüksek değerlendirildiğini, değerlerin birden küçük olması ise, ulusal paranın yurt dışı satın alma gücünün düşük olduğunu, ulusal paranın yurt dışı satın alma gücünün, yurt içi satın alma gücünden daha düşük olduğunu gösterir (Ünsal, 1999: 359).

1.1.3. Reel Efektif Döviz Kuru

Piyasalarda, birbirinden farklı yabancı para birimleri işlem görmektedir. Ulusal para, bazı yabancı ülke para birimleri karşısında değer kazanırken, bazı para birimleri karşısında da değer

kaybına uğrayabilmektedir. Nominal efektif döviz kuru, ulusal para biriminin, yabancı ülke para birimleri karşısındaki ağırlıklı ortalama değerini gösterir. Reel efektif döviz kuru ise, nominal efektif döviz kurunun ülkeler arasındaki göreceli fiyat veya maliyet farklarıyla düzeltilmiş halidir. Bu nedenle, reel efektif döviz kuru, ülke ekonomilerinin rekabet güçlerinin ölçülmesinde kullanılan temel makroekonomik göstergelerden bir tanesi olarak kabul edilmektedir (Saygılı vd., 2010: 2).

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) uygulaması açısından, nominal efektif döviz kuru, Türkiye'nin dış ticaretinde önemli bir paya sahip olan ülkelerin para birimlerinden oluşturulan sepete göre Türk Lirası'nın (TL) ağırlıklı ortalama değerini ifade etmektedir. Nominal efektif döviz kurundaki göreceli fiyat etkilerinin arındırılmasıyla oluşturulan ortalamaya ise reel efektif döviz kuru adı verilmektedir. Reel efektif döviz kurunun hesaplanması, nominal efektif döviz kuru üzerinden üç farklı düzeltme aracı (tüketici fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi ve birim işgücü maliyeti) kullanılarak, üç değişik biçimde yapılmaktadır. TCMB, döviz kurlarına müdahale edip etmeme kararını verirken TÜFE'ye dayalı olarak belirlenen reel efektif döviz kurunu esas almaktadır. Hesaplanan değer 120-125 aralığında olması TL'nin değer kazandığını göstermekte olup, bu durumda TCMB tarafından para politikası araçları ile döviz kuruna müdahale edilmektedir. Hesaplanan değer yükseldiğinde, TCMB tarafından döviz kuruna yapılan müdahalenin gücü de o oranda artmaktadır.

TÜFE'ye dayalı olarak yapılan reel efektif döviz kuru hesaplamasında, işleme Türkiye'nin dış ticaretinde önemli bir paya sahip olması nedeniyle kapsama alınan ülke sayısı 36'dır. Söz konusu ülkeleri; gelişmiş ülkeler (Almanya, ABD, İtalya, İngiltere, Fransa, İspanya, Hollanda, Belçika, Japonya, Kore, İsviçre, İsveç, Avusturya, Tayvan, Yunanistan, Çek Cumhuriyeti, Finlandiya, İsrail, Danimarka, İrlanda, Portekiz, Slovakya) ve gelişmekte olan ülkeler (Rusya, Çin, Romanya, Polonya, Hindistan, Bulgaristan, Macaristan, Tayland, Kazakistan, İran, Endonezya, Suudi Arabistan, Malezya, Mısır) olarak sıralayabiliriz.

Reel efektif döviz kuru (REK) aşağıdaki eşitlik yardımıyla hesaplanabilir (Saygılı vd., 2010: 17);

$$REK = \prod_{i=1}^N \left[\frac{P_{TUR}}{P_i \cdot e_{i,TUR}} \right]^{w_i} \quad (1.2)$$

w_i , i ülkesinin Türkiye'nin reel efektif döviz kuru endeksindeki ağırlığını,
 P_{TUR} , Türkiye'nin fiyat endeksini,
 P_i , i ülkesindeki fiyat endeksini,
 $e_{i,TUR}$, TL cinsinden i ülkesi parasının kurunu,
 N , hesaplamaya katılan ülke sayısını göstermektedir.

Yukarıdaki eşitlikte, reel efektif döviz kurundaki artış, TL'nin reel olarak değer kazandığını, azalış ise TL'deki reel değer kaybını ifade etmektedir (Edwards, 1988: 3).

1.1.4. Çapraz Kur

Çapraz kur; iki ülke para biriminin, üçüncü bir ülkenin para birimine dönüştürülmesi işlemidir. Dönüştürülen üçüncü para birimi olarak genellikle Amerikan Doları tercih edilmektedir. Çünkü, Amerikan doları, dünya üzerinde en fazla işlem gören para birimidir. Kurların bu şekilde Amerikan Doları üzerinden hesaplanması işlemine çapraz kur adı verilir. Çapraz kur ile ülkelerin para birimlerinin, birbiri karşısındaki değerleri görülebilmektedir.

USD/EURO ve USD/TL oranları biliniyorsa, EURO/TL çapraz kuru aşağıdaki eşitlik yardımıyla hesaplanabilir.

$$(EURO/TL) = (USD/TL) / (USD/EURO)$$

Çapraz kurun hesaplanması bir örnekle açıklanacak olunursa; 1 USD = 0,916 EURO ve 1 USD = 3,5411 TL olsun. Bu durumda, EURO ve TL arasındaki çapraz kuru hesaplamak için öncelikle 1 EURO'nun kaç USD'ye eşit olduğu hesaplanmalıdır. $1/0,916=1,092$ USD (1 EURO = 1,092 USD). Daha sonra; USD cinsinden hesaplanan bu değer TL cinsinden karşılığı hesaplanır. 1 USD = 3,5411 TL ise 1,092 USD kaç TL'ne eşittir orantısı kurulur. $1,092 \times 3,5411=3,8658$ TL olur. Buna göre; EURO/TL çapraz kuru 3,8658 olarak belirlenir.

1.2. Döviz Kuru Sistemleri

Geçmişte, gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ekonomilerinde çeşitli dönemlerde finansal krizler yaşanmıştır (1994 Meksika, 1997 Uzak Doğu--Endonezya, Tayland ve Kore--, 1998 Rusya ve Brezilya, 2000 Arjantin, 2001 Türkiye, 2008 Amerika, 2011 Euro bölgesi). Yaşanan finansal krizlerin bir takım sebepleri bulunmakta olup, meydana gelen krizler, başka bir finansal krizin de harekete geçmesine neden olabilmektedir. Finansal krizlerin ortaya çıkmasında ve ülke ekonomileri üzerindeki olumsuz etkilerinin artmasındaki önemli faktörlerden bir tanesinde uygulanan döviz kuru sistemi olarak kabul edilmektedir (Roubini ve Mihm, 2010: 36). Uygulanan döviz kuru sistemi, ulusal paranın gerçek değerinin belirlenmesinde önemli bir etken olup, ülke ekonomisini çeşitli yönlerden etkilemektedir. Bu nedenle, bir ekonomide, döviz kuru sisteminin seçimi büyük önem taşımaktadır. Ortaya çıkan finansal krizler, gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ekonomilerini olumsuz yönde etkilemekte olup, gelişmekte olan ülkeler söz konusu finansal krizlerden daha fazla etkilenmektedirler.

Döviz kurlarının belirlenmesinde üç temel uygulama vardır. Bunlardan birincisi, sabit döviz kuru sistemi, ikincisi karma döviz kuru sistemi, üçüncüsü ise esnek döviz kuru sistemidir.

1.2.1. Sabit Döviz Kuru Sistemi

Sabit döviz kuru sisteminde, döviz kurunun değeri Merkez Bankası (MB) tarafından belirlenir. Bu sistemde; döviz arz veya talebinde meydana gelen dalgalanma, döviz kurunun değeri üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmaz. MB, gerekli görmesi halinde, döviz kurlarını yükseltir ya da düşürür (Frankel, 1999: 37). Diğer bir ifade ile, MB, döviz kurunun belirlenen sınırlar içinde olmaması durumunda döviz piyasasına müdahale ederek, döviz kurunun fiyatını yeniden belirler. Burada belirlenen kur, nominal döviz kurudur. Sabit döviz kuru sisteminin genel amacı; döviz kurunu sabitleyerek enflasyonu kontrol altına alabilmek ve diğer makroekonomik problemleri fiyat istikrarıyla birlikte çözüme kavuşturmadır (Gök, 2006: 132). Bu sistemin uygulanabilmesi için MB'nın elinde yeterince altın ve döviz stoğunun bulunması gerekir (Parasız, 2005: 597). Sabit döviz kuru sisteminde, MB tarafından döviz kurunun değeri ani olarak yükseltirse, ulusal para üzerinde devalüasyon, tersi durumunda ise revalüasyon yapılmış olur (Dornbush ve Fisher, 1990: 182). Diğer bir ifade ile devalüasyon ve revalüasyon, sabit döviz kuru sisteminde yapılan uygulamalardır.

Sabit döviz kuru sisteminin temel avantajı, kur riskini azaltmasıdır. Kur riskinin azalması yerli ve yabancı yatırımların artmasını sağlar. Buna karşılık, sabit kur sistemi bazı dezavantajlara sahip olup, bu dezavantajları şu şekilde özetleyebiliriz. Sabit kurun sürdürülebileceğine ilişkin güven önemlidir. Bu güven zedelenirse, ülke ekonomisi krize girebilir ve bu krizin ekonomiye maliyeti çok yüksek olur. Bu sistemde, bağımsız bir para politikasının uygulanması oldukça zor olur. Yine bu sistemde, ulusal paranın değer kazanması durumunda, ihracattaki azalışa karşılık, ithalatta artış olması beklenir. Söz konusu durum ise cari işlemler dengesinin açık vermesine neden olacaktır (Dornbush, 1986:10).

1.2.2. Karma Döviz Kuru Sistemi

Bu sistem; sabit döviz kuru sistemine esneklik kazandırmak veya esnek döviz kuru sistemine müdahalede bulunmak şeklinde ortaya çıkan bir döviz kuru sistemidir. Bu sistemde; arz ve talebe göre döviz kurunun belli bir bant içerisinde hareket etmesine izin verilmekle birlikte, gerektiğinde MB tarafından döviz kuruna müdahale edilebilmektedir. Söz konusu müdahale, döviz kurlarında zaman zaman meydana gelen aşırı derecedeki dalgalanmaları önlemek amacıyla yapılmakta olup, bu durumda MB döviz kurlarını etkilemek için döviz alıp satma işlemini gerçekleştirirler. MB tarafından döviz kurlarına yapılan müdahaledeki temel amaç, döviz kurlarına istikrar kazandırmaktır. Bu sistemde, döviz rezervlerinde, MB'nın müdahalesi oranında değişme meydana gelir (Dornbush ve Fisher, 1990: 180).

1.2.3. Esnek Döviz Kuru Sistemi

Esnek döviz kuru sisteminde, döviz kurunun değeri, arz ve talebe göre anlık olarak piyasa tarafından serbestçe belirlenmektedir. Bu sistemde; MB tarafından döviz kurlarına yapılan müdahaleler, kurların istenilen seviyeye getirilmesi amacıyla değil, piyasadaki gereksiz dalgalanmaları engellemek ve kurlardaki dalgalanmaları daha ılımlı bir hale getirebilmek için yapılmaktadır (Korkmaz ve Çevik, 2013: 17).

Esnek döviz kuru sistemi içerisinde, döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar oldukça doğal olmakla birlikte, söz konusu dalgalanmaların sık sık olması ve yüksek boyutlarda olması ülke ekonomileri üzerinde istikrar bozucu etkiler yaratabilir. Bu tür olumsuz etkilerin önüne geçebilmek için MB, serbest piyasa koşulları içerisinde döviz kurlarına müdahale edebilir. Döviz talebinin artması durumunda, döviz kurlarında meydana gelen artış, MB tarafından, piyasaya döviz satılarak (piyasadaki döviz arzı artırılarak), döviz kurlarının tekrar dengeye dönmesi sağlanır. Tersi durumda ise; döviz kurlarının düşmesi durumunda, döviz kurlarının dengeye gelmesi için MB tarafından piyasadaki döviz alınır. Bu şekilde, MB döviz kurlarını dengede tutmaya çalışır.

Döviz kurlarında meydana gelen artış, ulusal paranın değerinin düşmesine, tersi bir durum ise ulusal paranın değer kazanmasına neden olmaktadır. Esnek döviz kuru sisteminde, kurda meydana gelen dalgalanmalar sonucunda, ulusal para ya değerlenir ya da değer kaybeder. Bu piyasada kendi kendine oluşan bir durumdur. Söz konusu durum, sabit döviz kuru sisteminde ortaya çıkan devalüasyon ve revalüasyon ile karıştırılmamalıdır (Tunca, 2015: 337).

Esnek döviz kuru sisteminin bazı avantajları bulunmaktadır. Bunlardan bir tanesi, dış kaynaklı şokların ilk aşamada nominal kurlar tarafından emilmesi sonucunda ülke içerisindeki istikrara olumlu katkıda bulunmasıdır. Bu sistem, MB'nin daha etkin bir para politikası yürütmesine olanak sağlaması nedeniyle ülkenin yüksek miktarda döviz rezervi biriktirmesi gerekmez (Özdemir ve Şahinbeyoğlu, 2010: 2).

Diğer taraftan, esnek döviz kuru sisteminin; kurlarda meydana gelen aşırı dalgalanmaların ülkedeki kaynak dağılımını olumsuz yönde etkilemesi, spekülasyona açık olması, enflasyon oranında yükselmeye neden olabilmesi, döviz kuruna yapılacak müdahale için döviz rezervi gerektirmesi, dış ticarete risk yaratması ve döviz kurundaki istikrarı sağlamanın güç olması gibi bir takım sakıncaları bulunmaktadır (Klavuz vd., 2011: 87).

1.3. Döviz Kurunun Belirlenmesine İlişkin Modeller

Döviz kuru geçişkenlik etkisi alternatif teorik yaklaşımlara dayanmaktadır. Bu teorik yaklaşımların başlıcaları; tek fiyat kanunu, piyasaya göre fiyatlandırma modeli, satın alma gücü paritesi

ve mark-up (kar marjı) fiyatlandırma modelleridir. Bu modeller, döviz kuru geçişkenlik etkisinin makro ve mikro ekonomik temellerini oluşturmaktadır.

1.3.1. Tek Fiyat Kanunu

Tek fiyat kanunu, belirli koşullar altında, benzer malların farklı ülkelerde aynı fiyattan satılması olarak ifade edilmektedir (Marrewijk, 2004: 43). Bu yaklaşıma göre; ticarete konu olan benzer bir malın fiyatının, geçerli bir döviz kuru üzerinden ulusal paraya dönüştürülen fiyatının, dünyanın hemen her yerinde aynı olması gerekmektedir. Ayrıca, ülkeler arasındaki fiyat farkının, taşıma maliyetlerinden fazla olmaması gerekir (Dornbusch, 1985: 5; Dornbusch ve Krugman, 1976: 541).

Tek fiyat kanununun geçerliliği şu gerekçelerle açıklanabilir. Etkin piyasalarda, alıcılar ya da tüketiciler, fiyatı daha düşük olan malı almak için çaba gösterirler. Buna karşılık, satıcılar ve/veya üreticiler ise fiyatı yüksek olan (daha çok kazanabilecekleri) malı satmak için çaba gösterirler. Bu doğrultuda, piyasanın dengeye gelmesi oldukça kısa bir süre alacaktır. Tek fiyat kanununun geçerliliğini sağlayan en temel olgu arbitrajdır (farklı piyasalarda, aynı mallar için farklı denge fiyatlarının oluşması durumunda, malların ucuz olduğu piyasalardan alınarak, fiyatların daha yüksek olduğu piyasalarda satılmasıdır).

Tek fiyat kanununun en etkin olarak gözlemlendiği piyasa şekli döviz piyasasıdır. Burada arbitrajcılar, döviz, örneğin Doları daha ucuz olan yerden satın alarak, daha pahalı olduğu yerde bozdurmaya çalışırlar. Bu işlemin sonucunda, arbitrajcı tarafından Doların satın alındığı ülkede Doların talep artacağı için, Doların ulusal para cinsinden değeri yükselecektir. Benzer şekilde, arbitrajcı tarafından Doların satıldığı ülkede ise Dolar arzı artacağı için, doların ulusal para cinsinden değeri azalacaktır. Bu işlem sonucunda, her iki ülkede de aynı döviz kurunun oluşması sağlanmış olur.

Tek fiyat kanunu, kuşkusuz tam rekabet piyasasının geçerli olduğu durumlarda işlerlik kazanmaktadır. Tek fiyat kanununa göre; döviz kurunda artış meydana gelmesi durumunda, ulusal fiyatların da döviz kuruyla aynı oranda artması gerekmektedir. Böyle bir durumda, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi tam olacaktır. Bu durum aşağıdaki eşitlikte gösterilebilir (Dornbusch, 1985: 3).

$$P = P^* E \quad (1.3)$$

(1.3) eşitliğinde; P, ulusal para cinsinden yurt içi fiyatları, P*, yurt dışı fiyatları, E, nominal döviz kurunu temsil etmektedir.

Tam rekabet piyasası koşulları ortadan kalktığıında ise, kısmi geçişkenlik etkisi ortaya çıkmakta olup, bu durumda tek fiyat kanunu, kısmi geçişkenlik etkisini açıklamakta yetersiz kalmaktadır (Dornbusch, 1985: 5).

1.3.2. Satın Alma Gücü Paritesi

Satın alma gücü paritesi (SAGP), İsveçli iktisatçı Gustov Kassel (1918) tarafından ortaya atılmıştır. SAGP, döviz kurunun belirlenmesine yönelik olarak kullanılan bir teori olup, uluslararası ticarete konu olan benzer malların, dünyanın her yerinde aynı fiyattan satılması ilkesini temel almaktadır (Vitale, 2003: 11). SAGP, tek fiyat kanunun döviz piyasasına uygulanmasına dayanmaktadır (Krugman ve Obstfeld, 2000: 395; Yanıktaş, 2013: 11). SAGP'ni, tek fiyat kanunundan ayıran fark, tek fiyat kanununda, bir mal veya hizmet söz konusu iken, SAGP'de bir mal veya hizmet sepetinin sözkonusu olmasıdır (Krugman ve Obstfeld, 2003: 390; Gedik, 2014: 35).

SAGP, ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılıklarını ortadan kaldırarak, farklı para birimlerinin satın alma güçlerini eşitleyen bir değişim oranını ifade etmektedir (Dornbusch, 1985: 1). Diğer bir ifade ile bu yöntem, belirli bir miktar paranın, karşılaştırılması yapılan iki ülkede, satın alabildiği mal ve hizmet miktarının eşit olduğunu varsaymaktadır. Bu varsayımdan hareketle, ülkeler arasındaki fiyat farklılıklarını yok edecek bir döviz kurunun oluşması gerektiğini ifade etmektedir (Önder, 2011: 18).

SAGP teorisinde, mutlak ve göreceli satın alma gücü paritesi olmak üzere iki farklı yaklaşım söz konusudur. Mutlak satın alma gücü paritesinde, bir paranın satın alma gücünün, yurt içinde ve yurt dışında sabit olduğu kabul edilir. Bu yaklaşıma göre; belirli bir para ile hem yurt içinde, hem de yurt dışında aynı mal sepeti satın alınabilir. Mutlak satın alma gücü paritesinde, iki ülkenin para birimleri arasındaki döviz kurunun, iki ülke arasındaki fiyat düzeylerine eşit olduğu kabul edilir (Dornbusch, 1985: 3).

Mutlak satın alma gücü paritesi, aşağıdaki eşitlik yardımıyla ifade edilebilir (Dornbusch, 1985: 3);

$$SAGP_{A/B} = \frac{P_A}{P_B} \quad (1.4)$$

Yukarıdaki eşitlikte; $SAGP_{A/B}$, iki ülke arasındaki mutlak satın alma gücü paritesini, P_A , bir mal sepetinin A ülkesindeki fiyatını, P_B , aynı mal sepetinin B ülkesindeki fiyatını göstermektedir.

Yukarıdaki eşitlik, bir örnekle açıklanacak olunursa; 1 kg kaşar peynirinin fiyatı Türkiye’de 20 TL, ABD’de 8 USD ise, kaşar peyniri için 1 ABD dolarının SAGP’si;

$$SAGP_{TL/USD} = \frac{20}{8} = 2,50 \text{ TL/USD olarak hesaplanır.}$$

Elde edilen değer, kaşar peyniri almak için ABD’de ödenmesi gereken her bir USD’ye karşılık, Türkiye’de 2,50 TL ödenmesi gerektiği anlamına gelmektedir. Bu eşitlik yardımıyla, mevcut bir para karşılığında Türkiye ve ABD’de satın alınabilecek kaşar peyniri miktarının karşılaştırması yapılır. Diğer bir ifade ile; her ülke parasının satın alabileceği mal ve hizmet miktarı, o ülkenin parasının satın alma gücünü belirlemektedir.

Mutlak satın alma gücü paritesinin uygulanabilmesi için; iki ülkenin sepetlerinde yer alan malların aynı olması, malların aynı ağırlığa sahip olması ve sepetteki her malın fiyatının ülkeler arasında eşitlenmiş olması gerekmektedir (Dornbusch, 1985: 3). Bu nedenle, mutlak satın alma gücü paritesinin hesaplanması oldukça zordur (Dinçer, 2005: 12). Çünkü, ülkeler arasında homojen bir mal sepetinin oluşturulması ve bu sepette yer alan malların fiyatlarındaki değişimin belirlenmesi oldukça zordur. Bu zorluklar nedeniyle, göreceli satın alma gücü paritesi geliştirilmiştir (Yanıktaş, 2013: 14).

Göreceli satın alma gücü paritesinde, fiyat ve döviz kurlarının mutlak büyüklüğü yerine, bunlardaki göreceli değişimler yani enflasyon oranları dikkate alınır. Bu yaklaşıma göre; enflasyon oranı yüksek olan ülkelerin parası değer kaybederken, enflasyon oranı düşük olan ülkenin parası ise değer kazanmaktadır (Taylor ve Taylor, 2004: 137). Göreceli satın alma gücü paritesinde, döviz kurlarındaki oransal değişim, iki ülkenin enflasyon oranlarının farkına eşit olur (Dornbusch, 1975: 4; Dornbusch, 1985: 1). Göreceli satın alma gücü paritesinin hesaplanmasında, bir baz dönem seçilerek, enflasyondaki değişimleri göstermek için genellikle tüketici fiyat endeksleri (TÜFE) kullanılmaktadır.

Göreceli satın alma gücü paritesi, aşağıdaki eşitlik yardımıyla ifade edilebilir (Tunca, 2015: 348).

$$E_t = [(P_t / P_0) / (P_t^* / P_0^*)] \times E_0 \quad (1.5)$$

Yukarıdaki eşitlikte; E_t , t dönemi için hesaplanan döviz kurunu, E_0 , başlangıç dönemi döviz kurunu, P_t , Türkiye’nin t dönemi fiyat endeksini, P_0 , Türkiye’nin başlangıç dönemi fiyat endeksini, P_t^* , Amerika’nın t dönemi fiyat endeksini, P_0^* , Amerika’nın başlangıç dönemi fiyat endeksini ifade etmektedir.

Göreceli satın alma gücü paritesi, bir örnekle açıklanacak olunursa; basit olması amacıyla Amerika ve Türkiye'deki başlangıç dönemi fiyat endekslerini 100 kabul edelim. Türkiye için t dönemi fiyat endeksi 170, Amerika için t dönemi fiyat endeksi 105 olsun. Başlangıç kurunun ise 1 USD = 1,5 TL olduğunu kabul edelim. Bu durumda; $E_0 = 1,5$, $P_t = 170$, $P_0 = 100$, $P_t^* = 105$, $P_0^* = 100$ olacaktır. Bu değerler (1.5) eşitliğinde yerine koyulursa;

$$E_t = [(170/100) / (105/100)] \times 1,5 = [(1,7 / 1,05)] \times 1,5 = 2,43 \text{ TL}$$

Yukarıdaki işlem sonucunda, geçen sene 1 USD = 1,5 TL iken, geçen bir yıl içerisinde Türkiye'deki enflasyon %70, Amerika'da ise %5 olmuştur. Elde edilen sonuca göre, bu sene 1 USD = 2.43 TL olmalıdır.

SAGP, genellikle kısa dönemde geçersiz olmaktadır. Bu durum; kurlarda meydana gelen dalgalanmaların fiyatlara yansımalarının zaman almasından ve MB'nın döviz piyasasına yaptığı müdahalelerden kaynaklanmaktadır (Seyidoğlu, 2001: 371). SAGP, tek fiyat kanununda olduğu gibi, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin tam olması gerektiğini ileri sürmektedir. Bu yönüyle, SAGP, tam rekabet piyasasının olmadığı durumlarda kısmi geçişkenlik etkisini açıklamakta yetersiz kalmaktadır.

1.3.3. Piyasaya Göre Fiyatlandırma

Ülkelerin uyguladıkları ekonomik politikalar sonucunda, döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, ithalat, ihracat ve yurt içi fiyatlar üzerindeki geçişkenlik etkisinde zaman içerisinde azalma meydana gelmiştir. Bu doğrultuda; 1980'li yıllardan itibaren yapılan ampirik çalışmaların birçoğunda, döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, fiyatlar üzerinde kısmi geçişkenlik etkisine sahip olduğu sonucu tespit edilmiştir. Söz konusu durum, Paul Krugman (1987) tarafından piyasaya göre fiyatlandırma modeli ile açıklanmaya çalışılmıştır. Paul Krugman tarafından geliştirilen söz konusu model, Dornbusch (1987) ve Michael M. Knetter (1989) tarafından ampirik olarak incelenmiştir (Yönder, 2007: 1).

Michael M. Knetter, N sayıda yurt dışı pazara satış yapan bir ihracatçı firmanın bulunduğu modelini aşağıdaki eşitlikle ifade etmiştir (Knetter, 1989: 199).

$$Q_{jt} = f_j(E_{jt} P_{jt}) v_{jt} ; j=1, \dots, N, t=1, \dots, T \quad (1.6)$$

Yukarıdaki eşitlikte;

Q_{jt} , t anında, j hedef pazarının talep ettiği miktarı,

P_{jt} , ihracatçının para birimi cinsinden fiyatını,

E_{jt} , t dönemindeki piyasadaki döviz kurunu,

v_{jt} , talepteki kaymayı gösteren rastsal bir değişkeni ifade etmektedir.

İhracatçının maliyeti ise aşağıdaki eşitlikle ifade edilmektedir (No vd., 2015 : 84).

$$C_t = C\left(\sum Q_{jt}\right)\delta_t; \quad t=1, 2, \dots, T \quad (1.7)$$

Yukarıdaki eşitlikte;

C_t , t dönemindeki ihracatçının ulusal para birimi cinsinden maliyetini,

δ_t , t dönemindeki maliyet fonksiyonunu değiştirebilen rastgele bir değişkeni (girdi fiyatlarındaki değişimleri) ifade etmektedir.

İhtacatçının t dönemindeki karı ise aşağıdaki eşitlikle ifade edilmektedir (No vd., 2015 : 84).

$$\Pi = \sum [P_{jt} f(E_{jt} P_{jt}) v_{jt}] - C\left\{\sum [f(E_{jt} P_{jt}) v_{jt}]\right\} \delta_t \quad (1.8)$$

$$P_{jt} = c_t \left(\frac{\varepsilon_t^j}{\varepsilon_t^j - 1} \right); \quad j=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (1.9)$$

(1.9) eşitliğinde;

c_t , t döneminde marjinal üretim maliyetini,

ε_t^j , t döneminde, j hedef pazarındaki talebin fiyat esnekliği göstermektedir.

Yukarıdaki eşitliğe göre; ihracatçı satış fiyatını, marjinal maliyetin üzerinde belirleyecektir. Satış fiyatının, marjinal maliyetin ne kadar üzerinde olacağı ise ihraç edilen malın talep esnekliğine bağlıdır. Söz konusu durum, her hedef pazara göre değişiklik gösterecektir (No vd., 2015 : 84).

Piyasaya göre fiyatlandırma modeli, döviz kurunda meydana gelen artış sonucunda ihracatçı firmanın karını arttırmak yerine, hedef pazardaki payını arttırmak için satış fiyatlarını azaltacağını ifade etmektedir. Bu doğrultuda, piyasaya göre fiyatlandırma, ihracatçı firmanın satış fiyatlarını, piyasadaki rekabete göre belirlemesi olarak ifade edilebilir (Krugman, 1987: 1; Dinçer, 2005: 30). Piyasaya göre fiyatlandırma yapılması halinde, kısmi geçişkenlik etkisinin varlığından bahsedilir. Tam geçişkenlik etkisinin var olduğu durumda, piyasaya göre fiyatlandırma söz konusu olmaz (Önder, 2011: 24).

1.3.4. Kar Payı (Mark-Up) Fiyatlandırma

Kar payı fiyatlandırma modelinin teorik temelleri Michal Kalecki tarafından ortaya atılmıştır (Hooper ve Marquez, 1995: 114). Bu model, arz - talep ve marjinal maliyet - marjinal hasılat aracılığı ile kar maksimizasyonu ilkesinin belirlediği fiyatlandırma yönteminden farklıdır. Kar payı fiyatlandırma; ürünün maliyetine, sabit bir kar payı eklenmesi suretiyle, malın satış fiyatının belirlenmesi olarak ifade edilmektedir.

Bu yöntemde, şirket satış fiyatını aşağıdaki eşitlik yardımıyla belirlemektedir (Özel, 2004: 8).

$$P = \alpha c + kP^* \quad (1.10)$$

Yukarıdaki eşitlikte; P, firmanın satış fiyatını, α , kar payını, c, ortalama değişken maliyetini, P^* , eşdeğer mali üreten diğer firmaların ağırlıklı ortalama fiyatını, k, firmaların monopol gücünü gösteren pozitif katsayıyı ifade etmektedir. Burada $k < 1$ kabul edilmektedir (Özel, 2004: 8).

Eğer $P = P^*$ ise

$$P = \alpha c + kP$$

$$\alpha c = P - kP$$

$$\alpha = \frac{P - kP}{c}$$

$$\frac{P}{c} = \frac{\alpha}{1 - k} \text{ olacaktır.} \quad (1.11)$$

Yukarıdaki eşitlikte; $\frac{\alpha}{1 - k}$ monopol derecesini gösterecektir.

(1.11) eşitliğinde; $\alpha \geq 1$ ve $k < 1$ iken; $\left(\frac{\alpha}{1 - k}\right) > 1$ olacaktır. Bu eşitlikte, α ve k şirketlerin

rekabet gücünü göstermekte olup, her şirket için farklı değer alır. Satış fiyatının bu şekilde belirlenmesinin en önemli nedenlerinden birisi, şirketlerin marjinal maliyetlerini tam olarak hesaplayamamalarından kaynaklanmaktadır (Özel, 2004: 8).

Eksik rekabet piyasasında faaliyet gösteren bir firmanın, tam kapasite ile çalışıncaya kadar ortalama deęişken maliyetinin sabit kaldığı varsayılmakta olup, firmalar, ortalama deęişken maliyetlerinin üzerine sabit bir kar payı koyarak satış fiyatlarını belirleyebilmektedirler.

Kar payı fiyatlandırma modelinde, ithalatçı firmanın marjinal maliyeti aşığıdaki şekilde belirlenir (Hooper ve Marquez, 1995: 114);

$$P_T^* = \alpha(C^*) \quad (1.12)$$

Yukarıdaki eşitlikte; P_T^* , malın ithalat fiyatını, α , malın maliyetinin üzerine eklenen kar payını, C^* , ihracatçı firmanın para birimi cinsinden malın maliyetini göstermektedir.

Yukarıdaki eşitlik bir örnek yardımıyla açıklanacak olunursa; Türkiye'ye ihracat yapan bir Amerikan firmasının, bir X malının ihracat fiyatını belirlerken %15 kar marjı uyguladığını ve X malının Amerikan firmasına maliyetinin 100 USD olduğunu kabul edelim. Bu durumda, Amerikan firması, Türkiye'ye X malını 115 USD üzerinden satacaktır. Türkiye'deki ithalatçı firma ise (tüm vergiler ve taşıma maliyetlerinin sıfır olduğu varsayımıyla) X malını 115 USD karşılığı cari kurdan TL olarak ithal etmiş olacaktır.

Firmanın karlılığı, faaliyette bulunduğu piyasanın yapısına bağılı olarak farklılık gösterebilmektedir. Döviz kurunda meydana gelen dalgalanmalar, firmaların piyasadaki rekabet gücüne ve pazardaki paylarına bağılı olarak kar marjlarını etkilemektedir. Bu durum, kısmi döviz kuru geçişkenlik etkisinin varlığını işaret etmektedir. Eğer tam geçişkenlik etkisi söz konusu ise; bu durum, ya firmaların kar payı fiyatlandırma modelini uygulamadıkları ya da piyasadaki rekabet güçlerinin ve pazar paylarının yüksek olduğu anlamına gelmektedir.

1.4. Döviz Kurlarının Asimetrik Etkileri

Herhangi bir ekonomik deęişkende meydana gelen beklenmedik pozitif ve negatif dalgalanmalar ülke ekonomisini aynı oranda ve aynı yönde etkilemeyebilir. Bu tür etkiler, asimetrik etkiler olarak ifade edilmektedir (Dinçer, 2005: 31). Döviz kurundan fiyatlara geçişkenliğin asimetrik olması ise, döviz kurundaki dalgalanmalar karşısında, fiyatlar genel seviyesinin aynı yönde ve aynı oranda tepki vermemesi anlamına gelmektedir (Tekin, 2008: 1).

Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, ülke ekonomisi üzerindeki asimetrik etkilerinin, bazı makroekonomik sonuçları olabilir. İhracatçı firmaların, döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar karşısında farklı davranışlar sergilemesi ve farklı stratejiler izlemesi, ülke ekonomisinin tamamı üzerinde etkili olabilir. Bu duruma bağılı olarak; toplam ihracat miktarı, döviz

kurunda meydana gelen dalgalanmalara baęlı olarak farklılıklar gösterebilir (Fang vd., 2005: 4). Teorik olarak, döviz kurlarında meydana gelen artış ihracatı arttırırken, ithalatta azalmaya neden olur. Buna karşılık, döviz kurlarındaki düşüş ise ihracatı azaltırken, ithalatın ise artmasına neden olur.

Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar sonucunda, firmaların asimetrik fiyatlandırma davranışları, ülkedeki enflasyon üzerinde asimetrik etkiler yaratabilir. Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar, ithal ürünlerin ulusal para cinsinden fiyatlarının değişmesine sebep olur. İthal tüketim mallarının fiyatlarında meydana gelen değişimler enflasyonu doğrudan etkiler. Buna karşılık ithal hammadde veya ithal ara mallarının fiyatlarında meydana gelen değişimler ise firmaların maliyetlerini etkileyerek enflasyon üzerinde dolaylı bir etki yaratır. Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar karşısında, ihracat yapan şirketler, kar marjlarını sabit tutmak ya da döviz cinsinden satış fiyatlarını sabit tutmak arasında bir tercih yapmak zorunda kalırlar. Fiyatlama stratejisi açısından, ihracat yapan şirketlerin pazar paylarını arttırmak istemeleri halinde, döviz kurlarının düşmesi durumunda meydana gelen geçişkenlik etkisi, döviz kurunun yükselmesi durumundaki geçişkenlik etkisinden daha yüksek olabilir. Döviz kuru yükseldiğinde; ihracatçılar, satış fiyatlarında meydana gelen artışı, kar marjlarını düşürerek telafi edebilirler. Döviz kuru düştüğünde ise; kar marjını koruyarak, satış fiyatlarını düşürme yoluyla pazar paylarını arttırabilir. Diğer taraftan, ihracatçıların kar marjlarını koruma ya da kar marjlarını azaltma yönünde verecekleri kararlarda, piyasadaki rekabet seviyesinin etkili olduğu ifade edilebilir (Damar, 2010: 11).

Döviz kurlarındaki dalgalanmalar, piyasalardaki yatırımcıların, yatırım tercihlerini etkilemek suretiyle borsa endeksi ve faiz oranları üzerinde de etki yaratabilirler. Para piyasalarında anlık olarak gerçekleşen bu tür etkiler, yatırımcının ilgisini daha fazla çeker. Bu tür etkiler kalıcı olmadığı sürece, ekonomi üzerinde, dış ticaret dengesi ve enflasyon üzerindeki etkileri kadar kayda değer bir sonuç ortaya çıkarmaz. Diğer taraftan, döviz kurlarındaki dalgalanmaların faizler üzerinde kalıcı bir etki meydana getirmesi halinde ekonomi bu durumdan olumsuz yönde etkilenir.

Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar, döviz cinsinden hesaplanan kişi başına düşen milli gelir üzerinde de etkili olmaktadır. Döviz kurlarının sabit kalması ya da düşmesi durumunda, döviz cinsinden hesaplanan kişi başına düşen milli gelirdeki artış, gerçek milli gelirdeki artıştan daha fazla olur. Buna karşılık, döviz kurlarının yükselmesi durumunda; döviz cinsinden hesaplanan kişi başına düşen milli gelirdeki artış, gerçek milli gelirdeki artıştan daha düşük bir seviyede kalır.

Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar, yatırım yaparak piyasaya girmeye çalışan firmaların kararlarını etkileyebileceğinden, bu durum değişen maliyetlere baęlı olarak yatırımlar üzerinde de asimetrik etkiler oluşturabilir. İlave olarak, döviz kurlarındaki dalgalanmalar, aęırlıklı

ithal ara malları kullanarak üretim yapan imalatçı firmaların üretim kapasiteleri üzerinde de asimetrik etkiler yaratabilir (Dinçer, 2005: 31).

1.5. Döviz Kurundan Fiyatlara Geçişkenlik Etkisi

Küreselleşme ile birlikte, ulusal ekonomiler, uluslararası pazara entegre olmakla birlikte, uluslararası piyasalarda ortaya çıkan bazı ekonomik gelişmeler, ulusal ekonomiler üzerinde olumlu ya da olumsuz birtakım etkiler yaratmaya başlamıştır. Özellikle gelişmiş ülkelerin Merkez Bankaları tarafından alınan kararlar ve geliştirdikleri çeşitli parasal stratejiler, ulusal ve küresel boyutta bu etkileri daha da hızlandırmaktadır. Bu durum, ekonomik açıdan zayıf bir yapıya sahip olan ulusal ekonomilerde, kısa ya da uzun dönemde döviz kurlarının dalgalanmasına neden olmaktadır. Döviz kurlarında meydana gelen söz konusu dalgalanmalar ise ulusal ekonomi üzerinde enflasyon probleminin ortaya çıkmasına, bu durum ise tüketicilerin alım gücünün azalmasına neden olmaktadır (Ergin, 2015: 14).

Sermaye ve ticarete dışa açık olan bir ülkede, gelişmiş ülkelerde meydana gelen birtakım olayların ulusal piyasalar üzerindeki etkisi daha fazla ve etkili bir şekilde hissedilmektedir. Bretton Woods sisteminin çökmesinin ardından, birçok ülkenin dalgalı döviz kuru sistemini uygulamaya başlaması ve küreselleşme ile birlikte ülkeler arasındaki ticaret ve sermaye hareketlerindeki artış, uygulanan döviz kuru sisteminin ve döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların ülkelerdeki enflasyon oranları üzerindeki etkisi hususunda yapılan çalışmaları arttırmıştır (Lufi ve Sinaj, 2015: 139). Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar; ticarete konu malların fiyatları, ithal yoluyla sağlanan ara ve sermaye mallarının fiyatları yanında, enflasyon beklentisi üzerindeki etkisi nedeniyle enflasyonu etkileyebilir. Nitekim yapılan ampirik çalışmaların bir çoğunda, ulusal paranın değer kaybetmesi halinde, söz konusu durumun enflasyon üzerinde az ya da çok olumsuz yönde etkisinin olduğu tespit edilmiştir (Özçiçek, 2010: 314).

Dışa açık bir ekonomide, gelişmiş ülkelerin ekonomilerinde meydana gelen beklenmedik bir olay ya da yaşanan herhangi bir olumsuzluk, ulusal ekonomik göstergelerin bozulmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla, döviz kurlarında meydana gelen herhangi bir dalgalanmanın çeşitli kanallar yoluyla yurt içi fiyatlar genel seviyesini etkilemesi literatürde geçişkenlik etkisi olarak ifade edilmektedir (Allsopp vd., 2006: 3).

Döviz kurlarının, ulusal ekonomilerdeki makroekonomik istikrarı sağlamadaki etkin rolü sebebiyle uluslararası ekonomilere ilişkin birçok tartışmanın merkezinde yer almaktadır. Döviz kurları, ulusal ekonomileri birbirine bağlayan en önemli faktörlerden bir tanesidir. Bu sebeple, bazı bölgesel ya da küresel sorunların temelinde yer almaktadır. Bu doğrultuda, hızlı küreselleşmenin ülke ekonomilerinin birbirine olan bağımlılığını arttırması nedeniyle döviz kurlarının önemi bir kat daha artmaktadır (Minh, 2009: 3).

Üretimde kullanılan hammaddelerin tedarik şekli, ülkedeki finansal sistemin gelişmişlik seviyesi, reel ve mali kesimin bilanço yapılarına bağlı olarak, ulusal ekonomileri çeşitli yönlerden etkileyebilme gücüne sahip olan döviz kuru dalgalanmalarının en önemli etkilerinden bir tanesi de enflasyon üzerinde görülmektedir. Söz konusu etki, iktisat literatüründe, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi olarak ifade edilmektedir (Damar, 2010: 1). Diğer bir ifade ile döviz kuru geçişkenlik etkisi; döviz kurundaki dalgalanmaların, yurt içi fiyatlara yansımaya hızı olarak da ifade edilebilir (Fisher, 1989: 2; Peon ve Brindis, 2014: 18).

Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, enflasyon üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmalar özellikle 1980'li yıllardan sonra iktisat alanında önemini arttırmıştır. Genel teori; döviz kurlarında meydana gelen artışların enflasyonu az ya da çok arttıracığı yönündedir. Yapılan ampirik çalışmaların birçoğu söz konusu teoriyi doğrularken, bazıları ise pozitif yönlü ya da anlamsız bir ilişki tespit etmişlerdir (Istrefi ve Semi, 2007: 46).

1983 yılında sonra, serbest piyasa ekonomisine geçiş yapan Türkiye'de de döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, ulusal ekonomiye hızlı bir şekilde etki ettiği gözlemlenmiştir. Yaklaşık 40 yıldır yüksek enflasyon sorunuyla mücadele etmekte olan Türkiye'de enflasyonun bir yaşam biçimi haline gelmesi, ülke ekonomisine duyulan güvenin azalmasına ve beraberinde reel sektörün direncinin düşmesine neden olmuştur. Türkiye'de 2001 yılında yaşanan ekonomik krizden sonra dalgalı kur sistemi uygulanmaya başlanmış olup, bu uygulama sonrasında döviz kuru ve enflasyon arasındaki geçişkenlik etkisinde farklılıklar gözlemlenmiştir. Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, enflasyon üzerinde bu denli etkiye sahip olması ve enflasyon hedeflemesi kapsamında uygulanan ekonomik programlar, dikkatlerin döviz kuru ve enflasyon arasındaki geçişkenlik etkisi üzerinde yoğunlaşmasına neden olmuştur. Enflasyonun tüketicilerin refah seviyesini olumsuz yönde etkilemesi, diğer taraftan dışa açık bir ekonomiye sahip olan Türkiye'nin ithal mallara olan bağımlılığı neticesinde maliyetleri ve fiyatları büyük ölçüde etkileyen döviz kuru dalgalanmalarının takip edilmesi, geçişkenlik etkisi ile ilgili çalışmaların gerekliliğini ortaya koyan faktörlerden biri haline gelmiştir.

1.5.1. Döviz Kuru Geçişkenlik Etkisi ve Türleri

Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, mal ve hizmet fiyatlarında oluşturduğu değişiklik olarak kabul edilen geçişkenlik etkisi, üç farklı şekilde incelenmektedir (Rincon vd., 2005: 3). Bunlar; döviz kuru dalgalanmalarının ithalat fiyatlarına geçişkenliği, ihracat fiyatlarına geçişkenliği ve son olarak yurt içi tüketici fiyatlarına geçişkenliğidir (Akat ve Yazgan, 2012: 6).

Ulusal paranın değerinde meydana gelen azalma, yurt içinde ticarete konu olan ürün fiyatlarının doğrudan yükselmesine neden olurken, ithal ürün fiyatlarının artması ise dolaylı olarak yurt içi fiyatların yükselmesine neden olabilmektedir (Jombo vd., 2014: 34). Döviz kuru

geçişkenlik etkisi; nominal döviz kurunda meydana gelen bir birimlik bir değişimin, yurt içi ithalat fiyatlarında, yurt dışı ihracat fiyatlarında ve dolayısıyla tüketici fiyatlarında meydana getirdiği değişim olarak ifade edilmektedir (Menon, 1996: 434; Hooper ve Mann, 1989: 299).

Döviz kuru geçişkenlik etkisi, genellikle döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların ithalat ve ihracat fiyatlarına, tüketici fiyatlarına, ticaret düzeylerine ve yatırımlara olan etkisini açıklamak için kullanılmaktadır (Duasa, 2008: 2). Döviz kurunun ithalat, ihracat ve tüketici fiyatları üzerindeki etkileri geçişkenlik etkisi kapsamında ele alınmaktadır. Diğer taraftan, döviz kurlarının gerçekleştirilen ticaret miktarı ve yatırımlar üzerindeki üzerindeki etkileri, döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisi kapsamında ele alınmaktadır (Darvas, 2001: 4).

1.5.1.1. Fiyat Türlerine Göre Döviz Kuru Geçişkenlik Etkisi

Fiyat türlerine göre geçişkenlik etkisi; ithalat fiyatlarına geçişkenlik etkisi, tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisi ve ihracat fiyatlarına geçişkenlik etkisi olmak üzere üç gruba ayrılmaktadır (Darvas, 2001: 4).

1.5.1.1.1. İthalat Fiyatlarına Geçişkenlik Etkisi

Döviz kurlarında meydana gelen bir değişimin, ithalat fiyatlarını etkilemesine ilişkin tartışmalar, özellikle son yirmibeş yılda, makro ekonomik tartışmaların önemli konularından biri olmuştur. Konunun bu kadar önemli hale gelmesinde, gelişmiş ülkelerin daha fazla dışa açık hale gelmeleri ve döviz kurundaki dalgalanmaların önemi büyüktür (Campa vd., 2005: 11).

Döviz kuru geçişkenlik etkisiyle ilk anda, döviz kurunda meydana gelen değişimin, ithalat fiyatlarına olan etkisi anlaşılmaktadır (Fisher, 1989: 2). Döviz kurunun ithalat fiyatlarına geçişkenlik etkisi, ithalatçı ve ihracatçı ülkeler arasındaki döviz kurunda meydana gelen yüzde birlik bir değişimin, ulusal para birimi cinsinden ithalat fiyatlarında oluşturduğu yüzdesel değişim şeklinde tanımlanmaktadır (Nogueira ve Pinto, 2007: 191).

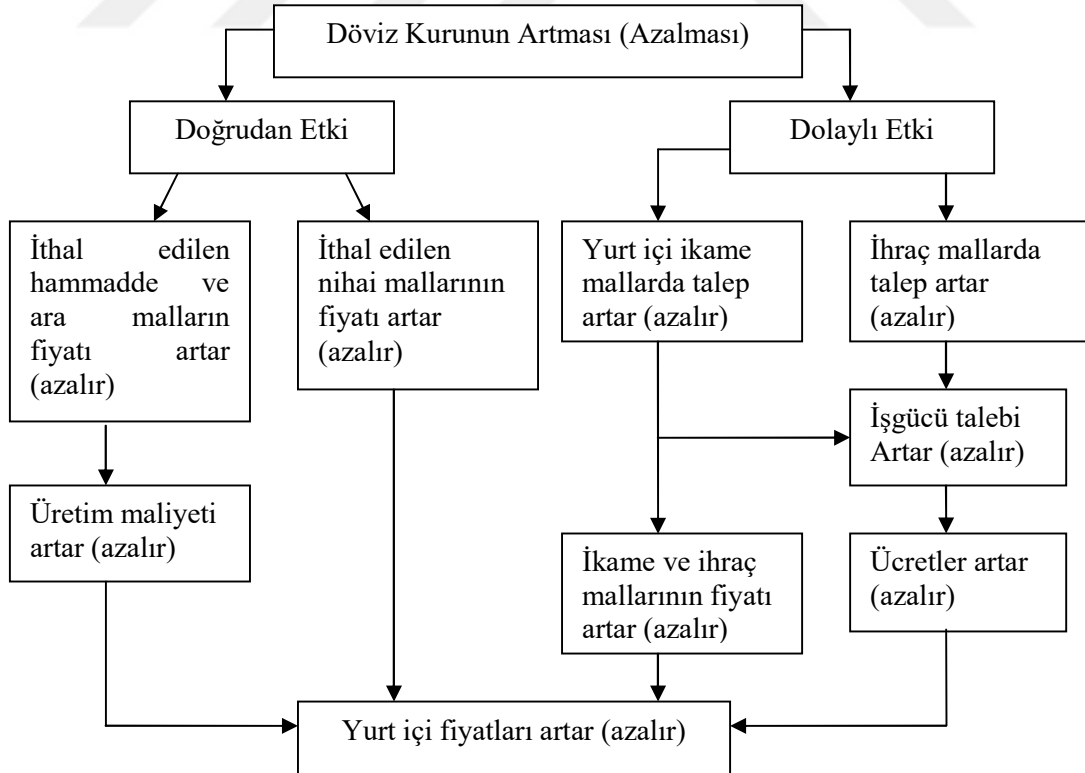
Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların ne derecede tüketici fiyatlarına yansıtacağı, ithalatçı ülke ve ithalatçı firmaların, döviz kurlarındaki dalgalanmaların ne kadarını fiyatlara yansıtacağına bağlıdır. İthal edilen ürünün nihai bir ürün olması durumunda; etki doğrudan malın satış fiyatı üzerinde bir baskı yaratırken, ithal edilen ürünün ara malı olması durumunda; baskı maliyet kalemleri üzerinde olur. Bu iki baskının sonucunda, ithalatçı ülke veya firmanın döviz kurunda meydana gelen değişimi, yurt içi tüketici fiyatlarına yansıtması sonucunu doğurabilecektir (Önder, 2011: 7).

1.5.1.1.2. Tüketici Fiyatlarına Geçişkenlik Etkisi

Döviz kurunda meydana gelen değişmelerin, fiyatlara geçişkenlik etkisinin ikinci aşaması, yurt içi tüketici fiyatlarına olan geçişkenlik etkisidir. Bu etki, ithalat fiyatlarına geçişkenlik etkisinden daha düşüktür. Bunun nedeni, ithalat yapan ülkedeki toptancı ve perakendecilerin döviz kurundaki artışları, yurt içi tüketici fiyatlarına tam olarak yansıtmamasından kaynaklanmaktadır. Döviz kuru geçişkenlik etkisinin tüketici fiyatlarına olan etkisi, bu konu ile ilgili yapılan araştırmalarda üretici, tüketici ve toptan eşya fiyat endeksleriyle ölçülmektedir (Ghosh ve Rajan, 2007: 13-14). Döviz kurunda meydana gelen bir değişimin, yurt içi fiyatlar düzeyine etkisi üç farklı kanaldan meydana gelmektedir. Bu kanallar; ithal tüketim malları, ithal ara malları ve yurt içinde üretilen malların yabancı para cinsinden fiyatıdır (Sek ve Kapsalyamova, 2008: 46).

Ulusal paranın değer kaybetmesi sonucunda, yurt içi tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisi iki farklı koldan olmaktadır. Bu etkilerden birincisi “Doğrudan Etki”, ikincisi ise “Dolaylı Etki” olarak tanımlanmaktadır (Leiderman, 1993: 124). Şekil 2’de, döviz kurundan yurt içi tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin aktarım mekanizması verilmiştir.

Şekil 2: Döviz Kurundan Fiyatlara Geçişkenlik Etkisinin Aktarım Mekanizması



Kaynak: McFarlane, 2002: 5

Şekil 2’de görüleceği gibi, doğrudan etki; döviz kurlarında oluşan dalgalanmaların, ithalat yoluyla elde edilen nihai mallar veya üretimde kullanılan ithal hammadde ve ara malların maliyetlerini arttırması sonucunda, yurt içi fiyatlarda artış meydana getirir (Misztal, 2005: 28). Doğrudan etki, iki farklı kanaldan gerçekleşmektedir. Bunlardan birincisi; ithal edilen ürünün nihai bir mal olması halinde, döviz kurunda meydana gelen yükselme, ithal edilen nihai malın fiyatını ithalatçı açısından artacaktır. Bu durumda, ithalatçı, döviz kurunda meydana gelen artışın tamamını yurt içi fiyatlara yansıtılabileceği gibi, bir kısmını da yurtiçi fiyatlara yansıtabilir. Diğer taraftan, ithalatçı, döviz kurunda meydana gelen artışı, yurtiçi fiyatlara hiç yansıtılmayı da tercih edebilir. İthalatçının döviz kurunda meydana gelen değişmeyi, hangi oranda yurtiçi fiyatlara yansıtacağı bazı koşullara bağlıdır. Döviz kuru geçişkenlik etkisinin yurtiçi fiyatlara doğrudan etkisi; piyasanın yapısı, fiyatlama politikası, ürünün ikame edilebilirliği, döviz kuru politikası ve enflasyonist ortam gibi koşullardan etkilenmektedir (Hyder ve Shah, 2004: 3). İkinci kanal ise; ithal edilen ürünün imalatta kullanılan hammadde veya ara malı olması durumudur. Bu durumda; döviz kurunda meydana gelen artış, üretici açısından üretim maliyetlerini arttıracığından, yurtiçi fiyatların yükselmesine neden olacaktır.

Dolaylı etki; uluslararası piyasalarda malların rekabet edebilirliğiyle ilgilidir (Oladipo, 2007: 112). Döviz kurlarının yükselmesi, yurt içerisinde üretilen ürünleri, yabancı ürünlere göre göreceli olarak daha ucuz hale getirecektir. Bu durumda; ithal ikame mallar ve ihracat mallarında ortaya çıkan talep artışı, toplam talebi arttıracak, artan talep beraberinde işgücü talebinde de artış meydana getirecektir. Böyle bir durumda, toplam talep, potansiyel üretim miktarına göre artacaktır. Bu durum, işgücü talebinin artmasına, dolayısıyla işçi ücretlerinin artmasına neden olacaktır. İşçi ücretlerindeki artış ise üretim maliyetlerinin yükselmesine neden olacaktır. Bu durum ise yurtiçi fiyatların yükselmesine neden olacaktır.

1.5.1.1.3. İhracat Fiyatlarına Geçişkenlik Etkisi

Döviz kurunun ihracat fiyatlarına geçişkenlik etkisi; döviz kurunda meydana gelen yüzde birlik bir değişimin, ulusal para birimi cinsinden ihracat fiyatlarında oluşturacağı yüzdesel değişim şeklinde tanımlanmaktadır (Jombo vd., 2014: 34). Döviz kurunda meydana gelen bir değişimin, ihracat fiyatlarına ne ölçüde yansıtacağı, ihracatçı firmanın fiyatlama politikasına ve uluslararası piyasadaki gücüne bağlıdır.

Malın niteliğine bağlı olarak, ürün farklılaşmasının yüksek olduğu durumda, döviz kurundaki bir değişimin ihracat fiyatlarına geçişkenlik etkisi yüksek olurken, ürün farklılaşmasının düşük olduğu sektörler ve ara malları için, geçişkenlik etkisi düşük olmaktadır.

Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, ihracat fiyatları üzerindeki geçişkenlik etkisi, ticareti yapılan ürünün cinsine ve ihracatçı firmanın yapmakta olduğu ticaretin şekline göre

(örneğin uzun vadeli satışlar) farklılık gösterebilir. Bu durumda, ihracatçı firmalar, döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmanın tamamını satış fiyatlarına yansıtabilirler. Ayrıca, döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmanın bir bölümü ithalatçı firma tarafından satış fiyatlarına yansıtılmayabilir.

1.5.1.2. Etkinin Büyüklüğüne Göre Döviz Kuru Geçişkenlik Etkisi

Döviz kurlarında oluşan dalgalanmalar, ithal edilen mal ve hizmetler vasıtasıyla ulusal fiyatları tam veya kısmi olarak etkileyebileceği gibi, hiç etkilemeyebilir (Bhattacharya ve Thomakos, 2008: 134 - 135). Etkinin büyüklüğüne göre, döviz kuru geçişkenlik etkisi, tam geçişkenlik etkisi veya kısmi geçişkenlik etkisi olarak ifade edilmektedir.

Döviz kurlarından fiyatlara geçişkenliğin derecesini belirleyen en önemli etken, döviz kurunda meydana gelen değişimin kalıcı mı, yoksa geçici mi olduğudur. Eğer kurlarda meydana gelen bir değişim kalıcı ise fiyatlara geçiş etkisi yüksek olacaktır. Tersine bir durumda ise, döviz kurunda meydana gelen değişimin fiyatlara yansımaları sınırlı seviyede kalacaktır (Önder, 2011: 14).

1.5.1.2.1. Döviz Kurundan Fiyatlara Tam Geçişkenlik Etkisi

Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, ithalat ve ihracat fiyatlarına birebir yansımaları halinde, tam geçişkenlik etkisi söz konusu olmaktadır (Cigan vd., 2008: 2). Diğer bir ifadeyle; döviz kurundan fiyatlara tam geçişkenlik etkisi, döviz kurlarında meydana gelen yüzde birlik bir değişim karşısında, ithalat ve ihracat fiyatlarının aynı yönde yüzde birlik bir değişim göstermesi şeklinde ifade edilmektedir.

Döviz kurlarında oluşan dalgalanmaların, ithal edilen mal ve hizmetler vasıtasıyla ulusal fiyatları ne derecede etkileyeceği, ihracat yapan şirketlerin fiyatlamadaki tutumlarına bağlıdır. Herhangi bir ürünün fiyatının, imalatçı ülkenin para birimi cinsinden belirlenmesi halinde, döviz kurlarında oluşan dalgalanma, direkt olarak ithalatçının ülkesindeki fiyatları etkileyecektir. Böyle bir durumda geçişkenlik etkisi tam olacaktır. Buna karşılık, ithalat yoluyla temin edilen mal ve hizmet fiyatlarının ithalatçı ülkenin para birimi cinsinden belirlenmesi halinde, kurlarda meydana gelen dalgalanmalar yurt içi fiyatlara yansımaya ve geçişkenlik etkisi sıfır olacaktır (Coricelli vd., 2006: 12).

1.5.1.2.2. Döviz Kurundan Fiyatlara Kısmi Geçişkenlik Etkisi

Döviz kuru geçişkenlik etkisi üzerine yapılan ampirik çalışmalarda kabul gören ortak sonuç, döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların fiyatlara tam olarak yansımadağı, kısmen yansıdağı

yönündedir. Döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların, yurt içi fiyatlara kısmen yansıdığı, yapılan bazı ampirik çalışmalarda ise ithalat fiyatlarında da kısmi geçişkenlik etkisi olduğu sonucu elde edilmiştir (Hufner, 2004: 25). Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar, fiyatları bu dalgalanmalardan daha az etkiliyorsa kısmi geçişkenlik etkisi ortaya çıkmaktadır (Cigan vd., 2008: 2). Firmalar, döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaları, satış fiyatlarına tamamen yansıtabilecekleri gibi hiç yansıtmayabilirler. Eğer firmalar, döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların bir bölümünü fiyatlarına yansıtırlarsa, bu durumda kısmi geçişkenlik etkisi söz konusu olmaktadır. Döviz kurunda meydana gelen dalgalanmalar karşısında, fiyatlarda herhangi bir değişiklik olmuyorsa, geçişkenlik etkisinin olmadığı söylenir (Yang, 1997: 95). Bu durumda, ticarete konu olan malların üreticileri, döviz kurundan kaynaklanan maliyet artışlarını kendileri karşılamak durumunda kalırlar.



İKİNCİ BÖLÜM

2. DÖVİZ KURU GEÇİŞKENLİK ETKİSİNE İLİŞKİN YAPILAN AMPİRİK ÇALIŞMALAR

Döviz kuru geçişkenlik etkisinin belirlenmesine yönelik literatürde çok sayıda ampirik çalışma bulunmaktadır. 2000’li yıllara kadar söz konusu çalışmalar gelişmiş ülkeler üzerinde yoğunlaşmakta olup, zaman içerisinde gelişmekte olan ülkelerin dünya ticaretindeki payının artmasına bağlı olarak, söz konusu ülke ekonomileri üzerine yapılan çalışmalarda da belirgin bir artış meydana gelmiştir.

Döviz kuru geçişkenlik etkisinin belirlenmesine yönelik yapılan ampirik çalışmalarda; genellikle vektör otoregresif model (VAR), vektör hata düzeltme modeli (VECM), eşbütünleşme analizi, nedensellik analizi ve otoregresif gecikmesi dağıtılmış modeller (ARDL) gibi çeşitli analiz yöntemlerinin kullanıldığı görülmektedir. Çalışmalarda kullanılan değişkenlerin farklı ölçütler olarak kullanılması, çalışmaların yapıldığı dönem aralıklarının farklı olması ve çalışma konusu konusu ülkelerde farklı para politikalarının uygulanması gibi nedenlere bağlı olarak, ampirik çalışmalardan elde edilen sonuçlarda birtakım farklılıklar görülmektedir. Bu farklılıklara rağmen, yapılan çalışmalardaki ağırlıklı görüş, döviz kurundan fiyatlara doğru kısmi bir geçişkenlik etkisinin olduğu yönündedir. Döviz kuru geçişkenlik etkisine ilişkin yapılan literatür çalışmaları özet halinde aşağıda verilmiştir.

Kholdy ve Sohrabian (1990), Amerika’nın yoğun ticari ilişki içerisinde bulunduğu Almanya, Kanada ve Japonya’yı içine alan çalışmada, 1973 – 1988 dönemine ilişkin aylık verileri kullanarak döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini Granger nedensellik analizi ile incelemiştir. Çalışma kapsamında; Alman Markı, Kanada Doları ve Japon Yeni, ABD Doları, tüketici fiyat endeksi (TÜFE) ve toptan eşya fiyat endeksi (TEFE) değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; Almanya ve Japonya’da, TEFE ile döviz kuru arasında karşılıklı, buna karşılık Kanada’da ise döviz kurundan TEFE’ye yönelik olarak tek taraflı nedensellik tespit edilmiştir. Diğer taraftan, TÜFE baz alındığında ise, değişkenler arasında herhangi bir nedensellik tespit edilememiştir.

Ülengin (1995), Granger nedensellik testi ile Türkiye ekonomisinde bütçe açığı, parasal büyüme, enflasyon, döviz kuru ve üretim arasındaki nedenselliği araştırmıştır. Çalışma kapsamında; rezerv para, TEFE, sanayi üretim endeksi, dolar kuru ve bütçe açığı değişkenlerine ilişkin 1981 – 1992 dönemine ilişkin üçer aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kuru ile TEFE, bütçe açığı ve rezerv para, rezerv para ve döviz kuru arasında çift yönlü, buna karşılık; rezerv paradan TEFE'ye, TEFE'den bütçe açığına, sanayi üretim endeksinden TEFE'ye yönelik tek taraflı nedenselliğin bulunduğu tespit edilmiştir.

Islam ve Ahmed (1999), Güney Kore'yi yerli, ABD'yi yabancı ülke kabul ederek, bu iki ülke arasında satınalma gücü paritesinin geçerliliğini incelemiştir. Çalışmada 1971 – 1996 dönemine ilişkin üçer aylık TÜFE ve döviz kuru verileri kullanılmıştır. Çalışma kapsamında; iki aşamalı Engle-Granger ve Johansen (1988) eşbütünleşme yöntemleri ile değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmış, her iki testte de değişkenler arasında uzun dönemde ilişki tespit edilmiştir. Çalışmanın son bölümünde Granger nedensellik analizi uygulanmış olup, döviz kurundan, nispi fiyatlara yönelik tek taraflı bir nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

McCarthy (1999), VAR modeliyle, 9 sanayileşmiş ülke (Amerika Birleşik Devletleri, Japonya, Almanya, Fransa, Hollanda, İngiltere, İsveç, Belçika, İsviçre) için döviz kuru ile ithalat fiyatlarının, üretici fiyat endeksi (ÜFE) ve TÜFE üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışma kapsamında; ithalat fiyat endeksi, ÜFE, TÜFE ve döviz kuru değişkenlerinin 1976 Ocak – 1998 Nisan dönemine ilişkin üçer aylık verileri kullanılmıştır. Çalışmada; ithalatı yüksek olan ülkelerde geçişkenlik etkisinin yüksek olduğu, kurda meydana gelen sürekli dalgalanmaların, ithalat miktarının belirleyicisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca çalışma sonucunda; 1990 öncesi dönem ve sonrası dönemde, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinde önemli bir farklılık bulunamamıştır.

Leigh ve Rossi (2002), Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini VAR yöntemi ile incelemişlerdir. Çalışma kapsamında; 1994 Ocak – 2002 Nisan dönemine ilişkin aylık bazda petrol fiyatı, nominal döviz kuru (USD), TÜFE ve TEFE verileri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda; Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin bir yılın sonunda sona erdiği, geçişkenlik etkisinin özellikle ilk dört aylık dönemde oldukça fazla hissedildiği, TEFE'ye olan geçişkenlik etkisinin, TÜFE'ye olan geçişkenlik etkisinden daha fazla olduğu tespit edilmiştir.

Türkiye ekonomisine ilişkin bir başka çalışma, Alper (2003) tarafından yapılmıştır. Çalışmada; ECM yardımıyla, 1987 Ocak – 2003 Mayıs dönemine ilişkin aylık verilerle, Türkiye'de döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini incelemiştir. Çalışma kapsamında; döviz kuru sepeti ((USD + EUR)/2 şeklinde hesaplanmıştır), TÜFE, TEFE, imalat sektörü fiyat endeksi ve özel sektör imalat fiyat endeksi değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; Türkiye'de döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisinin yüksek ve

hızlı olduğu belirlenmiştir. Bu durumun, Türkiye ekonomisinin yüksek derecede dışa bağımlı olmasından kaynaklandığı ifade edilmiştir.

Arat (2003), ardışık VAR yöntemini kullanarak Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini incelemiştir. Çalışma kapsamında; 1994 Ocak – 2002 Aralık dönemine ilişkin aylık bazda petrol fiyatı, sanayi üretim endeksi, döviz sepeti ((Amerikan Doları + Alman Markı)/2), ithalat fiyat endeksi, TEFE, TÜFE, ticarete konu malların endeksi ve ticarete konu olmayan mallar endeksi değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; Leigh ve Rossi’nin (2002) çalışmasında elde edilen sonuçlara benzer şekilde, döviz kuru geçişkenlik etkisinin, TÜFE’ye oranla, TEFE üzerinde daha etkili olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada, ayrıca, Türkiye ekonomisinde döviz kuru geçişkenlik etkisinin, gelişmiş ülkelere oranla daha fazla olduğu, dalgalı döviz kuru uygulamasına geçilmesinden sonra geçişkenlik etkisinde azalma meydana geldiği tespit edilmiştir.

Işık vd. (2004), Johansen (1988) eşbütünleşme yöntemini kullanarak Türkiye ekonomisinde enflasyon ile döviz kuru arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemişlerdir. Çalışma kapsamında; 1982 Ocak – 2003 Aralık dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Değişkenlerin durağanlık sınamaları, ADF birim kök testi ile yapılmış olup, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri belirlenmiştir. Çalışmanın sonucunda; enflasyon ve döviz kuru arasında bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiş olup, döviz kurundaki %1’lik yükselmenin, enflasyonda %0.9’luk yükselmeye sebep olacağı ifade edilmiştir.

Rowland (2004), 1983 Ocak – 2002 Ekim dönemi için aylık verileri kullanarak Kolombiya’da döviz kurundan ÜFE ile TÜFE’ye olan geçişkenlik etkisini VAR modeli yardımıyla araştırmıştır. Çalışma kapsamında; döviz kuruna ilave olarak, ithalat fiyat endeksi, ÜFE ve TÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kurunda meydana gelen şokların %80’lik bölümünün bir yıl içerisinde ithalat fiyatlarına yansırken, buna karşılık ÜFE ve TÜFE’deki yansımının ise %28 seviyesinde kaldığı belirlenmiştir. Bu sonuca göre; döviz kurunda meydana gelen şokların ithalat fiyatları üzerindeki etkisinin hızlı ve güçlü olduğu, buna karşılık ÜFE ve TÜFE’deki geçişkenliğin ise daha yavaş olduğu ifade edilmiştir.

Kara ve Ögünç (2005), VAR modeli ile Türkiye ekonomisinde döviz kurundan ithalat fiyatlarına ve yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini incelemişlerdir. Çalışma; dalgalı kur öncesi dönem (1994-2001) ve dalgalı kur sonrası dönem (2001-2004) olmak üzere iki farklı dönem için yapılmıştır. Çalışmanın sonucunda; dalgalı döviz kuru uygulamasına geçildikten, sonra döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinde azalma ve yavaşlama meydana geldiği tespit edilmiştir. Bu durumun ise, döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların kalıcı olmamasından kaynaklandığı ifade edilmiştir.

Frankel vd. (2005), 76 ülke* üzerinde yapmış olduğu çalışmada hata düzeltme modeli (ECM) yardımıyla döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini araştırmışlardır. Bu doğrultuda; ithalat fiyat endeksi, ÜFE, TÜFE ve 8 ürünün (Marlboro sigarası, Coca Cola, Konyak, Cin, Gazete, Kodak Film, Likör, Martini) fiyatını ele almışlardır. Çalışmada; yüksek enflasyon durumunda geçişkenlik etkisinin daha hızlı ve güçlü iken, düşük enflasyon durumunda geçişkenlik etkisinde azalma meydana geldiği, sanayileşmiş ülkelerde kurlardaki değişimin fiyatlara geçişkenliği arttırırken, gelişmekte olan ülkelerde geçişkenliği arttırmadığı tespit edilmiştir. Bu sonuca göre; gelişmekte olan ülkelerde kurlarda meydana gelen oynaklığın artması durumunda, geçişkenlik etkisinde azalma meydana geldiği tespit edilmiştir. Bu durumun, ithalatçı firmaların, gelişmekte olan ülkelerde pazar paylarını kaybetmeme isteklerinden kaynaklandığı ifade edilmiştir.

Türkiye ekonomisine ilişkin bir başka çalışma 2006 yılında Gül ve Ekinci tarafından yapılmıştır. Gül ve Ekinci (2006), Türkiye ekonomisinde enflasyon ve döviz kuru arasındaki nedenselliği incelemiştir. Çalışma kapsamında: 1984 Ocak – 2003 Aralık dönemine ilişkin aylık bazda, döviz kuru ve enflasyon oranı verileri kullanmıştır. Çalışmada; değişkenlerin durağanlık sınamaları ADF yöntemi ile yapılmıştır. Daha sonra, Johansen (1988) eşbütünleşme testi yapılmıştır. Yapılan nedensellik testinin sonucunda; döviz kurundan enflasyona yönelik tek taraflı nedenselliğin olduğu belirlenmiştir.

Döviz kuru geçişkenliğini VAR yöntemi kullanarak inceleyen bir başka çalışma Korhonen ve Wachtel (2006) tarafından yapılmıştır. Korhonen ve Wachtel çalışmalarında; Bağımsız Devletler Topluluğu ülkelerinde (Kazakistan, Gürcistan, Kırgızistan, Ermenistan, Ukrayna, Rusya ve Moldova), 1999 – 2004 dönemine ilişkin aylık verileri kullanarak, döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini VAR yöntemini kullanarak incelemiştir. Çalışma sonucunda; döviz kurundan tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin yüksek olduğu, sözkonusu etkinin 12 aydan kısa bir sürede hızlı bir şekilde ortaya çıktığı belirlenmiştir.

Maswana (2006), Kongo'da, döviz kuru ile enflasyon arasındaki Granger nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Çalışmada; 1990 Ocak – 1996 Eylül dönemine ilişkin döviz kuru ve enflasyona ilişkin aylık verileri kullanılmıştır. Çalışmada; öncelikle Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) yöntemi ile durağanlık sınamaları yapılmış, ardından Johansen ve Juselius (1990) yöntemleri kullanılarak değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi incelenmiştir. Test sonuçlarına göre; kısa dönemde, enflasyon ile döviz kuru arasında karşılıklı nedensellik ilişkisinin bulunduğu,

* Arjantin, Mısır, Libya, Saudi Arabistan, Avustralya, Finlandiya, Lüksemburg, Senegal, Avusturya, Fransa, Malezya, Singapur, Azerbaycan, Gabon, Meksika, Güney Afrika, Bahreyn, Almanya, Fas, Güney Kore, Bangladeş, Yunanistan, Hollanda, İspanya, Belçika, Guetamala, Yeni Zelanda, Sri Lanka, Brezilya, Hong Kong, Nijerya, İsveç, Kamerun, Macaristan, Norveç, İsviçre, Kanada, İzlanda, Pakistan, Tayvan, Şili, Hindistan, Panama, Tayland, Çin, Endonezya, Papua Yeni Gine, Tunus, Kolombiya, İran, Paraguay, Türkiye, Kostarika, İrlanda, Peru, Birleşik Arap Emirlikleri, Fildişi Sahili, İsrail, Filipinler, İngiltere, Hırvatistan, İtalya, Plonya, Amerika, Çek Cumhuriyeti, Japonya, Portekiz, Uruguay, Danimarka, Ürdün, Romanya, Venezüella, Ekvator, Kenya, Rusya, Vietnam.

uzun dönemde ise, sadece döviz kurundan, enflasyona yönelik tek taraflı bir nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

Şıklar ve Uslu (2007), 1994 Ocak – 2006 Aralık dönemi için Türkiye ekonomisinde, döviz kurundan ÜFE ve TÜFE'ye geçişkenlik etkisini VECM modelini kullanarak incelemiştir. Çalışmanın sonucunda; döviz kurundan, yurt içi fiyatlar genel seviyesine olan geçişkenliğin orta düzeyde olduğu, geçişkenlik etkisinin ÜFE üzerinde daha belirgin olduğu, döviz kuru geçişkenlik etkisinin 12 ay sürmesine rağmen, geçişkenlik etkisinin ilk 4 aylık sürede çok belirgin olduğu ve TÜFE'ye olan geçişkenlik etkisinin 2001 Şubat ayından sonra dalgalı kur sistemine geçilmesiyle birlikte oldukça zayıfladığı tespit edilmiştir.

VAR yöntemini kullanarak yapılan bir diğer çalışma Volkan vd. (2007) tarafından gerçekleştirilmiştir. Volkan vd. (2007), Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini incelemiştir. Çalışma, 1994 Mayıs – 2006 Aralık dönemini içermekte olup, sabit kur uygulaması dönemi ve dalgalı kur uygulaması dönem olarak iki ayrı şekilde incelenmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre; döviz kurundaki artışın yurtiçi fiyatları arttırdığı, döviz kurundaki artışın öncelikle imalat sanayi fiyatlarında artışa neden olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, çalışmanın sonucunda, dalgalı döviz kuru uygulamasına geçilmesiyle, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin %25 oranında azaldığı tespit edilmiştir.

Istrefi ve Semi (2007), Arnavutluk'da, döviz kurundan, tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisini, VAR yardımıyla araştırmıştır. Çalışma kapsamında, 1994 – 2006 dönemine ilişkin aylık bazda, nominal efektif döviz kuru ve TÜFE verileri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kurundaki değişimin, tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin ilk dört ay içinde %42 seviyesinde olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, Arnavutluk'da, döviz kurundan, tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin tam olduğu, ancak azaldığı tespit edilmiştir. Bu durum; tüketici fiyatlarının, döviz kurundaki ani şoklara hemen tepki verdiğini, düşük enflasyon ortamında ve Arnavutluk Merkez Bankası'nın istikrarlı politikalar uygulaması nedeniyle döviz kurundan, tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin azaldığını göstermektedir.

Volkan vd. tarafından yapılan çalışmaya benzer şekilde, Peker ve Görmüş (2008) çalışmalarında, VAR yöntemini kullanarak Türkiye ekonomisinde, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini incelemiştir. 1987 Ocak – 2006 Eylül dönemini kapsayan çalışmada; ham petrol fiyatları, sanayi üretim endeksi, para arzı, nominal döviz kuru ve ÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; enflasyonda meydana gelen değişimlerin %72'lik bölümünün, döviz kurundaki değişikliklerden kaynaklandığı, bu doğrultuda, döviz kurunda meydana gelen değişimlerin, fiyatlar genel seviyesi üzerinde oldukça etkili olduğu tespit edilmiştir.

Aldemir (2008), Türkiye ekonomisinde, döviz kurundan, ara malları ithalatı yoluyla ÜFE üzerindeki geçişkenlik etkisini VAR yöntemi ile incelemiştir. 1988 Ocak – 2001 Ocak dönemini kapsayan çalışmada; nominal döviz kuru, ara malları ihtalatının TL cinsinden değeri, imalat sanayi kapasite kullanım oranı, imalat sanayi nominal ücretler/işgücü verimliliği endeksi, imalat sanayi toptan eşya fiyat endeksi değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; kurlardaki değişimin, ithal ara malları yoluyla, yurt içi üretim maliyetleri üzerindeki geçişkenlik etkisinin oldukça yüksek olduğu, geçişkenlik etkisinin ikinci ve üçüncü ayın sonunda %60 seviyesine ulaştığı tespit edilmiştir.

VECM yöntemini kullanarak yapılan bir başka çalışmada, Damar (2010), VECM yardımıyla, Türkiye’de döviz kurundan, yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini incelemiştir. Çalışma kapsamında; 1995 Ocak - 2000 Haziran ve 2002 Ocak - 2009 Aralık dönemine ait veriler kullanılmıştır. Çalışma, dalgalı kur öncesi ve sonrası olmak üzere iki ayrı dönem için yapılmıştır. Serilerin durağanlık sınamaları ADF yöntemiyle yapılmış olup, daha sonra Johansen (1988) eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kurundan TÜFE ve çekirdek enflasyona geçişkenlik etkisinde, dalgalı kur sistemine geçilmesiyle birlikte önemli derecede azalma meydana geldiği tespit edilmiştir.

Achsani vd. (2010), 8 Asya (Endonezya, Tayland, Malezya, Filipinler, Singapur, Japonya, Çin, Güney Kore) ile 8 Avrupa Birliği (İngiltere, Fransa, Almanya, Hollanda, Belçika, Danimarka, İsveç, Norveç) ve 3 Kuzey Amerika (Amerika, Canada, Meksika) ülkesi için, nominal ve reel döviz kuru ile enflasyon arasındaki nedenselliği 1991 – 2005 döneminde, panel nedensellik testi ile araştırmıştır. Çalışmanın sonucunda; Asya ülkelerinde nominal döviz kuru ve reel döviz kurundan, enflasyona yönelik tek taraflı bir nedensellik olduğu, buna karşılık Avrupa Birliği ile Kuzey Amerika ülkelerinde ise, Asya ülkelerinden farklı olarak, enflasyondan döviz kuruna yönelik tek taraflı nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca, Avrupa Birliği ile Kuzey Amerika ülkelerinde, döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların enflasyona olan etkisinin Asya ülkelerine göre daha az olduğu tespit edilmiştir.

Frimpong ve Adam (2010), Gana’da döviz kuru dalgalanmalarının, tüketici fiyatları üzerindeki etkisini VAR modeli ile incelemişlerdir. Çalışmada; 1990 Ocak – 2009 Haziran dönemine ait üçer aylık veriler kullanılmış olup, enflasyon oranı olarak TÜFE esas alınmıştır. Çalışma kapsamında, öncelikle değişkenlerin durağanlık sınamaları yapılmış, ardından Johansen (1988) eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Çalışma sonucunda; döviz kurundan, enflasyona geçişkenlik etkisinin kısa vadede düşük, fakat anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Bu durumun; Gana Merkez Bankası’nın uyguladığı sıkı para politikasının etkisiyle döviz kurundan, tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin azalmasından kaynaklandığı ifade edilmiştir.

Aghayev (2011), 1995 Ocak – 2010 Nisan dönemi için Azerbaycan ekonomisinde enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Enflasyon değişkeni olarak TÜFE, döviz kuru olarak Amerikan Doları kullanılmıştır. Çalışmada, değişkenlere ilişkin aylık veriler kullanılmış olup, tüm veriler mevsimsellikten arındırılmıştır. Serilerin durağanlık sınamaları ADF, Phillips-Perron, Zivot ve Andrews birim kök testleri ile yapılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri; Engle-Granger ve Johansen-Juselius eşbütünleşme yöntemleri ile araştırılmış olup, herhangi bir uzun dönem ilişkisine rastlanmamıştır. Değişkenler arasındaki nedensellik ise; Hsiao (1982) ve Granger nedensellik testleri ile araştırılmıştır. Eşbütünleşme testi sonucunda değişkenler arasında herhangi bir uzun dönem ilişkisi bulunamamıştır. Nedensellik testinden elde edilen sonuçlara göre; Azerbaycan ekonomisinde, enflasyon ve döviz kuru arasında nedensellik olmadığı tespit edilmiştir. Söz konusu durumun; Azerbaycan'ın petrol ürünleri ihracatı nedeniyle yüksek tutarda döviz geliri sağlamasından kaynaklandığı ifade edilmiştir.

Granger nedensellik testi kullanılarak yapılan diğer bir çalışmada, Balamurali ve Sivarajasingam (2011), Sri Lanka'da, döviz kurlarındaki değişimin, enflasyon üzerinde (TÜFE) bir değişim meydana getirip getirmediğini incelemiştir. Çalışmada 1977 – 2008 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Çalışma kapsamında; serilerin durağanlık sınamalarında ADF ve Phillips-Perron yöntemleri kullanılmış olup, ardından eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Eşbütünleşme testi sonucunda; nominal döviz kuru ile TÜFE arasında uzun dönemde pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Son aşamada ise Granger nedensellik testi uygulanmış olup, döviz kurlarından, enflasyona yönelik tek taraflı bir nedensellik bulunduğu tespit edilmiştir.

Jayaraman ve Choong (2011), 1982 – 2009 yıllarını içeren dönemde, Fiji'de, döviz kurlarındaki değişikliğin, TÜFE üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışma; 1982 - 1986 darbe öncesi dönem, 1987 - 2009 darbe dönemi ve 1982 – 2009 tüm dönem olarak ele alınmış olup, aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmada; TÜFE, nominal döviz kuru, parasal büyüklük ve faiz oranı değişkenlerine ait aylık veriler kullanılmıştır. Çalışma kapsamında; ADF birim kök testi, Johansen-Juselius eşbütünleşme testleri yapılmış, daha sonra Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Çalışma sonucunda; döviz kuru geçişkenlik etkisinin incelenen tüm dönemlerde düşük olduğu tespit edilmiştir.

Önder (2011), VAR yardımıyla, Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini araştırmıştır. Çalışma kapsamında; petrol fiyatı, döviz kuru, sanayi üretim endeksi, rezerv para, ÜFE ve TÜFE değişkenleri kullanılmış olup, çalışmada 1989 Ağustos – 2010 Kasım dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Çalışma; Şubat 2001 krizi öncesi ve sonrası olmak üzere iki dönemde incelenmiştir. Çalışma sonucunda; 2001 Şubat öncesi döneminde, döviz kuru geçişkenliğinin üretici fiyatlarında daha yüksek seviyede olduğu, dalgalı kur sistemine geçildikten sonra ise, Damar (2010) tarafından yapılan çalışmada olduğu gibi, döviz kurundan yurtiçi fiyatlara geçişkenlik etkisinin azaldığı tespit edilmiştir.

Yüncüler (2011), 1997 – 2010 döneminde Türkiye ekonomisinde, ithalat fiyatları ve döviz kurundaki dalgalanmaların, TÜFE ve ÜFE üzerindeki geçişkenlik etkisini VAR yöntemiyle analiz etmiştir. Çalışmanın sonucunda; döviz kuru ile ithalat fiyatlarında meydana gelen dalgalanmaların, TÜFE'ye oranla, ÜFE'ye olan geçişkenliğinin daha yüksek olduğu, enflasyon hedeflemesinin yapıldığı dönemde geçişkenlik etkisinin azaldığı tespit edilmiştir. Diğer taraftan; döviz kurunda meydana gelen şoklara oranla, ithalat fiyatlarında meydana gelen şokların üretici ve tüketici fiyatlarına daha hızlı ve yüksek düzeyde yansıdığı tespit edilmiştir.

Aydın ve Kara (2012), Türkiye ekonomisinde döviz kuru geçişkenlik etkisini VAR modeli ile incelemişlerdir. Çalışma kapsamında; 2004 Ocak – 2011 Mart dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmış olup, üretim açığı, döviz kuru (USD), ÜFE, TÜFE ve ithalat birim değer endeksi değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kurundaki % 1'lik artışın, TÜFE'deki etkisinin ilk dört ay içerisinde %4'ü geçtiği, beşinci aydan itibaren hızla düşerek, on sekizinci ayın ardından yaklaşık olarak %1,5 seviyesine kadar indiği, daha sonra bu seviyede sabit kaldığı tespit edilmiştir. Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisindeki azalmada; 2001 yılından sonra dalgalı döviz kuru sisteminin uygulamaya başlanmasının ve 2006 yılında enflasyon hedeflemesi uygulamasına geçilmesinin etkili olduğu ifade edilmiştir.

Kara ve Ögünç (2012), Türkiye ekonomisinde döviz kuru sepeti (USD+EURO/2) ile ithalat fiyatlarının, çekirdek tüketici fiyatlarına (işlenmemiş gıda, alkollü içecekler ve tütün hariç TÜFE) olan geçişkenlik etkisini incelemişlerdir. Çalışmada; VAR yöntemi kullanılmış olup, ayrıca döviz kuru geçişkenliğinin dönemsel gelişimini zaman içerisinde değişen parametre tahmin modeli (TVP) ile incelemişlerdir. Çalışma kapsamında; 2002 - 2011 dönemi için aylık veriler kullanılmıştır. Çalışma sonucunda; döviz kuru sepetinde ve ithalat fiyatlarında meydana gelen dalgalanmaların bir yıllık süre içerisinde çekirdek tüketici fiyatları üzerindeki etkisinin yaklaşık %15 seviyesine ulaştığı tespit edilmiştir. VAR modelinden ve TVP modelinden elde edilen sonuçlar, Kara ve Ögünç'ün 2005 yılında yapmış oldukları çalışmaya benzer şekilde, döviz kurundan çekirdek tüketici fiyatlarına olan geçişkenlik etkisinin azalmakta olduğunu teyit etmiştir.

Capmas (2013), 2003 yılında esnek kur politikasını benimseyen ve bu yıldan itibaren yüksek enflasyon oranlarına maruz kalan Mısır'da, döviz kurlarındaki değişimin, yurt içi fiyatlar üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışma kapsamında; 2003 Ocak – 2011 Aralık dönemini içeren aylık bazda döviz kuru ve TÜFE verileri kullanılmıştır. Bu doğrultuda; değişkenlerin durağanlık sınamaları ADF ve Phillips Peron yöntemleri kullanılarak yapılmıştır. Çalışmanın başlangıcında; döviz kuru ve enflasyon arasındaki korelasyon ilişkisinin bulunup bulunmadığı araştırılmış olup, iki değişken arasında düşük bir korelasyon tespit edilmiştir. Daha sonra VAR modeli kullanılarak döviz kurundaki geçici bir şokun, enflasyonu her zaman etkileyip etkilemediği ölçülmüştür. Son olarak; döviz kuru hareketlerinin, enflasyon üzerindeki etkisi Granger nedensellik testi ile kontrol edilmiştir. Çalışmanın sonucunda; değişkenler arasında çok zayıf bir ilişki tespit edilmiş olup,

söz konusu durumun; Mısır'ın, gayrisafi yurtiçi hasılasında (GSYİH) ithalatın fazla bir paya sahip olmamasından kaynaklandığı tespit edilmiştir.

Doğru vd. (2013), döviz kurundaki dalgalanmaların ve bütçe açığının, kısa dönem ve uzun dönemde enflasyona neden olup olmadığını, Asya kıtasında yer alan 22 gelişmekte olan Asya Ülkesi* için incelemişlerdir. Çalışma 1980-2011 yıllarını kapsamaktadır. arası dönem için analiz etmişlerdir. Yapılan çalışmada; panel eşbütünleşme, hata düzeltme modeli (ECM) ve panel nedensellik yöntemleri kullanılmıştır. Çalışmada; TÜFE, döviz kuru (USD) ve bütçe açığını ifade etmek üzere, kamu harcamaları ile kamu gelirleri arasındaki farkın toplam hasılaya oranı kullanılmıştır. Döviz kuru ve TÜFE verilerinin doğal logaritmaları alınmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmamıştır. Panel nedensellik testinden elde edilen sonuçlara göre ise; kısa dönemde, bütçe açığından TÜFE'ye ve döviz kurundan TÜFE'ye doğru nedensellik tespit edilememiştir. Buna karşılık uzun dönemde ise; bütçe açığından TÜFE'ye ve döviz kurundan TÜFE'ye yönelik tek taraflı nedensellik bulunduğu tespit edilmiştir.

Madesha vd. (2013), Zimbabve'de, 1980 – 2007 yılları arasında, döviz kuru ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Veriler yıllık bazda alınmıştır. Çalışmada; öncelikle değişkenlerin durağanlık sınamaları ADF yöntemi ile yapılmış olup, daha sonra eşbütünleşme testleri uygulanmıştır. Son aşamada ise Garanger nedensellik testi uygulanmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kuru ve enflasyon arasında karşılıklı nedensellik bulunduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda; ekonomiyi yönetenlerin, döviz kurundaki artışın, enflasyon üzerinde baskı oluşturmaması için önceden politika belirlemelerinin gerekli olduğunu önermişlerdir.

Azgün (2013), 1987 Ocak – 2010 Aralık dönemine ilişkin aylık verileri kullanarak, Türkiye ekonomisinde döviz kurundaki dalgalanmaların, yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini SVAR modeli ile incelemiştir. Çalışmada; döviz kuru (USD) yanında, arz (petrol fiyatı), talep şokları (GSYİH) ve uygulanan para politikasının (para arzı) ulusal fiyatlar üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Çalışmadaki VAR modelinde 7 değişken (petrol fiyatı, GSYİH, para arzı, döviz kuru, ithalat fiyat endeksi, ÜFE, TÜFE) kullanılmıştır. Değişkenlere, öncelikle, ADF birim kök testi uygulanmış, daha sonra varyans ayrıştırma işlemi yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre; döviz kuru ve petrol fiyatlarının, tüketici fiyatlarını belirlemede, diğer değişkenlere göre daha etkili olduğu tespit edilmiştir.

Gündoğdu (2013), Türkiye'de 2003 Ocak - 2012 Eylül dönemi için döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini VECM yöntemi ile incelemiştir. 2008 yılında ABD'de başlayan ve tüm dünyaya yayılan ekonomik kriz nedeniyle, çalışmadaki geçişkenlik etkisi, 2009 öncesi dönem ve

* Butan, Bangladeş, Kamboçya, Brunei Darussalam, Çin, Hindistan, Fiji, Kiribati, Endonezya, Malezya, Nepal, Maldivler, Pakistan, Filipinler, Papua Yeni Gine, Solomon Adaları, Samoa, Tayland, Sri Lanka, Vanuatu, Tonga ve Vietnam.

2009 sonrası dönem olmak üzere iki farklı dönem için incelenmiştir. Ayrıca, geçişkenlik etkisinin zaman içerisindeki dağılımı etki – tepki analizi ile incelenmiştir. Çalışmada, beş adet değişken (ÜFE, imalat sanayi üretici fiyat endeksi, TÜFE, çekirdek tüketici fiyat endeksi, döviz kuru sepeti) kullanılmıştır. Döviz kuru sepeti (USD+EURO)/2 şeklinde hesaplanmıştır. Serilerin durağanlık sınamaları ADF birim kök testi ile incelenmiştir. Çalışma sonucunda; döviz kuru geçişkenlik etkisinin, TÜFE'ye oranla, ÜFE'de daha çabuk ve hızlı olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda; uzun dönemde, döviz kurunda meydana gelen %1'lik bir değişimin ÜFE üzerinde %16,7'lik bir değişime neden olduğu, kısa dönemde ise söz konusu etkinin %14,9 seviyesinde olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde; uzun dönemde, döviz kurunda meydana gelen %1'lik bir değişimin TÜFE üzerinde %10,3'lük bir değişime neden olduğu, kısa dönemde ise bu etkinin yaklaşık %6,7 seviyesinde olduğu tespit edilmiştir.

Güven ve Uysal (2013), Türkiye'de 1983 – 2012 döneminde reel efektif döviz kuru ile TÜFE arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Çalışma kapsamında, değişkenlerin durağanlık sınamaları ADF yöntemi ile yapılmıştır. Her iki serisinde birinci farkları alındığında durağanlık koşulunu sağladığı tespit edilmiştir. Daha sonra, Engle-Granger eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre; değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişki bulunmadığı tespit edilmiştir. Yıllık veriler kullanılarak yapılan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre; değişkenler arasında çift taraflı nedenselliğin bulunduğu tespit edilmiştir.

Altıntaş (2014), Türkiye'de 1987 - 2011 dönemine ilişkin üçer aylık verileri kullanarak döviz kurunun enflasyon üzerindeki geçişkenlik etkisini ARDL yöntemi ile araştırmıştır. Çalışmada; TÜFE, döviz kuru (USD), GSYİH, ithalat fiyat endeksi, ABD üretici fiyat endeksi ve dünya tüketici fiyat endeksi değişkenleri kullanılmıştır. ARDL sınır testi tahmin sonucunda, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Uzun dönemde, nominal döviz kuru değişkeninin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş olup, Türkiye ekonomisinde uzun dönemde döviz kurundaki %1'lik artışın TÜFE'de %0.91 ila %0.72 arasında bir artışa neden olduğu, dolayısıyla döviz kurunun enflasyon üzerinde geçişkenlik etkisinin oldukça kuvvetli olduğu tespit edilmiştir. Hata düzeltme modelinden elde edilen sonuca göre; kısa dönemdeki geçişkenliğin, uzun döneme göre düşük olmakla birlikte, pozitif yönlü ve anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Çalışmanın sonucunda; Türkiye ekonomisinde döviz kurundan yurt içi fiyatlara olan geçişkenliğin yüksek olduğu tespit edilmiştir.

Selim ve Güven (2014), 1990 – 2012 dönemine ilişkin yıllık veriler aracılığıyla Türkiye ekonomisinde, reel efektif döviz kuru, TÜFE ve işsizlik arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Çalışmadaki tüm değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır. Değişkenlerin durağanlık sınamaları ADF, Phillips Peron ve Zivot-Andrews birim kök testleriyle yapılmış olup, tüm değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğu tespit edilmiştir. İncelenen dönemlerde; yurt içi ve yurt dışında yaşanan ekonomik problemlerin çalışmada kullanılan değişkenler üzerinde

muhtemel yansımaları olabileceği düşüncesiyle, yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi de kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi Johansen eşbütünleşme yöntemi ile araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre; reel efektif döviz kurundan, işsizlik ve TÜFE'ye yönelik tek taraflı Granger nedenselliğinin bulunduğu tespit edilmiştir.

Granger nedensellik testi kullanılarak yapılan bir diğer çalışmada, Inyama ve Ekwe (2014), Nijerya'da, 1979 – 2010 yılları arasında, döviz kuru dalgalanmalarının, enflasyon, faiz oranı ve GSYİH üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışma kapsamında kullanılan değişkenlerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde ADF yöntemi kullanılmıştır. Sonraki aşamada, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri ise Johansen eşbütünleşme yöntemi ile incelenmiştir. Son aşamada, yapılan nedensellik testinden elde edilen sonuçlara göre ise; döviz kuru ile enflasyon arasında nedensellik bulunmadığı, buna karşılık enflasyon ve faiz oranı arasında tek taraflı bir nedensellik bulunduğu tespit edilmiştir.

Jombo vd. (2014), genişletilmiş Phillips eğrisi ve VAR yöntemini kullanılarak, Malawi'de, döviz kurundan tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin derecesini analiz etmişlerdir. Çalışmada kullanılan veriler 1990 Ocak – 2013 Haziran dönemini içeren üçer aylık verilerden oluşmaktadır. Çalışma kapsamında; TÜFE, döviz kuru, üretim açığı, gıda fiyatları endeksi ve petrol fiyatı değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kuru değişikliklerinin, Malawi'de enflasyonun ana nedeni olmakla birlikte, yurt içi fiyatlar üzerindeki geçişkenlik etkisinin düşük olduğu tespit edilmiştir.

Frimpong ve Adam (2010) tarafından yapılan çalışmaya ilave olarak, Loloh (2014), Gana ekonomisi için döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini VAR model yardımıyla incelemiştir. 1994 Ocak – 2012 Aralık dönemine ait aylık veriler kullanılarak yapılan çalışmada, 6 değişken kullanılmıştır (petrol fiyatı, çıktı açığı, döviz kuru, gıda dışı fiyat endeksi, faiz oranı, TÜFE). Serilerin durağanlık sınamaları ADF birim kök testi ile yapılmıştır. Çalışma sonucunda; döviz kurundan yurt içi fiyatlara olan geçişkenlik etkisinin ilk 12 ay içerisinde yoğun olarak hissedilerek, 18-24 aylara kadar sürdüğü tespit edilmiştir.

Zimbabve ekonomisi üzerine yapılan bir başka çalışma ise Mandizha tarafından gerçekleştirilmiştir. Mandizha (2014), beş yıllık panel verileri kullanılarak, enflasyon ve değerini kaybeden Zimbabve Doları arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Bu doğrultuda, Granger nedensellik analizi kullanılarak, döviz kurlarındaki değişmelerin, kısa ve uzun dönemdeki etkilerini belirlemeye çalışmıştır. 2000 yılından sonra değeri düşmeye başlayan Zimbabve Doları ve yüksek enflasyon bu çalışmanın temel unsurunu oluşturmuştur. Veriler 2001 Ocak – 2005 Haziran dönemini içeren aylık bazdaki verilerden oluşmaktadır. Enflasyon oranı olarak, TÜFE kullanılmıştır. Çalışmada sırasıyla; ADF, eşbütünleşme, son olarak Granger nedensellik testi

uygulanmıştır. Yapılan testler sonucunda; döviz kurundan, enflasyona yönelik tek taraflı nedensellik bulunduğu belirlenmiştir.

Peon ve Brindis (2014), yapısal vektör otoregresif model (SVAR) yardımıyla, enflasyon hedeflemesi politikasının resmen kabulünden sonra Meksika ekonomisi için, döviz kuru geçişkenlik etkisini incelemişlerdir. Çalışma kapsamında, Meksika'nın petrol ihracatçısı bir ülke olması nedeniyle, 2001 Ocak – 2013 Mart dönemine ilişkin aylık olarak petrol fiyat endeksi ve döviz kuru verileri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; Meksika'da enflasyon hedeflemesinin uygulamaya başlamasından sonra, döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin küçük fakat hızlı olduğu ve dördüncü ayın sonunda en yüksek değerine ulaştığı tespit edilmiştir.

Nijerya ekonomisi üzerine yapılan bir başka çalışmada, Fatai ve Akinbobola (2015), Nijerya'da, döviz kurundan, ithalat fiyat endeksi, enflasyon ve para politikası üzerindeki geçişkenlik etkisini VAR modeli ile incelemiştir. Çalışmada; 1986 – 2012 dönemine ilişkin yıllık veriler kullanılmış olup, nominal efektif döviz kuru, ithalat fiyat endeksi, fazi oranı, para arzı, petrol fiyat endeksi ve enflasyon değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; incelenen dönemlerde, Nijerya'da, döviz kurunun, enflasyon üzerindeki geçişkenlik etkisinin düşük, buna karşılık ithalat fiyatları üzerindeki geçişkenlik etkisinin ise yüksek olduğu tespit edilmiştir.

VAR modeli kullanılarak yapılan bir başka çalışmada, Hajek ve Horvath (2015), Çek Cumhuriyeti için döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini araştırmışlardır. 1998 Ocak – 2013 Ağustos dönemini kapsayan çalışmada, beş farklı tüketici fiyat endeksi ve alt bileşenleri (toplam TÜFE, sadece ticarete tabii, sadece gıda, gıda ve içecek hariç diğer ticarete tabii, ticarete konu olmayan ürünler) kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; gıda ürünlerinin fiyatları haricinde geçişkenlik etkisinin tam olmadığı, geçişkenlik etkisinin en yoğun hissedildiği dönemin 9 ila 13 aylar arasında olduğu, geçişkenlik etkisinin ticarete konu olan mallarda, ticarete konu olmayan mallardan daha yüksek olduğu, ayrıca geçişkenlik etkisinin yavaş olmasına rağmen, kriz dönemlerinde daha yüksek olduğu tespit edilmiştir.

Kamacı (2015), 25 Avrupa Birliği ülkesi* için döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini panel eşbütünleşme ve panel nedensellik yöntemi ile incelemiştir. Çalışmada; 1993 Ocak – 2013 Eylül dönemine ilişkin üçer aylık veriler kullanılmış olup, reel efektif döviz kuru ve TÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Değişkenlerin durağanlık sınamaları birinci ve ikinci nesil panel birim kök testleriyle, uzun dönem ilişkisi Pedroni panel eşbütünleşme yöntemiyle, nedensellik ilişkisi ise Granger nedensellik testi ile yapılmıştır. Elde edilen bulgulara göre; değişkenler arasında uzun

* Fransa, Almanya, Belçika, İtalya, Hollanda, İngiltere, Lüksemburg, Danimarka, İrlanda, İspanya, Yunanistan, Portekiz, Finlandiya, Avusturya, Mavariistan, İsveç, Polonya, Slovakya, Çek Cumhuriyeti, Letonya, Güney Kıbrıs Yönetimi, Malta, Bulgaristan Romanya, Hırvatistan (Litvanya, Slovenya ve Estonya haricindeki 25 AB üyesi).

dönemde bir ilişki tespit edilmiş olup, ayrıca; reel efektif döviz kuru ile enflasyon arasında tek taraflı nedensellik tespit edilmiştir. Nedenselliğin yönü, döviz kurundan enflasyona doğrudur.

Lado (2015), Güney Sudan'da 2011 Ağustos – 2014 Kasım dönemine ilişkin aylık verileri kullanarak, enflasyon ile döviz kuru arasındaki nedenselliği Granger nedensellik testi ile araştırmıştır. Çalışmanın başlangıcında; değişkenlerin durağanlık sınamaları ADF yöntemi ile yapılmış olup, daha sonra eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Son aşamada yapılan Granger nedensellik testinden elde edilen bulgulara göre; döviz kurundan, enflasyona yönelik tek taraflı nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda, Güney Sudan Merkez Bankası'nın daha istikrarlı para politikası uygulamasının uygun olacağı tavsiye edilmiştir.

Aghayev tarafından 2011 yılında Arnavutluk ekonomisi üzerine yapılan çalışmaya ilave olarak, Lufi ve Sinaj (2015), 2002 - 2014 dönemine ilişkin aylık verileri kullanılarak Arnavutluk'ta döviz kuru ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Değişkenlerin durağanlık sınamalarında ADF birim kök testi kullanılmış olup, daha sonra Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Aghayev'in bulgularının aksine, uygulama sonucunda; döviz kuru ve enflasyon arasında tek taraflı nedensellik ilişkisinin olduğu, döviz kurundaki değişimin, zaman içerisinde enflasyonu etkilemede büyük öneme sahip olduğu tespit edilmiştir.

Bayat vd. (2015), 2003 Ocak – 2013 Kasım dönemi için, Türkiye'de döviz kuru geçişkenlik etkisini belirlemek amacıyla yapısal kırılma ve nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Çalışma kapsamında; reel efektif döviz kuru ile TÜFE verileri kullanılmıştır. Tüm değişkenlerin logaritmaları alındıktan sonra, Tramo-Seats yöntemi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır. Bu kapsamda Dickey-Fuller ve Phillips-Perron birim kök testleri ile durağanlık sınamaları yapılmış olup, yapısal kırılma olup olmadığını belirlemek için Zivot-Andrews'in geliştirdiği birim kök testi kullanılmıştır. Granger nedensellik testinden elde edilen sonuca göre, değişkenler arasında nedensellik olmadığı belirlenmiştir. Değişik frekanslarda nedensellik olup olmadığını tespit etmek amacıyla, Breitung ve Candelon'un (2006) geliştirdiği nedensellik testi uygulanmış olup, yalnızca TÜFE'den, reel döviz kuruna doğru bir nedenselliğin bulunduğu tespit edilmiştir. Reel döviz kurundan, TÜFE'ye yönelik nedensellik bulunmaması nedeniyle, döviz kuru geçişkenlik etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Ergin (2015), Türkiye ekonomisinde döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini VAR yöntemi ile incelemiştir. Çalışmada iki farklı model kullanılmıştır. Birinci modelde; döviz kurundaki dalgalanmanın, ihracat fiyatlarına etkisi, ikinci modelde; ithalat fiyatlarına ve bu yolla yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisi incelenmiştir. İlk modelde; nominal döviz kuru, sanayi üretim endeksi, ihracat birim endeksi, ve TÜFE değişkenleri, diğer modelde ise; nominal döviz kuru, ithalat birim endeksi, dışa açıklık derecesi ve TÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Bu doğrultuda, 2005 Ocak – 2014 Aralık dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda;

döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin ilk dönemlerde yüksek olduğu, son dönemlerde ise geçişkenlik etkisinin azaldığı tespit edilmiştir.

Granger nedensellik analizi ile yapılan bir diğer çalışmada, Korkmaz ve Bayır (2015), Türkiye ekonomisinde döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini Granger nedensellik analizi ile araştırmışlardır. 2003 Ocak – 2014 Kasım dönemine ilişkin aylık verilerin kullanıldığı çalışmada, nominal efektif döviz kuru, ÜFE ve TÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Çalışma kapsamında; birim kök testleri yapılmış olup, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi Johansen eşbütünleşme yöntemi ile incelenmiştir. araştırılmıştır. Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. Çalışmanın sonucunda; döviz kurundan ÜFE'ye doğru ve TÜFE'den döviz kuruna yönelik tek taraflı bir nedenselliğin bulunduğu belirlenmiştir.

Özdamar (2015), ARDL sınır testi ile Türkiye ekonomisinde döviz kurundan yurtiçi fiyatlara geçişkenlik etkisini araştırmıştır. Çalışma kapsamında; ÜFE, nominal döviz kuru ((USD+EURO)/2 şeklinde sepet kur alınmıştır), dünyadaki ham petrol fiyatları, yurt içi para arzı ve imalat sanayi üretim endeksi değişkenlerine ilişkin 2006 Ocak – 2015 Ekim dönemi aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; uzun dönemde, döviz kurunun ve ham petrol fiyatlarının, ÜFE üzerindeki etkisinin düşük olduğu, buna karşılık para arzının ile sanayi üretim endeksinin, ÜFE üzerinde güçlü bir etkisinin bulunduğu tespit edilmiştir.

Türk ve Çetinkaya (2015), Türkiye ekonomisinde, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini Granger nedensellik testini kullanarak araştırmışlardır. Çalışma kapsamında; TÜFE, TEFE ve döviz kuru (USD) değişkenlerine ilişkin, 1987 – 2013 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık sınamaları Dickey-Fuller yöntemi ile yapılmış olup, birinci farkları alındığında değişkenlerin durağan hale geldikleri tespit edilmiştir. Granger nedensellik testinden elde edilen sonuçlara göre; döviz kurundan, TÜFE'ye ve TEFE'ye yönelik tek taraflı nedenselliğin bulunduğu tespit edilmiştir.

Alptekin vd. (2016), VAR yöntemi yardımıyla döviz kurundan, ÜFE ve TÜFE'ye olan geçişkenlik etkisini Türkiye ekonomisi için incelemiştir. Çalışma kapsamında; 2005 Ocak – 2015 Aralık dönemini içeren aylık veriler kullanılmış olup, üretim açığı, nominal döviz kuru (USD), ithalat birim değer endeksi, ÜFE ve TÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Üretim açığı değişkeni olarak, sanayi üretim endeksi, ithalat fiyatı için ithalat birim değer endeksi kullanılmış olup, değişkenlerin logaritmaları alınarak çalışmaya dahil edilmişlerdir. Çalışma kapsamında; öncelikle değişkenlerin durağanlık testleri yapılmış, daha sonra; döviz kurunda meydana gelen bir birimlik değişim karşısında, üretici fiyatlarının vereceği tepki hesaplanarak, etkinin sona erme süresi belirlenmiştir. Çalışmanın sonucunda; döviz kurundan, TÜFE'ye olan geçişkenlik etkisinde azalma meydana geldiği, döviz kurunda meydana gelen bir birimlik dalgalanma karşısında TÜFE'nin gösterdiği tepkinin, ÜFE'nin gösterdiği tepkiden daha az olduğu tespit edilmiştir. Söz konusu

durumun; firmaların pazar paylarını kaybetmemek için karlarını azaltmalarından, ithal edilen malların fiyatlarının yükselmesi durumunda ise tüketicilerin daha kalitesiz malları tüketmeye başlamasından, üretimde ithal ara mallar yerine alternatif malların kullanılmasından kaynaklandığı ifade edilmiştir.

Erdem ve Yamak (2016), Türkiye ekonomisi için, döviz kurunun fiyatlar genel düzeyi üzerindeki geçişkenlik etkisini, doğrusal olmayan gecikmesi dağıtılmış regresyon modelleri ile incelemiştir. Çalışmada, döviz kurunun hem EURO hem de USD cinsinden, TÜFE ve ÜFE üzerindeki etkisi, etkinin büyüklüğü ve süresi Almon modeli ile tahmin edilmiştir. Çalışma kapsamında; 2003 – 2014 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kurunun fiyatlar genel düzeyi üzerindeki geçişkenlik etkisinin doğrusal olmadığı, kısa dönemde, USD ve EURO'nun, ÜFE ve TÜFE üzerindeki geçişkenlik etkisinin büyüklüğünün benzer oldukları, uzun dönemde ise EURO'nun gerek ÜFE, gerekse de TÜFE üzerindeki geçişkenlik etkisinin daha büyük olduğu belirlenmiştir.

Diğer çalışmalardan farklı olarak, Karagöz vd. (2016), panel VAR yöntemini kullanarak, Asya Pasifik (Tayland, Filipinler, Endonezya, Güney Kore), Latin Amerika (Brezilya, Meksika, Şili, Peru) ve Türkiye ekonomilerinde, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini 2002 – 2010 dönemine ilişkin aylık verileri kullanarak incelemiştir. Çalışma kapsamında; reel GSYİH, nominal döviz kuru, ÜFE ve TÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; Asya Pasifik ülke ekonomilerinde döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin, Latin Amerika ülkeleri ve Türkiye ekonomisindeki geçişkenlik etkisinden daha düşük olduğu tespit edilmiştir. Sözkonusu durumun, Asya Pasifik ülkelerindeki enflasyon oranlarının, Latin Amerika ülkelerindeki ve Türkiye'deki enflasyondan daha düşük olmasından kaynaklandığı ifade edilmiştir.

Nijerya ekonomisi ile ilgili Inyama ve Ekwe (2014) ile Fatai ve Akınbobola (2015) tarafından yapılan çalışmalara ilave olarak, Bada vd. (2016), VECM yöntemini kullanarak Nijerya'da, döviz kurundan, ithalat ve tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisini incelemiştir. Çalışma kapsamında; nominal döviz kuru, ham petrol fiyatı, ABD üretici fiyat endeksi, TÜFE ve GSYİH değişkenleri kullanılmış olup, 1995 Ocak – 2015 Ocak dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Değişkenlerin durağanlık sınamaları ADF, Phillips Perron ve KPSS birim kök testleriyle incelenmiş olup, değişkenlerin birbirleriyle olan uzun dönem ilişkilerinin belirlenmesinde ise Johansen ve Juselius eşbütünleşme yöntemleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kuru geçişkenliğinin, tüketici fiyatlarına oranla, ithalat fiyatlarında daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu durumun; ithalat fiyatlarındaki yükselmenin, ülkedeki pazar payını kaybetmemek amacıyla ithalatçılar tarafından kısmen karşılanmasından kaynaklandığı ifade edilmiştir.

Villavicencio ve Mignon (2016), VAR modeli ile enflasyon hedeflemesi uygulayan 15 gelişmekte olan ülke* için döviz kurundan tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisini araştırmışlardır. Çalışma kapsamında; 1994 – 2015 dönemine ilişkin aylık bazda TÜFE, nominal döviz kuru ve sanayi üretim endeksi verileri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; enflasyon hedeflemesi uygulayan gelişmekte olan ülkelerde, döviz kuru geçişkenlik etkisinin azaldığı tespit edilmiştir. Bu durum, Merkez Bankaları tarafından kararlı bir para politikası izlenmesi durumunda, döviz kuru geçişkenliğinin azaldığını göstermektedir.

Diğer çalışmalardan farklı olarak, Umar ve Dahalan (2016), Brunei, Malezya ve Singapur ekonomisi için döviz kuru ve enflasyon arasındaki nedenselliği Toda-Yamamoto ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ile incelemiştir. Çalışma kapsamında; 1980 Ocak – 2015 Ocak dönemine ilişkin üçer aylık veriler kullanılmış olup, döviz kuru, TÜFE, faiz oranı, para arzı, GSYİH değişkenleri kullanılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre; Brunei ve Singapur'da döviz kurundan enflasyona yönelik tek taraflı nedensellik bulunduğu, buna karşılık, Malezya'da ise döviz kurundan enflasyona yönelik çift taraflı nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Hatemi-J asimetrik nedensellik testi sonuçlarına göre ise; Brunei ve Malezya'da döviz kurundaki pozitif şoklardan enflasyondaki pozitif şoklara doğru tek yönlü, Singapur'da ise enflasyondaki pozitif ve negatif şoklardan döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara yönelik çift taraflı nedensellik tespit edilmiştir.

Isnowati ve Setiawan (2017), SVAR yöntemini kullanarak, Endonezya'da döviz kurundan, ithalat fiyatlarına geçişkenlik etkisini analiz etmişlerdir. Çalışma kapsamında; döviz kuru, ithalat fiyatı, milli gelir ve enflasyon değişkenleri kullanılmış olup, 1997 Ocak – 2013 Aralık dönemine ilişkin üçer aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmada, serilerin durağanlık sınamaları ADF yöntemiyle yapılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin araştırılmasında Johansen eşbütünlük testi kullanılmış olup, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu belirlenmiştir. Çalışma sonucunda; döviz kurundaki artışın, ithalat fiyatlarında artışa neden olurken, milli gelirden azaltıcı bir etkisi olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, döviz kurunda meydana gelen artışın, ilk çeyrekte milli gelir üzerindeki etkisinin yüksek olduğu, ikinci çeyrekte azalmaya başladığı tespit edilmiştir.

Liu ve Chen (2017), Çin ekonomisinde 2003 – 2012 dönemi için döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini VECM yöntemi ile incelemiştir. Çalışma kapsamında; TÜFE, ithalat fiyat endeksi, ÜFE, nominal efektif döviz kuru, para arzı (milyon Amerikan doları), GSYİH ve toplam ithalat değişkenlerine ilişkin aylık veriler kullanılmış olup, tüm değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Değişkenlerin durağanlık sınamaları için ADF birim kök testi, uzun dönemli ilişkilerin tespit edilmesi için Johansen eşbütünlük testi kullanılmıştır. Çalışmanın

* Brezilya, Çek Cumhuriyeti, Kolombiya, Macaristan, Güney Kore, Endonezya, Peru, Meksika, Filipinler, Polonya, Romanya, Slovakya, Türkiye, Güney Afrika ve Tayland.

sonucunda; döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisinin sınırlı seviyede olmasına rağmen, giderek yükseldiği tespit edilmiştir. Bu durumun; 2005 yılından itibaren Çin hükümeti tarafından serbest döviz kuru sisteminin uygulanmaya başlanmasının etkili olduğu ifade edilmiştir.

Tablo 1: Ampirik Literatür Özeti

Yazar	Ülke – Dönem	Kullanılan Yöntem	Sonuç
Kholdy ve Sohrabian (1990)	ABD, Almanya, Kanada, Japonya (1981 – 1992)	Granger Nedensellik Testi	Almanya ile Japonya’da, TEFE ile döviz kuru arasında çift taraflı, Kanada’da, ise döviz kurundan TEFE’ye yönelik tek taraflı nedensellik olduğu tespit edilmiştir.
Ülengin (1995)	Türkiye (1981 – 1992)	Granger Nedensellik Testi	Döviz kuru ile TEFE arasında karşılıklı nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir.
Islam ve Ahmed (1999)	2 Ülke (1971 – 1996)	Engle-Granger ve Johansen Eşbütünleşme, Garanger Nedensellik	Döviz kurundan, fiyatlara yönelik tek taraflı nedensellik olduğu belirlenmiştir.
McCarthy (1999)	9 Sanayileşmiş Ülke (1976 – 1998)	VAR	1990 öncesi ve sonrası dönemde, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlikte önemli bir farklılık bulunamamıştır.
Leigh ve Rossi (2002)	Türkiye (1994 – 2002)	VAR	Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin özellikle ilk dört aylık dönemde oldukça fazla hissedilerek, bir yıl içinde sona erdiği, TEFE’deki geçişkenlik etkisinin, TÜFE’dekine göre daha fazla olduğu tespit edilmiştir.
Alper (2003)	Türkiye (1987 – 2003)	ECM, Eşbütünleşme	Döviz kurunda meydana gelen şokların yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisinin yüksek ve hızlı olduğu tespit edilmiştir.
Arat (2003)	Türkiye (1994 – 2002)	VAR	Döviz kuru geçişkenlik etkisinin, TÜFE’ye oranla, TEFE üzerinde daha etkili olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 1 (devamı)

Yazar	Ülke – Dönem	Kullanılan Yöntem	Sonuç
Işık vd. (2004)	Türkiye (1982 – 2003)	ADF, Johansen Eşbütünleşme	Enflasyon ve döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu, döviz kurundaki %1’lik bir artışın, enflasyonda %0.9’luk artışa neden olacağı tespit edilmiştir.
Rowland (2004)	Kolombiya (1983 – 2002)	VAR	Döviz kurundaki değişimlerin ithalat fiyatlarına geçişkenlik etkisinin hızlı ve güçlü olduğu, üretici ve tüketici fiyatlarındaki geçişkenliğin ise daha yavaş olduğu belirlenmiştir.
Kara ve Ögünç (2005)	Türkiye (1994 – 2004)	VAR	Dalgalı kur sistemi uygulamasına geçildikten sonra Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinde azalma ve yavaşlama meydana geldiği belirlenmiştir.
Frankel vd. (2005)	76 Ülke (1990 – 2001)	ECM	Gelişmiş ülkelerde döviz kurundan ithalat fiyatlarına geçişkenlik etkisinin tam olmadığı tespit edilmiştir.
Gül ve Ekinci (2006)	Türkiye (1984 – 2003)	VAR, Granger Nedensellik,	Döviz kurundan enflasyona yönelik tek taraflı nedenselliğin olduğu belirlenmiştir.
Korhonen ve Wachtel (2006)	7 Ülke (1999 – 2004)	VAR	Döviz kurundan tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin yüksek olduğu, sözkonusu etkinin 12 aydan kısa bir sürede hızlı bir şekilde ortaya çıktığı belirlenmiştir.
Maswana (2006)	Kongo (1990 – 1996)	Johansen Eşbütünleşme, Johansen ve Juselius Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	Kısa dönemde, enflasyon ile döviz kuru arasında karşılıklı, buna karşılık uzun dönemde, sadece döviz kurundan, enflasyona yönelik bir Granger nedenselliği olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 1 (devamı)

Yazar	Ülke – Dönem	Kullanılan Yöntem	Sonuç
Şıklar ve Uslu (2007)	Türkiye (1994 – 2006)	VECM	Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin ÜFE’de daha belirgin olduğu, etkinin 12 ay sürmesine rağmen, ilk 4 ayda daha belirgin olduğu ve TÜFE’deki geçişkenlik etkisinin 2001 Şubat sonrası dalgalı kur döneminde zayıfladığı tespit edilmiştir.
Volkan vd. (2007)	Türkiye (1994 – 2006)	VAR	Türkiye’de döviz kurundaki artışların öncelikle imalat sanayi fiyatlarında artışa neden olduğu, ayrıca, dalgalı döviz kuru uygulamasına geçilmesiyle, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin %25 oranında azaldığı tespit edilmiştir.
Istrefi ve Semi (2007)	Arnavutluk (1994 – 2006)	VAR	Döviz kurundan tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin ilk dört ay içinde %42 seviyesinde olduğu, ayrıca Arnavutluk’da, döviz kurundan, tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin tam olduğu, ancak azaldığı tespit edilmiştir.
Peker ve Görmüş (2008)	Türkiye (1987 – 2006)	VAR	Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin yüksek olduğu tespit edilmiştir.
Aldemir (2008)	Türkiye (1988 – 2001)	VAR	Kurlardaki değişimin, ithal ara malları yoluyla, yurtiçi üretim maliyetleri üzerindeki geçişkenlik etkisinin oldukça yüksek olduğu tespit edilmiştir.
Damar (2010)	Türkiye (1995 – 2009)	VECM, Johansen Eşbütünleşme	Dalgalı kur sisteminden önceki dönem ile sonraki dönemin karşılaştırıldığı çalışmada; döviz kurundan, TÜFE ve çekirdek enflasyona olan geçişkenlik etkisinde yavaşlama ve azalma meydana geldiği tespit edilmiştir.

Tablo 1 (devamı)

Yazar	Ülke – Dönem	Kullanılan Yöntem	Sonuç
Achsani vd. (2010)	8 Asya Ülkesi, 8 Avrupa Birliği Ülkesi, 3 Kuzey Amerika Ülkesi (1991 – 2005)	Panel Nedensellik	Asya ülkelerinde döviz kurundan, enflasyona yönelik tek taraflı nedenselliğin bulunduğu, Avrupa Birliği ve Kuzey Amerika ülkelerinde ise, döviz kurundaki değişikliklerin enflasyona duyarlılığının Asya ülkelerine göre daha az olduğu tespit edilmiştir.
Frimpong ve Adam (2010)	Gana (1990 – 2009)	VAR	Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin kısa dönemde az, fakat anlamlı olduğu tespit edilmiştir.
Aghayev (2011)	Azerbaycan (1995 – 2010)	Engle-Granger ve Johansen – Juselius Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	Enflasyon ve döviz kuru arasında nedenselliğe rastlanılmamıştır.
Balamurali ve Sivarajasingam (2011)	Sri Lanka (1977 – 2008)	Granger Nedensellik	Döviz kurundan enflasyona yönelik tek taraflı nedenselliğin bulunduğu belirlenmiştir.
Jayaraman ve Choong (2011)	Fiji (1982 – 2009)	Johansen - Juselius Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	Döviz kuru geçişkenliğinin düşük olduğu tespit edilmiştir.
Önder (2011)	Türkiye (1984 – 2003)	VAR	Türkiye’de 2001 Şubat öncesi döneminde, döviz kuru geçişkenliğinin üretici fiyatlarında daha yüksek seviyede olduğu, dalgalı kur sistemine geçildikten sonra geçişkenlik etkisinin azaldığı tespit edilmiştir.
Yüncüler (2011)	Türkiye (1997 – 2010)	VAR	Döviz kuru ve ithalat fiyatlarında meydana gelen şokların, TÜFE’ye oranla, ÜFE’ye geçişkenliğinin daha yüksek olduğu, enflasyon hedeflemesinin yapıldığı dönemde geçişkenliğin azaldığı tespit edilmiştir.
Aydın ve Kara (2012)	Türkiye (2004 – 2011)	VAR, Etki Tepki Analizi, Varyans Ayırıştırma	Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinde azalma meydana geldiği tespit edilmiştir.

Tablo 1 (devamı)

Yazar	Ülke – Dönem	Kullanılan Yöntem	Sonuç
Kara ve Ögünç (2012)	Türkiye (2002 – 2011)	VAR, Etki-Tepki Fonksiyonu	Türkiye’de döviz kurundan TÜFE’ye geçişkenliğin azaldığı tespit edilmiştir.
Capmas (2013)	Mısır (2003 – 2011)	VAR, Granger Nedensellik	Döviz kuru ile enflasyon arasında çok zayıf bir ilişkinin bulunduğu tespit edilmiştir.
Doğru vd. (2013)	22 Gelişmekte Olan Asya Ülkesi	Panel Eşbütünleşme, Panel Nedensellik, ECM	Kısa dönemde, bütçe açığı ile döviz kurundan, enflasyona doğru nedensellik olmamasına karşılık, uzun dönemde tek taraflı bir nedenselliğin bulunduğu tespit edilmiştir.
Madesha (2013)	Zimbabve (1980 – 2007)	Granger Nedensellik	Döviz kuru ve enflasyon arasında karşılıklı nedensellik olduğu belirlenmiştir.
Azgün (2013)	Türkiye (1987 – 2010)	VAR	Türkiye’de döviz kurları ve arz şoklarının, tüketici fiyatlarını belirlemede etkili olduğu tespit edilmiştir.
Gündoğdu (2013)	Türkiye (2003 – 2012)	VECM, ADF	Çalışma sonucunda; döviz kurundan, ÜFE’ye olan geçişkenliğin, TÜFE’ye oranla büyük ve hızlı olduğu tespit edilmiştir.
Güven ve Uysal (2013)	Türkiye (1983 – 2012)	VAR, Granger Nedensellik	Türkiye’de reel efektif döviz kuru ve TÜFE arasında karşılıklı nedensellik belirlenmiştir.
Altıntaş (2014)	Türkiye (1987 – 2011)	ARDL	Döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisinin çok yüksek olduğu tespit edilmiştir.
Selim ve Güven (2014)	Türkiye (1990 – 2012)	Johansen Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	Türkiye’de reel efektif döviz kurundan, TÜFE ve işsizliğe yönelik tek taraflı nedenselliğin bulunduğu belirlenmiştir.
Inyama ve Ekwe (2014)	Nijerya (1979 – 2010)	Johansen Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	Döviz kurundan enflasyona doğru nedensellik bulunmadığı, enflasyon ve faiz oranı arasında tek taraflı bir nedensellik bulunduğu belirlenmiştir.

Tablo 1 (devamı)

Yazar	Ülke – Dönem	Kullanılan Yöntem	Sonuç
Jombo vd. (2014)	Malavi (1990 – 2013)	VAR	Döviz kuru hareketlerinin, yurt içi fiyatlar üzerindeki etkisinin düşük olduğu tespit edilmiştir.
Loloh (2014)	Gana (1994 – 2012)	VAR	Döviz kurundan yurtiçi fiyatlara olan geçişkenlik etkisinin ilk 12 ay içerisinde yoğun olarak hissedilerek, 18-24 aylara kadar sürdüğü tespit edilmiştir.
Mandizha (2014)	Zimbabve (2001 – 2005)	Panel Nedensellik	Döviz kuru ve enflasyon arasında güçlü bir nedenselliğin varlığı belirlenmiştir.
Peon ve Brindis (2014)	Meksika (2001 – 2003)	SVAR	Meksika’da enflasyonla mücadelenin başlamasından sonra, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin azalmakla birlikte, hızlı olduğu tespit edilmiştir.
Fatai ve Akınbobola (2015)	Nijerya (1986 – 2012)	VAR	Döviz kurundan fiyatlara geçişkenliğin düşük olduğu, ithal fiyatları üzerindeki etkisinin ise yüksek olduğu tespit edilmiştir.
Hajek ve Horvath (2015)	Çek Cumhuriyeti (1998 – 2013)	VAR	Gıda ürünlerinde geçişkenlik etkisinin tam olduğu, 9 ila 13 aylar arasında en yoğun şekilde hissedildiği, geçişkenlik etkisinin ticarete konu olan mallarda, ticarete konu olmayan mallardan daha yüksek olduğu, geçişkenliğin yavaş olmasına rağmen, kriz dönemlerinde daha yüksek olduğu tespit edilmiştir.
Kamacı (2015)	25 Avrupa Birliği ülkesi (1993 – 2013)	Panel Eşbütünleşme, Panel Nedensellik	Döviz kuru ve TÜFE arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu, ayrıca, döviz kurundan enflasyona yönelik tek taraflı nedenselliğin bulunduğu belirlenmiştir.

Tablo 1 (devamı)

Yazar	Ülke – Dönem	Kullanılan Yöntem	Sonuç
Lado (2015)	Güney Sudan (2011 – 2014)	Granger Nedensellik	Döviz kurundan, enflasyona yönelik tek taraflı nedenselliğin bulunduğu belirlenmiştir.
Lufi ve Sinaj (2015)	Arnavutluk (2002 – 2014)	Granger Nedensellik	Döviz kuru ve enflasyon arasında tek taraflı nedenselliğin bulunduğu, döviz kurundaki değişiminin, zaman içerisinde enflasyon üzerinde önemli bir değişikliğe sebep olduğu tespit edilmiştir.
Bayat vd. (2015)	Türkiye (2003 – 2013)	VAR, Frekans Dağılımı Nedensellik Testi, Bootstrap Kayan Pencere Nedensellik Testi, Granger Nedensellik	TÜFE’den, reel döviz kuruna yönelik tek taraflı nedenselliğin olduğu belirlenmiştir. Diğer taraftan, reel döviz kurundan TÜFE’ye yönelik nedensellik bulunmaması nedeniyle, döviz kuru geçişkenlik etkisinin olmadığı kanaatine varılmıştır.
Ergin (2015)	Türkiye (2005 – 2014)	VAR	Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin ilk dönemlerde yüksek olduğu, son dönemlerde ise geçişkenlik etkisinin azaldığı tespit edilmiştir.
Korkmaz ve Bayır (2015)	Türkiye (2003 – 2014)	Granger Nedensellik, Johansen Eşbütünleşme	Döviz kurundan ÜFE’ye doğru, TÜFE’den ise döviz kuruna yönelik tek taraflı nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir.
Özdamar (2015)	Türkiye (2006 – 2015)	ARDL	Uzun dönemde, döviz kuru değişikliklerinin ve ham petrol fiyatlarının, ÜFE üzerindeki etkisinin düşük olduğu, buna karşılık para arzının ve sanayi üretim düzeyinin, ÜFE üzerinde güçlü bir etkisinin bulunduğu tespit edilmiştir.
Türk ve Çetinkaya (2015)	Türkiye (1987 – 2013)	Granger Nedensellik	Döviz kurundan, TÜFE’ye ve TEFE’ye yönelik tek taraflı nedenselliğin olduğu belirlenmiştir.

Tablo 1 (devamı)

Yazar	Ülke – Dönem	Kullanılan Yöntem	Sonuç
Alptekin vd. (2016)	Türkiye (2005 – 2015)	VAR	Döviz kurundan, TÜFE'ye geçişkenlik etkisinin azalma eğiliminde olduğu, döviz kurunda meydana gelen bir birimlik artışa ÜFE'nin, TÜFE'ye oranla daha fazla tepki verdiği tespit edilmiştir.
Erdem ve Yamak (2016)	Türkiye (2003 – 2014)	Gecikmesi Dağıtılmış Modeller, Almond Modeli	Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin doğrusal olmadığı, kısa dönemde, Dolar ve EURO'nun, ÜFE ve TÜFE üzerindeki geçişkenlik etkisinin büyüklüğünün benzer olduğu, uzun dönemde ise EURO'nun gerek ÜFE, gerekse de TÜFE üzerindeki geçişkenlik etkisinin daha büyük olduğu tespit edilmiştir.
Karagöz vd. (2016)	Asya Pasifik ülkeleri ve Türkiye (2002 – 2010)	Panel VAR	Asya Pasifik ülke ekonomilerinde döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin, Latin Amerika ülkeleri ve Türkiye ekonomisindeki geçişkenlik etkisinden daha düşük olduğu tespit edilmiştir.
Bada vd. (2016)	Nijerya (1995 – 2015)	VECM, Johansen-Juselius Eşbütünleşme	Döviz kurundan ithalat fiyatlarına olan geçişkenliğinin yüksek olduğu tespit edilmiştir.
Villavicencio ve Mignon (2016)	15 gelişmekte olan ülke (1994 – 2015)	VAR	Enflasyon hedeflemesi uygulayan gelişmekte olan ülkelerde, döviz kuru geçişkenlik etkisinin zaman içerisinde azaldığı tespit edilmiştir.

Tablo 1 (devamı)

Yazar	Ülke – Dönem	Kullanılan Yöntem	Sonuç
Umar ve Dahalan (2016)	Brunei, Malezya ve Singapur (1980 – 2015)	Toda-Yamamoto nedensellik testi, Hatemi-J asimetrik nedensellik testi	Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen bulgulara göre; Brunei ve Singapur’da döviz kurundan enflasyona yönelik tek taraflı, Malezya’da ise döviz kuru ve enflasyon arasında karşılıklı nedenselliğin bulunduğu, Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen bulgulara göre ise; Brunei ve Malezya’da döviz kurundaki pozitif şoklardan enflasyondaki pozitif şoklara doğru tek yönlü, Singapur’da ise enflasyondaki pozitif ve negatif şoklardan döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara doğru nedensellik tespit edilmiştir.
Isnowati ve Setiawan (2017)	Endonezya (1997 – 2013)	SVAR, Johansen Eşbütünleşme	Döviz kurundaki artışın, ithalat fiyatlarında artışa neden olurken, milli gelirden azaltıcı bir etkisi olduğu tespit edilmiştir.
Liu ve Chen (2017)	Çin (2003 – 2012)	VECM, ADF, Johansen eşbütünleşme	Döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisinin sınırlı seviyede olmasına rağmen, giderek yükseldiği, bu durumun, 2005 yılından itibaren Çin hükümeti tarafından serbest döviz kuru sisteminin uygulanmaya başlanmasının etkili olduğu ifade edilmiştir.

Tablo 1’de; VAR, vektör otoregresif model, ARDL, otoregresif gecikmesi dağıtılmış model, ECM, hata düzeltme modelini, VECM, vektör hata düzeltme modeli, SVAR, yapısal vektör otoregresif modeli ifade etmektedir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Tezin bu bölümünde; çalışmanın veri seti tanıtılmış olup, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin araştırılmasında kullanılan ekonometrik yöntemler açıklanmıştır.

3.1. Veri Seti

Çalışmada, Türkiye için 2002 Ocak – 2016 Aralık dönemini kapsayan aylık veriler kullanılmış olup, değişkenlere ilişkin veriler TÜİK Merkezi Dağıtım Sistemi (TÜİK - MEDAS) ve TCMB EVDS'nin (Elektronik Veri Dağıtım Sistemi) web sitesinden temin edilmiştir. Çalışmada kullanılan tüm değişkenlerin logaritmaları alınmış olup, kullanılan değişkenlerin kısaltmaları Tablo 2'de özet halinde verilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlerin önünde yer alan “L” harfi ilgili değişkenin logaritmasının alındığını ifade etmektedir.

Tablo 2: Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Kısaltma	Değişken
LTÜFE	Logaritması Alınmış Tüketici Fiyat Endeksi
LUSD	Logaritması Alınmış Dolar Kuru
LEURO	Logaritması Alınmış EURO Kuru

3.2. Ekonometrik Yöntem

Bu bölümde; çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık sınamaları ADF ve KPSS birim kök testleriyle yapılmıştır. Değişkenler arasındaki olası uzun dönem ilişkilerin belirlenmesi için ARDL sınır testi yöntemi kullanılmış olup, kısa ve uzun dönemde değişkenlerin birbirlerini ne kadar etkiledikleri tahmin edilmiştir. Değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şoklar arasındaki nedensellik analizi Hatemi-J asimetric nedensellik testi ile incelenmiş olup, ayrıca elde edilen bulguların simetrik nedensellik testinden elde edilen bulgularla karşılaştırılması amacıyla Toda-Yamamoto nedensellik testi de uygulanmıştır.

Değişkenler arasındaki simetrik ve asimetric nedensellik analizinin yapılmasında, kısa ve uzun dönem ilişkilerin tahmin edilmesinde aşağıdaki 6 adet modelden hareket edilmiştir.

$$\text{Model 1: } LTÜFE_t = \alpha_0 + \alpha_1 LEURO_t + \varepsilon_{1t} \quad (3.1)$$

$$\text{Model 2: } LTÜFE_t = \alpha_0 + \alpha_1 LUSD_t + \varepsilon_{2t} \quad (3.2)$$

$$\text{Model 3: } LEURO_t = \alpha_0 + \alpha_1 LTÜFE_t + \varepsilon_{3t} \quad (3.3)$$

$$\text{Model 4: } LUSD_t = \alpha_0 + \alpha_1 LTÜFE_t + \varepsilon_{4t} \quad (3.4)$$

$$\text{Model 5: } LEURO_t = \alpha_0 + \alpha_1 LUSD_t + \varepsilon_{5t} \quad (3.5)$$

$$\text{Model 6: } LUSD_t = \alpha_0 + \alpha_1 LEURO_t + \varepsilon_{6t} \quad (3.6)$$

Yukarıdaki modellerde; α_0 ; sabit terimi, LTÜFE; tüketici fiyat endeksi değişkenini, LUSD; USD döviz kuru değişkenini, LEURO; EURO döviz kuru değişkenini ve ε_t ; hata terimini ifade etmektedir.

3.2.1. Birim Kök Testleri

Zaman serisi analizinde durağanlık oldukça önemli olup, kullanılacak modellerdeki seriler durağan olmalıdır. Durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması durumunda, sahte regresyon sorunuyla karşılaşılacağından, regresyon analizinden elde edilen sonuçlar gerçek ilişkiyi yansıtmayacaktır. Durağan olmayan zaman serileri, genellikle artan veya azalan bir trende sahip olurlar (Kutlar, 2005: 252).

Bir zaman serisi durağan ise; ortalaması, varyansı ve kovaryansı zaman içerisinde değişiklik göstermez. Zaman serisinin ortalaması, varyansı ve kovaryansının zaman içerisinde sabit kalması, zayıf durağanlık olarak ifade edilmektedir (Darnel, 1994: 386). Bu durum, kovaryans durağanlık ya da ikinci mertebeden durağanlık olarak da ifade edilmektedir. Bir stokastik sürecin, ortak veya koşullu olasılık dağılımı zaman içerisinde değişmiyorsa, bu zaman serisinin güçlü durağan olduğu ifade edilir (Charemza ve Deadman, 1993: 118). Genel olarak, uygulamada zayıf durağanlığın, serilerin durağanlığı için yeterli olduğu kabul edilmektedir.

Zaman serilerinin durağan olup olmadıkları; serilerin zaman içerisindeki hareketlerine bakılarak, korelogramında otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları üzerinde yapılan subjektif yargılarla ve geliştirilen çeşitli birim kök testleriyle tespit edilebilir (Sevüktekin ve Nargeleçkenler, 2005: 206).

Durağan olmayan bir zaman serisi, “d” kez farkı alındıktan sonra durağan hale geliyorsa, bu serinin d’nci farkında durağan olduğu söylenir ve I(d) şeklinde gösterilir. Uygulamada, zaman serilerinin durağanlığının test edilmesinde farklı yöntemler kullanılmakta olup, mevcut bu çalışmada ADF (1981) ve KPSS (1992) yöntemleri kullanılmıştır.

3.2.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen birim kök testi, hata terimlerinin otokorelasyon içermesi durumunda kullanılamamaktadır. Böyle bir durumda, zaman serisinin gecikmeli değerleri modele dahil edilerek, hata terimindeki otokorelasyon sorunu ortadan kaldırılabilir. Dickey ve Fuller, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini, bağımsız değişken olarak modele dahil etmek suretiyle ADF birim kök testini geliştirmiştir. Bu yöntemde, gecikmeli değişkene ait uygun gecikme uzunluğu çeşitli bilgi kriterleri yardımıyla belirlenmekte olup, en yaygın olarak kullanılan yöntemler Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)’dir. AIC ve SIC değerlerini en küçük yapan gecikme sayısı, uygun gecikme uzunluğu olarak kabul edilir (Seddighi vd., 2000: 267).

ADF birim kök testinde; H_0 (sıfır hipotez) hipotezi, serinin birim köke sahip olduğu, yani serinin durağan olmadığı, H_a (alternatif hipotez) hipotezi ise, serinin birim kök taşımadığı, yani serinin durağan olduğu şeklinde kurulur. Bu yöntemde; serilerin seviyesinde birim köke sahip olup olmadıkları; sabitli, sabitli-trendli ve sabitsiz-trendsiz” olmak üzere aşağıdaki üç farklı model üzerinden araştırılır.

$$\text{Sabitli model: } \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$\text{Sabitli ve trendli model: } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

$$\text{Sabitsiz – trendsiz model: } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Yukarıdaki modellerde Y_t ; seviyesinde durağanlığı araştırılan zaman serisini, $\sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i}$; otokorelasyon probleminin ortadan kaldırılması için regresyonun sağ tarafına eklenen bağımlı değişken gecikmelerini, T ; trendi, ε_t ; hata terimini, Δ ; birinci fark operatörünü, m ; regresyon denkleminde otokorelasyon problemine yol açmayan çeşitli bilgi kriterleri kullanılarak belirlenen optimal bağımlı değişken gecikmesini ifade etmektedir.

Yukarıdaki üç modelde de hipotezler aşağıdaki şekilde kurulmaktadır (Dickey ve Fuller, 1979: 427).

$H_0: \delta = 0$; $|t_{\hat{\delta}}| < |\tau|$ ise birim kök var.

$H_a: \delta < 0$; $|t_{\hat{\delta}}| > |\tau|$ ise birim kök yok.

$$t_{\hat{\delta}} = \frac{\hat{\delta}}{S_{\hat{\delta}}} \text{ eşitliğinden elde edilir.} \quad (3.10)$$

H_0 hipotezi; yukarıda sunulan regresyon denklemlerinin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesinden elde edilen Y_{t-1} değişkeninin katsayısı için hesaplanan t istatistiği, MacKinnon (1996) tablo kritik değeri ile karşılaştırılarak sınanır. Mutlak değer bakımından, hesaplanan t istatistik değeri, MacKinnon tablo kritik değerinden küçükse, H_0 hipotezi reddedilemez ve serinin birim köke sahip olduğu, yani seviyesinde durağan olmadığına karar verilir. Mutlak değer bakımından, hesaplanan t istatistik değeri, MacKinnon tablo kritik değerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilerek, H_a kabul edilir ve serinin seviyesinde durağan olduğuna karar verilir. Seviyesinde durağan olmayan zaman serilerinin birinci farkları alınarak, tekrar birim kök sınamasına tabi tutulur. Bu doğrultuda; zaman serisi “sabitli” bir modelde durağan hale gelmişse, diğer modellere bakılmaksızın, serinin durağan olduğu söylenir. Seri durağan hale gelmemişse; sabitli-trendli, burada da durağanlık sağlanamamışsa, sabitsiz-trendsiz model için birim kök testi yapılır. Bu işlem sonunda, zaman serisini durağan hale getiren model baz alınır (Enders, 1995: 256).

3.2.1.2. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) Birim Kök Testi

Gerçekte durağan olan bir zaman serisi, serideki deterministik trendin etkisi ile ortalamasının değişmesine bağlı olarak, durağan dışı bir görünüm sergileyebilmektedir. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin tarafından geliştirilen KPSS (1992) birim kök testinde, gözlemlenen serideki deterministik trendin ortadan kaldırılarak, serinin durağan hale getirilmesi amaçlanmaktadır (Kwiatkowski vd., 1992: 159).

KPSS testinde seriler durağan hale getirilirken ise Langrange çarpanı (LM) istatistiği kullanılır. LM testinde, H_0 hipotezi, serinin rassal yürüyüşünün sıfır varyansa sahip olduğu varsayımına dayanmaktadır. LM testi; bir serinin deterministik trendi, rassal yürüyüşü ve hataların toplamı şeklinde aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir (Kwiatkowski vd., 1992: 162).

$$Y_t = \beta t + r_t + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (3.12)$$

Burada; Y_t ; gözlemlenen zaman serisi değerlerini, r_t ; modelin rassal yürüyüşünü, t ; deterministik trendi, ε_t ise durağan hataları ifade etmektedir. Diğer taraftan; hata teriminin ortalaması sıfır, varyansı sabittir. Yani $u_t \sim \text{IID}(0, \sigma_u^2)$ 'dur.

ε_t , $t= 1, 2, 3, \dots, T$, sabit ve trend içeren Y 'nin regresyonundan elde edilen kalıntılar, σ_ε^2 , bu regresyondan elde edilen hata varyansının tahmini olmak üzere, kalıntıların kısmi süreç toplamı aşağıdaki şekilde gösterilir.

$$S_t = \sum_{i=1}^T \varepsilon_i \quad t= 1, 2, 3, \dots, T \quad (3.13)$$

Teste ilişkin LM istatistiği ise aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (3.14)$$

Burada; $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, ε_t 'nin varyansı olup, $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}{T}$ şeklinde hesaplanır. Burada, kalıntılar birbirileriyle otokorelasyonlu olabilir. Bu nedenle, $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ 'nin bir tutarlı tahmini, $s^2(l)$ yardımıyla hesaplanır. Bu durumda LM test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır:

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{s^2(l)} \quad (3.15)$$

$$s^2(l) = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}{T} + 2 \frac{\sum_{s=1}^l w(s,l) \sum_{t=s+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-s}}{T} \quad (3.16)$$

$$w(s,l) = 1 - \frac{s}{(l+1)} \quad (3.17)$$

$s^2(l)$ tahmincisinin tutarlılığı sağlamak için sınırlı gecikme parametresi $T \rightarrow \infty$ giderken $l \rightarrow \infty$ olması gereklidir. Dolayısıyla; $l = \sigma T^{1/2}$ oranı hem sıfır, hem de alternatif hipotezini sağlamalıdır. Test istatistiği T^{-2} ile normalleştirilir. Böylece, KPSS test istatistiği aşağıdaki şekilde elde edilecektir.

$$\hat{\eta}_\mu = T^{-2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{s^2(l)} \quad (3.18)$$

Durağanlık hipotezi, u_t 'nin varyansının sıfır olduğunu ($\sigma_u^2=0$), ε_t 'nin durağan ve $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ olduğunu varsayar. KPSS testinde, ADF testinin aksine, H_0 hipotezi serinin durağan olduğunu (zaman serisinin trend durağan olduğunu), H_a hipotezi ise seride birim kök olduğunu (zaman serisinin trend durağan olmadığını) ifade etmektedir. Burada H_0 hipotezindeki durağanlık, trend durağanlığı göstermektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 178).

KPSS testinde hipotezler aşağıdaki şekilde kurulur;

$H_0: \sigma_u^2 = 0$ ise birim kök yok.

$H_a: \sigma_u^2 > 0$ ise birim kök var.

Hesaplanan LM test istatistiği, KPSS kritik değerleri ile karşılaştırılarak serilerde birim kök olup olmadığına karar verilir. Hesaplanan LM test istatistik değeri, tablo kritik değerinden küçük ise H_0 hipotezi red edilemez ve serinin durağan olduğu söylenir. Hesaplanan LM test istatistik değeri, tablo kritik değerinden büyükse H_0 hipotezi red edilir, yani serinin durağan olmadığı ifade edilir.

3.2.2. Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (ARDL) Model

Literatürde yaygın olarak kullanılan Engle – Granger (1987), Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme testlerinin ortak noktaları, tüm serilerin seviye değerlerinde durağan olmamaları ve yine tüm serilerin aynı seviyede farkları alındığında durağan olmaları durumunda uygulanabilmeleridir. Eğer, serilerden biri veya birkaçı farklı seviyelerde durağan ise sözkonusu eşbütünleşme testleri, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasında kullanılamamaktadır (Ertuğrul, 2012: 112). Bu sorunu ortadan kaldırmak için Peseran, Shin ve Smith (2001), ARDL sınır testini geliştirmişlerdir. ARDL modeli, farklı seviyelerde durağan olan seriler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkilerin varlığının analiz edilmesine olanak sağlamaktadır (Şahin, 2015: 166). ARDL sınır testinde, değişkenlerin I(0) veya I(1) olmalarına bakılmaksızın,

seriler arasında eşbütünlük ilişkisi araştırılabilmektedir. Ancak, ARDL sınır testi, deęişkenlerin ikinci farkları veya daha fazla farkları alındığında duraęan hale gelmeleri durumlarda, uygun tablo deęerleri bulunmaması nedeniyle uygulanamaz (Çaęlayan, 2006: 427).

ARDL sınır testi yönteminin, dięer eşbütünlük yöntemlerine göre bir takım üstünlükleri bulunmaktadır. Bu üstünlükleri; deęişkenlerin duraęanlık derecelerine dikkat edilmeden uygulanabilmesi, küçük örneklem için istatistiksel açıdan daha sağlıklı sonuçlar verebilmesi, modelin kısa ve uzun dönem parametrelerini kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) kullanılarak eşanlı olarak tahmin edebilmesi şeklinde sıralayabiliriz (Günaydın ve Çetin, 2015: 26; Kamaruddin ve Jusoff, 2009: 100).

ARDL eşbütünlük yönteminde kullanılacak sınır testi denklemi aşıęıdaki şekilde gösterilir (Esen vd., 2012: 257);

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^m \alpha_{ki} \Delta X_{kt-i} + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 X_{1t-1} + \dots + \delta_k X_{kt-1} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

Yukarıdaki modelde; α_0 ; sabit terimi, Δ ; birinci fark operatörünü, $\alpha_{1i}, \dots, \alpha_{ki}$; kısa dönem katsayılarını, $\delta_1, \dots, \delta_k$; uzun dönem katsayılarını, ε_t ; hata terimini, m; optimal gecikme uzunluęunu ifade etmektedir.

Modelin test edilebilmesi için öncelikle modelin optimal gecikme uzunluęunun belirlenmesi gerekmektedir. Optimal gecikme uzunluęu, çeşitli bilgi kriterleri yardımıyla belirlenmekte olup, AIC ve SIC en yaygın olarak kullanılan yöntemlerdir. Seçilen bilgi kriterinin, maksimum gecikme uzunluęuna kadar hesaplanan deęerler arasında en düşük deęeri veren gecikme uzunluęunun, optimal gecikme uzunluęu olduęuna karar verilir. Gecikme uzunluęu belirlenen modelde otokorelasyon sorununun bulunmaması gerekmektedir. Otokorelasyon sorunu ile karşılaşırsa, bu durumda, bir sonraki en küçük deęer gecikme uzunluęu olarak seçilir. Uygun gecikme uzunluęu belirlendikten sonra model en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilir (Kızılkaya vd., 2016: 210).

ARDL sınır testinde hipotezler, aşıęıdaki şekilde kurulur (Narayan, 2005: 1981);

H_0 : $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$ eşbütünlük yoktur.

H_a : $\delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \dots, \delta_k \neq 0$ eşbütünlük vardır.

Hipotezlerin test edilebilmesi için baęımlı ve baęımsız deęişkenlerin birinci farklarına Wald testi ile F istatistik deęerleri hesaplanır. Hesaplanan F istatistik deęerleri, Pesaran vd.'nin (2001) yapmış oldukları çalışmadaki alt ve üst kritik deęerler ile karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistik

değerleri, Pesaran vd.'nin alt kritik değerinden küçük ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı, F istatistik değerleri Pesaran vd.'nin üst kritik değerinden büyük ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu ifade edilir. Eğer, hesaplanan F istatistik değerleri, Pesaran vd.'nin alt ve üst kritik değerleri arasında yer alıyorsa, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı hususunda net bir karar verilemez. Bu durumda, diğer eşbütünleşme testlerine başvurulması gerekmektedir (Karagöl vd., 2007: 76).

Yapılan sınır testi sonucunda, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunması halinde, değişkenlere ait uzun dönem ilişkilerini belirlemek için ARDL modeli aşağıdaki şekilde tanımlanır. Daha sonra, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi tahmin edilir.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^m \alpha_{ki} X_{kt-i} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

(3.20) modelinde bağımsız değişkenin uzun dönem esneklik katsayısı aşağıdaki eşitlik yardımıyla hesaplanır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 576).

$$\beta = \frac{\sum_{i=0}^m \alpha_{2i}}{1 - \sum_{i=1}^m \alpha_{1i}} \quad (3.21)$$

(3.21) eşitliğinde, β ; uzun dönem esneklik katsayısını ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki tahmin edildikten sonra, kısa dönemli ilişkilerin elde edilmesi için ARDL modeline dayalı, hata düzeltme modeli (ECM) oluşturularak aşağıdaki model tahmin edilir (Esen vd., 2012: 258);

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^m \alpha_{ki} \Delta X_{kt-i} + \gamma ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

Yukarıdaki eşitlikde, Δ ; birinci fark operatörünü, γ ; hata düzeltme katsayısını, $\alpha_{1i}, \dots, \alpha_{ki}$; kısa dönem katsayısını, ECM_{t-1} ; hata düzeltme terimini (uzun dönem ilişkisinin belirlendiği modelin hata terimlerinin bir dönem gecikmeli değerini ifade etmektedir), ε_t ; hata terimini göstermektedir.

Hata düzeltme terimi katsayısı (γ), kısa dönemde meydana gelen bir dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeleceğini gösterir. Söz konusu katsayının negatif ve anlamlı olması, değişkenler arasında bir uzun dönem denge ilişkisinin var olduğuna kanıt olarak gösterilebilir (Akel ve Gazel, 2014: 32).

3.2.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Değişkenler arasındaki nedenselliğin belirlenmesinde kullanılan geleneksel yöntem, Granger (1969) nedensellik testidir. Granger nedensellik testinde, serilerin durağan olmaları gerekmele birlikte, aynı seviyeden durağan olmaları gerekmemektedir. Serileri durağan hale getirebilmek için fark alma işlemi uygulanmakta olup, söz konusu durum serilerde bilgi kaybına neden olmaktadır. Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik testinde bu bilgi kaybı önlenmekte, değişkenler kaçınıcı farkı alındığında durağan olursa olsun, seviye değerleriyle analize dahil edilmektedir. Toda ve Yamamoto, Granger nedenselliğini araştırmak amacıyla, düzeltilmiş VAR modelin tahmin edilmesine dayanan bir yöntem geliştirmişlerdir. Bu yöntemde, serilerin durağanlık dereceleri veya seriler arasındaki olası eşbütünlüşme ilişkisi bu testin geçerliliğini etkilememektedir (Toda ve Yamamoto, 1995: 227).

Toda-Yamamoto nedensellik testinde iki önemli husus bulunmaktadır. Birincisi, VAR modelin gecikme uzunluğunun (m) belirlenmesi, ikincisi ise incelenen değişkenlerin en büyük durağanlık derecesinin (d_{\max}) belirlenmesidir. Analize dahil edilen tüm değişkenlerin $I(0)$ olmaları durumunda “ m ” gecikme uzunluğuna ilave olarak bir değer eklenmemekte, bu durumda Toda-Yamamoto nedensellik testi ile Granger nedensellik testi birbirine benzer sonuçlar vermektedir. VAR modelin gecikme uzunluğu AIC ve SIC ile belirlenir. Bu iki değer belirlendikten sonra “ $m + d_{\max}$ ” gecikme uzunluğunda bir VAR model kurularak Toda-Yamamoto nedensellik testi gerçekleştirilmektedir (Alimi ve Ofonyelu, 2013: 132).

Toda-Yamamoto nedensellik testi için aşağıda verilen VAR model, görünürde ilişkisiz regresyon (SUR) yöntemi ile tahmin edilerek, nedenselliğin bulunup bulunmadığına ve nedenselliğin yönüne karar verilir. SUR yönteminde, sistemi oluşturan denklemlerin bağımlı değişkenleri ile denklemlerin sağ tarafında yer alan bağımsız değişkenler arasında görünürde herhangi bir ilişki yoktur. Denklemler arasındaki ilişki, denklemlerdeki hata terimleri arasındaki ilişkilerden kaynaklanmaktadır. Diğer bir ifade ile, denklemler arasındaki hata terimlerinin kovaryansları sıfırdan farklıdır (Yamak ve Köseoğlu, 2015: 516).

$$Y_t = \alpha_{i0} + \sum_{i=1}^m \alpha_{i1} X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{i1} Y_{t-i} + \sum_{j=m+1}^{m+d_{\max}} \delta_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=m+1}^{m+d_{\max}} \lambda_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3.23)$$

$$X_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=m+1}^{m+d_{\max}} \delta_{2j} X_{t-j} + \sum_{j=m+1}^{m+d_{\max}} \lambda_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (3.24)$$

Yukarıdaki denklemlerde; hata terimlerinin sıfır ortalama, sabit varyansa sahip olduğu ve otokorelasyonun olmadığı varsayılır.

Yukarıdaki iki model için hipotezler aşağıdaki şekilde kurulur (David ve Ann, 2014: 69).

$$H_0: \alpha_{11} = \alpha_{12} = \dots = \alpha_{1m} = 0 \quad (X, Y\text{'nin Granger nedeni değildir})$$

$$H_a: \alpha_{11} \neq 0, \alpha_{12} \neq 0, \dots, \alpha_{1m} \neq 0 \quad (X, Y\text{'nin Granger nedenidir})$$

$$H_0: \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2m} = 0 \quad (Y, X\text{'in Granger nedeni değildir})$$

$$H_a: \beta_{21} \neq 0, \beta_{22} \neq 0, \dots, \beta_{2m} \neq 0 \quad (Y, X\text{'in Granger nedenidir})$$

Burada H_0 hipotezi, “m” adet bağımsız değişkenin grup olarak sıfıra eşit olduğu, buna karşılık H_a hipotezi, “m” adet bağımsız değişkenin grup olarak sıfırdan farklı olduğu şeklinde kurulur. H_0 hipotezi, H_a hipotezine karşı Wald testiyle sınanır. Wald testi sadece modelde var olan “m” gecikme uzunluğuna uygulanmaktadır. Wald testi “m” serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır.

3.2.4. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi

Granger (1969) nedensellik testinde; bir değişkenin geleceğe yönelik tahmininde, ikinci bir değişkenin açıklayıcı bilgi sağlayıp sağlamadığı test edilmektedir (Hatemi-J, 2014: 2). Yapılan ampirik çalışmaların bir çoğunda simetrik nedensellik testleri kullanılmış olup, söz konusu simetrik nedensellik testleri, değişkenler arasındaki nedenselliği araştırmakta, bu doğrultuda değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokların etkisinin aynı yönde ve büyüklükte olduğunu kabul etmektedir. Diğer taraftan, finansal piyasalardaki asimetrik bilginin varlığı ve piyasadaki katılımcıların heterojen bir yapıya olması durumunda, katılımcıların aynı büyüklükteki pozitif ve negatif şoklara benzer tepkiler vermemesi nedeniyle, söz konusu testlerden elde edilen sonuçların yanıltıcı olabileceği ifade edilebilir (Çevik ve Zeren, 2014: 202; Arslan vd., 2016: 297; Özcan, 2015: 186). Özellikle finansal piyasalarda yer alan katılımcılar, belirli bir dönemde, ortaya çıkan olumsuz gelişmelere, olumlu gelişmelerden daha fazla tepki verebilirler. Bu nedenle pozitif şokların, negatif şoklardan ayrılması büyük önem arz etmektedir (Chen ve Liub, 2015: 12).

Pozitif ve negatif şoklar arasındaki ilişkinin, değişkenler arasındaki ilişkiden farklı olabileceğini ilk kez Granger ve Yoon (2002) ileri sürmüştür. Granger ve Yoon; iktisadi serilerin

meydana gelen şoklara birlikte tepki verdiklerinde eşbütünleşik olduklarını, ayrı ayrı tepki verdiklerinde ise aralarında bir eşbütünleşme ilişkisi olamayacağını ifade etmiştir. Granger ve Yoon, serilerin belirli bir türdeki şoka birlikte tepki verebileceklerini belirterek, veriyi birikimli pozitif ve negatif değişimlerine ayırıştırıp, oluşturulan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemiştir (Yılancı ve Bozoklu, 2014: 214; Conturk ve Güngör, 2016: 96). Hatemi-J, Granger ve Yoon tarafından geliştirilen saklı eşbütünleşme testini, Granger nedensellik testi için geliştirmiştir.

Hatemi-J asimetrik nedensellik testi; diğer nedensellik testlerinden farklı olarak pozitif ve negatif şokları birbirinden ayırt ederek ve finansal piyasalardaki asimetrik bilginin varlığını dikkate almakta, pozitif ve negatif kümülatif şoklar arasındaki nedenselliği araştırmaktadır (Hatemi-J, 2012: 448; Arauri vd., 2014: 6; Ağır, 2016: 216). Ayrıca; asimetrik nedensellik testleri hem durağan, hem de durağan olmayan serilere uygulanabilmekte, bu nedenle diğer nedensellik testlerine göre üstünlük göstermektedir (Turan ve Karakaş, 2016: 53).

Hatemi-J tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testi; Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testine dayanmaktadır. Toda-Yamamoto nedensellik testi, k serbestlik dereceli ki-kare (χ^2) dağılımına uymakta olup, hata terimlerinin normal dağılmaması durumunda χ^2 testi kullanılamamaktadır. Hatemi-J asimetrik nedensellik testinde, hata terimlerinin olası normal dağılmaması riskine karşılık, Wald test istatistiği, Hacker ve Hatemi (2006) tarafından geliştirilen bootstrap yöntemi ile elde edilmektedir. Bu şekilde, yeniden örneklemeye dayanan bootstrap simülasyonu ile uygun kritik değerler elde edilmektedir. Bu nedenle, Toda-Yamamoto nedensellik testinden farklılık göstermektedir (Akbaş vd., 2014: 143).

$t=1, 2, \dots, T$ iken, $y_{1,0}$ ve $y_{2,0}$ başlangıç değerlerini göstermek üzere, aşağıdaki gibi bileşenlerine ayrılabilen y_{1t} ve y_{2t} gibi iki bütünleşik seri arasındaki nedensellik analizinin test edildiğini varsayalım (Arı, 2015: 29; Destek, 2015: 4);

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (3.25)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (3.26)$$

Burada; $y_{1,0}$ ve $y_{2,0}$ başlangıç değerlerini, ε_{1i} ve ε_{2i} beyaz gürültü hata terimlerini göstermektedir.

Pozitif ve negatif şoklar aşağıdaki gibi gösterilebilir (Hatemi-J ve El-Khatib, 2016: 2).

$$\varepsilon_{1t}^+ = \max(\varepsilon_{1t}, 0) \quad , \quad \varepsilon_{1t}^- = \min(\varepsilon_{1t}, 0) \quad (3.27)$$

$$\varepsilon_{2t}^+ = \max(\varepsilon_{2t}, 0) \quad , \quad \varepsilon_{2t}^- = \min(\varepsilon_{2t}, 0) \quad (3.28)$$

$$\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{1t}^+ + \varepsilon_{1t}^- \quad \text{ve} \quad \varepsilon_{2t} = \varepsilon_{2t}^+ + \varepsilon_{2t}^- \quad (3.29)$$

Bu bilgiler ışığı altında, (3.27) ve (3.28) numaralı eşitlikleri düzenleyerek aşağıdaki gibi yeniden yazmak mümkündür (Hatemi-J vd., 2014: 6; Anarou ve Elike, 2015: 3).

$$y_{1t} = y_{1,t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (3.30)$$

$$y_{2t} = y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (3.31)$$

Her iki değişkende yer alan pozitif ve negatif şoklar ise birikimli formda aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Arouri vd., 2014: 6; Nguyen, 2015: 42; Sungur vd., 2016: 182);

$$y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ \quad , \quad y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad , \quad y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ \quad , \quad y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (3.32)$$

Hatemi-J asimetric nedensellik testinde; pozitif kümülatif değişkeninin $y_t^+ = (y_{1t}^+, y_{2t}^+)$, negatif kümülatif değişkenin ise $y_t^- = (y_{1t}^-, y_{2t}^-)$ ikilisine eşit olduğu varsayılarak, bu bileşenler arasındaki nedensellik ilişkisi aşağıdaki “p” gecikmeli vektör otoregresif modeli (VAR) kullanarak test edilir (Ajmi vd., 2015: 66; Olayungbo, 2013: 240);

$$y_t^+ = \alpha + A_1 y_{t-1}^+ + \dots + A_p y_{t-1}^+ + u_t^+ \quad (3.33)$$

$$y_t^- = \alpha + A_1 y_{t-1}^- + \dots + A_p y_{t-1}^- + u_t^- \quad (3.34)$$

(3.33) ve (3.34) no’lu eşitliklerde;

y_t^+ ve y_t^- ; 2x1 boyutunda değişken vektörünü,

α , u^+ , u^- sırasıyla; 2x1 boyutunda sabit değişken ve hata terimi vektörlerini,

A_r ise; 2x2 boyutunda “r” mertebesinde, gecikme uzunluğu bilgi kriterleri kullanılarak belirlenen parametre matrisini göstermektedir ($r=1, 2, \dots, p$).

Hatemi-J asimetrik nedensellik testinde optimal gecikme uzunluğu aşağıdaki şekilde belirlenir (Aworinde, 2015: 4; Eng ve Wong, 2013: 6);

$$HJC = \ln\left(\left|\hat{\Omega}_j\right|\right) + j\left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T}\right), \quad j=0, 1, \dots, p \quad (3.35)$$

Yukarıdaki eşitlikde; $\hat{\Omega}_j$; gecikme uzunluğu j iken, tahmin edilen VAR modelinin hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisini, n, VAR modelindeki denklem sayısını, T ise toplam gözlem sayısını ifade etmektedir.

Optimal gecikme uzunluğu belirlendikten sonra, seriler arasında Granger nedenselliğinin olmadığını gösteren temel hipotezi test etmede kullanılacak Wald istatistiğini elde edebilmek amacıyla (3.33) ve (3.34) no’lu eşitliklerde gösterilen VAR modeli aşağıdaki gibi tanımlanabilir (Hatemi-J, 2014: 450);

$$Y = DZ + \delta \quad (3.36)$$

(3.36) eşitliğinde yer alan terimlerin açık biçimleri aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$$Y = (y_1^+, y_2^+, \dots, y_T^+)$$

$$D = (\alpha, A_1, A_2, \dots, A_p)$$

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_t^+ \\ y_{t-1}^+ \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{t-p+1}^+ \end{bmatrix}$$

$$Z = (Z_0, Z_1, Z_2, \dots, Z_{T-1})$$

$$\delta = (u_1^+, u_2^+, u_3^+, \dots, u_T^+)$$

Y ; $(n \times T)$ boyutunda,
 D ; $(n \times (1+np))$ boyutunda,
 Z ; $((1+np) \times T)$ boyutunda,
 Z_t ; $((1+np) \times 1)$ boyutunda,
 δ ; $(n \times T)$ boyutunda matrisleri göstermektedir.

Granger nedenselliğın olmadığını gösteren H_0 hipotezi;

$H_0 : C\beta = 0$ Wald istatistiğıyle test edilmektedir.

Wald test istatistiğı ařağıdaki formül yardımıyla hesaplanabilir (Hatemi-J, 2014: 450; Joseph, 2015: 290).

$$W = (C\beta)' [C((Z'Z)^{-1} \otimes S_u)C']^{-1} (C\beta) \quad (3.37)$$

(3.37) eřitliğinde yer alan;

\otimes ; Kronecker çarpımını,

C ; kısıtları içeren gösterge fonksiyonunu göstermektedir.

Burada $\beta = \text{vec}(D)$ şeklindedir ki, “vec“ sütun sıralayıcı işlemcisini ifade etmektedir.

Kısıtsız VAR modeli için hesaplanan varyans-kovaryans matrisi ařağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$S_u = (\hat{\delta}'_u \hat{\delta}_u) / (T - q) \quad (3.38)$$

Bu denklemde, q ; her VAR eřitliğinde yer alan gecikme sayısını göstermektedir.

Hatemi-J asimetrik nedensellik analizinde; ilk ařamada VAR modelinin optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi, ikinci ařamada modele eklenecek ilave gecikme uzunluğunun belirlenmesi, son ařamada ise Wald test istatistiğı için kritik deęerlerin elde edilmesi önemlidir (Yılcı ve Bozoklu, 2014: 215). İlave gecikme uzunluęu olarak; Toda ve Yamamoto, VAR modele ilgili serilerin maksimum duraęanlık derecesi kadar, Dolado ve Lütkepohl (1996) ise sadece bir tane ilave gecikme eklenmesini önermektedir (Hatemi-J, 2014: 450). Bu çalıřmada, Dolado ve Lütkepohl'un önerisi takip edilerek, optimal gecikme uzunluęu Hatemi-J kriteriyle (HJC) belirlenmiř olan VAR modele ilave 1 gecikme eklenmiřtir.

Hacker ve Hatemi-J, hata teriminin normal dağılım özelliklerine sahip olmadığı durumlarda, Wald test istatistiğinin H_0 hipotezini reddetme yönünde hatalı sonuçlar verdiğini, bu gibi durumlarda, bootstrap simülasyonunun kullanılmasını önermektedirler. Bu yöntemle, Wald testi farklı durumlarda bile gerçek değerine yaklaşmaktadır. Hatemi-J, Hacker ve Hatemi-J'nin önerisini takip ederek, bootstrap simülasyonunu gerçekleştirmek için ilk olarak Granger nedenselliğinin olmadığı H_0 hipoteziyle, her bir simülasyon için simüle edilmiş Y^* datasını elde etmiştir (Hatemi-J, 2012: 451).

$$Y^* = \hat{D}Z + \delta^* \quad (3.39)$$

Burada; \hat{D} ; tahmin edilen parametre değerlerini, δ^* ; bootstrap hata terimlerini göstermektedir.

\hat{D} aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$\hat{D} = YZ'(ZZ')^{-1} \quad (3.40)$$

T sayıdaki tesadüfi çekimlere dayanan bootstrap hata terimleri, regresyon modelindeki hata terimlerinin yerini almaktadır. Değiştirilmiş hata terimleri $1/T$ olasılığına sahiptir. Hatemi-J, bootstrap kritik değerlerini hesaplamak için bootstrap simülasyonunu 10.000 defa tekrarlamakta ve her bir simülasyonda Wald istatistiğini hesaplamaktadır (Umar ve Dahalan, 2016: 423). Böylece Wald istatistiğinin ampirik dağılımı oluşturulmaktadır. Sonuç olarak, hesaplanan Wald test istatistiği, geçerli anlamlılık düzeyindeki bootstrap kritik değerden büyük ise H_0 hipotezi (Granger nedenselliği yoktur hipotezi) reddedilmektedir (Hatemi-J ve Roca, 2014: 11).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. BULGULAR VE DEĞERLENDİRME

Bu bölümde; ilk olarak çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler tablo halinde verilerek, elde edilen bulgular kısaca yorumlanmıştır. Daha sonra, çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık seviyeleri, ADF ve KPSS birim kök testleri ile belirlenmiştir. Ardından, oluşturulan modellerde kullanılan değişkenler arasındaki olası uzun dönem ilişkileri ARDL sınır testi yöntemi ile araştırılmış olup, aralarında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilen modeller için kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedenselliği araştıran simetrik nedensellik testlerinden Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanmıştır. Son olarak, değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şoklar arasındaki nedensellik, Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ile araştırılmıştır.

4.1. Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 3’de, logaritmaları alınmış TÜFE, USD ve EURO değişkenlerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler özet halinde verilmiştir.

Tablo 3’de; LTÜFE, LUSD ve LEURO değişkenleri arasında pozitif yönlü ve güçlü bir korelasyon bulunduğu tespit edilmiştir. Serilerin olasılık dağılımlarındaki asimetriyi gösteren çarpıklık katsayıları dikkate alındığında; LTÜFE serisinin çarpıklık katsayısının negatif olması nedeniyle sola çarpık olduğu, LUSD ve LEURO serilerinin çarpıklık katsayılarının ise pozitif olmaları nedeniyle sağa çarpık oldukları tespit edilmiştir. Serilerin dağılımlarındaki diklik derecesini gösteren basıklık katsayılarına göre; LTÜFE ve LEURO serilerinin basıklık değerinin 3’den küçük olması nedeniyle basık oldukları, LUSD serisinin basıklık değerinin 3’den büyük olması nedeniyle dik olduğu tespit edilmiştir. LTÜFE, LEURO ve LUSD değişkenlerinin standart sapmaları düşük olup, bu değerlerin düşük olması, incelenen dönemlerde değişkenlerin fazla oynak bir yapı sergilemediklerini ifade etmektedir. LTÜFE değişkeninin, LEURO ve LUSD değişkenlerine oranla daha oynak bir yapıya, LUSD değişkeninin ise LEURO değişkenine oranla daha oynak bir yapıya sahip oldukları görülmektedir.

Tablo 3: Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

İstatistikler/Değişkenler	LTÜFE	LEURO	LUSD
Ortalama	2.208	0.326	0.227
Medyan	2.231	0.308	0.192
Standart Sapma	0.156	0.107	0.113
Minimum	1.874	0.053	0.065
Maximum	2.470	0.570	0.550
Çarpıklık	-0.201	0.254	1.000
Basıklık	2.034	0.532	3.139
Gözlem Sayısı	180	180	180

Değişkenlere İlişkin Korelasyon Matrisi			
LTÜFE	1.000		
LEURO	0.935	1.000	
LUSD	0.765	0.891	1.000

4.2. Birim Kök Testi Sonuçları

Toda-Yamamoto nedensellik testinin uygulanmasında, serilerin maksimum durağanlık derecelerinin belirlenmesi büyük önem taşımaktadır. ARDL sınır testi yönteminde, zaman serilerinin ikinci ve daha fazla farkı alındığında durağan hale gelmesi halinde, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerin belirlenmesinde söz konusu eşbütünleşme yöntemi kullanılamamaktadır. Bu nedenlerden dolayı, çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık seviyelerinin belirlenmesi önem arz etmektedir.

Mevcut çalışmada, değişkenlerin durağanlık sınamaları için ADF ve KPSS birim kök testleri kullanılmış olup, elde edilen bulgular Tablo 4’de verilmiştir. Serilere ilişkin grafiklerde görüleceği üzere, tüm serilerde hem sabit, hem de trend mevcuttur. Bu nedenle, birim kök testlerinde sabitli-trendli model kullanılmıştır.

Tablo 4: Birim Kök Testi Sonuçları

	ADF Birim Kök Testi		KPSS Birim Kök Testi	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
Değişkenler	t istatistiği	t istatistiği	LM istatistiği	LM istatistiği
LTÜFE	-0.407 (12)	-4.648 (1) ***	1.735 (10)	0.266 (10)
LEURO	-1.432 (12)	-3.654 (0) **	1.661 (10)	0.215 (9)
LUSD	0.628 (0)	-0.973 (3)	1.298 (10)	0.383 (10)
DLTÜFE	-6.827 (3) ***	-, -	0.596 (1) ***	0.151 (4) ***
DLEURO	-12.828 (0) ***	-, -	0.074 (5) ***	0.075 (5) ***
DLUSD	-12.145 (0) ***	-12.300 (0) ***	0.287 (4) ***	0.043 (5) ***

Parantez içindeki değerler optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir. ADF birim kök testinde optimal gecikme uzunluğu SIC kriterine göre otomatik olarak belirlenmiştir. KPSS birim kök testinde ise band genişliğinin belirlenmesinde Newey-West metodu kullanılmıştır. *** ve ** sırasıyla, %1 ve %5 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4’de, ADF birim kök testinde, sabitli model için; LUSD için hesaplanan α katsayısının pozitif değerli olması nedeniyle, söz konusu değişkenin seviyesinde durağan olmadığını söyleyebiliriz. LTÜFE ve LEURO değişkenleri için hesaplanan t istatistik değerlerinin negatif olmalarına karşılık, mutlak değer bakımından MacKinnon tablo kritik değerinden küçük olmaları nedeniyle, söz konusu değişkenler seviyelerinde durağan değildirler. Değişkenlerin birinci farkları alındığında; LTÜFE, LEURO ve LUSD değişkenleri için hesaplanan t istatistik değerleri negatif olup, mutlak değer bakımından MacKinnon tablo kritik değerinden büyük olmaları nedeniyle, durağan hale geldikleri tespit edilmiştir. Sabitli modelde serilerin bütünleşme dereceleri I(1)’dir.

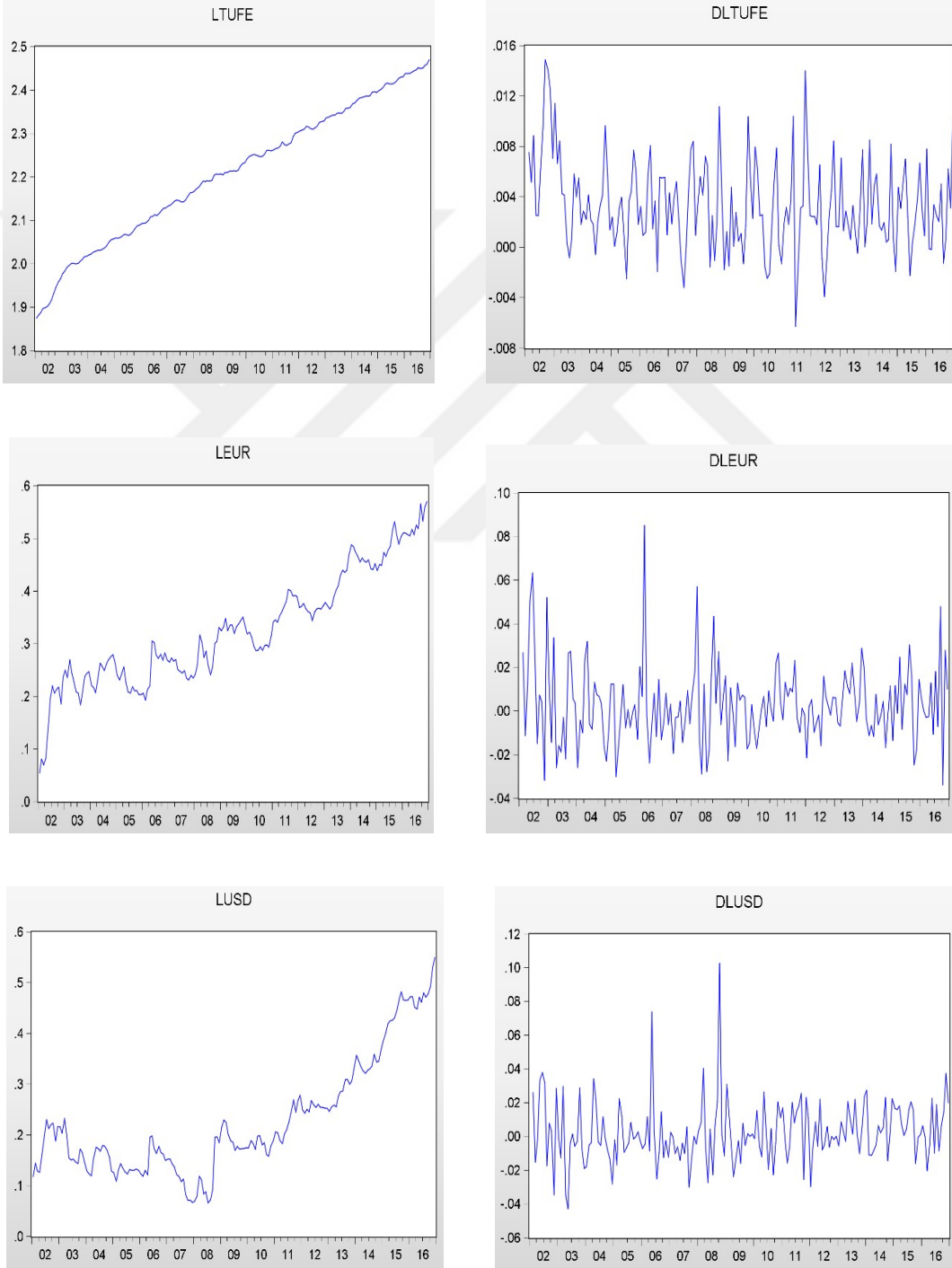
Sabitli-trendli modelde ise; LTÜFE ve LEURO değişkenleri için hesaplanan t istatistik değerleri negatif olup, mutlak değer bakımından MacKinnon tablo kritik değerinden büyük olmaları nedeniyle, değişkenlerin seviye değerlerinde durağan oldukları, LUSD değişkeni için hesaplanan t istatistik değerlerinin negatif olmasına karşılık, mutlak değer bakımından MacKinnon tablo kritik değerinden küçük olması nedeniyle, söz konusu değişkenin seviye değerinde durağan olmadığı belirlenmiştir. LUSD değişkeninin birinci farkı alındığında, hesaplanan t istatistik değerleri negatif olup, mutlak değer bakımından MacKinnon tablo kritik değerinden büyük olması nedeniyle, durağan hale geldiği tespit edilmiştir. Buna göre, sabitli-trendli modelde LTÜFE ve LEURO serilerinin bütünleşme dereceleri I(0) olup, LUSD serisinin bütünleşme derecesi I(1)’dir.

KPSS birim kök testinden elde edilen sonuçlara göre; gerek sabitli, gerekse sabitli-trendli modelde; LTÜFE, LEURO ve LUSD değişkenleri için hesaplanan LM istatistik değerleri, KPSS tablo kritik değerinden büyük olmaları nedeniyle, söz konusu değişkenler seviyelerinde durağan değildirler. Değişkenlerin birinci farkları alındığında; LTÜFE, LEURO ve LUSD değişkenleri için

hesaplanan LM istatistik deęerleri, KPSS tablo kritik deęerinden küçük olmaları nedeniyle, duraęan hale geldikleri tespit edilmiřtir. Bu doęrultuda, serilerin bütünüřme dereceleri $I(1)$ 'dir.

LTÜFE, LEURO ve LUSD serilerinin seviyelerindeki ve birinci farkları alındıęında sergilemiř oldukları daęılımlar Grafik 1'de verilmiřtir.

Grafik 1: Deęişkenlerinin Seviyelerinde ve Birinci Farkları Alındıęındaki Daęılımları



Grafik 1’de; LTÜFE, LEURO ve LUSD serilerinin seviye değerlerinde sürekli artış yönünde bir trende sahip olması ve belirli bir ortalama etrafında dağılım göstermemeleri nedeniyle, seriler durağan olmayan bir görünüm sergilemektedir. Buna karşılık; LTÜFE, LEURO ve LUSD serilerinin birinci farkları alındığında, serilerin durağan bir görünüm sergiledikleri görülmektedir. Bu görünümler, KPSS birim kök testinden elde edilen bulgularla gayet uyumludur.

4.3. Otoresif Gecikmesi Dağıtılmış Model (ARDL) Sonuçları

ARDL sınır testi yönteminin, diğer eşbütünleşme yöntemlerine göre, değişkenlerin durağanlık derecelerine dikkat edilmeden uygulanabilmesi, küçük örneklem için istatistiksel açıdan daha sağlıklı sonuçlar verebilmesi, modelin kısa ve uzun dönem katsayılarının kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) kullanılarak eşanlı olarak tahmin edebilmesi gibi bir takım üstünlükleri bulunmaktadır. Bu nedenle, çalışmada kullanılan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki ARDL sınır testi yöntemi ile araştırılmıştır.

Çalışmada aşağıdaki 6 adet model kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan modellerde yer alan LTÜFE, LUSD ve LEURO değişkenleri arasındaki eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 5’de verilmiştir. Serilerde sabit ve trend olması nedeniyle, eşbütünleşme analizinde sabitli-trendli model kullanılmıştır.

$$\Delta LTÜFE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LTÜFE_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LEURO_{t-i} + \delta_1 LTÜFE_{t-1} + \delta_2 LEURO_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta LTÜFE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LTÜFE_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LUSD_{t-i} + \delta_1 LTÜFE_{t-1} + \delta_2 LUSD_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{2t}$$

$$\Delta LEURO_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LEURO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LTÜFE_{t-i} + \delta_1 LEURO_{t-1} + \delta_2 LTÜFE_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{3t}$$

$$\Delta LUSD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LUSD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LTÜFE_{t-i} + \delta_1 LUSD_{t-1} + \delta_2 LTÜFE_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{4t}$$

$$\Delta LEURO_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LEURO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LUSD_{t-i} + \delta_1 LEURO_{t-1} + \delta_2 LUSD_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{5t}$$

$$\Delta LUSD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LUSD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LEURO_{t-i} + \delta_1 LUSD_{t-1} + \delta_2 LEURO_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{6t}$$

Tablo 5: ARDL Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Sınır testi		
Model	ARDL gecikme uzunluğu	Hesaplanan <i>F</i>-istatistiği
<i>Model 1</i> ($LT\ddot{U}FE=f(LEURO)$)	[2, 0]	7.51
<i>Model 2</i> ($LT\ddot{U}FE=f(LUSD)$)	[2, 0]	7.70
<i>Model 3</i> ($LEURO=f(LT\ddot{U}FE)$)	[1, 0]	7.40
<i>Model 4</i> ($LUSD=f(LT\ddot{U}FE)$)	[1, 0]	4.40
<i>Model 5</i> ($LEURO=f(LUSD)$)	[1, 1]	7.26
<i>Model 6</i> ($LUSD=f(LEURO)$)	[1, 1]	3.40
Peseran vd., (2001) kritik değerleri <i>F</i>-istatistiği: sabitli-trendli		
Anlamlılık Seviyesi	Alt Sınır, <i>I</i>(0)	Üst Sınır, <i>I</i>(1)
1%	8.74	9.63
5%	6.56	7.30
10%	5.59	6.26
Model 1 İçin Tamsal Testler		
R^2		0.245
<i>F</i> -istatistiği		9.258 ***
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon) Testi		1.242 (0.266)
ARCH LM (Değişen Varyans) Testi		0.358 (0.550)
Model 2 İçin Tamsal Testler		
R^2		0.222
<i>F</i> -istatistiği		8.154 ***
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon) Testi		0.330 (0.566)
ARCH LM (Değişen Varyans) Testi		0.170 (0.680)
Model 3 İçin Tamsal Testler		
R^2		0.121
<i>F</i> -istatistiği		3.943 ***
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon) Testi		1.409 (0.236)
ARCH LM (Değişen Varyans) Testi		0.019 (0.889)
Model 4 İçin Tamsal Testler		
R^2		0.110
<i>F</i> -istatistiği		2.601 **
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon) Testi		0.015 (0.900)
ARCH LM (Değişen Varyans) Testi		0.176 (0.675)
Model 5 İçin Tamsal Testler		
R^2		0.548
<i>F</i> -istatistiği		34.669 ***
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon) Testi		2.771 (0.065)
ARCH LM (Değişen Varyans) Testi		2.655 (0.105)
Model 6 İçin Tamsal Testler		
R^2		0.522
<i>F</i> -istatistiği		31.135 ***
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon) Testi		2.318 (0.129)
ARCH LM (Değişen Varyans) Testi		0.037 (0.845)

*** ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. [] içindeki değerler, optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir. ARDL modelleri için optimal gecikme uzunluğu SIC kriterine göre belirlenmiştir. Bounds test için kritik değerler Peseran vd., (2001) Tablo CI(v)'den alınmıştır. Parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 5’den elde edilen bulgulara göre; Model 1’de; tüketici fiyat endeksinin bağımlı, EURO kurunun bağımsız değişken olduğu regresyon denkleminin optimal gecikme uzunluğu [2, 0] olarak belirlenmiş olup, hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin (7.51), Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo üst kritik değerinden (7.30) büyük olması nedeniyle, %5 anlamlılık seviyesinde değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir.

Model 2’de; tüketici fiyat endeksinin bağımlı, USD kurunun bağımsız değişken olduğu regresyon denkleminin optimal gecikme uzunluğu [2, 0] olarak belirlenmiş olup, hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin (7.70), Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo üst kritik değerinden (7.30) büyük olması nedeniyle, %5 anlamlılık seviyesinde değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir.

Model 3’de; EURO kurunun bağımlı, tüketici fiyat endeksinin bağımsız değişken olduğu regresyon denkleminin optimal gecikme uzunluğu [1, 0] olarak belirlenmiş olup, hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin (7.40), Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo üst kritik değerinden (7.30) büyük olması nedeniyle, %5 anlamlılık seviyesinde değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir.

Model 4’de; USD kurunun bağımlı, tüketici fiyat endeksinin bağımsız değişken olduğu regresyon denkleminin optimal gecikme uzunluğu [1, 0] olarak belirlenmiş olup, hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin (4.40), Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo alt kritik değerinden küçük olması nedeniyle, değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisine rastlanılamamıştır.

Model 5’de; EURO kurunun bağımlı, USD kurunun bağımsız değişken olduğu regresyon denkleminin optimal gecikme uzunluğu [1, 1] olarak belirlenmiş olup, hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin (7.26), Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo üst kritik değerinden (6.26) büyük olması nedeniyle, %10 anlamlılık seviyesinde değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir.

Model 6’da; USD kurunun bağımlı, EURO kurunun bağımsız değişken olduğu regresyon denkleminin optimal gecikme uzunluğu [1, 1] olarak belirlenmiş olup, hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin (3.40), Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo alt kritik değerinden küçük olması nedeniyle, değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisine rastlanılamamıştır.

Özet olarak; tüketici fiyat endeksinin ve EURO kurunun bağımlı değişken olduğu tüm modellerde değişkenler arasında en az %5 anlamlılık düzeyinde bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer taraftan, USD kurunun bağımlı değişken olduğu modellerde ise uzun dönem ilişkisine rastlanılmamıştır.

Breusch-Godfrey LM (otokorelasyon) testi ve ARCH LM (değişen varyans) testi sonuçlarına göre, tüm modeller için otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin olmadığı tespit edilmiştir. Bu durum, çalışmada kullanılan modellerin uygun ve sağlıklı olduğunu göstermektedir.

Islam ve Ahmed (1999) tarafından Güney Kore ve Amerika Birleşik Devletleri için, Gül ve Ekinci (2006) tarafından Türkiye için, Damar (2010) tarafından Türkiye için, Frimpong ve Adam (2010) tarafından Gana için, Jarayaman ve Choong (2011) tarafından Fiji için, Doğru vd. (2013) tarafından 22 gelişmekte olan Asya ülkesi için, Güven ve Uysal (2013) tarafından Türkiye için, Altıntaş (2014) tarafından Türkiye için, Inyama ve Ekwe (2014) tarafından Nijerya için, Işık ve diğerleri (2004) tarafından Türkiye için, Mandizha (2014) tarafından Zimbabve için, Korkmaz ve Bayır (2015) tarafından Türkiye için, Özdamar (2015) tarafından Türkiye için, Kamacı (2015) tarafından 25 Avrupa Birliği ülkesi için, Bada vd. (2016) tarafından Nijerya için yapılan çalışmalarda; döviz kuru ve enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmış olup, söz konusu çalışmalardan elde edilen bulgular, mevcut çalışmadaki bulgularla örtüşmektedir.

Diğer taraftan; Aghayev (2011) tarafından Azerbaycan için yapılan çalışmada, Azerbaycan'ın petrol ürünleri ihracatından elde etmiş olduğu yüksek döviz girdisi nedeniyle, enflasyon ve döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişkiye rastlanılmamıştır. Güven ve Uysal (2013) tarafından Türkiye için yapılan çalışmada; mevcut çalışmadan farklı olarak, yıllık bazda reel efektif döviz kuru değişkeni kullanılmış olup, reel efektif döviz kuru ile TÜFE arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanmamıştır. Selim ve Güven (2014) tarafından Türkiye için yıllık verilerle yapılan çalışmada, reel efektif döviz kuru ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiştir. Söz konusu çalışmalardan elde edilen bulgular, mevcut çalışmadan elde edilen bulgularla örtüşmemektedir.

4.4. Uzun Dönem Katsayıları

Uzun dönem katsayılarına ilişkin tahmin modelleri aşağıdaki 6 adet model ile ifade edilebilir:

$$LTÜFE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} LTÜFE_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} LEURO_{t-i} + \delta_1 LTÜFE_{t-1} + \delta_2 LEURO_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{1t}$$

$$LTÜFE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} LTÜFE_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} LUSD_{t-i} + \delta_1 LTÜFE_{t-1} + \delta_2 LUSD_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{2t}$$

$$LEURO_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} LEURO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} LTÜFE_{t-i} + \delta_1 LEURO_{t-1} + \delta_2 LTÜFE_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{3t}$$

$$LUSD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} LUSD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} LTÜFE_{t-i} + \delta_1 LUSD_{t-1} + \delta_2 LTÜFE_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{4t}$$

$$LEURO_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} LEURO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} LUSD_{t-i} + \delta_1 LEURO_{t-1} + \delta_2 LUSD_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{5t}$$

$$LUSD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} LUSD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} LEURO_{t-i} + \delta_1 LUSD_{t-1} + \delta_2 LEURO_{t-1} + \delta_3 t + \varepsilon_{6t}$$

Uzun dönem katsayıları Tablo 6’da verilmiştir.

Tablo 6: Uzun Dönem Katsayıları

Model	ARDL Gecikme Uzunluğu	Bağımsız Değişken Katsayısı	t istatistiği
Model 1 (LTÜFE=f(LEURO))	[2, 0]	1.248	8.972 ***
Model 2 (LTÜFE=f(LUSD))	[2, 0]	1.054	4.390 ***
Model 3 (LEURO=f(LTÜFE))	[1, 0]	0.598	6.726 ***
Model 5 (LEURO=f(LUSD))	[1, 1]	0.753	6.550 ***

Model 1 İçin Tanısal Testler	
R ²	0.999
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon) Testi	1.331 (0.250)
ARCH LM (Değişen Varyans) Testi	0.104 (0.747)

Model 2 İçin Tanısal Testler	
R ²	0.999
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon) Testi	2.063 (0.152)
ARCH LM (Değişen Varyans) Testi	0.091 (0.763)

Model 3 İçin Tanısal Testler	
R ²	0.972
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon) Testi	1.734 (0.189)
ARCH LM (Değişen Varyans) Testi	0.878 (0.349)

Model 5 İçin Tanısal Testler	
R ²	0.986
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon) Testi	1.318 (0.252)
ARCH LM (Değişen Varyans) Testi	3.000 (0.052)

*** %1 düzeyinde anlamlılığı gösterir. Parantez içindeki değerler, olasılık değerlerini göstermektedir.

Model 1’de; EURO kurunun bağımsız, TÜFE’nin bağımlı değişken olduğu regresyon denkleminde, EURO değişkenin katsayısı pozitif ve istatistiki olarak %1 düzeyinde anlamlı

bulunmuştur. Bu durum, EURO kurundaki %1'lik bir artışın, uzun dönemde TÜFE üzerinde %1.248'lik bir artışa sebebiyet verdiğini ifade etmektedir.

Model 2'de; USD kurunun bağımsız, TÜFE'nin bağımlı değişken olduğu regresyon denkleminde, USD değişkeninin katsayısı pozitif ve %1 seviyesinde istatistiki olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu durum, iki değişken arasında uzun dönemde pozitif bir ilişkinin varlığını gösterir. Bu sonuca göre; uzun dönemde USD kurundaki %1'lik bir artış, TÜFE üzerinde %1.054'lük bir artışa neden olmaktadır.

Model 3'de; TÜFE'nin bağımsız, EURO kurunun bağımlı değişken olduğu regresyon denkleminde, tüketici fiyat endeksi değişkeninin katsayısı pozitif ve %1 düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum; uzun dönemde TÜFE'de meydana gelen %1'lik bir artışın, EURO kurunda %0.598'lik bir artışa neden olduğu anlamına gelmektedir.

Benzer şekilde, Model 5'de; EURO kurunun bağımlı, USD kurunun bağımsız değişken olduğu regresyon denkleminde, USD değişkeninin katsayısının pozitif ve %1 düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen sonuca göre; uzun dönemde USD kurunda meydana gelen %1'lik bir artışın, EURO kurunda %0.753'lük bir artışa neden olmaktadır.

Model 4 ve Model 6 için bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilemediğinden, uzun dönem tahmin sonuçları hesaplanmamıştır.

Döviz kurunda meydana gelen artışın, TÜFE'yi pozitif yönde etkilemesi beklenir. Bu doğrultuda; uzun dönem tahmin sonuçlarına göre, EURO ve USD kurlarında meydana gelen artışın, TÜFE üzerinde arttırıcı bir etkiye sahip olduğu ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Her iki döviz kuru için karşılaştırma yaptığımızda; EURO kurundaki artışın, USD kurundaki artışa oranla, TÜFE'yi daha fazla etkilediği tespit edilmiştir. Ayrıca; TÜFE'deki ve USD kurundaki artışların da, EURO kurunu arttırıcı yönde etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir.

Model 1, 2, 3 ve 5 için ortaya koyulan tanısal testler, modellerde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığını ortaya koymaktadır.

Elde edilen bulgular, Türkiye'de döviz kurundan yurtiçi fiyatlara geçişkenlik etkisinin yüksek olduğunu göstermektedir. Bu durumun; Türkiye'de üretim sürecinin ağırlıklı olarak ithal ara ve sermaye mallarına bağımlı olmasından ve ekonominin dışa açık olmasından kaynaklandığı söylenebilir.

Çalışmadan elde edilen uzun dönem tahmin sonuçları, Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi üzerine yapılan önceki çalışmalarla karşılaştırıldığında; Işık vd. (2004), Önder

(2011), Ertuğrul (2012), Altıntaş (2014) ve Özdamar'ın (2015) bulgularıyla benzer sonuçlara ulaşıldığı görülmüştür. Bu doğrultuda; Işık vd. (2004), uzun dönemde döviz kurundaki %1'lik artışın, enflasyon üzerinde %0.9'luk bir artışa, Önder (2011), uzun dönemde EURO kurundaki %1'lik bir artışın, enflasyon üzerinde %0.101'lik bir artışa, USD kurundaki %1'lik bir artışın, enflasyon üzerinde %0.069'luk bir artışa neden olduğunu, Ertuğrul (2012), uzun dönemde döviz kurundaki %1'lik bir artışın, enflasyon üzerinde %0.372'lik bir artışa neden olduğunu, Altıntaş (2014), uzun dönemde döviz kurundaki %1'lik bir artışın enflasyon üzerinde %0.729 ila %0.915 arasında bir artışa neden olduğunu, Özdamar (2015) ise döviz kurundaki %1'lik bir artışın enflasyon üzerinde %0.134'lük bir artışa neden olduğunu tespit etmiştir.

Çalışmanın bulguları, yurt dışı ülkeler için yapılan bazı çalışmalarla karşılaştırıldığında ise; Islam ve Ahmed (1999) tarafından Güney Kore ve Amerika Birleşik Devletleri (ABD) için yapılan, Jarayaman ve Choong (2011) tarafından Fiji için yapılan, Doğru vd. (2013) tarafından 22 gelişmekte olan Asya ülkesi için yapılan, Inyama ve Ekwe (2014) tarafından Nijerya için yapılan, Mandizha (2014) tarafından Zimbabve için yapılan, Bada vd. (2016) tarafından Nijerya için yapılan çalışmalarda bulgularla benzer sonuçlara ulaşıldığı görülmüştür. Bu doğrultuda; Islam ve Ahmed (1999), uzun dönemde döviz kurundaki %1'lik bir artışın enflasyon üzerinde %0.73 ila %0.58 arasında bir artışa neden olduğunu, Jarayaman ve Choong (2011), uzun dönemde döviz kurundaki %1'lik bir artışın enflasyon üzerinde %0.183'lük bir artışa neden olduğunu, Doğru vd. (2013), uzun dönemde döviz kurundaki %1'lik bir artışın enflasyon üzerinde %0.35'lik bir artışa neden olduğunu, Inyama ve Ekwe (2014), uzun dönemde döviz kurundaki %1'lik bir artışın enflasyon üzerinde %0.659'luk bir artışa neden olduğunu, Mandizha (2014), uzun dönemde döviz kurundaki %1'lik bir artışın enflasyon üzerinde %0.302'lik bir artışa neden olduğunu, Bada vd. (2016), uzun dönemde döviz kurundaki %1'lik bir artışın enflasyon üzerinde %0.24'lük bir artışa neden olduğunu tespit etmişlerdir.

4.5. Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Hata düzeltme modeline ilişkin tahmin modelleri aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\text{Model 1: } \Delta LTÜFE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LTÜFE_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LEURO_{t-i} + \gamma ECM_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\text{Model 2: } \Delta LTÜFE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LTÜFE_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LUSD_{t-i} + \gamma ECM_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$\text{Model 3: } \Delta LEURO_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LEURO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LTÜFE_{t-i} + \gamma ECM_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

$$\text{Model 4: } \Delta LUSD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LUSD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LTÜFE_{t-i} + \gamma ECM_{t-1} + \varepsilon_{4t}$$

$$\text{Model 5: } \Delta LEURO_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LEURO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LUSD_{t-i} + \gamma ECM_{t-1} + \varepsilon_{5t}$$

$$\text{Model 6: } \Delta LUSD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LUSD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LEURO_{t-i} + \gamma ECM_{t-1} + \varepsilon_{6t}$$

Hata düzeltme modeline ilişkin tahmin sonuçları Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Model	Bağımsız Değişken Katsayısı	t istatistiği	ECM (-1)	t istatistiği
Model 1 (DLTÜFE=f(DLEURO))	0.021	1.500 (0.135)	-0.017	-3.830 ***
Model 2 (DLTÜFE=f(DLUSD))	0.014	1.065 (0.288)	-0.008	-3.427 ***
Model 3 (DLEURO=f(DLTÜFE))	0.549	1.460 (0.145)	-0.105	-2.986 ***
Model 5 (DLEURO=f(DLUSD))	0.696	13.629 (0.000)	-0.074	-4.004 ***

Model 1 İçin Tanısal Testler	
R ²	0.184
F-istatistiği	13.120 ***

Model 2 İçin Tanısal Testler	
R ²	0.169
F-istatistiği	11.847 ***

Model 3 İçin Tanısal Testler	
R ²	0.051
F-istatistiği	4.822 ***

Model 5 İçin Tanısal Testler	
R ²	0.535
F-istatistiği	101.296 ***

*** %1 düzeyinde anlamlılığı gösterir. Parantez içindeki değerler, olasılık değerlerini göstermektedir. Tahmin edilen modellerde bağımsız değişkenlerin gecikmeleri en fazla 1 olduğundan, rapor edilen katsayılar, bağımsız değişkenin t dönemi katsayılarıdır.

Kısa dönem katsayılarının tahmin edilmesinde, hata düzeltme değişkeni olan ECM(-1)’in negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkması beklenir. Bu değişkenin katsayısı, kısa dönemde ortaya çıkan bir dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir. Elde edilen sonuçlara göre; Model 1, Model 2, Model 3 ve Model 5’de hata düzeltme değişkenleri

negatif ve istatistiksel olarak anlamlı belirlenmiştir. Model 4 ve Model 6 için bir eşbütünlüşme ilişkisi bulunamaması nedeniyle hata düzeltme katsayıları tahmin edilmemiştir.

Kısa dönem sonuçları, Model 5 için; ilgili katsayının pozitif ve %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Model 1, Model 2 ve Model 3 için ilgili değişkenlerin katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı belirlenmiştir. Bu durum, sözkonusu modellerdeki değişkenler arasında kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. Kısa dönemde, sadece, USD kuru ile EURO kuru arasında pozitif bir ilişki söz konusudur. Başka bir ifade ile; USD kurundaki %1'lik bir değişimin, kısa dönemde, EURO kuru üzerinde %0.696'lık bir artışa neden olduğu ifade edilir.

Model 5'de elde edilen bulgunun, aşağıda açıklanan sebeplerden kaynaklandığı düşünülmektedir.

Türkiye'de ithalatın ağırlıklı USD cinsinden yapılması nedeniyle, USD kurundaki artış, üretimde kullanılmak üzere yurt dışından ithal edilen ara malların ve buna bağlı olarak yurt içi nihai malların maliyetinin yükselmesine neden olacaktır. İhracata konu olan malın maliyetinin yükselmesi, ithalatçının maliyetinin de yükselmesine neden olacak olup, ithalatçının daha ucuz pazarlara yönelmesine neden olacaktır. Böyle bir durum, ihracatçı ülkenin, ihracat gelirlerinin azalmasına neden olacaktır. Bu durumdan olumsuz etkilenmemek için, ihracatçı ülke, EURO kurunu yükselterek, ithalatçı ülkenin, ithalat maliyetini azaltmaya, kendi ihracat gelirlerini ise arttırmaya çalışacaktır.

4.6. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Daha önce bahsedildiği üzere, Toda-Yamamoto nedensellik testinde; öncelikle değişkenlerin optimal gecikme uzunlukları (m) belirlenir. İkinci aşamada; birim kök testleri aracılığıyla, değişkenlerin en büyük durağanlık dereceleri (d_{max}) belirlenir. Daha sonra, belirlenen optimal gecikme uzunluğunun üzerine, en büyük durağanlık derecesi ilave edilerek, ($m+d_{max}$) boyutunda bir VAR model kurulur. Son aşamada ise, ($m+d_{max}$) boyutundaki VAR model, SUR yöntemi ile tahmin edilerek, nedenselliğin bulunup bulunmadığına ve nedenselliğin yönüne karar verilir. Toda-Yamamoto nedensellik testinde, H_0 hipotezi (değişkenler arasında nedensellik yoktur) Wald testi ile test edilir. Wald testi "m" serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır. Toda-Yamamoto nedensellik testinde, seriler seviyedeki değerleriyle teste dahil edildiğinden, herhangi bir bilgi kaybına sebebiyet verilmez.

Çalışmada kullanılan tüm değişkenlerin optimal gecikme uzunlukları Tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 8: Optimal Gecikme Uzunluğu

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	728.9586	NA	4.33e-08	-8.441379	-8.386481	-8.419105
1	1707.608	1911.781	5.49e-13	-19.71637	-19.49678*	-19.62728*
2	1717.223	18.44606	5.46e-13*	-19.72352*	-19.33923	-19.56760
3	1724.268	13.27193	5.58e-13	-19.70079	-19.15181	-19.47806
4	1728.404	7.645822	5.91e-13	-19.64423	-18.93055	-19.35467
5	1739.009	19.23841	5.80e-13	-19.66290	-18.78453	-19.30652
6	1743.296	7.626604	6.14e-13	-19.60810	-18.56503	-19.18490
7	1751.799	14.83113	6.18e-13	-19.60232	-18.39456	-19.11230
8	1761.727	16.96898*	6.13e-13	-19.61310	-18.24065	-19.05626

Tablo 8’de, çeşitli bilgi kriterleri ile belirlenen gecikme uzunlukları yer almaktadır. Toda-Yamamoto nedensellik testi için gerekli olan optimal gecikme uzunluğu (m), VAR model yardımıyla, SIC kullanılarak 1 olarak belirlenmiştir. Söz konusu gecikme uzunluğunda otokorelasyon ve değişen varyans sorununun bulunmadığı tespit edilmiştir.

Birim kök testlerinden elde edilen sonuçlara göre, değişkenlerin maksimum durağanlık derecesi 1 olarak belirlenmiştir. Tüm modellere, optimal gecikme uzunluğunun üzerine, en büyük durağanlık derecesi ilave edilerek, test işlemi gerçekleştirilmiştir.

Tablo 9: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ hipotezi	SUR Wald (χ^2) Testi	Olasılık değeri	Gecikme Uzunluğu
LTÜFE \neq > LUSD	0.416	0.518	(m=1) + (d _{max} =1) =2
LUSD \neq > LTÜFE	0.040	0.840	(m=1) + (d _{max} =1) =2
LTÜFE \neq > LEURO	5.539 **	0.018	(m=1) + (d _{max} =1) =2
LEURO \neq > LTÜFE	0.016	0.898	(m=1) + (d _{max} =1) =2
LEURO \neq > LUSD	1.666	0.196	(m=1) + (d _{max} =1) =2
LUSD \neq > LEURO	0.009	0.923	(m=1) + (d _{max} =1) =2

\neq > ifadesi nedenselliğin olmadığı sıfır hipotezini göstermektedir. ** simgesi %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu (m=1), SIC ile belirlenmiştir. En büyük durağanlık derecesi (d_{max}=1), ADF ve KPSS birim kök testleri ile belirlenmiştir.

Tablo 9’da Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen sonuçlar verilmiştir. Tablo 9’da görüleceği üzere, yalnızca, %5 anlamlılık seviyesinde, tüketici fiyat endeksinden, EURO kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Diğer taraftan; tüketici fiyat endeksinden USD kuruna, USD kurundan, tüketici fiyat endeksine, EURO kurundan, tüketici fiyat endeksine ve USD kuruna, USD kurundan, EURO kuruna doğru nedensellik tespit edilememiştir. Toda-

Yamamoto nedensellik testinden elde edilen bulgular neticesinde, Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 9’da verilen sonuçlar; Kholdy ve Sohrabian (1990) tarafından Almanya, Kanada ve Japonya için yapılan, Ülengin (1995) tarafından Türkiye için yapılan, Maswana (2006) tarafından Kongo için yapılan, Güven ve Uysal (2013) tarafından Türkiye için yapılan, Madesha vd. (2013) tarafından Zimbabve için yapılan, Kamacı (2015) tarafından 25 Avrupa Birliği ülkesi için yapılan, Bayat vd. (2015) tarafından Türkiye için yapılan, Korkmaz ve Bayır (2015) tarafından Türkiye için yapılan, Umar ve Dahalan (2016) tarafından Brunei, Malezya ve Singapur için yapılan çalışmalarla benzer sonuçlar göstermektedir. Söz konusu çalışmalarda; enflasyondan döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir.

Diğer taraftan; Islam ve Ahmed (1999) tarafından Güney Kore ve Amerika Birleşik Devletleri (ABD) için yapılan, Gül ve Ekinci (2006) tarafından Türkiye için yapılan, Achsani vd. (2010) tarafından 8 Asya, 8 Avrupa Birliği, 3 Kuzey Amerika ülkesi için yapılan, Balamurali ve Sivarajasingam (2011) tarafından Sri Lanka için yapılan, Jarayaman ve Choong (2011) tarafından Fiji için yapılan, Capmas (2013) tarafından Mısır için yapılan, Doğru vd. (2013) tarafından 22 gelişmekte olan Asya ülkesi için yapılan, Mandizha (2014) tarafından Zimbabve için yapılan, Selim ve Güven (2014) tarafından Türkiye için yapılan, Lado (2015) tarafından Güney Sudan için yapılan, Lufi ve Sinaj (2015) tarafından Arnavutluk için yapılan, Türk ve Çetinkaya (2015) tarafından Türkiye için yapılan nedensellik analizi çalışmalarında; döviz kurundan enflasyona doğru nedensellik tespit edilmiştir. Aghayev (2011) tarafından Azerbaycan için yapılan, Inyama ve Ekwe (2014) tarafından Nijerya için yapılan, Bayat vd. (2015) tarafından Türkiye için yapılan çalışmalarda ise; döviz kuru ile enflasyon arasında nedensellik bulunmadığı tespit edilmiştir. Söz konusu bulgular, mevcut çalışmadaki TY nedensellik testinden elde edilen bulgularla farklı sonuçlar vermiştir.

4.7. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

Hatemi-J asimetrik nedensellik testi, değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokları birbirinden ayırt ederek, kümülatif pozitif ve negatif şoklar arasındaki nedenselliği araştırmaktadır. Bu yöntem, piyasadaki asimetrik bilgiyi dikkate almakta olup, bu yönüyle, simetrik nedensellik testlerine göre üstünlük taşımaktadır.

Hatemi-J asimetrik nedensellik testinde, değişkenlerin optimal gecikme uzunlukları HJC bilgi kriteri ile tüm değişkenler için 1 olarak belirlenmiştir. Dolado ve Lütkepohl’un önerisinden hareketle, VAR modele ilave olarak 1 gecikme eklenmiştir. Hatemi-J asimetrik nedensellik testi, Toda-Yamamoto nedensellik testine dayanmakta olup, hata terimlerinin normal dağılıma sahip olmaması ve değişen varyans sorunu ile karşılaşılması durumunda, Toda-

Yamamoto test istatistiği χ^2 dağılımına uygunluk göstermemektedir. Bu nedenle, Hacker ve Hatemi-J tarafından geliştirilen, daha güvenilir tablo kritik değerlerinin elde edilebilmesi için yeniden örnekleme dayanan bootstrap simülasyonu ile uygun kritik değerler elde edilmiştir. Hesaplanan MWald istatistiği, bootstrap kritik değerler ile karşılaştırılarak, nedenselliğin olup olmadığına ve nedenselliğin yönüne karar verilir. MWald istatistiğinin, bootstrap kritik değerden büyük olması durumunda H_0 hipotezi red edilerek, değişkenlerin kümülatif haldeki pozitif ve/veya negatif bileşenleri arasında nedensellik olduğuna karar verilir. Hatemi-J asimetrik nedensellik testi sonuçları Gauss 10 programı ile elde edilmiştir.

Tablo 10, Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen sonuçları göstermektedir.

Tablo 10: Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

H₀ Hipotezi	MWALD İstatistiği	Bootstrap Kritik Değer			Optimal Gecikme Uzunluğu
		%1	%5	%10	
LTÜFE ⁺ ≠ > LUSD ⁺	0.017	6.818	3.963	2.769	1+1=2
LTÜFE ⁻ ≠ > LUSD ⁻	0.767	7.915	3.598	2.406	1+1=2
LUSD ⁺ ≠ > LTÜFE ⁺	4.745**	6.810	3.921	2.802	1+1=2
LUSD ⁻ ≠ > LTÜFE ⁻	1.903	8.519	3.794	2.481	1+1=2
LTÜFE ⁺ ≠ > LEURO ⁺	0.060	6.970	3.933	2.771	1+1=2
LTÜFE ⁻ ≠ > LEURO ⁻	0.002	7.808	3.647	2.532	1+1=2
LEURO ⁺ ≠ > LTÜFE ⁺	4.793**	6.366	3.837	2.678	1+1=2
LEURO ⁻ ≠ > LTÜFE ⁻	0.004	7.658	3.568	2.459	1+1=2
LEURO ⁺ ≠ > LUSD ⁺	5.313**	7.605	3.899	2.653	1+1=2
LEURO ⁻ ≠ > LUSD ⁻	0.011	6.652	3.778	2.649	1+1=2
LUSD ⁺ ≠ > LEURO ⁺	0.090	8.109	4.085	2.719	1+1=2
LUSD ⁻ ≠ > LEURO ⁻	1.799	6.916	3.767	2.626	1+1=2

≠ > ifadesi nedenselliğin olmadığı sıfır hipotezini göstermektedir. ** simgesi %5 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Bootstrap sayısı 10.000'dir.

Tablo 10'da görüleceği üzere; gerek USD, gerekse EURO kurundan, TÜFE'ye doğru tek yönlü bir asimetrik nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Bu nedensellik ilişkisi, her iki döviz kurunun pozitif bileşeninden, TÜFE'nin pozitif bileşenine doğru gerçekleşmektedir. Her iki asimetrik nedensellik ilişkisinin %5 seviyesinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde; EURO kurundan, USD kuruna doğru tek yönlü bir asimetrik nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Söz konusu nedensellik ilişkisi, EURO kurunun pozitif bileşeninden, USD kurunun pozitif bileşenine doğru gerçekleşmektedir. Söz konusu asimetrik nedensellik ilişkisinin de %5 seviyesinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre; Türkiye örneğinde, USD ve EURO kurunun

negatif bileşenlerinden, TÜFE'nin negatif bileşenine doğru herhangi bir asimetric nedensellik ilişkisi belirlenmemiştir. Ayrıca, TÜFE'den döviz kurlarına doğru, negatif ve pozitif bileşen itibariyle herhangi bir asimetric nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Benzer şekilde; EURO kurunun negatif bileşeninden, USD kurunun negatif bileşenine doğru ve USD kurunun pozitif ve negatif bileşeninden, EURO kurunun pozitif ve negatif bileşenine doğru asimetric nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Çalışmada elde edilen bulgular; USD ve EURO kurlarının, TÜFE üzerinde artış yönünde neden olurken, azalış yönünde neden olmadığını göstermektedir. Diğer bir ifade ile; döviz kuru geçişkenliği, kurlardaki artış durumunda geçerli iken, kurlardaki azalışlarda geçerli olmamaktadır. Bu doğrultuda; geçişkenlik etkisinin, döviz kuru artışlarında esnek, azalışlarda ise katı olduğu söylenebilir.

Türkiye ekonomisi için, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini Hatemi-J asimetric nedensellik testi ile araştıran herhangi bir çalışmaya rastlanmamıştır. Yapılan literatür taramasında, bu yöntemle yapılan tek çalışmanın Umar ve Dahalan (2016) tarafından Malezya, Brunei ve Singapur için yapıldığı tespit edilmiştir. Umar ve Dahalan; Brunei ve Malezya'da döviz kurundaki pozitif şoklardan, enflasyondaki pozitif şoklara doğru tek yönlü, Singapur'da ise enflasyondaki pozitif ve negatif şoklardan, döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara doğru asimetric nedensellik tespit etmişlerdir. Çalışmanın bulguları, Umar ve Dahalan'ın bulgularıyla kısmen uyumaktadır.

SONUÇ ve ÖNERİLER

Ülke ekonomileri arasındaki ticari sınırların ortadan kaldırılması olarak nitelendirilen küreselleşme olgusu, ülkelerin sosyo-ekonomik yapıları üzerinde pozitif ya da negatif önemli etkileri beraberinde getirebilmektedir. Küreselleşme olgusu ile ortaya çıkan dış ticaret ve sermaye hareketlerindeki artış, döviz kurları üzerinde kısa ve uzun dönemli dalgalanmalara neden olabilmektedir. Bu durum, döviz kurlarının bir makroekonomik değişken olarak ülke ekonomileri üzerindeki önemini artırmaktadır. Döviz kurları; ihracat ve ithalatı etkileyerek, dış ticaret dolayısıyla cari açık, ekonomik büyüme, faiz oranları, sermaye yatırımları başta olmak üzere tüm yatırımları etkileyebilme özelliğine sahiptir.

Döviz kurlarının karşılıklı ilişki içinde olduğu en önemli değişkenlerden birisi de enflasyondur. Döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, enflasyon üzerinde meydana getirdiği değişime “döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi” adı verilmekte olup, bu çalışmanın temel hipotezini oluşturmaktadır. Bu çalışmada, geçişkenlik etkisinin yanı sıra, enflasyondan döviz kurlarına ve döviz kurlarının kendi arasında karşılıklı bir etkileşimin olup olmadığı araştırılmıştır. Çalışmada, Türkiye ekonomisi için 2002 Ocak - 2016 Aralık dönemini içeren aylık veriler kullanılmış olup, söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiler analiz edilmiştir. Yapılan literatür taramasında, Türkiye ekonomisi için, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ile inceleyen başka bir çalışmaya rastlanmamış olup, bu doğrultuda, yapılan çalışma ile literatürdeki bu boşluğu doldurması hedeflenmektedir.

Çalışmada, değişkenlerin birim kök (durağanlık) sınamalarının yapılmasında ADF ve KPSS birim kök testleri kullanılmıştır. Değişkenler arasında bir eşbütünleşme (uzun dönem) ilişkisinin olup olmadığı ise ARDL sınır testi ile araştırılmıştır. Uzun dönemde ilgili değişkenlerin katsayıları ARDL modeline dayalı olarak en küçük kareler yönetimi ile tahmin edilmiştir. Kısa dönem parametrelerinin tahmininde ise ECM modeli kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda-Yamamoto nedensellik testi ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testleri ile analiz edilmiştir.

Çalışmada ilk olarak değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler ele alınmıştır. Bu çerçevede; USD kuru, EURO kuru ve TÜFE değişkenleri arasında pozitif ve güçlü bir korelasyonun varlığı dikkati çekmektedir. Serilerin olasılık dağılımlarındaki asimetriyi gösteren çarpıklık katsayıları dikkate alındığında; TÜFE serisinin çarpıklık katsayısının negatif olması nedeniyle sola çarpık olduğu, USD ve EURO serilerinin çarpıklık katsayılarının ise pozitif olmaları nedeniyle sağa

çarpık oldukları tespit edilmiştir. Serilerin dağılımlarındaki diklik derecesini gösteren basıklık katsayılarına göre; TÜFE ve EURO serilerinin basık, USD serisinin ise dik olduğu tespit edilmiştir.

Çalışmada kullanılan tüm serilerin sabit ve trend içermesi nedeniyle, birim kök testlerinde sabitli-trendli model kullanılmıştır. ADF birim kök testinde; LTÜFE ve LEURO değişkenleri seviye değerlerinde durağan iken, LUSD değişkeninin birinci farkı alındığında durağan hale geldiği tespit edilmiştir. KPSS birim kök testinde ise; tüm değişkenlerin seviyelerinde durağan olmadığı, birinci farkları alındığında ise durağan hale geldikleri tespit edilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisi ile nedensellik ilişkisinin araştırılmasında 6 farklı model kurulmuştur. TÜFE'nin bağımlı, EURO kurunun bağımsız değişken olduğu birinci regresyon denklemi için hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin, Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo üst kritik değerinden büyük olması nedeniyle, %5 anlamlılık seviyesinde değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. TÜFE'nin bağımlı, USD kurunun bağımsız değişken olduğu ikinci regresyon denklemi için hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin, Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo üst kritik değerinden büyük olması nedeniyle, %5 anlamlılık seviyesinde değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi belirlenmiştir. EURO kurunun bağımlı, TÜFE'nin bağımsız değişken olduğu üçüncü regresyon denklemi için hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin, Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo üst kritik değerinden büyük olması nedeniyle, %5 anlamlılık seviyesinde değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. USD kurunun bağımlı, TÜFE'nin bağımsız değişken olduğu dördüncü regresyon denklemi için hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin, Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo alt kritik değerinden küçük olması nedeniyle, değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisine rastlanılamamıştır. EURO kurunun bağımlı, USD kurunun bağımsız değişken olduğu regresyon beşinci denklemi için hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin, Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo üst kritik değerinden büyük olması nedeniyle, %10 anlamlılık seviyesinde değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. USD kurunun bağımlı, EURO kurunun bağımsız değişken olduğu altıncı regresyon denklemi için hesaplanan F sınır test istatistiği değerinin, Peseran tarafından belirlenmiş olan tablo alt kritik değerinden küçük olması nedeniyle, değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisine rastlanılamamıştır.

Eşbütünleşme testi sonuçlarına göre; TÜFE'nin ve EURO kurunun bağımlı değişken olduğu tüm modellerde değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer taraftan, USD kurunun bağımlı değişken olduğu modellerde ise bir uzun dönem ilişkisine rastlanılamamıştır. Çalışmadan elde edilen eşbütünleşme sonuçları; Islam ve Ahmed (1999)'in Güney Kore ve Amerika Birleşik Devletleri için, Gül ve Ekinci (2006), Damar (2010), Güven ve Uysal (2013) ile Altıntaş'ın (2014) Türkiye için, Inyama ve Ekwe'nin (2014) Nijerya için, Mandizha'nın (2014) Zimbabve için, Bada vd.'nin (2016) Nijerya için elde ettiği ampirik bulgular ile uyumaktadır.

Diğer taraftan; Aghayev'in (2011) Arnavutluk için, Güven ve Uysal (2013) ile Selim ve Güven'in (2014) Türkiye için elde etmiş olduğu bulgularla örtüşmemektedir.

Uzun dönem katsayılarının tahmin edilmesi sonucunda; EURO kurunun bağımsız, TÜFE'nin bağımlı değişken olduğu regresyon denkleminde, EURO değişkeninin katsayısının pozitif ve istatistiki olarak %1 düzeyinde anlamlı bulunması, EURO kurundaki %1'lik bir artışın, uzun dönemde TÜFE üzerinde %1.248'lik bir artışa sebebiyet verdiğini ifade etmektedir. USD kurunun bağımsız, TÜFE'nin bağımlı değişken olduğu regresyon denkleminde, USD değişkeninin katsayısı pozitif ve %1 seviyesinde istatistiki olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu durum; uzun dönemde USD kurundaki %1'lik bir artışın, TÜFE üzerinde %1.054'lük bir artışa neden olduğunu göstermektedir. TÜFE'nin bağımsız, EURO kurunun bağımlı değişken olduğu regresyon denkleminde ise TÜFE değişkeninin katsayısı pozitif ve %1 düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum; uzun dönemde TÜFE'de meydana gelen %1'lik bir artışın, EURO kurunda %0.598'lik bir artışa neden olduğu anlamına gelmektedir. Benzer şekilde, EURO kurunun bağımlı, USD kurunun bağımsız değişken olduğu regresyon denkleminde, USD değişkeninin katsayısı pozitif ve %1 düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunması; uzun dönemde USD kurunda meydana gelen %1'lik bir artışın, EUR kurunda %0.753'lük bir artışa neden olduğu şeklinde yorumlanabilir. USD değişkeninin bağımlı değişken olduğu regresyon modellerinde ise bir eşbütünlük ilişkisi tespit edilemediğinden, uzun dönem tahmin sonuçları hesaplanmamıştır.

Uzun dönem tahmin sonuçları; Işık vd.'nin (2004), Önder'in (2011), Ertuğrul'un (2012), Altıntaş'ın (2014) ve Özdamar'ın (2015) Türkiye için yapmış oldukları çalışmalarla ve Islam ve Ahmed'in (1999) Güney Kore ve Amerika Birleşik Devletleri, Jarayaman ve Choong'un (2011) Fiji, Mandizha'nın (2014) Zimbabve için yapmış oldukları çalışmalardan elde etmiş olduğu sonuçlarla örtüşmektedir.

ECM modeli yardımıyla elde edilen kısa dönem tahmin sonuçlarına göre; TÜFE'nin bağımlı, EURO kurunun bağımsız değişken olduğu, TÜFE'nin bağımlı, USD kurunun bağımsız değişken olduğu, EURO kurunun bağımlı, TÜFE'nin bağımsız değişken olduğu, EURO kurunun bağımlı, USD kurunun bağımsız değişken olduğu modellerde hata düzeltme değişkeni negatif bulunmuş olup, sadece EURO kurunun bağımlı, USD kurunun bağımsız değişken olduğu regresyon modelinde hata düzeltme değişkeni %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. EURO kurunun bağımlı, USD kurunun bağımsız değişken olduğu regresyon modelinde, LUSD değişkeninin katsayısının pozitif ve %1 seviyesinde anlamlı bulunması, USD kurundaki %1'lik bir artışın, kısa dönemde, EURO üzerinde %0.696'lık bir artışa neden olduğunu ortaya koymaktadır. USD kurunun bağımlı, TÜFE ile EURO kurunun bağımsız değişken olduğu modellerde ise bir eşbütünlük ilişkisi tespit edilemediği için kısa dönem sonuçları hesaplanmamıştır.

Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen sonuçlar; sadece %5 anlamlılık seviyesinde, TÜFE'den, EURO kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik tespit etmiştir. Diğer taraftan; TÜFE'den USD kuruna, USD kurundan TÜFE'ye, EURO kurundan TÜFE'ye ve USD kuruna, USD kurundan EURO kuruna doğru nedensellik tespit edilememiştir. Toda-Yamamoto nedensellik sonuçları; Kholdy ve Sohrabian (1990)'ın Almanya, Kanada ve Japonya, Maswana (2006)'nın Kongo, Madesha vd. (2013)'nin Zimbabve Kamacı (2015)'nin 25 Avrupa Birliği ülkesi için elde ettiği sonuçlar ile benzerlik göstermektedir. Söz konusu çalışmalarda; enflasyondan döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Diğer taraftan; Islam ve Ahmed (1999) Güney Kore ve Amerika Birleşik Devletleri, Gül ve Ekinci (2006) Türkiye, Achsani vd. (2010) 8 Asya, 8 Avrupa Birliği, 3 Kuzey Amerika ülkesi, Jarayaman ve Choong (2011) Fiji, Selim ve Güven (2014) Türkiye için döviz kurundan enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Bu bulgular çalışmamızın bulgularıyla farklılık göstermektedir.

Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen sonuçlar; gerek USD, gerekse EURO kurundan, TÜFE'ye doğru tek yönlü bir asimetrik nedensellik ilişkisinin varlığını ispat etmektedir. Bu nedensellik ilişkisi, her iki döviz kurunun pozitif bileşeninden, TÜFE'nin pozitif bileşenine doğru gerçekleşmektedir. Her iki asimetrik nedensellik ilişkisi %5 seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Benzer şekilde; EURO kurundan, USD kuruna doğru tek yönlü bir asimetrik nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Söz konusu nedensellik ilişkisi, EURO kurunun pozitif bileşeninden, USD kurunun pozitif bileşenine doğru gerçekleşmektedir. Söz konusu asimetrik nedensellik ilişkisi de %5 seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Elde edilen bulgulara göre; Türkiye örneğinde, USD ve EURO kurunun negatif bileşenlerinden, TÜFE'nin negatif bileşenine doğru herhangi bir asimetrik nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Ayrıca; TÜFE'den, döviz kurlarına doğru, negatif ve pozitif bileşen itibarıyla herhangi bir asimetrik nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Benzer şekilde; EURO kurunun negatif bileşeninden, USD kurunun negatif bileşenine doğru ve USD kurundan, EURO kurunun pozitif ve negatif bileşenine doğru asimetrik nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Umar ve Dahalan; Brunei ve Malezya'da döviz kurundaki pozitif şoklardan enflasyondaki pozitif şoklara doğru tek yönlü, Singapur'da ise enflasyondaki pozitif ve negatif şoklardan, döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara doğru asimetrik nedensellik tespit etmişlerdir. Umar ve Dahalan'ın bulguları, Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde etmiş olduğumuz bulgular ile kısmen uyumaktadır.

Toda-Yamamoto nedensellik testi ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen bulgular birbirinden farklılık göstermektedir. Değişkenler arasındaki nedenselliği inceleyen Toda-Yamamoto nedensellik testinde, sadece, TÜFE'den EURO kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Bu durum; enflasyondaki artışın EURO kurunda artışa neden olduğunu ifade etmektedir. Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen bulgular neticesinde Türkiye'de döviz kuru geçişkenlik etkisinin olmadığı sonucu çıkarılabilir. Diğer taraftan, Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen bulgular neticesinde ise; Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara

geçişkenlik etkisinin, döviz kurlarındaki artış durumunda geçerli olduğu, kurlardaki azalışlarda geçerli olmadığı tespit edilmiştir.

Uzun dönem tahmin sonuçları da Türkiye’de döviz kurundan yurtiçi fiyatlara geçişkenlik etkisinin yüksek olduğunu göstermektedir. Gerek uzun dönem tahmin sonuçları, gerekse Hatemi-J asimetrik nedensellik test sonuçları döviz kuru geçişkenlik etkisi hipotezini doğrulamakta, yani döviz kurlarından enflasyona doğru bir uzun dönem etkisinin varlığını ve nedenselliğini ispatlamaktadır.

Elde edilen bulgulara göre, Türkiye ekonomisinde enflasyonla mücadele edilmek isteniyorsa, döviz kurlarındaki dalgalanmaları en aza indirecek politikalar geliştirilmelidir. Bunlardan ilk akla gelen, hükümet tarafından yabancı sermayenin kısa vadeli yatırım alanlarından ziyade, uzun vadeli yatırım alanlarına yönlendirilmesi ve bu konuda gerekli teşviklerin uygulamaya koyulmasıdır.

Enerjide dışa bağımlılığı azaltmak amacıyla alternatif enerji kaynaklarının (yenilenebilir enerji kaynakları) bir an önce devreye sokularak, enerji ithalatı için ödenen döviz miktarını en aza indirmek ve tasarruf edilen kaynakları ülke içi verimli yatırımlara yönlendirmek gerekmektedir. Ayrıca petrol ve doğal gaz başta olmak üzere yer altı kaynaklarımızın güncel rezervlerinin belirlenerek bunların ekonomiye kazandırılması amacıyla teknolojik altyapıya sahip uygun iş ortaklıklarıyla gerekli çalışmaların yapılması da önem kazanmaktadır.

Diğer taraftan, ülkemiz için önemli bir döviz kaynağı olan turizm sektöründe mevcut kapasiteyi daha da artırarak ve çeşitlendirerek dünya genelinde etkin bir pazarlama ve tanıtım faaliyeti ile ülkemize gelen turist sayısı artırılabilir. Bu doğrultuda, Hükümet tarafından başta terör olmak üzere, toplumsal güven ve barış ortamını sağlayacak her türlü tedbirin alınması gerekmektedir.

Finans piyasalarında spekülasyon işlemleri engelleyecek güçlü bir kontrol mekanizması geliştirilmelidir. Özellikle, Türkiye gibi dışa açık ve gelişmekte olan bir ekonomiye sahip ülkelerde Merkez Bankaları tarafından alınan kararlar oldukça etkili olabilmektedir. Bu çerçevede Merkez Bankası’nın döviz kurlarında aşırı bir dalgalanma olması durumunda döviz piyasasına zamanında ve etkin bir şekilde müdahale etmesi önem arz etmektedir.

Sonuç olarak; Türkiye ekonomisinde döviz kurlarındaki dalgalanmaları minimum seviyeye indirmek amacıyla atılacak her türlü adım ve uygulanacak tedbirlerin olumlu sonuçlar vermesi ülkenin siyasi ve ekonomik istikrarı ile yakından ilişkilidir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- Achsani, Noer Azam vd. (2010), “The Relationship Between Inflation and Real Exchange Rate: Comparative Study Between ASEAN+3, The EU and North America”, **European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences**, 18, 69-76.
- Aghayev, Seymur (2011), “Azerbaycan’da Fiyatlar Genel Düzeyi ve Döviz Kuru İlişkisi”, **Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 29(1), 1-19.
- Ağır, Hüseyin (2016), “Türkiye’de Dış Borçlanma ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Nedensellik Analizleri”, **Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi**, 32, 214-231.
- Ajmi, Ahdi Noomen vd. (2015), “Oil Price And Consumer Price Nexus in South Africa Revisited: A Novel Asymmetric Causality Approach”, **Energy Exploration & Exploitation**, 33(1), 63-73.
- Akat, Asaf Savaş ve Yazgan, Ege (2012), “Döviz Kuru İhracat Fiyatlarına Yansıyor mu?”, **İktisat Toplum Dergisi**, 26, 5-14.
- Akbaş, Yusuf Ekrem vd. (2014),” Testing the Validity of the Triplet Deficit Hypothesis for Turkey: Asymmetric Causality Analysis”, **Journal of Business and Economics**, 7(14), 137-154.
- Akel, Veli ve Gazel, Sümeyra (2014), “Döviz Kurları İle BIST Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünlük İlişkisi: Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”, **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 44, 23-41.
- Aldemir, Şenkan (2008), “Üretici Fiyatlarına Geçiş Etkisinde Ara Malları İthalatının Rolü”, **İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 22(1), 101-113.
- Alimi, Santos R. ve Ofonyelu, Chris C. (2013), “Toda-Yamamoto Causality Test Between Money Market Interest Rate And Expected Inflation: The Fisher Hypothesis Revisited”, **European Scientific Journal**, 9(7), 125-142.

- Allsopp, Christopher vd. (2006), “U. K. Inflation Targeting And The Exchange Rate”, **Research Division Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper 2006-030A**, 1-22.
- Alper, Koray (2003), “**Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Turkish Economy**”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Ortadoğu Teknik Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Alptekin, Volkan vd. (2016), “Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisi: Türkiye Örneği”, **Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 35, 1-9.
- Altıntaş, Halil (2014), “Türkiye’de Döviz Kurunun Enflasyon Üzerine Geçiş Etkisinin Ekonometrik Analizi: 1987-2011”, **Uludağ Üniversitesi İİBF Dergisi**, 33(1), 163-201.
- Anaruo, Emmanuel ve Elike, Uchenna (2015), “Empirical Evidence on The Asymmetric Relationship Between Bond and REIT (Real Estate Investment Trusts) Returns”, **International Journal of Financial Research**, 6(3), 1-12.
- Arat, Kürşad (2003), “Türkiye’de Optimum Döviz Kuru Rejimi Seçimi ve Döviz Kurlarından Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi”, Yayınlanmamış Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası.
- Arı, Ayşe (2015), “World Oil Prices and Agricultural Commodity Prices in Turkey: Evidence From Symmetric And Asymmetric Causality Tests”, **Journal of Applied Research in Finance and Economics**, 1(1), 25-35.
- Arouri, Mohamed vd. (2014), “Energy Utilization and Economic Growth in France: Evidence From Asymmetric Casualty Test”, **Ipag Business School Working Paper Series**, (102), 1-15.
- Arslan, İbrahim vd. (2016), “Sağlık ile Kalkınma Arasındaki İlişkinin Asimetrik Nedensellik Analizi”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 31(2), 287-310.
- Aworinde, Olalekan Bashir (2015), “Are Energy Consumption and GDP Per Capita Asymmetric? Empirical Evidence From Nigeria”, http://2015.essa.org.za/fullpaper/essa_2876.pdf (02.04.2016).
- Aydın, Üzeyir ve Kara, Oğuz (2012), “Türkiye’de Döviz Kuru - Enflasyon Etkileşiminin Para Politikası Üzerine Etkileri”, **Finans Politik & Ekonomik Yorumlar**, 49(572), 23-46.

- Azgün, Sabri (2013), “Türkiye’de Döviz Kuru Hareketlerinin İç Fiyatlara (İthalat Fiyatları, ÜFE ve TÜFE) Geçişi”, **Sosyo Ekonomi**, 2, 93-106.
- Bada, Abiodun S. vd. (2016), “Exchange Rate Pass-Through to Inflation in Nigeria”, **CBN Journal of Applied Statistics**, 7(1a), 49-70.
- Balamurali, N. ve Sivarajasingam, S. (2011), “Does Exchange Rate Cause Inflation in Sri Lanka? An Emprical Study”, **Annual Academic Sessions**, 214-216.
- Bayat, Tayfur vd. (2015), “Türkiye’de Döviz Kuru Geçiş Etkisinin Asimetrik Nedensellik Testleri İle Analizi”, **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi**, 10(2), 7-30.
- Bhattacharya, Prasad S. ve Thomakos, Dimitrios D. (2008), “Forecasting Industry-Level CPI And PPI Inflation: Does Exchange Rate Pass-Through Matter?”, **International Journal of Forecasting**, 24, 134-150.
- Campa, Jose Manuel vd. (2005), “Exchange-Rate Pass-Through To Import Prices In The Euro Area”, **National Bureau of Economic Research, Working Paper 11632**, 1-38.
- Capmas, Ghada Mohamed Abdel Salam Abdel Rahman (2013), “Exchange Rate Pass-Through And Inflation in Egypt”, 1-8.
- Carbaugh, Robert J. (2009), **International Economics**, 12th Ed., South-Western Cengage Learning, USA.
- Charemza, Wojciech W. ve Deadman, Derek F. (1993), **New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration, and Vector Autoregression**, Edward Elgar Publication, Northampton.
- Chen, Shyh-Wei ve Liub, Tang-Chen (2015), “On Asymmetric Causality Between Stock Prices and Trading Volume for Some Developed and Emerging Stock Markets: A Preliminary Analysis”, **International Review of Accounting, Banking and Finance**, 7(1), 3-26.
- Cigan, Heidi vd. (2008), “Exchange Rate Pass-Through to İnflation in Slovakia”, **ECFIN Country Focus**, Economic Analysis From The European Commission’s Directorate-General for Economic and Financial Affairs, 5(8), 1-6.
- Conturk, Filiz Yıldız ve Güngör, Bener (2016), “Asimetrik Nedensellik Testi İle Finansal Gelişme Ekonomik Büyüme İlişkisinin Analizi”, **Muhasebe ve Finansman Dergisi**, 89-108.

- Coricelli, Fabrizio vd. (2006), “Monetary Transmission Mechanism in Central and Eastern Europe: Gliding on a Wind of Change”, **Bank of Finland BOFIT Discussion Papers No:8/2006**, 1-68.
- Çağlayan, Ebru (2006), “Enflasyon, Faiz Oranı ve Büyümenin Yurtiçi Tasarruflar Üzerindeki Etkileri”, **Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, 21(1), 423-438.
- Çevik, Zülküf ve Zeren, Feyyaz (2014), “Tarım Kredilerinin Finansal Gelişim Üzerindeki Etkisinin Asimetrik Nedensellik Testi İle İncelenmesi”, **Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi**, 24, 197-208.
- Damar, Armağan Onur (2010), “Türkiye’de Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi”, Yayınlanmamış Uzmanlık Yeterlik Tezi, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası.
- Darnel, Adrian C. (1994), **A Dictionary of Econometrics**, Edward Elgar Publication, Durham.
- Darvas, Zsolt (2001), “Exchange Rate Pass-Through and Real Exchange Rate in EU Candidate Countries”, **Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, Discussion Paper 10/01**, 1-76.
- David, Umoru ve Ann, Tizhe N. (2014), “Causality Dynamics between Money Supply and Inflation in Nigeria: A Toda-Yamamoto Test and Error Correction Analysis”, **Journal of Empirical Economics**, 3(2), 63-75.
- Destek, Mehmet Akif (2015), “Is The Causal Nexus of Military Expenditures and Economic Growth Asymmetric in G-6?”, **Journal of Applied Research in Finance and Economics**, 1(1), 1-8.
- Dickey, David A. ve Fuller, Wayne A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, **Journal of the American Statistical Association**, 74(366), 427-431.
- Dinçer, Nazire Nergiz (2005), “Döviz Kuru Dalgalanmalarının Asimetrik Etkileri: Türkiye Örneği”, Yayınlanmamış Uzmanlık Tezi, Devlet Planlama Teşkilatı.
- Doğru, Bülent vd. (2013), “Döviz Kuru Hareketleri ve Bütçe Açığı, Enflasyona Yol Açar mı? Gelişmekte Olan Asya Ülkeleri Üzerine Bir Panel Nedensellik Analizi”, **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi**, 8(2), 21-36.

Dornbusch, Rudiger (1975), “The Theory of Flexible Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Policy”, **Massachusetts Institute of Technology, Working Paper Department of Economics**, 1-50.

_____ (1985), “Exchange Rate and Prices”, **Nber Working Paper Series, Working Paper No:1769**, 1-13.

_____ (1985), “Purchasing Power Parity”, **Nber Working Paper Series, Working Paper No. 1591**, 1-37.

_____ (1986), “Inflation, Exchange Rates and Stabilization”, **Essays in International Finance No:165**”, 1-36.

_____ (1988), “Real Exchange Rates and Macroeconomics: A Selective Survey”, **Nber Working Paper Series, Working Paper No: 2775**, 1-56.

Dornbusch, Rudiger ve Fisher, Stanley (1990), **Macroeconomics**, 5th Ed., McGraw-Hill, New York.

Dornbusch, Rudiger ve Krugman, Paul (1976), “Flexible Exchange Rates in the Short Run”, **Brooking Papers on Economic Activity**, 1-48.

Duasa, Jarita (2008), “Impact Of Exchange Rate Shock On Prices Of Imports And Exports, **MPRA Paper No:11624**”, 1-13.

Edwards, Sebastian (1988), “Real Exchange Rate Behavior in Developing Countries: The Cross Country Evidence”, **University of California at Los Angeles Working Paper Number 510**, 1-53.

Enders, Walter (1995), **Applied Econometric Time Series**, John Wiley Publication, New York.

Eng, Yoke-Kee ve Wong, Ching-Yoong (2013), “Accounting For Asymmetric Growth Effect of Capital Flows in a Model With Nonlinear Credit Constraint: Implications For Prudential Capital Control”, 1-25.

Erdem, H. Feyza ve Yamak, Nebiye (2016), “Döviz Kurunun Fiyatlar Genel Düzeyi Üzerindeki Geçişkenlik Etkisi: Gecikmesi Dağıtılmış Yaklaşım”, **Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 7(13), 303-322.

- Ergin, Ayşe (2015), “Döviz Kuru ve Enflasyon Arasındaki Geçiş Etkisi: Türkiye Örneği”, **Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi**, 8(3), 13-29.
- Ertuğrul, Hasan Murat (2012), “**Türkiye’de Döviz Kuru Volatilitesi ve Enflasyon İlişkisi**”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Hacettepe Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Esen, Ethem vd. (2012), “Feldstein-Horioka Hipotezinin Türkiye Ekonomisi İçin Sınanması: ARDL Modeli Uygulaması”, **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi**, 7(1), 251-267.
- Fang, WenShwo vd. (2005), “Does Exchange Rate Risk Affect Exports Asymmetrically? Asian Evidence”, **University of Connecticut Economic Working Papers**, 1-28.
- Fatai, M. O. ve Akinbobola, T. O. (2015), “Exchange Rate Pass-Through to Import Prices, Inflation and Monetary Policy in Nigeria”, **International Finance and Banking**, 2(1), 60-78.
- Fisher, Eric O’N. (1989), “A Model of Exchange Rate Pass-Through”, **Journal of International Economics**, 26(1-2), 119-138.
- Frait, Jan ve Komarek, Lubos (2001), “Real Exchange Rate Trends In Transitional Countries”, **WarWick Economic Research Papers**, 596, 1-35.
- Frankel, Jeffrey A. (1999). “No Single Currency Regime Is Right For All Countries Or At All Times”, **National Bureau of Economic Research Working Paper 7338**, 1-49.
- Frankel Jeffrey A. vd. (2005), “Slow Pass-Through Around The World: A New Import For Developing Countries”, 1-75.
- Frimpong, Siaw ve Adam, Anokye Muhammed (2010), “Exchange Rate Pass-Through in Ghana”, **International Business Research**, 3(2), 186 – 192.
- Gedik, Alper (2014), “**Reel Efektif Döviz Kurunun Dış Ticaret Dengesi Üzerine Etkisi**”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Selçuk Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Ghos, Amit ve Rajan, Ramkishen S. (2007), “Survey of Exchange Rate Pass-Through in Asia”, **Asian-Pacific Economic Literature**, 21(2), 13-28.
- Gök, Abdülkerim (2006), “Alternatif Döviz Kuru Sistemleri”, **Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, 21(1), 131-145.

- Gül, Ekrem ve Ekinci, Aykut (2006), “Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984 – 2003”, **Sosyal Bilimler Dergisi**, 1, 91-106.
- Günaydın, Davuthan ve Çetin, Murat (2015), “Genç İşsizliğin Temel Belirleyicileri: Türkiye Ekonomisi Üzerine Ampirik Bir Analiz”, **Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 22, 17-34.
- Gündoğdu, Mustafa Kemal (2013), “Döviz Kurunun Fiyatlara Geçiş Etkisi: Türkiye Çalışması”, 1-10.
- Güven, Emine Türkan Ayvaz ve Uysal, Doğan (2013), “Türkiye’de Döviz Kurlarındaki Değişme İle Enflasyon Arasındaki İlişki (1983-2012)”, **Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi**, 5(9), 141-156.
- Hajek, Jan ve Horvath, Roman (2015), “Exchange Rate Pass-Through in an Emerging Market: The Case of the Czech Republic”, **Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences Charles University in Prague, IES Working Paper No:8**, 1-29.
- Hatemi-J, Abdunasser (2012), “Asymmetric Causality Tests With An Application”, **Empirical Economics**, 43(1), 447-456.
- _____ (2014), “Asymmetric Panel Causality Tests With an Application to the Impact of Fiscal Policy on Economic Performance in Scandinavia”, **MPRA (Munich Personal RePEc Archive) Paper No:555**, 1-12.
- Hatemi-J, Abdunasser vd. (2014), “Are There Asymmetric Causal Relationships Between Tourism And Economic Growth in a Panel of G-7 Countries?”, **University of Pretoria Department of Economics Working Paper Series**, 1-18.
- Hatemi-J, Abdunasser ve El-Khatib, Youssef (2016), “An Extension of The Asymmetric Causality Tests For Dealing With Deterministic Trend Components”, **Applied Economics**, 48(42), 4033-4041.
- Hatemi-J, Abdunasser ve Roca, Eduardo (2014), “Brics And Pigs: Who Drive Who? Evidence Based On Asymmetric Causality Tests”, **Griffith Business School Discussion Papers Finance**, 1-18.
- Hooper, Peter ve Mann, Catherine L. (1989), “Exchange Rate Pass-Through in the 1980s: The Case of U.S. Imports of Manufactures”, **Brookings Papers on Economic Activity**, 297-337.

- Hooper, Peter ve Marquez, Jaime, (1993), "Exchange Rates, Prices, and External Adjustment in the United States and Japan", **Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers Number 456**, 1-90.
- Hüfner, Felix (2004), "Foreign Exchange Intervention As A Monetary Policy Instrument: Evidence For Inflation Targeting Countries", **ZEW Economic Studies**, 23, 1-167.
- Hyder, Zülfiqar ve Shah, Sardar (2004), "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Pakistan", **State Bank of Pakistan, SBP Working Paper Series 5**, <http://economics.fundamentalfinance.com/exchange-rate-and-inflation-in-pakistan.php> (28.05.2016).
- Inyiamal, Olivr Ike ve Ekwe, Michael Chidiebere (2014), "Exchange Rate and Inflationary Rate: Do They Interact? Evidence from Nigeria", **International Journal of Economics and Finance**, 6(3), 80-87.
- Islam, Anisul M. ve Ahmed, Syed M. (1999), "The Purchasing Power Parity Relationship: Causality and Cointegration Tests Using Korea-U.S. Exchange Rate and Prices", **Journal of Economic Development**, 24(2), 95-111.
- Isnowati, Sri ve Setiawan, Mulyo Budi (2017), "Exchange Rate Pass-Through to Import Prices in Indonesia: Evidence Post Free Floating Exchange Rate", **International Journal of Economics and Financial Issues**, 7 (1), 323-328.
- Istrefi, Klodiana ve Semi, Valentina (2007), "Exchange Rate Pass-Through in Albania", **Bank of Albania, Not Periodic Publications, Working Papers**, 1-75.
- Işık, Nihat vd. (2004), "Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: Bir Eşbütünleşme Analizi", **Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 9(2), 325-340.
- Jayaraman, T. K. ve Choong, Chee-Keong (2011), "Impact of Exchange Rate Changes on Domestic Inflation: A Study of A Small Pacific Island Economy", **Munich Personal RePEc Archive MPRA Paper No: 33719**, 1-17.
- Jombo, Wytone vd. (2014), "Exchange Rate Pass-Through in Malawi: Evidence From Augmented Phillips Curve and Vector Autoregressive Approaches", **Standard Global Journal of Business Management**, 1(2), 34 – 40.
- Joseph, Anto vd. (2015), "Is The Causal Nexus Between Agricultural Commodity Futures and Spot Prices Asymmetric? Evidence from India", **Theoretical Economics Letters**, 5, 285-295.

- Kamacı, Ahmet (2015), “Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: 25 Avrupa Birliği Ülkesi İçin Panel Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi”, **Sakarya İktisat Dergisi**, 88-111.
- Kamaruddin, Rohana ve Jusoff, Kamaruzaman (2009), “An ARDL Approach in Food And Beverages Industry Growth Process in Malaysia”, **International Business Research**, 2(3), 98-107.
- Kandil, Magda (2000), “The Asymmetric Effects of Exchange Rate Fluctuations: Theory and Evidence From Developing Countries”, **IMF Working Paper, WP/00/184**, 1-33.
- Kandil, Magda ve Mirzaie, Aghdas (2002), “Exchange Rate Fluctuations and Disaggregated Economic Activity in The US: Theory and Evidence”, **Journal of International Money and Finance**, 21, 1-31.
- Kara, Hakan ve Ögünç, Fethi (2005), "Exchange Rate Pass Through In Turkey: It Is Slow, But Is It Really Low", **Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Araştırma Tebliği**, 10, 1-17.
- Kara, Hakan ve Ögünç, Fethi (2012), “Döviz Kuru ve İthalat Fiyatlarının Yurt İçi Fiyatlara Etkisi”, **İktisat İşletme ve Finans**, 27(317), 9-28.
- Karagöl, Erdal vd. (2007), “Türkiye’de Ekonomik Büyüme İle Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 8(1), 72-80.
- Karagöz vd. (2016), “Pass-through Effect from Exchange Rates to the Prices in the Framework of Inflation Targeting Policy: A Comparison of Asia-Pacific, South American and Turkish Economies”, **Procedia Economics and Finance**, 38, 438-445.
- Kholdy, Shady ve Sohrabian, Ahmad (1990), “Exchange Rates and Prices: Evidence From Granger Causality Tests”, **Journal of Post Keynesian Economics**, 13(1), 71-78.
- Kıpıcı, Ahmet N. ve Kesriyeli, Mehtap (1997), “The Real Exchange Rate Definitions And Calculations”, **Central Bank of The Republic of Turkey, Yayın No: 97/1**, 1-17.
- Kızıldere, Celal (2012), “Dış Ticaretin Döviz Kuru Değişimlerine Duyarlılığı: Seçilmiş Gelişmekte Olan Ülkeler ve Türkiye Üzerine Bir İnceleme”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Atatürk Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Kızılkaya, Oktay vd. (2016), “Türkiye’de Turizm Gelirleri-Ekonomik Büyüme İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”, **Yönetim ve Ekonomi**, 23(1), 203-215.

- Klavuz, Emine vd. (2011), “**Yükselen Ekonomilerde Döviz Kuru Rejimi Seçimi: Ampirik Bir Analiz**”, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 30(1), 47-109.
- Knetter, M. Michael (1989), “Price Discrimination by U.S. and German Exporters”, **American Economic Review**, 79(1), 198-210.
- Koçak, Sait (2006), “**Döviz Kurundaki Değişikliklerin Ekonomik Etkileri**”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Korhonen, Iikka ve Wachtel, Paul (2006), “A Note on Exchange Rate Pass-Through in CIS Countries”, **Research in International Business and Finance**, 20, 215-226.
- Korkmaz, Suna ve Bayır, Musa (2015), “Döviz Kuru Dalgalanmalarının Yurtiçi Fiyatlara Etkisi”, **Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 8(4), 69-85.
- Korkmaz, Turhan ve Çevik, Emrah İsmail (2013), “Türkiye’de Uygulanan Döviz Kuru Politikalarının Dış Ticaret ve Temel Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkisi: 2003 – 2012 Dönemi”, **Busiad**, 1-151.
- Krugman, Paul R. (1987), “Pricing to Market When the Exchange Rate Changes”, **Nber Working Paper Series No 1926**, 1-43.
- Krugman, Paul R. ve Obstfeld, Maurice (1997), **International Economics, Teory And Policy**, 4th Ed., Addison Wesley, New York.
- _____ (2003), “**International Economics Theory and Policy**”, 6th Ed., Addison Wesley, New York.
- Krugman, Paul R. vd. (2012), **International Economics, Teory And Policy**, 9th Ed., Addison Wesley, New York.
- Kutlar, Aziz (2005), **Uygulamalı Ekonometri**, 2.Baskı, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Kwiatkowski, Denis vd. (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against The Alternative of A Unit Root”, **Journal of Econometrics**, 54, 159-178.
- Lado, Emmanuel Pitia Zacharia (2015), “Test of Relationship Between Exchange Rate And Inflation in South Sudan: Granger-Causality Approach”, **Economics**, 4(2), 34-40.

- Leiderman, Leonardo (1993), **Inflation and Disinflation: The Israeli Experiment**, University of Chicago Pres.
- Leigh, Daniel ve Rossi Marco (2002), "Exchange Rate Pass Through In Turkey", **International Monetary Found, Working Paper, 02/204**, 1-19.
- Liu, Hai Yue ve Chen, Xiao Lan (2017), "The Imported Price, Inflation and Exchange Rate Pass-Through in China", **Cogent Economics & Finance**, 5, 1-13.
- Lufi, Brunilda ve Sinaj, Valentina (2015), "Exchange Rate and Inflation Rate a Casuality Analysis: Case of Albania", **Journal of Multidisciplinary Engineering Science and Technology (JMEST)**, 2(2), 139-142.
- Madesha, Wellington vd. (2013), "Empirical Test of the Relationship Between Exchange Rate and Inflation in Zimbabwe", **Journal of Economics and Sustainable Development**, 4(1), 52-59.
- Mandizha, Blessing (2014), "Inflation And Exchange Rate Depreciation:A Granger Causality Test At The Naissance Of Zimbabwe's Infamous Hiperinflation (2001 – 2005)", **Economics and Finance Review**, 3(9), 22-42.
- Marrewijk, Van Charls (2004), "An Introduction to International Money And Foreign Exchange Markets", **School of Economics University of Adelaide University, Working Paper 02**, 1-115.
- Maswana, Jean-Claude (2006), "Granger Non-Causality Test of the Inflation-Exchange Rate in the Democratic Congo", **Revenue Congolaise D'Economie Congo Economic Rewiev, Document de Travail/Working Paper**, 1-12.
- McCarthy, Jonathan (1999), "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", **Federal Reserve Bank of New York - Research Department, BIS Working Paper No.79**, 1-53.
- McFarline, Lavern (2002), "Consumer Price Inflation And Exchange Rate Pass-Through in Jamacia", **Research Services Department Research and Economic Programming Division Bank of Jamaica**, 1-42.
- Menon, Jayant (1996), "The Degree and Determinants of Exchange Rate Pass-Through: Market Structure, Non-Tariff Barriers And Multinational Corporations", **The Economic Journal**, 106(435), 434-444.

- Minh, Vo Van (2009), "Exchange Rate Pass Through and Its Implications for Inflation in Vietnam", **Vietnam Development Forum, Working Paper 0902**, 1-66.
- Misztal, Pavel (2005), "Incomplete Exchange Rate Pass-Through to Inflation and Monetary Policy in Poland", **The Dilemmas of Economic Policy and Development**, 27-35.
- Narayan, Paresh Kumar (2005), "The Saving And Investment Nexus For China: Evidence From Cointegration Tests", **Applied Economics**, 37, 1979-1990.
- Nguyen, Duc Khuong vd. (2015), "Testing For Asymmetric Causality Between U.S. Equity Returns And Commodity Futures Returns", **Finance Research Letters**, 12, 38-47.
- No vd. (2015), "Pricing-to-Market and Exchange Rate Pass-Through in the U.S. Broiler Meat Export Markets", **International Food and Agribusiness Management Review**, 18, 79-90.
- Nogueira, Reginaldo Pinto (2007), "Inflation Targeting And Exchange Rate Pass Through", **Economic Application**, 11(2), 189-208.
- Oksay, Suna (2001), **Döviz Kuru ve Ödemeler Bilançosu Politikaları: Türkiye (1923-2000)**, Beta Basım, İstanbul.
- Olapido, O. S. (2007), "Exchange Rate Pass-Through in Nigeria", **Journal of International Research Publications**, 2, 111-127.
- Olayungbo, David Oluseun (2013), "Government Spending and Inflation in Nigeria: An Asymmetry Causality Test", **International Journal of Humanities and Management Sciences**, 1(4), 238-242.
- Önder, Hüseyin (2011), "**Fiyatlara Döviz Kuru Geçiş Etkisi: Türkiye Örneği**", Yayınlanmamış Doktora Tezi, Dumlupınar Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Özcan, Ceyhan Can (2015), "Turizm Gelirleri-Ekonomik Büyüme İlişkisinin Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Yaklaşımı İle Analizi: Türkiye Örneği", **Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi**, 46, 177-199.
- Özçiçek, Ömer (2010), "Döviz Kuru Hareketlerinin Enflasyon Üzerindeki Etkisi: Sektörel Analiz", **Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 19(2), 313-327.

- Özdamar, Gökhan (2015), “Türkiye Ekonomisinde Döviz Kuru Geçiş Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı Bulguları”, **Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi**, 32, 66-97.
- Özdemir, K. Azim ve Şahinbeyoğlu, Gülbin (2010), “**Alternatif Döviz Kuru Sistemleri**”, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği, 1-11.
- Özel, Hüseyin (2004), “Michal Kalecki ve Klasik-Marksist İktisadi Analiz”, **Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 22(1), 1-22.
- Parasız, İlker (2005), **Para Banka ve Finansal Piyasalar**, 8.Baskı, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa.
- _____ (2009), **Para Banka ve Finansal Piyasalar**, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa.
- Peker, Osman ve Görmüş, Şakir (2008), “Türkiye’de Döviz Kurunun Enflasyonist Etkileri”, **Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi**, 13(2), 187-202.
- Peon, Sylvia Beatriz Guillermo ve Brindis, Martin Rodriguez (2014), “Analyzing the Exchange Rate Pass-through in Mexico: Evidence Post Inflation Targeting Implementation”, **Ensayos Sobre Política Económica**, 32(74), 18-35.
- Rincon, Hernan vd. (2005), “Exchange Rate Pass-Through Effects: A Disaggregate Analysis of Colombian Imports of Manufactured Goods”, 1-31.
- Roubini, Nouriel ve Mihm, Stephen (2010), **Kriz Ekonomisi Dünya Ekonomisinin Çöküşü ve Geleceği**, (Çev: Işıl Tezcan), Pegasus Yayınları, 422, İstanbul.
- Rowland, Peter (2004), “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: The Case of Colombia”, **Banco de la Republica de Colombia**, 1-34.
- Saygılı, Hakan vd. (2010), “Türkiye İçin Yeni Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri”, **TCMB Çalışma Tebliği No:10/12**, 1-37.
- Seddighi, Hamid R. vd. (2000), **Econometrics A Practical Approach**, Routledge Taylor and Francis Group, London.
- Sek, Siok Kun ve Kapsalyamova, Zhanna (2008), “Pass-Through Of Exchange Rate Into Domestic Prices: The Case Of Four East-Asian Countries”, **The International Journal of Economic Policy Studies**, 3(3), 45-72.

- Selim, Sibel ve Güven, Emine Türkan Ayvaz (2014), “Türkiye’de Enflasyon, Döviz Kuru ve İşsizlik Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi”, **Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi**, 10(1), 127-146.
- Sevüktekin, Mustafa ve Nargeleçekenler, Mehmet (2005), **Zaman Serisi Analizi**, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Sevüktekin, Mustafa ve Çınar, Mehmet (2014), **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi**, 4.Baskı, Dora Basım Yayın Dağıtım, Bursa.
- Seyidoğlu, Halil (2001), **Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama**, 14.Baskı, Güzem Yayınları, İstanbul.
- Sungur, Onur vd. (2016), “Türkiye’de Ar-Ge, İnovasyon, İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Asimetrik Nedensellik Analizi”, **Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 21(1), 173-192.
- Şahin, Dilek (2015), “Türkiye’de Doğrudan Yabancı Sermeye Yatırımları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”, **Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi**, 19, 159-172.
- Şıklar, İlyas ve Uslu, Nilgün Ç. (2007), “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: The Turkish Case (1994 - 2006)”, **The Business Review**, 8(1), 162-171.
- Taylor, Alan M. ve Taylor Mark P. (2004), “The Purchasing Power Parity Debate”, **Journal of Economic Perspectives**, 18(4), 135-158.
- Tekin, Kezban (2008), “Türkiye’de Döviz Kuru Geçişi: Şokların Lineer Olmayan Yayılımı”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Ankara Üniversitesi - Fen Bilimleri Enstitüsü.
- Toda, Hiro Y. ve Yamamoto, Taku (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes”, **Journal of Econometrics**, 66, 225-250.
- Tunca, Zafer (2015), **Makro İktisat**, 3.Baskı, Geçit Kitabevi, İstanbul.
- Turan, Taner ve Karakaş, Mesut (2016), “Cari Denge ve Finans Hesabı İlişkisi: Türkiye İçin Ampirik Bir Uygulama”, **Maliye Dergisi**, 170, 45-58.

- Türk, Emrah ve Çetinkaya, Ahmet Turan (2015), “Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisinin Granger Nedensellik Testi İle İncelenmesi Türkiye Örneği”, **Kırıkkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 5(1), 27-37.
- Tüzün, Cemal Öztürk (2007), “**Döviz Kurunun Yurtiçi Fiyatlara Geçiş Etkisi: Türkiye Örneği**”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Umar, Mohammed ve Dahalan, Jauhari (2016), “An Application of Asymmetric Toda-Yamamoto Causality on Exchange Rate-inflation Differentials in Emerging Economies”, **International Journal of Economics and Financial Issues**, 6(2), 420-426.
- Ülengin, Burç (1995), “Bütçe Açığı, Parasal Büyüme, Enflasyon, Döviz Kuru ve Üretim Arasındaki Nedensellik İlişkileri: Türkiye Üzerine Bir Uygulama”, **ODTÜ Gelişme Dergisi**, 22(1), 101-106.
- Ünsal, Erdal M. (1999), **Makro İktisat**, 2.Baskı, Kutsan Ofset Matbaacılık, Ankara.
- Villavicencio, Antonia Lopez ve Mignon, Valerie (2016), “Exchange Rate Pass-Through in Emerging Countries: Do the Inflation Environment, Monetary Policy Regime and Institutional Quality Matter?”, **CEPII Working Paper 7**, 1-33.
- Vitale, Paolo (2003), “New Exchange Rate Economics”, **Dottorato Di Ricerca: Università Di Tor Vergata**, 1-45.
- Volkan, Ara vd. (2007) "Impact Exchange Rate Changes on Domestic Inflation: The Turkish Experience" **Turkish Economic Association, Munich Personal RePEc Archive**, 1-12.
- Yang, Jiawen (1997), “Exchange Rate Pass-Through in U.S. Manufacturing Industries”, **The Review Economics and Statistics**, 97(1), 95-104.
- Yamak, Rahmi ve Köseoğlu Mustafa (2015), **Uygulamalı İstatistik ve Ekonometri**, 8.Baskı, Celepler Matbaacılık Basım ve Dağıtım, Trabzon.
- Yanıktaş, Ayşe (2013), “**Döviz Kuru Geçiş Etkisi: Türkiye Uygulaması**”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Abant İzzet Baysal Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Yılcı, Veli ve Bozoklu, Şeref (2014), “Türk Sermaye Piyasasında Fiyat ve İşlem Hacmi İlişkisi: Zamanla Değişen Asimetrik Nedensellik Analizi”, **Ege Akademik Bakış**, 14(2), 211-220.

Yönder, Erkan (2007), “**Pricing to Market: An Evaluation For Turkey**”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Ortadoğu Teknik Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Yüncüler, Çağlar (2011), “Pass-Through of External Factors into Price Indicators in Turkey”, **Central Bank Review**, 11, 71-84.



ÖZGEÇMİŞ

Muhammer YETİM, 06.07.1971 tarihinde İstanbul İli Beyoğlu İlçesi'nde doğdu. 1982 yılında Beyoğlu Piyale Paşa İlkokulu'nu; 1985 yılında Kasımpaşa Ahmet Emin Yalman Ortaokulu'nu; 1988 yılında Kasımpaşa Lisesi'ni; 1994 yılında Yıldız Teknik Üniversitesi - Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü'nü bitirdi. 1994 yılında Karadeniz Teknik Üniversitesi – Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Anabilim Dalında yüksek lisans programına başladı ve 1997 yılında mezun oldu. Mayıs 1996 – Ekim 1997 döneminde Karadeniz Teknik Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Bölümü'nde asistan olarak görev yaptı. Ekim 1997'de askerlik vazifesi nedeniyle görevinden istifa etti. Askerlik dönüşünde, Eylül 1998'de, Şekerbank T.A.Ş. İstanbul Bölge Müdürlüğü'nde uzman yardımcısı olarak çalışmaya başladı. 2014 yılında Karadeniz Teknik Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Bölümü'nde doktora programına başladı. Halen, Şekerbank T.A.Ş. Genel Müdürlük, Kredi Politikaları Müdürlüğü'nde mali analist yönetmeni olarak çalışmaktadır.

YETİM, evli ve 2 çocuk babası olup, İngilizce bilmektedir.