



ENDERUN DERGİSİ  
JOURNAL OF ENDERUN



e-ISSN: 2618-592X

YIL/YEAR: 2020 CİLT/VOL: 4 SAYI/ISSUE: 2

Çevrimiçi olarak / Available online at [www.dergipark.org.tr/tr/pub/enderun](http://www.dergipark.org.tr/tr/pub/enderun)

**TÜRKİYE EKONOMİSİNDE DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI  
İLE DIŞ TİCARET DENGESİNİN ASİMETRİK  
EŞBÜTÜNLEŞME YÖNTEMİYLE ANALİZİ**

ANALYSIS FOREIGN TRADE OF TURKEY AND EXCHANGE RATE  
VOLATILITY WITH ASYMMETRIC COINTEGRATION METHODS

Makalenin  
Gönderim Tarihi:  
03/09/2020

Onur AKKAYA <sup>a</sup>

<sup>a</sup>Kilis Üniversitesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, Dr. Öğr. Üyesi,  
onurakkaya@kilis.edu.tr, ORCID: 0000-0003-2694-9073

Makalenin  
Kabul Tarihi:  
09/10/2020

Sumru BAKAN <sup>b</sup>

<sup>b</sup>Kilis Üniversitesi, İktisat Bölümü, Doç. Dr.  
sumrubakan@kilis.edu.tr, ORCID: 0000-0003-4686-6439

65-75

**ÖZET**

Çalışmanın teorik alt yapısı Rose ve Yelen (1989) makalesinde geçen modellerle dayanmaktadır. Çalışmada kullanılan değişkenler, üç aylık periyodlar halinde USA dolar kuru paritesi, Euro kuru paritesi, ihracat, ithalat ve ihracatın ithalatı karşılama oranı şeklindedir. Çalışmanın veri setinde, 2002-2018 dönemi ele alınarak Hansen (1997) asimetrik eş bütünlüşme yöntemi (TAR) yardımıyla ölçülmeye çalışılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, çalışmada, döviz kurlarında yaşanan bir çalkantının, M/X dengesinde beklenenden daha yavaş bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Hızlı bir dengeye dönme hareketi görülmezken, özellikle M/X dengesinin döviz kurundan kaynaklı değişimlerde pozitiften dönüşü dengeye negatiften dönüşüne oranla görece daha yavaştır. Hatta asimetrik modellerin katsayılarını negatiften dengeye ve pozitiften dengeye dönme olarak karşılaştırdığımızda USA Doları'nda 2 katlık, Euro'da ise 3 katlık bir değişimde negatiften dengeye dönme hızı farklılığı tespit edilmiştir."

**Anahtar Sözcükler:** Asimetrik Düzeltme, Döviz Kuru, Dış Ticaret Dengesi, Türkiye Ekonomisi, İhracat ve İthalat

## ABSTRACT

The theoretical background of the study is based on the modelling in Rose and Yelen (1989). The variables used in the study are US dollar exchange rate, Euro exchange rate, export, import and import coverage ratio in quarterly periods. In the data set of the study, Hansen (1997) was tried to be measured with the help of asymmetric co-integration method (TAR) by considering the 2002-2018 period. According to the results, it is observed that a turbulence in exchange rates has a slower effect on M/X balance than expected. While there is no rapid return to equilibrium, the positive return of the M/X balance from exchange rate is relatively slower than the negative return of the balance

**Keywords:** Asymmetric Correction, Exchange Rate, Trade Balance, Turkey Economy, Export and Import

---

## 1. Giriş

Devalüasyon yerli malların fiyatını döviz cinsinden düşürürken, dışarıdan alınan malların ulusal para cinsinden fiyatını artırır. Devalüasyonla hedeflenen, bir taraftan ihracatın artmasını teşvik ederek döviz gelirlerini arttırmak, bir başka taraftan ise ithal malların yurt içi talebini kısırarak döviz tasarrufu sağlamaktır. Devalüasyonun cari işlemler dengesini düzenleyici ve iyileştirici bir sonuç vermesi, Marshall-Lerner koşuluna,  $e_m + e_x \geq 1$ , bağlıdır. Bu esnekliklerin toplamı 1'den ne kadar büyük olursa döviz kurundaki ayarlamaların dış ticaret dengesi üzerindeki etkisi de o ölçüde büyük olacaktır (Karagöz ve Doğan, 2005: 220).

Dış dünya ile bütünleşme sonucu artan dışa bağımlılık sorunu nedeniyle özellikle 1980'den sonraki yıllarda çok ciddi krizlerle karşı karşıya kalınmıştır. 2001 ve 2008 krizleri buna örnektir. Kriz sürecinde uygulanan iktisadi politikaların seçiminde ve uygulanmasında ortaya çıkan yanlış yönlendirmeler ülkeyi yüksek maliyetli bir sürece sürüklemiştir. Çağımıza kadar politikacılar tarafından uygulanan popülist politikalara bağlı olarak şekillenen yüksek fiyat artışları, kamu açıkları ve gerçekçi olmayan döviz kuru politikaları sonucu dünya ekonomisine uyum sağlayamadan finansal serbestleşmeye geçirilmesi, diğer ülkelerde yaşandığı gibi Türkiye'yi de dış şoklara duyarlı hale getirmiş, yüksek faiz düşük kur ilişkisi ekonomik krizlere ortam hazırlamış ve kısa vadeli spekülasyon sermaye hareketlerini hızlandırmıştır (Alptekin, 2009: 133).

Bilindiği üzere, 1980 sonrası dünyada ve ülkemizde serbest piyasa ekonomisine geçiş ve dış dünya ile bütünleşme eğilimlerine bağlı olarak uluslararası mal, hizmet, sermaye ve finansal piyasaların bütünleşmesi,

uluslararası sermaye hareketlerinin serbestleşmesi gündeme gelmiştir. Bunun sonucu olarak, uluslararası sermaye hareketleri 1980'lerin ortalarında ve özellikle de 1990'lı yıllarda daha akışkan hale gelmiştir. Diğer yandan, 1989 yılında Berlin Duvarının yıkılıp, Doğu ve Batı Almanya'nın birleşmesi ve eski Sovyetler Birliği'nin dağılması ile ayrılan ve bağımsızlığını ilan eden ülkelerin de piyasa ekonomisine geçmesi de bu süreci hızlandırmıştır. Bu ise ülkelerin, özellikle de ülkemiz gibi gelişme yolundaki ülkelerin dışa bağımlılığını arttırarak, ekonomik krizlerin ortaya çıkmasına yol açmıştır. 1994 Meksika, 1997 Güneydoğu Asya, 1999 Brezilya, 2001 Arjantin Krizleri, Türkiye'deki 2000 Kasım ve 2001 Şubat Krizi ve 2008 Dünya Krizi buna örnek gösterilebilir. Diğer yandan, ülkemizde kriz dönemlerinde uygulanan yanlış ve kimi zaman kısa vadeli ve günü kurtarmaya dönük politikalar ekonomiyi açmazlara sürüklemiştir. Bu bağlamda gerçekleşen yüksek fiyat artışları, kamu açıkları ve gerçekçi olmayan döviz kuru politikaları sonucu dünya ekonomisine uyum sağlayamadan finansal serbestleşmeye ve uluslararası finansal piyasalarla bütünleşmeye geçilmesi ülkemizi de diğer gelişme yolundaki ülkelere benzer şekilde dış şoklara duyarlı hale getirmiştir. Gerçekleşen yüksek faiz düşük kur ilişkisi de ekonomik krizlere ortam hazırlayarak kısa vadeli sermaye hareketlerini hızlandırmıştır.

Çalışmanın teorik alt yapısı Rose ve Yelen (1989) makalesinde yer alan modellemelere dayanmaktadır. Çalışmalar, reel döviz kuru, ülke içi ve dış ekonomi reel gelir değişkenlerine dayanmaktadır. Çalışmanın veri seti, 2002-2018 dönemi için üç aylık döviz kuru değerleri ve dış ticaret verileri elde edilerek Hansen (1997) asimetrik eş bütünleşme yöntemi yardımıyla analiz edilmeye çalışılmıştır. Çalışmanın ikinci bölümünde metodolojik yapı ve veri setine, üçüncü bölümde kullanılan analiz sonrası elde edilen ampirik sonuçlara ve son bölümde elde edilen sonuçlara yer verilmiştir.

## 2.Methodoloji ve Veri Seti

Çalışmanın teorik alt yapısını Rose ve Yelen (1989)'in makalesinde yer alan modellemelere oluşturmaktadır. Çalışma, reel döviz kuru, ülke içi ve dış ekonomi reel gelir değişkenlerine dayanmaktadır.

$$X_t = \left( \frac{P}{P^*E} \right)_t^\eta * (Y_t^*)^\epsilon$$

$$M_t = \left( \frac{P^*E}{P} \right)_t^\gamma * (Y_t)^z$$

Modellerde X; ihracat, M; ithalat, E; minimum döviz kuru değişimi (Duasa;

2009) ve  $P$ ,  $P^*$  ve  $Y$ ,  $Y^*$  değişkenleri ise sırasıyla yerli ve yabancı fiyat düzeyi ile geliri temsil etmektedir.  $\eta$  ve  $\gamma$  değişkenleri ise sırasıyla ihracatın döviz kuru esnekliği ve ithalatın döviz kuru esnekliğini göstermektedir.  $\varepsilon$  değişkeni ihracatın gelir esnekliğini ve  $Z$  ise ithalatın gelir esnekliğini göstermektedir. Buna göre denklemlerin doğal logaritması alındığında;

$$\begin{aligned} \ln X_t &= \eta[\ln P_t - \ln P^*_t - \ln E_t] + \varepsilon \ln Y_t^* \\ \ln M_t &= \gamma[\ln P^*_t - \ln E_t - \ln P_t] + z \ln Y_t \end{aligned}$$

şeklinde tanımlanabilmektedir. Yapılan çalışmadaki analizlerde yukarıdaki bahsedilen teorik alt yapıdan yararlanılmıştır.

Ele alınan veri setinde ise beş farklı değişken kullanılmıştır. Bu değişkenlerin açıklaması Tablo 1’de yer almaktadır.

**Tablo.1 Analizde Kullanılan Değişkenler**

Değişkenler	Açıklaması
<b>M/X</b>	2002Q2-2018Q3 arasındaki Türkiye ekonomisinin toplam ithalatının, ihracata oranlanması (“ln” türünde) (US Doları cinsinden) (Kaynak:TCMB EVDS)
<b>X</b>	2002Q2-2018Q3 arasındaki Türkiye ekonomisinin toplam ihracatı (“ln” türünde) (US Doları cinsinde) (Kaynak:TCMB EVDS)
<b>M</b>	2002Q2-2018Q3 arasındaki Türkiye ekonomisinin toplam ithalatı (“ln” türünde) (US Doları cinsinde) (Kaynak:TCMB EVDS)
<b>RER<sub>1</sub></b>	2002Q2-2018Q3 arasındaki (USD) ABD Doları/TL kuru (Döviz Satış)-Düzy (“ln” türünde) (Kaynak:TCMB EVDS)
<b>RER<sub>2</sub></b>	2002Q2-2018Q3 arasındaki (USD) (EUR) Euro/TL kuru (Döviz Satış)-Düzy (“ln” türünde) (Kaynak:TCMB EVDS)

Çalışmada, kullanılan veri seti ilk olarak içsel kırılma testine tabi tutulmuştur. Analiz için Peron (1989), Perron ve Vogelsang (1992), Vogelsang ve Perron (1998) analizleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 2 ve Tablo 3 ‘de gösterilmiştir.

Simetrik eşbütünleşme analizi için ise Engle-Grager (1987) çalışması dikkate alınmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 4, 5, 6 ve 7’de gösterilmiştir. Asimetrik hata düzeltme mekanizması TAR modellemesinde Hansen (1997) yöntemi kullanılmıştır. Sonuçları Tablo 8 ve 9’da gösterilmiştir.

### 3.Ekonometrik Analiz Sonuçları

Yukarıda bahsedilen değişkenler ilk olarak yapısal kırılma (içsel) birim kök testinde analiz edilmiştir. Tablo 2 ve Tablo 3'te elde edilen birim kök testi sonuçları özetlenmiştir.

**Tablo 2 Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi**

Değişkenler	Düzy Durağan	Fark Durağan
M/X	-4.1006	-9.0506***
X	-3.1177	-10.5021***
M	-3.6819	-8.3436***
$RER_1$	2.0937	-6.6134***
$RER_2$	1.3188	-6.2363***

Not: \*\*\*, 1% düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Değişkenlerin yapısal kırılma testi sonuçlarına bakıldığında (Tablo 2) bütün değişkenlerin birinci farkta %1 anlamlılıkta durağan olduğu görülmektedir. Bu durum sahte ve birim kökün olmadığını işaret etmektedir.

**Tablo 3 Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi (Sabit Değerli)**

Değişkenler	Düzy Durağan	Fark Durağan
M/X	-4.7929	-9.6520***
X	-4.1974	-10.4786***
M	-4.4028	-8.4153***
$RER_1$	-0.1112	-7.0154***
$RER_2$	0.8564	-6.6499***

Not: \*\*\*, 1% düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Değişkenler için yapısal kırılmalı birim kök testi sabitli olarak uygulandığındaki sonuçlar Tablo 3'te gösterilmiştir. Bu sonuçlar da %1 anlamlılık seviyesinde birim kökün var olmadığını tekrardan teyit etmektedir.

#### *Uzun Dönem İlişki*

Çalışmada iki farklı para birimi için üç farklı modelin tahminlenmesi

gerçekleştirilmiştir. Kullanılan modelleri şu şekilde tanımlayabiliriz.

$RER_1$  için:

$$\text{Model 1: } \frac{X}{M} = \beta_0 + \beta_1 RER_1 + \varepsilon_t$$

$$\text{Model 2: } X = \alpha_0 + \alpha_1 RER_1 + \varepsilon_t$$

$$\text{Model 3: } M = \gamma_0 + \gamma_1 RER_1 + \varepsilon_t$$

$RER_2$  için:

$$\text{Model 4: } \frac{X}{M} = \beta_0 + \beta_1 RER_2 + \varepsilon_t$$

$$\text{Model 5: } X = \alpha_0 + \alpha_1 RER_2 + \varepsilon_t$$

$$\text{Model 6: } M = \gamma_0 + \gamma_1 RER_2 + \varepsilon_t$$

şeklinde. Bu modellerin sonuçları Tablo 4 ve Tablo 5'te gösterilmektedir.

**Tablo 4 Uzun Dönem Model Sonuçları ( $RER_1$  e göre)**

Model Değişkenleri	LnM/X (Model 1)	LnX (Model 2)	LnM (Model 3)
Sabit	0.607*** (38.77)	5149*** (6.10)	2696*** (4.00)
Ln $RER_1$	0.024*** (3.41)	2222*** (5.73)	9352*** (6.38)
Gözlem sayısı	67	67	67
Düzeltilmiş R kare	0.13	0.32	0.18
F test	11.69***	32.90***	16.07***

Not: \*\*\*, 1% düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

$RER_1$  için kullanılan ilk üç modelin uzun dönem sonuçlarına baktığımızda (Tablo 4); tüm modellerin logaritmik sonuçlarının 1% anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu görmekteyiz.

**Tablo 5 Uzun Dönem Model Sonuçları ( $RER_2$  e göre)**

Model Değişkenleri	LnM/X (Model 4)	LnX (Model 5)	LnM (Model 6)
Sabit	0.614*** (34.40)	3663*** (4.46)	3176*** (5.68)
Ln $RER_2$	0.017*** (2.52)	2417 (7.73)	6955*** (4.73)

Gözlem sayısı

67

67

67

Düzeltilmiş R

0.07

0.47

0.32

kare

F test

6.39\*\*

59.88\*\*\*

32.27\*\*\*

Not: \*\*\*, \*\* ; sırasıyla 1% ve 5% düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir

$RER_2$  için kullanılan ilk üç modelin sonuçlarına baktığımızda (Tablo 5); tüm modellerin logaritmik sonuçlarının 1% ve 5% anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu görmekteyiz.

**Tablo 6 Engle-Granger ADF Eşbütünlüşme Testi ( $RER_1$  e göre)**

	t değeri		Kritik Değer	
		1%	5%	10%
(M/X)	<b>-4.32</b>	<b>-3.53</b>	<b>-2.90</b>	<b>-2.59</b>
X	-1.78	-3.53	-2.90	-2.59
M	-1.92	-3.53	-2.90	-2.59

$RER_1$  için kullanılan ilk üç modelin Engle-Granger Eşbütünlüşme sonuçlarına baktığımızda (Tablo 6); Model 2 ve Model 3'ün anlamsız olduğu ve hata terimlerinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Model 1 için anlamlı ve hata teriminin durağan olduğunu görmekteyiz. Buna göre devam eden analizlerde Model 2 ve Model 3 istatistiki olarak anlamsız sonuçlar vereceğinden dolayı kullanılmayacaktır.

**Tablo 7 Engle-Granger ADF Eşbütünlüşme Testi ( $RER_2$  e göre)**

	t değeri		Kritik Değer	
		1%	5%	10%
(M/X)	<b>-4,20</b>	<b>-3.53</b>	<b>-2.90</b>	<b>-2.59</b>

X	-1.13	-3.53	-2.90	-2.59
M	-1.41	-3.53	-2.90	-2.59

$RER_2$  için kullanılan ilk üç modelin Engle-Granger Eşbütünleşme sonuçlarına baktığımızda (Tablo 7); Model 5 ve Model 6'nın anlamsız olduğu ve hata terimlerinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Model 4 için anlamlı ve hata teriminin durağan olduğunu görmekteyiz. Buna göre devam eden analizlerde Model 5 ve Model 6 istatistiki olarak anlamsız sonuçlar vereceğinden dolayı kullanılmayacaktır.

**Tablo 8 M/X için TAR Hata Düzeltme Modeli ( $RER_1$  e göre) (Model 1)**

Bağımsız Değişkenler	Bağımlı (TAR) $\Delta M/X$	t değeri
Sabit	0.3456***	3.2313
$M_t \varepsilon_{t-1}$	<b>0.6330***</b>	<b>4.2326</b>
$(1 - M_t) \varepsilon_{t-1}$	<b>1.2446***</b>	<b>3.4555</b>
$\Delta M/X_{t-5}$	-0.4803	-2.6214
$\Delta M/X_{t-6}$	-1.0287**	-2.6602
Düzeltilmiş R kare	0.540	
F istatistik	5.950***	

Not: \*\*\*, \*\* ; sırasıyla 1% ve 5% düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

TAR hata düzeltme modelinin M/X modeli için tahminlenmesi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 8'de gösterilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre M/X ile  $RER_1$  arasında asimetrik bir nedenselliğin olduğu görülmektedir. M/X ve  $RER_1$  arasındaki geçici denge durumu bozulduğunda M/X' deki yaşanan yükseliş ile tekrardan dengeye geldiği görülmüştür. Bu durumu model için şu şekilde açıklayabiliriz:

Model 1 için:

$$\frac{\Delta M}{X} = K - 0.633 \left[ \frac{M}{X_{t-1}} + 0.607 - 0.0204 RER_1 \right], \widehat{\varepsilon_{t-1}} > 0 \text{ için}$$

$$\frac{\Delta M}{X} = K - 1.244 \left[ \frac{M}{X_{t-1}} + 0.607 - 0.0204 RER_1 \right], \widehat{\varepsilon_{t-1}} < 0 \text{ 'dir.}$$

**Tablo 9 M/X için TAR Hata Düzeltme Modeli ( $RER_2$  e göre) (Model 4)**

Bağımsız Değişkenler	Bağımlı (TAR) $\Delta M/X$	t değeri
Sabit	0.3589***	3.1520
$M_t \varepsilon_{t-1}$	<b>0.5896***</b>	<b>3.9936</b>
$(1 - M_t) \varepsilon_{t-1}$	<b>1.4918***</b>	<b>3.6869</b>



$\Delta M/X_{t-5}$	-0.7764*	-1.7888
$\Delta M/X_{t-6}$	-0.3959**	-2.2397
Düzeltilmiş R kare	0.537	
F istatistik	5.9016***	

Not: \*\*\*, \*\*, \* ; sırasıyla 1%, 5% ve 10% düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

TAR hata düzeltme modelinin M/X modeli için tahminlenmesi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 9’da gösterilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre M/X ile  $RER_2$  arasında asimetrik bir nedenselliğin olduğu görülmektedir. M/X ve  $RER_2$  arasındaki geçici denge durumu bozulduğunda M/X’deki yaşanan yükseliş ile tekrardan dengeye geldiği görülmüştür. Bu durumu model için şu şekilde açıklayabiliriz:

Model 4 için:

$$\frac{\Delta M}{X} = K - 0.589 \left[ \frac{M}{X_{t-1}} + 0.614 - 0.017RER_2 \right], \widehat{\varepsilon_{t-1}} > 0 \text{ için}$$

$$\frac{\Delta M}{X} = K - 1.491 \left[ \frac{M}{X_{t-1}} + 0.614 - 0.017RER_2 \right], \widehat{\varepsilon_{t-1}} < 0 \text{ 'dir.}$$

**Tablo 10 Kısa Dönem Denklemi (ARDL)**

Bağımlı Değişken: M/X	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik
$RER_1$ (1,2)	0.1046***	0.03031	3.4530
Düzeltilmiş R:0.466 DW istatistik: 1.8415			
$RER_2$ (1,1)	0.0880***	0.0295	2.9761
Düzeltilmiş R:0.466 DW istatistik: 1.8415			

Model 1 ve Model 4 için yapılan uzun dönem ve TAR tahmini sonrası kısa dönem tahmini sonuçları Tablo 10’da verilmiştir. Bu modellerde ARDL yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara  $RER_1$  ve  $RER_2$  değişkenleri M/X değişkeni ile pozitif değerli ve 1% düzeyinde anlamlı ilişkiye sahiptir.  $RER_1$ ’in M/X üzerindeki etki gücü  $RER_2$ ’e göre daha yüksek olduğu görülmektedir.

**Tablo 11 Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) Yöntemi Sonuçları**

Bağımlı Değişken: M/X	Gecikme:1
$RER_1$	0.1275***
Bağımlı Değişken: M/X	Gecikme:1
$RER_2$	0.0881***

Elde edilen sonuçların geçerliliğini kontrol etmek için dinamik en küçük kareler (DOLS) yöntemiyle Model 1 ve Model 4 yeniden tahminlenmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 11’de verilmektedir. Yine  $RER_1$  ve  $RER_2$  değişkenleri M/X değişkeni ile pozitif değerli ve 1% düzeyinde anlamlı ilişkiye sahiptir.  $RER_1$ ’in M/X üzerindeki etki gücü  $RER_2$ ’e göre daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum önceden kullanılan ARDL yöntemi sonuçlarını destekler niteliktedir.

## SONUÇ

Döviz kurunda yaşanan şokların etkilerinin dış ticaretteki etkisini görmek için yapılan çalışmada Amerikan Doları/Türk lirası (\$/TL) ( $RER_1$  ile tanımlanmıştır) ve Euro/Türk lirası (€/TL) ( $RER_2$  ile tanımlanmıştır) pariteleri ile ihracat (X), İthalat(M) ve ihracatın ithalata oranına (M/X) dayanan modellemeler kullanılmıştır. Çalışmanın analiz kısmında ilk olarak simetrik temelli olan Engle-Granger (1987) eşbütünleşme yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlarda modeller arasında ilişkinin uzun dönemli varlığında (Model 1 ve Model 4 hariç) bazı modellerin hata terimlerinin durağan olmadığı görülmüştür. Ardından sonuçların daha etkin değerlerinin elde edilmesi için Hansen (1997) asimetrik modellemesi kullanılmıştır. Çalışmada, döviz kurunda yaşanan bir çalkantının, M/X dengesinde daha yavaş bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Özellikle M/X dengesinin döviz kurundan kaynaklı değişimlerde pozitiften dönüşü dengenin negatiften dönüşüne görece daha yavaştır. Hatta asimetrik modellerin katsayıları negatiften dengeye ve pozitiften dengeye dönme olarak karşılaştırdığımızda  $RER_1$ ’de 2 katlık,  $RER_2$ ’de ise 3 katlık bir değişimde negatiften dengeye dönme hız fark tespit edilmiştir. İki farklı döviz kuru paritesinde yaşanan bu değişimin temelinde ise Euro/Türk lirası (€/TL)’in M/X dengesindeki etkisinin büyüklüğünün Türkiye’nin dış ticaretindeki öneminden kaynaklandığı söylenebilir. Özellikle bu durum dış ticaret politikası belirlerken göz önünde tutulmalıdır.

Sonuç olarak, Türkiye ekonomisinin M/X dengesinde döviz kurlarının etkili olduğu görülmektedir. Bu döviz kurları içinde ise Euro/Türk lirası (€/TL)’nin, Amerikan Doları/Türk lirası (\$/TL)’e göre daha dinamik ve etkili olduğunu (özellikle M/X dengesinin negatiften dönerken) söylenebilir. Bu durum dikkate alınarak dış ticaretteki ağırlığını dikkate alan kur sepeti üzerine kurulmasının dengeye gelmekte daha yavaş olan gündelik kur değerlerine göre sağlıklı olacağı ve oluşan döviz kuru kaynaklı dış ticaret dengesizliklerinin daha hızlı aşılacağı düşünülmektedir.

## KAYNAKÇA

- Alptekin, V., (2009), Türkiye’de Dış Ticaret- Reel Döviz Kuru İlişkisi: Vektör Otoregresyon (VAR) Analizi Yardımıyla Sınanması, Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt:2, Sayı:2, S.132-149.
- Alptekin, V., (2009), Türkiye’de Dış Ticaret- Reel Döviz Kuru İlişkisi: Vektör Otoregresyon (VAR) Analizi Yardımıyla Sınanması, Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt:2, Sayı:2, S.132-149.
- Duasa J., (2009), Asymmetric Cointegration between Real Exchange Rate and Trade Variables: The Case of Malaysia, Economic Change and Restructuring. Cilt. 41, Sayı.2: 125-141.
- Engle, R.F., Granger C. W. J. (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55,251-276.
- Hansen, F.T. (1997), Stabilizing Selection And The Comparative Analysis Of Adaptation, *International Journal Of Organic Evolution*, 51(5), 1997, ss.1341-1351.
- Karagöz, M., Doğan, Ç., (2005), Döviz Kuru Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği, *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt:15, Sayı:2, Sayfa:219-228, Elazığ.
- P. Perron and T. Vogelsang (1992), Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301-320.
- Rose, A. ve Yelen, J. (1989), Is there a J-curve?, *Journal of Monetary Economics*, 1989, Cilt. 24, Sayı.1, 53-68.
- Vogelsang, T. J. ve Perron, P. (1998). Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review*, 1073-1100.