



# BULLETIN OF ECONOMIC THEORY AND ANALYSIS

Journal homepage: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/beta>

## Döviz Kurundan Tüketici Fiyatlarına Asimetrik Geçiş Etkisi: NARDL Yöntemi

Rümeysa ERKAN  <https://orcid.org/0000-0001-6163-6852>

**To cite this article:** Erkan, R. (2024). Döviz Kurundan Tüketici Fiyatlarına Asimetrik Geçiş Etkisi: NARDL Yöntemi. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 9(2), 347-367.

**Received:** 02 Nov 2023

**Accepted:** 15 Mar 2024

**Published online:** 30 Jun 2024



©All right reserved



## *Bulletin of Economic Theory and Analysis*

Volume 9, Issue 2, pp. 347-367, 2024

<https://dergipark.org.tr/tr/pub/beta>

Original Article / Araştırma Makalesi

Received / Alınma: 02.11.2023 Accepted / Kabul: 15.03.2024

### **Döviz Kurundan Tüketici Fiyatlarına Asimetrik Geçiş Etkisi: NARDL Yöntemi**

Rümeysa ERKAN<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Araş. Gör. Dr., Bursa Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Bursa, TÜRKİYE

<https://orcid.org/0000-0001-6163-6852>

#### **ÖZ**

Döviz kurundaki hareketlerin tüketici fiyatları üzerinde yarattığı etkinin incelendiği bu çalışmada, 2003:01 ile 2023:09 arası 249 gözlemden oluşan aylık veriler kullanılmıştır. Bu çalışma kapsamında, iki değişken arasındaki asimetrik ilişki NARDL (Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model) yöntemi ile incelenmiştir. Elde edilen sonuçlardan hareketle, Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon oranı arasında kısa dönemde asimetrik uzun dönemde ise simetrik bir ilişki olduğu görülmektedir. Sonuçlar uzun ve kısa dönem olarak ikiye ayrıldığında, uzun dönemde döviz kurunda %1’lik bir değişim (artış veya azalış) enflasyon oranı üzerinde %0.589’luk bir artışa neden olmaktadır. Kısa dönemde ise döviz kurunda %1’lik bir artış olmasının enflasyon oranı üzerinde %0.314’lük bir artış ve %1’lik bir azalış ise %0.204’lük bir azalışı beraberinde getirmektedir.

#### **Anahtar Kelimeler**

Döviz Kuru, Tüketici Fiyatları, Asimetrik Geçiş Etkisi, NARDL Yöntemi

#### **JEL Kodu**

F31, E3, C32

**İLETİŞİM** Rümeysa ERKAN ✉ [rumeysacelik@uludag.edu.tr](mailto:rumeysacelik@uludag.edu.tr) 📧 Bursa Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Bursa, TÜRKİYE.

## **Asymmetric Pass-Through Effect from Exchange Rate to Consumer Prices: NARDL Method**

### **ABSTRACT**

In this study, which examines the impact of exchange rate movements on consumer prices, monthly data consisting of 249 observations between 2003:01 and 2023:09 were used. Within the scope of this study, the asymmetric relationship between two variables is examined with the NARDL (Nonlinear Distributed Lag Autoregressive Model) method. Based on the results obtained, it is seen that there is an asymmetrical relationship between the exchange rate and the inflation rate in Turkey in the short term and a symmetrical relationship in the long term. When the results are divided into long and short term, a 1% change (increase or decrease) in the exchange rate in the long term causes a 0.589% increase in the inflation rate. In the short term, a 1% increase in the exchange rate brings a 0.314% increase in the inflation rate, and a 1% decrease brings a 0.204% decrease in the inflation rate.

### **Keywords**

Exchange rate,  
Consumer prices,  
Asymmetric pass-  
through effect,  
NARDL method

### **JEL Classification**

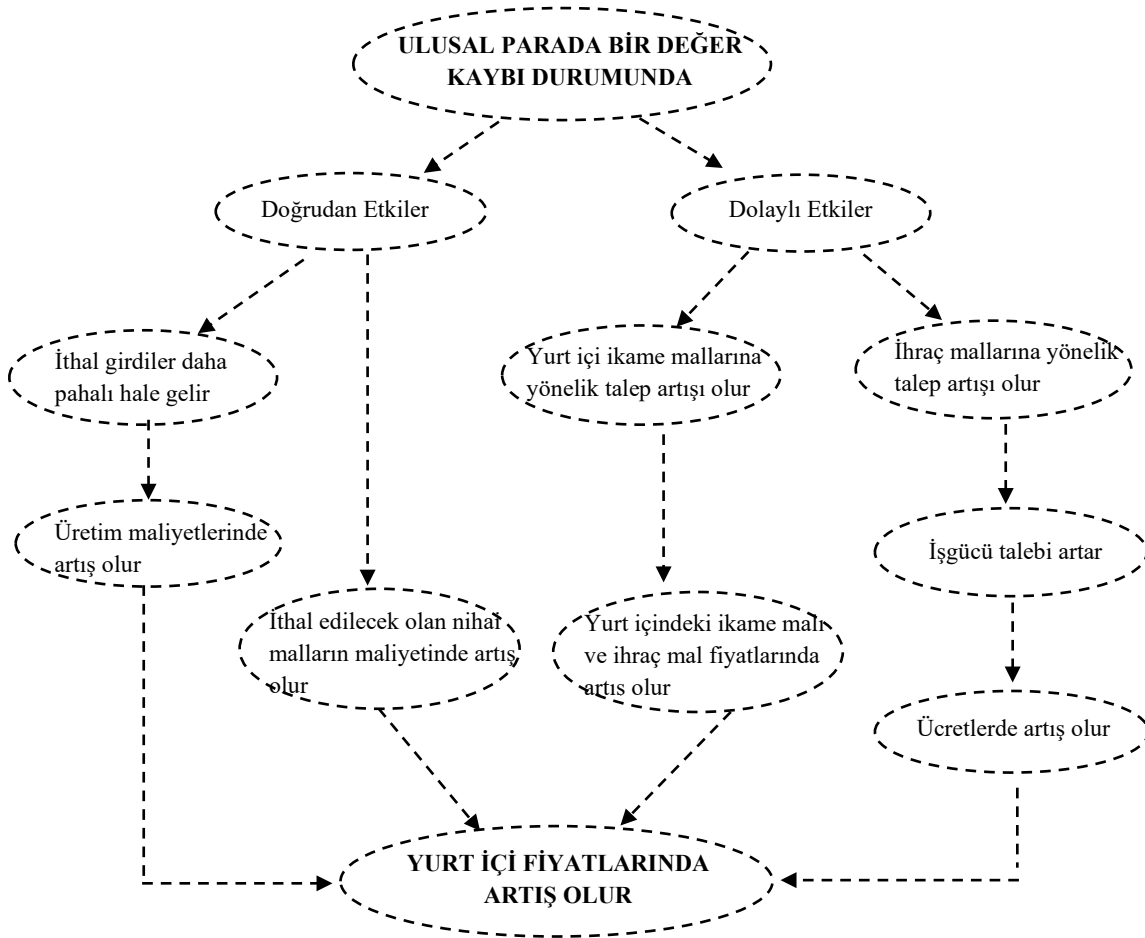
F31, E3, C32

## **1. Giriş**

Döviz kurundaki hareketlerin tüketici fiyatlarına geçiş etkisi, 1973 yılı Bretton Woods sisteminin sona ermesinden itibaren uluslararası ekonomide ilgi çekici bir konu olmuştur. Günümüzde de hala önemini koruyan bu etki, hem para politikası aktarım mekanizmaları hem de enflasyon oranı tahminleri üzerindeki yansımaları nedeniyle, özellikle para politikası yürütücüleri tarafından ciddi önem arz etmektedir.

Döviz kuru geçiş etkisi, en basit ifade ile döviz kurunda ortaya çıkan değişmelerin ihracat ve ithalat kanalı vasıtasıyla yurt içi fiyatlara yansımalarıdır. Ancak bu yansıma doğrudan geçiş mekanizması ve dolaylı geçiş mekanizması olmak üzere iki farklı şekilde gerçekleşmektedir (bkz. Şekil 1). Doğrudan geçiş mekanizması durumunda, döviz kurundaki hareketler, ithal nihai ürünler ve ithal ara malı ve girdilerin fiyatlarındaki olası değişiklikler yoluyla yurt içi fiyatlara ve dolayısıyla tüketici fiyatlarına etki etmektedir. Buradaki işleyiş ulusal para biriminin değer kaybetmesine bağlı olarak yükselen ithal girdi fiyatları ve yerli üreticilerin artan üretim maliyetleri sonucu yurt içinde üretilen malların daha yüksek olarak fiyatlanması şeklindedir (Marston, 1989). Dolaylı geçiş mekanizması ise toplam talep ve ücret düzeyindeki değişiklikler ile açıklanmaktadır. Buna göre, ulusal paranın değer kaybetmesi ile ithal malların nispeten pahalı olması bir yandan vatandaşların yurt içinde üretilen ikame ürünlere olan taleplerini artırması diğer yandan da düşük ihracat fiyatıyla dış talebin artması sonucu bu ürünlere yönelik hem ihracat hem de toplam talep

artarak yurt içi fiyatların yükselmesine neden olmaktadır (Kahn, 1987). Ancak fiyatlardaki yükseliş ile nominal ücretlerin kısa vadede sabit olmasına bağlı olarak ortaya çıkan reel ücretlerdeki nispi azalış, firmaları işçi istihdamını artırarak daha fazla üretim yapmaya yönlendirmektedir. Bununla birlikte, işçiler zaman içerisinde reel ücretlerindeki azalışı nominal ücretlerdeki artış talebi ile telafi etmek isteyeceklerdir. Reel ücretin başlangıç seviyesine dönmesi ise bir yandan üreticilerin üretim maliyetlerinin artmasına diğer yandan da yurt içi fiyatların yükselişi ve toplam çıktı azalışı ile sonuçlanmaktadır (McFarlane, 2002). Dolayısıyla, ulusal paradaki bir değer kaybı, toplam çıktı seviyesinde geçici ve fiyat seviyesinde ise kalıcı bir artışı beraberinde getirmektedir. Nihai olarak, döviz kurundaki olası değişiklikler tüketici fiyatlarına doğrudan yansiyabileceği gibi dolaylı olarak da yansiyabilmektedir.



Şekil 1. Ulusal Paradaki Bir Değer Kaybının Yurt İçi Fiyatlara Geçiş Etkisi (Kaynak: Laflèche, 1996)

Tüketici fiyatlarına yönelik döviz kuru geçişinin derecesi, piyasa yapısı, fiyatların esnekliği (dış arz ve iç talep), ithal malların yerli piyasada ikame edilebilme derecesi gibi bir takım talep koşulları, firmaların fiyatlama davranışı, ücretlerin döviz kuruna endeksli olması, değer kaybının devamlılığına ilişkin beklentiler, TÜFE sepetinde ithalatın payı, kâr payı ayarlamaları, döviz kuru rejimi ve döviz kuru volatilitesi, genel enflasyonist durum, makroekonomik politikalar vb. gibi çok çeşitli faktörlere bağlıdır. Bu faktörlerden hareketle döviz kurunun fiyatlara geçişi tam olabileceği gibi kısmi bir geçiş de söz konusu olabilir. Goldberg & Knetter (1996)'e göre, döviz kurundan tüketici fiyatlarına tam geçiş etkisi için gerekli koşul hem kâr payı hem de marjinal maliyetin sabit olmasıdır. Devereux & Engel (2003)'e göre de fiyatlar üretici ülkenin para birimine göre belirlenmişse, yabancı malın yurt içindeki fiyatı, döviz kurundaki olası değişiklikler doğrultusunda bir seyir izleyecektir; dolayısıyla geçiş tam olacaktır. Ancak döviz kuru hareketlerinin tüketici fiyatlarına tam olarak geçiş yapmasının aksine, literatürün büyük bir çoğunluğu, tüketici fiyatlarının döviz kurundaki hareketleri kısmi olarak yansıttığı yönündedir. Bunun yanı sıra döviz kurundaki değişmelerin fiyatlara geçişini etkileyebilecek önemli bir makroekonomik faktör olan döviz kuru değişimlerinin yönü ile ilgili olan çalışmalar çok sınırlıdır. Ancak ulusal paranın değer kaybettiği durumdaki geçiş etkisi ile değer kazandığı durumdaki geçiş etkisinin eşdeğer bir durum olmadığı düşünülmektedir. Bu anlamda söz konusu çalışma ile artış ve azalış yönüne bağlı olarak döviz kurundaki olası hareketlerin tüketici fiyatlarına geçişkenliğinin incelenmesi amaçlanmıştır. Dolayısıyla literatürde yaygın olan döviz kuru hareketlerinin fiyatlar üzerindeki etkisine yönelik çalışmalara karşılık bu çalışmanın önemi döviz kuru hareketlerindeki asimetrik yapının dikkate alınmış olmasıdır.

Türkiye'de döviz kuru geçiş etkisinin seyrine yönelik olan bu çalışma sırasıyla şu bölümleri içermektedir: döviz kurlarından tüketici fiyatlarına geçiş etkisine yönelik teorik bilgileri içeren giriş bölümüyle başlayan çalışma, ikinci bölümde ilgili konuya ilişkin literatür taraması, üçüncü bölümde veri seti ve yöntem, dördüncü bölümde PP ve KPSS testi ile durağanlık sınaması ve asimetrik etkileri dikkate alan asimetrik ARDL (NARDL) analizini içeren ampirik bulgulardan oluşmakta ve son olarak ise sonuç bölümüyle sona ermektedir.

## **2. Literatür**

Döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisine yönelik literatür mikro ekonomik ve makroekonomik faktörlerin dikkate alındığı çalışmalar olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Söz

konusu çalışmalar mikro ekonomik faktörler çerçevesinde değerlendirildiğinde ilk sırada Dornbusch (1987) gelmektedir. Ona göre, yerli malların ithal malları ikame etme gücünün yüksek olduğu ülkelerde geçiş etkisi daha düşüktür. İkame derecesi ile geçiş etkisi arasındaki negatif ilişki Yang (1997) tarafından da desteklenmektedir. Bhagwati (1988)'ye göre, tarife dışı ticaret engelleri geçiş etkisini azaltmaktadır. Menon (1995)'a göre, bir piyasadaki çokuluslu şirketlerin varlığı geçiş etkisini azaltan bir unsur iken, Feenstra vd. (1996)'ne göre, ihracatçının pazar payının yüksekliği geçiş etkisini artırıcı bir faktördür. Falk & Falk (2000)'a göre, toplam ithalat içerisinde enerji ürünü payının fazla olduğu ülkeler, imalat ürününün daha fazla olduğu ülkelere kıyasla daha yüksek bir geçiş etkisine sahiptir. Kısmi geçiş etkisini destekleyen bir başka durum da yabancı ihracatçıların marjinal maliyet üzerindeki kâr payından vazgeçerek hedef ülkedeki pazar paylarını korumak istemeleridir (Hafer, 1989). Bunu destekleyen Meurers (2003)'e göre de, ulusal paradaki değişikliğe bağlı olarak ihracatçılar kâr paylarında ayarlamaya gittiklerinden dolayı bu durum, döviz kuru değişikliklerinin fiyatlara tam olarak geçişini engellemektedir. McCarthy (2000)'e göre, ithalatın TÜFE sepetindeki ağırlığı geçiş etkisinin derecesi ile pozitif ilişkilidir. Benzer şekilde, Ghosh & Rajan (2007)'a göre de ithalat içeriği fazla ve yerli ikameleri sınırlı olan düşük gelirli ülkelerdeki geçiş etkisi daha fazla olma eğilimindedir.

Döviz kuru geçiş etkisini mikro faktörler açısından inceleyen çalışmaların yanı sıra makroekonomik faktörler ile açıklayan çalışmalar da bulunmaktadır. Örneğin Goldfajn & Werlang (2000)'a göre, gelişmekte olan ekonomilerin geçiş etkisi, gelişmiş ekonomilere göre nispeten daha fazladır. Taylor (2000)'a göre, enflasyonun yüksek olması yüksek bir geçiş etkisi ile sonuçlanırken, Choudhri & Hakura (2001)'ya göre enflasyon oranının düşüklüğü düşük bir geçiş etkisi ile sonuçlanmaktadır. McCarthy (2000)'ye göre, kalıcı döviz kuru şokları, geçiş etkisinin daha yüksek olmasına neden olurken, Campa & Goldberg (2002)'e göre, değişken döviz kurları geçiş etkisinin daha düşük olmasına neden olmaktadır. Devereux & Engel (2003)'e göre, fiyatlar yerel para birimine göre belirlenmişse, döviz kurundaki olası hareketler, kısa vadede tüketici fiyatları üzerinde pek bir etkisi olmayacaktır; dolayısıyla, kısa vadede geçiş neredeyse yoktur. Ghosh & Rajan (2007)'a göre, döviz kuru hareketinin boyutu küçük olması durumunda, firmalar değişen fiyatlarla ilişkili maliyetlerden dolayı yerli fiyatlarda değişiklik yapmaya istekli olmayacaktır. Dolayısıyla, geçici dalgalanmalar, kalıcı dalgalanmalara göre fiyatlara yansımaz. Benzer şekilde, Dash & Narasimhan (2011)'a göre, ulusal para biriminde bir değer kaybı olması durumundaki geçiş etkisi tersi durum olan değer kazancı durumundaki geçiş etkisinden fazladır.

Choudri & Hakura (2006)'ya göre, para politikası yüksek oranda istikrarlılık gösteren bir ülkede geçiş etkisi oldukça düşüktür. Aynı şekilde, Lopez-Villavicencio & Mignon (2016)'a göre de istikrarlı ve öngörülebilir para politikaları izleyen ülkelerde geçiş etkisi çok düşük olmaktadır.

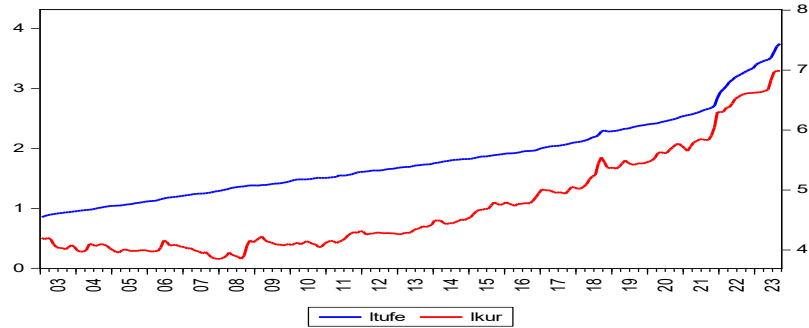
Yurtdışında yapılan çalışmaların yanı sıra Türkiye'de de döviz kurundaki değişikliklerin tüketici fiyatlarına geçiş etkisine yönelik bir takım çalışmalar mevcuttur. Örneğin, Leigh & Rossi (2002), 1994: 02 ile 2002: 04 dönemini kapsayan çalışmalarında VAR analizi sonucu geçiş etkisi katsayısını %40 olarak bulmuştur. Ayrıca döviz kurundan fiyatlara geçişin ilk dört ayda gerçekleştiği ve sonrasında giderek azalarak bir yılsonunda tamamen kaybolduğunu ileri sürmektedirler. Aralarında Türkiye'nin de olduğu on iki Avrupa, Asya ve Latin Amerika ülkelerinde 1989: 01-2003: 04 dönemi için VAR analizi ile çalışma yapan Ca'Zorzi vd. (2007)'ne göre, yüksek enflasyon oranına rağmen Türkiye'deki geçiş etkisi yaklaşık %10 civarındadır. Kara & Ögünç (2008)'e göre 1995: 02-2004: 09 dönemini içeren çalışmalarında, VAR analizi sonucu 2001 dönemi öncesinde yaklaşık %46 olan geçiş etkisi 2001 yılında dalgalı kur sistemi ve enflasyon hedeflemesi stratejisine geçilmesiyle birlikte %30'a düşmüştür. 1994 ile 2001 ve 2001 ile 2006 dönemi için aralarında Türkiye'nin de bulunduğu on dört gelişmekte olan ülkeye yönelik geçiş etkisini araştıran Mihaljek & Klau (2008)'ya göre, 2001 yılından itibaren Türkiye'de geçiş etkisi azalmakta ve ulusal paranın değer kaybetmesi durumundaki geçiş etkisi değer kazanması durumundaki geçiş etkisinden daha fazla olmaktadır. Döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisini 1995: 01-2000: 06 ve 2002: 01-2009: 12 dönemleri olmak üzere iki ayrı dönem için inceleyen Damar (2010)'ın Johansen Eşbütünleşme ve VAR analizi sonucuna göre dalgalı kur öncesi geçiş etkisi %47 iken dalgalı kur sonrası %15'e düşmüştür. Ayrıca dalgalı kur öncesinde geçiş etkisinin neredeyse tamamı ilk beş ayda tamamlanırken, dalgalı kur sonrasında ise ilk dokuz ayda tamamlandığı gözlenmiştir. 2003: 01-2013: 11 dönemi için döviz kuru geçiş etkisini araştıran Dedeoğlu & Kaya (2015)'ya göre, Bayesyen ortalama yöntemi sonucu geçişkenlik katsayısı %7.5 olup bu katsayının diğer çalışmalara oranla düşüklüğü ise geçiş etkisinin zaman içerisinde azalmakta olduğu şeklinde yorumlanmıştır. 1994: 01-2016: 09 dönemi için döviz kurundaki olası hareketlerin tüketici fiyatlarına olan etkisinin enflasyon hedeflemesi uygulamasının öncesi ve sonrasındaki değişimini inceleyen Tümtürk (2017)'e göre, VAR analizi sonucunda geçiş etkisi %64'ten %28'e düşmüştür. 2003: 01-2018: 02 dönemi için NARDL yöntemi ile çalışma yapan Göktaş (2019)'a göre, Türk lirasında %1'lik bir değer kaybı tüketici fiyatlarında %0,24'lük bir artışa karşılık gelirken, %1'lik bir değer artışı ise %0,17'lik bir artışa karşılık gelmektedir. 2002:

01-2016: 12 dönemi için Hatemi-J nedensellik testi ile analiz yapan Yetim & Yamak (2019)'a göre, kurlardaki artış durumu için geçerli olan döviz kuru geçişkenliği kurlardaki azalış durumu için geçerli değildir. Dolayısıyla, Türkiye ekonomisinde geçiş etkisi, döviz kurunun arttığı zamanlar esnek olurken azaldığı zamanlar ise daha katıdır. 2006: 01-2022: 03 dönemi için ARDL, FMOLS, DOLS ve CCR gibi çeşitli tahmin yöntemleri ile kısa ve uzun dönem geçiş etkisini araştıran Özbek (2022)'e göre, kısa dönem için geçiş etkisi %7 iken uzun dönem için ise yaklaşık %22 seviyelerindedir. Son olarak ise 2013: 01-2021: 12 arası dönemde çalışma yapan Celkan (2023)'e göre, döviz kurunda %1'lik bir artış yurt içi fiyatlarda %0.19'luk bir artışa neden olmaktadır.

Bu konudaki ilgili literatür genel olarak değerlendirildiğinde, tüketici fiyatlarının döviz kuru hareketlerine bire bir tepki verdiği tam geçiş etkisine karşılık, ampirik literatürün büyük bir çoğunluğunun tüketici fiyatlarının döviz kuru hareketlerini tam olarak yansıtmadığı yönünde olduğu görülmektedir.

### 3. Veri Seti ve Yöntem

Türkiye'ye yönelik döviz kurundan tüketici fiyatlarına geçiş etkisinin incelendiği bu çalışmada örneklem döneminin 2003:01 ile 2023:09 arası olduğu 249 gözlemden oluşan aylık verilerin kullanımı tercih edilmiştir. Tüketici fiyat enflasyonu (tufe) ve döviz kuru (kur) değişkenlerinden oluşan modelde kullanılan veriler TCMB veri dağıtım sisteminden temin edilmiş olup söz konusu iki değişkenin logaritmik halleri dikkate alınmıştır.



Grafik 1. Döviz Kuru ve TUF E Serilerinin Seyri

Döviz kurlarının ithalat kanalıyla tüketici fiyatları üzerindeki etkisi doğrudan etki ve toplam talep kanalıyla (iç ve dış talep) tüketici fiyatları üzerindeki etkisi ise dolaylı etki olmak üzere, söz konusu geçiş etkisinin incelenmesine yönelik yapılan çalışmada kullanılan değişkenlerin seyri Grafik 1'de bir arada gösterilmiştir.

<sup>1</sup> "tufe" değişkeni TRAMO/SEATS yöntemi ile mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.



Bu çalışmada döviz kurunun enflasyon üzerindeki asimetrik etkisinin tespiti için Pesaran vd. (2001)'nin geliştirmiş olduğu ve ARDL sınır testine dayanan NARDL (Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model) modeli kullanılmıştır. Ancak bağımsız değişkenlerin hem pozitif hem de negatif şoklarının kümülatif toplamalarının kullanılması ile bu model ARDL testinden farklılık göstermekte ve söz konusu modelde uzun dönemli asimetrik ilişki (1) nolu denklemdeki gibi ifade edilmektedir:

$$ltufe = \beta^+ lkur_t^+ + \beta^- lkur_t^- + u_t \quad (1)$$

Burada  $\beta^+$  ve  $\beta^-$  uzun dönem asimetrik parametreleridir.  $lkur_t^+$  ve  $lkur_t^-$  ise  $lkur_t$ 'deki pozitif ve negatif değişimlerdir ve aşağıdaki gibi gösterilir:

$$lkur_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta lkur_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta lkur_j, 0)$$

$$lkur_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta lkur_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta lkur_j, 0)$$

Döviz kurunun ( $lkur_t^+$  ve  $lkur_t^-$ ) enflasyon oranı ( $tufe_t$ ) üzerindeki asimetrik etkileri (2) nolu denklemdeki gibi NARDL (p,q) modeli ile tahmin edilmiştir:

$$\Delta tufe_t = \rho tufe_{t-1} + \eta^+ lkur_{t-1}^+ + \eta^- lkur_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta tufe_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta lkur_{t-i}^+ + \pi_i^- \Delta lkur_{t-i}^-) + e_t \quad (2) \quad (Model 1)$$

Burada  $\eta^+ = -\rho\beta^+$ ,  $\eta^- = -\rho\beta^-$ ,  $\pi_i^+ = -\beta_{\varphi_i}^+ + \psi_{2i}$ ,  $\pi_i^- = -\beta_{\varphi_i}^- + \psi_{2i}$   $i=1,2,\dots,p$   $q=p+1$

#### NARDL Modeli Aşamaları

Doğrusal Olmayan ARDL modeli aşamaları aşağıdaki gibidir:

- ARDL modelinin önemli bir avantajı, analizde bulunan değişkenlerin I(0) veya I(1) olup olmadığına bakılmadan uygulanabilme imkânının olmasıdır (Narayan, 2007; Pesaran vd. 2001). Aynı zamanda asimetrik etkileri dikkate alan NARDL yöntemi de değişkenlerin sıfırcı veya birinci dereceden entegre olmasına bakılmadan eşbütünleşme analizine imkân vermektedir (Shin vd. 2014). Dolayısıyla, ARDL yöntemi herhangi bir durağanlık

sınamasına gerek duymadan gerçekleştirilebilmektedir. Ancak söz konusu değişkenler eğer ikinci farklarında durağan hale geliyorsa bu durum için kritik tablo değerleri olmadığından dolayı analizde yer alan değişkenlerin I(2) olmadıklarının ispat edilmesi için birim kök testi yapılması gerekmektedir. Buradan hareketle NARDL modelinde birinci aşama değişkenlerin entegre derecelerini tespit etmeye yönelik birim kök testi gerçekleştirmektedir.

- İkinci aşamada kısa ve uzun dönemde asimetrik ilişkiyi dikkate alan (2) nolu denklem, en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir.
- Ardından  $ltufe_t$ ,  $lkur_t^+$  ve  $lkur_t^-$  arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi test edilir. Bunun için  $H_0 = p = 0$  boş hipotezine karşı  $H_1 = p < 0$  alternatif hipotezi Banerjee vd. (1998) tarafından ileri sürülen t testi ( $t_{BDM}$ ) ile ya da  $H_0: p = \eta^+ = \eta^- = 0$  boş hipotezine karşı  $H_1: p \neq \eta^+ \neq \eta^- \neq 0$  alternatif hipotezi Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen F testi ( $F_{PSS}$ ) ile sınırlanır. Sonrasında ise bu testlerin sonucunda elde edilmiş olan test istatistikleri Pesaran vd. (2001)'de yer alan tablo değerleriyle karşılaştırılır ve nihayetinde serilerin eşbütünleşik olup olmadığı belirlenir.
- Son olarak ise Wald testi kullanılarak kısa ve uzun dönemde simetrik ilişkinin varlığı test edilir. Uzun dönem simetrik ilişkinin varlığı  $H_0: \eta^+ = \eta^-$  ya da ( $W_{LR}: L_{lkur}^+ = L_{lkur}^-$ ) hipotezi ile kısa dönem simetrik ilişkinin varlığı ise  $H_0: \pi_i^+ = \pi_i^-$  ya da ( $W_{SR}: \sum_{i=0}^p \pi_i^+ = \sum_{i=0}^p \pi_i^-$ ) hipotezi ile test edilir ( $i=0, \dots, p$ ).<sup>2</sup> Boş hipotezlere karşılık gelen alternatif hipotezler ise asimetrik ilişkiyi ifade etmektedir.

Hem uzun hem de kısa dönemde asimetrik ilişkinin varsayıldığı (2) nolu denklemin (Model 1) yanı sıra Wald testi sonucunda kısa ve/veya uzun dönemde simetrik ilişkinin kabul edilmesi durumuna göre üç farklı denklem söz konusudur:

$$\Delta ltufe_t = \rho ltufe_{t-1} + \eta^+ lkur_{t-1}^+ + \eta^- lkur_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta ltufe_{t-i} + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta lkur_{t-i} + e_t \quad (3) \quad (Model 2)$$

<sup>2</sup> Enflasyon oranını etkileyen döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklar karşısında uzun dönem için katsayılar;  $L_{lkur}^+ = -\eta^+/\rho$  ve  $L_{lkur}^- = -\eta^-/\rho$  şeklinde hesaplanırken, kısa dönem için katsayılar ise  $\sum_{i=0}^p \pi_i^+ = 0$  ve  $\sum_{i=0}^p \pi_i^- = 0$  şeklinde hesaplanmaktadır.

$$\Delta ltufe_t = \rho ltufe_{t-1} + \eta lkur_t + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta ltufe_{t-i} + \sum_{i=0}^p (\pi_i^+ \Delta lkur^+_{t-i} + \pi_i^- \Delta lkur^-_{t-i}) + e_t \quad (4) \quad (Model 3)$$

$$\Delta ltufe_t = \rho ltufe_{t-1} + \eta lkur_t + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta ltufe_{t-i} + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta lkur_{t-i} + e_t \quad (5) \quad (Model 4)$$

Yukarıda Model 2’de yer alan denklem ile uzun dönem için asimetrik ve kısa dönem için simetrik bir ilişki, Model 3’de yer alan denklem ile uzun dönem için simetrik ve kısa dönem için asimetrik bir ilişki ve son olarak da geleneksel doğrusal ARDL modeli olan Model 5’te yer alan denklem ile hem uzun hem de kısa dönemde simetrik bir ilişki olduğu varsayılmaktadır.

#### 4. Ampirik Bulgular

Döviz kurunun enflasyon oranı üzerindeki asimetrik etkisinin incelendiği çalışmada, söz konusu değişkenlerin birim kök sınamaları için PP ve KPSS birim kök testleri kullanılmış olup ilgili testlerin sonuçları Tablo 1’de gösterilmiştir.

Tablo 1

PP ve KPSS Birim Kök Sınaması Sonuçları

Değişkenler	PP birim kök sınaması			KPSS birim kök sınaması	
	Sabitsiz - Trendsiz	Sabit	Sabit - Trend	Sabit	Sabit - Trend
<i>ltufe</i>	-6.2433 (1.0000)	-5.6561 (1.0000)	-5.7691 (1.0000)	1.8762 * [0.4630]	0.3593 * [0.1460]
<i>lkur</i>	5.6994 (1.0000)	4.0890 (1.0000)	-0.0328 (0.9957)	1.7497 * [0.4630]	0.4699 * [0.1460]
$\Delta ltufe$	-5.0692 * (0.0000)	-6.3750 * (0.0000)	-7.4569 * (0.0000)	0.2405 [0.4630]	0.1202 [0.1460]
$\Delta lkur$	-9.6680 * (0.0000)	-9.9920 * (0.0000)	-10.3205 * (0.0000)	0.5000 [0.4630]	0.0420 [0.1460]

Not. Her iki test için de Newey-West bilgi kriteri kullanılmasına karşın PP testinde  $H_0$  hipotezi «Seride birim kök vardır» şeklinde iken KPSS testinde ise «Seri durağandır» şeklindedir. Parantez içerisindeki değerler PP testi için olasılık değerleri, köşeli parantez içerisindeki değerler ise KPSS testi için %5 anlamlılık düzeyine göre kritik değerleri göstermektedir. Ayrıca \*, %5 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.  $\Delta$  sembolü ise değişkenlerin birinci dereceden farkını göstermektedir.

Tablo 1’deki birim kök sınaması sonuçlarından hareketle, değişkenlerin düzey değerlerine ilişkin PP testi çıktılarında olasılık değerlerinin %5’in üzerinde olması ve KPSS testi çıktılarında da test istatistiğinin kritik değerlerin üzerinde olması gerekçesiyle hem *ltufe* hem de *lkur* değişkenlerinin birim kök içerdiği sonucuna varılmıştır. Ancak söz konusu değişkenlerin birinci

farkı alındığında PP testi için olasılık değerlerinin %5'in altında olduğu ve KPSS test istatistiğinin de kritik değerlerinin altında kaldığı görülmektedir. Dolayısıyla fark alınma işlemi sonrasında serilerin durağanlaşması NARDL analizinin yapılmasını mümkün hale getirmiştir. (2) ve (4) nolu denklemlere karşılık gelen Model 1 ve Model 3'ün en küçük kareler yöntemi ile tahmin sonuçları ise Tablo 2a ve Tablo 2b'de bir arada gösterilmiştir.

Tablo 2a

## NARDL Modeli Sonuçları

NARDL Modeli 1				NARDL Modeli 3			
$\Delta ltufe_t = \rho ltufe_{t-1} + \eta^+ lkur^+_{t-1} + \eta^- lkur^-_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta ltufe_{t-i} + \sum_{i=0}^p (\pi_i^+ \Delta lkur^+_{t-i} + \pi_i^- \Delta lkur^-_{t-i}) + e_t$				$\Delta ltufe_t = \rho ltufe_{t-1} + \eta lkur_t + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta ltufe_{t-i} + \sum_{i=0}^p (\pi_i^+ \Delta lkur^+_{t-i} + \pi_i^- \Delta lkur^-_{t-i}) + e_t$			
C	0.1441 ** (0.0731)	$\Delta lkur^+_{t-2}$	-0.0495 ** (0.0214)	C	0.1606 ** (0.0714)	$\Delta lkur^+_{t-2}$	-0.0432 ** (0.0193)
$ltufe_{t-1}$	-0.0322 *** (0.0088)	$\Delta lkur^+_{t-4}$	0.0893 *** (0.0154)	$ltufe_{t-1}$	-0.0314 *** (0.0083)	$\Delta lkur^+_{t-4}$	0.0925 *** (0.0147)
$lkur^+_{t-1}$	0.0155 ** (0.0077)	$\Delta lkur^+_{t-7}$	-0.0687 *** (0.0208)	$lkur_{t-1}$	0.0185 *** (0.0064)	$\Delta lkur^+_{t-7}$	-0.0664 *** (0.0193)
$lkur^-_{t-1}$	-0.0086 * (0.0045)	$\Delta lkur^+_{t-8}$	0.0599 ** (0.0273)			$\Delta lkur^+_{t-8}$	0.0611 ** (0.0261)
$\Delta ltufe_{t-1}$	0.4799 *** (0.0848)	$\Delta lkur^+_{t-9}$	0.0201 (0.0138)	$\Delta ltufe_{t-1}$	0.4806 *** (0.0845)	$\Delta lkur^+_{t-9}$	0.0211 (0.0129)
$\Delta ltufe_{t-7}$	-0.0029 (0.995)	$\Delta lkur^+_{t-11}$	-0.0421 ** (0.0188)	$\Delta ltufe_{t-7}$	-0.0026 (0.0990)	$\Delta lkur^+_{t-11}$	-0.0413 ** (0.0185)
$\Delta ltufe_{t-8}$	-0.2226 ** (0.1030)	$\Delta lkur^+_{t-12}$	-0.0596 *** (0.0189)	$\Delta ltufe_{t-8}$	-0.2183 ** (0.0931)	$\Delta lkur^+_{t-12}$	-0.0586 *** (0.0178)
$\Delta ltufe_{t-9}$	0.1377 (0.1059)	$\Delta lkur^-_{t-5}$	-0.1569 *** (0.0148)	$\Delta ltufe_{t-9}$	0.1444 * (0.0871)	$\Delta lkur^-_{t-5}$	-0.1555 *** (0.0122)
$\Delta ltufe_{t-10}$	0.0675 (0.1035)	$\Delta lkur^-_{t-7}$	0.0827 *** (0.0200)	$\Delta ltufe_{t-10}$	0.0699 (0.1029)	$\Delta lkur^-_{t-7}$	0.0877 *** (0.0171)
$\Delta ltufe_{t-11}$	0.1144 (0.0928)	$\Delta lkur^-_{t-8}$	-0.0530 * (0.0273)	$\Delta ltufe_{t-11}$	0.1221 (0.0905)	$\Delta lkur^-_{t-8}$	-0.0515 ** (0.0242)
$\Delta lkur^+_{t-1}$	0.1752 *** (0.0156)	$\Delta lkur^-_{t-10}$	-0.0487 (0.0299)	$\Delta lkur^+_{t-1}$	0.1763 *** (0.0145)	$\Delta lkur^-_{t-10}$	-0.0429 * (0.0253)
$\Delta lkur^+_{t-1}$	0.1685 *** (0.0171)	$\Delta lkur^-_{t-11}$	-0.0459 (0.0282)	$\Delta lkur^+_{t-1}$	0.1726 *** (0.0168)	$\Delta lkur^-_{t-11}$	-0.0415 * (0.0249)

Not. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 anlamlılık düzeylerinde boş hipotezin reddedildiği anlamına gelirken, parantez içerisindeki değerler ise standart hataları göstermektedir. En uygun NARDL modelinin belirlenmesinde maksimum gecikme uzunluğu on iki olarak alınmış ve Shin, vd. (2014)'nin çalışmasına uyumlu bir şekilde genelden-özele doğru şeklindeki yaklaşım benimsenerek anlamsız gecikmeler modelden çıkarılmıştır.

Döviz kuru ve tüketici fiyatları arasında hem uzun dönem hem de kısa dönemde asimetrik bir ilişki olduğunu varsayan NARDL modeli (Model 1) sonuçlarına göre (Tablo 2a sol paneli), döviz kurundaki %1'lik bir artış diğer bir deyişle pozitif bir şok kısa dönemde (uzun dönemde)

enflasyon oranını %0.293 artırırken (%0.481 artırırken), döviz kurundaki %1'lik bir azalış yani negatif bir şok ise kısa dönemde (uzun dönemde) enflasyon oranını %0.222 azaltmaktadır (%0.267 azaltmaktadır). Diğer bir deyişle, her iki dönemde de döviz kurundaki artışlar enflasyon oranının artmasına, azalışlar ise azalmasına neden olmaktadır. Ancak söz konusu modelin simetrik ilişkisine yönelik Wald testi sonuçları döviz kuru ile enflasyon oranı arasındaki kısa dönem asimetrik ilişkinin varlığına karşılık uzun dönemli asimetrik ilişkinin anlamlı olmadığını göstermektedir. Bunun üzerine spesifikasyon hatasını önlemek için hem uzun hem de kısa dönem asimetrik bir ilişki varsayan NARDL modeli yerine uzun dönem simetrik ve kısa dönem ise asimetrik bir ilişki varsayan NARDL modeli (Model 3) dikkate alınmış ve sonuçlar Tablo 2a'da sağ panelde gösterilmiştir.

Tablo 2b

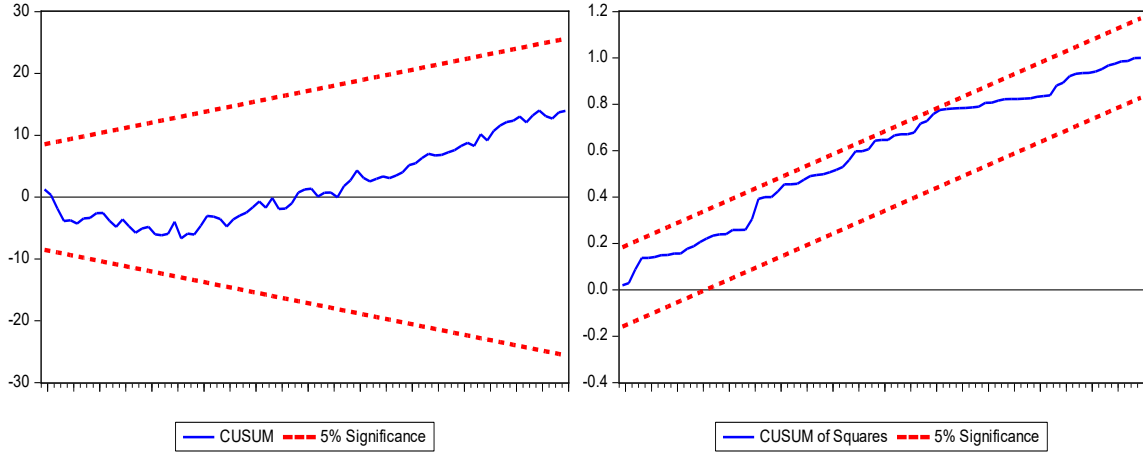
## NARDL Modeli Sonuçları

	NARDL Modeli 1				NARDL Modeli 3		
	Kısa dönem katsayısı	Uzun dönem katsayısı			Kısa dönem katsayısı	Uzun dönem katsayısı	
$ltufe^+$	0.293*	0.481***		$ltufe^+$	0.314**	0.589**	
$ltufe^-$	-0.222*	-0.267***		$ltufe^-$	-0.204**		
$ECM_{t-1}$	0.0322 [-3.659]			$ECM_{t-1}$	-0.0314 [-3.783]		
$x_{LM}^2$	9.860 [0.6283]			$x_{LM}^2$	10.870 [0.5401]		
$x_{BP}^2$	1.870 [0.1715]			$x_{BP}^2$	1.963 [0.1612]		
$x_{JB}^2$	0.533 [0.7661]			$x_{JB}^2$	0.366 [0.8327]		
$W_{LR}$	0.162 [0.6880]						
$W_{SR}$	10.129*** [0.0000]			$W_{SR}$	26.082*** [0.0000]		
$t_{BDM}$	-3.659***			$t_{BDM}$	-3.783***		
$F_{PSS}$	23.606***			$F_{PSS}$	24.848***		
Kritik değ.	k = 2 için			Kritik değ.	k = 1 için		
	%1	%5	%10		%1	%5	%10
$t_{BDM}$	-3.43 - -4.10	-2.86 - -3.53	-2.57 - -3.21	$t_{BDM}$	-3.43 - -3.82	-2.86 - -3.22	-2.57 - -2.91
$F_{PSS}$	5.15-6.36	3.79-4.85	3.17-4.14	$F_{PSS}$	6.84-7.84	4.94-5.73	4.04-4.78

Not. Köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.  $x_{LM}^2$  Breusch-Godfrey serisel korelasyon LM testi,  $x_{BP}^2$  Breusch-Pagan-Godfrey heteroskedastisite testi ve  $x_{JB}^2$  Jargue Bera normallik testini ifade etmektedir.  $F_{PSS}$  ve  $t_{BDM}$  ve istatistikleri kritik değerleri Pesaran vd. (2001)'nin çalışmasından Tablo CI ve Tablo CII'dan alınmıştır. Burada k açıklayıcı değişken sayıdır. Uzun ve kısa dönem asimetrik modelde 2; uzun dönem simetrik ve kısa dönem asimetrik modelde ise 1 açıklayıcı değişken vardır. Ayrıca  $t_{BDM}$  istatistiği mutlak değer olarak değerlendirilmelidir.

Döviz kuru ve enflasyon oranı arasında uzun dönemde simetrik ve kısa dönemde asimetric bir ilişki olduğunu varsayan NARDL modelinde Breusch-Godfrey LM testi sonucuna göre otokorelasyon, Breusch-Pagan-Godfrey testi sonucuna göre ise değişen varyans sorunu olmaması ve Jarque-Bera testi sonucuna göre de hata teriminin normal dağılım göstermesi üzerine söz konusu modelin istikrar koşullarını sağladığı görülmektedir. Bunların yanı sıra  $t_{BDM}$  ve  $F_{PSS}$  istatistikleri Pesaran vd.(2001) tarafından elde edilen kritik değerlerin üzerinde olduğundan  $ltufe_t$ ,  $lkur_t^+$  ve  $lkur_t^-$  arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve uzun döneme yönelik döviz kuru ve enflasyon oranı arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna varılmaktadır. Ayrıca uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin yanı sıra söz konusu modelin kısa dönem Wald testi sonucuna ( $W_{SR}=26.082$ ) göre, döviz kuru ile enflasyon oranı arasında simetrik bir ilişki olduğunu ileri süren boş hipotez reddedilmektedir. Dolayısıyla, kısa dönemde döviz kuru ve enflasyon oranı arasındaki ilişkinin asimetric olduğu sonucuna ulaşılmıştır. (bkz. Tablo 2b)

Döviz kuru ile enflasyon oranı arasında bulunan kısa dönemli asimetric ilişkinin anlamlı olduğunu ancak uzun dönemde döviz kurundaki artış ve azalışların enflasyon oranı üzerinde simetrik bir etkisi olduğunu varsayan (3) nolu modele göre döviz kurunda %1'lik bir değişim (artış veya azalış yönünde) uzun dönemde enflasyon oranını %0.589 artırmaktadır. Aynı modelin kısa dönem asimetric sonuçları ise döviz kurunda %1'lik bir artış ve azalış olması durumunda sırasıyla %0.314'lük bir artış ve %0.204'lük bir azalış şeklindedir. Ayrıca bu katsayılar istatistiki olarak anlamlıdır. Bunun yanı sıra Model 1'de de olduğu gibi kısa dönemde döviz kurundaki bir artışın enflasyon oranı üzerindeki artırıcı etkisi döviz kurundaki bir azalışın enflasyon oranı üzerindeki azaltıcı etkisinden daha fazla olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak ilgili modelde hata düzeltme katsayısının ( $ECM_{t-1}$ ) (-0.0314) negatif ve anlamlı olması kısa dönemde oluşan bir şokun yaklaşık iki buçuk yıl sonra tamamı absorbe edilerek uzun dönemde dengeye yakınsayacağını göstermektedir. Son olarak, tahmin edilen 3 nolu modelin CUSUM ve CUSUM<sup>2</sup> testleri sonucunda, test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içerisinde kalmasından dolayı, modeldeki katsayıların istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. (bkz. Grafik 2) Elde edilen sonuçlar, Türkiye'ye yönelik analiz yapan Mihaljek ve Klau (2008), Göktaş (2019) ve Yetim ve Yamak (2019) çalışmalarını destekler niteliktedir.



Grafik 2. Model 3'ün CUSUM ve CUSUM<sup>2</sup> Grafiği

## 5. Sonuç

Literatürde yaygın olan döviz kuru hareketlerinin fiyatlar üzerindeki etkisine yönelik çalışmalara karşılık bu çalışma döviz kuru hareketlerinin asimetrik yapının dikkate alınmasıyla önem arz etmektedir. Türkiye’de döviz kurundaki hareketlerin artış ve azalış yönüne bağlı olarak tüketici fiyatları üzerinde yarattığı etkinin araştırıldığı bu çalışmada örneklem dönemi olarak 2003: 01 ile 2023: 09 arası alınmıştır. 249 gözlemden oluşan aylık verilerin tercih edildiği söz konusu çalışmada döviz kuru (kur) ve Tüketici Fiyat Endeksi (tufe) olmak üzere iki değişken kullanılmıştır. Bu çalışma kapsamında öncelikle PP ve KPSS testleriyle durağanlık sınaması gerçekleştirilmiş ardından ise NARDL yöntemi ile iki değişken arasındaki asimetrik ilişki incelenmiştir. Elde edilen sonuçlardan hareketle, döviz kuru ve enflasyon oranı arasında kısa dönem için asimetrik uzun dönem için ise simetrik bir ilişki olduğu görülmektedir. Analiz sonuçları uzun ve kısa dönem olmak üzere ikiye ayrıldığında, uzun dönem sonuçlarına göre, döviz kurunda %1’lik bir değişme (artış veya azalış yönünde) olması, enflasyon oranını %0.589 oranında artırmaktadır. Kısa dönemde ise döviz kurunda %1’lik bir artış enflasyon oranı üzerinde %0.314’lük bir artış ve %1’lik bir azalış ise %0.204’lük bir azalışı beraberinde getirmektedir. Dolayısıyla söz konusu kısmi geçiş etkisi ile döviz kurundaki bir artış yönlü hareketin tüketici fiyatlarını artırıcı etkisi, döviz kurundaki bir azalış yönlü hareketin tüketici fiyatlarını azaltıcı etkisinden daha fazla olduğu görülmektedir. Buradan hareketle, döviz kurundaki aşağı ve yukarı yönlü hareketlerin enflasyon oranı üzerindeki geçişkenliğinin ulusal paranın değer kaybettiği durumda daha esnek iken, değer kazandığı durumda ise daha az esnek olduğu sonucuna varılmaktadır.

Nihai olarak ulusal paranın değer kaybettiği durumdaki geçiş etkisi ile değer kazandığı durumdaki geçiş etkisinin eşdeğer bir durum olmadığı görülmektedir. Ulusal paranın değer kaybetmesi durumunda, yerli malların yabancı mallara oranla daha ucuz olması ile bir taraftan hem nihai hem de ara malı ithal fiyatlarının yükselmesi ve diğer taraftan da artan toplam talep (iç talep ve ihracat) sonucu yurt içi fiyatlar yükselmektedir. Ancak ulusal paranın değer kazanması durumunda söz konusu ilişki tam olarak tersine dönmemektedir. Bunun arkasında ise gümrük tarifesi, kota, vergi ve tarife dışı engeller gibi dış ticareti kısıtlayıcı faktörler ve ihracat sübvansiyonları ve katma değer vergi iadesi gibi dış ticareti teşvik edici çeşitli faktörlerin olduğu düşünülmektedir. Elde edilen bulgulardan hareketle, Türkiye ekonomisinde enflasyonla mücadele kapsamında geçiş etkisini azaltmak için döviz kurlarındaki hareketleri en aza indirecek politikalar uygulanmalıdır. Bu politikaların başında ise yurt içinde katma değeri yüksek ürünlerin üretilmesinin teşvik edilmesi, alternatif enerji kaynaklarının üretilmesi ve bu sayede ülkenin dışa olan bağımlılığının azaltılması gelmektedir.



**Kaynakça**

- Bhagwati, N. J. (1988). The pass-through puzzle: The missing prince from Hamlet. Mario Baldassari (Ed.), *International Economic Interdependence, Patterns of Trade Balances and Economic Policy Coordination*. [https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-349-22256-8\\_5](https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-349-22256-8_5)
- Campa, J. M. & Goldberg, L. S. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon?. *NBER*, 8934, 1-27. <https://doi.org/10.2139/ssrn.920835>
- Ca'Zorzi, M., Hahn E. & Sanchez, M. (2007). Exchange rate pass through in emerging markets. *ECB Working Paper*, 739, 1-31. <https://doi.org/10.2139/ssrn.970654>
- Celkan Ö. S. (2023), Döviz kuru ve enflasyon ilişkisi: Türkiye örneği. *Ekonomi ve Finansal Araştırmalar Dergisi*, 5(1), 19-37. <https://doi.org/10.56668/jeft.1310360>
- Choudhri, E. U. & Hakura, D. S. (2001). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?. *IMF Working Paper*, WP/01/194, 1-35. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01194.pdf>
- Choudhri, E. U. & Hakura, D. S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?. *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.009>
- Damar A. O. (2010). Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisinin incelenmesi (TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi). <https://www3.tcmb.gov.tr/kutuphane/TURKCE/tezler/armaganonurdamar.pdf>
- Dash, A. K. & Narasimhan, V. (2011). Exchange rate pass-through. *South Asia Economic Journal*, 12(1), 1-23. <https://doi.org/10.1177/139156141001200101>
- Dedeoğlu, D. & Kaya, H. (2015). Model belirsizliği altında döviz kurunun enflasyona etkisi. *Central Bank Review*, 15(2), 79-93. <https://www3.tcmb.gov.tr/cbr/>
- Devereux, M. B. & Engel, C. (2003). Monetary policy in the open economy revisited: Price setting and exchange rate flexibility. *The Review of Economic Studies*, 70, 765-783. [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w7665/w7665.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7665/w7665.pdf)
- Dornbusch, R. (1987). Exchange rates and prices. *The American Economic Review*, 77(1), 93-106. <https://www.jstor.org/stable/1806731>
- Falk, M. & Falk, R. (2000). Pricing to Market of German exporters: Evidence from panel data. *Empirica*, 27, 21-46. <https://doi.org/10.1023/A:1007073116434>
- Feenstra, R. C., Gagnon, J. E. & Knetter, M. M. (1996). Market share and exchange rate pass-through in world automobile trade. *Journal of International Economics*, 40(1-2), 187-207. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(95\)01402-0](https://doi.org/10.1016/0022-1996(95)01402-0)

- Ghosh, A. & Rajan, R. S. (2007). A selective survey of exchange rate pass-through in Asia: What does the literature tell us. *Colorado College Working Paper*, 1-35. <https://doi.org/10.2139/ssrn.984063>
- Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1996). Good prices and exchange rates: What have we learned?. *NBER*, 1-42. [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w5862/w5862.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w5862/w5862.pdf)
- Goldfajn, I. & Werlang, S. R. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: A panel study. *Banco Central de Brasil Working Paper*, 5, 1-50. <https://doi.org/10.2139/ssrn.224277>
- Göktaş, P. (2019). Türkiye’de döviz kurunun tüketici fiyatları üzerindeki asimetrik geçiş etkileri. *Sosyoekonomi*, 27(42), 29-50. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2019.04.02>
- Kahn, G. A. (1987). Dollar depreciation and inflation. *Economic Review*, 32-49. <https://www.kansascityfed.org/Economic%20Review/documents/531/1987-Dollar%20Depreciation%20and%20Inflation.pdf>
- Kara, H. & Ögünç, F. (2008). Inflation targeting and exchange rate pass-through: The Turkish experience. *Emerging Markets Finance & Trade*, 44(6), 1-22. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X440604>
- Laflèche, T. (1996). The impact of exchange rate movements on consumer prices. *Bank of Canada Review*, 21-32. <https://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/06/r971a.pdf>
- Leigh, D. ve Rossi, M. (2002). Exchange rate pass-through in Turkey. *IMF Working Paper*, 02/204, 1-18. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02204.pdf>
- Lopez-Villavicencio, A. & Mignon, V. (2017). Exchange rate pass-through in emerging countries: Do the inflation environment, monetary policy regime and central bank behavior matter?. *Journal of International Money and Finance*, 79, 20-38. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.09.004>
- Marston, R. C. (1989). Pricing to market in Japanese manufacturing. *NBER*, 2905, 1-33. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(90\)90031-G](https://doi.org/10.1016/0022-1996(90)90031-G)
- McCarthy, J. (2000). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *FRB of New York Staff Report*, 111, 1-28. <https://doi.org/10.2139/ssrn.249576>
- McFarlane, L. (2002). Consumer price inflation and exchange rate pass-through in Jamaica. *Bank of Jamaica*, 1-26. <https://cert-net.com/files/publications/conference/805.pdf>
- Menon, J. (1995). Exchange rate pass through. *Journal of Economic Surveys*, 197-231. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1995.tb00114.x>
- Mihaljek, D. & Klau, M. (2008). Exchange rate pass-through in emerging market economies: What has changed and why?. Bank for International Settlements (Ed.), *Transmission mechanisms*

*for monetary policy in emerging market economies.*  
<https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap35d.pdf>

- Narayan, K. P. (2007). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Özbek, S. (2023). Döviz kuru yansımaya etkisinin ARDL, FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleriyle tahmini: Türkiye örneği (2006-2022). *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 23(2), 517-536. <https://doi.org/10.18037/ausbd.1171844>
- Pesaran, M. H., Yongcheol, S. & Richard J. S. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Shin, Y., Byungchul, Y. & Greenwood - Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in an ARDL framework. *SSRN Electronic Journal*, 1-44. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1807745>
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4)
- Tümtürk, O. (2017). Türkiye’de döviz kurlarının yurt içi fiyatlara geçiş etkisi ve enflasyon hedeflemesi. *Yönetim ve Ekonomi*, 24(3), 837-855. <https://doi.org/10.18657/yonveek.371996>
- Yang, J. (1997). Exchange rate pass-through in U.S. manufacturing industries. *Review of Economics and Statistics*, 79(1), 95–104. <https://www.jstor.org/stable/2951436>
- Yetim M. & Yamak R. (2019). Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi: Hatemi-J asimetrik nedensellik testi. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 21(1), 203-221. <https://doi.org/10.26468/trakyasobed.466936>

### EXTENDED ABSTRACT

The studies regarding the direction of exchange rate changes, a crucial macroeconomic factor that can influence the pass-through effect on prices, are very limited. However, it is believed that the pass-through effect in situations where the national currency depreciates is not equivalent to the pass-through effect in situations where it appreciates. In this regard, the aim of the study is to examine the pass-through dynamics of possible movements in the exchange rate to consumer prices, depending on the direction of increase and decrease.

The study, which aims to examine the pass-through effect of exchange rates on consumer prices through the import channel (direct impact) and through the aggregate demand channel (domestic and foreign demand), takes the sample period between January 2003 and September 2023. The study, which consists of 249 observations, relies on monthly data, and employs two variables: exchange rate (*kur*) and Consumer Price Index (*tufe*).

In this study, the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model, developed by Pesaran et al. (2001) and based on the ARDL boundary test, is employed to detect the asymmetric effect of the exchange rate on inflation. The NARDL method can be implemented without the need for any stationarity testing. However, if the variables become stationary in their second differences, there is a need to conduct unit root tests to prove that the variables in the analysis are not  $I(2)$ , as there are no critical table values for this case. Based on this, the first step in the NARDL model is to conduct unit root tests to determine the integrated orders of the variables. The PP and KPSS unit root tests were used for unit root tests of the variables. Based on the results of the unit root tests, it is observed that both the *ltufe* and *lkur* variables contain unit roots at the level, while they become stationary in their first differences. Therefore, it is possible to proceed with the NARDL analysis based on this.

According to the results of the NARDL model assuming an asymmetric relationship between the exchange rate and consumer prices in both the long and short term (Model 1), as shown in Table 2a (left panel), a 1% increase in the exchange rate, or a positive shock, increases the inflation rate by 0.293% in the short term (0.481% in the long term). Conversely, a 1% decrease in the exchange rate, or a negative shock, reduces the inflation rate by 0.222% in the short term (0.267% in the long term). However, the results of the Wald test for the symmetric relationship of the model indicate that, while there is a presence of short-term asymmetric relationship between

the exchange rate and the inflation rate, there is no significant long-term asymmetric relationship. In order to prevent specification errors, a NARDL model assuming a symmetric long-term relationship and an asymmetric short-term relationship has been considered instead of the NARDL model assuming both long and short-term asymmetric relationships. According to the results of the Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation, the Breusch-Pagan-Godfrey test for heteroscedasticity, and the Jarque-Bera test for the normal distribution of the error term, it is observed that the model satisfies the stability conditions in terms of the absence of autocorrelation, no issues with changing variance, and normal distribution of the error term. In addition, since the  $t_{BDM}$  and  $F_{PSS}$  statistics are above the critical values obtained by Pesaran et al. (2001), the null hypothesis  $H_0$ , which states that there is no co-integration relationship among  $l_{tufe_t}$ ,  $l_{kur_t^+}$ , and  $l_{kur_t^-}$ , is rejected. Therefore, it is concluded that there is a co-integration relationship between exchange rates and the inflation rate in the long term. Furthermore, based on the short-term Wald test result of the model ( $W_{SR}=26.082$ ), the null hypothesis suggesting a symmetric relationship between the exchange rate and inflation rate is rejected. Therefore, it is concluded that the relationship between exchange rate and inflation rate is asymmetric in the short term. According to Model (3), a 1% change (increase or decrease) in the exchange rate increases inflation rate by 0.589% in the long term. The short-term asymmetric results of the same model indicate that a 1% increase and decrease in the exchange rate lead to a 0.314% increase and a 0.204% decrease, respectively. Additionally, these coefficients are statistically significant. In addition, it is observed that the enhancing effect of an increase in the exchange rate on the inflation rate in the short term is greater than the reducing effect of a decrease in the exchange rate on the inflation rate. Based on this, it is concluded that the pass-through effect of downward and upward movements in the exchange rate on the inflation rate is more flexible when the national currency depreciates and less flexible when it appreciates. Additionally, the negative and significant coefficient of the one-period lagged value of the inflation rate (-0.0314) in the respective model indicates the validity of inflation expectations in the economy. This suggests that the presence of inflation expectations, and the full absorption of a shock occurring in the short term, converges to equilibrium in the long term, approximately two and a half years later.

Ultimately, it is observed that the pass-through effect in the case of the national currency depreciating is not equivalent to the pass-through effect in the case of the national currency appreciating. In the case of depreciation of the national currency, the relatively cheaper prices of

domestic goods compared to foreign goods lead to both an increase in the final and intermediate import prices on one hand, and an increase in domestic prices due to the rising total demand (domestic demand and exports) on the other hand. However, in the case of the national currency appreciating, this relationship does not exactly reverse. This is thought to be due to various factors that restrict foreign trade, such as customs tariffs, quotas, taxes, and non-tariff barriers, as well as factors that encourage foreign trade, such as export subsidies and value-added tax refunds.