



## Türkiye’de Döviz Kurunun Dolarizasyona Asimetrik Etkisi

Kadir Karagöz<sup>1\*</sup>

<sup>1</sup>*İİBF, Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Türkiye*

\* [kadir.karagoz@cbu.edu.tr](mailto:kadir.karagoz@cbu.edu.tr) Başlıca yazarın mail adresi

**Özet** – Gelişmekte olan birçok ekonomide mübadele ve tasarruflarda yabancı paraların tercih edildiği bilinmektedir. Türkiye’de döviz kuru hareketlerinin sözkonusu tercihe etkisi birçok çalışmaya konu olmuştur. Bununla birlikte, bu çalışmalarda ilişkinin simetrik olduğu varsayımıyla dikkate alındığı görülmektedir. Ancak döviz kurundaki aşağı ve yukarı yönlü hareketlerin döviz cinsi mevduat tercihinin etkisinin farklılaşması mümkündür. Bu çalışmada sözü edilen ilişkideki olası bir asimetriklik araştırılmaktadır. NARDL modelinden elde edilen bulgular döviz kurundaki düşüşün dolarizasyonu azalttığını, yükselmenin ise etkide bulunmadığını göstermektedir. Buna göre Türkiye’de para ikamesinin tek yönlü olarak işlediği söylenebilir.

*Anahtar Kelimeler – Dolarizasyon, Para İkamesi, Döviz Kuru, Asimetrik Etki, NARDL Modeli*

### I. GİRİŞ

Bir ekonomide, değerini korumak için nakit varlıkları yerli para yerine yabancı para olarak elde tutma eğilimi olarak tanımlanabilecek “dolarizasyon” olgusunun ülkede geçerli döviz kuru ve enflasyon ile ilişkili olması beklenebilir. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde fiyatlandırma, borç verme ve tasarruflarda altın, gümüş gibi değerli madenlerin yanı sıra ABD doları ve euro gibi belli başlı yabancı para birimlerinin de tercih edildiği bilinmektedir. Özellikle enflasyonun yükseldiği ve/veya fiyat belirsizliğinin arttığı dönemlerde mübadele ve tasarruflarda daha istikrarlı bir birim olarak yabancı paranın tercih edilmesi mümkündür. Yine özellikle makroekonomik istikrarın bozulduğu dönemlerde, yükselen döviz kuru karşısında bireyler ve şirketler varlıklarını döviz olarak elde tutma yoluna gitmektedirler. Dolarizasyon olarak adlandırılan bu olgu birçok ülkede gözlenmektedir. Buna göre, enflasyon ve döviz kurundaki artışın dolarizasyonu artırması, tam tersine enflasyon ve döviz kurundaki düşüşün de dolarizasyonu eğilimin azaltması beklenebilir. Bununla birlikte,

ilişkinin bu şekilde simetrik bir yapı sergilememesi de mümkündür. Dolarizasyonun ekonomik ve finansal yapı üzerindeki etkileri dikkate alındığında sözkonusu ilişkinin doğasının tüm yönleriyle belirlenmesi önem kazanmaktadır. Bu noktadan hareketle bu çalışmada, mevduatlarda ortaya çıkan dolarizasyonun döviz kuru hareketlerinin yönüne bağlı olarak farklı bir davranış gösterip göstermediği araştırılmaktadır. Elde edilen bulgular, Türkiye örneğinde ilişkide asimetrik bir etkileşimin geçerli olduğuna işaret etmektedir.

### II. DOLARİZASYON OLGUSU

Paranın asli işlevlerinin mübadele ve değer koruma olduğu dikkate alındığında, enflasyonun yükseldiği ve/veya fiyatların aşırı oynaklaştığı ekonomilerde yerli para yerine nakit varlıkları belirli yabancı para birimleri cinsinden elde tutmanın güvenli bir yol olduğu kabul edilebilir. Literatürde “para ikamesi” veya daha geniş ve informel bir ifadeyle “dolarizasyon” olarak adlandırılan bu olgu birçok gelişmekte olan ülkede yaygın olarak görülen bir durumdur. Para ikamesi daha ziyade, değişim aracı olarak yabancı paranın

yerli para ile ikame edilmesini ifade ederken dolarizasyon kavramında paranın değer koruma işlevinde dövizin ağırlık kazanmasına vurgu yapılmaktadır. Broda ve Levy-Yeyati (2003) nin belirttiği gibi çoğu ekonomide yerli paranın yanı sıra birkaç yabancı para birimi ile ağırlıklı olarak işlem yapılırsa da en yaygın yabancı para birimi ABD doları olduğundan kavram bu şekilde adlandırılmaktadır.

Bankacılık sistemine giren döviz cinsi tasarruflar kayıt altına alındığından ölçmek mümkünse de, elde tutulan ve mübadelede kullanılan döviz miktarını tam olarak belirlemek veya tahmin etmek için kullanılabilir yaygın kabul gören bir yöntem bulunmamaktadır (Akçay vd., 1997). Bu nedenle bankacılık sistemi verilerine dayanarak, kısmen amaca bağlı olarak, ampirik literatürde farklı dolarizasyon tanım ve ölçüm biçimlerine başvurulmaktadır. Bunlar arasında en yaygın olarak kullanılanı, toplam döviz mevduatının toplam mevduat hacmi veya para arzına oranı biçimindeki hesaplamadır (Akıncı vd., 2005). Bu gösterge “varlık dolarizasyonu” olarak adlandırılmaktadır.

Bunun dışında, döviz cinsinden kredilerin toplam özel sektör kredilerine oranını gösteren ve “kredi dolarizasyonu” veya “borç dolarizasyonu” olarak adlandırılan farklı bir tanım da bulunmaktadır. Bununla birlikte, Arteta (2003) mevduat ve kredi kanallarındaki döviz varlığının tümünü kapsayacak şekilde “finansal dolarizasyon” kavramını da kullanmaktadır.

Son olarak, Reinhart vd. (2003) tarafından geliştirilen “bileşik dolarizasyon endeksi” de yaygın biçimde kullanılmaktadır. Yukarıdaki iki farklı tanımı da içeren üç orandan oluşan endeks 0 ilâ 30 arasında değer almaktadır. 4 – 8 aralığı normal düzeyde dolarizasyona işaret etmektedir.

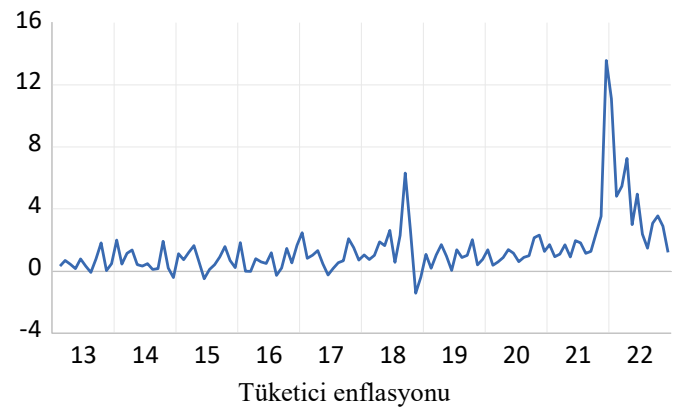
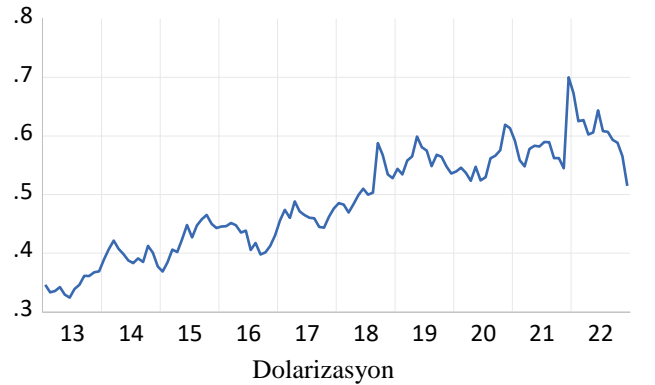
Sözü edilen her üç dolarizasyon göstergesi “offshore” olarak adlandırılan yurtdışı hesapları kapsamamaktadır. Oysa, dolarizasyonun yüksek olduğu ülkelerde çok sayıda tasarruf ve sermaye sahiplerinin gerek güvensizlik ve gerekse hukukî kaygılarla paralarını yurtdışı hesaplara aktardıkları dikkate alındığında, bu ülkelerde dolarizasyonun tahmin edilen ve ölçülenden çok daha yüksek olduğu düşünülebilir (Aydınlık ve Aktaş, 2022).

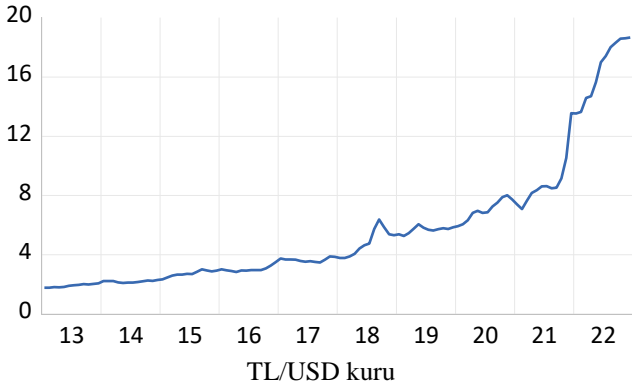
Dolarizasyonun teorik ve ampirik olarak bu denli ilgi çekmesinin nedeni ekonomik ve finansal yapı için taşıdığı önemden kaynaklanmaktadır. Dolarizasyonun türü ve yaygınlığına göre

ekonomik yapının kırılabilirliği ve uygulanacak politikalar farklılık gösterebilmektedir. İleri derecede dolarizasyon hâlinde, para ve maliye politikalarının etkinliğini yitirmesi ve döviz kuru müdahalelerinin istenmeyen sonuçlar vermesi mümkündür (Feige ve Dean, 2002). Berg ve Borensztein (2000), aralarında Türkiye’nin de yer aldığı beş gelişmekte olan ekonomi için gerçekleştirdikleri araştırmada, para ikamesinin görüldüğü ekonomilerde sabit kur, varlık ikamesinin (dolarizasyonun) ağırlıkta olduğu ekonomilerde ise daha katı veya daha esnek bir kur rejiminin uygun olacağı sonucuna varmışlardır.

### III. TÜRKİYE’DE DOLARİZASYON

Sermaye hesaplarında liberalizasyona gidildiği 1987 yılından itibaren Türkiye’de, mali ve finansal istikrar politikalarının başarısızlığa uğraması üzerine devletin borçlanma faizi yükselmiş ve döviz kuru rejiminde yapılan serbestleşme yanlısı düzenlemelerin de etkisiyle özel sektör yerli para yerine varlıklarında döviz tercih etme eğilimi içine girmiştir. 1989 yılında Türk lirasının tam kovertible hâle getirilmesi ve döviz işlemleri üzerindeki tüm kısıtlamaların kaldırılması da döviz talebine ivme kazandırmıştır (Akçay vd., 1997; Aydınlık ve Aktaş, 2022).





Şekil 1. 1986 – 2020 döneminde dolarizasyon, enflasyon ve döviz kurunun gelişimi.

### III. LİTERATÜR

Birçok gelişmekte olan ülkede olduğu gibi, uzun yıllardır yüksek enflasyon ve yerli parada değer kaybı sorunlarıyla uğraşan Türkiye’de de dolarizasyon zaman zaman ileri boyutlara varmıştır. Bu nedenle Türkiye’de dolarizasyonun nedenleri konusu son yıllarda birçok ampirik çalışmaya konu olmuştur. Bu çalışmalar analitik yöntem, değişken takımı ve kapsam açısından gruplara ayrılabilir.

Alsamara ve Mrabet (2019), Türkiye’de döviz kurunun para ikamesi üzerinde asimetric etkiye yol açıp açmadığını araştırmış, para arzının döviz kurundaki negatif bir şoka (TL’nin değer kaybetmesine) tepkisinin pozitif şoka (TL’nin değer kazanmasına) tepkisinden daha büyük olduğu yönünde kanıtlara ulaşmışlardır.

Genişletilmiş portföy modeli çerçevesinde konuyu ele alan Cıvcir (2005), bir grup faktör arasında reel döviz kuru ve faiz oranının dolarizasyon üzerinde en önemli belirleyiciler olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Trend değişkeninin istatistiksel olarak anlamlı bulunması Türkiye’de dolarizasyon histerisinin geçerli olduğunun işareti olarak yorumlanmıştır.

Kocaman (2022) enflasyon ve faiz oranının dolarizasyon üzerinde pozitif etkide bulunduğu, ayrıca enflasyondan döviz cinsi mevduat hacmine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin geçerli olduğu bulgusu elde etmiştir.

Aydınlık ve Aktaş (2022) Türkiye’de 81 il düzeyinde yürüttükleri rassal etkiler panel veri analizinde diğer bir dizi etkenin yanı sıra döviz kurunun da mevduat dolarizasyonunu pozitif yönde etkilediği sonucuna varmışlardır.

Ağaslan ve Gayaker (2019) dolarizasyonun dinamiklerini inceledikleri çalışmada VAR modeline dayalı öntahmin varyans ayrıştırması analizi sonucunda enflasyon ve döviz kurunun dolarizasyonun değişimini açıklamada ciddi bir katkıda bulunmadığı değerlendirilmiştir.

Aslında döviz kuru ile dolarizasyon arasında iki yönlü bir etkileşimden de bahsedilebilir. Bu tür olası bir karşılıklı ilişki VAR modelleri ve Granger nedensellik analizleri ile araştırılmıştır. Özkaramete (1996), VAR modelini kullandığı araştırmasında döviz kurundaki değişim ile dolarizasyon arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Yılmaz (2022) ise iki değişken arasındaki ilişkiyi zamanla değişen nedensellik ilişkisi açısından ele almış, Türkiye’de döviz kuru ile dolarizasyon arasında zaman zaman kendini gösteren bir nedensellik ilişkisi bulunduğunu belirlemiştir. Nedensellik ilişkisi ayrıştırıldığında, politik gerilimler ve belirsizlik durumlarında dolarizasyon döviz kurunun nedeni iken, finansal gerilimler ve ekonomik belirsizlik durumlarında ise ters yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Ustaoglu (2021) da yürüttüğü nedensellik analizinde mevduat dolarizasyonundan döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Türkiye’de dolarizasyonun oldukça yüksek olduğu 90’lı yıllarda yürütülen bir analizde Akçay vd. (1997) dolarizasyondaki artışın döviz kuru oynaklığını da artırdığı yönünde kanıt elde etmişlerdir.

Bir başka yeni çalışmada Beybur (2022), Türkiye’de döviz kuru ve tüketici güven endeksi ile varlık dolarizasyonu arasındaki nedensellik ilişkisini son on yıllık verilere dayalı olarak araştırdığı çalışmasında dolarizasyon oranından döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedenselliğin geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Güven endeksi ise dolarizasyondan bağımsız görünmektedir.

Yalta ve Yalta (2022) konuya sözkonusu ilişkinin zamanla değişebileceği cepheden yaklaşmışlar, döviz kuru ve enflasyonun mevduat dolarizasyonu üzerindeki etkilerinin son yıllarda zayıfladığını, buna karşılık faiz oranının etkisinin güçlendiğini belirlemişlerdir.

### IV. YÖNTEM VE BULGULAR

Literatürde, Türkiye’de gözlenen mevduat dolarizasyonunun doğrusal olmayan bir davranış kalıbı sergilediğine dair bulgulara rastlanmaktadır

(örneğin bkz. Araç vd. (2013)). Bu noktadan hareketle bu çalışmada, mevduatlardaki dolarizasyonunun döviz kuru hareketlerinin yönüne bağlı olarak farklı bir davranış gösterip göstermediği doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme modeli (NARDL) yaklaşımlarıyla araştırılmaktadır.

#### A. Yöntem, Model ve Veri

Döviz kurundaki yükseliş beklentisinden beslenen arbitraj kazancından yararlanma ve/veya enflasyon nedeniyle ortaya çıkan satın alma gücü kaybını azaltma arzusu mevduat sahiplerini döviz cinsi mevduata yöneltebilir. Veri koşullar altında gelecek dönemlerdeki döviz kuru ve enflasyon beklentisine göre bu eğilimin şekilleneceği söylenebilir. Çoğu makroekonomik değişkenin beklenen değeri geçmiş değerlere koşullu olarak belirlenebileceğinden dinamik bir model yapısının ilişkiyi iyi bir şekilde temsil edeceği düşünülebilir. Bu bakımdan, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin belirli sayıda gecikmeli değerlerini açıklayıcı değişken olarak barındıran aşağıdaki genel ARDL(p,q) modeli burada incelenen ilişkinin doğasına uygundur.

Ekonometrik analiz ARDL modeline dayalı eşbütünleşme (sınır) testi ve uzun-kısa dönem katsayı tahminlerinden oluşmaktadır. [19] ve [20] tarafından geliştirilen ARDL sınır testi, aynı veya farklı bütünleşme derecelerine sahip değişkenler arasındaki ilişkileri araştırmak için kullanılmaya elverişli ve diğer bazı avantajları nedeniyle zaman serisi regresyonlarında yaygın olarak kullanılan bir eşbütünleşme testi yöntemidir.

İki değişkenli ( $Y$  ve  $X$ ) bir durum için doğrusal ARDL(p,q) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta X_{t-j} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığı şeklindeki sıfır hipotezi modifiye edilmiş  $F$ , Wald testi veya  $t$  testi yoluyla test edilebilir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kanıtlandıktan sonra ikinci aşamada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki aşağıdaki denklem yardımıyla tahmin edilmektedir:

$$Y_t = \eta + \sum_{i=1}^p \theta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + u_t$$

Son olarak, değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisinin varlığı da aşağıdaki hata düzeltme modeli aracılığıyla incelenmektedir:

$$\Delta Y_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} + \varphi ECM_{t-1} + v_t$$

ARDL denklemindeki fark terimleri hata düzeltme bileşenleridir ve kısa dönemli ilişkiyi yansıtmaktadırlar. Gecikmeli düzey terimleri ise uzun dönemli ilişkiyi temsil etmektedirler. Bu nedenle, analizin ilk aşamasında yukarıdaki ARDL modeli EKK yöntemiyle tahmin edilerek  $\beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$  şeklindeki sıfır hipotezi  $\beta_0 \neq \beta_1 \neq \dots \neq \beta_k \neq 0$  şeklindeki alternatif hipotez karşısında Wald testi ile sınanmaktadır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırıldığı bu aşama literatürde “sınır testi” olarak adlandırılmaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilmesine imkân verecek kadar büyük bir  $F$  değeri değişkenlerin eşbütünleşik oldukları anlamına gelmektedir (Karagöz, 2022).

Diğer taraftan, çalışmada döviz kuru ile dolarizasyon arasındaki asimetrik ilişkiyi araştırmak üzere yukarıda tanıtılan ARDL yaklaşımının bir uzantısı olan, Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan ARDL (NARDL) yöntemine başvurulmuştur.

$n + 2$  değişkenli ( $Y$ ,  $X$  ve  $Z_n$ ) bir durum için doğrusal olmayan ARDL( $p$ ,  $q_1$ , ...,  $q_n$ ) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta X_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^q \theta_j \Delta X_{t-j}^- + \sum_{s=1}^n \sum_{j=0}^q \rho_{s,j} \Delta Z_{s,t-j} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1}^+ + \beta_2 X_{t-1}^- + \sum_{s=1}^n \psi_s Z_{s,t-1} + \varepsilon_t$$

Burada  $Y$  değişimi açıklanmaya çalışılan bağımlı değişken,  $X$  araştırmamanın odak noktasını oluşturan bağımsız değişken,  $Z_n$  ise ilişkinin daha doğru belirlenmesi, yani spesifikasyon hatasının en aza indirilmesi için modele eklenen kontrol değişkenlerini göstermektedir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı şeklindeki sıfır hipotezi modifiye edilmiş  $F$ , Wald testi veya  $t$  testi yoluyla test edilebilir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kanıtlandıktan sonra ikinci aşamada, değişkenler arasındaki uzun

dönemli ilişki aşağıdaki denklem yardımıyla tahmin edilmektedir:

$$Y_t = \eta + \sum_{i=1}^p \theta_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \omega_j X_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^q \pi_j X_{t-j}^- + \sum_{s=1}^n \sum_{j=0}^q \lambda_{s,j} Z_{s,t-j} + u_t$$

Son olarak, değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisinin varlığı da aşağıdaki hata düzeltme modeli aracılığıyla incelenmektedir (Sizer ve Karagöz, 2022):

$$\Delta Y_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta X_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^q \theta_j \Delta X_{t-j}^- + \sum_{s=1}^n \sum_{j=0}^q \rho_{s,j} \Delta Z_{s,t-j} + \varphi ECM_{t-1} + v_t$$

Analizde bağımlı değişken olarak mevduat dolarizasyon oranı (*MDO*), bağımsız değişken olarak döviz kurunu temsilen TL/ABD doları kuru (*DK*) kullanılmıştır. Ayrıca kontrol değişkenleri olarak ise tüketici fiyat endeksine dayalı enflasyon (*ENF*), TL ve ABD doları cinsinden mevduatlara uygulanan üç ay vadeli faiz oranı (*FO*), ithalat (*İTH*) ve ihracat (*İHR*) miktarına yer verilmiştir.

Son denklemdeki *X* yerine kullanılan *DK* değişkeninin negatif ve pozitif değişimlerinin kısmi toplam süreçleri aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$DK_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta DK_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta DK_i, 0)$$

$$DK_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta DK_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta DK_i, 0)$$

Örneklem döneminde (2013-2022) Türkiye’de mübadele amacıyla döviz kullanımı düşük olduğundan ve çalışmanın odak noktasını mevduat dolarizasyonunun oluşturması nedeniyle, ekonomide dolarizasyonun boyutunun bir göstergesi olarak döviz cinsi mevduat hacminin M2 para arzına oranı kullanılmıştır.

Analizde kullanılan örneklem Ocak 2013-Aralık 2022 dönemini kapsamakta ve 120 aylık gözlemden oluşmaktadır. Tüm veriler T.C. Merkez Bankası’nın elektronik veri tabanından (EVDS) derlenmiştir. İthalat ve ihracat serileri logaritmik dönüşüme tâbi tutulmuştur. Mevsimsellik içeren seriler Tramo-Seats yöntemiyle mevsim etkisinden arındırılmıştır.

## B. Durağanlık Analizi

Değişkenler arasındaki ilişki konusunda güvenilir çıkarımlarda bulunabilmek için serilerin düzey değerlerinin durağan veya eşbütünleşik olmaları gerektiğinden analize modelde yer alan değişkenlerin durağanlık özelliklerini araştırmakla başlanmıştır. Bu amaçla, Said ve Dickey (1984) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Kwiatkowski vd. (1992)’nin geliştirdiği KPSS birim-kök testleri yürütülmüş ve sonuçları Tablo 1’de verilmiştir. ADF testinden elde edilen sonuçlar *MDO* ve *ENF*, KPSS testi sonuçları ise *MDO* ve *FO* değişkenlerinin *I(0)*, bunun dışındaki değişkenlerin ise *I(1)* olduklarını göstermektedir. Her ne kadar bulguları tam olarak örtüşmese de, iki yöntemin değişkenlerin *I(2)* olmadığı konusunda uzlaştığı görülmektedir. Eşbütünleşme için sınır testinin yürütülebilmesi için bu bulgu yeterlidir.

Tablo 1. Birim-kök testleri sonuçları

	ADF		KPSS	
	<i>s</i>	<i>s + t</i>	<i>s</i>	<i>s + t</i>
<i>MDO</i>	-1,9208 (0,3218) -4,5846	-3,8668 (0,0164) -4,6396	1,2394 -1,9928	0,0774 -4,0979
<i>DK</i> <sup>-</sup>	0,3580 (0,9803) -2,2598	-2,0831 (0,5494) -2,2650	1,2151 3,5659	0,2697 1,1524
<i>DK</i> <sup>+</sup>	2,8742 (1,000) 3,6836	0,3396 (0,9986) 0,7352	1,1252 6,3137	0,2714 4,6713
<i>ENF</i>	-3,0476 (0,0335) 7,2338	-5,7112 (< 0,01) 3,6842	1,0417 13,6331	0,2402 12,4073
<i>FO</i>	-2,0550 (0,2633) 0,1928	-2,1794 (0,4962) 0,2284	0,6350 4,1950	0,1236 3,9977
<i>LİTH</i>	-1,3692 (0,5951) -1,6302	-1,8196 (0,6891) -1,6116	0,3649 -0,4160	0,2202 -0,5028
<i>LİHR</i>	-1,9467 (0,3101) -1,3790	-3,4165 (0,0541) -1,4066	0,8660 -0,4194	0,2284 -0,9883
$\Delta MDO$	-11,6333 (< 0,01) -4,5564	-11,6520 (< 0,01) -4,5232	0,2239 -4,5937	0,1156 -4,5586
$\Delta DK$ <sup>-</sup>	-7,0891 (< 0,01) -2,2996	-7,1589 (< 0,01) -2,2676	0,2552 -2,0479	0,1229 -2,0237
$\Delta DK$ <sup>+</sup>	-6,9800 (< 0,01) 0,7352	-7,8658 (< 0,01) 0,6955	0,8409 0,8661	0,1282 0,7343
$\Delta ENF$	-12,7414 (< 0,01) 3,7223	-12,6833 (< 0,01) 3,7633	0,0746 3,8532	0,0721 3,8935

$\Delta FO$	-8,1529 ( $< 0,01$ ) 0,1885	-8,1161 ( $< 0,01$ ) 0,2289	0,0631 0,2162	0,0631 0,2564
$\Delta LITH$	-11,0452 ( $< 0,01$ ) -1,6483	-11,1641 ( $< 0,01$ ) -1,6236	0,2409 -1,5002	0,1550 -1,4635
$\Delta LIHR$	-9,6816 ( $< 0,01$ ) -1,3857	-9,7327 ( $< 0,01$ ) -1,3537	0,1382 -1,2141	0,0665 -1,1748

Not: ADF testinde gecikme uzunluğu SIC ye göre belirlenmiştir. KPSS testi için kritik değerler: Sabit: 0,7390 (%1); 0,4630 (%5); 0,3470 (%10); Sabit + trend: 0,2160 (%1); 0,1460 (%5); 0,1190 (%10), bant genişliği Newey-West yöntemine göre belirlenmiştir.  $\Delta$  işareti serinin birinci farkını göstermektedir. Parantez içindeki değerler p-değerini, en alttakiler ise SBC değerini göstermektedir.

### C. Eşbütünleşme Analizi

Değişkenler arasındaki uzun dönemli anlamlı bir ilişkinin varlığı yukarıda işleyişi anlatılan NARDL sınır testi yöntemiyle araştırılmıştır. Elde edilen F değeri, değişkenler arasında ilişki bulunmadığı yönündeki sıfır hipotezinin %1 düzeyinde reddedilebileceğine işaret etmektedir (Tablo 2).

Tablo 2. NARDL sınır testi sonuçları  
(Bağımlı değişken: *MDO*)

Bağımsız değişkenler	F-değeri	Kritik değerler	I(0)	I(1)
$DK^-$ , $DK^+$ , $ENF$ , $FO$ , $LITH$ , $LIHR$	5,7126	%10 %5 %1	2,236 2,627 3,457	3,381 3,864 4,943

Bu bulgudan hareketle tahmin edilen uzun dönem katsayıları Tablo 3'te görülmektedir. Sonuçlara göre döviz kurundaki pozitif yönlü hareketler dolarizasyon üzerindeki anlamlı bir etkide bulunmazken negatif hareketler %1 düzeyinde anlamlı negatif etkiye sahip görülmektedir.

Tablo 3. Uzun dönem katsayı tahminleri  
(Bağımlı değişken: *MDO*)

Değişken	Katsayı	St. Hata	t değeri	p değeri
$DK^-$	-0,0999	0,0372	-2,6864	0,0084
$DK^+$	-0,0135	0,0099	-1,3558	0,1781
$ENF$	0,0282	0,0125	2,2661	0,0256
$FO$	0,0564	0,0246	2,2915	0,0240
$LITH$	-0,2216	0,2456	-0,9022	0,3691
$LIHR$	-0,1598	0,1459	-1,0957	0,2758
ECM	-0,1259	0,0194	-6,5069	$< 0,01$
B-G	0,8239	p değeri	0,6624	
White	18,8779	p değeri	0,1697	
RESET	0,5151	p değeri	0,4746	
J-B	7,4762	p değeri	0,0238	

CUSUM	Kararlı	CUSUM2	Kararlı	
-------	---------	--------	---------	--

Not: i. B-G: Breusch-Godfrey otokorelasyon testi ki-kare istatistiği, ii. White: değişen varyans testi ki-kare istatistiği, iii. RESET: Ramsey'in spesifikasyon hatası testi ki-kare istatistiği, iv. CUSUM: Parametre kararlılık testi

Elde edilen bulgular, enflasyon ve döviz cinsi mevduata uygulanan faiz oranındaki yükselişin dolarizasyona pozitif etkide bulunduğuna işaret etmektedir. Arbitraj etkisini yansıtan bu bulguların teorik beklentiye uygun olduğu görülmektedir. Diğer taraftan ithalat güdümlü döviz talebi ve ihracat yoluyla gelen dövizin dolarizasyon eğilimi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye yol açmadığı yönünde kanıtlara ulaşılmıştır.

Asimetrinin varlığını belirlemek amacıyla yürütülen Wald testi ki-kare istatistiği 5,1425 (p-değeri: 0,0255) olarak bulunmuştur. Bu değer, "asimetrik etkileşim yoktur" şeklindeki sıfır hipotezinin reddedilebileceğine işaret etmektedir.

### V. BULGULAR

Doğrusal olmayan ARDL modelinden elde edilen bulgular, Türkiye'de dolarizasyon oranı ile döviz kurundaki düşüş yönlü hareketlerle enflasyon ve döviz cinsi mevduatlara uygulanan faiz oranı arasında anlamlı bir ilişki bulunduğunu göstermektedir.

Döviz kuru hareketlerinin mevduatlarda dolarizasyon eğilimi üzerindeki olası bir asimetrik etkisini belirlemek üzere gerçekleştirilen Wald testinden elde edilen sonuç, döviz kurundaki düşüş ve yükselişlerin dolarizasyon üzerinde asimetrik etkide bulunduğu yönünde istatistiksel kanıt sunmaktadır. Uzun dönem katsayı tahminleri de dikkate alındığında, Türkiye'de döviz kurundaki yükselişlerin dolarizasyona anlamlı bir etkide bulunmadığı, buna karşılık döviz kurundaki düşüşlerin dolarizasyon eğilimini azaltıcı yönde güçlü biçimde etkilediği görülmektedir. Buna göre, tasarruf sahipleri temelde Türk Lirasını tercih etmekte, döviz kurunda düşüş olması hâlinde yerli paraya dönüşmektedir. Döviz kurundaki yükselişlerin etkili olmaması, mevduat sahiplerinin TL'deki değer kaybının kalıcı olmayacağı yönündeki inancına bağlanabilir.

### VI. SONUÇLAR

Bu çalışmada, Türkiye'de tasarruf sahiplerinin mevduatlarında ABD doları ve avro gibi önde gelen yabancı para birimlerini tercih etme eğilimleri (dolarizasyon) üzerinde bir grup

değişkenin etkisi araştırılmıştır. Özellikle döviz kurundaki hareket yönünün etkisi üzerinde odaklanılan çalışmanın ortaya koyduğu bulgular, Türkiye’de döviz kurundaki değişimin dolarizasyon oranı üzerinde asimetrik bir etki gösterdiğine işaret etmektedir. Döviz kurundaki yükseliş döviz cinsi mevduat hacmine anlamlı bir etkide bulunmazken kurdaki düşüşler negatif etkiyle sonuçlanmaktadır. Bu durum TL’deki değerlenmenin, döviz kuru politikalarının etkinliğini azaltan yüksek dolarizasyon olgusunun zararlı etkilerini hafifletebileceğini göstermektedir. Ancak, TL’nin aşırı değerlenmesinin Türkiye ekonomisi açısından zaten kronik bir sorun olan dış ticaret açığını ağırlaştırması sözkonusu olduğundan bu durum döviz kuru politikasının önem ve hassasiyetini bir kat daha artırmaktadır.

Diğer taraftan, döviz tevdiat hesaplarına uygulanan faiz oranının dolarizasyon üzerindeki pozitif etkisi bu faktörün yüksek dolarizasyon karşısında bir politika aracı olarak kullanılma potansiyeli taşıdığını ifade etmektedir. Yine enflasyonun dolarizasyona pozitif yönde etki etmesi, son dönemlerde yüksek oranlarda seyreden enflasyon oranlarını düşürmenin bir başka açıdan önemine de işaret etmektedir.

## KAYNAKLAR

- [1] C. Broda, ve E. Levy-Yeyati, “Endogenous Deposit Dollarization”, Federal Reserve Bank of New York Staff Papers, No. 160, 2003.
- [2] O. C. Akçay, C. E. Alper ve M. Karasulu, “Currency substitution and exchange rate instability: The Turkish case”, *European Economic Review*, vol 41, pp. 827-835, 1997.
- [3] Ö. Akıncı, Y. Barlas ve B. Usta, “Dolarizasyon Endeksleri: Türkiye’deki Dolarizasyon Sürecine İlişkin Göstergeler”. TCMB Çalışma Tebliği, No: 05/17, 2005.
- [4] C. Arteta, “Are financially dollarized countries more prone to costly crises?”, International Finance Discussion Paper, No. 763, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2003.
- [5] C. Reinhart, R. Rogoff ve M. Savastano, “Addicted to Dollars”. NBER Working Paper No. 10015 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research)
- [6] Ü. Aydınlik ve R. Aktaş, “Regional dollarization differences and determinants: The case of Turkey”, *Marmara Üniversitesi Öneri Dergisi*, cilt 17, sayı 57, ss. 295-315, Ocak 2022.
- [7] E. G. Feige ve C. W. Dean, “Dollarization and Euroization in Transition Countries: Currency Substitution, Asset Substitution, Network Externalities, and Irreversibility”, In V. A. Melitz and G. M. von Furstenberg, *Monetary Unions and Hard Pegs*, Oxford University Press, pp. 303-320, 2004.
- [8] A. Berg ve E. Borensztein, “The Choice of Exchange Rate Regime and Monetary Target in Highly Dollarized Economies”, *Journal of Applied Economics*, vol 3, issue 2, pp. 285-324, 2000.
- [9] M. Alsamara ve Z. Mrabet, “Asymmetric impacts of foreign exchange rate on the demand for money in Turkey: new evidence from nonlinear ARDL”, *International Economics and Economic Policy*, vol 16, pp. 335-356, 2019.
- [10] İ. Cıvırcı, “Dollarization and its Long-run Determinants in Turkey” In *Money and Finance in the Middle East: Missed Opportunities or Future Prospects? Research in Middle East Economics*, Ed.: S. Neaime ve N. A. Colton, Vol 6, Emerald Publishing, pp. 201-232, 2005.
- [11] M. Kocaman, “Türkiye’de Dolarizasyon, Enflasyon ve Faiz İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”, İçinde: *İktisadi Konular Üzerine Seçme Yazılar*, Ed: Ş. Yıldız, D. Baysal Kurt, Nobel Yayınları, Ankara, ss.155-168, 2022.
- [12] E. Ağaslan ve S. Gayaker, “Türkiye’de Para İkamelerinin Belirleyicileri: Doğrusal Olmayan Bir Yaklaşım”, *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, cilt 21, sayı 2, s. 362-387, 2019
- [13] N. Özkaramete, “Türkiye’de Dolarizasyon ve Para İkameleri: 1990-1995”. *Ekonomik Yaklaşım*, cilt 7, sayı 20, s. 99-106, 1996.
- [14] K. Ç. Yılmaz, “Time-varying causality between dollarization and exchange rate”, *BMIJ*, Vol 10, Issue 1, pp. 163-175, 2022.
- [15] Ü. Ustaoglu, “The Effect of Foreign Currency Deposits of Residents on the USD Exchange Rate: The Effects of Dollarization between 1986-2020”, *Journal of Emerging Economies and Policy*, cilt 6, sayı 2, pp. 162-169, 2021.
- [16] M. Beybur, “The Relationship Between the Deposit Dollarization in the Turkish Banking Sector with USD/TRY Exchange Rate and Consumer Confidence Index: 2012:01 – 2022:01”, *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, cilt 24, sayı 1, s. 86-99, 2022.
- [17] A. Y. Yalta ve A. T. Yalta (2022), “Deposit Dollarization in Turkey: A Rolling Window Analysis”, 28th Economic Research Forum (ERF) Annual Conference, March 2022.
- [18] A. Araç, F. Telatar ve E. Telatar, “Türkiye Ekonomisinde Para İkameleri - Enflasyon İlişkisinin Zamana Bağlı Değişen Yapısı”, *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, sayı 14, s. 1-8, 2013.
- [19] M. H. Pesaran ve Y. Shin “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”. In S. Strom, A. Holly and P. Diamond (Eds.), Chapter 11 in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century the Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 371-413, 1999.
- [20] M. H. Pesaran, Y. Shin ve R. J. Smith “Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run

Relationships”. *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289-326, 2001.

- [21] K. Karagöz, “Yaşlanmanın Tasarrufa Etkisi: Türkiye İçin Bir Zaman Serileri Analizi”, International Conference on Innovative Academic Studies, Konya, Türkiye, 10-13 Eylül, 2022.
- [22] Y. Shin, B. Yu ve M. Greenwood-Nimmo, “Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework”. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, 281–314, 2014.
- [23] L. Sizer ve K. Karagöz, “Türkiye’de Para Arzı İçsel midir? NARDL Modelinden Kanıtlar”, İçinde: *Finans ve İktisat Çalışmaları*, Ed. M. Sakar ve Y. Yılmaz, Sonçağ Akademi, Ankara, s. 1-16, 2022.
- [24] S. E. Said ve D. A. Dickey “Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order”. *Biometrika*, 71 (3), pp. 599–607, 1984.
- [25] D. Kwiatkowski, P. C. B. Phillips, P. Schmidt ve Y. Shin “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?”, *Journal of Econometrics*, 54(1–3), pp. 159–178, 1992.