

## Döviz Kurunun Mevduat Dolarizasyonu Üzerindeki Asimetrik Etkisi

Fatma KOLCU <sup>1</sup> , Rahmi YAMAK <sup>2</sup>

### Özet

Bu çalışmanın amacı, Türkiye örneğinde döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki simetrik/asimetrik etkisini kısa ve uzun dönem itibarıyla araştırmaktır. Çalışmada analize tabi tutulan veriler aylık olup 2012:12-2021:01 dönemini kapsamaktadır. Ampirik analizde doğrusal Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) sınır testi yaklaşımı ile doğrusal olmayan ARDL modeli kullanılmıştır. Doğrusal olmayan ARDL sınır testi sonuçlarına dayanılarak, mevduat dolarizasyonu ile döviz kuru ve tüketici güven endeksi arasında uzun dönem ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Mevduat dolarizasyonu uzun dönemde hem döviz kur artışlarından hem de düşüşlerinden doğru yönlü etkilenmektedir. Döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki etkisi uzun dönemde asimetriktir. Mevduat dolarizasyonunun döviz kurundaki düşüslere verdiği tepki, artışlara verdiği tepkiden yaklaşık 2.5 kat daha fazladır. Ayrıca, tüketici güven endeksi mevduat dolarizasyonunu uzun dönemde ters yönde etkilemekte fakat kısa dönemde etkilememektedir.

**Anahtar kelimeler:** Mevduat dolarizasyonu, döviz kuru, doğrusal olmayan ARDL

**Jel Kodu:** C40, E41, F31

## Asymmetric Effect of Exchange Rate on Deposit Dollarization

### Abstract

The aim of this study is to investigate symmetric/asymmetric effect of exchange rate on deposit dollarization for the short and long-run in Turkey. The data employed in this study are monthly and cover the period of 2012:12-2021:01. Linear Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing approach and non-linear ARDL model were used in the empirical analysis. The results of non-linear ARDL bound testing identify the presence of the long-run relationship between deposit dollarization, exchange rate and consumer confidence index. Deposit dollarization is positively affected by both exchange rate increases and decreases in the long-run. The effect of exchange rate on deposit dollarization is asymmetric in the long-run. The response of deposit dollarization to the decreases in the exchange rate is approximately 2.5 times more than its response to the increases. In addition, consumer confidence index affects negatively deposit dollarization in the long-run, but not in the short-run.

**Keywords:** Deposit dollarization, exchange rate, non-linear ARDL

**Jel Codes:** C40, E41, F31

---

**ATIF ÖNERİSİ (APA):** Kolcu, F., Yamak, R. (2022). Döviz Kurunun Mevduat Dolarizasyonu Üzerindeki Asimetrik Etkisi. *İzmir İktisat Dergisi*. 37(2). 481-500. Doi: 10.24988/ije.1005229

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Trabzon Üniversitesi, Beşikdüzü Meslek Yüksekokulu, Yönetim ve Organizasyon Bölümü, Beşikdüzü / Trabzon, Türkiye **EMAIL:** fkolcu@trabzon.edu.tr **ORCID:** 0000-0001-7175-6794

<sup>2</sup> Prof. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Ortahisar / Trabzon, Türkiye **EMAIL:** yamak@ktu.edu.tr **ORCID:** 0000-0002-2604-1797

## 1. GİRİŞ

Dolarizasyon ya da para ikamesi, bir ülkede yaşayan ekonomik birimlerin kendi ulusal paraları yerine başka ülke paralarını kullanmaları olgusudur. Bu olgu, aslında Gresham Kanunu'nun<sup>1</sup> tersine çalışması olarak da yorumlanmaktadır. Dolarizasyonun önemli boyutlara ulaştığı ekonomilerde iyi para olarak tanımlanan döviz, kötü para olarak tanımlanan ulusal paranın fonksiyonlarını yerine getirmekle kalmayıp, ulusal paranın geleneksel fonksiyonlarını kaybetmesine de neden olmaktadır (Yamak ve Yamak, 1997: 3). 1980'li yıllardan itibaren iktisat literatürüne giren para ikamesi kavramı o dönemlerden bu yana pek çok iktisadi araştırmanın konusu olmuştur. Çalışmaların çoğunda, ekonomilerde yaşanan dolarizasyon sürecinin ortaya çıkış nedenleri olarak; yüksek enflasyon, negatif reel faiz, ulusal paranın dış değerinin sürekli düşmesi gibi faktörler gösterilmektedir (Girton ve Roper, 1981; Ramirez ve Rojas, 1985; Guidotti ve Rodriguez, 1992; Feige, 2003; Bahmani-Oskooee ve Domaç, 2003). Tüm bu faktörler dikkate alındığında, dolarizasyon olgusunun altında ekonomiye ve ulusal paraya karşı güven kaybının yattığı görülmektedir.

Bilindiği üzere Türkiye, 2001 krizi öncesinde uzun yıllar yüksek enflasyon ve dolayısıyla da dolarizasyon olgusuyla birlikte yaşamış bir ekonomidir. Sonraki yıllarda, alınan önlemler neticesinde mali istikrarın sağlanması, enflasyon ve faiz oranlarının düşmesi, döviz kuru riskinin azalmasıyla birlikte Türk Lirası (TL)'na güven artmış, bunun sonucu olarak da ters dolarizasyon yaşanmıştır. Ancak bu ters dolarizasyon eğilimi yaklaşık 10 yıl kadar sürdükten sonra yerini yeniden dolarizasyona bırakmıştır. Özellikle son yıllarda Türk Lirasının yabancı ülke paraları karşısında hızla değer kaybetmesi ve artan enflasyon ile birlikte ekonomik birimler satın alma gücünü korumak amacıyla yabancı parayı ulusal paraya ikame etme yönünde eğilim göstermiş, yabancı para mevduatının toplam mevduatlar içindeki payı da büyük ölçüde artmıştır. Dolayısıyla Türk Lirası, paranın üç temel fonksiyonundan biri olan değer biriktirme fonksiyonunu kısmen yitirmeye başlamıştır.

Merkez Bankaları açısından dolarizasyonun en önemli olumsuz etkisi, ulusal para talebinde istikrarsızlığa yol açarak para politikasının etkinliğini zayıflatmasıdır. Bu nedenle Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), ulusal para üzerindeki gücünü kaybetmemesi ve dolayısıyla uygulayacağı para politikasının hedeflerine ulaşması için her şeyden önce dolarizasyon olgusunun hangi koşullarda ve nasıl gerçekleştiğini önsel olarak belirlemek zorundadır.

Türkiye'de dolarizasyona ilişkin ampirik literatür incelendiğinde, çalışmaların büyük bir kısmının dolarizasyonun belirleyicilerini tespit etmek, bir kısmının da dolarizasyonun etkilerini araştırmak amacıyla yapıldığı görülmektedir. Dolarizasyonu etkileyen faktörleri belirlemeye yönelik yapılan çalışmalarda; enflasyon, döviz kuru, faiz oranı gibi farklı açıklayıcı değişkenler birlikte modele dahil edilerek, bu değişkenlerin dolarizasyon üzerinde etkili olup olmadığı belirlenmeye çalışılmıştır. Yapılan ampirik çalışmalar genellikle döviz kuru ile dolarizasyon arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu göstermiştir (Özkaramete, 1996; Yamak ve Yamak, 1997; Sarı, 2007). Ancak, bu çalışmalarda zımnî olarak iki değişken arasındaki ilişkinin simetrik olduğu varsayımı yapılmıştır. Halbuki döviz kuru, dolarizasyon üzerinde asimetric etkilere sahip olabileceği gibi bu etkilerin kısa ve uzun dönem itibariyle de farklılık gösterebilmesi olasıdır.

---

<sup>1</sup> Mal para sisteminde bazen altın ve gümüş gibi birden fazla mal para olarak kullanılır. İkili madeni para sistemi diye nitelendirilen böyle bir uygulamada hükümetin tespit ettiği sabit altın-gümüş paritesi ile piyasadaki altın-gümüş paritesi (altının ve gümüşün hakiki değerleri arasındaki oran) zaman içinde farklılaştığında, iki madeni paradan bir tanesi piyasada daha değerli hale gelir ve kişiler piyasada daha değerli hale gelen madeni parayı artık para olarak kullanmazlar. İki madeni para sisteminin bu özelliği, kısaca "kötü para iyi parayı kovar" şeklinde ifade edilir ve bu hususu ilk defa tespit eden İngiliz iktisatçı Thomas Gresham'a atfen Gresham Kanunu olarak nitelendirilir (Ünsal, 2009:474-475).

Bu noktadan hareketle, mevcut çalışmanın amacı 2012:12-2021:01 dönemi Türkiye örneğinde döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki simetrik/asimetrik etkisini kısa ve uzun dönem itibarıyla araştırmaktır. Bu amaçla çalışmanın izleyen bölümünde dolarizasyona ilişkin ampirik literatüre yer verilmiştir. Üçüncü bölümde araştırmada kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntem hakkında bilgi verilmiş, dördüncü bölümde bulgular sunulmuş, son bölümde ise çalışmadan elde edilen sonuçlar ortaya konulmuştur.

## 2. AMPİRİK LİTERATÜR<sup>1</sup>

Uygulamalı literatürde dolarizasyon ile ilgili ilk çalışmalar 1980'li yıllarda başlamış, günümüze kadar da söz konusu olgununun gerek nedenlerini gerekse etkilerini araştıran farklı ülke ekonomileri için pek çok çalışma yapılmıştır. Bununla birlikte, bu konuda oldukça geniş bir literatür olmasına rağmen dolarizasyon ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi doğrudan inceleyen çok fazla çalışma bulunmamaktadır. Çalışmalar genellikle dolarizasyonu etkileyen faktörlerin belirlenmesi amacıyla yapıldığından; olası belirleyiciler, dolarizasyonu etkileyebileceği düşünülen makroekonomik göstergelerin modele dahil edilmesi suretiyle tespit edilmeye çalışılmıştır. Dolayısıyla dolarizasyon ile döviz kuru arasındaki ilişkiye dair ampirik sonuçlar, döviz kurunu açıklayıcı değişken olarak modele dahil eden çalışmalardan elde edilebilmektedir.

Mısır ve Güney Afrika ülkelerinde döviz kurlarının para ikamesi süreci üzerindeki kısa ve uzun dönem etkilerini araştıran Elkhafif (2002), çalışmasında ekonometrik yöntem olarak hata düzeltme modelini kullanmıştır. Analizde kullanılan veriler aylık olup 1991-2001 dönemini kapsamaktadır. Para ikamesi olarak yabancı para mevduatlarının M2'ye oranı kullanılmıştır. Her iki ülkede de döviz kurları arttıkça para ikamesinin arttığı görülmüştür. Para ikamesinin kısa dönem döviz kur elastikiyet katsayısı Mısır örneğinde 0.14, Güney Afrika örneğinde 0.32 olarak tahmin edilmiştir. Aynı elastikiyet katsayıları uzun dönemde ise sırasıyla 7 ve 3.29 olarak belirlenmiştir.

Garcia-Escribano ve Sosa (2011), çalışmalarında 4 Latin Amerika ülkesindeki tersine dönen dolarizasyon sürecinde ön plana çıkan faktörlerin neler olduğunu standart Vektör Otoregresyon (VAR) modeli altında araştırmışlardır. Analizde kullanılan veriler aylık olup 2001-2010 dönemini kapsamaktadır. Araştırmaya konu olan ülkeler Bolivya, Paraguay, Peru ve Uruguay'dır. Çalışmada özellikle nominal döviz kurlarının kısa dönem etkileri belirlenmeye çalışılmıştır. Ekonometrik bulgulara göre Paraguay dışındaki 3 Latin Amerika ülkesinde tersine dönen dolarizasyon sürecinde nominal döviz kurlarındaki değişimin rol oynadığı belirlenmiştir. Nominal döviz kur değişimlerinin dolarizasyon sürecinin ortalama %8'ini açıkladığı görülmüştür. Analizin kısa dönem olması sebebiyle bu oranın küçümsenecek bir oran olmadığı ifade edilmiştir.

Pepic, Marinkovic, Radovic, ve Malovic (2015), 6 Güneydoğu Avrupa ülkesi (Sırbistan, Arnavutluk, Bosna Hersek, Makedonya, Romanya ve Hırvatistan) üzerinde para ikamesinin belirleyicilerini araştırdıkları çalışmalarında, enflasyon, nominal döviz kuru, ulusal ve yabancı para faiz oranı farkı, cari işlemler dengesi, doğrudan yabancı yatırımlar gibi açıklayıcı değişkenler kullanmışlardır. Söz konusu ülke ekonomileri için 2003-2014 dönemini kapsayan çalışmada çoklu regresyon panel veri analizi yapılmıştır. Elde edilen bulgular enflasyon ve cari işlemler dengesi dışındaki açıklayıcı değişkenlerin para ikamesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkisi olduğunu göstermiştir.

Dolarizasyonun belirleyicilerini araştıran bir başka çalışma da Urosevic ve Rajkovic (2017) tarafından yapılmıştır. Çalışmada Orta, Doğu ve Güney Avrupa (CESE) bölgesinde yer alan 5 ülkenin (Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Romanya ve Sırbistan) 2005-2013 dönemini kapsayan panel veri seti kullanılmıştır. Çalışmanın literatüre en önemli katkısı mevduat dolarizasyonunun

---

<sup>1</sup> Literatürde "dolarizasyon" ile "para ikamesi" kavramları genellikle eş anlamlı olarak kullanılmakla birlikte; bu başlık altında söz konusu kavram, bahsi geçen çalışmalardaki orijinal haliyle kullanılmıştır.

Beveridge-Nelson yaklaşımıyla sürekli ve geçici olarak iki kısma ayrılmış olmasıdır. Sonuçlar, nominal döviz kurunun sadece geçici mevduat dolarizasyonu bileşenini etkilediğini, nominal döviz kuru değişikçe mevduat dolarizasyonunun geçici kısmının doğru yönlü değiştiğini ortaya koymuştur.

Ürdün örneğinde 1994-2006 dönemi üçer aylık veriler ışığında dolarizasyon olgusu üzerinde reel döviz kurlarının etkisini araştıran Hijazeen ve Al-Assaf (2018), çalışmalarında dört farklı dolarizasyon göstergesi oluşturmuşlardır. Bunlar, mevduat, borç, varlık ve finansal dolarizasyon göstergeleridir. Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) sınır testi yaklaşımının kullanıldığı çalışmadaki ampirik bulgulara göre, reel döviz kurunun mevduat ve borç dolarizasyonu üzerinde kısa ve uzun dönem itibarıyla anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Ancak döviz kurunun sadece uzun dönem itibarıyla varlık dolarizasyonu ve finansal dolarizasyon üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisine rastlanılmıştır. Uzun dönem elastikiyet katsayıları sırasıyla 2.81 ve 2.23 olarak tahmin edilmiştir.

Gana ekonomisinde 2002-2016 dönemi verileri ile dolarizasyonun makroekonomik belirleyicilerini araştıran Tweneboah, Gatsi, ve Asamoah (2019), çalışmalarında ARDL modelini kullanmışlardır. Elde edilen bulgular hem kısa hem de uzun dönemde yabancı paraya olan talepte döviz kurlarının önemli rolü olduğunu, ulusal paraya olan güven kayb olduğunda dolarizasyonun arttığını göstermiştir. Döviz kurunun dolarizasyon üzerindeki etkisini Somali örneğinde inceleyen Yusuf ve Okur (2019), çalışmalarında 2009-2018 dönemine ait veri seti ile zaman serisi analizi yapmışlardır. Analiz sonucunda, ele alınan dönem itibarıyla döviz kurundaki dalgalanmaların dolarizasyon üzerinde düşünüldüğü kadar önemli bir etkiye sahip olmadığını belirlemişlerdir.

Döviz kur oynaklığı ile para ikamesi arasındaki ilişkiyi inceleyen Ju (2020), çalışmasını 8 ülke (Filipinler, Çek Cumhuriyeti, Endonezya, Polonya, Arjantin, Peru, Nijerya ve Macaristan) üzerinde gerçekleştirmiştir. 2000-2019 dönemini kapsayan çalışmada VAR, Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM), Eşik Değerli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (TARCH) modelleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda 4 ülkede (Filipinler, Arjantin, Nijerya ve Macaristan) para ikamesi ile döviz kur oynaklığı arasında pozitif ilişki, 2 ülkede (Çek Cumhuriyeti ve Peru) ise negatif ilişki belirlenmiştir. 5 ülkede (Polonya, Arjantin, Peru, Nijerya ve Macaristan) iki değişken arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. 2 ülkede (Çek Cumhuriyeti ve Nijerya) para ikamesinden döviz kur oynaklığına doğru, 2 ülkede (Macaristan ve Polonya) ise tersi yönde olmak üzere tek yönlü nedensellik ilişkisi, 2 ülkede de (Arjantin ve Endonezya) çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmalar incelendiğinde, bu çalışmaların da yine yabancı literatürde olduğu gibi genellikle dolarizasyonun belirleyicilerini araştırmak amacıyla yapıldığı görülmektedir. 1990-1995 dönemi verileri ile Türkiye’de dolarizasyonu etkileyen faktörleri belirlemek amacıyla yaptığı çalışmasında Özkaramete (1996), dolarizasyon göstergesi olarak döviz tevdiat hesaplarının toplam mevduata oranını kullanmıştır. Açıklayıcı değişken olarak döviz kurundaki beklenen değişimler, faiz oranı ve geniş tanımlı para arzının yer aldığı çalışmada VAR analizi yapılmıştır. Tüm değişkenlerle dolarizasyon arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur. TL’deki değer kaybı arttıkça dolarizasyon oranının da arttığı sonucuna ulaşılmıştır.

Döviz kurlarında beklenen değişimler ile dolarizasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen Yamak ve Yamak (1997), 1986-1995 dönemini ele almış ve En Küçük Kareler (EKK) yöntemini kullanmışlardır. Döviz kurunda beklenen değişimler ile dolarizasyon arasında pozitif ilişki bulunmuştur. Döviz kurlarında beklenen artışın yükselmesiyle geniş para arzı içinde döviz cinsinden tutulan mevduatların payının arttığı belirlenmiştir.

Türkiye’de para ikamesini açıklayan faktörleri inceleyen bir başka çalışma Serel ve Darıcı (2006)’nın çalışmasıdır. 1990-2002 dönemini analiz eden çalışmada açıklayıcı değişken olarak reel döviz kuru, tüketici fiyat endeksi ve reel faiz oranı kullanılmıştır. EKK tahmin sonuçları ele alınan dönemde para

ikamesine yol açan asıl faktörlerin reel döviz kurundaki artışlar ve yüksek enflasyon olduğunu göstermiştir. Reel faiz oranının da para ikamesi üzerinde negatif etkisi olduğu ancak bu etkinin diğer değişkenlerin etkisi kadar güçlü olmadığı tespit edilmiştir.

Sarı (2007), çalışmasında 1990-2006 dönemini ele alarak dolarizasyon ile döviz kuru ilişkisini ortaya koymayı ve dolarizasyonu etkileyebilecek makro ekonomik değişkenleri belirlemeyi amaçlamıştır. Çalışmada dolarizasyon göstergesi olarak yabancı para mevduatların toplam mevduatlara oranını, bağımsız değişken olarak da döviz kuru, risk göstergesi, ulusal ve yabancı para mevduat faiz farkını kullanmıştır. Yapılan EKK ve VAR analizinin sonucunda döviz kuru, risk değişkeni ve faiz farkının dolarizasyon sürecinde etkili olduğu tespit edilmiştir. Döviz kuru ile dolarizasyon arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur. Döviz kurunun yükselmesi yani ulusal paranın değer kaybetmesi dolarizasyon sürecini hızlandırmaktadır.

1992-2007 döneminde Türkiye’de para ikamesinin belirleyicilerini araştıran Hekim (2008), çalışmasında açıklayıcı değişken olarak enflasyon, iç piyasalarda dolar cinsinden mevduatlara uygulanan reel faiz ile TL mevduata uygulanan reel faiz oranı arasındaki fark, reel döviz kuru endeksi ve ülke kredibilitesini kullanmıştır. EKK tahmin sonuçlarına göre para ikamesinin en önemli belirleyicilerinin enflasyon ve reel döviz kurunda meydana gelen değişimler olduğu görülmüştür. Reel döviz kuru değer kaybettiğinde para ikamesi seviyesinin arttığı belirlenmiştir.

Dumrul (2010), çalışmasında 1988-2009 dönemi verileri ile ticari dışa açıklık, beklenen döviz kuru, beklenen enflasyon oranı, yurt içi ve yurt dışı faiz oranları farkı ve merkez bankasının brüt döviz rezervleri ile para ikamesi arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Doğrusal ARDL sınır testinin sonuçları değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğunu göstermiştir. Para ikamesini etkileyen en önemli faktörün ise beklenen reel döviz kuru olduğu tespit edilmiştir.

Türkiye ekonomisinde para ikamesine ilişkin ampirik çalışmalardan biri de daha yakın bir geçmişte yapılan Ağaslan ve Gayaker (2019)’in çalışmasıdır. Çalışmada önce para ikamesinin belirleyicileri tespit edilmeye çalışılmış daha sonra eşik otoregresif modeller yardımıyla tahminlerde bulunulmuştur. 2003-2018 dönemini kapsayan çalışmada para ikamesi göstergesi olarak döviz tevdiat hesabının toplam para arzına oranı, açıklayıcı değişken olarak da döviz kuru ve TÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Varyans ayrıştırması sonuçları, para ikamesindeki değişimi kendisinden başka en iyi döviz kurunun açıkladığını, enflasyonun bu açıklamadaki payının %1’i dahi geçmediğini göstermiştir. Ayrıca çalışmada para ikamesi sürecinin Türkiye ekonomisinde doğrusal olmayan bir yapı sergilediği yönünde önemli bulgular elde edilmiştir.

Türkiye özelindeki son çalışmalardan biri de Barbuta-Mişi, Güleç, Duramaz ve Virlanuta (2020) tarafından yapılmıştır. Çalışmada 2012-2018 dönemi haftalık veriler kullanılarak yabancı para mevduatlarının toplam mevduatlara oranı üzerinde dolar kuru ve faiz oranlarının kısa ve uzun dönem etkileri araştırılmıştır. Ekonometrik analizler VAR altında gerçekleştirilmiştir. Bulgularına göre, dolar kuru hem kısa hem de uzun dönemde dolarizasyonu ters yönde etkilemektedir. Diğer bir ifadeyle döviz kuru arttıkça dolarizasyon azalmaktadır. Çalışmada Türkiye’de dolarizasyonun spekülasyon olmadığı, dolarizasyon üzerinde ekonomik olaylardan ziyade siyasi olayların etkili olduğu belirtilmiştir.

### 3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Mevcut çalışmada döviz kurunun yabancı para cinsinden tutulan mevduatlar üzerindeki etkisini araştırmak için (1) numaralı denklemde yer alan fonksiyonel ilişki zaman serisi analizi altında tahmin edilmiştir.

$$\text{Mevduat Dolarizasyonu Göstergesi} = f(\text{Döviz kuru, Tüketici Güven Endeksi}) \quad (1)$$

Tüketici Güven Endeksi (TGE), tüketicilerin kişisel ekonomik durum ve genel ekonomiye ilişkin değerlendirmeleri ile harcama ve tasarruf eğilimlerini yansıtan ekonomik bir göstergedir. Ayrıca, insanların gelirlerinin istikrarı konusunda ne kadar güvende hissettiklerinin de bir ölçüsüdür. Kendilerine güvenleri harcama faaliyetleri gibi ekonomik kararlarını etkiler. Dolayısıyla bu değişken mevduat dolarizasyonuna etki edebilecek tüm değişkenleri temsilen, kontrol değişkeni olarak modele dahil edilmiştir.

Ekonometrik analizde döviz kuru olarak nominal dolar kuru (DOL), mevduat dolarizasyonu göstergesi (MDG) olarak ise dört farklı tanım kullanılmıştır. Tüm tanımlarda farklı yabancı para mevduatları (YPM), M2 para stokuna oranlanmıştır. İlk göstergede dolarizasyon, bankacılık sektöründeki yabancı para mevduatlarının (YPM1) TL karşılığının M2 stokuna oranı olarak tanımlanmıştır. İkinci göstergede ise sadece mevduat bankalarındaki yabancı para mevduatları (YPM2) kullanılmıştır. İlk iki tanıma göre bankacılık sektöründeki yabancı para mevduat sahipleri sadece yerleşiklerden değildir. Yurt dışı veya yerleşik olmayanların açtırmış oldukları yabancı para mevduatları dolarizasyon olarak görülmeyip tamamen getiri amaçlı yatırım olarak görülmelidir. Üçüncü göstergede sadece yurtiçi yerleşiklerin yabancı para mevduatları (YPM3) bulunmaktadır. Sonuncu göstergede ise yurtiçi yerleşiklerden sadece gerçek kişilerin yabancı para mevduatları (YPM4) bulunmaktadır. Bu mevduatlar özellikle getiri yanında koruma amacı taşımaktadır. Dolayısıyla en sağlıklı göstergenin sonuncu gösterge olduğu düşünülmektedir. Bu düşüncenin ampirik bulgularla desteklenip desteklenmediğini görmek amacıyla çalışmada tek bir mevduat dolarizasyonu ölçütü yerine yerleşiklik bağlamında alternatif ölçütler kullanılmıştır. Her ne kadar yabancı para mevduat sahiplerinin yerleşik olup olmadıklarına bakılarak mevduatların getiri mi yoksa koruma amacı mı taşıyıp taşımadığı belirlenebileceği ileri sürülmüş olsa da bu ayrımın Türkiye açısından kritik bir ayrım olduğu bilinmelidir. Çünkü, yerleşik olmayanların döviz mevduatlarının bir kısmı yurt dışında yaşayan Türk vatandaşlarının mevduatlarıdır. Dolayısıyla bu mevduatların yerleşiklerin mevduatları gibi koruma amaçlı olması olasıdır.

Çalışmada kullanılan veri seti aylık olup 2012:12-2021:01 dönemini kapsamaktadır. Veri setinin 2012:12'den başlamasının gerekçesi yabancı para cinsinden tutulan mevduatlara ilişkin veri mevcudiyetidir. Analizde kullanılan değişkenlere ilişkin seriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilmiştir. Tüm seriler Census X-12 yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin kısaltma ve tanımları Tablo 1'de verilmiştir. Değişkenleri temsil eden sembollerin önündeki "L" harfi ilgili değişkenin logaritmasının alındığını göstermektedir.

**Tablo 1:** Değişkenlere İlişkin Kısaltma ve Tanımlamalar

Değişken Kısaltması	Değişken Tanımı
LMDG1	Mevduat Dolarizasyonu Göstergesi 1 (YPM1/M2) YPM1: Bankacılık sektöründe yabancı para cinsinden tutulan mevduatlar (TL)
LMDG2	Mevduat Dolarizasyonu Göstergesi 2 (YPM2/M2) YPM2: Mevduat Bankalarında yabancı para cinsinden tutulan mevduatlar (TL)
LMDG3	Mevduat Dolarizasyonu Göstergesi 3 (YPM3/M2) YPM3: Mevduat Bankalarında yerleşiklerce yabancı para cinsinden tutulan mevduatlar (TL)
LMDG4	Mevduat Dolarizasyonu Göstergesi 4 (YPM4/M2) YPM4: Mevduat Bankalarında gerçek kişi yerleşiklerce yabancı para cinsinden tutulan mevduatlar (TL)
LDOL	Dolar Döviz Kuru
LTGE	Tüketici Güven Endeksi

Çalışmada döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki etkisini kısa ve uzun dönem itibariyle araştırmak için iki aşamalı bir süreç izlenmiştir. Öncelikle simetrik kısa ve uzun dönem ilişkiler Pesaran ve Shin (1999) tarafından geliştirilen doğrusal Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (Autoregressive Distributed Lag-ARDL) model yardımıyla analiz edilmiş, ardından döviz kurunun dolarizasyon sürecindeki etkisinin asimetrik olabileceği düşünülerek doğrusal olmayan (asimetrik) ARDL analizi yapılmıştır.<sup>1</sup>

ARDL modeline göre, serilerin düzeyde veya birinci sıra farklarında durağan olduklarına bakılmaksızın değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olup olmadığı araştırılabilmektedir. Ancak serilerin durağanlık seviyesinin 1'den büyük olması durumunda bu yöntem kullanılamamaktadır. Bu nedenle, çalışmada öncelikle değişkenlerin durağanlık özellikleri, Dickey ve Fuller (1979; 1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ile Phillips ve Perron (1988) tarafından ortaya atılan Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile belirlenmiştir.

ARDL modelinde öncelikle değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olup olmadığını tespit etmek için kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (UECM) oluşturulmaktadır. Bu model, mevduat dolarizasyonu göstergesi ile döviz kuru ve tüketici güven endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için (2) numaralı denklemdeki gibi uyarlanmıştır.

$$\Delta LMDG_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n1} \delta_{0i} \Delta LMDG_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \delta_{1i} \Delta LDOL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} \delta_{2i} \Delta LTGE_{t-i} + \theta_1 LMDG_{t-1} + \theta_2 LDOL_{t-1} + \theta_3 LTGE_{t-1} + e_t \quad (2)$$

(2) numaralı denklemde  $\delta_{0i}$ ,  $\delta_{1i}$ ,  $\delta_{2i}$  katsayıları, kısa dönem dinamikleri;  $\theta_1$ ,  $\theta_2$ ,  $\theta_3$  katsayıları, uzun dönem ilişkileri;  $e_t$  hata terimini;  $\Delta$ , fark operatörünü;  $n1, n2, n3$ , optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir. Çalışmada optimal gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir. (2) numaralı denkleme ilişkin değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olup olmadığını test etmek için aşağıdaki hipotez kurulmaktadır.

$$H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0$$

$$H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq 0 \quad (3)$$

(3) numaralı hipoteze ilişkin hesaplanan F-istatistiği, Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in tablo alt ve üst kritik değerleriyle karşılaştırılmaktadır. Eğer  $H_0$  hipotezi reddedilirse değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilmektedir. Eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edildikten sonra, değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkileri belirlemek amacıyla ARDL modeli oluşturulmaktadır. Mevduat dolarizasyonu göstergesi ile döviz kuru ve tüketici güven endeksi arasındaki uzun dönem ilişkinin incelenmesi amacıyla ARDL modeli (4) numaralı denklemdeki gibi oluşturulmuştur.

$$LMDG_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n1} \delta_{0i} LMDG_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \delta_{1i} LDOL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} \delta_{2i} LTGE_{t-i} + e_t \quad (4)$$

Uzun dönem katsayıları tahmin edildikten sonra değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkiyi incelemek amacıyla hata düzeltme modeli (ECM) tahmin edilmektedir. Döviz kuru ve tüketici güven endeksinin mevduat dolarizasyonu göstergesi üzerindeki kısa dönem etkisinin araştırılması amacıyla, ECM modeli (5) numaralı denklemdeki gibi tahmin edilmiştir.

$$\Delta LMDG_t = \beta_0 + \tau EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{n1} \delta_{0i} \Delta LMDG_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \delta_{1i} \Delta LDOL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} \delta_{2i} \Delta LTGE_{t-i} + e_t \quad (5)$$

---

<sup>1</sup> Bu çalışmada "asimetri" kavramıyla, bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerindeki etkisinin ve aynı zamanda bu etki süresinin bağımsız değişkendeki artış ve azalışlar itibariyle farklılık gösterebileceği kastedilmektedir. Diğer bir ifadeyle, bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasındaki fonksiyonel ilişkinin doğrusal olmadığı düşünülmektedir

(5) numaralı denklemde yer alan  $EC_{t-1}$  değişkeni (hata düzeltme terimi) katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenmektedir.

Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan ARDL modeli ise, değişkenlerin kısa ve uzun dönem asimetrik ilişkilerini test etmek için bağımsız değişkenlerin pozitif ve negatif kısmi ayrıştırmaları toplamlarını kullanmaktadır. Çalışmada döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki asimetrik etkisini test edebilmek için LDOL değişkeni pozitif ve negatif olarak ayrıştırılmıştır. Denklemde yer alan  $LDOL_t^+$  ve  $LDOL_t^-$ , sırasıyla döviz kurundaki pozitif ve negatif değişimlerin kümülatif toplamları olup (6) numaralı eşitlik kullanılarak hesaplanmıştır.

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

$$LDOL_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta LDOL_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta LDOL_j, 0) \quad (6)$$

LDOL değişkeni pozitif ve negatif olmak üzere iki kısma ayrıldıktan sonra (2) numaralı denklemdeki doğrusal UECM modeli (7) numaralı denklemdeki gibi yeniden düzenlenmiştir.

$$\Delta LMDG_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n1} \delta_{0i} \Delta LMDG_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \delta_{1i} \Delta LDOL_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{n3} \delta_{2i} \Delta LDOL_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{n4} \delta_{3i} \Delta LTGE_{t-i} + \theta_1 LMDG_{t-1} + \theta_2 LDOL_{t-1}^+ + \theta_3 LDOL_{t-1}^- + \theta_4 LTGE_{t-1} + e_t \quad (7)$$

(7) numaralı denklemde değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olup olmadığı, doğrusal ARDL modelinde olduğu gibi değişkenlerin gecikmeli düzey katsayılarının topluca sıfıra eşit olduğu şeklinde kurulan  $H_0$  hipotezinin test edilmesiyle belirlenmektedir. Pesaran ve diğerleri (2001)'nin tablo kritik değerleri söz konusu denklem için de geçerlidir. (7) numaralı denklemdeki uzun dönem katsayıları sırasıyla;  $L_{LDOL}^+ = -\theta_2/\theta_1$ ,  $L_{LDOL}^- = -\theta_3/\theta_1$ ,  $L_{LTGE} = -\theta_4/\theta_1$  formülleri kullanılarak hesaplanmaktadır.  $L_{LDOL}^+$  ve  $L_{LDOL}^-$  sırasıyla pozitif ve negatif döviz kuru değişimlerine,  $L_{LTGE}$  ise LTGE değişkenine ait uzun dönem katsayılarını göstermektedir.

Son olarak, doğrusal olmayan ARDL modelinde simetrik ve asimetrik ilişkiler Wald istatistiği kullanılarak test edilmektedir. Döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerinde asimetrik etkiye neden olup olmadığı üç farklı hipotez çerçevesinde test edilmiştir. Bu hipotezlerden ilk ikisi kısa dönemde, üçüncüsü ise uzun dönemde asimetrik ilişkiyi tespit etmektedir.

Kısa dönemde asimetrik etkiyi test eden birinci hipotez pozitif ve negatif döviz kuru değişimlerinin her birinin cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamının anlamlı olup olmadığını sınavan hipotezdir. (7) numaralı denklemde pozitif değişimler için  $\sum_{i=0}^{n2} \delta_{1i} = 0$ , negatif değişimler için  $\sum_{i=0}^{n3} \delta_{2i} = 0$  şeklinde oluşturulan  $H_0$  hipotezlerinden birinin ret, diğerinin kabul edilmesi durumunda döviz kuru değişimlerinin mevduat dolarizasyonu üzerinde asimetrik bir etkiye neden olduğuna karar verilmektedir. Kısa dönemde asimetrik etkinin test edilmesine ilişkin oluşturulan ikinci hipotez ise pozitif ve negatif döviz kuru değişimlerinin cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamının birbirine eşit olup olmadığını sınavan hipotezdir. Kısa dönem simetri olduğunu ifade eden ve  $\sum_{i=0}^{n2} \delta_{1i} = \sum_{i=0}^{n3} \delta_{2i}$  şeklinde oluşturulan  $H_0$  hipotezinin reddedilmesi durumunda döviz kuru değişimlerinin mevduat dolarizasyonu üzerindeki etkisinin asimetrik olduğuna karar verilmektedir. Son olarak da uzun dönem simetri olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezi  $L_{LDOL}^+ = L_{LDOL}^-$  şeklinde oluşturulmakta ve sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda uzun dönemde asimetrik etkinin varlığına karar verilmektedir.

#### 4. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmada döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki etkisini test etmeden önce yabancı para cinsinden tutulan mevduatlar ve mevduat dolarizasyonu göstergelerine ilişkin betimsel istatistikler incelenmiş ve elde edilen bulgular sırasıyla Tablo 2 ve 3'te sunulmuştur.



**Tablo 2:** Yabancı Para Cinsinden Tutulan Mevduat Serilerine İlişkin Betimsel İstatistikler

Yabancı Para Cinsinden Tutulan Mevduatlar	Ortalama Milyar \$	Standart Sapma Milyar \$	Maksimum Milyar \$	Minimum Milyar \$
Bankacılık Sektörü	190.8	286.8	265.4	137.9
Mevduat Bankaları	175.9	244.1	235.1	126.6
Yerleşikler	149.4	220.4	208.6	107.9
Gerçek Kişi Yerleşikler	90.3	137.3	131.1	66.2

Tablo 2’de görüldüğü üzere bankacılık sektöründe yabancı para cinsinden tutulan mevduatların dönem ortalaması yaklaşık 191 milyar dolar olarak gerçekleşmiştir. 2013 yılının 1. ayında bankacılık sektöründeki toplam yabancı para mevduat miktarı 145.4 milyar dolar iken bu miktar 2021 yılında 265.4 milyar dolar olarak gerçekleşmiştir. Sürekli artan bir trende sahip olan yabancı para mevduatları 8 yıllık dönemde yaklaşık %83’lük bir artış göstermiştir. Bankacılık sektöründeki toplam yabancı para mevduatlarının yaklaşık %78’i yerleşiklere aittir. Yerleşiklerin dönem ortalaması 149.4 milyar dolardır. 2013 yılının 1. ayında 112 milyar dolar civarında olan yerleşik yabancı para mevduatı toplam mevduatlarda olduğu gibi sürekli artarak 2021 yılının 1. ayında 208.9 milyar dolara ulaşmıştır. Bu mevduattaki artış oranı %86 olarak gerçekleşmiştir. Yerleşiklerin yabancı para mevduatlarının yaklaşık %62’si gerçek kişilere aittir. 8 yıllık dönemde bu oranda herhangi bir oynaklık olmamıştır. Ancak 2013 yılının başında 70.7 milyar dolar olan bu mevduat miktarı %85’lik bir artış göstererek 130.7 milyar dolara ulaşmıştır (<https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/dashboard/451>).

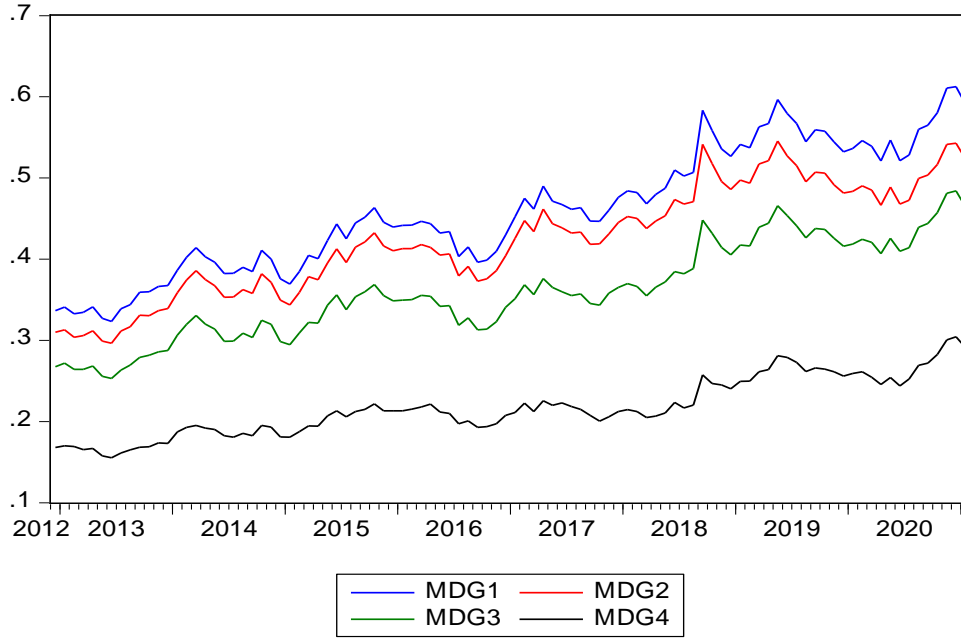
**Tablo 3:** Mevduat Dolarizasyonu Göstergesi Serilerine İlişkin Betimsel İstatistikler

Mevduat Dolarizasyonu Göstergesi	Ortalama	Standart Sapma	Maksimum	Minimum
MDG1	0.460	0.077	0.612	0.323
MDG2	0.424	0.067	0.545	0.296
MDG3	0.360	0.059	0.484	0.253
MDG4	0.217	0.035	0.304	0.155

Mevduat dolarizasyonu göstergelerine ilişkin serilerin ortalama, standart sapma, maksimum ve minimum değerlerinin rapor edildiği Tablo 3’te görüldüğü gibi, bu göstergelerin dönem ortalaması hesaplamada kullanılan YPM türüne göre 0.22 ile 0.46 arasında değişmektedir. Mevduat dolarizasyonu göstergelerinin en yüksek değeri 0.30 ile 0.61 arasında, en düşük değeri ise 0.16 ile 0.32 arasında değişmektedir. Bankacılık sektöründe yabancı para cinsinden tutulan mevduatların M2 para arzı içerisindeki payı, en yüksek değerini 0.61 ile 2020 yılının 11. ayında alırken en düşük değerini 0.32 ile 2013 yılının 6. ayında almıştır. Gerçek kişi yerleşiklerce yabancı para cinsinden tutulan mevduatların M2 para arzı içerisindeki payı ise en yüksek değere 0.30 ile 2020 yılının 12. ayında ulaşırken en düşük değeri 0.16 ile 2013 yılının 6. ayında almıştır.

Şekil 1, dört farklı mevduat dolarizasyonu göstergesinin ele alınan dönem itibariyle zaman içerisindeki seyrini göstermektedir. Şekil 1’de görüldüğü gibi, bütün göstergeler sürekli artan bir trende sahiptir. Ayrıca grafikten dört serinin de birlikte hareket ettiği anlaşılmaktadır.

Şekil 1: 2012-2021 Dönemi Mevduat Dolarizasyonu Göstergeleri



Yabancı para cinsinden tutulan mevduatlar ve mevduat dolarizasyonu göstergelerinin betimsel istatistikleri incelendikten sonra ekonometrik analizde kullanılan değişkenlerin durağanlık özellikleri ADF ve PP birim kök testleriyle belirlenmiştir. Hesaplanan ADF ve PP test istatistikleri Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4: Serilerin ADF ve PP Birim-Kök Test İstatistikleri

Değişken	ADF-t istatistikleri		PP-t istatistikleri	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
LMDG1	-1.750	-3.367 *	-1.129	-3.479 **
LMDG2	-1.428	-3.133	-1.398	-3.187 *
LMDG3	-1.137	-3.214 *	-1.105	-3.320 *
LMDG4	-0.800	-2.971	-0.781	-3.108
LDOL	-0.211	-3.429 *	-0.213	-3.231 *
LTGE	-1.196	-2.477	-2.071	-3.659 **
ΔLMDG1	-10.163***	-10.109***	-10.179***	-10.124***
ΔLMDG2	-10.066 ***	-10.025***	-10.076***	-10.035***
ΔLMDG3	-9.689 ***	-9.635 ***	-9.698***	-9.641***
ΔLMDG4	-10.071***	-10.029***	-10.071***	-10.029***
ΔLDOL	-7.656***	-7.608 ***	-5.984***	-5.897***
ΔLTGE	-8.383***	-8.304 ***	-19.633***	-20.683***

Not: \*\*\*, \*\* ve \*, hesaplanan t-istatistiklerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde anlamlı olduklarını göstermektedir. Optimal gecikme uzunlukları AIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Değişkenlerin önünde kullanılan Δ simgesi, ilgili değişkenin birinci sıra farkının alındığını göstermektedir.

Tablo 4'te görüldüğü gibi hem ADF-t hem de PP-t istatistiklerine göre LMDG1, LMDG3 ve LDOL değişkenlerinin sadece sabitli-trendli formda seviyelerinde durağan olduğu belirlenmiştir. LMDG2 ve LTGE değişkenleri ise ADF test istatistiğine göre seviyesinde durağan bulunmazken PP test

istatistiğine göre sabitli-trendli formda seviyesinde durağan bulunmuştur.<sup>1</sup> Her iki testten elde edilen istatistikler LMDG4 serisinin seviyesinde durağan olmadığını göstermiştir. Bununla birlikte hem ADF hem de PP birim kök testlerine göre bütün serilerin hem sabitli hem de sabitli-trendli formda birinci devresel farkında durağan oldukları diğer bir ifadeyle birim kök içermedikleri tespit edilmiştir.<sup>2</sup> Dolayısıyla birim kök testlerinden elde edilen bulgular, analiz yöntemi olarak ARDL modelinin seçiminin uygun olduğunu göstermektedir.

Serilerin durağanlık özellikleri belirlendikten sonra mevduat dolarizasyonu ile döviz kuru ve tüketici güven endeksi arasındaki eş-bütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak amacıyla dört farklı mevduat dolarizasyonu göstergesinin her biri için UECM modeli (2) numaralı denkleme uygun olarak oluşturulmuş ve her bir model için (3) numaralı hipotez test edilmiştir. Söz konusu modellere ilişkin doğrusal ARDL sınır testi sonuçları Tablo 5'te verilmiştir.

**Tablo 5:** Doğrusal ARDL Sınır Test İstatistikleri

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Model	F-istatistiği
LMDG1	LDOL	3,3,0	2.471
LMDG2	LDOL	2,2,0	1.564
LMDG3	LDOL	2,2,0	1.998
LMDG4	LDOL	3,3,0	2.450

Not: Hesaplanan sınır F-istatistiklerinin %5 anlamlılık seviyesindeki tablo alt (I0) ve üst (I1) kritik değerleri sırasıyla 3.10 ve 3.87'dir. Bu kritik değerler %10 seviyesinde sırasıyla 2.63 ve 3.35'dir.

Tablo 5'te rapor edilen doğrusal ARDL sınır test istatistiklerine göre, bütün modellerde hesaplanan F istatistiği Pesaran ve diğerleri (2001)'nin tablo alt kritik değerinden küçük çıkmış ve modelde yer alan değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla doğrusal ARDL sınır testi sonuçlarına göre dört farklı mevduat dolarizasyonu göstergesi ile döviz kuru ve tüketici güven endeksi arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilememiştir. Bununla birlikte, bağımsız değişkenle bağımlı değişken arasında simetrik yerine asimetrik kısa ve/veya uzun dönem ilişki gerçekleşebilir. Diğer bir ifadeyle, döviz kuru dolarizasyon üzerinde asimetrik etkilere sahip olabilir. Bu asimetrik etkiler kısa ve uzun dönem itibarıyla de farklılık gösterebilir. Nitekim Granger ve Yoon (2002)'a göre serilerin pozitif ve negatif bileşenlerinin eş-bütünleşik ilişki içinde olması bu serilerde saklı eş-bütünleşme ilişkisinin bulunduğu anlamına gelecektir. Dolayısıyla döviz kurunun dolarizasyon üzerindeki olası asimetrik etkisini belirlemek amacıyla dört farklı mevduat dolarizasyonu göstergesinin her biri için (7) numaralı denklem ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Söz konusu modellere ilişkin doğrusal olmayan ARDL

<sup>1</sup>İlgili serilerin seviyelerinde durağanlık koşulunu sağlayıp sağlamadıklarını belirlemek amacıyla tahmin edilen trendli ADF ve PP regresyon denklemlerinin tamamında trend değişkeni katsayısı %1 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Bu nedenle I(0) için sadece sabit terim içeren ADF ve PP testlerine kıyasla hem sabit terim hem de trend içeren ADF ve PP test sonuçlarını dikkate almak gerekir. Ancak birinci sıra farklarında durağanlık koşulunun arandığı ADF ve PP testlerinde trend değişkeni katsayısı istatistiksel olarak anlamlı olmadığından, I(1) için trend içermeyen ADF ve PP test sonuçlarını dikkate almak gerekir. Tablo 4'te paralellik sağlamak amacıyla hem I(0) hem de I(1) için her iki form sonuçları ayrı ayrı rapor edilmiştir.

<sup>2</sup>Çalışmada, ekonometrik analize başlamadan önce sonuçları Tablo 4'te verilen kırılmaz ADF ve PP birim kök testleri yanında olası kırılmalara imkan tanıyan kırılmalı birim kök testleri de gerçekleştirilmiştir. Tek kırılmalı birim kök testlerinden Zivot-Andrews (1992) test sonuçlarına göre 6 değişkenden sadece LDOL ve LTGE değişkenleri seviyelerinde durağanlık koşulunu sağlamıştır. Bu seriler için hesaplanan ADF-t istatistikleri sırasıyla -6.015 ve -5.905'tir. Her iki istatistik de en az %1 seviyesinde anlamlıdır. LDOL ve LTGE serilerindeki kırılma tarihi sırasıyla 2018 yılının 8. ve 7. aylarına karşılık gelmektedir. Diğer 4 değişken için hesaplanan ADF-t istatistiklerinin mutlak değeri 4.893'ten küçük çıkmıştır.

tahmin sonuçları ve kısa dönemde asimetrik etkiyi sınanan Wald test istatistikleri Tablo 6'da sunulmuştur.

**Tablo 6:** Doğrusal Olmayan ARDL Tahmin Sonuçları

	$\Delta\text{LMDG1}_t$	$\Delta\text{LMDG2}_t$	$\Delta\text{LMDG3}_t$	$\Delta\text{LMDG4}_t$
Sabit	0.572	0.728 **	0.940 ***	0.629
$\Delta\text{LMDG1}_{t-1}$	-			
$\Delta\text{LMDG2}_{t-1}$		-0.152		
$\Delta\text{LMDG3}_{t-1}$			-0.023	
$\Delta\text{LMDG4}_{t-1}$				0.177 *
$\Delta\text{LDOL}_t^+$	0.197 *	0.049	0.181	0.096
$\Delta\text{LDOL}_{t-1}^+$	0.332 **	0.309 **	0.271 *	0.433 ***
$\Delta\text{LDOL}_{t-2}^+$	-0.435 ***	-0.233 *	-0.425 ***	-0.545 ***
$\Delta\text{LDOL}_t^-$		0.909 ***		
$\Delta\text{LTGE}_t$			-0.137	
$\text{LDOL}_{t-1}^+$	0.185 ***	0.209 ***	0.183 ***	0.147 ***
$\text{LDOL}_{t-1}^-$	0.397 ***	0.543 ***	0.417 ***	0.321 **
$\text{LTGE}_{t-1}$	-0.195 **	-0.213 ***	-0.294 ***	-0.241 **
$\text{LMDG1}_{t-1}$	-0.302 ***			
$\text{LMDG2}_{t-1}$		-0.216 ***		
$\text{LMDG3}_{t-1}$			-0.309 ***	
$\text{LMDG4}_{t-1}$				-0.262 ***
F – İstatistiği	10.446 ***	10.416 ***	9.237 ***	7.384 ***
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.416	0.476	0.415	0.381
$\text{ECT}_{t-1}$	-0.289 ***	-0.230 ***	-0.290 ***	-0.284 ***
Sınır F – ist.	4.738 ***	4.564 **	5.052 ***	3.564 *
$\chi^2_{\text{Otokorelasyon}}$	1.737	1.955	0.581	0.781
$\chi^2_{\text{Değişen Varyans}}$	9.831	14.890	15.154 *	13.421
Wald İstatistikleri				
$\sum_{i=0}^{n2} \delta_{1i} = 0$	0.093	0.332	0.014	0.04
$\sum_{i=0}^{n3} \delta_{2i} = 0$		12.454 ***		
$\sum_{i=0}^{n2} \delta_{1i} = \sum_{i=0}^{n3} \delta_{2i}$		4.840 **		

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde anlamlılık düzeyini göstermektedir. Hesaplanan sınır F-istatistiklerinin %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesindeki tablo alt (10) ve üst (11) kritik değerleri sırasıyla (3.65 - 4.66), (2.79 - 3.67) ve (2.37 - 3.2)'dir.

Tablo 6'da rapor edilen doğrusal olmayan ARDL test sonuçlarına göre, mevduat dolarizasyonu tanımı itibariyle farklılık gösteren dört modelin bulguları da benzer sonuçlar vermiştir. Mevduat

dolarizasyonu göstergesinin farklı olduğu her bir modele uygulanan eş-bütünleşme testi sonucunda hesaplanan F istatistiği en az %10 anlamlılık seviyesinde (iki modelde %1, bir modelde %5, bir modelde ise %10) tablo kritik değerinden büyük çıkmıştır. Böylece değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi en az %10 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir. Dolayısıyla her bir modelde mevduat dolarizasyonu ile döviz kuru ve tüketici güven endeksi arasında uzun dönem ilişkinin varlığı kabul edilmiştir.

En geniş tanımlı mevduat dolarizasyonu olan LMDG1 ile LMDG3 ve LMDG4 değişkenleri kısa dönemde sadece döviz kurundaki artışa tepki göstermektedir. Yabancı para cinsinden tutulan mevduatların M2 para arzına oranı kısa dönemde döviz kurundaki düşüslere herhangi bir tepki göstermemektedir. Tüketici güven endeksindeki değişimler de kısa dönemde mevduat dolarizasyonunu etkilememektedir.  $\Delta LDOL_t^+$ ,  $\Delta LDOL_{t-1}^+$  ve  $\Delta LDOL_{t-2}^+$  değişkenlerine ait katsayılardan döviz kurundaki artışların mevduat dolarizasyonunu iki ay boyunca etkilediği görülmektedir. Özellikle döviz kurundaki artışın gerçekleştiği ayda ve bir sonraki ayda tepki pozitif yönde ancak iki ay sonraki tepki negatif yönde olmaktadır. Toplam etki pozitif olmasına rağmen istatistiksel olarak anlamsızdır. Mevduat dolarizasyonunun döviz kurundaki artışlara tepki verirken düşüslere hiç tepki vermemiş olması kısa dönem asimetric etkiyi ortaya koymaktadır.

LMDG2 değişkeninin bağımlı değişken olduğu, diğer bir ifadeyle mevduat dolarizasyonu göstergesi olarak sadece mevduat bankalarındaki yabancı para cinsinden tutulan mevduatların dikkate alındığı model sonuçlarına göre ise, mevduat dolarizasyonu kısa dönemde sadece döviz kurundaki artışlardan değil aynı zamanda düşüşlerden de etkilenmektedir.  $\Delta LDOL_{t-1}^+$ ,  $\Delta LDOL_{t-2}^+$ , ve  $\Delta LDOL_t^-$  değişkenlerine ait katsayılar döviz kurundaki artışların mevduat oranını iki dönem boyunca etkilerken düşüşlerin sadece içerisinde bulunulan dönemde etkilediğini göstermektedir. Döviz kurundaki artışların mevduat oranlarındaki toplam etkisinin büyüklüğü 0.332 olmasına karşın bu büyüklük istatistiksel olarak anlamsızdır. Çünkü döviz kurundaki artış, içerisinde bulunulan dönemde ve aynı zamanda bir sonraki dönemde mevduat bankalarındaki mevduat dolarizasyonunu artırırken iki dönem sonra azaltıcı etki yapmıştır. Oysa döviz kurundaki düşüşler mevduat dolarizasyonunu sadece ve sadece düşüşün yaşandığı ayda etkilemektedir. Bu bulgu, mevduat dolarizasyonunun kısa dönem itibarıyla döviz kuru değişimine verdiği tepkinin asimetric olduğunu göstermektedir. Ayrıca diğer modellerde olduğu gibi bu modelde de tüketici güven endeksindeki değişimler kısa dönemde mevduat dolarizasyonunu etkilememektedir.

Nitekim kısa dönem döviz kuru simetrisine ilişkin Wald testi sonuçlarına göre de pozitif döviz kuru değişiminin cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamının anlamlı olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi ( $\sum_{i=0}^{n_2} \delta_{1i} = 0$ ) herhangi bir anlamlılık düzeyinde reddedilemezken, negatif döviz kuru değişiminin cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamının anlamlı olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi ( $\sum_{i=0}^{n_3} \delta_{2i} = 0$ ) %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Bu bulgu, kısa dönemde döviz kur düşüşlerinin mevduat dolarizasyonu üzerindeki kümülatif etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu, buna karşılık döviz kur artışlarının etkisinin anlamlı olmadığını göstermektedir. Ayrıca pozitif ve negatif döviz kur değişimlerinin cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamının birbirine eşit olduğunu diğer bir deyişle kısa dönem simetri olduğunu ifade eden hipotez ( $\sum_{i=0}^{n_2} \delta_{1i} = \sum_{i=0}^{n_3} \delta_{2i}$ ) de %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir.  $H_0$  hipotezinin alternatif asimetric hipotezine karşı reddedilmesi kısa dönemde döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerinde asimetric etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Tüm modellerde hata düzeltme terimi ( $EC_{t-1}$ ) katsayısının işareti beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak %1 seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Bu durum kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmaların uzun dönemde dengeye yaklaştığını ifade etmektedir.

Tablo 6'da yer alan tanısal test sonuçlarından görüldüğü üzere, öncelikle modellerin hiçbirinde otokorelasyon sorunu tespit edilmemiştir. Otokorelasyon sorununun tespiti için yapılan Breusch-

Godfrey LM testi sonucunda tüm modellerde hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi herhangi bir anlamlılık düzeyinde reddedilmemiştir. Değişen varyans sorununun tespiti için yapılan Breusch-Pagan-Godfrey testi sonucunda ise; hata terimlerinin varyansının sabit olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezi, LMDG1, LMDG2 ve LMDG4 değişkenlerinin kullanıldığı modellerde reddedilmezken, LMDG3 değişkeninin kullanıldığı modelde reddedilmiştir. Dolayısıyla, LMDG3 değişkeninin kullanıldığı model hariç diğer tüm modellerde değişen varyans sorunu belirlenmemiştir.

Doğrusal olmayan ARDL modellerinde tahmin edilen uzun dönem esneklik katsayıları ve uzun dönemde asimetrik etkiyi sınavan Wald test istatistikleri Tablo 7'de verilmiştir.

**Tablo 7:** Doğrusal Olmayan ARDL Modeli Uzun Dönem Katsayıları ve Wald Test İstatistikleri

	LMDG1	LMDG2	LMDG3	LMDG4
Sabit	2.246 *	2.894	3.674 ***	3.172 **
$L_{LDOL}^+$	0.780 ***	0.960 ***	0.755 ***	0.694 ***
$L_{LDOL}^-$	1.811 ***	2.460 ***	1.851 ***	1.649 ***
$L_{LTGE}$	-0.723 ***	-0.881 **	-1.089 ***	-1.087 ***
$L_{LDOL}^+ = L_{LDOL}^-$	6.646 ***	15.075 **	7.480 ***	4.133 **

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Gerek tahmin edilen uzun dönem esneklik katsayıları gerekse uzun dönem asimetrik etkiyi sınavan Wald istatistikleri incelendiğinde, mevduat dolarizasyonu tanımı itibariyle farklılık gösteren dört modelin bulgularının da benzer sonuçlar verdiği görülmektedir. Tüm modellerde döviz kuru değişkeninin uzun dönem hem pozitif katsayısı ( $L_{LDOL}^+$ ) hem de negatif katsayısı ( $L_{LDOL}^-$ ) pozitif olarak tahmin edilmiş, her iki katsayı da istatistiksel olarak %1 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Bu bulgu, mevduat dolarizasyonunun uzun dönemde hem döviz kur artışından hem de düşüşünden aynı yönlü etkilendiğini göstermektedir.

Tablo 7'den görüldüğü üzere, döviz kuru %10 arttığında yabancı para mevduatlarının M2'ye oranı mevduat dolarizasyonu tanımına bağlı olarak %7.8 ile %9.6 arasında artarken, döviz kurundaki %10'luk bir düşüş aynı oranı %16 ile %24 arasında azaltmaktadır. Yabancı para mevduatlarının M2 para arzı içindeki payının döviz kurundaki düşüşe verdiği tepki döviz kurundaki artışa verdiği tepkiden yaklaşık 2.3-2.5 kat daha fazladır. Tahmin edilen katsayılar, mevduat dolarizasyonunun uzun dönem itibariyle kurdaki düşüşlere karşı daha fazla duyarlılık gösterdiğini ortaya koymaktadır. Dolayısıyla mevduat dolarizasyonunun uzun dönem itibariyle döviz kuru değişimine verdiği tepkinin asimetrik olduğu görülmektedir. Ayrıca bütün modellerde LTGE değişkeninin uzun dönem katsayısı negatif ve istatistiksel olarak en az %5 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Bu bulgu, tüketici güven endeksinin mevduat dolarizasyonunu uzun dönemde ters yönde etkilediğini göstermektedir.

Uzun dönemde asimetrik etkinin test edilmesine ilişkin Wald testi sonuçları da döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki etkisinin asimetrik olduğunu ortaya koymaktadır. Döviz kurundaki pozitif ve negatif değişimleri ifade eden  $LDOL^+$  ve  $LDOL^-$  değişkenlerinin uzun dönem katsayılarının birbirine eşit olduğunu diğer bir deyişle uzun dönem simetrik ilişkinin olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezi ( $L_{LDOL}^+ = L_{LDOL}^-$ ) tüm modellerde en az %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir.  $H_0$  hipotezinin alternatif asimetri hipotezine karşı reddedilmesi uzun dönemde döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerinde asimetrik etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

## 5. SONUÇ

Bu çalışmada 2012:12-2021:01 dönemi Türkiye örneğinde döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki etkisi kısa ve uzun dönem itibariyle araştırılmıştır. Bu amaçla ekonometrik analizde iki aşamalı bir süreç izlenmiş, ilk olarak simetrik kısa ve uzun dönem ilişkiler doğrusal ARDL model yardımıyla analiz edilmiş, ardından döviz kurunun dolarizasyon sürecindeki etkisinin asimetrik olabileceği düşünülerek doğrusal olmayan ARDL analizi yapılmıştır.

Çalışmada mevduat dolarizasyonu göstergesi olarak dört farklı tanım oluşturulmuş ve analizler dört gösterge için de ayrı ayrı gerçekleştirilmiştir. Farklı yabancı para mevduatlarının M2 para arzına oranlanması suretiyle oluşturulan tanımlamaların ilkinde bankacılık sektöründeki, ikincisinde sadece mevduat bankalarındaki, üçüncüsünde mevduat bankalarındaki yerleşiklerce, dördüncüsünde ise mevduat bankalarındaki sadece gerçek kişi yerleşiklerce tutulan yabancı para mevduatları kullanılmıştır.

Doğrusal ARDL sınır testi sonuçlarına göre, hiçbir modelde mevduat dolarizasyonu ile döviz kuru ve tüketici güven endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı belirlenmemiştir. Doğrusal olmayan ARDL sınır testi sonuçlarına göre ise farklı mevduat dolarizasyonu göstergelerinin kullanıldığı tüm modellerde mevduat dolarizasyonu ile döviz kuru ve tüketici güven endeksi arasında uzun dönem ilişki tespit edilmiştir.

En geniş tanımlı mevduat dolarizasyonu olan birinci gösterge ile üçüncü ve dördüncü göstergenin kullanıldığı modellerde, yabancı para mevduatlarının para arzı içindeki payının kısa dönemde döviz kurundaki artışlara tepki verirken düşüşlere herhangi bir tepki vermediği belirlenmiştir. Bu bulgu, kısa dönem asimetrik etkiyi ortaya koymaktadır. Sadece mevduat bankalarındaki yabancı para cinsinden tutulan mevduatların kullanıldığı modelde ise mevduat dolarizasyonunun kısa dönemde döviz kurundaki hem artışlardan hem de düşüşlerden etkilendiği tespit edilmiştir. Döviz kurundaki artışların mevduat oranını iki dönem boyunca etkilerken, düşüşlerin sadece içerisinde bulunan dönemde etkilediği görülmüştür. Kısa dönem simetriye ilişkin Wald testi sonuçları da kısa dönemde döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerinde asimetrik etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Ayrıca tüm modellerde, tüketici güven endeksindeki değişmelerin kısa dönemde mevduat dolarizasyonunu etkilemediği belirlenmiştir.

Mevduat dolarizasyonu tanımı itibariyle farklılık gösteren dört modelde de tahmin edilen uzun dönem katsayılar, mevduat dolarizasyonunun uzun dönemde döviz kurundaki hem artışlardan hem de düşüşlerden aynı yönlü etkilendiğini göstermiştir. Döviz kuru %10 arttığında yabancı para mevduatlarının M2'ye oranı mevduat dolarizasyon tanımına bağlı olarak %7.8 ile %9.6 arasında artarken, döviz kurundaki %10'luk bir düşüş aynı oranı %16 ile %24 arasında azaltmaktadır. Mevduat dolarizasyonunun döviz kurundaki düşüşe verdiği tepki, artışa verdiği tepkiden yaklaşık 2.5 kat daha fazladır. Dolayısıyla mevduat dolarizasyonunun uzun dönem itibariyle döviz kuru değişimine verdiği tepkinin asimetrik olduğu görülmektedir. Nitekim uzun dönem simetriye ilişkin Wald testi sonuçları da döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki etkisinin asimetrik olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca bütün modellerde, tüketici güven endeksinin mevduat dolarizasyonunu uzun dönemde ters yönde etkilediği bulunmuştur. Bu da tüketici güvenindeki iyileşmenin uzun dönemde mevduat dolarizasyonunu azalttığını göstermektedir.

Özellikle uzun dönemde döviz kurundaki düşüşlere karşı verilen tepkinin artışlara verilen tepkiden daha fazla olduğu yönünde elde edilen bulgu, döviz kurunda ulusal para lehine yaşanan değişimin mevduat dolarizasyonu üzerinde daha etkili olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifadeyle gerek yerleşikler gerekse yabancılar TL lehine yaşanan bu değişim neticesinde yabancı para cinsinden tuttıkları para miktarını azaltma yönünde daha fazla tepkisel davranış sergilemektedirler. Bu tür asimetrik davranışın ortaya çıkmasına sebep olan faktörlerin başında döviz kurlarına yönelik beklentilerdeki asimetri ile birlikte maliyet riski gelmektedir. Özellikle yerleşiklerin döviz

kurlarındaki artış ve azalışların gerek büyüklükleri gerekse de süreklilikleri ve süresi konusunda simetrik beklentiler içermedikleri düşünülmektedir. Yabancı para cinsinden tutulan mevduatlar döviz kuru arttıkça artmakta, döviz kuru azaldıkça azalmaktadır. Ancak döviz kurundaki artışın sebep olduğu etki, azalışın sebep olduğu etkiden daha az olmaktadır. Döviz kurunun arttığı dönemlerde bir yandan döviz fiyatının yüksek oluşu, diğer yandan yüksek fiyatın düşme olasılığından dolayı oluşabilecek maliyet riskinden ötürü özellikle yerleşiklerin ulusal paradan yabancı para mevduatlarına geçişlerinde temkinli oldukları düşünülmektedir. Ters durumda ise hem kur hem de maliyet avantajlarından ötürü yerleşiklerin daha az temkinli olabilecekleri aşikardır. Bu durum aslında döviz kurlarındaki düşüşlerin ters dolarizasyonun gerçekleşmesinde ne derece etkili olacağına da bir göstergesidir. Ayrıca tüketici güven endeksinin uzun dönemde mevduat dolarizasyonu üzerinde ters yönde etkili olması da ekonomiye duyulan güvenin dolarizasyon sürecindeki etkisini ortaya koymaktadır.

Bireylerin ekonomik olaylar karşısında kendilerini risklere karşı olabildiğince korumaya çalıştıkları ve kararlarını bu doğrultuda verdikleri elde edilen bulgulardan anlaşılmaktadır. Aynı zamanda kendilerini ne kadar güvende hissettikleri de ekonomik davranışlarında belirleyici rol oynamaktadır. Dolayısıyla Türkiye ekonomisinde bir dönem yaşanan ters dolarizasyonun yeniden gerçekleştirilebilmesi için döviz kurlarında istikrar sağlanarak ulusal paraya güvenin artırılması ve ekonomide güven ortamını sağlayacak adımların atılması gerekmektedir. Bu noktada öncelikle politika yapıcıların uygulayacakları para ve maliye politikaları konusunda şeffaf ve net olmaları gerektiği aşikardır. Bu durum hem güven tesisi hem de uygulanacak politikaların amacına ulaşması açısından oldukça önemlidir. Diğer taraftan ulusal paranın değer kaybı ve enflasyonun ekonomide dolarizasyonu artırdığı gerçeği karşısında, politika yapıcıların proaktif yaklaşım olarak döviz kurunun ve enflasyonun yükselmesine neden olacak uygulamalardan kaçınması gerektiği ortadadır. Bununla birlikte ekonomik birimlere, sahip oldukları TL mevduatlarında olası değer kaybına karşı korunabilecekleri alternatif tasarruf araçlarının sunulması da uygun olacaktır.



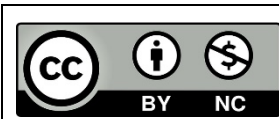
---

## KAYNAKÇA

---

- Ağaslan, E. ve Gayaker, S. (2019). Türkiye’de Para İkamesinin Belirleyicileri Doğrusal Olmayan Bir Yaklaşım. Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 21(2), 362-387
- Bahmani-Oskooee, M. ve Domaç, İ. (2003). On The Link Between Dollarisation and Inflation: Evidence From Turkey. Comparative Economic Studies, 45(3), 306-328.
- Barbuța-Mișu, N., Güleç, T.C., Duramaz, S. ve Virlanuta, F.O. (2020). Determinants of Dollarization of Savings in the Turkish Economy. Sustainability, MDPI, Open Access Journal, 12(15), 1-16.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74(366), 427-431.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, 49(4), 1057-1072.
- Dumrul, C. (2010). Türk Ekonomisinde Para İkamesinin Belirleyicilerinin Sınır Testi Yaklaşımı ile Eş-Bütünleşme Analizi. Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 35, 199-23.
- Elkhafif, M.A.T. (2002). Exchange Rate Policy and Currency Substitution: The Case of Africa’s Emerging Economies. African Development Bank Economic Research Papers, No:71.
- Feige, E.L. (2003). Dynamics of Currency Substitution, Asset Substitution and De facto Dollarisation and Euroisation in Transition Countries. Comparative Economic Studies, 45, 358-383.
- Garcia-Escribano, M. ve Sosa, S. (2011). What is Driving Financial De-dollarization in Latin America?. IMF Working Paper, WP/11/10.
- Girton, L. ve Roper, D. (1981). Theory and Implications of Currency Substitution. Journal of Money, Credit and Banking, 13(1), 12-30.
- Granger, C.W.J. ve Yoon, G. (2002). Hidden Cointegration. Working Paper, Department of Economics, University of California, WP 2002-02.
- Guidotti, P.E. ve Rodriguez, C.A. (1992). Dollarization in Latin America: Gresham’s Law in Reverse?, IMF Staff Papers, 39, 518-544.
- Hekim, D. (2008). Para İkamesi Histerisi ve Türkiye Örneği. Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 3(1), 27-43.
- Hijazeen, I. ve Al-Assaf, A. (2018). Dollarization in Jordan. International Journal of Economics and Financial Issues, 8(2), 14-24.
- Ju, J. (2020). The Relationship Between Currency Substitution and Exchange Rate Volatility. Erişim adresi [https://www.econ.berkeley.edu/sites/default/files/ECON\\_H195B\\_Thesis%20%288%29.pdf](https://www.econ.berkeley.edu/sites/default/files/ECON_H195B_Thesis%20%288%29.pdf).
- Özkaramete, N. (1996), Türkiye’de Dolarizasyon ve Para İkamesi:1990-1995. Ekonomik Yaklaşım, 7(20), 99-106.
- Pepic, M., Marinkovic, S., Radovic, O. ve Malovic, M. (2015). Determinants of Currency Substitution in Southeast European Countries. Economic Themes, 53(2), 162-184.
- Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. S. Strom (Ed.), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: the Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge: Cambridge University Press.

- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P.C.B. ve Perron, P. (1988). Testing for A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Ramirez-Rojas, C. L. (1985). Currency Substitution in Argentina, Mexico and Uruguay. *IMF Staff Papers*, 32(4), 629-667.
- Sarı, İ. (2007). Makro Ekonomik Değişkenlerin Dolarizasyon Sürecine Etkisi: Ampirik Bir Yaklaşım. (Uzmanlık Yeterlilik Tezi). Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Piyasalar Genel Müdürlüğü, Ankara.
- Serel, A. ve Darıcı, B. (2006). Para İkamelerini Etkileyen Faktörler: Türkiye Uygulaması. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(1), 150-167.
- Shin, Y., Yu, B. ve Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. İçinde R.C. Sickles ve W.C. Horrace (Ed.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt Econometric Methods and Applications*, 281-314.
- Tweneboah, G., Gatsi, J.G. ve Asamoah, M.E. (2019). Financial Development and Dollarization in Ghana: An Empirical Investigation. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1-21.
- Urosevic, B. ve Rajkovic, I. (2017). Dollarization of Deposits in the Short and Long Run: Evidence from CESE Countries. *Panoeconomicus*, 64(1), 31-44.
- Ünsal, E.M. (2009). Makro İktisat. Ankara: İmaj Yayınevi.
- Yamak, N. ve Yamak, R. (1997). Para İkameleri (Dolarizasyon) ve Türkiye Örneği. Doç. Dr. Yaman Aşıkoğlu'na Armağan, SPK Yayın, 56, 1-11.
- Yusuf, A. N. ve Okur, A. (2019). The Devastating Local Currency and Unofficial Dollarization in Somalia. *Fiscaoeconomia*, 3(3), 42-57.
- Zivot, E. ve Andrews, W.K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.
- <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/dashboard/451>.



© Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY NC) license.  
(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

---

## EXTENDED ABSTRACT

---

### *Asymmetric Effect of Exchange Rate on Deposit Dollarization*

#### **1. Introduction**

Dollarization or currency substitution is the phenomenon of economic units living in a country using the currencies of other countries instead of their own national currencies. In economies where dollarization has reached critical levels, foreign exchange not only fulfils the functions of the national currency, but also causes the national currency to lose its traditional functions. In Turkey, especially in recent years, with the rapid depreciation of the national currency against foreign currencies and increasing inflation, economic units have tended to substitute foreign currency for domestic currency to protect their purchasing power. The share of foreign currency deposits in total deposits has also increased substantially.

For Central Banks, the most important negative effect of dollarization is that it weakens the effectiveness of monetary policy by causing instability in the national currency demand. For this reason, the Central Bank of the Republic of Turkey has to determine a priori under which conditions and how the dollarization phenomenon takes place in order not to lose its power over the national currency and thus to achieve the targets of the monetary policy it will implement.

In empirical studies to determine the factors affecting dollarization, different explanatory variables such as inflation, exchange rate and interest rate were included in the model together, and it was tried to determine whether these variables were effective on dollarization. The results of empirical studies for the Turkish economy generally indicate that there is a positive relationship between exchange rate and dollarization. But, in these studies, it was implicitly assumed that the relationship between the two variables is symmetrical. However, exchange rate may have asymmetric effects on dollarization, and it is possible that these effects may differ in the short and long term. From this point of view, the aim of this study is to investigate symmetric/asymmetric effect of exchange rate on deposit dollarization for the short and long-run in Turkey.

#### **2. Data Set and Method**

The data employed in this study are monthly and cover the period of 2012:12-2021:01. Three variables were used in the econometric analysis: exchange rate, deposit dollarization indicator and consumer confidence index. The dollar rate was used as the exchange rate. Four different definitions were created as the indicator of deposit dollarization. Each deposit dollarization indicator represents the share of different foreign currency deposits in the money supply. In the first of the definitions, foreign currency deposits in the banking sector were used. In the second, foreign currency deposits in deposit banks were used. In the third, foreign currency deposits held by residents in deposit banks were used. In the fourth, foreign currency deposits held by real person residents in deposit banks were used. Analyses were carried out separately for four different deposit dollarization indicators. The stationarity properties of the variables were determined by Augmented Dickey-Fuller (1981) Phillips-Perron (1988) and Zivot-Andrews (1992) unit root tests. A two-stage process was followed to investigate the effect of exchange rate on deposit dollarization. Firstly, symmetric short and long-run relationships were analyzed using the Linear Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing approach. Then, considering that the effect of the exchange rate on the dollarization process may be asymmetric, non-linear ARDL analysis was performed.

#### **3. Empirical Findings**

According to the results of the linear ARDL bounds test, no long-run relationship could be determined between deposit dollarization, exchange rate and consumer confidence index. But, the results of non-linear ARDL bound testing identified the presence of the long-run relationship between deposit

dollarization, exchange rate and consumer confidence index. Deposit dollarization is positively affected by both exchange rate increases and decreases in the long-run. The effect of exchange rate on deposit dollarization is asymmetric in the long-run. The response of deposit dollarization to the decreases in the exchange rate is approximately 2.5 times more than its response to the increases. In addition, consumer confidence index affects negatively deposit dollarization in the long-run, but not in the short-run.

#### **4. Discussion and Conclusion**

The findings indicate that the change in the exchange rate in favor of the national currency has a greater effect on deposit dollarization than against it. The leading factors that cause such an asymmetric effect are the asymmetry in the expectations for exchange rates and the cost risks. It is thought that especially residents do not have symmetrical expectations about both the magnitude, continuity and duration of the increases and decreases in exchange rates. This is an indication that the decreases in exchange rates will be quite effective in the realization of reverse dollarization. The negative effect of consumer confidence index on deposit dollarization in the long-run also reveals the effect of confidence in the economy on the dollarization process. In order to re-establish reverse dollarization in the Turkish economy, it is necessary to increase the confidence in the national currency by ensuring stability in exchange rates and to take steps to ensure an environment of confidence in the economy. Policy makers should be transparent and clear about the monetary and fiscal policies they will implement. It is very important in terms of both building trust and achieving the objectives of the policies to be implemented. On the other hand, as a proactive approach, policy makers should avoid implementations that will increase the exchange rate and inflation. In addition, it would be appropriate to provide economic units with alternative savings instruments that can protect them against possible loss of value in their Turkish lira deposits.