

Türkiye’de Mevduat Dolarizasyonunun Banka Faiz Gelirleri Üzerindeki Asimetrik Etkileri: 2012–2024 Dönemi İçin NARDL Analizi

Asymmetric Effects of Deposit Dollarization on Bank Interest Income in Türkiye: A NARDL Analysis for the 2012–2024 Period

Mustafa Torun^a

Gökhan Sönmezler^b

Gizem Varol^c

Özet

Bu çalışma, Türkiye’de mevduat dolarizasyonu ile bankacılık sektörü faiz gelirleri arasındaki asimetrik ilişkiyi NARDL (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımıyla incelemektedir. Dolarizasyon, özellikle gelişmekte olan ekonomilerde finansal istikrarı etkileyen temel bir unsur olup, kur oynaklığına duyarlılık ve para politikasının etkinliği üzerinde belirleyici rol oynamaktadır. Çalışmada 2012–2024 dönemine ait aylık veriler kullanılarak dolarizasyon şoklarının faiz gelirleri üzerindeki kısa ve uzun dönem etkileri analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular, dolarizasyondaki artışların faiz gelirleri üzerinde sınırlı bir baskı yarattığını; buna karşılık dolarizasyonun azalmasının faiz gelirlerinde istatistiksel olarak anlamlı ve daha güçlü artışlara yol açtığını göstermektedir. Bu durum, yerel para cinsinden fonlamanın bankacılık sektörü gelir yapısını desteklediğini ortaya koymaktadır. Çalışma sonuçları, makro ihtiyati politikaların güçlendirilmesi, TL tasarruf araçlarının çeşitlendirilmesi ve para politikasında öngörülebilirliğin artırılmasının dolarizasyonun azaltılmasında kritik öneme sahip olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Mevduat dolarizasyonu, faiz gelirleri, NARDL

Jel Kodları:

Başvuru: 18.12.2025

Kabul: 24.12.2025

Abstract

This study investigates the asymmetric relationship between deposit dollarization and banks’ interest income in Türkiye using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) approach. Dollarization is a key phenomenon influencing financial stability in emerging markets, particularly through its impact on exchange rate sensitivity and the effectiveness of monetary policy. Using monthly data for the period 2012–2024, the study examines the short- and long-run effects of positive and negative dollarization shocks on interest income. The empirical findings reveal that increases in dollarization exert a limited downward pressure on interest income, whereas decreases in dollarization lead to stronger and statistically significant improvements. This asymmetric structure highlights the importance of domestic currency funding in strengthening banks’ revenue performance. Policy implications derived from the results emphasize the need to reinforce macroprudential frameworks, promote Turkish lira–denominated savings instruments, and enhance monetary policy credibility and transparency to reduce dollarization and support financial stability.

Key Words: Deposit dollarization, interest income, NARDL

Jel Codes:

^a Dr. Öğr. Üyesi, Torun, Mustafa, Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, mustafatorun@comu.edu.tr, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1812-6560>.

^b Prof. Dr., Sönmezler, Gökhan, Trakya Üniversitesi, gokhansonmezler@trakya.edu.tr, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4301-6008>.

^c Arş. Gör., Varol, Gizem, İstanbul Gelişim Üniversitesi, gvarol@gelisim.edu.tr, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2385-2586>.

GİRİŞ

Mevduat dolarizasyonu, özellikle gelişmekte olan ekonomilerde finansal kırılganlıkları artıran temel bir makroekonomik olgu olarak değerlendirilmektedir. Ekonomik birimlerin tasarruflarını yerli para yerine yabancı para cinsinden tutma eğilimi, para politikasının aktarım mekanizmasını zayıflatmakta ve bankacılık sektörünün fonlama yapısını önemli ölçüde dönüştürmektedir (Ize & Levy & Yeyati, 2003: 325). Bu durum, para otoritesinin politika araçlarını etkin kullanabilme kapasitesini sınırlandırırken, finansal sistemde kur ve likidite kaynaklı risklerin artmasına neden olmaktadır.

Makroekonomik düzeyde dolarizasyonun artması, para politikasının etkinliğini azaltan temel unsurlardan biridir. Yabancı para cinsinden varlıkların yaygınlaşması, politika faizindeki değişimlerin reel ekonomi üzerindeki etkisini zayıflatmakta; Kur kanalını güçlendirerek enflasyonist baskıların daha hızlı ve güçlü biçimde fiyatlara yansımaya neden olmaktadır (Taylor, 2000: 1395; Campa & Goldberg, 2005: 680). Bu durum, politika yapımcıların kur–enflasyon–faiz etkileşimi içerisinde daha karmaşık karar mekanizmaları geliştirmesini zorunlu kılmaktadır.

Türkiye ekonomisi açısından mevduat dolarizasyonunun hız kazanması, 1980 sonrası finansal serbestleşme süreciyle ilişkilidir. Yüksek kronik enflasyon, döviz kuru oynaklığı, dış finansman bağımlılığı ve ekonomik birimlerin beklentilerindeki belirsizlikler, dolarizasyon davranışının kalıcı hale gelmesine yol açmıştır (Calvo & Végh, 1992: 380; Reinhart, Rogoff & Savastano, 2003: 16). Bu çerçevede dolarizasyon, yalnızca portföy tercihlerinin bir sonucu değil, aynı zamanda makroekonomik istikrarsızlıkların bir yansıması olarak da ortaya çıkmaktadır.

Son yıllarda özellikle 2018, 2020 ve 2021 dönemlerinde yaşanan kur şokları, hanehalkı ve firmaların döviz cinsi varlıklara yönelimini belirgin biçimde artırmış; bankacılık sektörünün pasif yapısı büyük ölçüde yabancı para mevduatlar tarafından şekillendirilmiştir. Artan mevduat dolarizasyonu, bankaların kredi verme davranışlarını, faiz oranı belirleme süreçlerini ve likidite yönetimini doğrudan etkilemiş; bilanço risklerini daha kırılgan hale getirmiştir (BDDK, 2022: 42). Bu yönüyle mevduat dolarizasyonu, finansal sistemin istikrarı açısından önemli bir gösterge niteliği taşımaktadır.

Bankacılık sektörü açısından bakıldığında, mevduat dolarizasyonunun faiz gelirleri üzerindeki etkisi çok boyutlu bir yapı sergilemektedir. Yabancı para cinsinden mevduatların artması, bankaların fonlama maliyetlerinin kur oynaklığına duyarlılığını artırmakta; aktif-pasif uyumsuzluğunu derinleştirerek faiz gelirlerinin istikrarını zayıflatmaktadır (Borio, 2012: 28). Özellikle döviz yükümlülüklerinin yüksek olduğu dönemlerde, bankalar kur artışlarına karşı daha savunmasız hale gelmekte ve kredi fiyatlama davranışları döviz riskini yansıtacak biçimde değişmektedir. Bu nedenle dolarizasyon ile faiz gelirleri arasındaki ilişkinin doğrusal bir yapıdan ziyade asimetrik özellikler taşıması beklenmektedir.

Doğrusal Olmayan Sınır Testi Yaklaşımının (NARDL) asimetrik ilişkiyi göstermedeki etkinliğinden hareketle sürece bakıldığında, dolarizasyon artışlarının ve azalışlarının bankacılık sektörü faiz gelirleri üzerinde farklı etkiler yaratabileceği görülmektedir. Dolarizasyon artışları fonlama maliyetlerini yükselterek faiz gelirlerini baskılayabilirken, dolarizasyonun azalması yerel para fonlamasını güçlendirerek bankaların gelir yapısını destekleyebilmektedir.

Bu tür asimetrik etkilerin doğru biçimde analiz edilebilmesi, doğrusal olmayan ekonometrik yaklaşımların kullanılmasını gerektirmektedir (Shin, Yu & Greenwood & Nimmo, 2014: 282).

Bu bağlamda Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) tarafından geliştirilen NARDL (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı, pozitif ve negatif şokların ayrıştırılmasına olanak tanıyarak hem kısa hem de uzun dönem asimetrik ilişkilerin analiz edilmesini mümkün kılmaktadır (Shin et al., 2014: 283). Türkiye’de dolarizasyon dinamiklerinin doğrusal olmayan bir yapı sergilediği dikkate alındığında, NARDL yaklaşımı çalışmanın metodolojik çerçevesi açısından güçlü ve uygun bir araç sunmaktadır.

1. LİTERATÜR

Dolarizasyon konusundaki çalışmalar, özellikle yüksek kronik enflasyona ve döviz kurunda volatiliteye sahip gelişmekte olan ekonomilerde finansal istikrarsızlığın hem nedeni hem de sonucu olarak gösterilen yapısal bir soruna işaret etmektedir. Türkiye ekonomisi özelinde ise dolarizasyon; finansal serbestleşme ve küresel sermaye hareketleriyle şekillenerek, 1994 ve 2001 krizleri sonrasında kalıcı bir nitelik kazanmıştır.

Dolarizasyondaki hızlanma, politika faizindeki düzenlemelerin reel ekonomi üzerindeki etkisini zayıflatmakta ve kur kanalını güçlendirerek enflasyonist baskıların hızla fiyatlara yansımaya neden olmaktadır (Taylor, 2000: 139). Kurda volatilitenin yükseldiği dönemlerde yabancı para mevduatların artması, banka bilançolarını daha kırılgan hâle getirerek faiz gelirlerinin istikrarını olumsuz etkilemektedir (Borio, 2012: 28). Bu sürecin bir sonucu olarak bankalar, artan kur ve likidite risklerini dengeleyebilmek için kredi fiyatlama davranışlarını değiştirerek, risk primlerini faiz oranlarına yansıtmaktadırlar (Campa & Goldberg, 2005: 680).

Honohan & Shi, gelişmekte olan ülkelerde banka mevduatlarının kısmi dolarizasyonuna eğilimleri inceledikleri çalışmalarında, genişletilmiş bir veri setiyle finansal sektör istikrarı ve performansı üzerindeki mevduat dolarizasyonunun bazı etkilerini değerlendirecek, bireysel mevduat sahipleri açısından yabancı para mevduatlarının makroekonomik oynaklıklara ve enflasyona karşı bir korunma aracı olarak risk azaltıcı olanaklar sunduğunu, ancak sistemin geneli açısından, artan mevduat dolarizasyonunun finansal şoklara karşı kırılganlığı artırdığını ifade etmişlerdir. Bu bağlamda dolarizasyon, yalnızca portföy tercihlerinin bir sonucu değil, aynı zamanda makroekonomik istikrarsızlıkların ve beklentilerdeki bozulmanın bir yansıması olarak ele alınmaktadır (De Nicoló, Honohan & Ize, 2005: 5).

Türkiye gibi yüksek kronik enflasyon ve volatil bir kur yapısı geçmişine sahip ekonomilerde dolarizasyon daha kalıcı bir nitelik kazanmaktadır. Finansal serbestleşmeyle birlikte döviz mevduatlarının yaygınlaşması, bankacılık sektörünün Türk lirası fonlama kapasitesini sınırlandırarak para politikasının etkinliğini azaltmıştır (Calvo & Végh, 1992: 382; Reinhart, Rogoff & Savastano, 2003: 16). Bu tür ekonomilerde kur şokları mevduat tercihleri üzerinde güçlü etkiler yaratmakta ve dolarizasyonun tersine çevrilmesini zorlaştırmaktadır (Levy-Yeyati, 2006: 3).

Kutan & Özsöz & Rengifo, 2012-2017 dönemini kapsayan çalışmalarında mevduat dolarizasyonunun banka karlılığı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymuşlardır. Mevduat dolarizasyonunun Türkiye’de bankacılık sektörünün performansı üzerindeki etkilerini ampirik olarak inceleyerek, bankaların kur riskinden kaçınma amacıyla yabancı para cinsinden mevduat toplayıp, kredi kullandırdıklarını, bu durumun ise kur riskinin kredi riskine dönüşmesine yol açarak bankaların finansal krize sürüklenebileceği gösterilmiştir.

Türkiye üzerine yapılan güncel ampirik çalışmalar, mevduat dolarizasyonunun bankacılık sektörü gelir yapısı üzerinde olumsuz etkiler yarattığını ortaya koymaktadır. Bu çerçevede Çorak ve Aksoy (2024), Türk bankacılık sisteminde finansal dolarizasyonun banka kârlılığı üzerindeki etkisini incelemiş ve mevduat dolarizasyonundaki artışların net faiz marjını istatistiksel olarak anlamlı biçimde azalttığını tespit etmişlerdir. Çalışmada, yabancı para mevduatların bankaların fonlama maliyetlerini yükselttiği ve bu durumun faiz gelirlerinin sürdürülebilirliğini zayıflattığı vurgulanmaktadır (Çorak & Aksoy, 2024). Bu bulgular, mevduat dolarizasyonunun bankacılık sektörü faiz gelirleri üzerindeki etkisinin dolaylı ancak güçlü bir kanal üzerinden gerçekleştiğini göstermektedir.

Kolcu ve Yamak, 2012:12-2021:01 dönemi Türkiye örneğinde döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki etkisini kısa ve uzun dönem itibariyle araştırdıkları çalışmalarında, mevduat dolarizasyonu ile döviz kuru ve tüketici güven endeksi arasında uzun dönem ilişki tespit etmişler ve mevduat dolarizasyonunun uzun dönemde döviz kurundaki hem artışlardan hem de düşüşlerden aynı yönlü etkilendiğini göstermişlerdir. Mevduat dolarizasyonunun döviz kurundaki düşüşe verdiği tepki, artışa verdiği tepkiden yaklaşık 2.5 kat daha fazla olduğunu belirterek, mevduat dolarizasyonunun uzun dönem itibariyle döviz kuru değişimine verdiği tepkinin asimetrik olduğu ifade etmişlerdir (Kolcu ve Yamak; 2022: 495).

Bununla birlikte literatürde dikkat çeken önemli bir sınırlılık, dolarizasyon–faiz ilişkilerinin çoğunlukla doğrusal varsayımlar altında analiz edilmesidir. Oysa dolarizasyonun yönünün bankacılık sektörü üzerine etkileri ve bu etkilerin büyüklüğü farklılaşabilmektedir. Özellikle döviz mevduatlarının arttığı dönemlerde fonlama maliyetleri ve riskler hızla yükselirken, dolarizasyonun gerilediği dönemlerde bankaların faiz gelirleri üzerindeki olumlu etkiler daha sınırlı ve gecikmeli olabilmektedir. Bu durum, dolarizasyon–faiz ilişkilerinin asimetrik bir yapı sergilediğine işaret etmektedir (Demir & Sever, 2023: 128; Apergis & Payne, 2022: 7).

Son dönem metodolojik literatür, bu tür asimetrik ilişkilerin doğrusal modellerle yeterince yakalanamadığını ve doğrusal olmayan ekonometrik yaklaşımların tercih edilmesi gerektiğini vurgulamaktadır. Özellikle Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) tarafından geliştirilen NARDL yaklaşımı, değişkenlerdeki pozitif ve negatif şokları ayırıştırarak kısa ve uzun dönem asimetrik etkilerin birlikte analiz edilmesine olanak tanımaktadır (Shin et al., 2014: 283). Türkiye’de mevduat dolarizasyonu dinamiklerinin doğrusal olmayan bir yapı sergilediği dikkate alındığında, NARDL yaklaşımı literatürdeki bu boşluğu doldurabilecek güçlü bir metodolojik çerçeve sunmaktadır.

2. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu çalışma, Türkiye’deki mevduat dolarizasyonunun toplam faiz gelirlerini nasıl etkilediğini incelemek amacıyla gerçekleştirilmiştir. Araştırma kapsamında, 2012:12 – 2024:04 dönemini kapsayan aylık finansal veriler kullanılmıştır. Veri seti toplamda 137 gözlemden oluşmakta ve aşağıda belirtilen değişkenleri içermektedir:

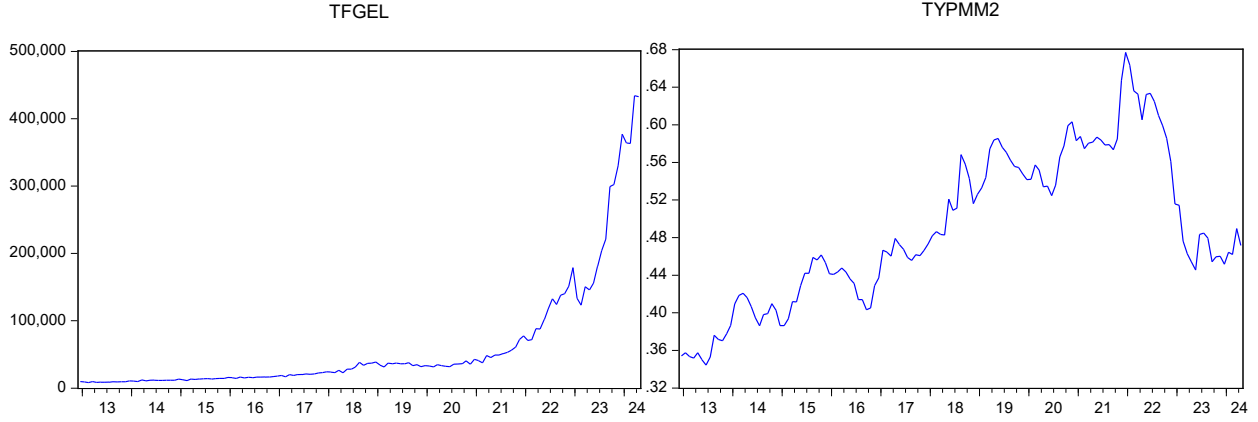
Tablo 1: Değişkenlere Ait Bilgiler

Değişken Türü	Değişken	Açıklama
Bağımlı Değişken	LTFGEL	Toplam Faiz (Kar Payı) Gelirleri Logaritması

Türkiye’de Mevduat Dolarizasyonunun Banka Faiz Gelirleri Üzerindeki Asimetrik Etkileri

Bağımsız Değişken	TYPMM2	Toplam Yp Mevduatlar / M2
-------------------	--------	---------------------------

Grafik 1: Değişkenlere Ait Grafikler



Veri seti, mevduat dolarizasyonunun banka karlarını nasıl etkilediğini incelemek ve analiz etmek amacıyla toplanmıştır. TYPMM2 bağımsız değişken, LTFGEL, bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler ise Tablo 2’de yer almaktadır.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

	LTFGEL	TYPMM2
Ortalama	10.39257	0.489401
Medyan	10.35377	0.472773
Maksimum	12.98132	0.677147
Minimum	9.014934	0.344395
Standart Sapma	1.021378	0.081058
Gözlem Sayısı	137	137

Tablo 2’ye göre, Türkiye’deki bankaların finansal performansını ve mevduat dolarizasyonunu incelemek için kullanılan değişkenlerin istatistiksel özetleri dikkat çekici bulgular sunmaktadır. Tablo 2, değişkenlerin ortalama ve medyan değerlerinin birbirine oldukça yakın olduğunu göstermektedir. Bu durum, veri setinin genel olarak dengeli bir dağılıma sahip olduğunu ve aşırı uç değerlerin ortalama üzerinde büyük bir etki yapmadığını ifade etmektedir. Örneğin, toplam faiz gelirlerinin logaritması (LTFGEL) için ortalama değer 10.39257, medyan değer ise 10.35377 olarak belirlenmiştir. Benzer şekilde, toplam yabancı para mevduatlarının M2 para arzına oranı (TYPMM2) için ortalama değer 0.489401, medyan değer ise 0.472773’tür. Bu bulgular, bankaların finansal performans göstergelerinde belirgin bir dengesizlik olmadığını göstermektedir. Maksimum ve minimum değerler incelendiğinde, bankaların finansal performansında dönemler arası büyük farklılıklar olduğu görülmektedir. Örneğin, toplam faiz gelirlerinin logaritması (LTFGEL) için minimum değer 9.014934 iken, maksimum değer 12.98132’dir. Bu durum, bazı dönemlerde bankaların faiz gelirlerinde önemli artışlar yaşandığını ortaya koyar. Benzer şekilde, toplam yabancı para mevduatlarının M2 para arzına oranı (TYPMM2) minimum 0.344395 ile maksimum 0.677147 arasında değişmektedir. Bu oran, bankaların yabancı para mevduatlarının toplam mevduat içindeki payında belirgin dalgalanmalar olduğunu göstermektedir.

Bu çalışmada, Türkiye’deki mevduat dolarizasyonunun bankaların toplam faiz (kâr payı) gelirleri üzerindeki asimetrik etkilerini incelemek için Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) tarafından önerilen NARDL modeli kullanılmıştır. Bu model, Pesaran ve Shin (1998) tarafından önerilen Gecikmeli Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) modelinin genişletilmiş bir versiyonudur. NARDL modeli, asimetrik ilişkiyi değerlendirmede güçlü bir araçtır. Özellikle değişkenler arasında hem kısa vadeli dalgalanmaları hem de uzun vadeli eşbütünleşme ilişkisini analiz etmek için NARDL modeli tercih edilmiştir. NARDL yöntemi, Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001) tarafından bilinen ARDL modelinin asimetrik bir

uzantısıdır. Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) modelinin genişletilmiş bir versiyonu olup başlangıç modelinden aşağıdaki denklem elde edilmektedir:

$$\Delta y_t = c + \rho y_{t-i} + \beta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \alpha_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Bu denklemde, Δ , birinci farkı operatörünü gösterirken, y_t , bağımlı değişkeni ifade etmektedir. c sabit terimi, x_t , ise $k \times 1$ boyutundaki bağımsız değişkenler vektörünü temsil etmektedir. ρ ve β , uzun dönem katsayılarını, π ve α ise kısa dönem katsayılarını temsil etmektedir. p ve q , gecikme derecelerini belirtirken, ε_t hata terimidir. Bu modelde simetrik etkiler varsayılmaktadır, ancak NARDL modelinde bu varsayım aşağıdaki yapıdaki modellenmektedir:

$$y_t = \alpha^+ x_t^+ + \alpha^- x_t^- + v_t \quad (2)$$

Burada ise v_t , uzun dönem sapmalarını temsil eden ve ortalaması sıfır olan durağan bir hata terimidir. α^+ ve α^- , bağımsız değişkenlerin uzun dönem pozitif ve negatif şoklarına karşılık gelen katsayılarıdır. x_t^+ ve x_t^- , bağımsız değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerine karşılık gelmektedir.

$$x_t = x_0 + \alpha^+ x_t^+ + \alpha^- x_t^- \quad (3)$$

$$x_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta x_j^+; 0) \quad (4)$$

$$x_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta x_j^-; 0) \quad (5)$$

Denklem 2'den elde edilerek denklem 1'e yerleştirilen ARDL modelinin NARDL formu aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = c + \rho_i y_{t-i} + \beta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta \alpha_i y_{t-i} \\ + \sum_{i=1}^{q-1} (\pi^+ \Delta x_{t-i}^+ + \pi^- \Delta x_{t-i}^-) + e_t \end{aligned} \quad (6)$$

Mevduat dolarizasyonu ile bankaların toplam faiz gelirleri arasındaki asimetrik ilişki için Denklem 7 kullanılmaktadır.

$$\begin{aligned} \Delta LTGEL_t = \rho LTGEL_{t-1} + \sigma KUKLA + \theta_1^+ TYPMM2_{t-1}^+ + \theta_1^- TYPMM2_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta \delta_1 LTGEL_{t-i} \\ + \sum_{i=1}^{q-1} (\gamma^+ \Delta TYPMM2_{t-i}^+ + \gamma^- \Delta TYPMM2_{t-i}^-) + e_t \end{aligned} \quad (7)$$

NARDL modelinin asimetrik ilişkisinin incelenmesi için ilk olarak, uzun dönemli bir ilişkinin varlığını belirlemek amacıyla Pesaran ve Shin (1998) tarafından geliştirilen F-sınır testi uygulanmaktadır. Testin temel hipotezi, eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı yönündedir. Bu testin avantajı, farklı entegrasyon derecelerine sahip değişkenlere uygulanabilmesi, yani $I(0)$ veya birlikte eşbütünleşik olmaları yeterlidir. Eğer test istatistiği $I(0)$ kritik değerinin altında kalırsa, eşbütünleşme olmadığı sonucuna varılır, ancak $I(1)$ kritik değerinin üstünde olduğunda eşbütünleşme vardır anlamına gelmektedir. Bu noktada uzun dönem ilişkisi $\rho = \theta_1^+ = \theta_1^- = 0$ kısıtlamasının uygulanmasıyla test edilmektedir. Uzun dönem parametrelerinin tahmini ise $\beta_{TYPMM2}^+ = -\frac{\theta_1^+}{\rho}$, $\beta_{TYPMM2}^- = -\frac{\theta_1^-}{\rho}$ denklemleri kullanılarak hesaplanmaktadır. Literatürde kısa dönem gecikmeli değişkenlerin seçimi için çoğunlukla adımsal regresyon (stepwise) yöntemi kullanılmaktadır. Bu çalışmada da kısa dönem gecikmeli değişkenlerin seçiminde adımsal regresyon (stepwise) yöntemi kullanılmıştır. Son aşamada ise, NARDL modelinin dinamik etkileri incelenmiştir.

3. MODEL VE BULGULAR

Bu çalışmada, mevduat dolarizasyonunun banka karlılığı üzerindeki etkileri incelenmiştir. 2012:12-2024:04 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak, toplam yabancı para mevduatlarının M2 para arzına oranı (TYPMM2) ile bankaların

Türkiye’de Mevduat Dolarizasyonunun Banka Faiz Gelirleri Üzerindeki Asimetrik Etkileri

finansal performans göstergeleri arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Analizler, EViews programı ile zaman serisi veri analizi yöntemi kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Araştırmanın amacı doğrultusunda, mevduat dolarizasyonunun banka karlılığı üzerindeki etkilerini incelemek için temel regresyon modeli aşağıdadır:

$$\text{Model: } LTFGEL_t = \beta_0 + \beta_1 TYPMM2_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Model, toplam faiz (kâr payı) gelirlerinin logaritmasını ifade eden LTFGEL ile TYPMM2 arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Bu model, yabancı para mevduatlarının toplam faiz gelirleri üzerindeki etkisini anlamayı amaçlamaktadır.

Tablo 3: Geleneksel Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN	ADF Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Olasılık Değeri
LTFGEL	0.275788	-3.446464	0.9983
$\Delta LTFGEL$	-1.302926	-2.884856	0.6268
$\Delta^2 LTFGEL$	-7.298166	-1.943427	0.0000*
TYPMM2	-1.381261	-3.443450	0.8623
$\Delta TYPMM2$	-9.472615	-2.882910	0.0000*
DEĞİŞKEN	PP Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Olasılık Değeri
LTFGEL	-0.064316	-3.443201	0.9950
$\Delta LTFGEL$	-15.77384	-2.882910	0.0000*
TYPMM2	-1.252040	-3.443201	0.8950
$\Delta TYPMM2$	-9.379632	-2.882910	0.0000*

Tablo 3’te sunulan ADF birim kök testi sonuçlarına göre, LTFGEL değişkeninin düzey değerinde (seviyede) test istatistiği 0.275788 olup, %5 kritik değeri olan -3.446464’ten daha negatif değildir ve olasılık değeri 0.9983’tür. Bu nedenle, H_0 hipotezi reddedilemeyip, LTFGEL’in düzeyde birim köke sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Aynı zamanda, LTFGEL değişkeninin birinci farkı alındığında ($\Delta LTFGEL$), test istatistiği -1.302926 olup, %5 kritik değeri olan -2.884856’dan yine daha negatif değildir ve olasılık değeri 0.6268’dir. Bu durumda da H_0 hipotezi reddedilemez ve LTFGEL’in birinci farkında durağan olmadığı görülmektedir. Ancak, ikinci farkı alındığında ($\Delta^2 LTFGEL$), test istatistiği -7.298166 olup, %5 kritik değeri olan -1.943427’den daha negatif olduğu için H_0 hipotezi ret edilmiş ve serinin ikinci farkında durağan olduğu (I(2) düzeyinde) sonucuna ulaşılmıştır.

PP testi sonuçları da ADF testi ile uyumlu sonuçlar vermektedir. LTFGEL düzeyinde test istatistiği -0.064316 olup, %5 kritik değerden (-3.443201) daha negatif değildir ve olasılık değeri 0.9950’dir. Bu nedenle, H_0 hipotezi reddedilemez ve LTFGEL’in düzeyde birim köke sahip olduğu sonucuna varılmıştır. LTFGEL’in birinci farkında ($\Delta LTFGEL$) test istatistiği -15.77384 olup, %5 kritik değerden (-2.882910) daha negatiftir ve H_0 hipotezi ret edilir, serinin birinci farkında durağan olduğu görülmüştür. TYPMM2 değişkeni için PP testi sonuçlarına göre, düzeyde test istatistiği -1.252040 olup, %5 kritik değerden (-3.443201) daha negatif değildir ve olasılık değeri 0.8950’dir. Bu durumda H_0 hipotezi reddedilememekte ve TYPMM2’nin düzeyde durağan olmadığı görülmektedir. Ancak, birinci farkı alındığında ($\Delta TYPMM2$), test istatistiği -9.379632 olup, %5 kritik değerden (-2.882910) daha negatiftir ve serinin birinci farkında durağan olduğu sonucu elde edilmiştir.

ADF ve PP testlerinin yanı sıra, değişkenlerin olası yapısal kırılmalarını da göz önünde bulundurmak amacıyla Zivot-Andrews ve Lee-Strazicich yapısal kırılma testleri uygulanmıştır.

Tablo 4: Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN	Zivot-Andrews Test İstatistiği	Kritik Değer (%1)	Kritik Değer (%5)	Kritik Değer (%10)	Kırılma Tarihi
LTFGEL	-3.625657	-5.57	-5.08	-4.82	2019M09

$\Delta LTFGEL$	-6.968236	-5.34	-4.93	-4.58	2021M03
TYPMM2	-4.922707	-5.57	-5.08	-4.82	2021M11
$\Delta TYPMM2$	-10.12972	-5.34	-4.93	-4.58	2022M01
	Lee-Strazicich Test İstatistiği	Kritik Değer (%1)	Kritik Değer (%5)	Kritik Değer (%10)	Kırılım Tarihi
LTFGEL	-5.859763	-6.148400	-5.582840	-5.331880	2018M05, 2020M11
$\Delta LTFGEL$	-12.80981	-6.211220	-5.657160	-5.324980	2018M01, 2019M09
TYPMM2	-6.385954	-6.239467	-5.596960	-5.310720	2018M03, 2022M10

Tablo 4'te sunulan Zivot-Andrews ve Lee-Strazicich testleri, yapısal kırılmaları dikkate alarak değişkenlerin durağanlık durumlarını incelemektedir. Zivot-Andrews testi sonuçlarına göre, LTFGEL değişkeni seviyesinde birim köke sahiptir ve durağan değildir. Ancak, değişkenin birinci farkı alındığında durağan hale gelmektedir. Benzer şekilde, TYPMM2 değişkeni de seviyesinde durağanlık göstermemekle birlikte, birinci farkı alındığında durağanlaşmaktadır.

Lee-Strazicich testi sonuçları da yapısal kırılmaları göz önünde bulundurarak değişkenlerin durağanlık analizini yapmaktadır. Bu test sonucunda hem LTFGEL hem de TYPMM2 değişkenlerinin düzeylerinde durağanlık görülmemiştir, ancak birinci farkları alındığında her iki değişken de durağan hale gelmiştir.

Bu sonuçlar, yapısal kırılmaların olduğu dönemlerde her iki değişkenin de birim kök taşıdığını, ancak birinci farkları alındığında durağan olduklarını ortaya koymaktadır. Her ne kadar ADF test sonucunda TYPMM2 değişkeni I(2) olarak tespit edilmişse de, diğer birim kök testlerinin sonuçları değişkenlerin çoğunlukla I(1) düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. NARDL yöntemi, yalnızca I(0) ve I(1) düzeyde durağan değişkenleri kabul ettiğinden, analizde ağırlıklı olarak I(1) sonuçlarını dikkate alarak model kurulmuştur.

Tablo 5: NARDL Sınır Testi

NARDL(6,8,3)		Kritik Değer	
		I(0)	I(1)
F_{Bounds} Test = 11.70504 k = 2 n=80 için	% 10	3.26	4.247
	% 5	3.94	5.043
	% 1	5.407	6.783
t_{Bounds} Test = -4.104751	% 10	-2.57	-3.21
	% 5	-2.86	-3.53
	% 1	-3.43	-4.10

Tablo 5'te sunulan NARDL sınır testi sonuçlarına göre, modelde F-Bounds Testi ve t-Bounds Testi istatistikleri kullanılarak eşbütünleşme ilişkisi incelenmiştir.

F-Bounds Testi sonucunda elde edilen değer 11.70504'tür. Bu değer, %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerindeki I(1) kritik değerlerinin hepsinden büyüktür. Özellikle %5 anlamlılık seviyesinde I(1) kritik değeri 5.043 iken, F istatistik değeri

Türkiye’de Mevduat Dolarizasyonunun Banka Faiz Gelirleri Üzerindeki Asimetrik Etkileri

11.70504’tür. Bu durum, modeldeki bağımsız değişkenler ile bağımlı değişken arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi olduğunu güçlü bir şekilde kanıtlamaktadır. t-Bounds Testi için elde edilen değer ise -4.104751 olup, bu da %5 anlamlılık seviyesindeki I(1) kritik değeri olan -3.53’ten küçüktür. Bu sonuç, aynı şekilde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu ve uzun dönemde bu ilişkinin dengeye doğru hareket ettiğini göstermektedir. Bu test sonuçlarına dayanarak, NARDL modelinizdeki bağımsız değişkenlerin, bağımlı değişkenle uzun dönemde eşbütünleştiği ve modelde asimetrik bir ilişki olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 6: NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Uzun Dönem	Katsayılar	t-istatistik	Olasılık Değeri
$L_{TYPMM2+}$	0.410307	0.795682	0.4280
$L_{TYPMM2-}$	-5.061894	-7.169294	0.0000

Tablo 6’daki NARDL uzun dönem tahmin sonuçlarına göre, TYPMM2 değişkeninin pozitif ve negatif şoklarının LTFGEL (Toplam Faiz/Kar Payı Gelirleri Logaritması) üzerindeki uzun dönem etkileri belirgin şekilde asimetriktir. TYPMM2 (pozitif şoklar) katsayısı 0.410307 olup, istatistiksel olarak anlamlı değildir ($p = 0.4280$). Bu durum, TYPMM2’de meydana gelen 1 birimlik bir artışın LTFGEL üzerinde %0.41 oranında bir artışa neden olduğunu göstermektedir; ancak bu etki anlamlı olmadığı için pozitif döviz şoklarının faiz gelirleri üzerinde uzun dönemde kayda değer bir etkisi bulunmamaktadır. Diğer yandan, TYPMM2 (negatif şoklar) katsayısı -5.061894 olarak hesaplanmış ve istatistiksel olarak anlamlıdır ($p = 0.0000$). Bu sonuç, TYPMM2’de meydana gelen 1 birimlik bir azalışın, LTFGEL’i yaklaşık %5.06 oranında artırdığını göstermektedir. Yani, döviz mevduatlarındaki azalışlar, bankaların faiz gelirlerinde uzun dönemde önemli bir artışa yol açmaktadır. Bu, döviz mevduatlarındaki azalışların faiz gelirlerinde bir toparlanma etkisi yarattığını, bunun da döviz talebindeki azalmayla birlikte bankaların gelirlerini artırabileceğini göstermektedir.

Tablo 7: Wald Testi ile Kısa ve Uzun Dönem Asimetrik İlişkilerin Tespiti

Uzun Dönem	Test İstatistiği	Olasılık	Kısa Dönem	Test İstatistiği	Olasılık
$W_{LR, TYPMM2}$	12.79694	0.0005	$W_{SR, TYPMM2}$	4.342167	0.0394

Tablo 7’de yer alan Wald testi sonuçlarına göre hem uzun hem de kısa dönemde H_0 hipotezi sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık seviyelerinde reddedilmiştir. Uzun dönem için olasılık değeri 0.01’den küçük olduğu için, TYPMM2 değişkenindeki artışlarla azalışlar arasında uzun dönemde asimetrik bir ilişki olduğu kanıtlanmaktadır. Bu bulgu, TYPMM2’deki artışların LTFGEL üzerindeki etkisinin, azalışların etkisiyle aynı olmadığını göstermektedir. Benzer şekilde, kısa dönemde de olasılık değeri 0.05’ten küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiş, kısa vadede de TYPMM2’deki artışlar ve azalışlar arasında asimetrik bir ilişkinin varlığı kanıtlanmıştır. Bu sonuçlar hem kısa hem de uzun dönemde döviz mevduatlarındaki değişimlerin faiz gelirleri üzerinde farklı etkiler yarattığını ortaya koymaktadır.

Tablo 8: NARDL Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık
LTFGEL(-1)	0.5418	0.0992	5.4641	0.0000
LTFGEL(-2)	0.2566	0.1059	2.4232	0.0171
LTFGEL(-3)	0.2152	0.0980	2.1962	0.0302
LTFGEL(-4)	-0.0816	0.1029	-0.7927	0.4297
LTFGEL(-5)	-0.0710	0.0846	-0.8385	0.4036
LTFGEL(-6)	-0.1559	0.0901	-1.7302	0.0865
TYPMM2_POS	3.4898	0.6590	5.2959	0.0000
TYPMM2_POS(-1)	-3.3463	1.0100	-3.3133	0.0013

TYPMM2_POS(-2)	-0.0541	1.0000	-0.0541	0.9570
TYPMM2_POS(-3)	-0.5955	1.1118	-0.5356	0.5933
TYPMM2_POS(-4)	1.9549	1.0397	1.8802	0.0628
TYPMM2_POS(-5)	-0.7598	0.9274	-0.8193	0.4145
TYPMM2_POS(-6)	-0.7793	1.0191	-0.7647	0.4461
TYPMM2_POS(-7)	2.0263	1.1686	1.7340	0.0858
TYPMM2_POS(-8)	-1.8152	0.8891	-2.0417	0.0436
TYPMM2_NEG	-3.4257	1.2114	-2.8278	0.0056
TYPMM2_NEG(-1)	3.2131	1.7376	1.8492	0.0672
TYPMM2_NEG(-2)	3.5764	1.9202	1.8625	0.0653
TYPMM2_NEG(-3)	-4.8564	1.6004	-3.0344	0.0030
KUKLA	-0.0886	0.0272	-3.2594	0.0015
C	2.6378	0.6498	4.0597	0.0001
Tanımlayıcı İstatistikler				
Düzeltilmiş R^2			0.995141	
F-İstatistiği			1301.565 (0.0000)	
Jarque-Bera			0.679442 (0.711969)	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Testi			1.706553 (0.4260)	
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Testi			38.20124 (0.0084)	
Ramsey Reset Testi			2.716151 (0.1023)	
<i>Cusum</i>			İstikrarlı	
<i>Cusum</i> ²			İstikrarlı	

Tablo 8'de sunulan NARDL modeli sonuçları, LTFGEL'in gecikmeli değerlerinin faiz gelirleri üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Özellikle LTFGEL(-1), LTFGEL(-2) ve LTFGEL(-3) katsayıları anlamlı çıkmış, bu da faiz gelirlerinin kendi geçmiş değerlerinden pozitif yönde etkilendiğini ortaya koymaktadır. Ancak, LTFGEL(-4) ve sonrasındaki gecikmelerin anlamlı olmaması, daha uzun vadeli etkilerin zayıfladığını göstermektedir.

TYPMM2_POS (pozitif döviz şokları) faiz gelirlerinde güçlü bir artışa neden olurken (katsayı: 3.4898), bazı gecikmeli değerler, özellikle TYPMM2_POS(-1) ve TYPMM2_POS(-8), negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu durum, döviz mevduatlarında yaşanan pozitif şokların ilk aşamada faiz gelirlerini artırsa da bazı gecikmeli etkilerle bu etkinin tersine dönebileceğini göstermektedir. TYPMM2_NEG (negatif döviz şokları) ise döviz mevduatlarındaki düşüşlerin faiz gelirlerinde belirgin bir azalmaya neden olduğunu ve bu etkinin anlamlı olduğunu göstermektedir (katsayı: -3.4257, $p = 0.0056$).

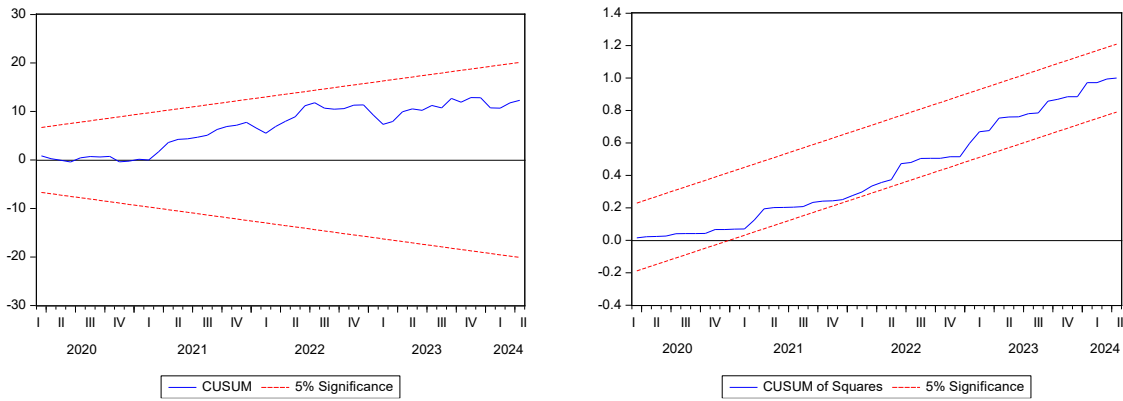
Türkiye’de Mevduat Dolarizasyonunun Banka Faiz Gelirleri Üzerindeki Asimetrik Etkileri

Pandemi dönemi için eklenen kukla değişken (2020M02-2022M02) negatif ve anlamlı çıkmıştır (katsayı: -0.0886, $p = 0.0015$), bu da pandemi sürecinde faiz gelirlerinin azaldığını ortaya koymaktadır.

Modelin genel geçerliliği, yüksek Düzeltilmiş R^2 (0.9951) ve anlamlı F-istatistiği ile desteklenmektedir. Ayrıca, Jarque-Bera testi sonuçlarına göre hata terimleri normal dağılmakta ve Breusch-Godfrey testi otokorelasyon bulunmadığını göstermektedir. Breusch-Pagan-Godfrey testi modelde heteroskedastisite olduğunu işaret etse de White heteroskedastisite tutarlı standart hata tahmincisi kullanıldığı için, modelin katsayıları heteroskedastisiteden bağımsız olarak tutarlı ve güvenilir şekilde tahmin edilmiştir. Ramsey RESET ve CUSUM/CUSUM² test sonuçları, modelin doğru spesifikasyona sahip olduğunu ve zaman içinde istikrarlı olduğunu göstermektedir.

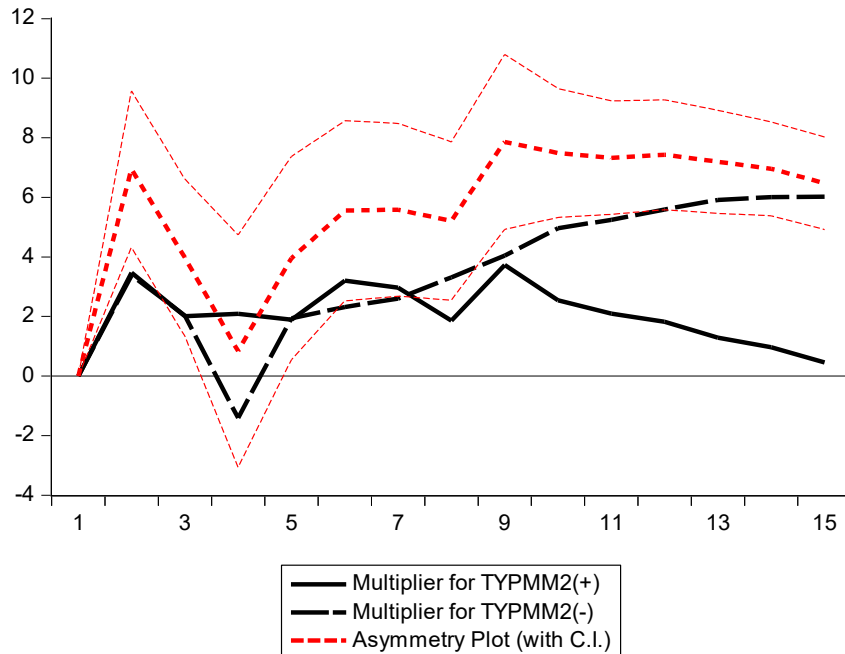
Bu bulgular, Türkiye’deki döviz mevduatları ile bankaların faiz gelirleri arasındaki ilişkinin asimetrik olduğunu ve pozitif şokların daha belirgin bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Grafik 2: Modeller Ait Cusum ve Cusum² Grafikleri



Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM testi, hata terimlerinin %95 güven aralığı içinde belirlenen sınırlar dahilinde kalıp kalmadığını değerlendirirken, CUSUM2 testi ise hata terimlerinin karelerinin kümülatif olarak aynı sınama sürecinden geçip geçmediğini inceler (Çetin vd., 2014). Grafik 2’de yer alan CUSUM ve CUSUM2 grafiklerine bakıldığında, %95 güven aralığında sınırlar içinde kaldıkları gözlemlenmektedir. Bu bulgulara dayanarak, oluşturulan modelin istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılabilir.

Grafik 3: NARDL Multiplier Grafiği



Grafik 3, NARDL modeli çerçevesinde TYPMM2'nin (Toplam Yabancı Para Mevduatları / M2) pozitif ve negatif şoklarının LTFGEL (Toplam Faiz/ Kar Payı Gelirleri Logaritması) üzerindeki çarpan etkilerini zaman içinde incelemektedir. Grafik, döviz mevduatlarındaki değişimlerin bankaların faiz gelirlerine olan etkilerini asimetrik bir yaklaşımla ele almaktadır. Pozitif şoklar (TYPMM2(+)), başlangıçta LTFGEL üzerinde belirgin bir artışa yol açmaktadır. Bu etki, kısa vadede güçlü bir şekilde gözlemlenmekte olup, zamanla azalarak stabil bir seviyeye ulaşmaktadır. Özellikle ilk birkaç dönemde pozitif şokların LTFGEL üzerindeki etkisi oldukça kuvvetli bir pozitif yönlü ilişkiyi ortaya koymaktadır. Ancak uzun vadede, pozitif şokların etkisi zamanla azalarak durağanlaşmaktadır. Negatif şoklar (TYPMM2(-)) ise başlangıçta LTFGEL üzerinde keskin bir düşüş yaratmaktadır. Döviz mevduatlarındaki azalmaların faiz gelirlerini kısa vadede olumsuz etkilediği görülmektedir. Ancak negatif şokların etkisi de zamanla zayıflamakta ve belirli bir noktadan sonra toparlanma eğilimi göstermektedir. Yaklaşık beşinci dönem itibarıyla negatif şokların etkisi pozitif şoklara yaklaşmakta ve her iki etkinin de uzun vadede birbirine yaklaştığı gözlemlenmektedir.

Grafikte asimetrik etkiler de incelenmektedir. Pozitif ve negatif şoklar arasındaki fark başlangıçta belirgin bir asimetriyi ortaya koymakta, ancak zamanla bu fark azalarak uzun vadede kaybolmaktadır. Pozitif şokların etkisi daha uzun süre devam etmekte ve daha güçlü görünmekteyken, negatif şokların etkisi daha hızlı bir toparlanma eğilimi sergilemektedir. Bu bulgular, Türkiye'de döviz mevduatlarının bankacılık sektöründeki faiz gelirleri üzerindeki asimetrik etkilerini göstermektedir. Döviz mevduatlarındaki artışlar bankaların gelirlerini artırırken, azalışlar başlangıçta gelirlerde azalmaya yol açsa da uzun vadede toparlanma yaşanmaktadır.

TYPMM2(+) (Pozitif Şoklar) için çarpan etkisinin (siyah çizgi) oldukça düşük olduğu ve zamanla azalarak dengelendiği görülmektedir. Bu, Tablo 6'daki pozitif şokların anlamlı olmamasıyla uyumludur. Yani, döviz mevduatlarındaki artışlar faiz gelirleri üzerinde uzun vadede anlamlı bir etki yaratmamaktadır. TYPMM2(-) (Negatif Şoklar) için çarpan etkisinin (kesikli siyah çizgi) başlangıçta negatif olduğu, ancak zamanla toparlandığı ve pozitif bir etki yarattığı görülmektedir. Bu da Tablo 6'daki negatif şokların anlamlı ve uzun dönemde faiz gelirlerinde toparlanma yaratacağı bulgusuyla uyumludur. Asimetrik Etki (kırmızı çizgi): Pozitif ve negatif şoklar arasındaki fark başlangıçta büyükken, zamanla bu fark azalmakta ve etkiler dengeye gelmektedir. Bu da negatif şokların uzun vadede toparlanma sağladığını desteklemektedir.

4. SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye'de mevduat dolarizasyonunun bankaların toplam faiz (kar payı) gelirleri üzerindeki etkileri 2012:12–2024:04 dönemine ait aylık veriler kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada doğrusal olmayan ARDL (NARDL) yöntemi tercih edilerek, döviz mevduatlarındaki artışlar ve azalışların faiz gelirleri üzerindeki kısa ve uzun dönem etkileri asimetrik biçimde incelenmiştir.

Ampirik bulgular, mevduat dolarizasyonu ile bankaların faiz gelirleri arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. NARDL uzun dönem tahmin sonuçlarına göre, döviz mevduatlarındaki pozitif şokların faiz gelirleri üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı bulunmazken, negatif şokların faiz gelirlerini uzun dönemde anlamlı ve güçlü biçimde artırdığı tespit edilmiştir. Bu sonuç, döviz mevduatlarındaki azalışların bankaların Türk Lirası cinsi faaliyetlerini ve faiz gelirlerini destekleyici bir rol oynadığını göstermektedir.

Wald testi sonuçları hem kısa hem de uzun dönemde mevduat dolarizasyonunun faiz gelirleri üzerindeki etkilerinin asimetrik olduğunu doğrulamaktadır. Dinamik çarpan analizleri, pozitif dolarizasyon şoklarının etkisinin zamanla zayıfladığını, negatif şokların ise başlangıçta olumsuz bir etki yaratsa da uzun vadede toparlanma sağladığını ortaya koymaktadır. Ayrıca pandemi dönemini temsil eden kukla değişkenin negatif ve anlamlı olması, bu süreçte bankaların faiz gelirlerinin baskılandığını göstermektedir.

Elde edilen bulgular, para politikası açısından önemli çıkarımlar sunmaktadır. Döviz mevduatlarındaki çözülmenin bankaların faiz gelirlerini artırıcı bir etki yaratması, Türk Lirasına olan güveni artırmaya yönelik politikaların bankacılık sektörü gelir yapısını da güçlendirebileceğini göstermektedir. Bu bağlamda, makro ihtiyati politikalar, bankacılık sektörünün kur riskine duyarlılığını azaltacak düzenlemeler ile güçlendirilerek uygulanmalıdır. Bankacılık sisteminin açık pozisyonları etkin bir şekilde denetlenmelidir. Ulusal para cinsinden tasarruf araçları cazip hale getirilerek, hem bireysel hem de kurumsal yatırımcılar açısından enflasyona endeksli, düşük maliyetli ve uzun vadeli Türk Lirası cinsinden finansal araçlar yaygınlaştırılmalıdır. Önerilerden hareketle dolarizasyonla mücadele politikalarının yalnızca fiyat istikrarı için değil, aynı zamanda bankacılık sektörü kârlılığı açısından da kritik olduğu söylenebilir.

KAYNAKÇA

- AKÇAY, O. C., & Güngör, B. (2020). Mevduat dolarizasyonunun bankacılık sektörü üzerindeki etkileri: Türkiye örneği. *İktisat İşletme ve Finans*, 35(410), 199–224.
- APERGIS, N., & PAYNE, J. E. (2022). Asymmetric effects of financial dollarization on banking performance. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 77, 101497. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2022.101497>.
- BANKACILIK DÜZENLEME VE DENETLEME KURUMU. (2022). *Türk bankacılık sektörü temel göstergeleri raporu*. Ankara: BDDK Yayınları, 1-47.
- BORIO, C. (2012). *The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?* BIS Working Papers No. 395. Bank for International Settlements.
- BROWN, R. L., DURBIN, J., & EVANS, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 37(2), 149–163. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>.
- BUSSIÈRE, M. (2013). Exchange rate pass-through to trade prices: The role of nonlinearities and asymmetries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(5), 731–758. <https://doi.org/10.1111/obes.12011>.
- CALVO, G. A., & VÉGH, C. A. (1992). *Currency substitution in developing countries: An introduction*. IMF Working Paper No. WP/92/40.
- CAMPA, J. M., & GOLDBERG, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679–690. <https://doi.org/10.1162/003465305775098189>.
- ÇETİN, A. K., KUTLUTÜRK, M. M., & AKMAZ, H. K. (2014). Eğitim durumuna göre istihdamın GSYH üzerindeki etkisi. *Journal of Management and Economics Research*, 12(22), 249–266. <https://doi.org/10.11611/JMER206>
- DEMİR, Y., & SEVER, E. (2023). Finansal dolarizasyon ve bankacılık sektörü kârlılığı: Türkiye için asimetrik bir analiz. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 18(1), 113–134.
- DE NICOLÓ, G., HONOHAN, P., & IZE, A. (2005). Dollarization of the banking system: Good or bad? *Journal of Banking & Finance*, 29(7), 1697–1727. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.07.022>.
- IZE, A., & LEVY-YEYATI, E. (2003). Financial dollarization. *Journal of International Economics*, 59(2), 323–347. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00017-X](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00017-X).
- KARA, H., & EKİNCİ, A. (2022). *Para politikası aktarım mekanizması ve dolarizasyon ilişkisi: Türkiye üzerine bulgular*. TCMB Ekonomi Notları No. 2022-04.
- KOLCU, F., & YAMAK R. (2022). *Döviz Kurunun Mevduat Dolarizasyonu Üzerindeki Asimetrik Etkisi*, İzmir İktisat Dergisi, 37(2), 481-500.
- KÓNYA, I. (2021). Nonlinear adjustment and asymmetric pass-through effects. *Economic Modelling*, 98, 303–316. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.02.016>.
- KUTAN, A. M., ÖZSÖZ, E., & RENGIFO, E. W. (2012). Cross-sectional determinants of bank performance under deposit dollarization in emerging markets. *Emerging Markets Review*, 13, 478–492. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2012.07.003>.

- LEVY-YEYATI, E. (2006). Financial dollarization: Evaluating the consequences. *Economic Policy*, 21(45), 61–118. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2006.00154.x>.
- PESARAN, M. H., & SHIN, Y. (1998). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometric Society Monographs* (Vol. 31, pp. 371–413). Cambridge University Press.
- PESARAN, M. H., SHIN, Y., & SMITH, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>.
- REINHART, C. M., ROGOFF, K. S., & SAVASTANO, M. A. (2003). *Addicted to dollars*. NBER Working Paper No. 10015.
- SHIN, Y., YU, B., & GREENWOOD-NIMMO, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R. C. Sickles & W. C. Horrace (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281–314). Springer.
- TAYLOR, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389–1408. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4).
- TÜRKİYE CUMHURİYET MERKEZ BANKASI. (2024). *Finansal istikrar raporu*. Ankara: TCMB Yayınları.
- YILDIRIM, K., & ÖZTÜRK, S. (2021). Döviz mevduatlarının kredi faizleri üzerindeki etkisi: Türkiye için ampirik bulgular. *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 7(2), 85–104.