

Mobil Bankacılık Hizmetlerinin Türk Bankacılık Sistemi Karlılığına Etkisi

Mehmet AKARÇAY
Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, Mucur Meslek Yüksekokulu
ahievran.akarcay@gmail.com
ORCID ID: 0000-0003-1933-3510

Araştırma Makalesi	DOI: 10.31592/aeusbed.1523671
Geliş Tarihi: 28.07.2024	Revize Tarihi: 17.09.2024
	Kabul Tarihi: 20.01.2025

Atıf Bilgisi

Akarçay, M. (2025). Mobil bankacılık hizmetlerinin Türk bankacılık sistemi karlılığına etkisi. *Ahi Evran Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(1), 59-76.

ÖZ

Teknolojinin gelişmesi ile birlikte, diğer sektörlerde olduğu gibi bankacılık sektöründe de çalışma ve müşteriler ile etkileşim kurma biçimleri de değişmiştir. Değişen teknoloji ile birlikte, mobil bankacılık sistemi, kullanıcılarını inovasyona yönlendirerek müşteri odaklı, güvenilir ve ihtiyaçlara cevap veren hizmetler sunmaktadırlar. Bu çalışmanın amacı, mobil bankacılık hizmetlerinin Türk bankacılık sistemi karlılığına etkisini araştırmaktır. Aktif karlılığı (ROA) ve özsermaye karlılığının (ROE) bağımlı değişken olarak kullanıldığı çalışmada, 2011Q1-2024Q1 yılları arası çeyrek dönem verilerinden yararlanarak ARDL sınır testi ile uzun ve kısa dönem ilişkileri incelenmiştir. Aktif karlılığı ile mobil bankacılık aktif müşteri sayısı arasında uzun dönem katsayılar incelendiğinde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Buna karşın, aktif karlılığı ile ödemeler işlem hacmi değişkeni arasında istatistiksel olarak zayıf bir ilişki gözlemlenmiştir. Özkaynak karlılığı ile kredi kartı işlem hacmi arasında uzun dönem katsayılar bakıldığında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu, buna karşın para transferi işlem hacmi ve yatırım işlem hacmi uzun dönem istatistik değerleri ile özkaynak karlılığı arasındaki ilişki istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Anahtar Kelimeler: Bankacılık sektörü, mobil bankacılık, aktif karlılığı, özsermaye karlılığı.

The Impact of Mobile Banking Services on the Profitability of the Turkish Banking System

ABSTRACT

With the development of technology, the ways of working and interacting with customers in the banking sector, as in other sectors, have also changed. With the changing technology, mobile banking systems provide customer-oriented, reliable and needs-responsive services by directing their users to innovation. The purpose of this study is to investigate the effect of mobile banking services on the profitability of the Turkish banking system. In the study where return on assets (ROA) and return on equity (ROE) were used as dependent variables, long and short-term relationships were examined with ARDL bounds test using quarterly data between 2011Q1-2024Q1. When the long-term coefficients between return on assets and the number of active mobile banking customers were examined, a statistically significant relationship was found. On the other hand, a statistically weak relationship was observed between return on assets and the Payments transaction volume variable. When looking at the long-term coefficients between return on equity and credit card transaction volume, there is a statistically significant relationship, whereas the relationship between the long-term statistical values of money transfer transaction volume and investment transaction volume and return on equity is not statistically significant.

Keywords: Banking sector, mobile banking, return on assets, return on equity.

Giriş

20.yy. başlarından itibaren başlayan ve günümüzde baş döndürücü bir hızla devam eden teknolojik gelişmeler birçok alanda olduğu gibi bankacılık sektörünü de etkilemiş ve Türk bankacılık sektörü bu değişim ve gelişimden payını almıştır. Özellikle Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu’nun 2021 yılında yayınladığı “Uzaktan Müşteri Edinimi” düzenlemesi ile birlikte bankacılık sektörünün sunduğu hizmetlerin kapsamı ve müşterilerin finansal ihtiyaçlarını karşılama şekillerinde de değişimler yaşanmıştır. Hayatı kolaylaştırmayı ve müşterileri şubeye bağlı olmaktan kurtarmayı amaçlayan mobil bankacılık hizmetleri, bankacılık işlemlerini istenilen yer ve zamanda gerçekleştirme özgürlüğü de tanımaktadır.

Bankacılık sektöründe yaşanan teknolojik gelişmeler ve yenilikler sayesinde bankalar, müşteri sayılarını artırmakla birlikte, mobil bankacılık hizmetlerinin de yoğun bir şekilde kullanmasını sağlamıştır. Mobil bankacılık hizmetleri sayesinde müşteriler zaman kaybı yaşamadan ve şubeye gitmeden işlemlerini bankaların mobil uygulamaları sayesinde çok daha hızlı ve kısa sürede gerçekleştirmiş ve işlemlerin dijital ortamlarda yapılması da geleneksel bankacılık hizmetlerinin azalmasına katkı sağlamıştır (Mbama ve Ezepue, 2018). Bankaların internet bankacılığını bir fırsat olarak görmelerinin birkaç nedeni vardır. Bunlar: maliyet avantajı, yüksek karlılık, güçlü müşteri ilişkileri, çevre dostu imaj ve düşük risktir (Tunay, Tunay ve Akhisar, 2015).

Mobil bankacılık, bir yandan verimliliği ve operasyonel kontrolü artırmaya, diğer yandan süreci yakından takip ederek maliyetleri düşürmeye ve böylece daha yüksek üretkenlik ve kârlılığa katkıda bulunmaya yönelik taktiksel bir araç olarak ortaya çıkmıştır (Azmi vd. 2020). Mobil bankacılık hizmeti sunan bankalar, geleneksel bankalara kıyasla daha karlı bir performans göstermektedir. Mobil bankacılık hizmeti sunan bankaların aktif karlılığı ve özsermaye karlılıkları önemli ölçüde artış göstermektedir (Khan ve Khan, 2020).

Bu çalışmada mobil bankacılık hizmetlerinin Türk bankacılık sektörü karlılığına etkisinin analiz edilmesi amaçlanmıştır. Bu bağlamda mobil bankacılık hizmetleri; para transferleri işlem hacmi, kredi kartı işlem hacmi, dijital bankacılık aktif müşteri sayısı, ödemeler işlem hacmi, yatırım işlem hacmi ve değişkenleri yardımıyla 2011Q1-2024Q1 yılları arası çeyrek dönem verileri ile bankacılık sektörü karlılığına etkisi araştırılmıştır. Çalışmada ilk olarak mobil bankacılık faaliyetleri ile ilgili bilgi verilmiş, konu ile ilgili Türkiye’de ve uluslararası yazında yapılan çalışmalara yer verilmiş, veri seti ve yöntem tanıtılmış ve son bölümde analiz ve bulgular literatür ile karşılaştırılarak mobil bankacılığın karlılık üzerine etkisi olup olmadığı değerlendirilmiştir.

Literatür

Çalışmanın bu bölümünde Türkiye’de ve uluslararası alanda yapılan çalışmalar incelenmiştir. Yapılan literatür incelemelerinde mobil bankacılık hizmetlerinin bankacılık sektörü karlılığına etkisi üzerine yapılan çalışmalara yer verilmiştir.

Njoroge (2014) Mobil bankacılığın Kenya’da faaliyet gösteren ticari bankaların finansal performanslarına etkisini incelemiştir. Araştırmada 2011-2013 yılları arası 34 ticari bankanın finansal verileri doğrusal regresyon analiz yöntemi ile analiz etmiştir. Analiz sonucuna göre mobil bankacılığın tüm değişkenlerde bankacılık kuruluşlarının performansı üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu, ayrıca mobil bankacılığın ülkedeki bankacılık hizmetlerinin ayrılmaz bir parçası haline geldiği ve ülkedeki ticari bankaların performansını etkileme yeteneğinde hala büyük bir potansiyel sunduğu sonucuna varmıştır.

Kathuo, Rotich ve Anyango (2015) Kenya’da faaliyet gösteren 42 ticari bankanın 2014 yılı sonu itibarıyla mobil bankacılığın, banka karlılıklarına etkisini araştırmışlardır. Regresyon analizinin kullanıldığı çalışmada aktif ve özsermaye karlılığı bağımlı değişken olarak kullanıldığı çalışmada, mobil bankacılık hizmetlerini benimseyen bankaların müşteri potansiyellerini büyük ölçüde artırdıkları ve dolayısıyla finansal performanslarını iyileştirdikleri sonucuna varmışlardır.

Abbasi ve Weigand (2017) Dijital finansal hizmetlerin firma performansına etkisi: Literatür taraması, adlı çalışmasında 39 akademik çalışmayı taramış ve bu çalışmaların %82'sinin dijital finansal hizmetlerin firma karlılıklarına olumlu etkisi olduğunu tespit etmişlerdir.

Bagudu, Khan ve Roslan (2017) Mobil bankacılığın Nijerya'daki ticari bankaların finansal performansı üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Tesadüfi bir şekilde seçilen 22 ticari bankaya anket uygulaması ile yapılan analiz sonucunda, mobil bankacılığın Nijerya'daki ticari bankaların mali performansını olumlu ve anlamlı bir şekilde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Rega (2017) Finansal teknolojinin bankaların finansal performansı üzerindeki etkisinin nicel analizini araştırdığı çalışmasında, İtalya, Fransa, İspanya, Almanya, İngiltere, İsveç, Hollanda, İsviçre, Polonya, Finlandiya, Estonya, Letonya ve Litvanya'da hem ulusal hem de uluslararası düzeyde faaliyet gösteren bankaların finansal performanslarını incelemiştir. Regresyon analizinin kullanıldığı çalışmada 38 Avrupa bankasının 2013-2015 yılları arası verileri analiz edilmiştir. Çalışmanın ampirik bulguları, teknolojik yenilikler ile banka kârlılığı arasında anlamlı bir ilişkinin olduğu sonucunu desteklemektedir.

Bochaberi ve Job (2021) Kenya'da faaliyet gösteren 4 adet ticari bankanın 2011-2015 yılları arası mali tablo verilerinden yararlanarak mobil bankacılığın ticari bankaların finansal performansı üzerindeki rolünü incelemiştir. Regresyon analizinin kullanıldığı çalışmada, mobil bankacılığın Kenya'daki dört ticari bankanın finansal performansını etkilediğini savunmaktadırlar.

Le, Mai ve Phan (2021) Vietnam'daki mobil bankacılık uygulamaları genelinde mobil bankacılık uygulamalarının banka performansı üzerindeki etkisini analiz etmeyi amaçlamışlardır. Panel veri regresyon analizinin kullanıldığı çalışmada Vietnam'da faaliyet gösteren 22 yerel ticari bankanın 2010-2019 verileri yardımıyla mobil bankacılık uygulamalarının banka performansı üzerindeki etkilerini nicel olarak araştırmışlardır. Aktif ve özsermaye karlılığının bağımlı değişken olarak kullanıldığı çalışmanın analiz sonucuna göre, mobil bankacılık yeniliklerinin Vietnam'daki banka performansı üzerindeki olumlu etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Medyawati, Yunanto ve Hegarini (2021) 2014-2020 yılları arasında Endonezya Borsası'nda (IDX) işlem gören 6 bankanın, finansal teknoloji ile karlılıkları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Panel veri regresyon analizinin kullanıldığı çalışmada Aktif karlılığı bağımlı değişken olarak analize dahil edilirken otomatik para çekme makinesi (ATM)'den yapılan işlemler ile internet ve mobil bankacılık işlemleri bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Sabit etkiler modelinin en uygun model olarak kullanıldığı araştırma sonucuna göre, aktif karlılığının internet ve mobil bankacılıktan etkilendiğini, ATM teknolojisinin ise hiçbir etkisinin olmadığını savunmaktadırlar.

Motwani ve Vora (2021) Dijital bankacılığın Hindistan'daki kamu ve özel sektör bankalarının karlılığı üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Regresyon analizinin kullanıldığı çalışmada, Hindistan'da faaliyet gösteren 5 kamu ve 5 özel banka olmak üzere 10 bankanın 2008-2018 yılları arası finansal verilerini analiz etmişlerdir. Çalışmada ROA ve ROE bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Çalışmanın ampirik bulgulara göre, mobil bankacılık işlemlerinin hacminin son beş yılda önemli ölçüde artmasıyla birlikte, mobil bankacılık uygulamalarının kamu bankalarının karlılıklarında önemli etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Ulusoy ve Demirel (2022) Türk bankacılık sisteminde dijitalleşme-kârlılık etkileşimini incelemiştir. Çalışmada Türk bankacılık sektörünün 2012-2020 yılları arası çeyrek dönem verilerini kullanılmışlardır. Çoklu regresyon analizinin kullanıldığı çalışmanın ampirik bulgularına göre, dijitalleşme ile kârlılık arasında pozitif bir ilişkinin var olduğunu ve mobil ve internet bankacılığı kullanan müşteri sayısında yaşanan artışın, bankaların aktif kârlılığı üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Theiri ve Hadoussa (2023) Tunus bankalarının dijital dönüşümünün finansal performans üzerindeki etkisini incelemiştir. Bu kapsamda Tunus'ta faaliyet gösteren 12 bankanın 2010-2020 yılları arası verileri yardımıyla genelleştirilmiş en küçük kareler tahmin yöntemi kullanılarak analiz

etmiştir. Dijitalleşme ile birlikte Tunus bankalarının finansal performansı üzerinde aktif karlılığı ve öz sermaye karlılığı ile ölçüldüğünde pozitif ve anlamlı etkiye sahip olduğunu, dijital hizmetler sunan bankaların karlılığı artırabildikleri, finansal istikrarı koruyabildikleri ve şeffaflığı iyileştirebildikleri için daha iyi performans gösterdikleri sonucuna ulaşmışlardır.

Akyüz (2023) İnternet ve mobil bankacılık uygulamalarının bankacılık sektörüne etkisini araştırmıştır. Çalışmada 2011-2023 yılları arası internet ve mobil bankacılık verilerini kullanarak Entropi ağırlıklı Topsis yöntemi ile analiz ettiği çalışmada internet ve mobil bankacılık uygulamalarını kullananların sayısında yaşanan artış, bankacılık sektörünün karlılıkları üzerinde olumlu etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Hermuningsih, Sâri ve Rahmawati (2023) Endonezya'nın finansal hizmetler otoritesine kayıtlı geleneksel ticari bankalarındaki finansal performans üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Finansal teknoloji kullanan 20 ticari bankanın 2012-2021 yılları arası finansal tablo verileri ile en küçük kareler analiz yönteminin kullanıldığı çalışmada, finansal teknoloji kullanan bankaların karlılıkları üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu savunmaktadırlar.

Yukarıda incelenen çalışmalardan da anlaşılabileceği üzere gelişen teknoloji ile birlikte mobil bankacılık kullanımının her geçen gün artması bankacılık sisteminin karlılıkları üzerinde pozitif bir etki yarattığı yadsınamaz bir gerçektir. Literatürle uyumlu olarak bu çalışmadan elde edilen bulgular da literatür ile örtüşmektedir.

Yöntem

Çalışmada öncelikli olarak birim kök testleri yapılarak serilerin durağan olup olmadıkları test edilecektir. Daha sonra seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı sınanacak ve otokorelasyon testlerinin ardından her bir bağımlı değişken için ARDL sınır testi modeli tahmin edilecektir.

Araştırma Modeli

Çalışmada mobil bankacılık hizmetlerinin Türk bankacılık sistemi karlılığına etkisini araştırmak üzere ARDL sınır testi yapılmıştır. Zaman serilerine ait oluşturulan modeller Eşitlik (1) ve Eşitlik (2)'de gösterilmektedir.

$$ROA_{i,t} = \alpha + \beta_1 BAMS_{i,t} + \beta_2 YIH_{i,t} + \beta_3 PTIH_{i,t} + \beta_4 OIH_{i,t} + \beta_5 KKI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$ROE_{i,t} = \alpha + \beta_1 BAMS_{i,t} + \beta_2 YIH_{i,t} + \beta_3 PTIH_{i,t} + \beta_4 OIH_{i,t} + \beta_5 KKI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Oluşturulan modelde Türk bankacılık sistemi karlılığını temsilen aktif karlılığı ve özkaynak karlılığı bağımlı değişken olarak kullanılırken, mobil bankacılık aktif müşteri sayısı, yatırım işlem hacmi, para transferleri işlem hacmi, ödemeler işlem hacmi ve kredi kartı işlem hacmi bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Çalışmada öncelikle birim kök testleri yapılmıştır. Bir zaman serisi analizinde, yapılacak olan birim kök testinde serilerin durağan olmaması kurulacak olan modelin sağlıklı sonuçlar vermesini engellemektedir (Granger ve Newbold, 1974). Bu nedenle zaman serilerinde birim kök testinin yapılması ve analizin geri kalan kısmına birim kök testi istatistik değerlerine bakılarak devam edilmesi analizin sağlıklı sonuçlar verebilmesi adına çok önemlidir.

Zaman serilerinde birim kök testleri, serilerin durağanlığını ve yapısal kırılmalarını test eden stokastik bir süreçtir. Birim kökleri test etmenin çeşitli istatistikî yöntemleri vardır. Bu yöntemler arasında; Durbin-Watson (DW) testi, Dickey-Fuller testi (1979) (DF), Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (1981) (ADF) testi, Philip-Perron (1988) (PP) testlerini saymak mümkündür (Nkoro ve Uko, 2016). Çalışmada serilerin durağanlığını ve verilerin niteliğini test etmek amacıyla Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (1981) (ADF) ve Philip-Perron (1988) (PP) testlerinden yararlanılmıştır.

Augmented Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi, zaman serisi verilerinde, zaman içindeki eğilimleri veya istatistiksel özelliklerdeki değişimleri gösteren birim köklerin varlığını test ederek durağan olmayan durumları belirlemeye yardımcı olmaktadır. Sıfır hipotezi, serinin durağan olmadığını, alternatifi serinin durağan olduğu anlamına gelmektedir. ADF test istatistik değerleri 0,05 anlamlılık düzeyi ile karşılaştırılır. p değeri test istatistik değerinden küçük olduğu durumda sıfır hipotezi reddedilir ve serinin durağan olduğu anlamına gelir, aksi durumda ise sıfır hipotezi kabul edilmektedir (Aminu ve Raifu, 2018). ADF Birim kök testi ile ilgili Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen sabitsiz ve trendsiz, sabitli ve sabitli ve trendli model için oluşturulan formüller sırasıyla Eşitlik 3, Eşitlik 4 ve Eşitlik 5'te gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

Eşitliklerde yer alan Y , analiz kapsamındaki seriyi, Δ farkları; p , bağımlı değişken gecikmelerini, β ve δ parametreleri ve trendi, μ_t hata terimini ifade etmektedir (Tuna ve Öztürk, 2016:552).

Phillips-Perron (PP) Birim Kök Test

Phillips-Perron (PP) testi, ADF testindeki eksiklikleri gidermek amacıyla Phillips-Perron (1988) tarafından geliştirilen birim kök testidir. PP testi, t-test istatistiğine parametrik olmayan bir düzeltme yapmaktadır. PP testi, zaman serilerinde otokorelasyon ve heteroskedastisitenin olması durumunda daha çok kullanılan birim kök testidir. PP testinin en büyük avantajı parametrik olmamasıdır, yani ADF'deki gibi seri korelasyon düzeyinin seçilmesine gerek yoktur. PP testinin temel dezavantajı asimptotik teoriye dayanmasıdır. Bu nedenle, finansal zaman serisi verileri söz konusu olduğunda, yalnızca büyük ölçekli verilerde iyi çalışmaktadır (Mohanty ve Mishra, 2017).

PP testi ADF ile aynı sıfır hipotezine sahiptir ve asimptotik dağılımı ADF test istatistiği ile aynıdır (Nkoro ve Uko, 2016). PP birim kök testi modeli Eşitlik 6'da gösterilmektedir.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t \delta + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada $\alpha = \rho - 1$, x_t ise “sabit” veya “sabit ve trend”i ifade eden deterministik bileşendir.

ARDL Sınır Testi

ARDL (Autoregressive Distributed Lag) testi hem bağımlı hem de bağımsız değişkenlerin sadece eş zamanlı olarak değil, aynı zamanda tarihsel (gecikmeli) değerler arasında da ilişkili olduğu doğrusal zaman serisi modelleridir. ARDL modeli gerek durağan gerekse durağan olmayan zaman serileri hem de karışık bütünleşme derecesine sahip zaman serileri için uygulanabilen sıradan en küçük kareler (OLS) tabanlı bir modeldir. Genel anlamda ARDL modeli Eşitlik (7)'deki gibi formüle edilmektedir.

$$y_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^p \psi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l_j} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Burada, y_t bağımlı değişkeni, $X_1, \dots, X_k$ açıklayıcı değişkeni, a_0 sabit terimi, a_1 , ψ ve $\beta_{j,lj}$ terimleri doğrusal eğilim ile ilgili katsayıları temsil etmektedir (Paseran, Shin ve Smith, 2001).

ARDL modelleri ekonometride onlarca yıldır kullanılsa da son yıllarda eşbütünleşme ilişkilerini inceleme yöntemi olarak popülerlik kazanmıştır. ARDL modellerinin ilgili değişkenlerin entegrasyon sıralarının yanlış belirlenmesine karşı içsel sağlamlığıyla eş bütünleşmeyi ele alma becerisi bakımından daha avantajlı olduğunu savunan ve bu konuda literatürde öncü kabul edilen Pesaran ve Shin (1998) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından ortaya konulmuştur (Pesaran vd.2001).

Evren ve Örneklem

Çalışmanın, 2011Q1-2024Q1 yılları arası çeyrek dönem istatistiklerini kapsayan veri setinde, aktif karlılığı (ROA) ve özkaynak karlılığı (ROE) bağımlı değişken olarak kullanılırken, mobil bankacılık aktif müşteri sayısı, yatırım işlem hacmi, para transferleri işlem hacmi, ödemeler işlem hacmi ve kredi kartı işlem hacmi bağımsız değişken olarak analize dahil edilmiştir. Çalışmada değişkenler belirlenirken literatürle bağlantılı olarak daha önce yapılan çalışmalar referans alınmıştır. Analizde kullanılan değişkenler, bu değişkenlere ait kısaltmalar ve değişkenlerin nasıl hesaplandıklarına dair bilgiler Tablo 1’de gösterilmektedir.

Tablo 1
Analizde Kullanılan Değişkenler

KOD	DEĞİŞKEN	AÇIKLAMA	DÖNEM
ROA	Aktif Karlılığı	Net Kâr/Aktif Toplamı	2011Q1- 2024Q1
ROE	Özkaynak Karlılığı	Net Kar/Özkaynaklar	2011Q1- 2024Q1
BAMS	Mobil Bankacılık Aktif Müşteri Sayısı	Mobil Bankacılık Aktif Müşteri Sayısı /Toplam Mobil Bankacılık Aktif Müşteri Sayısı	2011Q1- 2024Q1
YIH	Yatırım İşlem Hacmi	Yatırım İşlem Hacmi / Toplam Yatırım İşlem Hacmi	2011Q1- 2024Q1
PTIH	Para Transferleri İşlem Hacmi	Para Transferleri İşlem Hacmi / Toplam Para Transferleri İşlem Hacmi	2011Q1- 2024Q1
OIH	Ödemeler İşlem Hacmi	Ödemeler İşlem Hacmi / Toplam Ödemeler İşlem Hacmi	2011Q1- 2024Q1
KKİH	Kredi Kartı İşlem Hacmi	Kredi Kartı İşlem Hacmi / Toplam Kredi Kartı İşlem Hacmi	2011Q1- 2024Q1

Verilerin Toplanması ve Analizi

Araştırmada, mobil bankacılık hizmetlerinin Türk bankacılık sistemi karlılığına etkisini incelemek amacıyla çalışmanın veri seti, Türkiye Bankalar Birliği (TBB) resmî web sitesinden banka ve sektör bilgileri istatistikî verilerinden elde edilmiştir. Elde edilen istatistikî verilerin analizi için Eviews 14 analiz programı kullanılmıştır.

Araştırma Etiği

Bu çalışma için etik kurul onayı gerekmemektedir.

Bulgular

Çalışmada ilk olarak serilere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Daha sonra zaman serisi verilerinde, zaman içindeki eğilimleri veya istatistiksel özelliklerdeki değişimleri gösteren Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri yapılarak serilerin durağanlığı test edilmiştir. Seriler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin sınanması amacıyla Bound testi yapılmıştır. Otokorelasyonun varlığının sınanması amacıyla Breusch-Godfrey LM testi ve değişen varyans problemi olup olmadığını belirlemek amacıyla Breusch-Pagan-Godfrey testi uygulanmıştır. Değişen varyans ve otokorelasyon sorunu giderilen değişkenler için uzun dönem katsayıları ve kısa dönem katsayılarına tahmin edilmiştir. Tablo 2’de çalışmada kullanılan serilerin tanımlayıcı istatistiklerine yer verilmiştir.

Tablo 2
Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Aritmetik	Standart	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera Testi	
	Ortalama	Sapma			Test İstatistiği	p-değeri
DBAMS	0.0189	0.0180	0.6809	2.1898	5.5449	0.0625**
KKIH	0.0189	0.0403	2.9107	11.0715	218.7066	0.00001*
OIH	0.0189	0.0357	2.5009	8.7865	129.1894	0.00001*
PTIH	0.0189	0.0371	2.5145	8.5589	124.0923	0.00001*
ROA	0.0099	0.0059	1.2646	4.6650	20.2472	0.00001*
ROE	0.1002	0.0637	1.6066	5.8705	40.9958	0.00001*
YIH	0.0189	0.0348	2.5379	8.9795	135.8525	0.00001*

**, * simgeleri sırasıyla %10 ve %5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

ROA değişkeni için aritmetik ortalama 0.0099, standart sapma 0.0059, çarpıklık 1.2646, basıklık 4.6650, Jarque-Bera test istatistiği 20.2472 ve p-değeri 0.00001 olup, %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. ROE değişkeni için aritmetik ortalama 0.1002, standart sapma 0.0637, çarpıklık 1.6066, basıklık 5.8705, Jarque-Bera test istatistiği 40.9958 ve p-değeri 0.00001 olup, %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Jarque-Bera testi p-değerleri genellikle çok küçük olduğundan, çoğu değişkenin normal dağılımdan sapma gösterdiği görülmektedir.

Analize başlamadan önce aktif karlılığı (ROA), özsermaye karlılığı (ROE), dijital bankacılık aktif müşteri sayısı (DBAMS), yatırım işlem hacmi (YIH), para transferleri işlem hacmi (PTIH), ödemeler işlem hacmi (OIH) ve kredi kartı işlem hacmi (KKIH)) normalize edilmesi, trendin ve mevsimselliğin düzeltilmesi, varyanslarının sabit kalması ve orantısal değişimlerin incelenmesi amacıyla ele alınan değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Bu bağlamda Tablo 3’te Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök testine ilişkin Tablo 4’te ise Philips-Perron (PP) birim kök testine ilişkin bulgulara yer verilmiştir.

Tablo 3
ADF Birim Kök Testine İlişkin Bulgular

Değişkenler	I(0)				I(1)			
	Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend	
	t istatistiği	p-değeri	t istatistiği	p-değeri	t istatistiği	p-değeri	t istatistiği	p-değeri
ln_DBAMS	-10.53	0.00001 ^a	-5.50	0.0002*	-1.42	0.563	-2.49	0.333
ln_KKIH	0.39	0.980	-3.82	0.024 ^a	-1.32	0.612	-0.64	0.972
ln_OIH	-3.99	0.003 ^a	-8.09	0.00001*	-2.51	0.120	-3.67	0.034*
ln_PTIH	-2.15	0.227	-2.12	0.520	-8.04	0.00001 ^{ab}	-8.58	0.00001*
ln_ROA	-2.96	0.047 ^a	-2.64	0.266	-2.69	0.082	-2.47	0.340
ln_ROE	-4.29	0.001 ^a	-4.04	0.014*	-3.33	0.019*	-3.54	0.046*
ln_YIH	-1.85	0.354	-2.74	0.225	-6.94	0.00001 ^{ab}	-7.20	0.00001*

*, p<0.05.

^a, p<0.05 ve I(0).^b, p<0.05 ve I(1).

Tablo 3 ADF birim kök test istatistik değerlerine bakıldığında, DBAMS, KKIİH, OİH, ROA ve ROE değişkenlerinin düzeyde durağan (I(0)) olduğu görülmekle birlikte, PTİH ve YİH değişkenlerinin ise 1. dereceden farkta durağan (I(1)) olduğu görülmektedir.

Tablo 4
PP Birim Kök Testine İlişkin Bulgular

Değişkenler	I(0)				I(1)			
	Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend	
	t istatistiği	p-değeri	t istatistiği	p-değeri	t istatistiği	p-değeri	t istatistiği	p-değeri
ln_DBAMS	-10.83	0.00001 ^a	-2.46	0.345	-2.50	0.123	-7.25	0.00001 [*]
ln_KKIİH	-2.07	0.258	-2.70	0.242	-3.47	0.013 ^{*b}	-3.83	0.023 [*]
ln_OİH	-0.51	0.881	-1.86	0.663	-10.80	0.00001 ^{*b}	-12.23	0.00001 [*]
ln_PTİH	-2.34	0.164	-2.14	0.511	-8.01	0.00001 ^{*b}	-8.43	0.00001 [*]
ln_ROA	-6.35	0.00001 ^a	-6.29	0.00001 [*]	-20.62	0.0001 [*]	-19.92	0.0001 [*]
ln_ROE	-6.33	0.00001 ^a	-6.43	0.00001 [*]	-21.57	0.0001 [*]	-20.99	0.0001 [*]
ln_YİH	-2.06	0.262	-2.60	0.281	-9.85	0.00001 ^{*b}	-11.60	0.0001 [*]

Tablo 4'te PP birim kök istatistik değerlerine bakıldığında, DBAMS, ROA ve ROE değişkenlerinin düzeyde durağan (I(0)) olduğu görülmekle birlikte, PTİH, KKIİH, OİH ve YİH değişkenlerinin ise 1. dereceden farkta durağan (I(1)) olduğu görülmektedir.

Çalışmada, ROA değişkeninin ve ROE değişkeninin ayrı ayrı bağımlı değişken olarak belirlendiği 2 farklı model için ARDL modeli kurulmuştur. Tablo 5'te ROA değişkeninin bağımlı değişken olduğu durumdaki uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin sınanması amacıyla Bound testi bulgularına yer verilmiştir.

Tablo 5
ROA Modeline İlişkin F İstatistiği ve Kritik Değerler

ROA Model	K	M	F	Kritik Değer	Alt sınır	Üst sınır
ARDL (4, 0, 4, 0, 2, 3)	5	4	8.147	1%	2.435	3.6
				5%	2.9	4.218
				10%	3.955	5.583

Tablo 5 incelendiğinde, F istatistik değeri %1'de kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, ROA değişkeni ile bağımsız değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin olduğu istatistiksel olarak %99 güven düzeyinde görülmektedir. Kurulan modelin anlamlı olmasına rağmen model varsayımlarının sağlanması gerekmektedir. Tablo 6'da otokorelasyonun varlığının sınanması amacıyla uygulanan Breusch-Godfrey LM testi bulgularına yer verilmiştir.

Tablo 6
ROA Modeline İlişkin Breusch-Godfrey LM Testi Bulguları

F istatistiği	2.317	p-değeri. F (2,28)	0.117
Obs. R ²	6.958	p-değeri. Ki-kare (2)	0.031

Tablo 6'da Breusch-Godfrey LM testi bulgularına bakıldığında, test istatistiği 2.317 ve p değeri 0.117 olduğu görülmektedir. Buna göre, p değeri 0.01'den büyük olduğundan kurulan modelin otokorelasyon içermediği görülmektedir. Jarque-Bera test istatistiğine bakıldığında ise 2.026 olarak hesaplanmış olup, p değeri 0.361'dir. Dolayısıyla, p değeri 0.01'den daha büyük olduğundan ROA modelinin normallik varsayımını sağladığı söylemek mümkündür. Tablo 7'de ROA ile kurulmuş olan

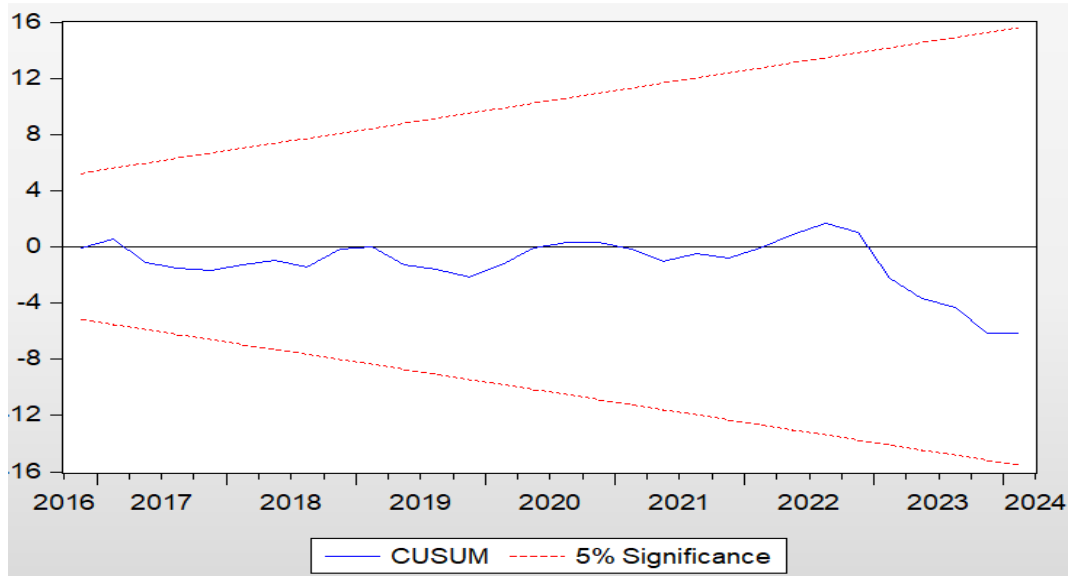
ARDL modelinin değişen varyans problemi olup olmadığını belirlemek amacıyla uygulanan Breusch-Pagan-Godfrey testi bulguları verilmiştir.

Tablo 7

ROA Modeline İlişkin Breusch-Pagan-Godfrey Testi Bulguları

F istatistiği	0.963	p-değeri. F (2,28)	0.521
Obs. R ²	17.942	p-değeri. Ki-kare (2)	0.459
SS	7.956	p-değeri. Ki-kare (2)	0.979

Tablo 7 incelendiğinde, test istatistiği 0.963 ve p değeri 0.521 olduğu görülmektedir. Buna göre, p değeri 0.05'ten büyük olduğundan kurulan modelin değişen varyans problemine sahip olmadığı görülmektedir. Şekil 1'de ROA modeline ilişkin CUSUM grafiğine yer verilmiştir.



Şekil 1 ROA Modeline İlişkin CUSUM Grafiği

Şekil 1'e göre, CUSUM grafiği incelendiğinde CUSUM katsayılarının %5 anlam seviyesi içerisinde olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, CUSUM katsayılarının da varsayımı sağladığını söylemek mümkündür. Tablo 8'de ise model kurma hatası diğer bir ifadeyle modelde ihmal edilen değişkenlerin olup olmadığı Ramsey Reset testi ile sınanmıştır.

Tablo 8

ROA Modeline İlişkin Ramsey Reset Testi Bulguları

	Test Değerleri	df	p-değeri
t-istatistiği	0.766	29	0.450
F-istatistiği	0.587	(1, 29)	0.450

Tablo 8 incelendiğinde, F istatistiği 0.587 olarak hesaplanmış olup, p değeri ise 0.450 olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, p değeri 0.05'ten büyük olduğundan model kurma hatasının olmadığını söylemek mümkündür. Tablo 9'da ise ROA modeline ilişkin hata düzeltme katsayısı ve kısa dönem etkisine ilişkin bulgulara yer verilmiştir.

Tablo 9

ROA Modeline İlişkin Hata Düzeltme Katsayısı ve Kısa Dönem Etkisine İlişkin Bulgular

	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	p-değeri
CointEq(-1)*	-0.668	0.088	-7.552	0.00001*

*, p<0.01.

Tablo 9'a göre, ROA için oluşturulan modelde p değeri 0.01'den küçük olduğundan, kurulan modelde hata düzeltme modeli problemi olmadığı anlaşılmaktadır. Hata düzeltme katsayısının işaretinin (-) olduğu ve katsayı değerinin 0 ile 1 arasında olduğu görülmekte olup, kısa dönem sapmalarını düzelten hata düzeltmenin çalıştığı anlamına gelmektedir. Tablo 10'da ise ROA modeline ilişkin uzun dönem katsayıları ve kısa dönem katsayılarına ilişkin bulgular verilmiştir.

Tablo 10

ROA Modeline İlişkin Uzun ve Kısa Dönem Katsayıları Test İstatistik Değerleri

Uzun dönem katsayılar				
Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	p-değeri
DBAMS	2.338	1.089	2.148	0.040
KKIH	-0.567	1.067	-0.532	0.599
OIH	-1.680	0.903	-1.861	0.073
PTIH	2.766	1.356	2.040	0.050
YIH	-1.677	0.763	-2.198	0.036
Kısa dönem katsayılar				
Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	p-değeri
C	-1.734	0.239	-7.244	0.00001*
D(ROA(-1))	-0.270	0.091	-2.972	0.006*
D(ROA(-2))	-0.444	0.072	-6.148	0.00001*
D(ROA(-3))	-0.676	0.061	-11.079	0.00001*
D(KKIH)	3.059	0.694	4.405	0.00001*
D(KKIH(-1))	2.594	0.671	3.863	0.001*
D(KKIH(-2))	0.009	0.628	0.015	0.988
D(KKIH (-3))	1.495	0.599	2.495	0.018**
D(PTIH)	0.411	0.510	0.807	0.426
D(PTIH(-1))	-1.430	0.515	-2.779	0.009*
D(YIH)	-0.303	0.193	-1.575	0.126
D(YIH(-1))	1.014	0.216	4.683	0.00001*
D(YIH(-2))	0.460	0.178	2.583	0.015**
CointEq (-1)	-0.668	0.088	-7.552	0.00001*
Tanımsal Testler				
R2	0.941			
Düzeltilmiş R2	0.919			
F istatistiği/p-değeri	43.079 / 0.00001*			

**, * simgeleri sırasıyla %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 10'da verilen uzun dönem katsayılar ve ilişkili değerler incelendiğinde, mobil bankacılık aktif müşteri sayısında yaşanan %1'lik artışın, aktif karlılığında 2.338'lik bir artışa neden olduğu ve bu

etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Kredi kartı işlem hacminde meydana gelen %1'lik artışın bağımlı değişkende-0.567'lik bir azalmaya neden olmasına rağmen, bu etki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Ödemeler işlem hacminde yaşanan %1'lik artışın bağımlı değişkende-1.680'lik bir azalmaya neden olmakta ve bu etki istatistiksel olarak anlamlı olmamakla birlikte p-değeri 0.05'e yakın olduğundan zayıf bir anlamlılık belirtisi gösterdiği düşünülebilir. Para transferi işlem hacminde yaşanan %1'lik bir artışın aktif karlılığında 2.766'lık bir artışa neden olmakta ve bu etki sınırda anlamlıdır. Yatırım işlem hacmi değişkeninde %1'lik artışın bağımlı değişkende-1.677'lik bir azalmaya neden olmakta ve bu etki istatistiksel olarak anlamlıdır.

Verilen kısa dönem katsayılar ve ilişkili değerler incelendiğinde, C sabit terimi bağımlı değişken üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. Bu da bağımlı değişkende %1'lik bir artışın 1.734'lük bir azalmaya neden olduğunu göstermektedir. Son olarak, CointEq(-1) terimi bağımlı değişken üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahiptir (katsayı = -0.668, p = 0.000), bu da CointEq(-1) değişkenindeki %1'lik değişimin bağımlı değişkende yaklaşık -0.668'lik bir azalmaya neden olduğunu göstermektedir. Ayrıca, %1'lik değişim bağımlı değişkende 0.649'luk bir artışa neden olmaktadır. Tablo 11'de ROE değişkeninin bağımlı değişken olduğu durumdaki uzun dönem eşbütünlüşme ilişkisinin sınanması amacıyla Bound testi bulguları verilmiştir.

Tablo 11

ROE Modeline İlişkin F İstatistiği ve Kritik Değerler

ROA Model	K	M	F	Kritik Değer	Alt sınır	Üst sınır
				1%	2.435	3.6
ARDL (5, 0, 0, 2, 0, 0)	5	8	6.368	5%	2.9	4.218
				10%	3.955	5.583

Tablo 11'e bakıldığında, hesaplanmış olan F değeri %1'de kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, ROE değişkeni ile bağımsız değişkenler arasında uzun dönem eşbütünlüşme ilişkisinin olduğu istatistiksel olarak %99 güven düzeyinde söylemek mümkündür. Kurulan modelin anlamlı olmasına rağmen model varsayımlarının sağlanması gerekmektedir. Tablo 12'de seride otokorelasyon olup olmadığının test edilmesi amacıyla uygulanan Breusch-Godfrey LM testi bulguları verilmiştir.

Tablo 12

ROE Modeline İlişkin Breusch-Godfrey LM Testi Bulguları

F istatistiği	0.284	p-değeri. F (2,33)	0.754
Obs. R ²	0.812	p-değeri. Ki-kare (2)	0.666

Tablo 12 incelendiğinde, test istatistiği 0.284 ve p değeri 0.754 olduğu görülmektedir. Buna göre, p değeri 0.01'den büyük olduğundan kurulan modelin otokorelasyon içermediği anlaşılmaktadır.

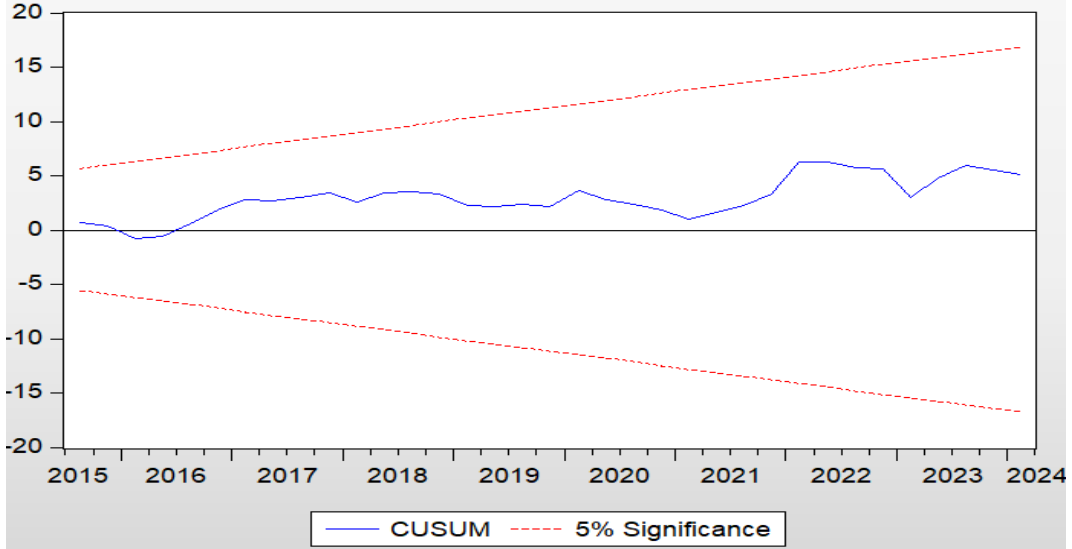
Jarque-Bera test istatistiğine bakıldığında ise 3.596 olarak hesaplanmış olup, p değeri 0.166 olduğu görülmüştür. Dolayısıyla, p değeri 0.01'den daha büyük olduğundan ROE modelinin normallik varsayımını sağladığı söylenebilir. Tablo 13'te ROE ile kurulmuş olan ARDL modelinin değişen varyans problemi olup olmadığını belirlemek amacıyla uygulanan Breusch-Pagan-Godfrey testi bulguları verilmiştir.

Tablo 13

ROE Modeline İlişkin Breusch-Pagan-Godfrey Testi Bulguları

F istatistiği	0.910	p-değeri. F (12,35)	0.550
Obs. R ²	11.378	p-değeri. Ki-kare (12)	0.497
SS	8.324	p-değeri. Ki-kare (12)	0.759

Tablo 13 incelendiğinde, test istatistiği 0.910 ve p değeri 0.550 olduğu görülmektedir. Buna göre, p değeri 0.05'ten büyük olduğundan kurulan modelin değişen varyans problemine sahip olmadığı görülmektedir. Şekil 2'de ROE modeline ilişkin CUSUM grafiği verilmiştir.



Şekil 2 ROE Modeline İlişkin CUSUM Grafiği

Şekil 2'ye göre, CUSUM grafiği incelendiğinde CUSUM katsayılarının %5 anlam seviyesi içerisinde olduğu ve CUSUM katsayılarının da varsayımı sağladığı görülmektedir. Tablo 14'te ise ROE modelinde ihmal edilen değişkenlerin olup olmadığı Ramsey Reset testi ile sınanmıştır.

Tablo 14
ROE Modeline İlişkin Ramsey Reset Testi Bulguları

	Test Değerleri	df	p-değeri
t-istatistiği	1.257	34	0.217
F-istatistiği	1.580	(1, 34)	0.217

Tablo 14'te, F istatistiği 1.580 ve p-değeri ise 0.217 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla, p değeri 0.05'ten büyük olduğundan model kurma hatasının olmadığı söylenebilir. Tablo 15'te ise ROE modeline ilişkin hata düzeltme katsayısı ve kısa dönem etkisine ilişkin bulgulara yer verilmiştir.

Tablo 15
ROE Modeline İlişkin Hata Düzeltme Katsayısı ve Kısa Dönem Etkisine İlişkin Bulgular

	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	p-değeri
CointEq(-1)*	-0.999	0.157	-6.608	0.00001*

*, p<0.01.

Tablo 15'e göre, ROE için oluşturulan modelde p değeri 0.01'den küçük olduğundan, kurulan modelde hata düzeltme modeli problemi olmadığı anlaşılmaktadır. Hata düzeltme katsayısının işaretinin (-) olduğu ve katsayı değerinin 0 ile 1 arasında olduğu görülmekte olup, kısa dönem sapmalarını düzelterken hata düzeltmenin çalıştığı anlamına gelmektedir. Tablo 16'da ise ROE modeline ilişkin uzun dönem katsayıları ve kısa dönem katsayılarına ilişkin bulgular verilmiştir.

Tablo 16
ROE Modeline İlişkin Uzun ve Kısa Dönem Katsayıların Test İstatistik Değerleri

Uzun dönem katsayılar				
Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	p-değeri
DBAMS	0.565	0.334	1.694	0.099***
KKIH	1.294	0.319	4.056	0.00001*
OIH	-1.565	0.431	-3.631	0.001*
PTIH	0.297	0.323	0.921	0.364
YIH	-0.123	0.141	-0.871	0.390
Kısa dönem katsayılar				
Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	p-değeri
C	-0.816	0.137	-5.973	0.00001*
D(ROE(-1))	0.649	0.146	4.437	0.00001*
D(ROE(-2))	0.389	0.114	3.420	0.002*
D(ROE(-3))	0.140	0.088	1.593	0.120
D(ROE(-4))	0.805	0.071	11.380	0.00001*
D(OIH)	-1.096	0.227	-4.829	0.00001*
D(OIH(-1))	0.543	0.188	2.888	0.007*
CointEq(-1)*	-1.037	0.157	-6.608	0.00001*
Tanımsal Testler				
R ²		0.968		
Düzeltilmiş R ²		0.963		
F istatistiği/p-değeri		175.078 / 0.00001*		

***, **, * simgeleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 16’da verilen uzun dönem katsayılar ve ilişkili değerler incelendiğinde, kredi kartı işlem hacminde meydana gelen %1’lik bir artışın özkaynak karlılığında 1.294’lük bir artışa neden olduğu ve bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ödemeler işlem hacminde yaşanan %1’lik artış ise bağımlı değişkende-1.565’lik bir azalmaya neden olmakta ve bu etki de istatistiksel olarak anlamlıdır. Mobil bankacılık aktif müşteri sayılarında yaşanan %1’lik artış, özkaynak karlılığında 0.565’lik bir artışa neden olmakta ve bu sonuç zayıf bir anlamlılık belirtisi göstermektedir. Para transferi işlem hacmi değişkeninin %1’lik artışı bağımlı değişkende 0.297’lik, yatırım işlem hacmi değişkeninin %1’lik artışı ise bağımlı değişkende-0.123’lük bir değişime neden olmaktadır, ancak her iki etki de istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Tabloda verilen kısa dönem katsayılar ve ilişkili değerler incelendiğinde, sabit terim C’nin bağımlı değişken üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğu görülmektedir; %1’lik bir değişim, bağımlı değişkende-0.816’lık bir azalmaya neden olmaktadır (p = 0.000). D(ROE) değişkeninin gecikmeli değerleri bağımlı değişken üzerinde çeşitli etkiler göstermektedir: %1’lik bir değişim, D (ROE (-1)) için 0.649’luk (p = 0.000) ve D(ROE (-2)) için 0.389’luk (p = 0.002) artışa neden olurken, D(ROE(-3)) için anlamlı bir etki göstermemektedir (0.140, p = 0.120). D (ROE (-4)) ise %1’lik bir değişimle 0.805’lik (p = 0.000) çok güçlü bir artışa neden olmaktadır. D(OIH) değişkeni %1’lik bir değişimle-1.096’lık (p = 0.000) bir azalmaya neden olurken, D (OIH (-1)) %1’lik bir değişimle 0.543’lük (p = 0.007) bir artışa neden olmaktadır. CointEq(-1) terimi, uzun dönem denge ilişkisini yansıtan ve %1’lik bir değişimle bağımlı değişkende -1.037’lik (p = 0.000) bir azalmaya neden olan negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahiptir.

Sonuç, Tartışma ve Öneriler

Teknolojinin baş döndüren bir hızla ilerlemesi ve gelişmesi, diğer sektörlerde olduğu gibi bankacılık sektörünü de etkilemektedir. Dijitalleşme ile birlikte, bankacılık sektörü ve dinamikleri önemli değişiklikler yaşamaktadır. Teknolojide yaşanan değişimler, bankacılık sektöründe eş benzeri görülmemiş bir verimlilik, erişilebilirlik ve müşteri odaklı deneyimler sunmaktadır. Mobil bankacılık, bankaların müşterilerine günlük bankacılık ihtiyaçlarını karşılamalarına olanak sağlayan esnek ve istenildiği zaman erişilebilen bir bankacılık uygulamasıdır. Mobil bankacılık hizmetiyle beraber istenilen zamanda ve cihazla; rahat, güvenilir ve anında bankacılık işlemlerini gerçekleştirmek mümkündür.

Çalışmada mobil bankacılık hizmetlerinin Türk bankacılık sektörü karlılığına etkisi araştırılmıştır. Bu bağlamda aktif karlılığı ve özsermaye karlılığı bağımlı değişken, mobil bankacılık hizmetleri; dijital bankacılık aktif müşteri sayısı, yatırım işlem hacmi, para transferleri işlem hacmi, ödemeler işlem hacmi ve kredi kartı işlem hacmi ise bağımsız değişkenler olarak analize dahil edilmiştir. Türk bankacılık sektörü mobil bankacılık hizmetlerine ait 2011Q1-2024Q1 yılları arası çeyrek dönem verileri yardımıyla ARDL sınır testi yapılmıştır.

Aktif karlılığı ile değişkenler arasında uzun dönem katsayılar ve ilişkili değerler incelendiğinde, mobil bankacılık aktif müşteri sayısında meydana gelen bir birimlik bir artışın bağımlı değişkende iki katından daha fazla bir artışa neden olduğu ve bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Uzun dönemde müşteri sayılarında meydana gelen artış, bankacılık sektörünün aktif karlılığını artırmaktadır. Yatırım işlem hacminde yaşanan bir birimlik artışın bağımlı değişkende azalmaya neden olduğu ve bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ödemeler işlem hacminde meydana gelen bir birimlik artışın bağımlı değişkende azalmaya neden olduğu ve bu etki istatistiksel olarak anlamlı olmamakla birlikte, p-değeri 0.05'e yakın olduğundan zayıf bir anlamlılık belirtisi gösterdiği düşünülebilir. Para transferi işlem hacminde bir birim artışın meydana gelmesi aktif karlılığında da bir artışa neden olmakta ve bu etki sınırdan anlamlıdır. Verilen kısa dönem katsayılar ve ilişkili değerler incelendiğinde, C sabit terimi bağımlı değişken üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahiptir (katsayı = -1.734, p = 0.000), bu da bağımlı değişkende %1'lik bir artışın 1.734'lük bir azalmaya neden olduğunu göstermektedir. D(ROA) değişkeninin gecikmeli değerleri bağımlı değişken üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etkilere sahiptir. D(ROA (-1)) (katsayı = -0.270, p = 0.006), D(ROA(-2)) (katsayı = -0.444, p = 0.000), ve D(ROA(-3)) (katsayı = -0.676, p = 0.000). D(ROA) değişkenindeki %1'lik değişim, bağımlı değişkende yaklaşık -0.270'lik bir azalmaya, D(ROA(-2)) değişkenindeki %1'lik değişim yaklaşık -0.444'lük bir azalmaya ve D(ROA(-3)) değişkenindeki %1'lik değişim yaklaşık -0.676'lık bir azalmaya neden olmaktadır. Elde edilen bu bulgular, Kathuo vd. (2015), Bagudu vd. (2017), Bochari ve Job (2021), Le vd. (2021), Motwani ve Vora (2021), Akyüz (2023), Theiri ve Hadoussa (2023) ve Hermuningsih vd. (2023) çalışmalarının bulguları ile örtüşmektedir.

Özkaynak karlılığı ile değişkenler arasında uzun dönem katsayılar ve ilişkili değerler incelendiğinde, kredi kartı işlem hacminde yaşanan bir birimlik artışın bağımlı değişkende de bir artışa neden olduğu ve bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ödemeler işlem hacmi değişkeninde bir birim artış meydana gelmesi özkaynak karlılığında bir azalmaya neden olmakta ve bu etki de istatistiksel olarak anlamlıdır. Mobil bankacılık aktif müşteri sayısında bir birimlik artış, özkaynak karlılığında daha az bir artışa neden olmakta ve bu durum zayıf bir anlamlılık belirtisi göstermektedir. Para transferi işlem hacmi ve yatırım işlem hacmi uzun dönem istatistik değerleri ile özkaynak karlılığı arasındaki ilişki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Verilen kısa dönem katsayılar ve ilişkili değerler incelendiğinde, sabit terim C'nin bağımlı değişken üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğu görülmektedir; %1'lik bir değişim, bağımlı değişkende -0.816'lık bir azalmaya neden olmaktadır (p = 0.000). D(ROE) değişkeninin gecikmeli değerleri bağımlı değişken üzerinde çeşitli etkiler göstermektedir: %1'lik bir değişim, D(ROE(-1)) için 0.649'luk (p = 0.000) ve D(ROE(-2)) için 0.389'luk (p = 0.002) artışa neden olurken, D(ROE(-3)) için anlamlı bir etki göstermemektedir (0.140, p = 0.120). D(ROE(-4)) ise %1'lik bir değişimle 0.805'lik (p = 0.000) çok güçlü bir artışa neden olmaktadır. D(OIH) değişkeni %1'lik bir değişimle -1.096'lık (p = 0.000) bir azalmaya neden olurken, D(OIH) (-1)) %1'lik bir değişimle 0.543'lük (p = 0.007) bir artış meydana gelmektedir. Elde edilen bu

buldular, Kathuo vd. (2015), Le vd. (2021), Motwani ve Vora (2021) ve Theiri ve Hadoussa (2023) çalışmalarının bulguları ile örtüşmektedir.

Elde edilen bulgular, mobil bankacılığın Türk bankacılık sektöründe karlılık üzerinde önemli bir etkisi olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde müşteri sayısındaki artış karlılığı artırırken, yatırım işlem hacmindeki artış karlılığı düşürmektedir. Gelecek çalışmalar, dijital bankacılık hizmetlerinin daha geniş bir veri setiyle analiz edilmesiyle kapsamın genişletilmesini önermektedir. Bu sayede bankaların dijitalleşme süreçlerinin karlılık üzerindeki etkisi daha derinlemesine incelenebilir. Bu bulgular, bankaların mobil bankacılık kullanıcı tabanını genişletmeye odaklanmaları gerektiğini ve dijitalleşmeye yatırım yapmanın uzun dönemde karlılık üzerinde olumlu etkiler yaratabileceğini göstermektedir.

Araştırmacıların Katkı Oranı:

Araştırmada yazarın katkı oranı %100'dür.

Çıkar Çatışması:

Araştırmada çıkar çatışmasına neden olabilecek herhangi bir durum söz konusu değildir.

Kaynaklar

- Abbasi T. ve Weigand H. (2017). The impact of digital financial services on firm's performance: a literature review. *Working Paper*, 1–15.
- Akyüz, G.Ç. (2023). İnternet ve mobil bankacılık uygulamalarının bankacılık sektörüne etkisi. *Anadolu İktisat ve İşletme Dergisi*, 7(2), 74-94.
- Aminu, A. ve Raifu, I. A. (2018). Dynamic Nexus between Government Revenues and Expenditures in Nigeria: Evidence from Asymmetric Causality and Cointegration Methods. *MPRA Paper No.* 97880
- Azmi, S.N., Akhtar, S. ve Nadeem, M.R. (2020). Impact of digitalization on bank performance: a study of Indian banks. *Test Engineering & Management*, 83, 23678-23691.
- Bagudu, H.D., Khan, S.J.M. ve Roslan, A.H. (2017). The effect of mobile banking on the performance of commercial banks in Nigeria. *Int. Res. J. Manag. IT Soc. Sci.* 4, 71–76.
- Bochaberi, O.S., ve Job, O. (2021). Mobile banking and financial performance of selected commercial banks in Kenya. *International Research Journal of Business and Strategic Management*, 2(1), 79-94.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Granger, C.W.J. ve Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(6), 111–120.
- Hermuningsih, S., Sari, P. P., ve Rahmawati, A. D. (2023). The moderating role of bank size: influence of fintech, liquidity on financial performance. *Jurnal Siasat Bisnis*, 27, 106-117. <https://doi.org/10.20885/jsb.vol27.iss1.art8>
- Kathuo, S., Rotich, G., ve Anyango, W. (2015). Effect of mobile banking on the financial performance of banking institutions in Kenya. *The Strategic Journal of Business and Change Management*, 2 (98), 1440-1457.

- Khan S.A. ve Khan M.H.R. (2020). Mobile financial services as a determinant of financial performances of commercial banks in Bangladesh. *International Journal of Electronic Banking (IJE BANK)*, 2(4), 283-294.
- Le, T.T., Mai, H.N., ve Phan, D.T. (2021). Fintech innovations: the impact of mobile banking apps on bank performance in Vietnam. *International Journal of Research and Review*, 8(4), 391–401. <https://doi.org/10.52403/ijrr.20210446>
- Medyawati, H., Yunanto, M., ve Hegarini, E. (2021). Financial technology as determinants of bank profitability. *Journal of Economics, Finance and Accounting Studies (JEFAS)*, 3(2), 91–100. <https://doi.org/10.32996/jefas.2021.3.2.10>
- Mbama, C.I. ve Ezepue. P.O. (2018). Digital banking, customer experience and bank financial performance : UK customers' perceptions. *International Journal of Bank Marketing*, 36(2), 230–255
- Mohanty, A.R. ve Mishra, B.R. (2017). Cointegration between government expenditure and revenue: Evidence from India. *Advances in Economics and Business* 5(1): 33-40. DOI: 10.13189/aeb.2017.050105
- Motwani, A. ve Vora, K. (2021). Impact of digital banking on profitability of public & private sector banks in India. *Turkish Online Journal of Qualitative Inquiry*, 12(5), 3687-3695.
- Njoroge N.B. (2014). The effect of mobile banking on financial performance of commercial banks in Kenya. *University of Nairobi*, 1-78.
- Nkoro, E. ve Uko, A.K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *J. Stat. Econom. Methods* 5 (4), 63–91.
- Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371--413.
- 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. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*;75(2):335–346.
- Rega, F.G. (2017). The bank of the future, the future of Banking - an empirical analysis of European banks. *Unpublished working paper*. Available at: <https://doi.org/10.2139/ssrn.3071742>
- Theiri, S. ve Hadoussa, S. (2023). Digitization effects on banks' financial performance: The case of an African country. *Competitiveness Review*, 1-19. <https://doi.org/10.1108/CR10-2022-0147>
- Tuna, G. ve Öztürk, M. (2016). Piyasa etkinliğinin yapısal kırılmalı birim kök testleri ile incelenmesi: Türkiye pay senedi piyasası uygulaması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 12(12), 548-559.
- Tunay, K. B., Tunay, N., ve Akhisar, İ. (2019). The effects of technology on bank performance in advanced and emerging economies: An empirical analysis. *Handbook of Research on Managerial Thinking in Global Business Economics*, 263-280. <https://doi.org/10.4018/978-1-5225-7180-3.ch015>
- Ulusoy, A. ve Demirel, S. (2022). Türk bankacılık sisteminde dijitalleşme-kârlılık etkileşimi. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 40(1), 184–200.

Extended Abstract

Introduction

Technological developments that started in the early 20th century and continue at a dizzying pace today have affected the banking sector as well as many other areas, and the Turkish banking sector has taken its share of this change and development. Especially with the "Remote Customer Acquisition" regulation published by the Banking Regulation and Supervision Agency in 2021, there have been changes in the scope of the services offered by the banking sector and the ways in which customers' financial needs are met. Mobile banking services, which aim to make life easier and save customers from being tied to branches, also provide the freedom to perform banking transactions wherever and whenever desired.

Thanks to technological developments and innovations in the banking sector, banks have increased their customer numbers and have also made mobile banking services intensively used. Thanks to mobile banking services, customers have been able to complete their transactions much faster and in a shorter time thanks to banks' mobile applications without wasting time and going to the branch, and the fact that transactions are made in digital environments has also contributed to the decrease in traditional banking services (Mbama and Ezepue, 2018). There are several reasons why banks see internet banking as an opportunity; these are cost advantage, high profitability, strong customer relations, environmentally friendly image and low risk (Tunay, Tunay and Akhisar, 2015).

This study aims to analyze the impact of mobile banking services on the profitability of the Turkish banking sector. In this context, the impact of mobile banking services on the profitability of the banking sector was investigated with the help of the variables of the number of active digital banking customers, investment transaction volume, money transfer transaction volume, payment transaction volume and credit card transaction volume, using quarterly data from 2011Q1 to 2024Q1. In the study, information about mobile banking activities was first given, studies conducted in Turkey and internationally on the subject were included, the data set and method were introduced, and in the last section, the analysis and findings were compared with the literature and it was evaluated whether mobile banking had an impact on profitability.

Method

The study first included descriptive statistics of the series. Then, in the time series data, Augmented Dickey Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests, which show trends or changes in statistical properties over time, were performed to test the stationarity of the series. Bound test was performed to test the long-term cointegration relationship between the series. Breusch-Godfrey LM test was applied to test the existence of autocorrelation and Breusch-Pagan-Godfrey test was applied to determine whether there was a heteroscedasticity problem. Long-term coefficients and short-term coefficients were estimated for the variables whose heteroscedasticity and autocorrelation problems were eliminated.

In the study, ARDL bounds test was conducted to investigate the effect of mobile banking services on the profitability of the Turkish banking system. The models created for the created time series are shown in Equation (1) and Equation (2).

$$\text{ROA}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{BAMS}_{i,t} + \beta_2 \text{YIH}_{i,t} + \beta_3 \text{PTIH}_{i,t} + \beta_4 \text{OIH}_{i,t} + \beta_5 \text{KKIH}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{ROE}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{BAMS}_{i,t} + \beta_2 \text{YIH}_{i,t} + \beta_3 \text{PTIH}_{i,t} + \beta_4 \text{OIH}_{i,t} + \beta_5 \text{KKIH}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

In the model created, while Return on Assets (ROA) and Return on Equity (ROE) were used as dependent variables to represent the profitability of the Turkish banking system, the number of active customers in mobile banking, investment transaction volume, money transfer transaction volume, payments transaction volume and credit card transaction volume were used as independent variables. First of all, unit root tests were performed in the study. In a time series analysis, the non-stationarity of the series in the unit root test to be performed prevents the model to be established from giving healthy results (Granger and Newbold, 1974). For this reason, performing the unit root test in time series and continuing the rest of the analysis by looking at the unit root test statistical values is very important for the analysis to give healthy results.

Findings

It is seen that a 1% increase in the number of active mobile banking customers causes a 2.338 increase in active profitability and this effect is statistically significant. Although a 1% increase in credit card transaction volume causes a -0.567 decrease in the dependent variable, this effect is not statistically significant. Although a 1% increase in credit card transaction volume causes a -0.567 decrease in the dependent variable, this effect is not statistically significant. A 1% increase in payment transaction volume causes a -1.680 decrease in the dependent variable and although this effect is not statistically significant, it can be considered to show a weak indication of significance since the p-value is close to 0.05. A 1% increase in money transfer transaction volume causes a 2.766 increase in active profitability and this effect is borderline significant. A 1% increase in investment transaction volume causes a -1.677 decrease in the dependent variable and this effect is statistically significant.

It is seen that a 1% increase in credit card transaction volume causes a 1.294 increase in equity return and this effect is statistically significant. A 1% increase in payment transaction volume causes a -1.565 decrease in the dependent variable and this effect is also statistically significant. A 1% increase in the number of active mobile banking customers causes a 0.565 increase in equity return and this result shows a weak indication of significance. A 1% increase in the money transfer transaction volume variable causes a 0.297 change in the dependent variable and a 1% increase in the investment transaction volume variable causes a -0.123 change in the dependent variable, but both effects are not statistically significant.

Conclusion, Discussion and Recommendations

The dizzying pace of technology advancement and development affects the banking sector as well as other sectors. With digitalization, the banking sector and its dynamics are experiencing significant changes. Changes in technology offer unprecedented efficiency, accessibility and customer-focused experiences in the banking sector. Mobile banking is a flexible and anytime-accessible banking application that allows banks to meet their customers' daily banking needs. With mobile banking service, it is possible to perform banking transactions comfortably, reliably and instantly at any time and with any device. The study investigated the effect of mobile banking services on the profitability of the Turkish banking sector. In this context, return on assets and return on equity were included in the analysis as dependent variables, and mobile banking services; digital banking active customer count, investment transaction volume, money transfer transaction volume, payments transaction volume and credit card transaction volume were included as independent variables. ARDL bounds test was performed with the help of quarterly financial statement data for the Turkish banking sector's mobile banking services between 2011Q1-2024Q1. In the light of the findings obtained, the effect of mobile banking applications on the profitability of the Turkish banking system was observed. In future studies, the scope of the study can be expanded by including digital banking service data in the analysis. It is thought that the findings obtained will shed light on future studies.