



www.turkishstudies.net/economy

Turkish Studies - Economics, Finance, Politics

eISSN: 2667-5625

Research Article / Araştırma Makalesi



ANKARA SCIENCE
UNIVERSITY

Dijital Dönüşüm ve Türk Mevduat Bankalarının Karlılığına Etkisi

Digital Transformation and Its Impact on the Profitability of Turkish Deposit Banks

Mehmet Akarçay*

Abstract: Improvements that may occur by trying new technologies or aimed at eliminating existing problems are defined as digital transformation. With the development and change of technology, businesses must also develop and keep up with constantly changing market conditions. In order to keep up with rapidly changing market conditions and increase its competitiveness, the banking sector should closely follow technology and review its existing processes in order to quickly implement it. The main purpose of the study is to determine the effects of digital transformation on the profitability of Turkish deposit banks along with the technological developments experienced. In this context, the profitability ratio, which measures bank profitability and is frequently used in the literature, return on assets (ROA), was used as a dependent variable in the study, and the relationships were tested with regression analysis test by using annual financial data between 2019-2024. In the study, primarily a cross-sectional dependency test was performed. Then, whether there was a heteroscedasticity and autocorrelation problem in the series was tested with Durbin Watson and Wald tests. After the heteroscedasticity and autocorrelation problem was eliminated, the coefficients and their significance regarding the dependent variable asset return were tested. Granger Causality test was performed for the asset return model and the findings were estimated. Looking at the empirical findings of the study, it reveals that the interactions between return on assets and digital transformation index, asset size, bank liquidity creation level and gross domestic product variables are clearly significant.

Structured Abstract: The rise of the digital economy is driven by technologies such as the Internet, artificial intelligence, and cloud computing, which have profoundly impacted industrial development and economic growth. Digital transformation is defined as the process of adapting existing business practices to new digital methods to increase efficiency and keep up with rapidly changing market demands. Successful digital transformation requires a combination of coordinated, scalable change efforts across all aspects of businesses (Chen, Sun, & Chen, 2022). The digital transformation of banking provides numerous advantages to both the banking sector and bank customers (Sloboda, Dunas, & Limanski, 2018). Banks that use digital technologies extensively save time, reduce operational costs, and optimize monitoring, risk management, and control procedures, which allows them to offer higher quality products and services to their customers. In addition, banking services are offered to customers without being physically present in branches, and branches and services continue their operations with fewer employees. As a result, lower operating costs and uniformity of internal processes lead to competitive differentiation (Boufounou, Mavroudi, Toudas, & Georgakopoulos, 2022). The aim of the study was to determine the effects of digital transformation on the profitability of Turkish deposit banks along with the technological developments experienced. The rest of the article proceeds as follows. In the second section, studies conducted in Turkey and international literature are reviewed, and the

* Dr. Öğr. Üyesi, Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, Mucur Meslek Yüksekokulu, Finans Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü
Asst. Prof. Dr., Kırşehir Ahi Evran University, Mucur Vocational School, Department of Finance Banking and Insurance
ORCID 0000-0003-1933-3510
ahievran.akarcay@gmail.com

Cite as/ Atıf: Akarçay, M. (2025). Dijital dönüşüm ve Türk mevduat bankalarının karlılığına etkisi. *Turkish Studies - Economy*, 20(1), 1-20. <https://dx.doi.org/10.7827/TurkishStudies.79429>

Received/Geliş: 22 November/Kasım 2024

Accepted/Kabul: 20 March/Mart 2025

Published/Yayın: 25 March/Mart 2025

Checked by plagiarism software



conceptual framework regarding the effects of digital transformation on the profitability of Turkish deposit banks is summarized. In the third section, the dependent and independent variables and econometric methods used within the scope of the analysis are explained in detail. The last section includes analysis results and conclusions.

In the study, panel data regression analysis was used to investigate the effect of digital transformation on bank profitability of 19 deposit banks operating in Turkey and with the highest asset sizes. Within the scope of the analysis, the ratio of the asset sizes of 19 deposit banks to the total asset size of the banking sector is approximately 92%. The model created for the time series is shown in Equation (1).

$$ROA_{i,t} = \alpha + \beta_1 DDE_{i,t} + \beta_2 SYR_{i,t} + \beta_3 HHI_{i,t} + \beta_4 AB_{i,t} + \beta_5 GSYH_{i,t} + \beta_6 TUFE_{i,t} + \beta_7 BLYD_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

In the model created for panel data analysis, in order to investigate the relationship between digital transformation and profitability of 19 deposit banks operating in the Turkish banking sector, return on assets was used as a dependent variable in the analysis, while digital transformation index, capital adequacy ratio, Herfindahl-Hirschman index, natural logarithm of asset size, % change in gross domestic product, % change in consumer price index and liquidity creation levels of banks were included in the analysis as independent variables. First, cross-section dependency test was performed in the analysis. Cross-section dependency is a situation that occurs as a result of variables affecting each other's results and prevents regression analysis from giving healthy results. Unit root tests to be performed in cases where cross-section dependency is in question also differ. Since the cross-section dependency is eliminated and appropriate unit root tests are performed, it is very important for the analysis to give healthy results since the rest of the analysis will continue by looking at the unit root test statistical values.

According to the Granger causality test results, significant causality relationships were determined between the variables. In this context, digital transformation index, asset size, bank liquidity creation level, gross domestic product on return on assets and return on assets on gross domestic product ($p = 0.00001$) have a significant causality effect. In addition, it is seen that capital adequacy ratio has a causal effect on the level of bank liquidity creation ($p = 0.010$), consumer price index on return on assets ($p = 0.00001$) and consumer price index on the level of bank liquidity creation ($p = 0.00001$). On the other hand, gross domestic product; There are significant causality effects on the level of bank liquidity creation, the level of bank liquidity creation on gross domestic product, the Herfindahl-Hirschman Index on gross domestic product and the digital transformation index on the level of bank liquidity creation ($p = 0.00001$). In addition, significant causality relationships were determined between the level of bank liquidity creation on asset size ($p = 0.011$), asset size on the level of bank liquidity creation ($p = 0.042$) and the Herfindahl-Hirschman Index on consumer price index ($p = 0.00001$).

The study investigated the effects of digital transformation on bank profitability of 19 deposit banks operating in Turkey and with the highest asset size rankings. When the empirical findings obtained in this context are examined; there is a significant causality relationship between the digital transformation index and return on assets. With the integration of digital transformation and technological innovations into the system, innovations increase the liquidity of banks and thus have a positive effect on the profitability of banks. The change in digital transformation levels, which has a significant effect on the increase in liquidity of banks, also contributes to the liquidity creation levels of banks. With digitalization, the increases in net fees and commissions, net trading profit/loss, dividend income and other operating income, which are liquidity creation items of banks, have a significant effect on the increase in the profitability of banks. There is also a significant causality between the capital adequacy ratio variable and return on assets. A 1% increase in the capital adequacy ratio leads to a 0.328% increase in return on assets. It is observed that banks have improved their operational capabilities with the decrease in risky assets with digitalization, and these improvements have increased the profitability of banks. As a result, it is revealed that the interactions between the digital transformation index, asset size, bank liquidity creation level, and gross domestic product variables in the model where asset return is used as the dependent variable are significantly significant. The findings support the findings of the studies of Dwivedi, Alabdooli, and Dwivedi (2021), Stefanovic, Barjaktarovic, and Bataev (2021), Deniz (2023), Ergun (2023), Shanti, Siregar, Zulfainarni, and Tony (2023), Zhu and Jin (2023), Xie and Wang (2023), Chao, Zhou, and Yang (2024), and Ozmerdivanli (2024).

Keywords: Finance, Digital Transformation, Banking sector, Return on Assets, Profitability, Granger Causality Analysis.

Öz: Yeni teknolojiler deneyerek oluşabilecek ya da mevcut sorunları ortadan kaldırmaya yönelik yapılan iyileştirmeler dijital dönüşüm olarak tanımlanmaktadır. Teknolojinin gelişmesi ve değişimi ile birlikte işletmeler de gelişmeli ve sürekli değişen piyasa koşullarına ayak uydurmalıdırlar. Bankacılık sektörü de hızla değişen piyasa koşullarına ayak uydurmak ve rekabet etme gücünü artırmak için teknolojiyi yakından takip etmeli ve hızlı bir şekilde uygulamak amacıyla mevcut süreçlerini gözden geçirmelidir. Çalışmanın temel amacı yaşanan teknolojik gelişmelerle birlikte dijital dönüşümün ve Türk mevduat bankalarının karlılıkları üzerinde etkilerini tespit etmektir. Bu kapsamda banka karlılığını ölçen ve literatürde sıklıkla kullanılan karlılık oranı, varlık getirisi (ROA)'nin, bağımlı değişken olarak kullanıldığı çalışmada, 2019-2024 yılları arası yıllık finansal verilerinden yararlanarak regresyon analizi testi ile ilişkileri test edilmiştir. Çalışmada öncelikli olarak yatay kesit bağımlılığı testi yapılmıştır. Daha sonra seride değişen varyans ve otokorelasyon problemi olup olmadığı Durbin Watson ve Wald testleri ile test edilmiştir. Değişen varyans ve otokorelasyon problemi ortadan kaldırıldıktan sonra bağımlı değişken olan varlık getirisine ilişkin katsayılar ve anlamlılıkları sınanmıştır. Varlık getirisi modeli için Granger Nedensellik testi yapılmış ve elde edilen bulgular tahmin edilmiştir. Çalışmanın ampirik bulgularına bakıldığında, varlık getirisi ile dijital dönüşüm endeksi, aktif büyüklüğü, banka likidite yaratma düzeyi, gayri safi yurtiçi hasıla değişkenleri arasındaki etkileşimlerin belirgin bir şekilde anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Finans, Dijital Dönüşüm, Bankacılık sektörü, Varlık Getirisi, Karlılık, Granger Nedensellik Analizi.

Giriş

Dijital ekonominin yükselişi, endüstriyel kalkınmayı ve ekonomik büyümeyi derinden etkileyen İnternet, yapay zekâ ve bulut bilişim gibi teknolojiler tarafından yönlendirilmektedir. Dijital dönüşüm, verimliliği artırmak ve hızla değişen pazar taleplerine ayak uydurmak için mevcut iş uygulamalarını yeni dijital yöntemlere uyarlama süreci olarak tanımlanmaktadır. Başarılı dijital dönüşüm, işletmelerin tüm yönlerine yayılmış koordineli, ölçeklenebilir değişim çabalarının bir birleşimini gerektirir (Chen, Sun ve Chen, 2022). Bankacılık ve finans piyasalarında yaşanan hızlı değişimler, sayısız fırsat yaratmaktadır. Ancak, mevcut piyasa eğilimlerine uyum sağlayamamak olası finansal kayıplara yol açabilmektedir. Eski, verimsiz süreçler ve sistemler, eski veya uyumsuz altyapı ile birlikte, üretkenliğin azalmasına, hataların artmasına ve entegrasyon ve ölçeklenebilirlikte komplikasyonlara neden olmaktadır (<https://brainhub.eu/library/digital-transformation-in-banking-challenges-trends#banking-industry-vs-digital-transformation>).

Dijital çağa adım atan dijital dönüşüm, yenilik devrimini beraberinde getirmiştir (Ding, Xi, Diaoy ve Hu:2024). Bankacılık sektörü dijital teknolojideki gelişmeler ve yenilikler ile birlikte önemli bir değişim gerçekleştirmiştir. Bu değişim, çevrimiçi bankacılık, mobil bankacılık ve dijital ödemeler gibi teknolojilerin yaygın olarak kullanımını içermektedir. Aynı zamanda, müşteriler giderek daha kolay erişilebilen, hızlı ve güvenilir bir bankacılık hizmetlerini tercih etmektedir. Bu nedenle, bankalar dijital dönüşümün getirdiği zorluklarla yüzleşmeye ve bu dönüşümden kaynaklanan fırsatlardan yararlanmaya hazır olmalıdırlar (Nurjanah, Shalshabilla ve Dari, 2023).

Bankacılığın dijital dönüşümü gerek bankacılık sektörüne gerekse banka müşterilerine sayısız avantaj sağlamaktadır (Sloboda, Dunas ve Limanski, 2018). Dijital teknolojileri yaygın olarak kullanan bankalar zamandan tasarruf eder, operasyonel giderleri azaltır ve izleme, risk yönetimi ve kontrol prosedürlerini optimize ederler ve bu da müşterilerine daha kaliteli ürünler ve hizmetler sunmalarına olanak tanır. Ayrıca, bankacılık hizmetleri müşterilere fiziksel olarak şubelerde bulunmadan sunulur ve şubeler ve hizmetler daha az çalışanla faaliyetlerine devam ederler. Sonuç

olarak, daha düşük işletme maliyetleri ve dahili süreçlerin tekdüzeliği rekabetçi farklılaşmaya yol açmaktadır (Boufounou, Mavroudi, Toudas ve Georgakopoulos, 2022).

Çalışmanın amacı yaşanan teknolojik gelişmelerle birlikte dijital dönüşümün ve Türk mevduat bankalarının karlılıkları üzerinde etkilerini belirlemek için yürütülmüştür. Bu kapsamda, Türk bankacılık sektöründe faaliyet gösteren 19 mevduat bankasının dijital dönüşüm ile karlılıkları arasında ilişkinin araştırılması adına varlık getirisi bağımlı değişken olarak analizde kullanılırken, dijital dönüşüm endeksi, sermaye yeterlilik rasyosu, Herfindahl-Hirschman indeksi, aktif büyüklüğünün doğal logaritması, gayri safi yurtiçi hasıladaki %'lik değişim, tüketici fiyat endeksindeki %'lik değişim ve bankaların likidite yaratma düzeyleri bağımsız değişkenler olarak analize dahil edilmiştir. Bu araştırma, son yıllarda insanların bilişsel becerilerini taklit edebilmesi bakımından son derece üstün nitelik ve becerilere sahip olan teknolojik gelişmelerin, bankacılık sektörünün dijitalleşmesinde ne derece önemli olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla bu çalışma, teknolojik yeniliklerin bankacılık sektörüne entegrasi anlamına gelen dijital dönüşümün önemini daha da artırmaktadır. Ülkemizde 2019 yılından itibaren hesaplanmaya başlanan dijital dönüşüm endeksinin bankacılık sektörü ile ilişkilendirilmesi bu çalışmanın literatürdeki çalışmalara kıyasla özgün ve açıklayıcı yanını ortaya koymaktadır. Makalenin geri kalan kısmı şu şekilde ilerlemektedir. İkinci bölümde Türkiye'de ve uluslararası yazında yapılan çalışmalar gözden geçirilmiş, dijital dönüşümün ve Türk mevduat bankalarının karlılıkları üzerinde etkileri ile ilgili kavramsal çerçeve özetlenmiştir. Üçüncü bölümde analiz kapsamında kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenler ve ekonometrik yöntemler ayrıntılı biçimde açıklanmaktadır. Son bölümde ise, analiz sonuçları ve çıkarımlar yer almaktadır.

Literatür Taraması

Finans yazınına bakıldığında finansal teknoloji veya dijital dönüşüm ile ilgili yapılan çok sayıda akademik çalışmada, banka karlılıklarının belirlenmesine ilişkin genel olarak varlık getirisi (ROA) kullanılmıştır. Türkiye'deki ve uluslararası literatüre bakıldığında işletmelerin dijital dönüşüm ve bankacılık sektörü karlılıklarına etkileri ile ilgili çalışmalarda genellikle varlık getirisi ile ilişkilendirilen çok sayıda bilimsel akademik çalışmalara rastlanmaktadır. Bu bölümde dijital dönüşümün ve Türk mevduat bankalarının karlılıkları üzerinde etkilerini ile ilgili yapılan çalışmalardan derlenen literatüre yer verilecektir.

Planing ve Pfoertsch (2016) Forbes Global 500 listesinde yer alan büyük işletmelerin dijital iş dönüşüm yollarını ve dijitalleşmeye doğru stratejik seçeneklerini araştırmışlardır. Analiz kapsamındaki işletmelerin stratejik kararlar alırken ürün veya hizmetlerin dijitalleştirilmesi ve iş modellerinin dijitalleştirilmesi gibi iki ana boyuta odaklanmışlardır. Buna göre stratejik karar alan işletmelerin birçoğunun sadece bu iki karar alma yolunu tercih ederek artan dijital dönüşüme ayak uydurabilecekleri ve rekabet edebilecekleri sonucuna ulaşmışlardır.

Asiltürk (2021) işletmeler açısından dijital dönüşüm ve dijital olgunluk kavramlarını dijital dönüşüm modelleri çerçevesinde incelemiştir. Bu kapsamda, dijitalleşmeye yeni geçen veya geçmeye çalışan işletmelerin bu alanda yaptıkları yatırımların finansal anlamda çok az olması, işletmelerin dijitalleşme ile birlikte yakalayabilecekleri fırsatların farkına varamadığını anlamına geldiğini, ayrıca dijital dönüşümün işletmelere entegre edilebilmesi için iyi bir yönetime ihtiyaç olduğunu savunmaktadır.

Dwivedi, Alabdooli ve Dwivedi (2021) Dubai'de (BAE) faaliyet gösteren bankalarda stratejik pozisyonda çalışan kişi ve yöneticilerden oluşan 76 örneklem ile anket yöntemi temelinde deneysel olarak finansal FinTech'in benimsenmesinin BAE'deki bankacılık sektörünün performansına etkisini test etmişlerdir. Elde edilen bulgular, FinTech'in uygun şekilde benimsenmesinin ve teknoloji yönetimiyle uyumlu olmasının, BAE'deki bankacılık sektörünün performansı üzerinde doğrudan bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Kitsios, Giatsidis ve Kamariotou (2021) Yunanistan'daki bankacılık sektöründe dijital dönüşümün kabul oranını incelemişlerdir. Yunan bankalarındaki yüz altmış bir çalışan anketi yardımıyla, banka çalışanlarının yeni teknolojilerle ilgili algılarını test etmişlerdir. Çok değişkenli regresyon analizi uygulandığı çalışmada, Yunan bankalarındaki çalışanların işlerinin dijital dönüşüme karşı çıkmadığını, dijital bankacılığın yeni yöntemlerini ve uygulamalarını kabul etmenin zararlı olmadığı savunmaktadır.

Solms ve Langerman (2021) Dijitalleşme için uygun hazine faaliyetlerinin ve dijital teknolojilerin belirlenmesini ve önceliklendirilmesini sağlamak amacıyla, hazinenin dijital olgunluk düzeyini araştırmışlardır. Hazinenin dijital olgunluk düzeyini; liderlik/vizyon, teknik yetenek, teknoloji altyapısı, veri ve içgörüler ile operasyonların otomasyonu başlıkları altında incelemişlerdir. Çalışmadan elde edilen bulgulara bakıldığında, banka hazinelerinde dijital teknolojinin benimsenmesi, bir bankanın diğer departmanlarına nazaran daha düşük olma eğiliminde olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Stefanoviç, Barjaktaroviç ve Bataev (2021) bankacılıkta dijitalleşme ve sürdürülebilirliğin banka performansı üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmanın örneklemini 2011-2020 yılları arasında Sırbistan Cumhuriyeti'nde faaliyet gösteren 25 bankadan oluşturmaktadır. Pearson korelasyonunu kullanıldığı çalışmada, dijitalleşme ve sürdürülebilirliğe odaklanan bankaların, pandemi döneminde bile karlı olduğunu göstermektedir. Dijital dönüşüme yapılan yatırım düzeyi ile banka karlılığı arasında istatistiksel olarak pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğunu savunmaktadır.

Deniz (2023) çalışmasında dijital bankacılık hizmetlerinin banka performansına etkisini incelemiştir. 2011-2022 bankacılık verilerinin oluşturduğu veri setini çoklu doğrusal regresyon analizi yöntemi ile analiz etmiştir. Çalışma sonucuna göre, dijital bankacılık hizmetlerinin bankaların performansı üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkisi olduğunu tespit etmiştir.

Ergün (2023) Dijitalleşme ile bankacılık kârlılığı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada, 2011-2023 yılları arası çeyrek dönem bankacılık verileri kullanılmıştır. ARDL sınır testinin uygulandığı çalışmanın ampirik bulgularına göre, bankaların dijitalleşme göstergelerinin artması ile karlılıkları arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğunu savunmaktadır.

Shanti, Siregar, Zulfainarni ve Tony (2023) Endonezya'daki yedi dijital iş modeli bankasından ikincil veriler kullanılarak dijital dönüşümün bir bankanın karlılık performansı üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Ocak 2016'dan Şubat 2023 dönemleri arasında aylık finansal tablo verilerinden oluşan veri seti Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli Panel (ARDL) ile analiz edilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara bakıldığında, dijital dönüşüm ile banka karlılığı arasında U şeklinde bir ilişki olduğunu göstermektedir, çünkü dijital dönüşüm uzun vadede bankanın karlılığını önemli ölçüde etkilediğini savunmaktadır.

Xie ve Wang (2023) Çin'de faaliyet gösteren ticari bankaların dijital dönüşümünü strateji dönüşümü, iş dönüşümü ve yönetim dönüşümü olmak üzere 3 boyutta incelemişlerdir. Çalışmanın örneklemini, 6 büyük devlet ticari bankası, 12 anonim ticari banka, 122 kentsel ticari banka, 52 kırsal ticari banka, 24 yabancı banka ve 5 özel banka olmak üzere 221 bankanın 2010-2018 yılları arası finansal verilerinden oluşturmaktadır. Çalışmanın ampirik sonuçlarına göre, dijital dönüşümün banka performansını iyileştirebileceğini, yeni teknoloji katılımcılarının olumsuz etkisini azaltabileceğini ve çevrimdışı kanallardan çıkışı teşvik edebileceğini savunmaktadır.

Zhou ve Xu (2023) banka dijital dönüşümünün borç alan işletmelerin inovasyon performansı ve altta yatan mekanizmalar üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çin'de listelenen şirketlerden ve ticari bankalardan alınan finansal veriler yardımıyla, banka dijital dönüşümünün firmaların patent başvurularıyla ölçülen kurumsal inovasyon çıktısı üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca, bölgesel dijital ekonomi geliştirme düzeyleri ve banka finansal performansı kontrolleri ile banka dijital dönüşümünün alternatif ölçümleri arasında sağlamlığını koruduğu, banka

dijital dönüşümünün kurumsal finansal kısıtlamaları hafifleterek ve kurumsal yönetimi iyileştirerek kurumsal inovasyona katkıda bulunduğunu savunmaktadırlar.

Zhu ve Jin (2023) dijital banka dönüşümü ile ticari banka operasyonel kabiliyetleri arasındaki ilişkiyi ve COVID-19, banka kategorileri ve kurumsal yaşam döngülerinin dijital banka dönüşümü ile ticari banka operasyonel kabiliyetleri arasındaki ilişkiyi nasıl etkilediğini incelemişlerdir. 2011-2021 yılları arasında Çin'in ticari bankalarından elde edilen veriler ışığında deneysel bir analiz yürütmek için sabit etkilerin regresyon yöntemini kullanılmıştır. Araştırma sonuçları, bankaların dijital dönüşümünün ticari bankaların operasyonel kabiliyetlerini iyileştirdiğini göstermektedir.

Abdurrahman, Gustomo ve Prasetyo (2024) Dijital dönüşüm ve inovasyonda dinamik yeteneklerin bankacılık performansını iyileştirme etkisini araştırmışlardır. Regresyon modelinin kullanıldığı çalışmadan elde edilen ampirik bulgulara bakıldığında, teknoloji ve ekosistem yeteneklerinin dijital dönüşüm ve inovasyon üzerinde olumlu ve önemli bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Örgütsel yetenekler inovasyonu olumlu etkilerken, dijital dönüşüm üzerinde olumsuz bir etki göstermektedir.

Chao, Zhou ve Yang (2024) dijital dönüşümün kırsal ticari bankaların karlılıklarına etkilerini araştırmışlardır. Çalışmada 2010-2021 yılları arası 54 Çin kırsal ticari bankasından alınan dengesiz panel verilerini kullanılmıştır. Pekin Üniversitesi Ticari Banka Dijital Dönüşüm Endeksi, dijital dönüşümün kapsamını ölçmek için kullanılırken, sıradan en küçük kareler tahmini, kırsal ticari bankaların karlılığı üzerindeki etkisini incelemek ve altında yatan mekanizmaları açıklamak için kullanılmaktadır. Çalışmanın ampirik bulgularına bakıldığında, Dijital dönüşüm kırsal ticari bankaların karlılıklarına önemli ölçüde etkilediğini tespit etmişlerdir. Ayrıca, dijital dönüşüm, varlık kalitesini, işletme verimliliğini ve risk almayı artırarak kırsal ticari bankaların karlılıklarının da arttığını savunmaktadırlar.

Özmerdivanlı (2024) Gelişmekte olan ülkelerde bankacılık sektörü dijital dönüşüm ile karlılık ilişkisini incelemiştir. Gelişmekte olan 20 ülkenin 2010-2020 dönemleri arası finansal verileri kullanılmıştır. Panel eşbütünleşme ve nedensellik testlerinin yapıldığı çalışmada varlık getirisi bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Çalışmanın ampirik bulgularına göre, dijital dönüşümün banka karlılığını etkilediğini savunmaktadır.

Yöntem

Çalışmanın bu bölümünde araştırmanın modeli, verilerin toplanması ve analizi, örneklem-çalışma grubu ve verilerin analizinde kullanılan istatistiki yöntemler hakkında bilgi verilmektedir.

Araştırma Modeli

Çalışmada Türkiye'de faaliyet gösteren ve aktif büyüklükleri sıralamasında en yüksek 19 mevduat bankasının dijital dönüşümün banka karlılıklarına etkisini araştırmak üzere panel veri regresyon analizi yapılmıştır. Analiz kapsamında 19 mevduat bankasının aktif büyüklüklerinin bankacılık sektörü aktif büyüklüğü toplamına oranı yaklaşık %92'dir. Zaman serilerine ait oluşturulan model Eşitlik (1)'de gösterilmektedir.

$$ROA_{i,t} = \alpha + \beta_1 DDE_{i,t} + \beta_2 SYR_{i,t} + \beta_3 HHI_{i,t} + \beta_4 AB_{i,t} + \beta_5 GSYH_{i,t} + \beta_6 TUFE_{i,t} + \beta_7 BLYD_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Panel veri analizine ait oluşturulan modelde Türk bankacılık sektöründe faaliyet gösteren 19 mevduat bankasının dijital dönüşüm ile karlılıkları arasında ilişkinin araştırılması adına varlık getirisi bağımlı değişken olarak analizde kullanılırken, dijital dönüşüm endeksi, sermaye yeterlilik rasyosu, Herfindahl-Hirschman indeksi, aktif büyüklüğünün doğal logaritması, gayri safi yurtiçi hasıladaki %'lik değişim, tüketici fiyat endeksindeki %'lik değişim ve bankaların likidite yaratma düzeyleri bağımsız değişkenler olarak analize dahil edilmiştir. Analizde ilk olarak yatay kesit bağımlılığının

testi yapılmıştır. Yatay kesit bağımlılığı değişkenlerin birbirlerinin sonuçlarını etkilemesi sonucunda ortaya çıkan ve regresyon analizinin sağlıklı sonuçlar vermesine engel olan bir durumdur. Yatay kesit bağımlılığının söz konusu olduğu durumlarda yapılacak birim kök testleri de farklılık göstermektedir. Yatay kesit bağımlılığının giderilerek uygun birim kök testlerinin yapılması analizin geri kalan kısmına birim kök testi istatistik değerlerine bakılarak devam edileceğinden analizin sağlıklı sonuçlar verebilmesi adına çok önemlidir.

Birim kök testleri

1992 ve 1993 yıllarında Levin ve Lin ve 1994 yılında Quah'ın çalışmalarından günümüze kadar, birim kök çalışmaları panel verilerin ampirik analizinde giderek daha önemli bir rol oynamaya başlamıştır. Gerçekten de panel verilerdeki bütünleşik serilerin araştırılması büyük bir gelişme kaydetmiştir ve panel birim kök testleri ekonomi biliminin çeşitli alanlarına uygulanmıştır. Normal zaman boyutuna yatay kesit boyutunun eklenmesi, birim kök içermeyen seriler anlamında çok önemlidir. Zaman serisi verilerindeki ve panel verilerindeki birim kök testleri arasındaki ilk temel fark, heterojenlik sorunuyla ilgilidir. Zaman serilerinde heterojenlik dikkate alınmazken, panel veri bağlamında işler farklıdır: panel veride seri durağan değilse o zaman heterojenliği dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinin yapılması ampirik analizin sonuçları açısından önem arz etmektedir. Bu nedenle Bai ve Ng (2001); önceki birim kök testleri yaklaşımlarını da dikkate alan faktör yapısı yaklaşımına dayanan çeşitli testler önermiştir (Hurlin ve Mignon, 2007). Çalışmada yatay bağımlılığını ve heterojenliği dikkate alan 2. nesil birim kök testlerinden Bai ve NG (2001) ve Pesaran (2003) CIPS uygulanmıştır.

Bai ve NG (2001) Birim Kök Testi

Bai ve Ng (2001, 2004), potansiyel yatay kesit korelasyonunu hesaba katarak birim kök sıfır hipotezinin ilk testini önermiştir. Bu test yatay kesit bağımlılıkların özel bir biçiminin belirlenmesinden oluşmaktadır. Bai ve Ng (2001) oldukça basit bir yaklaşım önermekte ve bir faktör analitik modeli ele almaktadır (Hurlin ve Mignon, 2007):

$$Y_{i,t} = D_{i,t} + \lambda_i' F_t + e_{i,t} \quad (2)$$

burada $D_{i,t}$, t düzeyinde bir polinom zaman fonksiyonudur; F_t , ortak faktörlerin bir (r ; 1) vektörüdür, λ_i ise faktör yüklerinin bir vektörüdür. Böylece bireysel seri $y_{i,t}$, heterojen deterministik bileşen $D_{i,t}$, ortak bileşen $\lambda_i' F_t$, ve $e_{i,t}$, büyük ölçüde kendine özgü bir hata terimidir. F_t , ortak çarpanlarının varlığına dikkat etmek önemlidir; Buna göre her birey, yatay kesit bağımlılıklarının kökeninde yer alan belirli bir esnekliğe (λ_i) sahiptir.

Vektör F_t 'nin en az bir ortak faktörü birim kök içeriyorsa veya kendine özgü terim $e_{i,t}$ ' de birim kök varlığı tespit edilmişse, bu durumda $Y_{i,t}$ 'nin durağan olmadığı söylenebilir. Bu iki terimin aynı özelliklere sahip olduğu söylenemez. Vektörün biri durağan iken diğer vektör durağan olmayabilir. Ancak, farklı dinamik özelliklere sahip bir serinin, kendi varlıklarından çok farklı özelliklere sahip olduğu iyi bilinmektedir. Bu nedenle, bu seri büyük bir durağan bileşen içeriyorsa $Y_{i,t}$ 'nin birim kök içerip içermediğini durağanlığını denetlemek zor olabilir. Bu nedenle, Bai ve Ng (2004), ortak ve bireysel bileşenlerde serinin durağanlığını ayrı ayrı test eden PANIC testini önermektedir (Hurlin ve Mignon, 2007).

PANIC testinin yatay kesit bağımlılığına karşı en büyük avantajı, kendine özgü bileşenin bireyler arasında az da olsa ilişkili olduğunu varsayar, aynı zamanda tüm serinin yüksek yatay kesit korelasyonları sunabileceği gerçeğini de dikkate almaktadır. Deterministik bileşen $D_{i,t}$, zaman eğilimi olmaksızın bireysel etkiler a_i ile temsil edilebilir. Modeli Eşitlik (3), Eşitlik (4) ve Eşitlik (5)'teki gibi yazmak mümkündür:

$$Y_{i,t} = a_i + \lambda_i' F_t + e_{i,t} \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

$$F_{m,t} = \tau_m F_{m,t-1} + v_{m,t} \quad m = 1, \dots, r \quad (4)$$

$$E_{i,t} = \rho e_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \quad (5)$$

Burada, m 'inci ortak faktör $F_{m,t}$ eğer $m < 1$ ise durağandır. Kendine özgü $e_{i,t}$ bileşeni, eğer $\rho_i < 1$ ise, i 'inci birey için durağandır. Amaç, bu bileşenlerin gözlemlenmediği ve tahmin edilmesi gerektiği göz önüne alındığında, $F_{m,t}$ ve $e_{i,t}$ 'nin durağanlığını kavramaktır. PANIC testinin geçerliliği $e_{i,t}$ 'nin I (0) veya I (1) olması fark etmeksizin, bütünleşme derecelerine sahip $F_{m,t}$ ve $e_{i,t}$ tahmin edicileri elde etme ihtimaline bağlıdır (Bai and Ng (2002)).

Pesaran CIPS Birim Kök Testi

Pesaran 2003 yılında yayınladığı makalesinde, farklı birimler arasında ilişkininsöz konusu olduğu durumlarda, sorunu çözmek için farklı bir yaklaşım önermektedir. Artıklar için, Phillips ve Sul (2003)'da olduğu gibi, heterojen yükleme faktörlerine sahip tek faktörlü bir model düşünmektedir. Pesaran CIPS birim kök testi, serilerin durağanlığını tahmin edilen ortak faktörlerden sapmalara dayandırmak yerine, serilerin gecikmeli seviyelerinin ve birinci farklarının yatay kesit ortalamasıyla güçlendirir. Eğer artıklar seri korelasyona sahip değilse i 'inci ülke için kullanılan regresyon modeli Eşitlik (6)'daki gibi tanımlanmaktadır:

$$\Delta y_{i,t} = a_i + \rho_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta y_t + v_{i,t} \quad (6)$$

$$\text{Burada, } \bar{y}_{t-1} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{i,t-1} \text{ ve } \Delta y_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta y_{i,t} \quad (7)$$

OLS ρ_i tahmininin t-istatistiklerini t_i (N; T) olarak gösterildiğinde, Pesaran testi, CADF olarak gösterilen bu bireysel kesitsel olarak artırılmış ADF istatistiklerine dayanmaktadır. Küçük T örnekleri için ortaya çıkabilecek aşırı sonuçların gereksiz etkisini önlemek için CADF* olarak adlandırılan kısaltılmış bir versiyon da düşünülmüştür. Her iki durumda da bireysel CADF veya CADF* istatistiklerinin (sırasıyla kesitsel olarak artırılmış IPS için CIPS ve CIPS olarak belirtilir) ortalamasına dayalı olarak IPS t-bar testinin değiştirilmiş bir versiyonunu oluşturmaktır (Hurlin ve Mignon, 2007).

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i (N, T) \quad CIPS^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i^* (N, T) \quad (8)$$

kısaltılmış CADF istatistiği şu şekilde tanımlanır:

$$\begin{aligned} K_1 & \rightarrow t_i (N, T) \leq K_1 \\ t_i^* (N, T) & \rightarrow K < t_i (N, T) < K_2 \end{aligned} \quad (9)$$

$$K_2 \rightarrow t_i (N, T) \geq K_2$$

Tüm bireysel CADF (veya CADF*) istatistikleri, faktör yüklemelerine bağlı olmayan benzer asimptotik sıfır dağılımlarına sahiptir. Ancak ortak faktöre bağlı oldukları için birbirleriyle ilişkilidirler. Bu nedenle, bireysel CADF istatistiklerinin bir ortalamasını oluşturmak mümkündür, ancak standart merkezi limit teoremleri bu CIPS veya CIPS* istatistiklerine uygulanmaz (Pesaran, 2003).

Granger Nedensellik Testi

Granger (1969) yayınladığı öncü bir makalede, zaman serileri arasındaki nedensel ilişkileri analiz etmek için bir metodoloji geliştirdi. Granger nedensellik testi, bir değişkenin diğerini tahmin etmede yararlılığını doğrulamak için kullanılan bir ekonometrik testtir. Başka bir ifadeyle, bir

değişken tahmin modeline eklendiğinde tahmin hatasını azaltıyorsa nedensellikten bahsedilebilir (Dinks ve Panchenko, 2006) Granger nedensellik testinde x_t ve y_t 'nin iki durağan seri olduğunu varsayıldığında model Eşitlik (10)'daki gibidir.

$$y_t = a + \sum_{k=1}^K \gamma_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (10)$$

Bu model x 'in y 'ye neden olup olmadığını test etmek için kullanılmaktadır. Esasen, x 'in geçmiş değerleri, y 'nin geçmiş değerleri modele dahil edildiğinde bile y 'nin mevcut değerinin önemli tahmin edicileriye, o zaman x , y üzerinde nedensel bir etki uygular. Bu durumda ise Eşitlik (11) kullanılarak, aşağıdaki sıfır hipotezi olan bir F testine dayalı olarak bu nedensellik kolayca araştırabilmektedir:

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_k = 0 \quad (11)$$

Eşitlik 11'de H_0 'ın kabul edilmemesi durumunda, x 'ten y 'ye nedenselliğin var olduğu anlamına gelmektedir. x ve y değişkenleri, çift yönlü nedenselliğini test etmek için ise yer değiştirilmesi söz konusudur (Lopez ve Weber, 2017).

Verilerin Toplanması ve Analizi

Araştırmada, Türkiye'de faaliyet gösteren mevduat bankalarının dijital dönüşüm ile birlikte karlılıklarına etkisini incelemek amacıyla çalışmanın veri seti, Türkiye Bankalar Birliği (TBB), Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP), Bilişim Sanayicileri Derneği (TÜBİSAD) ve İş Yatırım resmî web sitelerinden elde edilmiştir. Elde edilen istatistikî verilerin analizi için Eviews 14 analiz programı kullanılmıştır.

Çalışmada öncelikli olarak serilere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Daha sonra panel veride yatay kesit bağımlılığı test edilmiş ve yatay kesit bağımlılığını ve heterojenliği dikkate alan Bai and NG – PANIC ve Pesaran CIPS birim kök testleri yapılarak serilerin durağanlığı test edilmiştir. Panel veride ele alınan bağımlı değişken için hangi modelin uygun olduğunun belirlenmesi amacıyla Hausman testi uygulanmıştır. Modelin uygunluğuna karar verildikten sonra modeller için çoklu doğrusallık ve değişen varyans probleminin olup olmadığını test etmek amacıyla Durbin Watson otokorelasyon testi ve Wald testleri uygulanmıştır. Değişen varyans ve otokorelasyon sorunu giderilen değişkenler için Granger Nedensellik testi yapılarak katsayılar tahmin edilmiştir.

Örneklem- Çalışma grubu

Çalışmada, analiz kapsamında verilerine tam ve eksiksiz ulaşılabilen ve aktif büyüklükleri bakımından Türk bankacılık sektörünün %92'sini oluşturan 19 mevduat bankasının 2019-2023 yılları arası yıllık istatistiklerini kapsayan veri setinde, aktif karlılığı (ROA) bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Türkiye'nin dijital dönüşüm endeksi, ekosistem, yeterlilik, kullanım ve dönüşüm bileşenleri olmak üzere 4 ana bileşenden oluşmaktadır. Endeks 4 ana bileşen altında 10 farklı alt başlıkta ve bu alt başlıkların altında 61 adet göstergeler üzerinden hesaplanmaktadır. Dijital dönüşüm endeksinin hesaplanmasında Türkiye de dahil olmak üzere 139 ülkenin verileri kullanılmak suretiyle elde edilen dijital dönüşüm endeksi 5 puan üzerinden değerlendirilmektedir (TÜBİSAD, 2022). Çalışmanın 2019 yılından itibaren başlamasının nedeni, Türkiye'de dijital dönüşüm endeksinin 2019 yılından itibaren hesaplanmaya başlamasıdır. 2024 yılının analize dahil edilmemesinin nedeni ise verilerin toplandığı zamanda 2024 yılı dijital dönüşüm endeksinin henüz açıklanmamış olmasıdır. Dijital dönüşüm endeksi, sermaye yeterlilik rasyosu, Herfindahl-Hirschman indeksi, aktif büyüklüğünün doğal logaritması, gayri safi yurtiçi hasıladaki %'lik değişim, tüketici fiyat endeksindeki %'lik değişim ve bankaların likidite yaratma düzeyleri bağımsız değişkenler olarak analize dahil edilmiştir. Analizde kullanılan değişkenler, bu değişkenlere ait kısaltmalar ve değişkenlerin nasıl hesaplandıklarına dair bilgiler Tablo 1'de gösterilmektedir.

Tablo 1: Çalışmada kullanılan değişkenler ve kısaltmaları

Çalışmada Değişkenler	Kullanılan Değişkenlerin Kısa Adı	Değişkenlerle İlgili Açıklamalar
Bağımlı Değişken		
Aktif Karlılığı	ROA	Net Kar / Toplam Aktif
Bağımsız Değişkenler		
Dijital Dönüşüm Endeksi	DDE	Türkiye Bilişim Sanayiciler Derneğinin 2019 Yılından Bu Yana Her Sene Yayınladığı Endeks
Sermaye Yeterlilik Rasyosu	SYR	Net Sermaye / Riskli Varlıklar
Herfindahl-Hirschman İndeksi	HHI	$(\text{Net Faiz Geliri} / \text{Toplam Faaliyet Geliri})^2 + ((\text{Faiz Dışı Gelirler} / \text{Toplam Faaliyet Geliri})^2$
Aktif Büyüklüğü	AB	Toplam Aktiflerin Doğal Logaritması
Gayrisafi Yurtiçi Hasıladaki %'lik Değişim	GSYH	Türkiye İstatistik Kurumunun Açıkladığı Resmi Rakamlardan Oluşmaktadır.
Tüketici Fiyat Endeksindeki %'lik Değişim	TUFE	Türkiye İstatistik Kurumunun Açıkladığı Resmi Rakamlardan Oluşmaktadır.
Banka Likidite Yaratma Düzeyi	BLYD	Likit Varlıklar / Toplam Varlıklar (Likit Varlıklar = Net Ücret ve Komisyonlar + Net Ticari Kar/zarar + Temettü Gelirleri + Diğer Faaliyet Gelirleri)

Bulgular

Çalışmada öncelikle değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Hangi birim kök testlerinin yapılacağına yatay kesit bağımlılığı testinin sonucuna bakılarak karar verilmiştir. Serilerde yatay kesit bağımlılığı tespit edilmiş ve bu durumda 2. Kuşak birim kök testlerinden PANIC (Bai ve NG) ve Pesaran CIPS testleri kullanılmıştır. Çalışmada tek bağımlı değişken olduğundan bir tane model kurulmuştur. Modelde yer alan bağımlı değişken için hangi modelin uygun olduğunun belirlenmesi amacıyla Hausman testi uygulanmıştır. Serilerde çoklu doğrusallık olup olmadığı VIF (Variance Inflation Factor – Varyans şişirme faktörü) testi ile test edilmiştir. Çoklu doğrusallık ve değişen varyans sorununu ortadan kaldırmak amacıyla Durbin Watson otokorelasyon testi ve Wald testleri uygulanmıştır. Değişen varyans ve otokorelasyon sorunu giderilen değişkenler için Granger Nedensellik testi yapılarak katsayılar tahmin edilmiştir. Tablo 2’de çalışmada kullanılan değişkenlerin betimsel istatistiklerine yer verilmiştir.

Tablo 2: Değişkenlere ilişkin betimsel istatistikler

	A.Ort	Max	Min	Std. Hata	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera
ROA	0.016	0.052	-0.024	0.013	0.419	3.723	0.089**
DDE	0.030	0.032	0.028	0.001	-0.276	1.793	0.031*
AB	18.926	22.238	14.248	1.905	-0.417	2.479	0.148
BLYD	0.213	0.523	0.084	0.093	1.633	5.689	0.00001*
GSYH	1.294	1.567	0.953	0.222	-0.321	1.726	0.018*
HHI	0.624	1.157	0.500	0.153	1.996	6.519	0.00001*
SYR	0.196	0.341	0.134	0.039	1.217	4.877	0.00001*
TUFE	3.936	13.580	0.740	4.905	1.417	3.128	0.00001*

*, p<0.05.

Tablo 2’de yer alan değişkenlere ait betimsel istatistikler, değişkenlerin dağılım özellikleri hakkında ayrıntılı bilgi sunmaktadır. Varlık getirisi değişkeni 0.016 ortalamaya ve 0.013 standart hataya sahiptir. Çarpıklık değeri pozitif (0.419) olduğundan sağa çarpık bir dağılıma sahiptir.

Basıklık değeri (3.723) 3'ten büyük olup, dağılımın daha sivri bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Jarque-Bera değeri 0.089 ve $p < 0,10$ düzeyinde anlamlıdır. Bu durum normal dağılımdan hafif bir sapmaya işaret etmektedir. Dijital dönüşüm endeksi değişkeninin ortalama değeri 0.030 olup, düşük bir değişim göstermektedir (std. hata 0.001). Çarpıklık değeri negatif (-0.276) olduğundan dağılım sola çarpık ve basıklık değeri (1.793) 3'ten küçük olduğu için normal dağılıma yakın ancak biraz daha yaygın bir dağılım gözlemlenmiştir. Jarque-Bera testi sonucu 0.031 ile $p < 0,05$ düzeyinde anlamlı olup, bu dağılımın normalden sapma gösterdiğine işaret etmektedir. Tablo 3'te değişkenlerdeki yatay kesit bağımlılığın sınanmasına yönelik bulgulara yer verilmiştir.

H_0 : Yatay kesit bağımlılık yoktur. Yani, farklı birimler arasında herhangi bir ilişki yoktur.

H_1 : Yatay kesit bağımlılık vardır. Yani, farklı birimler arasında bir ilişki vardır.

Tablo 3: Değişkenlere ilişkin yatay kesit bağımlılık bulguları

	Breusch-Pagan LM		Pesaran scaled LM		Bias-corrected scaled LM		Pesaran CD	
	İstatistik	p-değeri	İstatistik	p-değeri	İstatistik	p-değeri	İstatistik	p-değeri
ROA	539.593	0.00001*	19.931	0.00001*	17.556	0.00001*	19.245	0.00001*
DDE	855.000	0.00001*	36.986	0.00001*	34.611	0.00001*	29.240	0.00001*
AB	837.509	0.00001*	36.041	0.00001*	33.666	0.00001*	28.938	0.00001*
BLYD	330.766	0.00001*	8.639	0.00001*	6.264	0.00001*	11.819	0.00001*
GSYH	855.000	0.00001*	36.986	0.00001*	34.611	0.00001*	29.240	0.00001*
HHI	265.820	0.00001*	5.127	0.00001*	2.752	0.006*	2.200	0.028*
SYR	268.857	0.00001*	5.292	0.00001*	2.917	0.003*	1.279	0.201
TUFE	855.000	0.00001*	36.986	0.00001*	34.611	0.00001*	29.240	0.00001*

*, $p < 0.05$.

Tablo 3'te verilen yatay kesit bağımlılık bulguları incelendiğinde, bütün p değerlerinin 0.05'ten küçük olduğu görülmekle birlikte, istatistiksel olarak %95 güven düzeyinde H_0 hipotezi reddedilir (sermaye yeterlilik rasyosu değişkeni için H_0 hipotezi reddedilemez). Dolayısıyla, farklı birimler arasında bir ilişkinin olduğu ve yatay kesit bağımlılığın olduğu söylenebilir. Buradan yola çıkarak 1. Nesil birim kök testleri yatay kesit bağımlılığa olan duyarlılığı sebebiyle uygulanamamaktadır. Birim kök testi için, 1. Nesil birim kök testleri yerine 2. Nesil birim kök testleri yatay kesit bağımlılığı önemsemediği için 2. Nesil birim kök testlerinden PANIC (Bai ve NG) ve Pesaran CIPS testleri uygulanmıştır. Birim kök testleri için hipotezler:

H_0 : Seri birim kök içerir.

H_1 : Seri birim kök içermez, düzeyde durağandır.

Tablo 4: 2. Kuşak birim kök testi bulguları (PANIC)

Değişkenler	Bai and NG- PANIC		Pesaran CIPS				
			t-istatistiği	Kritik Değerler			p- değeri
	İstatistik	p-değeri		1%	5%	10%	
ROA	-2.740	0.006*	2.610	-2.150	-2.29	-2.56	<0.01
DDE	-2.719	0.006*	2.610	-2.150	-2.29	-2.56	<0.01
AB	-2.703	0.007*	2.610	-2.150	-2.29	-2.56	<0.01
BLYD	-2.665	0.008*	2.610	-2.150	-2.29	-2.56	<0.01

GSYH	-2.654	0.008*	2.610	-2.150	-2.29	-2.56	<0.01
HHI	-2.666	0.008*	2.610	-2.150	-2.29	-2.56	<0.01
SYR	-2.648	0.008*	2.610	-2.150	-2.29	-2.56	<0.01
TUFE	-2.707	0.007*	2.610	-2.150	-2.29	-2.56	<0.01

*, p<0.05

Tablo 4 incelendiğinde, Bai ve Ng (PANIC) testi ile Pesaran (CIPS) testine göre yapılan analiz sonuçları, ele alınan tüm değişkenlerin durağan olduğunu göstermektedir. Bai ve Ng testinde elde edilen negatif t-istatistikleri ve anlamlı p-değerleri (p<0.05), serilerin birim kök içermediğini ve düzeyde durağan olduğunu ortaya koymaktadır. Benzer şekilde, Pesaran CIPS testinde de elde edilen sonuçlar kritik değerlerle karşılaştırıldığında H_0 hipotezinin reddedildiği görülmüş ve serilerin durağanlığı teyit edilmiştir. Bu bulgular, tüm değişkenlerin uzun dönem dengesi olduğuna işaret etmektedir. Ele alınan bağımlı değişken için hangi modelin uygun olduğunun belirlenmesi amacıyla Hausman testi uygulanmış olup, testlere ilişkin bulgular Tablo 5'te verilmiştir.

H_0 : Rassal etkiler modeli uygundur.

H_1 : Sabit etkiler modeli uygundur.

Tablo 5: Hausman testi bulguları

	Hausman Testi		Seçilen model
	Ki-kare test istatistiği	p-değeri	
ROA model	1.83	0.7663	Rassal etkiler

*, p<0.05

Tablo 5'e göre, ROA modelinin ki kare istatistiği 1.83 olup, p değeri 0.05'ten büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda, H_0 hipotezi reddedilemediğinden rassal etkiler modelinin uygun olduğu istatistiksel olarak %95 güven düzeyinde söylenebilir. Kurulan modeller için VIF değerleri Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6: Modelin VIF değerlerine ilişkin bulgular

Değişkenler	ROA
DDE	2.409
AB	1.839
BLYD	1.787
GSYH	3.062
HHI	1.125
SYR	1.218
TUFE	1.920

Tablo 6'da VIF (Variance Inflation Factor – Varyans şişirme faktörü) değerlerine ilişkin bulgulara yer verilmiştir. Buradaki modellerin VIF değerleri incelendiğinde, ROA 1.125 ile 3.062 arasında değiştiği görülmektedir. VIF değeri 1'e yakınsa, bağımsız değişkenin diğer bağımsız değişkenlerle çok az ilişkili olduğunu ve çoklu doğrusallığın düşük olduğunu göstermekle birlikte 10'un üzerinde olması ise bağımsız değişkenler arasında ilişki olduğu anlamına gelmektedir (Johnson ve Wichern, 2007). Bu bağlamda, kurulan model için çoklu doğrusallık problemi olmadığını

söylemek mümkündür. Kurulan ROA modeline ilişkin Durbin Watson otokorelasyon testi bulguları Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7: Durbin Watson otokorelasyon testi bulguları

	Test İstatistiği	Kritik Değer aralığı	
		5%	1%
ROA	0.983	1.896- 1.921	1.859- 1.883

Tablo 7’deki Durbin Watson testi bulgularına bakıldığında, ROA modeli için Durbin Watson Test istatistiği kritik değerın altında olduğundan, kurulan modellerin otokorelasyon içerdiği söylenebilir. Bu durumda, otokorelasyonun giderilmesi için değişkenlerin 1. dereceden farkları alınmıştır. 1. dereceden farklar alındıktan sonra kurulan modeller için otokorelasyon bulguları ise Tablo 8’de verilmiştir.

Tablo 8: Düzeltilmiş Durbin Watson otokorelasyon testi bulguları

	Test İstatistiği	Kritik Değer aralığı	
		5%	1%
ROA _{d1}	2.227	1.896- 1.921	1.859- 1.883

Tablo 8’deki bulgular incelendiğinde, Durbin Watson Test istatistiğinin 2.227 olduğu görülmektedir. Literatürde Durbin Watson değerinin 1.5 ile 2.5 arasında olması durumunda otokorelasyonun olmadığını göstermektedir (Kalaycı, 2014). Bu bağlamda, model için Durbin Watson İstatistikleri 2’ye yakın olduğundan, otokorelasyonun olmadığı söylenebilir. Dolayısıyla, kurulan 1. dereceden farkı alınmış modellerle otokorelasyonun ortadan kalktığı görülmüştür. Değişen varyans ile ilgili Wald testi bulguları Tablo 9’da verilmiştir.

H₀: Model sabit varyanslıdır, yani değişen varyans problemi yoktur.

H₁: Model sabit varyanslı değildir, yani değişen varyans problemi vardır.

Tablo 9: Sabit varyans probleminin tespitine yönelik Wald testi bulguları

	Ki-kare Test İstatistiği	p-değeri
ROA _{d1}	14811.70	0.00001*

*, p<0.01

Tablo 9 incelendiğinde, ROA modeli için p değerleri 0.01’den küçük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, modelin sabit varyanslı olmadığı ve değişen varyans problemi olduğu istatistiksel olarak %99 güven düzeyinde söylenebilir. Modelinde değişen varyans probleminin giderilmesi ve yorumlama kolaylığının sağlanabilmesi için serilerin logaritmik dönüşümleri yapılarak model tekrar kurulmuştur. Tablo 10’da ROA modeline ilişkin katsayılar ve katsayıların anlamlılıklarına yer verilmiştir.

Tablo 10: ROA modeline ilişkin katsayılar ve anlamlılıklarının sınanması

Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	z-değeri	p-değeri
ln DDEd1	-1.634	0.494	-3.310	0.001*
ln SYRd1	0.328	0.143	2.290	0.022*
ln HHId1	-0.119	0.170	-0.700	0.485
ln ABd1	0.046	1.206	0.040	0.970
ln GSYHd1	5.596	1.716	3.260	0.001*
ln TUFEd1	-0.446	0.510	-0.870	0.382

$\ln_BLYDd1$	-0.068	0.191	-0.360	0.721
C	2.331	1.815	1.280	0.199
$\ln_ROA = 2.301 + \ln_DDE*(-1.634) + \ln_SYR*(0.328) + \ln_HHI*(-0.119) + \ln_AB*(0.046) + \ln_GSYH*(5.596) + \ln_TUFE*(-0.446) + \ln_BLYD*(-0.068) + e$				

*, p<0.05

Tablo 10'daki ROA modeline ilişkin katsayılar ve anlamlılık testleri sonucunda, dijital dönüşüm endeksi değişkeninin katsayısı -1.634 olup, p-değeri 0.001'dir; bu, p <0.05 olduğundan istatistiksel olarak anlamlıdır ve dijital dönüşüm endeksindeki %1'lik bir artış varlık getirisinde %1.634'lük bir azalmaya neden olmaktadır. Bunun nedeni olarak bankaların dijital dönüşüm için daha fazla yatırım yaptıkları ve bu harcamaların bankaların karlılıklarını azalttığını söylemek mümkündür. Dijital dönüşüm için harcama maliyetlerinin artması bankacılık sektörünün en büyük performans göstergelerinden biri olan aktif karlılığı oranının azalmasına neden olmaktadır. Sermaye yeterlilik rasyosu değişkeninin katsayısı 0.328 olup, p-değeri 0.022'dir; bu da p <0.05 olduğundan anlamlıdır ve sermaye yeterlilik rasyosunda %1'lik bir artış varlık getirisinde %0.328'lik bir artışa yol açmaktadır. Herfindahl-Hirschman İndeksi değişkeninin katsayısı -0.119 ve olasılık değeri 0.485 olup, anlamlı bulunmamıştır; dolayısıyla varlık getirisi üzerinde kayda değer bir etkisi yoktur. Aktif büyüklüğü değişkeninin katsayısı 0.046 ve olasılık değeri 0.970 olup, anlamlı değildir, bu nedenle bağımlı değişken üzerinde önemli bir etkisi yoktur. Gayri safi yurtiçi hasıla değişkeninin katsayısı 5.596 olup, p-değeri 0.001'dir; bu, p <0.05 olduğu için istatistiksel olarak anlamlıdır ve gayri safi yurtiçi hasıla'daki %1'lik bir artış bağımlı değişkende %5.596'lık bir artışa neden olmaktadır. Tüketici fiyat endeksi değişkeninin katsayısı -0.446 olup, olasılık değeri 0.382'dir ve anlamlı bulunmamıştır; bu nedenle tüketici fiyat endeksi değişkeninin bağımlı değişken üzerinde önemli bir etkisi yoktur. Banka likidite yaratma düzeyi değişkeninin katsayısı -0.068, olasılık değeri 0.721 olup, istatistiksel olarak anlamlı değildir; dolayısıyla bu değişkenin varlık getirisi üzerinde belirgin bir etkisi bulunmamaktadır. Son olarak, sabit terim (C) katsayısı 2.331 olup, olasılık değeri 0.199'dur ve bu sonuç, sabit terimin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını göstermektedir. Tablo 11'de ise Granger Nedensellik analizi bulgularına yer verilmiştir.

Tablo 11: ROA modeli için Granger Nedensellik bulguları

Nedensellik Yönü	F	p-değeri	Nedensellik Yönü	F	p-değeri
DDE → ROA	28.507	0.00001*	AB → GSYH	-21.831	1.000
ROA → DDE	-0.186	1.000	HHI → AB	0.551	0.580
AB → ROA	3.968	0.025*	AB → HHI	1.381	0.260
ROA → AB	0.661	0.521	SYR → AB	0.811	0.450
BLYD → ROA	9.946	0.00001*	AB → SYR	1.135	0.329
ROA → BLYD	1.354	0.267	TUFE → AB	1.142	0.327
GSYH → ROA	28.507	0.00001*	AB → TUFE	-25.995	1.000
ROA → GSYH	170.244	0.00001*	GSYH → BLYD	10.927	0.00001*
HHI → ROA	0.963	0.389	BLYD → GSYH	217.651	0.00001*
ROA → HHI	0.219	0.804	HHI → BLYD	0.051	0.951
SYR → ROA	0.337	0.715	BLYD → HHI	0.471	0.627
ROA → SYR	2.805	0.070	SYR → BLYD	5.015	0.010*
TUFE → ROA	28.507	0.00001*	BLYD → SYR	0.246	0.783
ROA → TUFE	2.202	0.121	TUFE → BLYD	10.927	0.00001*
AB → DDE	-24.202	1.000	BLYD → TUFE	-7.191	1.000
DDE → AB	1.142	0.327	HHI → GSYH	6.231	0.004*

BLYD → DDE	-7.977	1.000	GSYH → HHI	0.457	0.635
DDE → BLYD	10.927	0.00001*	SYR → GSYH	-1.464	1.000
HHI → DDE	-3.049	1.000	GSYH → SYR	0.725	0.489
DDE → HHI	0.457	0.635	SYR → HHI	2.537	0.089
SYR → DDE	-0.674	1.000	HHI → SYR	1.251	0.295
DDE → SYR	0.725	0.489	TUFE → HHI	0.457	0.635
BLYD → AB	4.913	0.011*	HHI → TUFE	19.454	0.00001*
AB → BLYD	3.375	0.042*	TUFE → SYR	0.725	0.489
GSYH → AB	1.142	0.327	SYR → TUFE	-22.030	1.000

*, p<0.05

Tablo 11’de yapılan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, değişkenler arasında anlamlı nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. Bu bağlamda, dijital dönüşüm endeksi, aktif büyüklüğü, banka likidite yaratma düzeyi, gayri safi yurtiçi hasılanın varlık getirisi üzerinde ve varlık getirisinin gayri safi yurtiçi hasıla üzerinde $p = 0.00001$ anlamlı bir nedensellik etkisi bulunmaktadır. Bankaların aktif büyüklükleri arttıkça dijital dönüşüme daha fazla yatırım yapma olanağı sunmaktadır. Bu nedenle dijital dönüşüm endeksi ile aktif büyüklüğü arasında anlamlı bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Bankaların aktif toplamaları içerisinde likit varlıklarının artması diğer bir ifadeyle likidite yaratma düzeylerinde meydana gelen artış, dijital dönüşüm endeksi ile aralarında anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Bankaların dijital dönüşüm ile birlikte maliyetlerinde yaşanan azalmalar bankaların likit varlıklarında artışa neden olmaktadır. Ayrıca, sermaye yeterlilik rasyosunun banka likidite yaratma düzeyi üzerinde ($p = 0.010$), tüketici fiyat endeksinin varlık getirisi üzerinde ($p = 0.00001$) ve tüketici fiyat endeksinin banka likidite yaratma düzeyi üzerinde ($p = 0.00001$) nedensel bir etkisi olduğu görülmektedir. Bankaların sermayelerinde yaşanan artışlar, varlıkları içerisinde likit varlıkların artmasını sağlamıştır. Sermaye yapıları içerisinde bankaların mevduatlarından ziyade sermayelerinde yaşanan artışlar hem karlılıklarının artmasına hem de likit varlıklarının artmasına olanak tanımıştır. Diğer yandan, gayri safi yurtiçi hasılanın; banka likidite yaratma düzeyi üzerinde, banka likidite yaratma düzeyinin gayri safi yurtiçi hasıla üzerinde, Herfindahl-Hirschman İndeksi’nin gayri safi yurtiçi hasıla üzerinde ve dijital dönüşüm endeksinin banka likidite yaratma düzeyi üzerinde $p = 0.00001$ anlamlı nedensellik etkileri mevcuttur. Buna ek olarak, banka likidite yaratma düzeyinin aktif büyüklüğü üzerinde ($p = 0.011$), aktif büyüklüğünün banka likidite yaratma düzeyi üzerinde ($p = 0.042$) ve Herfindahl-Hirschman İndeksi’nin tüketici fiyat endeksi üzerinde ($p = 0.00001$) anlamlı nedensellik ilişkileri saptanmıştır.

Sonuç ve Öneriler

Dijital dönüşüm, işletmelerin sürekli olarak teknolojik değer yaratma hedefiyle kendisini yenilemesi ve temelden kendini yeniden düzenlemesi olarak tanımlanmaktadır. İşletmelerin dijital dönüşümü benimsemesi ve işletmelerine entegre etmesi sadece rekabet ile açıklanamaz. Aynı zamanda hayatta kalabilmesi için de hayati bir öneme sahiptir. Dijital dönüşüm ile birlikte işletmeler müşterilerine yaklaşım tarzlarını ve yapılarını yeniden şekillendirmişlerdir. Bankacılık sektörüne bakıldığında; dijital dönüşüm, teknolojinin sektörün tüm alanlarında uygulanması ve müşterilerine değer katma işlemidir. Dijital dönüşüm ile birlikte bankacılık sektöründe müşteri ile etkileşim daha da hız ve önem kazanmıştır. Artık müşteriler şubeye gitmeden birçok bankacılık işlemlerini uzaktan çevrimiçi ve çevrimdışı olarak kolaylıkla yapabilmektedirler. Bankacılık sektörü müşterilerini tercih ettikleri uygulamalarla buluşturarak bankacılık işlemlerinin yapılma biçimleri ve hızları, süreçlerde daha hızlı kararlar alma ve daha iyi bir müşteri deneyimi sağlayacak şekilde çok daha hızlı ve güvenilir hizmetler sunmaktadır. Bu anlamda, dijital dönüşüm sayesinde bankacılık sektörü müşterilerine daha iyi bir deneyim sağlamakla birlikte daha hızlı ve kaliteli bir hizmetler sunmaktadır.

Çalışmada Türkiye’de faaliyet gösteren ve aktif büyüklükleri sıralamasında en yüksek 19 mevduat bankasının dijital dönüşümün banka karlılıklarına etkisini araştırılmıştır. Bu kapsamda elde edilen ampirik bulgulara bakıldığında; dijital dönüşüm endeksi ile varlık getirisi arasında anlamlı bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Dijital dönüşüm ve teknolojik yeniliklerin sisteme entegrasi ile birlikte yenilikler bankaların likiditelerini artırmakta ve böylece bankaların karlılıklarına olumlu etkisi olmaktadır. Bankaların likiditelerinin artmasında önemli etkisi olan dijital dönüşüm düzeylerinde yaşanan değişimin, bankaların likidite yaratma düzeylerine de katkı sunmaktadır. Dijitalleşmeyle birlikte bankaların likidite yaratma kalemlerinden olan net ücret ve komisyonlar, net ticari kar/zarar, temettü gelirleri ve diğer faaliyet gelirlerinde yaşanan artışlar bankaların karlılıklarının artmasında önemli bir etkiye sahiptir. Sermaye yeterlilik rasyosu değişkeni ile varlık getirisi arasında da anlamlı bir nedensellik söz konusudur. Sermaye yeterlilik rasyosunda %1’lik bir artış varlık getirisinde %0.328’lik bir artışa yol açmaktadır. Literatüre bakıldığında, sermaye yeterlilik rasyosu ile bankacılık sektörü karlılığı arasında pozitif bir ilişki olduğu gözlemlenmektedir. Bankaların riskli varlıkları içerisinde net sermayelerinin artması karlılıklarının da artmasını sağlamaktadır. Bankaların dijitalleşme ile birlikte riskli varlıklarında yaşanan düşüş ile birlikte operasyonel kabiliyetlerini iyileştirdiği ve bu iyileşmelerin bankaların karlılıklarını artırdığı görülmektedir. Aslına bakılırsa elde edilen ampirik bulgular gerek literatürle gerekse de karlılık teorileri ile örtüşmektedir. İşletmelerin dijital dönüşüm ile birlikte maliyetleri azalmakta ve bu durum karlılıklarına yansımaktadır. Bankaların başlangıçta dijital dönüşüm için yapmış oldukları yatırımlar her ne kadar karlılıklarını düşürüyor olsa da sabit ve değişken giderlerinde yaşanan azalmalar neticesinde sonraki dönemlerde optimizasyon, verimlilik ve dijitalleşme ile birlikte yeni gelir akışlarında yaşanan artışlar, elde edilen karın, maliyetlerinin çok çok üzerinde olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak varlık getirisinin bağımlı değişken olarak kullanıldığı modeldeki ile dijital dönüşüm endeksi, aktif büyüklüğü, banka likidite yaratma düzeyi, gayri safi yurtiçi hasıla değişkenleri arasındaki etkileşimlerin belirgin bir şekilde anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır. Elde edilen bulgular Dwivedi, Alabdooli ve Dwivedi (2021), Stefanoviç, Barjaktaroviç ve Bataev (2021), Deniz (2023), Ergün (2023), Shanti, Siregar, Zulbainarni ve Tony (2023), Zhu ve Jin (2023), Xie ve Wang (2023), Chao, Zhou ve Yang (2024) ve Özmerdivanlı (2024) çalışmalarının bulgularını destekler niteliktedir.

Çalışmanın bazı sınırlamaları bulunmaktadır. Ülkemizde dijital dönüşüm endeksi Türkiye bilişim sanayiciler derneğinin 2019 yılından başlayarak yayınlamış olduğu bir endeks olup, endeks verileri yıllık olarak hesaplanmaktadır. Dolayısıyla çalışmanın yapıldığı zaman dilimi göz önüne alındığında 2019-2023 yıllarını kapsayan 5 yıllık bir dijital dönüşüm endeksi verisine ulaşılmıştır. Bu endeksin çeyrek dönem verilerinin de hesaplanması hem dönem sayısının artmasına hem de elde edilen karlılık oranlarının dönemsel etkilerinin görülerek daha objektif kararlar verilmesine olanak tanıyacaktır. Ayrıca, analiz kapsamındaki dönemler ekonomik durgunluk dönemlerini kapsamamaktadır. Ekonomik durgunluk dönemlerinde bankacılık sektörü, diğer sektörlerde olduğu gibi maliyetleri azaltmanın ya da düşük tutmanın yollarını aramaktadır. Sonraki çalışmalarda ekonomik durgunluk dönemlerinin veya bankacılık sektörü ile ilgili yapılan/yapılacak düzenlemelerin banka karlılıkları üzerine etkileri akademik yazına katkı sağlaması açısından incelenebilir.

Çalışmanın bulgularına dayanarak aşağıdaki öneriler sunulmaktadır. Bu çalışmada, Türkiye’de faaliyet gösteren ve aktif büyüklükleri bankacılık sektörü aktif toplamının %92’sini oluşturan mevduat bankalarının dijital dönüşüm ve Türk mevduat bankalarının karlılığına olan etkisinin incelenmesi amacıyla, bankaya özgü ve makroekonomik değişkenler dahil edilerek ampirik sonuçlar elde edilmiştir. Bu kapsamda banka yöneticilerinin değişen müşteri taleplerini karşılamak amacıyla daha iyi ve kaliteli dijital bankacılık hizmeti sunmaları, bankacılık sektörünün büyüme potansiyelinin artmasına; böylece, literatürde finansal sektörün bir alt sektörü olarak kabul edilen

bankacılık sektörünün ülke ekonomisine ve gelişimine önemli katkılar sağlayacağı düşünülmektedir. İleride yapılacak çalışmalarda, dönem sayılarının artırılarak analiz kapsamına alınmayan bankalara özgü diğer değişkenlerin de analiz kapsamında incelenerek dijital dönüşüm ve bankaların karlılığına olan etkileri araştırılabilir. Ayrıca, bankacılık sektörünün karlılığının sadece mevduat bankalarını değil, Türkiye’de faaliyet gösteren katılım bankaları, kamu, özel ve yabancı sermayeli kalkınma bankalarını da kapsayacak şekilde incelenmesinin literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Kaynakça

- Abdurrahman, A., Gustomo, A., & Prasetyo, E.A. (2024). Impact of dynamic capabilities on digital transformation and innovation to improve banking performance: a TOE framework study. *J. Open Innov.: Technol. Mark. Complex.* 10, 100215 <https://doi.org/10.1016/j.joitmc.2024.100215>
- Asiltürk, A. (2021), İşletmelerde dijital dönüşüm yönetiminde nihai hedef: Dijital olgunluk. *Alanya Akademik Bakış*, 5(2), 647-669.
- Bai, J. and Ng, S. (2001), *A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration*, Mimeo, Boston College, Department of Economics.
- Bai, J. and Ng, S. (2002), Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1), 191-221.
- Bai, J. and Ng, S. (2004), A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1178.
- Boufounou P, Mavroudi M, Toudas K, Georgakopoulos G. (2022). Digital transformation of the Greek banking sector in the COVID era. *Sustainability*. 14(19), 11855. <https://doi.org/10.3390/su141911855>
- Chao, N., Zhou, Y., & Yang, H. (2024). How does digital transformation affect the profitability of rural commercial banks? *Heliyon*, 10(8). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e29412>
- Chen, N., Sun, D., & Chen, J. (2022). Digital transformation, labour share, and industrial heterogeneity. *Journal of Innovation & Knowledge*, 7, Article 100173.
- Choi, I. (2002), *Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels*, Mimeo, Hong Kong University of Science and Technology.
- Deniz F. (2023) Dijital bankacılık hizmetlerinin banka performansına etkisi. *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 58(3), 2654-2669 <https://doi.org/10.15659/3.sektor-sosyal-ekonomi.23.09.2257>
- Diks, C. ve Panchenko, V. (2006). A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing, *J. Econom. Dynam. Control* 30 (9–10) (2006) 1647–1669.
- Ding, Y., Shi, Z., Xi, R., Diao, Y., & Hu, Y. (2024). Digital transformation, productive services agglomeration and innovation performance. *Heliyon*, 10(3). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e25534>
- Dwivedi, P., Alabdooli, J. I., & Dwivedi, R. (2021). Role of FinTech adoption for competitiveness and performance of the bank: A study of banking industry in UAE. *International Journal of Global Business and Competitiveness*, 16(2), 130–138.
- Ergün T. (2023) Dijitalleşme ile bankacılık kârlılığı arasındaki etkileşim: ARDL sınır testi yaklaşımı. *Dicle Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 34, 206-227.
- Hurlin, C., & Mignon, V. (2007). *Second generation panel unit root tests* (pp. 1–24). HAL. Working Papers halshs-00159842.
- Johnson, R. A., & Wichern, D. W. (2007). *Applied multivariate statistical analysis*. Pearson Prentice Hall.
- Kalaycı, Ş. (2014). *SPSS uygulamalı çok değişkenli istatistik teknikleri*. Asil Yayın.
- Kitsios, F., Giatsidis, I., & Kamariotou, M. (2021). Digital transformation and strategy in the banking sector: evaluating the acceptance rate of e-services. *J. Open Innov. Technol. Mark. Complex.*

- 7, 204. [CrossRef]
- Levin, A. and Lin, C.F. (1992). *Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties*. University of California at San Diego, Discussion Paper 92-93.
- Levin, A. and Lin, C.F. (1993). *Unit root test in panel data: new results*. University of California at San Diego, Discussion Paper 93-56.
- Lopez L, Weber S (2017) Testing for granger causality in panel data. *Stata J.* 17 (4) 972–984. <https://doi.org/10.1177/1536867X1801700412>
- Moon, H. R. and Perron, B. (2004), Testing for a unit root in panels with dynamic factors. *Journal of Econometrics*, 122, 81-126
- Nurjanah, S., Shalshabilla, V., and Dari, A. T. W. W. (2023). Digital transformation in the banking industry challenges and opportunities. *International Journal of Accounting, Management, and Economics*, 1(1), 64–71.
- Özmerdivanlı A. (2024) Gelişmekte olan ülkelerde dijital dönüşüm karlılık ilişkisi: bankacılık sektöründe bir araştırma. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9(2), 135- 144. <https://doi.org/10.29106/fesa.1449043>
- Pesaran, H.M. (2003), A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. University of Southern California.
- Planing, P. and Pfoertsch, W. (2016). The digital business transformation paths from manufacturer to digital ecosystem provider- analyzing the strategic options of large corporations towards digitalization. *Allied Academies Summer Internet Conference*, 18(2), 66-70.
- Phillips, P.C.B. and Sul, D. (2003), Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *Econometrics Journal*, 6(1), 217-259.
- Shanti R, Siregar H, Zulfainami N and Tony (2023). Role of digital transformation on digital business model banks. *Sustainability*. 15(23),16293. <https://doi.org/10.3390/su152316293>
- Sloboda, L., Dunas, N. and Limański, A. (2018). Contemporary challenges and risks of retail banking development in Ukraine. *Banks and Bank Systems*, 13(1), 88–97.
- Solms J.V. and Langerman J. (2021). Digital technology adoption in a bank treasury and performing a digital maturity assessment. *African Journal of Science, Technology, Innovation and Development*, 14(2), 302-315.
- Stefanovic, N., Barjaktarovic, L. & Bataev, A. (2021). Digitainability and financial performance: evidence from the serbian banking sector. *Sustainability* 13, 13461. [CrossRef]
- Xie, X. and Wang, S. (2023). Digital transformation of commercial banks in China: measurement, progress and impact. *China Economic Quarterly International*, 3(1), 35-45, <https://doi.org/10.1016/j.ceqi.2023.03.002>
- Zhai, H., Yang, M., & Chan, K. C. (2022). Does digital transformation enhance a firm's performance? Evidence from China. *Technology in Society*, 68, Article 101841. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2021.101841>
- Zhou, H. & Xu, L. (2023). Bank digital transformation and enterprise innovation—Evidence from China. *Sustainability*. 15,1-25. 15971. <https://doi.org/10.3390/su152215971>
- Zhu, Y., Jin, S., (2023). COVID-19, digital transformation of banks, and operational capabilities of commercial banks. *Sustainability* 15(11). <https://doi.org/10.3390/su15118783>

İnternet kaynakları

<https://www.isyatirim.com.tr/>

<https://www.kap.org.tr>

<https://www.tbb.org.tr>

<https://www.tubisad.org.tr/>