



Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi

The International Journal of Economic and Social Research

2023, 19(1)

İslami Bankaların Toplam Varlık Değeri Büyümesine Etki Eden Faktörler: Türkiye Örneği

Factors Influencing Islamic Banks' Total Asset Value Growth: The Case of Türkiye

Hasan KAZAK¹ 

Geliş Tarihi (Received): 29.08.2022

Kabul Tarihi (Accepted): 26.04.2023

Yayın Tarihi (Published): 27.06.2023

Özet: Bu çalışmada temel amaç İslami bankacılık (katılım bankacılığı) sektörünün gelişmesine katkıda bulunmaktır. Bunun için İslami bankacılık (katılım bankacılığı) sektörünün toplam varlık büyümesine etki eden -bizce- önemli faktörler ortaya konularak bir taraftan literatüre katkıda bulunmak diğer taraftan sektörün gelişimine hizmet etmek hedeflenmiştir. Çalışma bankacılık sektörünü etkileyen ve daha önce bildiğimiz hiçbir çalışmada birlikte ele alınmayan üç değişkenin Türkiye'de faaliyet gösteren katılım bankalarının toplam varlıklarına etkisine dair ampirik kanıtlar sunmaktadır. Çalışmada kapsamında Türkiye örneği üzerinde 2005:M01-2022:M04 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkiyi analiz etmek için VAR modeli çerçevesinde; Johansen koentegrasyon testi, etki-tepki analizi kullanılmış ve var ayrıştırma tablosu ile değişkenlerin etki oranları ortaya konulmuştur. Ampirik bulgular değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermektedir. Kurulan model doğrultusunda ilgili değişkenlerin VARLIK_3A değişkeni üzerinde etkili olduğu sonucuna varılmıştır. Bu çalışma VARLIK_3A (Türkiye'de faaliyet gösteren katılım bankalarının toplam varlıklarının 3 aylık değişim oranı) üzerinde etkisi bulunan değişkenleri bir model çerçevesinde ortaya koyarak literatüre önemli bir katkıda bulunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: İslami Bankacılık, Katılım Bankacılığı, Varlıklar, Aktifler, Varlık Büyümesi

&

Abstract: The main purpose of this study is to contribute to the development of the Islamic banking (participation banking) sector. For this, it is aimed to contribute to the literature on the one hand, and to serve the development of the sector on the other hand, by revealing the important factors that affect the total asset growth of the Islamic banking (participation banking) sector -in our opinion-. The study provides empirical evidence on the effect of three variables affecting the banking sector, which have not been considered together in any study we know, on the total assets of participation banks operating in Türkiye. Within the scope of the study, monthly data for the period 2005:M01-2022:M04 were used on the sample of Türkiye. In order to analyze the relationship between the variables, the Johansen cointegration test and impulse-response analysis were used within the framework of the VAR model, and the effect ratios of the variables were revealed with the var decomposition table. Empirical findings show that the variables act together in the long run. In line with the established model, it was concluded that the relevant variables were effective on the VARLIK_3A variable. This study makes an important contribution to the literature by presenting the variables that have an effect on VARLIK_3A (the 3-month change rate of the total assets of participation banks operating in Türkiye) within the framework of a model.

Keywords: Islamic Banking, Participation Banking, Wealth, Assets, Asset Growth

Atıf/Cite as: Kazak, H. (2023). İslami Bankaların Toplam Varlık Değeri Büyümesine Etki Eden Faktörler: Türkiye Örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*. 19(1). 99-117.

İntihal-Plagiarism/Etik-Ethic: Bu makale, en az iki hakem tarafından incelenmiş ve intihal içermediği, araştırma ve yayın etiğine uyulduğu teyit edilmiştir. / This article has been reviewed by at least two referees and it has been confirmed that it is plagiarism-free and complies with research and publication ethics. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ijaws>

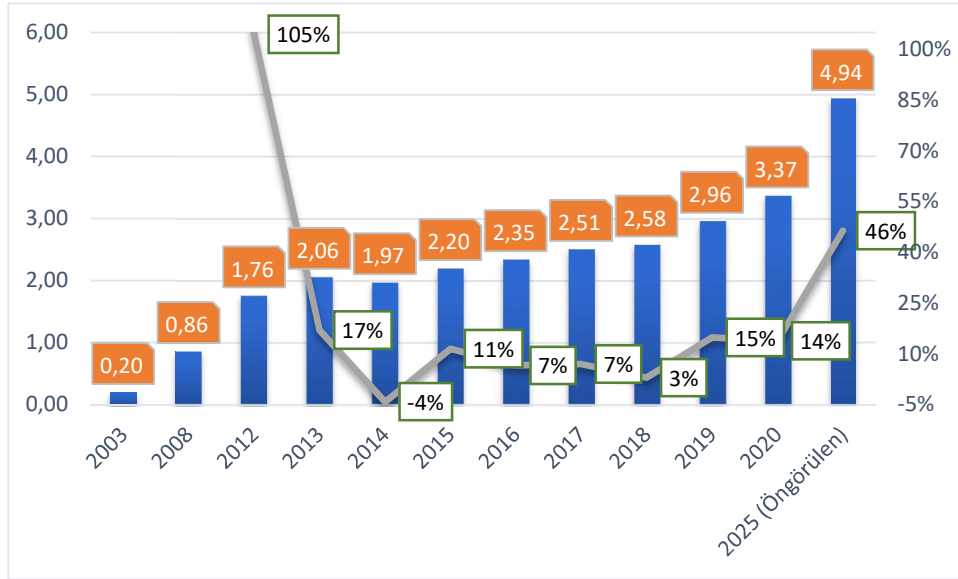
Copyright © Published by Bolu Abant İzzet Baysal University, Since 2005 – Bolu

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Necmettin Erbakan Üniversitesi, e-mail: hkazak@gmail.com , ORCID:0000-0003-0699-5371 (Sorumlu Yazar)

1. Giriş

Finansal sistemlerin ve sektörlerin gelişimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki birçok ekonomik çalışma ile ortaya konulmuştur. Finansal gelişme, ekonomik büyümenin en önemli dayanaklarından birisidir (Levine, 1997:688). İki değişken arasındaki bağlantı, Schumpeter'in 1911 yılındaki çığır açan çalışmasından bu yana çok sayıda teorik ve ampirik araştırmanın odak noktası olmuştur. İlk çalışma yapanlardan birisi olan Goldsmith (1969), finansın büyüme üzerinde nedensel bir etkisinin olup olmadığını ve bir ekonomide faaliyet gösteren bankaların ve hisse senedi piyasalarının karışımının ekonomik büyümeyi etkileyip etkilemediğini değerlendirmeye çalışmıştır. Sonrasında yapılan pek çok çalışma bu ilişkiyi ele alarak önemli ve değişik ampirik kanıtlar sunmuştur (Ahmed ve Ansari, 1998; Blejer, 2006; Bekele ve Degu, 2021; Odedokun, 1996; Paun vd., 2019; Stammer, 1972; vd). Finansal sistemin en önemli öğelerinden birisi hiç şüphesiz bankacılık sektörü olup bankacılık sistemi de finansal sistem üzerindeki etkisi ile ekonomik büyüme sürecini desteklemektedir (Arellano ve Bond, 1991; Bhide, 1993; Boyd ve Prescott, 1986; Levine, 1998; Vangjel ve Mamo, 2022; vd). Literatürde yer alan bu çalışmalardan da görüleceği üzere finansal sistem ve özelde bankacılık sistemi tüm ülkeler açısından oldukça önemli bir konumdadır.

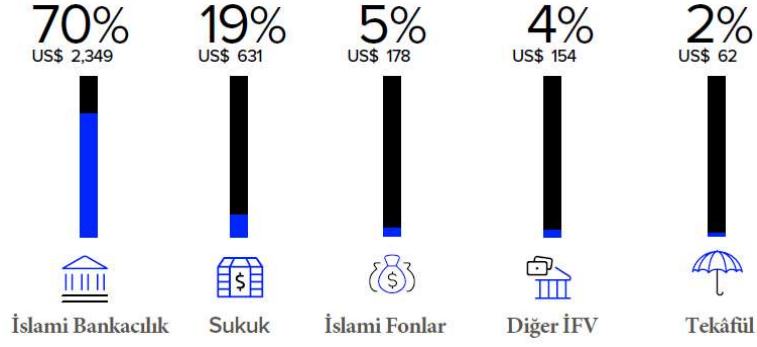
Bankacılık sistemi içerisinde ağırlığı her geçen gün artan İslami bankacılık alanı da finansın ekonomik büyümeye katkısına önemli bir destek unsuru olarak kendini göstermektedir. Dünya ölçeğinde İslami finans hacmi zaman içerisinde hızla büyümüş 2021 yılı sonu itibariyle yaklaşık 3,5 trilyon dolara yaklaşan bir hacme ulaşmıştır. 2025 yılı sonu itibariyle 4,94 trilyon dolara yaklaşan bir hacme ulaşacağı tahmin edilmektedir (Refinitiv, 2021:8). 2020-2025 tahmini toplam büyüme oranı %46 gibi oldukça yüksek bir rakam olarak öngörülmektedir. İslami finansal varlıkların yıllar itibariyle gelişimi aşağıda verilmiştir.



Şekil 1. İslami finans alanının yıllar itibariyle gelişimi (Trilyon \$ ve Yüzde)

Kaynak: Refinitiv, 2021:8

İslami finans varlıkları içerisinde birçok unsur yer almakla birlikte temel olarak İslami bankacılık varlıklarından oluşmaktadır. 2020 yılı sonu itibariyle 3,374 milyar dolar hacme ulaşan İslami finans alanına ait varlıkların yüzdesel dağılımı aşağıdaki şekilde gösterilmiştir (Şekil 2).

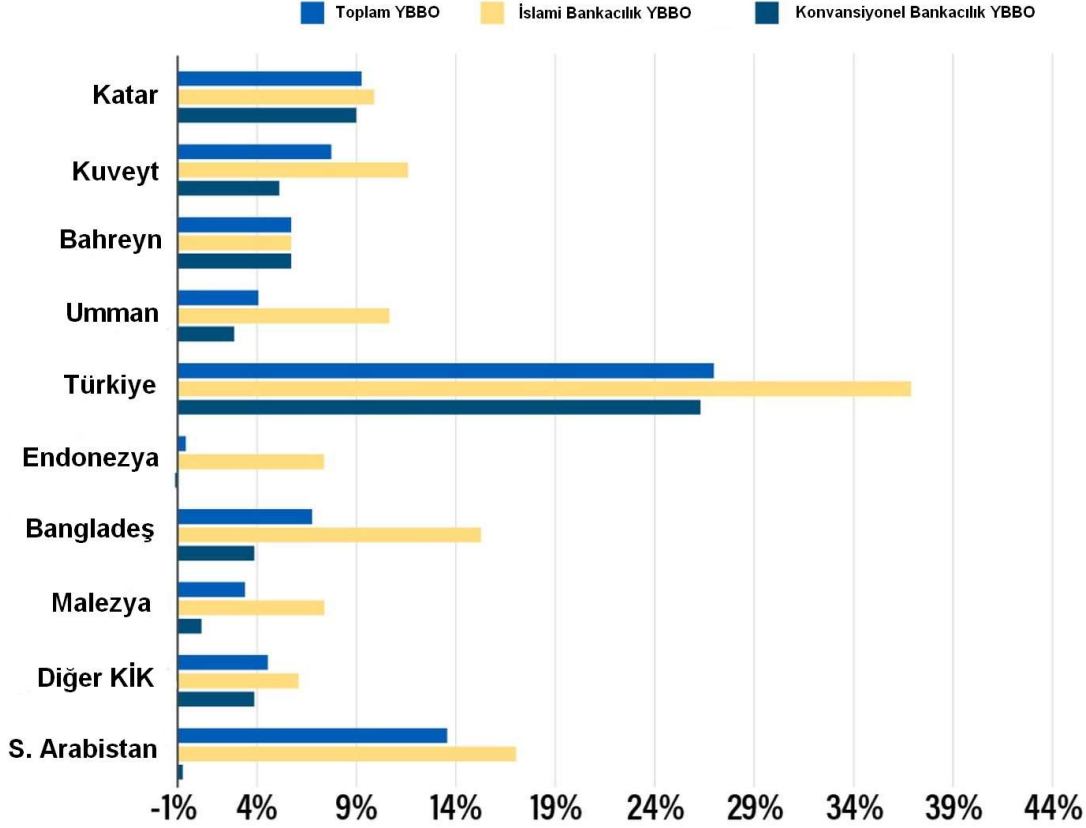


Şekil 2. İslami Finans Varlık Hacmi Dağılımı (2020, Milyar ABD doları)

Kaynak: Refinitiv, 2021:8

Görüldüğü gibi İslami finans varlıkları içerisinde İslami bankacılık %70 gibi bir orana sahip konumuyla en büyük ve en önemli alan olarak karşımıza çıkmaktadır. İkinci önemli alan %19 ile Sukuk, sonrasında %5 ile İslami fonlar ve sonrasında %4 ve %2 oranlarıyla diğer alanlar gelmektedir.

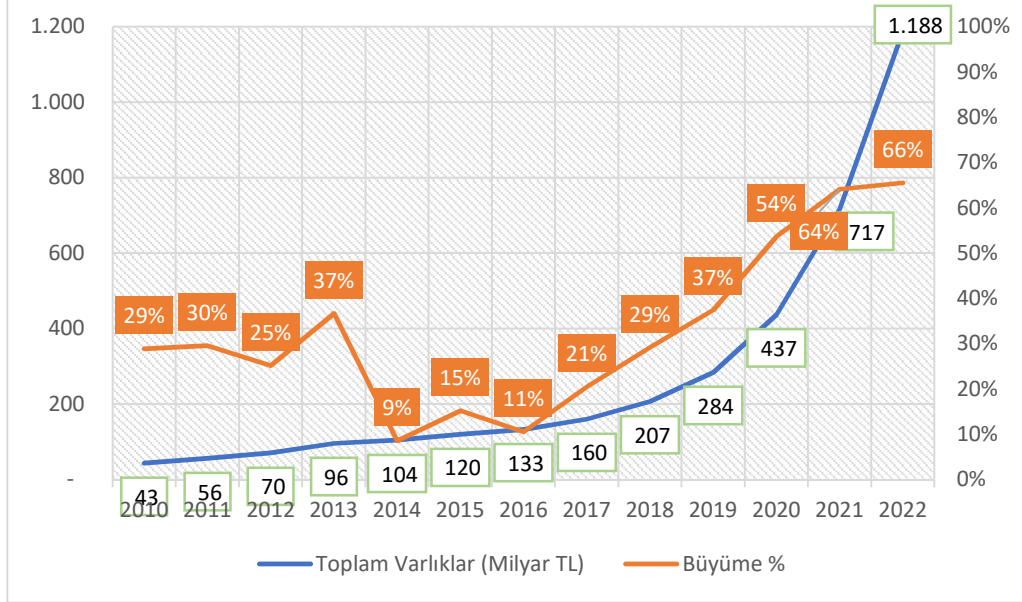
İslami bankacılık sektörü İslam ülkelerinde COVID-19 pandemisine rağmen konvansiyonel bankacılık sektörüne kıyasla daha hızlı büyümüştür (Şekil 3).



Şekil 3. Pandemi Döneminde İslami Finans Büyümesi

Kaynak: Moody's Investors Service (Khan, 2022:1)

Görüleceği üzere Türkiye'de de İslami bankacılık alanı diğer İslam ülkelerinde olduğu gibi COVID-19 pandemisi döneminde de büyümeye devam etmiştir. Türkiye örneğine baktığımızda İslami bankacılık sektörünün yıllar itibarıyla gelişimi şu şekildedir.



Şekil 4. Türkiye'de faaliyet gösteren katılım bankalarının aktif büyüklüğünün yıllar itibariyle gelişimi (milyar TL)

Kaynak: (Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu, BDDK (2022); Yazar tarafından düzenlenmiştir.

Şekil 4'te görüldüğü gibi Türkiye'de faaliyet gösteren katılım bankalarının varlıkları her geçen yıl büyümektedir. 2022 yılı Aralık sonu itibariyle toplam varlıklar 1.187,62 milyar Türk lirası seviyesine ulaşmıştır. Yıllık büyüme oranı 2021 yılında %64,10 ve 2022 yılında %65,56 gibi rekor seviyelere ulaşmıştır. Bu gelişim trendi göz önüne alındığında önümüzdeki beş yıllık dönemde de yıllık ortalama %50'ler seviyesinde bir büyümenin olacağı öngörülebilir. Bu büyüme oranlarında elbette enflasyon etkisi ve katılım bankacılığı sektörünün sektör içerisindeki nispi oranı kaynaklı baz etkisi söz konusudur. Amerikan doları bazında bakıldığında toplam varlıklar 2022 yılı sonu itibariyle 63,55 Milyar \$ olup 2021-2022 büyümesi %16,78'dir.

Tüm bu veriler İslami bankacılık sektörünün önemini ortaya koymaktadır. O halde Türkiye gibi İslam ülkelerinde İslami bankacılık alanının büyümesine yönelik çalışmalar önem arz etmektedir. İslami bankacılık varlık büyüme oranına etki eden faktörlerle ilgili literatürde oldukça az sayıda çalışma yayınlanmış bulunmaktadır. Bu çalışma ekonomik büyüme ve kalkınma açısından oldukça önemli bir konumda olan bankacılık sisteminin (özelde İslami bankacılık sistemi) toplam varlık büyümesinde etkili olan faktörleri tespit etmeye yöneliktir. Çalışma bankacılık sistemi içerisinde gün geçtikçe önemli hale gelmekte olan İslami bankacılık (katılım bankacılığı) sistemini Türkiye örneği üzerinden incelemektedir. Bu çalışmamızda amacımız bir taraftan literatüre katkıda bulunurken diğer taraftan İslami bankacılık alanının gelişmesini desteklemektedir.

Makale çalışmamız bu aşamadan sonra şu şekilde düzenlenmiştir. Öncelikle konu ile ilgili literatür incelenmiştir. Bir sonraki bölümde ekonometrik model ortaya konulmuş ve ilgili ekonometrik analizler yapılarak İslami bankacılık alanının büyümesine etki eden faktörler ve ağırlıkları değerlendirilmiştir. Son olarak değerlendirme ve sonuç ile makale sonlandırılmıştır.

2. Literatür Taraması

Literatürde yer alan çalışmaların ilk grubu çeşitli para politikası araçları ile mikro ve makro ekonomik değişkenlerin bankaların kârlılıkları ve toplam varlıkları üzerindeki etkisini ele almakta olan çalışmalardır. Merkez bankalarında kullanılan mevcut parasal ekonomi modelleri, piyasa beklentilerini

yönetmenin önemli argümanlarıdır. Merkez bankası, gelecekteki kısa vadeli çeşitli oranlar için bir yol çizerek ve bu yolu piyasaya açık bir şekilde ileterek, daha sonra ipotek oranlarını, kurumsal kredi oranlarını ve tüketim ve yatırımı etkileyen diğer fiyatları etkileyen uzun vadeli oranları etkileyebilir (Adrian ve Shin, 2011:604). Merkez bankası bunu "beklentiler kanalı-expectations channel) olarak adlandırılan sistemle yapmaktadır. Aslında Alan Blinder'in dediği gibi "merkez bankaları genellikle sadece gecelik faiz oranını kontrol eder ve bu faiz oranı neredeyse hiçbir ekonomik açıdan ilgi çekici işlemle alakalı değildir. Para politikası, yalnızca uzun vadeli faiz oranları, borsa değerleri ve döviz kurları gibi gerçekten önemli olan finansal piyasa fiyatlarını hareket ettirdiği ölçüde önemli makroekonomik etkilere sahiptir" (Blinder, 1998:70). Reifschneider vd. (1999) federal fon oranındaki bir değişikliğin ilk yılında para politikasının faaliyet üzerindeki etkisinin yarısından fazlasının, doğrudan faiz oranı, servet veya döviz kuru kanallarından ziyade beklentiler kanalını yansıttığını bildirmiştir (Reifschneider vd., 1999:16). Beklentiler kanalı, Svensson, (2000), Eggertsson ve Woodford (2003) gibi çalışmaların önerdiği gibi, merkez bankalarının ilk olarak piyasa katılımcılarının gelecekteki kısa vadeli faiz oranlarına ilişkin beklentilerini etkileyerek varlık fiyatlarını ve ekonomik faaliyeti etkileyebileceği anlamına gelmektedir. Para politikası araçları finansal piyasalarla birlikte bankacılık sektörü üzerinde etkili olmaktadır. Yine makroekonomik koşullar da aynı şekilde bankacılık sektörünü etkilemektedir. Konu ile ilgili çalışmalardan bazı örnekler şunlardır:

Gambacorta vd. (2010) tarafından yapılan çalışmada kısa vadeli faiz oranları ile banka riski arasındaki ilişki incelenmiştir. Yapılan çalışmada Amerika Birleşik Devletleri ve Avrupa Birliği'nde faaliyet gösteren borsaya kote bankalar için üç aylık bilanço bilgilerini içeren bir veri tabanı kullanılarak, uzun bir süre boyunca alışılmadık derecede düşük faiz oranlarının bankaların riskinde artışa katkıda bulunduğu dair kanıtlar bulunmuştur.

Literatürdeki birçok çalışma (Demirgüç-Kunt ve Huizinga (1999); Pasiouras ve Kosmidou (2007); Alharbi (2017); Saif-Alyousfi (2020); Yakubu ve Bunyaminu (2022); vb.) ekonomik büyümenin bankanın kârlılığı üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu ortaya koyarken Khrawish (2011) Ürdün'deki İslami bankaların GSYH ile kârlılığı arasında anlamlı bir negatif ilişki bulmuştur. Yine Dodi vd. (2018) tarafından yapılan çalışmada İslami banka kârlılığı üzerinde GSYH'nin önemli bir etkisi olmadığı ortaya konulmuştur. Supiyadi vd. (2019) tarafından yapılan ve Endonezya'da şeriat bankalarının kârlılığının iç ve dış belirleyicilerini incelemeyi amaçlayan çalışmada da GSYH bankaların kârlılığı üzerinde olumsuz ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu ortaya konulmuştur. Başkaca çalışmalarda da GSYH büyümesi ile banka kârlılığı arasında pozitif olabileceği gibi negatif bir ilişkinin de olabileceğini ortaya konulmuştur (Athanasoglou vd., 2008; Naceur, 2003; Tan ve Floros, 2012; vb).

Lever ve Miele (2012) tarafından yapılan çalışmada para arzının artması halinde Üçüncü Şahıs Fonların (TPF) artacağı -ki Tohari (2010) de Endonezya örneği üzerinde yaptığı çalışmada dolaşımdaki para miktarının TPF üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu sonucuna varmıştır- bu durumun İslami bankacılık mevduatları üzerinde olumlu bir etki oluşturacağı ortaya konulmuştur.

Ayodele (2014) tarafından yapılan çalışmada döviz kuru, faiz oranı, likidite oranı, para arzı ve ticari banka kredisi ve avanslar gibi makroekonomik zaman serisi değişkenlerini kullanılarak, 1988 ve 2008 yılları arasında Nijerya'da para politikasının ticari banka kredileri üzerindeki etkisi ampirik olarak incelenmiştir. Çalışma sonucunda para politikası araçlarının uzun vadede ticari banka kredilerini ve avansları teşvik etmede etkili olmadığı, bankaların toplam kredilerinin ise nakit rezerv oranına daha duyarlı olduğu ortaya konulmuştur.

Hong ve Abdul Razak (2015) tarafından yapılan çalışmada Malezya'daki İslami bankaların kârlılık, likidite, vb. finansal performans göstergeleri analiz edilmiştir. Yapılan çalışmada nominal GSYH'nin ortalama varlık getirisi (ROAA) ve likidite oranı ile özkaynaktan toplam likiditeye oranı (EQL) üzerinde önemli ve olumlu bir etkiye sahip olduğunu ortaya konulmuştur. Yine aynı çalışmada enflasyon oranının kârlılık oranı (ROAE ve ROAA) ile negatif korelasyona sahip olduğu fakat enflasyon oranlarının kârlılık oranı üzerinde önemli bir etkisinin olmadığı sonucuna varılmıştır.

Chowdhury ve Rasid (2015) tarafından yapılan çalışmada enflasyon gibi makroekonomik faktörlerin kârlılık üzerinde olumlu ve anlamlı bir etkisi varken, GSYH büyüme hızının İslami bankaların kârlılığı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Sarıtaş vd. (2016) tarafından yapılan çalışmada bankacılık sektörü kârlılığının makro ve mikro ekonomik değişkenlerden etkilendiği görülmüştür. Örneğin; enflasyon verilerinin aktif kârlılığı üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Kendirli ve Çankaya (2016) tarafından yapılan çalışmada Enflasyon ve Döviz Kurunun BİST Banka Endeksi Üzerindeki Etkisi incelenmiştir. Yapılan çalışma sonucunda XBANK (Borsa İstanbul Bankacılık Endeksi) açısından döviz kuru ve enflasyonun %5 anlamlılık seviyesinde ($p < 0,05$) anlamlı bir etkisinin olmadığı, %10 anlamlılık seviyesinde ($p < 0,10$) ise Bankacılık Endeksinden Döviz Kuruna doğru tek yönlü bir ilişkinin olduğu görülmüştür.

Zarrouk vd. (2016) tarafından yapılan çalışmada MENA bölgesinde faaliyet gösteren 51 İslami banka değerlendirilmiştir. Buna göre İslami bankaların GSYH ve yatırımın yüksek olduğu ortamlarda çok daha iyi performans gösterdiğini ortaya koymuşlardır. Yine aynı çalışmada İslami banka kârlılığı ile enflasyon oranı arasında negatif bir ilişkinin olduğu görülmüştür.

Ndubuwaku vd. (2017) tarafından yapılan çalışmada para politikası rejimlerinin Nijerya'daki ticari bankaların performansı üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışma Nijerya için Yapısal Uyum Programı (SAP) dönemi (1986-1999) ve SAP sonrası dönem (2000 -2013) olmak üzere iki dönemin incelemesi şeklinde yapılmıştır. Çalışma, SAP dönemi boyunca Para Politikası Faizinin Toplam Varlık Değeri, Mevduat Mobilizasyonu, Krediler ve Avanslar ve Özel Sektöre Krediler üzerinde önemli bir etkisi olmadığını, SAP sonrası dönemde ise Para Politikası Faizinin Toplam Varlıklar üzerinde önemli bir etkisinin olduğunu ortaya koymuştur.

Altavilla (2018) tarafından yapılan çalışmada standart ve standart olmayan para politikasının banka kârlılığı üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışmada tescilli, ticari verilerin yanı sıra bireysel euro bölgesi banka bilançoları ve piyasa fiyatları kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar; politika önlemlerinin beklenen makroekonomik ve finansal koşullara içselliği kontrol edildiğinde, para politikası gevşemesinin – kısa vadeli faiz oranlarında düşüş ve/veya getiri eğrisinin düzleşmesi – daha düşük banka kârlarıyla ilişkili olmadığını göstermiştir. Yazarlara göre; düşük politika faizlerinin uzun süre devam etmesi, elbette bankaların kârları üzerinde olumsuz bir etkiye sahiptir. Fakat bu ancak uzun bir süre sonra gerçekleşebilecektir ve iyileşen makroekonomik koşullarla bu olumsuz durum dengelenecektir.

Al-Harbi (2019), 1989-2008 döneminde 52 gelişmekte olan ülkede 686 konvansiyonel bankanın kârlılık düzeylerini dengesiz bir panel veri seti üzerinde sıradan en küçük kareler sabit etkiler modelini kullanarak incelemiştir. Bu araştırmanın bulgularına göre; özsermaye, yabancı mülkiyet, bilanço dışı faaliyetler, reel GSYH büyümesi, reel faiz oranı ve yoğunlaşmanın bankaların kârlılığını desteklediğini göstermektedir. Ayrıca sonuçlar, çalışmaların yapıldığı ülkeler kapsamında, bankacılık sektörünün gelişmesi ve kredi imkânlarının, uzun vadede bankaların kârlılığını artırma yönünde etki göstereceğini söylemektedir. Yine aynı çalışma kişi başına GSYH, banka büyüklüğü ve piyasa değerinin banka kârlılıkları üzerinde hiçbir etkisinin olmadığını ortaya koymuştur.

Imane (2020) tarafından yapılan çalışmada 2008-2018 döneminde Ürdün, Suudi Arabistan (KSA), Birleşik Arap Emirlikleri (UAE) ve Bahreyn'deki 10 İslami banka üzerinde sabit etki modelini kullanarak İslami bankaların kârlılık seviyeleri araştırılmıştır. Sonuçlar, döviz kuru, likidite riski, enflasyon, kredi riski ve GSYH'nin İslami bankaların kârlılığı üzerinde önemli bir etki gösterdiğini göstermiştir.

Karabıyık (2021) tarafından 2001-2019 dönemini kapsayan bir çalışmada Türkiye Ekonomisinde Kişi başına nominal GSYH, net dış ticaret, faiz ve bankacılık sektörü likiditesi değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğuna dair ampirik bulgular elde edilmiştir.

Bir diğer çalışma grubu İslami bankaları temsil eden çeşitli değişkenleri etkileyen bankacılık alanına ait değişkenlerle ilgilidir. Bu çalışmaların bazılarında konvansiyonel bankaların faiz oranları ile katılım bankalarının kâr oranları arasındaki ilişki (Chong ve Liu (2009); Yusof vd. (2015); Mohd Yusoff ve Azha (2019); Liaqat vd. (2021); Saeed vd. (2021); Kazak (2022a); vd.), bazılarında ise mevduat ve kredi hacimleri arasındaki ilişki (Kazak (2022b); vd.) ele alınmıştır.

Literatürde yer alan çalışmalardan diğer bir grup ise bu çalışmaya daha yakın şekilde İslami bankaların varlık büyümesi üzerinde etkili olan unsurlarla ilgilidir. Konu ile ilgili çalışmalardan bazı örnekler şunlardır:

Wallich (1980) enflasyonun banka kârları ve varlıkları üzerindeki etkisini ve karşılıklı etkileşimini ele almıştır. O'na göre enflasyon bankaların kredi, hizmet fiyatlamalarını etkileyerek kârlarını ve toplam varlıklarını şekillendirecek etki gücüne sahiptir.

Sahminan (2007) doğrudan banka varlıkları büyümesini ele almasa da banka finansal sağlığı ile döviz kuru ilişkisini ele almıştır. Yazar Ocak 1995'ten Aralık 1999'a kadar olan dönemde Endonezya'da döviz kurundaki değer kaybının ticari banka iflasları üzerindeki etkilerini incelemiştir. Yapılan çalışma ile döviz kurunun değer kaybetmesi durumunda, yabancı para cinsinden borç vermede azalan kâr yoluyla, bankanın batma olasılığının artmasına neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Cao (2015) tarafından yapılan çalışmada varlıklar ve yükümlülükler arasındaki vade uyumsuzluğu nedeniyle, enflasyon oranındaki sürekli artışın banka aktif değerinde pasif değerinden daha büyük bir düşüşe neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır. ABD ticari bankalarında enflasyon oranındaki yüzde birlik kalıcı bir artışın, ana sermayenin ortalama yüzde 15'lik bir kaybına yol açtığı tespit edilmiştir.

Huda vd. (2018)'ne göre döviz kuru İslam bankalarının toplam varlıklarındaki artış üzerinde oldukça etkilidir. Yazarlara göre döviz kuru İslami bankaların kârlarını artırma kabiliyetleri üzerinde olumlu etki oluşturacak bu da toplam varlık hacminde artışa neden olacaktır.

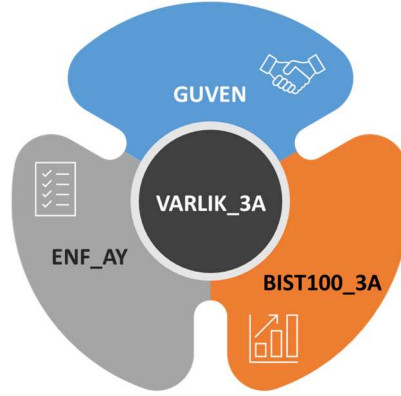
Sitompul vd. (2021) tarafından Endonezya örneği üzerinde yapılan çalışmada döviz kuru ve enflasyonunun İslami bankaların varlıklarının gelişimi üzerindeki kısmi ve eş zamanlı etkisi ele alınmıştır. Yapılan çalışma sonucunda kısmi değişken döviz kuru ve enflasyonun İslam bankalarının varlıklarının gelişimi üzerinde pozitif fakat anlamlı olmayan bir etkiye sahip olduğunu, sonuç değişkeninin ise İslam bankalarının varlıklarının gelişimi üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğunu ortaya çıkarmıştır. Çalışma döviz kuru, enflasyon ve getiri değişkenlerinin İslam bankalarının varlıklarının büyümesi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir.

Bu makale, İslami bankacılık (katılım bankacılığı) sektörünün toplam varlık büyümesine etki eden çeşitli faktörleri ele alarak literatüre katkıda bulunmaktadır. Literatürde bankacılık ve özelde İslami bankacılık sektörünün kârlılıklarını etkileyen mikro ve makro ekonomik değişkenlerle iç verimlilik etkenlerini ele alan pek çok çalışma yer almakla birlikte toplam varlık büyümesini ele alan çalışmalara nispeten daha az ilgi gösterilmiştir. Ayrıca İslami bankacılık alanı yeni gelişmekte olduğundan konvansiyonel bankacılık alanına göre nispeten daha az çalışma mevcuttur. Bu makalede, bankacılık sektörünü etkileyen ve daha önce bildiğimiz hiçbir çalışmada birlikte ele alınmayan üç değişkenin Türkiye'de İslami finans esasları kapsamında faaliyet gösteren katılım bankalarının toplam varlıklarına etkisine dair ampirik kanıtlar sunulmaktadır.

3. Ekonometrik Model

Bu çalışma kapsamında Türkiye'de faaliyet gösteren katılım bankalarının toplam varlık büyümesini etkileyen değişkenleri ortaya koymak amacıyla 2005:M01-2022:M04 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için kurulan VAR modeli çerçevesinde; analizlere uygunluğu ortaya konulan değişkenler üzerinde Johansen koentegrasyon testi, etki-tepki analizi yapılmış ve VAR ayrıştırma tablosu ile değişkenlerin etki oranları ortaya konulmuştur.

Her bir alt değişkenin birbirini etkilemesi her zaman mümkün olmakla birlikte; bu çalışma kapsamında değişkenlerin katılım bankaları toplam varlık büyümesi (VARLIK_3A) üzerindeki etkisi ele alınmaktadır. Modelde yer alan tüm değişkenler (bağımlı-bağımsız) aşağıdaki şekilde gösterilmiştir (Şekil 5).



Şekil 5. Modelde Yer Alan Değişkenler

Kaynak: Yazar tarafından PresentationGO ile özgün olarak düzenlenmiştir.

Bu modelde VARLIK_3A, Türkiye'de faaliyet gösteren katılım bankalarının toplam varlıklarının 3 aylık değişim oranını; BIST100_3A, Türkiye BIST100 (Borsa İstanbul) Endeksi 3 aylık değişim oranını; ENF_AY, Türkiye tüketici fiyat endeksi aylık değişim oranını ve GUVEN, Türkiye tüketici güven endeksi aylık değişim oranını temsil etmektedir. Değişkenlere ilişkin veri kaynakları Tablo 1'de sunulmaktadır.

Tablo 1. Değişken Tanımları

Değişkenler	Tanım	Kaynak
VARLIK_3A	Türkiye'de faaliyet gösteren katılım bankalarının toplam varlıklarının 3 aylık değişim oranı	Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu (BDDK), Bankacılık Sektörü Verileri
BIST100_3A	Türkiye BIST100 (Borsa İstanbul) Endeksi 3 aylık değişim oranı	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
ENF_AY	Türkiye tüketici fiyat endeksi aylık değişim oranı	Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)
GUVEN	Türkiye tüketici güven endeksi aylık değişim oranı	Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)

4. Ampirik bulgular

4.1. Tanımlayıcı istatistikler

Analizlerde kullanılan tüm değişkenlere (bağımlı-bağımsız) ait tanımlayıcı istatistikler aşağıda gösterilmiştir (Tablo 2).

Tablo 2. Döneme Ait Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Std. Spm.
VARLIK_3A	0,07261	0,06906	0,35098	-0,11360	0,05719
BIST100_3A	0,04237	0,03232	0,45684	-0,35462	0,13850
ENF_AY	1,01293	0,75000	13,58000	-1,44000	1,56155

GVEN	-0,14358	-0,02034	10,34107	-8,04454	2,80803
------	----------	----------	----------	----------	---------

Birim kök testi

Değişkenler arasında bir sahte regresyon sorununa neden olmamak için ADF Birim Kök Testi yardımıyla, serilerin durağanlıkları sınanmıştır. Bunun için Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen Augmented (Arttırılmış) Dickey-Fuller (ADF) birim kök testlerinden faydalanılmıştır. Test denklemin en küçük karelerle tahmin edilmesinden oluşur ve zaman serisi örneğinde bir birim kökün mevcut olduğu sıfır hipotezini test eder (Dickey ve Fuller, 1979:427-431, 1981:1057-1072).

ADF birim kök testine ilişkin ulaşılan sonuçlar aşağıda sunulmuştur (Tablo 3).

Tablo 3. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler		t-İstatistik Değeri	%1	%5	%10	Prob.*	
VARLIK_3A	Birinci Fark	Sabit	-11,04124	-3,462901	-2,875752	-2,574423	0,000
BIST100_3A	Birinci Fark	Sabit	-7,640039	-3,463405	-2,875972	-2,574541	0,000
ENF_AY	Birinci Fark	Sabit	-11,95655	-3,462574	-2,875608	-2,574346	0,000
GVEN	Birinci Fark	Sabit	-9,825805	-3,463235	-2,875898	-2,574501	0,000

ADF birim kök testi sonuçlarına göre; tüm serilerde düzeyde birim kökün mevcut olduğu bu nedenle serilerin düzeyde durağan olmadıkları, fakat birinci farkları alındığında %1 anlamlılık seviyesinde serilerin durağan hale geldiği görülmüştür. Buna göre Augmented (Arttırılmış) Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi sonucunda analizlerde kullanılan serilerin birinci dereceden entegre çıktığı söylenebilir. Bu durumda birinci farkları alınmış olan serilerde, serinin durağan olmadığını ifade eden sıfır hipotezleri reddedilmiş olmaktadır.

Birim kökün varlığı belirlendikten sonra, analiz edilen değişkenler arasında -iki veya daha fazla değişken arasında- uzun dönemli bir denge ilişkisi olup olmadığı değerlendirilmelidir. Her ne kadar serilerin birinci dereceden entegre olmaları uzun dönemli bir ilişkinin olduğuna dair bir ipucu verse de farklı durumlar da söz konusu olabilir bu nedenle eşbütünleşme analizi ile ilişkiler sınanmalıdır. Bu aşamada birden fazla değişken içeren modellerin eşbütünleşmesini test etmeye izin veren Johansen koentegrasyon analizi ile eşbütünleşme analizi yapılacaktır.

4.2. Koentegrasyon (Eşbütünleşme) analizi

Değişkenler arasında var olan uzun dönemli ilişkinin test edilebilmesi için öncelikle uygun gecikme uzunluğu belirlenerek VAR modeli tahmin edilmiştir.

4.2.1. Gecikme Uzunluğunun Tespiti

VAR modelini tahmin etmek üzere ilk aşama, uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Bunun için; LR test istatistiği (LR), Nihai tahmin hatası (FPE), Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz bilgi kriteri (SC) ve Hannan-Quinn bilgi kriteri (HQ) gibi kriterler kullanılmıştır. Bilgi kriterlerine göre gecikme uzunluğu değerlendirme kriter sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4. Optimal Gecikme Uzunluğu Seçim Kriterleri

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-410,790600	NA	0,000744	4,147906	4,213872	4,174601
1	-234,727000	343,324000	0,000150	2,547270	2,877102*	2,680748
2	-208,142700	50,776090	0,000135	2,441427	3,035124	2,681687
3	-168,226000	74,644230	0,000106	2,202260	3,059822	2,549302

4	-135,687400	59,545640	0,000090	2,036874	3,158302	2.490698*
5	-120,132500	27,843280	0,000091	2,041325	3,426618	2,601932
6	-94,314780	45,180930	0,000083	1,943148	3,592307	2,610537
7	-76,819610	29,916750	0,000082	1,928196	3,841220	2,702368
8	-55,329410	35.88863*	7.74e-05*	1.873294*	4,050184	2,754248

* Indicates lag order selected by the criterion

LR: LR test statistic

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

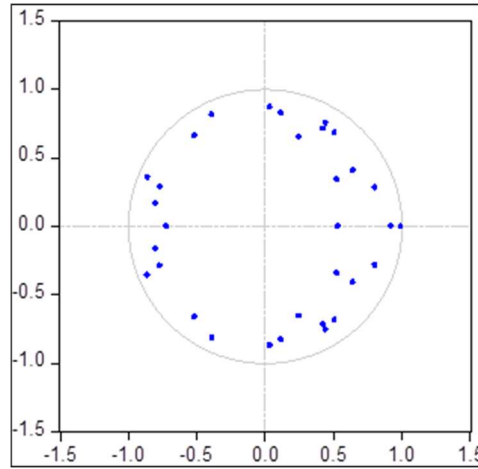
LR, FPE ve AIC bilgi kriterleri doğrultusunda 8 gecikme uzunluğu esas alınarak VAR modeli tahmin edilmiştir.

4.2.2. Tanımsal Sınama Testleri

Geçerli bir regresyon modeli ortaya koyabilmek ve ulaşılan sonuçların kabul edilebilir olması için bazı varsayımlar test edilmelidir. Aksi halde geçerli bir regresyon modeli kurulamaz. Bu noktada istikrar koşulu ve değişen varyans testleri ile varsayımlar değerlendirilmiştir.

İstikrar Koşulu

VAR modellerinde En Küçük Kareler metodunun uygulanabilmesi için istikrar koşulunun sağlanabilmesi gerekmektedir. İstikrar koşulunun sağlanıp sağlanmadığı AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri analizi ile rahatlıkla görülebilir. Şekil 6, AR polinomunun karakteristiklerinin ters köklerini göstermektedir. İlgili şekilde (Şekil 6) görüleceği üzere ters kökleri birim çember içerisinde yer almaktadır. Tahmin edilen model durağanlık koşulunu sağlamakta olup model kararlıdır ve bu nedenle politika önerileri ve simülasyonlar için faydalı olacağı düşünülmektedir. Özetle 8 gecikme sırası uygundur ve kurulan VAR modeli kararlılık testlerinden geçtikten sonra durağandır.



Şekil 6. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

Değişen Varyans Testi (Heteroskedastisite) Sonuçları

En küçük kareler yöntemi (EKK) kullanılarak yapılan regresyon analizlerinin temel varsayımlarından birisi sabit varyans varsayımı olup analizler ve modelin geçerliliği açısından oldukça önemlidir (Bajpai, 2011:504). Çünkü klasik lineer regresyon modelinin önemli bir varsayımı, popülasyon regresyon fonksiyonunda ortaya çıkan bozukluklarının homoskedastik olduğudur; yani, hepsi aynı varyansa sahiptir (Gujarati, 2003:387). Bu varsayımı kırmak, Gauss-Markov teoreminin geçerli olmadığı anlamına gelir (Johnson vd. , 1998:389). Buna göre genel bir kural olarak istatistiksel analizlerin sağlam bir zemine dayanması için hata teriminin varyansı, bağımsız değişkenin (x) değerine bağlı olmamalıdır (Winston

vd., 1997:162). Başka bir ifade ile bağımsız değişkenlerin birim değerleri değişirken bağımlı değişkenin birim değerlerine ait varyans sabit kalmalıdır (Gujarati, 2003:387-440). Birkaç grup arasında kovaryansların homojenliği (veya homoskedastisite) oldukça önemli olup bu varsayımın dışına çıkılması durumunda değişen varyans (heteroskedastisite) sorunu ortaya çıkmaktadır. Heteroskedastisite, verilerin istatistiksel bir varsayımı ihlal ettiği bir olguyu ifade eder (homoskedastisite varsayımı). Homoskedastisite varsayımı ihlal edildiğinde, bu, Tip I hata oranlarının artmasına veya istatistiksel gücün azalmasına neden olabilir. Bu, önemli sonuçları olumsuz etkileyebileceğinden, değişen varyanslılığı tespit etme ve yönetme konusundaki başarısızlığın teori, araştırma ve uygulama için ciddi sonuçları olabilir. Heteroskedastisite veya değişen varyans sorunu özellikle sosyal ve beşeri bilimlerde sık karşılaşılan bir sorundur (Rosopa, Schaffer ve Schroeder, 2013:335). Değişen varyans sorununun en ciddi sonucu, modelleme hatalarının hepsinin aynı varyansa sahip olduğu varsayımı üzerine kurulan temel istatistiksel anlamlılık testlerinin geçersiz hale gelmesidir. Bu nedenlerle değişen varyans sorunu regresyon analizi ve varyans analizlerinde korkulan bir unsurdur (Johnston, 1972:146). Değişen varyans sorunu söz konusu olduğunda (sosyal ve beşerî bilimlerde oldukça sık karşılaşılr) sorun çözümsüz olmayıp, sorunu giderecek yöntemler de bulunmaktadır.

Bu çalışmamızda önemine binaen değişen varyans (heteroskedastisite) analizleri yapılmış ve değişen varyans sorununa rastlanılmamıştır.

Tablo 5. Değişen Varyans Testi (Heteroskedastisite) Sonuçları (p<%)

Heteroskedastisite Testi	Obs*R-squared	P Değeri**	H ₀ Yokluk hipotezi (Sabit Varyans Varsayımı Geçerlidir)	
Breusch-Pagan-Godfrey	3,7476	0,2900	H. Kabul	Heteroskedastisite Sorunu Yoktur.
Harvey	0,4132	0,9375	H. Kabul	Heteroskedastisite Sorunu Yoktur.
Glejser	1,9390	0,5852	H. Kabul	Heteroskedastisite Sorunu Yoktur.

4.2.3. Koentegrasyon testi

Analize konu değişkenler arasında uzun dönemli bir bağıntı olup olmadığını tespit edebilmek için Johansen koentegrasyon testi yapılmıştır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini incelemek için Trace (iz) ve Max-Eigen (Maksimum özdeğer) adlı iki test kullanılmıştır. Koentegrasyon testine ait sonuçlar aşağıda sunulmaktadır (Tablo 6).

Tablo 6. Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları

Es Bütünleşme Derecesi		Özdeğer	İz (Trace) İstatistiği			Maksimum Özdeğer İstatistiği		
H0	H1		Test İstatistiği	Kritik Değer	Prob.**	Test İstatistiği	Kritik Değer	Prob.**
r=0	r≥1	0,17156	79,96049	47,85613	*	37,45271	27,58434	*
r≤1	r≥2	0,12604	42,50777	29,79707	*	26,80979	21,13162	*
r≤2	r≥3	0,07361	15,69798	15,49471	*	15,21523	14,26460	*
r≤3	r≥4	0,00242	0,48275	3,84147		0,48275	3,84147	

İz testi ve maksimum özdeğer testi 0,05 düzeyinde 3 eşbütünleşme denklemini göstermektedir.

* %5 önem düzeyinde hipotezin reddedildiğini gösterir.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-değerleri

Yukarıdaki tabloda eşbütünleşme testi (Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990)) sonuçları (gecikme uzunluğu=8) görülmektedir. Tabloda görüleceği üzere %5 anlam düzeyinde serilerin İz (trace) testinde 3 adet eşbütünleşme vektörünün, Maximum özdeğer testinde yine 3 adet eşbütünleşme vektörünün olduğu görülmektedir. Yapılan analizde her iki test için de 3 adet eşbütünleşme vektörünün bulunduğu ve dolayısıyla değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri tespit edilmiştir.

4.3. Otokorelasyon Testi

Klasik doğrusal regresyon modelinin temel varsayımlarından bir diğeri de hata terimleri arasında bir ilişkinin (otokorelasyon) olmamasıdır (Ünver ve Gamgam, 1996:345). Otokorelasyonun (ya da öz ilinti veya ardışık korelasyon) varlığı durumunda denklemin varyansı olması gerektiğinden daha düşüktür ve bu durum tahmincilerin varyanslarını da düşürür. Bu nedenle tahminci varyansları etkin değildir. Hipotez testinin sonucuna güvenilmez, tahmin ve öngörüler etkin değildir (Miran, 2018:234). Otokorelasyon sorununun tespitinde kullanılan Durbin-Watson d istatistiği (Durbin ve Watson, 1950, 1971) zaman serilerinin en küçük kareler regresyonu çalışmasında bir seri korelasyon araştırması olarak tanıtılmıştır. Bu çalışmada d değeri, bitişik en küçük kareler artıkları arasındaki seri bağıntıyı ölçmek ve bu bağıntının iyi davranıp davranmadığını tahmin etmek için bir araç sağlamaktadır. Durbin-Watson testinde d değeri hesaplanacaktır. Bunun için;

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (1)$$

formülü ile hesaplama yapılır (Draper ve Smith, 1998). Bu formülde e_t , $t=1, 2, \dots, n$ için En Küçük Kareler (EKK) regresyonundan elde edilen t'nci kalıntı değerlerini göstermektedir. Bu formülasyonda elde edilen d değeri d_L ve d_U şeklinde iki kritik cetvel değeri ile karşılaştırılır. Çalışmamızda kurulan VAR modeli için Durbin-Watson değeri sınanmış (%5 önem düzeyinde) ve aşağıdaki değerlere ulaşılmıştır.

Tablo 7. Durbin-Watson İstatistiği ($p < \%5$)

	Değer	Min (d_L)	Max (d_U)
Durbin-Watson	0,84297	1,738	1,799
Prob(F-İstatistik)	0,000		

Yukarıdaki Tablo (Tablo 7) sonuçları incelendiğinde $0 < d < d_L$ ($0 < 0.84297 < 1.738$) rakamlarında görüleceği üzere pozitif otokorelasyon vardır.

Modeldeki otokorelasyon sorununun düzeltilebilmesi mümkün olup bunun için regresyon modelleri üzerinde Newey ve West (1987) düzeltme yöntemi ile standart hataların tekrar düzenlenmesi sağlanmıştır. Buna göre düzeltilmiş regresyon modeli aşağıdaki tabloda sunulmuştur (Tablo 8).

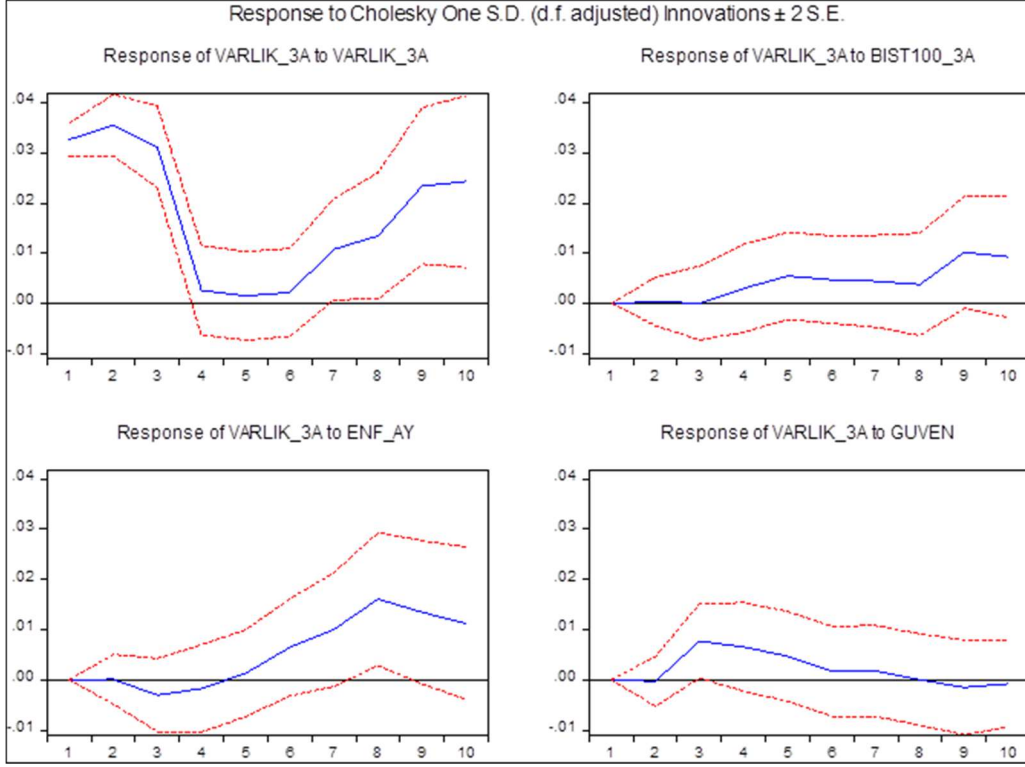
Tablo 8. Düzeltilmiş (Newey ve West) Regresyon Modeli

VARLIK_3A	BIST100_3A	ENF_AY	GUVEN	C
1	-0,053524	0,019155	-0,002747	0,055082*
	(0,032142)	(0,002967)	(0,001295)	
	[-1,665234]***	[6,455006]*	[-2,12214]**	

Parantez içindeki değerler standart sapmaları, köşeli parantez içindekiler t istatistik değerlerini göstermektedir. * işareti %1 seviyesinde anlamlı olduğunu, ** işareti %5 seviyesinde anlamlı olduğunu ve *** işareti %10 seviyesinde anlamlı olduğunu belirtmektedir.

4.4. Etki-Tepki Fonksiyonları

Değişkenlerde meydana gelen “bir standart hatalık şok” karşısında katılım bankalarının toplam varlık büyüme oranının (VARLIK_3A) buna hangi yönde tepki verdiğini gösteren etki-tepki grafikleri aşağıda gösterilmiştir (Şekil 7).



Şekil 7. Etki-Tepki Fonksiyonları

Bu sonuçlara göre; BIST100_3A değişkeninde meydana gelecek artışa VARLIK_3A'nın pozitif tepki verdiği ve bu tepkinin zaman zaman dalgalansa da artarak uzun süreli devam ettiği görülmektedir. ENF_AY değişkeninde meydana gelecek artışa başlangıçta negatif tepki verse de zaman içerisinde pozitif döndüğü ve tepkinin artarak devam ettiği bir süre sonra ise tepkinin yine pozitif olmakla birlikte azalma eğilimine girdiği görülmektedir. GUVEN değişkeninde meydana gelecek artışa ise önce pozitif tepki verdiği bir süre arttığı ve bir noktadan sonra tepkinin azalma eğilimine girdiği, bir süre sonra ise negatif tepkiye döndüğü görülmektedir. Fakat uzun dönemde pozitif dönmeye eğilimi olduğu dolayısıyla zamana bağlı dalgalı bir seyir izlediği görülmektedir.

4.5. VAR Ayrıştırması

Katılım bankalarının vadeli fonlara dağıttıkları kâr payı oranındaki (VARLIK_3A) değişimin hangi oranda hangi bağımsız değişkenlerden kaynaklandığını ortaya koymak üzere VAR analizi yapılmış ve ulaşılan sonuçlar aşağıda sunulmuştur (Tablo 9).

Tablo 9. VAR Ayrıştırması Analizi Sonuçları

Periyot	S.E.	VARLIK_3A	BIST100_3A	ENF_AY	GUVEN
1	0,032664	100,000000	-	-	-
2	0,048274	99,987790	0,007709	0,000630	0,003876
3	0,058059	97,950400	0,005544	0,273728	1,770323

4	0,058593	96,377790	0,278529	0,352188	2,991494
5	0,059073	94,885360	1,144626	0,395579	3,574437
6	0,059682	93,096330	1,755867	1,563010	3,584790
7	0,061667	90,281700	2,169087	4,112509	3,436707
8	0,065252	84,904340	2,282141	9,744034	3,069485
9	0,071377	81,741530	3,954190	11,694640	2,609636
10	0,076814	80,617540	4,886272	12,233210	2,262978

VAR Ayırıştırması sonuçları; katılım bankalarının toplam varlıklarındaki değişimin (VARLIK_3A) 10. döneminde yaklaşık %4,89'unun Türkiye BIST100 (Borsa İstanbul) Endeksi 3 aylık değişim oranı (BIST100_3A), %12,23'ünün Türkiye tüketici fiyat endeksi aylık değişim oranı (ENF_AY) ve %2,26'sının Türkiye tüketici güven endeksi aylık değişim oranı (GUVEN) tarafından açıklandığını yansıtmaktadır.

5. Değerlendirme ve Sonuç

Schumpeter'in 1911 yılında ele aldığı finansal gelişme, ekonomik büyüme arasındaki ilişki sonrasında birçok çalışma ile ortaya konulmuştur. Bu çalışmalar göstermektedir ki finansal sistemler ve bankacılık ülkeler açısından hayati derecede büyük öneme sahiptir. İslam ülkelerindeki faiz hassasiyeti sebebiyle konvansiyonel bankacılıkla birlikte faizsiz sistemlere dayanan İslami bankacılık faaliyeti doğmuş ve gün geçtikçe büyümektedir. O halde İslam ülkeleri açısından İslami bankacılık faaliyetlerinin artan önemi sebebiyle bu konuda çalışma yapmak ve gelişimine katkıda bulunmak önem arz etmektedir. İşte bu çalışma İslami bankacılık sisteminin gelişmesine katkıda bulunmak amacıyla İslami bankacılık varlık büyüme oranına etki eden faktörleri ortaya koymaya çalışmaktadır. İslami bankacılık varlık büyüme oranına etki eden faktörlerle ilgili literatürde çok fazla bir çalışma bulunmamaktadır. Bu çalışmamızda amacımız bir taraftan literatüre katkıda bulunurken diğer taraftan İslami bankacılık alanının gelişmesine katkıda bulunmaktır.

Literatürdeki pek çok çalışma mikro ve makro ekonomik değişkenlerin bankaların kârlılıkları ve toplam varlıkları üzerindeki etkisini ele almaktadır. Daha az sayıda çalışma ise bankacılık varlık büyüme oranına etki eden faktörleri ele almaktadır. İslami bankacılık alanının yeni gelişmeye başlayan bir alan olması sebebiyle çok daha az sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmamızda ise literatüre katkıda bulunarak daha önce birlikte değerlendirmeye alınmayan önemli değişkenler vasıtasıyla katılım bankalarının toplam varlık büyümesine etkisi ele alınmıştır. Bu çalışmada Türkiye'de faaliyet gösteren katılım bankalarının toplam varlık büyümesini etkileyen değişkenleri ortaya koymak amacıyla 2005:M01-2022:M04 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkiyi analiz etmek için VAR modeli çerçevesinde; Johansen koentegrasyon testi, etki-tepki analizi kullanılmış ve var ayırıştırma tablosu ile değişkenlerin etki oranları ortaya konulmuştur. Her bir alt değişkenin birbirini etkilemesi mümkün olmakla birlikte; bu çalışmada, değişkenlerin katılım bankaları toplam varlık büyümesi (VARLIK_3A) üzerindeki etkisi ele alınmaktadır.

Bu modelde BIST100_3A (Türkiye BIST100 (Borsa İstanbul) Endeksi 3 aylık değişim oranı), ENF_AY (Türkiye tüketici fiyat endeksi aylık değişim oranı) ve GUVEN (Türkiye tüketici güven endeksi aylık değişim oranı) değişkenlerinin VARLIK_3A (Türkiye'de faaliyet gösteren katılım bankalarının toplam varlıklarının 3 aylık değişim oranı) üzerindeki etkisi incelenmiştir. Yapılan analizlerde; değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri ve düzeltilmiş regresyon modelinde BIST100_3A, ENF_AY ve GUVEN değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Çalışmamızda kurulan model doğrultusunda ilgili değişkenlerin VARLIK_3A değişkeni üzerinde etkili olduğu sonucuna varılmıştır. Etki-tepki fonksiyonları BIST100_3A değişkeninde meydana gelecek artışa VARLIK_3A'nın pozitif tepki verdiği ve bu tepkinin zaman zaman dalgalansa da artarak uzun süreli devam ettiği görülmektedir. ENF_AY değişkeninde meydana gelecek artışa başlangıçta negatif tepki verse de zaman

içerisinde pozitifte döndüğü ve tepkinin artarak devam ettiği bir süre sonra ise tepkinin yine pozitif olmakla birlikte azalma eğilimine girdiği görülmektedir. GUVEN değişkeninde meydana gelecek artışa ise önce pozitif tepki verdiği bir süre arttığı ve bir noktadan sonra tepkinin azalma eğilimine girdiği, bir süre sonra ise negatif tepkiye döndüğü görülmektedir. Fakat uzun dönemde pozitifte dönme eğilimi olduğu dolayısıyla zamana bağlı dalgalı bir seyir izlediği görülmektedir. VAR Ayrıştırması sonuçlarında ise; katılım bankalarının toplam varlıklarındaki değişimin (VARLIK_3A) 10. döneminde yaklaşık %4,89'unun Türkiye BIST100 (Borsa İstanbul) Endeksi 3 aylık değişim oranı (BIST100_3A), %12,23'ünün Türkiye tüketici fiyat endeksi aylık değişim oranı (ENF_AY) ve %2,26'sının Türkiye tüketici güven endeksi aylık değişim oranı (GUVEN) tarafından açıklandığını görülmüştür. Ulaşılan bu sonuçlar değişkenlerin katılım bankaları toplam varlık büyümesi üzerinde etkili olan yeni değişkenleri ortaya koyması açısından literatüre önemli katkılarda bulunmaktadır.

Etik Beyan

“İslami Bankaların Toplam Varlık Değeri Büyümesine Etki Eden Faktörler: Türkiye Örneği” başlıklı çalışmanın yazım sürecinde bilimsel kurallara, etik ve alıntı kurallarına uyulmuş; toplanan veriler üzerinde herhangi bir tahrifat yapılmamış ve bu çalışma herhangi başka bir akademik yayın ortamına değerlendirme için gönderilmemiştir. Bu araştırmada hazır veri seti kullanıldığı için etik kurul kararı zorunluluğu taşımamaktadır. Bu makalede hiçbir insan çalışması sunulmamıştır.

Yazar Katkıları

Yazar bu çalışmayı kendi başına hazırladığını beyan etmiş ve yayın için onaylamıştır.

Çıkar Çatışması

Yazar, araştırmanın potansiyel bir çıkar çatışması olarak yorumlanabilecek ticari veya finansal ilişkilerin yokluğunda yürütüldüğünü beyan etmektedir.

Kaynaklar

- Adrian, T. ve Shin, H. S. (2011). Financial intermediaries and monetary economics. B. M. Friedman ve M. Woodford (Ed.), *Handbook of monetary economics* içinde (C. 3, ss. 601-650). Elsevier.
- Ahmed, S. M. ve Ansari, M. I. (1998). Financial sector development and economic growth: The South-Asian experience. *Journal of Asian Economics*, 9(3), 503-517.
- Al-Harbi, A. (2019). The determinants of conventional banks profitability in developing and underdeveloped OIC countries. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 24(47), 4-28.
- Alharbi, A. T. (2017). Determinants of Islamic banks' profitability: International evidence. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 10(3), 331-350.
- Altavilla, C., Boucinha, M. ve Peydró, J.-L. (2018). Monetary policy and bank profitability in a low interest rate environment. *Economic Policy*, 33(96), 531-586.
- Arellano, M. ve Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Athanasoglou, P. P., Brissimis, S. N. ve Delis, M. D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. *Journal of international financial Markets, Institutions and Money*, 18(2), 121-136.

- Ayodele, J. C. (2014). Effects of monetary policy on the commercial banks lending in Nigeria. *Review of Public Administration and Management*, 400(3614), 1-13.
- Bajpai, N. (2011). *Business Research Methods*. Pearson. <https://books.google.com.tr/books?id=wY2bSaEm8l8C> adresinden erişildi.
- BDDK. (2022). Aylık Bankacılık Sektörü Verileri. *BDDK Aylık Bülten*. 8 Ocak 2022 tarihinde <https://www.bddk.org.tr/BultenAylık> adresinden erişildi.
- Bekele, D. T. ve Degu, A. A. (2021). The effect of financial sector development on economic growth of selected sub-Saharan Africa countries. *International Journal of Finance & Economics*.
- Bhide, A. (1993). The hidden costs of stock market liquidity. *Journal of financial economics*, 34(1), 31-51.
- Blejer, M. I. (2006). Economic growth and the stability and efficiency of the financial sector. *Journal of Banking & Finance*, 30(12), 3429-3432.
- Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice* (1. bs.). London, England: MIT Press.
- Boyd, J. H. ve Prescott, E. C. (1986). Financial intermediary-coalitions. *Journal of Economic theory*, 38(2), 211-232.
- Cao, Q. (2015). *Inflation and revaluation of bank balance sheets*. Department of Economics: Michigan State University.
- Chong, B. S. ve Liu, M.-H. (2009). Islamic banking: Interest-free or interest-based? *Pacific-Basin finance journal*, 17(1), 125-144.
- Chowdhury, M. A. F. ve Rasid, M. E. S. M. (2015). The determinants of the profitability of Islamic banks: A cross-sectional study from Asia and Africa. *International Journal of Business and Globalisation*, 15(3), 375-388.
- Demirgüç-Kunt, A. ve Huizinga, H. (1999). Determinants of commercial bank interest margins and profitability: Some international evidence. *The World Bank Economic Review*, 13(2), 379-408.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Dodi, D., Supiyadi, D., Arief, M. ve Nugraha, N. (2018). Islamic Bank Profitability: A study of islamic bank in Indonesia. *The International Journal of Business Review (The Jobs Review)*, 1(1), 51-62.
- Draper, N. R. ve Smith, H. (1998). *Applied regression analysis* (C. 326). John Wiley & Sons.
- Durbin, J. ve Watson, G. S. (1950). Testing for serial correlation in least squares regression: I. *Biometrika*, 37(3/4), 409-428.
- Durbin, J. ve Watson, G. S. (1971). Testing for serial correlation in least squares regression. III. *Biometrika*, 58(1), 1-19.
- Eggertsson, G. ve Woodford, M. (2003). The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. *Brookings Papers on Economic Activity* içinde (ss. 139-233). Citeseer.
- Gambacorta, L., Altunbas, Y. ve Marqués-Ibáñez, D. (2010). *Does monetary policy affect bank risk-taking?* (Working Paper Series 1166). European Central Bank.
- Goldsmith, R. W. (1969). *Financial Structure and Development*. Yale University Press.

Gujarati, D. N. (2003). Basic Econometrics. Forth Edition. *Singapura: McGraw-Hill*.

Hong, S. C. ve Abdul Razak, S. H. (2015). The impact of nominal GDP and inflation on the financial performance of Islamic banks in Malaysia. *Journal of Islamic Economics, Banking and Finance*, 11(1), 1-24.

Huda, N., Idris, H. R. ve Nasution, M. E. (2018). *Ekonomi Makro Islam: Pendekatan Teoretis* (6. bs.). Jakarta, Indonesia: Kencana.

Imane, Y. (2020). Determinants of Islamic Banks' Profitability. *Roa Iktissadia Review*, 10(1), 349-362.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.

Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration— With appucations to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.

Johnson, R. A., Wichern, D. W. ve Wichern, D. A. (1998). *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Prentice Hall. <https://books.google.com.tr/books?id=9265AAAAIAAJ> adresinden erişildi.

Johnston, J. (1972). *Econometric Methods*. New York: McGraw-Hill.

Karabıyık, C. (2021). Bankacılık Sistemi Likiditesi ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Etkileşim: Vektör Hata Düzeltme Yaklaşımı. *Journal of Empirical Economics and Social Sciences*, 3(2), 1-18.

Kazak, H. (2022a). Are Islamic Banks Affected by Conventional Bank Interest Rates? The Case of Türkiye. *OIKONOMIKA: Jurnal Kajian Ekonomi Dan Keuangan Syariah*, 3(2), 86-102. doi:10.53491/oikonomika.v3i2.369

Kazak, H. (2022b). İslami Bankacılık Konvansiyonel Bankacılık Üzerinde Etkili mi? Türkiye Örneği Üzerinden Bir Nedensellik Analizi. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 7(4), 982-998. doi:10.30784/epfad.1196986

Kendirli, S. ve Çankaya, M. (2016). Döviz kuru ve enflasyonun BİST banka endeksi üzerindeki etkisi. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(3), 215-227.

Khan, S. (2022). Islamic finance industry set for continued growth in 2022 despite challenges. The National. <https://www.thenationalnews.com/business/banking/2022/03/08/islamic-finance-industry-set-for-continued-growth-in-2022-despite-headwinds/> adresinden erişildi.

Khrawish, H. A. (2011). Determinants of commercial banks performance: Evidence from Jordan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 81(1), 148-159.

Lever, J. ve Miele, M. (2012). The growth of halal meat markets in Europe: An exploration of the supply side theory of religion. *Journal of Rural Studies*, 28(4), 528-537.

Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: Views and agenda. *Journal of economic literature*, 35(2), 688-726.

Levine, R. (1998). The legal environment, banks, and long-run economic growth. *Journal of money, credit and banking*, 30(3), 596-613.

Liaqat, O., Nizam, K., Saghir, W. ve Lakho, A. (2021). The Causality between TDRs Returns Of Islamic Banks and Conventional Banks in Pakistan Pre & Post-Crisis. *Competitive Social Science Research Journal*, 2(4), 159-173.

- Miran, B. (2018). *Ekonometriye Giriş*. İzmir. <https://books.google.com.tr/books?id=jfdgEAAAQBAJ> adresinden erişildi.
- Mohd Yusoff, Z. Z. ve Azha, N. L. (2019). Relationship between conventional and Islamic interbank rates of a dual banking system in Malaysia, Middle East, and Western countries. *Journal of International Business, Economics and Entrepreneurship (JIBE)*, 4(2), 38-45.
- Naceur, S. B. (2003). The determinants of the Tunisian banking industry profitability: Panel evidence. *Universite Libre de Tunis working papers*, 10, 2003.
- Ndubaku, V. C., Ozioma, I., Chiaka, N. ve Samuel, O. (2017). Impact of Monetary Policy (Interest Rate) Regimes on the Performance of the Banking Sector in Nigeria. *IOSR Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF)*, 8(4), 16-32.
- Newey, W. K. ve West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Odedokun, M. O. (1996). Alternative econometric approaches for analysing the role of the financial sector in economic growth: Time-series evidence from LDCs. *Journal of development economics*, 50(1), 119-146.
- Pasiouras, F. ve Kosmidou, K. (2007). Factors influencing the profitability of domestic and foreign commercial banks in the European Union. *Research in International Business and Finance*, 21(2), 222-237.
- Paun, C. V., Musetescu, R. C., Topan, V. M. ve Danuletiu, D. C. (2019). The impact of financial sector development and sophistication on sustainable economic growth. *Sustainability*, 11(6), 1713.
- Refinitiv, I. (2021). *Islamic Finance Development Report 2021*. Londra: Refinitiv.
- Reifschneider, D., Tetlow, R. ve Williams, J. (1999). Aggregate disturbances, monetary policy, and the macroeconomy: The FRB/US perspective. *Fed. Res. Bull.*, 85, 1.
- Rosopa, P. J., Schaffer, M. M. ve Schroeder, A. N. (2013). Managing heteroscedasticity in general linear models. *Psychological Methods*, 18(3), 335.
- Saeed, S. M., Abdeljawad, I., Hassan, M. K. ve Rashid, M. (2021). Dependency of Islamic bank rates on conventional rates in a dual banking system: A trade-off between religious and economic fundamentals. *International Review of Economics & Finance*.
- Sahminan, S. (2007). Effects of exchange rate depreciation on commercial bank failures in Indonesia. *Journal of Financial Stability*, 3(2), 175-193.
- Saif-Alyousfi, A. Y. (2020). Determinants of bank profitability: Evidence from 47 Asian countries. *Journal of Economic Studies*, 49(1), 44-60.
- Sarıtaş, H., Kangallı Uyar, S. G. ve Gökçe, A. (2016). Banka karlılığı ile finansal oranlar ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin sistem dinamik panel veri modeli ile analizi: Türkiye araştırması. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 11(1), 87-108.
- Schumpeter, J. A. (1911). *The Theory of Economic Development (English edition 1934)*, vol. XLVI of *Harvard Economic Studies*. Cambridge, UK: Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Sitompul, S., Ichsan, R. N. ve Nasution, L. (2021). The Influence of Exchange Rate, Inflation, For the Results of the Development Assets of Islamic Banks. *Journal of Economics, Finance and Management Studies*, 4(3).

- Stammer, D. W. (1972). Financial development and economic growth in underdeveloped countries: Comment. *Economic Development and Cultural Change*, 20(2), 318-325.
- Supiyadi, D., Arief, M. ve Nugraha, N. (2019). The determinants of bank profitability: Empirical evidence from Indonesian sharia banking sector. *1st International Conference on Economics, Business, Entrepreneurship, and Finance (ICEBEF 2018)* içinde (ss. 21-26). Atlantis Press.
- Svensson, L. E. (2000). *The zero bound in an open economy: A foolproof way of escaping from a liquidity trap*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Tan, Y. ve Floros, C. (2012). Bank profitability and GDP growth in China: A note. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 10(3), 267-273.
- Tohari, A. (2010). *Analisis Pengaruh Nilai Tukar Rupiah terhadap Dollar, Inflasi, dan Jumlah Uang Beredar (M2) terhadap Dana Pihak Ketiga (DPK) serta Implikasi pada Pembiayaan Mudharabah (pada Perbankan Syariah di Indonesia)*. Universitas Islam Negeri Syarif Hidayatullah, Jakarta.
- Ünver, Ö. ve Gamgam, H. (1996). *Uygulamalı İstatistik Yöntemler* (2. bs.). Ankara: Siyasal Kitabevi.
- Vangjel, R. ve Mamo, J. (2022). Development of the Financial Sector and Its Impact on Economic Growth in the Western Balkans. *Universal Journal of Accounting and Finance*, 10(2), 584-590.
- Wallich, H. (1980). Bank profits and inflation. *FRB Richmond Economic Review*, 66(3), 27-30.
- Winston, W. L., Albright, S. C. ve Broadie, M. N. (1997). *Practical Management Science: Spreadsheet Modeling and Applications*. Business Statistics Series. Duxbury Press. <https://books.google.com.tr/books?id=i3JRAAAAMAAJ> adresinden erişildi.
- Yakubu, I. N. ve Bunyaminu, A. (2022). Bank profitability in Sub-Saharan Africa: Does economic globalization matter? *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 38(3).
- Yusof, R. M., Bahlous, M. ve Tursunov, H. (2015). Are profit sharing rates of mudharabah account linked to interest rates? An investigation on Islamic banks in GCC countries. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, 49(2), 77-86. doi:<http://dx.doi.org/10.17576/JEM-2015-4902-07>
- Zarrouk, H., Jedidia, K. B. ve Moualhi, M. (2016). Is Islamic bank profitability driven by same forces as conventional banks? *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 9(9), 46-66.