


Makalenin Türü : Araştırma Makalesi
Geliş Tarihi : 24.07.2024
Kabul Tarihi : 27.09.2024



 <https://doi.org/10.29029/busbed.1522014>

TÜRKİYE’DE İSLAMİ BANKACILIK SİSTEMİ İLE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİNİN AMPİRİK BİR ANALİZİ*

Necip Abdullah Kurtaran¹, Mehmet Barış Aslan²


ÖZ

Son yıllarda, Türkiye’de finansal sistemin genişlemesiyle birlikte, İslami bankalar (katılım bankaları) kilit ekonomik aktörler olarak ön plana çıkmaya başlamıştır. Bu bankaların ekonomik büyüme üzerindeki etkisine ilişkin çalışmalar incelendiğinde, araştırmanın geleneksel finansal kurumlar üzerine yapılan ampirik çalışmalara kıyasla oldukça sınırlı olduğu ortaya çıkmaktadır. Mevcut literatürdeki bu boşluklar, İslami bankaların Türkiye ekonomisine katkısının kapsamlı bir şekilde anlaşılmasını da bir hayli zorlaştırmaktadır. Bu araştırma, İslami bankaların ekonomik büyüme üzerindeki sürdürülebilir etkisini ampirik olarak analiz ederek bu boşlukları gidermeyi amaçlamaktadır. Çalışma, 2005Q4’ten 2022Q1’e kadar uzanan üç aylık zaman serisi verilerini kullanan ekonometrik analizlere dayanmaktadır. Serinin durağanlığı çeşitli birim kök testleri kullanılarak değerlendirilmiş ve uzun vadeli eşbütünlük analizi ARDL Sınır Testi metoduyla gerçekleştirilmiştir. Ek olarak Toda-Yamamoto nedensellik testi, ele alınan değişkenler arasındaki nedensel bağı belirlemek için uygulanmıştır. Çalışmada GSYH, ekonomik büyümeyi temsil etmek için bağımlı değişken olarak seçilmiştir. Bağımsız değişkenler, İslami bankalar tarafından kullanılan fonları (krediler), toplanan fonları ve toplam aktifleri içermektedir. Sabit sermaye yatırımlarını temsil eden gayrisafi sabit sermaye oluşumu ise kontrol değişkeni olarak kullanılmıştır. ARDL Sınır Testi sonuçlarında, toplanan fonların ve gayrisafi sabit sermaye oluşumunun ekonomik büyüme üzerinde belirgin bir şekilde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu, ancak kullanılan fonların ve toplam aktiflerin ise ekonomik büyüme üzerindeki etkilerinin negatif ve anlamlı olduğu gözlemlenmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testinde ise kullanılan ve toplanan fonların GSYH üzerinde tek taraflı bir nedensellik bağı olduğu, buna karşın toplam aktifler ve gayrisafi sabit sermaye oluşumu ile GSYH arasında çift yönlü bir nedensellik bağının bulunduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlar, özellikle fon tahsisi, sektör seçimi ve mevcut ekonomik koşullar açısından İslami bankacılığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini anlamının önemini açıkça ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Toda-Yamamoto, İslami bankacılık, Ekonomik büyüme, Katılım bankacılığı, ARDL.


* Bu çalışma, sorumlu yazar tarafından tamamlanarak yayınlanan “İslami Bankacılık Sisteminin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkileri: Türkiye Örneği” başlıklı yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

¹ Yüksek Lisans, abdullahkurtaran@hotmail.com,  <https://orcid.org/0000-0003-1727-9549>

² Doç. Dr., Bingöl Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, mbaris@bingol.edu.tr,  <https://orcid.org/0000-0003-3783-4079>

Article Type : Research Article
Date Received : 24.07.2024
Date Accepted : 27.09.2024



 <https://doi.org/10.29029/busbed.1522014>

AN EMPIRICAL ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN ISLAMIC BANKING SYSTEM AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY*

Necip Abdullah Kurtaran¹, Mehmet Barış Aslan²


ABSTRACT

In recent years, with the expansion of the financial system in Turkey, Islamic banks (participation banks) have come to the fore as key economic actors. A review of studies on the impact of these banks on economic growth reveals that the research is quite limited compared to empirical studies on conventional financial institutions. These gaps in the existing literature make it very difficult to comprehensively understand the contribution of Islamic banks to the Turkish economy. This study aims to address these gaps by empirically analysing the sustainable impact of Islamic banks on economic growth. The study is based on econometric analyses using quarterly time series data from 2005Q4 to 2022Q1. The stationarity of the series is assessed using various unit root tests and the long-run cointegration analysis is performed using the ARDL bounds test method. In addition, Toda-Yamamoto causality test is applied to determine the causal link between the variables considered. In the study, GDP is chosen as the dependent variable to represent economic growth. The independent variables include funds disbursed by Islamic banks (loans), funds collected and total assets. Gross fixed capital formation, which represents fixed capital investments, is used as a control variable. The results of the ARDL Frontier Test indicate that funds collected and gross fixed capital formation have a significantly positive and significant effect on economic growth, whereas the effects of funds lent and total assets on economic growth are negative and significant. The Toda-Yamamoto causality test reveals that there is a unilateral causality link between funds disbursed and funds collected on GDP, whereas there is a bidirectional causality link between total assets and gross fixed capital formation and GDP. These results clearly demonstrate the importance of understanding the impact of Islamic banking on economic growth, especially in terms of fund allocation, sector selection and current economic conditions.

Keywords: Toda-Yamamoto, Islamic Banking, Economic Growth, Participation Bank, ARDL.

* This study is based from the master's thesis titled "The Effects of the Islamic Banking System on Economic Growth: The Case of Turkey", which was completed and published by the responsible author.

¹ Master, abdullahkurtaran@hotmail.com,  <https://orcid.org/0000-0003-1727-9549>

² Assoc. Prof. Dr., Bingöl University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, mbslan@bingol.edu.tr,  <https://orcid.org/0000-0003-3783-4079>

1. GİRİŞ

Finansal piyasaların gelişimi ile ekonomik büyüme ilişkisine yönelik tartışmalar, 19. yüzyılın son çeyreğinde başlamıştır (Beuerle, 2016). İktisat literatüründe bu kavramlar arasındaki ilişki başlangıçta teorik bir arka plana sahipken, ilerleyen dönemlerde ampirik bir temel üzerine inşa edilmiştir (Jawad & Chrsitian, 2019, s. 37-62). Bu kavramlar arasındaki korelasyonun yönü gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan ülkeler bazında değerlendirildiğinde, uygulanan ekonomi politikaları bakımından farklılık gösterdiğinden elde edilen bulgular da farklı olmaktadır. Bu doğrultuda finans ve ekonomik büyüme ilişkisi, “arz öncüllü hipotez (*supply-leading hypothesis*)”, “talep takipli hipotez (*demand-following hypothesis*)”, “çift yönlü hipotez (*mutual dependence hypothesis*)” ve son olarak “kayıtsızlık/ilişkisizlik hipotezi (*indifference/non-association hypothesis*)” olmak üzere dört temel hipotez üzerine kurulmuştur. Dolayısıyla ilgili hipotezler doğrultusunda literatür incelendiğinde, finansal piyasaların gelişimi ile ekonomik büyüme ilişkisi hususunda bir uzlaşımın olmadığı görülmektedir.

Finansal piyasaların gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye dair ilk çalışma W. Bagehot (1873) tarafından ortaya konulmuştur. Bagehot, bankaların likidite sağlayarak, işlemleri kolaylaştırarak, tasarruf havuzunda biriken fonları ihtiyaç sahiplerine aktararak, piyasadaki güvenilir firmaları belirleyerek ve riskleri havuzlayarak ekonomik büyümeye katkıda bulunabileceğini iddia etmiştir (Işık, 2018, s. 41-56). J. Schumpeter (1911, 1934) ise çalışmasında, finansal piyasaların gelişiminde merkezi bir konuma sahip olan bankacılık sektörünün yatırım finansmanının etkinliğinde bir araç olarak görülebileceğini belirtmiştir. Schumpeter, bankacılık sektörünün tasarrufları harekete geçirme, yenilikçiliği teşvik etme ve dolayısıyla da ekonomik büyümenin itici gücü olma rolüne sahip olduğunu çalışmasında detaylı bir şekilde açıklamıştır (Schumpeter, 1934, s. 74). Bu fikir, iktisat literatüründe “arz öncülü” büyüme hipotezini analiz eden ilk çerçeve model olarak kabul görmektedir (Choong & Chan, 2011).

Robinson (1952), ilişkinin ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru olması gerektiğini belirterek “talep takipli” büyüme hipotezini öne sürmüştür. Robinson’a göre ekonomik büyüme ile finansal gelişme arasında nedensellik açısından tek yönlü bir ilişki mevcuttur ve bu nedenle de finansal sektör gelişimi ekonomik büyümeden etkilenmektedir (Robinson, 1952, s. 86). Patrick (1966) ise literatürdeki “arz öncüllü” ve “talep takipli” hipotezleri geliştirerek, finansal sektör gelişimi ile ekonomik büyüme arasında “çift yönlü” bir ilişki olabileceğini savunmuştur (Patrick, 1966, s. 174-189). Diğer bir yandan, finansal piyasaların gelişimi ile ekonomik büyüme olgusu arasında anlamlı bir korelasyon olmadığını iddia eden görüşler de mevcuttur. Örneğin Simon Kuznets (1955) ve Robert Lucas (1988), finansal gelişmenin uzun vadede ekonomik büyümenin temel belirleyicisi olamayacağını ve her iki kavram arasındaki nedensellik ilişkisinin ilgili literatürde abartıldığını ileri sürmüşlerdir. İlişkisizlik hipotezini benimseyen Lucas ve destekçileri, finansal piyasaları geliştirmeye yönelik politikaların israfa yol açabileceğini iddia etmişlerdir (Darrat, 1999: s. 21).

Ekonomik büyüme ile ilişkilendirilen modeller arasında İslami finans sistemi de önemli bir yer tutmaktadır. Bu çalışma, Türkiye’deki İslami bankacılığın gelişimini ele alarak, bu gelişimin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini detaylı bir şekilde incelemektedir. Araştırma, giriş niteliğindeki birinci bölümle başlamış, ardından ikinci bölümde ampirik analizler yoluyla elde edilen bulgular, ilgili literatürle birlikte tablolar halinde özetlenmiştir. Üçüncü bölümde, çalışmanın amacı ve kapsamı hakkında kapsamlı bir bilgilendirme yapılmıştır. Dördüncü bölümde, İslami bankacılık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi irdeleyen bir ekonometrik model oluşturulmuş ve bu modelin analizleri gerçekleştirilmiştir. Beşinci bölüm, analiz sonuçlarını sunmakta ve çalışmayı sonuçlar ile tartışmalar ışığında tamamlamaktadır. Çalışmanın, literatüre, İslami bankacılık sektörüne ve Türkiye ekonomisine anlamlı katkılar sunması umulmaktadır.

2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Teorik olarak finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde olumlu ve destekleyici bir etkiye sahip olması beklenir. Ancak Goaid ve Sassi (2011), inceledikleri ekonomilerdeki bazı durumlar nedeniyle olumsuz sonuçlara ulaşmış ve bunun nedenlerini ele almışlardır. Onlar, finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki olumsuz etkisini, bazı ülkelerdeki az gelişmiş finansal sisteme ve yüksek derecedeki finansal baskıya dayandırmaktadırlar. Ayrıca bu araştırmacılar tarafından bulunan sonuçlar, finansal sektörlerin yalnızca aracılık faaliyetlerinde bulunmasına ve finansal inovasyona yönelik çabaların göz ardı edilmesine de dayandırılmaktadır.

İslami finans ve bankacılık sistemi ile ekonomik büyüme üzerine yapılan çalışmalar, araştırmacılar tarafından tercih edilen örneklem, analiz yöntemleri, bulgular ve son olarak geçerli hipotezler eşliğinde, literatürün bir derlemesi Tablo 1 ve 2’de gösterilmektedir.

Tablo 1.*Türkiye'de İslami Finans/İslami Bankacılık ile Ekonomik Büyüme İlişkisine Yönelik Ampirik Çalışmalar*

Araştırmacı(lar)	Ülke-Dönem Periyodu	Analiz Yöntemi	Bulgular	Geçerli Hipotez
Ustaoglu, İncekara ve Yıldız (2013)	Türkiye 2003-2011	Regresyon Analizi, SPSS	İB ile ekonomik büyüme ilişkisinde pozitif bir eğilime rastlanmıştır.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Işık (2014)	Türkiye 2006Q1-2014Q1	JJ Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	İB, ekonomik büyüme pozitif etkilerken, ikisi arasında çift yönlü nedenselliğe ulaşılmıştır.	Çift Yönlü Hipotez
Çonkar, Canbaz ve Arifoğlu (2017)	Türkiye 2007Q3-2015Q3	Toda-Yamamoto Nedensellik	İB ile ekonomik büyüme ilişkisinde nedensellik bulunamamıştır.	İlişkisizlik Hipotezi
Atici (2018)	Türkiye 2008Q1-2018Q1	JJ Eşbütünleşme, Vektör Hata Düzeltme Modeli, Granger Nedensellik	İB, ekonomik büyüme pozitif etkilerken, İB'den ekonomik büyüme doğru nedenselliğe ulaşılmıştır.	Arz Öncüllü Hipotez
Çakar, Karakaş ve Güngör (2018)	Türkiye 2005Q4-2016Q4	JJ Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	İB ile ekonomik büyüme ilişkisine rastlanılmazken, ekonomik büyümeden İB'ye doğru nedensellik ilişkisi bulunmuştur.	Talep Takipli Hipotez
Jobarteh ve Ergec (2017)	Türkiye 2005A12-2015A11	ARDL, Vektör Hata Düzeltme Modeli, Granger Nedensellik	İB, ekonomik büyüme pozitif etkilerken, İB'den ekonomik büyüme doğru bir nedenselliğe ulaşılmıştır.	Arz Öncüllü Hipotez
Koçak (2018)	Türkiye 2005Q4-2015Q2	Hatemi-J Yapısal Kırımlı Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	İB, ekonomik büyüme pozitif etkilerken, İB'den ekonomik büyüme doğru bir nedenselliğe ulaşılmıştır.	Arz Öncüllü Hipotez
Kutlu ve Karamustafa (2019)	Türkiye 2006Q1-2017Q4	JJ Eşbütünleşme, FMOLS	İB ile ekonomik büyüme ilişkisine rastlanılmamıştır.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Bektaş ve Baykuş (2020)	Türkiye 2006Q1-2020Q2	Toda-Yamamoto Nedensellik	İB'nin sağladığı sektörel krediler ile ekonomik büyüme ilişkisinde nedenselliğe ulaşılmamıştır.	İlişkisizlik Hipotezi
Bozık (2020)	Türkiye 2006Q1-2017Q1	JJ eşbütünleşme, Granger Nedensellik	İB'nin kredi hacmi ile ekonomik büyüme ilişkisine rastlanılmamıştır.	İlişkisizlik Hipotezi
Bozkurt, Altıntaş ve Yardımcıoğlu (2020)	Türkiye 2005Q4-2016Q2	ARDL	İB'nin ilk dönemlerde ekonomik büyüme olumsuz, daha sonraki dönemlerde ekonomik büyüme pozitif etkilediği bulunmuştur.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Emek ve Düşünceli (2021)	Türkiye 2005Q4-2021Q1	ARDL	İB'nin özel sektöre sağladığı kredilerin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin pozitif olduğu bulunmuştur.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Sekmen (2021)	Türkiye 2005Q4-2018Q4	ARDL	KB'nin İB'ye göre ekonomik büyüme daha fazla katkı sunduğu bulunmuştur.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Vural ve Kök (2022)	Türkiye 2005Q1-2020Q1	Toda-Yamamoto Nedensellik	İB'den ekonomik büyüme doğru nedenselliğe ulaşılmıştır.	Arz Öncüllü Hipotez
Yılmaz ve Işık (2022)	Türkiye 2007Q2-2021Q4	Bootstrap Simetrik Nedensellik Hatemi-J Asimetrik Nedensellik, Hacker ve Hatemi-J	İB ile ekonomik büyüme ilişkisinde nedensellik bulunamamıştır.	İlişkisizlik Hipotezi

İB: İslami Bankalar, İF: İslami Finans, KB: Konvansiyonel Bankalar

Tablo 2.*Dünyada İslami Finans/İslami Bankacılık ile Ekonomik Büyüme İlişkisine Yönelik Ampirik Çalışmalar*

Araştırmacı(lar)	Ülke-Dönem Perivodu	Analiz Yöntemi	Bulgular	Geçerli Hipotez
Furqani ve Mulyany (2009)	Malezya 1997Q1-2005Q4	Vektör Hata Düzeltme Modeli, JJ Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	Ekonomik büyümeden İB’ye doğru nedensellik bulunmuştur.	Talep Takipli Hipotez
Goaied ve Sassi (2010)	16 MENA ülkesi 1962-2006	Genelleştirilmiş Momentler Metodu	İF gelişimi ile ekonomik büyüme arasında cılız bir korelasyona rastlanmıştır.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Abduh ve Chowdhury (2012)	Bangladeş 2004Q1-2011Q2	JJ Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	İB, ekonomik büyümeyi pozitif etkilerken, ikisi arasında çift yönlü nedenselliğe ulaşılmıştır.	Çift Yönlü Hipotez
Yazdan ve Sadr (2012)	İran Endonezya 2000Q1-2010Q4	ARDL, Vektör Hata Düzeltme Modeli, Panel Granger Nedensellik	İB ile ekonomik büyüme ilişkisinde çift yönlü nedensellik bulunmuştur.	Çift Yönlü Hipotez
Al-Oqool, Okab ve Bashayreh (2014)	Ürdün 1980-2012	Vektör Hata Düzeltme Modeli, JJ Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	İB, ekonomik büyümeyi pozitif etkilerken, ikisi arasında çift yönlü nedenselliğe ulaşılmıştır.	Çift Yönlü Hipotez
Ellahi ve Saghir (2014)	Pakistan 1980-2013	Vektör Hata Düzeltme Modeli JJ Eşbütünleşme	İB ile ekonomik büyüme ilişkisinde pozitif bir eğilime rastlanmıştır.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Tabash ve Dhankar (2014)	Katar 1990-2008	JJ Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	İB, ekonomik büyümeyi pozitif etkilerken, ikisi arasında çift yönlü nedenselliğe ulaşılmıştır.	Çift Yönlü Hipotez
Echchabi ve Azouzi (2015)	BAE 2004Q1-2011Q4	JJ Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	İB ile ekonomik büyüme ilişkisinde nedensellik bulunamamıştır.	İlişkisizlik Hipotezi
Hachicha ve Amar (2015)	Malezya 2000Q1-2011Q4	JJ Eşbütünleşme, Vektör Hata Düzeltme Modeli	İB’nin ekonomik büyümeyi etkilemediği bulunmuştur.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Majid ve Kassim (2015)	Malezya 1997Q3-2009Q2	ARDL, Vektör Hata Düzeltme Modeli, Varyans Ayrıştırma, Granger Nedensellik	İF ekonomik büyümeyi pozitif etkilerken, İF’den ekonomik büyümeye doğru nedensellik bulunmuştur.	Arz Öncüllü Hipotez
Hasan, Maamor ve Abdullah (2016)	Ürdün, Kuveyt, Malezya, Suudi Arabistan 1990-2012	İki aşamalı Panel EKK	İB ile ekonomik büyüme ilişkisinde pozitif bir eğilime rastlanmıştır.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Kaleem, Mushtaq ve Arshed (2016)	Pakistan 2006Q1-2013Q1	ARDL, Vektör Hata Düzeltme Modeli, Granger Nedensellik	İB ekonomik büyümeyi pozitif etkilerken, İB’den ekonomik büyümeye doğru nedensellik bulunmuştur.	Arz Öncüllü Hipotez
Tunay (2016)	19 İslam Ülkesi 2000-2013	Panel Dumitrescu ve Hurlin Nedensellik	Ekonomik büyümeden İB’ye doğru nedensellik bulunmuştur.	Talep Takipli Hipotez
Zirek, Boz ve Hassan (2016)	İİT üyeleri 1999-2011	Panel VAR, Panel Sabit Etki Regresyonu	İF ile ekonomik büyüme ilişkisinde pozitif bir eğilime rastlanmıştır.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Zarrouk, Ghak ve Al Haija (2017)	BAE 1990-2012	JJ Eşbütünleşme, VAR modeli, Granger Nedensellik	İB ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve anlamsız, İB’den ekonomik büyümeye doğru nedensellik bulunmuştur.	Arz Öncüllü Hipotez
Tabash (2018)	BAE 1990-2014	ARDL, Varyans Ayrıştırması, Granger Nedensellik	İF ekonomik büyümeyi pozitif etkilerken, İB’den ekonomik büyümeye doğru nedensellik bulunmuştur.	Arz Öncüllü Hipotez

Jawad ve Christian (2019)	24 Ülke 2004-2014	Panel sabit efekti, Panel eşbütünleşme, Panel Granger Nedensellik	İF ekonomik büyümeyi pozitif etkilerken, İB'den ekonomik büyümeye doğru nedensellik bulunmuştur.	Arz Öncüllü Hipotez
Naz ve Gulzar (2020)	Bahreyn, Endonezya, Malezya, Pakistan ve Katar 2006Q1-2015Q4	PMG-ARDL, Panel Granger Nedensellik	İB, ekonomik büyümeyi pozitif etkilerken, ikisi arasında çift yönlü nedenselliğe ulaşılmıştır.	Çift Yönlü Hipotez
Alafif ve Shaheen (2021)	Suudi Arabistan 1990-2015	ARDL	İB ile ekonomik büyüme ilişkisinde pozitif bir eğilime rastlanmıştır.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır
Kamarudin ve Kassim (2022)	Malezya 2007Q1-2019Q4	ARDL	İB finansmanın ekonomik büyümeyi olumsuz, İB mevduatlarının ise ekonomik büyümeyi olumlu etki yarattığı tespit edilmiştir.	Nedensellik çalışması yapılmamıştır

İB: İslami Bankalar, İF: İslami Finans, KB: Konvansiyonel Bankalar

Tablo 1 ve Tablo 2 sonuçlarına bakıldığında şu sonuçlar ortaya çıkmaktadır:

- ✓ İslami finansın/İslami bankacılığın ekonomik büyüme üzerinde yarattığı etkiye ilişkin ampirik araştırmaların henüz yeni bir inceleme konusu olduğu ve bundan dolayı da literatürde araştırma boşluğunun belirgin olduğu,
- ✓ Literatürde ulaşılan Türkiye'ye özgü ilgili çalışmaların (toplam 15 çalışma) %33,3'nde nedensellik analizi yapılmamıştır. İlişkisizlik/tarafsızlık hipotezini destekleyen çalışmaların arz yönlü hipotez ile kendi aralarında eşit yüzdeye (%26,66), talep yönlü hipotez ile çift yönlü hipotezlerin de kendi aralarında eşit yüzdeye (%6,66) sahip olduğu,
- ✓ Literatürde ulaşılan dünya üzerindeki ilgili çalışmaların (toplam 20 çalışma) %35'nde nedensellik analizine rastlanmamıştır. Çalışmaların %25'ni arz öncüllü, %10'unu talep takipli, %25'ni çift yönlü ve son olarak %5'ni ise ilişkisizlik/tarafsızlık hipotezi olduğu,
- ✓ Zaman serisi çalışmalarının tamamı geleneksel eşbütünleşme yöntemlerini kullandığı ve bu yöntemlerin çoğunluğunun yapısal kırılmaları dikkate almadığı gözlemlenmiştir.

Mevcut çalışmaların büyük bir kısmı, bu finansal sistemin ekonomik büyüme üzerindeki uzun vadeli etkilerini derinlemesine incelemekten ziyade, yüzeysel analizlerle sınırlı kalmıştır. Sonuçlara bakıldığı zaman Türkiye ve dünya genelinde yapılan araştırmaların çoğu, nedensellik ilişkilerini yeterince sorgulamamış, yapısal kırılmaların rolünü ihmal etmiştir. Bu eksikliklerin giderilmesi, sadece akademik bilgi birikimini artırmakla kalmayıp, aynı zamanda politika yapıcılar ve finansal kurumlar için de daha sağlam bir karar alma süreci sunacaktır. Bu çalışma, literatürdeki önemli boşluğu doldurmayı ve yapısal kırılmaların dâhil edildiği analizlerle alana kayda değer bir katkı sunmayı amaçlamaktadır.

3. ARAŞTIRMANIN AMACI VE ÖNEMİ

3.1. Araştırmanın Amacı

Bu çalışma, Türkiye'de faizsiz finans hususunda aktif olarak hizmet veren İslami bankalar (Katılım Bankaları) ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamaktadır.

3.2. Araştırmanın Önemi

Literatürde finansal piyasalar içerisinde ekonomik büyüme ile ilişkilendirilen modellerden biri de hiç şüphesiz İslami finans sistemidir. Bu çalışmada finansal piyasaların kapsamı, Türkiye'de İslami finans sistemi içerisinde yer alan İslami bankacılığın gelişimi ile sınırlandırılmış ve bu gelişimin Türkiye'nin ekonomik büyümesini nasıl ve ne ölçüde etkileyebileceği araştırma konusu edilmiştir. Araştırmanın bu alandaki mevcut çalışmalardan farkı ve haliyle literatüre katkısı, ilgili seriler arasındaki ilişkinin incelenen dönemde Türkiye'de iç ve dış şoklara bağlı olarak ortaya çıkan yapısal değişimler dikkate alınarak analiz edilmesidir. Ayrıca çalışmada, İslami bankaların kullandıkları toplam fonlar (toplam krediler), topladıkları toplam fonlar ve toplam aktiflerine ilişkin verilerin kullanılması da çalışmayı diğerlerinden ayırtmaktadır. Bu bağlamda ilgili literatür gözden geçirildiğinde, bu verilerden birini tercih eden çalışmalar olsa da bu verileri bir arada değerlendiren çalışmalar oldukça sınırlıdır. Dolayısıyla bu tercihler bu çalışmayı öteki çalışmalardan ayırmakta ve özgün kılmaktadır.

4. EKONOMETRİK ANALİZ

4.1. Veri Seti

Ekonometrik analiz için 2005Q4-2022Q1 dönemini kapsayan üçer aylık veriler (toplam 66 gözlem) kullanılmıştır. Çalışmadaki zaman diliminin bahsedilen dönemi kapsamının nedeni tez çalışmasından uyarlanmış olmasıdır. Çalışma analizinin 2005 yılında başlatılmasının nedeni ise istenilen içerikteki verilerin bu tarihten itibaren elde edilebilmiş olmasıdır.

Araştırmada, ekonomik büyümeyi temsil eden ve literatürde yaygın olarak kullanılan reel GSYH bağımlı değişken olarak belirlenmiştir (Abduh & Chowdhury, 2012; Çonkar vd., 2017; Furqani & Mulyany, 2009; Işık, 2014; Jobarteh & Ergec, 2017; Kaleem vd., 2016; Tunay, 2016; Ustaoglu vd., 2013). Bağımsız değişkenler olarak ise İslami bankalar tarafından kullanılan toplam fonlar (toplam krediler), toplanan toplam fonlar ve bankaların toplam aktif büyüklükleri dikkate alınmıştır. Bu seçim, ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini derinlemesine analiz etmek amacıyla yapılmıştır. Reel GSYH, bir ekonominin genel sağlığını ve büyüme potansiyelini yansıtırken, İslami bankaların finansal faaliyetleri, bu büyümeye katkıda bulunan önemli faktörler olarak değerlendirilmiştir. Ayrıca literatürde sıklıkla yer alan ve gayrisafi sabit sermaye oluşumu da kontrol değişkeni olarak çalışmaya eklenmiştir. Gayrisafi sabit sermaye, diğer değişkenlerin etkilerini izole etmek, politika analizlerini hassaslaştırmak ve modelin doğruluğunu artırmak için kontrol değişkeni olarak dâhil edilmiştir. Öte yandan 2020 yılının başından itibaren tüm dünyada etkisini hızlı arttıran Covid-19 kaynaklı salgının çok yönlü ekonomik şok etkilerini yakalayabilmek amacıyla çalışmaya dışsal değişken olarak bir kukla değişken de eklenmiştir.

Çalışmada kullanılan reel GSYH verileri mevsimsellikten arındırılmış olup, tüm sayısal değerler TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu)’in veri tabanından TL cinsinden alınmıştır. İslami bankaların kullandığı toplam krediler, toplanan fonlar ve gayrisafi sabit sermaye oluşumu verileri ise TL cinsinden olup, TCMB’nin Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) üzerinden elde edilmiştir. Son olarak, İslami bankaların toplam aktif değişkeninin değeri de TL olarak alınmış olup serinin verilerine BDDK veri tabanından ulaşılmıştır. Ekonometrik analizlerin yapılabilmesi için Eviews-10 paket programından yararlanılmıştır.

Tablo 3.

Analizde Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Açıklama	Veri Kaynağı
LOG_{gsyh}	Reel GSYH (milyon TL)	TÜİK
LOG_{topak}	Toplam aktifler (milyon TL)	BDDK
LOG_{topf}	Toplanan toplam fonlar (bin TL)	TCMB (EVDS)
LOG_{topk}	Kullandırılan toplam fonlar (toplam krediler) (bin TL)	TCMB (EVDS)
LOG_{gss}	Gayrisafi Sabit Sermaye oluşumu (bin TL)	TCMB (EVDS)
$dum1$	Kukla değişken	—

4.2. Araştırmanın Yöntemi

Türkiye’deki İslami bankacılık ve ekonomik büyüme ilişkisi aşağıda oluşturulan bir fonksiyon yardımıyla araştırılacaktır:

$$LOG_{gsyh} = f(LOG_{topakt}, LOG_{topft}, LOG_{topkt}, LOG_{gss}) \quad (1)$$

Burada LOG_{gsyh} bağımlı değişken olarak ekonomik büyümeyi; LOG_{topakt} İslami bankaların toplam aktiflerini; LOG_{topft} İslami bankaların topladığı toplam fonları; LOG_{topkt} İslami bankaların kullandığı toplam kredileri ve LOG_{gss} ise gayrisafi sabit sermaye oluşumunu göstermektedir.

Veri setinin dinamik özelliklerinden kaynaklanan sorunları ortadan kaldırmak ve daha etkin ampirik sonuçlar üretebilmek amacıyla değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır. Çalışmada serilerin kısa ve uzun vadeli

dinamiklerini incelemek amacıyla, literatürde sıkça başvurulan ve Pesaran vd. (2001) girişimi kapsamında geliştirilen ARDL Sınır Testi metodolojisi izlenirken, nedensellik çözümlemesini sınamak için Granger nedensellik analizine dayalı Toda-Yamamoto Nedensellik Testi tercih edilmiştir. Çalışmadaki seriler arasındaki ilişki şu şekilde modellenmiştir:

$$LOG_{gsyht} = \beta_0 + \beta_1 LOG_{topak_t} + \beta_2 LOG_{topf_t} + \beta_3 LOG_{topk_t} + \beta_4 LOG_{gss_t} + u_t \quad (2)$$

Burada β eğim parametrelerini, u_t ise hata terimini simgelemektedir.

4.2.1. Birim Kök Testleri

Bir serinin uzun dönemde nasıl geliştiğini anlayabilmek için, o serinin her dönemdeki değerlerinin yine serinin önceki dönemlerdeki değerleri ile regresyon analizine tabi tutulması gerekmektedir. Bu sebeptir ki ekonometrik analizlerde serilerin durağanlıkları birim kök testleri olarak bilinen metotlarla test edilmektedir. Durağanlık, bir seride ortalama ve varyansın zaman içerisinde değişmemesini ifade etmektedir. Dolayısıyla da bu durum durağan bir serinin birim kök içermediğine karşılık gelmektedir. Durağan olmayan serilerin analizinde sahte regresyon oluşabileceği için güvenilir bulguların elde edilemeyeceği de bilinen bir gerçektir (Gujarati & Porter, 2009, s. 740). İlgili literatür incelendiğinde, yapısal kırılmaları dikkate almayan çok sayıda birim kök testinin yanında yapısal kırılmaları dikkate alan önemli sayıda birim kök testinin de mevcut olduğu görülmektedir. Bu çalışmada birim kök analizi için yapısal kırılmaları ihmal eden KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) ve PP (Philips-Perron) birim kök testleri ile yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran Zivot-Andrews birim kök testi tercih edilmiştir.

PP Birim Kök Testi

Dickey-Fuller testi, hata teriminin değişmeyen bir varyansa sahip olduğunu varsaymaktadır (Dickey & Fuller, 1981, s. 1057-1072). Buna karşılık, Philips (1987) ve Philips ve Perron (1988) ise parametrik olmayan yeni bir test geliştirmişlerdir (Phillips & Perron, 1988, s. 335-346). Bu test Dickey-Fuller tarafından yapılan varsayımı geliştirmekte ve hata terimindeki rassal şokların varyansı, otokorelasyonu ve dağılımı hakkında varsayımlarda bulunmaktadır. PP testi için model aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \hat{\alpha}y_{t-1} + \hat{\mu}_t \quad (3)$$

$$Y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha}y_{t-1} + \hat{\mu}_t \quad (4)$$

$$Y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta} \left(t - \frac{1}{2} T \right) + \hat{\alpha}y_{t-1} + \hat{\mu}_t \quad (5)$$

Denklemlerde T gözlem sayısına, μ hata terimlerinin dağılımına, α ve β en küçük kareler (LS) regresyon katsayılarına karşılık gelmektedir. PP testinde hipotezler şu şekilde oluşturulmaktadır:

$$H_0: \delta = 0 \text{ (Seri durağan değildir)}$$

$$H_0: \delta < 0 \text{ (seri durağandır)}$$

KPSS Birim Kök Testi

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından tasarlanan KPSS testinde, serideki deterministik trend kaldırılarak seri durağan hale getirilmektedir. KPSS testindeki birim kök hipotezi, standart testlerdeki hipotezlerden farklıdır. H_0 (boş) hipotezi serinin birim kök içermediğini, H_1 (alternatif) hipotezi ise serinin birim kök içerdiğini göstermektedir (Kwiatkowski vd., 1992, s. 159-178). Kwiatkowski vd. (1992) çalışmalarında elde ettikleri hipotez aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0 \text{ (Boş hipotez, Seri durağandır)}$$

$$H_1: \sigma_u^2 \neq 0 \text{ (Alternatif hipotez, Seri durağan değildir)}$$

Kwiatkowski vd. (1992), çalışmalarındaki hipotezleri test etmek için kullandıkları kritik değerleri Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier-LM) ile elde etmişlerdir. KPSS testi, serinin deterministik bir trend (eğilim) çevresinde durağan olmasını ileri süren H_0 (boş) varsayımını test etmek amacıyla yürütülmektedir. Deterministik trendde, sıfır varyanslı bir rastgele yürüyüş için LM istatistiği aşağıdaki şekilde elde edilmektedir. (Kwiatkowski vd., 1992, s. 159-178):

$$\hat{\eta}_\mu = T^{-2} \sum_{l=1}^T \frac{s_l^2}{s^2(l)} \quad (6)$$

Zivot ve Andrews Birim Kök Testi

Yapısal kırılmaların göz ardı edildiği birim kök testleri, aslında birim kök bulunmayan serilerde yanlış birim kök tespiti yapabilmektedir. Bu sebeple, zaman serilerinde yapısal kırılmaları göz önüne alan birim kök testlerinin uygulanması önerilmektedir. Zivot & Andrews (1992), çalışmalarında Perron'un (1989) yapısal kırılmaların dışsal (egzojen) olduğu varsayımını eleştirmişlerdir; bu eleştiriyi takiben, Perron'un verilerini kullanarak yapısal kırılma noktasının aslında içsel (endojen) olarak tahmin edilmesi gerektiği yönünde bir hipotez geliştirmişlerdir ve bu hipotez doğrultusunda içsel kırılma noktalarının analizin sonuçlarını nasıl etkilediğini göstermeyi amaçlamışlardır (Zivot & Andrews, 1992, s. 251-270).

Zivot-Andrews testi için H_0 (boş) hipotezi serilerin durağan olmadığını, buna karşılık H_1 (alternatif) hipotezi ise serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir. Sonuçlanan test istatistiği mutlak terimde kritik değerden küçük olduğunda H_0 (boş) hipotezi reddedilemez, yani serinin durağan olmayacağı söylenebilir. Öte yandan, test istatistiği mutlak terimde kritik değerden büyükse, bu durumda seri durağandır ve H_1 (alternatif) hipotezi kabul edilir. Testler sonucunda H_0 (boş) hipotezi reddedilemezse serinin durağanlaşmadığına, başka bir ifadeyle birim kök içerdiğine karar verilir ve serinin fark alınması suretiyle birim kök analizine devam edilir. (Zivot & Andrews, 1992, s. 251-270).

Zivot ve Andrews birim kök testi, üç ayrı model kullanılarak analiz edilmektedir. Bu modellerden Model A, yalnızca sabit konumda, Model B yalnızca trendde ve son olarak Model C ise hem sabit konumda hem de trendde kırılmalara olanak tanımaktadır.

Model A (Sabit)

$$y_t = \mu^A + \alpha^A y_{t-1} + \beta^A t + \theta^A DU_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j^A \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Model B (Trend)

$$y_t = \mu^B + \alpha^B y_{t-1} + \beta^B t + \theta^B DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j^B \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Model C (Sabit ve Trend)

$$y_t = \mu^C + \alpha^C y_{t-1} + \beta^C t + \theta^C DU_t(\lambda) + \gamma^C DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j^C \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$DU(\lambda) = \begin{cases} 1 & t > T_b \\ 0 & t \leq T_b \end{cases}$$

$$DT(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda & t > T\lambda \\ 0 & t \leq T_b \end{cases}$$

Burada Δ ; fark parametresini, λ ; kırılma noktasını, ε_t ; hata terimini, DU_t ; sabitte kırılmayı ve DT_t ise eğimdeki kırılmayı ifade eden kukla değişkenleri göstermektedir.

$t = 1, 2, 3, \dots, T$ zamanı, T_b kırılma tarihini ve $\lambda = T_b/T$ kırılma noktasını temsil etmektedir.

4.2.2. ARDL Sınır Testi

Zaman serilerinin genellikle durağan olmadığı bilinmektedir ki bu durum Johansen & Juselius (1990, s. 170) tarafından da vurgulanmaktadır. Zaman serilerinde durağandırlık, analizlerde sahte regresyon sorunlarına yol açmaktadır ve bu durum ekonometrik analizlerde önemli bir güçlük teşkil etmektedir. Bu nedenle, zaman serileri analiz edilirken bu sorunların göz önünde bulundurulması ve uygun yöntemlerin kullanılması gerekmektedir. Bu bağlamda araştırmacılar, seviyelerinde durağan olmadığını tespit ettikleri zaman serilerinin aslında durağan bir bileşimi olabileceği ve bunun ekonometrik yöntemlerle belirlenebileceği düşüncesiyle eşbütünleşme analizine başvurmaktadır (Eriçok & Yılancı, 2013, s. 95). Eşbütünleşme analizleri, iki veya daha fazla durağan olmayan zaman serisi arasındaki uzun vadeli denge ilişkilerini incelemek için kullanılan istatistiksel yöntemlerdir. Bu yöntemler, uzun vadede veya belirli bir zaman diliminde, durağan olmayan zaman serileri arasında var olabilecek korelasyonu test etmeyi amaçlamaktadır (Işık vd., 2004, s. 325-340). Bu şekilde, ekonometrik analizlerde

karşılaşılan sahte regresyon sorununun üstesinden gelinmesi ve seriler arasındaki uzun vadeli ilişkilerin doğru bir şekilde belirlenmesi sağlanmaktadır.

Literatürde seriler arasındaki uzun dönem ilişkisini sınamak için birden fazla eşbütünleşme yöntemine başvurulmaktadır. Bu yöntemlerden Engle-Granger (1987), Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) en sık tercih edilenler arasında yer almaktadır. Ancak bu yöntemler, tüm değişkenlerin aynı mertebeden durağan olmasını dikkate almaktadır. Bu durum çoğu zaman araştırmacıların serilerin farkını alarak analiz yapmasını zorunlu kılmaktadır. Serilerin farkının alınması ise uzun vadede bilgi kaybına yol açmaktadır (Pesaran vd., 2001, s. 289-326). Bu sorun, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ve değişkenlerin hangi mertebeden durağan olduğuna bakılmaksızın eşbütünleşmeye izin veren ARDL sınır testi yaklaşımı ile aşılabilmektedir.

ARDL sınır testi yaklaşımı genel olarak üç aşamadan oluşmaktadır. İlk etapta, modeldeki seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi sınır testi ile sınanmaktadır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunması halinde ikinci adımda uzun dönem esneklikleri, üçüncü adımda ise kısa dönem esneklikleri elde edilerek denklemler tahmin edilmektedir (Narayan & Smyth, 2006, s. 332-342). Hesaplanan F istatistiğinin kritik değerin üst sınırından büyük olması durumunda, eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten H_0 (boş) hipotezi reddedilir ve bu da değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Hesaplanan F istatistiğinin kritik değerin alt sınırından küçük olması H_0 (boş) hipotezinin reddedilemeyeceğini yani değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığını kanıtlamaktadır. Bunun yanı sıra, hesaplanan F istatistiğinin alt ve üst kritik değer arasında bulunması ise sınır testinin kesin olmadığını göstermektedir (Pesaran vd., 2001, s. 289-326). Bu test için ilgili hipotez aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = 0 \text{ (Eş bütünleşme yoktur)}$$

$$H_1: \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq \beta_9 \neq \beta_{10} \neq 0 \text{ (Eş bütünleşme vardır)}$$

ARDL sınır testi, aşağıda verilen ve çalışma verileri ile uyumlu hale getirilen matematiksel denklem aracılığı ile tahmin edilecektir.

$$\begin{aligned} \Delta LOG_{gasyh_t} = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LOG_{gasyh_{t-i}} + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} \Delta LOG_{topak_{t-i}} \\ & + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} \Delta LOG_{topf_{t-i}} + \sum_{i=0}^p \beta_{4i} \Delta LOG_{topk_{t-i}} + \sum_{i=0}^p \beta_{5i} \Delta LOG_{gss_{t-i}} + \beta_6 LOG_{gasyh_{t-1}} \\ & + \beta_7 LOG_{topak_{t-1}} + \beta_8 LOG_{topf_{t-1}} + \beta_9 LOG_{topk_{t-1}} + \beta_{10} LOG_{gss_{t-1}} + \delta_{dum1_t} \\ & + \mu_t \end{aligned} \quad (10)$$

Denklemdaki Δ ; fark operatörünü, p ; en uygun gecikme uzunluklarını, β_0 , sabit terimi, β_{1i} , β_{2i} , β_{3i} , β_{4i} , β_{5i} ; kısa dönem, β_6 , β_7 , β_8 , β_9 , β_{10} ise uzun dönem dinamiklerini, δ ; kukla değişkenini (dummy variable) ve μ_t ise hata terimini simgelemektedir.

Değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi varsa (H_0 (boş) hipotezi reddedilirse) ikinci adım olan uzun dönem ilişkisine geçilmektedir. Uzun dönem ilişkisinin araştırılması amacıyla kurulan ve çalışma verileri ile uyumlu hale getirilen ARDL modelinin matematiksel denklemi şu şekildedir:

$$\begin{aligned} \Delta LOG_{gasyh_t} = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LOG_{gasyh_{t-i}} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta LOG_{topak_{t-i}} \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta LOG_{topf_{t-i}} + \sum_{i=0}^k \beta_{4i} \Delta LOG_{topk_{t-i}} + \sum_{i=0}^r \beta_{5i} \Delta LOG_{gss_{t-i}} + \delta_{dum1_t} \\ & + \mu_t \end{aligned} \quad (11)$$

Denklemden yer alan p , m , n , k , r ; en uygun gecikme uzunluklarını temsil etmektedir.

Üçüncü ve son adımda senaryodaki değişkenlerin kısa dönemli korelasyonu, ARDL tabanlı Hata Düzeltme Modeli (ECM) ve verilere göre uyarlanmış aşağıdaki matematiksel denklem kullanılarak kestirilmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta LOG_{gsyh}_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LOG_{gsyh}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta LOG_{topak}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta LOG_{topf}_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{4i} \Delta LOG_{topk}_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{5i} \Delta LOG_{gss}_{t-i} + \delta_{dum1}_t + \alpha_{ecm}_{t-1} \\ & + \mu_t \end{aligned} \quad (12)$$

Denklemdaki α ; kısa dönem kaynaklı şokların uzun dönem denge değerine ne sürede geri döneceğini gösteren hata düzeltme teriminin katsayısını simgelemektedir.

4.2.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, nedensellik ilişkisinin de araştırılması açısından önemli bir faktör olduğu anlamına gelmektedir. Ekonometrik incelemelerde, serilerin nedensellik ilişkisini saptamak için çeşitli test teknikleri geliştirilmiştir. Bunlardan en bilindiği de standart Granger nedensellik analizidir. Granger (1969) nedensellik analizi, sahte regresyonu ortadan kaldırmak için birim kök içeren yani durağan olmayan serilerin durağan hale geldikten sonra analiz sürecine dâhil edilmesini öngörmektedir. Öte yandan Toda ve Yamamoto (1995) ise serilerin durağanlık derecesine karşı duyarlı olmayan bir nedensellik analizi geliştirmişlerdir. Diğer bir ifade ile Toda ve Yamamoto (1995), serilerin durağanlığını dikkate almaksızın seviye değerlerini kullanan bir testin gelişimine önayak olmuşlardır. Temel dayanağı klasik Granger nedensellik analizi olan Toda-Yamamoto nedensellik analizinde seriler direkt olarak seviye değerleri ile analize dâhil edilmekte ve bu sayede serilerin enformasyon kaybına uğramaması sağlanabilmektedir. Dolayısıyla bu test, geleneksel Granger (1969) metoduna göre daha istikrarlı sonuçlar üretebilmektedir.

Toda ve Yamamoto'nun (1995) geliştirdiği nedensellik testi, üç ana aşamadan oluşmaktadır (Öztürk, 2008, s. 85-98). İlk aşamada, seriler arasındaki nedensellik ilişkisini belirlemek için maksimum bütünleşme derecelerinin tespiti amacıyla birim kök testleri uygulanır. İkinci aşamada, kısıtsız Vektör Otoregresyon (VAR) modeli kullanılarak uygun gecikme uzunluğu (p) belirlenir. Bu süreçte, modele sabit terim ve yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenler de eklenir ve modelin tahmini yapılır; ayrıca, VAR modelinde otokorelasyon sorunu olmaması gerekmektedir. Analizin son etabında ise değişkenlerin maksimum bütünleşme dereceleri dikkate alınarak kısıtlanmamış bir VAR ($p+d_{max}$) modeli öngörülmektedir. Bu model, görünüşte ilişkisiz regresyon yöntemi kullanılarak kestirilmektedir. Bu prosedür yardımıyla Türkiye'deki İslami bankacılık sistemi ve ekonomik büyüme olguları arasındaki nedensellik bağı, $p=4$ optimum gecikme uzunluğu ve $d_{max}=1$ bütünleşme derecesiyle VAR(5) modeli üzerinden incelenmiştir. Tahmin edilen kısıtsız VAR ($p+d_{max}$) modelinin adaptif versiyonu şu şekildedir:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{1(i+d)} Y_{t-(i+d)} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{2(i+d)} X_{t-(i+d)} + \varepsilon_{1t} \quad (13)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{1(i+d)} X_{t-(i+d)} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{2(i+d)} Y_{t-(i+d)} + \varepsilon_{2t} \quad (14)$$

Bu bağlamda, hipotezlerin p gecikme uzunluğu serbestlik dereceli Ki-kare (Chi-squared) (χ^2) dağılımını gösterdiği ve değişkenlerin bütünleşme derecesini ifade eden (d_{max}) değerinin sınamaya dâhil edilmediği bir yapı söz konusudur; burada α ve β katsayıları, ilgili değişkenlerin katsayılarını temsil etmektedir. Test prosedürüne göre temel hipotez reddedildiğinde, bu durum X_t değişkeninin Y_t değişkeni üzerinde tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Öte yandan alternatif hipotez reddedildiğinde ise bu kez Y_t değişkeninin X_t değişkeni üzerinde tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu anlaşılmaktadır. Bu şekilde hipotezlerin reddedilme durumlarına göre değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi tek yönlü olarak belirlenmektedir (Toda & Yamamoto, 1995, s. 225-250). Bunların yanı sıra her iki hipotezin de reddedilmesi durumunda da çift yönlü bir nedensellik bağına varıldığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durum ayrıntılı olarak ele alındığında Bektaş ve Baykuş'un (2020, s. 244-258) çalışmalarında belirttikleri gibi, hipotezlerin reddedilme durumlarına göre değişkenler arasında farklı nedensellik ilişkilerinin ortaya çıkabileceği ve bu ilişkilerin analiz edilmesiyle ekonometrik modellerde önemli çıkarımlar yapılabileceği sonucuna varılmaktadır.

Teoriye uygun olarak modelin belirlenmesinde İslami bankacılığı temsil eden değişkenler (LOG_{topak} , LOG_{topf} , LOG_{topk}) ile kontrol değişkeni olarak kullanılan LOG_{gss} ve ekonomik büyümeyi simgeleyen LOG_{gsyh} değişkeni arasındaki birebir nedensellik ilişkisinin incelenmesi şu şekilde olacaktır:

$$LOG_{gsyh} = f(LOG_{topak}, LOG_{topf}, LOG_{topk}, LOG_{gss}) \quad (15)$$

Bu fonksiyonel bağlantının VAR(5) modeline dayalı Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi denkleminde, dışsal değişken olarak bir kukla değişken (*dum1*) de eklenmiştir. Modelin denklemi aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned}
 LOGgsyh_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} a_i LOGgsyh_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_i LOGtopak_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \delta_i LOGtopf_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \theta_i LOGtopk_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} LOGgss_{t-i} + \phi dum1_{t-i} \\
 & + \varepsilon_{1t}
 \end{aligned} \tag{16}$$

5. AMPİRİK BULGULAR

5.1. Birim Kök Test Sonuçları

Tablo 5'te, PP ve KPSS kök testlerinin sonuçları sunulmaktadır.

Tablo 5.

PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

PP Birim Kök Test Sonuçları				
Değişkenler	Düzye Değer I(0)		Birinci Fark I(1)	
	Sabit	Sabit-Trendli	Sabit	Sabit-Trendli
<i>LOGgsyh</i>	3.245 (1.0000)**	3.494 (1.0000)**	-5.871 (0.0000)***	-6.624 (0.0000)***
<i>LOGtopak</i>	0.661 (0.9904)	0.697 (0.9689)	-7.385 (0.0000)***	-7.378 (0.0000)***
<i>LOGtopf</i>	1.803 (0.9997)	0.754 (0.9996)	-7.290(0.0000)***	-7.522 (0.0000)***
<i>LOGtopk</i>	-0.289 (0.9202)	-1.737 (0.7230)	-5.123 (0.0001)***	-5.049 (0.0007)***
<i>LOGgss</i>	1.632 (0.9995)	-3.560 (0.0118)**	-14.468 (0.0000)***	-15.041 (0.0001)***
Kritik Değerler				
%1	-3.53487	-4.105534	-3.53487	-4.105534
%5	-2.90692	-3.480463	-2.90692	-3.480463
%10	-2.59101	-3.168039	-2.59101	-3.168039
<i>Not: ***, %1 ve **, %5 önem düzeyinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindeki sayısal ifadeler ise olasılık değerlerini göstermektedir. PP birim kök testi için Bartlett Kernel yöntemi ve bant genişliğini belirlemek için Newey-West Bant Genişliği kriteri esas alınmıştır.</i>				
KPSS Birim Kök Test Sonuçları				
Değişkenler	Düzye Değer I(0)		Birinci Fark I(1)	
	Sabit	Sabit-Trendli	Sabit	Sabit-Trendli
LM İstatistiği				
<i>LOGgsyh</i>	1.053 (3)***	0.231 (3)***	0.572 (3)	0.163 (3)
<i>LOGtopak</i>	1.045 (3)***	0.126 (3)	0.289 (3)	0.197 (7)
<i>LOGtopf</i>	1.035 (3)***	0.141 (3)	0.433 (3)	0.210 (7)
<i>LOGtopk</i>	1.041 (3)***	0.160 (3)	0.249 (3)	0.214 (7)
<i>LOGgss</i>	1.048 (3)***	0.125 (3)	0.337 (3)	0.136 (3)
Kritik Değerler				
%1	0.739000	0.216000	0.739000	0.216000
%5	0.463000	0.146000	0.463000	0.146000
%10	0.347000	0.119000	0.347000	0.119000
<i>Not:***, H₀ (boş) hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. Farklı bir anlamla ***, değişkenlerin durağan olmadığını ve dolayısıyla da birim kök içerdiğini göstermektedir. KPSS birim kök testi için Bartlett Kernel yöntemi kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler, uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.</i>				

Tablo 5’te PP birim kök testinde, düzey değer sabit modelde $LOGgsyh$ değişkeni hariç kalan tüm değişkenlerin durağan olmadığı, KPSS birim kök testinde ise tüm değişkenlerin düzey değerinde sabit modele göre durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Diğer yandan düzey değer sabit-trendli modele göre PP birim kök testinde $LOGgsyh$ ve $LOGgss$ değişkeninin durağan olduğu, KPSS birim kök testinde ise $LOGgsyh$ değişkeninin durağan olmadığı görülmektedir. Her iki test için birinci farkı alındığında serilerin %1 önem düzeyinde durağanlaştığı gözlemlenmiştir. Modelde kullanılan değişkenlerin birim kök içerip içermediğini daha iyi anlayabilmek için yapısal değişiklikleri de dikkate alan Zivot-Andrews (1992) birim kök testi yapılmıştır. Teste ait bulgular Tablo 6’da yer almaktadır.

Tablo 6.*Zivot-Andrews Birim Kök Test Sonuçları*

	Model A (Sabitte Kırılmalı Model)		Model B (Trendde Kırılmalı Model)		Model C (Sabit ve Trendde Kırılmalı Model)	
	t-istatistiği	Kırılma dönemi	t-istatistiği	Kırılma dönemi	t-istatistiği	Kırılma dönemi
Düzye Değer I(0)						
$LOGgsyh$	1.95 (1)	2019:Q3	-1.30 (1)	2019:Q3	-1.43 (1)	2019:Q3
$LOGtopak$	-1.67 (1)	2014:Q1	-2.35 (1)	2019:Q3	-2.31 (1)	2018:Q4
$LOGtopf$	-0.91 (1)	2019:Q3	-2.27 (1)	2019:Q1	-2.25 (1)	2015:Q4
$LOGtopk$	-2.91 (1)	2014:Q1	-2.53 (1)	2019:Q3	-2.74 (1)	2018:Q4
$LOGgss$	-2.38 (8)	2010:Q4	-2.88 (1)	2009:Q2	-3.04 (1)	2010:Q2
Birinci Fark I(1)						
$\Delta LOGgsyh$	-3.15 (1)	2012:Q1	-4.807 (1)***	2019:Q2	-5.60 (1)***	2019:Q2
$\Delta LOGtopak$	-9.17 (2)***	2018:Q1	-10.01 (2)***	2016:Q4	-10.14 (2)***	2015:Q4
$\Delta LOGtopf$	-9.05 (4)***	2019:Q1	-5.99 (1)***	2016:Q2	-6.27 (1)***	2016:Q4
$\Delta LOGtopk$	-6.06 (1)***	2019:Q2	-6.62 (1)***	2016:Q4	-6.63 (1)***	2014:Q1
$\Delta LOGgss$	-13.91 (1)***	2012:Q1	-14.38 (1)***	2019:Q2	-14.63 (1)***	2018:Q4

*Not: Tüm kritik değerler, Zivot ve Andrews (1992)'den alınmıştır. Δ simgesi, değişkenlerin farklarının alındığını göstermektedir. Parantez içindeki değerler, uygun gecikme uzunluklarını göstermektedir. ***, %1 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılmalarla birlikte serilerin durağanlığını ifade etmektedir.*

Model A kritik değerler: 1%; -5.34, 5%; -4.93, 10%; -4.58
Model B kritik değerler: 1%; -4.80, 5%; -4.42, 10%; -4.11
Model C kritik değerler: 1%; -5.57, 5%; -5.08, 10%; -4.82

Yapısal kırılmaların serilerin bütünleşme derecesi üzerindeki etkileri dikkate alındığında, Tablo 6’daki sonuca göre tüm modellerde H_0 (boş) hipotezi reddedilemediğinden tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmadığına karar verilmiş ve var olan hipotez doğrultusunda serilerin birinci farkı alınarak birim kök analizine devam edilmiştir. Serilerin birinci farkları alındıktan sonra A modeldeki $LOGgsyh$ değişkeni ($LOGgsyh$ değişkeni max 10 gecikme uzunluğu da dâhil olmak üzere tüm gecikmelerde durağanlaşmamıştır) hariç bütün modellerde serilerin tümünün durağan hale geldiği gözlemlenmiştir. Bu durum, ekonomik serilerin yapısal kırılmalar içerdiği ve bu kırılmaların dikkate alınması gerektiğini vurgulamaktadır. Bu bağlamda tabloya göre, $LOGgsyh$ için kırılma 2009 yılında yaşanmış olup, bu dönemde küresel finans krizinin Türkiye ekonomisi üzerindeki etkileri belirgin hale geldiği düşünülmektedir. $LOGtopak$ ve $LOGtopf$ için kırılma 2018 yılında görülmüş, bu dönemdeki kur şokları ve ekonomik belirsizlikler bankaların aktif yapıları üzerinde önemli değişimlere yol açmış olduğu söylenebilmektedir. $LOGtopk$ ve $LOGgss$ için ise 2013 yılı kritik bir dönüm noktası olmuştur. Bu tarihlerdeki politik ve ekonomik gelişmeler, bankaların fon dağıtımı ve sabit sermaye yatırımlarında belirgin bir kırılmaya neden olduğu düşünülmektedir. Bu yapısal kırılmalar, ekonomik göstergelerin farklı dönemlerde önemli şoklar yaşadığını ve bu şokların Türkiye’nin ekonomik büyümesi ve banka faaliyetleri üzerinde etkili olduğunu göstermektedir.

Yapısal kırılma dönemleri, ilgili ekonomik olayların veya krizlerin etkisini yansıtabileceğinden analizde kritik bir öneme sahiptir. Bu tür senaryolarda, sahte regresyon sorununun çözümü için eşbütünleşme analizi tavsiye edilmektedir. Zivot-Andrews birim kök testi sonucunda, durağan olmayan zaman serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmesi halinde, ilgili değişkenlerin düzey değerleri ile yapılan regresyon istatistiksel olarak anlamlı olacaktır (Koçak, 2014, s. 62-73). Buna göre birim kök testi sonuçları bir bütün olarak değerlendirildiğinde, değişkenlerin durağanlık dereceleri uygulanan birim kök testine göre değiştiğinden ve ikinci bir fark işlemi alınmadığından, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiyi inceleyen ARDL sınır testinin modellenmesi çalışmada uygun görülmüştür.

5.2. ARDL Sınır Testi Sonuçları

Serilerin farklı seviyelerde durağan olması ve birim kök testleri sonuçlarında ikinci bir farkın alınmaması Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testinin uygulanmasına olanak sağlamaktadır. ARDL sınır testinin uygulanabilmesi için öncelikle modele uygun gecikme uzunluğuna karar verilmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda Schwarz Bilgi Kriterine (SIC) bağlı olarak en ideal gecikme uzunluğu 7 olup, kısıtsız sabit ve trendsiz hata düzeltme modeli ile *dum1* kukla değişkeni de dışsal değişken olarak modele dâhil edilmiş ve ARDL (1, 0, 3, 0, 6) modeli öngörülmüştür.

Tablo 7.

ARDL (1, 0, 3, 0, 6) Sınır Testi Sonuçları

Test İstatistiği	Değer	k
F-İstatistiği	10.99	4
Kritik Değer Sınırları		
Anlamlılık	Alt Sınır	Üst Sınır
%10	2.20	3.09
%5	2.56	3.49
%1	3.29	4.37

Not: k, bağımsız değişken sayısını göstermektedir. Kritik değerler Pesaran vd. (2001)'den alınmıştır. Değerler %1 anlamlılık düzeyine göre hesaplanmıştır.

Tablo 7'deki test sonuçları, F-istatistiğinin (10,99) %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden yüksek olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, H_0 hipotezinin reddedilip H_1 hipotezinin kabul edilmesiyle modelde eşbütünlüşme ilişkisinin varlığını doğrulamaktadır.

Analiz sonuçlarının güvenilirliği bakımından büyük önem arz eden, ARDL sınır testine ait tanısıl (diagnostik) test sonuçları ise Tablo 8'de yer almaktadır.

Tablo 8.

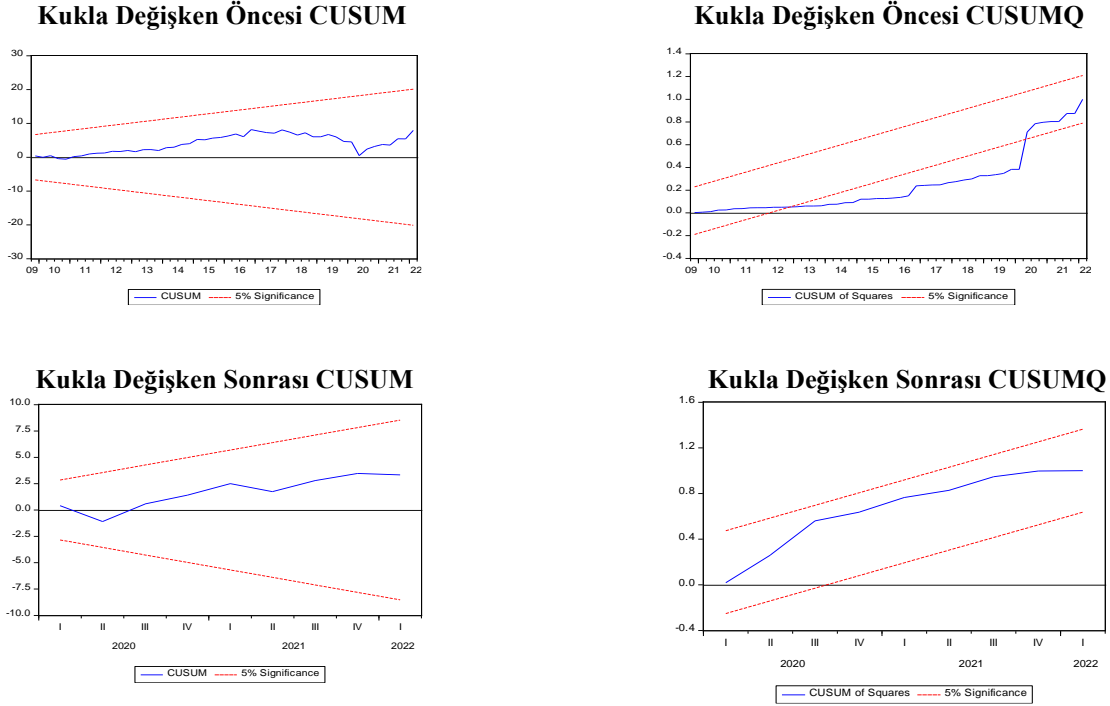
ARDL (1, 0, 3, 0, 6) Modeli için Tanısıl (Diagnostik) Test Sonuçları

Testler	Hesaplanan İstatistik Değer	Olasılık
Jarque-Bera Testi	1.2267	0.5415*
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Testi	1.6476	0.4387*
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey (χ^2_{BG})	19.8071	0.2290*
Ramsey Reset Test	3.8956	0.0550*
R^2	0.9991	-
Düzeltilmiş R^2	0.9988	-
F-İstatistiği	3209.804	0.0000

*Not: *, %5 önem düzeyindeki istatistiki olarak anlamlılığı ifade etmektedir.*

Tablo 8 incelendiğinde, tahmin edilen modelin değişen varyans (Breusch-Godfrey Testi) ve otokorelasyon (χ^2_{BG}) sorunu olmadığı, ayrıca hata teriminin normal dağılıma sahip olduğu (Jarque-Bera Testi) ve model kurma hatasının (Ramsey Rest testi) bulunmadığı sonuçlarına ulaşılmıştır.

Bu çalışmada, ARDL (1, 0, 3, 0, 6) modelindeki yapısal kırılmaları teşhis edebilmek için Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMQ testlerinden yararlanılmıştır. CUSUM ve CUSUMQ istatistik değerlerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik sınırlar içinde kalması, modelde uzun dönem katsayıların istikrarlı olduğunu ve dolayısıyla H_0 hipotezinin kabul edilebilir olduğunu göstermektedir. Ancak, bu testler kritik sınırların dışında ise, katsayıların istikrarsız olduğu ve H_0 hipotezinin reddedildiği sonucuna varılmaktadır (Koçak, 2014, s. 62-73). Analizlerde elde edilen bulgulara göre, CUSUM testinde hata terimlerinin belirlenen %5 anlamlılık düzeyindeki kritik sınırlar içinde kaldığı ancak CUSUMQ testinde hata terimlerinin karesinin bu sınırların dışına çıktığı görülmüştür. Bu yapısal kırılmanın Covid-19 salgını kaynaklı olduğu düşünülmekte ve bu durumu düzeltmek için 2019Q4-2021Q4 dönemine dışsal bir kukla değişken (*dum1*) eklenmiştir. Kukla değişken yapısal kırılma periyodunda 1 (bir), diğer tüm periyotlarda ise 0 (sıfır) değerini alacak şekilde ayarlanmıştır. Bu sayede kukla değişken, yapısal kırılmanın etkilerini net bir şekilde ortaya koyabilmektedir. Kukla değişkenin eklenmesiyle model artıklarının kritik sınırlar içinde kaldığı ve modelin kararlı hale geldiği gözlemlenmiştir. Modelin istikrarını gösteren CUSUM ve CUSUMQ test grafiklerinin kukla değişken öncesi ve kukla değişken sonrası grafiksel gösterimi aşağıda gösterilmektedir:

**Tablo 9.**

ARDL (1, 0, 3, 0, 6) Modeli için Uzun ve Kısa Dönem Katsayı Sonuçları

Uzun Dönem Katsayıları				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık
<i>LOGtopak</i>	-0.4420	0.1146	-3.8547	0.0004*
<i>LOGtopf</i>	0.9212	0.0794	11.5960	0.0000*
<i>LOGtopk</i>	-0.3019	0.0875	-3.4501	0.0013*
<i>LOGgss</i>	0.7175	0.0303	23.6564	0.0000*
<i>C</i>	0.2503	0.4527	0.5529	0.5832
Kısa Dönem Katsayıları				
Değişkenler	Katsayı	Standart Sapma	T-İstatistiği	Olasılık
<i>D(LOGtopk)</i>	-0.0473	0.0856	-0.5522	0.5836
<i>D(LOGtopf)</i>	0.2814	0.0748	3.76016	0.0005*
<i>D(LOGtopf(-1))</i>	-0.2706	0.0661	-4.0945	0.0002*
<i>D(LOGtopf(-2))</i>	-0.3008	0.0625	-4.8099	0.0000*
<i>D(LOGgss)</i>	0.3774	0.0359	10.5105	0.0000*
<i>D(LOGgss(-1))</i>	-0.1481	0.0497	-2.9754	0.0048*
<i>D(LOGgss(-2))</i>	-0.1654	0.0393	-4.2078	0.0001*
<i>D(LOGgss(-3))</i>	-0.0430	0.0312	-1.3746	0.1764
<i>D(LOGgss(-4))</i>	-0.1700	0.0328	-5.1714	0.0000*
<i>D(LOGgss(-5))</i>	-0.1519	0.0374	-4.0562	0.0002*
<i>dum1</i>	-0.0371	0.0055	-6.7485	0.0000*
<i>ECT(-1)*</i>	-0.9886	0.1151	-8.5823	0.0000*

Not: Olasılık değerlerinde *, %5 önem düzeyindeki istatistiki olarak anlamlılığı ifade etmektedir. ECT(-1), Hata düzeltme katsayısını göstermektedir.

Tablo 9’da uzun dönem katsayısına göre sabit terim hariç geriye kalan tüm değişkenlerin katsayı tahminlerinin olasılık değerlerinin %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Tablo 9’a göre *LOGtopk* değişkeninde %1’lik bir artış, diğer tüm değişkenler sabit kaldığında, GSYH’de %0,30’luk bir azalmaya neden olmaktadır. Benzer şekilde *LOGtopk*’teki %1’lik bir artış, GSYH’de %0,44’lük bir gerilemeyle sonuçlanmaktadır. Öte yandan *LOGgss*’te %1’lik bir artış, GSYH’de %0,71 oranında bir artış sağlarken, *LOGtopf*’teki %1’lik bir artış, GSYH’yi yaklaşık %0,92 oranında artırmaktadır.

Kısa dönem sonuçlarına göre, ECT(-1) katsayısı -0,98 olarak hesaplanmıştır. Bu katsayının 1'den küçük negatif bir değer aldığı ve %5'ten düşük bir olasılık değerine sahip olduğu gözlemlenmiştir, bu da istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu katsayı, uzun dönem periyoduyla birlikte hareket eden seriler arasındaki kısa dönem sapmaların 1,02 (1/0,98) çeyrek dönem sonra tekrar uzun dönemde dengeye ulaşacağını göstermektedir. Başka bir ifadeyle bu katsayı, uzun dönemde mevcut değişkenler arasındaki %1'lik bir sapmanın bir sonraki dönem periyodunda %98 oranında düzeleceğini göstermektedir. Tablo 9'da, $D(LOGtopk)$ ve $D(LOGgss(-3))$ hariç, kukla değişken ($dum1$) dâhil olmak üzere diğer tüm değişkenlerin %5 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olduğu görülmektedir. Tablonun incelenmesi sonucunda, $LOGtopf$ ve $LOGgss$ değişkenlerinin seviyelerindeki artışın dışında, tüm değişkenlerin tüm gecikme değerlerinde kısa vadede $LOGgssyh$ üzerinde negatif etkiler yarattığı görülmektedir. Bu bulgu, değişkenler arasında uzun dönemle paralellik olduğuna işaret etmektedir.

Birim kök testi sonuçları, değişkenlerin farklı seviyelerde durağan olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca, toplam kredilerin GSYH üzerindeki etkisinin her iki dönemde de anlamlı ve negatif olduğu bulgusu, Toda-Yamamoto nedensellik analizinin tercih edilmesinde önemli bir etken olmuştur.

5.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Test Sonuçları

Çalışmada Toda-Yamamoto nedensellik çözümlemesini yapabilmek için kısıtlanmamış Vektör Otoregresyon (VAR) modelinden yararlanılarak optimum gecikme uzunluğu saptanmıştır. VAR modeli için ulaşılan sonuçlar Tablo 10'da gösterilmektedir. VAR modelinin oluşturulması ve optimum gecikme (p) seviyesinin belirlenmesi sürecinde, çeşitli yöntemlerden yararlanılmaktadır. Bu yöntemler arasında ardışık olarak modifiye edilmiş Likelihood Oranı (LR) test istatistiği, son tahmin hatası kriteri (FPE), Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Hannan-Quinn Bilgi Kriteri bulunmaktadır (Lütkepohl, 2005). Bu araçlar, modelin en uygun gecikme süresini tespit etmek ve VAR modelinin doğru bir şekilde kurulmasını sağlamak amacıyla kullanılmıştır. Tablo 10'da tüm gecikme kriterleri arasında en uygun ortak gecikme uzunluğunun p=4 olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, serilerin maksimum bütünleşme derecesi ($dmax=1$) olarak belirlenmiş ve bu sonuçlar doğrultusunda VAR(5) modeli kurgulanmıştır.

Tablo 10.

VAR Modeli için Uygun Gecikme Uzunluğu Seçimi

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	467.6289	NA	2.67e-13	-14.76222	-14.41914	14.62752
1	812.2781	611.4743	8.92e-18	-25.07349	-23.8726*	-24.60202
2	851.8632	63.84697	5.69e-18	-25.54397	-23.48546	-24.73575
3	874.8441	33.35939	6.36e-18	-25.47884	-22.56261	-24.33386
4	935.1830	77.85656*	2.22e-18*	26.61880*	-22.84486	-25.13706*

*Not: *, optimal gecikme değerlerini ifade etmektedir.*

Tablo 10'daki LR, FPE, AIC ve HQ kriterlerine göre Toda-Yamamoto nedensellik sınaması için optimum gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiştir. Ancak çeşitli bilgi kriterlerine göre optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesi, iyi tasarlanmış bir VAR modeli olduğu anlamına gelmemektedir. Bu nedenle belirlenen gecikme sayısı doğrultusunda VAR modelinin kararlılığı bazı tanısal testler ile sınaması gerekmektedir. Diagnostik testler Tablo 11'de yer almaktadır.

Tablo 11.

Toda-Yamamoto Nedensellik için Diagnostik (Tanısal) Test Sonuçları

Otokorelasyon LM Testi		
Gecikme	LM Test İstatistiği	Olasılık
1	29.60357	0.2395
2	31.03947	0.1877
3	31.37158	0.1770
4	36.97610	0.0580
5	35.50952	0.0794*
6	44.28683	0.0101
White Değişen Varyans Testi		
Ki-kare (χ^2)	Serbestlik Derecesi	Olasılık
810.8509	615	0.1217*

Jarque-Bera Normallik Testi		
Denklem	Jarque-Bera	Olasılık
1	9.047952	0.0108
2	0.434807	0.8046
3	1.719721	0.4232
4	3.025068	0.2204
5	1.007506	0.6043
Tüm Kalıntılar	15.23505	0.1237*

*Not: Olasılık değerlerinde *, %5 önem düzeyindeki istatistiki olarak anlamlılığı ifade etmektedir.*

Tablo 11, tanısal test bulgularını toplu olarak göstermektedir. Nedensellik araştırması için öncelikle VAR modeli için 4+1 ($p+dmax$) gecikmesine dek otokorelasyon LM testi sonuçları elde edilmiştir. Buna göre ilgili gecikmede H_0 (boş) hipotezi, 'otokorelasyon yoktur' şeklinde kurgulanmış ve 5. gecikmede $p=0,0794>0,05$ sonucu ortaya çıkmıştır. Ortaya çıkan bu sonuç doğrultusunda H_0 (boş) hipotezi, %5 hata olasılığı düzeyinde reddedilememiş ve VAR(5) modeli için otokorelasyon sorunu olmadığı gözlemlenmiştir. Daha sonra modele değişen varyans için White testi uygulanmıştır. White değişen varyans testi için H_0 (boş) hipotezi, 'sabit varyans yoktur' şeklinde kurgulanmış olup, $p=0.1217>0.05$ bulunduğundan %5 hata olasılığı düzeyinde reddedilememiş ve dolayısıyla VAR(5) modelinde değişen varyans sorunu olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Son olarak Jarque-Bera testi bulgularına göre, modele normallik testi uygulanmıştır. Ulaşılan sonuçlara göre 'artıklar çok değişkenli olarak normal dağılmaktadır' H_0 (boş) hipotezi tüm artıklar için $p=0,1485>0,05$ olduğundan, %5 hata olasılığı düzeyinde reddedilememiş ve söz konusu verilerin normal dağılıma da uygun olduğu anlaşılmıştır. Dolayısıyla elde edilen toplu bulgular doğrultusunda VAR(5) modelindeki değişkenlerin istikrar koşullarını belirleyen tüm tanısal testlerden başarıyla geçildiği görülmüştür. ($p+dmax$) (4+1=5) mertebesindeki gecikmeler dışsal değişken olarak modele dâhil edilmiş ve geleneksel Ki-Kare (χ^2) (Wald) testine dayalı Toda-Yamamoto nedensellik testine ait bulgular Tablo 12’de sunulmuştur.

Tablo 12.*Toda-Yamamoto Nedensellik Test Sonuçları*

Model	H_0 Hipotezi	Ki-Kare (χ^2) (Wald) İstatistiği	Olasılık	Karar	Nedensellik Sonucu
$LOGgsyh = f(LOGtopak, LOGtopf, LOGtopk, LOGgss)$	LOGtopak \neq LOGgsyh	26.57979	0.0001***	RET	VAR
	LOGtopf \neq LOGgsyh	23.686060	0.0002***	RET	VAR
	LOGtopk \neq LOGgsyh	25.70960	0.0001***	RET	VAR
	LOGgss \neq LOGgsyh	35.36036	0.0000***	RET	VAR

*Not: Olasılık değerlerinde *, %1 önem düzeyindeki istatistiki olarak anlamlılığı ifade etmektedir.*

Tablo 12'deki sonuçlara göre, $LOGtopk$ ve $LOGtopf$ değişkenlerinden $LOGgsyh$ 'ye doğru %1 önem düzeyinde anlamlı ve tek yönlü Toda-Yamamotoya dayalı Granger nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu bulgu, İslami bankalarının toplam kredilerinin ekonomik büyüme göstergesi olan GSYH üzerindeki etkilerini açıklamada önemli bir rol oynamaktadır. Bankaların geçmiş dönemlerde kullandıkları finansman miktarları, gelecek dönem GSYH büyüklüğünün tahmin edilmesine olanak tanımaktadır. Ayrıca, Tablo 12'de $LOGtopak$ ile $LOGgsyh$ ve $LOGgss$ ile $LOGgsyh$ arasında %1 önem düzeyinde çift yönlü Toda-Yamamotoya dayalı Granger nedensellik ilişkisi de gözlemlenmiştir.

6. SONUÇ VE TARTIŞMA

Bu çalışmada temel hipotez, 'Türkiye'deki İslami bankacılık sisteminin ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip olacağı' varsayımı üzerine kurulmuştur. Ancak yapılan analizler bu etkinin homojen olmadığını ve farklı bileşenlerinin, yani kullanılan toplam fonlar (toplam krediler) ile toplanan toplam fonların ekonomik büyüme üzerinde çeşitli yönlerde ve büyüklüklerde etkiler yarattığını ortaya koymuştur. ARDL Sınır Testi sonuçları, İslami bankalar tarafından sağlanan toplam kredilerin ve toplam aktiflerin ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir olumsuz etki yarattığını, buna karşılık toplanan toplam fonların ise ekonomik büyümeyi pozitif yönde ve yine istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilediğini göstermiştir. Gayrisafi sabit sermaye oluşumunun pozitif etkisinin bulunması, ekonomik büyümenin sürdürülebilirliği ve büyüme potansiyeli açısından da olumlu bir işaret olarak yorumlanabilir. Bununla birlikte hata düzeltme modeli (ETC) sonuçlarında ise hata katsayısının negatif ve anlamlı olduğu gözlemlenmiştir. ETC katsayısının negatif ve anlamlı bulunması, uzun vadede sistemin dengeye dönme eğilimi olduğunu göstermektedir. Elde edilen bulgular, İslami bankacılık sisteminin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri hakkında literatürdeki mevcut görüşlerle uyumludur. Özellikle, bu sistemin etkilerinin farklılıklar gösterdiğini belirten (Bozkurt vd., 2020; Goaid & Sassi, 2010; Hachicha & Amar, 2015; Kamarudin & Kassim, 2022) çalışmalarıyla tutarlıdır. Öte yandan çalışma, İslami bankaların ekonomik büyümeyi pozitif yönde etki sunduğu sonucuna ulaşan (Abduh & Chowdhury, 2012; Alafif & Shaheen, 2021; Al-Oqool vd., 2014; Ellahi & Saghir, 2014; Emek & Düşünceli, 2021; Işık, 2014; Jobarteh & Ergec, 2017; Kaleem vd., 2016; Koçak, 2018; Majid & Kassim, 2015; Tabash, 2018) çalışmalarıyla uyumamaktadır.

Toda-Yamamoto Granger nedensellik analizi ise Türkiye'deki İslami bankaların kullandığı toplam krediler ile toplanan fonlar arasında GSYH'yi yönlendiren %1 anlamlılık düzeyinde tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Aynı zamanda toplam aktifler ile GSYH ve gayrisafi sabit sermaye oluşumu ile GSYH arasında da %1 önem düzeyinde karşılıklı bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu bulgular, İslami bankaların finansal faaliyetlerinin Türkiye'deki ekonomik büyüme üzerinde hem doğrudan hem de karşılıklı bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

TCMB'nin 2022 yılında Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden elde edilen veriler, Türkiye'deki İslami bankaların 2005 yılında topladıkları fonları krediye dönüştürme oranının (Toplam krediler/Toplam mevduatlar) %76,14 seviyesinde olduğunu, bu oranın 2010'da ise %92,92 çıkarak önemli bir artış gösterdiğini ortaya koymaktadır. Ortaya çıkan bu oranlar, İslami bankaların erken dönemlerinde iştahlı bir büyüme stratejisi benimsediklerini, topladıkları fonları etkin bir şekilde ekonomiye kanalize ederek krediye dönüştürdüklerini göstermektedir. Ancak 2013 yılından itibaren gözlemlenen bu orandaki azalma, 2018 yılında %84,47 seviyesine gerilemiş ve 2021 yılı itibarıyla %59,10 seviyesine kadar düşmüştür. Bu düşüş, İslami bankaların krediye dönüştürme oranındaki çeşitli nedenlere bağlı olarak istikrarsızlığı ve bu durumun ekonomiye olan potansiyel etkilerini vurgulamaktadır. Çalışmanın bulguları da bu verilerle ilişkilendirilerek nedenler birkaç maddeyle sıralanmıştır: (i) İslami bankaların kredi verme eğilimlerinin, daha çok hane halkının tüketim ihtiyaçlarını karşılamaya yönelik olduğu ve yatırım odaklı bir yaklaşımı yeterince öne çıkaramadıkları söylenebilir. Bu durum, toplanan fonların yeterince krediye ve dolayısıyla yatırıma dönüşmemesine yol açmakta, bu da fonların ekonomik büyümeye olan katkısının sınırlı kalmasına neden olabilmektedir. Bu bağlamda, İslami bankaların kredi plasman politikalarının ekonomik büyümeyi teşvik edici bir etki sağlama konusunda sınırlı bir rol oynadığı düşünülebilir. (ii) Riskli kredilere yüksek maliyetler yüklenmesi ve takipteki kredilerin artışı, bankaların kredi verme süreçlerinde karşılaştıkları riskleri artırmakta ve dolayısıyla ekonomik büyüme üzerindeki olumsuz etkilerin derinleşmesine yol açabilmektedir. (iii) S&P Global'in 2021 raporuna göre, Türkiye'deki İslami bankaların değişken ekonomik koşullar karşısında kredi verme konusunda ihtiyatlı bir yaklaşım benimsemeleri, topladıkları mevduatları üretken kredilere dönüştürmede verimsizliklere yol açabilmektedir. Bu durum, bankaların varlık getirisi (ROA) üzerinde olumsuz etkiler yaratırken, daha geniş bir perspektiften bakıldığında, ekonomik büyüme üzerinde de sınırlayıcı etkiler doğurabilir. Kredi arzındaki bu yavaşlama, reel sektörün finansmana erişimini zorlaştırarak ekonomik aktiviteyi ve büyüme potansiyelini olumsuz yönde etkileyebilir. (iv) İslami bankaların teşvik ve yatırım kredilerinde yeterli denetim mekanizması kuramamaları, kredi geri ödemelerinde sorunlara yol açarak kredilerin verimli kullanımını engelleyebilir. Bu durum ise ilgili bankaların finansal istikrarını olumsuz etkileyerek kredi arzını daraltabilir. Kredi arzının daralması da reel sektörün finansmana erişimini zorlaştırarak ekonomik büyümeyi kısıtlayabilir. (v) İslami bankaların topladıkları fonlar ile kredi plasmanları arasındaki dengesizlik, bankaların topladıkları fonlar için daha yüksek kâr payı ödemesi ve buna karşılık aynı dönemde daha az fon kullandırmaları nedeniyle elde ettikleri gelirlerin sınırlı kalmasıyla da ilişkilendirilebilir. Bu durum, bankaların finansal performansını olumsuz etkileyebilir ve uzun vadede sürdürülebilir büyüme stratejileri üzerinde baskı oluşturabilir. (vi) Türkiye ekonomisinin son yıllarda döviz kuru dalgalanmaları, dış kaynaklı politik türbülanslar, küresel ekonomik şoklar ve COVID-19 pandemisi gibi faktörlerin etkisi altında kaldığı da açık bir gerçektir. Bu gelişmeler de İslami bankaların kredi verme iştahını sınırlamış ve likidite sorunlarını derinleştirerek ekonomik büyüme üzerinde olumsuz bir etki yaratmış olabilir. Ayrıca Arslan & Bayraktar'ın (2020) çalışmalarında da vurguladıkları gibi, İslami bankaların 2010 yılından itibaren kira sertifikası ihraçlarına yönelerek mevduat dışı finansman kaynaklarını

tercih etmeleri, mevduatların krediye dönüştürülme oranındaki düşüklüğe ve dolayısıyla ekonomik büyüme üzerinde kısıtlayıcı bir etki oluşturmaya neden olan bir başka önemli faktör olarak değerlendirilebilir.

İslami Finansal Hizmetler Kurulu’nun (Islamic Financial Services Board-IFSB) 2022 raporuna göre, bir ülkede İslami bankacılık sisteminin toplam bankacılık sektörü içerisindeki payının %15’in üzerinde olması, o ülkedeki İslami bankaların sistemik açıdan önemli olarak kabul edilmesi için temel bir kriter olarak değerlendirilmektedir. Bu bağlamda, Türkiye’nin yanı sıra Afganistan (%13,2), Irak (%6,1), Endonezya (%6,1), Libya (%6,1), Tunus (%5,1) ve Mısır (%4) gibi ülkeler İslami bankacılığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini artırmayı stratejik bir öncelik haline getirmeleri gerektiği vurgulanmaktadır. Sadece aktif büyüklükleri ile sınırlı kalmayan bu gereklilik, aynı zamanda kredi hacmi ve mevduat toplama kapasitesinin de artırılmasını zorunlu kılmaktadır. Özellikle Türkiye örneği ele alındığında, İslami Finansal Hizmetler Kurulu’nun aynı raporuna göre, İslami bankaların toplam bankacılık aktifleri içindeki payı 2021 yılı itibarıyla yaklaşık %6 seviyesinde kalmıştır. Bu oran, İslami bankaların sistemik öneme sahip bir rol üstlenebilmesi için belirgin şekilde artırılması gereken bir seviyeyi işaret etmektedir. Dolayısıyla bu durum, Türkiye’nin İslami bankacılık sektöründe daha güçlü ve sürdürülebilir bir büyüme ivmesi yakalamasının gerekliliğini ortaya koymaktadır. Bu artış sağlandığında ise İslami bankaların kredi ve mevduat kapasitelerini artırarak Türkiye’nin ekonomik büyümesine daha belirgin ve geniş kapsamlı bir katkı sunması beklenmektedir.

Özetle bu bulgular, İslami bankacılığın ülke genelinde hızlı bir büyüme gösterdiğini; ancak yine de Türkiye’nin ekonomik ve finansal yapısında görece küçük bir rol oynadığını ve ölçek ekonomisinin avantajlarından yeterince yararlanmadığını da ortaya koymaktadır. Bu durum, İslami bankaların kredi yönetimine daha fazla önem vermesi gerektiğini, özellikle de topladıkları fonları daha etkin bir şekilde yatırıma yönlendirmeleri ve ekonomik büyümeye daha fazla katkıda bulunmaları gerektiğini işaret etmektedir. Ne var ki mevcut verilerin değerlendirilmesi, bu durumun iyileştirilebilir bir potansiyel sunduğunu ve sektördeki gelişmelerin ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkileme kapasitesini artırabileceğini göstermektedir.

Öte yandan bu çalışmanın bazı sınırlılıkları da mevcuttur. İlk olarak, analiz sadece belirli bir ülkeye odaklandığı için bulguların genelleme kapasitesi sınırlı kalabilir. İkinci olarak, kullanılan verilerin zaman dilimi ve ekonomik koşulları, diğer ülkelerdeki İslami bankacılığın etkilerini tam olarak yansıtmayabilir. Üçüncü olarak, çalışmada makroekonomik değişkenlerin dikkate alınmaması, sonuçların daha geniş bir ekonomik bağlamda değerlendirilmesini kısıtlamaktadır. Son olarak, çalışma tezden türetildiği için araştırmaya dâhil edilen tüm değişkenler için verilerin mevcut olduğu yılları kapsayacak şekilde boyutunu ve kapsamını 2005Q4’ten 2022Q1’e kadar sınırlandırmaktadır. Bu açıdan bu sınırlamalar, elde edilen bulguların dikkatle yorumlanmasını gerektirmektedir.

Gelecek çalışmalarda, Türkiye’deki İslami bankaların ekonomik etkilerini daha kapsamlı bir şekilde değerlendirmek için bazı ek faktörlerin dikkate alınması faydalı olabilir. Özellikle, İslami bankalarca temin edilen kredilerin ekonomik büyüme üzerindeki olumsuz etkileri ile toplanan fonların olumlu etkilerini daha iyi anlamak adına, sektör genelinde kredi ve mevduat akışlarının mikro ve makroekonomik etkilerini inceleyen çalışmalar yapılmalıdır. Ayrıca kredi politikalarının ve mevduat yönetiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri yeni ekonometrik analizlere dayanmalıdır. Böylelikle İslami bankacılığın ekonomik büyümeye yeterli katkıyı sağlayamamasının ülkenin ekonomik politikasından mı, yoksa İslami bankacılığın performansından mı kaynaklandığı açıklığa kavuşturulabilir.

KAYNAKÇA

- Abduh, M., & Chowdhury, N. T. (2012). Does Islamic banking matter for economic growth in Bangladesh? *Journal of Islamic Economics. Banking And Finance*, 8(3), 104-113.
- Alafif, W. M. S., & Shaheen, R. (2021). An empirical evaluation of the impact of Islamic financing on economic growth in Saudi Arabia. *PalArch's Journal of Archaeology of Egypt/Egyptology*, 18(13), 499-509.
- Al-Oqool, M. A., Okab, R., & Bashayreh, M. (2014). Financial Islamic banking development and economic growth: A case study of Jordan. *International Journal of Economics and Finance*, 6(3), 72-79. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v6n3p72>
- Arslan, M. F., & Bayraktar, Y. (2020). Katılım bankalarının gelişimi ve etkinliği üzerine bir değerlendirme: Türkiye deneyimi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(3), 107-123.
- Atici, G. (2018). Islamic (participation) banking and economic growth: Empirical focus on Turkey. *Asian Economic and Financial Review*, 8(11), 1354-1364. <https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2018.8.11.1354.1364>
- Bektaş, S., & Baykuş, O. (2020). Seçilmiş sektörel krediler ve iktisadi büyüme ilişkisinin ampirik analizi: Türkiye katılım bankaları örneği. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 7(10), 244-258.
- Beuerle, C., G. (2016). *Regulatory Reform and Financial Development: Lessons from 19th Century Europe*. clsbluesky.law.columbia.edu. <https://clsbluesky.law.columbia.edu/2016/02/16/regulatory-reform-and-financial-development-lessons-from-19th-century-europe/>
- Bozik, M. S. (2020). Impact of participation and conventional banks on economic growth: Case of Turkey. *İktisadi İdari ve Siyasal Araştırmalar Dergisi*, 5(11), 69-85. <https://doi.org/10.25204/iktisad.618930>
- Bozkurt, M., Altıntaş, N., & Yardımcıoğlu, F. (2020). Katılım bankacılığı ve konvansiyonel bankacılığın ekonomik büyüme üzerindeki etkileri: Türkiye üzerine bir inceleme. *International Journal of Islamic Economics and Finance Studies*, 6(1), 95-114. <https://doi.org/10.25272/ijisef.637258>
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 37, 149-192.
- Chee-Keong, Choong., & Sok-Gee, Chan. (2011). Financial development and economic growth: A review. *African Journal of Business Management*, 5(6), 2017-2027. <https://doi.org/10.5897/AJBM10.772>
- Çakar, R., Karakaş, G., & Güngör S. (2018). Türkiye’de geleneksel ve katılım bankalarının toplam kredi hacimleriyle ekonomik büyüme arasındaki ilişki. *İslam Ekonomisi ve Finansı Dergisi*, 4(1), 69-95.
- Çonkar, M. K., Canbaz, M. F., & Arifoğlu, A. (2018). Mevduat ve katılım bankaları kredilerinin ekonomik büyüme ile ilişkisi: Ekonometrik bir analiz. *Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(1), 1-11. <https://doi.org/10.5578/jeas.61920>
- Darrat, A. (1999). Are financial deepening and economic growth causally related? Another look at the evidence. *International Economic Journal, Taylor & Francis Journals*, 13(3), 19-35. <https://doi.org/10.1080/101687399000000002>
- Dickey, D. A., & Wayne, A. F. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Echchabi, A., & Azouzi, D. (2015). Islamic finance development and economic growth nexus: The case of the United Arab Emirates (UAE). *American Journal of Economics and Business Administration*, 7(3), 106-111. <https://doi.org/10.3844/ajebasp.2015.106.111>
- Ellahi, N., & Saghir, R. (2014). Analyzing the empirical link between Islamic finance and growth of real output: A time series application to Pakistan. *Academic Research International*, 5(6), 180-187.
- Eriçok, R. E., & Yılandı, V. (2013). Eğitim harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Sınır testi yaklaşımı. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 8(1), 87-101.
- Emek, Ö. F., & Düşünceli, F. (2021). Türkiye’de katılım bankacılığı sektörü bağlamında finansal gelişmeler: Enflasyon ve ekonomik büyüme ilişkisinin incelenmesi. *Aydın İktisat Fakültesi Dergisi*, 6(2), 83-98. <https://doi.org/10.53839/aifd.1027102>
- Furqani, H., & Mulyany, R. (2009). Islamic banking and economic growth: Empirical evidence from Malaysia. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 30(2), 59-74.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Goaied, M., & Sassi, S. (2011). Financial development, Islamic banking and economic growth: Evidence from MENA region. *International Journal of Business and Management Science*, 4(2), 105-128.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill/Irwin.
- Hachicha, N., & Ben Amar, A. (2015). Does Islamic bank financing contribute to economic growth? The Malaysian case. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 8(3), 349-368. <https://doi.org/10.1108/IMEFM-07-2014-0063>
- Hasan, H., Maamor, S., & Abdullah, H. (2019). Evaluating the effect of Islamic financing to financial development: Evidence from oic countries. *International Journal of Management Studies*, 25(2), 71-89. <https://doi.org/10.32890/ijms.25.2.2018.10501>

- IFSB (Islamic Financial Services Board). Islamic Financial Services Industry Stabilityreport 2022. https://www.ifsb.org/wp-content/uploads/2023/10/Islamic-Financial-Services-Industry-Stability-Report-2022_En.pdf
- Işık, .D., Acar, D., & Işık, H. B. (2004). Enflasyon ve döviz kuru ilişkisi: Bir eşbütünleşme analizi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(2), 325-340.
- Işık, N. (2014). Türkiye’de Katılım bankacılığı ile ekonomik büyüme arasındaki nedenselliğin sınanması. *Bankacılar*, 25(91), 75-85.
- Işık, N. (2018). Growth, Islamic banking and schumpeterian vision: An empirical evidence from the gulf Arab states. *International Journal of Islamic Economics and Finance Studies*, 4(1), 41-56. <https://doi.org/10.25272/j.2149-8407.2018.4.1.03>
- Jawad, A., & Christian, K. (2019). Islamic banking and economic growth: Applying the conventional hypothesis. *Journal of Islamic Monetary Economics and Finance*, 5(1), 37-62. <https://doi.org/10.21098/jimf.v5i1.1047>
- Jobarteh, M., & Ergeç, E. H. (2017). Islamic finance development and economic growth: Empirical evidence from Turkey. *Turkish Journal of Islamic Economics*, 4(1), 31-47. <https://doi.org/10.1108/IJIF-12-2020-0255>
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to The Demand for Money. *Oxford Bulletin Of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kaleem, R., Mushtaq, A., & Arshed, N. (2016). Islamic banking and economic growth: Case of Pakistan. *Islamic Banking and Finance Review*, 3(1), 14-28. <https://doi.org/10.32350/ibfr.2016.03.03>
- Kamarudin, A. A., & Kassim, S. (2022). Islamic banking sector development and economic growth: Empirical evidence from Malaysia. *International Journal of Economics, Management and Accounting*, 30(2), 451–480. <https://doi.org/10.31436/ijema.v30i2.974>
- Koçak, E. (2018). İslami finans ve ekonomik büyüme: Türkiye üzerine ekonometrik bir uygulama. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 51, 67-91.
- Kutlu M., & Karamustafa O. (2019). Katılım Bankalarının ekonomik büyümede rolü: Mevduat bankaları ile karşılaştırmalı bir analiz. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 11(4), 3025-3034. <https://doi.org/10.20491/isarder.2019.792>
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media, Berlin. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>
- Majid, M.S., & Kassim S. H. (2015). Assessing the contribution of Islamic finance to economic growth. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, 6(2), 292-310. <https://doi.org/10.1108/JIABR-07-2012-0050>
- Narayan, P. K., & R. Smyth. (2006). What determines migration flows from low income to high-income countries? An empirical investigation of fiji-u.s. migration 1972-2001, *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342. <https://doi.org/10.1093/cep/byj019>
- Naz, S. A., & Gulzar S. (2022). Impact of Islamic finance on economic growth: An empirical analysis of Muslim countries. *The Singapore Economic Review*, 67(1), 245-265. <https://doi.org/10.1142/S0217590819420062>
- Oztürk, İ, (2008). Financial development and economic growth: Evidence from Turkey, *Applied Econometrics and International Development, Euro-American Association of Economic Development*, 8(1), 85-98.
- Patrick, H. T. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. *Economic Development and Cultural Change*, 14, 174–189. <https://doi.org/10.1016/B978-0-08-024041-1.50009-0>
- Pesaran, M. H., Y. Shin., & R. J. Smith. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Robinson, J. (1952). The generalization of the general theory. In *The Rate of Interest and Other Essays*, Macmillan Press, 69-142.
- Schumpeter, J. A. [1911] 1934. *The Theory of Economic Development*. Harvard University Press.
- Sekmen, T. (2021). Islamic banking and economic growth in the dual banking system. *Optimum Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 8(1), 183-196. <https://doi.org/10.17541/optimum.821478>
- S&P Global Ratings, (3 May, 2021). *Islamic Finance In Turkey: Capital Availability Is Likely To Constrain Growth In Coming Years*. (Erişim Tarihi: Haziran 2022). <https://www.spglobal.com/ratings/en/research/articles/210503-islamic-finance-in-turkey-capital-availability-is-likely-to-constrain-growth-in-coming-years-11936069>
- Tabash, M., & Dhankar, R. (2014). Islamic banking and economic growth: An empirical evidence from Qatar. *Journal Of Applied Economics And Business*, 2(1), 51-67.

- Tabash, M. I. (2018). Islamic financial investments and economic growth evidence from emerging economy United Arab Emirates. *International Journal of Economics and Business Research*, 15(1), 125-139. <https://doi.org/10.1504/IJEER.2018.088510>
- TCMB (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası). https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket/collapse_4/5881/DataGroup/turkish/bie_mevduat/
- Toda, H.Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated process, *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tunay, B. (2016). İslami bankacılık ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkileri. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 485-502. <https://doi.org/10.18657/yecebu.89247>
- Ustaoglu, M., Incekara, A., & Yildiz, B. (2013). Analysis of economic growth and financial structure of participation banks, Islamic views and agenda: Case of Turkey. *Journal of Islamic Banking and Finance*, 1-10.
- Vural, M. F., & Kök, D. (2022). Katılım Bankacılığı ve ekonomik büyümede nedensellik ilişkisi. *Pamukkale Üniversitesi İşletme Araştırmaları Dergisi*, 9(1), 183-210. <https://doi.org/10.47097/piar.1116451>
- Yazdan, G. F., & Sadr, S. M. H. (2012). Causality between oil consumption and economic growth in Iran: An ARDL testing approach. *Asian Economic and Financial Review*, 2(6), 678-686.
- Yılmaz, S. S., & Işık, N. (2022). Katılım bankaları tarafından verilen kredi türleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye üzerine bir nedensellik analizi. *Ekonomi İşletme Siyaset ve Uluslararası İlişkiler Dergisi*, 8(1), 1-25.
- Zarrouk, H., El Ghak, T., & Al Hajja, E. A. (2017). Financial development, Islamic finance and economic growth: Evidence of the UAE. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, 8(1), 2-22. <https://doi.org/10.1108/JIABR-05-2015-0020>
- Zirek, D., Boz, F. C., & Hassan, M. K. (2016). The Islamic banking and economic growth nexus: A panel var analysis for organization of Islamic cooperation (OIC) countries. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 37(1), 69-100.
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal Of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270. <https://doi.org/10.2307/1391541>

ÇALIŞMANIN ETİK İZİNİ

Yapılan bu çalışmada “Yükseköğretim Kurumları Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Yönergesi” kapsamında uyulması belirtilen tüm kurallara uyulmuştur. Yönergenin ikinci bölümü olan “Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiğine Aykırı Eylemler” başlığı altında belirtilen eylemlerden hiçbiri gerçekleştirilmemiştir.

ARAŞTIRMACILARIN KATKI ORANI

1.yazarın araştırmaya katkı oranı %50, 2. yazarın araştırmaya katkı oranı %50’dir.

Yazar 1: Araştırmada gerçekleştirdiği görev ve sorumluluklar.

Yazar 2: Araştırmada gerçekleştirdiği görev ve sorumluluklar.

ÇATIŞMA BEYANI

Araştırmada herhangi bir kişi ya da kurum ile finansal ya da kişisel yönden bağlantı bulunmamaktadır.
Araştırmada herhangi bir çıkar çatışması bulunmamaktadır.