

# Bankaların Tasarruf Mevduatları ile Tasarruf Katılım Fonlarının Seçili Makroekonomik ve Finansal Göstergeler ile İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz

(Araştırma Makalesi)

*An Econometric Analysis on the Relationship of Banks' Savings Deposits and Savings Participation Funds with Selected Macroeconomic and Financial Indicators*

Doi:10.29023/alanyaakademik.1246777

**Onur ŞEYRANLIOĞLU**

Dr. Öğr. Üyesi, Giresun Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

onurseyranlıoğlu@gmail.com

Orcid No: 0000-0002-1105-4034

**Bu makaleye atıfta bulunmak için:** Şeyranlıoğlu, O. (2023). Bankaların Tasarruf Mevduatları ile Tasarruf Katılım Fonlarının Seçili Makroekonomik ve Finansal Göstergeler ile İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz. *Alanya Akademik Bakış*, 7(3), Sayfa No.1217-1239.

## ÖZET

### **Anahtar kelimeler:**

Tasarruf Mevduatı,  
Tasarruf Katılım  
Fonları, Johansen  
Eşbütünleşme Testi,  
VECM, Toda-  
Yamamoto Nedensellik  
Testi

Makale Geliş Tarihi:

02.02.2023

Kabul Tarihi:

05.09.2023

Bu çalışmada, Türkiye’de bankaların tasarruf mevduatları ve tasarruf katılım fonları hesaplarının seçili makroekonomik ve finansal faktörler ile ilişkisi incelenmiştir. Johansen eşbütünleşme testi bulgularına göre her iki modelde seriler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Uzun dönem VECM bulgularında, döviz kuru, enflasyon ve altın fiyatlarının bağımlı değişkenler üzerinde pozitif ve istatistiki açıdan anlamlı etkilerinin olduğu tespit edilmiştir. Döviz kuru, enflasyon ve altın fiyatlarının, tasarruf katılım fonlarını daha fazla etkilediği görülmüştür. BİST-100 endeksi ile bağımlı değişkenler arasında istatistiki açıdan anlamsız ve negatif bir ilişki tespit edilmiştir. Faiz oranı ile sadece tasarruf mevduatları arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir ilişki söz konusudur. Son olarak seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda-Yamamoto testi ile sınanmıştır.

## ABSTRACT

### **Keywords:**

Savings Deposits,  
Savings Participation  
Funds, Johansen  
Cointegration Test,  
VECM, Toda-  
Yamamoto Causality  
Test

In this study, the relationship between savings deposits and savings participation fund accounts of banks in Turkey and selected macroeconomic and financial factors is analysed. According to the Johansen cointegration test findings, a long-run relationship was found between the series in both models. In the long-run VECM findings, it is found that exchange rate, inflation and gold prices have positive and statistically significant effects on the dependent variables. Exchange rate, inflation and gold prices are found to affect savings participation funds more. There is a statistically insignificant and negative relationship between the BIST-100 index and the dependent variables. There is a statistically significant and positive relationship between the interest rate and only savings deposits. Finally, the causality relationships between the series are tested by Toda-Yamamoto test.

## 1. GİRİŞ

Finans piyasaları ve genel ekonomi dünyası içerisinde önemli bir aktör olan bankalar, ulusal ve uluslararası düzeyde fon açığı verenler ile fon fazlası verenleri buluşturarak kaynaklara akıcılık sağlamaktadırlar (Uygun ve Dölek, 2017:12). Bankacılık sistemi gerek kurumsal yapısı gerekse sunulan ürün ve hizmetlerin kalitesiyle finansal serbestleşme ve ekonomik gelişmeye katkı sunmaktadır. Ticari bir bankanın temel fonksiyonu genel olarak mevduat toplamak ve kredi vermektir. Türk bankacılık sisteminde ise mevduat, bankaların kredi sağlamada kullandıkları en önemli kaynak olmakla beraber hanehalkı açısından tasarruf etmenin en basit ve en kolay yollarındandır (Selçuk ve Tunay, 2014:1-2; Altay vd., 2016:7). Mevduatlar, segmentlere ve ürün tiplerine göre farklı özellikler barındırmaktadır. Müşterinin bireysel, ticari, resmi olması ya da mevduatın vadesi ve mevduat tutarı bankaların fiyatlama davranışlarında belirleyici olabilmektedir. Bankalar, yeni müşteri edinimi ve fiyat politikalarında farklı mevduat faizi önerebilmekte ve bu durum müşteri tercihlerini etkileyerek mevduat hacminde değişime neden olabilmektedir. Yatırım çeşitliliği anlamında risk iştahının azaldığı dönemlerde daha düşük getiri sağlamasına rağmen likit kalabilme ve güven açısından müşterilerin mevduat hacminin arttığı görülmektedir (Öztürk ve İbiş, 2022: 5).

Finansal sistemin temel kurumlarından olan bankalar, sistem gereği birçok risk faktörü ile karşılaşmaktadır. Özellikle alınıp satılan varlığın para olması ve asimetric bilgi ekseninde güven esasına dayalı bankacılık sisteminde risk, kârlılık ve sürdürülebilirlik faktörlerinin dikkate alınması gerekmektedir. Bu bağlamda, bankacılık sisteminde mevduat ve katılım bankalarının rekabet sürecinde etkilendiği faktörlerin tespiti önem arz etmektedir. Bu önem Türkiye’de tasarruf sahiplerinin mevduat ürününe verdikleri önem yurt içi tasarruf dağılımına bakılarak görülebilmektedir. 2022 yılının Aralık ayı verilerine göre toplam tasarruflar içerisinde en fazla payı %55.61 ile mevduatların yer aldığı ve bunu sırasıyla %27.86’lık payı ile tahvil-bono yatırımlarının ve %16.52’lik payı ile hisse senetlerinin takip ettiği görülmektedir (TSPB, 2023).

Bir ülkenin genel ekonomik durumunu yansıtan makroekonomik göstergelerin bankacılık sektörüne ilişkin verileri etkileyebilecek güçte olduğu düşünülmektedir. Bu düşünceden hareket ile araştırma sürecine bireysel tasarrufların birikimine kurumsal destek sağlayan bankaların tasarruf mevduatları ile tasarruf katılım fonları dâhil edilmiştir. Bu hesaplar sırasıyla mevduat ve katılım bankaları nezdinde açılabilen, gerçek kişilere ait ve münhasıran çek keşide edilmesi dışında ticari işlemlere konu olmayan hesaplardır. Bu hesaplar, kamu ya da özel sermayeli mevduat toplama izni olan bankalarda açılmış ise ‘*tasarruf mevduatı*’; eğer bir katılım bankası nezdinde açılıyor ise ‘*tasarruf katılım fonları*’ adını almaktadır. Bu hesaplara vadedi/vadesiz mevduat, özel cari hesap/katılma hesabı ve Türk Lirası/yabancı para/kıymetli maden cinsinden tutarlar dâhildir (Vurucu ve Arı, 2014: 293-298; Babuşcu ve Hazar, 2016:192-194).

Bu çalışmada, Türkiye’de bankaların tasarruf mevduatları ve tasarruf katılım fonlarının seçili makroekonomik ve finansal faktörler ile ilişkisi incelenmiştir. Araştırmada makroekonomik faktörler, enflasyon oranı, döviz kuru ve faiz oranıdır. Banka tasarruf hesaplarına alternatif yatırım araçlarından biri olan hisse senedi piyasalarını temsilen Borsa İstanbul-100 endeksi finansal gösterge olarak dâhil edilmiştir. Son olarak, Türk halkının yatırım kompozisyonunda önemli bir yer tutan kıymetli maden olarak altın fiyatları araştırma sürecine bağımsız değişken olarak eklenmiştir. Bu bağlamda, 2011-2022 yılları arasında aylık frekanslı veriler ile banka tasarruf hesaplarının hangi makroekonomik ve finansal göstergelerden ve ne ölçüde etkilendikleri ekonometrik yöntemler ile ele alınmıştır. İlişkileri ortaya koymak için öncelikle

araştırma serilerinin durağanlık özellikleri Augmented Dickey-Fuller, Philips-Perron ve Zivot-Andrews birim kök testleri ile sınanmıştır. Araştırmada kurulan modeller arasındaki uzun dönemli ilişkiler Johansen eşbütünleşme testi ile ortaya konulmuştur. Vektör Hata Düzeltme (VECM) modeli ile uzun dönem katsayılar tahmin edilmiştir. Son olarak seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda-Yamamoto testi ile belirlenmiştir. Araştırmanın devam eden aşamalarında ilk olarak ulusal ve uluslararası literatür incelemesine yer verilmiştir. Daha sonra sırası ile ekonometrik analiz başlığı altında uygulama süreci ve sonuç kısmı ile de araştırma tamamlanmıştır.

## 2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Literatürde tasarrufların çeşitli ampirik araştırmalara konu edildiği görülmektedir. Bu araştırmalarda özel, kamu, yurt içi, banka tasarrufları vb. adı altında tasarruf eğilimlerinin belirleyicilerine yönelik araştırmalar yapılmaktadır. Bu literatür incelemesinde öncelikle özel, kamu ve yurt içi vb. tasarrufların belirleyicilerine yönelik kısa bir özetleme yapılmıştır. Daha sonra banka tasarruf hesaplarını etkileyen makroekonomik ve finansal faktörlere yönelik literatür incelemesi sunulmuştur.

Bonser ve Dewenter (1999), 1982-1993 döneminde 16 gelişmekte olan ülkede menkul kıymetler borsaları ile özel tasarruflar arasındaki ilişkileri incelemişlerdir. Özel tasarruflar ile hisse senedi piyasaları hacmi ve likiditesi arasında güçlü pozitif ilişkilerin olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde Levine ve Zervos'ta (1998) araştırmasında, menkul kıymet piyasa büyüklüğü ile özel tasarruflar arasındaki pozitif ilişkiyi ortaya koymuştur. Loayza vd. (2000), 150 ülkede tasarrufları belirleyen faktörleri incelemişlerdir. Bulgularda demografik değişkenler, reel faiz oranı, özel kredilerdeki artış ve finansal derinlik değişkenlerinin tasarruflar üzerinde negatif; kişi başı gelir, büyüme, önceki dönem tasarruf seviyesi, enflasyon ve ticaret hadlerindeki iyileşmenin pozitif etkilediği tespit edilmiştir. Özcan vd. (2003), özel tasarrufların belirleyicilerini 1968-1994 dönemini baz alarak incelemişlerdir. Özel tasarruflar üzerinde yaşam beklentisinin negatif; finansal derinleşmenin, enflasyonun ve gelirin pozitif etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Hondroyiannis (2006), özel tasarrufların belirleyicilerini seçili 13 Avrupa ülkesini panel eşbütünleşme ile analiz etmiştir. Bütçe dengesi, reel faiz oranı, demografik değişkenler, reel gelir artışı ve enflasyonun tasarrufları ile pozitif etkilediği bulgusu elde edilmiştir. Matur vd. (2012), özel tasarrufların belirleyicilerini 1980-2008 dönemini temel alarak incelemişlerdir. Bulgularda reel faiz oranı, enflasyon ve kişi başı reel gelirin tasarrufları pozitif; kişi başı gelir büyümesi ve yaşlı nüfus oranının ise negatif etkilediği tespit edilmiştir. Uygur (2012), özel tasarrufları makro düzeyde incelemeye çalışmıştır. Johansen eşbütünleşme ve VECM test bulgularında, TL'nin reel olarak değerlendirildiği bir ortamda özel tasarruf oranlarının düştüğü, kamunun yatırım-tasarruf farkı ile ekonomik büyümedeki artışların özel tasarrufları pozitif etkilediği görülmüştür. Raza vd. (2012), Pakistan'da 1988-2009 döneminin incelendiği araştırmada yurt içi tasarruflardaki artışların finansal piyasaların gelişimini arttırdığı tespit edilmiştir. Özcan ve Peker (2018), 1985-2014 döneminde ARDL yöntemi ile Türkiye'de özel tasarrufların belirleyicilerini incelemişlerdir. Özel tasarruflar üzerinde enflasyonun pozitif; kamu tasarrufu ve yaşlı nüfus bağımlılığının negatif etkilerinin olduğu tespit edilmiştir. Faiz oranı ve reel kişi başı gelirin, tasarruflar üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı da söz konusudur. Güriş ve Öcal Özkaya (2019), Türkiye'nin de içinde olduğu gelişmekte olan ülkelerde tasarrufların belirleyicilerini panel veri analizi yöntemi ile araştırmışlardır. 2000-2015 döneminin incelendiği araştırma bulgularında, Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYİH) ve özel sektör kredilerinin tasarrufları pozitif; reel faiz oranı, kentleşme, işsizlik ve ulusal tüketim harcamalarının negatif etkiledikleri tespit edilmiştir. Kaymaz ve Özgün (2021), MINT ülkelerinde 1980-2018 döneminde tasarruf oranlarının belirleyicilerini incelemişlerdir. ARDL

sınır testi bulgularında, her bir ülkede tasarruf oranlarının belirlenmesinde etkili olan faktörlerin farklı olduğu görülmüştür. Sarı ve Yıldırım (2022), 1980-2019 yılları arasında Türkiye ekonomisinde özel tasarrufların belirleyicilerini araştırmışlardır. Eşbütünleşme test bulgularına göre serilerin uzun dönemli ilişkili oldukları görülmüştür. Uzun dönem bulgularında, faiz oranı, kişi başı gelir ve cari işlemler dengesi değişkenlerinin özel tasarrufları pozitif, nüfus bağımlılık oranı, enflasyon ve kamu tasarruflarının negatif etkilediği tespit edilmiştir.

Banka tasarruflarını ilgilendiren literatürde ise faiz oranları-tasarruf ilişkisine yönelik araştırmaların ağırlıkta olduğu görülmektedir. Bu araştırmalardan Haron ve Shanmugam (1995), faiz oranının tasarruflar üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Bulgularda, faiz oranı ile faizsiz bankaların mevduatları arasında negatif bir ilişki tespit edilmiştir. Haron ve Ahmad (2000), benzer şekilde faiz oranı ile tasarruf arasındaki ilişkiyi incelemişler ve insanların tasarrufa yönlendirmek için yüksek faiz oranı ya da kâr payı verilmesi varsayımından hareket etmiştir. Araştırma bulgularında, faiz oranlarındaki artışın faizsiz bankaların mevduatında azalışa sebebiyet verdiği tespit edilmiştir. Bu araştırma ile faizsiz bankaların da faiz riski ile karşı karşıya olduğunu ortaya koyulmuştur. Bacha (2004), Malezya bankacılık sisteminde faiz oranındaki değişimlerin faizsiz bankacılık üzerindeki etkilerini incelemiştir. Bulgularda, mevduat faizi oranları ile İslami bankacılık kâr payları arasında güçlü ilişki olduğu ve mevduat bankalarının faiz oranlarından İslami bankalarının kâr paylarına doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Ayrıca, mevduat bankalarındaki mevduat hacminin İslami bankaların katılım fonu tutarının nedeni olduğu da görülmüştür. Yusoff ve Wilson (2005) araştırmalarında, Malezya’da 1983-2001 yılları arasında faiz oranı, kâr payı ve Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) değişkenlerinin faizsiz ve klasik bankaların mevduatlarına etkisini incelemişlerdir. Bulgularda, GSMH değişkeninden en fazla klasik banka mevduatlarının olumlu etkilendiği ve faiz oranlarının, faizsiz bankalar mevduatını etkilemediği görülmüştür. Abdul Kader ve Yap (2009) ise faiz oranlarının klasik ve faizsiz bankalar mevduatları üzerinde pozitif ve anlamlı etkisinin olduğuna yönelik bulguları ortaya koymuştur.

Banka tasarrufları ile seçili makroekonomik ve finansal faktörler ilişkisine yönelik bazı ampirik araştırmalar aşağıda kısaca özetlenmiştir.

Abduh vd. (2011), 2000-2010 yılları arasında Malezya’da İslami bankaların toplam mevduatları üzerinde faiz ve kâr oranı değişikliklerinin, üretim seviyesinin, enflasyonun ve finansal krizin dinamik etkilerini analiz etmeyi amaçlamışlardır. Araştırmada eşbütünleşme testi ve VECM modeli kullanılmıştır. Bulgularda, faiz ve kâr oranındaki değişimlerin ve üretim artışının mevduatlar üzerinde önemli bir etkisinin olmadığı, enflasyonun ise mevduatlar üzerinde olumsuz etkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Ngula (2012), Gana’da 1980-2010 yılları arasında En Küçük Kareler (EKK) tekniği ile mevduat mobilizasyonunun belirleyicileri incelenmiştir. Analiz bulgularında, banka mevduatlarını açıklamada para arzı, enflasyon, döviz kurunun önemli olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, faiz oranlarının mevduat mobilizasyonu üzerindeki etkisinin zayıf olduğu görülmüştür.

Eriemo (2014), Nijerya’daki banka mevduatlarının makroekonomik belirleyicilerini 1980-2010 dönemini baz alarak incelemiştir. Johansen eşbütünleşme ve VECM testleri sonucunda, serilerin uzun dönemli ilişkili oldukları tespit edilmiştir. Banka yatırımlarının, banka şubelerinin, faiz oranının ve genel fiyatlar seviyesinin banka mevduatının önemli belirleyicisi olduğu görülmüştür. Benzer şekilde Ojeaga ve Odejimi (2014), 1989-2008 döneminde Nijerya’da banka mevduatlarının faiz oranından önemli ölçüde ve pozitif yönde etkilendiğini gösteren sonuçlar elde etmiştir.

Mashamba vd. (2014), 2000-2006 döneminde Zimbabwe’de banka mevduatlarının belirleyicileri tespit edilmeye çalışılmıştır. Bulgularda, mevduat faiz oranının ve GSYİH’in banka mevduatları üzerinde olumlu etkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Pitoňáková (2016) tarafından yapılan çalışmada, Slovakya’da 1998-2015 dönemi verileri ile hanehalkı mevduatlarının belirleyicileri ARDL sınır testi ile tespit edilmeye çalışılmıştır. Bulgularda, reel faiz oranının, enflasyonun, brüt harcanabilir gelirin ve yaşlı bağımlılık oranının mevduatları artırdığı, gelir artışının ise hanehalkı mevduatlarını azalttığı tespit edilmiştir.

Gül vd. (2017) araştırmalarında, Türkiye’de 2005-2013 yılları arasında katılım bankalarının fon kaynaklarını etkileyen faktörleri incelemişlerdir. Kâr payı, TÜFE, katılım bankaları mevduatı, ticari bankalar mevduatı ve ortalama mevduat faizi değişkenleri analize dâhil edilmiştir. Bulgularda, mevduat faiz oranları ile kâr payının, katılım bankalarının katılım fonlarını pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Yadav ve Kishore (2017) araştırmalarında 2011-2015 döneminde Hindistan’daki banka mevduatlarının makroekonomik belirleyicileri incelenmişlerdir. Belirleyiciler olarak para arzı, borsa endeksi, enflasyon, repo faiz oranı, hazine bonusu faiz oranı ve sanayi üretim endeksi araştırmaya dâhil edilmiştir. Eşbütünlük testi sonucunda seriler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. VECM bulgularında ise sanayi üretim endeksi, hazine bonusu faiz oranı ve para arzı değişkenlerinin çeşitli gecikmelerde istatistiksel olarak anlamlı olduğu; para arzının mevduat miktarı üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu; sanayi üretim endeksi ve hazine bonusu faiz oranının ise mevduatlar üzerinde negatif etkili olduğu görülmüştür. Granger nedensellik testine göre sadece sanayi üretim endeksinin mevduatın nedeni olduğu, mevduatın ise hem para arzını hem de hazine bonusu faizinin nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Mushtaq ve Siddiqui (2017), 46 ülkede faiz oranlarının banka mevduatları üzerindeki etkisini 1999-2014 dönemi verileri ile araştırmışlardır. Panel ARDL analizi bulgularında, İslami ülke ekonomilerinde faiz oranının banka mevduatları üzerinde önemli bir etkisinin olmadığını ve İslami olmayan ülke ekonomilerinde ise mevduatları etkilediği tespit edilmiştir.

Özen vd. (2018), Türkiye’de 2012-2018 yılları arasında faiz oranındaki değişikliklerin mevduat yatırımcısının davranışlarına etkisini incelemişlerdir. Toda-Yamamoto nedensellik testi bulgularında, faiz oranındaki bir değişikliğin mevduat hacmini etkilediği, ancak mevduat hacmindeki bir değişikliğin faiz oranını etkilemediği tespit edilmiştir.

Türkan ve Doğan (2020), Türkiye’de 2010-2019 yılları arasında katılım bankalarının topladığı fonların makroekonomik değişkenler ile ilişkisini incelemişlerdir. Toda-Yamamoto nedensellik testinin uygulandığı çalışmada, makroekonomik değişkenler olarak enflasyon oranı ve GSYİH alınmıştır. Bulgularda, toplanan fonlardan GSYİH değişkenine doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Enflasyon değişkeni ile toplanan fonlar arasında herhangi nedensellik söz konusu değildir.

Ünvan ve Yakubu (2020) araştırmalarında Gana’da 2008-2017 dönemi verileri ile banka mevduatlarının itici güçlerini incelemişlerdir. Makroekonomik faktörler açısından, bulgularda enflasyonun mevduat hacmi üzerinde olumsuz etkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Yakubu ve Abokor (2020), Türkiye’de 2000-2016 yılları arasında banka mevduatlarının büyümesini belirleyen faktörleri incelemişlerdir. ARDL sınır testinin uygulandığı araştırma bulgularında, banka istikrarının, bankacılık sektörü verimliliğinin, geniş para arzının,

ekonomik büyümenin ve enflasyonun uzun vadede mevduat büyümesinin önemli belirleyicileri olduğu tespit edilmiştir.

Rahman vd. (2021) tarafından 2015-2019 dönemi verileri ile yapılan araştırmada Malezya İslami bankacılık mevduatları üzerindeki belirleyiciler analiz edilmiştir. Bulgularda, aktif getirisi, banka yoğunlaşması ve ticari mevduatların İslami banka mevduatlarını pozitif ve anlamlı bir şekilde etkilediği; sermaye yeterlilik oranının ise mevduatlar üzerinde negatif ve anlamlı bir ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Finansman mevduat oranı ve GSYİH değişkenlerinin, İslami mevduatları önemli ölçüde etkilemediği görülmüştür. Ayrıca, enflasyondaki artışın müşterileri Malezya İslami bankalarındaki tasarruf mevduatlarını artırmaya teşvik ettiği tespit edilmiştir.

Youssef vd. (2022), 2000-2018 dönemi verileri ile faiz ve enflasyon oranlarının Mısır bankalarının mevduatları üzerindeki etkisini incelenmişlerdir. Araştırmada ARDL sınır testi, ARCH ve GARCH modelleri kullanılmıştır. Bulgular, faiz oranındaki oynaklığın, bankaların yerel ve yabancı para birimlerindeki mevduat davranışlarıyla ilişkisi olmadığı yönündedir. Ayrıca, enflasyon oranındaki oynaklığın bankaların yerli ve yabancı para birimlerindeki mevduat davranışları ile pozitif yönde ilişkili olduğu görülmüştür.

Gençtürk vd. (2023) araştırmalarında 2005-2021 yılları arasında çeyreklik dönem verileri ile makroekonomik değişkenlerin katılım fonları üzerindeki etkisini ele almışlardır. Enflasyon, döviz kuru, GSYİH, mevduat faiz oranı ve Türkiye belirsizlik endeksi bağımsız değişkenler olarak kullanılmıştır. ARDL sınır testi ve hata düzeltme modelinin uygulandığı araştırma bulgularında, serilerin eşbütünlük oldukları görülmüştür. Uzun dönem parametre bulgularında ise katılım fonlarının, mevduat faiz oranı ile istatistiki açıdan anlamlı ve negatif; enflasyon oranı ile istatistiki açıdan anlamlı ve pozitif ilişkisi tespit edilmiştir. Döviz kuru, belirsizlik endeksi ve GSYİH değişkenleri ile istatistiksel açıdan anlamlı ilişki bulunamamıştır. Kısa dönemde ise mevduat faizi, döviz kuru ve GSYİH istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur.

İlgili literatür incelendiğinde Türkiye örneğinde tasarruf mevduatları ile tasarruf katılım fonlarının makroekonomik ve finansal belirleyicilerini bütünlük olarak ele alan ve karşılaştırmalı sonuçlar üreten araştırmaların çok kısıtlı olduğu görülmüştür. Bu kısıtlılığa binaen araştırmada, ekonometri yazınında yer alan geleneksel testler detaylandırılarak uygulanmıştır.

### 3. EKONOMETRİK ANALİZ

Araştırmanın bu bölümünde, mevduat bankalarının tasarruf mevduatları ve katılım bankalarının tasarruf katılım fonlarının seçili makroekonomik ve finansal göstergeler ile ilişkisi ekonometrik yöntemlerle analiz edilmektedir. Analize dâhil edilen serilerin durağanlık özellikleri Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Zivot-Andrews (ZA) birim kök testleri ile sınanmıştır. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiler Johansen (1988) eşbütünlük testi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) ile analiz edilmiştir. Son olarak seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda-Yamamoto (1995) testi ile ortaya konulmuştur.

#### 3.1. Veri Seti

Araştırmada, makroekonomik ve finansal belirleyiciler olarak hisse senedi piyasalarını temsilen Borsa İstanbul-100 Endeksi (XU100), enflasyonu temsilen Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100), faiz oranını temsilen Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyeti, döviz kurunu temsilen TÜFE bazlı Reel Efektif Döviz Kuru

(2003=100) ve altın fiyatlarını temsilen ise Külçe Altın Satış Fiyatı (TL/Gr) kullanılmıştır. Seriler, TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) veri tabanından temin edilmiştir. Araştırmaya 2011/01-2022/11 dönemi arasında yer alan 143 aylık gözlem dâhil edilmiştir. Bu dönemin seçiminde Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyeti serisine EVDS veri tabanında ilk erişilen dönemin 2011/01 olması kaynaklıdır. Seriler, varyanslarındaki değişkenliği azaltabilmek ve ölçek farklılıkları nedeni ile doğal logaritmaları alınarak araştırma sürecine dâhil edilmiştir. Ekonometrik analizlerde E-Views programı kullanılmıştır. Serilere ilişkin bilgi özetleri Tablo 1’de sunulmuştur.

**Tablo 1. Serilere Ait Bilgiler**

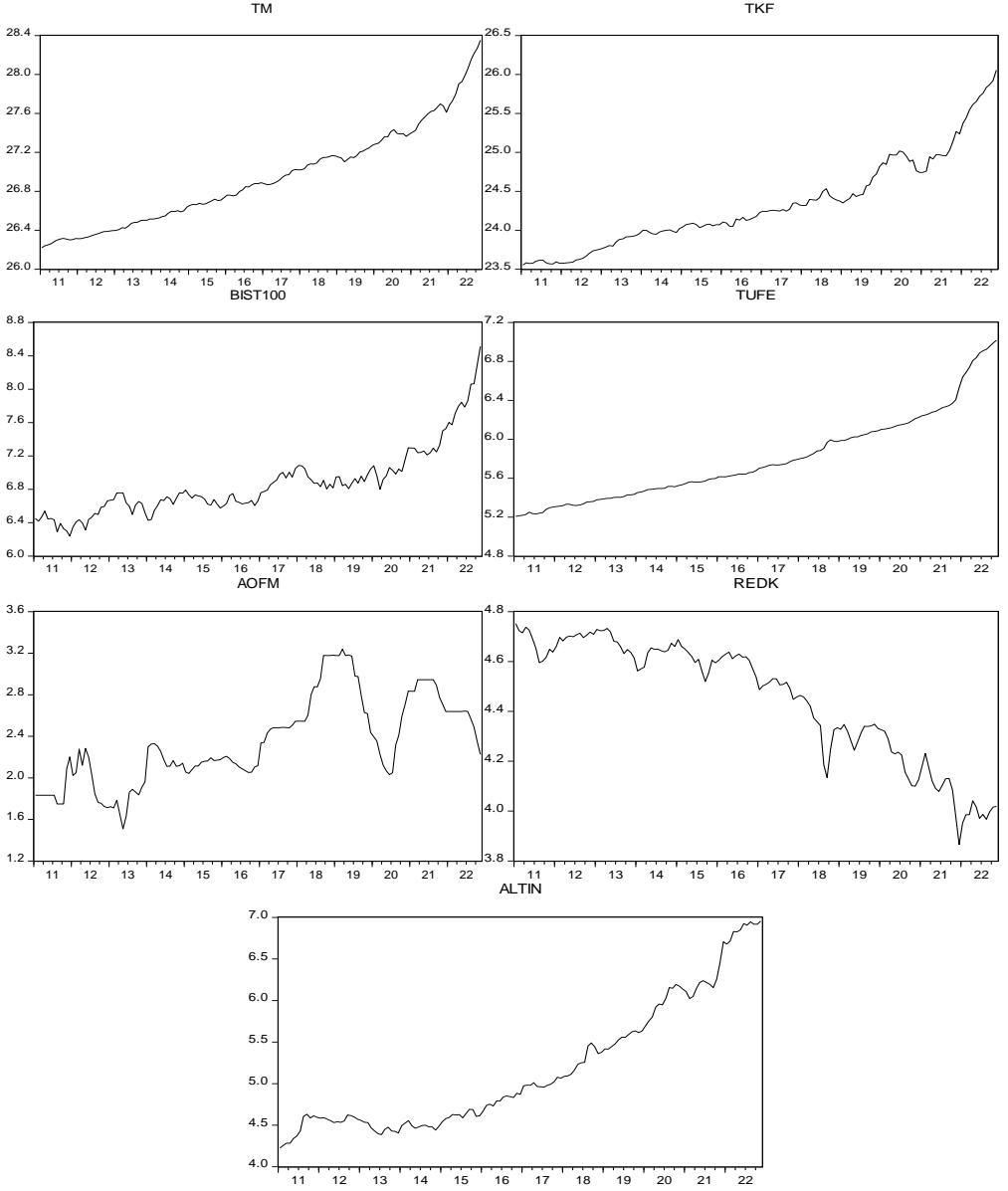
Seriler	Serilerin Kısa Kodu	Araştırma Dönemi	Gözlem Sayısı	Verilerin Türü	Kaynak
Tasarruf Mevduatı	TM				
Tasarruf Katılım Fonu	TKF				
BİST-100 Endeksi (XU100) Aylık Kapanış Fiyatı	BİST100				
Fiyat Endeksi (Tüketici)(2003=100)	TÜFE	2011/01- 2022/11	143	Aylık	TCMB EVDS
TCMB Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyeti	AOFM				
TÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru (2003=100)	REDK				
Külçe Altın Satış Fiyatı (TL/Gr)	ALTIN				

Serilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de gösterilmektedir. Tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, ortalamalarından sapma oranının en fazla ve en az olan serilerin sırasıyla altın ve döviz kuru olduğu görülmektedir. Kalan diğer serilerin standart sapmalarının birbirine yakın olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera istatistiğinin olasılık değerlerine göre seriler %5 anlamlılık seviyesinde normal dağılmamaktadır.

**Tablo 2. Serilere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler**

Seriler	Ortalama	Maksimum	Minimum	Medyan	Standart Sapma	Jarque-Bera (p değeri)
TM	26.938	28.351	26.219	26.878	0.503	10.168 (0.006)
TKF	24.332	26.054	23.552	24.226	0.589	19.755 (0.000)
BİST100	6.865	8.512	6.239	6.760	0.406	96.555 (0.000)
TÜFE	5.798	7.016	5.207	5.678	0.448	19.292 (0.000)
AOFM	2.343	3.238	1.508	2.254	0.421	6.180 (0.045)
REDK	4.449	4.752	3.865	4.531	0.241	14.934 (0.000)
ALTIN	5.177	6.954	4.224	4.884	0.771	19.242 (0.000)

Serilere ait grafiklere Şekil 1’de yer verilmiştir.



Şekil 1. Serilerin Zaman Yolu Grafikleri

Araştırmada TM ve TKF serilerinin bağımlı değişken; BİST100, TÜFE, AOFM, REDK ve ALTIN serilerinin bağımsız değişken olduğu aşağıda sunulan (1) ve (2) numaralı denklem modelleri test edilmektedir.

### Model 1:

$$TM_t = \beta_0 + \beta_1 BİST100_t + \beta_2 TÜFE_t + \beta_3 AOFM_t + \beta_4 REDK_t + \beta_5 ALTIN_t + \varepsilon_t \quad (1)$$



**Model 2:**

$$TKF_t = \beta_0 + \beta_1 BİST100_t + \beta_2 TÜFE_t + \beta_3 AOFM_t + \beta_4 REDK_t + \beta_5 ALTIN_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

**3.2. Birim Kök Testleri ve Bulguları**

Zaman serisi analizlerinde birim kök test bulguları araştırmanın ilerleyişini önemli ölçüde etkileyebilmektedir. Bir serinin uzun dönemde sahip olduğu özellik, bir önceki dönemde değişkenin aldığı değeri, bu dönemi ne şekilde etkilediğinin belirlenmesiyle ortaya çıkartılabilir. Bu nedenle, serinin nasıl bir süreçten geldiğini anlamak için, serinin her dönemde aldığı değerlerin daha önceki dönemdeki değerleri ile ilişkisinin incelenmesi gerekmektedir. Bunun için ekonometride sıklıkla birim kök analizleri kullanılmakta ve serilerin durağanlık özellikleri tespit edilmektedir (Tarı, 2010: 387). Değişen ortalamaya, varyansa ya da her ikisine sahip bir seri durağan olmayan (birim kök içeren) seri olarak tanımlanabilir (Gujarati, 2004: 814).

Serilerde birim kökün mevcudiyetini araştıran ilk testlerden Dickey ve Fuller (DF-1979) testinde, sabitsiz-trendsiz (3), sabitli-trendsiz (4) ve sabitli-trendli (5) olmak üzere üç regresyon modeli kullanılmaktadır (Dickey ve Fuller, 1979: 428). Modellerde  $m$  gecikme uzunluğunu,  $\Delta$  farkları,  $t$  zamanı,  $\rho$  gerçek bir sayı,  $Y$  değişkeni ve  $\varepsilon_t$  ortalaması ve kovaryansı 0, varyansı ise sabit olan tesadüfi bir hata terimi ifade edilmektedir.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots \quad (3)$$

$$Y_t = b_0 + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots \quad (4)$$

$$Y_t = b_0 + b_1 t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots \quad (5)$$

Eğer,  $\varepsilon_t$  hata terimi otokorelasyonlu ise, (5) numaralı denklem (6) numaralı denklem şeklinde düzenlenir. Buradaki amaç hata teriminin otokorelasyonsuz olmasını sağlayacak kadar gecikmeli fark teriminin modele dâhil edilmesidir. Bu modele DF testinin uygulanması ile ADF testi ortaya çıkmaktadır. DF ve ADF test istatistiğinin kritik değerleri de aynıdır.

$$\Delta Y_t = b_0 + b_1 t + \rho Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

ADF testinde kurulan sıfır hipotezi  $H_0: \rho = 0$  serinin durağan olmadığını göstermektedir. Sıfır hipotezine alternatif olarak kurulan  $H_1: \rho < 0$  ise serinin durağan olduğunu savunmaktadır (Mert ve Çağlar, 2019: 99-100; Tarı, 2010: 387-390).

DF testi, hata terimlerinin istatistiki olarak birbirinden bağımsız ve sabit varyansa sahip olduğunu, yani hata terimleri arasında otokorelasyon sorunu gözlenmediğini ifade etmektedir. Ancak zaman serilerinde zayıf bağımlı ve heterojen dağılımlı hata terimlerine sahip oldukları gözlenmiştir. Philips (1987) ve Philips-Peron (1988), bu gerçeklikten yola çıkarak hata terimleri arasında otokorelasyon olabileceğini düşünerek ve DF testinin varsayımlarını geliştirerek nonparametrik bir test ortaya koymuşlardır (Bozkurt, 2013: 43; Sevüktekin ve Çınar, 2014: 378). Philips-Peron (PP) testi, (3), (4) ve (5) numaralı denklemlerde verilen

standart DF denklemlerini tahmin etmekte ve bir  $t_p$  test istatistiğini modifiye ederek asimptotik dağılımın otokorelasyondan etkilenmemesini sağlamaktadır. Benzer şekilde DF testinde olduğu gibi  $H_0: \rho = 0$  hipotezi  $H_1: \rho < 0$  alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. PP test istatistiğinin asimptotik dağılımı ADF istatistiği ile aynı olduğundan MacKinnon (1996) kritik değerleri kullanılmaktadır. Hesaplanan PP test istatistiği ilgili kritik değerlerden küçük ise sıfır hipotezi reddedilmektedir (Mert ve Çağlar: 2019:101).

Birim kök testlerinde ortaya çıkan temel sorunlardan birisi deterministik trend fonksiyonunun doğru belirlendiğine ilişkin varsayımdır. Perron (1989) araştırmasında, deterministik trend fonksiyonunda bir kırılmanın varlığı ile serinin birim köklü değilken, sanki birim köklüymüş gibi davranmasını tartışmıştır. Bu nedenle aslında durağan olan seriler bazı durumlarda durağan değilmiş gibi görünmektedir. Bu yapıdaki seriler için trend fonksiyonundaki kırılmaları dikkate alan birim kök testleri, geleneksel birim kök testlerinden daha kullanışlı olabilmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 400-401). Perron (1989) araştırmasında zaman serilerinde yapısal kırılma tek bir noktada ve kırılma tarihinin ( $T_b$ ) bilindiği varsayımı ile hareket etmiştir. Zivot-Andrews (ZA-1992), bu varsayımı geliştirerek kırılma noktasını içsel olarak ele almış, yani tek kırılmanın tarihinin bilinmediği varsayımı ile birim kök testi sürecini ortaya koymuştur. ZA testinde yer alan regresyon denklemleri mümkün olan her kırılma noktası için tahmin edilmekte ve t istatistiği kullanılmaktadır. Testte,  $H_0$  hipotezlerini test etmek için aşağıda yer verilen modeller geliştirmiştir.

**Model A:** Sabitte kırılma olduğunda,

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (7)$$

**Model B:** Trendde kırılma olduğunda,

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (8)$$

**Model C:** Hem sabitte hem de trendde kırılma olduğunda,

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \gamma DT_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (9)$$

A, B ve C modellerinde yokluk hipotezi " $H_0$ : *Seri birim kök içerir*" şeklindedir. ADF tipi bir test süreci söz konusu olduğundan her üç model içinde  $\alpha = 0$  olması yokluk hipotezinin reddedilememesi yani serinin birim köklü olduğunu göstermektedir (Mert ve Çağlar, 2019:137; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 431).

Tablo 3 ve Tablo 4'te araştırmaya konu serilerin durağanlık sınamaları ADF, PP ve ZA birim kök testleri ile yapılmıştır. ADF ve PP birim kök testlerinde, " $H_0$ : *Seri durağan değildir ve seri birim kök içermektedir*" şeklindeki yokluk hipotezi test edilmektedir. ADF ve PP birim kök test bulgularını kontrol etmek için kullanılan tek yapısal kırılmalı ZA birim kök testinde ise " $H_0$ : *Seri bir yapısal kırılma olmadan birim köklüdür, yani durağanlık yoktur*" şeklindeki yokluk hipotezi test edilmektedir.

**Tablo 3. ADF ve PP Birim Kök Test Bulguları**

Seriler	ADF		PP	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
TM	3.9318 (1.0000)	5.0143 (1.0000)	4.0592 (1.0000)	4.4605 (1.0000)
TKF	3.6677 (1.0000)	1.7528 (1.0000)	3.0682 (1.0000)	1.2135 (1.0000)
BİST100	2.8366 (1.0000)	1.2400 (1.0000)	3.7389 (1.0000)	2.0362 (1.0000)
TÜFE	3.1076 (1.0000)	1.3486 (1.0000)	4.2971 (1.0000)	2.3023 (1.0000)
AOFM	-1.9292 (0.3181)	-2.0063 (0.59269)	2.0146 (0.2804)	-2.2626 (0.4512)
REDK	-0.2374 (0.9296)	-2.5756 (0.2921)	0.0555 (0.9612)	-2.3053 (0.4280)
ALTIN	1.4279 (0.9991)	-0.8566 (0.9569)	1.9310 (0.9998)	-0.4969 (0.9827)
$\Delta$ TM	-3.1009 (0.0288)	-8.1462 (0.0000)	-7.7739 (0.0000)	-8.3418 (0.0000)
$\Delta$ TKF	-5.8162 (0.0000)	-10.3499 (0.0000)	-10.1577 (0.0000)	-10.5500 (0.0000)
$\Delta$ BİST100	-10.7996 (0.0000)	-11.2265 (0.0000)	-10.7820 (0.0000)	-11.2380 (0.0000)
$\Delta$ TÜFE	-3.3102 (0.0163)	-4.0603 (0.0090)	-5.5148 (0.0000)	-6.3536 (0.0000)
$\Delta$ AOFM	-8.8220 (0.0000)	-8.8469 (0.0000)	-9.0368 (0.0000)	-9.0557 (0.0000)
$\Delta$ REDK	-9.5771 (0.0000)	-9.5832 (0.0000)	-9.2642 (0.0000)	-10.0740 (0.0000)
$\Delta$ ALTIN	-9.0452 (0.0000)	-9.3255 (0.0000)	-8.8949 (0.0000)	-9.0574 (0.0000)

**Notlar:** “ $\Delta$ ” notasyonu serilerin birinci farkını göstermektedir. Parantez “( )” içindekiler olasılık değerlerini göstermektedir. ADF ve PP birim kök testlerinde kritik değerler sabitli model için -3.476805 (%1), -2.881830 (%5) ve -2.577668 (%10); sabitli ve trendli model için ise -4.023975 (%1), -3.441777 (%5) ve -3.145474 (%10) şeklindedir. Tüm testlerde optimal gecikmeye Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) ile karar verilmiştir. Ayrıca PP testinde, Spectral tahmin yöntemi için Bartlett kernel ile karar verilirken, Newey-West yöntemi için ise Bandwith seçenekleri kullanılmaktadır.

Tablo 3’e göre %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde serilerinin seviye değerlerinde birim köklü oldukları ve birinci dereceden farkları alındığında durağanlaştıkları tespit edilmiştir. Tablo 4’te sunulan ZA testi Model A ve Model C bulgularına göre ise, tüm anlamlılık düzeylerinde seriler seviyede yapısal kırılma olmadan birim köklüdür. Birinci dereceden farkı alınan serilerin ise durağanlaştığı görülmüştür. ZA test bulguları, ADF ve PP testleri ile benzerlik göstermektedir. Sonuçta, araştırmadaki seriler birinci dereceden farklarında (I(1)) durağanlaşmaktadırlar.

**Tablo 4. ZA Birim Kök Test Bulguları**

Model	Model A		Model C		
	Seriler	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi
TM		2.739398	2020M12	-0.715287	2021M03
TKF		-0.575231	2021M02	-3.395448	2020M11
BİST100		0.406715	2020M11	-2.650611	2021M02
TÜFE		0.803943	2021M03	-1.512496	2021M03
AOFM		-3.493206	2019M09	-4.095936	2018M04
REDK		-3.318196	2014M04	-4.186566	2015M10
ALTIN		-0.643475	2018M03	-2.430591	2012M10

ΔTM	-4.998590	2020M12	-6.345835	2020M08
ΔTKF	-7.249918	2021M01	-7.891154	2020M07
ΔBİST100	-4.396893	2020M11	-5.189969	2018M03
ΔTÜFE	-4.232364	2021M02	-5.436314	2020M12
ΔAOFM	-5.146926	2019M04	-5.745845	2020M08
ΔREDK	-7.996022	2018M10	-7.968318	2018M10
ΔALTIN	-10.23364	2021M12	-10.15556	2011M08

**Notlar:** “Δ” notasyonu serilerin birinci farkını göstermektedir. Model A kritik değerleri -5.34 (%1), -4.93(%5) ve -4.58 (%10); Model C için kritik değerler ise -5.57 (%1), -5.08 (%5) ve -4.82 (%10) şeklindedir. Her iki model için gecikme uzunluğu 12 olarak alınmıştır.

### 3.3. Johansen Eşbütünleşme Testi ve Bulguları

Eşbütünleşme, iktisadi değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin istatistiki açıdan ortaya konulmasıdır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:481). Birim kök içeren serilerle yapılan analizlerde sahte regresyon problemi ile karşılaşma riski söz konusu olmakta, serilerin durağanlaştırılması için farkının alınması ile orijinal gözlemlerde bilgi kaybı sebebiyet olabilmektedir. Bu neden ile seviye değerlerinde birim kök içeren serilerin durağan bir bileşimlerinin olabileceğini gösteren eşbütünleşme analizleri kullanılmaktadır (Eriçok ve Yılandı, 2013:95). Seriler arasında uzun dönemli ilişkilerin ortaya çıkarılmasında Engle-Granger (1987) tarafından tek denklemlerle bir eşbütünleşme testi geliştirilmiş ve bu testin bazı yetersizlikleri nedeni ile çoklu eşbütünleşme ilişkilerini inceleme imkânı tanıyan Johansen (1988) ve Johansen-Jeselius (1990) testleri ortaya konulmuştur. Johansen (1988), seriler arasında var olabilecek tüm farklı eşbütünleşme ilişkilerinin tahminine imkân tanıyan yöntemi aşağıda gösterilen Vektör Otoregresif (VAR) modelini dikkate alarak geliştirmiştir (Tarı, 2010: 425-429):

$$X_t = \sum_{i=1}^p \pi_i X_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

(10) numaralı denklemde  $X_t$  serilerin matrislerini ve  $D_t$  ise deterministik ögeleri göstermektedir. I(1) olan seriler Hata Düzeltme modeli olarak ifade edilirse (11) numaralı denklemdeki süreç elde edilmektedir.

$$\Delta X_t = \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

(11) numaralı denklemde,  $X_t$  hataların matrisini,  $\varepsilon_t$  hata terimini,  $\Gamma_i$ ,  $i=1,2,\dots,k$ 'ya kadar olan ve gecikme uzunluğunu tanımlayan (pxp) boyutlu parametreler matrisini göstermektedir.  $\pi$  ise serilerin uzun dönem ilişkileri hakkında bilgi veren,  $\Gamma_i$  ile aynı (pxp) boyutlu bir matris rankıdır. Matris rankının 0 olması durumunda,  $X_t$  I(1) formunda bir VAR modeline dönüşmektedir. Bu durumda seriler arasında uzun dönemli bir ilişkiden bahsedilemez. Rank ( $\pi$ ) =  $r < p$  ise; durağan ya da eşbütünleşik olan  $X_t$  serileri arasında  $r$  sayıda lineer kombinasyon var olmakta ve  $\pi$  matrisi  $\pi = \alpha.\beta$  biçiminde yazılabilir. Burada,  $\alpha$  ayarlama matrisini;  $\beta$  ise, eşbütünleşme matrisini ifade etmektedir. Diğer taraftan  $\pi$  matrisinin rankının 1 veya 1'den büyük olması durumunda eşbütünleşik vektör var olduğundan uzun dönemli

ilişkiden bahsedilebilir. Çoklu eşbütünleşme analizlerinde en az bir eşbütünleşik vektör ortaya çıkması beklenmektedir. Eşbütünleşik vektör sayısına, İz ve Maksimum Özdeğer istatistikleri kıyaslanarak karar verilir (Tari: 2010, 427-429; Turner, 2009: 825-826).

Johansen (1988) eşbütünleşme testi, VAR temelli olduğundan kurulan modellerin optimum gecikme sayısının belirlenmesi gerekmektedir. Tablo 5 ve 6'da optimum gecikme uzunluğunun tespiti için bilgi kriterlerince en çok doğrulanmış (hangisinde en çok \* varsa) seçim yapılmaktadır. Bilgi kriterlerince en çok doğrulanmış gecikme uzunluğu Tasarruf Mevduatları (Model 1) modelinde 6, Tasarruf Katılım Fonları (Model 2) modelinde ise 2 olarak belirlenmiştir.

**Tablo 5. Model 1 Optimum Gecikme Uzunluğu Seçimi**

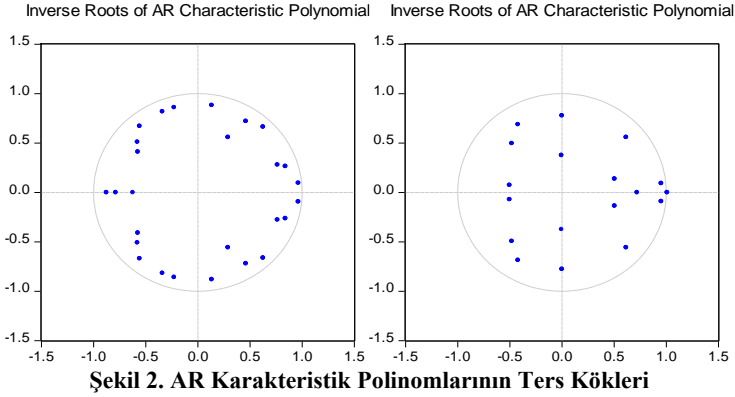
Gecikme Uzunluğu	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	5.10e-11	-6.671974	-6.542850	-6.619502
1	2261.501	1.85e-18	-23.80662	-22.90276*	-23.43931
2	117.2884	1.21e-18	-24.23467	-22.55606	-23.55253*
3	58.13856	1.26e-18	-24.20253	-21.74918	-23.20556
4	64.45709	1.21e-18	-24.25517	-21.02708	-22.94337
5	64.59077	1.13e-18*	-24.34290	-20.34008	-22.71626
6	55.42908*	1.14e-18	-24.37517*	-19.59761	-22.43370
7	31.62559	1.45e-18	-24.18559	-18.63329	-21.92929
8	49.72894	1.49e-18	-24.23050	-17.90346	-21.65937

**Tablo 6. Model 2 Optimum Gecikme Uzunluğu Seçimi**

Gecikme Uzunluğu	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	4.55e-11	-6.786457	-6.657334	-6.733985
1	2081.318	6.73e-18	-22.51342	-21.60956*	-22.14612
2	140.3624	3.64e-18*	-23.13060*	-21.45200	-22.44846*
3	54.66279	3.90e-18	-23.06850	-20.61515	-22.07153
4	57.86766*	3.99e-18	-23.06123	-19.83315	-21.74943
5	48.62934	4.37e-18	-22.99549	-18.99267	-21.36886
6	48.28407	4.71e-18	-22.95485	-18.17729	-21.01338
7	29.41894	6.15e-18	-22.74129	-17.18899	-20.48499
8	40.93964	6.98e-18	-22.68400	-16.35696	-20.11287

**Notlar:** \* belirtilen kriterlere göre optimum gecikme sayısını göstermektedir. LR: Sequential Modified LR Test Statistic (Ardışık Modifiye Test İstatistiği), FPE: Final Prediction Error (Nihai Tahmin Hatası), AIC: Akaike Information Criterion (Akaike Bilgi Kriteri), SC: Schwarz Information Criterion (Schwarz Bilgi Kriteri), HQ: Hannan-Quinn Information Criterion (Hannan-Quinn Bilgi Kriteri).

AR karakteristik polinomlarının ters köklerinin hepsinin birim çemberin içerisinde yer alması nedeniyle sırası ile Model 1 ve Model 2'nin istikrar koşulunu sağladığı Şekil 2'de görülmektedir.



Tablo 7’de Model 1 ve 2’ye ait otokorelasyon ve değişen varyans test bulgularına yer verilmiştir. Otokorelasyon LM testinde ‘ $H_0$ : Otokorelasyon yoktur’ ve ‘ $H_1$ : Otokorelasyon vardır’ testleri sınanmaktadır. Model 1 için kurulan VAR(6) modelinin, 6. gecikme uzunluğunda olasılık değeri %5 anlamlılık düzeyinde test edilmiş ve sırasıyla  $0.4343 > 0.05$ , olması nedeni ile  $H_0$  yokluk hipotezi reddedilememiştir. Model 2 için kurulan VAR(2) modelinin, 2. gecikme uzunluğunda olasılık değeri  $0.0882 > 0.05$  olması nedeni ile  $H_0$  yokluk hipotezi reddedilememiştir. Model 1 ve Model 2 için otokorelasyon sorunu olmadığı tespit edilmiştir. Araştırmaya konu modellerin sabit varyanslı olmaları gerekmektedir. Model 1’in Ki-kare ve olasılık değeri sırası ile 1579.643 ve 0.1104 şeklindedir.  $0.1104 > 0.05$  olması nedeni ile %5 yanılma düzeyinde sabit varyanslı olduğu görülmektedir. Model 2’nin ise Ki-kare ve olasılık değeri 693.4183 ve 0.0136 şeklindedir. Model 2’de %1 yanılma düzeyinde sabit varyanslıdır.

**Tablo 7. Modellerin Otokorelasyon ve Değişen Varyans Test Bulguları**

Model 1- Otokorelasyon LM Testi			
Gecikme Uzunluğu	LM Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Olasılık Değeri
1	33.07865	36	0.6083
2	46.09606	36	0.1208
3	41.72143	36	0.2360
4	49.31226	36	0.0687
5	24.66464	36	0.9234
6	36.74186	36	0.4343
Model 1- Değişen Varyans Testi			
Ki-Kare testi	Serbestlik Derecesi		Olasılık Değeri
1579.643	1512		0.1104
Model 2- Otokorelasyon LM Testi			
Gecikme Uzunluğu	LM Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Olasılık Değeri
1	49.30147	36	0.0691
2	47.94840	36	0.0882
Model 2- Değişen Varyans Testi			

Ki-Kare testi	Serbestlik Derecesi	Olasılık Değeri
693.4183	504	0.0136

Tablo 8’de Model 1’in Johansen (1988) eşbütünlüşme test bulgularına yer verilmiştir. Tabloda %5 yanılma düzeyinde kritik değerlerin iz ve maksimum özdeğer istatistiklerinden küçük olması ( $142.1117 > 95.75366$ ,  $84.81988 > 69.81889$ ,  $57.29178 > 40.07757$  ve  $41.54647 > 33.87687$ ) seriler arasında 2 adet eşbütünlüşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Bağımlı değişken olan Tasarruf Mevduatı serisinin, bağımsız değişkenler ile arasında uzun dönemli ilişki söz konusudur.

**Tablo 8. Model 1 Eşbütünlüşme Testi Bulguları**

İz İstatistik Değeri				
H <sub>0</sub> : Eşbütünlüşme Yoktur	Özdeğer	İz İstatistiği	0.05 Kritik Değeri	Olasılık Değeri*
$r = 0$	0.343783	142.1117	95.75366	0.0000
$r \leq 1$	0.263237	84.81988	69.81889	0.0020
$r \leq 2$	0.124949	43.27341	47.85613	0.1261
$r \leq 3$	0.091174	25.12106	29.79707	0.1571
$r \leq 4$	0.063836	12.11930	15.49471	0.1513
$r \leq 5$	0.022882	3.148.122	3.841466	0.0760
Maksimum Özdeğer İstatistik Değerleri				
H <sub>0</sub> : Eşbütünlüşme Yoktur	Özdeğer	Maksimum Özdeğer İstatistiği	0.05 Kritik Değeri	Olasılık Değeri*
$r = 0$	0.343783	57.29178	40.07757	0.0002
$r \leq 1$	0.263237	41.54647	33.87687	0.0050
$r \leq 2$	0.124949	18.15236	27.58434	0.4825
$r \leq 3$	0.091174	13.00176	21.13162	0.4521
$r \leq 4$	0.063836	8.971180	14.26460	0.2886
$r \leq 5$	0.022882	3.148122	3.841466	0.0760

**Notlar:** İz ve maksimum özdeğer testi 0.05 seviyesinde 2 adet eşbütünlüşme olduğunu göstermektedir. \* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık değerlerini göstermektedir. ‘r’ eşbütünlüşme vektör sayısını göstermektedir. Gecikme sayısı 6 olarak belirlenmiştir.

Tablo 9’da Model 2’nin Johansen (1988) eşbütünlüşme test bulgularına yer verilmiştir. Tabloda %5 yanılma düzeyinde kritik değerlerin iz ve maksimum özdeğer istatistiklerinden küçük olması ( $105.9457 > 95.75366$  ve  $45.97794 > 40.07757$ ) seriler arasında 1 adet eşbütünlüşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Bağımlı değişken olan Tasarruf Katılım Fonları serisinin, bağımsız değişkenler ile arasında uzun dönemli ilişki söz konusudur.

**Tablo 9. Model 2 Eşbütünlüşme Testi Bulguları**

İz İstatistik Değeri				
H <sub>0</sub> : Eşbütünlüşme Yoktur	Özdeğer	İz İstatistiği	0.05 Kritik Değeri	Olasılık Değeri*
$r = 0$	0.279935	105.9457	95.75366	0.0083
$r \leq 1$	0.151827	59.96773	69.81889	0.2364

$r \leq 2$	0.105538	36.91386	47.85613	0.3516
$r \leq 3$	0.098642	21.29925	29.79707	0.3392
$r \leq 4$	0.044644	6.759811	15.49471	0.6057
$r \leq 5$	0.002609	0.365798	3.841.466	0.5453
Maksimum Özdeğer İstatistik Değerleri				
H <sub>0</sub> : Eşbütünleşme Yoktur	Özdeğer	Maksimum Özdeğer İstatistiği	0.05 Kritik Değeri	Olasılık Değeri*
$r = 0$	0.279935	45.97794	40.07757	0.0097
$r \leq 1$	0.151827	23.05387	33.87687	0.5264
$r \leq 2$	0.105538	15.61461	27.58434	0.6982
$r \leq 3$	0.098642	14.53944	21.13162	0.3225
$r \leq 4$	0.044644	6.394013	14.26460	0.5632
$r \leq 5$	0.002609	0.365798	3.841466	0.5453

**Notlar:**  $I_z$  ve maksimum özdeğer testi 0.05 seviyesinde 1 adet eşbütünleşme olduğunu ifade etmektedir. Gecikme sayısı 2 olarak belirlenmiştir.

### 3.4. Vektör Hata Düzeltme (VECM) Modeli ve Bulguları

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin tespiti halinde hata düzeltme mekanizması yardımı ile seriler arasındaki kısa dönemli ilişkiler incelenebilir (Tarı, 2010: 435). Eşbütünleşik seriler uzun dönemde birlikte hareket etseler de kısa dönemde bu seriler arasında denge ilişkisinden sapmalar söz konusu olabilir (Göçer, 2015:291). Bu kısa dönemli sapmalar hata düzeltme mekanizması ile düzeltilebilmektedir. Hata düzeltme modelinin tahmini ile serilerin uzun ve kısa dönem davranışları arasında bir bağ kurulmaktadır (Mert ve Çağlar, 2019: 253). Hata düzeltme modeli Denklem (12)'de gösterilmektedir (Brooks, 2014:375):

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 (Y_{t-1} - \gamma X_{t-1}) + \mu_t \quad (12)$$

Denklem (12)'de,  $Y_t$  ve  $X_t$  iki eşbütünleşik seri olmak üzere  $\gamma$  eşbütünleşme parametresidir.  $(Y_{t-1} - \gamma X_{t-1})$ , hata düzeltme terimini ve  $\beta_2$  ise hata düzeltme parametresini ifade etmektedir. İyi ve açıklanabilir bir modelde hata düzeltme katsayısı negatif ve istatistiki açıdan anlamlı olmalıdır. Aksi halde tahmin edilen VECM modeli anlamsız ya da yorumlanması güçleşmektedir (Mert ve Çağlar, 2019: 267). VECM, birden fazla bağımsız değişkenin bulunduğu modellerde VAR çerçevesinde oluşturulmuş bir hata düzeltme modelidir ve modeldeki seriler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkileri ortaya koyabilmektedir (Brooks, 2014: 695). Modeldeki seriler eşbütünleşik ise VECM, VAR modelinden daha güçlü tahminler üretebilmektedir (Tarı, 2010: 454).

**Tablo 10. VECM Bulguları**

Uzun Dönem Denklemi		
	TM	TKF
Sabit (C)	10.17540	25.98006
REDK	1.429868 (0.28075) [-5.09302]	5.993331 (1.72386) [-3.47669]



	0.109795	0.239255
AOFM	(0.03545)	(0.27010)
	[-3.09740]	[-0.88579]
	1.502295	1.826377
TÜFE	(0.12178)	(1.05379)
	[-12.3358]	[-1.73314]
	-0.045080	-0.772124
BİST100	(0.08981)	(0.60059)
	[-0.50194]	[-1.28560]
	0.216704	1.447415
ALTIN	(0.08190)	(0.60517)
	[-2.64587]	[-2.39176]
Hata Düzeltme Katsayısı		
	-0.173071	-0.040111
CointEq(-1)	(0.03615)	(0.00788)
	[-4.78767]	[-5.09053]

Tablo 10'da Model 1 ve Model 2'nin VECM bulgularına yer verilmiştir. Tasarruf mevduatlarının (TM) bağımlı değişken olduğu Model 1'de hata düzeltme katsayısı (CointEq(-1)) negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Hata düzeltme mekanizması Model 1 için çalışmaktadır. Model 1'de kısa dönemde oluşan dengesizlikler 5.77 (1/0.173071) ayda düzeltilerek uzun dönem dengesine ulaşmaktadır. Model 1'in uzun dönem denklemi incelendiğinde; REDK, AOFM, TÜFE ve ALTIN serilerindeki %'lik artış tasarruf mevduatlarını sırası ile %1.429, %0.109, %1.502 ve %0.216 arttırmaktadır. Uzun dönemde REDK, AOFM, TÜFE ve ALTIN serilerinin bağımlı değişken üzerindeki etkisi %1 yanılma düzeyinde istatistiki açıdan anlamlıdır. BİST100 serisindeki %'lik bir artış tasarruf mevduatlarını -%0.045 şeklinde azaltmaktadır, ama bu ilişki istatistiki açıdan tüm yanılma düzeylerinde anlamsızdır.

Model 2 bulguları incelendiğinde; hata düzeltme katsayısının (CointEq(-1)) negatif ve istatistiksel açıdan anlamlıdır. Model 2'de kısa dönemde oluşan dengesizlikler 24.93 (1/0.00401) ayda düzeltilerek uzun dönem dengesine ulaşmaktadır. Model 2'nin uzun dönem denklemi incelendiğinde; REDK, AOFM, TÜFE ve ALTIN serilerindeki %'lik artış tasarruf katılım fonlarını (TKF) sırası ile %5.993, %0.2392, %1.8263 ve %1.4474 arttırmaktadır. Uzun dönemde REDK (%1), TÜFE (%10) ve ALTIN (%5) serilerinin bağımlı değişken üzerindeki etkisi istatistiki açıdan anlamlıdır. AOFM serisi ise istatistiki açıdan tüm yanılma düzeylerinde anlamsızdır. BİST100 serisindeki %'lik bir artış tasarruf mevduatlarını -%0.7721 azaltmaktadır, ama bu ilişki istatistiki açıdan tüm yanılma düzeylerinde anlamsızdır.

### 3.5. Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Testi ve Bulguları

Toda ve Yamamoto (1995), ekonometrik bir modelde nedensellikler test edilirken serilerin durağanlık koşulları ve uzun dönem ilişkileri önemsenmeden nedenselliklerin ortaya çıkarılabileceğine ilişkin gecikmesi arttırılmış VAR modeline (k+dmax) dayalı bir test geliştirmişlerdir. Burada, dmax serilerin bütünleşme derecesini ve k ise kurulan modelin optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. Y ve X serileri için Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi modeli (13) ve (14) numaralı denklemlerde gösterilmektedir.

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{2i} X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (13)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{2i} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (14)$$

Bu noktada,  $\varepsilon_{1t}$  ve  $\varepsilon_{2t}$  hata terimlerinin temiz dizi sürecinde olduğu ve otokorelasyon sorununun söz konusu olmadığı varsayılmaktadır. Bu test ilişkin hipotezleri de şu şekilde kurulabilir:

$$H_0 : B_{2i} = 0, i = 1, 2, \dots, p \text{ (X'ten Y'ye nedensellik yoktur)}$$

$$H_1 : B_{2i} \neq 0, i = 1, 2, \dots, p \text{ (X'ten Y'ye nedensellik vardır)}$$

Tablo 11'de Toda-Yamamoto (1995) nedensellik test bulgularına yer verilmiştir. %10 yanılma düzeyinde TÜFE, BİST100, AOFM ve REDK serilerinden tasarruf mevduatlarına doğru; tasarruf mevduatlarından ALTIN serisine doğru tek yönlü nedensellikler tespit edilmiştir. Yine % 10 yanılma düzeyinde TÜFE ile tasarruf katılım fonları serileri arasında çift yönlü, AOFM serisinden tasarruf katılım fonlarına tek yönlü, tasarruf katılım fonlarından REDK serisine doğru tek yönlü nedensellik söz konusudur.

**Tablo 11. Nedensellik Testi Bulguları**

Bağımlı değişken	Bağımsız değişken	Gecikme Uzunluğu (k+dmax)	Ki-kare test istatistiği	Ki-kare p değeri	Nedenselliğin varlığı ve yönü
TM	TÜFE	7	23.15839	0.0007	TÜFE>>>TM
	BİST100	7	24.36014	0.0004	BİST100>>>TM
	AOFM	7	18.94657	0.0043	AOFM>>>TM
	REDK	7	12.04681	0.0609	REDK>>>TM
	ALTIN	7	8.892848	0.1797	Nedensellik yok
TÜFE	TM	7	4.281619	0.6386	Nedensellik yok
BİST100		7	7.701271	0.2608	Nedensellik yok
AOFM		7	6.175095	0.4039	Nedensellik yok
REDK		7	4.113487	0.6613	Nedensellik yok
ALTIN		7	13.03344	0.0425	TM>>>ALTIN
TKF	TÜFE	3	6.312410	0.0426	TÜFE>>>TKF
	BİST100	3	1.061589	0.5881	Nedensellik yok
	AOFM	3	11.34851	0.0034	AOFM>>>TKF
	REDK	3	1.614212	0.4461	Nedensellik yok
	ALTIN	3	2.729010	0.2555	Nedensellik yok
TÜFE	TKF	3	8.819132	0.0122	TKF>>>TÜFE
BİST100		3	0.445845	0.8002	Nedensellik yok
AOFM		3	0.930171	0.6281	Nedensellik yok
REDK		3	29.69876	0.0000	TKF>>>REDK
ALTIN		3	2.625678	0.2691	Nedensellik yok

#### 4. SONUÇ

Bu araştırmada, tasarruf davranışının belirleyicilerine yönelik mevcut ampirik araştırmalardan yola çıkılarak tasarruf mevduatları ile tasarruf katılım fonlarının seçili makroekonomik ve finansal faktörler ile ilişkisi ortaya konulmuştur. Araştırmada, tasarruf mevduatları ve tasarruf katılım fonlarının bağımlı değişken olduğu; enflasyon, döviz kuru, faiz oranı, BİST-100 endeksi ve altın fiyatlarının ise bağımsız değişken olduğu iki model kurulmuştur. Öncelikle serilerin durağanlık özellikleri tespit edilmiştir. ADF, PP ve ZA birim kök test bulguları, tüm serilerin seviyede birim köklü olduklarını göstermektedir. Seriler birinci dereceden farkları alındığında durağan hale gelmektedir. Serilerin birinci dereceden farklarında durağanlaşmaları uzun dönemli ilişkilerin tespit edilmesinde Johansen (1988) eşbütünleşme testinin uygulanmasına zemin hazırlamıştır. Kurulan her iki modelde seriler uzun dönemli ilişkilidir. Uzun dönem ilişki parametrelerinin belirlenebilmesi için VECM modeli oluşturulmuştur. VECM modelinde hata düzeltme katsayıları negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Bu durum, her iki model için hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını göstermektedir. Tasarruf mevduatlarının bağımlı değişken olduğu Model 1’de kısa dönemde oluşan dengesizlikler 5.77 ayda düzeltilerek uzun dönem dengesine erişmektedir. Model 1’in uzun dönem parametre bulgularında; döviz kuru, faiz oranı, enflasyon ve altın fiyatları değişkenlerindeki %1’lik artışların tasarruf mevduatlarında sırası ile % 1.429, %0.109, % 1.502 ve %0.216 oranında artış meydana getirmektedir. Bu ilişkiler istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. BİST-100 endeksi ile tasarruf mevduatları arasındaki ilişkinin negatif ve istatistiksel açıdan anlamsız olduğu tespit edilmiştir. Tasarruf katılım fonlarının bağımlı değişken olduğu Model 2’de ise kısa dönemde oluşan dengesizlikler yaklaşık 25 ayda düzeltilerek uzun dönem dengesine ulaşmaktadır. Model 2’nin uzun dönem parametreleri incelendiğinde; döviz kuru, faiz oranı, enflasyon ve altın fiyatları değişkenlerindeki %1’lik artış tasarruf katılım fonlarını sırasıyla %5.993, %0.2392, % 1.8263 ve %1.4474 arttırdığı görülmüştür. Bu ilişkilerde döviz kuru, enflasyon ve altın fiyatları değişkenleri istatistiksel olarak anlamlı iken, faiz oranı değişkeni anlamlı değildir. Model 2’de BİST-100 endeksi ile tasarruf katılım fonları ilişkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamsızdır. Bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenler üzerindeki etki güçleri her iki model için kıyaslanabilir. Döviz kuru, enflasyon ve altın fiyatlarının, tasarruf katılım fonlarını daha fazla etkilediği tespit edilmiştir. Faiz oranı, tasarruf katılım fonlarını tasarruf mevduatlarına kıyasla pozitif olarak daha fazla etkilese de bu etki istatistiksel olarak anlamsızdır. Kurulan her iki modelin BİST-100 endeksi ile olan ilişkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamsızdır. Son olarak Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi sonuçları ortaya konulmuştur. Enflasyon, BİST-100 endeksi, faiz oranı ve döviz kurundan tasarruf mevduatlarına doğru; tasarruf mevduatlarından altın fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellikler tespit edilmiştir. Enflasyon ile tasarruf katılım fonları arasında çift yönlü; faiz oranından tasarruf katılım fonlarına tek yönlü, tasarruf katılım fonlarından döviz kurlarına doğru tek yönlü nedensellik söz konusudur.

Araştırma sonuçları incelendiğinde banka tasarruflarının döviz kuru, faiz oranı, enflasyon ve altın değişkenlerinden pozitif yönde etkilendikleri görülmektedir. Bu durum, bu değişkenlerdeki artışların banka tasarruflarının hacmine olumlu yansıdığını göstermektedir. Özellikle döviz kuru ile altın fiyatlarındaki yükselişlerin, mevcut döviz cinsinden banka tasarruflarının ve altın hesaplarının değerlendirilmesinin bir göstergesi olarak yorumlanabilir. Ayrıca, ilgili dönemde enflasyona karşı bir koruma elde edebilmek adına döviz ve altın tasarruf hesaplarına mudiler tarafından bir eğilimin olduğu da düşünülebilir. Döviz kuru ve altın fiyatlarının yükselişlerinin tasarruf katılım fonlarını, tasarruf mevduatlarına kıyasla daha fazla etkilediği görülmektedir. Bu durum, katılım bankalarında döviz ve altın cinsinden varlıkların payının toplam varlıklarına kıyasla yüksek ya da faiz hassasiyetinden kaynaklı bu hesaplara

eğilimin daha fazla olduğu şeklinde yorumlanabilir. Bir diğer önemli makroekonomik gösterge olan enflasyon oranındaki yükselişlerin de banka tasarruf hesapları hacminde artış yarattığı görülmektedir. Bu durum, döviz kuru yükselişlerinin dolaylı etkisi ve enflasyondan kaynaklı satın alma gücünde azalma görülen hanehalkının birikimlerini bankalara yönelttiğinin bir sonucu olarak okunabilir. Enflasyonun etkisi, mevduat bankalarına oranla katılım bankalarında bulunan tasarruf hacminde daha belirgin görünmektedir. Bankalarda tutulan tasarruf hacmini ve ekonomik aktiviteyi etkileyen başat makroekonomik göstergelerden olan faiz oranı ise mevduat bankalarına kıyasla daha fazla katılım bankalarındaki tasarruf hacmini etkilediği görülmektedir. Faizsiz bankacılık prensibi ile hareket eden bu bankacılık tarzının faiz oranından daha fazla etkilenmesi, faiz oranı riski ile karşı karşıya olduğunun göstergesidir. Son olarak hem finansal bir gösterge hem de banka tasarruflarına alternatif bir yatırım aracı olan BİST-100 hisse senedi endeksinin banka tasarruflarını negatif etkilediği görülmüştür. Bu durum, her iki yatırım aracının birbirine rakip finansal enstrümanlar olduğunun göstergesidir.

Bu araştırmanın ampirik bulguları ile literatürde yer alan Ngula (2012), Eriemo (2014), Ojeaga ve Odejimi (2014), Mashamba vd. (2014), Pitoňáková (2016), Gül vd. (2017), Özen vd. (2018), Yakubu ve Abokor (2020), Rahman vd. (2021) ve Gençtürk vd. (2023) araştırmalarında benzer bazı bulguların varlığı söz konusudur.

Araştırmada kullanılan geleneksel ekonometrik yöntemler ile elde edilen sonuçların bu alandaki kısıtlı olan literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Daha sonra yürütülmesi planlanan araştırmalarda ekonometrik yöntem, araştırma dönemi, modellere dahil edilebilecek değişkenler farklılaştırılarak ilgili literatür zenginleştirilebilir.

## KAYNAKÇA

- ABDUH, M., OMAR, M.A., & DUASA, J. (2011). "The Impact of Crisis and Macroeconomic Variables towards Islamic Banking Deposits". *American Journal of Applied Sciences*, 8(12): 1378-1383.
- ABDUL KADER, R., & YAP, K.L. (2009). "The Impact of Interest Rate Changes on Islamic Bank Financing", *International Review of Business Research Papers*, 5(3): 189-201.
- ALTAY, N.O., KÜÇÜKÖZMEN, C.C., URAL, M., & DEMİRELİ, E., (2016). *Bankacılığın El Kitabı*, Akademi Consulting & Training, Ankara.
- BACHA, O.I. (2004). "Dual Banking Systems and Interest Rate Risk for Islamic Banks". *Munich Personal RePEc Archive*, No: 12763.
- BONSER, N.C., & DEWENTER, K.L. (1999). "Does Financial Market Development Stimulate Savings? Evidence From Emerging Stock Markets". *Contemporary Economic Policy*, 173(3): 370-380.
- BOZKURT, H.Y. (2013). *Zaman Serileri Analizi*, 2. Baskı, Ekin Basın Yayın Dağıtım, Bursa.
- BROOKS, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance*, Third Edition, Cambridge University Press, Cambridge.
- DICKEY, D.A., & FULLER, W.A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74(366): 427-431.
- ERİEMO, N.O. (2014). "Macroeconomic Determinants of Bank Deposits in Nigeria". *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5: 49-57.

- ERİÇOK, R.E., & YILANCI, V. (2013). “Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı”. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 8(1): 87-101.
- GENÇTÜRK, M., SENAL, S., & AKSOY, E. (2023). “Makroekonomik Değişkenlerinin Katılım Fonları Üzerindeki Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”. *Fiscaoeconomia*, 7(1): 115-135.
- GÖÇER, İ. (2015). *Ekonometri*, Lider Yayınları, İzmir.
- GUJARATI, D.N. (2004). *Basic Econometrics*, 4th Edition, McGraw Hill.
- GÜL, M.E., TORUN, T., & DUMRUL, C. (2017). “Türk Katılım Bankalarının Fon Kaynaklarını Etkileyen Faktörler ve Bu Bankaların Klasik Bankalarla İlişkileri Üzerine Bir Uygulama”. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 50:141-166.
- GÜRİŞ, S., & ÖCAL ÖZKAYA, H.G. (2019). “Gelişmekte Olan Ülkelerde Tasarrufları Etkileyen Faktörler: Panel Veri Analizi”. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 11(20):93-108.
- HARON, S., & AHMAD, N. (2000). “The Effects of Conventional Interest Rates and Rate of Profit on Funds Deposited with Islamic Banking System in Malaysia”. *International Journal of Islamic Financial Services*, 1(4): 3-10.
- HARON, S., & SHANMUGAM, B. (1995). “The Effect of Rates of Profit on Islamic Bank’s Deposits: A Note”. *Journal of Islamic Banking and Finance*, 12(2): 18-28.
- HONDROYIANNIS, G. (2006). “Private Saving Determinants In European Countries: A Panel Cointegration Approach”. *The Social Science Journal*, 43(4): 553-569.
- JOHANSEN, S. (1988). “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- KAYMAZ, V., & ÖZGÜN, F. (2021). “Are The Gross Savings Volumes and Determinants of the MINT Countries”. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 33: 231-244.
- LEVINE, R., & ZERVOS, S. (1998). “Stock Markets, Banks and Economic Growth”. *American Economic Review*, 88: 537-555.
- LOAYZA, N., SCHMIDT-HEBBEL, K., & SERVEN, L. (2000). “What Drives Private Saving across the World?”. *The Review of Economics and Statistics*, 82(2): 165–181.
- MASHAMBA, T., MAGWEWA, R., & GUMBO, L. (2014). “Analysing the Relationship between Banks’ Deposit Interest Rate and Deposit Mobilisation: Empirical Evidence from Zimbabwean Commercial Banks (1980-2006)”. *IOSR Journal of Business and Management*, 16, 64-75.
- MATUR, E.P., SABUNCU, A., & BAHÇECİ, S. (2012). “Determinants of Private Saving and Interaction Between Public, Private Savings in Turkey”. *Topics in Middle Eastern and African Economies*, 14: 102-125.
- MERT, M., & ÇAĞLAR, A.E. (2019). *Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*, Detay Yayıncılık, Ankara.

- MUSHTAQ, S., & SIDDIQUI, D.A. (2017). "Effect of Interest Rate on Bank Deposits: Evidences from Islamic and Non-Islamic Economies". *Future Business Journal*, 3(1): 1-8.
- NGULA, I.B. (2012). *Determinants of Deposit Mobilization and its Role in Economic Growth in Ghana*. Masters Dissertation, Kwame Nkrumah University of Science and Technology, Ghana.
- OJEAGA, P., & ODEJIMI, D.O. (2014). "The Impact of Interest Rate on Bank Deposit: Evidence From The Banking Sector". *Meditarranean Journal of Social Sciences*, 16: 232-238.
- ÖZCAN, B., & PEKER, A.E. (2018). "Özel Tasarrufun Belirleyenleri: Türkiye Örneği". *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 28(2): 179-197.
- ÖZCAN, K.M., GÜNAY, A., & ERTAÇ, S. (2003). "Determinants of Private Savings Behaviour In Turkey". *Applied Economics*, 35(12): 1405-1416.
- ÖZEN, E., VURUR, N.S., & GRIMA, S. (2018). "Investigation of Causality between Interest Rate and Deposit Investor's Behaviour". *Broad Research in Artificial Intelligence and Neuroscience*, 9(4): 177-185.
- ÖZTÜRK, C., & İBİŞ, C. (2022). "Likidite Riski Yönetiminde Vadesiz ve Vadeli Mevduatların Davranışsal Modellenmesi". *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 16(1): 1-26.
- PHILLIPS, P.C.B., & PERRON, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- PITOŇÁKOVÁ, R. (2016). "Determinants of Household Bank Deposits: Evidence from Slovakia". *Journal of Economics, Business and Management*, 4(9): 528-533.
- RAHMAN, S.A., AHMAD, N.H., & ARSHAD, N.C. (2021). "Bank Specific and Macroeconomic Factors Influencing Islamic Banks Deposits". *International Journal of Islamic Business*, 6(2): 37-57.
- RAZA, A., IQBAL, N., ZESHAN, A., AHMED, M., & AHMED, T. (2012). "The Role of FDI on Stock Market Development: The Case of Pakistan". *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 4(1): 26-33.
- SARI, S., & YILDIRIM, K. (2022). "Özel Tasarrufları Belirleyen Faktörlerin ARDL Yöntemiyle İncelenmesi: Türkiye Ekonomisi için Bir Uygulama". *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(1): 375-389.
- SELÇUK, H., & TUNAY, B. (2014). *Ticari Banka Yönetiminin Temelleri*, Nobel Akademik Yayıncılık, Ankara.
- SEVÜKTEKİN, M., & ÇINAR, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı*, 5. Baskı, Dora Yayıncılık, Bursa.
- SEVÜKTEKİN, M., & NARGELEÇEKENLER, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- TARI, R. (2010). *Ekonometri*, 9. Baskı, Umuttepe Yayınları, İstanbul.

- TCMB EVDS, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, “Tüm Seriler”, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php>, 02.01.2023.
- TODA, H.Y., & YAMAMOTO, T. (1995). “Statistical Inference in Vector Autoregression with Possibly Integrated Processes”. *Journal of Econometrics*, 66: 225–250.
- TSPB, Türkiye Sermaye Piyasaları Birliği, “Türkiye Sermaye Piyasası Genel Görünümü (Ocak 2023)”, [https://tspb.org.tr/wp-content/uploads/2023/01/Turkish\\_Capital\\_Markets-202301-TR.pdf](https://tspb.org.tr/wp-content/uploads/2023/01/Turkish_Capital_Markets-202301-TR.pdf), 25.01.2023.
- TURNER, P. (2009). “Testing for Cointegration Using the Johansen Approach: Are We Using the Correct Critical Values?”. *Journal of Applied Econometrics*, 24(5): 825–831.
- TÜRKAN, Y., & DOĞAN, Y. (2020). “Katılım Bankalarının Tasarruf Fonları ile Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişki, Bir Zaman Serisi Analizi”. *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(1): 227-250.
- UYGUN, D., & DÖLEK, A. (2017). *Bankacılık, Umut Kitap Basım Yayın Dağıtım, İstanbul.*
- UYGUR, E. (2012). *Türkiye’de Tasarrufların Seyri ve Etkileyen Bazı Unsurlar. Discussion Paper, No. 2012/108, Turkish Economic Association, Ankara.*
- ÜNVAN, Y.A., & YAKUBU, I.N. (2020). “Do Bank-Specific Factors Drive Bank Deposits in Ghana?”. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 376: 112827.
- YADAV, H., & KISHORE, R.R. (2017). “Bank Deposits in India – Econometric Analysis of Macroeconomic Determinants”. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 8(12): 20-30.
- YAKUBU, I.N., & ABOKOR, A.H. (2020). "Factors Determining Bank Deposit Growth in Turkey: An Empirical Analysis". *Rajagiri Management Journal*, 14(2): 121-132.
- YOUSSEF, A.M.M., MANSI, A.L.M., & SHAHWAN, T.M.H. (2022). “The Impact of Interest and Inflation Rates on Deposits Behavior of Banks: The Case of Egypt”. *The Academic Journal of Contemporary Commercial Research*, 2 (1): 55-80.
- YUSOFF, R., & WILSON, R. (2005). “An Econometric Analysis of Conventional and Islamic Bank Deposits in Malaysia”. *Review of Islamic Economics*, 9(1): 31-52.
- ZIVOT, E., & ANDREWS, D.W.K. (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.