

## TÜRKİYE EKONOMİSİNDE FİNANSALLAŞMA VE FİYAT İSTİKRARI İLİŞKİSİNİN ANALİZİ: 2003-2019 DÖNEMİ

### THE ANALYSIS OF RELATIONSHIP BETWEEN FINANCIALIZATION AND PRICE STABILITY IN THE TURKISH ECONOMY: 2003-2019 PERIOD

Mehriban HEYDAROVA<sup>(1)</sup>, Oytun MEÇİK<sup>(2)</sup>

**Öz:** Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde finansallaşma ve fiyat istikrarı ilişkisi araştırılmıştır. Finansallaşma göstergeleri ile fiyat endeksi arasındaki ilişki ARDL sınır testi ile analiz edilmektedir. Değişkenler teorik bilgiler ve literatürden hareketle belirlenmiştir. Analiz 2003-2019 dönemi fiyat endeksi, sermaye piyasası kapitalizasyonu, banka varlıklarında yer alan menkul değerler toplamı, doğrudan yabancı yatırımlar, portföy yatırımları, krediler ve mevduatlar verilerini içermektedir. Bulgulara göre, uzun dönemde fiyat endeksi banka varlıklarında yer alan menkul değerler toplamını, doğrudan yabancı yatırımları ve portföy yatırımlarını negatif etkilemektedir. Mevduatlar ve krediler arasında ise pozitif ilişki vardır. Kısa dönem analizinde sermaye piyasası kapitalizasyonu ile fiyat endeksi arasında negatif ve anlamlı ilişki söz konusudur. Buna göre, Türkiye ekonomisinde finansallaşma fiyat istikrarını etkilemektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Finansallaşma, Türkiye Ekonomisi, Fiyat İstikrarı.

**Abstract:** In this study, the relationship between financialization and price stability in the Turkish economy has been investigated. The relationship between financialization indicators and price index is analyzed with the ARDL boundary test. Variables have been determined based on theoretical information and literature. The analysis includes data on price index, capital market capitalization, total securities in bank assets, foreign direct investments, portfolio investments, loans, and deposits for the period 2003-2019. According to the findings, in the long run, the price index negatively affects the sum of securities in bank assets, foreign direct investments, and portfolio investments. There is a positive relationship between deposits and loans. In the short term analysis, there is a negative and significant relationship between capital market capitalization and the price index. Accordingly, financialization affects price stability in the Turkish economy.

**Keywords:** Financialization, Turkish Economy, Price Stability.

**JEL:** E31, E44

### 1. Giriş

Ekonomide finans sektörünün payının ve ağırlığının diğer sektörlere nazaran giderek arttığını ifade eden finansallaşma süreci 1970'li yılların ortasında başlasa da 1980'lerde sermayenin uluslararası nitelik kazanmasıyla daha da önem kazanmış ve 2008 küresel krizi sonrasında dikkatleri giderek üzerine toplamıştır. Finansallaşma kavramının ilk kullanımı Phillips (1993)'e dayanır. Epstein (2005: 3)'a göre: yerel ve

---

\*Bu çalışma, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalında Doç. Dr. Oytun MEÇİK danışmanlığında Mehriban HEYDAROVA tarafından hazırlanmış olan "Türkiye Ekonomisinde Finansallaşma ve Fiyat İstikrarı İlişkisi" başlıklı yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

<sup>(1)</sup> Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı; mehribanh1@gmail.com, ORCID: 0000-0002-0033-8795

<sup>(2)</sup> Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü; oytunm@ogu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-7409-6266

Geliş/Received: 18-09-2020; Kabul/Accepted: 10-07-2021

uluslararası ekonomilerin faaliyetlerindeki finansal güdülerin, piyasaların, aktörlerin ve kurumların giderek önem kazanması finansallaşmayı ifade eder.

Enflasyonun, 1970'li yıllarda dünyada ciddi bir problem olarak gündeme gelmesi, fiyat istikrarının sağlanmasını merkez bankalarının öncelikli hedefi haline getirmiştir. Fiyat istikrarının ne olduğu konusunda literatürde geniş çapta atıf yapılan fiyat istikrarı tanımı ise ABD Merkez Bankası (FED) eski Başkanı Alan Greenspan'a aittir: *“Ekonomik aktörlerin ileriye dönük yatırım, tüketim ve tasarruf gibi konularda karar alırken, genel fiyat seviyesindeki muhtemel değişiklikleri, artık dikkate almamaya başladıkları bir durumdur”* (Greenspan, 2001: 1). Fiyat istikrarının sağlanması, ülke ekonomisinin refah seviyesinin yükselmesi ve büyümenin sağlanması için önemlidir. Merkez bankası bağımsızlığı ise fiyat istikrarı hedefine ulaşılmasında bir ön koşul olarak değerlendirilir.

Dünya genelinde finansal piyasaların derinleşmesi, piyasalardaki ürün çeşitliliğinin artış göstermesi ve uluslararası sermaye hareketliliğinin hızlanması, günümüzde yaşanan finansallaşma sürecine önem kazandırmaktadır. Türkiye ekonomisi de finansallaşma sürecini deneyimlemektedir. Türkiye ekonomisinde ekonomi politikasının fiyat istikrarına yönelik olması, deneyimlenen bu sürecin fiyat istikrarı ile ilişkisini önemli bir araştırma konusu haline getirmektedir.

Çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisinde finansallaşma ve fiyat istikrarı ilişkisinin araştırılmasıdır. Bu amaç doğrultusunda Türkiye’de finansallaşma göstergesi olarak seçilen sermaye piyasası kapitalizasyonu, banka varlıklarında yer alan menkul değerler toplamı, krediler, portföy yatırımları, doğrudan yabancı yatırımlar ve mevduatlar ile fiyat endeksi arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Çalışma, ele aldığı dönem aralığı ve Türkiye ekonomisine finansallaşma ve fiyat istikrarı ilişkisi ortaya koyması bakımından literatürdeki boşluğu gidermeyi hedeflemektedir. İlgili literatür finansallaşma ile çeşitli iktisadi değişkenler arasındaki ilişkileri incelemekle birlikte, fiyat istikrarı özelinde gerçekleştirilen bu analizin literatüre önemli bir katkı olduğu ifade edilebilir.

## 2. Literatür

Finansallaşma literatüründe farklı ülke ve dönemler için çeşitli analizler söz konusudur. Bunlardan Afşar ve Meçik (2013), G8 ülkelerinde 1990-2008 döneminde banka kârlılığı dışındaki tüm açıklayıcı değişkenlerin ekonomide toplam istihdamı ve kişi başına düşen milli geliri olumlu etkilediğini göstermektedir. Meçik ve Afşar (2014) ise 22 OECD ülkesi için 1990-2009 döneminde finansallaşmanın istihdamı artırdığını tespit etmiştir. Assa (2012) OECD ülkelerinde 1970-2008 döneminde finansallaşmanın gelir eşitsizliğini, istihdamı ve ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediğini göstermektedir. Dunhaupt (2016) 13 OECD ülkesinde 1986-2007 yılları arasında finansallaşma kapsamında işçinin milli gelirden azalan payının işçilerin pazarlık gücü, hissedar değeri yönelimindeki artış, kısa vadeli yönetim anlayışı, ekonomik küreselleşme ve liberalleşme kanallarından etkilendiği sonucuna ulaşır. Denk ve Cournede (2015) OECD ülkelerinde kredi genişlemesi ve hisse senetlerinin piyasa değerindeki artışın, gelir dağılımının bozulmasına neden olduğunu gösterir. Kus (2012) 1995-2007 yıllarında 20 OECD ülkesinde finansallaşmanın gelir eşitsizliği ile pozitif ilişkili olduğunu tespit etmiştir.

Tang ve Xiong (2012), finansallaşmanın emtia piyasalarında fiyatların birbiriyle giderek daha fazla ilişkili hale gelmesine yol açtığına vurgu yapar. Bu doğrultuda

finansallaşmanın bir emtianın tek başına fiyatının, sadece onun arz ve talebi dışındaki, finansal varlıkların toplam risk iştahı ve emtia indekslerine göre çeşitlilik gösteren yatırım davranışları gibi birtakım faktörlerce belirlenmekte olduğu görülmektedir. Orhangazi (2008) ABD'deki finansal olmayan firmaların yatırımlarıyla kâr oranları arasında pozitif, finansal ödemelerle negatif ve istatistiksel olarak beklendiği gibi anlamlı bir ilişki tespit etmiştir. Finansal kârlarla yatırımlar arasında negatif ilişki bulunmuştur.

Tellalbaş ve Kaya (2013), Orhangazi (2008)'den yola çıkarak firmaların artan şekilde finansal faaliyetlerle kâr elde etmelerinin sabit sermaye yatırımları için gereken mevcut fonları olumsuz yönde etkilediğini ve finansallaşmanın reel sektörde sabit sermaye yatırımı eğilimini azaltarak, sermaye birikimi üzerinde olumsuz etkide bulunduğunu bulmuştur. Tunalı ve Özdemir (2017) Türkiye ekonomisinde 1990-2011 arasında hisse senedi devir hızı ile emeğin payı arasında negatif yönlü bir ilişkinin varlığına işaret eder. Akkemik ve Özen (2014) ise 1990-2002 yıllarında Türkiye'de finansal olmayan firmaların finansallaşmasında makroekonomik ve kurumsal belirleyicilerin etkisini analiz ederek, devletle yakın bağların olması, firmaların mülkiyet yapısı, yönetsel gücün takdir yetkisi ve sendikalaşma gibi kurumsal özelliklerin finansallaşma üzerinde bir etkisinin olmadığını tespit etmiştir. Kaplan vd. (2006) 1990-2004 yılları arasında Türkiye'deki finansal olmayan işletmelerin finansal varlıkları elde tutma yöntemlerini ve belirleyicilerini araştırmıştır. Bulgular, finansal varlıkların sadece likidite şoklarına karşı finansal bir tampon olarak değil, aynı zamanda makroekonomik belirsizlikler altında yüksek geri dönüş oranları nedeniyle reel yatırımların yerini alan spekülasyon portföy seçimi olarak görüldüğüne yönelik tartışmayı desteklemektedir.

### 3. Model ve Veri Seti

Çalışmada Türkiye'de 2003: Q1 ve 2019: Q4 dönemine ait veriler kullanılarak, finansallaşma göstergeleri ile fiyat endeksi arasındaki ilişki ARDL (Autogressive Distributed Lag) sınır testi yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Değişkenler teorik bilgiler ve literatürden hareketle belirlenmiştir (Meçik ve Afşar, 2014; Afşar ve Meçik, 2013; Üzar, 2014). Bu doğrultuda, analizde fiyat endeksi (TÜFE), sermaye piyasası kapitalizasyonu (SPK), banka varlıklarında yer alan menkul değerler toplamı (MKD), doğrudan yabancı yatırımlar (DYY), portföy yatırımları (PY), krediler (KR) ve mevduatlar (MV) değişkenleri kullanılmıştır. Analizde kullanılan veriler; Dünya Bankası WDI, BDDK ve TCMB EVDS'den derlenmiştir.

Analizde yer alan değişkenlere ilişkin teorik çerçeve ve gerekli açıklamalar şu şekildedir:

*Sermaye piyasası kapitalizasyonu:* Hisse senedi piyasasının gelişimini temsilen kullanılmaktadır. Bağımlı değişken TÜFE'nin bağımsız değişken sermaye kapitalizasyonunu negatif etkilemesi beklenmektedir.

*Banka varlıklarında yer alan menkul değerler toplamı:* Yatırım amacıyla ekonomik birimler tarafından alınan, ortaklık veya alacaklı olma hakkı getiren, belirli bir tutardaki kısa/uzun dönemde gelir sağlayan kıymetli evraklardır. Enflasyon, menkul değer yatırımlarından beklenen getirileri ve menkul değerlerin değerini etkilemektedir. Bu sebeple, enflasyon, menkul değer yatırımlarının reel kârlılık düzeyini belirleyen önemli faktörlerdendir (Korkmaz, 2013: 24). TÜFE ile banka

varlıklarında yer alan menkul değerler toplamı arasında yatırım yapılan menkul değerlerin farklılık göstermesi açısından değişen bir ilişki beklenir.

*Doğrudan yabancı yatırımlar:* Yatırımcının kendi ekonomileri dışında yer alan bir ülke ekonomisinde yaptığı uzun dönemli yatırımlardır. Bu yatırımlar girdiği ekonomilerin enflasyon oranına karşı oldukça duyarlıdır. Dolayısıyla fiyat istikrarının olmadığı, yüksek enflasyonun mevcut olduğu ülkelerde yapılacak doğrudan yabancı yatırımlardan beklenen net reel getiri azalacaktır. Bu nedenden ötürü, TÜFE ile doğrudan yabancı yatırımlar arasında negatif ilişki beklenmektedir.

*Portföy yatırımları:* Devletin veya özel kurum/bankaların bono ve tahvilleri ile hisse senedi vb. kapsar. Fiyat istikrarının olmadığı, yüksek enflasyonun olduğu ekonomilerde piyasa mekanizmasının sağlıklı bir şekilde çalışması mümkün olmamaktadır. Bu, yatırımcıların yatırım yapmamalarına neden olmaktadır. Bundan dolayı TÜFE'deki artışın portföy yatırımlarını negatif etkilemesi beklenir.

*Krediler:* Ülkedeki ekonomik birimlerin yurtdışındaki ekonomik birimlerden elde ettiği nakit kredilerdir. Enflasyondaki artış, faizlerin yükselmesine ve bundan dolayı ekonomik birimlerin daha az kredi kullanmalarına neden olmaktadır. Dolayısıyla enflasyonun kredileri negatif yönde etkilediğini söylemek mümkündür.

*Mevduatlar:* Yurtdışında yerleşik kişilerin TCMB ve bankalardaki mevduatlarıdır. Enflasyon artışının faiz oranlarını artırması dolayısıyla bankaların mevduat sahiplerine daha fazla faiz ödemesi yapması, bankalardaki mevduatların artmasına neden olacaktır. TÜFE'nin mevduatları pozitif etkilemesi beklenir.

Tablo 1, analizde kullanılan değişkenlere dair özellikleri vermektedir.

**Tablo 1. Değişkenler ve Kısaltmaları**

<b>Bağımlı Değişken</b>		
LTUFE	TÜFE (2003=100)	TCMB
<b>Bağımsız Değişkenler</b>		
LSPK	Sermaye Piyasası Kapitalizasyonu	Dünya Bankası
LMKD	Banka Varlıklarındaki Menkul Değerler Toplamı	BDDK
LDYY	Doğrudan Yabancı Yatırımlar	TCMB
LPY	Portföy Yatırımları	TCMB
LKR	Krediler	TCMB
LMV	Mevduatlar	TCMB

\* Değişkenlerin önündeki "L" logaritması alınmış formu ifade etmektedir.

Analizde tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Doğrudan yabancı yatırımlar, portföy yatırımları, krediler ve mevduatlar değişkenlerinin bazı yıllarda negatif değerlere sahip olmasından dolayı serilerin logaritmik formu Busse & Hefeker (2007) ve Dökmen & Aysu (2010)'da kullanılan işlemle elde edilmiştir.

Analizde kullanılan model aşağıdaki gibidir:

$$LTUFE_t = \beta_0 + \beta_1 LSPK_t + \beta_2 LMKD_t + \beta_3 LDYY_t + \beta_4 LPY_t + \beta_5 LKR_t + \beta_6 LMV_t + u_t \quad (1)$$

Modelde; fiyat endeksi (TÜFE) bağımlı, sermaye piyasası kapitalizasyonu (SPK), banka varlıklarındaki menkul değerler (MKD), doğrudan yabancı yatırımlar (DYY), portföy yatırımları (PY), krediler (KR) ve mevduatlar (MV) bağımsız değişkenlerdir.

#### 4. Yöntem

Finansallaşma ve fiyat istikrarı arasındaki ilişkinin araştırıldığı bu çalışmada, zaman serisi analizinden yararlanılmıştır. Zaman serisi analizinde sağlanması gereken en temel kriterlerden birisi serilerin durağanlığıdır. Durağan olmayan serilerle tahmin edilen bir modelin sahte regresyona yol açmasına neden olabilir (Gujarati, 2004: 713-726). Bir zaman serisinin durağanlığı, birim köke sahip olup olmadığının incelenmesiyle anlaşılır.

Analizde “Augmented Dickey Fuller” (ADF) birim kök testi kullanılmıştır. İkinci aşamada, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığı araştırılmıştır. Analiz kapsamında değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiler Pesaran, Shin ve Smith (2001) Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Modele (ARDL) dayalı sınır testi yardımıyla incelenmiştir. Bu yöntemin tercih edilmesinin nedeni çalışmadaki serilerin I(0) ve I(1) olmasıdır.

ARDL yöntemi, Engle Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) ile karşılaştırıldığında daha esnek ve kullanışlıdır. Bu yöntemlerin kısıtları arasında modele dâhil edilen serilerin düzeyde durağan olmamaları, fark işlemi neticesinde ise durağan olmaları gerekir. ARDL yaklaşımında ise bu tür bir kısıt bulunmamaktadır. Modele dâhil edilen seriler farklı seviyelerde durağan olabilirler (Tang, 2003: 421). Bunun yanında ARDL'nin küçük örneklerde daha iyi sonuçlar verdiği söylenebilir (Pesaran ve Shin, 1997: 1-23)

##### 4.1. Durağanlık

Zaman serisine dayalı ekonometrik modellerde kullanılan değişkenler arasında anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için serilerin durağan olması gerekmektedir. Durağanlık şöyle tanımlanmaktadır: Bir zaman serisi; “ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa ya da açıklığa yahut gecikmeye bağlı olan olasılıklı bir süreç için durağandır” (Gujarati, 2012: 740).

Durağan olmayan değişkenler ile diğer durağan olmayan değişkenler arasındaki kurulan regresyon modeli, yüksek R<sup>2</sup>, yüksek t istatistik değerleri ve düşük Durbin Watson değerleri gibi normal istatistiksel kriterleri aşabilir. Ek olarak, bulgular değişkenler arasında beklenmeyen ilişkileri, yani sahte regresyon sorununu ortaya çıkaracaktır.

Durağan bir zaman serisinde beklenenler şunlardır (Tari, 2011: 375):

1) Aritmetik ortalaması sabit olmalıdır.

$$E(Y_t) = \mu$$

2) Varyansı sabit olmalıdır.

$$\text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu) = \delta^2$$

3) Kovaryans zamana değil gecikme uzunluğuna bağlı olmalıdır.

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu) \cdot (Y_{t-k} - \mu)] = \chi_k$$

Bu koşullar sağlanıyorsa serinin durağan olduğu söylenebilir. Durağan seri beklenen değeri etrafında dalgalanır ve beklenen değer doğrusunu sıklıkla keser.

Durağanlık varsayımı; iki değişken arasında istatistiksel bakımdan anlamlı olan bir regresyonun gerçek bir ilişkiyi mi, yoksa sahte bir ilişkiyi mi yansıttığının anlaşılması ve elde edilen regresyon modelleri ile öngörüler yapılması gibi iki nedenle önemlidir (Ertok, 1996: 380). Eğer bir seri zaman içinde değişen ortalama ve varyansa sahip ise bu serinin durağan değildir (Gujarati ve Porter, 2012: 740-741). Durağanlığın araştırılması için birim kök testleri kullanılmaktadır. Literatürde sıklıkla kullanılan birim kök testlerinin başında Dickey ve Fuller (1981) ADF birim kök testi gelir.

#### 4.1.1. Augmented Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey-Fuller testi, serilerin kaçınıcı derecede durağan olduğunu ölçümlenmektedir. Ancak bu yöntem, hata terimindeki otokorelasyonu dikkate almaz. Hata teriminin otokorelasyon içermesi halinde Dickey-Fuller testi yapılamaz. Böyle durumlarda açıklayıcı değişkenlere açıklanan değişkenin gecikmeli değerlerinin ilave edildiği Augmented Dickey-Fuller testi yapılabilir. Bu durumu, eşitlik yardımı ile gösterebilmek amacıyla aşağıda önce Dickey-Fuller testi için eşitlikler verilmiştir.

$$\text{Sabitsiz Trendsiz: } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\text{Sabitli Trendsiz: } \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\text{Sabitli Trendli: } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Burada; t zamanı simgeleyen değişkendir ve her bir durumda sıfır önsavı  $\delta = 0$  yani birim kök vardır biçimdedir. İki numaralı eşitlik ile diğer eşitlikler arasındaki fark sabit terim ve eğilim değişkenlerinin modele dâhil edilmesidir. Eğer  $u_t$  hata terimi ardışık bağımlılık yani otokorelasyon problemi taşıyor ise eşitliklere bağımlı değişkenin gecikmeli fark terimleri ilave edilir. Bu durumda DF birim kök testine ilişkin denklem düzenlenerek ADF birim kök testi ismini alır. ADF birim kök testinde şu denklemler kullanılmaktadır:

$$\text{Sabitsiz Trendsiz: } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Sabitli Trendsiz: } \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\text{Sabitli Trendli: } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Bu denklemlerde  $\Delta$ ; birinci fark işlemcisini,  $Y_t$ ; birim kök taşıyıp taşımadığı incelenen değişkeni,  $\beta$ ; sabit terimi, t; trend değişkenini, m; bilgi kriterlerine göre belirlenen optimal gecikme sayısını,  $\varepsilon_t$  ise sıfır ortalama ve sabit varyanslı, beyaz gürültü özelliğine sahip hata terimini ifade etmektedir.

ADF birim kök testi hipotezleri aşağıdaki gibidir;

$H_0$ :  $\delta=0$  Zaman serisi durağan değildir. Serinin birim kökü vardır.

$H_1$ :  $\delta<0$  Zaman serisi durağandır. Serinin birim kökü yoktur.

ADF birim kök testi sonucunda  $H_0$  kabul ediliyorsa serinin durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Bu yüzden serinin birinci farkının alınması gerekmektedir. Birinci farkı alınan seriye uygulanan test sonucunda reddedilirse seri birinci dereceden

durağan kabul edilmektedir ve I(1) şeklinde gösterilmektedir (Bilgili, Düzgün ve Uğurlu, 2007).

ADF modeli için karar kriteri olarak  $\tau$  istatistiği adı verilen düzeltilmiş t tablosundan faydalanılır. ADF birim kök testi, buna ek olarak MacKinnon kritik değerleri ile elde edilir. ADF test istatistiğinin mutlak değeri yüzde 1, 5 ve 10 anlamlılık düzeylerine göre elde edilen MacKinnon kritik değerinin mutlak değerinden küçükse serinin durağan olmadığı, eğer tam tersi olursa serinin durağan olduğu kararı verilir (Gujarati, 2004: 370).

#### 4.2. Eşbütünleşme Analizi

Ekonometrik analizde seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı, eşbütünleşme testleri ile belirlenir. İki zaman serisinin eşbütünleşik olması, aralarında uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunduğu anlamına gelir. Eşbütünleşme tek tek durağan olmayan iki ya da daha fazla serinin doğrusal birleşimlerinin durağan olmasıdır (Gujarati, 2012: 769). Bu bir modelde şu şekilde açıklanır:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (8)$$

Denklem (8)'de yer alan  $Y_t$  ve  $X_t$  değişkenleri arasında bir uzun dönem denge ilişkisi varsa, bu aritmetik olarak  $Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t = 0$  demektir. Bu denge tüm dönemler için geçerli olmalıdır. Fakat  $Y_t$  ve  $X_t$  değişkenlerinin yönelmesi beklenen bu ilişki herhangi bir dönemde gerçekleşmeyebilir. Dolayısıyla  $Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t > 0$  veya  $Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t < 0$  olabilir. Beklenen durum, her bir döneme ait olan sıfırdan farklı değerlerin dönemler boyunca oluşturduğu serinin durağan olması, gösterilen ilişkiye dönme eğilimi taşımalarıdır. Burada önemli olan,  $u_t$  hata terimlerinin durağanlık durumudur. Eğer  $u_t$  hata terimleri durağansa iki seri eş bütünüştür (Tarı, 2011).

Seriler arasında eşbütünleşmenin olup olmadığını tespit etmek için Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) kullanılır. Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme analiz yöntemi ikiden fazla değişken ve birden fazla eşbütünleşme ilişkisi durumlarında tercih edilmez. Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme testlerinde seriler düzeyde durağan olmamalı, aynı dereceden farkları alındığında durağan olmalıdırlar.

Durağanlık dereceleri farklı olan zaman serilerine eşbütünleşme analizinin uygulanamamasından kaynaklanan sorun Peseran vd. (1996), Peseran ve Shin (1995) ile Peseran vd. (2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi yaklaşımı ile giderilebilir. Bu yöntem ARDL yaklaşımı olarak tanımlanır. ARDL yöntemi eşbütünleşme analizlerinde serilerin durağanlık özelliklerinin önceden belirlenmesine ilişkin zorlukları gidererek uzun ve kısa dönemli ilişkilerin varlığının test edilmesinde kullanılır. Modellerde serilerin bir kısmının düzeyde I(0), bir kısmının ise birinci farklarında I(1)) durağan olmaları durumunda bu yöntemle başvurulur.

#### 4.3. ARDL Testi

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı belirlemek için kullanılan yöntemlerden biri ARDL sınır testidir. ARDL modelinde değişkenlerin durağanlık düzeyleri I(0) ve I(1) olmak zorundadır. Durağanlık düzeyinin I(2) olması durumunda Peseran vd. (2001) F istatistiği geçersiz olacaktır. Bu değişkenlerden elde edilen tahminler ise yanıltıcı olacaktır. ARDL modelinde değişkenlere ait diğer kısıt, bağımlı değişkenin I(1) düzeyinde durağan olmasıdır (Sakarya ve Akkuş, 2018: 359).

ARDL sınır testi, küçük örneklerde diğer yaklaşımlara kıyasla daha sağlıklı sonuçlar vermektedir. Ayrıca açıklayıcı değişkenlere ilişkin öncül sınamalara gereksinim söz konusu olmamaktadır. ARDL sınır testi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını sınamaktadır.

ARDL sınır testi yaklaşımı iki aşamadan oluşur. Modelin ilk aşamasında eşbütünleşme analiziyle değişkenlerin arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı test edilir. İkinci aşamada ise uygun gecikme modelleri belirlenerek, kısa ve uzun dönem parametreleri tahmin edilir. Sınır testine ilk aşama olarak UECM'nin en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesi ile başlanır ve değişkenlerin birinci dönem gecikmelerinin katsayılarının birlikte anlamlılığı F testi ile sınanır. Söz konusu model aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Eşitlik (9)'da yer alan  $\beta_0$  sabit terimi,  $\beta_3$  ve  $\beta_4$  ise uzun dönem katsayılarını,  $\Delta$  ise değişkenlerin birinci farkını ifade etmektedir. Ayrıca modelde yer alan  $\Delta Y_t$ 'nin gecikmeli değerleri ile  $\Delta X_t$ 'nin cari dönem ve gecikmeli değerleri ( $\beta_1$  ve  $\beta_2$ ) ise kısa dönem dinamiklerin yansıtılması amacıyla modele eklenmiştir.

Sınır testinin uygulanabilmesi (9) numaralı eşitlikteki ( $m$ ) uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesini gerektirir. Uygun gecikme uzunluğu ise Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi kritik değerlerden yararlanılarak belirlenir. AIC, SIC ve HQC bilgi kriterlerini minimum yapan ve otokorelasyon sorunu içermeyen gecikme uzunluğu ile model tahmin edilir. Boş ve alternatif hipotezlerde hesaplanan F istatistiği değeri Pesaran vd. (2001) I(0) alt ve I(1) üst kritik değerleriyle karşılaştırılır. F istatistiği I(0) alt kritik değerden küçük ise seriler arasında eşbütünleşme yoktur; I(1) üst kritik değerden büyük ise seriler arasında eşbütünleşme ve uzun dönemli ilişki vardır; her iki değer arasında ise yorum yapılamamaktadır (Özşahin, 2011: 395). Sınır testinde boş ve alternatif hipotez aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0 \text{ (Eşbütünleşme ilişkisi yoktur.)}$$

$$H_1 : \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0 \text{ (Eşbütünleşme ilişkisi vardır.)}$$

Eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenen değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler buna uygun ARDL modelinin tahmin edilmesi ile tespit edilir. Oluşturulan ARDL modeli şu şekildedir:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} X_{t-i} + \mu_t \quad (10)$$

Modeldeki  $m$  ve  $n$ , değişkenlere ilişkin uygun gecikme uzunluğunu gösterir. Buna göre tahmin edilen ARDL( $m,n$ ) modelinden uzun dönem katsayıları hesaplanır ve bu katsayıların istatistiksel olarak anlamlılığına bakılarak uzun dönem ilişkisi yorumlanır.

ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli yardımı ile hesaplanan değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki katsayıları modeli ise aşağıdaki gibi yazılmaktadır:



$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \alpha_1 ECT_{t-1} + \mu_t \quad (11)$$

Modelde  $\Delta$ , değişkenlerin birinci farkını gösterir.  $ECT_{t-1}$  ile ifade edilen değişken ise hata düzeltme teriminin bir gecikmeli değeridir. Hata düzeltme teriminin negatif değerli ve anlamlı olması gerekir. Bu terimin katsayısı negatif ve anlamlı ise analizde hem uzun dönemli ilişkileri destekleyecek hem de kısa dönemde meydana gelen bir dengesizliğin uzun dönemde ne kadarının düzeleceğini gösterecektir (Akel ve Gazel, 2014: 32).

Kısa dönem dinamiklerine yönelik hata düzeltme terimi hesaplanmasında kullanılan uzun dönem katsayılarına ilişkin istikrarın ölçülmesi amacıyla Brown vd. (1975)'de geliştirilen Birikimli Toplam (CUSUM) ve Birikimli Kareler Toplamı (CUSUMSQ) testlerinden yararlanılır. Ayrıca CUSUM testi ile değişkenler arasında yapısal kırılma olup olmadığı belirlenebilmektedir. Hesaplanan CUSUM ve CUSUMSQ istatistik grafikleri yüzde 5 anlamlılık düzeyini gösteren kritik sınırlar içerisinde ise model istikrarlı kabul edilir.

## 5. Analiz ve Bulgular

Analizde yer verilen değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 2'de yer almaktadır.

**Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler**

	LTUFE	LSPK	LPY	LMV	LMKD	LKR	LDYY
<b>Ortalama</b>	5.266252	24.52328	3.972024	-1.201436	11.68729	-3.579953	6.722125
<b>Medyan</b>	5.239336	24.56670	8.587059	-7.382140	11.67387	-8.272315	7.033493
<b>Maksimum</b>	6.081717	25.11371	10.36123	9.843100	12.15956	9.609653	8.562167
<b>Minimum</b>	4.568195	23.49759	-9.341018	-9.776336	10.89429	-10.31599	-5.886112
<b>Std. Sap.</b>	0.416332	0.396304	7.706524	8.304262	0.267598	7.919591	1.766612
<b>Çarpıklık</b>	0.150626	-0.758539	-0.902242	0.251398	-0.418251	0.824977	-5.442517
<b>Basıklık</b>	2.046759	3.302876	1.888144	1.132850	3.049210	1.735451	39.44585
<b>Jarq.-Bera</b>	2.831696	6.780897	12.72843	10.59398	1.989445	12.24405	4099.221
<b>Olasılık</b>	0.242720	0.033694	0.001722	0.005007	0.369826	0.002194	0.000000
<b>Gözlem</b>	68	68	68	68	68	68	68

Korelasyon analizi her değişken ve diğerleri arasındaki doğrusal ilişkiyi ölçmek için kullanılır ve -1 ile 1 arasında değer almaktadır. Korelasyon katsayısı için; eğer katsayı 0 ise ilişki yoktur. 0 ile 1 arasında ise aynı yönlü ilişki -1 ile 0 arasında ise ters yönlü bir ilişki olduğu yorumu yapılmaktadır. Eğer katsayı -0.5 ile 0.5 arasında ise zayıf ilişki, 0.5 ile 1 arasında ise güçlü ilişki vardır.

Analizde yer verilen değişkenlere ait korelasyon matrisi Tablo 3'te yer almaktadır.

**Tablo 3. Korelasyon Matrisi**

	LTUFE	LSPK	LPY	LMV	LMKD	LKR	LDYY
<b>LTUFE</b>	1.000000						
	-----						
<b>LSPK</b>	0.394044	1.000000					
	0.0009	-----					
<b>LPY</b>	-0.174385	0.139426	1.000000				
	0.1549	0.2568	-----				
<b>LMV</b>	-0.102754	-0.290580	-0.115794	1.000000			
	0.4044	0.0162	0.3470	-----			
<b>LMKD</b>	0.145851	0.764890	0.139353	-0.398684	1.000000		
	0.2353	0.0000	0.2571	0.0008	-----		
<b>LKR</b>	0.313476	-0.048806	-0.147281	-0.094862	-0.228711	1.000000	
	0.0092	0.6927	0.2307	0.4416	0.0607	-----	
<b>LDYY</b>	0.409584	0.248122	-0.114715	0.113191	0.170714	-0.002797	1.000000
	0.0005	0.0413	0.3516	0.3581	0.1640	0.9819	-----

**5.1. Augmented Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi Sonuçları**

Analizlerde kullanılan değişkenlerin durağanlık seviyelerini belirlemek için ADF Birim Kök Testi yapılmıştır. Bu teste ilişkin sonuçlar Tablo 4'te yer almaktadır. Buna göre doğrudan yabancı yatırımlar, portföy yatırımları, krediler ve mevduatlar değişkenleri yüzde 5 düzeyinde I(0) durağan olup, fiyat endeksi, sermaye piyasası kapitalizasyonu, banka varlıklarında yer alan menkul değerler toplamı değişkenleri ise birinci farkta I(1) yüzde 5 düzeyinde durağanlaşmaktadır.

**Tablo 4. ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler		ADF Düzey		ADF Birinci fark		Sonuç
		Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli	
<b>LTUFE</b>	t-istatistiği Prob.	1.761106 (0.9997)	0.027606 (0.9959)	-8.022335 (0.0000)	-8.452903 (0.0000)	I(1)
<b>LSPK</b>	t-istatistiği Prob.	-2.728765 (0.0754)	-2.595273 (0.2840)	-8.650783 (0.0000)	-5.617644 (0.0001)	I(1)
<b>LMKD</b>	t-istatistiği Prob.	-2.257850 (0.1886)	-2.174906 (0.4952)	-6.593135 (0.0000)	-6.865819 (0.0000)	I(1)
<b>LDYY</b>	t-istatistiği Prob.	-6.686791 (0.0000)	-7.797012 (0.0000)	-	-	I(0)
<b>LPY</b>	t-istatistiği Prob.	-6.140807 (0.0000)	-6.333576 (0.0000)	-	-	I(0)
<b>LKR</b>	t-istatistiği Prob.	-3.571049 (0.0090)	-3.987074 (0.0137)	-	-	I(0)
<b>LMV</b>	t-istatistiği Prob.	-8.033485 (0.0000)	-8.122355 (0.0000)	-	-	I(0)

Birim kök testi sonuçlarına göre, kullanılan değişkenlerin farklı düzeylerde durağan olduğu ve ikinci fark I(2) veya daha yüksek seviyeden bütünleşik olmadığı tespit edilmiştir. Modeldeki değişkenlerin farklı dereceden durağan olması ve bağımlı

değişken olan LTUFE'nin I(1) farkta durağanlaşması, ARDL sınır testinin şartlarını sağlamaktadır.

## 5.2. ARDL Sınır Testi Sonuçları

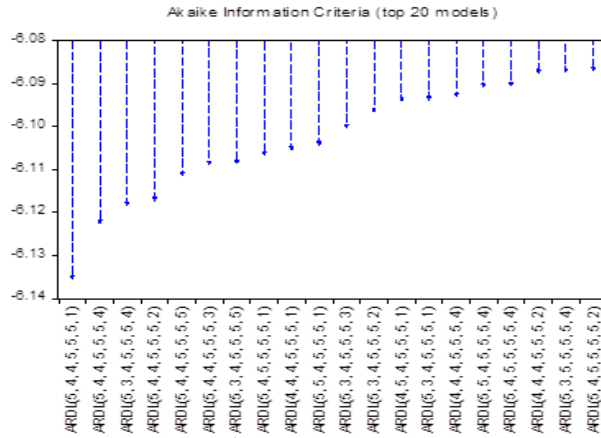
İki aşamadan oluşan ARDL sınır testi yaklaşımının ilk aşamasında eşbütünleşme analiziyle değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı test edilir. İkinci aşamada ise uygun gecikme modelleri belirlenerek kısa ve uzun dönem parametreleri tahmin edilir.

Söz konusu modelin çalışmamıza uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta LTUFE_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta LTUFE_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta LSPK_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta LMKD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta LDYY_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{5i} \Delta LPY_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{6i} \Delta LKR_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^m \beta_{7i} \Delta LMV_{t-i} + \beta_8 LTUFE_{t-1} + \beta_9 LSPK_{t-1} + \beta_{10} LMKD_{t-1} + \beta_{11} LDYY_{t-1} + \\ & \beta_{12} LPY_{t-1} + \beta_{13} LKR_{t-1} + \beta_{14} LMV_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (12)$$

Eşitlikte  $\Delta$ : değişkenlerin birinci farkı, m: gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. ARDL modelinin uygulanabilmesi için öncelikle gecikme uzunluğunu tespit etmek gerekmektedir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriteri kullanılmıştır ve uygun gecikme uzunluğu 5 olarak belirlenmiştir.

Şekil 1'de bilgi kriterinin minimum olduğu ARDL (5,4,4,5,5,5,1) en uygun modeldir.



Şekil 1. Sınır Testi İçin Uygun Gecikme Uzunlukları

Uygun gecikme uzunluğunun tespitinin ardından seçilen ARDL (5,4,4,5,5,5,1) modelinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı sınır testi sonuçlarından elde edilen F istatistiği değerinin Pesaran vd. (2001)'in alt ve üst tablo değerleriyle karşılaştırılmasıyla tespit edilmektedir. Eşitlik 12'de yer alan değişkenler için hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{14} = 0 \quad (\text{Eşbütünleşme yoktur.})$$

$$H_1 : = \beta_8 \neq \beta_9 \neq \beta_{10} \neq \beta_{11} \neq \beta_{12} \neq \beta_{13} \neq \beta_{14} \neq 0 \quad (\text{Eşbütünleşme vardır.})$$

Eğer F istatistiği tablo kritik değerlere ait alt sınırdan küçük ise  $H_0$  hipotezi reddedilir ve eşbütünleşmenin olmadığına karar verilir. F istatistiği üst sınırdan büyük ise  $H_1$  hipotezi kabul edilir ve değişkenler arasında eşbütünleşme olduğuna karar verilir. Modele ait sınır testi sonuçları Tablo 5'te gösterilmektedir. Modelin sınır testi sonucundan elde edilen F istatistiği değeri (7,861779) Pesaran vd.'in alt ve üst kritik

değerlerinden büyük olduğundan modeldeki değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olmadığını belirten  $H_0$  hipotezi reddedilir. Bu sonuç ise bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığını göstermektedir.

**Tablo 5. ARDL (5,4,4,5,5,5,1) Modelinin Sınır Testi Sonuçları**

k*	F İstatistiği	Kritik Değerler		
		Anlamlılık düzeyi	Alt Sınır	Üst Sınır
6	7.861779	%1	2.253	3.436
		%5	2.643	3.939
		%10	3.531	5.081

\*"k" modelde yer alan ve bağımlı değişkeni açıklayan bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir.

Değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin saptanmasının ardından modele ilişkin gerekli varsayımların sağlanıp sağlanmadığının belirlenmesi için tanısal testler yapılır. Bunlar; modelde otokorelasyon sorunu olup olmadığını belirlemek için Breusch-Godfrey LM Testi, değişen varyans sorunu için Breusch-Pagan-Godfrey testi, normal dağım sorunu için Jarque-Bera normallik testi ve formül kurma uygunluğu için Ramsey Reset testidir. ARDL (5,4,4,5,5,5,1) modeli için test sonuçları Tablo 6'da verilmiştir.

**Tablo 6. ARDL (5,4,4,5,5,5,1) Modelinin Tanısal Test Sonuçları**

Testler	Test istatistiği	Olasılık Değeri
Breusch-Godfrey LM Testi	0.029032	0.9714
Jarque Bera Testi	0.054229	0.973250
Breusch-Pagan-Godfrey Testi	1.241388	0.2864
Ramsey Reset Testi	0.989058	0.3321

Tablo 6'daki tanısal test sonuçlarına göre, ARDL (5,4,4,5,5,5,1) modelinde Breusch-Godfrey LM Test istatistiğine göre otokorelasyon sorununun olmadığı, Jarque Bera test istatistiğine göre hata terimlerinin normal dağıldığı, Breusch-Pagan-Godfrey Testi testine göre değişen varyans sorununun olmadığı ve Ramsey Reset testine göre kurulan modelin formül hatasının olmadığı tespit edilmiştir.

Değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi tespit edilen ARDL (5,4,4,5,5,5,1) modelinin uzun dönem katsayıları aşağıdaki denklem yardımıyla tahmin edilir.

$$LTUFE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} LTUFE_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{2i} LSPK_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} LMKD_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} LDYY_{t-i} + \sum_{i=0}^o \beta_{5i} LPY_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{6i} LKR_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{7i} LMV_{t-i} + \mu_t \quad (13)$$

ARDL (5,4,4,5,5,5,1) modelinin uzun dönem sonuçları Tablo 7'de gösterilmektedir. Modelin uzun dönem sonuçları incelendiğinde, sermaye piyasası kapitalizasyonu (LSPK) değişkeninin uzun dönemde fiyat endeksi üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Uzun dönemde banka varlıklarında yer alan menkul değerler toplamı değişkeni ile fiyat endeksi arasında negatif ve anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Menkul değerler toplamında meydana gelen yüzde 1'lik artış fiyat endeksini yüzde 0,22 oranında azaltmaktadır. Uzun dönemde doğrudan yabancı yatırımlar, değişkeni ile fiyat endeksi arasında negatif ve anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Doğrudan yabancı yatırımlardaki yüzde 1'lik artış, fiyat endeksinde yüzde 0,006 oranında azalışa neden olmaktadır.

Tablo 7. ARDL (5,4,4,5,5,1) Modelinin Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
LTUFE(-1)*	-1.777158	0.361466	-4.916532	0.0000
LSPK(-1)	0.012794	0.032330	0.395744	0.6955
LMKD(-1)	-0.394937	0.096206	-4.105129	0.0004
LDYY(-1)	-0.011492	0.004255	-2.700605	0.0120
LKR(-1)	0.002174	0.000475	4.578519	0.0001
LMV(-1)	0.001386	0.000500	2.771520	0.0102
LPY(-1)	-0.001445	0.000355	-4.068860	0.0004
D(LTUFE(-1))	0.475135	0.298865	1.589799	0.1240
D(LTUFE(-2))	0.261625	0.229613	1.139416	0.2649
D(LTUFE(-3))	-0.097344	0.175286	-0.555341	0.5834
D(LTUFE(-4))	0.186291	0.143981	1.293863	0.2071
D(LSPK)	0.002587	0.016199	0.159673	0.8744
D(LSPK(-1))	-0.041399	0.020151	-2.054461	0.0501
D(LSPK(-2))	-0.054285	0.019875	-2.731364	0.0112
D(LSPK(-3))	-0.023646	0.016732	-1.413249	0.1694
D(LMKD)	-0.037720	0.039173	-0.962929	0.3445
D(LMKD(-1))	0.323085	0.068052	4.747602	0.0001
D(LMKD(-2))	0.250357	0.050551	4.952559	0.0000
D(LMKD(-3))	0.111981	0.031887	3.511837	0.0016
D(LDYY)	0.010239	0.003336	3.069380	0.0050
D(LDYY(-1))	0.030558	0.007021	4.352679	0.0002
D(LDYY(-2))	0.030342	0.006939	4.372723	0.0002
D(LDYY(-3))	0.022076	0.005974	3.695414	0.0010
D(LDYY(-4))	0.014444	0.003724	3.879054	0.0006
D(LKR)	0.000652	0.000323	2.020332	0.0538
D(LKR(-1))	-0.001302	0.000424	-3.072969	0.0049
D(LKR(-2))	-0.000728	0.000353	-2.061061	0.0494
D(LKR(-3))	-0.000681	0.000346	-1.966779	0.0600
D(LKR(-4))	-0.000734	0.000293	-2.508907	0.0187
D(LMV)	0.000165	0.000230	0.716901	0.4798
D(LMV(-1))	-0.001182	0.000524	-2.256355	0.0327
D(LMV(-2))	-0.000848	0.000493	-1.721786	0.0970
D(LMV(-3))	-0.000734	0.000418	-1.756620	0.0908
D(LMV(-4))	-0.000581	0.000278	-2.087101	0.0468
D(LPY)	-0.000465	0.000259	-1.795040	0.0843
C	0.136016	0.032046	4.244458	0.0002
<b>Uzun Dönem Katsayıları</b>				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
<b>LSPK</b>	0.007199	0.019047	0.377985	0.7085
<b>LMKD</b>	-0.222230	0.069055	-3.218147	0.0034*
<b>LDYY</b>	-0.006466	0.002768	-2.336381	0.0275*
<b>LKR</b>	0.001224	0.000176	6.952646	0.0000*
<b>LMV</b>	0.000780	0.000226	3.445198	0.0019*
<b>LPY</b>	-0.000813	0.000250	-3.248624	0.0032*

Uzun dönemde portföy yatırımları ile fiyat endeksi arasında negatif ve anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Portföy yatırımlarda meydana gelen yüzde 1'lik artış fiyat endeksini yüzde 0,0008 oranında azaltmaktadır. Uzun dönemde mevduatlar ile fiyat endeksi arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki söz konusudur. Mevduatlardaki yüzde 1'lik artış fiyat endeksini yüzde 0.0007 oranında artırmaktadır. Uzun dönemde krediler ile fiyat endeksi arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki vardır. Kredilerde meydana gelen yüzde 1'lik artış fiyat endeksini yüzde 0.0012 oranında artırır.

Değişkenler arasında uzun dönem katsayıların belirlenmesinin ardından değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi inceleyebilmek amacıyla oluşturulan ARDL kısa dönem hata düzeltme modeli şu şekildedir:

$$\Delta LTUFE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta LTUFE_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{2i} \Delta LSPK_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta LMKD_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta LDYY_{t-i} + \sum_{i=0}^o \beta_{5i} \Delta LPY_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{6i} \Delta LKR_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{7i} \Delta LMV_{t-i} + ECT_{t-1} + \mu_t \quad (14)$$

Burada uzun dönem ilişkisi modelinden elde edilen hata teriminin bir gecikmeli dönem değerini gösteren  $ECT_{t-1}$ 'nin katsayısının negatif ve anlamlı olması, modelin uzun dönemde dengeye gelme hızını göstermektedir. Bu katsayının negatif değerinin artması aynı zamanda uzun dönemde dengeye gelme hızının da artması demektir.

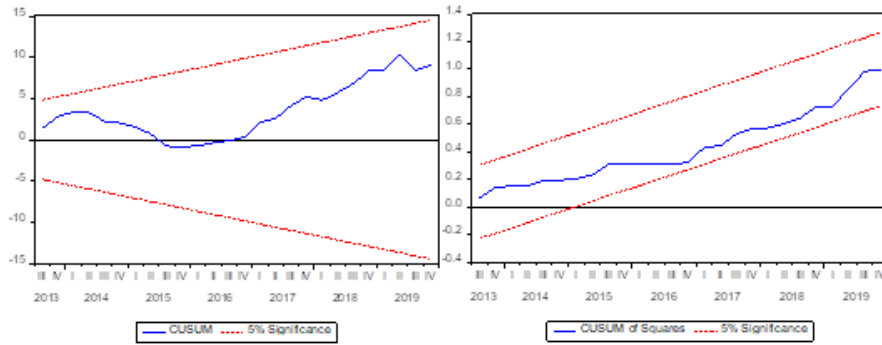
ARDL (5,4,4,5,5,5,1) modeline ait tahmin edilen kısa dönem hata düzeltme modelinin sonuçları Tablo 8'de gösterilmektedir. Modelde otokorelasyon ve değişen varyans bulunmamaktadır ve hata terimleri normal dağılmaktadır. Uzun dönem analizinde sermaye piyasası kapitalizasyonunun fiyat endeksi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığı görülmüştür. Ancak kısa dönem analizinde sermaye piyasası kapitalizasyonu ile fiyat endeksi arasında negatif ve anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir.

Tablo 8. Kısa Dönem ARDL (5,4,4,5,5,5,1) Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	0.136016	0.016526	8.230592	0.0000
D(LTUFE(-1))	0.475135	0.191919	2.475707	0.0201
D(LTUFE(-2))	0.261625	0.155530	1.682157	0.1045
D(LTUFE(-3))	-0.097344	0.129125	-0.753873	0.4577
D(LTUFE(-4))	0.186291	0.121398	1.534553	0.1370
D(LSPK)	0.002587	0.007948	0.325442	0.7475
D(LSPK(-1))	-0.041399	0.009678	-4.277480	0.0002
D(LSPK(-2))	-0.054285	0.010049	-5.401916	0.0000
D(LSPK(-3))	-0.023646	0.008758	-2.699769	0.0120
D(LMKD)	-0.037720	0.027087	-1.392557	0.1755
D(LMKD(-1))	0.323085	0.047432	6.811595	0.0000
D(LMKD(-2))	0.250357	0.038891	6.437417	0.0000
D(LMKD(-3))	0.111981	0.024902	4.496847	0.0001
D(LDYY)	0.010239	0.002736	3.742706	0.0009
D(LDYY(-1))	0.030558	0.004940	6.186136	0.0000
D(LDYY(-2))	0.030342	0.005151	5.890321	0.0000
D(LDYY(-3))	0.022076	0.004316	5.115474	0.0000
D(LDYY(-4))	0.014444	0.002903	4.975071	0.0000
D(LKR)	0.000652	0.000248	2.628650	0.0142
D(LKR(-1))	-0.001302	0.000331	-3.929558	0.0006
D(LKR(-2))	-0.000728	0.000271	-2.683666	0.0125
D(LKR(-3))	-0.000681	0.000276	-2.469581	0.0204
D(LKR(-4))	-0.000734	0.000241	-3.047558	0.0052
D(LMV)	0.000165	0.000177	0.933189	0.3593
D(LMV(-1))	-0.001182	0.000317	-3.727202	0.0009
D(LMV(-2))	-0.000848	0.000325	-2.613134	0.0147
D(LMV(-3))	-0.000734	0.000291	-2.525597	0.0180
D(LMV(-4))	-0.000581	0.000204	-2.847740	0.0085
D(LPY)	-0.000465	0.000186	-2.504503	0.0189
CointEq(-1)* (ETC <sub>t-1</sub> )	-1.777158	0.215938	-8.229961	0.0000
<b>R<sup>2</sup> = 0.906504</b> <b>R<sup>2</sup><sub>a</sub> = 0.821774</b> <b>F = 10.69870 (0,000000)</b> <b>Standart Hata = 0.008770</b> <b>Akaike (AIC) = -6.328602</b> <b>Schwarz (SC) = -5.299343</b> <b>Durbin-Watson (DW) = 2.030517</b>				

Tabloda beklenildiği gibi ETC<sub>t-1</sub> hata düzeltme katsayısının negatif ve yüzde 1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamı olduğu görülmektedir. Buna göre, kısa dönemde meydana gelen sapmalar hızlı biçimde uzun dönem dengeye geri dönmektedir.

ARDL (5,4,4,5,5,5,1) modeline ait regresyon katsayılarının istikrarlılığının ve değişkenler arasındaki yapısal kırılma varlığının tespiti için Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMSQ testlerinden faydalanılmıştır. CUSUM ve CUSUMSQ testlerinin grafikleri Şekil 2’de gösterilmiştir. CUSUM ve CUSUMSQ istatistikleri, yüzde 5 anlamlılık düzeyinde belirtilen kritik sınırlar arasında yer almaktadır. Bu doğrultuda modelde herhangi bir yapısal kırılma bulunmamaktadır. ARDL (5,4,4,5,5,5,1) uzun dönem modelinden elde edilen katsayıların ise istikrarlı olduğu söylenebilir.



Şekil 2. ARDL (5,4,4,5,5,5,1) Modeli İçin CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri

## 6. Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinin dışa açılma süreci sonrasında yaşadığı finansallaşma süreci ve bu sürecin fiyat istikrarı ile ilişkisi araştırılmıştır. Analizde ARDL sınır testi ile bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi tanımlanmıştır. Modelin uzun dönem sonuçları banka menkul değerleri ile fiyat endeksi arasında negatif ve anlamlı bir ilişkiye işaret etmektedir. Uzun dönemde portföy yatırımları değişkeni ile fiyat endeksi arasında negatif ve anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Kısa dönemde sermaye piyasası kapitalizasyonu ile fiyat endeksi arasında negatif yönlü olarak tespit edilen ilişki modelin hata düzeltme katsayısının negatif olması, kısa dönemde meydana gelen sapmaların hızlı bir biçimde uzun dönem dengeye geri döndüğüne işaret etmektedir.

Sonuç itibarıyla Türkiye ekonomisinde finansallaşmanın fiyat istikrarını etkilediği ileri sürülebilir. Bu bağlamda, küresel ekonomi ile etkileşimi çeşitli açılardan her geçen gün daha da güçlü hale gelen ve küresel eğilimlere paralellik arz eden finansallaşma sürecinde Türkiye'nin fiyat istikrarını sağlama ve sürdürmeye dönük olarak merkez bankası bağımsızlığına daha fazla önem vermesi gerekmektedir. Merkez bankası ve uygulama alanı olan para politikalarının genel çerçevesinin fiyat istikrarını öne alan biçimde tasarlanması ve politika yapıcıların da bu teorik yapıyı kabullenen yaklaşımları benimsemeleri makroekonomik göstergelerin olumlu yönde evrilmesini sağlayacaktır.

Çalışmada kullanılan değişkenlere ait elde edilebilir verilerin varlığı bu konuda analiz yapma imkânını kolaylaştırırken, kullanılan yöntem, çalışmaya konu olan ülke ve döneme göre gözlemlenen etkiler farklılık gösterebilir. Dolayısıyla bu çalışma ileride bu konu ile ilgili veya finansallaşmanın ekonominin farklı boyutları üzerine



etkilerinin incelendiği yeni araştırmalara zemin hazırlaması bakımından teşvik edici olacaktır.

### Referanslar

- Afşar, M. ve Meçik, O. (2013). Finansallaşma süreci ve sonuçları: G8 ülkeleri örneği. *EY International Congress on Economics I*, Gazi Üniversitesi, Ankara.
- Akel, V. ve Gazel, S. (2014). Döviz kurları ile BİST sanayi endeksi arasındaki eşbütünlük ilişkisi: Bir ARDL sınır testi yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 23-41. <https://doi.org/10.18070/euiibfd.57171>
- Akkemik, K. A. ve Özen, Ş. (2014). Macroeconomic and institutional determinants of financialisation of non-financial firms: Case of Turkey. *SocioEconomic Review*, 12, 71-98. <https://doi.org/10.1093/ser/mwt006>
- Assa, J. (2012). Financialization and its consequences: the OECD experience. *Finance Research*, 1(1), 35-39.
- Bilgili, F., Düzgün, R. ve Uğurlu, E. (2007). Büyüme, doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve yurt içi yatırımlar arasındaki etkileşim. *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 23(2), 127-152.
- Busse, M. ve Hefeker, C. (2007). Political risk, institutions and foreign direct investment. *European Journal of Political Economy*, 23(2), 397-415.
- Denk, O. ve Cournède, B. (2015). Finance and income inequality in OECD countries. OECD Economics Department, *Working Papers*, No. 1224, OECD Publishing, Paris, 1-41.
- Dökmen, G. ve Aysu, A. (2010). Hükümet istikrarının doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisi: Gelişmekte olan ülkelere ilişkin ampirik bir çalışma. *Journal of Yasar University*, 18(5), 3028-3037.
- Dunhaupt, P. (2017). Determinants of labour's income share in the era of financialisation. *Cambridge Journal of Economics*, 41(1), 283-306.
- Epstein, G. (2005). *Financialization and the world economy*. Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA: Edward Elgar.
- Greenspan, A. (2001). Opening remarks. achieving price stability: A symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas. Erişim adresi <https://www.kansascityfed.org/publicat/sympos/1996/pdf/s96green.pdf>.
- Gujarati, D. N. ve Porter, D. C. (2012). *Temel ekonometri*. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic econometrics* (Fourth ed). NewYork: The McGraw-Hill Companies.
- Kaplan, C., Özmen, E. ve Yalçın, C. (2006). The determinants and implications of financial asset holdings of non-financial firms in Turkey: An empirical investigation. *The Central Bank of the Republic of Turkey. Research and Monetary Policy Department Working Paper*, No:06/06, 1-48.

- Korkmaz, T. (2013). *Portföy yönetimi*. M. Başar (Ed.), Eskişehir: Anadolu Üniversitesi.
- Kus, B. (2012). Financialisation and income inequality in OECD nations: 1995-2007. *The Economic and Social Review*, 43(4), 477-495.
- Meçik, O. ve Afşar, M. (2014). OECD ülkelerinde finansallaşma süreci ve etkileri. *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(3), 1-21.
- Orhangazi, Ö. (2008). Keynesgil finansal düzenlemelerden finansallaşmaya: İktisat literatürü ve ABD ekonomisinin finansallaşmasına tarihsel bir bakış. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 35(1), 154-155.
- Özşahin, Ş. (2011). Türkiye ekonomisinde finansal liberalizasyon ve ekonomik büyüme etkileşiminin ARDL yöntemi ile analizi. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 12(23), 379-413.
- Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (1997). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Erişim adresi <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.153.3246&rep=rep1&type=pdf>.
- Phillips, K. (1993). *Boiling point republicans democrats and the decline of middle class prosperity*. New York: Random House.
- Sakarya, Ş. ve Akkuş, H. (2018). BİST-100 ve BİST sektör endeksleri ile VIX endeksi arasındaki ilişkisinin analizi. *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21 (40), 351-373. <https://doi.org/10.31795/baunsobed.492470>
- Tang, K. ve Xiong, W. (2012). Index investment and the financialization of commodities. *Financial Analysts Journal*, 68(6), 54-74.
- Tang, T. C. (2003). Japanese aggregate import demand function: Reassessment from the 'bounds' testing approach. *Japan and World Economy*, 15, 419-436.
- Tarı, R. (2011). *Ekonometri* (7. baskı). Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Tellalbaş, I. ve Kaya, F. (2013). Financialization of Turkey industry sector. *International Journal of Financial Research*. 4(3), 127-143.
- Tunalı, H. ve Özdemir, O. (2017). Türkiye'de finansallaşmanın emek payı üzerindeki etkisi üstüne bir deneme. *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 67(1), 57- 116.
- Üzar, U. (2014). *Türkiye'de finansallaşma ve ekonomik büyüme ilişkisi* (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). İstanbul Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.