

TÜRKİYE'DE FİŞER HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİĞİNE İLİŞKİN AMPİRİK BİR ANALİZ

AN EMPIRICAL ANALYSIS OF THE VALIDITY OF THE FISHER HYPOTHESIS IN TURKEY

Arş. Gör. Şevket PAZARCI¹

Arş. Gör. Asım KAR²

Doç. Dr. Mehmet ALTUNTAŞ³

ÖZ

Faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışan Fisher hipotezinin uzun yıllar boyunca ampirik literatürde incelendiği görülmektedir. Bu çalışma Türkiye'de Fisher hipotezinin geçerliliğini zaman serisi analiz yöntemlerini kullanarak incelemektedir. Literatürden farklı olarak ortalama fonlama maliyeti (AOFM), kredi ve mevduat faiz oranları aynı anda kullanılarak geniş perspektif ile konunun incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla, Türkiye için 2011:01-2021:08 dönemi arasındaki verilere Engle ve Granger eşbütünlük analizi yapılmıştır. Seriler arasında eşbütünlük ilişkisi bulunmasının ardından FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) eşbütünlük tahmincisi kullanılarak hipotezin geçerliliği incelenmiştir. FMOLS analizi tahmin bulgularına göre, enflasyon oranının faiz oranı üzerinde istatistiksel anlamlı etkiler yarattığı ve bu etkinin kredi ve mevduat faizlerinde farklılaştığı, kredi faizlerinde daha yüksek olduğu görülmektedir. Genel olarak ise en yüksek etkinin AOFM'de olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca Toda ve Yamamoto nedensellik analizi de yapılarak seriler arasındaki nedensellik ilişkileri incelenmiştir. Toda ve Yamamoto nedensellik analiz sonuçlarına göre enflasyon oranından çeşitli faiz oranlarına nedensellik ilişkisi tespit edilmektedir. Bu ilişkinin ihtiyaç kredisi ve AOFM'de çift yönlü olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Özetle, ampirik bulgular, Türkiye'de Fisher hipotezinin desteklendiğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon Oranı, Faiz Oranı, Fisher Hipotezi, Eşbütünlük Analizi.

JEL Sınıflandırma Kodları: C22, E31, E43.

ABSTRACT


It is seen that the Fisher hypothesis, which tries to explain the relationship between the interest rate and the inflation rate, is examined in the empirical literature for many years. The study examines the validity of the Fisher hypothesis in Turkey using time series analysis methods. Unlike the literature, it is aimed to examine the subject with a broad perspective by using the average cost of funding (AOFM), loan and deposit interest rates at the same time. For this purpose, Engle and Granger cointegration analysis is performed on the data between 2011.01-2021.08 for Turkey. After finding a cointegrating relationship between the series, the validity of the hypothesis is examined by using Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) cointegration estimator. According to the FMOLS analysis estimation findings, it is seen that the inflation rate has a statistically significant effect on the interest rate, and this effect differs in loan and deposit rates, and is higher in loan rates. In general, it is concluded that the highest effect is in AOFM. In addition, Toda and Yamamoto causality analysis is also performed and the causality relations between the series are examined. According to the results of Toda and Yamamoto causality analysis, causality relationship is determined from inflation rate to various interest rates. It is found that this relationship is bidirectional in consumer loans and AOFM. In summary, empirical findings show that the Fisher hypothesis is supported in Turkey.

Keywords: Inflation Rate, Interest Rate, Fisher Hypothesis, Cointegration Analysis.

JEL Classification Codes: C22, E31, E43.

¹  Nişantaşı Üniversitesi, İktisadi, İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, sevket.pazarci@nisantasi.edu.tr

²  Pamukkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Finans Bölümü, asimk@pau.edu.tr

³  Nişantaşı Üniversitesi, Meslek Yüksekokulu, Lojistik Bölümü, mehmet.altuntas@nisantasi.edu.tr

EXTENDED SUMMARY

Purpose and Scope:

This article tests the Fisher hypothesis in Turkey. We can say that the difference of the study from other studies in the literature is the period in which the hypothesis was examined, and the variables used in the analysis. By examining the relationship between inflation and interest rate in the post-global financial crisis period with a long-term approach, it has been investigated whether the hypothesis has worked in the recent past. In the post-crisis period, CBRT changed its monetary policy and made it more flexible. Therefore, in our study, we use the weighted average cost of funding to represent CBRT's policy stance.

Evaluation of savings in banks is important for the economy. Accounts opened in banks with various maturities offer savings under different interest rates. For this purpose, we examine how a change in the inflation rate affects the saving households and firms, and the extent of this effect. Finally, by including loan interest rates in the model, we aim to look at the effects of the change in the inflation rate on loan rates.

Design/methodology/approach:

In this article, monthly data were used (2011:01-2021:08), starting from the period after the 2008 Crisis, one of the turning points in the understanding of monetary policy, and considering the availability of data (the date when the weighted average funding cost reflecting the CBRT's policy stance started). The reason for the end of the review period in August 2021 can be expressed as the change in the monetary policy followed. Because there has been a transformation in the policy understanding implemented after this date, and it has been stated by the CBRT President himself that a policy stance that prioritizes the current account deficit has been adopted. While establishing the model, the raw data was used in the analysis and no transformation was performed. Analyses were made using the Eviews-12 package program. In the study, whether the Fisher hypothesis is valid or not will be analyzed by cointegration method. To detect the applicability of the cointegration analysis, the unit root properties of the series should be tested. Therefore, the series were tested with ADF and PP unit root tests. Then, using the Engle-Granger cointegration test, the long-term relationship between the inflation rate and the interest rate was examined. Finally, the FMOLS cointegration estimator was used and thus inferences were made about the relationship between the variables examined and the size and direction of this relationship

Findings:

Whether the series has a unit root process or not has been tested with the traditional unit root test methods ADF and PP. When the results of unit root analyzes are examined, it is seen that the variables have an I(1) process. In line with the unit root test results, it was decided to use the Engle and Granger (1987) cointegration test, which allows the series to have an I(1) process. When the results are examined in general, it is possible to say that the variables have a unit root process in at least one of the fixed and/or fixed & trend models. Thus, it will be possible to examine whether these variables, which have an I(1) process, have a cointegration relationship with the Engle-Granger method. According to the results of the Engle-Granger cointegration test, in which the existence of the cointegration relationship between inflation and interest is examined for each interest rate, empirical findings have been reached regarding the existence of a cointegration relationship between the inflation rate and other interest rates, excluding commercial loans. According to the FMOLS estimator result, because of a 1% increase in inflation, all variables are positively affected, in other words, increases in the inflation rate increase interest rates. Another conclusion concerns the magnitude of these effects. Coefficient sizes differ according to deposit and loan interest rates. While deposit rates do not increase one-to-one in the face of the increase in inflation, loan interests move beyond one-to-one increases. In other words, the increase in inflation rates has a more increasing effect on loan rates. According to Toda Yamamoto results, a Granger causality relationship was found from inflation rate to interest rates (excluding commercial loan interest). On the other hand, a Granger causality relationship was found from consumer loans, commercial loans and AOFM to the inflation rate. In summary, while there is a one-way Granger causality relationship from inflation rate to various deposit rates, housing, and vehicle loans; There is a bidirectional Granger causality relationship with need and AOFM. It has been determined that there is a one-way Granger causality relationship from commercial credit to inflation rate.

Conclusion and Discussion:

The validity of the Fisher hypothesis for Turkey in our study in the period 2011:01-2021:08. For this, cointegration analysis was used. First, it was examined whether the variables showed unit root properties and it was determined that the series were stationary at the first difference. Then, it was investigated whether the variables tend to act together in the long run. According to our findings, there was a cointegrated relationship between the series. Then, FMOLS estimator is used to determine the long-run coefficient estimation for the cointegrated series. According to the estimator result, it was concluded that the coefficient sign and significance levels were the same between the inflation rate and different interest rate variables, but the coefficients took different values for each variable. In summary, it was concluded that the inflation rate in the examined period affected the interest rate positively and significantly in line with the theory. In other words, it can be said that the Fisher hypothesis is valid in Turkey in the examined period.

1. GİRİŞ

Enflasyon ve faiz oranları (nominal) etkileşimini inceleyen Fisher hipotezi, uzun yıllardır araştırmacılar tarafından tartışılan konulardan biri olmuştur. Türkiye'de de son yıllarda enflasyon ve faiz sarmalından daha fazla bahsedilmeye başlanmıştır. Bu iki makroekonomik değişken arasındaki ilişki ilk Irving Fisher (1930) sistematik olarak incelemiş ve böylece literatürde “Fisher Hipotezi” haline gelmiştir (Carneiro vd., 2002; Akıncı ve Yılmaz, 2016; Altunöz, 2018). Hipotez, faiz oranı ve beklenen enflasyon ilişkisinin pozitif olduğunu ileri sürmektedir (Berument ve Jelassi, 2002, s. 1645). Fisher, bu pozitif ilişkiyi uzun vadeli bir fenomen olarak görmektedir (Mishkin, 1992, s. 196).

Fisher hipotezi, nominal faiz oranının beklenen enflasyon ve reel faiz oranlarının toplamı şeklinde olduğunu varsaymaktadır. Fisher, reel faizin beklenen enflasyonla ilişkisiz olduğu iddia etmektedir. Bu, Fisher hipotezinin önemli bir öngörüsü olmakta çünkü, reel faizin enflasyon bekleyişleri ile ilişkili olması durumunda, reel oranda meydana gelen değişiklikler, enflasyon bekleyişlerine yanıt olarak nominal oranlarda tam ayarlamaya yol açmayacaktır (Cooray, 2003, s. 135).

Enflasyonun artması durumunda, bireyler satın alma güçlerinde azalma olacağı düşüncesiyle mal ve hizmetlere olan taleplerini artırmakta, artan talep sonucunda faiz oranları yükselmektedir (Gül ve Açıkalm, 2008). Fisher hipotezi geçerliyse, kısa vadeli faiz oranları enflasyon oranının bir tahmincisi olacaktır (Kiran, 2013). Yani, enflasyon oranında yaşanan bir değişim faiz oranının değişimi için bir tahmin yapılmasına neden olacaktır. Fisher hipotezi, denklem 1'de gösterildiği gibi nominal faizin, reel faizin ve beklenen enflasyonun toplamına eşit olduğunu belirtir:

$$i_t = r_t + \beta\pi_t^e \quad (1)$$

Burada i nominal faiz oranını, r reel faiz oranını, π^e beklenen enflasyon oranını, β Fisher katsayısını temsil etmektedir. Ampirik modelde rasyonel beklentiler varsayımı altında $\pi_t^e = \pi_t + \varepsilon_t$, $E(\varepsilon_t)=0$ ve r_t sabittir. Denklem (1)'i yeniden yazdığımızda:

$$i_t = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Eğer i_t ve π_t arasında eşbütünlük ilişkisi varsa ve $\beta = 1$ ise Fisher hipotezi geçerli olmakta, aksi takdirde geçersiz olmaktadır (Nazlıoğlu vd., 2021, s. 2).

Türkiye ekonomisi 1980'li yıllardan itibaren dönüşüm yaşamış ve bu dönüşümle birlikte finansal piyasalarda da değişim ve dönüşüm gerçekleşmiştir. İlk olarak ülke ekonomisi dışı açılarak ticari liberalizasyon gerçekleşmiştir. İzleyen yıllarda dönüşüm finansal piyasalarda hız kazanmış olup, 1989 yılının ağustos ayında Türkiye ekonomisi açısından önemli bir yapısal dönüşüm yaşanmıştır. Bu tarihte Türk parasının kıymetini koruma hakkındaki 32 sayılı karar imzalanarak Türkiye, uluslararası finans piyasalarına açılmıştır. Daha sonra yapısal anlamda bir diğer önemli değişim 2001 krizinde yaşanmıştır. 2001 krizinden sonra Türkiye ekonomisi dalgalı kur rejimine geçmiş ve yapısal reformlarla Güçlü Ekonomiye Geçiş adlı yeni bir programı uygulamaya başlamıştır. Yeni program enflasyonla mücadeleyi öncelikli hedef haline getirmiş ve bu doğrultuda Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'na araç bağımsızlığı tanınmıştır. Ayrıca, 2002-2006 yılları arasında enflasyon hedeflemesi rejimi çerçevesi benimsenmiş ve örtülü enflasyon hedeflemesi rejimi uygulanmıştır. Enflasyon hedeflemesine geçilmesi ile beraber para politikasında şeffaflık ve öngörülebilirlik oluşmasına ve böylelikle de enflasyon bekleyişlerinin çapa altına alınması hedeflenmiştir. Örtülü enflasyon hedeflemesi rejimi sırasında enflasyon oranı çift hanelerden (2001 yılı sonunda %68) tek haneye gerilemiştir (2005 sonunda %7,7). Örtülü enflasyon hedeflemesi döneminde, güçlü ekonomik toparlanma ile birlikte açık enflasyon hedeflemesi rejimi için gerekli koşullar oluşturulmuş ve 2006 yılı itibarıyla bu rejim tam olarak uygulamaya geçmiştir. Açık enflasyon hedeflemesi 2006 yılından itibaren uygulanmaktadır (Köse vd., 2012, s. 478). 2008 Küresel Finans Krizi sonrası ise TCMB yeni para politikası çerçevesini izleyerek fonlamanın maliyetini anlık değiştirilebildiği sistemi devreye alarak para politikası anlayışında değişiklik yapmıştır. Ağırlıklı ortalama fonlama maliyetini (AOFM) zaman zaman aktif bir şekilde kullanarak politika tasarımlarında bulunulmuştur. Dolayısıyla AOFM'yi izleyerek para politikası duruşu hakkında çıkarsama yapmak mümkün hale gelmiştir. Küresel kriz sonrası dönemde bu yeni para politikası anlayışında fonlamanın maliyeti ve miktarı günlük olarak değiştirilerek politika tasarımı daha esnek bir hal altına alınmıştır. Bir haftalık repo ihale faiz oranı, yani politika faizi değiştirilmeden de parasal sıkılaştırma veya gevşeme yapmak mümkün hale gelmiştir.

Bu makale Türkiye için Fisher hipotezini eşbütünlük metodolojisini kullanarak test etmektedir. Bunun için uzun dönemli denge ilişkisi göz önünde bulundurularak enflasyon oranında meydana gelen bir şokun Fisher

katsayısında meydana gelen etkinin işareti ve boyutunun belirlenmesi amaçlanmaktadır. FMOLS tahmincisi kullanılarak Sıradan En Küçük Kareler (EKK) yönteminin çözemediği içsellik sorunu göz önüne alınmıştır. Dolayısıyla enflasyon oranı ve faiz oranı gibi iki içsel değişken arasındaki ilişkinin incelenmesinde daha doğru bir çıkarsama yapılması sağlanacaktır. Türkiye ekonomisi için Fisher hipotezini test eden bu çalışma hem incelenen dönem açısından hem de kullanılan değişkenler açısından literatüre katkı sağlaması beklenmektedir. İncelenen dönem olarak Türkiye'nin yeni para politikası çerçevesini izlemeye başladığı ve aynı zamanda AOFM verisinin yayımlanmaya başladığı tarih analiz döneminin başlangıç noktasını oluşturmaktadır. Kullanılan değişkenler açısından ise hem kredi hem de mevduat faiz oranları en geniş çerçevede ele alınarak enflasyon oranındaki değişimin hangi faiz oranı türüne daha çok etki ettiği yani hangi faiz oranının enflasyon oranına daha duyarlı olduğu belirlenmek amaçlanmıştır. Özetle, Türkiye'nin 2008 Küresel Finansal Kriz sonrası uygulamaya başladığı yeni para politikası anlayışından günümüze enflasyon ve çeşitli faiz oranları arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Bu hipotez test edilerek, belirli bir dönemde Türkiye'de para politikalarının etkinliğini araştırmak için iyi bir gösterge sağlamak amaçlanmaktadır.

Çalışmanın kalan kısmı şu şekildedir. İkinci bölümde ulusal ve uluslararası literatüre değinilmiş olup üçüncü bölümde kullanılan veri seti ve yöntem hakkında bilgi verilmiştir. Ampirik bulgular dördüncü bölümde paylaşılmış olup beşinci bölümde de sonuç kısmına yer verilmiştir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde Fisher hipotezi hakkında birçok ampirik çalışma bulunmaktadır. Genelde enflasyon ve faiz ilişkisinin eşbütünlüşme yaklaşımı kullanılarak incelendiği görülmektedir. Payne ve Ewing (1997), az gelişmiş 9 ülkeden oluşan bir örnekleme Fisher hipotezinin geçerliliğini incelemiştir. Çalıştığı dokuz ülkeden sadece üçünde (Malezya, Pakistan ve Sri Lanka), Fisher etkisini destekleyen kanıtlar sunmaktadır. Avustralya'nın vergi öncesi ve sonrası kısa ve uzun vadeli faiz oranlarını test eden Hawtrey (1997), Johansen eşbütünlüşme test metodolojisini kullanmıştır. Fisher etkisinin 1980'lerdeki mali kuralıslaştırmadan önce başarısız olmasına rağmen, ilişkinin daha sonra yeniden kurulduğuna dair kanıtlar olduğunu söylemektedir. Fisher hipotezini 26 ülke için test eden Berument ve Jelassi (2002) inceledikleri ülkelerin 16'sında geçerli olduğu sonucuna varmışlardır. Ayrıca gelişmiş ülkelerin gelişmekte olan ülkelere göre daha geçerli sonuçlar verdiğini vurgulamışlardır. Carneiro vd. (2002), 1980-1997 dönemi için Arjantin, Brezilya ve Meksika'da Fisher hipotezinin geçerliliğini incelemiştir. Ampirik bulgulara göre, Meksika hariç diğer iki ülke için faiz ve enflasyon arasında istikrarlı bir ilişki bulmuşlardır.

Granville ve Mallick (2004) Johansen eşbütünlüşme yaklaşımını kullandıkları çalışmalarında Fisher hipotezinin İngiltere için geçerli olduğu sonucuna varmışlardır. 33 ülkenin verilerini kullanarak hipotezinin geçerliliğini araştıran Kasman vd. (2006), geleneksel eşbütünlüşme testi kullanıldığında örnekleme ülkelerinin nominal faiz oranları ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını göstermektedirler. Yamak ve Abdioğlu (2007) çalışmalarında 1990 birinci çeyrek ve 2006 dördüncü çeyrek dönemi arasında Türkiye'de Fisher hipotezinin geçerliliğini incelemiştir. Faiz oranı değişkeni olarak çalışmalarında üç aylık vadeli mevduat faiz oranını kullanmışlardır. Johansen eşbütünlüşme testi kullandıkları çalışmada elde ettikleri ampirik bulgulara göre Türkiye'de Fisher hipotezi geçerlidir. Türkiye için Fisher hipotezini inceleyen Gül ve Açıkalin (2008), Johansen eşbütünlüşme yönteminden yararlandıkları çalışmalarında Fisher hipotezine ilişkin tutarlı sonuçlar elde etmişlerdir. Yılancı (2009), 1989-2008 dönemi için çeyreklik verileri kullanarak Fisher hipotezinin Türkiye'de geçerliliğini test ettiği çalışmasında hipotezin geçerli olmadığı bulgusuna ulaşmıştır.

Türkiye'de vadeli mevduat faizi ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 2002-2011 dönemi için inceleyen Bayat (2011) Doğrusal olmayan eşbütünlüşme yaklaşımını kullandığı çalışmada Fisher etkisinin geçerli olmadığı belirtilmektedir. İncekara vd. (2012) Fisher etkisinin 1989-2011 döneminde geçerli olduğu sonucuna varmışlardır. Köse vd. (2012) 2002-2009 dönemi için trend kırılma eşbütünlüşme testi kullanarak yaptıkları çalışmada Fisher hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. 1990-2010 yılları arasındaki aylık verileri kullanarak Türkiye'de Fisher hipotezinin geçerliliğini inceleyen Kiran (2013) eşbütünlüşme ve kesirli eşbütünlüşme yaklaşımlarından yararlanmıştır. Ampirik bulgulara göre Fisher'in hipotezi her iki yaklaşımda da geçerlidir. Mercan (2013) 1992-2013 dönemini ARDL sınır testi yaklaşımıyla analiz etmiştir. Ampirik bulgulara göre Fisher hipotezi geçerli bulunmuştur. Türkiye için 1987-2010 dönemini inceleyen Arısoy (2013), zamanla değişen parametreler yaklaşımından yararlanmıştır. Ampirik bulgulara göre Fisher, hipotezin geçerli olduğu sonucuna varmıştır.

Kanca vd., (2015) çalışmalarında Türkiye için 1980-2013 dönemi boyunca yıllık verileri kullanarak Fisher hipotezinin geçerliliğini sınımlamışlardır. Ampirik analizde faiz oranı olarak yıllık mevduat faiz oranını kullanmışlardır.

Johansen eşbütünleşme yöntemi kullandıkları çalışmalarındaki ampirik bulgulara göre hipotez geçerli bulunmaktadır. Ayrıca nedensellik ilişkisinin de incelendiği çalışmada enflasyon oranından faiz oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. 1980-2012 dönemini inceleyen Akıncı ve Yılmaz (2016), enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkiyi DOLS yöntemini kullanarak doğrudan ve çeşitli kontrol değişkenleri aracılığıyla incelemişlerdir. Ampirik bulgulara göre, kontrol değişkenlerinin faiz oranı üzerinde farklı etkileri olduğu sonucuna varmışlardır. Tunalı ve Erönel (2016) ise yaptıkları çalışmada Türkiye'de Fisher etkisinin uzun vadede geçerli olduğu ancak kısa vadede geçerli olmadığı sonucuna varmışlardır. Çinko (2017), Fisher etkisinin Türkiye'de 2003-2017 yılları arasında geçerli olduğu sonucuna varmıştır. 1996-2015 dönemi için Çin için hipotezi inceleyen Altunöz (2018), ARDL sınır testi yöntemini kullanarak elde ettiği bulgu Fisher etkisinin geçerli olduğudur.

Fourier yaklaşımıyla 1988-2019 döneminde Fisher hipotezinin geçerliliğini inceleyen Özer (2019), Türkiye ekonomisinde Fisher hipotezinin geçerli olduğunu söylemektedir. Songur (2019), Türkiye için mevduat faiz oranları ile üretici ve tüketici fiyat endekslerini kullandığı çalışmasında Fisher hipotezinin geçerliliğini destekleyecek herhangi bir kanıt bulamamıştır. Doğan vd. (2020), doğrusal olmayan Granger nedensellik analizini kullanarak Türkiye için yaptıkları çalışmada Fisher hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca enflasyondan faize doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varmışlardır. Fourier eşbütünleşme testi kullanarak Türkiye'de Fisher hipotezinin geçerliliğini 1985-2017 dönemi için inceleyen Koç (2020), Fisher hipotezinin Türkiye'de geçerli olduğunu, ancak faiz oranlarındaki artışın Fisher hipotezinin öngördüğünden daha az olduğunu söylemektedir.

3. VERİ VE YÖNTEM

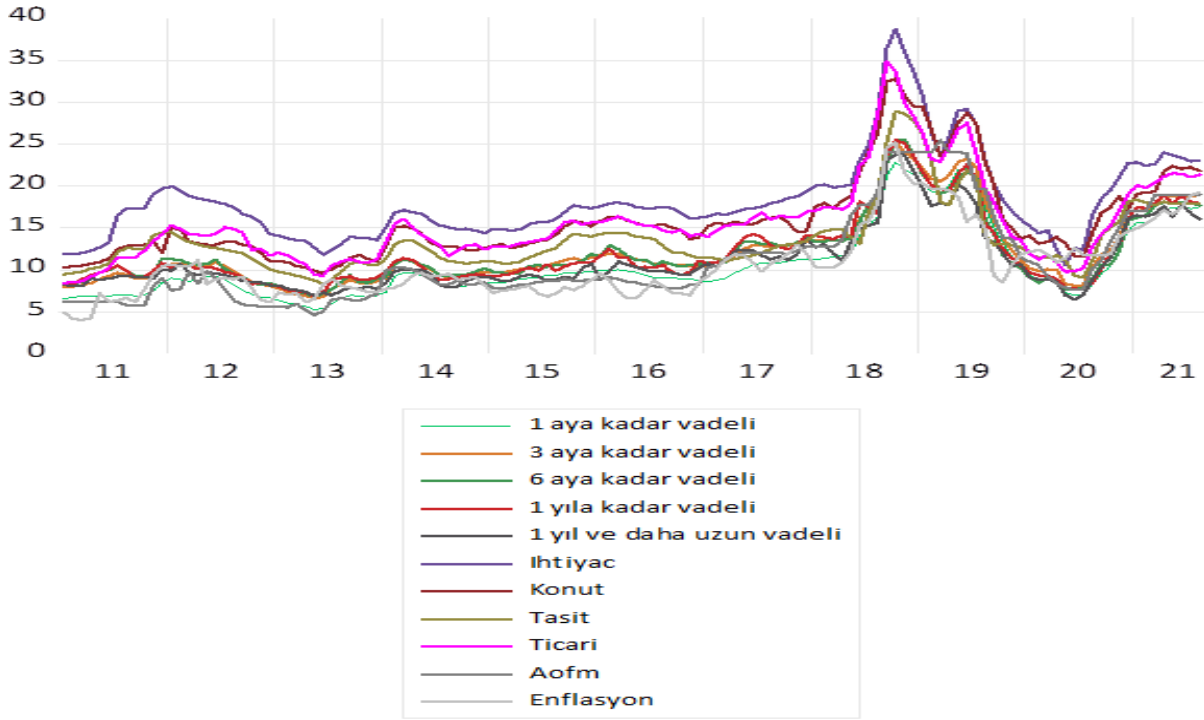
3.1. Veri Seti ve Model

Analizde para politikası anlayışında dönüm noktalarından biri olan Küresel Finans Krizi sonrasındaki dönemden itibaren ve veri bulunabilirliği göz önüne alındığında (TCMB'nin politika duruşunu yansıtan ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin başladığı tarih göz önüne alınmıştır) 2011:01-2021:08 dönemi için aylık veriler kullanılmıştır. İnceleme dönemin 2021 yılı ağustos ayında bitirilmesinin nedeni olarak izlenen para politikasındaki değişim olarak ifade edebiliriz. Çünkü bu tarihten sonra uygulanan politika anlayışında dönüşüm yaşanmış olup, bizzat TCMB başkanı tarafından cari açığı önceleyen politika duruşuna geçildiği ifade edilmiştir. Dolayısıyla analiz dönemi bitiş tarihi olarak izlenen para politikası anlayışındaki dönüşüm dikkate alınmıştır. Zira bu tarihten sonraki enflasyon ve faiz oranı değişkenlerini modele dahil etmek sonuçların doğruluğunu etkileyebileceği düşünülmektedir. Model kurulurken verilerin ham hali analizde kullanılmış ve herhangi bir dönüşüm gerçekleştirilmemiştir. Yani, enflasyon ve faiz oranı verileri yüzde şeklinde indirilmiş olup, katsayı yorumu yapılırken enflasyonda yaşanan yüzde birlik artış faiz oranını yüzde x kadar artırıyor şeklinde bir yorumlamada bulunulabilecektir. Analizler Eviews-12 paket programı aracılığı ile yapılmış olup analizde kullanılan veriler ve elde edilen kaynaklar Tablo 1'de, verilere ait görsellerde Şekil 1'de listelenmiştir. Analizde beş çeşit mevduat faiz oranı, 4 çeşit kredi faiz oranı ve TCMB para politikası duruşunu yansıtan AOFM faiz oranına yer verilmiştir. Tüm veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) alınmıştır.

Tablo 1. Analizde Kullanılan Veriler

| Değişkenler | Kaynak |
|-------------------------------------|--------|
| Vadeli mevduat (1 aya kadar) | EVDS |
| Vadeli mevduat (3 aya kadar) | EVDS |
| Vadeli mevduat (6 aya kadar) | EVDS |
| Vadeli mevduat (1 yıla kadar) | EVDS |
| Vadeli mevduat (1 yıl ve daha uzun) | EVDS |
| İhtiyaç kredisi | EVDS |
| Konut kredisi | EVDS |
| Taahhüt kredisi | EVDS |
| Ticari Krediler | EVDS |
| AOFM | EVDS |
| Enflasyon Oranı | EVDS |

Şekil 1. Analizde Kullanılan Verilere İlişkin Görseller



Şekil 1 incelendiğinde 2018 yılına kadar serilerin belli bir bant aralığında hareket ettiği görülmektedir. 2018 yılından itibaren ise serilerde bir yükseliş trendi yaşanmıştır. Burada faiz ve enflasyon oranlarında uzun yıllardır görmediği seviyeler görülmüştür. 2018 yılı Türkiye için yapısal dönüşümlerin olduğu, bir diz ekonomik ve politik olayların yaşandığı bir yıl olarak karşımıza çıkmaktadır. 2018 yılı ağustos ayında bir kur şoku yaşanmıştır. ABD ile yaşanan gerginlik sonucunda döviz kurlarında yaşanan dalgalanmaların boyutu artmıştır. Döviz kuru artışları sonucunda ithal mal fiyatlarında artış meydana gelmiştir. Döviz kuru geçişkenliği sonucunda yurtiçi mal ve hizmetlerin fiyatlarında yaşanan artışlar enflasyon oranını artırmıştır. Merkez bankası böyle bir kur ve enflasyon şoku karşısında faiz oranlarında artışa gitmiştir. Böyle bir konjunktürde enflasyon, faiz ve döviz kuru seviyelerinde artış yaşanmış ve yeni denge daha yüksek kur, daha yüksek enflasyon ve daha yüksek faiz şeklinde oluşmuştur.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

| Değişkenler | Ort. | Maks. | Min. | SS | JB | Olasılık |
|-------------------------------------|--------|--------|--------|-------|---------|----------|
| Vadeli mevduat (1 aya kadar) | 10,600 | 22.852 | 5.264 | 4.279 | 44.788 | 0.000 |
| Vadeli mevduat (3 aya kadar) | 12,204 | 25.315 | 6.518 | 4.318 | 44.711 | 0.000 |
| Vadeli mevduat (6 aya kadar) | 12,036 | 25.554 | 6.758 | 4.049 | 56.307 | 0.000 |
| Vadeli mevduat (1 yıla kadar) | 12,059 | 25.495 | 6.852 | 4.185 | 50.577 | 0.000 |
| Vadeli mevduat (1 yıl ve daha uzun) | 11,168 | 23.697 | 6.495 | 3.788 | 63.534 | 0.000 |
| İhtiyaç kredisi | 18,244 | 38.720 | 10.608 | 5.119 | 122.611 | 0.000 |
| Konut kredisi | 15,882 | 32.782 | 9.607 | 5.075 | 69.488 | 0.000 |
| Taşıt kredisi | 13,585 | 28.947 | 8.297 | 3.964 | 167.297 | 0.000 |
| Ticari Krediler | 15,599 | 34.877 | 8.415 | 5.038 | 80.307 | 0.000 |
| AOFM | 11,143 | 25.500 | 4.520 | 5.368 | 31.834 | 0.000 |
| Enflasyon Oranı | 10,651 | 25.240 | 3.986 | 4.275 | 40.181 | 0.000 |

Not: Tabloda yer alan istatistikler nominal verilerle elde edilmiştir. Standart sapmayı SS, çarpıklığı S, basıklığı K, Jarque ve Bera (1987) normal dağılım istatistiğini ise JB temsil etmektedir.

Çalışmada yer alan serilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de verilmektedir. Ortalaması en yüksek değişken ihtiyaç kredisi olurken (%18,244), en düşük değişken ise 1 aya kadar vadeli mevduat (%10,600) değişkenidir. Standart sapması en yüksek değişken de ihtiyaç kredisi (%5,119) olurken, en düşük değişken ise 1 yıl ve daha uzun vadeli mevduat (%3,788) değişkenidir. Dolayısıyla serilerde en fazla değişkenlik gösteren değişkenin ihtiyaç kredisi olduğu görülmektedir. Seride en az değişkenlik gösteren değişken ise bir yıl ve daha uzun vadeli mevduat değişkenidir. Özetle, ortalamasından en fazla sapan değişken ihtiyaç kredisidir. JB istatistiğine göre ise tüm değişkenler için verilerin normal dağıldığı şeklinde kurulan boş hipotez kabul edilmemektedir. Yani, tüm değişkenler için seriler normal dağılmamaktadır.

Fisher hipotezini incelemek için kullanılan analizler Eşitlik 3’teki matematiksel modele dayanmaktadır.

$$Faiz Oran_t = f(Enflasyon Oran_t) \quad (3)$$

Veriler oran cinsinden indirilmiş olup herhangi bir dönüştürme işlemine tabi tutulmamıştır. Eşitlik 1’deki fonksiyonel ilişkinin ekonometrik model şeklinde gösterimi Eşitlik 4’te verilmektedir.

$$Faiz Oran_t = \beta_0 + \beta_1 Enflasyon Oran_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Eşitlik 4’te yer alan β_1 parametresini şu şekilde yorumlamak mümkündür: Enflasyon oranındaki yüzde birlik bir artış, faiz oranını yüzde β_1 kadar artırmaktadır.

3.2. Ekonometrik Yöntem

Çalışmada, Fisher hipotezinin geçerli olup olmadığı eşbütünlük yöntemiyle analiz edilecektir. Eşbütünlük analizin uygulanabilirliğinin belirlenebilmesi için serilerin birim kök özelliklerinin test edilmesi gerekmektedir. İlk olarak değişkenlere Geniletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) ve Phillips ve Perron (PP) birim kök testleri yapılmıştır. Ardından uzun dönemli ilişkiyi incelemek için Engle-Granger (EG) eşbütünlük testi yapılmıştır. Daha sonra eşbütünlük serilerin katsayılarını belirlemek için Full Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) eşbütünlük tahmincisi kullanılmıştır. Böylelikle uzun dönemli ilişki hakkında katsayı işareti ve katsayının büyüklüğü belirlenmiştir. Son olarak seriler arasındaki nedensellik ilişkisine bakılmıştır.

3.2.1. ADF (1981) ve PP (1988) Birim Kök Testleri

ADF birim kök testine ilişkin model Eşitlik 5’te gösterilmektedir:

$$\Delta Y_t = a + \delta t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

burada a sabit terimi, t trendi, δ trend katsayısını Y_t bağımlı değişkeni, Y_{t-1} , bağımlı değişkenin bir dönem önceki gecikmelerini ve ε_t hata terimini temsil etmektedir. ADF testinde boş hipotez birim kökün vardır şeklinde olurken, alternatif hipotez ise birim kökün olmadığı şeklindedir. Test istatistiği $\hat{t} = \frac{\hat{\alpha}}{sh(\hat{\alpha})}$ şeklinde hesaplanmakta ve elde edilen hesap değeri kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Kritik değerler tablo değerinden büyük olması durumunda H_0 hipotezi reddedilmekte yani serilerin durağan bir yapıya olduğu sonucuna varılmaktadır.

PP (1988) birim kök testi, ADF (1981) birim kök testinden farklı olarak hata terimiyle ilgili varsayımları genişletmesi şeklinde olmuştur. PP (1988) hata terimindeki otokorelasyon sorununu gidermede kullandığı yöntemi farklılaştırmıştır. ADF testi hata terimindeki otokorelasyon sorununu parametrik bir yaklaşımla çözerken, PP testi parametrik olmayan bir yaklaşımla gidermektedir. Eşitlik 6 ve Eşitlik 7’de PP testine ilişkin test istatistikleri gösterilmektedir:

$$Z_{\hat{\alpha}} = T\hat{\alpha} - (\hat{\omega}^2 - \hat{\sigma}_\varepsilon^2)(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2)^{-1} \quad (6)$$

$$Z_{\hat{t}} = t_{\hat{\alpha}} \left(\frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\omega}^2} \right)^{1/2} - \frac{1}{2} (\hat{\omega}^2 - \hat{\sigma}_\varepsilon^2) (\hat{\omega}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{\sigma}_\varepsilon^2)^{-1/2} \quad (7)$$

burada T gözlem sayısını, $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, kalıntılarının varyansını ifade etmektedir. Kalıntılarının varyansını $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}{T-k}$ şeklindedir. $\hat{\omega}^2$ ise tutarlı uzun dönem varyans tahmincisidir. Otokoregresif spectral yoğunluk tahmincisi ve kernall (çekirdek) tahmincileri bunlardan ikisidir. PP testine ilişkin hipotezler ADF testi ile aynı olup boş hipotez birim kök vardır şeklindedir. Karar aşaması, test istatistiğinin tıpkı ADF birim kök testindeki gibi kritik değerler ile karşılaştırılarak verilmektedir.

3.2.2. Engle-Granger (1987) Eşbütünleşme Testi

Engle ve Granger (1987) testi birim kök süreç içeren seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin yapısını inceleyen tek denklemlilik bir eşbütünleşme testidir. Bu modele ilişkin eşitlik eşitlik 8’de gösterilmektedir:

$$Y_t = a + \delta t + \gamma_1 X_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

burada bağımsız değişken X_t ile ifade edilmektedir. Analiz yapılırken serilerin seviyelerinde birim kök içermeleri gerekmektedir. Ayrıca değişkenlerin I(1) yani birinci farkları alındığında durağan olmaları gerekmektedir. Tahmin edilen denklemde hata terimi ADF birim kök test ile sınanmaktadır. Hata teriminin (ε_t), I(0) yani düzeyde durağan olması durumunda X_t ve Y_t serilerin eşbütünleşik olduğu söylemek mümkündür. Analize konu değişkenlerin Engle Granger testinde kullanılması için seviyelerinde birim kök bir sürece sahip olması gerekmektedir.

3.2.3. FMOLS Eşbütünleşme Tahmincisi

Eşbütünleşme testinin yapılmasının ardından seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin yönü hakkında bilgi sahibi olabilmek için eşbütünleşme tahmincilerine geçmek mümkün olabilmektedir. İktisadi değişkenler arasında içsellik problemiyle karşılaşmakta ve dolayısıyla bu sorunu dikkate almayan tahmincilerin sonuçlarının yorumlanması yanlış çıkarımlara yapılmasına neden olabilecektir. Eşbütünleşik serilerde içsellik sorunu Phillips ve Hansen (1990)’in geliştirdiği FMOLS eşbütünleşme tahmincisiyle aşılacaktır. Böylelikle uzun dönem katsayılarını yorumlamak mümkün hale gelmektedir. FMOLS tahmincisi Eşitlik 9’da gösterildiği gibidir (Phillips ve Hansen, 1990):

$$\theta_{FMOLS} = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} = (\sum_{t=1}^T z_t z_t')^{-1} (\sum_{t=1}^T z_t P_t^* - T \begin{bmatrix} \delta_{12} \\ 0 \end{bmatrix}) = (\sum_{t=1}^T a_t' b_t')' (\sum_{t=1}^T a_t' b_t')^{-1} P_t^* - T \begin{bmatrix} \delta_{12} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (9)$$

burada $z_t = (a_t' b_t')$ ifadesini, P_t^* klasik EKK (OLS) tahmincisini ve δ_{12} uzun dönem kovaryans katsayılarını kullanarak elde edilen sapmalı korelasyon tahminini göstermektedir. Buradan hareketle FMOLS eşbütünleşme tahmincisi Eşitlik 10’de verilmektedir:

$$\hat{\theta}_{FMOLS} = \frac{\hat{\theta}_{FMOLS}}{(\hat{\Omega}_{11} \sum_{t=1}^T x_t^2)} \quad (10)$$

burada $\hat{\Omega}_{11}$ uzun dönem kovaryans katsayısını ifade etmektedir. FMOLS tahmincisi serilerin durağan olmama varsayımına dayanmasından dolayı durağan serilerle bu tahmini gerçekleştirmek hatalı sonuçlar vermesine yol açabilecektir.

3.2.4. Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Analizi

Toda Yamamoto nedensellik analizi VAR modeli tahmini üzerine kurulan bir yaklaşımdır. Bir VAR modeli kurularak, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri hakkında çıkarımlara yapmak mümkün olmaktadır. Bu yöntemde VAR modeli kurulurken, durağan olmayan serileri durağanlaştırmaya gerek kalmamakta dolayısıyla esnek bir yöntem olarak karşımıza çıkmaktadır. Aşağıdaki denklem 11 ve denklem 12’deki VAR modeli yardımıyla nedensellik ilişkisi test edilebilmektedir:

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_{1t} y_{t-1} + \sum_{i=k+1}^{dmax} \gamma_{2t} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{1t} x_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{dmax} \delta_{2t} x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

$$x_t = \rho_0 + \sum_{i=1}^k \rho_{1t} x_{t-1} + \sum_{i=k+1}^{dmax} \rho_{2t} x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_{1t} y_{t-1} + \sum_{i=k+1}^{dmax} \varphi_{2t} y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

Denklemde k maksimum gecikme uzunluğunu, dmax ise maksimum entegrasyon derecesini temsil etmektedir. Denklem 11’de x değişkeninden y değişkenine nedensellik ilişkisi olup olmadığı $\delta_{1t} = 0$ boş hipotezi Wald testi ile incelenmektedir. Denklem 12’de de y değişkeninden x değişkenine nedensellik ilişkisi olup olmadığı $\varphi_{1t} = 0$ boş hipotezi Wald testi ile incelenmektedir (Toda ve Yamamoto, 1995).

Bu çalışmada Toda Yamamoto nedensellik analizinde boş hipotez enflasyon oranı değişkeni faiz oranı değişkeninin Granger nedeni değildir şeklinde kurulurken, alternatif hipotez enflasyon oranı değişkeni faiz oranı değişkeninin Granger nedeni değildir şeklindedir. Ampirik analizde olasılık değerinin 0.5’ten küçük olması durumunda boş hipotez reddedilmekte yani enflasyon oranı faiz oranının Granger nedeni değildir sonucu elde edilmektedir. Aksi durumda, yani boş hipotezin reddedilememesi durumunda enflasyon oranı faiz oranının Granger nedeni değildir sonucuna ulaşılmaktadır.

4. AMPİRİK ANALİZ

Ampirik analizde eşbütünlük ilişkisinin varlığı incelenmeden önce serilerin birim kök özellik gösterip göstermediğinin incelenmesi gerekmektedir. Bunun için ilk olarak birim kök analizi yapılmış olup, Tablo 3' listelenmiştir.

Tablo 3. Birim Kök Analiz Sonuçları

| Değişkenler | Sabitli Model | | | |
|-------------------------------------|--------------------------|------------------|---------------|------------------|
| | ADF seviye | ADF birinci fark | PP seviye | PP birinci fark |
| Vadeli mevduat (1 aya kadar) | -2,362(0,154) | -5,180***(0,000) | -1,708(0,424) | -5,081***(0,000) |
| Vadeli mevduat (3 aya kadar) | -2,196(0,208) | -6,066***(0,000) | -1,740(0,408) | -6,092***(0,000) |
| Vadeli mevduat (6 aya kadar) | -2,225(0,198) | -7,455***(0,000) | -1,956(0,305) | -7,456***(0,000) |
| Vadeli mevduat (1 yıla kadar) | -2,073(0,255) | -8,233***(0,000) | -1,889(0,336) | -8,250***(0,000) |
| Vadeli mevduat (1 yıl ve daha uzun) | -2,098(0,245) | -8,852***(0,000) | -1,999(0,286) | -8,840***(0,000) |
| İhtiyaç kredisi | -3,214**(0,021) | -6,387***(0,000) | -2,271(0,182) | -5,469***(0,000) |
| Konut kredisi | -2,291(0,176) | -7,250***(0,000) | -1,904(0,329) | -7,114***(0,000) |
| Taşıt kredisi | -3,290**(0,017) | -7,100***(0,000) | -2,269(0,183) | -5,795***(0,000) |
| Ticari Krediler | -2,820*(0,058) | -6,344***(0,000) | -2,217(0,201) | -6,138***(0,000) |
| AOFM | -2,337(0,162) | -3,747***(0,004) | -1,625(0,466) | -9,192***(0,000) |
| Enflasyon Oranı | -1,995(0,288) | -5,629***(0,000) | -1,616(0,471) | -8,476***(0,000) |
| | Sabitli ve Trendli Model | | | |
| | ADF seviye | ADF birinci fark | PP seviye | PP birinci fark |
| Vadeli mevduat (1 aya kadar) | -3,417*(0,053) | -5,167***(0,000) | -2,524(0,316) | -5,066***(0,003) |
| Vadeli mevduat (3 aya kadar) | -3,075(0,116) | -6,046***(0,000) | -2,487(0,333) | -6,072***(0,000) |
| Vadeli mevduat (6 aya kadar) | -2,826(0,190) | -7,427***(0,000) | -2,513(0,321) | -7,428***(0,000) |
| Vadeli mevduat (1 yıla kadar) | -2,727(0,227) | -8,202***(0,000) | -2,520(0,317) | -8,219***(0,000) |
| Vadeli mevduat (1 yıl ve daha uzun) | -2,753(0,217) | -8,818***(0,000) | -2,665(0,252) | -8,805***(0,000) |
| İhtiyaç kredisi | -3,646**(0,029) | -6,362***(0,000) | -2,634(0,265) | -5,444***(0,000) |
| Konut kredisi | -2,941(0,153) | -7,220***(0,000) | -2,492(0,331) | -7,083***(0,000) |
| Taşıt kredisi | -3,842**(0,017) | -7,071***(0,000) | -2,623(0,270) | -5,756***(0,000) |
| Ticari Krediler | -3,358*(0,061) | -6,319***(0,000) | -2,632(0,267) | -6,111***(0,000) |
| AOFM | -3,556**(0,037) | -3,734**(0,023) | -2,555(0,301) | -9,171***(0,000) |
| Enflasyon Oranı | -3,044(0,124) | -5,609***(0,000) | -2,627(0,269) | -8,441***(0,000) |

Not: Maksimum gecikme uzunluğu aylık veri seti kullanılması nedeniyle 12 olarak belirlenmiştir. Uygun gecikme sayısı için ise Schwarz bilgi kriterinden yararlanılmıştır. PP testinde Newey West yöntemlerine göre, Bartlett Kernel tahmincisi kullanılmıştır. *** (%1), **(%5), * (%10) anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Serilerin birim kök sürece sahip olup olmadıkları ADF ve PP birim kök testleri ile sınanmış olup sonuçlar Tablo 3'te verilmektedir. Birim kök analizlerine ilişkin sonuçlar incelendiğinde değişkenlerin I(1) sürece sahip olduğu görülmektedir. Birim kök test sonuçları doğrultusunda, serilerin I(1) sürece sahip olmasına izin veren Engle % Granger (1987) eşbütünlük testinin kullanılmasına karar verilmiştir. Sonuçlar genel olarak incelendiğinde, değişkenlerin sabitli ve/veya sabitli ve trendli modellerin birinde birim kök sürece sahip olduğunu söylemek mümkündür. Böylelikle I(1) sürece sahip olan bu değişkenlerin, Engle-Granger yöntemi ile eşbütünlük ilişkisinin var olup olmadığı incelenebilecektir.

Her bir faiz oranı için enflasyon ve faiz arasındaki uzun dönemli ilişkisinin incelendiği Engle-Granger eşbütünlük analizi sonuçları Tablo 4'te verilmektedir. Ampirik analizde eşbütünlük yoktur boş hipotezi eşbütünlük vardır alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır. Olasılık değerlerinin yüzde birden küçük olması durumunda boş hipotez kabul edilememekte yani seriler arasında eşbütünlük ilişkisi bulunmaktadır. Aksi takdirde eşbütünlük yoktur

boş hipotezi kabul edilmekte ve seriler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamaktadır. Analiz sonuçları incelendiğinde, ticari krediler hariç diğer faiz oranları ile enflasyon oranı arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına dair ampirik bulgulara ulaşılmıştır. Yani, bu seriler uzun dönemde birlikte hareket etme eğiliminde olmaktadır.

Tablo 4. Engle-Granger Eşbütünleşme Test Sonuçları

| Bağımlı Değişkenler | Sabitli | | Sabit ve Trendli | |
|-------------------------------------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|
| | Test İstatistiği | Olasılık Değeri | Test İstatistiği | Olasılık Değeri |
| Vadeli mevduat (1 aya kadar) | -3,392** | 0,049 | -3,366 | 0,146 |
| Vadeli mevduat (3 aya kadar) | -3,346* | 0,054 | -3,328 | 0,157 |
| Vadeli mevduat (6 aya kadar) | -4,058*** | 0,008 | -4,213** | 0,019 |
| Vadeli mevduat (1 yıla kadar) | -4,324*** | 0,003 | -4,409** | 0,011 |
| Vadeli mevduat (1 yıl ve daha uzun) | -4,166*** | 0,005 | -4,251** | 0,017 |
| İhtiyaç kredisi | -3,342* | 0,055 | -3,755* | 0,063 |
| Konut kredisi | -3,295* | 0,061 | -3,295 | 0,167 |
| Taşıtlı kredisi | -3,811** | 0,016 | -4,035** | 0,031 |
| Ticari Krediler | -2,887 | 0,146 | -2,989 | 0,282 |
| AOFM | -4,077*** | 0,007 | -3,903* | 0,044 |

Not: ***(%1), **(%5) ve *(%10) anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Çalışmada, eşbütünleşme ilişkisinin varlığı gösterildikten sonra katsayı tahminine geçilmiştir. Enflasyondaki değişimin faiz oranlarını nasıl etkilediği yani aralarındaki uzun dönemli ilişkinin yönü hakkında bilgi sahibi olmak için FMOLS tahmincisi yolu ile katsayılar tahmin edilmiştir. Her bir faiz oranı için katsayı tahmin sonuçları Tablo 5'te verilmektedir.

Tablo 5. FMOLS Eşbütünleşme Tahmincisi Sonuçları

| Bağımlı Değişkenler | Sabitli Model Katsayı Sonuçları | Sabit & Trendli Model Katsayı Sonuçları |
|-------------------------------------|---------------------------------|---|
| Vadeli mevduat (1 aya kadar) | 0,962*** (0,000) | 0,943*** (0,000) |
| Vadeli mevduat (3 aya kadar) | 0,964*** (0,000) | 0,973*** (0,000) |
| Vadeli mevduat (6 aya kadar) | 0,868*** (0,000) | 0,959*** (0,000) |
| Vadeli mevduat (1 yıla kadar) | 0,909*** (0,000) | 0,975*** (0,000) |
| Vadeli mevduat (1 yıl ve daha uzun) | 0,825*** (0,000) | 0,886*** (0,000) |
| İhtiyaç kredisi | 1,052*** (0,000) | 1,307*** (0,000) |
| Konut kredisi | 1,108*** (0,000) | 1,151*** (0,000) |
| Taşıtlı kredisi | 0,802*** (0,000) | 0,958*** (0,000) |
| Ticari Krediler | 1,049*** (0,000) | 1,177*** (0,000) |
| AOFM | 1,249*** (0,000) | 1,179*** (0,000) |

Not: ***(%1), **(%5) ve *(%10) anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini ifade etmektedir.

FMOLS tahminci sonucuna göre enflasyondaki %1'lik artış sonucunda tüm değişkenler pozitif etkilenmekte, bir diğer değişle enflasyon oranında yaşanan artışlar faiz oranlarını artırmaktadır. Bir başka sonuç ise bu etkilerin büyüklüğü hakkındadır. Katsayı büyüklükleri mevduat ve kredi faizlerine göre farklılaşmaktadır. Mevduat faizleri enflasyondaki artış karşısında bire bir artış yaşamamakta iken, kredi faizleri bire bir artışında ötesinde hareket göstermektedir. Yani, enflasyon oranlarındaki artış kredi faizlerini daha fazla artırıcı etkide bulunmaktadır. Sabitli modelde enflasyonda yaşanan yüzde birlik bir artış karşısında en fazla etkilenen değişkenin AOFM olduğu görülmektedir. Enflasyon oranında yaşanan yüzde birlik bir artış AOFM'yi yüzde 1,249 artırmaktadır. Mevduat faizlerinde ise en çok etkilenen değişken üç aya kadar olan vadeli mevduat faiz oranıdır. Enflasyon oranında yaşanan yüzde birlik bir artış karşısında üç aya kadar olan vadeli mevduat faiz oranı yüzde 0.964 artmaktadır.

Genel olarak bakıldığında, vadeli mevduat oranlarının enflasyondaki artış kadar artmadığı dolayısı ile enflasyona karşı koruma sağlayamadığını söylemek mümkündür. Kredi faizlerinde ise enflasyonda yaşanan değişmeyi en fazla tepki veren ise konut kredisi faizidir. Enflasyonda yaşanan yüzde birlik bir artış konut kredi faizini yüzde 1.108 artırmaktadır. Sabitli ve trendli modelde de enflasyonda yaşanan artışa en büyük tepkiyi AOFM vermektedir. Mevduat faizinde ise bir yıla kadar olan vadeli mevduattır. Enflasyondaki yüzde birlik bir artış karşısında bir yıla kadar olan vadeli mevduat artışı yüzde 0,975'tir. Kredi faizlerinde ise en yüksek tepkiyi ticari kredi faizi vermektedir. Enflasyon oranında yaşanan yüzde birlik bir değişim karşısında ticari kredi faizleri yüzde 1,177 artmaktadır. Ampirik bulgular iktisat teorisini destekler niteliktedir. Fisher hipotezinin ifade ettiği gibi, enflasyon oranında yaşanan artışlar faiz oranlarını pozitif bir şekilde etkilemekte ve bu etkinin büyüklüğü bire yakın veya birden büyük olmaktadır. Fisher hipotezinin geçerliliği bulgusuna göre, Türkiye'de incelenen dönemde faiz oranlarının enflasyon oranının bir tahmincisi olduğunu söylemek mümkündür. Yani, enflasyon oranında yaşanan bir değişim, faiz oranlarının tahmin yapılabilmesi imkânı sağlamaktadır.

Çalışmanın şimdiye kadarki kısmında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılmış olup eşbütünleşme ilişkisi bulunan seriler FMOLS tahmincisi yolu ile katsayı tahmininde bulunulmuştur. Çalışmanın bu kısmında ise seriler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir.

Tablo 6. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları

| Değişkenler | Optimal Gecikme Uzunluğu | Faiz oranları → Enflasyon | Enflasyon → Faiz oranları |
|--------------------------------|--------------------------|---------------------------|---------------------------|
| 1 aya kadar vadeli mevduat. | 4 | 2,280 | 9,764** |
| 3 aya kadar vadeli mevduat | 4 | 1,884 | 9,726** |
| 6 aya kadar vadeli mevduat | 4 | 0,518 | 27,304*** |
| 1 yıla kadar vadeli mevduat | 5 | 0,724 | 19,041*** |
| 1 yıl ve daha uzun vadeli mev. | 4 | 2,129 | 20,160*** |
| İhtiyaç kredisi | 10 | 20,456** | 23,351*** |
| Konut kredisi | 4 | 4,548 | 14,128*** |
| Taşıt kredisi | 5 | 7,711 | 26,698*** |
| Ticari Krediler | 4 | 11,096** | 5,053 |
| AOFM | 6 | 19,660*** | 22,673*** |

Not: ***(%1), **(%5) ve *(%10) anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 6'da yer alan Toda Yamamoto sonuçlarına göre enflasyon oranından faiz oranlarına (ticari kredi faizi hariç) Granger nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Diğer taraftan ihtiyaç kredisi, ticari kredi ve AOFM'den enflasyon oranına Granger nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Özetle, enflasyon oranından çeşitli mevduat faizlerine, konut ve taşıt kredilerine tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi bulunurken; ihtiyaç ve AOFM ile çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Ticari krediden enflasyon oranına ise Granger nedensellik ilişkisinin tek yönlü olduğu tespit edilmiştir. Nedensellik analizi bulguları da teoriyi destekler niteliktedir. Ampirik bulgulara göre Türkiye'de incelenen dönemde enflasyon oranında yaşanan değişimler faiz oranlarının tahmin edilmesinde önemli bir belirleyicisi olduğu görülmektedir. Özetle, enflasyon oranında yaşanan gelişmelerin faiz oranlarını etkilemesi beklenmektedir.

5. SONUÇ

Bu çalışma, Türkiye'de 2011:01-2021:08 döneminde enflasyon oranı ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi inceleyen Fisher hipotezini araştırmaktadır. Bunun için eşbütünleşme analizinden yararlanılmıştır. Zaman serisi analizinde ilk olarak değişkenlerin durağanlık bilgileri araştırılarak birinci farklarında durağan oldukları gösterilmiştir. Uzun dönemli ilişkinin varlığı ise Engle ve Granger eşbütünleşme testi ile sınanarak serilerin eşbütünleşik olduğu, yani uzun dönemli bir ilişkinin geçerli olduğu ortaya konulmuştur. Ayrıca eşbütünleşik serilere uzun dönemli katsayı tahmininin belirlemek için FMOLS tahmincisi kullanılmıştır. Ayrıca değişkenlere Toda ve Yamamoto nedensellik analizi yapılarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri belirlenmiştir.

FMOLS tahminci bulgularına göre, enflasyon oranı ve farklı faiz oranı (kredi, mevduat ve AOFM)) değişkenleri arasında katsayı işareti ve anlamlılık düzeyleri bakımından aynı olduğu ancak katsayıların her bir değişken için farklı değer aldığı sonucuna ulaşılmıştır. Enflasyon oranındaki yüzde birlik bir artış yaşanması durumunda en fazla artan değişken sabitli modelde AOFM, sabitli ve trendli modelde ise ihtiyaç kredisi değişkenleri olmuştur. Enflasyon oranındaki yüzde birlik bir artıştan en az etkilenen değişken ise sabitli modelde taşıt kredisi, sabitli ve trendli modelde bir yıl ve daha uzun vadeli mevduat değişkenleri olmuştur. Genel bir ifadeyle, incelenen dönemde enflasyon oranı faiz oranını teori ile uyumlu bir şekilde pozitif ve anlamlı bir şekilde etkilediği sonucuna varılmaktadır. Yani, enflasyon oranında yaşanan artışlar, analiz edilen tüm faiz oranlarını pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilemiştir. Genel olarak ifade edildiğinde, incelenen dönemde Türkiye’de Fisher hipotezinin geçerli olduğu söylenebilmektedir. Fisher hipotezinin geçerli olması sonucunda, para politikasının uzun dönemde reel faiz oranı düzeyinde etkili olmadığını söylemek mümkündür. Türkiye’de enflasyon oranında yaşanan artışlar nominal faiz oranlarında da bir artışa yol açmakta, dolayısıyla politika yapıcılarının da düşük faiz ortamı için enflasyon oranını dikkate almaları gerekmektedir. Politika yapıcılarının, fiyat istikrarını sağlayacak politikalar tasarlayarak düşük enflasyon ve dolayısıyla düşük faiz ortamı sağlayarak uzun dönemde sürdürülebilir büyüme oranına katkı yapmayı amaçlamalıdır.

YAZARLARIN BEYANI

Katkı Oranı Beyanı: Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkı sağlamıştır.

Destek ve Teşekkür Beyanı: Çalışmada herhangi bir kurum ya da kuruluştan destek alınmamıştır.

Çatışma Beyanı: Çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması söz konusu değildir.

KAYNAKÇA

- Akıncı, M. ve Yılmaz, Ö. (2016). Enflasyon-faiz oranı takası: Fisher hipotezi bağlamında Türkiye ekonomisi için dinamik en küçük kareler yöntemi. *Sosyoekonomi*, 24(27), 33-56.
- Altunöz, U. (2018). Investigating the presence of Fisher effect for the China economy. *Sosyoekonomi*, 26(35), 27-40.
- Arisoy, I. (2013). Testing for the fisher hypothesis under regime shifts in turkey: new evidence from time varying parameters. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(2), 496-502.
- Bayat, T. (2011). Türkiye’de Fisher etkisinin geçerliliği: doğrusal olmayan eşbütünleşme yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (38), 47-60.
- Berument, H., ve Jelassi, M. M. (2002). The Fisher hypothesis: a multi-country analysis. *Applied Economics*, 34(13), 1645-1655.
- Carneiro, F. G., Ângelo, J., Divino IV, C. A. ve Rocha, C. H. (2002). Revisiting the Fisher hypothesis for the cases of Argentina, Brazil and Mexico. *Applied Economics Letters*, 9(2), 95-98.
- Cooray, A. (2003). The Fisher effect: A survey. *The Singapore Economic Review*, 48(02), 135-150.
- Çinko, L. (2017). Türkiye’de Fisher hipotezinin geçerliliğinin sınanması. *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, 6(1), 53-64.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.

- Doğan, I., Orun, E., Aydın, B. ve Afsal, M. S. (2020). Non-parametric analysis of the relationship between inflation and interest rate in the context of Fisher effect for Turkish economy. *International Review of Applied Economics*, 34(6), 758-768.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Fisher, I. (1930). Theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it. *Augustus Kelly Publishers*, Clifton.
- Granville, B. ve Mallick, S. (2004). Fisher hypothesis: UK evidence over a century. *Applied Economics Letters*, 11(2), 87-90.
- Gül, E. ve Açıklan, S. (2008). An examination of the Fisher hypothesis: The case of Turkey. *Applied Economics*, 40(24), 3227-3231.
- Hawtrey, K. M. (1997). The Fisher effect and Australian interest rates. *Applied Financial Economics*, 7(4), 337-346.
- İncekara, A., Demez, S. ve Ustaoglu, M. (2012). Validity of Fisher effect for Turkish economy: Cointegration analysis. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 58, 396-405.
- Kanca, O., Üzümcü, A. ve Deniz, A. (2015). Fisher etkisi Türkiye ekonomisi için geçerli mi? Bir zaman serisi analizi: 1980-2013. *Verimlilik Dergisi*, (3), 45-66.
- Kasman, S., Kasman, A. ve Turgutlu, E. (2006). Fisher hypothesis revisited: A fractional cointegration analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 42(6), 59-76.
- Kıran, B. (2013). A fractional cointegration analysis of Fisher hypothesis: evidence from Turkey. *Quality & Quantity*, 47(2), 1077-1084.
- Koç, P. (2020). Türkiye’de Fisher hipotezinin Fourier fonksiyonlarla analizi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(5), 1425-1434.
- Köse, N., Emirmahmutoğlu, F. ve Aksoy, S. (2012). The interest rate–inflation relationship under an inflation targeting regime: The case of Turkey. *Journal of Asian Economics*, 23(4), 476-485.
- Mercan, M. (2013). Enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki uzun dönem ilişkisinin Fisher hipotezi çerçevesinde test edilmesi: Türkiye örneği. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(4), 368-384.
- Mishkin, F. S. (1992). Is the Fisher effect for real?: A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 30(2), 195-215.
- Nazlıoğlu, S., Gurel, S., Güneş, S. ve Kılıç, E. (2021). Asymmetric Fisher effect in inflation targeting emerging markets: evidence from quantile co-integration. *Applied Economics Letters*, 1-8.
- Özer, M. O. (2019). Türkiye’de Fisher hipotezinin Fourier yaklaşımı ile incelenmesi. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(3), 856-878.
- Payne, J. E. ve Ewing, B. T. (1997). Evidence from lesser developed countries on the Fisher hypothesis: A cointegration analysis. *Applied Economics Letters*, 4(11), 683-687.

- Phillips, P. C. ve Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2),335-346.
- Songur, M. (2019). Fourier yaklaşımı ile Fisher hipotezini yeniden gözden geçirmek: Türkiye örneği. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(2), 186-200.
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tunalı, H. ve Erönel, Y. Y. (2016). Enflasyon ve faiz oranı ilişkisi:Türkiye’de Fisher etkisinin geçerliliği. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(4), 1415-1431.
- Yamak, R. ve Abdioğlu, Z. (2007). Fisher Hipotezinin Testi: Güçlü ve Zayıf Form. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(2).
- Yılancı, V. (2009). Fisher hipotezinin Türkiye için sınanması: doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), 205 213.