



Enflasyon ve Kredi Faizleri Arasındaki Uzun Dönemli İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde Değerlendirilmesi: Türkiye Uygulaması (2002-2018)*

Hakan Telçeken¹, Süleyman Değirmen²

Öz

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisi için enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişki ve bu ilişkinin uzun dönemli olup olmadığı incelenmiş ve bu bağlamda Fisher Hipotezinden yararlanılmıştır. Makalenin çalışılan dönemi 2002:M1-2018:M6 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada, talep çekişli enflasyondan Bireysel Kredi Faizlerine ve maliyet itişli-arz yanlı enflasyondan Ticari Kredi Faizlerine doğru uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı Fisher hipotezi kullanılarak test edilmiştir. Çalışmada, Granger Nedensellik analizi yapılmış ve hem Tüketici Fiyatları Endeksinden Bireysel Kredi Faizlerine doğru hem de Üretici Fiyatları Endeksinden Ticari Kredi Faizlerine doğru tek yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Daha sonra ise ekonomide yapısal kırılmalar dikkate alınarak yapısal kırılmalı birim kök testi yapılmıştır. Sonuç olarak, incelenen dönemde Türkiye ekonomisi için nedensellik testi bağlamında, hem TÜFE'den Bireysel Kredi Faizlerine hem de ÜFE'den Ticari Kredi Faizlerine doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca, yapılan ARDL sınır koentegrasyon testi sonucunda, TÜFE'den Bireysel Kredi Faizlerine doğru uzun dönemli eşbütünlük bir ilişki bulunamazken, ÜFE'den Ticari Kredi Faizlerine doğru uzun dönemli eşbütünlük bir ilişki olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca, ÜFE'den Ticari Kredi Faizlerine doğru uzun dönemli olarak ortaya çıkan bu ilişkinin, Irving Fisher'in belirttiği gibi bire bir olmadığı ve ÜFE'ye gelen % 1'lik bir şokun uzun dönemde Ticari Kredi Faizlerini % 0.45 oranında etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler

Fisher Hipotezi • Kredi Faizleri • Enflasyon • Yapısal Kırılmalı Birim Kök • ARDL Sınır Koentegrasyon

Evaluation of the Long-Term Relationship Between Inflation and Loan Interest Rates in the Framework of the Fisher Hypothesis: Turkey Application (2002-2018)

Abstract

In this study, the relationship between inflation and interest rates for Turkey's economy and whether this is a long-term relationship were tested out using the Fisher hypothesis for the period of 2002:M1-2018:M6. In the study, it was tested if there is a long-term relationship from demand-pull inflation toward Individual Loan Rates, and from cost-push-to-supply inflation toward Commercial Loan Rates using Fisher's hypothesis. Subsequently, structural break unit root test was performed in order to determine if there is structural breakage in the economy. According to Granger causality test results for the period, there was a unidirectional causality for Turkey's economy from both the Consumer Price Index to the Individual Loan Interest rates and from the Producer Price Index to Commercial Loan Interest rates. In addition, the results of the ARDL bound test for cointegration showed that, there is no long-term cointegrated relationship from CPI to Individual Loan Rates, while a long-term cointegrated relationship is seen from PPI toward Commercial Loan Rates. Therefore, this long-term relationship is not one-to-one as stated by Irving Fisher, and implies that a 1% shock to PPI affects the Commercial Loan Rates by 0.45% in the long term.

Keywords

Fisher Hypothesis • Loan Interest Rates • Inflation • Structural Break Unit Root • ARDL Bound Cointegration

* Bu çalışma, Hakan TELÇEKEN tarafından Mersin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü'nde Prof. Dr. Süleyman DEĞİRMEN danışmanlığında yürütülen "Enflasyon ve faiz oranları arasındaki uzun dönemli ilişkinin Fisher Hipotezi çerçevesinde değerlendirilmesi: Türkiye uygulaması (2002-2017)" başlıklı Yüksek Lisans tezinden türetilmiştir.

1 **Sorumlu Yazar:** Hakan Telçeken, Mersin Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Mersin, Türkiye.
Email: hakantelceken1989@gmail.com

2 Süleyman Değirmen (Prof. Dr.), Mersin Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Politikası Anabilim Dalı, Mersin, Türkiye.
Email: sdegirmen@mersin.edu.tr

Atrf: Telçeken, H. (2018). Enflasyon ve kredi faizleri arasındaki uzun dönemli ilişkinin fisher hipotezi çerçevesinde değerlendirilmesi: Türkiye uygulaması (2002-2018). *Istanbul Business Research*, 47(2), 154-182. <https://doi.org/10.26650/ibr.2018.47.2.0043>

Extended Summary

In this study, the relationship between inflation and interest rates for Turkey's economy and whether this is a long-term relationship were tested out using the Fisher hypothesis for the period of 2002:M1-2018:M6. In the study, it was tested if there is a long-term relationship from demand-pull inflation toward Individual Loan Rates (ILRs), and from cost-push-to-supply inflation toward Commercial Loan Rates (CLRs) using Fisher's hypothesis. Subsequently, Perron (1997) structural break unit root test was performed in order to determine if there is structural breakage in the economy. According to Granger Causality test results for the period, there was a unidirectional causality for Turkey's economy from both the Consumer Price Index (CPI) to the ILRs and from the Producer Price Index (PPI) to CLRs. In addition, the results of the ARDL bound test for co-integration showed that, there is no long-term cointegrated relationship from CPI to ILRs, while a long-term cointegrated relationship is seen from PPI toward CLRs. Therefore, this long-term relationship is not one-to-one as stated by Irving Fisher, and implies that a 1% shock to PPI affects the CLRs by 0.45% in the long term.

On account of the fact that Turkey's economy has not been able to reach its full employment level, the pass-through effect from CPI, -which measures demand-pull inflation-, toward ILRs, was not cointegrated in the long-term and thus, the Fisher effect did not occur even in the long-term. Hence, Turkey's economy in the long-term was in conditions of underemployment, and changes in monetary variables influenced real variables due to unexpected fluctuations in the CPI. Due to the nominal interest rates being adjusted according to the expected (or, ex-ante) CPI, the real interest rates fluctuated due to the fact that the CPI was realized outside of the range of the end-of-term (or, ex-post) expectations. The reason behind the CPI being realized outside of expectations in these periods was due to the fact that this index did not reflect a pure demand inflation and was under the effect of PPI series. The pass-through effect from CPI towards PPI, -which occurs depending on external shocks such as foreign exchange rates, oil prices, and food prices-, causes the deterioration of the long-term equilibrium between the CPI and nominal interest rates and thus, this leads a reflection in real interest rates. Therefore, this result indicates that monetary variables affects real variables and in this context, the Central Bank's monetary policies may affect real variables such as real interest rates, real wages, investments, savings and employment.

It is concluded that there is a cointegrated relationship along with long-term positive direction from supply side-cost push inflation toward nominal interest rates and a 1% shock to supply-side inflation reflects itself in nominal interest rates by 0.45% in the long-term. Considering the economic structure of our country, the Turkish Lira currency has an extremely fragile structure when faced with external shocks and is dependent on foreign financing because of its lack of sufficient level of domestic saving to finance its investments. Thus, the fragility factor of the Turkish Lira in the face of sudden portfolio outflows affects

foreign exchange rates immediately and this means that it invites supply-side inflation to the country, and hence, the Central Bank is forced to raise interest rates to curb this expected inflation. This leads to the emergence of the Fisher effect. According to these results, in this context of the emergence of the Fisher effect on Turkey's economy, it usually indicates that supply-side (cost-push) inflationist effects reveal themselves because external shocks are more prepotent. Consequently, while determining interest rates, it is noted that supply-side pricing will be more effective than demand-side pricing. In conclusion, taking into account PPI will be more rational.

In conclusion, the production structure of Turkey's economy is dependent on imports. In fact, Turkey's economy for the period was composed on average of 70 % import of intermediate goods and raw materials, and 15-20 % import of investment goods. That is to say, 85-90 % of the aggregate imports comprised input (production goods). This situation makes our country's economy highly dependent on foreign financing and increases the Turkish economy's sensitivity to foreign currency due to the lack of a sufficient level of domestic saving to finance its investments because of the currency mismatch (borrowing with foreign currency and earning with national currency). Therefore, the Turkish Lira becomes extremely fragile against international reserve monies (\$, €, £). This fragility of the Turkish Lira can be managed with policies on structural adjustment along with conjunctural policies (monetary policy, fiscal policy, and foreign exchange policy). Domestic production should be promoted by structural reforms and herewith, the Turkish economy can achieve a comparative advantage of input manufacturing in the long-term. Therefore, by reducing the high dependency on foreign financing it can also reduce the fragility of the Turkish Lira. Consequently, the Turkish economy can achieve a stable structure so that foreign exchange rates, the overall price level and interest rates can reach a more stable and predictable level.

Enflasyon ve Kredi Faizleri Arasındaki Uzun Dönemli İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde Değerlendirilmesi: Türkiye Uygulaması (2002-2018)

Bu çalışmada, enflasyon ve kredi faiz oranları arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenen dönemde Türkiye ekonomisi için geçerli olup olmadığı ortaya koyulacak ve bu bağlamda Fisher Hipotezinden yararlanılacaktır. Makalenin savunduğu hipotez, enflasyondaki değişimin faiz oranlarını harekete geçirdiği yönündedir ki, bu bağlamda faiz oranı bağımlı değişken, enflasyon oranı ise bağımsız değişken olarak dikkate alınmalıdır. Öte yandan faiz ve enflasyon ilişkisinde, enflasyonun hangi kaynaktan geldiği sorunu makale için önemli bir araştırma konusu olmuştur. Yani, faiz-enflasyon ilişkisinde, arz yanlı (maliyet kaynaklı) enflasyon mu yoksa talep kaynaklı enflasyon mu olduğu göz önüne alınmalıdır. Çünkü Irving Fisher (1930)'in ortaya koyduğu enflasyon-faiz ilişkisini daha iyi anlamak için enflasyonun hangi kanaldan geldiğini, ekonominin yapısını ve nasıl bir konjonktürde olduğunu bilmek gerekmektedir. Buna bağlı olarak enflasyonu iki ana türe (talep çekişli, maliyet itişli-arz yanlı) ayırarak, farklı bir yaklaşımla Fisher hipotezinin test edilmesi hedeflenmektedir.

Bu çalışmanın temel amacı iktisat literatüründe ve hükümetin uyguladığı politikalar nezdinde tartışmalara konu olan faiz-enflasyon ilişkisinin yönünün ne olduğunu ortaya koymaktır. Ayrıca bunun yanı sıra bu çalışmada diğer mevcut çalışmalardan farklı olarak borç verme (bireysel kredi faizleri ve ticari kredi faizleri) kullanılacaktır. Diğer mevcut çalışmalarda borç alma (mevduat,

tevdiat, tahvil ve bono) faizleri kullanılmıştır (Bkz. Tablo 4). Bu çalışmada ise enflasyon değişkeni ikiye ayrılacak, talep çekişli enflasyonu ölçen TÜFE değişkeni ve maliyet itişli-arz yanlı enflasyonu ölçen ÜFE değişkeni kullanılacaktır. Dolayısıyla, TÜFE ile bireysel kredi faizleri ve ÜFE ile ticari kredi faizleri ilişkilendirilerek Fisher hipotezi test edilecektir.

Öte yandan, Türkiye ekonomisinde enflasyon ve faiz oranlarının tarihsel sürecine baktığımız zaman 2004 yılı öncesine kadar yüksek enflasyon deneyimleri yaşanmış ve faiz oranları çok yüksek seviyelerde seyretmiştir. Türkiye'de 2000'li yıllarda enflasyon hedeflemesine gidilerek 2004-2005 yıllarında enflasyon oranları tek haneli veya tek haneliye yakın rakamlara indirilmiştir. Dolayısıyla bu çalışmada, 2004 sonrası Türkiye ekonomisindeki yaşanan yapısal dönüşüm dikkate alınarak enflasyon ve faiz oranları arasındaki uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı üzerine ekonometrik bir analiz yapılacaktır.

Çalışmada ekonometrik analiz olarak öncelikle değişkenler arasında nedensellik ilişkisini inceleyen Granger Nedensellik analizi yapılacaktır. Daha sonra ise yapısal kırılmalı birim kök testi yapılacak ve kırılma noktaları tespit edilecek ve tespit edilen kırılma noktaları değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi inceleyen ARDL sınır (Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Sınır Testi) Koentegrasyon testine dâhil edilecektir. Son olarak, Etki-Tepki (Impulse-Response) ve Varyans Ayrıştırması (Variance Decomposition) sonuçları gösterilerek ekonometrik bulgular ortaya koyulacaktır.

Çalışmada öncelikle Fisher hipotezine değinilerek enflasyon-faiz ilişkisi açıklanacak ve talep enflasyonu ile nominal faiz oranları ve arz enflasyonu ile nominal faiz oranları arasındaki ilişki aktarım mekanizmaları aracılığıyla ortaya koyulacaktır. Sonraki bölümde literatür taraması, ekonometrik yöntem ve ampirik bulgular ortaya koyulacaktır. Son bölümde ise sonuç ve önerilere yer verilecektir.

2. Fisher Hipotezi ve Aktarım Mekanizmaları

2.1. Fisher Hipotezi

Klasik iktisat teorisi, parasal sektör ile reel sektörü birbirinden ayırmıştır ve buna klasik dikotomi ilkesi adı verilmektedir. Klasik dikotomi ilkesi gereğince ekonomide parasal (nominal) değişkenler üretim ve istihdam gibi reel değişkenler üzerinde herhangi bir etkiye neden olmamaktadır. Örneğin para arzındaki değişimler reel faizler oranlarını değil nominal faizleri etkilemektedir. Çünkü ekonomi uzun dönemde tam istihdamda olduğundan arttırılacak para arzı, miktar teorisinden hareketle sadece fiyatları etkilemektedir.

Klasikler ve klasik miktar teorisinin savunucularından Neo-klasik iktisatçı Irving Fisher (1930)'e göre para yalnızca işlem güdüsüyle talep edilmektedir. Dolayısıyla yapılacak bir parasal genişleme sonucunda rasyonel bireyler ellerinde atıl balans bulundurmayacağından ellerindeki aşırı balansları tüketim harcamalarına yönlendireceklerdir. Bu ise toplam talepte artışa neden olacak ve sonuç olarak fiyatlar genel düzeyini arttıracaktır. Bu sonuçlardan yola çıkarak Irving Fisher'in işlemler yaklaşımı aşağıdaki gibidir:

$$M.V=P.Y$$

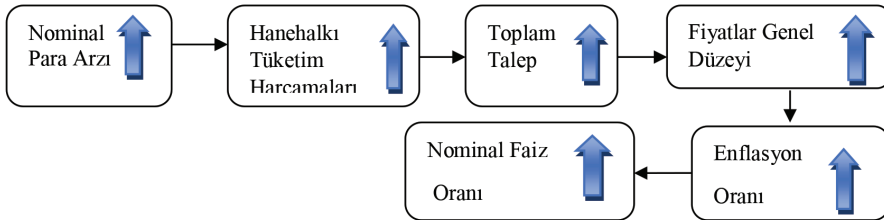
Burada Y, üretim (çıktı) düzeyini yani reel GSYH'yı gösterir. Bu, reel bir değişken olduğu için parasal değişkenlerden etkilenebilir ve kısa dönemde mevcut teknoloji, emek ve sermaye miktarıyla arttırılamaz. Dolayısıyla kısa dönemde sabittir. V, paranın dolanım hızını belirtir. Paranın dolanım hızı; teknolojik gelişmelere, finansal sistemin gelişmişliğine (derinliğine), finansal ödeme araçlarının çeşitliliği gibi nedenlere bağlı olarak değişir. Klasik iktisatçılar ve Fisher (1930)'e göre kısa dönemde paranın dolanım hızı sabit kabul edilmektedir. M, nominal para arzını belirtir, dışsal bir değişken olarak kabul edilir ve para otoritelerince (Merkez Bankaları) belirlenir. P ise fiyatlar genel düzeyini gösterir.

Miktar teorisine mekanizma şöyle işlemektedir. Ekonomik büyüme oranının (üretim hacminin) üzerinde arttırılan nominal para arzı bireylerin ellerinde aşırı balans bulunmasına neden olur. Dolayısıyla bireyler yalnızca işlem güdüsüyle para talebinde bulunması nedeniyle bu aşırı para miktarı tüketim harcamalarını teşvik eder ve bu yolla da toplam talebi arttırır. Toplam arzın, fiyat değişimleri karşısında tam katı olması nedeniyle artan toplam talep, fiyatlar genel düzeyi yükselmesine neden olur. Artan fiyat düzeyi ise işgücü piyasasında reel ücretlerin düşmesine neden olur. Düşen reel ücretler karşısında üreticiler işgücü talebini arttırırken işçiler ise işgücü arzını azaltır. Böylece işgücü talebi fazlalığı ortaya çıkar ve ucuz işgücünden yararlanmak isteyen firmalar arasında rekabet başlar. Dolayısıyla bu rekabet nominal ücretleri arttırarak reel ücretleri eski seviyesine geri getirir.

İşgücü piyasasında herhangi bir değişim gerçekleşmediği için üretim ve istihdam seviyesinde de herhangi bir değişiklik olmaz. Sonuç olarak, artan para arzı sadece fiyatlar genel seviyesini yükseltmekle kalır ve üretim-istihdam gibi reel faktörleri etkilemez.

Fisher (1930)'e göre beklenen enflasyon (ex ante) ile nominal (parasal) faiz oranları arasında uzun dönemli pozitif yönlü bir ilişki vardır. Fisher, Neo-klasik bir iktisatçı olduğu için ona göre ekonomi uzun dönemde tam ve tam istihdama yakın olacağından uzun dönemde para illüzyonu (para aldanması) oluşmamaktadır, yani para yansız olmaktadır. Dolayısıyla para yansız olduğundan parasal (nominal) değişkenlerde ortaya çıkan bir değişim yalnızca yine parasal değişkenleri etkilemektedir. Reel faiz oranları, üretim, istihdam vs. gibi reel faktörler değişmeden sabit kalacaktır. Reel faiz oranları, ödünç verilebilir fon piyasasında tasarruflar (ödünç verilebilir fon arzı) ve yatırımlar (ödünç verilebilir fon talebi) veya yatırımların verimliliğine bağlı olarak reel unsurlar tarafından belirlenmektedir. Fisher etkisi denklemini aşağıda gösterilmiştir:

$$1 + r = (1 + i) / (1 + \pi^e)$$



Şekil 1.
Talep Enflasyonu ve Nominal Faiz Oranları Arasındaki İlişki

Kaynak: Mankiw, G. (2010), Makro Ekonomi (Çeviri Editörü: Ömer Faruk Çolak), *Efil Yayınları*, Ankara, 6.Baskı, s.106 (Eklmeler Tarafımıza Aittir)

Burada i , nominal faiz oranını; r , reel faiz oranını; π^e ise beklenen enflasyon oranını yansıtmaktadır. Fisher (1930), 1890–1927 arasında Amerika ve 1820–1924 arasında İngiltere ekonomilerinde kısa vadeli nominal hazine faiz oranları ve enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmasında uzun dönemli faiz oranları ile fiyat değişimleri arasındaki korelasyonu Amerika için 0.86 ve İngiltere için 0.98 olarak pozitif bir ilişki bulmuştur (Bayat, 2012: 48).

Ayrıca, Fisher hipotezinin (Klasik ve Neo-Klasik okula göre) teorik olarak geçerli olabilmesi için birtakım koşulların oluşması gerekir. Birincisi ekonominin uzun dönemde tam istihdama gelmesi gerekir. İkincisi paranın yansız olması yani parasal değişkenlerin yine parasal değişkenler etkilemesi gerekir. Üçüncüsü ise enflasyon oranlarının tek haneli ve öngörülebilir olması gerekir.

2.2. Aktarım Mekanizmaları

Talep yanlı bir enflasyonun ortaya çıkmasında parasal genişlemeden nominal faiz oranlarındaki değişmeye doğru ilişkiyi gösteren klasik okulun aktarım mekanizması şekil 1'de gösterilmektedir:

Merkez Bankası, Hazine gereksinimlerini yani bütçe açığını finanse etmek için emisyon yaptığında veya tam istihdamdaki bir ekonomide ekonomik büyüme oranının üzerinde bir parasal genişleme yaptığında bankacılık sisteminde kredi genişlemesine neden olur. Genişleyen krediler, bireylerin ellerinde aşırı balans bulunmasına neden olur. Bu ise tüketim harcamalarını uyararak toplam talebi artırır. Artan toplam talep, talep çekişli bir enflasyon baskısı yaratır. Yükselen enflasyon ise nominal faiz oranlarını yükseltir.

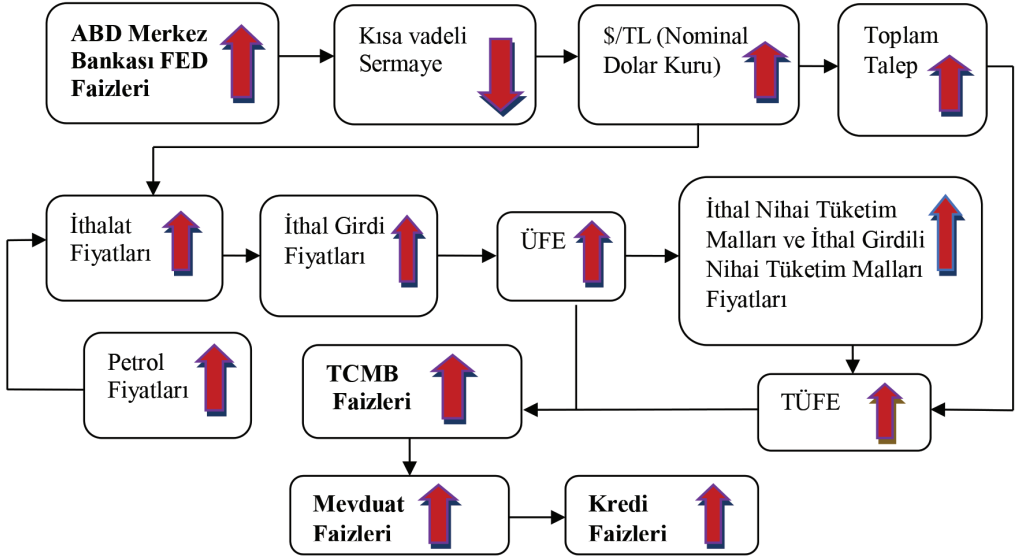
Bu mekanizma klasik iktisat okulunun bakış açısına göre oluşturulmuştur. Dolayısıyla genişleyen para arzı yatırım harcamalarını etkilememektedir. Çünkü reel faiz oranlarında herhangi bir değişme olmamaktadır. Diğer bir deyişle, artan nominal para arzı ile fiyatlar genel düzeyi artar ve dolayısıyla reel para arzı azalarak reel faiz oranlarını ilk seviyesine geri çeker. Klasik okula göre reel faiz oranları, ödünç verilebilir fon piyasasında tasarruflar (ödünç verilebilir fon arzı) ve yatırımlar (ödünç verilebilir fon talebi) veya yatırımların verimliliğine bağlı olarak reel unsurlar tarafından belirlenmektedir. Artan para arzının, eğer yatırım harcamalarını uyarması söz konusu ise reel faiz oranlarının düşmesi gerekir. Bu durumda artan yatırım harcamaları, üretim düzeyi ve istihdam seviyesini de artırır. Bunun oluşabilmesi için teorik bir gözle bakıldığında Keynesyen okulun argümanları çerçevesinde ekonominin eksik istihdamda olması gerekir. Oysaki klasik ekolün argümanlarına göre ekonomi uzun dönemde tam istihdam seviyesindedir. Tam istihdam seviyesinde olan bir ekonomi-

de karşılıksız yapılan bir parasal genişleme enflasyona neden olur.

Sonuç olarak, Irving Fisher'in Miktar kuramına göre, parasal büyüme oranındaki % 1'lik bir artış enflasyon oranını % 1 artırır. Fisher Etkisine göre ise enflasyon oranındaki % 1'lik bir artış nominal faiz oranlarını % 1 artırır (Mankiw, 2010: 101).

Diğer taraftan, arz yanlı bir enflasyon baskısının oluşmasında birçok içsel ve dışsal değişken vardır. Örneğin Amerikan Merkez Bankası Fed'in faizleri arttırması, Avrupa Merkez Bankasının faizleri arttırması, döviz kurlarının yükselmesi, petrol fiyatlarının yükselmesi, hammadde ve emtia fiyatlarındaki yükselmeler, tarımsal felaketler, mevsimsel etkiler, kalite artışları v.b faktörler yoluyla da arz yanlı bir enflasyon baskısı meydana gelmektedir. Bu enflasyon türü genellikle Türkiye gibi gelişmekte olan, az gelişmiş ve gelişmemiş ülkelerde kendini göstermektedir. Çünkü dışa bağımlılığın yarattığı ve dışsal şoklar karşısında kırılğan bir yapıya sahip olan ülkelerde çoğunlukla arz yanlı enflasyon baskısı oluşmaktadır. Bilindiği üzere Türk Lirası da küresel finansal faaliyetler karşısında aşırı kırılğan bir yapıya sahip kırılğan beşli arasındadır. Dışsal şoklara bağlı olarak arz yanlı enflasyon baskısının oluşması ve bunun faiz oranlarına yansımalarını gösteren aktarım mekanizması şekil 2'de gösterilmektedir.

Amerikan MB-Fed, faizi yükseltme kararı aldığında küresel piyasalarda ortaya çıkan bu beklenti, Türkiye'de bankacılık ve finans piyasalarında tahvil, bono, tevdiat bulunduran yabancı portföy (kısa vadeli) yatırımcı-



Şekil 2.
Arz Enflasyonu ve Nominal Faiz Oranları Arasındaki İlişki

Kaynak: Aktarım Mekanizması Tarafımızca Oluşturulmuştur

larının varlıklarını daha yüksek faizinden yararlanmak amacıyla ABD piyasasına doğru yönlendirmesine ve dolayısıyla kısa vadeli sermayenin ülke içinden çıkmasına neden olacaktır. Ülke içinde döviz miktarının azalmasıyla (arz yasası gereği) iki para birimi arasında nispi fiyat dengesinin bozulmasına ve dolayısıyla kurun fiyatının-değerinin yükselmesine neden olacaktır. Bu durum döviz kurunun yükselmesi ve TL'nin değer kaybetmesiyle sonuçlanacak ve Türk Lirasının değer kaybetmesiyle (kurların yükselmesiyle) ithalat fiyatları yükselecektir. Buna bağlı olarak, yükselen ithalat fiyatları, şirketlerin-firmaların ithal girdi (aramalı-hammadde, yatırım malları) fiyatlarını yükselterek maliyet itişli enflasyonun (ÜFE) yükselmesiyle sonuçlanacaktır. Artan ithalat fiyatları, ithal nihai tüketim mallarının (özellikle teknolojik ürünler) yüksek fiyatlardan yurt içine gi-

rerak ve yurt içinde üretilen fakat içerisinde ithal girdi barındıran nihai tüketim mallarının fiyatlarını yükselterek talep yönlü enflasyonunu ölçen TÜFE'nin toplam talepten bağımsız olarak yükselmesine neden olacaktır. Ayrıca, kurun yükselmesinden dolayı yerli malların yabancılara göre ucuzlaması sonucu yerli mallara olan dış talep artışı ve yabancı malların pahalılaşması sonucu ithal ikamesi yerli mallara olan iç talep artışı, toplam talebi artırarak fiyatları yükseltici etki yaratacaktır.

TCMB ise oluşan bu enflasyon baskısının önüne geçmek için faiz oranlarını yükseltmek zorunda kalacaktır. Böylece reel faiz oranları istikrarlı seviyede tutularak yurtiçinden çıkan kısa vadeli sermaye tekrardan ülke içine girerek döviz kurlarını (\$/TL, €/TL ve £/TL) düşürecek ve enflasyonu dizginleyecektir.

Tablo 1.

Türkiye’de yaklaşık 39 Bin Firmanın Maliyet Tablosu (2006-2011)-(Sanayi, Hizmet, İnşaat)

Gider Kalemleri	Sanayi Sektörü			Hizmet Sektörü	İnşaat Sektörü	Genel
	İmalat	Enerji	Madencilik			
Toplam personel giderleri	16.0%	24.7%	21.7%	33.3%	14.8%	23.6%
Hammadde giderleri	58.9%	39.2%	32.6%	20.2%	60.0%	41.5%
Elektrik giderleri	2.3%	5.7%	4.6%	1.9%	0.4%	2.0%
Yakıt ve akaryakıt giderleri	2.6%	4.2%	15.5%	4.2%	3.8%	2.6%
Kira (bina ve teçhizat) giderleri	1.5%	1.3%	1.8%	5.2%	1.0%	3.1%
Finansman giderleri (Faiz vb.)	2.5%	4.5%	2.5%	5.1%	1.7%	3.6%
Faaliyetle ilgili diğer giderler	9.6%	10.7%	14.5%	22.2%	9.1%	15.2%
Diğer giderler	6.8%	9.6%	6.9%	7.7%	9.2%	7.4%
Firma Sayısı (2006-2011 Ort.)	17002	284	597	17256	3877	38997
Firma Payı (2006-2011 Ort.)	43.6%	0.7%	1.5%	44.2%	9.9%	100.0%

Kaynak: TCMB, (Yüncüler & Ögünç, 2015: 3)

Türkiye’de firmaların ithalat maliyetleri, finansman (faiz) maliyetlerinin çok üzerindedir. TCMB tarafından 2006-2011 (Tablo 1) dönemi için yaklaşık 39 bin firmanın maliyetleri üzerinde yapılan çalışmada firmaların hammadde-aramalı giderleri % 41,5, yakıt-akaryakıt giderleri % 3,6, elektrik giderleri % 2 iken finansman (faiz, komisyon vs.) giderleri % 3,6’dır. Finansman maliyetlerinin payı toplam maliyet kalemleri içinde % 3,6’dır. Bunun tamamı faiz değil, yaklaşık % 0,5 puanı diğerleri olduğu düşünülmektedir. Dolayısıyla firmaların faiz giderleri toplam maliyetler içerisindeki payı sadece % 3’tür. Hammadde giderlerinin çoğu, yakıt ve akaryakıt giderlerinin tamamı ve elektrik giderlerinin bir kısmı kurla ilişkilidir ve ithalattan sağlanmaktadır (Eğilmez, 2016:201-202).

Bu bağlamda, Türkiye’deki şirket maliyetlerinin yaklaşık olarak % 43-45’i döviz kuru ve emtia fiyatlarına bağlı olarak değişim göstermektedir. Sonuç olarak, yükselen faizler karşısında firmaların maliyet kalem-

leri içinde payı çok az olan faiz giderlerinin yükselmesinin fiyatlara yükselme yönünde çok daha az sirayet etmesine neden olmaktadır. Diğer taraftan, yükselen faizler, döviz kurunu düşürerek firmaların toplam maliyetler kalemleri içindeki payı en çok olan ithalata ve kura endeksli mal ve hizmetlerin fiyatlarına düşme yönünde çok daha fazla sirayet etmesini sağlayabilmektedir.

3. Enflasyon - Faiz İlişkisi Ekonometrik Yöntem: Zaman Serisi Analizi

3.1. Literatür Taraması

Tablo 2’de gelişmiş olan ülkeler için Fisher etkisini gösteren çalışmalar verilmiştir. Fahmy ve Kandil (2003) ABD; Westerlund (2008) 20 OECD ülkesi; Shah ve Waleed (2010) Belçika; Toyoshima ve Hamori (2011) ABD, Birleşik Krallık ve Japonya; Özcan & Arı (2015) G-7¹ ülkesi; İto (2016) İsveç; Altunöz (2018) Çin için yaptıkları çalışmalarda Fisher etkisinin ortaya çıktığı so-

1 Almanya, ABD, Birleşik Krallık, Kanada, Fransa, İtalya, Japonya

Tablo 2.
Gelişmiş Ülkelerde Fisher Etkisi

Yazar	Ülke	Dönem	Ekonometrik Yöntem	Faiz	Enflasyon	Fisher Etkisi
Miyagawa ve Morita (2003)	Japonya İsveç İtalya	1976-1989 1963-2001 1975-1998	King-Watson	İnterbank Faizleri & Hazine Bonosu	GDP Deflatörü	-
Fahmy ve Kandil (2003)	ABD	1980-1990	Johansen Eşbütünleşme	Finansman Bonosu, DİBS	TÜFE	+
Westerlund (2008)	20 OECD	1980-2004	Panel Koentegrasyon	Kısa Vadeli Nominal Faizler	TÜFE	+
Shah ve Waleed (2010)	Belçika	1992-2009	Engle-Granger Koentegrasyon ve Johansen Koentegrasyon	Nominal Faiz Oranları	TÜFE	+
Toyoshima ve Hamori (2011)	ABD, Birleşik Krallık ve Japonya	1990-2010	Panel Koentegrasyon	Faiz Swapları	TÜFE	+
Özcan ve Arı (2015)	G-7 Ülkesi	2000-2012	Durbin-Hausman Panel Koentegrasyon, Panel ARDL	Hazine Bonosu, Devlet Tahvili	TÜFE	+
Ito (2016)	İsveç	1993-2015	Engle-Granger Koentegrasyon	Faiz Swapları	TÜFE	+
Altunöz (2018)	Çin	1996-2015	Johansen Koentegrasyon, ARDL sınır Testi ve Hata Düzeltme Modeli	Nominal Faiz Oranları	Enflasyon Oranları	+

nucuna ulaşımlardır. Miyagawa ve Morita (2003) Japonya, İsveç, İtalya için yaptıkları çalışmalarda ise Fisher etkisinin ortaya çıkmadığı sonucuna ulaşımlardır.

Tablo 3'te gelişmekte olan ülkeler için Fisher etkisini gösteren çalışmalar verilmiştir. Carnerio vd. (2002) Arjantin ve Brezilya; Nusair (2008) G.Kore, Tayland, Malezya, Singapur ve Filipinler; Benazić (2013) Hırvatistan; Alimi ve Ofonyelu (2013) Nijerya; Zainal vd. (2014) Malezya; Yaya (2015) Kenya, Fildişi ve Gabon için yaptıkları çalışmalarda Fisher hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşımlardır. Carnerio vd. (2002) Meksika; Nusair (2008) Filipinler; Yaya (2015) Benin, Kamerun, Gambiya, Gana,

Nijerya, Senegal ve G.Afrika Cumhuriyeti; Kasim ve Naima (2018) Venezuela için yaptıkları çalışmalarda Fisher hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşımlardır.

Tablo 4'te ise Türkiye ekonomisine için Fisher etkisini gösteren çalışmalar verilmiştir. İncekara vd. (2012), Coşkun (2013), Mercan (2013), Kanca vd. (2014), Atgür ve Altay (2014), Akıncı ve Yılmaz (2016) Türkiye ekonomisi için yaptıkları çalışmalarda Türkiye ekonomisinde Fisher etkisinin ortaya çıktığı bulgusuna ulaşımlardır. Yılancı (2009) ve Bayat (2012) Türkiye ekonomisi için yaptıkları çalışmalarda Türkiye ekonomisinde Fisher etkisinin ortaya çıkmadığı bulgusuna ulaşımlardır.

Tablo 3.
Gelişmekte Olan Ülkelerde Fisher Etkisi

Yazar	Ülke	Dönem	Ekonometrik Yöntem	Faiz	Enflasyon	Fisher Etkisi
Carnerio vd.(2002)	Arjantin Brezilya Meksika	1971-1991	Johansen Koentegrasyon	Mevduat Faizleri	TÜFE	Arj: + Bre: + Mek: -
Nusair (2008)	G.Kore, Tayland, Malezya, Singapur, Endonezya, Filipinler	1978-2005	Gregory-Hansen ve Engle-Granger Eşbütünlüşme	Nominal Faiz Oranları	TÜFE	G.Kore: + Singapur: + Malezya: + Tayland: + Endonezya:- Filipinler: -
Benazić (2013)	Hırvatistan	1996-2012	Vektör Hata Düzletme Modeli	Dövizle Endeksli Kuna Kredi Faizleri	Beklenen Enflasyon Oranları (Ex- Ante)	+
Alimi ve Ofonyelu (2013)	Nijerya	1970-2011	Johansen Koentegrasyon, Hata Düzeltme Modeli ve Toda- Yamamoto Nedensellik Testi	Para Piyasası Faiz Oranları	Beklenen Enflasyon	+
Zainal vd. (2014)	Malezya	2000-2012	ARDL Sınır Testi	Hazine Bonosu Faizleri ve İnterbank Faizleri	TÜFE	+
Yaya (2015)	10 Afrika Ülkeleri	Her Ülke için Farklı Yıllar	ARDL Sınır Testi	Mevduat Faizleri	TÜFE	Kenya: + Fildişi & Gabon: Zayıf Benin, Kamerun, Gambiya, Gana, Nijerya, Senegal ve G. Afrika: -
Kasim ve Naima (2018)	Venezuela	1990-2016	Johansen Koentegrasyon	Kısa Dönem Mevduat Faizleri	TÜFE	-

3.2. Veri Seti

Bu çalışmada, enflasyon ile faiz oranları arasındaki enflasyondan faize doğru pozitif yönlü uzun dönemli ilişkiyi ortaya koyan Fisher hipotezi incelenmiştir. Çalışmada,

Türkiye ekonomisi için 2002:M1-2018:M62 dönemini kapsayan bir analiz yapılmıştır. Ekonometrik analizde kullanılan veriler göz önüne alındığında, enflasyon verileri TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu) veri tabanının

2 İlk etapta çalışmanın serileri 2002:M1-2018:M9 olarak alınmıştır. Ancak 2018'in 7,8 ve 9. ayları ekonomimizde olağanüstü şokların olduğu dönemlerdir. Dolayısıyla bu 3 ayı ekleyerek yapılan analizde kırılma noktaları ve ekonometrik sonuçlar beklenenden hatalı çıkmaktadır. Yani son dönemde ekonomimize gelen bu şoklar yapısal bir değişim sonrası oluşmuş değil olağanüstü durumlardan kaynaklanmıştır. Sonuç olarak, bu 3 aylık seri analizden çıkartılarak daha sağlıklı ve makul sonuçlara ulaşılmıştır.

Tablo 4.
Türkiye’de Fisher Etkisi

Yazar	Ülke	Dönem	Ekonometrik Yöntem	Faiz	Enflasyon	Fisher Etkisi
Yılancı (2009)	Türkiye	1989-2008	Engle-Granger ve KSS Eşbütünleşme	Mevduat Faizleri	TÜFE	-
Oktar ve Dalyancı (2011)	Türkiye	2003-2011	Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik	TCMB Politika Faizi	TÜFE	Çift yönlü koentegrasyon
İncekara vd. (2012)	Türkiye	1989-2011	Johansen Koentegrasyon	Nominal Faiz Oranları	TÜFE	+
Bayat (2012)	Türkiye	2002-2011	Eşbütünleşme (Seo,2006)	Mevduat Faizleri	TÜFE	-
Coşkun (2013)	Türkiye	1990-2011	Gregory-Hansen Eşbütünleşme ve ARDL	Mevduat Faizleri	TÜFE	+
Mercan (2013)	Türkiye	1992-2013	ARDL	DİBS	TEFE	+
Kanca vd. (2014)	Türkiye	1980-2013	Granger Nedensellik ve Johansen Koentegrasyon	Mevduat Faizleri	TÜFE	+
Atgür ve Altay (2014)	Türkiye	2004-2013	Johansen, Lütkepohl-Saikkonen Eşbütünleşme ve (DOLS)	Mevduat Faizleri	ÜFE	+
Akıncı ve Yılmaz (2016)	Türkiye	1980-2012	Granger Nedensellik ve Johansen-Juselius Koentegrasyon	Mevduat Faizleri	TÜFE	+

dan elde edilmiştir. Enflasyon verileri, yıllık yüzdelik değişimleri gösteren (bir önceki yılın aynı ayına göre) veriler kullanılmış ve çalışma aylık olarak (M1-M12) yapılmıştır. Ayrıca 2002 ve 2003 yılı verileri 1994=100 baz yıl mal ve hizmet sepetini ve 2004 yılı ve sonrası veriler ise 2003=100 baz yıl mal ve hizmet sepetini kapsamaktadır.

Faiz verileri ise TCMB (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası) EVDS (Elektronik Veri Dağıtım Sistemi) veri tabanından elde edilmiştir. Kullanılan faiz oranları, “Bankalarca Açılan Kredilere Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Aylık Faiz Oranları”dır.

Çalışmada enflasyon verileri olarak, talep kaynaklı enflasyonunu gösteren TÜFE, arz

kaynaklı enflasyonunu gösteren ÜFE kullanılmıştır. Faiz verileri olarak ise talep yanlı enflasyonla ilişkili olan bireysel kredi faizleri ve arz yanlı enflasyonla ilişkili olan ticari kredi faizleri kullanılmıştır.

Çalışmada Kullanılan Değişkenlere Dair Açıklamalar:

BKF: Bireysel Kredi Faizleri (Bankalarca Açılan Kredilere Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Aylık Faiz Oranları); hanehalkı tüketim harcamaları kanalıyla toplam talebi etkilediği için talep yanlı enflasyon ile ilişkili faiz oranlarıdır.

TKF: Ticari Kredi Faizleri (Bankalarca Açılan Kredilere Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Aylık Faiz Oranları); yatırım harca-

maları kanalıyla hem toplam talebi hem de toplam arzı (çıktıyı) etkilediği için hem talep yanlı enflasyon hem de arz yanlı enflasyon ile ilişkili faiz oranlarıdır. Bu araştırmada, yalnızca arz yanlı enflasyon ile olan ilişkisi üzerinde durulmuştur. Kara vd. (2016), çalışmada ticari kredi faizlerinin belirlenmesinde arz yanlı fiyatlamanın daha baskın olduğunu işaret etmektedir (Kara vd. 2016: 20).

TÜFE-ÜFE: ÜFE, arz yanlı enflasyonun ölçümünde ve TÜFE ise talep yanlı enflasyonun ölçümünde kullanılmıştır. Bu araştırmada, bir önceki yılın aynı ayına göre ölçülen enflasyon oranları kullanılmıştır.

3.3. Ekonometrik Yöntem, Model ve Ampirik Bulgular

Bu çalışmada yöntem olarak ekonometrik zaman serileri analizleri kullanılmıştır. Zaman serisi analizlerinde, ilk olarak değişkenlerden hangisinin neden ve hangisinin sonuç olduğunu ortaya koyan Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Daha sonra ise değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkileri ortaya koyan Eşbütünleşme (co-integration) analizi yapılmıştır. Eşbütünleşme analizi olarak ARDL bound test uygulanmıştır. Ayrıca zaman serilerinde yapısal kırılmanın var olduğu dikkate alınmış ve yapısal kırılmalı birim kök testi yapılarak kırılma tarihleri belirlenmiş ve kukla (dummy) değişken yardımıyla ARDL bound testi yapılmıştır.

3.3.1. Serilerin Dönüşümü:

Zaman serileri olası değişen varyans ve kısmen de otokorelasyona maruz kalma ihtimali olduğundan dolayı serilerin logaritmik dönüşümleri alınmaktadır (Tarı, 2016:376).

Doğrusal regresyon modeline göre hata teriminin varyansı, bağımsız değişkendeki değişimlere göre değişmeyip sabit kalması gerekir. Ancak sabit varyans her zaman sağlanamayıp bağımsız değişkendeki değişimlere bağlı olarak değişmektedir (Tarı, 2016:169-170). Otokorelasyon ise hata teriminin birbirini izleyen değerleri arasında ilişki bulunması durumudur. Oysaki doğrusal regresyon modelinin varsayımına göre hata terimleri arasında herhangi bir ilişki olmaması gerekir. Zaman serilerinde periyot, aylık verilere dayanıyorsa otokorelasyon daha büyük, üç aylık verilere daha küçük ve yıllık verilere daha da küçüktür (Tarı, 2016:191-192). Bu çalışmada kullanılan veriler aylık verilere dayanmaktadır. Dolayısıyla, değişen varyans ve otokorelasyon etkilerini azaltmak için serilerin logaritmik dönüşümleri alınmıştır.

Doğan vd. (2016) faiz ve enflasyon oranları arasındaki nedensellik ilişkisini araştırdıkları çalışmalarında enflasyon ve faiz oranlarının logaritmik dönüşümlerini almışlardır. Saraçoğlu vd. (2015) sermaye akımları, döviz kurları, enflasyon ve faiz oranları arasındaki etkileşimi araştırdıkları çalışmalarında anlamlı sonuçlara ulaşabilmek için faiz oranları da dâhil tüm serilerin logaritmik dönüşümleri alınmıştır. Karahan ve Çolak (2017), enflasyon hedeflemesi altında Türkiye ekonomisinde faiz oranları ve döviz kuru ilişkisini araştırdıkları çalışmalarında sonuçların anlamlı ve doğru olabilmesi için faiz oranlarının logaritmik dönüşümü alınmıştır. Okur (2017), Türkiye’de döviz kuru ve faiz oranlarının enflasyon hedeflemesi üzerine etkisini araştırdığı çalışmasında faiz

oranları ve diğer serilerin logaritmik dönüşümleri alınmıştır.

Bu çalışmada, faiz oranlarının logaritması alınmaksızın oluşturulan ARDL denklemi sonucunda otokorelasyon bulgusuna ve ayrıca uzun dönem katsayılarının anlamsız olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Yukarıdaki çalışmalar ve otokorelasyon sorunu da dikkate alınarak bu çalışmada, faiz oranlarının logaritmik dönüşümü alınmıştır.

Dolayısıyla çalışmada Ticari Kredi Faizleri, Bireysel Kredi Faizleri ve TÜFE serilerinin logaritmik dönüşümleri alınmıştır. Öte yandan ÜFE serisi, negatif değerler barındırdığı için serinin logaritması alınamamıştır. Bunun yerine, Drukker-Porqueras-Verme (2005) ve Khan-Senhadji (2001) kullandıkları yöntem kullanılmıştır. Bu yöntemle göre enflasyon verileri negatif değer içeriyorsa serinin yarı-logaritmik dönüşümü alınmalıdır. Dolayısıyla enflasyon oranları 1'in altında ise, serinin sürekliliğinin sağlanması için yarı-logaritmik dönüşümü alınarak seri yeniden ölçeklendirilebilir³ (Kremer vd, 2011:7-8).

$$\pi = \begin{cases} \pi - 1, & \text{Eğer } \pi \leq 1\% \\ \ln(\pi), & \text{Eğer } \pi > 1\% \end{cases}$$

3.3.2. Birim Kök Testi (ADF-Augmented Dickey Fuller) ve Bulgular:

Nelson ve Plosser (1982), zaman serisi uygulamalarında kullanılan makroekonomik zaman serilerinin hemen hemen tümünde birim kökün var olduğunu iddia etmişlerdir. Birim kökün varlığı ya da yokluğu, bir dizi temel veri üretme sürecinin bazı özellikleri-

ni belirlemeye yardımcı olur. Birim kökün yokluğu durumunda (durağan) zaman serileri, uzun dönemli sabit bir ortalama etrafında dalgalanmakta ve seriler zamana bağlı olmayan sonlu bir varyansa sahip olmaktadır. Buna karşılık durağan olmayan seriler, uzun dönemli deterministik bir yöne doğru dönme eğilimine sahip değildir ve serilerin varyansı zamana bağlı olarak değişmektedir (Atgür & Altay, 2014:527). Bu durumda değişkenler arasındaki ilişki gerçek olmaktan sahte bir regresyona neden olur. Dolayısıyla serileri birim kökten yani durağanlıktan arındırmak için bir takım testler geliştirilmiştir. Bu çalışmada ise Dickey ve Fuller (1981) tarafından ortaya konulan ADF (Augmented Dickey Fuller) birim kök analizi yapılmıştır.

Genişletilmiş Dickey Fuller(ADF) testi modelleri şöyledir:

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \theta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (3)$$

(1) no'lu model sabit ve trend içermeyen model, (2) no'lu model sadece sabit içeren, (3) no'lu model ise sabit ve trend içeren modeldir. Yapılan testlere göre ortaya çıkan istatistikler MacKinnon (1996) kritik değerleriyle karşılaştırılır ve serinin sıfır hipotezi ($H_0: \theta=0$), alternatif hipoteze karşı ($H_1: \theta \neq 0$) test edilir. Burada sıfır hipotezi serinin durağan olmadığını gösterirken alternatif hipotez serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Modelde ifade edilen, m ; gecikme uzunluğunu, Δ ; serilerin farkını göstermektedir (Doğan vd, 2015:8).

3 Enflasyon oranı örneğin % 4.23 ise yarı logaritmik dönüşümünün alınması için E-Views'a girilen değer 4.23 olmalıdır. 0,0423 olarak girilen değer logaritmik dönüşümü alınmaz.

Yapılan Augmented (Genişletilmiş) Dickey-Fuller birim kök testi sonrası ulaşılan sonuçlar aşağıdaki tablolarda gösterilmiştir. ADF testin-

de optimal gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriterine göre saptanmış ve gecikme uzunlukları tablolarda parantez içinde belirtilmiştir.

Tablo 5.

ADF(Augmented Dickey-Fuller) Birim Kök Testi – Ticari Kredi Faizleri

Değişken ve Anlamlılık D.	Düzye		Birinci Farkı	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
Logtkf t-istatistiği	-2.9515 (0)	-1.0310 (0)	-7,0085(1)	-11,9052 (0)
% 1	-3.4635	-4.0053	-3.4639	-4.0055
% 5	-2.8760	-3.4327	-2.8762	-3.4329
% 10	-2.5745	-3.1401	-2.5746	-3.1403
Olasılık Değeri	0.0414 (0)	0.9362 (0)	0.0000 (1)	0.0000 (0)

Tablo 6.

ADF(Augmented Dickey-Fuller) Birim Kök Testi – Yurt İçi ÜFE

Değişken ve Anlamlılık D.	Düzye		Birinci Farkı	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
Lnüfe t-istatistiği	-4.7067 (3)	-4.6995 (3)	-5.0507 (3)	-7.0762 (3)
% 1	-3.4641	-4.0060	-3.4642	-4.0063
% 5	-2.8762	-3.4331	-2.8763	-3.4333
% 10	-2.5747	-3.1404	-2.5747	-3.1405
Olasılık Değeri	0.0001 (3)	0.0009 (3)	0.0000 (3)	0.0000 (3)

Tablo 7.

ADF(Augmented Dickey-Fuller) Birim Kök Testi – Bireysel Kredi Faizleri

Değişken ve Anlamlılık Düzeyleri	Düzye		Birinci Farkı	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
Logbkf t-istatistiği	-3.2907 (1)	-2.4609 (1)	-9.2114 (0)	-9.5487 (0)
% 1	-3.4652	-4.0076	-3.4637	-4.0055
% 5	-2.8767	-3.4339	-2.8761	-3.4329
% 10	-2.5749	-3.1408	-2.5746	-3.1403
Olasılık Değeri	0.1266 (1)	0.3473 (1)	0.0000 (0)	0.0000 (0)

Tablo 8.

ADF(Augmented Dickey-Fuller) Birim Kök Testi – TÜFE

Değişken ve Anlamlılık Düzeyleri	Düzye		Birinci Farkı	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
Logtüfe t-istatistiği	-4.1862 (1)	-3.4582(1)	-10.8681 (0)	-11.2289 (0)
% 1	-3.4637	-4.0055	-3.4637	-4.0055
% 5	-2.8761	-3.4329	-2.8761	-3.4329
% 10	-2.5746	-3.1402	-2.5746	-3.1402
Olasılık Değeri	0.0009 (1)	0.0469 (1)	0.0000 (0)	0.0000 (0)

Test sonuçlarına göre ticari kredi faizleri (logtkf_d11) ve bireysel kredi faizleri (logbkf_d11), düzey değerlerinde olasılık değerlerinin 0.05'ten büyük olduğu ve buna bağlı olarak durağan olmadıkları bulguna ulaşılmıştır. Yurt-İçi ÜFE (lnüfe) ve TÜFE (logtüfe)'nin düzey değerlerinde olasılık değerlerinin 0.05'ten küçük olduğu için durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

3.3.3. Granger Nedensellik Testi ve Bulgular:

Granger nedensellik testi uzun dönemli zaman serilerine uygulanabilmektedir. Bu teste serilerin durağan olmaları gerekmekte fakat aynı mertebeden durağan olma zorunluluğu yoktur. Ayrıca bu testte, ilişkilerdeki gecikmeli değişken sayısı da dikkate alınmalıdır (Tari, 2016:437). “Granger Nedensellik” testi modeli şöyledir:

$$\Pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_1 \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_1 R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$R_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 R_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_1 \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada Π enflasyonu, R faiz oranını α ve β gecikme katsayılarını, m gecikme derecesini gösterir. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi yapılarak serilerin durağanlığı

test edilmiş ve hem ticari kredi faizleri hem de bireysel kredi faizlerinin düzey değerinde durağan olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla bu serilerin birinci farkları alınmış ve durağan hale getirilmiştir. Talep enflasyonunu ölçen TÜFE ve arz enflasyonunu ölçen ÜFE serilerinin her ikisi de düzey değerlerinde durağan oldukları için fark alınması işlemi uygulanmamıştır.

Daha sonra bireysel kredi faizleri (BKF) ile TÜFE serileri arasında ve ticari kredi faizleri (TKF) ile ÜFE serileri arasında VAR (Vektör Otoregresyon) analizi yapılmıştır. Bu analiz ile seriler arasındaki optimal gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Ayrıca yapısal kırılmalı birim kök testi sonrasında kırılma noktasına bağlı olarak oluşturulan kukla (dummy) değişken VAR analizine dışsal değişken olarak dâhil edilmiştir.

Granger nedensellik sonuçlarına göre hem arz yanlı enflasyondan ticari kredi faiz oranlarına doğru hem de talep yanlı enflasyondan bireysel kredi faiz oranlarına doğru bir tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Bir başka deyişle enflasyondaki değişmeye bağlı olarak faiz oranları değişmektedir. Sonuç olarak, enflasyon oranı ba-

Tablo 9.
Optimal Gecikme Uzunluğu Belirleme (dlogtkf_d11 ve lnüfe)

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4.141402	NA	0.003737	0.086152	0.154761	0.113947
1	166.1638	333.4017	0.000643	-1.673691	-1.536474*	-1.618101*
2	171.5712	10.47151	0.000633	-1.688584	-1.482759	-1.605199
3	172.3287	1.450813	0.000656	-1.654271	-1.379838	-1.543092
4	182.2584	18.80866*	0.000616	-1.717020	-1.373978	-1.578045
5	185.7776	6.591656	0.000619	-1.711933	-1.300282	-1.545163
6	190.8376	9.370334	0.000612*	-1.723149*	-1.242891	-1.528585
7	192.8565	3.696023	0.000625	-1.702186	-1.153318	-1.479826
8	194.3977	2.788716	0.000642	-1.676166	-1.058690	-1.426012

Tablo 10.

Optimal Gecikme Uzunluğu Belirleme (dlogbkf_d11 ve logtüfe_d11)

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	213.8503	NA	0.000364	-2.241803	-2.207498	-2.227905
1	467.4607	499.1696	2.60e-05	-4.883182	-4.780270*	-4.841490*
2	473.3167	11.40220	2.55e-05	-4.902823	-4.731302	-4.833335
3	478.3080	9.612838*	2.52e-05*	-4.913312*	-4.673183	-4.816030
4	480.3991	3.983066	2.57e-05	-4.893112	-4.584375	-4.768035
5	484.2923	7.333145	2.57e-05	-4.891982	-4.514636	-4.739110
6	488.1689	7.219870	2.58e-05	-4.890676	-4.444721	-4.710009
7	491.5798	6.280395	2.59e-05	-4.884442	-4.369879	-4.675980
8	495.7652	7.617932	2.59e-05	-4.886404	-4.303233	-4.650147

Tablo 11.

Granger Nedensellik Testi (ÜFE-TKF)

Nedensellik Yönü	F istatistiği	Olasılık Değeri
ÜFE → TKF	5.20354	0.0236
TKF → ÜFE	2.69072	0.1026

Not: Yapılan VAR analizi ile optimal gecikme uzunluğu SC ve HQ kriterleri dikkate alınarak "1" olarak belirlenmiştir. (ÜFE=lnüfe, TKF=dlogtkf_d11)

Tablo 12.

Granger Nedensellik Testi (TÜFE-BKF)

Nedensellik Yönü	F istatistiği	Olasılık Değeri
TÜFE → BKF	4.48946	0.0046
BKF → TÜFE	074999	0.5236

Not: Yapılan VAR analizi ile optimal gecikme uzunluğu LR, FPE ve AIC kriterleri dikkate alınarak "3" olarak belirlenmiştir. (TÜFE=logtüfe_d11, BKF=dlogbkf_d11)

ğimsız, faiz oranının bağımlı değişken olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

aşamalı bir şekilde kırılmalar göstermektedir.

3.3.4. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi ve Bulgular:

Bu çalışmada, Perron (1997) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı birim kök testi yapılmıştır. Perron (1997) yaklaşımı yapısal kırılmalı birim kök testinde, kademeli sapsmalı Genişletilmiş Dickey-Fuller (Innovation Outlier ADF) test modeli kullanılmıştır. Çünkü bağımlı değişkenlerin (logtkf_d11 ve logbkf_d11) grafiklerine bakıldığında (Grafik 1 ve 2) ekonomideki şoklara bağlı olarak

Bir zaman serisinin düzeyinde meydana gelen bir değişim serinin zaman içerisinde göstermiş olduğu seyrin kırılma zamanından (T_b) sonra benzer şekilde devam etmesi durumuna düzey değişimli yapısal kırılma denir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:402). Bir zaman serisini eğiminde meydana gelen bir değişim serinin zaman içerisinde göstermiş olduğu seyrin kırılma zamanından (T_b) sonra eğimindeki değişmeyi de içerecek şekilde devam etmesi durumuna eğim değişimli yapısal kırılma

ma denir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:403).

Dolayısıyla bağımlı değişkenlerin grafiklerine bakıldığında (Grafik 1 ve 2) düzey ve eğimde kırılmalar içerdiği ve buna bağlı olarak düzey ve eğimde kırılma içeren Kademelı Sapmalı ADF modeli şöyledir:

$$\Delta R_t = c + \alpha_1 \sum_{i=1}^m \Delta R_{t-i} + \alpha_2 \sum_{i=1}^m \Delta \pi_{t-i} + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-1} + u_t \quad (7)$$

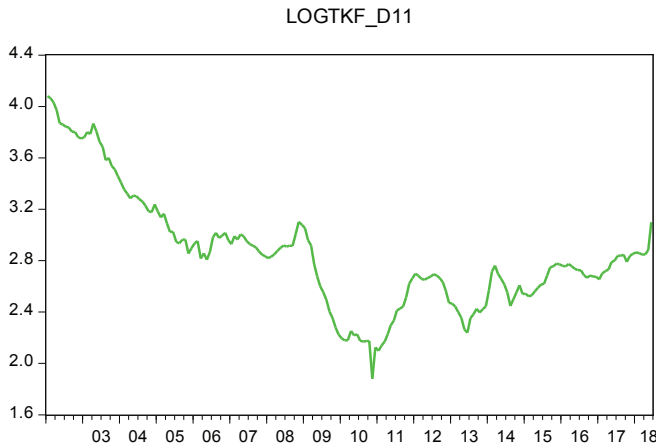
(7) no'lu denklemde R faiz oranını, DU_t (T_b) sabit kırılma değişkenini, DT_t (T_b) trend kırılma değişkenini, $D_t(T_b)$ tek kırılmalı kukla değişkeni ve $\delta, \lambda, \theta, \beta$ ise katsayıları gösterir.

Yapılan yapısal kırılmalı Augmented (Genişletilmiş) Dickey-Fuller birim kök testi sonrası ulaşılan sonuçlar aşağıdaki tablolarda gösterilmiştir. Yapısal kırılmalı ADF testinde optimal gecikme uzunlukla-

Tablo 13.

Yapısal Kırılmalı Augmented Dickey-Fuller (Ticari Kredi Faizleri)

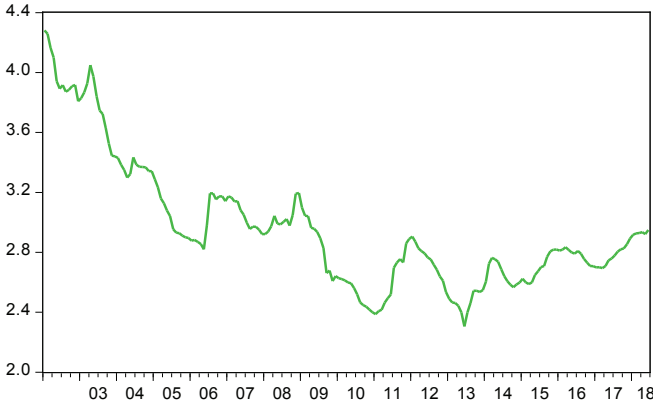
Trend	Düzey				Birinci Farkı			
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit ve Trend	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit ve Trend	Sabit ve Trend
Kırılma	Sabit	Sabit	Trend	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit	Trend	Sabit ve Trend
Logtkf t-istatist.	-3.0889 (0)	-2.3507 (0)	-3.3385 (2)	-3.9882 (2)	-13.0620 (0)	-13.0288 (0)	-12.3793 (0)	-13.0375 (0)
% 1	-4.9491	-5.3475	-5.0674	-5.7191	-4.9491	-5.3476	-5.0674	-5.7191
% 5	-4.4436	-4.8598	-4.5248	-5.1757	-4.4436	-4.8598	-4.5248	-5.1757
% 10	-4.1936	-4.6073	-4.2610	-4.8939	-4.1936	-4.6073	-4.2610	-4.8939
Olasılık Değeri	0.6341	P>0.99	0.5028	0.5295	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01
Kırılma Tarihi	2018: M05	2009: M1	2010: M7	2010: M11	2010: M11	2010: M11	2018: M6	2010: M11



Grafik 1.

TKF'nin Logaritmik Dönüşümü ve Mevsimsellikten Arındırılmış Hali

LOGBKF_D11



Grafik 2.

BKF'nin Logaritmik Dönüşümü ve Mevsimsellikten Arındırılmış Hali

rı Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiş ve gecikme uzunlukları tablolarında parantez içinde belirtilmiştir.

Yapısal kırılmalı birim kök testine göre ticari kredi faizleri serisinin düzey değerlerinde durağan olmadığı sonucuna ulaşılmış ve birinci farkı alınarak durağan hale getirilmiştir. Bu sonuçlara göre kırılma noktası 2010:M11 olarak belirlenmiştir. Çünkü serinin logaritmik dönüşümlü grafiğine (logtkf_d11) bakıldığında, bu tarihin uygun bir kırıl-

ma tarihi olduğu görülmektedir. Dolayısıyla bu seri için bir kukla (yapay) değişken oluşturulmuş ve ARDL koentegrasyon sınır testine Perron (1997) modeli dikkate alınarak içsel değişken olarak eklenmiştir.

Yapısal kırılmalı birim kök testine göre bireysel kredi faizleri serisinin düzey değerlerinde durağan olmadığı sonucuna ulaşılmış ve birinci farkı alınarak durağan hale getirilmiştir. Bu sonuçlara göre kırılma noktası 2006:M7 olarak belirlenmiştir. Dolayı-

Tablo 14.

Yapısal Kırılmalı Augmented Dickey-Fuller (Bireysel Kredi Faizleri)

Trend	Düzye				Birinci Farkı			
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit ve Trend	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit ve Trend	Sabit ve Trend
Kırılma	Sabit	Sabit	Trend	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit	Trend	Sabit ve Trend
Logbkf	-3.8381	-3.5648	-3.6792	-3.8506	-10.2055	-9.9965	-9.6202	-10.4499
t-istatist.	(1)	(1)	(1)	(1)	(0)	(0)	(0)	(0)
% 1	-4.9491	-5.3475	-5.0674	-5.7191	-4.9491	-5.3476	-5.0674	-5.7191
% 5	-4.4436	-4.8598	-4.5248	-5.1757	-4.4436	-4.8598	-4.5248	-5.1757
% 10	-4.1936	-4.6073	-4.2610	-4.8939	-4.1936	-4.6073	-4.2610	-4.8939
Olasılık Değeri	0.2193	0.6525	0.3121	0.6181	P<0.01	P<0.01	P<0.01	P<0.01
Kırılma Tarihi	2008: M11	2013: M6	2010: M8	2009: M5	2006: M7	2006: M7	2006: M7	2006: M7

siyla bu seri için bir kukla (yapay) değişken oluşturulmuş ve ARDL koentegrasyon sınır testine Perron (1997) modeli dikkate alınarak içsel değişken olarak eklenmiştir.

3.3.5. ARDL Bound Eşbütünlüşme Testi ve Bulgular:

İktisadi zaman serileri bilindiği üzere birim kök barındırabilmekte yani durağan olamayabilmektedir. Geleneksel eşbütünlüşme testlerinde ise örneğin Engle-Granger (1987), Johansen (1988) serilerin aynı mertebeden durağan olması gerekmektedir. Bu yöntemlere göre seriler aynı düzeyden durağan değilse koentegrasyon (değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisi) analizi yapılamaz.

Diğer taraftan, örneğin bir seri birim kök içeriyorsa farkının alınması gerekir. Bu durum gözlem kaybına neden olur ve dolayısıyla ampirik çalışmalarda ve politika önerilerinde hatalı sonuçlara yol açmaktadır. Bu sorunu çözmek için Pesaran, Shin ve Smith (2001), "ARDL Bound" eşbütünlüşme testini geliştirmişlerdir. ARDL testi ile eşbütünlüşme analizi yapılabilmesi için serilerin aynı mertebeden durağan olmasına gerek yoktur. Yani, ARDL testi ile uzun dö-

nem analizi yapılırken seriler, I(0) veya I(1) seviyelerinde durağan olabilir. Dolayısıyla, ARDL yöntemi ile birim kök testine gerek kalmadan eşbütünlüşme (uzun dönem denge) analizi yapılabilir. ARDL sınır testi modeli denklemi şöyledir:

$$R_t = \mu + \beta t + \alpha R_{t-1} + \delta DU_t(T_b) + \lambda DT_t(T_b) + \theta D_t(T_b) + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada R faiz oranı, Π enflasyon, m gecikme derecesi, u hata terimi, Δ değişkenlerin birinci farkı, α_1 ve α_2 kısa dönem katsayıları, β_1 ve β_2 ise uzun dönem katsayılarını göstermektedir.

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin araştırılabilmesi için modelin otokorelasyon içerip içermediği incelenmiştir. Bunun için öncelikle VAR analizi yoluyla en uygun gecikme uzunlukları saptanmıştır. Ayrıca, yapısal kırılmalı birim kök testi ile elde edilen kukla değişken VAR analizine dışsal değişken olarak eklenmiştir. TÜFE ve BKF arasında kurulan VAR analizi sonucunda 6. Gecikme uzunluğu optimal gecikme uzunluğu olarak belirlenmiştir. ÜFE ve TKF arasında kurulan VAR analizi sonucunda ise 4. Gecikme uzunluğu optimal gecikme uzunluğu olarak belirlenmiştir.

Tablo 15.
Optimal Gecikme Uzunluğu Belirleme (logbkf_d11 ve logtüfe_d11)

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-20.94788	NA	0.004458	0.262609	0.330968	0.290300
1	458.9414	939.5727	2.98e-05	-4.746751	-4.610035	-4.691369
2	478.3486	37.58876	2.53e-05	-4.908933	-4.703858*	-4.825860*
3	481.6865	6.394595	2.55e-05	-4.901963	-4.628529	-4.791199
4	484.5701	5.463656	2.58e-05	-4.890211	-4.548419	-4.751756
5	490.1675	10.48785	2.54e-05	-4.907026	-4.496876	-4.740880
6	496.2262	11.22459*	2.48e-05*	-4.928697*	-4.450188	-4.734860
7	498.1111	3.452294	2.54e-05	-4.906433	-4.359565	-4.684905
8	500.2062	3.793285	2.59e-05	-4.886381	-4.271156	-4.637162

Daha sonra ise ARDL denklemi oluşturularak modellerin otokorelasyon içerip içermediği test etmek için Breusch-Godfrey LM (Lagrange Multiplier) testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlarda uygun gecikme değerleri çerçevesinde hem ÜFE ve TKF için oluşturulan ARDL denkleminde hem de hem TÜFE ve BKF için oluşturulan ARDL denkleminde F-istatistiği olasılık değerleri 0.05'ten büyük olduğu saptanmıştır. Yani, her iki modelin de otokorelasyon içermediği bulgusuna ulaşılmıştır.

Sonraki aşamada ise seriler arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisinin varlığını sınanayan ARDL (Gecikmesi Dağıtılmış Otokorelasyon) Bound testi yapılmıştır. Tablo 19 ve 20'de eşbütünlük testi sonuçları gösterilmektedir:

Elde edilen sonuçlara göre ÜFE'den TKF'ye doğru uzun dönemli eşbütünlük bir ilişki olduğu saptanmıştır. Çünkü F-istatistiği değeri, bütün anlamlılık dü-

Tablo 16.

Optimal Gecikme Uzunluğu Belirleme (logtkf_d11 ve lnüfe)

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-335.5520	NA	0.122270	3.574231	3.642590	3.601922
1	171.2794	992.3224	0.000615	-1.718730	-1.582013*	-1.663348*
2	176.4927	10.09741	0.000607	-1.731502	-1.526427	-1.648429
3	177.8135	2.530447	0.000624	-1.703301	-1.429867	-1.592537
4	190.8850	24.76688*	0.000567*	-1.798789*	-1.456997	-1.660334
5	192.2926	2.637567	0.000583	-1.771502	-1.361351	-1.605356
6	195.0689	5.143457	0.000591	-1.758620	-1.280112	-1.564784
7	197.8915	5.169804	0.000598	-1.746227	-1.199360	-1.524699
8	199.4422	2.807430	0.000614	-1.720444	-1.105218	-1.471225

Tablo 17.

Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi (TÜFE ve BKF)

F- istatistiği	F-İst. Olasılık Değeri (6,178)	Obs* R ²	Ki-Kare (6)
0.860205	0.5254	5.466655	0.4855

Tablo 18.

Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi (ÜFE ve TKF)

F- istatistiği	F-İst. Olasılık Değeri (4,178)	Obs* R ²	Ki-Kare (4)
0.428610	0.7878	1.850722	0.7632

Tablo 19.

ARDL Sınır Koentegrasyon Testi (2002:M1-2017:M10, ÜFE-TKF)

K	F-istatistiği	Kritik Değerler	I(0)	I(1)
2	9.766700	% 10	2.63	3.35
		% 5	3.10	3.87
		% 2,5	4.55	4.38
		% 1	4.13	5.00

ÜFE'den TKF'ye doğru uzun dönemli eşbütünlük bir ilişki saptanmıştır.

Tablo 20.

ARDL Sınır Koentegrasyon Testi (2002:M1-2017:M10, TÜFE-BKF)

K	F-istatistiği	Kritik Değerler	I(0)	I(1)
2	2.933914	% 10	3.35	4.02
		% 5	3.10	3.87
TÜFE'den BKF'ye doğru uzun dönemde eşbütünlük bir ilişki bulunamamıştır.		% 2,5	4.55	4.38
		% 1	4.13	5.00

Tablo 21.

ARDL(2, 4, 3) Koentegrasyon Formu

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık Değerleri
D(LOGTKF_D11(-1))	0.181025	0.071131	2.544968	0.0118
D(LNUFE)	0.027394	0.007153	3.829759	0.0002
D(LNUFE(-1))	-0.000998	0.007187	-0.138925	0.8897
D(LNUFE(-2))	-0.005306	0.007126	-0.744542	0.4575
D(LNUFE(-3))	-0.021601	0.007405	-2.917035	0.0040
D(DUMMY)	-0.321005	0.043295	-7.414438	0.0000
D(DUMMY(-1))	0.245220	0.049835	4.920628	0.0000
D(DUMMY(-2))	-0.112819	0.045927	-2.456498	0.0150
CointEq(-1)	-0.050566	0.008012	-6.311318	0.0000
CointEq=LOGTKF_D11 - (0,4503*LNÜFE + 0,0717*DUMMY + 1.8347)				

Tablo 22.

ARDL(2, 4, 3) Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık Değerleri
LNÜFE	0.450306	0.080993	5.559802	0.0000
DUMMY	0.071651	0.169521	0.422665	0.6730
C	1.834735	0.232999	7.874449	0.0000

zeylerinde üst kritik değerden I(1) büyüktür. Dolayısıyla, arz yanlı-maliyet itişli enflasyondan ticari kredi faizlerine doğru uzun dönemli eşbütünlük bir ilişki vardır. Bu bulgu, uzun dönemde enflasyondan faiz oranlarına doğru doğrusal (pozitif) bir ilişki olduğunu belirten Fisher hipotezini desteklemektedir. Diğer taraftan, talep yanlı enflasyondan bireysel kredi faizlerine doğru uzun dönemli eşbütünlük bir ilişkiye rastlanmamıştır. Çünkü F-istatistiği değeri, bütün anlamlılık düzeylerinde alt kritik değerden I(0) küçüktür. Bu ise uzun dönemde enflasyondan faiz oranlarına doğru doğrusal (pozitif) bir

ilişki olduğunu belirten Fisher hipotezini desteklemektedir.

Üretici Fiyat Endeksi ile Ticari Kredi Faizleri arasında uzun dönemde eşbütünlük bir ilişki olduğu saptanmıştır. Bu serilerin ilişkin ARDL (2, 4, 1) modeli uzun dönem katsayıları Tablo 21 ve 22'de gösterilmektedir:

Koentegrasyon katsayısı $-1 < \text{CointEq}(-1) < 0$ arasında bulunduğu için anlamlıdır. Bu durum değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünlük bir ilişki olduğunu gösterir. Sonuç olarak, arz yanlı enflasyona (ÜFE) gelen % 1'lik bir şok faiz oranlarını (TKF) % 0,45 oranında etkilemektedir. Yani ÜFE % 1 ar-

tarsa, uzun dönemde ticari kredi faizlerini % 0,45 oranında arttırır. Bu sonuç, Irving Fisher (1930)'in ulaştığı sonuç gibi bire bir olmasa bile Fisher etkisini ortaya çıkarmaktadır.

3.3.6. Etki-Tepki Fonksiyonları:

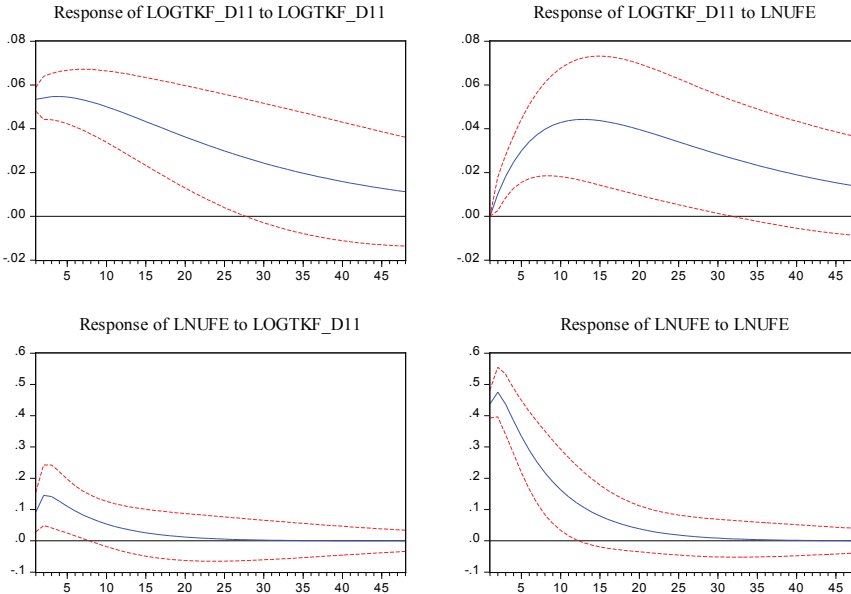
Etki-Tepki analizi model içinde yer alan her bir değişkene sıra ile verilecek şoklar (hata payı) karşısında hem ilgili değişkenin hem de diğer değişkenlerin tepkilerini ölçüldüğü bir tekniktir. Böylece gelecekte meydana gelebilecek şok politikalar neticesinde, diğer değişkenlerin nasıl bir tavır alacakları ve ne şekilde tepki verilecekleri kestirilebilir (Bozkurt, 2007: 9).

Aşağıdaki grafiklerde ÜFE ve TKF'ye gelen 2 standart sapmalı şokların 48 dönemlik bir süreçte kendi şoklarına ve diğer

değişkene ait şoklara verdikleri tepkiler gösterilmiştir. TKF'ye gelen 2 standart sapmalı şok kendisi üzerinde 5 dönemlik bir yüksek bir etki yaratırken, bu dönemden itibaren bu etki azalarak devam etmektedir. ÜFE'ye gelen 2 standart sapmalı bir şok TKF üzerinde 15 dönemlik bir yüksek etki yaratırken bu etki 15. dönemden itibaren azalmaya başlıyor ve uzun dönemde dahi bu etki devam etmektedir. TKF'ye gelen 2 standart sapmalı şok ÜFE üzerinde 3 dönemlik bir etkiye sahipken 26. Dönemde bu etki tamamen yok olmaktadır. ÜFE'ye gelen 2 standart sapmalı şok kendisi üzerinde 2 dönemlik yüksek bir etki yaratırken bu şok 2. dönem itibariyle azalıp 34. dönemde tamamen ortadan kalkmaktadır.

Bu sonuçlara göre ÜFE'ye gelen 2 standart sapmalı bir şok TKF üzerinde 15 dö-

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Grafik 3.
ÜFE ve TKF Etki-Tepki Grafikleri

Tablo 23.

TKF Varyans Ayrıştırması

Dönem	Standard hata	Logtkf_d11	Lnüfe
1	0.053474	100.0000	0.000000
2	0.076747	98.21569	1.784314
3	0.095965	95.24006	4.759943
4	0.113210	91.81121	8.188789
5	0.129156	88.33878	11.66122
6	0.144066	85.03346	14.96654
7	0.158054	81.99019	18.00981
8	0.171176	79.23993	20.76007
9	0.183468	76.78021	23.21979
10	0.194959	74.59261	25.40739
11	0.205679	72.65218	27.34782
12	0.215658	70.93248	29.06752

Tablo 24.

ÜFE Varyans Ayrıştırması

Dönem	Standard hata	Logtkf_d11	Lnüfe
1	0.446955	4.226300	95.77370
2	0.668621	6.623209	93.37679
3	0.810723	7.558207	92.44179
4	0.905848	8.004123	91.99588
5	0.971752	8.246208	91.75379
6	1.018533	8.389799	91.61020
7	1.052289	8.480217	91.51978
8	1.076917	8.539458	91.46054
9	1.095020	8.579283	91.42072
10	1.108394	8.606486	91.39351
11	1.118310	8.625230	91.37477
12	1.125680	8.638190	91.36181

nem boyunca artarak ve 15.dönem sonrasında azalarak da olsa uzun dönemde devam etmesi Fisher etkisinin ortaya çıktığını göstermektedir.

3.3.7. Varyans Ayrıştırması

Varyans ayrıştırması, bir değişkene ilişkin öngörü hata varyansının, diğer değişkenler tarafından açıklanma oranıdır (Bozkurt, 2007:99). Varyans ayrıştırması sonucunda değişkenlerin her birinin varyansında meydana gelen değişimin % kaçının kendi gecikmeleriyle, % kaçının ise diğer değişkenlerce açıklandığını araştırır. Değişkenlerin içsel ya da dışsal olup olmadıkları hakkında bir değerlendirme yöntemi olarak kullanılır (Tarı, 2016:469).

VDC (Variance Decomposition) sonuçlarına göre TKF'ye gelen bir şok sonrasında ilk dönemde kendi varyansının % 100'ü kendisi tarafından açıklanmaktadır. 12.döneme gelindiğinde ise yaklaşık % 29'u ÜFE'den % 71'i kendisinden kaynaklanmakta iken 41. dönemde ise % 43'i ÜFE'den % 57'i kendisi tarafından açıklanmaktadır.

Diğer taraftan, ÜFE'ye gelen bir şokun ilk dönemde % 96'sı kendisi % 4 ise TKF tarafından kaynaklanmakta iken 12.döneme gelindiğinde ise yaklaşık % 91'ü kendisi % 8,6'si TKF tarafından kaynaklı olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak, TKF'ye gelen şokların çoğunlukla ÜFE'den etkilendiği ancak ÜFE'ye gelen şokların ise minimal bir miktarda TKF'den etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlara göre maliyet itişli- arz yanlı enflasyondan faiz oranlarına doğru uzun dönemde ortaya çıkan Fisher etkisi, etki-tepki fonksiyonlarını destekler bir biçimde kendini göstermektedir.

4. Sonuçlar ve Öneriler

Yapılan Granger Nedensellik testi sonucunda TÜFE'den BKF'ye doğru tek yönlü ve ÜFE'den TKF'ye doğru tek yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum, enflasyonun bağımsız ve faizlerin ise bağımlı değişken olduğunu göstermektedir. Bu açıdan bakıldığında bu sonuçlar, değişkenlerin yönü itibarıyla Fisher hipotezini teorik olarak desteklemektedir. Diğer taraftan,

yapısal kırılmayı dikkate alan uzun dönemli ARDL sınır koentegrasyon testi sonuçlarına göre ise TÜFE'den BKF'ye doğru uzun dönemli eşbütünleşik bir ilişki olmadığı sonuca ulaşılmıştır. ÜFE'den TKF'ye doğru ise uzun dönemli eşbütünleşik bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ancak bu eşbütünleşik ilişki Irving Fisher (1930)'in belirttiği gibi bire bir olarak gerçekleşmemektedir. Ulaşılan sonuca göre ÜFE'ye gelen % 1'lik bir şok TKF'yi % 0.45 oranında etkilemektedir.

Türkiye ekonomisi uzun dönemde dahi tam istihdama gelemediğinden talep çekişli enflasyonu ölçen TÜFE'den BKF'ye doğru geçişkenlik uzun dönemde koentegre olamamış ve uzun dönem Fisher etkisi ortaya çıkmamıştır. Dolayısıyla Türkiye ekonomisinin uzun dönemde eksik istihdamda kalmış ve TÜFE'deki beklenmeyen dalgalanmalar nedeniyle parasal değişkenlerdeki değişimler reel değişkenlere tesir etmiştir. Dönem başı (ex-ante) beklenen TÜFE'ye göre ayarlanan nominal faiz oranları karşılığında TÜFE'nin dönem sonu (ex-post) beklenenin dışında gerçekleşmesi nedeniyle reel faiz oranlarının sabit kalmayıp dalgalanmasına neden olmuştur (Bkz. Ek 1). TÜFE'nin dönemler itibariyle öngörülenin dışında gerçekleşmesi ardında yatan neden, bu endeksini pür bir talep enflasyonu yansıtmaması ve ÜFE serisinin etkisi altında olmasından kaynaklanmaktadır. Döviz kurları, petrol fiyatları, gıda fiyatları gibi dışsal şoklara bağlı olarak ÜFE'den TÜFE'ye geçişkenlik etkisinden dolayı TÜFE ile nominal faiz oranındaki uzun dönem dengenin bozulmasına ve bu ise reel faiz oranlarına yansımaya neden

olmaktadır. Dolayısıyla bu sonuç, parasal değişkenlerin reel değişkenleri etkilediğini ve bu bağlamda Merkez Bankasının para politikalarıyla reel faiz oranları, reel ücretler, yatırımlar, tasarruflar, istihdam gibi reel değişkenleri etkileyebileceğini göstermektedir.

Arz yanlı-maliyet itişli (ÜFE) enflasyondan faiz oranlarına doğru uzun dönemli pozitif yönlü eşbütünleşik bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Arz yanlı enflasyona gelen % 1'lik bir şok nominal faiz oranlarına % 0.45 oranında yansımaktadır. Ülkemizin ekonomik yapısını göz önüne alındığında, para birimi TL dışsal şoklar karşısında aşırı kırılğan bir yapıya sahiptir ve yatırımlarını finanse edecek yeterli iç tasarruf düzeyine sahip olmaması nedeniyle dış finansmana bağımlı bir yapıdadır. Dolayısıyla ani portföy çıkışları karşısında TL'nin kırılğan olması nedeniyle döviz kurlarına hemen yansımaya ve bu ise arz yanlı enflasyonu ülkeye davet etmesi anlamına gelir ki, bu durumda Merkez Bankası bu beklenen enflasyonu dizginlemek için faiz oranlarını yükseltmek zorunda kalmaktadır. Bu durum, Fisher etkisinin ortaya çıkmasına neden olmaktadır.

TÜFE ve nominal faiz oranları arasında Fisher etkisini inceleyen Yılcıncı (2009), Bayat (2012) 'ın ulaştığı sonuçlar bu çalışmanın sonuçlarıyla benzerlik gösterirken, İncekara vd. (2012), Coşkun (2013), Kancıca vd. (2014), Akıncı ve Yılmaz (2016)'ın ulaştığı bulgular bu çalışmanın sonuçlarıyla çelişmektedir. Bu çalışmanın sonuçlarıyla çelişen sonuçlara ulaşan çalışmalar arasındaki farkın nedeni kullanılan yöntem ve seri (çalışılan dönem) farkından kaynaklanmaktadır. Örneğin TÜFE ve nominal faiz oran-

ları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalardan Bayat (2012)'in çalışması bu makalenin çalışılan dönemiyle benzer olup ulaşılan sonuçlar da benzerdir (Tablo 4).

ÜFE (TEFE) ve nominal faiz oranları arasında Fisher etkisini inceleyen Mercan (2013), Atgür ve Altay (2014)'in ulaştığı bulgular, bu çalışmanın ulaştığı bulgularla benzerlik göstermektedir (Tablo 4). Bu sonuçlara göre, Türkiye ekonomisinde Fisher etkisinin ortaya çıkmasında genellikle dışsal şoklara bağlı olarak kendini gösteren maliyet itişli-arz yanlı enflasyonist etkilerin daha baskın olduğuna işaret etmektedir. Buna bağlı olarak, faiz oranları belirlenirken talep yanlı fiyatlamadan ziyade arz yanlı fiyatlamadan daha etkin olacağı yönündedir. Bu bağlamda, ÜFE'nin dikkate alınması daha rasyonel olacaktır.

Türkiye'de enflasyon baskısı genellikle dışsal şoklara bağlı olarak maliyet itişli unsurlardan ekonomiye kanalize olmaktadır. Dolayısıyla, Merkez Bankası, para politikası duruşunu sergilerken "Parasal Koşullar Endeksini (MCI-politika faizi ve döviz kurlarının birlikte dikkate alınması durumu)" dikkate alması gerektiği söylenebilir. Ayrıca Kara vd. (2015)'e göre küresel kriz sonrası sermaye akımlarının güçlenmesi ve oynaklığın artması geleneksel para politikası araçlarının etkinliğini azaltmış ve dış koşulların içeriye yansımalarını daha iyi ölçen göstergeleri takip etmenin önemini arttırmıştır. Dolayısıyla, sermaye akımları, varlık fiyatları, kredi koşulları, faiz türleri arasındaki farklar, risk primleri, borsa endeksleri, petrol fiyatları gibi değişkenleri ölçüt alan "Finansal Koşullar Endeksi (FCI)"nin dikkate alınmasını gerekli kılmaktadır.

Türkiye ekonomisinin üretim yapısı ithalata bağımlı bir yapıdadır. Nitekim Türkiye ekonomisinin dönemler itibariyle ithalatının ortalama % 70'i ara malı ve hammadde, % 15-20'si yatırım mallarından oluşmakta ve toplam ithalatının % 85-90'ı girdi (üretim mali) alımını kapsamaktadır. Bu durum, para birimi uyumsuzluğuna (dövizle borçlanıp ulusal parayla kazanç sağlamak) bağlı olarak yatırımlarını finanse edecek yeterli iç tasarruf düzeyine sahip olamaması nedeniyle ülkemiz ekonomisini yüksek dış finansman bağımlı hale getirmekte ve dövize olan duyarlılığı arttırmaktadır. Bundan dolayı Türk Lirası, rezerv paralar (\$, €, £) karşısında aşırı kırılgan hale gelmektedir. Türk Lirasındaki bu kırılganlık, konjonktür (para, maliye, kur) politikalarının yanı sıra özellikle yapısal uyum politikalarıyla giderilebilir. Yapısal reformlarla yerli üretim teşvik edilmelidir ve böylece uzun vadede girdi imalatında karşılaştırmalı üstünlükler elde edilebilir. Böylelikle dış finansmana duyulan yüksek bağımlılık azaltılarak TL'nin kırılganlığı da azaltılabilir. Buna bağlı olarak, Türkiye ekonomisi istikrarlı bir yapıya kavuşabilir ve özellikle döviz kurları, fiyatlar genel seviyesi ve faiz oranları daha öngörülebilir ve istikrarlı bir düzeye ulaşabilir.

Referanslar

- Akıncı M. ve Yılmaz Ö. (2016). Enflasyon-Faiz Oranı Takası: Fisher Hipotezi Bağlamında Türkiye Ekonomisi İçin Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi. *Sosyoekonomi Dergisi*, 24(27), 33-55.
- Alimi, R.S. and Ofonyelu C.C. (2013). Toda-Yamamoto Causality Test Between Money Market Interest Rate and Expected Inflation: The Fisher Hypothesis Revisited. *European Scientific Journal*, 9(7), 125- 142.

- Altunöz U. (2018). Investigating the Presence of Fisher Effect for the China Economy. *Sosyoekonomi*, 26(35), 27- 40.
- Atgür, M. ve Altay, O.N. (2014). Enflasyon Ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013). *Celal Bayar Üniversitesi İİBF- Ekonomi ve Yönetim Dergisi*, 22(2), 521-533.
- Bayat, T. (2012). Türkiye’de Fisher Etkisinin Geçerliliği: Doğrusal Olmayan Eşbütünlüşme Yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 28, 47-60.
- Benazić, (2013). Testing The Fisher Effect In Croatia: An Empirical Investigation. *The 6th International Conference “The Changing Economic Landscape: Issues, Implications And Policy Options”*, *Economic Research Special Issue*, 83-102
- Bozkurt, H. (2007). *Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Ekin Kitabevi
- Carneiro, F.G. , Ângelo, J. , Divino, C.A. and Rocha, C.H. (2002). Revisiting the Fisher Hypothesis for the Cases Argentina, Brazil and Mexico. *Applied Economics Letters*, 9, 95-98.
- Coşkun, N. (2013). *Vergi Uyarlamalı Fisher Etkisi: Ekonometrik Bir Uygulama* (Yüksek lisans tezi, Mersin Üniversitesi, İktisat Anabilim Dalı, Mersin). <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi-adresinden-edinilmiştir>.
- Doğan, B. , Eroğlu, Ö. ve Değer, O. (2015). Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Çankırı Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 6(1), 405-425
- Eğilmez, M. (2016). *Ekonomide Analiz*, İstanbul: Remzi Kitabevi. 3.Baskı
- Fahmy, Y.A.F. and Kandil, M. (2003). The Fisher Effect: New Evidence and Implications. *International Review of Economics & Finance*, 12(4), 451-465.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York, NY: Macmillan.
- Ito, T. (2009). Fisher Hypothesis in Sweden: An Analysis of Long-Term Interest Rates Under Regime of Inflation Targeting. *Review of Integrative Business Research*, 5(3), 283-295
- İncekara A. , Demez S. and Ustaoglu M. (2012). Validity of Fisher Effect for Turkish economy: Cointegration Analysis. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 8th International Strategic Management Conference 58, 396-405.
- Kara, H. , Özlü, P. ve Ünalnış, D. (2015). Türkiye için Finansal Koşullar Endeksi, *TCMB*, 15(3).
- Kara, H. , Binici, M. ve Özlü, P. (2016). Faiz Koridoru ve Banka Faizleri: Parasal Aktarım Mechanizmasına Dair Bazı Bulgular, *TCMB*, 16(08).
- Karahan, Ö. ve Çolak, O. (2017). Enflasyon Hedeflemeli Rejim Altında Türkiye Ekonomisinde Faiz Oranı ve Döviz Kuru İlişkisi. *Uluslararası Yönetim, İktisat ve İşletme Dergisi*, ICMEB17, 983-991.
- Kanca, O.C, Üzümcü, A. ve Deniz, A. (2015). Fisher Etkisi Türkiye Ekonomisi İçin Geçerli Mi? Bir Zaman Serisi Analizi: 1980-2013, *Verimlilik Dergisi*, 2015, 45-66.
- Kasim, M. and Naima, B. (2018). The Relationship Between Inflation Rate and Nominal Interest Rate in Bolivarian Republic Of Venezuela: Revisiting Fisher’s Hypothesis. *Journal of Applied Management and Investments*, 7(4), 214-224.
- Kremer, S. , Bick, A. and Nautz, D. (2011). Inflation and Growth: New Evidence From a Dynamic Panel Threshold Analysis. *Free University Berlin*, Department of Economics
- Mankiw, G. (2010). *Makro Ekonomi* (Çeviri Editörü: Ömer Faruk Çolak). Ankara: Efil Yayınları. 6.Baskı
- Mercan, M. (2013). Enflasyon ve Nominal Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönem İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde Test Edilmesi: Türkiye Örneği. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(4), 368-384.
- Miyagawa, S. ve Morita, Y. (2003). The Fisher Effect and the Long-run Phillips Curve in the Case of Japan, Sweden and Italy. *Working Paper in Economics*, 77, Göteborg: Department of Economics, Göteborg University.
- Nelson, C.R. ve C.I. Plosser (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monterey Economics*, 10, 139-162.

- Nusair, S. A. (2008). Testing for the Fisher Hypothesis Under Regime Shifts: An Application to Asian Countries. *International Economic Journal*, 22(2), 273-284.
- Oktar, S. ve Dalyancı, L. (2011). Türkiye Ekonomisinde Para Politikası ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin Analizi. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 31(2), 1-20.
- Okur, A. (2017). Türkiye Ekonomisinde Faiz Oranı ve Döviz Kurunun Enflasyon Hedefi Üzerine Etkisi. *Yalova Sosyal Bilimler Dergisi*, 8 (13), 146-164.
- Özcan, B. ve Arı, A. (2015). Does Fisher Hypothesis Hold for the G7? Evidence from the Panel Cointegration Test. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 28(1), 271-283.
- Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- Saraçoğlu, M., Kuzu, M. ve Kocaoğlu, F. (2015). Türkiye Ekonomisinde Sermaye Hareketleri, Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Arasındaki Etkileşimlerin Küresel Ekonomi Politik Çerçevesinde Analizi. *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*, 1(2), 75-110.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi - E-views Uygulamalı*. Ankara: Nobel Yayınevi. 3.Baskı
- Shah, I. and Waleed, M. (2010). *The Fisher Equation, Belgium before and after Euro Currency* (Master Thesis, Lund University, School of Economics and Management, Department of Statistics, Sweden) <http://lup.lub.lu.se/luur/download?func=downloadFile&recordId=1615237&fileId=1619712>
- Tarı, R. (2016). *Ekonometri*. Kocaeli: Kocaeli Üniversitesi Yayınları. 12.Baskı
- Toyoshima Y. and Hamori S. (2011). Panel cointegration analysis of the Fisher effect: Evidence from the US, the UK, and Japan. *Economics Bulletin*, 31(3), 2674-2682.
- Westerlund, J. (2008). Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-233.
- Yaya, K. (2015). Testing the Long-Run Fisher Effect in Selected African Countries: Evidence from ARDL Bounds Test. *International Journal of Economics and Finance*, 7(12), 168-175.
- Yılancı, V. (2009). Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), 205-213.
- Yüncüler, B.G. ve Ögünç, F. (2015). Firma Maliyet Yapısı ve Maliyet Kaynaklı Enflasyon Baskıları. *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası*, 15(03).
- Zainal, N., Nassair, A.M. and Yahya, M.H. (2014). Fisher Effect: Evidence from Money Market in Malaysia. *Journal of Social Science Studies*, 1(2), 112-124.

EKLER

Ek-1

Tablo 1. Kredi Reel Faiz Oranları

Tarih	Bireysel Kredi Nominal Faiz Oranları (Yıllık Ortalama)	TÜFE (1994-2003=100) On iki Aylık Ortalama	Bireysel Kredi Reel Faiz Oranları	Ticari Kredi Nominal Faiz Oranları (Yıllık Ort.)	Yİ-ÜFE (1994-2003=100) On iki Aylık Ortalama	Ticari Kredi Reel Faiz Oranları (Yıllık Ortalama)
2002	54.68 %	45.00 %	6.68 %	49.2 %	50.1 %	-0.6 %
2003	43.18 %	25.30 %	14.27 %	40.1 %	25.6 %	11.5 %
2004	28.99 %	8.60 %	18.78 %	26.6 %	14.6 %	10.5 %
2005	20.87 %	8.18 %	11.73 %	20.5 %	5.9 %	13.8 %
2006	21.01 %	9.60 %	10.41 %	18.8 %	9.3 %	8.6 %
2007	20.98 %	8.76 %	11.23 %	18.7 %	6.3 %	11.6 %
2008	20.59 %	10.44 %	9.19 %	18.7 %	12.7 %	5.3 %
2009	17.77 %	6.25 %	10.84 %	14.1 %	1.2 %	12.7 %
2010	12.52 %	8.57 %	3.64 %	8.9 %	8.5 %	0.4 %
2011	13.93 %	6.47 %	7.01 %	10.8 %	11.1 %	-0.2 %
2012	15.58 %	8.89 %	6.14 %	14.1 %	6.1 %	7.5 %
2013	11.80 %	7.49 %	4.01 %	10.8 %	4.5 %	6.1 %
2014	14.22 %	8.85 %	4.94 %	13.5 %	10.3 %	2.9 %
2015	14.87 %	7.67 %	6.69 %	14.1 %	5.3 %	8.4 %
2016	16.15 %	7.78 %	7.77 %	15.2 %	4.3 %	10.4 %
2017	16.06 %	11.14 %	4.43 %	16.0 %	15.8 %	0.1 %

Kaynak: TÜİK, TCMB, Hesaplamalar Tarafımızca Yapılmıştır

Tablo 2. Mevduat Reel Faiz Oranları

Yıllar	1 ay, 3 ay, 6 ay, 1 yıl ve daha Uzun Vadeli Mevduatlara Uygulanan Toplam Ağırlıklı Ortalama Nominal Faiz Oranları	TÜFE (1994-2003=100) On iki Aylık Ortalama	Mevduat Reel Faiz Oranları
2002	52.89 %	45.00 %	5.44 %
2003	39.14 %	25.30 %	11.05 %
2004	22.00 %	8.60 %	12.34 %
2005	16.62 %	8.18 %	7.80 %
2006	16.52 %	9.60 %	6.31 %
2007	17.80 %	8.76 %	8.31 %
2008	17.43 %	10.44 %	6.33 %
2009	10.90 %	6.25 %	4.38 %
2010	8.18 %	8.57 %	-0.36 %
2011	8.24 %	6.47 %	1.66 %
2012	9.17 %	8.89 %	0.26 %
2013	7.05 %	7.49 %	-0.41 %
2014	9.27 %	8.85 %	0.39 %
2015	9.87 %	7.67 %	2.04 %
2016	10.26 %	7.78 %	2.30 %
2017	11.30 %	11.14 %	0.14 %

Kaynak: TÜİK, TCMB, Hesaplamalar Tarafımızca Yapılmıştır

Not: Reel oranların hesaplanması orijinal Fisher denklemine göre yapılmıştır.