

Türkiye Ekonomisinde Faiz Oranı ve Döviz Kurunun Enflasyon Hedefi Üzerine Etkisi

Ahmet OKUR¹

Özet

Latince “şişkinlik” anlamına gelen, gündelik yaşamda da mal ve hizmetlerin fiyatlarındaki sürekli ve istikrarsız bir şekilde görülen artışlar olarak tanımlanan enflasyon; fiyatlar genel seviyesinin sürekli biçimde artması dolayısıyla yerel paranın satın alma gücünün azalması olarak da tanımlanabilir. Döviz kurları ve faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişki, özellikle Türkiye gibi fiyat istikrarını hedefleyen gelişmekte olan ülke ekonomileri açısından son derece önemli bir faktördür.

Bu çalışmanın amacı, döviz kuru ve faiz oranı kanalının etkin bir şekilde işleyip işlemediğini zaman serileri analizleri ile ekonometrik açıdan incelemektir. Açık enflasyon hedeflemesi stratejisinin uygulandığı 2008:1-2016:4 dönemini kapsayan bu çalışmada, reel faiz oranı, reel döviz kuru endeksi, tüketici fiyatları endeksi (TÜFE) değişkenleri kullanılmıştır. Granger nedensellik analizinin sonuçları, döviz kuru ile faiz oranı ve enflasyon arasında bir nedensellik ilişkisi bulunduğunu göstermektedir. Sonuç olarak, bu çalışmada yapılan tüm analizler, Türkiye’de parasal aktarımın döviz kuru kanalının enflasyon üzerinde etkili olduğuna işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, Döviz Kuru, Faiz Oranları
JEL Sınıflandırması: E31, F31, E43

The Effect of Interest and Foreign Exchange Rate on the Inflation Target on Turkish Economy

Abstract

Inflation, which is defined as the continual and unstable increase in the prices of goods and services in everyday life, which means “bulge” in Latin; Prices can also be defined as the steady increase in the general level and hence the decrease in the purchasing power of the local currency. The relationship between Exchange rate and interest rate and inflation, especially an extremely important factor in terms of price stability targeting emerging economies such as Turkey.

The aim of this study, the exchange rate and interest rate of the monetary transmission channel in Turkey is an effective way to investigate econometrically with time series analysis is functioning. On the implementation of the inflation targeting strategy, 2008: 1-2016: 4 period in the study of short-term real interest rate, real exchange rate index, consumer price index (CPI) variable are used. The results of the Granger causality analysis, the exchange rate between the interest rate and inflation shows that there's a causality. Consequently, all analyzes performed in this study, the exchange rate channel in Turkey indicates that the impact on inflation.

Keywords: Inflation, Exchange Rates, Interest Rates
Jel Classifications: E31, F31, E43

Giriş

Faiz, enflasyon ve döviz kuru ulusal bir ekonominin en önemli üç göstergesidir ve birbirini yakından etkilemektedir. Bu üç göstergenin dengede olmaması ekonomide farklı sorunlar meydana getirir. Bu sorunlardan en önemlisi olan enflasyon özellikle 1970'lere hatta 1980'lere kadar gizemini korumuştur. Ekonomide özellikle kamunun sahip olduğu nispi paya da bağlı olarak enflasyon yüksek

¹ Doç. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Ahmetli Meslek Yüksek Okulu
okurahmet@hotmail.com

oranlarda gerçekleşirken aynı zamanda anti-enflasyonist politikaların hayata geçirilmesi de zor olmuştur. Kamunun ekonomideki payının azaltılması ve Neo-Klasik Teorinin tekrar popüler olmasıyla enflasyonun tanım, teşhis ve tedavisi mümkün olmuştur. Enflasyonla mücadele için uygulanmakta olan ve aşırıya kaçan kamusal politikaların gözden geçirilmesi gerekiyordu. Neyse ki ekonomilerde yaşanmaya başlayan fiyat artışları ile durgunluğun aynı anda ortaya çıkması ile enflasyonla yüzleşmek mümkün oldu. Sonuçta enflasyonun hükümetleri zafiyetleri yüzünden aşırı para basımı sonucu olarak ortaya çıktığı ve moneter karakterli olduğu kabul edildi.

Para politikasının öncelikli amacının ekonomik istikrarı sağlamak olduğu kabul edilmektedir. Bu amaçla döviz kuru, faiz oranı ve düşük enflasyon hedeflenmesi stratejileri, birçok ülke tarafından bir ekonomi politikası rejimi olarak benimsenmiştir. Uygulanan ekonomi politikalarının fiyat istikrarını sağlamada yetersiz kalması, birçok ülkeyi yeni para politikası arayışlarına yöneltmiştir.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır : Giriş bölümünün ardından gelen ikinci bölümde konuyla ilgili literatür taramasına, üçüncü bölümde kullanılan metodolojiye yer verilirken, uygulamanın yer aldığı dördüncü bölümde çalışmanın kapsamı, veri seti ve değişkenler kullanılarak gerçekleştirilen ekonometrik analizler ve beşinci bölüm de ise sonuç bölümü yer almaktadır.

1. Literatür

Kapsamlı bir literatür taraması yapıldığında, reel döviz kuru, faiz oranı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz eden birçok çalışmanın yapılmış olduğu görülmektedir. Tablo 1’de reel döviz kuru, faiz oranı ve enflasyon değişkenleri arasındaki ilişkiyi ele alan, ulusal yazında ve dünyada yapılmış çalışmalar yer almaktadır.

Tablo 1: Literatür Araştırması

| Yazar | Ülke | Çalışmaya Ait Dönem | Değişkenler | Yöntem | Sonuç ve Açıklamalar |
|---------------------------|---------|---------------------|--------------------------|-------------|--|
| Gottschalk-Moore (2001) | Polonya | 1992:1-1998:8 | Faiz Oranı ve Döviz Kuru | VARModel | Çalışmada faiz oranı ile döviz kuru arasında çok kuvvetli bir ilişki mevcuttur. Faiz oranlarında meydana gelen değişim döviz kurunu olumlu etkilemektedir. |
| Garcia ve Restrepo (2001) | Şili | 1986:Q1-2001:Q1 | Döviz Kuru ve Enflasyon | LQAC Modeli | Çalışmada uygulanan yöntemler sonucunda, döviz kuru değer kaybının enflasyonist etkisi, negatif çıktı açığı ile giderilmektedir. |

Tablo.1'in devamı (a)

| | | | | | |
|---------------------------|----------------|-----------------|------------------------------------|-----------------------------|--|
| Atkins ve Coe (2002) | Kanada ve ABD | 1953:01-2003:12 | Enflasyon ve Nominal Faiz Oranları | ARDL Sınır Testi | Çalışmada enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki ilişkiyi açıklayan Fisher etkisinin ABD ve Kanada için geçerli olduğuna ulaşılmıştır. |
| Woglom (2003) | Güney Afrika | 1990Q1:2002Q4 | Enflasyon ve Nominal Faiz Oranları | VAR Model | Çalışmada faiz oranı ile enflasyon arasında bir ilişki bulunamamıştır. |
| Telatar ve Telatar (2003) | Türkiye | 1995:03-2000:12 | Döviz Kuru ve Enflasyon | Granger Nedensellik Analizi | Çalışmada döviz kuru değişkeninden enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığı söz konusudur. |
| Acar vd. (2004) | Türkiye | 1982:01-2003:04 | Döviz Kuru ve Enflasyon | Johansen Eşbütünleşme Testi | Çalışmada uzun dönemde döviz kuru değişkeni ile enflasyona arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. |
| Muço vd. (2004) | Arnavutluk | 1994:01-2003:12 | Döviz Kuru ve Enflasyon | VAR Model | Analiz sonucunda döviz kuru istikrarı, enflasyonu düşük tutmada oldukça etkilidir. |
| Bajo-Rubio vd. (2005) | İspanya | 1963:01-2002:04 | Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı | Eşbütünleşme Analizi | Çalışmada yapılan analizler sonucunda enflasyon ve faiz oranı üzerine arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusudur. Fischer hipotezi geçerlidir. |
| Westerlund (2006) | 14 OECD ülkesi | 1980:01-1999:12 | Döviz Kuru, Faiz Oranı, Enflasyon | Panel Eşbütünleşme Analizi | Çalışmada uygulanan ekonometrik analiz sonucunda 14 OECD ülkesi için Fisher hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. |
| Sever ve Mızrak (2007) | Türkiye | 1987:01-2006:06 | Döviz Kuru, Faiz Oranı, Enflasyon | VAR Model | Çalışmada yapılan analizler sonucunda döviz kuru değişimlerinin enflasyon ve faiz oranı üzerine etkisi daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. |

Tablo.1'in devamı (b)

| | | | | | |
|---------------------------|--|------------------|---|--|--|
| Vicente (2007) | Mozambik. | 2001:01-2006:12 | Döviz Kuru ve Enflasyon | Eş Bütünleşme Testi | Çalışmada değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusudur. Döviz kurundaki her % 1'lik artışın enflasyonu % 0,15 oranında arttırdığını tespit etmiştir. |
| Nusair (2008) | 6 Asya Ülkesi | 1978-2005 | Faiz Oranı ve Enflasyon | Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi | Çalışma sonucunda Kore, Singapur, Malezya ve Tayland için Fischer etkisi geçerlidir. Endonezya ve Filipinler için ise geçersizdir. |
| Yılancı (2009) | Türkiye | 1989:Q1-2004:Q4 | Nominal Faiz Oranı ve Enflasyon Oranı | Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi | Çalışmadanominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı tespit edilmiştir.Fisher etkisi geçerli değildir. |
| Achsani vd. (2010) | 8 Asya ülkesi ile 8 AB ve 3 Kuzey Amerika ülkesi | 1991-2005 | Nominal ve Reel Döviz Kuru ile Enflasyon | Panel Veri Analizi | Çalışmanın sonucunda, Asya ülkeleri için nominal ve reel döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Diğer değişkenlerin arasında bir nedensellik ilişkisi görülmemiştir. |
| Yapraklı ve Kaplan (2012) | Türkiye | 2006:05-2011: 04 | Döviz Kuru ve Enflasyon | Granger Nedensellik Analizi | Çalışmada nedensellik analizi sonuçlarına göre, enflasyondan faiz oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. |
| Asad vd. (2012) | Pakistan | 1973-2007 | Reel Efektif Döviz Kuru ve Enflasyon | En Küçük Kareler Yöntemi ve Regresyon Analiz | Analiz sonucunda reel efektif döviz kuru ile enflasyon arasında pozitif ve güçlü bir ilişki tespit edilmiştir. |
| Bal (2012) | Türkiye | 1994-2008 | Faiz Oranı,Döviz kuru, Devlet İç Borçlanma Senetleri ve Enflasyon | Johansen Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik Testi | Çalışmada değişkenlerin arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur ayrıca nedensellik analizi sonucunda DİBS(devlet tahvili ve hazine bonoları) ile Enflasyon ve Faiz Oranı arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. |

Tablo.1'in devamı (c)

| | | | | | |
|-----------------------|----------|-----------------|---------------------------------|--|---|
| Güven ve Uysal (2013) | Türkiye | 1983-2012 | Reel Efektif Döviz Kuru ve TÜFE | JohansenEşbü tünleşme ve Granger Nedensellik Testi | Çalışmada nedensellik analizi sonucunda TÜFE ile reel efektif döviz kuru arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. |
| Ayub vd. (2014) | Pakistan | 1973-2010 | Faiz Oranı ve Enflasyon | Johansen, ve Engle-Granger Eşbü tünleşme Testi | Çalışmada seriler arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusudur. Fischer hipotezi geçerlidir. |
| Değer vd. (2016) | Türkiye | 2003:01-2015:02 | Faiz Oranı ve Enflasyon | JohansenEşbü tünleşme ve Granger Nedensellik | Çalışmada uygulanan analiz sonuçlarına göre enflasyondan faiz oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ancak faiz oranından enflasyon oranına doğru bir nedensellik ilişkisinin söz konusu değildir. |

Çalışmanın konusu ile ilgili literatür özetine bakıldığında, konuyla ilgili Türkiye için yapılmış çalışmalarda bir görüş birliğine varılamamıştır. Bazı çalışmalarda Fischer hipotezi geçerli iken bazılarında geçersiz bulunmuştur. Yani literatürde, bir görüş birliğine olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

2. Metodoloji

2.1. Birim Kök Analizi

Ekonometrik analizin ilk aşamasında serilerin durağan olup olmadıkları ve durağan iseler hangi düzeyde durağan oldukları test edilmiştir. Zaman serilerinin durağan olması; zaman içinde varyansın ve ortalamasının sabit olması ve gecikmeli iki zaman periyodundaki değişkenlerin kovaryansının değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olup zamandan bağımsız olması anlamına gelmektedir (Gujarati, 1995:712). Zaman serisi analizlerinde değişkenlerin durağan olması modelde sahte regresyonların meydana gelmesine engel oluşturmaktadır. Durağan serilerin zaman içerisinde ortalaması, varyansı ve kovaryansı değişim göstermez. Durağan olmayan değişkenlerde t, Z ve F dağılımlarından yararlanılamaz ve dolayısıyla pek çok standart hipotez kullanılamaz duruma gelir (Granger, Newbold, 1974: 111–120).

Çalışmada geleneksel olarak kullanılan ADF ve PP testlerinin yanı sıra değişkenler arasındaki tahmin dönemindeki herhangi bir yapısal kırılmanın etkisinin belirlenmesi amacıyla Zivot ve Andrews'in (1992) birim kök testi kullanılmıştır. Sözü edilen birim kök testlerine göre zaman serilerindeki yapısal kırılmalar Perron (1989)'un aksine içsel olarak belirlenmektedir. Zivot-Andrews birim kök testi aşağıdaki 3 modele dayalı olarak yapılmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992: 253-4):

Model A:

$$y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU(\phi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

Model B:

$$y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_2 DT(\phi) + \sum_{i=1}^k e_t \quad (2)$$

Model C:

$$y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_2 DT(\phi) + \theta_1 DU(\phi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

Model A düzeyde, Model B eğimde, Model C ise hem eğimde hem de düzeyde görülen yapısal değişimi ifade etmektedir. $t=1,2,\dots,T$ zamanı, T_B kırılma zamanı olmak üzere, $\tau=T_B/T$ kırılma noktasını göstermektedir. DU , $t>T_B$ olması halinde 1, diğer durumlarda 0 değerini alan ve sabit terimdeki yapısal değişimi gösteren, DT ise $t>T_B$ iken $t-T_B$, aksi durumlarda sıfır değerini alan ve trend içerisinde meydana gelen yapısal değişimi gösteren gölge değişkenlerdir. Zivot-Andrews (1992) testinde yapısal kırılma içsel olarak, veri setinden faydalanarak belirlenmektedir. Bunun için her olası kırılma tarihi için farklı bir gölge değişken kullanılarak, $t=2,\dots,(T-1)$ için EKK yöntemiyle $T-2$ sayıda regresyon oluşturulur ve y_{t-1} değişkeninin katsayısının en küçük t -istatistiğine sahip olduğu modeldeki tarih uygun yapısal kırılma noktası olarak belirlenir. Uygun kırılma noktası seçildikten sonra, hesaplanan t istatistiği Zivot-Andrews (1992) yılı makalesinde yer alan kritik değerleriyle karşılaştırılır. Bu t istatistiğinin ZA kritik değerinden mutlak değerce küçük olması halinde yapısal kırılma olmadan serinin birim kök içerdiğini gösteren temel hipotez kabul edilir, aksi halde ise yapısal kırılmayla birlikte serinin durağan halde olduğunu ifade eden alternatif hipotez reddedilemez (Şentürk ve Akbaş,2014:5820-5832).

2.2. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

Gregory ve Hansen tarafından 1996 yılında yayınlanan çalışmada yer alan yapısal kırılmalı eşbütünleşme testinde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki üç farklı model aracılığı ile ele alınmıştır. Bu üç model şu şekilde ifade edilmektedir (Gregory ve Hansen, 1996:103).

Model C (Sabitte Kırılma):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 + \phi_{tr} + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t=1,\dots,n \quad (4)$$

şeklinde ifade edilmekte olup modelde μ_1 kırılmadan önceki sabit terimi, μ_2 ise kırılmanın sabit terimde meydana getirdiği değişikliği belirtmektedir.

Model C/T (Trendli Sabitte Kırılma):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 + \phi_{tr} + \beta_t + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t=1,\dots,n \quad (5)$$

şeklinde. Bu modelde hem sabit terimdeki hem de trenddeki kırılmalar dikkate alınır.

Model C/S (Rejim Değişikliği):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{tr} + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t} \phi_{tr} + e_t \quad t=1, \dots, n \quad (6)$$

şeklinde belirtilirken μ_1 ve μ_2 sabitte kırılmayı gösteren modelde ifade edildiği gibidir. Burada α_1 kırılmadan önceki eğim katsayısını, α_2 ise kırılmadan sonra eğimde meydana gelen değişikliği göstermektedir.

Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme testinde uygun model seçimi için belirlenen test istatistiklerinin tablo kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Yapılan karşılaştırma sonucu, değişkenler arasında ilişkinin olmadığını belirten temel hipoteze oluşturulmaktadır. Bunun yanısıra yapısal kırılmayla beraber değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğunu ifade eden alternatif hipotez kurulmaktadır. Değişken sayısına göre belirlenen tablo kritik değerleri Gregory ve Hansen (1996)'ın yaptıkları çalışmada yer almaktadır (Yardımcıoğlu ve Başel, 2013:2197-2211).

2.3. Nedensellik Analizi

Uzun dönemde aralarında bir ilişki olmadığı tespit edilen değişkenler arasındaki ilişki, Granger nedensellik testi aracılığıyla araştırılmıştır. VAR modelinde değişkenlerin dışsaldan içsele doğru sıralanmasında Granger nedensellik testinden yararlanılır. Granger nedensellik testi iki değişken arasındaki sebep sonuç ilişkisini ortaya koymaktadır. Bu doğrultuda herhangi bir B ve T gibi iki değişken arasındaki neden sonuç ilişkisi şu şekilde yazılabilir (Gujarati, 1995: 749):

$$B_t = \alpha + \sum \beta_j T_{t-j} + \sum \gamma_j B_{t-j} + u_{1t} \quad (7)$$

$$T_t = \theta + \sum \delta_j B_{t-j} + \sum \lambda_j T_{t-j} + u_{2t} \quad (8)$$

3.4. VAR Model

VAR modelleri, yapısal model üzerinde herhangi bir kısıtlama getirmeksizin dinamik ilişkileri verilebildiği için zaman serileri için sıklıkla tercih edilmektedir (Keating, 1990:453-454). VAR modeli gecikme sayısı, p, dikkate alınarak p'inci dereceden VAR modeli olarak adlandırılır ve VAR (p) olarak gösterilir. Modelde içsel ve dışsal ayrımı yapılmaksızın bütün değişkenler içsel olarak kabul edilir. Bunun sonucu, araştırmacıların değişkenlerden hangilerinin içsel hangilerinin dışsal olduğu konusunda karar vermelerine gerek kalmamaktadır (Davidson ve Mackinnon, 1993: 685).

Çalışmada kullanılacak olan yöntem Vektör Otoregresif (VAR) Model'dir. İki değişkenli VAR Model, standart şekilde aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir.

$$y_t = a_1 + \sum b_{1i} y_{t-i} + \sum b_{2i} X_{t-i} + v_{1t} \quad (9)$$

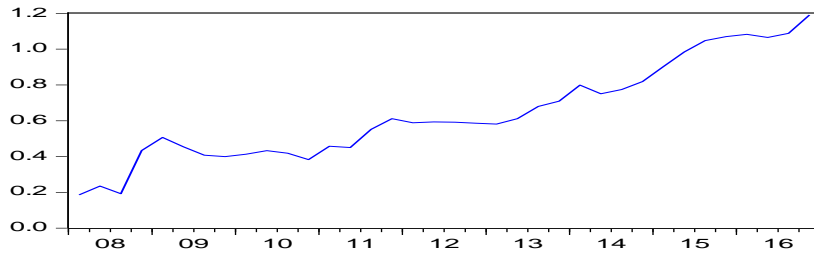
$$x_t = c_1 + \sum d_{1i} y_{t-i} + \sum d_{2i} X_{t-i} + v_{2t} \quad (10)$$

(9) ve (10) numaralı modelde p gecikmelerin uzunluğunu, v ortalaması sıfır, kendi gecikmeli değerleriyle olan kovaryansları sıfır ve varyansları sabit, normal dağılıma sahip, rassal hata terimlerini göstermektedir (Özgen ve Güloğlu, 2004: 96-98).

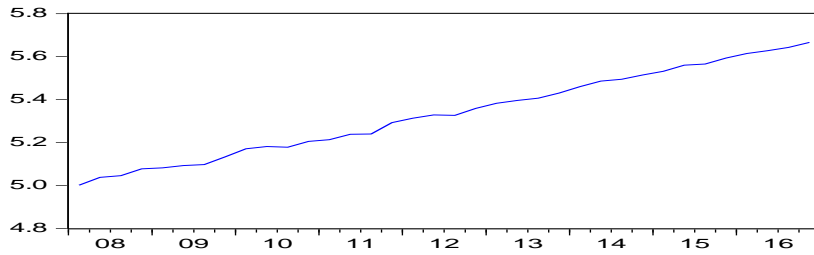
3. Veri Seti ve Uygulanan Ekonometrik Yöntem

Türkiye’de Enflasyon ile Döviz Kuru ve Faiz Oranları arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla, ekonometrik bir analiz olan zaman serilerinden faydalanılacaktır. Bu çalışmada 2008-2016 yılları arasındaki üç aylık zaman serisi verileri kullanılarak, Enflasyon Oranı, Döviz kuru Oranı ve Faiz Oranları arasındaki ilişkiler incelenmektedir. Çalışmada kullanılan verilerden Enflasyon Oranı, Döviz kuru Oranı ve Faiz Oranları Merkez Bankası EVDS’ den elde edilmiştir. Analizlerde kullanılan, LNENF ve LNDKR, LNFO kısaltma ifadeleri sırasıyla, Enflasyon Oranı, Döviz kuru Oranı ve Faiz Oranları doğal logaritmaları alınmış hallerini göstermektedir. Çalışmada kullanılan verilerin tahmini E-Views9 programı kullanılarak yapılmıştır. Bu verilerin zaman içindeki değişimleri Şekil 1’de görülmektedir.

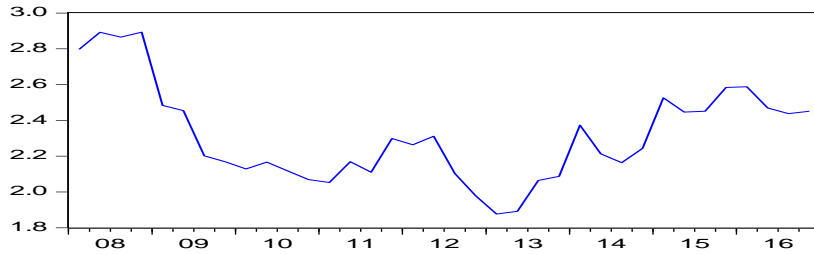
Şekil 1: Modelde Yer Alan Serilerin Grafiği
LNDKR



LNENF



LNFO



2008 – 2016 arası 3 aylık enflasyon oranı, reel efektif döviz kuru, ve faiz oranı değerlerini gösteren Şekil 1’i incelediğimizde, enflasyon serisinin 2008 yılından 2016 yılına kadar istikrarlı bir şekilde arttığını, 2016 yılında en yüksek değerine ulaştığını görebiliriz. Döviz kuru serisini incelersek, genellikle dalgalı bir seyir göstermesine rağmen bir artış görülmektedir ve çok sayıda kırılma yaşanmaktadır. Faiz oranı ise diğer değişkenlerin bu durumuna karşılık zıt yönde bir durum göstermektedir. 2013 yılına kadar azalma eğiliminde olan seri daha sonraki yıllarda artış göstermiştir. En yüksek değerini ise 2015 yılının ikinci döneminde ulaşmaktadır. Serilerde artış ve azalmalar görüle bile, bazı dönemlerde yapısal kırılmalar olduğu görülmektedir.

3.1. Birim Kök Testleri

Tablo 2, enflasyon faiz oranı ve reel döviz kuru değişkenlerine ait ADF ve PP birim kök testi sonuçlarını göstermektedir.

ADF Birim kök testine ilişkin boş ve alternatif hipotez şöyle oluşturulmaktadır:

H_0 : Seri durağan değildir (birim kök içermektedir).

H_1 : Seri durağandır (birim kök içermemektedir).

Tablo 2: ADF ve PP Birim Birim Kök Testi Sonuçları

| ADF TESTİ | | LNENF | LNDKR | LNFO |
|-----------------|---------------|---------------|--------|---------------|
| Düzeyde | Sabit Trendli | -3.799 | -2.917 | -1.531 |
| | Sabit | 1.383 | -1.228 | -2.051 |
| 1. fark | Sabit Trendli | -4.616 | -5.088 | -5.7 |
| | Sabit | -6.414 | -5.202 | -5.23 |
| PP TESTİ | | LNENF | LNDKR | LNFO |
| Düzeyde | Sabit Trendli | 0.127 | -2.992 | -1.601 |
| | Sabit | -3.836 | -1.157 | -2.064 |
| 1. fark | Sabit Trendli | -10.28 | -5.247 | -5.704 |
| | Sabit | -15.06 | -5.403 | -5.240 |
| Kritik Değerler | Sabit | Sabit Trendli | Sabit | Sabit Trendli |
| %1 | -3.485 | -4.035 | -3.483 | -4.033 |
| %5 | -2.885 | -3.447 | -2.884 | -3.446 |

Not: ADF ve PP Testi kritik değerleri % 1 ve % 5 anlam düzeyindeki MacKinnon (1996) kritik değerlerini ifade etmektedir. * değerleri % 1 anlamlılık düzeyini, ** % 5 anlam düzeyindeki ifade etmektedir.

Tablo 2’de yer alan ADF ve PP test sonuçlarına göre, birim kök testi sınavında değişkenler birinci farklarında durağandır. Başka bir ifadeyle serilerin birinci farkı alındığında sıfır hipotezi red edilerek durağan hale geldiği görülmektedir. Dolayısıyla hem ADF hem de PP test sonuçlarına göre değişkenler birinci farklarında durağandır.

Uygulamada yaygın kullanım alanı bulan ADF ve PP testleri serilerde kırılma ihtimalini dikkate almayan testlerdir. Bu nedenle çalışmada geleneksel birim kök testlerine ek olarak Zivot ve Andrews (1992)’in yapısal kırılmaya izin veren birim kök testi gerçekleştirilmiştir. Tablo 3’te görülen test istatistiği kritik değerleri Zivot-Andrews’in (1992) çalışmasından alınmıştır.

Tablo 3:Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişkenler | tist Model A | Model A Kırılma Dönemi | tist Model B | Model B Kırılma Dönemi | tist Model C | Model C Kırılma Dönemi |
|------------------------|----------------|------------------------|----------------|------------------------|----------------|------------------------|
| LNENF | -4,11 | 2011Q ₁ | -3,37 | 2011Q ₄ | -4,19 | 2011Q ₁ |
| LNDKR | -3,46 | 2015Q ₁ | -3,6 | 2013Q ₂ | -3,52 | 2012Q ₄ |
| LNFO | -2,66 | 2009Q ₃ | -3,86 | 2009Q ₄ | -4,5 | 2009Q ₂ |
| ALNENF | -6,02 | 2011Q ₄ | -5,75 | 2013Q ₃ | -6,56 | 2009Q ₁ |
| ALNDKR | -5,44 | 2011Q ₁ | -5,31 | 2015Q ₂ | 6,71 | 2015Q ₁ |
| ALNFO | -6,59 | 2010Q ₁ | -6,62 | 2015Q ₂ | -6,78 | 2009Q ₄ |
| Kritik Değerler | Model A | | Model B | | Model C | |
| %1 | -5,34 | | -4,80 | | -5,57 | |
| %5 | -4,93 | | -4,42 | | -5,08 | |
| %10 | -4,58 | | -4,11 | | -4,82 | |

Tablo 3’te Model A serilerin sabitinde kırılmayı, Model B trend de kırılmayı ve Model C ise sabit ve trend de kırılmayı araştırmaktadır.Zivot-Andrews testi sonuçlarına göre; değişkenlerin tümü de , % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerinde durağan değildirler yani seriler birim kök içermektedir. Düzey değerlerinde durağan olmayan serilerin birinci farkları alındığında, t istatistikleri tablo değerlerinden mutlak değerce büyük olduğu için durağan hale geldiği görülmektedir. Bu sonuçlar ADF ve PP testlerinden farklı bir sonuç içermemektedir.

3.2. Eşbütünleşme Testi Bulguları

Yapısal kırılma altında serilerin birinci farkları alındığında serilerin durağan hale geldiğinin belirlenmesinden dolayı değişkenler arasında yapısal kırılma altında uzun dönemli bir ilişkiyi tespit edebilmek için Gregory-Hansen eşbütünleşme testi yapılmıştır. Minimum ADF test istatistikleri ve kırılma dönemleri Tablo 4’te görülmektedir.Tablo 4’de yer alan ADF istatistik değerleri, Gregory ve Hansen (1996) çalışmasında yer alan tablo kritik değerleri ile karşılaştırılmıştır.

Tablo 4: Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

| Model | Kırılma Dönemi | ADF İstatistiği | Kritik Değerler %1 | Kritik Değerler %5 |
|----------------------------|--------------------|-----------------|--------------------|--------------------|
| Sabitte Kırılma | 2008Q ₁ | -4,34 | -5,44 | -5,50 |
| Sabitte ve Trendde Kırılma | 2010Q ₃ | -4,51 | -5,80 | -5,29 |
| Rejim Değişimi | 2010Q ₁ | -4,64 | -5,80 | -4,92 |

H₀: Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme yoktur.

H₁: Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme vardır.

Bütün modeller için hesaplanan minimum ADF istatistiği mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük olduğundan seriler arasında yapısal kırılmalar altında

eşbütünlük olduğu ifade eden H_1 hipotezi kabul edilemez. Bu yüzden de H_0 hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla Gregory-Hansen testi sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı görülmektedir. Ayrıca, üç model için sırasıyla 2008Q₁, 2010Q₃ ve 2010Q₁ yıllarında yapısal kırılma söz konusudur.

3.3. VAR Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

VAR modeli tahmininin sağlıklı olarak yapılabilmesi için öncelikle optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Bunun için maksimum gecikme uzunluğu 1 olarak seçilmiş olup, Olabilirlik Oranını (LR) en yüksek, Final PredictionError (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) ve Hannan-Quinn (HQ) kritik değerlerini en küçük yapan gecikme uzunluğu tespit edilmeye çalışılmıştır.

Tablo 5: Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | 56.48889 | NA | 3.28e-06 | -4.114530 | -3.969365 | -4.072728 |
| 1 | 139.8444 | 141.0631* | 1.08e-08* | -9.834183* | -9.253523* | -9.666974* |
| 2 | 141.4962 | 2.414162 | 1.97e-08 | -9.268936 | -8.252781 | -8.976320 |
| 3 | 207.6391 | 9.869039 | 2.88e-08 | -8.881953 | -7.615294 | -8.423969 |
| 4 | 209.2791 | 2.214095 | 4.33e-08 | -8.513957 | -6.867299 | -7.918577 |

* Kriter tarafından seçilen gecikme uzunluğunu gösterir.
 LR: sequentialmodified LR test statistic
 FPE: Final predictionerror
 AIC: Akaikeinformationcriterion
 SC: Schwarzinformationcriterion
 HQ: Hannan-Quinninformationcriterion

Buna göre Tablo 5’te belirlenen kriterlere göre en uygun gecikme uzunluğunun 1 olduğu görülmüştür. Gecikme uzunluğu seçiminde VAR modelinden yararlanılmıştır. Modelde AIC: Akaike Bilgi Kriteri, SC: Schwarz bilgi kriteri ve HQ:Hannan-Quinn bilgi kriterlerinin önerdiği 1 gecikme modeli benimsenmiştir.

3.4. VAR Analizi

Tablo 6. Var Model

| | LNENF | LNDKR | LNFO |
|------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| LNENF(-1) | 0.987502 (0.05510) [17.9228] | 0.611105 (0.20526) [2.97720] | 0.729949 (0.49054) [1.48804] |
| LNDKR(-1) | -0.000163 (0.04615) [-0.00353] | 0.460099 (0.17194) [2.67587] | -0.718385 (0.41092) [-1.74825] |
| LNFO(-1) | -0.007721 (0.01292) [-0.59778] | 0.065075 (0.04812) [1.35240] | 0.832466 (0.11499) [7.23922] |

Tablo: 6'nın devamı

| C | | | |
|----------------|-----------|-----------|-----------|
| | 0.102157 | -3.054733 | -3.103881 |
| | (0.28210) | (1.05095) | (2.51161) |
| R ² | 0.991490 | 0.898324 | 0.796427 |
| F-istatistiği | 893.2009 | 67.73629 | 29.99381 |

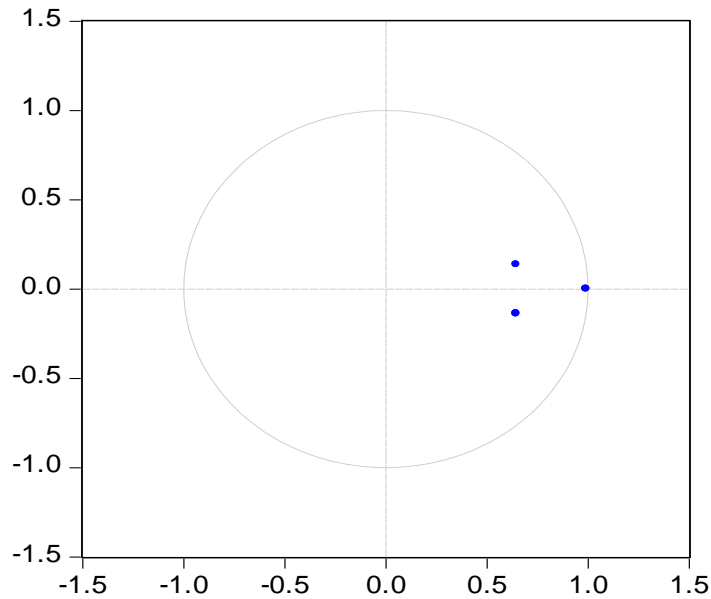
Var modelinin yorumlanması tek başına bir anlam ifade etmediğinden dolayı, Etki-Tepki analizi ve Varyans ayrıştırması analizi yöntemleri kullanılmaktadır. Ancak model tahmin edildikten sonra hata terimine ait testlerin yapılması gerekmektedir. Ayrıca tahmin edilen modelin durağanlığı analiz edilmelidir. Modelin durağan olup olmadığının belirlenmesi katsayı matrisinin özdeğerlerine bağlıdır. (Hendry ve Juselius, 2000: 10).

Tablo: 7. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

| Kök | Modulus |
|----------------------|----------|
| 0.990394 | 0.990394 |
| 0.644836 - 0.137160i | 0.659262 |
| 0.644836 + 0.137160i | 0.659262 |

Tablo-6 aracılığıyla da görülebileceği üzere; hiçbir modülüs değeri referans aralığının dışında değildir. Bu durumda kurulan VAR modelinin istikrarlı olduğunu göstermektedir. Aynı analizi şekil ile yorumlamaya imkan veren şekil 2'deki AR karakteristik Polinomunun Ters Köklerini birim çember analizinde değerlendirmek gerekmektedir.

Şekil 2: AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri



AR Karakteristik polinomunun ters köklerinin birim çember içerisindeki konumları modelin durağan olduğunu göstermektedir. VAR modelinin yapısal anlamda bir sorun içerip içermediğini tespit edebilmek üzere ayrıca Otokorelasyon- LM ve White Değişen Varyans testleri de yapılmıştır. Otokorelasyon testine ilişkin sonuçlar Tablo 8’de yer almaktadır.

Tablo: 8. Otokorelasyon-LM Testi Sonuçları

| Gecikme | LM istatistiği | Olasılık |
|---------|----------------|----------|
| 1 | 2.942382 | 0.9665 |
| 2 | 13.20856 | 0.1534 |
| 3 | 9.266828 | 0.4130 |
| 4 | 10.18186 | 0.3360 |
| 5 | 3.393846 | 0.9466 |
| 6 | 8.883814 | 0.4481 |
| 7 | 5.176094 | 0.8187 |
| 8 | 6.119105 | 0.7279 |
| 9 | 10.39248 | 0.3197 |
| 10 | 15.99981 | 0.0669 |
| 11 | 5.489921 | 0.7897 |
| 12 | 10.93315 | 0.2803 |

Tahmin edilen VAR modelindeki hata terimlerinin birbirleri ile ilişkili olup olmadıklarını belirlemek amacıyla yapılan bu test, ele alınan 12 gecikme düzeyinde de otokorelasyon bulunmadığını göstermiştir. Kurulan VAR modelinin istikrarlı olup olmadığını test etmek amacıyla yapılan normallik testi tablo 12 yardımıyla değerlendirilebilmektedir.

Tablo: 9 Normal Dağılım Testi Sonuçları

| Bileşen | Jarque-Bera | df | Olasılık |
|---------|-------------|----|----------|
| 1 | 0.664946 | 2 | 0.7171 |
| 2 | 0.372831 | 2 | 0.8299 |
| 3 | 0.563739 | 2 | 0.7544 |
| Joint | 8.764726 | 8 | 0.3625 |

Tablo 9 yardımıyla da görülebileceği üzere değişkenler hem tek tek hem de birlikte normal dağılıma sahiptirler. Bu da VAR modelinin istikrarlı olduğunu desteklemektedir. Bu aşamada VAR modelinde değişen varyans olup olmadığını da test etmek yerinde olacaktır.

Tablo: 10. White Testi

| Joint test: | | |
|-------------|---------------------|----------|
| Ki Kare | Serbestlik Derecesi | Olasılık |
| 51.10910 | 36 | 0.0489 |

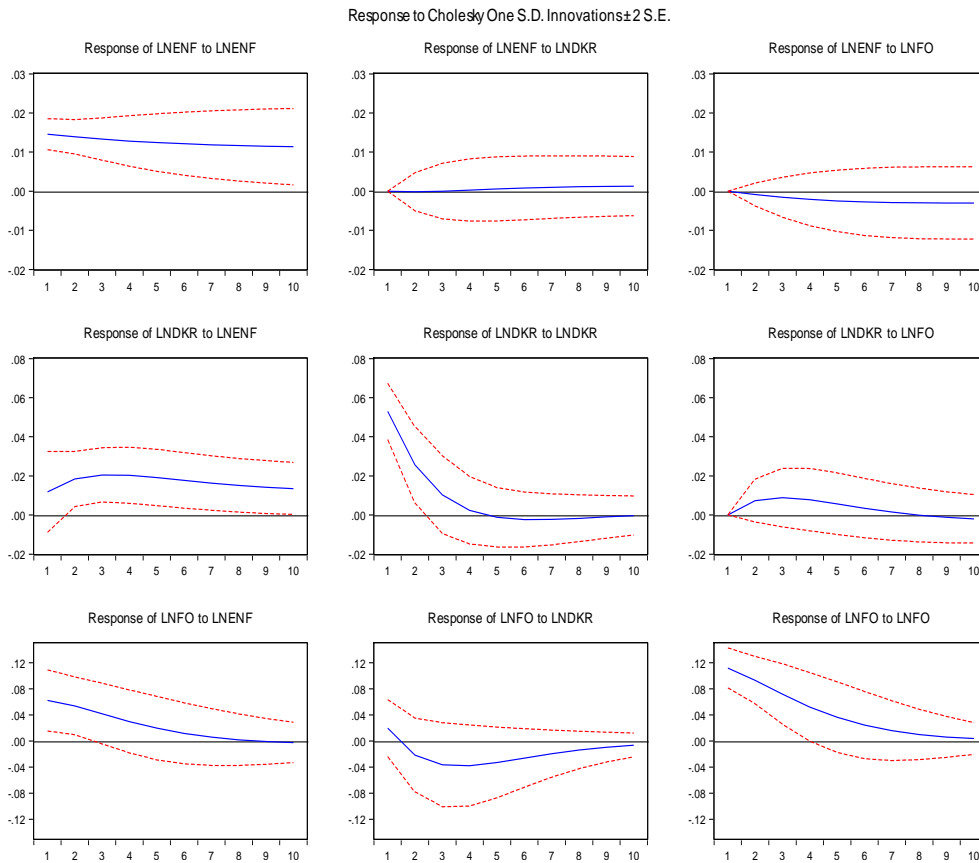
Hata terimlerinin varyansının bütün örneklem için sabit olup olmadığını tespit edebilmek amacıyla yapılan White Değişen Varyans Testi sonuçları ise Tablo10’da gösterilmektedir. Ki-Kare değeri tahmin edilen modelde değişen varyans sorunu

olmadığını başka bir ifadeyle hata teriminin varyansının tüm gözlemler için aynı olduğunu ortaya koymaktadır.

Bir makro ekonomik büyüklüğün üzerinde en etkili değişkenin hangisi olduğu varyans ayrıştırması ile etkili bulunan bu değişkenin politika aracı olarak kullanılabilir olup olmadığı ise etki-tepki fonksiyonları ile belirlenmektedir (Özgen ve Güloğlu, 2004: 97).

VAR modelinin tahmin edilmesi sonucunda, elde edilen parametreleri yorumlamak yerine, sistemin tahmini sonucunda elde edilen artıkların analiz edilerek yorumlanması, geleceğe yönelik yorumlarda daha doğru sonuçlar vermektedir. Modelde yer alan değişkenlerin hata terimlerinde meydana gelecek şokların, diğer değişkenler üzerindeki etkisi, Etki-Tepki fonksiyonları ile ölçülmektedir (Tarı ve Bozkurt, 2006: 5). Etki-tepki fonksiyonları, rassal hata terimlerinden birindeki bir standart sapmalı şokun, içsel değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değerlerine olan etkisini yansıtmaktadır. Başka bir ifadeyle, etki tepki fonksiyonları VAR modelindeki her bir değişkenin yapısal şoklar ortaya çıktığında, bu şoklara karşı dinamik tepkisini göstermektedir (Umutlu, 2008: 239).

Şekil: 3 Etki-Tepki Grafikleri



Şekil 3'te her değişkenin birbirine ve diğer tüm değişkenlere uygulanan bir birim şok karşısındaki tepkileri ölçülmeye çalışılmıştır. Buna göre şekilden de görülebileceği üzere, enflasyon değişkeninde meydana gelen bir standart sapmalı şokun en değerli etkisi tahmin edilebileceği üzere kendisi üzerinde gerçekleşmektedir. Faiz oranları ise en büyük tepkiyi döviz kuruna ve kendisinde meydana gelen değişikliklere vermektedir. Döviz kuru ise en büyük tepkiyi ise kendisine vermektedir. Bu açıdan bakıldığında enflasyon oranlarını açıklamada en büyük etki döviz kuru olurken, son olarak faiz oranları şeklinde sıralanmaktadır.

Etki tepki fonksiyonları modelde yer alan içsel değişkendeki bir şokun, diğer değişkenler üzerindeki etkilerini belirlerken, varyans ayrıştırma her bir değişkenin öngörü hata varyansını değişkenlerin her birine paylaştırarak şokların değişkenler üzerindeki etkilerini yüzde olarak ifade eder ve bir değişkendeki değişimin % kaçının kendisinden, % kaçının diğer değişkenlerden kaynaklandığını belirlemede kullanılır. Bu nedenle, varyans ayrıştırma modelde yer alan değişkenleri etkileyen her bir rassal şokun nispi etkisini göstermektedir. Bir değişkende meydana gelen değişmelerin tamamı kendisindeki şoktan kaynaklanıyorsa, bu durum değişkenin dışsal olarak hareket ettiğini, modeldeki diğer değişkenlerden kaynaklanıyorsa değişkenin içsel olduğunu gösterir (Özer ve Erdoğan 2006: 104).

Tablo 11. Varyans Ayrıştırması

| ENFdeğişkeni için Varyans Ayrıştırması Sonuçları | | | | |
|--|----------|----------|----------|----------|
| Dönem | S.E. | LNENF | LNDKR | LNFO |
| 1 | 0.014572 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 0.020163 | 99.80933 | 0.006423 | 0.184247 |
| 3 | 0.024214 | 99.44396 | 0.004455 | 0.551581 |
| 4 | 0.027481 | 98.96678 | 0.014075 | 1.019144 |
| 5 | 0.030268 | 98.43555 | 0.047208 | 1.517245 |
| 6 | 0.032728 | 97.89788 | 0.102962 | 1.999157 |
| 7 | 0.034950 | 97.38665 | 0.173963 | 2.439382 |
| 8 | 0.036986 | 96.92034 | 0.251884 | 2.827773 |
| 9 | 0.038874 | 96.50630 | 0.330121 | 3.163581 |
| 10 | 0.040637 | 96.14461 | 0.404427 | 3.450959 |
| DKRdeğişkeni için Varyans Ayrıştırması Sonuçları | | | | |
| Dönem | S.E. | LNENF | LNDKR | LNFO |
| 1 | 0.054289 | 4.703764 | 95.29624 | 0.000000 |
| 2 | 0.063223 | 11.91380 | 86.75497 | 1.331231 |
| 3 | 0.067834 | 19.45213 | 77.67015 | 2.877719 |
| 4 | 0.071269 | 25.71935 | 70.47443 | 3.806218 |
| 5 | 0.074016 | 30.51232 | 65.36592 | 4.121759 |
| 6 | 0.076211 | 34.15476 | 61.75076 | 4.094480 |
| 7 | 0.077982 | 36.98821 | 59.06401 | 3.947778 |
| 8 | 0.079455 | 39.25817 | 56.93910 | 3.802728 |
| 9 | 0.080733 | 41.12848 | 55.16613 | 3.705391 |
| 10 | 0.081883 | 42.70997 | 53.62844 | 3.661586 |

Tablo 11'in devamı

| FOdeğişkeni için Varyans Ayrıştırması Sonuçları | | | | |
|---|----------|----------|----------|----------|
| Dönem | S.E. | LNENF | LNDKR | LNFO |
| 1 | 0.129741 | 23.01925 | 2.331764 | 74.64898 |
| 2 | 0.170065 | 23.47874 | 2.967177 | 73.55408 |
| 3 | 0.192792 | 22.99373 | 5.898078 | 71.10820 |
| 4 | 0.205477 | 22.35972 | 8.578244 | 69.06204 |
| 5 | 0.212169 | 21.83200 | 10.46043 | 67.70757 |
| 6 | 0.215476 | 21.46295 | 11.61667 | 66.92039 |
| 7 | 0.217011 | 21.23460 | 12.26037 | 66.50502 |
| 8 | 0.217688 | 21.11023 | 12.58937 | 66.30039 |
| 9 | 0.217982 | 21.05469 | 12.74434 | 66.20097 |
| 10 | 0.218118 | 21.04113 | 12.81111 | 66.14777 |

Serilerdeki değişimin nedenlerini belirlemek üzere kullanılan tekniklerden bir diğeri de VAR ayrıştırmasıdır. Tablo 10'daki enflasyon oranı varyans ayrıştırması sonuçlarına göre 10. dönemin sonunda enflasyon oranına ait öngörü hata varyansının % 4'ünün döviz kuru ve %3,66'sının ise faiz oranları tarafından belirlendiği ifade edilebilir. Yaklaşık %96,14'lük kısmı ise enflasyon oranının kendisi tarafından açıklanmaktadır. Döviz kuru için varyans ayrıştırması sonucuna göre 10.dönemin sonunda döviz kuru öngörü hata varyansının %42,7'si enflasyon, %3,66'sı faiz oranları tarafından açıklanmaktadır. %53,6'lık kısmı ise döviz kurunun kendisi tarafından açıklanmaktadır. Son olarak da faiz oranları varyansayrıştırması sonuçlarına göre 10. dönemin sonunda faiz oranına ait öngörü hata varyansının %21,04'ü enflasyon oranı, %12,8'i döviz kuru ve %66,14'ünün kendisi tarafından açıklandığı görülmektedir.

3.5. Nedensellik Testi

Kurulan var modeli sabit olduğu tespit edildikten sonra, modelin değişkenlerinin arasındaki ilişkinin yönü Granger Nedensellik Testi ile incelenmiştir. Granger nedensellik testinde sonuçlar bir bütün halinde Tablo 12'de verilmiştir.

Tablo 12: Granger Nedensellik Testi Sonuç Tablosu

| Bağımlı değişken: LNENF | | | |
|-------------------------|----------|----|----------|
| | Ki-kare | sd | Olasılık |
| LNDKR | 1.25E-05 | 1 | 0.9972 |
| LNFO | 0.357343 | 1 | 0.05500 |
| GENEL | 0.364521 | 2 | 0.8334 |
| Bağımlı değişken: LNFO | | | |
| | Ki-kare | sd | Olasılık |
| LNENF | 2.214269 | 1 | 0.01367 |
| LNDKR | 3.056361 | 1 | 0.1804 |
| GENEL | 3.079315 | 2 | 0.2145 |

Tablo:12'nin devamı

| Bağımlı değişken: LNDKR | | | |
|--------------------------------|----------------|-----------|-----------------|
| | Ki-kare | sd | Olasılık |
| LNENF | 8.863691 | 1 | 0.0029 |
| LNFO | 1.828992 | 1 | 0.1762 |
| GENEL | 8.886323 | 2 | 0.0118 |

Granger Nedensellik Testi bulgularına göre enflasyon oranından döviz kurlarına doğru bir ilişki saptanmazken, enflasyon oranından, faiz oranlarına doğru bir ilişkinin bulunduğu görülmektedir. Ayrıca faiz oranı ve döviz kurundan enflasyon oranlarına doğru da bir nedensellik ilişkinin bulunduğu görülmektedir. Yani enflasyon oranı ve faiz oranları arasında çift yönlü bir ilişki mevcuttur. Buna karşın döviz kurundan, faiz oranlarına ve faiz oranlarından döviz kuruna doğru bir ilişki tespit edilememiştir.

Sonuç

Yıllardan beri görülen kronik enflasyon olgusu, Türkiye ekonomisi için en önemli sorunlardan biridir. Bu yüzden TCMB her yıl enflasyon hedeflemesi uygulamaya çalışmaktadır. Piyasa ekonomilerinde ekonomi politikalarının makro amaçları çok sayıda amaç demetinden “sihirli üçgen” olarak anılan ve enflasyon, büyüme ve ödemeler dengesi denkliği olarak anılan üç temel amaca indirgenmiştir. Bu ilkeler aynı zamanda piyasa sistemi veya liberal ekonomik anlayışın temel ekonomi politikası amaçlarıdır. Nasıl ki yüksek ödemeler dengesi açığı ve düşük büyüme oranları, ekonomi politikası nihai amaçlarına uygun değilse yüksek oranlı enflasyon olgusu da ekonomik sistem için normal karşılanabilecek bir sonuç değildir.

Bu çalışma esas olarak enflasyon değişkeni ile döviz kuru ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi belirlemede literatüre, bu konuyu Türkiye açısından inceleyerek katkıda bulunmaktadır. Bu çalışmada, 2008-2016 yılları arasında enflasyon oranı, faiz oranı ve reel efektif döviz kuru çeyreklik veriler kullanılarak, değişkenler arasındaki ilişkiyi saptamak amacıyla gerekli ekonometrik analizler yapılmıştır. Yapılan analizlerde değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkiye rastlanılmamıştır. Ayrıca değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini belirlemek amacıyla Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Bunun sonucunda, enflasyon oranı ve faiz oranı arasında çift yönlü bir ilişki saptanmıştır. Reel efektif döviz kurundan faiz oranına ve enflasyon oranına doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Literatürü incelediğimizde, döviz kuru ve faiz oranı ile enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen pek çok teorik ve ampirik çalışmayla karşılaşmaktayız. Söz konusu çalışmaların bir kısmında, enflasyon ve döviz kuru arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer bir kısım da ise enflasyon ile faiz oranları arasında bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Yaptığımız çalışmanın sonucu da, döviz kuru ile enflasyon arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisini ortaya koyduğu için, bu görüşün hakim olduğu literatüre katkıda bulunmuştur. Çalışmayı benzer çalışmalarla karşılaştırdığımızda,

çalışmanın sonucu, Gottschalk ve Moore (2001), Yılcı (2009), Yapraklı ve Kaplan (2012)' nin bulguları ile benzer sonuçlar taşımaktadır.

Kaynakça

- Acar, D., Işık, N., Işık, H. (2004). Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: Bir Eşbütünleşme Analizi. Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 9 (2), ss.325-340.
- Achsani, Noer Azam; Arie Jayanthi F.A. Fauzi ve Piter Abdullah (2010), "The Relationship Between Inflation and Real Exchange Rate: Comparative Study Between ASEAN+3, The EU and North America" European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, Issue 18 (2010), pp.69-76.
- Asad, Imrana; Nisar Ahmad ve Zakir Hussain (2012), "Impact of Real Effective Exchange Rate on Inflation in Pakistan" Asian Economic and Financial Review 2(8)ss. 983-990.
- Atkins, F.J. ve Coe, P.J. (2002). An ARDL bounds test of the long-run Fisher effect in the United States and Canada. *Journal of Macroeconomics*, 24(2), 255-266.
- Ayub, G., Rehman, N.U., Iqbal, M., Zaman, Q. ve M. Atif (2014). Relationship Between Inflation and Interest Rate: Evidence From Pakistan, *Research Journal of Recent Sciences*, 3(4), 51- 55.
- Ayvaz, Güven, E ve Uysal, D. (2013). Türkiye'de Döviz Kurlarındaki Değişme ile Enflasyon Arasındaki İlişki (1983-2012). *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 5 (9), 141-156.
- Bajo-Rubio, O., Diaz-Roldan, C. ve Esteve, V. (2005) "Is the Fisher Effect Nonlinear? Some Evidence for Spain, 1963-2002", *Applied Financial Economics*, 15(12), 849-854.
- Bal, O. (2012), Döviz Kuru, Mevduat Faiz Oranı, Enflasyon ve Devlet İç Borçlanma Senetleri İlişkisi (1994-2008), *Akademik Bakış Dergisi*, Sayı: 31 Temmuz – Ağustos 2012, Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi, Kırgızistan.
- Davidson, R. ve J.G. MacKinnon, (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York, NY.
- Değer, O., Doğan, B. & Eroğlu, Ö. (2016), Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(1), 405-425.
- Enders, W. (1995), *Applied Applied Econometric Time Series. (2. ed.)*, New York: Iowa State University. John Wiley & Sons. Inc.
- Ermışoğlu, E. (2013), "Türkiye'de Enflasyon Hedeflemesi: Bir Başarı Hikayesi mi?", *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 7(1), 31-58.
- Garcia, Carlos José ve Jorge E. Restrepo (2001), "Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile" Central Bank of Chile Working Papers, No:128
- Gottschalk, J. ve D. Moore. (2001). Implementing Inflation Targeting Regimes: The Case of Poland. *Journal of Comparative Economics* Vol. 29, No. 1
- Granger, C. and Newbold, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Gregory, Allan W. and Hansen Bruce E. (1996), "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1): 99-126.
- Gujarati, Damodar, N. (1995), *Basic Econometrics*, Mc-Graw-Hill Inc, U.S.A.
- Hendry, D. F., Ve Juselius, K. (2000). Explaining Cointegration Analysis: Part II. Discussion Papers, Department of Economics, University of Copenhagen, No.00-20.
- Işık, N., Acar, M. ve Işık, B. (2004), "Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: Bir Eşbütünleşme Analizi", Süleyman Demirel Üniv, İİBF, C.9, S.2, s. 325-340

- Keating, John W. (1990), "Identifying VAR Models Under Rational Expectations", *Journal of Monetary Economics*, 25: 453-476.
- Muço, Marta; Peter Sanfey ve Anıta Taci (2004), "Inflation, Exchange Rates and The Role of Monetary Policy in Albania" European Bank for Reconstruction and Development" Working Paper No:88.
- Nusair, S. A. (2008) "Testing for the Fisher Hypothesis Under Regime Shifts: An Application to Asian Countries", *International Economic Journal*, 22(2), ss.273-284.
- Özer, M. ve Erdoğan L. (2006). Türkiye'de ihracat, ithalat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkilerin zaman serisi analizi. Gazi Üniversitesi Ekonomik Yaklaşım, Sayı. 60-61, Cilt.17: ss. 93-110.
- Özgen, F. B ve Güloğlu, B, "Türkiye'de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniği ile Analizi", *ODTÜ Gelişme Dergisi*, Cilt:31, Sayı:1, 2004, ss. 1-27.
- Sever, E. ve Mızrak, Z. (2007) "Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki İlişkiler: Türkiye Uygulaması" SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi, C.13, 265-283.
- Şentürk, M. ve Akbaş Y. E. (2014), "İşsizlik - Enflasyon ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Karşılıklı İlişkinin Değerlendirilmesi: Türkiye Örneği" *Journal of Yaşar University*, 9 (34), 5820 - 5832
- Tagushi, H., C. Kato (2010) "Assessing the Performance of Inflation Targeting in East Asian Economies", *Asian-Pacific Economic Literature*, 93-102.
- Tarı, R, ve Bozkurt, H, (2006), Türkiye'de İstikrarsız Büyümenin Var Modelleri İle Analizi, *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, s.4, ss.12-28.
- Telatar, F. ve Telatar, E. (2003). "The Relationship Between Inflation and Different Sources of Inflation Uncertainty in Turkey", *Applied Economic Letters*, 10 (7): 431-435
- Umutlu, G, (2008), İşlem Hacmi ve Fiyat Değişimleri Arasındaki Nedensellik Ve Dinamik İlişkiler: İMKB'de Bir Ampirik İnceleme, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(1), s.231-246.
- Vicente, Carlos (2007), "Exchange Rate and Consumer Prices in Mozambique: A Cointegration Approach" IESE Conference Paper, No:40.
- Westerlund, J. (2006), "Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(1), ss.101- 132
- Woglom, G. (2003) "How Has Inflation Targeting Affected Monetary Policy in South Africa?", *The South African Journal of Economics*, 71(2), 1-27.
- Yapraklı, Sevda, (2007) "Türkiye'de Enflasyon ve Döviz Kurunun Para Politikası Kuralı Üzerindeki Etkisi", *İktisat İşletme ve Finans*, Cilt 22, Sayı 258.
- Yapraklı, S. ve Kaplan, F. (2012). Türkiye'de Uygulanan Açık Enflasyon Hedeflemesi Stratejisinin Başarısı Üzerine Ekonometrik Bir Değerlendirme, Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 30 (2), 185-208.
- Yardımcıoğlu, Fatih ve Beşel Furkan (2013), "İşsizlik-Petrol Fiyatları İlişkisi: Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye Örneği (1980-2012)." *Electronic Turkish Studies* Cilt: 8. Sayı:8, ss. 2197-2211.
- Yılancı, Veli. (2009). "Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, S. 23(4), ss.205-212.
- Yılancı, V. ve Özcan, B. (2010), "Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye için Savunma Harcamaları ile GSMH Arasındaki İlişkinin Analizi", *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1): 21-33.
- Zivot, E. ve Andrews, D. (1992). Further evidence of great crash, the oil prices shock and unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3), 251-270.