

PAPER DETAILS

TITLE: DÖVİZ KURU VE ENFLASYON ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİSKİSİ: TÜRKİYE
UYGULAMASI

AUTHORS: Hakan ÖNER

PAGES: 343-358

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/513899>

DÖVİZ KURU VE ENFLASYON ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ: TÜRKİYE UYGULAMASI

Hakan ÖNER¹

Atıf/©: Öner, Hakan (2018). Döviz Kuru ve Enflasyon Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Uygulaması, Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Yıl 11, Sayı 1, Haziran, ss. 343-358

Özet: Çalışmada, nominal döviz kuru ile TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları arasındaki ilişki, Türkiye örneği çerçevesinde analiz edilmektedir. Akademik literatürde konu ile ilgili çalışma olmasına rağmen, 2016 yılından itibaren döviz kurlarının ve 2017 yılından itibaren TÜFE ve ÜFE enflasyon oranlarının yükseliş eğilimine geçmesi, güncel verilerle yeni bir akademik çalışma yapılmasının gerekliliğini doğurmuştur. Bu amaçla, Ocak 2007 - Aralık 2017 tarihleri arasındaki 132 adet aylık gözlemden oluşan veri seti incelenerek çalışmanın analizi yapılmaktadır. Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi ve Granger nedensellik testleri uygulanarak, nominal döviz kuru ile TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları arasındaki nedensellik ilişkisi açıklanmaya çalışılmıştır. Analiz sonuçlarına göre; ÜFE enflasyon oranından TÜFE enflasyon oranına doğru tek bir nedensellik ilişkisine rastlanırken, nominal döviz kurunun ve ÜFE enflasyon oranının bağımlı değişken olduğu durumlarda diğer bağımsız değişkenler tarafından etkilenmediği tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru, Tüketici Fiyat Endeksi, Üretici Fiyat Endeksi, Genişletilmiş Dickey Fuller Testi, Granger Nedensellik Testi.

Makale Geliş Tarihi: 26.02.2018 // Makale Kabul Tarihi: 01.06.2018

Bu makale Turnitin programında kontrol edildi. This article was checked by Turnitin.

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Nişantaşı Üniversitesi, UBYO, Lojistik Bölümü, E-posta: onerhakan@gmail.com

ORCID: 0000-0001-9595-1498

The Casualty Relationship Between Exchange Rate and Inflation Rates: The Case of Turkey

Citation/©: Öner, Hakan (2018). *The Casualty Relationship Between Exchange Rate and Inflation Rates: The Case of Turkey*, Hitit University Journal of Social Sciences Institute, Year 11, Issue 1, June, pp. 343-358

Abstract: In this study, the relationships between the nominal exchange rate, CPI and PPI inflation rates are analyzed within the framework of Turkey. Although there are various studies related to this subject in the academic literature, the upward trend of foreign exchange rates since 2016 and the upward trends of CPI and PPI inflation rates since 2017 have created need for new academic studies. For this purpose, January 2007 - December 2017 period monthly data set including 132 observations is analyzed. Augmented Dickey Fuller unit root test and Granger causality test were applied to the data set to explain the causality relationship between the nominal exchange rate and the inflation rates of the CPI and PPI. According to the analysis results, there was a single causality relation from the PPI inflation rate to the CPI inflation rate. Nominal exchange rate and the PPI inflation rates were not affected by other independent variables.

Keywords: Exchange Rate, Consumer Price Index, Producer Price Index, Augmented Dickey Fuller Test, Granger Casualty Test.

I. GİRİŞ

Uzun yıllar sabit kur rejimi uygulanan Türkiye’de, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), 2001 yılında yaşanan ekonomik kriz sonucunda sabit kur rejimi politikasını sonlandırarak döviz kurlarını dalgalanmaya bırakmıştır. Ardından TCMB, kronik hale gelen yüksek enflasyon oranlarının düşürmek amacıyla 2002 yılında örtük enflasyon hedeflemesi uygulamaya başlamıştır (Kara ve Orak, 2008, s. 37). TCMB, enflasyonla mücadele kapsamında fiyat istikrarını sağlamaya yönelik politika faizi olarak ifade edilen bir haftalık repo ihalesi faiz oranına ilaveten zorunlu karşılık oranları ve faiz koridoru gibi para politikası araçlarını kullanmaya başlamıştır (Şarkaya, 2017, s. 27). TCMB’nin enflasyon hedeflemesi programı neticesinde tek haneye inen enflasyon oranları, 2012 yılında % 6,2 seviyesine kadar düşerek tarihi seviyesini görmüştür.

2002 tarihinden itibaren TCMB, döviz oynaklıklarını asgari düzeye düşürebilmek amacıyla, döviz ihale ve doğrudan müdahaleler yoluyla döviz kur volatilitesi indirgemeyi amaçlamışlardır. Yine bu dönemde TCMB, geleceğe yönelik hedef enflasyon oranları belirlemiş ve bu hedefi gerçekleştirmek amacıyla uygulayacağı politikaları kamuoyuna paylaşmaya başlamıştır. Üzerinde çok fazla akademik çalışma yapılan, finansal istikrarın ekonomik büyümeye neden olması (Öner, 2007, s. 147), TCMB'nin bu uygulayacağı para politikaları sonucu sağlanmıştır. Tablo 1, TCMB'nin yıllık enflasyon hedefleri ve gerçekleştirmeleri ile TCMB'nin ihale ve müdahaleler yoluyla finansal piyasalardan döviz alım satım miktarlarını bir arada göstermektedir.

Tablo 1: Enflasyon Hedefleri, Gerçekleşmeler, Döviz İhale ve Müdahaleleri

	Enflasyon		İhaleler (milyon Dolar)		Müdahaleler (milyon Dolar)	
	Hedeflenen*	Gerçekleşen	Alım	Satım	Alım	Satım
2002	35	29,7	795	0	16	12
2003	20	18,4	5.652	0	4.229	0
2004	12	9,3	4.104	0	1.283	9
2005	8	7,7	7.442	0	14.565	0
2006	5	9,7	4.296	1.000	5.441	2.105
2007	4	8,4	9.906	0	0	0
2008	4	10,1	7.584	100	0	0
2009	7,5	6,5	4.314	900	0	0
2010	6,5	6,4	14.865	0	0	0
2011	5,5	10,4	6.450	11.210	0	2.390
2012	5	6,2	0	1.450	0	1.006
2013	5	7,4	0	17.610	0	0
2014	5	8,2	0	9.879	0	3.151
2015	5	8,8	0	12.366	0	0
2016	5	8,5	0	3.400	0	0
2017	5	11.9	0	0	0	0
2018	5	-				
2019	5	-				
2020	5	-				

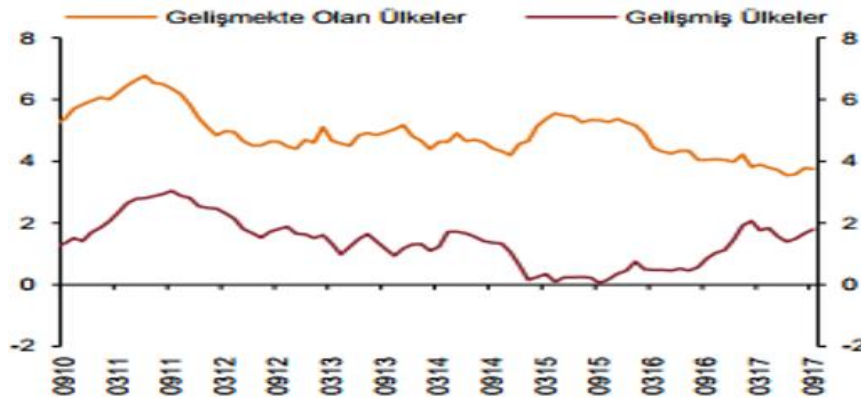
Kaynak: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2018.

*TCMB enflasyon hedeflemesini, 3'er yıllık periyodlar şeklinde ve TÜFE enflasyon oranını hedef alarak yapmaktadır.

Tablo 1, 2012 yılına kadar enflasyonun düşme eğiliminde olduğu yıllarda, döviz alım ihaleleri gerçekleştirdiğini, 2012 yılından sonra ise döviz satım

ihalelerinin başladığını göstermektedir. TCMB'nin gerçekleştirdiği ihalelerde uyguladığı faiz koridoru stratejisinde taban kısmı TCMB borçlanma oranı, tavan kısmı ise TCMB borç verme oranı oluşturmaktadır (Kuzu, 2017, s. 48).

Aşağıda yer alan Grafik 1'de, 2010-2017 yılları arasındaki gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin ortalama TÜFE enflasyon oranları yer almaktadır. 2017 yılının son çeyreğinde, gelişmiş ülke TÜFE enflasyon oranlarının ortalaması % 2, gelişmekte olan ülkelerin TÜFE enflasyon oranlarının ortalaması ise % 4 seviyesinde bulunurken, Türkiye'de TÜFE enflasyon oranı 2017 yılında % 11,9 seviyesinde bulunmaktadır. Dolayısıyla Türkiye'de enflasyon oranları 2012 yılındaki tarihi düşük seviyesini tekrar görememiştir. (TCMB, 2017b).



Grafik 1: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerin TÜFE Enflasyon Oranları Ortalamaları (%)

Kaynak: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2017.

Döviz kuru ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi incelemeye yönelik akademik çalışmalar olmasına rağmen, 2016 yılından itibaren döviz kurlarının yükseliş eğilimine geçmesi ve 2017 yılından itibaren ise TÜFE ve ÜFE enflasyon oranlarının çift haneli rakamlara görmesi üzerine, bu değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemeye yönelik güncel verilerin kullanılması yoluyla yeni bir çalışma yapılmasının gerekliliğini oluşturmuştur.

Bu çalışmada, nominal döviz kuru ile TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları arasında ilişki ve ilişkinin yönü analiz edilmektedir. Bu amaçla çalışmanın ilk bölümünde, konu ile ilgili akademik çalışmalar ele alınmakta, ardından nominal döviz kuru ile TÜFE ve TEFE arasındaki ilişki Granger nedensellik testi ile analiz edilerek, iktisadi sonuçları yorumlanmaktadır.

II. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Akademik literatürde döviz kurları, reel veya nominal döviz kurları olmak üzere iki şekilde incelenmiştir. Reel ve nominal döviz kurları ile TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi açıklamaya yönelik akademik çalışmalardan örnekler şu şekildedir:

MacCarty (2000), 1976-1998 yılları arasında ABD, Almanya, İngiltere, Fransa, Belçika, Hollanda, İsviçre, İsveç ve Japonya ülkelerinde nominal döviz kuru ve ithalat fiyatlarındaki değişikliklerin, TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları üzerine etkilerini incelediği çalışmasında VAR ekonometrik analiz yöntemini kullanmıştır. Çalışma sonucuna göre, döviz kurunun hem TÜFE hem de ÜFE enflasyon oranı üzerinde yumuşak geçişlilik etkisine sahipken, nominal döviz kurundan ithalata doğru sert bir geçişlilik etkisine sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Berument (2002), 2001 yılında Türkiye’de yaşanan ekonomik krizin ilk üç ayında gerçekleşen devalüasyonun, TÜFE ve TEFE (Toptan Eşya Fiyatları Endeksi) enflasyon oranları üzerine etkilerini incelemiştir. VAR etki-tepki analizi uygulandığı çalışmada, TEFE enflasyon oranının TÜFE enflasyon oranı ile kıyaslandığında reel döviz kurundan daha fazla etkilenmiş olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Rowland (2004), Kolombiya ekonomisinde döviz kurunun TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları ile ithal ürün fiyatları üzerindeki etkilerini VAR analizi ile test etmişlerdir. 1983-2002 yılları arasında aylık verilerin kullanıldığı çalışmada, nominal döviz kuru hareketlerinden ithal ürün fiyatlarına hızlı bir geçişkenlik yaşanırken, nominal döviz kurundan TÜFE ve ÜFE enflasyon oranlarına ise geçişkenliğin daha yavaş gerçekleştiği sonucuna ulaşılmıştır.

Özçiçek (2007), Türkiye’de ekonomik krizler ve döviz kuru ile enflasyon ilişkisini incelediği çalışmasında, 1982-2002 dönemi aylık nominal döviz kuru, TÜFE enflasyon oranı ve TEFE enflasyon oranı arasında VAR regresyon modeli kurmuştur. Çalışma sonucuna göre, 1994 ve 2001 kriz döneminde

döviz kurundan TÜFE ve TEFE enflasyon oranlarına geçişkenlik katsayısı yüksek olurken, kriz harici dönemlerde geçişkenlik katsayısı düşmektedir.

Erdoğan ve Yıldırım (2008), 1995: 1 – 2006: 12 dönemleri arasında döviz kuru kanalının işleyişini VAR ekonometri modeli yöntemiyle incelemişlerdir. Analizde reel döviz kuru, TEFE enflasyon oranı, bankalar arası gecelik faiz oranları, dış ticaret dengesi ve gayrisafi milli hasıla gibi makro ekonomik göstergeler arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışma sonucuna göre, reel döviz kurundaki değişikliğin % 13 oranında en fazla bankalar arası gecelik faiz oranlarından etkilenirken, TEFE enflasyon oranı % 7 oranında reel döviz kurunu etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Güneş (2013) Türkiye TÜFE enflasyon oranı ile Amerikan doları ve Euro döviz kurları aralarındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında, 2008:1-2012:11 tarihleri arasındaki veriler kullanılmıştır. Çalışma sonucuna göre, TÜFE enflasyon oranı ile kurlar arasında uzun dönemde ilişki tespit etmiştir. Bu bağlamda, döviz kurları yükseldikçe enflasyon artmaktadır.

Arslaner vd. (2014), Türkiye ekonomisinde döviz kuru geçişkenliğini VAR analizi ve Markov Switch Modeli ile analiz etmişlerdir. 1986:1-2013:07 dönemleri arasını kapsayan çalışmada, döviz kurunun ÜFE enflasyon oranına geçişkenliğinin, TÜFE enflasyon oranına geçişkenlik ile kıyaslandığında daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Korkmaz ve Bayır (2015), 2003:01 – 2014:11 dönemlerini kapsayan aylık nominal döviz kuru, TÜFE ve ÜFE enflasyon oranlarını kullandıkları çalışmalarında, döviz kuru dalgalanmalarının yurtiçi fiyatlara etkisini incelemişlerdir. VAR Johansen eşbütünleşme testi uyguladıkları çalışmalarında, nominal döviz kurundan, ÜFE ve TÜFE enflasyon oranlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine rastlamışlardır.

Okur (2017), Granger nedensellik testi analizi kullanarak, 2008:1-2016:4 dönemini kapsayan reel faiz oranları, reel döviz kuru endeksi ve TÜFE enflasyon oranını dahil ettiği çalışmasında, döviz kuru ile enflasyon ve faiz oranları arasında nedensellik ilişkisine rastlamıştır. Bu sonuç çerçevesinde yazar, Türkiye’de parasal aktarım döviz kuru kanalının enflasyon üzerinde etkili olduğunu belirtmektedir.

III. AMPİRİK YÖNTEM

Konuya ilişkin akademik literatür incelemesinin ardından, nominal döviz kuru ile TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları arasındaki nedensellik ilişkisini incelemek amacıyla, Ocak 2007-Aralık 2017 tarihleri arasındaki toplam 132 adet aylık TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları ile aylık nominal Amerikan doları döviz kuru veri olarak alınmıştır. Çalışmada kullanılan aylık nominal döviz kuru verileri, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Servisi (EVDS) sisteminden; TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları ise Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) veri tabanından elde edilmiş olup E-views 8 ekonometri programı kullanılarak analiz edilmektedir.

Granger nedensellik testi uygulanacak serilerin, zamanın etkisinden arındırılmış olması gerekmektedir. Bu bağlamda öncelikle serilerin durağanlık analizi yapılmalıdır. Ekonometride durağanlık analizleri birim kök testleri uygulanarak yapılmaktadır. Ekonometrik analizlerde üç birim kök analiz yöntemi yoğun olarak kullanılmaktadır. Bunlar; Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi, Philips-Perron (PP) testi ve Dickey Fuller (DF) testleridir. Bu çalışmada, araştırmacıların en çok kullandığı yöntem olan Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi ile serilerin birim kök testi analizi yapılmaktadır.

Serilere uygulanan ADF birim kök testi analizi sırasıyla; yalın model, sabitli model ile trend ve sabitli regresyonların kurulmasıyla yapılmaktadır:

$$\text{Yalın Model: } \Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

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

$$\text{Trend ve Sabitli Model: } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Yukarıdaki regresyonlarda Y_t belli bir t dönemindeki Y zaman serisini göstermektedir. u_t klasik varsayımlara uyan, varyansı değişmeyen, ortalaması sıfır ve ardışık bağımlı olmayan olasılıklı hata (beyaz gürültü hata) terimi; p , β ve δ değerleri, gecikmeli Y zaman serisinin katsayılarını göstermektedir.

Regresyonlarda, Y_{t-1} 'in önünde bulunan $\rho-1$ ve δ katsayılarının 1'e eşit olması durumunda Y_t olasılıklı değişkenin birim kökü vardır (Gujarati, 2005, 718). Birim kökü olan bir zaman serisi rassal olarak bilinmekte olan ve durağan olmayan bir zaman serisidir. Eğer bir zaman serisinin birinci farkı alındığında seri durağan hale geliyorsa başlangıçtaki seri 1. dereceden bütünleşik olarak adlandırılır (Gujarati, 2005, 719).

Y_t zaman serisinin birim köke sahip olup olmadığının sınanması için (4) ve (5) numaralı sıfır hipotez (H_0) ve alternatif hipotez (H_1) kurulmaktadır.

$$H_0: \delta = 0 \text{ ise, } Y_t \text{ birim köke sahiptir ve durağan değildir.} \quad (4)$$

$$H_1: \delta < 0 \text{ ise, } Y_t \text{ birim köke sahip değildir ve durağandır.} \quad (5)$$

Yalın model, sabitli model ile trend ve sabitli modellerin birim kök testi analizi sonuçları, MacKinnon %1, %5 ve %10 kritik değerleri ile karşılaştırılır ve elde edilen sonuçlar, sıfır hipotezi ve alternatif hipoteze karşı test edilir (MacKinnon 1996). Bu çalışmada seriler, araştırmacıların en çok kullandığı önem düzeyi olan MacKinnon % 5 kritik değerine göre analizi yapılmaktadır. MacKinnon % 5 kritik değerine göre analiz edilen seriler, (4) ve (5) numaralı eşitliklerle ifade edilen sıfır hipotezle (H_0) ve alternatif hipotezle (H_1) karşılaştırılarak yorumlanır.

MacKinnon % 5 önem düzeyi ile karşılaştırılan serilerin H_0 hipotezini sağlaması durumunda; serinin durağan olmadığı ve birim köke sahip olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. Bu durumda, ADF birim kök testi uygulanarak, serinin birinci farkı alınarak durağanlaşması sağlanır. Eğer birinci farkı alınmış seride durağanlaşma sağlanamaması durumunda, serinin ikinci farkı alınır. Yine durağanlaşma sağlanamazsa, durağanlaşma sağlanana kadar serinin farkı alınır.

H_1 alternatif hipotezi ise serinin durağan olduğunu ve birim köke sahip olmadığını göstermektedir. Bu durum ADF birim kök testi analizinde arzu edilen sonuçtur.

Serilerin durağanlaşmasının sağlanması, seriler arasında Granger nedensellik testi uygulanmasına olanak hazırlanmaktadır. Granger nedensellik testi uygulanabilirliğinin kolaylığı sebebiyle en çok tercih edilen yöntemdir. Granger nedensellik testi, seriler arasında ilişki olup olmadığını, ilişki bulunması durumunda ise ilişkinin yönünü bulmak amacıyla kullanılmaktadır. Granger nedensellik testine hazırlanırken birim kök testi analizi uygulanması sonucunda durağanlaşan serilerin, öncelikle gecikme uzunluğunun analiz edilmesine ihtiyaç vardır. Uygun gecikme uzunluğu bulunduktan sonra Granger nedensellik testi uygulanabilmektedir.

Granger nedensellik testi modeli şu şekilde gösterilmektedir:

$$y_{1t} = \alpha_{10} + \beta_{11} y_{1t-1} + \beta_{12} y_{2t-1} + \gamma_{11} y_{1t-1} + \gamma_{12} y_{2t-2} + \delta_{11} y_{1t-3} + \delta_{12} y_{2t-3} + u_{1t} \quad (6)$$

$$y_{2t} = \alpha_{20} + \beta_{21} y_{1t-1} + \beta_{22} y_{2t-1} + \gamma_{21} y_{1t-1} + \gamma_{22} y_{2t-2} + \delta_{21} y_{1t-3} + \delta_{22} y_{2t-3} + u_{2t} \quad (7)$$

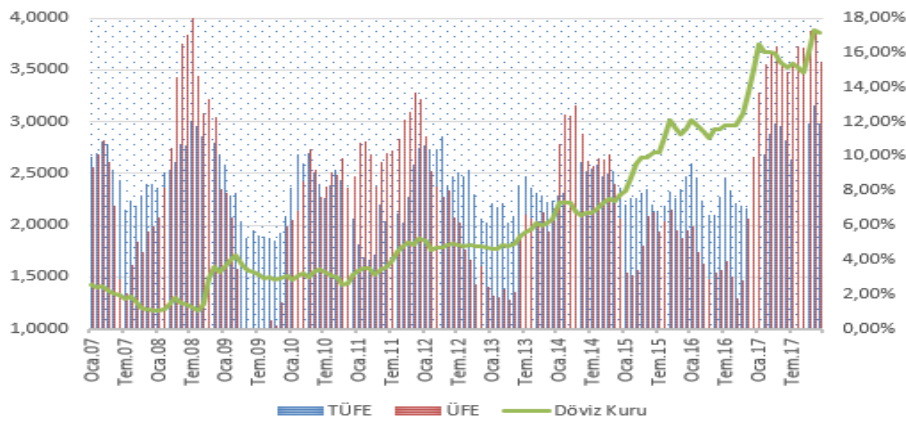
Yukarıdaki modellerde y_{1t} ve y_{2t} belli bir t dönemindeki y zaman serisini, α , β , γ ve δ değerleri gecikmeli y değerlerinin katsayılarını göstermektedir. u_{1t} ve u_{2t} varyansı değişmeyen, ortalaması sıfır ve ardışık bağımlı olmayan olasılıklı hata terimleridir. y_{1t} ve y_{2t} değerleri gecikmeli y değerleri ile modele sokulmaktadır.

Gecikmeli y değerlerinin modele girmesi ile y_{1t} 'deki değişiklikler y_{2t} 'de değişikliklere neden olmakta mıdır? sorusuna yanıt aranmaktadır. Eğer y_{1t} 'deki değişiklikler y_{2t} 'de değişikliğe neden oluyorsa, y_{1t} 'in gecikmeleri y_{2t} 'ye ait eşitlikte anlamlı olmalıdır. Bu anlamlılık sonucunda, y_{1t} 'den y_{2t} 'ye doğru Granger nedenselliği vardır sonucuna ulaşılmaktadır (Brooks, 2002, 339-340). Nedensellik ilişkisi tek yönlü olabileceği gibi, çift yönlü de olabilmektedir.

Yukarıdaki iki eşitlikte y_{1t} ve y_{2t} değişkenleri yerine bu çalışmanın ana konusu olan değişkenler kullanılarak Granger nedensellik ilişkisi araştırılır.

IV. AMPİRİK ANALİZ VE SONUÇLARI

Grafik 2, ADF birim kök testi öncesi Amerikan doları nominal döviz kuru ve TÜFE ile ÜFE enflasyon oranlarını göstermektedir.



Grafik 2: Amerikan Doları nominal döviz kuru, TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları

Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Servisinden nominal Amerikan doları döviz kuru ve Türkiye İstatistik Kurumu TÜFE ile ÜFE enflasyon oranları istatistikleri kullanılmıştır.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistik Bilgiler

	Döviz Kuru	TÜFE	ÜFE
Ortalama	2.058.883	0.083998	0.078538
Medyan	1.801.250	0.082900	0.076450
Maksimum	3.886.000	0.129800	0.184100
Minimum	1.176.100	0.039900	-0.037500
Std. Sapma	0.741563	0.018579	0.047007
Skewness	0.939147	0.042544	0.129250
Kurtosis	2.741.828	2.663.755	2.572.925
Jarque-Bera	1.977.051	0.661654	1.370.684

Tablo 2’de bulunan tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, Ocak 2007 ile Aralık 2017 tarihleri arasında nominal döviz kurunun ortalaması 2.0588 seviyesinde bulunurken, aynı dönem içerisinde TÜFE enflasyon oranı ortalaması % 8.39, ÜFE enflasyon oranı ortalaması ise % 7.85 olmaktadır. Serilerin oynaklığını ve bir başka ifade ile riskinin bir göstergesi olan standart sapma incelendiğinde, nominal döviz kurunun standart ÜFE enflasyon oranının oynaklığı, TÜFE enflasyon oranının oynaklığının iki katından fazladır.

İstatistik verileri incelenen Amerikan doları nominal döviz kuru, TÜFE ve ÜFE enflasyon oranlarının ekonometrik analizine başlamadan önce serilerinin durağanlık analizi yapılmalıdır. Çalışmada, analizlerde en çok kullanılan yöntem olan Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök testi uygulanan serilerin, sabitli ile trend ve sabitli süreçleri kontrol edilmiştir. ADF birim kök testi uygulanan serilerin düzey değerleri durağan çıkmamaktadır. ADF birim kök testi sonuçları, Tablo 2’de yer almaktadır.

Tablo 3: Değişkenlerin ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Sabit		Trend & Sabit		Birim Kök & Durağan
	ADF Test İstatistiği	Olasılık Değeri	ADF Test İstatistiği	Olasılık Değeri	
Döviz Kuru	1,354090	0,9988	-1,734305	0,7304	Birim Kök
TÜFE	-1,292845	0,6313	-1,228429	0,8996	Birim Kök
ÜFE	-3,236041	0,2010	-3,307872	0,0695	Birim Kök
Kritik Değer	%1	-3,476472	%1	-4,023506	
	%5	-2,881685	%5	-3,441552	
	%10	-2,577591	%10	-3,145341	

Tablo 3’de yer alan serilerin düzey değerleri hem sabitli hem de trend ve sabitli analiz incelemeleri yapılmıştır. Analiz sonucunda elde edilen ADF test istatistik değerleri, MacKinnon %5 kritik değeri ile karşılaştırılmaktadır. Döviz Kuru, TÜFE ve ÜFE serilerinin ADF test istatistiği değerleri MacKinnon %5 kritik değeri olan -2,881685 seviyesinden yüksek çıkmaktadır. Dolayısıyla seriler birim kök içermektedir.

Tablo 4, serilerin birinci farklarının MacKinnon %5 kritik değeri ile karşılaştırılmasını göstermektedir.

Tablo 4: Değişkenlerin ADF Birim Kök Testi Birinci Fark Sonuçları

Değişken	Sabit		Trend & Sabit		Birim Kök & Durağan
	ADF Test İstatistiği	Olasılık Değeri	ADF Test İstatistiği	Olasılık Değeri	
Döviz Kuru	-7,990989	0,0000	-8,042471	0,0000	I (1) - Durağan
TÜFE	-7,790806	0,0000	-7,970443	0,0000	I (1) - Durağan
ÜFE	-6,979819	0,0000	-6,978768	0,0000	I (1) - Durağan
Kritik Değer	%1	-3,476472	%1	-4,023506	
	%5	-2,881685	%5	-3,441552	
	%10	-2,577591	%10	-3,145341	

Birim kök içeren serilerin ADF birim kök testi uygulanarak birinci farkları alınmış ve durağanlaşması sağlanmıştır. Birim kök testi sonucunda, hem sabitli hem de trend ve sabitli ekonometrik sonuçlara göre, Döviz Kuru, TÜFE ve ÜFE serilerinin birinci fark değerleri MacKinnon % 5 kritik değeri olan olan -2,881685 seviyesinden düşük olmaktadır.

ADF birim kök testi sonucunda seriler, birinci farkları alınarak durağan hale getirilmiştir. Durağan hale getirilen seriler için aşağıdaki H_0 ve H_1 : hipotez oluşturulmaktadır;

H_0 : A serisinin değişimi, B serisinin değişiminin nedeni değildir.

H_1 : A serisinin değişimi, B serisinin değişiminin nedenidir.

Granger nedensellik testinin yapılabilmesi için, birinci farkları alınan serilerin gecikme sayısının bulunması gerekmektedir. Tablo 5, serilerin gecikme sayılarını göstermektedir.

Tablo 5: Değişkenlerin Gecikme Katsayısı

Gecikme Sayısı	AIC	SC	HQ
0	-14.90013	-14.83154	-14.87227
1	-15.15010*	-14.87574*	-15.03866*
2	-15.11156	-14.63143	-14.91653
3	-15.02154	-14.33564	-14.74293
4	-15.04894	-14.15727	-14.68675
5	-15.02962	-13.93218	-14.58384
6	-14.92777	-13.62456	-14.39841

AIC: Akaika Bilgi Kriteri

SC: Schwarz Bilgi Kriteri

HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriterlerinin kısaltılmış halidir.

Tablo 5’de yer alan satırlar bilgi kriterleri, sütunlar ise gecikme sayılarını göstermektedir. Gecikme sayısı analizi, Akaika Bilgi Kriteri, Schwarz Bilgi Kriteri ve Hannan-Quinn Bilgi Kriterlerini altı gecikme sayısına kadar incelenmektedir. Her üç bilgi kriteri de 1 gecikme sayısını işaret etmektedir. Dolayısıyla Granger nedensellik testinin analizinde, bilgi kriterlerinin çoğunluğunun işaret ettiği 1 gecikme uzunluğu analize dahil edilmektedir. 1 gecikme uzunluğu ile hesap edilen Granger nedensellik testinin sonuçları Tablo 6’te yer almaktadır.

Tablo 6: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken: Döviz Kuru		
Bağımsız Değişken	Ki-Kare	p-değeri
TÜFE	0,342600	0,5583
ÜFE	0,169517	0,6846
Bağımlı Değişken: TÜFE		
Bağımsız Değişken	Ki-Kare	p-değeri
Döviz Kuru	1,300315	0,2542
ÜFE	10,49900	0.0012
Bağımlı Değişken: ÜFE		
Bağımsız Değişken	Ki-Kare	p-değeri
Döviz Kuru	0,032756	0,8564
TÜFE	0,023779	0.8774

Granger nedensellik testinde, H_0 hipotezi, bağımsız değişkenin bağımlı değişkenin nedeni olmadığını; H_1 hipotezi ise bağımsız değişkenin bağımlı değişkenin nedeni olduğunu ifade etmektedir.

Ocak 2007-Aralık 2017 dönemleri arasındaki 132 adet aylık veri seti, Granger nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre; ÜFE enflasyon oranından TÜFE enflasyon oranına doğru tek bir nedensellik ilişkisine rastlanılmıştır. Bu ilişki dışında Amerikan Doları nominal döviz kuru ve ÜFE enflasyon oranı bağımlı değişken olduğu durumda çalışmamızın diğer bağımsız değişkenleri tarafından etkilenmediği sonucuna ulaşılmıştır.

V. SONUÇ

2001 ve 2002 yıllarında, TCMB'nin döviz ve enflasyon oranlarını düşürmeye yönelik uygulamaya başladığı para politikaları, hem döviz piyasalarında volatilitiyi azaltmış, hem de enflasyon oranlarının tek haneye düşmesini sağlamıştır. Bu başarılar sonucunda TCMB, döviz kurlarındaki oynaklığı azaltma imkanı bulmuş ve TÜFE enflasyon oranını 2012 yılında % 6,2'lik tarihi düşük seviyesine düşürmeyi başarmıştır.

2016 yılından sonra döviz kurlarının yükseliş eğilimine geçmesi ve enflasyon oranlarının tekrar çift hanelere yükselmesi, güncel durumda nominal döviz kurları ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiye yönelik yeni akademik çalışmalar yapılmasının gerekliliğini ortaya çıkarmıştır. Bu amaçla çalışmada, Ocak 2007-Aralık 2017 dönemine ait 132 adet aylık ABD doları nominal döviz kuru ile TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları veri seti alınarak değişkenler

arasındaki ilişkiler analiz edilmektedir. Çalışmada, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi uygulanarak seriler durağan hale getirilmiş ve ardından Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Analiz sonuçlarına göre; ÜFE enflasyon oranından TÜFE enflasyon oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanılmıştır. Bu ilişki dışında, Amerikan Doları nominal döviz kuru ve ÜFE enflasyon oranının bağımlı değişken olduğu durumda, diğer bağımsız değişkenler tarafından etkilenmedikleri sonucuna ulaşılmıştır.

Ekonometrik analizin iktisadi sonuçlarına bakıldığında, analiz döneminde hem TÜFE hem de ÜFE enflasyon oranlarındaki değişimlerin nominal döviz kuru üzerinde etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla para politikası uygulayıcılarının nominal döviz kurundaki volatilitenin nedenini farklı makroekonomik değişkenlerde aramaları ve buna göre politika uygulamaları döviz kuru volatilitisini azaltmada yararlı olacaktır.

TÜFE enflasyon oranı ise, ÜFE enflasyon oranından etkilenmektedir. Bunun en önemli sebebi, ÜFE enflasyon oranı içinde bulunan ücretler ve hammadde gibi maliyet kalemlerindeki fiyat değişimlerinin TÜFE enflasyon oranlarına yansımadır. Bu konunun tüm maliyet kalemleri ile incelenmesi ayrı bir çalışma konusu olacaktır.

TÜFE enflasyon oranının bağımlı değişken olması durumunun bir diğer sonucu, nominal döviz kuru değişimlerinden etkilenmemesidir. Fakat bu çalışmada Granger nedensellik testinde elde edilen p değerinin 0,2542 gibi düşük bir seviyede tespit edilmesi, yeni çalışmalarda farklı tarihlerin veri seti olarak alınması durumunda nominal döviz kurunun TÜFE enflasyon oranını etkileyebileceği izlenimi uyandırmaktadır. Farklı tarihleri içeren veri seti kullanılarak TÜFE enflasyon oranı ile nominal döviz kuru aralarında ilişkiyi analiz etmeye yönelik yeni çalışma yapılması akademik literatürü zenginleştirecektir.

KAYNAKÇA

- ARSLANER, F., KARAMAN, D., ARSLANER, N., KAL, S. H. (2014), The Relationship Between Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through in Turkey with a Model Averaging Approach, *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*, No:14/16.
- BERUMENT, H. (2002), *Döviz Kuru Hareketleri ve Enflasyon Dinamiği Türkiye Örneği*, Ankara: Bilkent Üniversitesi Yayınları.

- BROOKS, C. (2002), *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge: Cambridge University Press.
- ERDOĞAN, S., YILDIRIM, D. Ç. (2008), Türkiye’de Döviz Kuru Kanalınnın İşleyişi: VAR Modeli ile Bir Analiz. *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 39, 95-108.
- GRANGER, C. W. J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, *Econometrica*, 37 (3), 424-438.
- GUJARATİ, D. N. (1999), *Temel Ekonometri*, Çev. Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen, İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- GÜNEŞ, Ş. (2013), Türkiye’de Kur Rejimi Uygulaması ve Enflasyon İlişkisi Üzerine Bir Analiz, *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9 (2), 65-77.
- KARA, H., Orak M. (2008), *Enflasyon Hedeflemesi, Krizler, Para ve İktisatçılar*, İstanbul: Remzi Kitabevi.
- KORKMAZ, S., BAYIR, M. (2015), Döviz Kuru Dalgalanmalarının Yurtiçi Fiyatlara Etkisi, *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8 (4), 69-85.
- KUZU, S. (2017), Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası(TCBM), Faiz Koridoru Stratejisinin Hisse Senedi Piyasası ve Döviz Kuru Üzerine Etkisinin Analiz Edilmesi, *Uygulamalı Sosyal Bilimler Dergisi*, 1 (2), 46-61
- MacCARTHY, J. (2000), Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *New York Fed Staff Report*, No:111.
- MacKINNON, J. G. (1996), Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), 601-618.
- NEWBOLD, P., Granger, C. W. (1974), Experience with Forecasting Univariate Time Series and the Combination of Forecasts, *Journal of the Royal Statistical Society*, 197 (2), 131-165.
- OKUR, A. (2017), Türkiye Ekonomisinde Faiz Oranı ve Döviz Kurunun Enflasyon Hedefi Üzerine Etkisi, *Yalova Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7 (13), 146-164.
- ÖNER, S. (2007), A Literature Survey on The Relationship Between Financial Development and Economic Growth, *Sosyal Bilimler Dergisi*, 1, 135-149.
- ÖZÇİÇEK, Ö. (2007), Türkiye’de Ekonomik Krizler ve Döviz Kuru Enflasyon İlişkisi, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9 (1), 71-80.
- ROWLAND, P. (2004), Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: The Case of Colombia, *Revista ESPE*, 47, 106-125.
- ŞARKAYA C. İ. (2017), Finansal İstikrar ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının Para Politikası Stratejisi, *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9 (20), 20-38.

İnternet Kaynakları

- TÜRKİYE CUMHURİYET MERKEZ BANKASI. (2017), “Enflasyon Raporu”, erişim tarihi: 31 Ocak 2018. http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/1ccd950c-629f-4d03-8183-365b6cfbfe2f/enf-ocak2018-I_tam.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-1ccd950c-629f-4d03-8183-365b6cfbfe2f-m56LvDc.
- TÜRKİYE CUMHURİYET MERKEZ BANKASI. (2018), “Enflasyon Hedefleri”, erişim tarihi: 05 Ocak 2018. <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Temel+Faaliyetler/Para+Politikasi/Fiyat+Istikrari+ve+Enflasyon/Enflasyonun+Hedefleri>.
- TÜRKİYE İSTATİSTİK KURUMU. (2018), “TÜFE Oranları”, erişim tarihi: 10 Ocak 2018. http://www.tuik.gov.tr/PreIstatistikTablo.do?istab_id=650.
- TÜRKİYE İSTATİSTİK KURUMU. (2018), “ÜFE Oranları”, erişim tarihi: 10 Ocak 2018. http://www.tuik.gov.tr/PreIstatistikTablo.do?istab_id=1645.