

**Türkiye’de Döviz Kuru ve Enflasyon Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi***Analysis of Relationship Causality Between Exchange Rate and Inflation in Turkey*Dilek ŞAHİN<sup>1</sup>**ÖZ**

Bu çalışmanın esas amacı, Türkiye’de reel efektif döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz etmektir. Çalışmada 2003:01-2018:06 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. Değişkenlerin durağanlığı yapısal kırılmasız birim kök testi (ADF, PP) ve bir yapısal kırılmaya izin veren (Zivot-Andrews) birim kök testi ile analiz edilmiştir. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı Gregory-Hansen eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır. Gregory-Hansen eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisine; Breitung ve Candelon Frekans Alanı nedensellik testi ve Balcılar vd. (2010) Bootstrap Kayan pencereler nedensellik testi ile bakılmıştır. Breitung ve Candelon Frekans Alanı nedensellik testinde, döviz kurundan enflasyona doğru uzun dönemde nedenselliğin olduğu görülmüştür. Balcılar vd., (2010) Kayan Pencereler nedensellik testinde ise, farklı aylar itibarıyla değişkenler arasında nedensellik gözlemlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Döviz Kuru, Enflasyon, Nedensellik Testi, Türkiye**ABSTRACT**

The main aim of this study is to analyzed the relationship between the real effective exchange rate and inflation in Turkey. A monthly data of 2003: 01-2018: 06 period was used in the study. The stability of variables is analyzed by structural unbreakable unit root test (ADF, PP) and a structural break (Zivot-Andrews) unit root test. Whether or not there is a long-term relationship between the variables is investigated by the Gregory-Hansen cointegration test. According to the results of the Gregory-Hansen cointegration test which there is a long-term relationship between the variables. It was analyzed causality relationship between variables with Breitung and Candelon Frequency Domain Causality Test and Balcılar et al. (2010) Bootstrap Rolling Windows Causality Test. It was seen that there is a long term causality from exchange rate to inflation in the Breitung and Candelon Frequency Domain Causality Test. It was observed between variables for different months in Balcılar et al., (2010) Rolling Window Causality Test.

**Keywords:** Exchange Rate, Inflation, Causality Test, Turkey

Tür: Araştırma makalesi

Gönderim tarihi: 19.09.2018

Kabul tarihi: 14.12.2018

<sup>1</sup> Dr.Öğr.Üyesi, Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, Turizm Fakültesi.,Turizm İşletmeciliği Bölümü, [dilek58sahin@hotmail.com](mailto:dilek58sahin@hotmail.com)  
(ORCID: 0000-0002-4830-8106)

## 1.Giriş

Yüksek ve sürekli enflasyon gerek ekonomik gerekse sosyal açıdan çok sayıda olumsuz sonuç ortaya çıkarmaktadır. Enflasyon olgusu pek çok gelişmekte olan ülkede olduğu gibi Türkiye’de de her dönem önemli ekonomik sorunların başında gelmiştir. Türkiye’de 1970’li yıllardan itibaren yüksek ve kronik enflasyon yaşanmıştır. 1980’li yılların başında ise yüksek enflasyonu önlemek ve yaşanan döviz krizini aşabilmek için 24 Ocak 1980 kararlarıyla Türkiye’de dışa açılma süreci başlamıştır. Ayrıca enflasyonun dış rekabet gücü üzerindeki olumsuz etkisini azaltarak toplumun beklentilerine uyum sağlamak için nominal döviz kurunda günlük ayarlamalar yapılmıştır. 1981 yılında günlük kur ilanı yoluyla yönlendirilmiş esnek kur sistemi benimsenmiştir. 1994 krizinden sonra 5 Nisan 1994’te açıklanan ekonomik istikrar programıyla birlikte kurlar Merkez Bankası tarafından her ay belirlenecek olan bir band içerisinde serbest olarak dalgalanmaya bırakılmıştır. Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizinden sonra “Güçlü Ekonomiye Geçiş” programı ile enflasyon tek hanelere indirilmiş fakat esas hedeflenen seviyeye gelinememiştir. 2001’den sonra döviz kuru rejim değişikliğine geçilerek dalgalı kur sistemi benimsenmiş ve 2002 yılında örtük enflasyon hedeflemesi ve 2006 yılında açık enflasyon hedeflemesine geçilmiştir. 2006 yılında başlanan Enflasyon Hedeflemesi programı ile ilk yılda beklenen hedefe ulaşamamıştır. 2008 yılında yaşanan Küresel Finansal Kriz’le enflasyon artışı devam etmiştir. Söz konusu tarihlerden günümüze kadar döviz kuru-enflasyon arasındaki geçişkenlik katsayıları farklılaşmış olup etkilerinin tüketici refahında büyük ölçüde hissedilmesi, diğer yandan dışa açık bir ekonomide ithal mal bağımlılığı neticesinde maliyetleri fazlaca etkileyen döviz kuru hareketlerinin izlenmesini sağlamıştır. (Selim ve Güven, 2014:s.128; Ergin, 2015:s.14).

Dışa açık bir ekonomide, yurtiçi fiyatların ticarete konu olan mal ve hizmetlerin aracılığı ile uluslararası fiyatlardan ve döviz kuru değişmelerinden etkilendiği görülmektedir. Döviz kurunda yaşanan artış, ithal malların ulusal para cinsinden fiyatını yükseltmekte başta ithalat fiyatlarını olmak üzere ithal girdi kullanılarak üretilen tüm malların yurt içi fiyatlarını etkilemektedir. Kurdaki artışın özellikle de kronik enflasyonun hâkim olduğu ekonomilerde enflasyon beklentisini artırarak ve ulusal paraya olan güveni azaltarak döviz talebini arttırdığı görülmektedir. Enflasyonun kronikleştiği durumlar da ise tasarrufların önemli bir bölümü döviz cinsinden tutulmakta ve döviz cinsinden tutulan finansal varlıkların talebinde artış yaşanmaktadır. Bu durum kurun fiyatlara olan etkisini ve ekonominin döviz kurunda ortaya çıkacak değişikliklere karşı duyarlılığını artırmaktadır (Gül ve Ekinci, 2006: s.93).

Döviz kurunda ortaya çıkan dalgalanmalar farklı şekillerde yurt içi fiyatlar üzerinde etkili olmaktadır. Bu etkiye literatürde “Geçişkenlik Etkisi” denilmektedir. Bu durum, ülkenin üretiminde ithal malına olan bağımlılığı ve ithal malının yurt içi fiyat esnekliği son derecede önemlidir. Türkiye’de üretimin ithalata bağımlı olması döviz kurundaki yukarı yönlü hareketlerden enflasyonun olumsuz etkileneceği ifade etmektedir. Yükselen kur üretimde kullanılan ithal girdilerin maliyetini yükselterek gerek ihraç malı fiyatında gerekse yurtiçi fiyatlarda yukarı yönlü baskı oluşturmaktadır. İhraç malı fiyatlarındaki artış bir yandan yurtdışı pazarlardaki rekabet gücünü azaltarak istihdamın daralmasına ve ekonominin durgunlaşmasına neden olurken; diğer yandan döviz

gelirlerinin azalmasına neden olarak kurun daha da yükselmesini tetikleyebilir. Kur artışının hem üretim maliyetleri üzerinden hem de nihai tüketim malı ithalatı üzerinden yurtiçi fiyatlara yansımaları geçişkenliğin başka bir yönünü oluşturmaktadır (Şentürk ve Dücan, 2017: s.2).

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişki, 2003:01 ve 2018:06 dönemine ait aylık veriler kullanılarak ele alınmıştır. Değişkenlerin durağanlığı yapısal kırılmasız birim kök testi (ADF, PP) ve bir yapısal kırılmaya izin veren (Zivot-Andrews) birim kök testi ile analiz edilmiştir. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı Gregory-Hansen yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır. Değişkenler arasındaki nedenselliğin yönü, Breitung ve Candelon Frekans Alanı nedensellik testi ve Balcılar vd. (2010) Kayan Pencere Nedensellik Testi ile ele alınmıştır. Çalışma şu şekilde organize edilmiştir. Giriş bölümünü takip eden bölümünde konu ile ilgili literatür taramasına yer verilmiştir. Takip eden bölümde veri setine yer verilmiştir. Ardından, ampirik analiz gerçekleştirilmiş, sonuç bölümünde ise çalışmanın genel bir değerlendirmesi yapılmıştır.

## 2.Literatür Taraması

Döviz kuru ve enflasyon arasında kuvvetli bir ilişkinin bulunduğunu söylemek mümkündür. Çünkü döviz kurunda yaşanan değişimler yurtiçi fiyatları önemli ölçüde etkiler. Bilindiği üzere, kurda yaşanan artış fiyatlar genel seviyesini arttırırken; kurdaki düşüş fiyatlar genel düzeyinin düşmesini de beraberinde getirir. Gelişmekte olan ekonomilerde üretimin büyük ölçüde ithalata bağlı olması bu durumu bu ülkeler için daha fazla önemli hale getirmektedir. Kurda yaşanan bir değişim ithal edilen tüketim mallarının fiyatlarını etkilediği gibi üretim maliyetlerini de etkilemektedir. Literatürde konu ile ilgili çok sayıda ulusal ve uluslararası çalışmalar bulunmaktadır. Bu kapsamda yapılan çalışmalardan bazılarını şu şekilde sıralamak mümkündür:

*McCarthy (2000)*, döviz kurundaki ve ithalat fiyatlarında ortaya çıkan değişikliklerin TÜFE ve ÜFE üzerindeki etkisinin ele alındığı çalışmada VAR analizi yöntemi kullanılmıştır. ABD, Japonya, Almanya, Fransa, İngiltere, Belçika, Hollanda, İsveç ve İsviçre'nin bulunduğu ülkeler için 1976-1998 yılları arasında analiz edilmiştir. Analiz bulgularında döviz kurunun genel enflasyon endeksleri üzerinde ılımlı, ithalat fiyatları üzerinde ise, sert bir geçişkenlik etkisine sahip olduğu görülmüştür.

*Bayraktutan ve Arslan (2003)*, 1980-2000 dönemleri arasında Türkiye’de döviz kurunun ithalat hacmi ve enflasyona etkisini incelemiştir. Analiz sonuçlarında, değişkenlerin uzun dönemli ilişkiye sahip oldukları görülmüştür. Ayrıca, döviz kurundaki artışın ithalat hacmini olumsuz yönde etkilediği görülmüştür. Yani döviz kuru ile ithalat hacmi arasında anlamlı ve negatif bir ilişki söz konusudur.

*Telatar ve Telatar (2003)*, 1995:03-2000:12 dönemleri arasında, döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkisini Granger nedensellik analizi ile test etmiştir. Çalışmada döviz kuru değişkeninden enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür.

*Rowland (2004)*, 1983-2002 dönemleri arasında Kolombiya ekonomisinde döviz kurunun ÜFE ve TÜFE üzerindeki etkisini araştırmıştır. VAR analizinin kullanıldığı çalışmada, ithalat fiyatlarının döviz kuru değişimlerine hızlı bir şekilde ve %80 oranında cevap verdiği, ÜFE ve TÜFE’de ise geçişkenliğin daha yavaş gerçekleştiği görülmüştür.

*Gül ve Ekinci (2006)*, 1984:1 ve 2003:12 dönemine ait aylık verilerle Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Analiz bulguları, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğunu göstermiştir. Granger nedensellik testinde ise, döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmüştür.

*Sever ve Mızrak (2007)*, 1987:01 ve 2006:06 dönemi arasında Türkiye’de döviz kuru, enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişki analiz edilmiştir. VAR analizinin kullanıldığı çalışmada, döviz kuru değişmelerinin enflasyon ve faiz oranı üzerinde etkisinin yüksek olduğu görülmüştür. Ayrıca faiz oranları üzerinde kamusal borçlanmaya bağlı olarak artan risk priminin etkisi de görülmektedir.

*Erdoğan ve Yıldırım (2008)*, 1995:1-2006:12 dönemleri arasında döviz kuru kanalının işleyişini VAR modeli ile incelemiştir. Analizde reel döviz kuru, TEFE enflasyon oranı, bankalar arası gecelik faiz oranları, dış ticaret dengesi ve gayrisafi milli hasıla değişkenleri kullanılmıştır. Analiz bulgularında, reel döviz kurundaki değişimin %13 oranında en fazla bankalar arası gecelik faiz oranlarından etkilenirken, TEFE enflasyon oranı %7 oranında reel döviz kurunu etkilediği görülmüştür.

*Kara ve Ögünç (2012)*, 2002-2011 dönemleri için Türkiye’de döviz kuru ve ithalat fiyatlarının çekirdek tüketici fiyatları üzerindeki etkisini ele almıştır. Analiz bulguları, tüketici fiyat dinamikleri üzerinde ithalat fiyat geçişkenliğinin döviz kuru geçişkenliği kadar önemli olduğunu göstermiştir. Ayrıca, hem VAR sonuçları hem de zaman içinde değişen parametre modeli ile elde edilen sonuçlar, döviz kuru ile tüketici fiyatları arasındaki ilişkinin azalmaya devam ettiğini göstermiştir.

*Güven ve Uysal (2013)*, 1983-2012 dönemleri arasında Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi ele almıştır. Analiz sonucunda değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı görülmüştür. Nedensellik testinde ise, reel efektif döviz kuru ile enflasyon arasında iki yönlü nedensellik ilişkisine rastlanılmıştır.

*Güneş (2013)*, 2008:01-2012:11 tarihleri arasında Türkiye’de TÜFE enflasyon oranı ile Amerikan doları ve Euro döviz kurları arasındaki ilişkinin ele alındığı çalışmada TÜFE enflasyon oranı ile kurlar arasında uzun dönemde ilişki tespit edilmiştir. Söz konusu ilişkinin yönü kurlardan fiyat düzeyine doğru işlemektedir. Sonuç olarak, döviz kurları yükseldikçe enflasyon oranı da yükselmektedir.

*Madesha vd., (2013)*, Zimbabwe için 1980-2007 dönemleri arasında döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi ele almıştır. Analiz bulgularında değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğu görülmüştür.

*Selim ve Güven (2014)*, 1990-2012 dönemleri arasında Türkiye’de enflasyon, döviz kuru ve işsizlik arasındaki ilişki ele alınmıştır. Yapılan analizlerde TÜFE, reel efektif döviz kuru ve işsizlik arasında uzun dönemli bir ilişki görülmemiştir. Nedensellik

testinde, reel efektif döviz kurundan işsizlik ve TÜFE’ye doğru bir nedenselliğin olduğu görülmüştür.

*Ergin (2015)*, 2005:01-2014:12 dönemlerine ait aylık veriler kullanılarak Vektör Otoregresyon analizi ile döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi ele almıştır. Analiz bulguları, döviz kuru hareketlerinin tüketici fiyatları üzerindeki geçişkenliğinin başlarda güçlü olduğunu sonrasında ise zayıfladığını göstermiştir.

*Korkmaz ve Bayır (2015)*, 2003:01-2014:11 dönemleri arasında Türkiye’de nominal efektif döviz kuru, üretici fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi değişkenleri arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Analiz bulgularında, döviz kurundan üretici fiyat endeksine ve tüketici fiyat endeksinden döviz kuruna tek yönlü nedenselliğin olduğu görülmüştür.

*Yılmaz (2016)*, 1994:1-2014:12 dönemlerini kapsayan aylık veriler kullanılarak Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi ele almıştır. Analiz bulguları, nominal döviz kurundaki artışlardan enflasyonun etkilendiği görülmüştür. Türkiye’de enflasyonla mücadele etmede döviz arttırıcı politikaların uygulanması gerektiği vurgulanmıştır.

*Fetai vd., (2016)*, 1996-2014 dönemleri arasında Batı Balkan ülkelerinde döviz kurunun enflasyon üzerindeki etkisini ele almıştır. Analiz bulgularında döviz kurunun enflasyon üzerinde baskılara neden olduğu görülmüştür.

*Onyekachi ve Onyebuchi (2016)*, 1980-2013 dönemleri arasında Nijerya için döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Analiz bulgularında değişkenlerin uzun dönemde eşbütünleşik oldukları görülmüştür. Ayrıca enflasyon ve döviz kuru arasında negatif bir korelasyon ilişkisinin olduğu görülmüştür.

*Şentürk ve Dücan (2017)*, 2003 Ocak-2016 Aralık dönemi aylık verileri kullanılarak Türkiye’de enflasyon, döviz kuru ve ithalat arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Çalışmada, VAR modeli kurularak etki-tepki, varyans ayrıştırması ve standart Granger nedensellik testi yapılmıştır. Analiz bulguları, dolar kurunun ithalat üzerinde; dolar kuru ve ithalatın enflasyon üzerinde anlamlı etkisi olduğunu ortaya koymuştur.

*Okur (2017)*, 2008:01-2016:04 dönemleri arasında Türkiye’de döviz kuru ve faiz oranı kanalının etkin bir şekilde işleyip işlemediği zaman serisi analizi ile ele alınmıştır. Çalışmada; reel faiz oranı, reel döviz kuru endeksi, tüketici fiyatları endeksi değişkenleri kullanılmıştır. Granger nedensellik analizi sonucunda, döviz kuru ile faiz oranı ve enflasyon arasında nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür.

*Öner (2018)*, Ocak 2007-Aralık 2017 tarihleri arasında Türkiye’de nominal döviz kuru ile TÜFE ve ÜFE enflasyon oranları arasındaki ilişki ele alınmıştır. ADF birim kök testi ve Granger nedensellik testinin uygulandığı çalışmada bulgularına 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 görülmüştür.

### 3. Veri Seti

Bu çalışmada 2003:01-2018:06 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Analiz kapsamında; reel efektif döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişki ele alınmıştır. Reel efektif döviz kuru (2003=100) değişkenine ve enflasyon verisine (tüketici fiyatları ile hesaplanan enflasyon oranı, 2010=100) TCMB Elektronik Veri dağıtım Sitesinden (EVDS) ulaşılmıştır. Analiz döneminin başlangıcı olarak 2003 yılının seçilme nedeni, uzun yıllar sabit kur rejimi uygulanan Türkiye’de, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB), 2001 yılında yaşanan ekonomik kriz sonucunda sabit kur rejimi politikasını sonlandırarak döviz kurlarını dalgalanmaya bırakmıştır. Ardından TCMB, kronik hale gelen enflasyon oranlarını düşürmek amacıyla 2002 yılında örtük enflasyon hedeflemesi uygulamaya başlamasıdır. Çalışmada kullanılan seriler aylık olduğu için Hareketli Ortalamalar Yöntemi ile mevsimsellik etkisinden arındırılmıştır. Değişkenler logaritmik formda analize dâhil edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişken ve açıklamalarına Tablo 1’de yer verilmiştir.

**Tablo 1.** Çalışmada Kullanılan Değişkenler ve Kaynakları

Değişken	Kısaltma
Enflasyon	TUFE (2010=100)
Kur	Reel Efektif Döviz Kuru (2003=100)

### 4. Metodoloji ve Analiz Bulguları

#### 4.1. ADF ve PP Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen Augmented Dickey Fuller (ADF) testi zaman serilerinin birim kök içerip içermediğini ölçmeye yarayan, DF birim kök testinin geliştirilmiş halidir. Bu yöntemde  $H_0$  hipotezine göre seriler birim kök içerirken (durağan değilken); alternatif hipoteze göre seriler birim kök içermemektedir (durağandır). Bu yöntemde denklem (1) sabitli, denklem (2) sabitli-trendli modelleri göstermektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \theta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \theta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t \quad (2)$$

Yukarıda yer alan denklem (1) ve (2)’de;  $\Delta Y_t$  analiz edilen değişkenin birinci farkını;  $\beta_0$  sabit terimi; t, trendi;  $Y_{t-1}$  gecikmeli fark terimini; k, optimal gecikme uzunluğunu;  $\mu_t$  hata terimini göstermektedir. Bu yöntemde  $\theta$  katsayısının sıfıra eşit olup olmadığı test edilmektedir. Bulunan test istatistiği MacKinnon tablo kritik değeriyle

karşılaştırılarak, serinin durağan olup olmadığı tespit edilmektedir. Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen PP testi ise ADF testinden, hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız olmadığı, aralarında zayıf bağımlılık olduğu ve homojen dağılım yerine heterojen dağılıma sahip olmaları gibi özelliklerle farklılaşmaktadır. PP yönteminde yer alan denklemler aşağıda gösterilmektedir:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 (t - T / 2) + \varepsilon_t \quad (4)$$

Yukarıda yer alan (3) ve (4) nolu denklemler sırasıyla sabitli ve sabitli-trendli modelleri göstermektedir. Bu modelde;  $Y_t$  test edilen değişkeni,  $\alpha_0$  sabit terimi, t trendi, T gözlem sayısını ve hata terimini göstermektedir. Bu yöntemde test edilecek değer katsayıdır. ADF yöntemindeki gibi bulunan değer MacKinnon kritik tablo değeriyle karşılaştırılarak, serinin durağan olup olmadığı belirlenmektedir.

Tablo 2’de değişkenlere ait ADF ve PP birim kök test sonuçları gösterilmiştir. Tablo 2’de yer alan ADF ve PP test istatistiği sonuçları, düzeyde ele alındığında değişkenlerin tablo değerleri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde Mac Kinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğu için serilerin durağan olmadığı sonucuna ulaşılır. Yani seriler hem %1, %5 hem de %10 anlam düzeylerinde durağan halde değildir. Birinci farkları alınan serilerin test sonuçları değerlendirildiğinde, ADF ve PP test istatistiği tablo değerleri %1 anlamlılık düzeyinde Mac Kinnon kritik değerlerinden mutlak olarak büyük olduğu için “ $H_0$ : seriler birim kök içermektedir” hipotezi reddedilir, “ $H_1$ : seriler birim kök içermemektedir” hipotezi kabul edilir. Yani serilerin durağan olduğu kabul edilir.

**Tablo 2.** Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) Birim Kök Test Sonuçları

Sabitli-Trendli Model				
Değişkenler	ADF Testi	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
<b>Kur</b>	-2.5860	-4.0089	-3.4345	-3.1412
<b><math>\Delta</math>Kur</b>	-10.5290*	-4.0089	-3.4345	-3.1412
<b>Enflasyon</b>	-2.4562	-4.0087	-3.4344	-3.1411
<b><math>\Delta</math>Enflasyon</b>	-9.820*	-4.0087	-3.4344	-3.1411
Değişkenler	PP TESTİ	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
<b>Kur</b>	-2.5164	-4.0084	-3.4342	-3.1410
<b><math>\Delta</math>Kur</b>	-9.8304*	-4.0087	-3.4344	-3.1411
<b>Enflasyon</b>	-2.6045	-4.0084	-3.4342	-3.1410
<b><math>\Delta</math>Enflasyon</b>	-9.4246*	-4.0087	-3.4344	-3.1411

**Not:** \*, \*\*, \*\*\* %1, %5, %10 anlamlılık seviyesini görmektedir.  $\Delta$  sembolü, değişkenlerin birinci farkının alındığını belirtir.

#### 4.2.Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews testinde, ardışık ADF testi ile örnek içindeki olası olan her kırılma noktası için regresyon denklemini tahmin edilmekte ve tahmin edilen parametreler için t-istatistiği hesaplanmaktadır. Bilinmeyen bir zaman noktasında otonom ve trend fonksiyonu eğiminde tek zaman kırılmalı ( $T_B$ ) trend durağan hipotezine karşın, birim kök temel hipotezi test edilmektedir. Zivot ve Andrews, yapısal kırılmanın testi için üç farklı model geliştirmişlerdir. Zivot-Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testinde Model A düzeyde tek kırılmaya, Model B eğimde tek kırılmaya, Model C ise hem eğimde hem de düzeyde tek kırılmaya izin veren üç model tasarlanmıştır (Zivot-Andrews, 1992: s.254):

**Model A:**

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + d(DTB)_t + \beta_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

**Model B:**

$$y_t = \alpha_0 + \gamma DT_t^* + \beta_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

**Model C:**

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + d(DTB)_t + \gamma DT_t + \beta_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

şeklindedir.

Burada,  $\Delta$  birinci farkı,  $\varepsilon_t$  beyaz gürültü hata teriminin varyansı,  $\sigma^2$   $[\varepsilon_t : iid(0, \sigma^2)]$  ve  $t=1..T$  zaman endeksini göstermektedir.  $\Delta y_{t-i}$  ifadesi hata terimindeki otokorelasyonu ortadan kaldırmak amacıyla modele eklenmiştir. Sabit terime ait kukla değişken olan  $DU_t$  düzeyde değişimleri, eğime ait değişimleri de  $DT_t$  ve TB kırılma zamanını göstermektedir.

$$DT_t = \begin{cases} t-TB & t > TB \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}$$

Kırılma tarihinin yaşandığı her bir gözlemde boş hipotezin testi için t istatistiği minimumudur. Her üç modelinde boş hipotezi birim kökün ve yapısal kırılmanın olduğu üzerine kuruludur. Alternatif hipotezler durağanlığı ifade etmektedir. Uygulamada yaygın olarak kullanılan ADF ve PP testleri serilerde kırılma ihtimalini dikkate almayan testlerdir. Bu nedenle çalışmada geleneksel birim kök testlerine ek olarak Zivot-



Andrews (1992)’in tek yapısal kırılmaya izin veren birim kök testi yapılmıştır. Literatürde Zivot-Andrews birim kök testi uygulanırken model B kullanılmamakta; model A ve C tercih edilmektedir.

Tablo 3’teki Zivot-Andrews testi sonuçları incelendiğinde, tanımlı modelde yer alan tüm değişkenlerin Model A ve C’de seviye düzeyinde durağan olmadıkları görülmektedir. Bu durum Zivot-Andrews Testlerinde değişkenler için hesaplanan test istatistik değerlerinin, kritik tablo değerlerinden mutlak olarak %1, %5, %10 önem düzeyinde küçük olmasından anlaşılmaktadır. Bu nedenle, modelde kullanılan tüm değişkenler için Zivot-Andrews birim kök testlerinin her birinde fark alma yoluna gidilerek, % 1, % 5 ve %10 önem düzeyinde tüm değişkenlerin test istatistiklerinin kritik tablo değerlerinden mutlak değer olarak büyük olduğu görülmüş ve serilerin [I(1)] düzeyinde durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar, bir yandan tanımlanan modelde kullanılan bütün değişkenlerin inceleme döneminde yapısal kırılmalara maruz kaldığını göstermekte, diğer yandan da bütün değişkenlerin yapısal kırılmalarla birlikte seviye değerinde değil birinci farklarında [I(1)] durağan olduklarını ortaya koymaktadır.

**Tablo 3.** Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Model	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği
Kur	A	2006:11	-3.455
	C	2010:10	-4.275
Enflasyon	A	2016:10	-3.124
	C	2016:06	-4.078
$\Delta$ Kur	A	2004:09	-5.341
	C	2005:12	-5.565
$\Delta$ Enflasyon	A	2006:05	-10.678
	C	2006:06	-10.594

**Not:** Kritik değerlerin tümü Zivot ve Andrews (1992)’den alınmıştır: **Model A:** %1-5.34; %5,-4.80; %10,-4.58; **Model C:** %1,-5.57, %5,-5.08; %10,-4.58.

#### 4.3.Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

Tüm değişkenlerin birinci farklarında durağan olması, değişkenlerin birbirleriyle eşbütünleşik olup olmadığının incelenmesini mümkün kılmaktadır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşik ilişki tek yapısal kırılmalı Gregory-Hansen eşbütünleşme testi ile incelenmiştir. Gregory-Hansen eşbütünleşme testi, eşbütünleşik vektördeki katsayıların sabit olduğunu varsayan geleneksel eşbütünleşme yöntemlerinin yerine vektördeki katsayıların kırılma tarihlerinde değişime uğrayacağı fikrinden geliştirilmiştir. Gregory-Hansen eşbütünleşme testi, tek yapısal kırılmalı bir testtir. Gregory-Hansen eşbütünleşme testinde değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı üç farklı modelle incelenmektedir. Bunlar; sabitte kırılma modeli, sabit ve trendde kırılma modeli ve rejim değişikliği modelleridir. Model 1 sabitte kırılma (C), Model 2 trendli sabitte kırılma (C/T) ve Model 3 ise rejim değişikliği (C/S) şeklinde açıklanmaktadır.

**Model 1:** Sabitte Kırılma (C)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1r} + \alpha^T y_{2t} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, n \quad (8)$$

**Model 2:** Sabitte ve Trendde Kırılma (C/T)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tr} + \beta_t + \alpha^T y_{2t} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (9)$$

**Model 3:**Rejim Değişimi (C/S)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tr} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{tr} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (10)$$

Model 1’de kırılmadan önceki sabit terim  $\mu_1$  ; kırılmanın sabit terimdeki yapmış olduğu değişiklik ise  $\mu_2$  ile gösterilmektedir. Model 2 sabit terimde ve trendde kırılmaları dikkate almaktadır. Model 3’te yer alan  $\alpha_1$  kırılma öncesi eğim katsayısını;  $\alpha_2$  se kırılmadan sonraki eğim katsayısının değişikliğini açıklamaktadır (Gregory ve Hansen, 1996: s.102-103). Eşbütünlüğün olmadığı şekilde kurulan sıfır hipotezi, elde edilen test istatistiklerinin Gregory-Hansen’de hesaplanan kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olması durumunda reddedilmektedir. Tablo 4’de Gregory-Hansen eşbütünlük testinin sonuçlarını ortaya koymaktadır. Tablo 4’te içsel olarak belirlenen ve bir yapısal kırılmaya izin veren bu teste ait üç model için sonuçlara yer verilmektedir. Elde edilen sonuçlara göre, sabitte kırılma modelinde, trendli sabitte kırılma modelinde ve rejim değişikliği modelinde eşbütünlük ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilmiştir. Başka bir anlatımla, Gregory-Hansen eşbütünlük test sonuçlarına göre Model C (düzeyde kırılma), Model C/T( sabit ve trendde kırılma), C/S (rejimde kırılma) için yapısal kırılma dönemi sırasıyla 2006:04, 2006:04 ve 2010:06 olarak belirlenmiştir. Analiz sonuçlarına göre, döviz kuru ve enflasyon arasında uzun dönemli bir eşbütünlük ilişkisinin varlığından söz edilebilir.

**Tablo 4.** Gregory-Hansen Eşbütünlük Testi

Model	lnKur-lnEnflasyon	
	Kırılma Dönemi	ADF İstatistiği
Sabitte Kırılma (C)	2006:04	-4.81
Sabitte ve Trendde Kırılma (C/T)	2006:04	-5.19
Rejim Değişimi (C/S)	2010:06	-5.28

**Not:** Sabitte Kırılma için ADF test istatistiği; %1, %5 ve %10 için; -5.13, -4.61, -4.34; Sabit ve trendde kırılma için ADF test istatistiği; %1, %5 ve %10 için; -5.45, -4.99, -4.72; Rejimde değişim için ADF test istatistiği %1, %5 ve %10 için; -5.47, -4.95, -4.68.

#### 4.4.Nedensellik Testi

Bu bölümde döviz kuru ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi; “Breitung ve Candelon Frekans Alanı Nedensellik Testi ve Balcılar vd., (2010) Kayan Pencere Nedensellik Testi” ile araştırılmıştır.

##### 4.4.1.Breitung ve Candelon Frekans Alanı Nedensellik Testi

Bu test değişkenler arasındaki ilişkinin geçici mi yoksa kalıcı bir ilişki olduğunu ve hangi dönemlerde nedenselliğin anlamlı olduğunu gösterebilmesi açısından önemlidir.

Frekans testini yapabilmek için Geweke (1982) ve Hosoya (1991)  $z_t$  ’nin belirli bir VAR varsayımı altında  $z_t = [x_t, y_t]'$  zaman serisine ait iki boyutlu bir vektör tanımlamışlardır;

$$\Theta(L)z_t = \varepsilon_t \quad (11)$$

$\Theta(L) = I - \Theta_1 L - \dots - \Theta_p L^p$  ve gecikme uzunluğu  $L^k z_t = z_{t-k}$ . Ardından farklı frekanslardaki Granger nedensellik şöyle gösterilir:

$$M_{y \rightarrow x} = \log \left[ \frac{2\pi f_x(\omega)}{|\psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] = \left[ 1 + \frac{|\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] \quad (12)$$

$|\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 = 0$  olması  $y$ ’nin  $\omega$  frekansında  $x$ ’in bir Granger nedenseli olmadığını gösterir.  $z_t$  ’nin bileşenlerinin birinci dereceden durağan ve bütünleşik olması durumunda, otoregresif  $\Theta(L)$  birim köke sahip olur. Geriye kalan kökler, birim dairesinin dışında kalırlar. Denklem 13’deki  $z_{t-1}$  eşitliğin her iki tarafından çıkarılırsa;

$$\Delta z_t = (\Theta_1 - I)z_{t-1} + \Theta_1 z_{t-2} + \dots + \Theta_p z_{t-p} + \varepsilon_t = \hat{\Theta}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Ve  $\hat{\Theta}(L) = \Theta_1 - I + \Theta_2 L + \dots + \Theta_p L^p$  eşitliği elde edilir. (Breitung ve Candelon, s.2006).

Breitung and Candelon (2006)  $\varepsilon_t$  ’yi (beyaz gürültü)  $E(\varepsilon_t) = 0$  ve  $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Sigma$  varsayımları altında kabul ederler, burada  $\Sigma$  pozitif tanımlı bir değerdir. Cholesky ayrıştırmasıyla  $G$  düşük triangular matris  $G'G = \Sigma^{-1}$  ve beklenen değeri  $E(\eta_t \eta_t') = I$  olmakla beraber  $\eta_t = G\varepsilon_t$  eşitliği sözkonusudur. Eğer sistem durağansa,  $\phi(L) = \Theta(L)^{-1}$  ve  $\psi(L) = \phi(L)G^{-1}$  varsayımları altında MA şu şekilde gösterilir;

$$z_t = \phi(L)\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \psi_{11}(L) & \psi_{12}(L) \\ \psi_{21}(L) & \psi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{pmatrix} \quad (14)$$

Buradan hareketle  $x_t$  ait spectral yoğunluk denklemini şöyle ifade edilir;

$$f_x(\omega) = \frac{1}{2\pi} \{ |\psi_{11}(e^{-i\omega})|^2 + |\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 \} \quad (15)$$

Breitung and Candelon (2006) modeline göre,  $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$  olması yani y'den x'e doğru  $\omega$  frekansında bir nedenselliğin olmaması sonucunda  $|\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 = 0$  olur. Boş hipotez, VAR katsayılarında ki lineer bir kısıtlamaya eşittir.  $\psi(L) = \Theta(L)^{-1}G^{-1}$

eşitliğinden  $\psi_{12}(L) = -\frac{g^{22}\Theta_{12}(L)}{|\Theta(L)|}$  elde edilirken;  $g^{22}$ ,  $G^{-1}$ 'in düşük diagonal elemanlarını ve  $|\Theta(L)|$  ise  $\Theta(L)$ 'nin determinant değerini gösterir.  $\omega$  frekans zamanında y'nin x'in bir açıklayıcısı olup olmadığı şu şekilde test edilir.

$$|\Theta_{12}(e^{-i\omega})| = \left| \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) - \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) i \right| = 0 \quad (16)$$

Burada  $\theta_{12,k}$ ;  $\Theta_k$  matrisinin (1,2) elementini göstermektedir. Bu yüzden

$$|\Theta_{12}(e^{-i\omega})| = 0 \text{ olur ve; } \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) = 0 \text{ ve } \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) = 0 \quad (17)$$

Breitung ve Condelon (2006)  $\alpha_j = \theta_{11,j}$  ve  $\beta_j = \theta_{12,j}$  için denklem 14 ve 15'de lineer kısıtlar uygulamıştır.  $x_t$  için VAR denklemi şu şekilde yazılabilir:

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_{1t} \quad (18)$$

Sıfır hipotezi  $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ ,  $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_p]'$  ile oluşturulan lineer kısıta eşittir.

$$H_0: R(\omega)\beta = 0$$

$$R(\omega) = \begin{bmatrix} \cos(\omega) & \cos(2\omega) & \dots & \cos(p\omega) \\ \sin(\omega) & \sin(2\omega) & \dots & \sin(p\omega) \end{bmatrix} \quad (19)$$

$\omega \in (0, \pi)$  için nedensellik ölçümü lineer kısıtlamalar altında standart F-testi ile yapılabilir. Test prosedürü (2, T-2p) serbestlik derecesine sahip F dağılımıdır.

Ele alınan dönemde ve vektör otoregresyon modelinde kullanılan gecikme uzunluğuna bağlı olarak F tablo değeri yaklaşık olarak 2.332'dir. Eğer F tablo değeri, hesaplanan F istatistiğinden büyükse değişkenler arasında nedenselliğin olmadığı sonucu ortaya çıkmaktadır. Tablo 5'de görüldüğü üzere; döviz kurundan enflasyona doğru uzun dönemde nedensellik ilişkisinin ortaya çıktığı görülmektedir. Buna karşılık kısa ve orta dönemde döviz kurundan enflasyona doğru herhangi bir nedensellik ilişkisine

rastlanılmamıştır. Enflasyondan döviz kuruna doğru ise orta dönemde bir nedenselliğin söz konusu olduğu görülmektedir.

**Tablo 5.** Breitung ve Candelon Frekans Alanı Nedensellik Test Sonuçları

	Uzun Dönem		Orta Dönem		Kısa Dönem	
	0.01	0.05	1.00	1.50	2.0	2.50
<b>Kur-Enflasyon</b>	5.719*	5.710*	0.565	1.489	1.420	0.699
<b>Enflasyon-Kur</b>	1.349	1.343	5.399*	1.168	2.537	2.773

**Not:** VAR modelleri için gecikme uzunlukları Akaike Bilgi kriterine göre 3 olarak seçilmiştir. (2, T-2p) serbestlik derecesi ile F tablo değeri %5 anlamlılık düzeyinde yaklaşık olarak 3.046 şeklindedir.

#### 4.4.2. Balcılar vd.(2010) Kayan Pencere Nedensellik Testi

Balcılar vd. (2010) çalışmasında “residual-based bootstrap” tekniğine dayalı “corrected likelihood ratio” (LR) nedensellik testi uygulamışlardır. Bootstrap sürecine dayalı LR Granger nedensellik test süreci iki değişkenli VAR(p) modelini  $t=1,2,\dots,T$  olmak üzere (Balcılar vd., 2010: s.1400).

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$y_t = [y_{1t}, y_{2t}]_{2 \times 1}$  matris olmak üzere VAR(p) modelini;

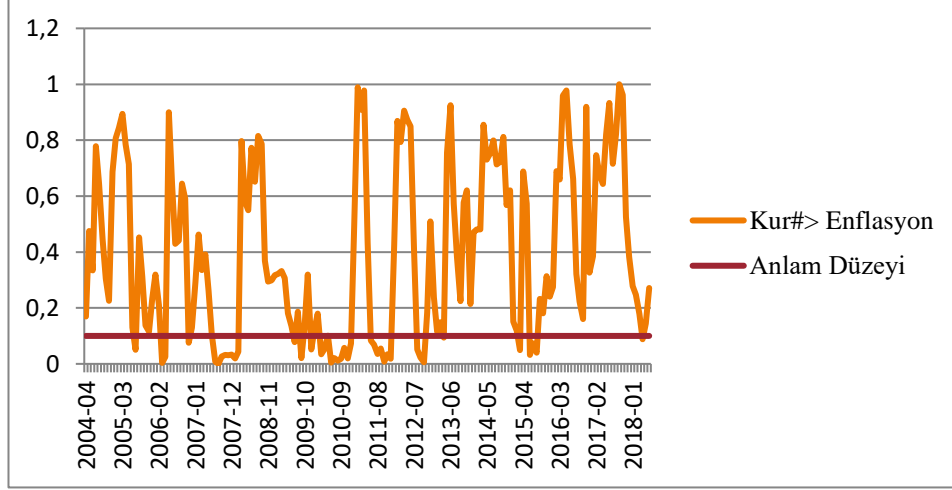
$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (21)$$

ifadesinde  $\phi_{ij}(L) = \sum_{k=1}^p \phi_{ij,k} L^k$  olmak üzere  $i,j=1,2$  ve gecikme operatörü  $L^k x_t = x_{t-k}$

şeklindedir. Testin sıfır hipotezi  $\phi_{12,i} = 0$  olmak üzere  $y_{2t}$ ,  $y_{1t}$ ’nin Granger nedeni değildir veya tam tersi bir ifadeyle  $\phi_{21,i} = 0$  olmak üzere  $y_{1t}$ ,  $y_{2t}$ ’nin Granger nedeni değildir şeklindedir.

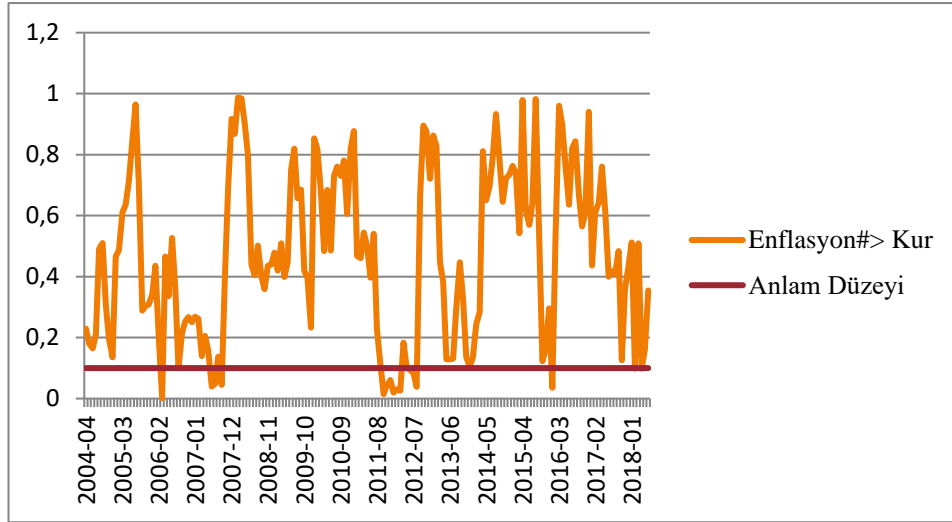
Frekans alanı nedensellik testinde, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisine sadece kısa, orta ve uzun dönemler itibarıyla bakılmaktadır. Ancak daha ayrıntılı inceleme yapılmak istendiğinde aylık periyotlar halinde nedenselliği ele alan Balcılar vd.(2010) Bootstrap Kayan Pencere Nedensellik testinde faydalanılabilir. Çalışmada bu kapsamda aylık nedenselliği görebilmek için bu test kullanılmıştır. Test sonuçlarına Şekil 1 ve Şekil 2’de yer verilmiştir.

Şekil 1’e göre; 2005 Mart-Haziran arası ve Aralık ayında; 2006 Ocak-Nisan arası ve Ağustos-Kasım arasında; 2007 Mart-Aralık arasında; 2008 Ocak ayında; 2009 Nisan-Aralık arasında; 2010 Ocak-Ekim arasında; 2011 Mart-Ekim arasında; 2012 Nisan-Ağustos arasında; 2014 Ekim-Aralık arasında; 2015 Mart-Haziran arasında; 2018 Ocak ayında reel döviz kurundan enflasyona doğru nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.



Şekil 1. Balcılar vd., (2010) Bootstrap Kayan Pencere Nedensellik Test Sonuçları

Şekil 2’ye göre; 2005 Kasım, 2006 Ocak-Mart arası; 2007 Şubat-Ağustos arası; 2011 Mayıs-Aralık arası; 2012 Ocak Temmuz arası; 2015 Eylül-Kasım arası; 2016 Ocak ayında enflasyondan döviz kuruna doğru nedenselliğin olduğu görülmüştür.



Şekil 2. Balcılar vd., (2010) Bootstrap Kayan Pencere Nedensellik Test Sonuçları

## 5.Sonuç ve Öneriler

Döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkide genel kabul gören yaklaşım, döviz kurundaki artışın enflasyonda yükselmeye neden olduğudur, yani döviz kurunun sebep enflasyonun sonuç olmasıdır. Döviz kurlarında yaşanan bir değişiklik fiyatlara yansımaktadır. Özellikle hammadde ve enerji ithalatı yüksek olan ülkelerde, döviz kurlarındaki yükseliş ithal mal fiyatlarını etkileyerek, fiyatlar genel seviyesinin yükselmesine neden olmaktadır ve bu yükseliş döviz kurunun enflasyona geçirgenliği olarak adlandırılmaktadır.

2003:01 ve 2018:06 dönemine ait aylık veriler yardımıyla Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon ilişkisinin analiz edildiği bu çalışmada, değişkenlerin durağanlığı yapısal kırılmamasız birim kök testi (ADF, PP) ve bir yapısal kırılmaya izin veren (Zivot-Andrews) birim kök testi ile analiz edilmiştir. Birim kök testlerinde değişkenlerin düzey değerinde durağan olmadığı, birinci farklarında durağanlaştıkları görülmüştür. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı Gregory-Hansen yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır ve değişkenlerin eşbütünleşik oldukları başka bir ifadeyle uzun dönemde birlikte hareket ettikleri görülmüştür. Değişkenler arasındaki nedenselliğin yönü Breitung ve Candelon Frekans Alanı nedensellik testi ve Balcılar vd. (2010) Kayan Pencereler Nedensellik Testi ile ele alınmıştır.

Bu testlerin diğer testlerden üstün yönleri şöyledir: Breitung ve Candelon Frekans Alanı nedensellik testi, değişkenler arasındaki ilişkinin geçici mi yoksa kalıcı bir ilişki olduğunu ve hangi dönemlerde nedenselliğin anlamlı olduğunu gösterebilmesi açısından önemlidir. Frekans alanı nedensellik testinde, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisine sadece kısa, orta ve uzun dönemler itibarıyla bakılmaktadır. Ancak daha ayrıntılı inceleme yapılmak istendiğinde aylık periyotlar halinde nedenselliği ele alan Balcılar vd.(2010) Bootstrap Kayan Pencereler Nedensellik testinde faydalanılabilir.

Breitung ve Candelon Frekans Alanı Nedensellik Testinde, döviz kurundan enflasyona doğru uzun dönemde nedensellik ilişkisinin ortaya çıktığı görülmüştür. Buna karşılık kısa ve orta dönemde döviz kurundan enflasyona doğru herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır. Enflasyondan döviz kuruna doğru ise orta dönemde bir nedenselliğin söz konusu olduğu görülmektedir. Balcılar vd. (2010) Kayan Pencereler Nedensellik Testinde ise, farklı aylarda değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür.

Elde edilen bulgular literatürde yer alan; Gül ve Ekinci (2006), Sever ve Mızrak (2007), Güneş (2013), Yılmaz (2016), Şentürk ve Dücan (2017) çalışmaları ile benzer sonuçlar vermektedir. Sonuç olarak, değişkenler arasındaki bu ilişkiden ötürü, döviz darboğazına düşmeden ulusal üretimde istikrarı sağlamak ve uluslararası rekabeti sürdürebilmek için yurtiçi enflasyonu dikkate alan reel döviz kuru politikalarının uygulanması son derecede önemlidir. Bu nedenle istikrar programlarının ana unsurları arasında yer alan enflasyon ve döviz kuru arasındaki etkileşim mekanizmasının anlaşılacak uygulanacak makro ekonomik politika tedbirlerinde dikkate alınması ve politika yapıcılar tarafından önemsenmesi gerekmektedir. Döviz kurunun istikrar kazanması, fiyatlarında istikrar kazanmasında belirleyici unsurdur. Döviz kurundan enflasyona geçirgenliğin yüksek

olması, sadece yetkilileri değil aynı zamanda firmaları ve hanehalklarını da ilgilendirmektedir. Firmalar açısından bakıldığında, ithal edilen girdilerin yurtiçi fiyatları değişecek bu durum firmaların üretim maliyetlerini ve gelecek hakkındaki beklentilerini de etkileyecektir. Hanehalkları açısından ele alındığında ise, hanehalklarının tüketim, yatırım ve tasarruf eğilimlerinde değişiklik olacaktır.

#### KAYNAKÇA

- Bayraktutan, Y. ve Arslan, İ. (2003). Türkiye’de Döviz Kuru, İthalat ve Enflasyon İlişkisi: Ekonometrik Analiz (1980-2000). Afyon Kocatepe Üniversitesi, İİBF Dergisi, 5(2), 89-104.
- Balcılar, M., Özdemir, Z. ve Arslantürk, Y. (2010). Economic Growth and Energy Consumption Causal Nexus Viewed Through a Bootstrap Rolling Window. *Energy Economics*, 32, 1398-1410.
- Breitung, J. ve Bertrand, C. (2006). Testing for Short-run and Long-run Causality: A Frequency-Domain Approach. *Journal of Econometrics*, 132, 363-378.
- Dickey, D. ve Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dickey, D. ve Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Ergin, A. (2015). Döviz Kuru ve Enflasyon Arasındaki Geçiş Etkisi: Türkiye Örneği. Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 8(3), 13-29.
- Erdoğan, S. ve Yıldırım, D. (2008). Türkiye’de Döviz Kuru Kanalınnın İşleyişi: VAR Modeli İle Bir Analiz. *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 39:95-108.
- Fetai, B., Koku, P., Caushi, A. ve Fetai, A. (2016). The Relationship Between Exchange Rate and Inflation: The Case of Western Balkans Countries. *Journal of Business, Economics and Finance*, 5(4), 360-364.
- Güneş, Ş. (2013). Türkiye’de Kur Rejimi Uygulaması ve Enflasyon İlişkisi Üzerine Bir Analiz. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9(2):65-77.
- Gül, E. ve Ekinci, A. (2006). Türkiye’deki Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984-2003. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 1, 91-106.
- Güven, E. ve Uysal, D. (2013). Türkiye’de Döviz Kurlarındaki Değişme İle Enflasyon Arasındaki İlişki (1983-2012). *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 141-156.
- Gregory, A.W. ve Hansen, B.E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Kara, H. ve Ögünç, F. (2012). Döviz Kuru ve İthalat Fiyatlarının Yurt İçi Fiyatlara Etkisi. *İktisat İşletme ve Finans*, 27(317), 9-28.



- Korkmaz, S. ve Bayır, M. (2015). Döviz Kuru Dalgalanmalarının Yurtiçi Fiyatlara Etkisi. Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi.8(4):69-85.
- Madesha, W., Chidoko, C. ve Zivanomoyo, J. (2013). Empirical Test of the Relationship Between Exchange Rate and Inflation in Zimbabwe. Journal of Economics and Sustainable Development, 4(1), 52-58.
- McCarthy, J. (2000). Pass-Through of Exchange Rate and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. New York Fed Staff Report, No:111, 1-52.
- Okur, A. (2017). Türkiye Ekonomisinde Faiz Oranı ve Döviz Kurunun Enflasyon Hedefi Üzerine Etkisi. Yalova Sosyal Bilimler Dergisi, 8(13): 146-164.
- Onyekachi, O.ve Onyebuchi, E. (2016). An Econometric Analysis of The Relationship Between Exchange Rate Depreciation and Inflation in Nigeria. International Journal of Economics Commerce and Management, 4(9), 52-75.
- Öner, H. (2018). Döviz Kuru ve Enflasyon Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Uygulaması. Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 11(1), 343-358.
- Philips, P.C.B. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, Biometrika, 75(2), 335-34.
- Rowland, P. (2004). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: The Case of Colombia. Revista ESPE, 47, 106-125.
- Selim, S. ve Güven, E. (2014). Türkiye’de Enflasyon, Döviz Kuru ve İşsizlik Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi. Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi,10(10), 127-145.
- Sever, E. ve Mızrak, Z. (2007). Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki İlişkiler: Türkiye Uygulaması. SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi, 265-283. <http://dergipark.gov.tr/download/article-file/289511>.
- Şentürk, M. ve Dücan, E. (2017). Enflasyon Dinamikleri ve Döviz Kuru Geçişkenliği: Bir Makro İktisadi Sarmal. V. Anadolu International Conference in Economics, May 11-13, 2017, Eskişehir, Turkey.1-14.
- 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.
- Toda, H. Y.ve Yamamoto T. (1995). Statistical Inferences In Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. Journal of Econometrics, 66: 225-250.
- TCMB <http://www.tcmb.gov.tr/> (Erişim Tarihi: 08.06.2018)
- Yılmaz, M. (2016). Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki İlişki. Adnan Menderes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Yüksek Lisans Tezi, Aydın.

Zivot, E. ve Andrews, D.W.K. (1992). Further Evidence of the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.