

## FİYATLAR GENEL DÜZEYİ İLE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK İLİŞKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Şahin BULUT<sup>1</sup>

### ÖZ

Çalışmada 2001:Q2-2017:Q3 dönemi Türkiye ekonomisi için fiyatlar genel düzeyi (ÜFE) ile döviz kuru sepeti arasındaki uzun dönem ilişki Johansen Eşbütünleşme analizi yardımıyla araştırılmıştır. Uzun ve kısa dönem ilişki Vektör Hata Düzeltme Modeli (VEC) yardımıyla incelenmiştir. Nedensellik incelemesinde ise Granger Nedensellik testinden faydalanılmıştır. Çalışmanın bulgularına göre, fiyatlar genel düzeyi ile döviz kuru sepeti uzun dönemde birlikte hareket etmekte ve kısa dönemdeki sapmalar da uzun dönemde dengeye gelmektedir. Uzun dönemde döviz kuru sepetinden fiyatlar genel seviyesine doğru tek yönlü Granger anlamında nedensellik olduğu da diğer bir bulgudur.

**Anahtar Kelimeler:** *Türkiye, Enflasyon, Döviz Kuru, Eşbütünleşme, Nedensellik*  
**Jel Kodları:** *C01, E31, F31*

### ABSTRACT

In this study, to 2001: Q2-2017: Q3 period for Turkey's economy, long-term relationship between general level of prices (PPI) and the exchange rate basket was investigated with the help of Johansen cointegration analysis. Long and short term relationships were investigated using Vector Error Correction Model (VEC). In the causality test, the Granger causality test was used. According to the findings of the study, the general level of prices and the exchange rate basket are moving together in the long run, and the short-term deviations are also long-term stabilizing. Another important finding is that the exchange rate Granger causes the PPI inflation but the PPI does not Granger cause the exchange rate.

**Key Words:** *Turkey, Inflation, Exchange rate, Cointegration, Causality*  
**Jel Codes:** *C01, E31, F31*

---

<sup>1</sup> Yrd. Doç. Dr., Adnan Menderes Üniversitesi, Aydın İktisat Fakültesi, Ekonomi ve Finans Bölümü, sbulut@adu.edu.tr

## 1. GİRİŞ

1973 yılında altın standardının sona ermesiyle birlikte dünya döviz piyasasında büyük dalgalanmalar ortaya çıkmıştır. Bu dalgalanmalar bazı ülkeleri döviz kuru depresyonuna sokmuş ve ithalat ihracat fiyatlarındaki değişimden dolayı da iç piyasalarında enflasyon baskısı ortaya çıkarmıştır (Darrat, Chopin ve Dickens, 2001). Kurdaki bir azalma ithal edilen malların fiyatlarını göreceli olarak daha düşük hale getirdiği için iç piyasadaki talep artışı yani tüketimin artmasıyla ithalat artacak (eğer ithalat iç tüketimin önemli bir kısmıysa) ve fiyatların artmasına neden olabilecektir. Cuddington (1983) ve Batten ve Elafer (1986), kurlardaki hareketlerin iç piyasadaki yerel para talebini azaltarak, döviz kuru talebine yönelimi arttırdığını ve iç piyasanın devalüasyon beklentisine girdiğini, bu durumun da enflasyona neden olduğunu belirtmiştir.

Küreselleşen dünyanın rekabetini etkileyen ve ticari anlamda rekabette en avantajlı hale getiren en önemli değişken, ülkelerin paralarının birbirleri ile aralarındaki dönüşüm oranı olan döviz kuru değeridir. Bu anlamda da ülkeler, özellikle dış ticarete avantaj yakalamak isteyenler kur savaşlarına girmişlerdir. Kur savaşlarının Amerika Birleşik Devletleri (ABD), Avrupa Birliği ülkeleri ve Uzak Doğu ülkeleri (Çin, Japonya, vb.) arasında daha şiddetli geçtiği görülmektedir.

Küreselleşmeyle birlikte dış ticaret işlemleri, başta mal ve hizmet ticareti olmak üzere, en geçerli para birimi olan Amerika Birleşik Devletleri Dolarının (ABD, USD-\$) sonra da Avrupa Birliği'nin (AB) önemli bölümünün Euro Bölgesi'nde para birliği kuran ve para birimleri Euro'nun kullanımıyla gerçekleştirilmektedir. Kur savaşlarını da düşünürsek ülke paralarının değerleri ülkelerin dış ticaretini de etkilediği için önemle takip edilmektedir. Devletler iç piyasada yer alan firmaların maliyetlerini düşürerek uluslararası ticarete rekabet edebilmesi için de kurlar üzerinden rekabet etmektedirler. Kur savaşları yoluyla her ülke kendi ülkesine avantaj yaratmaya çalışmaktadır.

Fiyatlar genel seviyesi yani enflasyon ekonominin en temel bileşenlerinden olan mal ve hizmetlerdeki fiyat değişimlerini göstermektedir. Hem ülke içi hem de ülke dışında ülkenin refah seviyesi dahil bir çok makroekonomik değişkeni etkilemekte veya birçok makroekonomik değişken tarafından etkilenmektedir. Tüketicilerin talepleri ve firmaların maliyetleri başta olmak üzere, merkez bankalarının politikaları, faiz oranları, hükümetin politikaları enflasyonla teorik olarak ilişkilidir. Hem kurlardaki hareketlilik hem de fiyatlar genel seviyesindeki hareketlilik belirli sınırların dışına çıkarsa ekonomiler üzerinde olumsuz yansımalar ortaya çıkmaktadır. Ülkeler iç piyasadaki yüksek enflasyon hane halkının refah kaybına yol açarken firmaların da maliyetlerini arttırmaktadır. Deflasyonun etkisi ise hane halkına ilk bakışta refah artışı sağlasa da firmaların sürekli düşen fiyatlar nedeniyle üretimlerini bir süre sonra azaltma hatta durdurmalarına neden olabilmektedir. Bu da hane halkının bazı ürünlere ulaşımını kısıtlayabilmektedir. Ayrıca bu mal ve hizmetlerin ithalatının artmasıyla ülkenin dış ticaretine olumsuz yansiyabilmektedir.

Çalışmanın bundan sonraki ilerleyişi geçmiş yıllarda enflasyon ve döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalara ve bulgularına yer verilen literatür incelemesi ve ardından çalışmanın özgün kısmını oluşturan ekonometrik yöntemlere ve elde edilen bulgularına yer verilmiştir. Son olarak sonuç kısmında çalışmanın değerlendirmesi yapılmıştır.

## 2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Literatürde fiyat seviyeleri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi araştırmaya çalışan çalışmalar bulunmaktadır. Çalışmaların bir kısmı hangi değişkenin hangisini etkilediği üzerine yapılırken diğer bir kısmı da bu değişkenlere faiz, ekonomik büyüme, para arzı gibi

diğer makroekonomik değişkenleri de katarak veya bu değişkenlerle ilişkisini araştırmak şeklindedir. Çalışmalarda ekonometrik olarak VAR (Vector Autoregression) analizi, eşbütünleşme testleri, nedensellik analizleri gibi pek çok yöntem kullanılmıştır. Bu çalışmalardan bir kısmına bulgularıyla birlikte aşağıda yer verilmiştir.

Hooper ve Lowery (1979), ABD için yaptıkları çalışmada dolardaki % 10'luk düşüşün tüketici fiyatları üzerinde %0,8 ile %1,5 arasında bir artışa neden olduğunu ifade etmişlerdir.

Sachs (1985) yaptığı çalışmada, dolar kurundaki yıllık bir %10'luk şokun fiyatlar genel düzeyini ilk bir yıl içinde %0,7; ikinci yıl içinde %1,7; üçüncü yıl içinde ise %2,6 oranında arttırdığını bulmuşlardır.

Pigott ve Reinhart (1985) yaptıkları çalışmada, dolardaki %10'luk bir değerlenmenin, takip eden iki yıl boyunca yaklaşık olarak enflasyon üzerinde %0,6 oranında artışa neden olduğunu göstermiştir.

Whitt, Koch ve Rosenweig (1986) ve Kahn (1987) yaptıkları çalışmalar sonucunda, kurlardaki önemli fiyat düşüşlerinin, enflasyonu arttırıcı etki yaptığını ifade etmişlerdir.

Koch, Rosensweig ve Whitt (1988) ABD için yaptıkları çalışmada, dolardaki uzun dönemli bir %10'luk düşüşün tüketici fiyatlarını %4,9 oranında arttırdığına dair kanıtlar elde etmişlerdir.

Kholdy ve Sohrabian (1990) yaptıkları çalışmada, Kanada ekonomisi için: enflasyondan döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik elde ederlerken Almanya ve Japonya için ise çift yönlü nedensellik elde etmişlerdir.

Rittenberg (1993) Türkiye ekonomisinin 1980'ler süresince, enflasyon ile kur arasındaki ilişkiyi incelemiş ve fiyatlar genel düzeyinden döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik olduğunu ifade etmiştir.

Terzi ve Zengin (1996) Türkiye ekonomisi için yaptıkları ekonometrik araştırmada, yurt içi fiyatlar genel düzeyinin ABD dolar kurunun belirlenmesinde etkili olduğu yönünde sonuçlar elde etmişlerdir.

Kim (1998) çalışmasında ABD için: enflasyon (ÜFE: Üreici Fiyatları Endeksi), döviz kuru, para arzı (M2), gelir (Kişi başı) ve faiz oranlarının (ABD 10 yıllık bono getirilerine ait) eşbütünleşik olduğunu ifade etmiştir. Çalışmasını VEC modeliyle 1973-1995 dönemi için test etmiştir. Dolar kurundaki değişimin üretici fiyatları endeksi üzerinde bazı dönemler pozitif bazı dönemler ise negatif etkisi olduğunu ancak uzun dönemde bu etkinin negatif olduğunu ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu bulmuştur. Buna göre, döviz kurundaki %1'lik bir artış enflasyonu %0,24 oranında düşürmektedir. Ayrıca döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü Granger anlamında nedensellik olduğunu da çalışmasında elde etmiştir.

Darrat, Chopin ve Dickens (2001) çalışmalarında ABD ekonomisi için doların enflasyon üzerinde güçlü etkisi olduğu yönünde kanıtlar elde etmişlerdir. Çalışmalarında 1973:04-1997:12 dönemi için aylık verileri, yöntem olarak eşbütünleşme ve VEC modelini kullanmışlardır.

Leigh ve Rossi (2002) Türkiye ekonomisinin 1994-2002 dönemleri için enflasyon ve kur arasındaki ilişki için yaptığı araştırma sonucunda: kurun etkisinin enflasyon üzerinde bir yıl boyunca sürdüğünü ve bu etkinin ilk dört ay içinde ise çoğunun gerçekleştiğini, kurun toptan eşya fiyat endeksini (TEFE), tüketici fiyat endeksinden (TÜFE) daha fazla etkilediğini,

sayısal olarak ise kurdaki bir puanlık bir değişimin TEFE'yi 0,6; TÜFE'yi ise 0,45 puan etkilediğini elde etmişlerdir.

Gül ve Ekinci (2006), çalışmalarında 1984:1-2003:12 döneminde Türkiye ekonomisi için nominal döviz kurları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve nedensellik analizi yardımıyla araştırmışlardır. Uzun dönemde bu değişkenlerin eşbütünleşik olduğunu ve döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü nedenselliğin olduğu şeklinde bulguları olmuştur.

Sever ve Mızrak (2007) çalışmada, Türkiye ekonomisinde 1987:01-2006:06 dönemi için döviz kuru, enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi VAR yöntemiyle incelemişler. Döviz kurunu 2001 yılına kadar 1USD+1,5DM 2001 sonrası içinse 1USD+0,77Euro şeklinde döviz sepeti kullanmışlar. Enflasyon olarak TEFE, faiz oranını da DİBS (Devlet İç Borçlanma Senetleri) aylık ortalama oranlarını kullanmışlardır. Çalışmada elde ettikleri bulgular ise şu şekildedir: Döviz kuru değişmelerinin enflasyon ve faiz oranları üzerinde etkisinin kendi gecikmeli değerlerinden daha yüksek olduğu ve döviz kurunun daha dışsal bir değişken olduğu şeklindedir. Ayrıca etki-tepki analizi sonuçlarına göre, döviz kurunda meydana gelen bir birimlik standart sapmalılık şoka TEFE'nin tepkisinin ilk dört ay şiddetli sonra ise azaldığı şeklindedir. Ancak TEFE'nin kurlardaki bu şoklara olan tepkisinin yaklaşık bir yıl boyunca devam ettiğini ifade etmiştir.

Aghayev (2011) çalışmasında Azerbaycan ekonomisi için 1995:01–2010:04 dönemine ait aylık verilerle döviz kuru ile fiyatlar genel düzeyi için eşbütünleşme ve nedensellik analizi yapmıştır. Analiz sonucunda seriler arasında eşbütünleşme ve nedensellik olmadığı yönünde bulgular elde etmiştir.

Korkmaz ve Bayır (2015), 2003:01-2014:11 dönemi için, döviz kuru dalgalanmalarının Türkiye'deki yurt içi fiyatlara etkisini araştırmıştır. Nominal efektif döviz kuru, üretici fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksleri değişken olarak kullanılmıştır. Yapılan ekonometrik analizde, döviz kurundan üretici fiyat endeksine ve tüketici fiyat endeksinden döviz kuruna tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Bozdağlıoğlu ve Yılmaz (2017), 1994:01-2014:12 dönemi Türkiye ekonomisi için döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişkiyi VAR analizi yardımıyla incelemiş ve nominal döviz kurundaki artışların enflasyonu etkilediğini ifade etmiştir.

### **3. VERİ SETİ, YÖNTEM VE TEKNİK**

Çalışmanın bu aşaması çalışmanın özgün kısmını oluşturan ve ekonometrik testlerin verilere uygulandığı bölümdür. Uygulanan yöntemler ve bulguları bu bölümde yer almıştır.

#### **3.1. Veri Seti**

Çalışmada kullanılan fiyatlar genel düzeyi (Enflasyon) serisi yurtiçi üretici fiyatları (ÜFE), fiyatlar genel düzeyi olarak, döviz kuru sepeti olarak ise Amerika Birleşik Devletleri (ABD) Doları (USD-\$) ile Avrupa Birliği'nin Euro Bölgesinin kullandığı Euro 1/2ABD Doları+1/2Euro oranında ve çeyrek dönemler şeklinde 2001:Q2-2017:Q3 dönemi için TCMB veri tabanından (evds2.tcmb.gov.tr) elde edilmiştir. ÜFE değişkenin özellikle seçilmesinin nedeni, dış ticaret yapan firmaların kurlardaki değişimlerini ivedilikle ürettikleri ürünlere yansıtacakları ve bunun da dolaylı yoldan tüketicilere yansıtacağı düşüncesidir. Buradan hareketle ÜFE'nin kurlara daha önce tepki verdiği düşünülmektedir. Testler Eviews7 paket programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

#### **3.2. Birim Kök Testleri**

Serilerin birim kök testleri için öncelikle, öncelikle logaritmaları alınarak logaritmik seriler elde edilmiş ve analizlerin sağlıklı olabilmesi için logaritmik serilerin durağanlığı

Augmented Dickey Fuller (ADF, Dickey ve Fuller, 1981) ve Phillips-Perron (PP, Phillips-Perron, 1988), testleri ile gerçekleştirilmiştir. Birim kök incelemesinden sonra Hall (1991) tarafından önerilen VAR analizinden elde edilen optimum gecikme uzunluğu yardımıyla serilerin arasındaki uzun dönem ilişki Johansen (1988, 1991), Johansen ve Juselius (1990) tarafından eşbütünleşme testi ile gerçekleştirilmiştir. Kısa dönem ilişkinin varlığı ise Vektör hata düzeltme modeli (Vector Error Correction: VEC) yardımıyla incelenmiş ve sonra bu uzun dönem ve kısa dönem ilişkinin katsayıları yine VEC testi kullanılarak denklem şeklinde ifade edilmiştir. Son olarak ise seriler arasındaki nedensellik ilişkisi için Granger, (1969) nedensellik testi kullanılmıştır. Aşağıda uygulanan bu yöntemlere ve bulgularına yer verilmiştir.

Serilerin durağanlık araştırması; ADF ve PP testi ile tahmin edilmiş ve tahmin edilen değerler Tablo: 1’de verilmiştir.

**Tablo 1: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları**

ADF Testi									
Değişkenler (Sabit)	t-İstatistiği	Kritik Değerler			Değişkenler (Trend ve Sabit) %1	t-İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10			%1	%5	%10
<i>FGD</i>	-2,27 [2]	-3,53	-2,90	-2,59	<i>FGD</i>	-6,27 [1]	-4,10	-3,48	-3,16
<i>DKS</i>	2,77 [6]	-3,54	-2,91	-2,59	<i>DKS</i>	-0,05 [6]	-4,12	-3,48	-3,17
$\Delta FGD$	-6,24 [1]	-3,53	-2,90	-2,59	$\Delta FGD$	-6,33 [1]	-4,11	-3,48	-3,16
$\Delta DKS$	-8,18 [0]	-3,54	-2,91	-2,59	$\Delta DKS$	-5,66 [5]	-4,12	-3,48	-3,17
PP Testi									
Değişkenler (Sabit)	t-İstatistiği	Kritik Değerler			Değişkenler (Trend ve Sabit) %1	t-İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10			%1	%5	%10
<i>FGD</i>	-3,10 [7]	-3,53	-2,90	-2,59	<i>FGD</i>	-1,53 [1]	-4,08	-3,46	-3,16
<i>DKS</i>	-0,25 [1]	-3,53	-2,90	-2,59	<i>DKS</i>	-6,23 [2]	-4,10	-3,48	-3,16
$\Delta FGD$	-4,87 [0]	-3,53	-2,90	-2,59	$\Delta FGD$	-6,47 [4]	-4,08	-3,46	-3,16
$\Delta DKS$	-8,20 [1]	-3,53	-2,90	-2,59	$\Delta DKS$	-5,09 [0]	-4,10	-3,48	-3,16

**Note: ADF testinde:**  $\Delta$ : Değişkenlere ait verilerin birinci farkını göstermektedir. [ ]; Akaike bilgi kriteri (Akaike info criterion: AIC-1974) kullanılarak tahmin edilen optimum gecikme uzunluğunu göstermektedir. **PP testinde:** MacKinnon (1996), [ ]; Barlett-Kernel prosedürü tarafından tahmin edilen optimum gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Tablo: 1 incelenirse, FGD ve DKS serilerinin düzey değerlerinin sabit durağan olmadığı ancak serilerin farklarının ise durağan olduğu ADF ve PP testi sonuçlarından görülmektedir. Ayrıca, FGD ve DKS serilerinin trend durağan olduğu da Tablo: 1’de görülmektedir. Bunun için seriler Hodric-PreScott (HP) filtre sürecinden geçirilmiş ve bu durum VAR analizinde dikkate alınmıştır. Bir başka ifadeyle serilerin birinci farkları % 1

anamlılık düzeyinde durağandır. Bu durumda FGD (Fiyatlar genel düzeyi) ile DKS (Döviz Kuru Sepeti) serilerinin uyum derecesi I (1)'dir denir.

### 3.3. Eşbütünleşme Testi

Çalışmada FGD ve DK serileri için kurulan ve test edilecek olan modelin denklemini aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur:

$$\text{Model: } FGD = \beta_0 + \beta_1 DKS \quad (1)$$

Çalışmanın bu bölümünde serilerin eşbütünleşme analizinin yapılabilmesi için öncelikle VAR analizi yardımıyla otokorelasyon ve değişen varyansın bulunmadığı optimum gecikme uzunluğu test edilmiş ve dört (4) olarak elde edilmiştir (VAR analizinde: LR-AIC-FPE-HQ [Akaike bilgi kriteri (Akaike Information Criterion: AIC), LR bilgi kriteri (Sequential Modified LR test statistic (each test at 5% level): LR) ve Son Tahmin Hatası kriteri (Final Prediction Error: FPE), Hannan-Quinn bilgi kriteri (Hannan-Quinn Information Criterion: HQ) Johansen, 1995 ve Enders, 1995 in önerileriyle tercih edilmiştir.]). Bu gecikme uzunluğu (4) için ters köklerin birden (1) küçük olduğu ve otokorelasyon (Serial Correlation: LM) ve değişen varyansın (White-Heteroskedasticity: WH) olmadığı görülmüştür<sup>2</sup>.

Modelde kullanılan serilerin entegrasyonunun I (1) olduğu görüldükten sonra endeksler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Johansen yöntemi yardımıyla tahmin edilebilir anlamına gelmektedir. Eşbütünleşme analizinin varlığı ve vektörlerinin sayısının belirlenmesi için gerekli iz ( $\lambda$ trace) ve maksimum öz ( $\lambda$ max) değerlerinin test sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

**Tablo 2: Johansen Eşbütünleşme Analizi Sonuçları**

H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	Öz Değerler	İz İstatistiği ( $\lambda$ trace)	%5 Kritik Değer	Max Özdeğer ( $\lambda$ max)	%5 Kritik Değer
r=0	r=1	0,2777	24,405*	20,261	20,174*	15,892
r≤1	r=2	0,0659	4,2311	9,164	4,231	9,164

**Not:** r, eşbütünleşme sayısını, \*, %5 düzeyindeki anlamlılığı ifade etmektedir. Olasılık değerleri, MacKinnon-Haug-Michelis'den (1999) alınmıştır. Çalışmada Johansen Eşbütünleşme analizi için: "Sabit-Trendsiz" yani 2 nolu seçenek tercih edilmiştir.

Tablo: 2'de görülmektedir ki, iz ( $\lambda$ trace) ve maksimum öz ( $\lambda$ max) değeri % 5 kritik değerden daha büyük olduğu için FGD ve DKS serileri arasında en az bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmiştir ve bu ilişki istatistiksel olarak da anlamlıdır. Yani Eşbütünleşme analizi sonucunda yalnızca bir (1) vektör elde edilmiştir.

### 3.4. VEC Modeli ile Uzun ve Kısa Dönem İlişkilerin Modellenmesi

Çalışmanın bu aşamasında, eşbütünleşme testi sonucunda elde edilen ilişkinin istatistiksel anlamlılıkları ve yorumlanabilmesi için gerekli olan katsayılarının belirlenebilmesi için, eşbütünleşme vektörü birinci değişken olan DKS değişkenine göre normalleştirilmiş ve uzun dönem denge ilişkisini gösteren eşbütünleşme denklemini VEC modelinden tahmin edilerek (2) de yazılmıştır.

$$\text{Model: } FGD = 4,78 + 0,92DKS \quad (2)$$

[3,65] [5,34]

Parantez içindeki değerler t istatistik değerlerini ifade etmektedir. Denklem (2)'ye göre, Türkiye ekonomisinde 2001:Q2 ve 2017:Q3 dönemleri için Fiyatlar Genel Düzeyi (Enflasyon) ile Döviz Kuru Sepeti [1/2(USD+EURO)] arasında uzun dönem ilişki istatistiksel

<sup>2</sup> LM(1)=0,12; LM(2)=0,49; LM(3)=0,29; LM(4)=0,15; LM(5)=0,22; LM(6)=0,55; WH=Chi-sq:46,54 (Prob:0,29).

olarak anlamlıdır. Buna göre, Döviz kurundaki %1’lik bir artış enflasyonu %0,92 oranında arttırmaktadır. Bu sonuçların ekonomik olarak yorumlarına sonuç bölümünde yer verilmiştir.

Kısa dönem analizinin tahmini öncesinde her bir değişken için zayıf dışsallık testi “weak exogeneity” yapılmış ve zayıf dışsaldır (weak exogenous) hipotezi reddedilmektedir, dolayısıyla bu değişkenlerin VEC modellerinin tahmin edilmesi gerekir. Bu noktada, VEC modellerinin hesaplanmasına geçilebilir:

**Tablo 3: Kısa Dönem Eşbütünleşme Analizi Sonuçları**

Modeldeki Değişkenler	$\Delta FGD$	t-İstatistiği
	Katsayılar	
$EC_{t-1}$	-0,061	-3,55
$\Delta FGD_{t-1}$	0,269	1,80
$\Delta FGD_{t-2}$	-0,196	-1,25
$\Delta FGD_{t-3}$	0,090	0,61
$\Delta DKS_{t-1}$	-0,011	-0,19
$\Delta DKS_{t-2}$	0,018	0,31
$\Delta DKS_{t-3}$	-0,086	-1,66
R <sup>2</sup> =0,25; Düzeltilmiş R <sup>2</sup> =0,16; F-ist=3,07		
AIC=-7,90; SC=-4,40		

Kısa dönem eşbütünleşme analizi sonucu elde edilen bilgilere göre, hata teriminin ( $EC_{t-1}$ ) katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olmasından dolayı kısa dönem ilişki elde edilmiştir. Yani seçilen dönem ve model çerçevesinde seriler arasında kısa dönem ilişki vardır. Burada Hata teriminin ( $EC_{t-1}$ ) negatif işaretinin anlamı, kısa dönemde serilerde meydana gelebilecek sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığı şeklindedir. Bu analizi derinleştirilecek olursak, denge değeri arasındaki farkın her ay 0,06’sının ortadan kalktığı görülmektedir. Yani bir başka ifadeyle,  $1/0,06 \cong 16,6$  dönem sonra denge değerindeki sapmaları ortadan kalkacak demektir (Tarı, 2008).

### 3.5. Nedensellik Testi

Fiyatlar genel düzeyi (FGD) ile döviz kuru (DKS) serileri arasında nedensellik analizinin yapılabilmesi için, serilerin durağanlık bilgisi önem arz etmektedir. Yani nedensellik analizi için seriler aynı mertebeden durağan olmalıdır yani aynı mertebeden seriler arasında ki bu çalışmada I (1) olup bu durumda eşbütünleşme ilişkisi araştırılabilir (Gujarati, 1999) olup bu çalışma için bu koşul gerçekleşmiştir. Eğer eşbütünleşme ilişkisi elde edilememiş ise, serilerin durağan oldukları entegrasyon derecesinde nedensellik ilişkisi araştırılabilmektedir. Çalışmada, seriler I (1) olup aynı zamanda eşbütünleşik oldukları için nedensellik analizi için eşbütünleşmenin araştırılması için kullanılan ve VAR modelinden elde edilen otokorelasyon ve değişen varyansın bulunmadığı optimum gecikme sayısı kullanılmıştır.

Eşbütünleşik olan seriler arasındaki nedensellik analizleri kısa ve uzun dönem için araştırmasında, uzun dönem nedensellik analizi için VEC modelindeki hata düzeltme terimine ( $EC_{t-1}$ ) bakılmıştır. Buna göre  $FGD$  serisi için:  $EC_{t-1} = -0,061$  (-3,55) ve t istatistiği anlamlı olduğu için uzun dönemde  $DKS$  değişkeni  $FGD$  değişkeninin Granger nedenidir.

Kısa dönem Granger (1969) nedensellik analizi için ise VEC Blok Nedensellik Test’inden (Granger Causality/Block Exogeneity Wald Test) yararlanılmıştır. Elde edilen bulgular Tablo: 4’de verilmiştir:

**Tablo 4: Kısa Dönem Granger Nedensellik Testi Sonuçları**

Nedenselliğin Yönü	Chi-Sq Değeri	Olasılık Değeri
<i>DKS</i> → <i>FGD</i>	9,20	0,41
<i>FGD</i> → <i>DKS</i>	2,34	0,02

Kısa dönem Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, %5 anlamlılık düzeyinde fiyatlar genel düzeyinden Döviz kuru sepetine doğru tek yönlü olarak Granger anlamında nedensellik elde edilmiştir. Enflasyondaki hareketler kısa dönemde yurtiçi piyasada devalüasyon beklentisi ve kurlarda yükseliş beklentisi oluşturmaktadır. Uzun dönemde ise kurlardan enflasyona doğru nedensellik görülmektedir. Yani döviz kurundaki hareketler Türkiye ekonomisinde uzun dönemde üretici enflasyonuna etkilerken kısa dönemde ise enflasyon döviz kurlarını etkilemektedir. Bu sonuçlar istatistiksel olarak da anlamlıdır.

#### 4. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Dünya genelinde dış ticaretin ve rekabetin önemli olduğu dikkate alındığında döviz kurlarındaki hareketlilik ülkeleri çeşitli şekillerde etkilemektedir. Kur artışlarından iç piyasalar, ithalat ve ihracat yoluyla etkilenirken, kurlardaki bu değişimin fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisi maliyetleri artırarak çeşitli şekillerde enflasyonu arttırmaktadır. Enflasyonun normalden fazla artması ve gelirlerinin reel olarak azalması (satınalma gücünün düşmesi) ülke vatandaşlarının gelirlerinin değerini koruyabilmeleri adına kurlara yönelmelerine neden olabilecektir. Bu noktada, enflasyon-devalüasyon sarmalı (Agenor ve Hoffmaister, 1998) ortaya çıkabilmektedir. Politikacılar eğer kurları sabit tutmaya çalışırlarsa bu durum bir süre sonra devalüasyon-enflasyon sarmalına (Öniş ve Özmucur, 1990) yol açabilmektedir. Literatür incelemesinde hem enflasyondan döviz kuruna doğru hem de döviz kurundan enflasyona doğru olmak üzere uzun dönem veya kısa dönem nedenselliğin olduğu veya olmadığı yönünde farklı sonuçlar elde edildiği görülmektedir.

Çalışmada 20018:Q2-2017:Q3 dönemi için enflasyon ve döviz kurları arasındaki ilişki Türkiye örneği çerçevesinde eşbütünleşme ve nedensellik analizi yöntemleri kullanılarak ekonometrik olarak araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, enflasyon serisi ve döviz kurları uzun dönemde birlikte hareket etmektedir. Yani bu iki seri eşbütünleşiktir. Bu sonuçlar istatistiksel olarak anlamlıdır. Döviz kuru sepetindeki %1'lik bir artış enflasyonu %0,92 oranında arttırmaktadır. Bu durum literatürdeki Pigott ve Reinhart (1985), Gül ve Ekinci (2006), Sever ve Mızrak (2007), Bozdağlıoğlu ve Yılmaz (2017), vb. çalışmalarla uyumlu iken Hooper ve Lowery (1979), Kim (1998), Aghayev (2011), vb. çalışmalarla ise uyumlu değildir.

Nedensellik analizi sonucuna göreyse; uzun dönemde, döviz kurundan fiyatlar genel düzeyine (üretici fiyatları) doğru tek yönlü bir nedensellik elde edilirken kısa dönemde ise fiyatlar genel düzeyinden döviz kurlarına doğru tek yönlü nedensellik elde edilmiştir. Uzun dönemli nedensellik sonuçları da literatürdeki Kim (1998), Gül ve Ekinci (2006) ve Sach (1985)'in çalışmalarıyla uyumluyken kısa dönem nedensellik sonucu yönünden de Rittenberg (1993)'in çalışmasıyla uyumludur.



**KAYNAKÇA**

- AGENOR, P.R. and A.W. HOFFMAISTER (1998), “Money, Wages and Inflation in Middle-Income Developing Countries”, *Unpublished IMF Working Paper*.
- AGHAYEV, Seymur (2011), “Azerbaycan’da Fiyatlar Genel Düzeyi ve Döviz Kuru İlişkisi”, *H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt 29, Sayı 1, 2011, s. 1-19
- AKAIKE, Hirotugu (1974), “A new look at the statistical model identification”. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19 (6): 716–723
- BATTEN, D. S., and R. W. ELAFER, (1986), “The Impact of International Factors on U.S. Inflation: An Empirical Test of the Currency Substitution Hypothesis”, *Southern Economic Journal* 53, 400-412.
- BOZDAĞLIOĞLU, Emetullah Yasemin ve YILMAZ, Müge (2017), “Türkiye de Enflasyon ve Döviz kuru İlişkisi: 1994-2014 Yılları arası bir İnceleme”, *BEU AKADEMİK İZDÜŞÜM/ Academic Projection Cilt 2. Sayı. 3, s. 1-20*.
- CUDDINGTON, J. T. (1983), “Currency Substitution, Capital Mobility, and Money Demand”, *Journal of International Money and Finance* 2, 111-333.
- DARRAT, A. F. and M. CHOPIN (2001), “The Dollar and U.S. Prices: Some Evidence from a VECM Process,” *The American Economist*, Fall 2001: 3-12.
- DICKEY, D.A. ve W.A. FULLER (1981), “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Econometrica*, 49, 1057-72.
- ENDERS, W, (1995), “Multiple Cointegrating Vectors and Structural Economic Models: An Application to the French Franc/US Dollar Exchange Rate”, (with S. Dibooglu). *Southern Economic Journal* 61, 1995. pp. 1098–116.
- GRANGER, Clive W. J. (1969), “Investigating Causal Relations By Econometric Models And Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, (37), 424-438.
- GUJARATI, Damodar N., (1999 ), “Basic Econometrics”, McGraw Hill,. Intriligator, M.D., *Econometric Models, Techniques and Applications*, Prentice Hall, 1995.
- GÜL, E. ve EKİNCİ, A. (2006), Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984-2003”, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(1), 91-105.
- HALL, S.G. (1991), “The Effect of Varying Length VAR Models on The Maximum Likelihood Estimates of Cointegrating Vectors”, *Scottish Journal of Political Economy*, (38), 317-323.
- HOOPER, P. and LOWERY, B. R. (1979), “Impact of the Dollar depreciation on the U.S. price level: an analytical survey of empirical estimates”, *Staff Study 103*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- JOHANSEN, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231- 254.
- JOHANSEN, S. ve K. JUSELIUS (1990), “Maksimum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to The Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.
- JOHANSEN S (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59:1551—1580
- JOHANSEN, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford : Oxford University Press, 1995.
- KAHN, G. A. (1987), “Dollar depreciation and inflation”, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 32-49.
- KHOLDY, S. and SOHRABIAN, A. (1990), “Exchange rate and prices”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 13(1), 71-78.
- KI-HO Kim (1998), “US inflation and the dollar exchange rate: a vector error correction model”, *Applied Economics*, 30:5, 613-619, DOI: 10.1080/000368498325606

- KOCH, P. D., ROSENSWEIG, J. A. and WHITT, J. A. Jr. (1988), “The dynamic relationship between the dollar and U.S. prices: an intensive empirical investigation”, *Journal of International Money and Finance*, 7, 181-204.
- KORKMAZ ve BAYIR (2015), “Döviz Kuru Dalgalanmalarının Yurtiçi Fiyatlara Etkisi”, *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* Yıl: Ekim 2015 Cilt-Sayı: 8 (4) ss:69-85 ISSN: 2148-5801 e-ISSN 1308-4216.
- LEIGH, D. and ROSSI, M. (2002), “Exchange Rate Pass- Through in Turkey”, *IMF Working Paper*, WP/02/204,2002
- MACKINNON, James G. (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 6, 601-618.
- MACKINNON, James G., Alfred HAUG, and Leo MICHELIS, (1999), "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, No. 5, 1999, pp. 563-577.
- ÖNİŞ, Z. ve S. ÖZMUCUR (1990), “Exchange Rates, Inflation and Money Supply in Turkey: Testing the Vicious Circle Hypothesis”, *Journal of Development Economics*, 32: 133-154.
- PHILLIPS, P.C.B. and P. PERRON (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”. *Biometrika* 75, 335–346.
- PIGOTT, C. and REINHART, V. (1985), “The strong dollar and U.S. inflation”, *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 10(3), 23-29.
- RITTENBERG, L. (1993), “Exchange Rate Policy and Price Level Changes: Causality Test for Turkey in the Post Liberalization Period”, *The Journal of Development Studies*, 29: 245-259.
- SACHS, J. D. (1985), “The dollar and the policy mix”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 117-185.
- SEVER, E., ve MIZRAK, Z. (2007), “Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki İlişkiler: Türkiye Uygulaması”, *Selçuk Üniversitesi İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 13, 265-283.
- TARI, R. (2008), *Ekonometri*, 8. Baskı, Avcı Ofset, İstanbul.
- TERZİ, Harun ve ZENGİN, Hilmi. (1996), “Türkiye’de Kur ve Enflasyon Arasında Nedensellik İlişkisi Üzerine Bir İnceleme”, *MÜ İstatistik ve Ekonometri Araştırma ve Uygulama Merkezi Dergisi*, Yıl: 1996, 1: 3-25.
- WHITT, J. A. Jr., KOCH, P. D., and ROSENWEIG, J. A. (1986), “The dollar and prices: an empirical analysis”, *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, October 4-18.

### İnternet Kaynakları:

TCMB (2017), <http://evds2.tcmb.gov.tr>, (12.12.2017)