

Araştırma Makalesi/Research Article

TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI VE HANEHALKI HARCAMALARI ARASINDAKİ İLİŞKİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN EXCHANGE RATES VOLATILITY AND HOUSEHOLD EXPENDITURES IN TURKEY

Hakan DEMİRGİL*

Süha ÇELİKKAYA**

Öz


Tüketim harcamaları, ekonomik büyümeyi etkileyen temel faktörler arasında yer almaktadır. Tüketim temelli ekonomik büyüme gösteren Türkiye gibi ülkelerde kamunun, hane halkının ve özel sektörün yapmış olduğu tüketim harcamaları daha da önemli hale gelmektedir. Tüketimin büyüme üzerindeki etkisi aynı zamanda kısa dönemli para politikası kararlarını da etkilemektedir. Para politikasına yönelik alınan kararlar neticesinde kısa dönemli tüketim üzerinde farklılıklar oluşmaktadır. Tüketimi etkileyen faktörleri anlamak, karar alıcıların uygulayacakları politika bakımından önemlidir. Buna bağlı olarak, çalışmada, Türkiye'de özellikle son yıllarda yüksek değişkenlik gösteren döviz kuru belirsizliğinin tüketim harcamaları üzerindeki etkisi incelenmektedir. Literatür incelendiğinde az sayıda araştırmada döviz kurunun tüketime olan etkisinin incelendiği görülmektedir. Yapılan araştırmalar genellikle döviz kuru belirsizliğinin ihracat ile arasındaki ilişki üzerinedir. Bu çalışmada, Türkiye'de ki döviz kuru belirsizliğinin reel tüketim harcamaları üzerindeki kısa ve uzun dönem etkileri ele alınmaktadır. Çalışma verileri 1999-2016 yılları arasında üçer aylık dönemler kullanılarak oluşturulmuştur. Döviz kuru belirsizliğine ait değerlerin elde edilmesinde GARCH modelinden faydalanılmıştır. Reel tüketim harcamaları ve döviz kuru belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkisini incelemek amacıyla Hacker ve Hatemi-J (2006) simetrik ve Hatemi-J (2012) asimetric nedensellik testleri uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar, dolar kurundaki oynaklık ve harcama arasında nedensellik ilişkisi olmadığını göstermektedir. Euro döviz kurundaki değişimin ise tüketim harcamaları ile ilişkili olduğu görülmektedir.


Abstract

The consumption expenditures have been considered among the crucial factors affecting the economic growth. These consumption expenditures of the public, household and private sector areas are also becoming more important in the consumption-based economic growth countries such as Turkey. In the meantime, the effect of the consumption on growth influences the short-term monetary policy decisions. For the short-term consumptions several differences have been emerging due to the decisions taken for monetary policy. It also seems essential to comprehend the factors that affect the consumption in terms of the policy makers' implementations. In this context the study examines the effect of the recent rapidly changing uncertainty exchange rate on the consumption expenditures. Among the studies done in the literature only a few of them have been focusing the effect of the exchange rate on the consumption. The studies conducted generally examined the relations between exchange rate uncertainty and export. In this study, it has been discussed the effects of uncertainty exchange rate on the real consumption expenditures both in the short and long term in Turkey. Data have been gathered between the years 1999 and 2016 using quarterly periods. To obtain the values of the uncertainty exchange rate the GARCH model has been used. Hacker and Hatemi-J (2006) symmetric and Hatemi-J (2012) asymmetric tests has been used to analyze the causality relationship between the real consumption expenditures and uncertainty exchange rate. There was no causal relationship between the changes in the dollar exchange rate and the consumption expenditures. It is concluded that the changes in the euro exchange rate (except clothing and footwear expenditures) are related to the consumption expenditures.

Anahtar Kelimeler: Reel Tüketim, Döviz Kuru Belirsizliği, Türkiye

Keywords: Real Consumption; Exchange Rate Uncertainty; Turkey

*  Doç. Dr., Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, hakandemirgil@sdu.edu.tr

**  Dr. Öğr. Üyesi, Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, suhacelikkaya@sdu.edu.tr

EXTENDED SUMMARY

Background

The consumption expenditures have been considered among the main factors affecting the economic growth. These consumption expenditures of the public, household and private sector areas are also becoming more important in the consumption-based economic growth countries such as Turkey. In the meantime, the effect of the consumption on growth influences the short-term monetary policy decisions. For the short-term consumptions several differences have been emerging due to the decisions taken for monetary policy. It also seems essential to comprehend the factors that affect the consumption in terms of the policy makers’ implementations.

Purpose and Importance

In this context the study examines the effect of the recent rapidly changing uncertainty exchange rate on the consumption expenditures. Among the studies done in the literature only a few of them have been focusing the effect of the exchange rate on the consumption. The studies conducted generally examined the relations between exchange rate uncertainty and export.

Data

In this study, conditional variances obtained from GARCH models [AR (1) -GARCH (1,1)] will be used as volatility variables for Euro/TL and USD/TL exchange rates. This approach reflects uncertainty better because it uses more information on exchange rate changes compared to other commonly used statistical measures (Pozo, 1992). Our other variables consist of sub-categories of consumption expenditures in GDP with the spending method which includes durable and non-durable consumption expenditures and service expenditures made by households and individuals. In order to determine the relationship between the volatility of exchange rates and the real expenditure level, household expenditure categories were used at fixed prices. A total of 13 variables were used in the study. Household spending data obtained from the Statistics Institute of Turkey and exchange rates data obtained from the Central Bank of the Republic of Turkey Electronic Data Dissemination System (EDDS). All variables cover the periods from 1999: q1 to 2016: q2.

Method

In this empirical study, ADF, PP and KPSS unit root tests were used to determine the stationarity levels of the variables at the first stage. Hacker and Hatemi-J (2006) symmetric and Hatemi-J (2012) asymmetric causality tests were used to examine the causality relations between variables. For this purpose, 220 causality hypothesis were tested by using symmetric and asymmetric causality tests. Hatemi-J asymmetric causality test can measure the effects of positive and negative shocks of variables separately. In this causality test, the HJC information criterion developed by Hatemi-J (2003) was used to determine the optimal lag length.

Results and Conclusions

As a result of the WALD tests estimated by the Bootstrap method, there was no causal relationship between the changes in the dollar exchange rate and the consumption expenditures. It is concluded that the changes in the Euro exchange rate (except clothing and footwear expenditures) are related to the consumption expenditures and causality relationship. In the symmetric causality test, the fact that there is no causality relation between the dollar and consumption expenditures indicates that the other factors determining the expenditures (including the Euro / TL rate) are more distinctive. Asymmetric causality tests show that the causal effects of the dollar exchange rate on expenditures have become asymmetrically more pronounced than the euro rate and the negative shocks have more causal effects on expenditures. In Turkey, there is a significant causal effect of Euro/TL exchange rate on household spending. Moreover, the changes in the types of expenditures are also the reason of exchange rate volatility, especially for Euro/TL exchange rate. Therefore, it should be considered that taking measures to reduce imports in these types of expenditures will contribute to the decrease of exchange rate volatility.

GİRİŞ

İktisat ya da finans alanı ele alındığında oynaklık (volatilite), bir varlığın ve de piyasanın tümünün dar bir zaman diliminde yaşadığı dalgalanma olarak ifade edilmektedir. Literatür incelendiğinde 1973’de yaşanan Petrol Krizi ve Bretton-Woods’un çöküşü volatilite kavramı açısından milad olarak kabul edilmektedir (Gür ve Ertuğrul, 2012). Sonraki zaman diliminde bilhassa döviz kuru üzerinde yaşanan oynaklıkların ekonomileri pek çok farklı açıdan etkilediği görülmüştür. Döviz kurundaki oynaklıkların faiz hadleri, yatırım, dış ticaret, istihdam, kredi oranları ve tüketim düzeyi gibi pek çok alan ile ilişkili olduğu ifade edilebilir. Literatüre bakıldığında farklı ülkelerde döviz kurunda yaşanan oynaklığın etkileri üzerine çok sayıda çalışma yapıldığı görülmektedir. Bununla birlikte yapılan çalışmaların önemli kısmı döviz kurunda meydana gelen oynaklık ile büyüme ya da dış ticaret arasındaki ilişkiyi ölçmeye yöneliktir. Türkiye’de de son yıllarda yaşanan döviz kuru oynaklığı farklı alanlarda etkisini göstermektedir. Tüketim harcamaları da döviz kurunda meydana gelen oynaklığın etkisi olduğu düşünülen alanlar arasındadır. Literatür incelendiğinde tüketim harcamaları ile döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkiyi görmeye yönelik çalışma sayısının az olduğu dikkati çekmektedir.

Ekonomiler açısından bakıldığında tüketim harcamaları toplam talebin önemli bir kısmını teşkil etmektedir. Dünya genelinde ülke verileri incelendiğinde gayri safi yurtiçi hasılanın yaklaşık %60’lık kısmı tüketim harcamalarından oluşmaktadır. Bu bakımdan tüketim harcamaları toplam talebin iktisadi analizini belirlemede önemli bir rol oynamaktadır. Ayrıca, tüketim harcamaları iktisadi faaliyetlerin nihai amacı olarak görülmektedir. Bu sebepten tüketim seviyesi ekonominin verimliliği bakımından da merkezi bir ölçüt olarak sayılmaktadır (Bonsu ve Muzindutsi, 2017).

Bu çerçevede Türkiye’de döviz kurunda yaşanan oynaklıkların tüketim harcamaları üzerine olan etkisi çalışmanın amacı olarak yer almaktadır. Çalışmanın ilk kısmında araştırma sorusuna ilişkin literatürde yer alan çalışmalara değinilmiştir. İkinci kısımda ise veri ve kullanılacak yöntem ortaya koyulmuştur. Üçüncü kısımda yapılan analiz neticesinde elde edilen ampirik bulgular aktarılmakta devamında ise çalışma sonuç ve değerlendirme kısmı ile son bulmaktadır.

1. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Literatüre bakıldığında da döviz kuru oynaklığı üzerine pek çok çalışma yapıldığı görülmektedir. Bu çalışmaların önemli kısmı döviz kurunda yaşanan belirsizlikler ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi ele almaktadır. Döviz kuru belirsizliği ve enflasyon ilişkisi üzerine de literatürde farklı çalışmalar yapıldığı ifade edilebilir. Tablo 1’de döviz kuru belirsizliğine yönelik yapılmış çalışmalar yer almaktadır.

Tablo 1. Döviz Kuru Oynaklığı Üzerine Yapılan Çalışmalar

Yazar	Yayın Yılı	Dönem-Örneklem	Etki
Döviz Kuru Oynaklığı ve Tüketim Arasındaki İlişkiyi Ele Alan Çalışmalar			
Alexander	1952	A.B.D.	Olumsuz
Kugler	1985	1969-1982 Amerika Birleşik Devletleri, Birleşik Krallık, Almanya ve Fransa	Etkilemektedir
Caroll	1992	1976-1985 A.B.D.	Etkilemektedir
Jin	1995	1960-1988 12 OECD Ülkesi	Etkilemektedir
Hall	1997	1961-1990 Japonya	Etkilemektedir
Obstfeld ve Rogoff	1998	A.B.D.	Etkilemektedir
Bahmani-Oskooee ve Hajilee	2010	1969-2005 18 ülke	Etkilemektedir
Bahmani-Oskooee ve Xi	2012	1970-2008 Japonya	Etkilemektedir
Njindan Iyke ve Ho	2018	1991-2014 8 Ülke	Etkilemektedir

Döviz kuru yaşanan belirsizlikler reel tüketimi doğrudan veya dolaylı olarak etkilemektedir. Doğrudan etkide, firmalar ve hane halkları genel olarak belirsizliğe ters yönde tepki vermektedir. Bu durum tüketim kararlarını etkilemektedir. Aynı derecede, belirsizlik üretimi, geliri, ticareti ve sonuç olarak tüketimi engellemektedir. Dolaylı etkide ise, firmalar döviz kuru belirsizliğine karşı ürettikleri mal ve hizmetlerin fiyatlarını yükselterek riskten kaçınma girişiminde buldukları görülmektedir (Obstfeld ve Rogoff, 1998).

Ekonomilerde tüketim ya da tasarruf merkezli atılacak bir adım kısa ve uzun dönemli mikro ve makroekonomik analizler üzerinde iki farklı türde etkiye yol açmaktadır. Bunlardan ilki, kısa dönemde tüketim konjontürel dalgalanmalara yol açarak kısa dönemli para politika kararlarını şekillendirmektedir. İkincisi ise toplam tasarruf düzeyi toplam sermaye stoku büyüklüğünü etkilemektedir. Bu durumun akabinde ise ücretler, faiz düzeyleri ve uzun vadede yaşam standartları etkilenmektedir (Njindan Iyke ve Ho, 2018). Literatürdeki çok sayıda farklı çalışmada toplam talebin ana bileşenlerinden olan tüketim ve tasarruf düzeyini belirleyen etkenler incelenmiştir. Literatürdeki araştırmaların bir kısmında tüketimin belirleyicisi olarak faiz oranları ve reel gelir düzeyi üzerine odaklanılmıştır (Bahmani-Oskooee v.d., 2015). Özellikle de ülkelerin pek çoğuna bakıldığında iç üretimin büyük kısmının yurt içinde satın alındığı ve tüketildiği görülmektedir. Bu sebepten, tüketim harcamalarını ve de tüketimin belirleyicilerini anlamak politika yapıcıların özellikle resesyonist ve enflasyonist dönemlerde uygun politika belirlemesi bakımından oldukça önemlidir (Bahmani-Oskooee ve Hajilee 2012). Diğer yandan ise giderek daha açık bir yapıya kavuşan günümüz ekonomilerinde döviz kuru pek çok makroekonomik değişkenin ana belirleyicisi haline gelmiştir.

Kurda meydana gelen değer kayıpları üzerine yapılan çalışmalar genellikle ihracat ve ithalat üzerine yoğunlaşırken literatürde pek çok makroekonomik değişkeni etkilediği de yer almaktadır. Mevcut kurda meydana gelen değer kaybı yabancı para birimlerinin değerini arttırmaktadır. Bu gibi durumlarda ellerindeki varlıkları ulusal para birimi yerine yabancı para biriminde tutanlar kendilerini daha varlıklı hissetmektedirler (Arango ve Nadiri, 1981). Diğer yandan her ne kadar kurda yaşanan değer kaybı neticesinde ihracatta artış beklenmesine rağmen toplam talepte ortaya çıkacak enflasyonist etkilerle ithal girdilerin maliyetlerinde meydana gelecek yükseliş toplam arzı düşürecektir. Literatürdeki çalışmaların bir kısmında, toplam arzda meydana gelen gerilemenin, toplam talepte yaşanan artışı dengelemekten fazlasına yol açabileceği ve bunun sonucunda ise yurtiçi üretimin azalacağını ifade edilmektedir (Krugman ve Taylor, 1978).

Alexander 1952’de döviz kurunun enflasyon üzerinde oluşturacağı etkiyi ele alan çalışması ile döviz kuru tüketim ilişkisini ilk ele alan kişi olmuştur. Çalışmasında reel döviz kurunda meydana gelen oynaklıkların enflasyon üzerinde belirsizliklere yol açabileceğini ve bunun neticesinde hane halkı tüketim kararlarının etkilenebileceğini belirtmiştir (Alexander, 1952). Jin 1995 yılında yapmış olduğu çalışmada 12 OECD ülkesi için tüketim ve harcanabilir gelir arasındaki eş bütünleşmeyi araştırmıştır. Çalışmada 1960-1988 döneminde yıllık veriler üzerinden her ülke için bağımsız olarak eş bütünleşme testi uygulanmış ve harcanabilir gelir ile tüketim arasında eş bütünleşmeye dair kanıt bulunamamıştır. Diğer yandan aynı veriler üzerinde yapılan panel veri çalışmasında ise eş bütünleşmeyi destekleyen sonuca ulaşılmıştır (Jin, 1995). Carroll ise 1992 yılında yapmış olduğu çalışmada tüketicilerin risk ve gelir belirsizliği karşısında optimal davranışlarını incelemiş ve böylesi durumlarda “tampon stok” düzeyinin optimal olacağını öne sürmüştür (Carroll, 1992). Carroll ve Kimball 1996 yılındaki çalışmalarında ekonomide meydana gelen belirsizliklerin ve ortaya çıkan oynaklıkların, düşük gelir düzeyine sahip olan hane halkında yüksek gelir düzeyine sahip hane halkına nazaran daha büyük bir düşüşe yol açtığı sonucuna ulaşmıştır (Carroll ve Kimball, 1996). Carroll 1997 yılındaki çalışmasında ise, ortalama hane halkı harcama çeşitliliğinin hane halkı gelir düzeyine ve sabırsızlık seviyelerine dayanarak yaşam döngüsü üzerindeki ortalama hane halkı gelir düzeyini yansıtmının optimal yolu olduğu sonucuna ulaşmıştır (Carroll, 1997). Hall ve arkadaşları ise 1997’de ki çalışmalarında Japonya’da tüketimin ve harcanabilir gelirin eş bütünleşme özelliklerini ele almıştır. Yapılan testler neticesinde eş bütünleşmeyi destekler sonuçlara ulaşamamışlardır ancak çalışmaya zamanla değişen parametrelerin ilave edilmesiyle eş bütünleşme desteklenmiştir (Hall v.d., 1997).

Literatürdeki çalışmaların çoğunda, tüketimin ana belirleyicisi olarak gelir ve faiz oranlarına odaklanmış olsa da, birkaç çalışma enflasyon oranını tüketimin bir başka belirleyici olarak konuya dahil etmiştir. Kugler’in 1985 yılında yapmış olduğu çalışma buna örnek olarak verilebilir. Kugler çalışmasında Amerika Birleşik Devletleri, Birleşik Krallık, Almanya ve Fransa’daki dayanıksız tüketim ürünlerinin

tahmininde gelir, faiz ve enflasyon oranının kullanılabilirliğini belirlemeye çalışmıştır. 1969-1982 yılları arasında çeyrek dönemlik verileri AR modeli ile ele almıştır. Sonuç itibariyle farklı ülkelerde tüketimi belirleme amaçlı kullanılan değişkenlerden en az birinin anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmakla birlikte rasyonel beklenti hipotezi çerçevesinde gelir, faiz oranı ve enflasyon oranının eklenmiş olduğu sürekli gelir hipotezi reddedilmiştir. (Kugler, 1985)

Döviz kuru belirsizliği ve oynaklığı neticesinde mal ve hizmet fiyatlarında meydana gelebilecek değişimler iç tüketim üzerinde negatif ya da pozitif etkilere yol açmaktadır. Bu bağlamda, literatürde yer alan çalışmalara da bakarak döviz kuru belirsizliği ve oynaklığının hane halkı tüketim davranışları ve tasarruf kararları üzerinde büyük bir öneme sahip olduğu görülmektedir (Obstfeld ve Rogoff, 1998).

Döviz kuru oynaklığının hane halkı tüketimi üzerine olan etkisi belirgin olmasına rağmen literatürde bu konu üzerinde yeterince çalışma yapılmadığı görülmektedir. Ancak son dönemde döviz kuru tüketim ilişkisini farklı yöntemlerle ele alan çalışmalar sıklıkla başlamıştır.

Bahmani-Oskooee ve Hajilee 2010 yılında yapmış oldukları çalışmada ulusal para biriminde meydana gelen değer kaybının nitelikli ve niteliksiz işgücü ücretlerine olan etkisini 18 ülke örneğiyle araştırmıştır. Çalışma sonucunda kurda meydana gelen düşüşün 6 ülkede düşük nitelikli iş gücünün ücretlerinin düşmesine, 7 ülkede ise nitelikli iş gücünün ücretlerinde artışa neden olacağı sonucuna ulaşmıştır (Bahmani-Oskooee ve Hajilee 2010).

Bahmani-Oskooee ve Hajilee 2012'de ki çalışmalarını ise 50 ülke üzerinde yapmışlardır. Çalışma sonucunda kısa dönemde kurda meydana gelecek değer kaybının 50 ülkenin 37'sinde yaşanacağını, uzun dönemde ise 24'ünde etkili olacağını belirtmişlerdir (Bahmani-Oskooee ve Hajilee 2012).

Çalışmada döviz kurunda yaşanan oynaklıklar ve hanehalkı harcamaları arasındaki ilişkinin incelenmesi amacıyla, Hacker ve Hatemi-J (2006) tarafından önerilen kaldıraçlı bootstrap simülasyonuna dayalı nedensellik testi kullanılmıştır. Bu yöntem, asimptotik yöntemlere kıyasla daha güvenilir sonuçlara ulaşılmasını sağlamaktadır. Ayrıca, VAR modelinde uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Hatemi-J (2003) tarafından önerilen daha güvenilir bir bilgi kriteri kullanılmıştır. Uygulamada kullanılan yöntemlere bağlı olarak, çalışmada daha dirençli sonuçlara ulaşıldığı söylenebilir.

2. VERİ VE YÖNTEM

Döviz kuru oynaklığının ölçülmesi için kullanılacak çok sayıda yöntem bulunmaktadır. Bunların içerisinde en sık kullanılan döviz kurunun logaritmik değerlerinin standart sapmalarıdır (Koray ve Lastrapes 1989; Chowdhury 1993). Bu çalışmada GARCH modellerinden [AR(1)-GARCH(1,1)]¹ elde edilen koşullu varyans değerleri Euro/TL ve Dolar/TL kurları için oynaklık değişkenleri olarak kullanılacaktır. Bu yöntem

¹ * Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre uygun gecikme uzunluğu olarak AR(1)-GARCH(1,1) modeli seçilmiştir. Bu gecikme uzunluğunda Dolar/TL için Q istatistikleri 5 gecikme için sırasıyla 0.0984, 0.2113, 0.2273, 0.2464 ve 2.0542 olarak hesaplanmış ve tüm test istatistikleri kritik değerlerden küçük olduğu için ardışık bağımlılığın olmadığını söyleyen yokluk hipotezi reddedilmemiştir. ARCH-LM test istatistiği 1.566 (0.2108) olarak elde edilmiş ve modelin hata terimlerinin koşullu varyansa sahip olmadığını gösteren yokluk hipotezi red edilememektedir. Euro/TL için Q istatistikleri 5 gecikme için sırasıyla 0.1030, 0.6424, 1.5408, 1.5539 ve 3.1538 olarak hesaplanmış ve tüm test istatistikleri kritik değerlerden küçük olduğu için ardışık bağımlılığın olmadığını söyleyen yokluk hipotezi reddedilmemiştir. ARCH-LM test istatistiği 0.6459 (0.430) değerine eşittir ve modelin hata terimlerinin koşullu varyansa sahip olmadığını gösteren yokluk hipotezi red edilememektedir. Değişkenlerin ACF ve PACF değerleri dönemler itibariyle periyodik bir değişim görüntüsü sergilememektedir. Dolayısıyla mevsimsel bir etkinin yer almadığı görülmektedir.

Dolar/TL			Euro/TL		
Gecikme	ACF	PACF	Gecikme	ACF	PACF
1	0.215	0.215	1	0.941	0.941
2	0.026	-0.021	2	0.878	-0.064
3	0.096	0.099	3	0.812	-0.056
4	-0.017	-0.061	4	0.743	-0.064
5	0.023	0.044	5	0.671	-0.062
6	-0.012	-0.039	6	0.594	-0.089
7	-0.077	-0.061	7	0.523	0.007
8	-0.000	0.024	8	0.475	0.162
9	-0.007	-0.008	9	0.430	-0.011
10	0.000	0.017	10	0.387	-0.035

diğer yaygın kullanılan istatistiksel ölçümlere kıyasla belirsizliği daha iyi yansıtmaktadır (Pozo, 1992). Diğer değişkenlerimiz, hane halkının ve bireylerin yapmış oldukları dayanıklı ve dayanıksız tüketim harcamaları ile hizmet harcamalarını kapsayan harcama yöntemiyle GSYH’da tüketim harcamalarının alt kategorilerinden oluşmaktadır. Döviz kurlarındaki oynaklığın reel harcama düzeyine yönelik ilişkisini belirlemek amacıyla, hane halkı harcama kategorileri sabit fiyatlarla kullanılmıştır. Çalışmada toplam 13 değişken yer almaktadır. Hane halkı harcama verileri Türkiye İstatistik Kurumu’ndan, döviz kuru verileri Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)’den elde edilmiştir. Tüm değişkenler 1999:ç1 ile 2016:ç2 dönemlerini kapsamaktadır.

Bu çalışmanın temel amacı Türkiye’de döviz kuru oynaklığı ve hane halkı harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmasıdır. Bu amaçla, aşağıdaki p gecikme uzunluğunda vektör otoregresif modeli, VAR(p) oluşturulmuştur:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada:

y_t = VAR modeldeki değişken sayısını (çalışmada bu sayı 13’e eşittir),

v = Sabit terimler vektörünü,

ε_t = hata terimleri vektörünü ve

$A_r = r$ gecikme için ($r=1, \dots, p$) katsayılar matrisini göstermektedir. VAR(p) denkleminde önemli nokta uygun gecikme uzunluğunun seçimine dikkat edilmesidir. Çünkü bu denklemden elde edilecek tüm çıkarımlar seçilecek gecikme uzunluğuna dayanmaktadır. Modellerin uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi amacıyla Hatemi-J (2003) tarafından geliştirilen yeni bir bilgi kriteri kullanılmıştır. Özellikle VAR modelindeki değişkenler stokastik trendler içeriyorsa, bu bilgi kriterinin uygun gecikme uzunluğunu bulmada başarılı olduğu görülmektedir (Gündüz&Hatemi-J, 2005). Hatemi-J bilgi kriteri (HJC) aşağıdaki gösterilmektedir:

$$HJC = \ln(|\hat{\Omega}_j|) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right) \quad j = 0, \dots, p \quad (2)$$

Burada;

$|\hat{\Omega}_j|$ = j gecikme uzunluğu için ε_t nin varyans kovaryans matrisinin determinantını,

n = VAR modelinin boyutunu ve,

T = VAR modelinde tahmin için kullanılan gözlem sayısını göstermektedir.

Denklemin 2’yi minimize eden gecikme uzunluğu en uygun olarak belirlenmelidir. Eğer değişkenler bütünleşikse, VAR modelinde ki kısıtlamaları test etmek için asimptotik dağılımlar kullanılamaz. Bu soruna çözüm bulmak amacıyla, Toda ve Yamamoto (1995) nedenselliğin test edilmesi amacıyla genişletilmiş bir VAR ($p+d$) modeli geliştirmişlerdir.

$$y_t = \hat{v} + \hat{A}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{A}_p y_{t-p} + \dots + \hat{A}_{p+d} y_{t-p-d} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Bu denklemde şapkalı parametreler tahmin değerlerini, d terimi ise değişkenlerin bütünleşme derecesini göstermektedir. Eğer “ H_0 : tüm $r=1, \dots, p$ ler için A_r ’de j satırı, k sütunundaki eleman sıfıra eşittir.” hipotezi belirli bir anlamlılık düzeyinde reddedilemez ise y_t ’nin k . elemanı y_t ’nin j . elemanının Granger nedeni değildir. Modele eklenen gecikmeler (örneğin d gibi) Granger nedenselliğin yokluk hipotezinde yer almamaktadır. Toda ve Yamamoto (1995) analitik olarak bu kısıtsız parametrelerin asimptotik dağılım teorisinin uygulanmasını sağladığını göstermektedir. Toda ve Yamamoto test istatistikleri şu şekildedir:

$$Y = (y_1, y_2, \dots, y_T) \quad (n \times T)$$

$$\hat{D} = (\hat{v}, \hat{A}_1, \dots, \hat{A}_p, \dots, \hat{A}_{p+d}) \quad (n \times (1 + n(p + d)))$$

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p-d+1} \end{bmatrix} \left((1 + n(p + d))x1 \right), t = 1, \dots, T$$

$$Z_t = (Z_0, \dots, Z_{T-1})((1 + n(p + d))xT)$$

ve

$$\hat{\delta} = (\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T) (nxT)$$

Bu notasyon ile, tahmin edilen VAR ($p+d$) modeli;

$$Y = \hat{D}Z + \hat{\delta} \quad (4)$$

şeklinde yazılabilir. Granger nedenselliğın test edilmesi amacıyla, Toda ve Yamamoto tarafından geliştirilen dönüştürölmüş WALD (MWALD) test istatistiğı ise aşağıdaki gibidir:

$$MWALD = (C\hat{\beta})' [C((Z'Z)^{-1} \otimes S_U)C']^{-1} (C\hat{\beta}) \sim \chi_p^2 \quad (5)$$

(5) nolu denklemde:

\otimes = Kronecker çarpımını,

C = Granger nedenselliğın yokluk hipotezinde belirtildiğı üzere hangi parametrelerin sıfır değeri olması gerektiğini gösteren $p \times n(1+n(p + d))$ boyutunda bir seçim matrisini,

S_U = Yokluk hipotezi altında sıfır kısıtlamaları uygulanmadığı takdire, denklem (4)'teki hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisini,

$\hat{\beta} = \text{vec}(\hat{D})$, vec sütun-yığıma operatörünü göstermektedir.

Toda ve Yamamoto, hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımı sağlandığında MWALD test istatistiğının kısıtlama sayısına eşit serbestlik derecesiyle asimptotik olarak χ^2 dağılacığını göstermişlerdir. Bununla birlikte, Hacker ve Hatemi-J (2006) eğer hata terimleri için veri üretme süreci normal olmayan ve otoregresif koşullu farklı varyanslılık (ARCH) özelliklerine sahipse MWALD test istatistiğının yokluk hipotezinin geçersiz kıldığını, Monte Carlo simülasyonu yardımıyla göstermektedir. Yazarlar, bu koşullar altında nedensellik testlerine dayanarak çıkarımı geliştirmek için, kaldırıcı bir bootstrap simülasyon tekniğı kullanmaktadır. Bootstrap simülasyonlarının gerçekleştirilmesi için Granger nedenselliğın yokluk hipotezi kısıtı altında denklem (4) tahmin edilmektedir. Her bootstrap simülasyonu için, simüle edilmiş Y^* verileri, bu denklemden elde edilen tahmin parametreleri (\hat{D}) kullanılarak elde edilir (Z ; orijinal veriyi ve δ^* bootstrap hata terimlerini göstermektedir.)

$$Y^* = \hat{D}Z + \delta^* \quad (6)$$

Bootstrap simülasyonu 10000 defa tekrarlanmış ve her tekrarda MWALD test istatistiğı hesaplanmıştır. Bu şekilde, MWALD test istatistiğı için ampirik dağılım üretilmektedir. Bu 10000 tahminden sonra bootstrap MWALD istatistiklerinin dağılımının (α) üst çeyreğine ulaşılabilir ve α -düzeyinde bootstrap kritik değeri (c_α^*) elde edilebilir. Böylece, %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde Bootstrap kritik değeri üretilir. Bir sonraki adım da ise, orijinal verileri kullanarak MWALD istatistikleri hesaplanmaktadır. Eđer gerçek MWALD test istatistiğı c_α^* 'dan büyükse, Granger nedenselliğın boş hipotezi reddedilir.

Toda ve Yamamoto nedensellik testi ve Hacker-Hatemi-J nedensellik testi değışkenlerdeki negatif ve pozitif şokların nedensellik etkilerini göz ardı etmektedir. Özellikle döviz kuru oynaklığı ve hane halkı harcama değışkenlerinin koşullara bağılı olarak pozitif ve negatif yönde değışim gösterebilen özelliğe sahip oldukları düşünöldüğünde, çalışmada asimetrik nedenselliğın belirlenmesi amaçlanmaktadır. Granger nedensellik testi doğası gereğı sadece simetrik bir değılendirme yapmaktadır. Ancak, pozitif ve negatif kalıcı şoklar mutlak büyüklük bakımından belirgin asimetrik nedensel ilişkiler üretebilir. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi, mevcut etkilerin yükselme veya düşme eğilimine bağılı olarak asimetriktir.

Hatemi-J’nin geliştirmiş olduğu asimetrik nedensellik testi, Hacker ve Hatemi-J tarafından geliştirilmiş olan simetrik nedensellik testine dayanmaktadır. Bu asimetrik nedensellik testinin simetrik nedensellik testinden tek farkı değişkenlerin kendisiyle değil değişkenlere ait pozitif ve negatif bileşenleri (kümülatif şokları) kullanarak nedensellik testi yapmasıdır. Hatemi-J (2012: 449) değişkenlere ait kümülatif şokları Granger ve Yoon (2002)’un çalışmasındaki gibi ayırdığını belirtmektedir Granger ve Yoon (2002), kümülatif şokları kullanarak şoklar arasında eşbütünleşme olup olmadığını test etmiş ve bu testine örtük eşbütünleşme adını vermiştir. Döviz kurunda yaşanan değişimler ve harcama düzeyi arasındaki nedensellik ilişkisi dikkate alındığında,

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}$$

denklemleri rassal yürüyüş göstermektedir. bu denklemlerde y_{10} ve y_{20} sabit terim katsayılarını, ε_{1i} ve ε_{2i} rassal büyüklükleri ise beyaz gürültülü hata terimlerini göstermektedir. pozitif ve negatif şokları tanımlamak için şu formüller kullanılır : $\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$, $\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$ (her iki değişkene ait pozitif şoklar); $\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0)$, $\varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$ (her iki değişkene ait negatif şoklar). Böylece, $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$, $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$ eşitlikleri tanımlanabilir. Bu eşitliklerden hareketle aşağıdaki denklemler elde edilmektedir:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (9)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (10)$$

Son olarak, her bir değişkene ait pozitif ve negatif şoklar kümülatif formda $y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+$, $y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-$, $y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+$, $y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-$ şeklinde belirlenir. Negatif şoklar kadar her bir pozitif şok da değişken üzerinde kalıcı bir etkiye sahiptir. Bu kümülatif toplamlar, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini test etmek için kullanılabilir. Örneğin, Euro/TL döviz kuru oynaklığı ve hane halkı eğitim harcamalarına ait pozitif şokların arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisi aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\begin{bmatrix} EURO_t^+ \\ EGT_t^+ \end{bmatrix} = \gamma_0 + \gamma_1 \begin{bmatrix} EURO_{t-1}^+ \\ EGT_{t-1}^+ \end{bmatrix} + \dots + \gamma_p \begin{bmatrix} EURO_{t-p}^+ \\ EGT_{t-p}^+ \end{bmatrix} + \omega_t \quad (11)$$

Değişkenlere ait pozitif ve negatif şoklar ayrıştırıldıktan sonra Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testine (simetrik) ait yukarıda bahsedilen tahmin işlemleri uygulanmakta ve bootstrap simülasyonu ile kritik değerler elde edilmektedir.

3. AMPİRİK BULGULAR

Nedensellik ilişkilerinin test edilmesinden önce, çok değişkenli normallik ve çok değişkenli ARCH etkileri test edilmiştir. Testlerin sonuçlarına göre, normallik ve ARCH etkisi varsayımlarının geçerli olmadığı görülmektedir (bkz. Tablo 2). Bu sonuçlar, daha güvenilir kritik değerler elde etmek için bootstrap simülasyonlarının uygulanmasının gerekliliğine işaret etmektedir. İlk olarak, eğer değişkenler birim kök içeriyorsa, Toda ve Yamamoto (1995) nun belirttiği birim kök etkisini dikkate almak amacıyla VAR modelinde eklenecek gecikme sayısını belirlemek amacıyla durağanlık sınamaları yapılmıştır.

Tablo 2. Birim Kök ve Durağanlık Sınamaları

Seri	ADF			Phillips-Perron			KPSS	
	S	S/T	-	S	S/T	-	S	S/T
EURO	-3.377** I(0)	-6,790* I(0)	-4,537* I(0)	-6,212* I(1)	-6,168* I(1)	-5,238* I(1)	0,994 I(0)	0,139 I(0)
USD	-6,468* I(0)	-6,802* I(0)	-4,051 I(0)	-6,452 I(0)	-6,803* I(0)	-5,613 I(0)	0,349 I(0)	0,043 I(0)
EGITIM	-6,311* I(1)	-6,269* I(1)	-5,839* I(1)	-6,289* I(1)	-6,244* I(1)	-5,839 I(1)	0,177 I(1)	0,205 I(1)
KULTUR	-3,672* I(1)	-3,702** I(1)	-3,617* I(1)	-3,854* I(0)	-4,177* I(0)	-11,96* I(1)	0,249 I(1)	0,118 I(1)
MOBİLYA	-3,802* I(1)	-3,778** I(1)	-3,360* I(1)	-14,857* I(1)	-14,706* I(1)	-9,785* I(1)	0,121 I(1)	0,093 I(1)
GIDA	-4,699* I(1)	-4,667* I(1)	-3,240* I(1)	-3,978* I(0)	-9,502* I(0)	-14,036* I(1)	0,129 I(1)	0,093 I(1)
KONUT	-3,214** I(1)	-3,534** I(1)	-0,833 I(0)	-12,117* I(1)	-12,835* I(1)	-10,345* I(1)	0,194 I(1)	0,080 I(1)
OTEL	-4,301* I(1)	-4,238* I(1)	-3,736 I(1)	-9,154* I(0)	-13,968* I(0)	-3,309* I(0)	0,109 I(1)	0,082 I(1)
ULASIM	-4,350* I(1)	-4,476* I(1)	-3,116* I(1)	-19,393* I(1)	-21,052* I(1)	-9,744* I(1)	0,171 I(1)	0,115 I(1)
CESITLI	-5,050* I(1)	-12,906* I(1)	-3,840* I(1)	-19,219* I(1)	-20,078* I(1)	-11,431* I(1)	0,132 I(1)	0,071 I(1)
GIYIM	-4,610* I(1)	-4,575 I(1)	-4,650* I(1)	-9,075* I(0)	-9,691* I(0)	-47,256* I(1)	0,087 I(1)	0,073 I(1)
SAGLIK	-4,565* I(1)	-4,708* I(1)	-3,138* I(1)	-13,385 I(1)	-13,387* I(1)	-9,776* I(1)	0,119 I(1)	0,110 I(1)
HH	-3,200** I(1)	-3,176*** I(1)	-2,341** I(1)	-13,934* I(1)	-13,745* I(1)	-9,731* I(1)	0,138 I(1)	0,084 I(1)

(1) (*), (**) ve (***) sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. ADF testi için Schwarz bilgi kriteri ile gecikme uzunluğu seçilmiştir. Phillips_Perron ve KPSS testleri için Newey-West bant genişliği Bartlett Kernel kullanılarak belirlenmiştir. ADF ve Phillips_Perron testleri için yokluk hipotezi serilerin birim kök içerdiği (durağan olmadığı) şeklinde iken, KPSS testi için yokluk hipotezi serilerin birim kök içermediği (durağan olduğu) yönündedir.

(2) Çok değişkenli normallik sınaması Doornik ve Hansen (2008) test istatistiği kullanılarak yapılmıştır. Test sonuçları [$\chi^2_{(24)}: 670.619 (0.000)$] verinin normal dağılmadığını göstermektedir. ARCH etkisinin test edilmesi amacıyla çok değişkenli Ljung-Box (Q) test istatistiği kullanılmıştır. Buna göre elde edilen test istatistiği [$\chi^2_{(242)}: 606.538 (0.000)$] çok değişkenli ARCH etkisinin varlığına işaret etmektedir.

Tablo 2'de yer alan ADF, Phillips-Perron ve KPSS test sonuçları Dolar/TL ve Euro/TL döviz kurlarına ait oynaklık değişkenlerinin düzey de durağan; harcama değişkenlerinin ise birinci farklarında durağan olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla, nedenselliğin test edildiği VAR modellerinde ilave 1 gecikme daha eklenmesi gerekmektedir. Modellerde gecikme uzunlukları Hatemi-J (2003) bilgi kriteri temel alınarak belirlenmiştir. Her bir modelde HJK kullanılarak belirlenen gecikme uzunlukları Tablo 3'de yer almaktadır.

Tablo 3. Döviz Kuru Oynaklığı ve Harcama Türlerinin Bootstrap Nedensellik Testi Sonuçları

Modeller	H ₀ : Dolar kuru Oynaklığı harcama türünün Granger nedeni değildir.				H ₀ :Harcama türü dolar kuru oynaklığının Granger nedeni değildir.					
	MWALD İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri			Gecikme	MWALD İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri			Gecikme
		1%	5%	10%			1%	5%	10%	
(EGITIM)	3.976	14.422	9.923	8.193	3	2.722	16.365	11.434	9.077	3
(OTEL)	1.143	7.564	3.988	2.564	5	0.094	7.537	3.899	2.498	5
(CESITLI)	0.066	11.819	3.852	2.392	4	0.56	15.882	3.707	2.198	4
(GIDA)	2.692	17.529	12.22	9.873	5	3.435	18.617	13.049	10.59	5
(GIYIM)	2.337	6.162	3.865	2.759	5	0.51	6.23	3.873	2.808	5
(KONUT)	0.255	36.024	0.961	0.206	6	2543***	22.484	3.363	1.854	6
(MOBİLYA)	3.481	12.628	8.289	6.6	5	10.994**	12.567	8.193	6.511	5
(SAGLIK)	0.045	11.26	3.774	2.394	4	14.989**	18.663	3.619	2.172	4
(ULASIM)	0.013	11.987	3.553	2.269	5	0.133	17.459	3.325	2.046	5
(KULTUR)	0.498	7.081	4.102	2.825	5	0.002	6.885	4.028	2.879	5
(HH)	0.164	10.414	3.77	2.439	5	0.002	14.816	3.722	2.279	5

<i>(Tablo 3’ün devamı)</i>										
Modeller	H ₀ : Euro kuru Oynaklığı harcama türünün Granger nedeni değildir.					H ₀ :Harcama türü euro kuru oynaklığının Granger nedeni değildir.				
	MWALD İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri			Gecikme	MWALD İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri			Gecikme
	1%	5%	10%			1%	5%	10%		
1 (EGITIM)	15.960**	20.797	14.196	11.553	3	4,989	14.961	10.212	8.256	3
2 (OTEL)	6.867**	10.606	6.374	4.623	6	1,737	7.26	4.072	2.79	6
3 (CESITLI)	111.309*	35.985	6.821	4.329	4	133.518*	23.081	6.587	4.442	4
4 (GIDA)	28.100*	21.017	15.108	12.513	6	345.339***	54036.591	1181.507	146.42	6
5 (GIYIM)	0.556	8.793	5.810	4.632	5	20.348*	8.441	2.284	1.073	5
6 (KONUT)	7.768*	6.009	3.728	2.58	6	2.541***	16.933	3.557	2.005	6
7 (MOBILYA)	10.667*	8.162	4.157	2.783	3	14.790*	13.063	8.551	6.737	3
8 (SAGLIK)	138.984*	30.428	7.376	4.434	4	108.258*	14.769	3.942	2.48	4
9 (ULASIM)	162.178*	39.988	7.027	3.894	6	134.133*	23.067	6.589	4.254	6
10 (KULTUR)	7.189*	6.923	4.075	2.82	6	6.833**	7.209	4.187	2.891	6
11 (HH)	102.926*	32.442	6.693	4.261	6	57.510*	11.978	4.032	2.635	6

Not: *, ** ve *** simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Hacker ve Hatemi-J (2012) simetrik nedensellik testi sonuçları Tablo 3’de gösterilmiştir. Tablo 3’de yer alan bulgulara göre ilk dikkat çeken nokta Dolar/TL kurunda yaşanan oynaklıktan harcama türlerine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Buna karşılık Konut, Su, Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar; Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri ve Sağlık harcamalarından Dolar/TL kuru oynaklığına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Toplamda Hanehalklarının Tüketim harcamaları (HH) ve Dolar/TL döviz kuru oynaklığı arasında simetrik bir nedensellik ilişkisi yoktur. Euro/TL döviz kuru oynaklığı açısından bakıldığında, sonuçlar Dolar/TL kurundakinden önemli oranda farklılık göstermektedir. Giyim ve ayakkabı harcamaları hariç olmak üzere, Euro/TL kurunda yaşanan oynaklıktan tüm harcama türlerine doğru simetrik bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Harcama türlerinden Euro/TL kurundaki oynaklığa doğru nedensellik ilişkisi ise, Eğitim ve Otel, Lokanta harcamaları hariç diğer tüm harcama türlerinde geçerlidir. Bootstrap simetrik nedensellik testi sonuçları hane halkı harcamaları üzerinde Euro’nun Dolar’a göre daha belirleyici olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda harcamalarda meydana gelen değişimlerin kur oynaklığı üzerindeki etkileri Euro’da daha yüksektir. Bu sonuçlar, Türkiye’de hanehalkının yaptığı harcamalarda Euro bölgesinden yapılan hem tamamlanmış mal hem de ara mal ithalatın payının daha yüksek olmasından kaynaklanmaktadır.

Tablo 4. Korelasyon Katsayıları

	EURO	USD	KULTUR	EGITIM	MOBILYA	GIDA	HH	KONUT	OTEL	ULASIM	CESITLI	GIYIM
EURO	1											
USD	0.200	1										
KULTUR	-0.453	-0.279	1									
EGITIM	-0.863	-0.060	0.248	1								
MOBILYA	-0.900	-0.344	0.496	0.692	1							
GIDA	-0.833	-0.217	0.509	0.690	0.883	1						
HH	-0.912	-0.291	0.541	0.747	0.959	0.956	1					
KONUT	-0.947	-0.278	0.399	0.765	0.933	0.873	0.948	1				
OTEL	-0.274	0.095	0.446	0.266	0.335	0.563	0.493	0.265	1			
ULASIM	-0.900	-0.352	0.482	0.764	0.953	0.899	0.969	0.940	0.330	1		
CESITLI	-0.919	-0.291	0.472	0.724	0.929	0.914	0.964	0.968	0.340	0.943	1	
GIYIM	0.292	-0.019	-0.098	-0.197	-0.275	-0.466	-0.328	-0.366	-0.025	-0.341	-0.437	1

Tablo 4'te yer alan değişkenler arasındaki korelasyon katsayıları da, Bootstrap nedensellik testinden elde edilen ilişkileri desteklemektedir. İlk olarak kur oynaklığında yaşanan artışlar hanehalkı harcamalarını azaltıcı bir etkiye sahiptir. Ancak Euro/TL ve harcama türleri arasındaki doğrusal ilişkilerin gücü Dolar/TL'ye göre daha yüksektir. Özellikle konut ve enerji harcamaları ile sigorta ve mali hizmetleri içeren çeşitli mal ve hizmet harcamaları için güçlü bir ilişkinin olduğu görülmektedir.

Simetrik nedensellik testinin sonuçları Dolar/TL kurunda yaşanan değişimlerin harcama üzerinde nedensellik ilişkisinin olmadığını, Euro/TL kurundaki değişimlerin ise hanehalkı harcamalarında daha belirleyici olduğunu göstermektedir. Ancak, her iki döviz kurunda yaşanan pozitif ve negatif şokların harcamalar üzerinde nedensel etkilerinin ortaya çıkabileceği dikkate alınmalıdır. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik test sonuçları Tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 5. Döviz Kuru Oynaklığı ve Harcama Türlerinin Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

	MWALD İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri			MWALD İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri			
		1%	5%	10%		1%	5%	10%	
DOLAR ⁺ → EĞİTİM ⁽⁴⁾	9.989***	14.868	10.225	8.256	EĞİTİM ⁺ → EURO ⁽⁵⁾	10.345***	17.207	11.708	9.531
OTEL ⁻ → DOLAR ⁽⁵⁾	16.180**	18.968	12.587	10.186	EURO ⁻ → OTEL ⁽⁵⁾	34.093**	50.015	31.448	11.214
SAGLIK ⁻ → DOLAR ⁽²⁾	4.166***	11.627	4.205	2.498	MOBİLYA ⁻ → EURO ⁽²⁾	3.758***	7.069	3.955	2.808
DOLAR ⁺ → GIDA ⁽⁵⁾	11.846***	17.777	12.643	10.227	EURO ⁺ → SAGLIK ⁽³⁾	4.917***	37.745	7.662	4.71
DOLAR ⁺ → GIYİM ⁽⁵⁾	21.137*	18.866	12.721	10.21	EURO ⁻ → SAGLIK ⁽²⁾	48.734*	22.392	3.949	1.923
DOLAR ⁻ → GIYİM ⁽⁵⁾	11.138***	19.724	13.224	10.581	ULASIM ⁻ → EURO ⁽²⁾	3.668***	7.566	4.041	2.772
DOLAR ⁻ → GIYİM ⁽³⁾	5.712***	10.165	6.24	4.791	GIYİM ⁻ → EURO ⁽⁵⁾	32.589*	16.982	12.219	9.76
DOLAR ⁺ → KULTUR ⁽⁵⁾	11.285***	17.786	12.112	9.915	KULTUR ⁺ → EURO ⁽⁵⁾	10.405***	17.008	12.11	9.875
DOLAR ⁻ → KULTUR ⁽⁵⁾	10.774***	17.845	12.264	9.941					
HH ⁻ → DOLAR ⁽⁵⁾	9.992***	17.216	11.347	8.864					

Not: *, ** ve *** simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Parantez içerisindeki değerler modelde ki gecikme sayısını göstermektedir.

Asimetrik nedensellik testinde harcama türleri ve her iki döviz kuru oynaklığına ait negatif ve pozitif şoklar için VAR modelleri kurulmuş ve nedensellik ilişkileri incelenmiştir. Ancak, her bir harcama türü ve döviz kuru oynaklığı için sekiz farklı test istatistiği ve toplamda 176 sonuç elde edildiği için, yerden tasarruf etmek amacıyla Tablo 4'te yalnızca istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar verilmiştir (Talep edilirse sonuçlar paylaşılabilir). Elde edilen bulgular, Dolar/TL kurundaki oynaklığın simetrik etkilerden çok asimetrik etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Dolar/TL ve Euro/TL döviz kurlarındaki oynaklığın giyim ve ayakkabı harcamaları üzerinde simetrik nedensellik ilişkisi olmamasına rağmen, dolardaki hem pozitif hem de negatif şoklar hanehalklarının bu harcama türünde nedensellik ilişkisine sahiptir. Ayrıca, Dolar/TL kurunun pozitif şoklarının ve negatif şoklarının kültür ve eğlence harcamalarındaki düşüşlerinin nedeni olduğu görülmektedir. Euro/TL kurunda yaşanan asimetrik şokların harcamalar üzerindeki etkisinin düşük olduğu görülmektedir. Özellikle, Euro/TL kurunun pozitif ve negatif yönde değişimleri sağlık harcamalarında yaşanan artışlar üzerinde nedensel bir etkiye sahiptir.

SONUÇ ve DEĞERLENDİRME

Kur sistemlerinin değişmesi ve finansal krizler nedeniyle döviz kurlarında oynaklık artmakta ve buna bağlı olarak iç piyasalarda artan enflasyon belirsizliği tüketim harcamalarını etkilemektedir. Bu çalışma TL'nin Dolar ve Euro para birimleri karşısındaki değerinde meydana gelen oynaklığın hane halkı harcamaları üzerindeki nedensel etkilerini incelemektedir. Bu amaç için simetrik ve asimetrik nedensellik testleri kullanılarak 220 nedensellik hipotezi test edilmiştir. Döviz kurunda yaşanan değişimlerin hangi harcama türleri üzerinde nedensellik ilişkisine sahip olduğunu belirlemek amacıyla, toplam harcama düzeyi yerine hanehalkı nihai tüketim harcamaları değişkeni olarak kullanılmıştır. Bootstrap tekniğiyle tahmin edilen WALD testleri sonucunda, dolar kurunda yaşanan değişimlerden tüketim harcamalarına doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Euro kurunda meydana gelen değişimlerin (giyim ve ayakkabı harcamaları hariç) tüketim harcamaları ile nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Simetrik

nedensellik testinde, dolardan tüketim harcamalarına doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunmaması, harcamaları belirleyen diğer faktörlerin (Euro/TL kuru dahil) daha baskın olduğuna işaret etmektedir. Bununla birlikte, eğitim ve otel-lokanta harcamaları döviz kuru oynaklığına yansız olmasına karşın, diğer hanehalkı tüketim harcamalarının dolar ve euro kuru oynaklığını etkilediği görülmektedir. Türkiye’de hanehalkının bu harcama türlerinde yapacağı yüksek tüketimin TL üzerinde dalgalanma etkisi oluşturduğuna ve dolayısıyla bu harcama türlerinde yurtiçinde alternatif tüketim seçeneklerinin sunulmasına dikkat edilmelidir. Ayrıca, döviz kurlarının ithalat fiyatına geçiş derecesinin döviz kuru oynaklığını etkilediği (Duarte ve Obstfeld, 2008; Wang ve Guo, 2016) dikkate alındığında, nedensellik ilişkisine sahip harcama türlerinde ithalatın önemli bir yere sahip olduğu ve bu ürünlerde ithalat fiyatlarının önemli ölçüde etkilendiği düşünülmelidir.

Değişkenlere ait pozitif ve negatif şoklar arasında farklı nedensellik ilişkileri olmasına bağlı olarak uygulanan 11 harcama türüne ait 176 farklı asimetric nedensellik testinden sadece 18 anlamlı nedensellik ilişkisi elde edilmiştir. 18 nedensellik ilişkisinden 10 tanesi euro ve dolar kurundan harcama türlerine doğrudur ve altısı negatif şoklardan, dördü ise pozitif şoklardan kaynaklanmaktadır. Asimetric nedensellik testlerinde genel olarak dolar kurunda yaşanan oynaklığın harcamalar üzerindeki nedensel etkilerinin euro kuruna göre asimetric olarak daha belirgin hale geldiği ve negatif şokların harcamalar üzerindeki nedensel etkilerinin daha fazla olduğu görülmektedir. Özellikle, giyim ve ayakkabı harcama düzeyinin Dolar/TL kuru ve sağlık harcama düzeyinin de Euro/TL kuruna ait asimetric şoklara bağlı değişimlerden etkilenmesi söz konusudur. Elde edilen bulgular ışığında, Türkiye’de Euro/TL kurundaki oynaklığın hanehalkı harcamaları üzerinde önemli bir nedensel etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, harcama türlerinde yaşanan değişimlerin de, euro kurunda daha fazla olmak üzere, döviz kuru oynaklığının nedeni olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, bu harcama türlerinde ithalatı azaltacak önlemlerin alınması, döviz kuru oynaklığını azalmasına da katkı sağlayacağı düşünülmelidir.

KAYNAKLAR

- ALBUQUERQUE, C. R. ve PORTUGAL, M. (2005). Exchange Rate and Inflation: A Case of Sulkiness of Volatility. UFRGS, *Departamento de Economia, Texto Para Discussão*, (1).
- ALEXANDER, S. S. (1952), “Effects of a Devaluation of Trade Balance”, *International Monetary Fund Staff Papers*, 2(2), 263-278.
- ARANGO, S. ve NADIRI, M. I. (1981), “Demand for Money in Open Economies”, *Journal of Monetary Economics*, 7, 69–83.
- ARIZE, A. C. (1995), “Trade Flows and Real Exchange-Rate Volatility: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling”, *North American Journal of Economics & Finance*, 6(1), 37-51.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve HAJILEE, M. (2010), “On the Relation Between Currency Depreciation and Wages”, *Applied Economics Letters*, 17(6), 525-530.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve XI, D. (2012), “Exchange Rate Volatility and Domestic Consumption: Evidence From Japan”, *Economic Systems*, 36(2), 326-335.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. KUTAN, A. M. ve XI, D. (2015), “Does Exchange Rate Volatility Hurt Domestic Consumption? Evidence from emerging economies”, *International Economics*, 144(4), 53-65.
- BAILEY, J. M. TAVLAS, S. G. ve ULAN, M. (1987), “The Impact of Exchange Rate Volatility on Export Growth: Some Theoretical Considerations and Empirical Results”, *Journal of Policy Modeling*, 9(1), 225–243.
- BEIRNE, J. ve BIJSTERBOSCH, M. (2011). “Exchange Rate Pass-Through In Central and Eastern European Member States”. *European Central Bank. Working Paper Series*, 1120.
- BERUMENT, H. (2002). “Treasury Auction Interest Rates And Economic Performance For Turkey”. 1-26.
- BONSU, C. O. ve MUZINDUTSI, P. F. (2017). “Macroeconomic Determinants of Household Consumption Expenditure in Ghana: A Multivariate Cointegration Approach”. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(4), 737-745.
- CARROLL, C. D. (1992), “The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992(2), 61-156.
- CARROLL, C. D. ve KIMBALL, M. S. (1996), “On The Concavity of the Consumption Function”, *Econometrica*, 64(4), 981-992.
- CARROLL, C. D. (1997), “Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis”, *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 1-56.
- CHOWDHURY, A. R. (1993). Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence From Error Correction Models, *Review of Economics and Statistics* 75, 700-706.
- CLARK, P. B. ve HAULK, C. J. (1972), “Flexible Exchange Rates and the Level of Trade: A Preliminary Analysis of the Canadian Experience”, *Washington: Federal Reserve Board*.
- COTE, A. (1994). Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey, *Bank of Canada Working Paper*, 94(5).
- CUSHMAN, O. D. (1983), “The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade”, *Journal of International Economics*, 15, 45–63.
- DOĞANLAR, M. (2002), “Estimating the Impact of Exchange Rate Volatility On Exports: Evidence From Asian Countries”, *Applied Economics Letters*, 9, 859-63.
- DOORNIK, J. A. ve HANSEN, H. (2008), “An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70, 927-939.
- DUARTE, M. ve OBSTFELD, M. (2008), “Monetary Policy in the Open Economy Revisited: The Case for Exchange-Rate Flexibility Restored”, *Journal of International Money and Finance*, 27(6), 949–957.
- ETHIER, W. (1973), International Trade and the Forward Exchange Market. *American Economic Review*, 63, 494-503.
- GÜNDÜZ, L. ve HATEMI-J, A. (2006), “Is the Tourism-Led Growth Hypothesis Valid for Turkey?”, *Applied Economics Letters*, 12(8), 499-504.
- HACKER, R.S. ve HATEMI-J, A. (2006), “Tests for Causality between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application”, *Applied Economics*, 38, 1489-1500.
- HACKER, R.S. ve HATEMI- J, A. (2012), “A Bootstrap Test for Causality with Endogenous Lag Length Choice: Theory and Application in Finance”, *Journal of Economic Studies*, 39(2), 144-160.
- HALL, S.G. PSARADAKIS, Z. ve SOLA, M. (1997), “Conintegration and Changes in Regime: The Japanese Consumption Function”, *Journal of Applied Econometrics* 12, 151–168.

- HATEMİ-J, A. (2003), “A New Method to Choose Optimal Lag Order in Stable and Unstable VAR Models”, *Applied Economics Letters*, 10(3), 135-137.
- HATEMİ-J, A. (2012), “Asymmetric Causality Tests with an Application”, *Empirical Economics*, 43, 447:456.
- HO, S. Y. ve NJINDAN IYKE, B (2018), “Real Exchange Rate Volatility and Domestic Consumption in Ghana”, *The Journal of Risk Finance*, 19(5), 513-523.
- GRANGER, C. ve YOON, G. (2002), “Hidden Cointegration”, Department of Economics, University of California, San Diego, *Economics Working Paper* No. 2002-02.
- GÜR, T. H. ve ERTUĞRUL, H. M. (2012). “Döviz Kuru Volatilitesi Modelleri: Türkiye Uygulaması”. *İktisat İşletme ve Finans*, 27(310), 53-77.
- JIN, F. (1995), “Cointegration of Consumption and Disposable Income: Evidence From Twelve OECD Countries”, *Southern Economic Journal*, 62, 77–88.
- KORAY, F. ve LASTRAPES, W. D. (1989), “Real Exchange Rate Volatility and the US. Bilateral Trade: A VAR Approach”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71(11), 708-712.
- KRUGMAN, P. ve TAYLOR, L. (1978), “Contractionary Effects of Devaluation”, *Journal of International Economics*, 8, 445–56.
- KUGLER, P. (1985), “Autoregressive Modelling of Consumption, Income, Inflation and Interest Rate Data: A Multi-Country Study”, *Empirical Economics*, 10, 37–50.
- OBSTFELD, M. ve ROGOFF, K. (1998), NBER Working Papers içinde “*Risk and Exchange Rates*”. w6694, National Bureau of Economic Research.
- NJINDAN IYKE, B. ve HO, S. Y. (2018). Real Exchange Rate Volatility and Domestic Consumption in Ghana. *The Journal of Risk Finance*, 19(5), 513-523.
- POZO, S. (1992), “Conditional Exchange Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the Early 1900s”, *The Review of Economics and Statistics*, 74, 325-29.
- TODA, H. Y. ve YAMAMOTO, T. (1995), “Statistical Inferences In Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, 66, 225- 250.
- WANG, S. ve GUO, R. (2016), “Asymmetric Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy in Open Economy”, *Annals of Economics and Finance*, Vol. 17(1), 33–53.