

**TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURUNDAN FİYATLARA GEÇİŞKENLİK
ETKİSİ: HATEMİ-J ASİMETRİK NEDENSELLİK TESTİ***

*EXCHANGE RATE PASS-THROUGH IN TURKEY: HATEMİ-J
ASYMMETRIC CAUSALITY TEST*

Muhammed YETİM, Rahmi YAMAK*****

*Geliş Tarihi:03.10.2018
(Received)*

*Kabul Tarihi:02.04.2019
(Accepted)*

ÖZ: Küreselleşme ile birlikte, ülkeler arasındaki ticari engellerin ortadan kalkması sonucunda, döviz kurlarında meydana gelen değişimler ulusal ekonomiler üzerindeki etkisini daha da arttırmıştır. Döviz kurlarındaki dalgalanmaların, ulusal ekonomiler üzerindeki etkilerinden bir tanesi de enflasyon üzerinde görülmektedir. Literatürde, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin belirlenmesine yönelik çok sayıda ampirik çalışma bulunmaktadır. Söz konusu çalışmalar, kullandıkları nedensellik testleri kapsamında, değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şok etkilerinin aynı olduğunu kabul etmektedir. Bu çalışmayı literatürdeki diğer nedensellik çalışmalardan ayıran fark, değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokları birbirinden ayırarak, söz konusu şoklar arasındaki nedenselliğin incelenmiş olmasıdır. Mevcut çalışmada, Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi yardımıyla incelenmiş olup, test sonucunda; %5 anlamlılık seviyesinde, pozitif USD bileşeninden pozitif TÜFE bileşenine doğru, pozitif EURO bileşeninden pozitif TÜFE bileşenine doğru ve ayrıca pozitif EURO bileşeninden pozitif USD bileşenine tek yönlü asimetrik nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. Ayrıca, Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen sonuçlarla karşılaştırma yapmak amacıyla, Toda-Yamamoto nedensellik testi de kullanılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen bulgulara göre, Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru, Geçişkenlik, Asimetrik Nedensellik Testi.

ABSTRACT: Along with globalization, as trade barriers among countries have been removed, changes in exchange rates have further increased the impact on the domestic economies. One of the effects of movements in exchange rates appears in inflation rate. In the literature, there are many empirical studies which have investigated the pass-through effects of the exchange rate on domestic prices. The causality tests used within the scope of the studies assume that the effects of the positive and negative shocks occurring in the

* Bu çalışma, birinci yazarın “Döviz Kurları ile Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki Geçişkenlik Etkisi: Türkiye Örneği” başlıklı doktora tez çalışmasından derlenerek hazırlanmıştır.

** Dr., Şekerbank T.A.Ş., muhammed.yetim@sekerbank.com.tr,
ORCID: 0000-0003-4082-4496

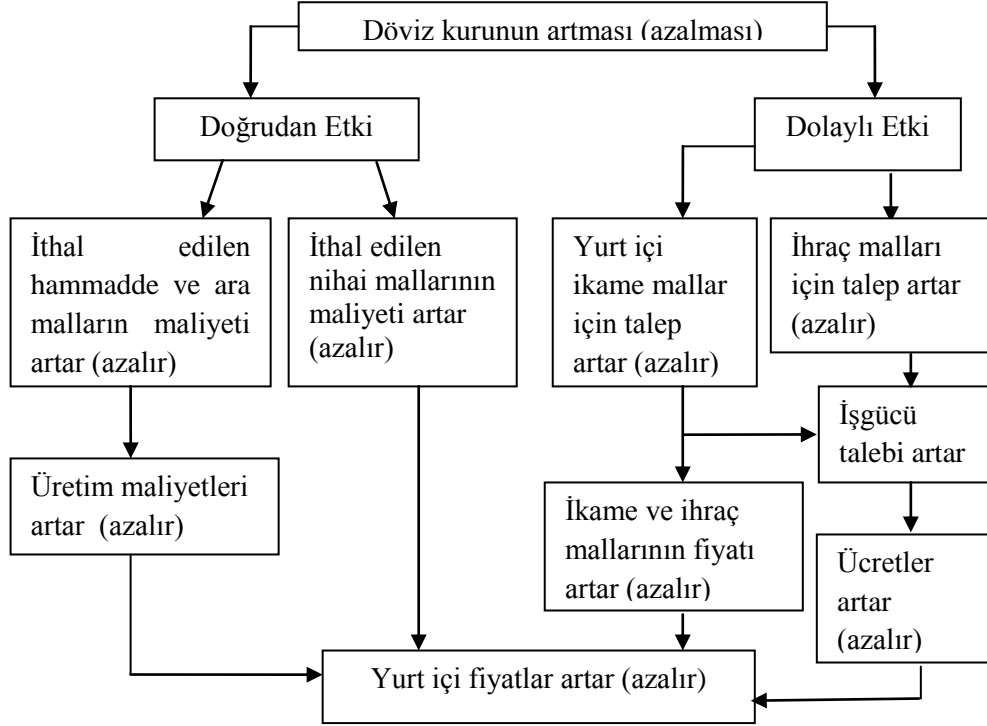
*** Prof. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi İİBF Ekonometri Bölümü, yamak@ktu.edu.tr,
ORCID: 0000-0002-2604-1797.

variables are the same. The difference distinguishing this study from the other in the literature is that the current study investigates the possible causality among the shocks by separating the positive and negative shocks of the given variable. In this study, Hatemi-J (2012) asymmetric causality test was used to investigate the exchange rate pass-through effect on the general price level in Turkey. At the end of the test; at the 5% significance level, a one-way asymmetric causality relationship was found between the positive USD component and the positive CPI component, the positive EURO component and the positive CPI component and also the positive EURO component and the positive USD component. Moreover, Toda-Yamamoto causality test has been utilized in order to compare with the results from Hatemi-J asymmetric causality test. According to findings of Toda-Yamamoto causality test, there is no exchange rate pass-through to prices effect in Turkey.

Key Words: Exchange Rate, Pass-Through, Asymmetric Causality Test.

1. GİRİŞ

Sabit döviz kuru sistemine dayalı olan Bretton Woods sisteminin 1973 senesinde çökmesinin ardından, birçok ülke, sabit döviz kuru sistemi uygulamasını bırakarak, dalgalı döviz kuru sistemini uygulamaya başlamıştır. Bu duruma ilave olarak, zaman içerisinde, ülkeler arasındaki ticari ilişkilerin artması sonucunda, döviz kurları, ticarete konu olan malların fiyatlarında ve yurt içi fiyatlar üzerinde hem doğrudan, hem de dolaylı olarak belirleyici bir rol oynamaya başlamıştır. Döviz kurunda meydana gelen değişimler; ticarete konu malların fiyatları yanında, ithal ara malları ve sermaye malları ile enflasyon beklentisi üzerindeki etkisinden dolayı yurtiçi enflasyonu etkileyebilir. Yapılan ampirik çalışmaların bir çoğunda, döviz kurlarında meydana gelen değişimlerin, enflasyon üzerinde az yada çok miktarda olumsuz etki yarattığı sonucu elde edilmiştir. İktisat literatüründe, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi, döviz kurundaki değişmelerin, yurt içi fiyatlara yansıma hızı olarak da ifade edilebilir (Peon ve Brindis, 2014: 18; Damar, 2010: 1). Döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi; ithalat fiyatlarına geçiş etkisi, ihracat fiyatlarına geçiş etkisi ve yurt içi fiyatlara geçiş etkisi olmak üzere üç farklı şekilde ele alınmaktadır (Akat ve Yazgan, 2012: 6; Rincon vd., 2005: 3). Döviz kuru geçişkenlik etkisinin normal koşullarda 0 ila 1 arasında olması beklenmektedir. Döviz kurunda meydana gelen %1'lik bir değişim, ithalat ve ihracat fiyatlarında aynı yönde %1'lik bir değişim meydana getiriyorsa, döviz kurundan fiyatlara tam geçişkenlik etkisi olduğu, fiyatları bu değişimden daha az etkiliyorsa kısmi geçişkenlik etkisi olduğu, hiç etkilemiyorsa geçişkenlik etkisinin olmadığı ifade edilir (Cheikh, 2013: 4; Cigan vd., 2008: 2).



Şekil 1: Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisinin Aktarım Mekanizması

Kaynak: McFarline, Lavern (2002), "Consumer Price Inflation And Exchange Rate Pass-Through in Jamaica, Research Services Department Research and Economic Programming Division Bank of Jamaica, http://www.boj.org.jm/uploads/pdf/papers_pamphlets/papers_pamphlets_consumer_price_inflation_and_exchange_rate_pass-through_in_jamaica.pdf, Erişim Tarihi: 17.01.2016.

Şekil 1'e göre; döviz kurlarındaki dalgalanmalar, yurtiçi fiyatları doğrudan etki ve dolaylı etki olmak üzere iki farklı koldan etkilemektedir. Döviz kurunda meydana gelen artış, ithal malların fiyatlarını doğrudan etkileyeceğinden, bu durum üretim veya satış fiyatlarındaki artış yoluyla yurtiçi fiyatların yükselmesine neden olacaktır. Böylece döviz kurlarındaki dalgalanmalar, yurtiçi fiyatları doğrudan etkileyecektir. Dolaylı etki ise toplam talep kanalı olarak ifade edilmektedir. Döviz kurunda meydana gelen artış, yurtiçi malları, yabancı ülkelerdeki tüketiciler için daha ucuz ve cazip hale getirecek, bu durum ise yurtiçi mallarına olan toplam talepte artış meydana gelecektir. Yurtiçi mallara olan talep, malların fiyatlarında ve işçi ücretlerindeki artış yoluyla, yurtiçi fiyatların yükselmesine neden olacaktır.

Literatürde, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini çeşitli yöntemlerle inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Bu doğrultuda, yapılan nedensellik analizi

çalışmalarında simetrik nedensellik analizlerinin kullanıldığı tespit edilmiştir (Hatemi-J, 2012: 448). Simetrik nedensellik testleri, değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokların etkilerinin aynı olduğunu kabul ederek, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmaktadır. Diğer taraftan, finansal piyasalardaki asimetrik bilginin varlığı ve piyasadaki katılımcıların farklı yapılara sahip olmaları durumunda, eşit büyüklükteki negatif ve pozitif şoklara benzer tepkiler vermemeleri sebebiyle, simetrik nedensellik testlerinden elde edilen sonuçlar yanıltıcı olabilir. Bu çalışmayı mevcut literatürden farklı kılan nokta, değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokları dikkate alan Hatemi-J asimetrik nedensellik testinin kullanılmış olmasıdır. Hatemi-J asimetrik nedensellik testi, değişkenlerde meydana gelen negatif ve pozitif şokların etkilerinin birbirinden farklı olacağı esasına dayanmaktadır. Hatemi-J asimetrik nedensellik testinde, değişkenlerde meydana gelen negatif ve pozitif şoklar kümülatif olarak birbirinden ayırt edilerek, bu şoklar arasındaki nedensellik ilişkisi test edilmektedir.

Bu çalışmadaki amaç; Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin Hatemi-J asimetrik nedensellik testi yardımıyla incelenmesidir. Çalışma, 2002 Ocak – 2016 Aralık dönemini kapsamakta olup, çalışma kapsamında; tüketici fiyat endeksi (TÜFE), Amerikan Doları (USD) ve Avrupa Para Birimi (EURO) değişkenleri kullanılmıştır. Çalışma dört bölümden oluşmakta olup, birinci bölümde; konuya ilişkin teorik alt yapı ele alınmış, ikinci bölümde konuyla ilgili yapılan bazı ampirik literatüre yer verilmiş, üçüncü bölümde ekonometrik yöntem tanıtılmış olup, dördüncü bölümde elde edilen ampirik sonuçlar verilmiştir.

2. LİTERATÜR

Döviz kuru geçişkenlik etkisinin belirlenmesine yönelik yapılan ampirik çalışmalarda kullanılan değişkenlerin farklı seçilmesi, çalışmaların yapıldığı dönem aralıklarının farklı olması, çalışmaların yapıldığı ülkelerde uygulanan para politikalarının farklı olması v.b. gibi nedenlere bağlı olarak, ampirik çalışmalardan elde edilen sonuçlarda birtakım farklılıklar görülmektedir. Bu farklılıklara rağmen, yapılan çalışmalardaki ağırlıklı görüş, döviz kurundan fiyatlara kısmi bir geçişkenlik etkisinin olduğu yönündedir. Döviz kuru geçişkenlik etkisine ilişkin yapılan yurt içi ve yurt dışı literatür çalışmaları özet halinde aşağıda verilmiştir.

Leigh ve Rossi (2002), VAR yöntemi ile Türkiye ekonomisinde döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini incelemişlerdir. Çalışma kapsamında; 1994 Ocak – 2002 Nisan dönemine ilişkin aylık bazda petrol fiyatı, nominal döviz kuru (USD), TÜFE ve TEFEE verileri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda; Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin bir yılın sonunda sona erdiği, geçişkenlik etkisinin özellikle ilk dört aylık dönemde oldukça fazla hissedildiği, TEFEE’ye olan geçişkenlik etkisinin, TÜFE’ye olan geçişkenlik etkisinden daha fazla olduğu tespit edilmiştir.

Kara ve Ögünç (2005), Türkiye ekonomisinde döviz kurundan ithalat fiyatlarına ve yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini VAR modeli ile incelemişlerdir. Çalışma; dalgalı kur öncesi dönem (1994-2001) ve dalgalı kur sonrası dönem (2001-2004) olmak üzere iki farklı dönem için yapılmıştır. Çalışmanın sonucunda; dalgalı döviz kuru uygulamasına geçildikten, sonra döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinde azalma ve yavaşlama meydana geldiği tespit edilmiştir. Bu durumun ise, döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların kalıcı olmamasından kaynaklandığı ifade edilmiştir.

Korhonen ve Wachtel (2006) çalışmalarında; Bağımsız Devletler Topluluğu ülkelerinde (Kazakistan, Gürcistan, Kırgızistan, Ermenistan, Ukrayna, Rusya ve Moldova), 1999 – 2004 dönemine ilişkin aylık verileri kullanarak, döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini VAR yöntemini kullanarak incelemişlerdir. Çalışma sonucunda; döviz kurundan tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisinin yüksek olduğu, sözkonusu etkinin 12 aydan kısa bir sürede hızlı bir şekilde ortaya çıktığı belirlenmiştir.

Şıklar ve Uslu (2007), 1994 Ocak – 2006 Aralık dönemi için Türkiye ekonomisinde, döviz kurundan ÜFE ve TÜFE'ye geçişkenlik etkisini VECM modelini kullanarak incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda; döviz kurundan, yurt içi fiyatlar genel seviyesine olan geçişkenliğin orta düzeyde olduğu, geçişkenlik etkisinin ÜFE üzerinde daha belirgin olduğu, döviz kuru geçişkenlik etkisinin 12 ay sürmesine rağmen, geçişkenlik etkisinin ilk 4 aylık sürede çok belirgin olduğu ve TÜFE'ye olan geçişkenlik etkisinin 2001 Şubat ayından sonra dalgalı kur sistemine geçilmesiyle birlikte oldukça zayıfladığı tespit edilmiştir.

Peker ve Görmüş (2008), VAR yöntemini kullanarak Türkiye ekonomisinde, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini incelemişlerdir. 1987 Ocak – 2006 Eylül dönemini kapsayan çalışmada; nominal döviz kuru, sanayi üretim endeksi, ham petrol fiyatları, para arzı, sanayi üretim endeksi ve ÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; enflasyonda meydana gelen değişimlerin %72'lik bölümünün, döviz kurundaki değişikliklerden kaynaklandığı, bu doğrultuda, döviz kurunda meydana gelen değişmelerin, fiyatlar genel seviyesi üzerinde oldukça etkili olduğu tespit edilmiştir.

Achsani vd. (2010), 8 Asya (Endonezya, Tayland, Malezya, Filipinler, Singapur, Japonya, Çin, Güney Kore) ile 8 Avrupa Birliği (İngiltere, Fransa, Almanya, Hollanda, Belçika, Danimarka, İsveç, Norveç) ve 3 Kuzey Amerika (Amerika, Kanada, Meksika) ülkesi için, nominal ve reel döviz kuru ile enflasyon (TÜFE) arasındaki nedenselliği 1991 – 2005 döneminde, panel nedensellik testi ile araştırmıştır. Çalışmanın sonucunda; Asya ülkelerinde döviz kurlarından TÜFE'ne yönelik tek taraflı bir nedensellik olduğu, buna karşılık Avrupa Birliği ile Kuzey Amerika ülkelerinde ise, Asya ülkelerinden farklı olarak, enflasyondan döviz

kuruna yönelik tek taraflı nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca, Avrupa Birliği ile Kuzey Amerika ülkelerinde, döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların enflasyona olan etkisinin Asya ülkelerine göre daha az olduğu tespit edilmiştir.

Balamurali ve Sivarajasingam (2011), Sri Lanka'da, döviz kurlarındaki değişimin, enflasyon üzerinde (TÜFE) bir değişim meydana getirip getirmediğini incelemiştir. Çalışmada 1977 – 2008 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Çalışma kapsamında; serilerin durağanlık sınamalarında ADF ve Phillips-Perron yöntemleri kullanılmış olup, ardından eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Eşbütünleşme testi sonucunda; TÜFE ile nominal döviz kuru arasında uzun dönemde pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Son aşamada ise Granger nedensellik testi uygulanmış olup, döviz kurlarından, enflasyona yönelik tek taraflı bir nedensellik bulunduğu tespit edilmiştir.

Kara ve Ögünç (2012), Türkiye ekonomisinde döviz kuru sepeti (USD+EURO/2) ile ithalat fiyatlarının, çekirdek tüketici fiyatlarına (tütün, alkollü içecekler ve işlenmemiş gıda hariç TÜFE) olan geçişkenlik etkisini incelemiştir. Çalışmada; VAR yöntemi kullanılmış olup, ayrıca döviz kuru geçişkenliğinin dönemsel gelişimini zamanla değişen parametre tahmin modeli yardımıyla incelemiştir. Çalışma kapsamında; 2002 - 2011 dönemi için aylık veriler kullanılmıştır. Çalışma sonucunda; döviz kuru sepetinde ve ithalat fiyatlarında meydana gelen dalgalanmaların bir yıllık süre içerisinde çekirdek tüketici fiyatları üzerindeki etkisinin yaklaşık %15 seviyesine ulaştığı tespit edilmiştir. VAR modelinden ve TVP modelinden elde edilen sonuçlar, Kara ve Ögünç'ün 2005 yılında yapmış oldukları çalışmaya benzer şekilde, döviz kurundan çekirdek tüketici fiyatlarına olan geçişkenlik etkisinin azalmakta olduğunu teyit etmiştir.

Madesha vd. (2013), Zimbabwe'de, 1980 – 2007 yılları arasında, döviz kuru ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Veriler yıllık bazda alınmıştır. Çalışmada; öncelikle değişkenlerin durağanlık sınamaları ADF yöntemi ile yapılmış olup, daha sonra eşbütünleşme testleri uygulanmıştır. Son aşamada ise Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kuru ve enflasyon arasında karşılıklı nedensellik bulunduğu tespit edilmiştir.

Peon ve Brindis (2014), yapısal vektör otoregresif model (SVAR) yardımıyla, enflasyon hedeflemesi politikasının resmen kabulünden sonra Meksika ekonomisi için, döviz kuru geçişkenlik etkisini incelemiştir. Çalışma kapsamında, Meksika'nın petrol ihracatçısı bir ülke olması nedeniyle, 2001 Ocak – 2013 Mart dönemine ilişkin aylık olarak petrol fiyat endeksi ve döviz kuru verileri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; Meksika'da enflasyon hedeflemesinin uygulamaya başlamasından sonra, döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçişkenlik

etkisinin küçük fakat hızlı olduğu ve dördüncü ayın sonunda en yüksek değerine ulaştığı tespit edilmiştir.

Özdamar (2015), ARDL sınır testi ile Türkiye ekonomisinde döviz kurundan yurtiçi fiyatlara geçişkenlik etkisini araştırmıştır. Çalışma kapsamında; ÜFE, nominal döviz kuru ((USD+EURO)/2 şeklinde sepet kur alınmıştır), yurt içi para arzı dünyadaki ham petrol fiyatları ile imalat sanayi üretim endeksi değişkenlerine ilişkin 2006 Ocak – 2015 Ekim dönemi aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; uzun dönemde, döviz kurunun ve ham petrol fiyatlarının, ÜFE üzerindeki etkisinin düşük olduğu, buna karşılık para arzının ile sanayi üretim endeksinin, ÜFE üzerinde güçlü bir etkisinin bulunduğu tespit edilmiştir.

Erdem ve Yamak (2016), Türkiye ekonomisi için, döviz kurundan fiyatlar genel düzeyine geçişkenlik etkisini doğrusal olmayan gecikmesi dağıtılmış regresyon modelleri ile incelemiştir. Çalışmada, döviz kurunun hem EURO hem de USD cinsinden, TÜFE ve ÜFE üzerindeki etkisi, süresi ve etkinin büyüklüğü Almon modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Çalışma kapsamında; 2003 – 2014 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; döviz kurunun fiyatlar genel düzeyi üzerindeki geçişkenlik etkisinin doğrusal olmadığı, kısa dönemde, USD ve EURO'nun, ÜFE ve TÜFE üzerindeki geçişkenlik etkisinin büyüklüğünün benzer oldukları, uzun dönemde ise EURO'nun gerek ÜFE, gerekse de TÜFE üzerindeki geçişkenlik etkisinin daha büyük olduğu belirlenmiştir.

Umar ve Dahalan (2016), Brunei, Malezya ve Singapur ekonomisi için döviz kuru ve enflasyon arasındaki nedenselliği Toda-Yamamoto ve Hatemi-J asimetric nedensellik testi ile incelemiştir. Çalışma kapsamında; 1980 Ocak – 2015 Ocak dönemine ilişkin üçer aylık veriler kullanılmış olup, döviz kuru, TÜFE, faiz oranı, para arzı, GSYİH değişkenleri kullanılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre; Brunei ve Singapur'da döviz kurundan enflasyona yönelik tek taraflı nedensellik bulunduğu, buna karşılık, Malezya'da ise döviz kurundan enflasyona yönelik çift taraflı nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Hatemi-J asimetric nedensellik testi sonuçlarına göre ise; Brunei ve Malezya'da döviz kurundaki pozitif şoklardan enflasyondaki pozitif şoklara doğru tek yönlü, Singapur'da ise enflasyondaki negatif ve pozitif şoklardan, döviz kurundaki negatif ve pozitif şoklara yönelik çift taraflı nedensellik tespit edilmiştir.

Liu ve Chen (2017), Çin ekonomisinde 2003 – 2012 dönemi için döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisini VECM yöntemi ile incelemiştir. Çalışma kapsamında; TÜFE, ithalat fiyat endeksi, ÜFE, nominal efektif döviz kuru, para arzı (milyon Amerikan doları), GSYİH ve toplam ithalat değişkenlerine ilişkin aylık veriler kullanılmış olup, tüm değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Değişkenlerin durağanlık sınamaları için ADF birim kök testi, uzun dönemli ilişkilerin tespit edilmesi için Johansen eşbütünleşme yöntemi kullanılmıştır.

Çalışmanın sonucunda; döviz kurundan yurt içi fiyatlara geçişkenlik etkisinin sınırlı seviyede olmasına rağmen, giderek yükseldiği tespit edilmiştir. Bu durumun; 2005 yılından itibaren Çin hükümeti tarafından serbest döviz kuru sisteminin uygulanmaya başlanmasının etkili olduğu ifade edilmiştir.

3. EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu çalışmada; döviz kurundan, fiyatlara geçişkenlik etkisi Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi ile incelenmiştir. Çalışma kapsamında; enflasyon değişkeni olarak LTUFE, döviz kuru değişkeni olarak LUSD ve LEURO kullanılmış olup, değişkenler arasındaki asimetrik nedensellik analizinin yapılmasında, kısa ve uzun dönem ilişkilerin tahmin edilmesinde aşağıdaki 6 adet modelden hareket edilmiştir.

$$\text{Model 1: } LTUFE_t = \alpha_0 + \alpha_1 LEURO_t + \varepsilon_{1t}$$

$$\text{Model 2: } LTUFE_t = \alpha_0 + \alpha_1 LUSD_t + \varepsilon_{2t}$$

$$\text{Model 3: } LEURO_t = \alpha_0 + \alpha_1 LTUFE_t + \varepsilon_{3t}$$

$$\text{Model 4: } LUSD_t = \alpha_0 + \alpha_1 LTUFE_t + \varepsilon_{4t}$$

$$\text{Model 5: } LEURO_t = \alpha_0 + \alpha_1 LUSD_t + \varepsilon_{5t}$$

$$\text{Model 6: } LUSD_t = \alpha_0 + \alpha_1 LEURO_t + \varepsilon_{6t}$$

Yukarıdaki modellerde; α_0 ; sabit terimi, LTUFE; logaritması alınmış tüketici fiyat endeksini, LUSD; logaritması alınmış, USD döviz kurunu ve LEURO; logaritması alınmış EURO döviz kurunu, ε_t ; hata terimini ifade etmektedir. Modellerde kullanılan veriler, 2002 Ocak – 2016 Aralık dönemine ilişkin aylık verilerden oluşmakta olup, tüm değişkenlere ilişkin veriler TÜİK Merkezi Dağıtım Sistemi (TÜİK - MEDAS) ve TCMB EVDS'nin (Elektronik Veri Dağıtım Sistemi) web sitesinden temin edilmiştir.

Zaman serisi analizinde durağanlık oldukça önemli bir yere sahip olup, kullanılacak modellerdeki seriler durağan olmalıdır. Durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması durumunda, sahte regresyon problemiyle karşılaşılacağından, regresyon analizinden elde edilen bulgular gerçek ilişkiyi yansıtmayacaktır (Kutlar, 2005: 252). Uygulamada, zaman serilerinin durağanlığının test edilmesinde farklı yöntemler kullanılmakta olup, bu çalışmada serilerin durağanlığının araştırılmasında ADF (Genişletilmiş Dickey Fuller - 1981) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin tarafından geliştirilen KPSS (1992) birim kök testleri kullanılmıştır.

Değişkenler arasındaki nedenselliğin belirlenmesinde kullanılan geleneksel yöntem, Granger (1969) nedensellik testidir. Granger nedensellik testinde, serilerin durağan olmaları gerekmektedir birlikte, aynı seviyeden durağan olmaları

gerekmemektedir. Serileri durağan hale getirebilmek için fark alma işlemi uygulanmakta olup, söz konusu durum serilerde bilgi kaybına neden olmaktadır. Toda ve Yamamoto (TY) tarafından literatüre kazandırılan nedensellik testinde bu bilgi kaybı önlenmekte, değişkenler kaçınıcı farkı alındığında durağan olursa olsun, seviye değerleriyle analize dahil edilmektedir. TY, Granger nedenselliğini incelemek amacıyla, düzeltilmiş VAR modelin tahmin edilmesine dayanan bir yöntem geliştirmiştir. Bu yöntemde, serilerin durağanlık dereceleri yada seriler arasındaki olası eşbütünleşme ilişkisi söz konusu testin geçerliliğini etkilememektedir (Toda ve Yamamoto, 1995: 227). TY nedensellik testinde iki önemli husus bulunmaktadır. Birincisi, VAR modelin gecikme uzunluğunun (m) belirlenmesi, ikincisi ise incelenen değişkenlerin en büyük durağanlık derecesinin (d_{max}) belirlenmesidir. Analize dahil edilen tüm değişkenlerin $I(0)$ olmaları durumunda “ m ” gecikme uzunluğuna ilave olarak bir değer eklenmemekte, böyle bir durumda TY nedensellik testi, Granger nedensellik testi ile benzer sonuçlar vermektedir. VAR modelin gecikme uzunluğu AIC ve SIC ile belirlenir. Söz konusu iki değer belirlenmesinden sonra “ $m + d_{max}$ ” gecikme uzunluğunda bir VAR model oluşturularak TY nedensellik testi gerçekleştirilmektedir (Alimi ve Ofonyelu, 2013: 132).

TY nedensellik testi için aşağıdaki VAR model, görünürde ilişkisiz regresyon (SUR) yöntemi ile tahmin edilerek, nedenselliğin bulunup bulunmadığına ve nedenselliğin yönüne karar verilir. SUR yönteminde, sistemi oluşturan denklemlerin bağımlı değişkenleri ile denklemlerin sağ tarafında yer alan bağımsız değişkenler arasında görünürde herhangi bir ilişki yoktur. Denklemler arasındaki ilişki, denklemlerdeki hata terimleri arasındaki ilişkilerden kaynaklanmaktadır. Diğer bir ifade ile, denklemler arasındaki hata terimlerinin kovaryansları sıfırdan farklıdır.

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=m+1}^{m+d_{max}} \delta_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=m+1}^{m+d_{max}} \lambda_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

(1)

$$X_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=m+1}^{m+d_{max}} \delta_{2j} X_{t-j} + \sum_{j=m+1}^{m+d_{max}} \lambda_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

(2)

Hatemi-J asimetrik nedensellik testi; değişkenlerdeki negatif ve pozitif şokları birbirinden ayırarak, nedensellik analizinde, finansal piyasalarda yeralan asimetrik bilginin varlığını dikkate almaktadır (Hatemi-J, 2012: 448). Asimetrik nedensellik testi, pozitif ve negatif birikimli şoklar arasındaki nedenselliği incelemekte olup, hem durağan hem de durağan olmayan serilere uygulanabilmektedir (Turan ve Karakaş, 2016: 53).

$t=1, 2, \dots, T$; $y_{1,0}$, $y_{2,0}$ başlangıç değerlerini göstermek üzere, aşağıdaki gibi bileşenlerine ayrılabilen y_{1t} ve y_{2t} şeklinde iki bütünleşik seri arasındaki nedensellik analizinin test edildiğini varsayalım (Arı, 2015: 29; Destek, 2015: 4);

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}, \quad y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}$$

(3)

Burada; $y_{1,0}$ ve $y_{2,0}$ başlangıç değerlerini, ε_{1i} ve ε_{2i} hata terimlerini göstermektedir. Negatif ve pozitif şoklar aşağıdaki şekilde gösterilebilir (Hatemi-J ve El-Khatib, 2016: 2).

$$\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0), \quad \varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0), \quad \varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0), \quad \varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$$

$$\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^- \quad \text{ve} \quad \varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^- \quad (4)$$

Buna göre; (3) ve (4) numaralı eşitlikler düzenlenerek aşağıdaki şekilde yeniden yazılabilir (Anarou ve Elike, 2015: 3; Hatemi-J vd., 2014: 6).

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-$$

(5)

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-$$

(6)

Her iki değişkendeki negatif ve pozitif şoklar kümülatif formda aşağıdaki gibi ifade edilir (Arouri vd., 2014: 6);

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

(7)

Hatemi-J asimetrik nedensellik testinde; pozitif kümülatif değişkeninin $y_t^+ = (y_{1t}^+, y_{2t}^+)$, negatif kümülatif değişkeninin ise $y_t^- = (y_{1t}^-, y_{2t}^-)$ ikilisine eşit olduğu kabul edilerek, bu bileşenler arasındaki nedensellik aşağıda (8) no'lu eşitlikte yer alan "p" gecikmeli VAR model yardımıyla test edilir (Ajmi vd., 2015: 66);

$$y_t^+ = \alpha + A_1 y_{t-1}^+ + \dots + A_p y_{t-1}^+ + u_t^+$$

(8)

(8) no'lu eşitlikde; y_t^+ ; 2x1 boyutunda değişken vektörünü, α , u^+ sırasıyla; 2x1 boyutunda sabit değişken ve hata terimi vektörlerini, A_r ise; 2x2 boyutunda

“r” mertebesinde, gecikme uzunluğu bilgi kriterleri kullanılarak elde edilen parametre matrisini göstermektedir ($r=1, 2, \dots, p$).

Hatemi-J asimetric nedensellik testinde optimal gecikme uzunluğu aşağıdaki şekilde belirlenir (Aworinde, 2015: 4);

$$HJC = \ln(|\hat{\Omega}_j|) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right), \quad j=0, 1, \dots, p \quad (9)$$

Yukarıdaki eşitlikde; $\hat{\Omega}_j$; gecikme uzunluğu j iken, tahmin edilen VAR modelin hata teriminin varyans-kovaryans matrisini, n , VAR modelindeki denklem sayısını, T ise toplam gözlem sayısını ifade etmektedir.

Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra, seriler arasındaki Granger nedenselliğinin bulunmadığını gösteren H_0 temel hipotezini test etmede kullanılacak Wald istatistiğini elde etmek amacıyla (9) no’lu eşitlikde gösterilen VAR modeli aşağıdaki gibi tanımlanabilir (Hatemi-J, 2014: 450);

$$Y = DZ + \delta \quad (10)$$

$$Y = (y_1^+, y_2^+, \dots, y_T^+)$$
$$D = (\alpha, A_1, A_2, \dots, A_p)$$

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_t^+ \\ y_{t-1}^+ \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{t-p+1}^+ \end{bmatrix}$$

$$Z = (Z_0, Z_1, Z_2, \dots, Z_{T-1})$$

$$\delta = (u_1^+, u_2^+, u_3^+, \dots, u_T^+)$$

(10) no’lu eşitlikde ; Y ; $(n \times T)$ boyutunda, D ; $(n \times (1+np))$ boyutunda, Z ; $((1+np) \times T)$ boyutunda, Z_t ; $((1+np) \times 1)$ boyutunda, δ ; $(n \times T)$ boyutunda matrisleri ifade etmektedir.

Granger nedenselliğinin bulunmadığını ifade eden H_0 hipotezi; $H_0 : C\beta = 0$ Wald istatistiğiyle test edilmektedir.

Wald test istatistiği aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanabilir (Hatemi-J, 2014: 450).

$$W = (C\beta)' [C((Z'Z)^{-1} \otimes S_u)C']^{-1} (C\beta) \quad (11)$$

(11) eşitliğinde yer alan; \otimes ; Kronecker çarpımını, C; kısıtları içeren gösterge fonksiyonunu göstermektedir. $\beta = \text{vec}(D)$ şeklinde olup, “vec“ sütun sıralayıcı işlemcisini ifade etmektedir.

Kısıtsız VAR modeli için hesaplanan varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$S_u = (\hat{\delta}_u' \hat{\delta}_u) / (T - q) \quad (12)$$

Bu denklemde, q ; her VAR modelinde bulunan gecikme sayısını göstermektedir.

Hatemi-J asimetrik nedensellik analizinde; ilk aşamada VAR modelinin optimal gecikme uzunluğunun tespit edilmesi, ikinci aşamada modele eklenecek ilave gecikme uzunluğunun tespit edilmesi, son aşamada ise Wald test istatistiği için kritik değerlerin belirlenmesi önemlidir (Yılcı ve Bozoklu, 2014: 215). İlave gecikme uzunluğu olarak; Toda ve Yamamoto, VAR modele değişkenlerin maksimum durağanlık derecesi kadar, Dolado ve Lütkepohl (1996) ise yalnızca bir adet ilave gecikme eklenmesini önermektedir (Hatemi-J, 2014: 450). Bu çalışmada, Dolado ve Lütkepohl'un önerisi takip edilerek, optimal gecikme uzunluğu Hatemi-J kriteriyle (HJC) belirlenmiş olan VAR modeline ilave 1 gecikme eklenmiştir.

Hacker ve Hatemi-J, hata teriminin normal dağılım özelliklerine sahip olmadığı durumlarda, Wald test istatistiğinin H_0 hipotezini reddetme yönünde hatalı sonuçlar verdiğini, bu gibi durumlarda, bootstrap simülasyonunun kullanılmasını önermektedirler. Bu yöntemle, Wald testi farklı durumlarda dahi gerçek değerine yaklaşmaktadır. Hatemi-J, Hacker ve Hatemi-J'nin tavsiyesini takip ederek, bootstrap simülasyonunu gerçekleştirmek amacıyla öncelikle Granger nedenselliğinin bulunmadığı H_0 hipoteziyle, her bir simülasyon için simüle edilmiş Y^* datasını elde etmiştir (Hatemi-J, 2012: 451).

$$Y^* = \hat{D}Z + \delta^* \quad (13)$$

Burada; \hat{D} ; tahmin edilen parametre değerlerini, δ^* ; bootstrap hata terimlerini göstermektedir. $\hat{D} = YZ'(ZZ')^{-1}$ şekilde ifade edilmektedir.

T sayıdaki tesadüfi çekimlere dayanan bootstrap hata terimleri, regresyon modelindeki hata terimlerinin yerini almaktadır. Değiştirilmiş hata terimleri $1/T$ olasılığına sahiptir. Hatemi-J, bootstrap kritik değerlerini hesaplamak için bootstrap simülasyonunu 10.000 defa tekrarlamakta ve her bir simülasyonda Wald istatistiğini hesaplamaktadır (Umar ve Dahalan, 2016: 423). Böylece Wald

istatistiğinin ampirik dağılımı oluşturulmaktadır. Sonuç olarak, hesaplanan Wald test istatistiği, geçerli anlamlılık seviyesindeki bootstrap kritik değerinden büyük ise H_0 hipotezi (Granger nedenselliği yoktur hipotezi) reddedilmektedir (Hatemi-J ve Roca, 2014: 11).

4. AMPİRİK BULGULAR

Tablo 1’de; LTÜFE, LUSD ve LEURO değişkenleri arasında pozitif yönlü ve güçlü bir korelasyon bulunduğu tespit edilmiştir. Serilerin olasılık dağılımlarındaki asimetriyi gösteren çarpıklık katsayıları dikkate alındığında; LTÜFE serisinin sola çarpık olduğu, LUSD ve LEURO serilerinin ise sağa çarpık oldukları tespit edilmiştir. Serilerin dağılımlarındaki diklik derecesini gösteren basıklık katsayılarına göre; LTÜFE ve LEURO serilerinin basık oldukları, LUSD serisinin dik olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 1: Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

İstatistikler/Değişkenler	LTÜFE	LEURO	LUSD
Ortalama	2.208	0.326	0.227
Medyan	2.231	0.308	0.192
Standart Sapma	0.156	0.107	0.113
Minimum	1.874	0.053	0.065
Maximum	2.470	0.570	0.550
Çarpıklık	-0.201	0.254	1.000
Basıklık	2.034	0.532	3.139
Gözlem Sayısı	180	180	180

Değişkenlere İlişkin Korelasyon Matrisi

LTÜFE	1.000		
LEURO	0.935	1.000	
LUSD	0.765	0.891	1.000

Tablo 2’de, ADF birim kök testinde; sabitli modelde tüm değişkenlerin bütünleşme derecelerinin I(1) olduğu, Sabitli-trendli modelde ise; LTÜFE ve LEURO serilerinin bütünleşme derecelerinin I(0), LUSD serisinin bütünleşme derecesinin ise I(1) olduğu tespit edilmiştir. KPSS birim kök testinde ise; gerek sabitli, gerekse sabitli-trendli modelde serilerin bütünleşme derecelerinin I(1) olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 2: Birim Kök Testi Sonuçları

ADF Birim Kök Testi		KPSS Birim Kök Testi	
Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-

Değişkenler	Trendli			
	t istatistiği	t istatistiği	LM istatistiği	LM istatistiği
LTÜFE	-0.407 (12)	-4.648 (1) ***	1.735 (10)	0.266 (10)
LEURO	-1.432 (12)	-3.654 (0) **	1.661 (10)	0.215 (9)
LUSD	0.628 (0)	-0.973 (3)	1.298 (10)	0.383 (10)
DLTÜFE	-6.827 (3) ***	-, -	0.596 (1) ***	0.151 (4) ***
DLEURO	-12.828 (0) ***	-, -	0.074 (5) ***	0.075 (5) ***
DLUSD	-12.145 (0) ***	-12.30 (0) ***	0.287 (4) ***	0.043 (5) ***

() içindeki değerler optimal gecikme uzunluklarını göstermekte olup, ADF birim kök testinde optimal gecikme uzunluğu SIC kriterine göre otomatik olarak belirlenmiştir. KPSS birim kök testinde ise band genişliğinin belirlenmesinde Newey-West metodu kullanılmıştır. ** ve *** sırasıyla, %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 3: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ hipotezi	SUR Wald (χ^2) Testi	Olasılık değeri	Gecikme Uzunluğu
LTÜFE \neq > LUSD	0.416	0.518	(m=1) + (d _{max} =1) =2
LUSD \neq > LTÜFE	0.040	0.840	(m=1) + (d _{max} =1) =2
LTÜFE \neq > LEURO	5.539 **	0.018	(m=1) + (d _{max} =1) =2
LEURO \neq > LTÜFE	0.016	0.898	(m=1) + (d _{max} =1) =2
LEURO \neq > LUSD	1.666	0.196	(m=1) + (d _{max} =1) =2
LUSD \neq > LEURO	0.009	0.923	(m=1) + (d _{max} =1) =2

\neq > ifadesi nedenselliğin olmadığı sıfır hipotezini göstermektedir. ** simgesi %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu (m=1), SIC ile belirlenmiştir. En büyük durağanlık derecesi (d_{max} =1), ADF ve KPSS birim kök testleri ile belirlenmiştir.

Tablo 3'de görüleceği üzere, yalnızca, %5 anlamlılık seviyesinde, tüketici fiyat endeksinden, EURO kuruna doğru tek taraflı bir nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Diğer taraftan; tüketici fiyat endeksinden USD kuruna, USD kurundan, tüketici fiyat endeksine, EURO kurundan, tüketici fiyat endeksine ve USD kuruna, USD kurundan, EURO kuruna doğru nedensellik tespit edilememiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen bulgular neticesinde, Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 4: Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	MWALD İstatistiği	Bootstrap Kritik Değer			Optimal Gecikme Uzunluğu
		%1	%5	%10	
LTÜFE ⁺ \neq > LUSD ⁺	0.017	6.818	3.963	2.769	1+1=2
LTÜFE ⁻ \neq > LUSD ⁻	0.767	7.915	3.598	2.406	1+1=2
LUSD ⁺ \neq > LTÜFE ⁺	4.745**	6.810	3.921	2.802	1+1=2
LUSD ⁻ \neq > LTÜFE ⁻	1.903	8.519	3.794	2.481	1+1=2
LTÜFE ⁺ \neq > LEURO ⁺	0.060	6.970	3.933	2.771	1+1=2

LTÜFE ⁻ ≠ > LEURO ⁻	0.002	7.808	3.647	2.532	1+1=2
LEURO ⁺ ≠ > LTÜFE ⁺	4.793**	6.366	3.837	2.678	1+1=2
LEURO ⁻ ≠ > LTÜFE ⁻	0.004	7.658	3.568	2.459	1+1=2
LEURO ⁺ ≠ > LUSD ⁺	5.313**	7.605	3.899	2.653	1+1=2
LEURO ⁻ ≠ > LUSD ⁻	0.011	6.652	3.778	2.649	1+1=2
LUSD ⁺ ≠ > LEURO ⁺	0.090	8.109	4.085	2.719	1+1=2
LUSD ⁻ ≠ > LEURO ⁻	1.799	6.916	3.767	2.626	1+1=2

≠ > ifadesi nedenselliğin olmadığı sıfır hipotezini göstermektedir. ** simgesi %5 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Bootstrap sayısı 10.000'dir.

Tablo 4'de görüleceği üzere; gerek USD, gerekse EURO kurundan, TÜFE'ye doğru tek taraflı asimetrik nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Bu nedensellik ilişkisi, her iki döviz kurunun pozitif bileşeninden, TÜFE'nin pozitif bileşenine doğru gerçekleşmektedir. Her iki asimetrik nedensellik ilişkisinin %5 seviyesinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde; EURO kurundan, USD kuruna doğru tek taraflı asimetrik nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Söz konusu nedensellik ilişkisi, EURO kurunun pozitif bileşeninden, USD kurunun pozitif bileşenine doğru gerçekleşmektedir. Söz konusu asimetrik nedensellik ilişkisinin de %5 seviyesinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre; Türkiye örneğinde, USD ve EURO kurunun negatif bileşenlerinden, TÜFE'nin negatif bileşenine doğru herhangi bir asimetrik nedensellik ilişkisi belirlenmemiştir. Ayrıca, TÜFE'den döviz kurlarına doğru, negatif ve pozitif bileşen itibarıyla herhangi bir asimetrik nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Benzer şekilde; EURO kurunun negatif bileşeninden, USD kurunun negatif bileşenine doğru ve USD kurunun pozitif ve negatif bileşeninden, EURO kurunun pozitif ve negatif bileşenine doğru asimetrik nedensellik ilişkisinin bulunmadığı belirlenmiştir.

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada; Türkiye ekonomisi için, 2002 Ocak – 2016 Aralık dönemini içeren aylık veriler kullanılarak, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi, Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ile incelenmiştir. Yapılan literatür taramasında, Türkiye ekonomisi için, döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisini Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ile inceleyen başka bir çalışmaya rastlanmamış olup, bu doğrultuda, yapılan çalışma ile literatürdeki bu boşluğun doldurması hedeflenmektedir.

Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen bulgular neticesinde, Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen ampirik bulgular; Türkiye ekonomisinde, USD ve EURO kurlarının, TÜFE üzerinde artış yönünde neden olurken, azalış yönünde neden olmadığını göstermektedir. Diğer bir ifade ile; döviz kuru geçişkenliği, kurlardaki artış durumunda geçerli iken, kurlardaki

azalışlarda geçerli olmamaktadır. Bu doğrultuda; Türkiye ekonomisinde geçişkenlik etkisinin, döviz kuru artışlarında esnek, azalışlarda ise katı olduğu söylenebilir.

Yapılan literatür taramasında, Hatemi-J asimetrik nedensellik testi kullanılarak yapılan tek çalışmanın Umar ve Dahalan (2016) tarafından Malezya, Brunei ve Singapur için yapıldığı tespit edilmiştir. Umar ve Dahalan; Brunei ve Malezya’da döviz kurundaki pozitif şoklardan, enflasyondaki pozitif şoklara doğru tek yönlü, Singapur’da ise enflasyondaki negatif ve pozitif şoklardan, döviz kurundaki negatif ve pozitif şoklara yönelik asimetrik nedensellik tespit etmişlerdir. Çalışmanın bulguları, Umar ve Dahalan’ın bulgularıyla kısmen uyumaktadır.

Elde edilen bulgulara göre, Türkiye ekonomisinde enflasyonla mücadele edilmek isteniyorsa, döviz kurlarındaki dalgalanmaları en aza indirecek politikalar geliştirilmelidir. Bunlardan ilk akla gelen, hükümet tarafından yabancı sermayenin kısa vadeli yatırım alanlarından ziyade, uzun vadeli yatırım alanlarına yönlendirilmesi ve bu konuda gerekli teşviklerin uygulamaya koyulmasıdır. Enerjide dışa bağımlılığı azaltmak amacıyla alternatif enerji kaynaklarının (yenilenebilir enerji kaynakları) bir an önce devreye sokularak, enerji ithalatı için ödenen döviz miktarını en aza indirmek ve tasarruf edilen kaynakları ülke içi verimli yatırımlara yönlendirmek gerekmektedir. Ülkemiz için önemli bir döviz kaynağı olan turizm sektöründe mevcut kapasiteyi daha da artırarak ve çeşitlendirerek dünya genelinde etkin bir pazarlama ve tanıtım faaliyeti ile ülkemize gelen turist sayısı artırılabilir. Sonuç olarak; Türkiye ekonomisinde döviz kurlarındaki dalgalanmaları minimum seviyeye indirmek amacıyla atılacak her türlü adım ve uygulanacak tedbirlerin olumlu sonuçlar vermesi ülkenin siyasi ve ekonomik istikrarı ile yakından ilişkilidir.

KAYNAKÇA

- Achsani, Noer Azam vd. (2010), “The Relationship Between Inflation and Real Exchange Rate: Comparative Study Between ASEAN+3, The EU and North America”, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 18, 69-76.
- Ajmi, Ahdi Noomen vd. (2015), “Oil Price And Consumer Price Nexus in South Africa Revisited: A Novel Asymmetric Causality Approach”, *Energy Exploration & Exploitation*, 33(1), 63-73.
- Akat, Asaf Savaş ve Yazgan, Ege (2012), “Döviz Kuru İhracat Fiyatlarına Yansıyor mu?”, *İktisat Toplum Dergisi*, 26, 5 – 14.

- Alimi, Santos R. ve Ofonyelu, Chris C. (2013), “Toda-Yamamoto Causalty Test Between Money Market Interest Rate And Expected Inflation: The Fisher Hypothesis Revisited”, *European Scientific Journal*, 9 (7), 125-142.
- Anarou, Emmanuel ve Elike, Uchenna (2015), “Empirical Evidence on The Asymmetric Relationship Between Bond and REIT (Real Estate Investment Trusts) Returns”, *International Journal of Financial Research*, 6(3), 1-12.
- Arı, Ayşe (2015), “World Oil Prices and Agricultural Commodity Prices in Turkey: Evidence From Symmetric And Asymmetric Causality Tests”, *Journal of Applied Research in Finance and Economics*, 1(1), 25-35.
- Arouri, Mohamed vd. (2014), “Energy Utilization and Economic Growth in France: Evidence From Asymmetric Casualty Test”, *Ipag Business School Working Paper Series*, (102), 1-15.
- Aworinde, Olalekan Bashir (2015), “Are Energy Consumption and GDP Per Capita Asymmetric? Empirical Evidence From Nigeria”, http://2015.essa.org.za/fullpaper/essa_2876.pdf (02.04.2016).
- Balamurali, N. ve Sivarajasingam, S. (2011), “Does Exchange Rate Cause Inflation in Sri Lanka? An Emprical Study”, *Annual Academic Sessions*, 214-216.
- Cheikh, Nidhaledine Ben (2013), “Nonlinear Mechanism of the Exchange Rate Pass-Through: Does Business Cycle Matter?” *Center for Research in Economics and Management*, 06, 1 - 23.
- Cigan, Heidi vd. (2008), “Exchange Rate Pass-Through to Inflation in Slovakia”, *ECFIN Country Focus, Economic Analysis From The European Commission’s Directorate-General for Economic and Financial Affairs*, 5 (8), 1 – 6.
- Damar, Armağan Onur (2010), “Türkiye’de Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi”, TCMB Piyasalar Genel Müdürlüğü Uzmanlık Yeterlik Tezi, 1 – 80.
- Destek, Mehmet Akif (2015), “Is The Causal Nexus of Military Expenditures and Economic Growth Asymmetric in G-6?”, *Journal of Applied Research in Finance and Economics*, 1(1), 1-8.
- Doğru, Bülent vd. (2013), “Döviz Kuru Hareketleri ve Bütçe Açığı, Enflasyona Yol Açar mı? Gelişmekte Olan Asya Ülkeleri Üzerine Bir Panel Nedensellik Analizi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(2), 21-36.
- Erdem, H. Feyza ve Yamak, Nebiye (2016), “Döviz Kurunun Fiyatlar Genel Düzeyi Üzerindeki Geçişkenlik Etkisi: Gecikmesi Dağıtılmış Yaklaşım”, *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7 (13), 303 – 322.
- Hatemi-J, Abdunasser (2012), “Asymmetric Causality Tests With An Application”, *Empirical Economics*, 43 (1), 447 – 456.

- Hatemi-J, Abdunnasser (2014), "Asymmetric Panel Causality Tests With an Application to the Impact of Fiscal Policy on Economic Performance in Scandinavia, MPRA (Munich Personal RePEc Archive) Paper No:555", <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/55527/>, (05.02.2016).
- Hatemi-J, Abdunnasser vd. (2014), "Are There Asymmetric Causal Relationships Between Tourism And Economic Growth in a Panel of G-7 Countries?", *University of Pretoria Department of Economics Working Paper Series*, 1-18.
- Hatemi-J, Abdunnasser ve El-Khatib, Youssef (2016), "An Extension of The Asymmetric Causality Tests For Dealing With Deterministic Trend Components", *Applied Economics*, 48(42), 4033-4041.
- Hatemi-J, Abdunnasser ve Roca, Eduardo (2014), "Brics And Pigs: Who Drive Who? Evidence Based On Asymmetric Causality Tests", Griffith Business School Discussion Papers Finance, www.mfsociety.org/.../MC21~341~p18e4nime, (06.02.2016).
- Kara, Hakan ve Ögünç, Fethi (2005), "Exchange Rate Pass-Through in Turkey: it is Slow, but is it Really Low?", The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department Working Paper, No:05/10, <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/tcmb%20tr/tcmb%20tr/main%20menu/yayinlar/arastirma%20yayinlari/calisma%20tebligleri/2005/sunum%208>, (21.02.2017).
- Kara, Hakan ve Ögünç, Fethi (2012), "Döviz Kuru ve İthalat Fiyatlarının Yurt İçi Fiyatlara Etkisi", *İktisat İşletme ve Finans*, 27 (317), 9 - 28.
- Korhonen, Iikka ve Wachtel, Paul (2006), "A Note on Exchange Rate Pass-Through in CIS Countries", *Research in International Business and Finance*, 20, 215-226.
- Kutlar, Aziz (2005), *Uygulamalı Ekonometri*, Geliştirilmiş 2. Baskı, Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Leigh, Daniel ve Rossi, Marco (2002), "Exchange Rate Pass-Through in Turkey", IMF Working Paper, WP/02/204, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02204.pdf>, (16.02.2017).
- Liu, Hai Yue ve Chen, Xiao Lan (2017), "The Imported Price, Inflation and Exchange Rate Pass-Through in China", *Cogent Economics & Finance*, 5, 1-13.
- Madesha, Wellington vd. (2013), "Empirical Test of the Relationship Between Exchange Rate and Inflation in Zimbabwe", *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(1), 52-59.
- McFarlane, Lavern (2002), "Consumer Price Inflation And Exchange Rate Pass-Through in Jamaica, Research Services Department Research and Economic

- Programming Division Bank of Jamaica”
http://www.boj.org.jm/uploads/pdf/papers_pamphlets/papers_pamphlets_consumer_price_inflation_and_exchange_rate_pass-through_in_jamaica.pdf ,
(17.01.2016).
- Özdamar, Gökhan (2015), “Türkiye Ekonomisinde Döviz Kuru Geçiş Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı Bulguları”, *Akdeniz Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 32, 66-97.
- Peker, Osman ve Görmüş, Şakir (2008), “Türkiye’de Döviz Kurunun Enflasyonist Etkileri”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 13(2), 187-202.
- Peon, Sylvia Beatriz Guillermo ve Brindis, Martin Rodriguez (2014), “Analyzing the Exchange Rate Pass-Through in Mexico: Evidence Post Inflation Targeting Implementation”, *Ensayos Sobre Politica Economica*, 32 (74), 18 – 35.
- Rincon, Hernan vd. (2005), “Exchange Rate Pass-Through Effects: A Disaggregate Analysis of Colombian Imports of Manufactured Goods”,
<http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra330.pdf>, (19.04.2016).
- Şıklar, İlyas ve Uslu, Nilgün Ç. (2007), “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: The Turkish Case (1994 - 2006)”, *The Business Review*, 8(1), 162-171.
- Toda, Hiro Y. ve Yamamoto, Taku (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Turan, Taner ve Karakaş, Mesut (2016), “Cari Denge ve Finans Hesabı İlişkisi: Türkiye İçin Ampirik Bir Uygulama”, *Maliye Dergisi*, 170, 45 – 58.
- Umar, Mohammed ve Dahalan, Jauhari (2016), “An Application of Asymmetric Toda–Yamamoto Causality on Exchange Rate-Inflation Differentials in Emerging Economies”, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6 (2), 420 – 426.
- Yılancı, Veli ve Bozoklu, Şeref (2014), “Türk Sermaye Piyasasında Fiyat ve İşlem Hacmi İlişkisi: Zamanla Değişen Asimetrik Nedensellik Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, 14 (2), 211 – 220.