

*Gönderilme Tarihi (Received):24/07/2020, Kabul Tarihi (Accepted):29/09/2020,
Araştırma Makalesi (Research Article)*

DÖVİZ KURU İLE ENFLASYON ARASINDAKİ GEÇİŞKENLİK: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Mehmet Ali POLAT¹

Özet

Döviz kurları, ülkelerdeki pek çok makroekonomik büyüklüğü yakından etkileme potansiyeline sahiptir. Bu çalışmada; Türkiye’de, döviz kurlarının enflasyona olan geçişkenliği, TCMB’nin açık enflasyon hedeflemesi rejimi uyguladığı 2006:M01-2020:M06 dönemi dikkate alınarak yapısal kırılmalı zaman serisi analizi ile incelenmiştir. Serilerin durağanlığı; Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ile incelenmiş ve tüm serilerin I(1) oldukları belirlenmiştir. Modellerde yer alan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile incelenmiş, serilerin eşbütünleşik oldukları görülmüştür. Uzun dönem analizleri DOLS yöntemiyle gerçekleştirilmiş ve bu bağlamda, Türkiye’de 2006:M01-2020:M06 döneminde döviz kurları %1 arttığında TÜFE’nin %0.76, ÜFE’nin %0.80, TÜFE-A’nın %0.78, TÜFE-B’nin %0.73, TÜFE-C’nin %0.69 ve TÜFE-D’nin %0.72 oranında arttığı görülmüştür; kurdan en fazla etkilenen değişkenin ÜFE olduğu tespit edilmiştir. Bu durumda döviz kurlarındaki artışların, ithal ara malları ve sermaye mallarının maliyetleri üzerinden bir maliyet enflasyonuna sebep olduğu görülmüştür. Kısa dönem analizleri de DOLS yöntemiyle gerçekleştirilmiş ve döviz kurlarındaki artışın ÜFE üzerindeki etkisinin, uzun dönemde olduğu gibi TÜFE üzerindeki etkisinden daha büyük olduğu tespit edilmiştir. Yani; kur artışları ÜFE’yi, TÜFE’den daha fazla etkilememiştir. Sonuç olarak; döviz kurundan enflasyona doğru kısa dönemde güçlü, uzun dönemde zayıf nedensellik ilişkileri belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru, Enflasyon, TCMB Enflasyon Hedeflemesi, Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi.

TRANSITIONALITY BETWEEN EXCHANGE RATE AND INFLATION: THE CASE OF TURKEY

Abstract

Exchange rates have the potential to closely affect many macroeconomic measures in countries. In this study, pass-through of inflation on exchange rates in Turkey is investigated by time series analysis with structural break considering the period of 2006:M01-2020:M06 in which the Central Bank has applied open inflation targeting regime. Stationarity of the series is examined by Carrion-i-Silvestre et al. (2009) multiple structural break unit root test and all series are determined to be I (1). The existence of cointegration relationship between the series in the models is examined by Maki (2012) multiple structural break cointegration test and the series are seen to be

¹Dr. Öğr. Üyesi, Malatya Turgut Özal Üniversitesi, İşletme ve Yönetim Bilimleri Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Finansman Bölümü, mehmet.polat@ozal.edu.tr, ORCID ID: 0000-0001-9239-8228.

cointegrated. Long-term analyzes are performed by DOLS method, and in this context, it is found that when exchange rates in Turkey increased by 1% in 2006:M01-2020:M06 period, CPI increased by 0.76%, PPI by 0.80%, CPI-A by 0.78%, CPI-B by 0.73%, CPI-C by 0.69% and CPI-D by 0.72%. It is determined that the variable most affected by the exchange rate is PPI. In this case, it was seen that the increases in exchange rates caused cost inflation over the costs of imported intermediate goods and capital goods. Short term analyzes are also carried out by DOLS method and it is found that the effect of the increase in exchange rates on PPI is greater than the effect of it on CPI, as in the long term. That is, exchange rate increases did not affect PPI more than CPI. In conclusion; strong causality relationships from exchange rate to inflation in the short term and weak causality in the long term are determined.

Key Words: Exchange Rate, Inflation, CBRT Inflation Targeting, Time Series Analysis with Structural Break.

Giriş

Döviz kuru geçiş etkisi; nominal döviz kurunda yaşanan bir birimlik değişimin ihracat ve ithalat fiyatlarında oluşturduğu etkidir (Menon, 1996: 434-444). Döviz kuru ile yurtiçi fiyat düzeyi değişkenleri arasındaki ilişki, Türkiye gibi gelişmekte olan ülke ekonomilerinde önem arz etmektedir. Döviz kurlarında meydana gelebilecek değişimlerin, ithal edilen ara ve nihai mallar aracılığı ile yurtiçi fiyat düzeyini etkilemesi kurlara olan ilgiyi artırmaktadır. 2008 Küresel Krizi'nin bir sonucu olarak 2009 yılının ilk yarısından itibaren gelişmiş ülkelere Türkiye'nin de dâhil olduğu gelişmekte olan ülkelere doğru kısa vadeli sermaye girişleri olmuştur. Bu bağlamda, gelişmekte olan ülkeler, döviz kuru değerlenmesi, aşırı kredi büyümesi veya varlık fiyatı balonları gibi makroekonomik istikrarsızlıklarla karşı karşıya kalmıştır. Gelişmekte olan ülkelere meydana gelen ani döviz kuru dalgalanmaları bu ülke ekonomilerinde kırılmalıkların artmasına neden olmuştur (Polat, 2018: 163-165). Uzun yıllardır yurtiçi fiyat düzeylerini aşağıya çekmeye çalışan ve bunun yanında fiyat istikrarını da hedefleyen TCMB, 2010 yılından itibaren artan sermaye hareketlerine karşı yeni para politikası araçları geliştirmiş ve bu bağlamda, ekonomideki istikrarın istenilen düzeyde tutulmasını ve sürdürülebilir olmasını sağlamaya çalışmıştır.

Ancak, 2010 yılından itibaren Türkiye’de, döviz kurlarının yerli para birimi karşısında değer kazanmaya başlaması, istenilen hedeflerin tutturulmasında TCMB’yi zor durumda bırakmıştır. Çünkü, döviz kurlarının yükselişine bağlı olarak, döviz kurlarının yurtiçi fiyatlar üzerindeki geçişkenliği de artmaya başlamıştır. Bu durum, TCMB’yi, enflasyon hedeflerinden ve finansal istikrarının sürdürülebilirliğinden uzaklaştırarak ekonomideki kırılmalıkların artmasına neden olmuştur (TCMB, 2018a; TCMB, 2018b). Bu bağlamda, Türkiye ekonomisi için döviz kurlarındaki geçişkenliğin azaltılması ve hedeflenen enflasyon oranlarıyla beraber finansal istikrarı sürdürülebilir kılan politikaların gerçekleştirilmesi önem arz etmektedir. O halde, ekonomideki yapısal reformların uygulanması, dışa bağımlılığı azaltıcı ve yurtiçinde üretimi arttırıcı özellikle de katma değeri yüksek ürünlerin üretimine teşvik verici politikaların uygulanması yapılması gereken en önemli politikadır.

Enflasyon ile döviz kuru arasındaki ilişkinin belirlenmesini amaçlayan çalışmada; ekonometrik analiz için TCMB tarafından açık enflasyon hedeflemesi politikasının uygulandığı 2006:M01-2020:M06 dönemine ait döviz kuru, ÜFE, TÜFE ve özel kapsamlı alt TÜFE verileri kullanılmıştır. Döviz kurlarında yaşanan artışların, ithal ara mallarında ve sermaye mallarında fiyat artışlarına yol açarak maliyet enflasyonuna neden olduğunu belirten çalışmanın literatüre önemli bir katkı sunması beklenmektedir.

1. Döviz Kuru Geçişkenliği

Döviz kuru geçişkenliği, nominal döviz kuru değişim oranında meydana gelen değişikliğin yurtiçi enflasyon oranı (genel fiyatlar oranı) üzerindeki etkisine denir (Hooper ve Mann, 1989: 299; Menon, 1996: 434). Döviz kuru geçiş etkisi kavramı ile ilgili olarak akla ilk gelen olgu, ithal ürünlerin fiyatlarına olan geçişkenliktir. Ancak, döviz kurunun üretici ve tüketici fiyatları gibi diğer fiyatlar üzerindeki etkisi de oldukça

önemlidir. Çünkü, ithal malların fiyatlarında meydana gelebilecek bir değişim, ÜFE ve TÜFE’yi de etkileyebilmektedir (Goldberg ve Knetter, 1996: 1243). 1980’li yıllardan sonra döviz kuru hareketlerinin üretim ve tüketim malları fiyatlarına olan geçişkenliği incelenmeye başlamış ve bu bağlamda, birçok çalışma yapılmıştır. Yapılan çalışmaların hemen hemen hepsinde döviz kurunun ulusal fiyatlar üzerinde enflasyonist etkiler meydana getirdiği görülmüştür.

Döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişkinin incelenmesi, özellikle gelişmekte olan ülkelerde daha da önemlidir. Bu ülke ekonomilerinde, döviz kurlarında yaşanan değişimler yurtiçi fiyatları etkileme bağlamında çok daha fazla etkilidir. İlk olarak, döviz kurunda yaşanan artış, ithal edilen mal ve hizmetlerin fiyatlarının yükselmesine yol açarak enflasyonu artırmaktadır. Döviz kurunda yaşanan artış ikinci olarak, yurtiçinde üretilen mallara ait ithal girdilerin fiyatlarının artması ve bu yüzden, üretim maliyetlerinin artış göstermesi bağlamında enflasyonun yükselmesine yol açmaktadır. Üçüncü olarak, yabancı malların fiyatlarında yaşanan artışların, ithalata rakip ikame mallarının ve ihracata konu malların fiyatlarını artırması sebebiyle enflasyonu yükseltmektedir (Woo, 1984: 514; Oladipo, 2007: 112; McFarlane, 2002: 6).

Ulusal paranın değer kaybetmesi sonucunda yurtiçi fiyatlara (enflasyona) geçiş etkisi iki farklı yoldan olmaktadır. Bu etkilerden ilki “Dolaylı Etki”, ikincisi ise “Doğrudan Etki” olarak tanımlanmaktadır (Leiderman, 1993: 124). Ulusal paranın değer kaybetmesi ile birlikte ithal girdilerin² ve ithal malların yurtiçindeki fiyatlarının artışı doğrudan bir etkidir. Doğrudan etkinin temel çıkış noktası, “Tek Fiyat Kanunu” ve “Satın Alma Gücü Paritesi” yaklaşımları ile ilgilidir. Bu teorilere göre, iki ülke nominal döviz kurları arasında yaşanan değişmelerin yurt içi fiyatlara

²Ulusal paranın değer kaybetmesiyle birlikte, yurtiçinde üretilen bir ürünün ithal edilen ara malında ve teçhizatında yaşanan artış, uzun dönemde nihai malın fiyatını da yükseltir. Bu süreç, dolaylı etkinin bir sonucudur.

geçiş etkisinin tam olduğu varsayılmaktadır. Döviz kurlarından yurtiçi fiyatlara geçişkenlik dolaylı olarak da gerçekleşebilmektedir. Dolaylı etkide önemli olan olgu, toplam taleptir. Ulusal paranın değer kaybetmesiyle birlikte, ithal mallara olan talep azalırken ithal malların ikamesi olan ürünlere olan talep artmaktadır ve ayrıca, yurtiçinde üretilen malların yabancı para birimi cinsinden değeri düşeceği için ihraç mallarına olan talep de artmaktadır. Bu bağlamda talep artışı; fiyatların, dolayısıyla da emek talebinin ve ücretlerin yükselmesine yol açmaktadır (Kenen ve Pack, 1980: 279; Kiptui vd., 2005: 3; Misztal, 2005: 28; Hyder ve Shah, 2004: 3).

Dış ekonomik istikrarsızlık durumunda dengesizlik iç ekonomik göstergeler aracılığıyla iç istikrarsızlığa neden olmaktadır. İçeriden ya da dışarıdan kaynaklanan beklenmedik bir gelişme sonucu dış ekonomik göstergelerden biri olan döviz kurundaki değişim iç ekonomik göstergelerden biri olan fiyatlardaki değişmeye sebebiyet verebilmektedir (Kenen ve Pack, 1980: 277-289). Döviz kurunun enflasyon oranı üzerindeki etkisi çeşitli kanallardan belirlemektedir. Bu kanalları basitçe üç başlıkta incelemek mümkündür: Tüketici fiyatları kanalı, üretici fiyatları kanalı ve endekslemedir³. Döviz kurunda meydana gelen değişim önce ithal ürünlerin fiyatlarını daha sonra ise tüketici fiyatları endeksine (TÜFE) ve üretici fiyatları endeksine (ÜFE) yansımaktadır (Kiptui vd. 2005: 1; Amstad ve Fischer, 2009: 4; Rowland, 2003: 6; Nogueira, 2007: 191).

2. Literatür Taraması

Döviz kurunda yaşanan değişikliklerin enflasyon olgusuna geçiş etkisi, literatürdeki araştırmacıların üzerinde hassasiyetle durduğu önemli bir

³Döviz kurunun yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisini açıklayan bir diğer teori ise endeksleme olarak adlandırılmaktadır. Endeksleme kavramı ilk kez Montiel ve Ostry (1993) tarafından kullanılmıştır. Buna göre döviz kuru değişim oranında meydana gelen bir artış, enflasyon beklentilerinin artmasına neden olarak enflasyon oranında bir artışa yol açmaktadır (Montiel ve Ostry, 1993: 34).

konudur. Literatürde yer alan çalışmaların bir kısmı yurt içi fiyatlar ve döviz kuru arasında tek yönlü bir ilişki olduğunu belirtirken, diğer çalışmalarda çift yönlü bir ilişkiden bahsedilmektedir. Ancak, çalışmalardan da anlaşılacağı üzere bu durum, ülkelere, ele alınan dönemlere ve uygulanan para politikalarına göre değişebilmektedir.

Leigh ve Rossi (2002), çalışmalarında 1994-2002 dönemine ait için verileri kullanarak Türkiye'de döviz kurunda yaşanan değişikliklerin yurtiçi fiyatlara etkisini VAR Analiz Yöntemi'ni kullanarak incelemişlerdir. Geçiş etkisi katsayısını hesaplamak amacıyla petrol fiyatları, reel çıktı, nominal döviz kuru, TEFE ve TÜFE değişkenlerini kullandıkları çalışmalarının sonucunda, Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisinin ilk dört ayda yüksek derecede hissedildiğini on birinci aydan sonra ise kaybolduğunu belirlemişlerdir. Ayrıca, Türkiye'de yaşanan geçişkenlik düzeyinin, gelişmekte olan diğer ülkelere göre daha hızlı ve daha büyük olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Arat (2003) çalışmasında, Türkiye örneğini baz alarak, döviz kurlarının yurtiçi fiyatlar üzerindeki geçiş etkisini 1994-2002 dönemine ait verileri kullanarak VAR Analiz Yöntemi ile incelemiştir. Döviz kurundaki rejim değişikliklerinin de göz önünde bulundurulduğu çalışmanın sonucunda, dalgalı döviz kuru rejimine geçildikten sonra geçişkenliğin azaldığı tespit edilmiştir. Çalışmanın diğer bir sonucuna göre; Türkiye'de nominal döviz kurlarından enflasyona olan geçiş etkisi, gelişmiş ülkelere oranla daha yüksektir. Ito ve Sato (2006), çalışmalarında döviz kurunun geçişkenliğini Endonezya, Güney Kore, Tayland, Malezya ve Singapur'dan oluşan beş Güney Doğu Asya ülkesinin 1993-2005 dönemine ait olan ilgili verilerini VAR Analiz Yöntemi'ni kullanarak incelemişlerdir. Bu bağlamda, 1998 Ekonomik Krizi'nin yaşandığı ülkelerde döviz kurundaki değişikliklerin ithalat fiyatları üzerindeki geçişkenliğinin yüksek olduğu, Endonezya ülke ekonomisinde ise döviz

kurundaki değişikliklerin TÜFE'ye olan geçişkenliğinin düşük olduğu belirlenmiştir. Korhonen ve Wachtel (2006) yapmış oldukları çalışmalarında, Ermenistan, Kırgızistan, Kazakistan, Moldova, Rusya, Ukrayna ve Gürcistan'dan oluşan farklı geçiş etkilerine sahip ülkelerde döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisini 1999-2004 dönemini dikkate alarak VAR Analiz Yöntemi yardımıyla incelemiştir. Çalışmalarının sonucunda, döviz kurundaki değişikliklerin, tüketici fiyatları üzerinde hızlı ve büyük bir etkiye sahip olduğunu ve bu bağlamda, bir yıldan daha kısa bir sürede yurtiçi fiyatlara yansıdığını ifade etmişlerdir. Ca'Zorzi vd. (2007) tarafından yapılan çalışmada; Tayvan, Singapur, Güney Kore, Çin, Hong Kong, Polonya, Macaristan, Çek Cumhuriyeti, Arjantin, Şili, Meksika ve Türkiye'nin de yer aldığı gelişmekte olan ülkelerde geçiş etkisi 1998-2003 dönemi göz önünde bulundurularak VAR Analiz Yöntemi ile incelenmiştir. Çalışmalarının sonucunda, gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru geçişkenliğinin gelişmiş ülkelere göre daha yüksek olduğunu belirten klasik görüşün tersi bir durumla karşılaşmıştır. Bu bağlamda, tek haneli enflasyon oranına sahip gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru geçişkenliğinin düşük çıkarak gelişmiş ülke ekonomilerinden farklı olmadığı neticesine ulaşılmıştır. Makroekonomik istikrarsızlık yaşayan Arjantin ve Türkiye'nin incelenmediği çalışmalarının sonucunda, döviz kuru geçişkenliği ile enflasyon arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Özçiçek (2007), Türkiye'nin 1982-2004 dönemine ait verilerini kullanarak döviz kurundaki değişimlerin toptan ve tüketici fiyatları üzerindeki etkisini incelemiştir. VAR Analiz Yöntemi'ni kullandığı çalışmasının sonucunda, kur artış şokunun enflasyonu artırdığını ve bu artışın yaklaşık olarak 5 ay sürdüğünü; 1994 ve 2001 Ekonomik Krizi dönemlerinde ise kur ve enflasyon ilişkisi arasında yaşanan geçiş etkisinin çok daha kuvvetli olduğunu belirtmiştir. Bu bağlamda, çalışmaya göre, kriz dönemlerinde geçiş etkisi daha yüksektir. Peker ve Görmüş (2008), çalışmalarında,

Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon arasındaki geçiş etkisini 1987-2006 dönemini dikkate alarak incelemiştir. VAR Analiz Yöntemi’nin kullanıldığı çalışmalarının sonucunda, döviz kuru şokunun orta ve uzun vadede enflasyon üzerinde oldukça yüksek bir etkiye sahip olduğunu ifade etmişlerdir. Dolores (2009), yapmış olduğu çalışmada, AB’ye yeni üye olmuş Bulgaristan, Estonya, Güney Kıbrıs, Macaristan, Çek Cumhuriyeti, Litvanya, Polonya, Slovakya, Letonya, Romanya ve Slovenya ile aday ülke olan Türkiye’yi dikkate alarak döviz kuru geçişkenliklerini VAR Analiz Yöntemi ile incelemiştir. Çalışmasının sonucunda, döviz kuru geçişkenliği ile enflasyon arasında pozitif yönlü bir ilişki bulmuştur. Dolayısıyla, Türkiye ve Romanya’nın yüksek bir geçişkenliğe sahip olduğunu, diğer ülkelerin ise düşük bir geçişkenliğe sahip olduğunu belirtmiştir. Ayrıca, enflasyon hedeflemesi rejimini uygulayan Macaristan, Polonya ve Çek Cumhuriyeti’nde enflasyon oranının düştüğünü ve bu bağlamda, uzun vadede döviz kuru geçişkenliğinin azaldığını belirtmiştir. Beirne ve Bijsterbosch (2011) çalışmalarında, döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçişkenlik etkisini, Orta ve Doğu Avrupa ülkeleri olan Bulgaristan, Estonya, Çek Cumhuriyeti, Letonya, Macaristan, Polonya, Litvanya, Slovakya ve Romanya’nın 1995-2008 dönemine ait verilerini VAR Analiz Yöntemi’ni kullanarak incelemiştir. Çalışmalarının sonucunda, sabit döviz kuru rejimini uygulayan Bulgaristan, Estonya, Letonya ve Litvanya’nın yüksek geçişkenlik etkisine sahip olduğu, esnek döviz kuru rejimine sahip olan Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Romanya, Polonya ve Slovakya’nın ise düşük geçişkenlik etkisine sahip olduğu görülmüştür. Ayvaz Güven ve Uysal (2013), Türkiye için 1983-2012 dönemini baz alarak ve Granger Nedensellik Testi’ni kullanarak yapmış oldukları çalışmalarında TÜFE ile reel efektif döviz kuru arasındaki geçişkenliği incelemiştir. Çalışmalarının sonucunda, TÜFE ile reel efektif döviz kuru arasında karşılıklı çift yönlü bir nedensellik ilişkisi gözlemlenmiştir.

Arslaner vd. (2014), Türkiye’de 1986-2013 yılları arasında döviz kurunda yaşanan değişikliklerin üretici ve tüketici fiyatlarına olan geçişkenliğini VAR modeli ile Markov Switch Modeli’ni kullanarak incelemişlerdir. Bu bağlamda, çalışmalarının sonucuna göre, Türkiye’de yaşanan kur geçişkenliğinin, diğer gelişmekte olan ülkelerde olduğu gibi sanayileşmiş ülkelere göre daha yüksek ve daha hızlı bir şekilde gerçekleştiğini belirlemişlerdir. Bunun sebebi olarak da sıklıkla yaşanan döviz krizlerini ve bu ekonomilerde görülen bütçe açıklarını göstermişlerdir. Korkmaz ve Bayır (2015), çalışmalarında, döviz kurunda yaşanan dalgalanmaların yurtiçi fiyatlara olan geçişkenliğini, Türkiye’nin 2008-2014 dönemine ait verilerini VAR Analiz Yöntemi’ni kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışmalarında, Türkiye’de enflasyon hedeflemesi rejimi uygulanıyor olmasına rağmen, ithal edilen ara ve sermaye mallarından dolayı, döviz kurundaki değişikliklerin yurtiçi fiyatlara yansıdığı gözlemlenmiştir. Bu bağlamda, TÜFE’den döviz kuruna doğru ve döviz kurundan ÜFE’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Alptekin vd. (2016)’nin yapmış olduğu çalışmada, Türkiye’de döviz kurunun yurtiçi fiyatlar üzerindeki geçişkenliği, 2005-2015 dönemine ait veriler kullanılarak VAR Analiz Yöntemi ile incelenmiştir. Çalışmada, geçişkenliğin etkisi hem ÜFE hem de TÜFE için ayrı ayrı hesaplanmıştır. Çalışmalarının sonucunda, döviz kurunda yaşanan bir birimlik değişim sonucunda TÜFE’de yaşanan geçişkenliğin, ÜFE’de yaşanan geçişkenlikten daha düşük olduğunu ifade etmişlerdir. Tümtürk (2017), yapmış olduğu çalışmada, Türkiye’de enflasyon hedeflemesi öncesi ve sonrası dönemi gözlemlemiş ve bu bağlamda, döviz kuru şoklarının yurtiçi fiyatlara olan geçişkenliğini 1994-2016 verilerini baz alarak incelemiştir. Çalışmanın sonucunda, Türkiye’de, döviz kurlarından fiyatlara doğru kısmi bir geçiş etkisinin varlığı tespit edilmiştir ve enflasyon hedeflemesi rejiminden sonra döviz kurunda yaşanan değişikliklerin yurtiçi fiyatlara geçişkenliğinde azalma tespit

edilmiştir. Akdamar ve Özçelik (2018) tarafından, Türkiye’de döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçişkenliğini belirlemek amacıyla 2003-2017 dönemine ait veriler Yapısal VAR Modeli kullanılarak incelenmiştir. Çalışmalarının sonucunda; döviz kurunun imalat sanayi fiyatlarına geçişkenliği TÜFE’ye geçiş etkisine göre daha yüksek bulunmuş ve yurtiçi fiyatlara kısmi geçiş etkisinin görüldüğü belirlenmiştir. Duman ve Sağdıç (2019), Türkiye’de enflasyon ve döviz kuru değişkenleri arasındaki ilişkiyi 2003-2017 dönemine ait verileri baz alarak ve VAR Analiz Yöntemi’ni kullanarak incelemiştir. ile VAR analizi çerçevesinde incelemiştir. Granger Nedensellik Testi’nin uygulandığı çalışmanın sonucunda, reel efektif döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.

Literatürdeki çalışmaların büyük bir çoğunluğundan anlaşılacağı üzere, döviz kurundan enflasyona doğru bir geçişkenlik sözkonusudur.

3. Ekonometrik Analiz

3.1. Veri Seti

Çalışmada; döviz kurlarının enflasyon üzerindeki etkilerini tespit edebilmek için TCMB tarafından açık enflasyon hedeflemesi politikasının uygulandığı 2006:M01-2020:M06 dönemi verileri kullanılmıştır. Kullanılan veriler aşağıda özetlenmiştir:

Döviz Kuru (KUR); önce ABD Doları ve Euro’nun alış ve satış fiyatlarının ortalaması alınmış, sonra da bu veriler ve $(1 \text{ ABD Doları} + 1 \text{ Euro})/2$ formülasyonu kullanılarak, kur sepeti hesaplanmıştır. Kur verileri EVDS (2020a)’dan alınmış, kur sepeti tarafımızdan hesaplanmıştır. *Tüketici Fiyatları Endeksi (TÜFE)*; TÜİK tarafından hesaplanıp yayınlanan (2003=100) şeklindeki endeks verileri olup, EVDS (2020b)’den alınmıştır. *Üretici Fiyatları Endeksi (ÜFE)*; TÜİK tarafından hesaplanıp yayınlanan (2003=100) şeklindeki endeks verileri

olup, EVDS (2020c)'den alınmıştır. *Özel Kapsamlı Tüketici Fiyatları Endeksleri (TÜFE-A)*; mevsimlik ürünler hariç TÜFE endeksidir. TÜİK tarafından (2003=100) şeklinde hesaplanıp yayınlanmakta olup, EVDS (2020d)'den alınmıştır. *Özel Kapsamlı Tüketici Fiyatları Endeksleri (TÜFE-B)*; işlenmemiş gıda ürünleri, enerji, alkollü içkiler ve tütün ile altın hariç TÜFE endeksidir. TÜİK tarafından (2003=100) şeklinde hesaplanıp yayınlanmakta olup, EVDS (2020d)'den alınmıştır. *Özel Kapsamlı Tüketici Fiyatları Endeksleri (TÜFE-C)*; enerji, gıda ve alkolsüz içecekler, alkollü içkiler ile tütün ürünleri ve altın hariç TÜFE endeksidir. TÜİK tarafından (2003=100) şeklinde hesaplanıp yayınlanmakta olup, EVDS (2020d)'den alınmıştır. *Özel Kapsamlı Tüketici Fiyatları Endeksleri (TÜFE-D)*; işlenmemiş gıda, alkollü içecekler ve tütün ürünleri hariç TÜFE endeksidir. TÜİK tarafından (2003=100) şeklinde hesaplanıp yayınlanmakta olup, EVDS (2020d)'den alınmıştır.

Bütün seriler Moving Average yöntemiyle mevsim etkilerinden arındırılmış, doğal logaritmaları alınarak analizlerde kullanılmıştır.

3.2. Model

Bu çalışmada, Bozdoğanlıoğlu ve Yılmaz (2017) izlenerek Denklem (1) oluşturulmuş, Denklem (2) de tarafımızdan oluşturularak literatüre bir katkı sağlamaya çalışılmıştır.

$$\text{Model 1: } LnTÜFE_t = \theta_0 + \theta_1 LnKUR_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Model 2: } LnÜFE_t = \varphi_0 + \varphi_1 LnKUR_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada $LnTÜFE_t$; tüketici fiyatları endeksi (2003=100) serisinin, $LnKUR_t$; kur sepetinin, $LnÜFE_t$; üretici fiyatları endeksi serisinin doğal logaritmalarını, θ_1 ; kurdaki %1'lik artışın TÜFE üzerindeki yüzde etkisini, φ_1 ; kurdaki %1'lik artışın ÜFE üzerindeki yüzde etkisini, ε_t ve ε_t Beyaz Gürültü sürecine sahip hata terimleri serilerini göstermektedir.

Yapılacak analizler sonucundaki beklentimiz; kurdaki artışların, TÜFE ve ÜFE'yi artıracacağı yani $\theta_1 > 0$ ve $\varphi_1 > 0$ çıkacağı yönündedir.

Çalışma, TCMB'nin de enflasyon hedeflemesinde temel aldığı aşağıdaki özel kapsamlı TÜFE göstergeleri için de modeller kurularak genişletilmiştir⁴:

$$\text{Model 3: } Ln(TUFE - A)_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnKUR_t + e_t \quad (3)$$

$$\text{Model 4: } Ln(TUFE - B)_t = \beta_0 + \beta_1 LnKUR_t + v_t \quad (4)$$

$$\text{Model 5: } Ln(TUFE - C)_t = \gamma_0 + \gamma_1 LnKUR_t + \tau_t \quad (5)$$

$$\text{Model 6: } Ln(TUFE - D)_t = \delta_0 + \delta_1 LnKUR_t + \mu_t \quad (6)$$

Burada $Ln(TUFE - A)_t$; mevsimlik ürünler hariç TÜFE endeksinin, $Ln(TUFE - B)_t$; işlenmemiş gıda ürünleri, enerji, alkollü içecekler ve altın hariç TÜFE endeksinin, $Ln(TUFE - C)_t$; mevsimlik ürünler hariç TÜFE endeksinin ve $Ln(TUFE - D)_t$; işlenmemiş gıda, alkollü içecekler ile tütün ürünleri ve altın hariç TÜFE endeksinin doğal logaritmasını göstermektedir. Bu modellerde de $LnKUR_t$ değişkeninin katsayısının pozitif çıkması beklenmektedir. Bu modeller sayesinde döviz kurundaki değişimlerin en çok hangi enflasyon türünü etkilediği ortaya konulmaya çalışılacak ve bu yolla politika yapıcılara ışık tutulmaya gayret edilecektir.

3.3. Yöntem

Çalışmada serilerin durağanlığı; Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ile incelenmiş, kurulan ekonometrik modellerde yer alan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile sınanmıştır. Uzun ve kısa dönem analizleri Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Ordinary Least Squares: DOLS) yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Seriler arasındaki nedensellik

⁴ Analizin bu aşamasında; alkollü içecekler ve tütün hariç TÜFE endeksi (TÜFE-E) ve yönetilen-yönlendirilen fiyatlar hariç TÜFE endeksinin (TÜFE-F) de kullanılması düşünülmüş, ancak bu veriler Ocak 2019'dan itibaren yayınlanmaya başlandığı için bu mümkün olamamıştır.

ilişkileri Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model: VECM) nedensellik testi ile incelenmiştir.

3.4. Birim Kök Testi

Ekonometrik analizlerde, önce serilerin durağanlık derecelerinin tespit edilmesi, sonra kullanılacak analiz yöntemlerine de bu bilgilere göre karar verilmesi, güvenilir sonuçlar elde edilebilmesi açısından önem taşımaktadır. Bu çalışmada göz önünde bulundurulan analiz dönemi oldukça uzun olduğu ve bu dönemde Türkiye ekonomisini yakından etkileyen pek çok olay bulunduğu için serilerin durağanlığı Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ile incelenmiştir. Bu yöntem, serilerdeki 5 taneye kadar yapısal kırılma tarihini göz önünde bulundurarak birim kök sınaması yapabilmekte ve bu yapısal kırılma tarihlerini de içsel olarak tespit edebilmektedir. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testinde kullanılan stokastik veri üretme süreci:

$$y_t = d_t + u_t \quad (7)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + \omega_t \quad (8)$$

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) bu yöntemde birim kökün varlığını inceleyebilmek için 5 farklı test istatistiği geliştirmiştir:

$$P_T(\lambda) = \{S(\bar{\alpha}, \lambda) - \bar{\alpha}S(1, \lambda)\}/s^2(\lambda) \quad (9)$$

$$MP_T(\lambda) = \left[c^{-2}T^{-2} \sum_{t=-}^T y_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1}y_T^2 \right] / s(\lambda)^2 \quad (10)$$

$$MZ_\alpha(\lambda) = (T^{-1}y_T^2 - s(\lambda)^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=-}^T y_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (11)$$

$$MSB(\lambda) = \left(s(\lambda)^{-2}T^{-2} \sum_{t=-}^T y_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (12)$$

$$MZ_t(\lambda) = (T^{-1}y_T^2 - s(\lambda)^2) \left(4s(\lambda)T^{-2} \sum_{t=-}^T y_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (13)$$

Buradan MZ_{α} ve MZ_t testlerinin H_0 hipotezi “Seri durağan değildir” şeklinde iken P_T , MSB ve MP_T testlerinin H_0 hipotezi “Seri durağandır” biçimindedir. Bu hipotezleri test edebilmek için gereken kritik değerler, bootstrap ile elde edilebilmektedir. Çalışmada, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi yapılmış ve sonuçlar Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	P_T	MP_T	MZ_{α}	MSB	MZ_t	Yapısal Kırılma Tarihleri
$LnTUFE$	16.35 (8.53)	15.46 (8.53)	-25.00 (-44.57)	0.14 (0.10)	-3.51 (-4.71)	2007:M07; 2008:M12; 2011:M04; 2016:M11; 2018:M04
$LnUFE$	31.27 (8.75)	27.54 (8.75)	-15.08 (-46.50)	0.18 (0.10)	-2.74 (-4.83)	2008:M06; 2010:M09; 2013:M10; 2016:M09; 2018:M10
$LnKUR$	16.07 (9.17)	15.3 (9.17)	-28.74 (-47.15)	0.13 (0.10)	-3.78 (-4.84)	2008:M09; 2011:M11; 2013:M04, 2016:M09; 2018:M03
$Ln(TUFE - A)$	20.36 (8.87)	18.98 (8.87)	-21.62 (-45.76)	0.15 (0.10)	-3.27 (-4.77)	2007:M10; 2010:M03; 2011:M08; 2016:M10; 2018:M05
$Ln(TUFE - B)$	20.08 (8.81)	18.42 (8.81)	-23.03 (-46.76)	0.14 (0.10)	-3.37 (-4.83)	2008:M02; 2010:M10; 2013:M12; 2016:M11; 2018:M06
$Ln(TUFE - C)$	17.74 (8.93)	16.55 (8.93)	-25.77 (-46.54)	0.13 (0.10)	-3.57 (-4.82)	2008:M06; 2010:M10; 2013:M12; 2016:M11; 2018:M06
$Ln(TUFE - D)$	20.01 (8.69)	18.76 (8.69)	-21.89 (-46.12)	0.15 (0.10)	-3.28 (-4.80)	2008:M11; 2010:M10; 2013:M11; 2016:M11; 2018:M05
$\Delta LnTUFE$	10.17 (9.15)	8.98** (9.15)	-48.98** (-46.97)	0.100** (0.102)	-4.94** (-4.84)	2007:M07; 2011:M05; 2013:M05; 2016:M09; 2018:M09
$\Delta LnUFE$	7.60** (8.98)	6.94** (8.98)	-60.27** (-46.05)	0.09** (0.10)	-5.48** (-4.79)	2008:M04; 2011:M01; 2012:M06; 2017:M01; 2018:M09
$\Delta LnKUR$	6.10** (8.90)	5.83** (8.90)	-72.42** (-46.66)	0.08** (0.10)	-6.01** (-4.82)	2008:M08; 2011:M08; 2014:M01; 2015:M08; 2017:M03
$\Delta LnTUFEA$	6.48** (8.20)	5.86** (8.20)	-61.44** (-43.29)	0.09** (0.10)	-5.53** (-4.65)	2007:M07; 2009:M04; 2010:M10; 2016:M12; 2018:M09

$\Delta \ln TUFEB$	8.63** (9.03)	7.66** (9.03)	-57.20** (-46.62)	0.09** (0.10)	-5.33** (-4.82)	2008:M05; 2011:M11; 2014:M02; 2017:M04; 2018:M09
$\Delta \ln TUFEC$	6.91** (8.39)	6.17** (8.39)	-59.75** (-42.92)	0.09** (0.10)	-5.44** (-4.62)	2007:M10; 2009:M03; 2010:M09; 2017:M04; 2018:M09
$\Delta \ln TUFED$	7.13** (8.35)	6.19** (8.35)	-59.61** (-43.07)	0.09** (0.10)	-5.43** (-4.63)	2007:M07; 2009:M04; 2010:M09; 2017:M04; 2018:M09

Not: **: İlgili serinin %5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Parantez içindekiler, 1000 bootstrap döngüsü ile elde edilmiş, %5 anlamlılık düzeyine sahip kritik değerlerdir.

Tablo 1'deki bulgulara göre serilerin hepsi düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci dereceden farkları alındığında durağan hale gelmektedir. Yani tüm seriler I(1)'dir. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) yöntemi tarafından tespit edilen yapısal kırılma tarihlerine bakıldığında; 2008 krizinin öncü ve ardıl etkilerinin, kriz sonrasında 2010-2011⁵ yıllarında yaşanan güçlü ekonomik toparlanmanın, FED tarafından uygulanmakta olan genişletici para politikalarına son verileceğinin 21 Mayıs 2013'te açıklanmasının, 2017 yılında yaşanan %7.4'lük ekonomik büyüme ve 2019 yılında yaşanan daralmanın⁶ Türkiye'deki döviz kurları ve enflasyon üzerinde yapısal kırılmalara neden olduğu görülmektedir.

Seriler düzey değerlerinde durağan olmadığı için Granger ve Newbold (1974)'e göre serilerin düzey değerleriyle yapılacak analizlerde sahte regresyon sorunu ile karşılaşılabilir. Engle ve Granger (1987) bu tür durumlarda eşbütünleşme testi yapılmasını önermektedir. Eğer seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilebilirse yapılacak analizlerde sahte regresyon sorunu ortaya çıkmayacaktır. Bu nedenle analize eşbütünleşme testi ile devam edilmesinin gerektiğine karar verilmiştir. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testinin, Türkiye'de döviz kuru ve enflasyonda yaşanan önemli değişimleri başarılı bir şekilde tespit ettiği görülmektedir.

⁵ 2010 ve 2011 yıllarındaki ekonomik büyüme oranları sırasıyla %8.48 ve %11.11'dir (World Bank, 2020).

⁶ Türkiye ekonomisi 2018 yılının son çeyreğinde %3 daralmış (NTV, 2018), yıl genelinde sadece %2.82 oranında büyüebilmiştir. (World Bank, 2020).

3.5. Eşbütünleşme Testi

Çalışmada analiz döneminde 2008 Küresel Ekonomik Krizi ve ekonomiyi yakından etkileyen birçok faktör olduğu için seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkileri, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testiyle analiz edilmiştir. Maki (2012) testinde; eşbütünleşme denklemindeki 5 taneye kadar yapısal kırılma göz önünde bulundurulabilmekte, yapısal kırılma sayısı ve yapısal kırılma tarihleri test yöntemi tarafından içsel olarak tespit edilebilmektedir. Maki (2012) bu testinde 4 farklı model oluşturmuştur. Bunlardan Model 0; sabit terimde kırılmaya izin veren trendsiz modeli, Model 1; sabit terimde ve eğimde kırılmalı trendsiz modeli, Model 2; sabit terimde ve eğimde kırılmalı, trendli modeli ve Model 3; sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmalı modeli ifade etmektedir.

$$\text{Model 0: } y_t = \mu + \sum_{j=1}^m \mu_j K_{jt} + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\text{Model 1: } y_t = \mu + \sum_{j=1}^m \mu_j K_{jt} + \beta x_t + \sum_{j=1}^m \beta_j x_j K_{jt} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\text{Model 2: } y_t = \mu + \sum_{j=1}^m \mu_j K_{jt} + \gamma x + \beta x_t + \sum_{j=1}^m \beta_j x_j K_{jt} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\text{Model 3: } y_t = \mu + \sum_{j=1}^m \mu_j K_{jt} + \gamma t + \sum_{j=1}^m \gamma_j t K_{jt} + \beta x_t + \sum_{j=1}^m \beta_j x_j K_{jt} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Bu testin H_0 hipotezi “Yapısal kırılmalar söz konusu iken seriler arasında eşbütünleşme yoktur” şeklindedir. Bu hipotezleri sınavabilmek için ihtiyaç duyulan kritik değerler Maki (2012: 3)’te yer almaktadır. Bu çalışmada Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi, Model 3 yardımıyla yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 2’de rapor edilmiştir.

Tablo 2: Maki (2012) Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

<i>Analiz Modelleri</i>	<i>Test İstatistiği</i>	<i>Yapısal Kırılma Tarihleri</i>		
Model 1	-5.93**	2009:M04; 2017:M03		
Model 2	-6.18***	2009:M04; 2010:M11; 2014:M09; 2016:M11; 2018:M08		
Model 3	-6.55***	2008:M08; 2012:M03; 2015:M11; 2017:M06; 2019:M01		
Model 4	-6.55***	2008:M08; 2012:M03; 2015:M11; 2017:M06; 2019:M01		
Model 5	-5.79**	2009:M08; 2012:M06; 2015:M10; 2018:M08		
Model 6	-6.16***	2012:M08; 2015:M04; 2017:M02		
Kritik Değerler	%1	%5	%10	
	-5.95	-5.42	-5.13	

Not: *** ve *, ilgili modelde sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeylerinde eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğunu ifade etmektedir.

Tablo 2'deki bulgulara göre; her modelde seriler arasında en az %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisi vardır. Bu nedenle, bu serilerle yapılacak regresyon analizlerinde, sahte regresyon sorunu ile karşılaşmayacaktır. Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi de Türkiye'deki önemli yapısal kırılma tarihlerini başarılı bir şekilde tespit etmiştir. Bu tarihlerden 2008:M08; küresel ekonomik krizin gün yüzüne çıkmasından hemen öncesini, 2009:M04; Türkiye'de genişletici para ve maliye politikalarının uygulanmaya başlandığı tarihi, 2009:M08; ülke ekonomisinin krizden çıkmaya başladığı dönemi⁷, 2012 yılı TCMB'nin ülkede artan cari işlemler açığını azaltabilmek için yurtiçi kredi hacminin artış hızını %15 ile sınırladığı dönemi, 2014; FED'in genişletici para politikalarına son vermeye başladığı dönemi, 2015; ülkede kriz riskini azaltıcı makro ihtiyati önlemlerin uygulandığı dönemi (Polat, 2019: 75), 2017; ekonominin hızlı büyüdüğü, 2018 büyümenin

⁷ 2008 krizi nedeniyle Türkiye ekonomisi 2008:Q4-2009:Q3 döneminde negatif büyüdüktan sonra 2009:Q4 ile birlikte pozitif büyümeye geçmiştir (Kölmek, 2014).

bazı çeyreklerde negatife döndüğü ve azaldığı dönemlere işaret etmektedir.

Bu testte belirlenen yapısal kırılma tarihleri kukla değişkenler yardımıyla uzun dönem analizine dâhil edilmiştir. Kukla değişkenler oluşturulurken; yapısal kırılmanın olduğu döneme 1, diğer dönemlere 0 değerleri verilmiştir.

3.6. Uzun Dönem Analizi

Modellerde yer alan seriler arasındaki uzun dönem analizleri, Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen DOLS yöntemiyle yapılmıştır. Bu yöntemin tercih edilmesinin nedeni; seriler arasındaki eşbütünleşme vektörünü de göz önünde bulunduruyor olması, bağımsız değişkenin birinci dereceden farkının gecikmeli ve öncül değerlerini de kullanarak ekonometrik sorunlara karşı dirençli tahminler yapılabilmesidir (Gujarati ve Porter, 2012). Uzun dönem analizi için kullanılan modeller:

$$\text{Model 1: } \ln TUF E_t = \theta_0 + \theta_1 \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \theta_{2j} \Delta \ln KUR_{t+j} + \theta_3 D_{2009:04} + \theta_4 D_{2017:03} + \epsilon_t \quad (18)$$

$$\text{Model 2: } \ln UFE_t = \varphi_0 + \varphi_1 \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \varphi_{2j} \Delta \ln KUR_{t+j} + \varphi_3 D_{2009:04} + \varphi_4 D_{2010:11} + \varphi_5 D_{2014:09} + \varphi_6 D_{2016:11} + \varphi_7 D_{2018:08} + \epsilon_t \quad (19)$$

$$\text{Model 3: } \ln(TUFE - A)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \alpha_{2j} \Delta \ln KUR_{t+j} + \alpha_3 D_{2008:08} + \alpha_4 D_{2012:03} + \alpha_5 D_{2015:11} + \alpha_6 D_{2017:06} + \alpha_7 D_{2019:01} + e_t \quad (20)$$

$$\text{Model 4: } \ln(TUFE - B)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \beta_{2j} \Delta \ln KUR_{t+j} + \beta_3 D_{2008:08} + \beta_4 D_{2012:03} + \beta_5 D_{2015:11} + \beta_6 D_{2017:06} + \beta_7 D_{2019:01} + v_t \quad (21)$$

$$\text{Model 5: } \ln(TUFE - C)_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \gamma_{2j} \Delta \ln KUR_{t+j} + \gamma_3 D_{2009:08} + \gamma_4 D_{2012:06} + \gamma_5 D_{2015:10} + \gamma_6 D_{2018:08} + \tau_t \quad (22)$$

$$\text{Model 6: } \ln(TUFE - D)_t = \delta_0 + \delta_1 \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \delta_{2j} \Delta \ln KUR_{t+j} + \delta_3 D_{2012:08} + \delta_4 D_{2015:04} + \delta_5 D_{2017:02} + \mu_t \quad (23)$$

Burada j ; gecikme, r ; öncül değerlerini, D ; kukla (dummy) değişkenleri ifade etmektedir. Bu modellerde yer alan katsayılar DOLS yöntemiyle tahmin edilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3: Uzun Dönem Analizi Sonuçları

	Model 1 (TUFE)	Model 2 (ÜFE)	Model 3 (TUFE-A)	Model 4 (TUFE-B)	Model 5 (TUFE-C)	Model 6 (TUFE-D)
<i>LnKUR</i>	0.76*** (0.00)	0.80*** (0.00)	0.78*** (0.00)	0.73*** (0.00)	0.69*** (0.00)	0.72*** (0.00)
<i>D</i> _{2008:08}			0.12 (0.65)	0.15 (0.66)		
<i>D</i> _{2009:04}	-0.49*** (0.00)	-0.49 (0.18)				
<i>D</i> _{2009:08}					-0.28 (0.33)	
<i>D</i> _{2010:11}		0.42 (0.25)				
<i>D</i> _{2012:03}			0.16 (0.56)	0.12 (0.70)		
<i>D</i> _{2012:06}					0.42 (0.14)	
<i>D</i> _{2012:08}						0.55 (0.16)
<i>D</i> _{2014:09}		0.41 (0.26)				
<i>D</i> _{2015:04}						0.42 (0.29)
<i>D</i> _{2015:10}					0.40 (0.16)	
<i>D</i> _{2015:11}			0.08 (0.77)	0.20 (0.54)		
<i>D</i> _{2016:11}		-0.33 (0.37)				
<i>D</i> _{2017:02}						0.07 (0.84)
<i>D</i> _{2017:03}	0.07*** (0.00)					
<i>D</i> _{2017:06}			0.04 (0.88)	-0.03 (0.91)		
<i>D</i> _{2018:08}		-0.52 (0.23)			-0.59* (0.08)	
<i>D</i> _{2019:01}			-0.12 (0.66)	-0.53 (0.18)		
Sabit	4.69*** (0.00)	4.64*** (0.00)	4.71*** (0.00)	4.62*** (0.00)	4.64*** (0.00)	4.66*** (0.00)
Terim						
Model Güvenilirlik Testleri						
<i>R</i> ²	0.94	0.97	0.94	0.96	0.98	0.95
<i>R</i> ²	0.93	0.96	0.93	0.96	0.97	0.94
<i>SER</i>	0.08	0.06	0.09	0.06	0.04	0.07
<i>LRV</i>	0.03	0.02	0.03	0.01	0.007	0.02
<i>SSR</i>	1.11	0.63	1.33	0.54	0.21	0.79

Not: Optimum gecikme ve öncül değerleri Akaike Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenmiştir. ***, ** ve *, Üzerinde bulunduğu katsayının sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde güvenilir olduğunu ifade etmektedir. Parantez içindekiler, olasılık değerleridir. SER: Standart Error of Regression (Tahminin standart hatası), LRV; Lon-Run Variance (Uzun Dönem Varyansı) ve SSR; Sum Squared of Resid (Hata terimlerinin kareleri toplamı) olup, bu değerlerin küçük olması, yapılan tahminin başarılı olduğunu göstermektedir.

Tablo 3'teki sonuçlara göre Türkiye'de 2006:M01-2020:M06 döneminde döviz kurları %1 arttığında TÜFE %0.76, ÜFE %0.80, TÜFE-A %0.78,

TÜFE-B %0.73, TÜFE-C %0.69 ve TÜFE-D %0.72 oranında artmıştır. Kurdan en fazla etkilenen, %0.80 ile ÜFE olmuştur. Bu durum; döviz kurlarındaki artışların, ithal ara malları ve sermaye mallarının maliyetleri üzerinden bir maliyet enflasyonuna sebep olduğunu ortaya koymaktadır. Elde edilen bu sonuç önsel beklentilerimizle de uyumludur. TCMB'nin enflasyon hedeflemesinde temel aldığı alt TÜFE endekslerine bakıldığında kura duyarlılığı en az olan endeksin; enerji, gıda ve alkolsüz içecekler, alkollü içkiler ile tütün ürünleri ve altın hariç TÜFE endeksi olan TÜFE-C endeksi olduğu görülmektedir. Tablonun alt bölümünde yer alan model güvenilirlik testleri, elde edilen bulguların güvenilir olduğunu ortaya koymaktadır.

3.7. Kısa Dönem Analizi

Bu çalışmada kısa dönem analizleri de DOLS yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Bu analizlerde; serilerin birinci dereceden farkı alınmış halleri ve uzun dönem analizlerinden elde edilen hata düzeltme terimleri (Error Correction Term: ECT) kullanılmıştır. Kısa dönem analizlerinde kullanılan modeller aşağıda yer almaktadır:

$$\text{Model 1: } \Delta \ln TUF E_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \theta_{2j} \Delta \Delta \ln KUR_{t+j} + \theta_3 ECT_{1,t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

$$\text{Model 2: } \Delta \ln UFE_t = \varphi_0 + \varphi_1 \Delta \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \varphi_{2j} \Delta \Delta \ln KUR_{t+j} + \varphi_3 ECT_{2,t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

$$\text{Model 3: } \Delta \ln (TUF E - A)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \alpha_{2j} \Delta \Delta \ln KUR_{t+j} + \alpha_3 ECT_{3,t-1} + e_t \quad (25)$$

$$\text{Model 4: } \Delta \ln (TUF E - B)_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \beta_{2j} \Delta \Delta \ln KUR_{t+j} + \beta_3 ECT_{4,t-1} + v_t \quad (26)$$

$$\text{Model 5: } \Delta \ln (TUF E - C)_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \gamma_{2j} \Delta \Delta \ln KUR_{t+j} + \gamma_3 ECT_{5,t-1} + \tau_t \quad (27)$$

$$\text{Model 6: } \Delta \ln (TUF E - D)_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \ln KUR_t + \sum_{j=-q}^r \delta_{2j} \Delta \Delta \ln KUR_{t+j} + \delta_3 ECT_{6,t-1} + \mu_t \quad (28)$$

Bu modellerin tahmini sonucunda hata düzeltme terimlerinin katsayısı negatif ve istatistikî yönden anlamlı çıktığında; modellerin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığına ve yapılan analizlerin güvenilir olduğuna karar verilecektir (Tarı, 2012: 432). Çalışmada kısa dönem analizleri DOLS yöntemiyle yapılmış ve ulaşılan sonuçlar Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4: Kısa Dönem Analizi Sonuçları

	Model 1 ($\Delta TUF E$)	Model 2 (ΔUFE)	Model 3 ($\Delta TUF E-A$)	Model 4 ($\Delta TUF E-B$)	Model 5 ($\Delta TUF E-C$)	Model 6 ($\Delta TUF E-D$)
$\Delta \ln KUR$	0.11*** (0.00)	0.27*** (0.00)	0.13*** (0.00)	0.16*** (0.16)	0.24*** (0.00)	0.17*** (0.00)
<i>Sabit Terim</i>	0.006*** (0.00)	0.005*** (0.00)	0.006*** (0.00)	0.005*** (0.00)	0.004*** (0.00)	0.005 (0.00)
ECT_{t-1}	-0.01** (0.01)	-0.01* (0.09)	-0.01** (0.02)	-0.03*** (0.00)	-0.003* (0.08)	-0.02** (0.02)
Model Güvenilirlik Testleri						
R^2	0.41	0.58	0.38	0.38	0.33	0.40
\bar{R}^2	0.38	0.56	0.37	0.34	0.29	0.36
<i>SER</i>	0.005	0.009	0.005	0.005	0.005	0.005
<i>LRV</i>	0.0004	0.0002	0.0005	0.0004	0.0004	0.0005
<i>SSR</i>	0.004	0.01	0.004	0.004	0.005	0.004

Not: Optimum gecikme ve öncül değerleri Akaike Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenmiştir. ***, ** ve *; Üzerinde bulunduğu katsayının sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde güvenilir olduğunu ifade etmektedir. Parantez içindekiler, olasılık değerleridir. SER: Standart Error of Regression (Tahminin standart hatası), LRV; Lon-Run Variance (Uzun Dönem Varyansı) ve SSR; Sum Squared of Resid (Hata terimlerinin kareleri toplamı) olup, bu değerlerin küçük olması, yapılan tahminin başarılı olduğunu göstermektedir.

Tablo 4'teki sonuçlara göre; döviz kurlarındaki artışın ÜFE üzerindeki etkisi kısa dönemde de TÜFE üzerindeki etkisinden daha büyüktür. Yani kur artışları ÜFE'yi daha fazla etkilemektedir. Alt TÜFE endekslerine bakıldığında; kur artışlarının kısa dönemde de en fazla TÜFE-C endeksini etkilediği görülmektedir. Modellerde yer alan hata düzeltme terimlerinin katsayıları negatif ve istatistikî yönden anlamlı çıktığı için modellerin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığına ve yapılan analizlerin güvenilir olduğuna karar verilmiştir.

3.8. Nedensellik Testi

Seriler arasında eşbütünlük tespit edildiği için bu seriler arasındaki nedensellik ilişkilerinin VECM yöntemiyle analiz edilmesi gerekmektedir. Bu yolla hem seriler arasındaki uzun dönem nedensellik ilişkilerine, hem de kısa dönem nedensellik ilişkilerine ulaşılabilecektir

(Andrei ve Andrei, 2015). Bu çalışmada VECM nedensellik testini yapabilmek için kullanılan modeller:

$$\text{Model 1: } \Delta \ln TUF E_t = \theta_0 + \sum_{j=1}^m \theta_{1j} \Delta \ln TUF E_{t-j} + \sum_{j=1}^m \theta_{2j} \Delta \ln KUR_{t-j} + \theta_3 ECT_{1,t-1} + \varepsilon_t \quad (29)$$

$$\text{Model 2: } \Delta \ln UFE_t = \varphi_0 + \sum_{j=1}^m \varphi_{1j} \Delta \ln UFE_{t-j} + \sum_{j=1}^m \varphi_{2j} \Delta \ln KUR_{t-j} + \varphi_3 ECT_{2,t-1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

$$\text{Model 3: } \Delta \ln(TUF E - A)_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_{1j} \Delta \ln(TUF E - A)_{t-j} + \sum_{j=1}^m \alpha_{2j} \Delta \ln KUR_{t-j} + \alpha_3 ECT_{3,t-1} + e_t \quad (31)$$

$$\text{Model 4: } \Delta \ln(TUF E - B)_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} \Delta \ln(TUF E - B)_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_{2j} \Delta \ln KUR_{t-j} + \beta_3 ECT_{4,t-1} + v_t \quad (32)$$

$$\text{Model 5: } \Delta \ln(TUF E - C)_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^m \gamma_{1j} \Delta \ln(TUF E - C)_{t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_{2j} \Delta \ln KUR_{t-j} + \gamma_3 ECT_{5,t-1} + \tau_t \quad (33)$$

$$\text{Model 6: } \Delta \ln(TUF E - D)_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^m \delta_{1j} \Delta \ln(TUF E - D)_{t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_{2j} \Delta \ln KUR_{t-j} + \delta_3 ECT_{6,t-1} + \mu_t \quad (34)$$

Bu modellerde yer alan m ; optimum gecikme uzunluğu olup, VAR modeli yardımıyla belirlenmiştir. Bu testin H_0 hipotezi “Nedensellik yoktur” şeklindedir. Bu çalışmada VECM nedensellik testi yapılmış ve elde edilen bulgular Tablo 5’te sunulmuştur.

Tablo 5: VECM Nedensellik Testi Sonuçları

	<i>Optimum Gecikme Uzunluğu m(LM; Het.)</i>	<i>Kısa Dönem Nedensellik</i>	<i>Uzun Dönem Nedensellik</i>
<i>LnKUR → LnTÜFE</i>	3 (0.81; 0.12)	21.33*** (0.00)	-0.009* [-1.72]
<i>LnKUR → LnÜFE</i>	3 (0.76; 0.37)	41.24*** (0.00)	-0.01** [-1.98]
<i>LnKUR → Ln(TÜFE – A)</i>	3 (0.59; 0.91)	32.38*** (0.00)	-0.005 [-1.16]
<i>LnKUR → Ln(TÜFE – B)</i>	5 (0.77; 0.62)	35.29*** (0.00)	-0.01* [-1.90]
<i>LnKUR → Ln(TÜFE – C)</i>	5 (0.84; 0.82)	35.46*** (0.00)	-0.001 [-0.11]
<i>LnKUR → Ln(TÜFE – D)</i>	3 (0.82; 0.17)	24.08*** (0.00)	-0.009 [-1.48]

Not: Kısa dönem analizinde parantez içindekiler olasılık değerlerini, uzun dönem analizinde köşeli parantez içindekiler *t* istatistiklerini göstermektedir. %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki *t* tablosu kritik değerleri sırasıyla 1.64, 1.96 ve 2.32'dir. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde nedensellik ilişkisinin varlığını ifade etmektedir. *m*; optimum gecikme uzunluğunu, *LM*; *m* gecikmeli VAR modeline ait otokorelasyon testi olasılık değerini, *Het*; *m* gecikmeli VAR modeline ait değişen varyans testi olasılık değerini göstermektedir.

Tablo 5'teki bulgulara göre döviz kurundan enflasyona doğru kısa dönemde güçlü (%1 anlamlılık düzeyinde) bir nedensellik ilişkisi vardır. Yani döviz kurları enflasyon türlerini kısa dönemde kesin biçimde etkilemektedir. Uzun dönemde ise kurdan ÜFE'ye doğru %5, TÜFE'ye doğru %10 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkileri vardır. Yani ÜFE'ye doğru olan nedensellik, TÜFE'ye doğru olandan daha yüksektir. Alt endekslere bakıldığında kurdan sadece TÜFE-B'ye (İşlenmemiş gıda ürünleri, enerji, alkollü içkiler ve tütün ile altın hariç TÜFE endeksine) doğru zayıf (%10 anlamlılık düzeyinde) bir nedensellik ilişkisi varken, diğer alt endekslere doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur. Bu sonuçlar da TCMB'nin bu alt endeksleri hedefleyerek, döviz kurlarının enflasyona olan etkisini devre dışı bıraktığını (göz ardı ettiğini) göstermektedir.

4. Sonuç

Döviz kurları, ülkelerdeki pek çok makroekonomik büyüklüğü yakından etkileme potansiyeline sahiptir. Bu nedenle 2010 yılından beri ABD ile Çin arasında yaşanan kur savaşlarının yaşanmasının temelinde bu olgu yatmaktadır. Kurlar; ülkelerin dış ticaret dengelerinden gelir dağılımı dengesine, çalışanlara yapılacak ücret artışlarından bütçe dengesine ve dış borçların yerel para cinsinden değerine kadar birçok ekonomik büyüklüğü önemli ölçüde etkilemektedir.

Bu çalışmada; Türkiye’de döviz kurlarının enflasyon türlerine olan etkileri, TCMB tarafından açık enflasyon hedeflemesi rejimi uyguladığı 2006:M01-2020:M06 dönemi için yapısal kırılmalı zaman serisi analizi yöntemleriyle incelenmiştir. Uzun dönem analizi sonucunda; Türkiye’de 2006:M01-2020:M06 döneminde döviz kurlarının %1 arttığında TÜFE’nin %0.76, ÜFE’nin %0.80, TÜFE-A’nın %0.78, TÜFE-B’nin %0.73, TÜFE-C’nin %0.69 ve TÜFE-D’nin %0.72 oranında arttığı belirlenmiştir. Kısa dönem analizi sonucunda; döviz kurlarındaki artışın ÜFE üzerindeki etkisinin uzun dönemde olduğu gibi TÜFE üzerindeki etkisinden daha büyük olduğu tespit edilmiştir. Yani, kur artışları ÜFE’yi, TÜFE’den daha fazla etkilemektedir. Kurun alt TÜFE endekslerine olan etkilerine bakıldığında; kur artışlarının kısa dönemde de en fazla TÜFE-C endeksini etkilediği görülmüştür. TCMB bu endekslere odaklanmakla; kendi yönetebildiği makroekonomik büyüklüklerle TÜFE’yi etkileyebilmeyi hedeflemektedir. Ancak bu durum, ülkedeki gerçek enflasyonu değiştirememektedir. Belki de yıllardır TCMB’nin açıkladığı %5’lik enflasyon hedefini bir türlü tutturamamasının önemli bir nedeni de budur. Modellerde yer alan hata düzeltme terimlerinin katsayıları negatif ve istatistikî yönden anlamlı çıktığı için modellerin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığına ve yapılan analizlerin güvenilir olduğuna karar verilmiştir.

Görüldüğü üzere, uzun dönemde kurdan en fazla etkilenen değişken ÜFE olmuştur. Bu durum; döviz kurlarındaki artışların, ithal ara mallarında ve sermaye mallarında yaşanan fiyat artışlarından dolayı, maliyet enflasyonuna sebep olduğunu göstermektedir. Elde edilen bu sonuç beklentilerimizle de uyumludur. O halde, Türkiye’de enflasyonu düşürebilmek için öncelikle üretimde ithalata bağımlılığın azaltılması gerekmektedir. Bunun için ara malları ve sermaye mallarının da yurtiçinde üretilmesi teşvik edilebilir; bu tür üretimleri yapacak firmalara da üretim maliyetlerini düşürebilmesi için daha ucuz enerji, vergisel istisnalar ve istihdam destekleri sağlanabilir. Diğer yandan enerjide dışa bağımlılığın azaltılması da gerekmektedir. Bunun için başta güneş ve rüzgâr gibi yenilenebilir enerji kaynakları olmak üzere yerli enerji kaynaklarına ağırlık verilmelidir. Bu tür enerji üretiminin maliyetlerini düşürücü tedbirlerin alınması bu alanda yararlı olacaktır. Çalışmanın verileri değerlendirildiğinde nominal döviz kurundaki artışlardan enflasyonun etkilendiği görülmüştür. Bu bağlamda, Türkiye’de enflasyonla mücadelede döviz artırıcı politikaların uygulanması önemli bir olgudur. Enflasyonla mücadelede; kısa vadede, döviz hareketlerinin merkez bankası tarafından kontrol altında tutulması önemli bir tedbir olarak görülebilir, ancak, uzun dönemde doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının ve ihracatın artırılması şarttır.

Kaynakça

- Akdamar, S. ve Özçelik, M. (2018). Döviz Kurlarının Yurtiçi Fiyatlara Geçiş Etkisi: Türkiye Ekonomisi 2003-2017 Dönemi Uygulaması. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, Cilt 14, Sayı 1, 35-50.
- Alptekin, V., Yılmaz, K. Ç. ve Taş, T. (2016). Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisi: Türkiye Örneği. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt. 35, 1-9.
- Amstad, M. ve Fischer, A. M. (2009), Monthly Pass-Through Ratios. *Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute*, Working Paper No. 26.

- Andrei, D. M. and Andrei, L. C. (2015). Vector Error Correction Model in Explaining the Association of Some Macroeconomic Variables in Romania. 2nd International Conference 'Economic Scientific Research - Theoretical, Empirical and Practical Approaches', ESPERA 2014, 13-14 November 2014, Bucharest, Romania.
- Arat, K. (2003). *Türkiye'de Optimum Döviz Kuru Rejimi ve Döviz Kurlarından Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi*. TCMB Uzmanlık Tezi, Ankara.
- Arslaner, F., Karaman, D., Arslaner, N. ve Kal, S. H. (2014). The Relationship between Inflation Targeting and Exchange Rate PassThrough in Turkey with a Model Averaging Approach. *TCMB Working Paper*, 14/16.
- Ayvaz Güven, H. T. ve Uysal, D. (2013). Türkiye'de Döviz Kurlarındaki Değişme ile Enflasyon Arasındaki İlişki (1983–2012). *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 5(9)
- Beirne, J. ve Bijsterbosch, M. (2011). Exchange Rate Pass-Through İn Central and Eastern European Member States. *European Central Bank Working Paper Series*, NO:1120
- Bozdoğanlıoğlu, E. Y. ve Yılmaz, M. (2017). Türkiye'de Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: 1994-2014 Yılları Arası Bir İnceleme. *Bitlis Eren Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Akademik İzdüşüm Dergisi*, 2(3), 1 – 20.
- Carrion-I-Silvestre, J. L., Kim, D. and Perron, P. (2009). GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under Both the Null and The Alternative Hypotheses. *Econometric Theory*, 25, 1754–1792.
- Ca'Zorzi, M., Hahn, E. ve Sanchez, M. (2007). Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. *European Central Bank Working Paper Series*, No:739, 1-33.
- Dolores, R. M. (2009). Exchange Rate Pass-Through in Central and East European Countries: Do Inflation and Openness Matter?. *Eastern European Economics*, Vol:47, No:4, 42-61.
- Duman, Y. K. ve Sağdıç, A. (2019). Türkiye'de Döviz Kuru ve Enflasyon İlişkisi: Ekonometrik Bir Analiz (2003:1 – 2017:3). *Sakarya İktisat Dergisi*, Cilt. 8, Sayı. 1, 1-16.
- EVDS (2020a). Kurlar, Kurlar-Döviz Kurları (Günlük), <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, (Erişim: 07.07.2020).
- EVDS (2020b). Fiyat Endeksleri, Fiyat Endeksi (Tüketici)(2003=100)(TÜİK)(Aylık), 0. Genel, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket> (Erişim: 07.07.2020).
- EVDS (2020c). Fiyat Endeksleri, Fiyat Endeksi (Yurt İçi Üretici Fiyatları)(2003=100)(TÜİK)(NACE REV.2)(Aylık), 1. Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, (Erişim: 07.07.2020).
- EVDS (2020d). Fiyat Endeksleri, Fiyat Endeksi-Özel Kapsamlı TÜFE Göstergeleri (2003=100) (TÜİK) (Yeni Seri) (Aylık), <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, (Erişim: 08.07.2020).
- Goldberg, P. K. ve Knetter, M. (1996). Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?. *NBR Working Paper*, Series 5862.

- Gujarati, N. G. ve Porter, D. C. (2012). *Temel Ekonometri*. (Çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen), (Orijinali: 5. Basım). Literatür Yayıncılık, İstanbul.
- Hooper, P. ve Mann, C. (1989). Exchange Rate Pass-Through in the 1980s. *The Case of U.S. Imports of Manufactures Brookings Papers on Economic Activity*, 1989 (1).
- Hyder, Z. ve Shah, S. (2004). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Pakistan. *SBP Working Paper Series*, No.5, State Bank of Pakistan, Pakistan.
- Ito T. ve Sato, K. (2006). Exchange Rate Changes And Inflation In Post-Crisis Asian Economies: Var Analysis of the Exchange Rate Pass-Through. *NBR Working Paper Series*, 12395.
- Kenen, P. B. ve Pack, C. (1994). Exchange Rates, Domestic Prices, and the Adjustment Process. Peter B. Kenen (ed), *Exchange Rates and The Monetary System* içinde, 275-309.
- Kiptui, M., Ndolo, D. ve Kaminchia, S. (2005). Exchange Rate Pass-Through: to What Extent Do Exchange Rate Fluctuations Affect Import Prices and Inflation in Kenya?. *Central Bank of Kenya Working Paper No.1*.
- Korhonen, L. ve Wachtel, P. (2006). A Note On Exchange Rate PassThrough in CIS Countries. *Research in International Business and Finance*, 20: 215-226.
- Korkmaz, S. ve Bayır, M. (2015). Döviz Kuru Dalgalanmalarının Yurtiçi Fiyatlara Etkisi. *Niğde Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Dergisi*, Cilt. 8, Sayı. 4, 69-85.
- Kölmek, A. (2014). 2008 Küresel Ekonomik Krizinde İşgücüne Yönelik Tedbirler: AB ve Türkiye. Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı Avrupa Birliği Koordinasyon Dairesi Başkanlığı, Avrupa Birliği Uzmanlık Tezi.
- Leiderman, L. (1993). *Inflation and Disinflation: The Israeli Experiment*, University of Chicago Press. ABD.
- Leigh, D. ve Rossi, M. (2002). Exchange Rate Pass-Through in Turkey. *International Monetary Fund Working Paper No: WP/02/204*, 1-18.
- Maki, D. (2012). Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- McFarlane, L. (2002). Consumer Price Inflation and Exchange Rate PassThrough in Jamaica. *Research and Economic Programming Division*, Research Services Department, Bank of Jamaica, Jamaica.
- Menon, J. (1996). The Degree and Determinants of Exchange Rate Pass Through: Market Structure, Non Tariff Barriers and Multinational Corporational. *The Economic Journal*, 106 (435), 434-444.
- Misztal, P. (2005). Incomplete Exchange Rate Pass-Through to Inflation and Monetary Policy in Poland. *The Dilemmas of Economic Policy, Development and Regional Economic Integration*, Slawomir BUKOWSKI (Ed.), Radom, Polanya.
- Montiel, P. ve Ostry, J. D. (1993). Is the Parallel Market Premium a Reliable Indicator of Real Exchange rate Misalignment in Developing Countries. *IMF Working Papers*, 93/70.
- Nogueira, J. ve Pinto, R. (2007). Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through. *Economic Application*, 11 (2): 189-208.

- NTV (2018). 2018 büyüme rakamları açıklandı. <https://www.ntv.com.tr/ekonomi/2018-buyume-rakamlari-aciklandi,kvYWFzpMr0ePRxZ1i0O-fw#:~:text=Ekonomi%202018'in%20son%20C3%A7eyre%C4%9Finde,ise%20y%C3%BCzde%201%2C6%20b%C3%BCy%C3%BCm%C3%BC%5%9Ft%C3%BC>, (Erişim: 26.09.2020).
- Olapido, O. S. (2007). Exchange Rate Pass-Through in Nigeria. *Journal of International Research Publications*, Volume 2, Issue Economy & Business, 111-127.
- Özçiçek, Ö. (2007). Türkiye’de Ekonomik Krizler ve Döviz Kuru Enflasyon İlişkisi. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, C: 9, No:1, 71-80.
- Peker, O. ve Görmüş, Ş. (2008). Türkiye’de Döviz Kurunun Enflasyonist Etkileri. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13(2): 187-202.
- Polat, M.A. (2018). *Büyük Resesyon Sonrası Makro İhtiyati Politikalar: Türkiye Örneği*. Uludağ Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Yayınlanmamış Doktora Tezi, 2018.
- Polat, M.A. (2019). Bankacılık Sektörü Yurtiçi Kredi Hacmindeki Değişimlerin Cari Açığa Etkileri: Makro İhtiyati Tedbirler Kapsamında Ekonometrik Bir Analiz. *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*, 5(2): 73-89.
- Rowland, P. (2003). Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: The Case of Colombia. *Banco de la Republica Working Papers*, No. 001635.
- Stock, J. H. and Watson, M. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61, 783-820.
- Tarı, R. (2012). *Ekonometri*. (8. Basım), Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- TCMB (2018a). Zorunlu Karşılık Oranları. http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/d1cad5ab-f700-4e6c-9ba4-95d8d524006e/zko.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE_d1cad5ab-f700-4e6c-9ba4-95d8d524006e-m3mMthE, (Erişim: 13.05.2018).
- TCMB (2018b). TCMB Faiz Oranları (%) Gecelik (O/N). <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Temel+Faaliyetler/Para+Politikasi/Merkez+Bankasi+Faiz+Oranlari/faiz-oranlari>, (Erişim: 13.05.2018).
- Tümtürk, O. (2017). Türkiye’de döviz kurlarının yurtiçi fiyatlara geçiş etkisi ve enflasyon hedeflemesi. *Manisa Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 24 (3), 837-855.
- Woo, W. T. (1984). Exchange Rates and the Prices of Nonfood, Nonfuel Products. *Brooking Paper on Economic Activity*, 511-530.
- World Bank (2020). GDP growth (annual %). <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?view=chart>, (Erişim: 25.09.2020).