



ASYMMETRIC EFFECT ON CURRENCY SUBSTITUTION OF MONETARY POLICY SHOCKS IN TURKEY

Ferhat Şirin SÖKMEN¹

Abstract

Evaluating their savings in international currency instead of national currency, decision-making units in the economy reduce the effectiveness of national monetary policy. In the present study, the effect on currency substitution of monetary policy shocks in Turkey's economy is studied asymmetrical relationship with tests revealing time series. The study examined period between January 2011 and October 2020 in Turkey's economy, when the interest rate corridor policy was enforced. The real interest variable is used as a monetary policy tool, as a currency substitution indicator, the ratio of the currency deposit account M2 (the sum of money in circulation, the sum of time and demand in national currency and foreign currency) is used as the money supply. In the asymmetric causality test, there is a causality relationship from positive monetary policy shock to negative shock of currency substitution and from negative monetary policy shock to negative shock of currency substitution. In asymmetric parameter estimation methods, information was obtained suggesting that both negative and positive shocks of monetary policy have an effect on currency substitution, but that positive shock is more effective. It was found that currency substitution hysteresis was experienced due to the asymmetric effects that occurred during the period covering the empirical analysis.

Article History:

Date submitted:
27 January 2021

Date accepted:
17 March 2021

Jel Codes:

E5, S44, C51

Keywords:

Monetary Policy,
Currency Substitution,
Asymmetry

Suggested Citation: Sökmen, F. Ş. (2021). Asymmetric Effect on Currency Substitution of Monetary Policy Shocks in Turkey. *Sivas Cumhuriyet University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 22(1), 213-230.

¹Dr. Öğr. Üyesi, Şırnak Üniversitesi, Cizre Meslek Yüksek Okulu, Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Bölümü, sokmenferhat@sirnak.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-9563-3526



TÜRKİYE'DE PARA POLİTİKASI ŞOKLARININ PARA İKAMESİ ÜZERİNDEKİ ASİMETRİK ETKİSİ

Ferhat Şirin SÖKMEN¹

Öz

Ekonomideki karar birimlerinin tasarruflarını ulusal para yerine uluslararası para cinsinden değerlendirmeleri, ulusal para politikasının etkinliğini azaltmaktadır. Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde para politikası şoklarının para ikamesi üzerindeki etkisi, asimetrik ilişkileri ortaya çıkaran zaman serisi testleri ile incelenmektedir. Türkiye ekonomisinde faiz koridoru politikasına geçildiği dönem olan Ocak 2011 ile Ekim 2020 döneminin ele alındığı çalışmada, para politikası aracı olarak reel faiz değişkeni kullanılırken, para ikamesi göstergesi olarak döviz tevdiat hesabının M₂ (dolaşımdaki para, vadeli ve vadesiz ulusal para ve yabancı para toplamı) para arzına olan oranı kullanılmıştır. Asimetrik nedensellik testinde, pozitif para politikası şokundan para ikamesinin negatif şokuna doğru ve negatif para politikası şokundan para ikamesinin negatif şokuna doğru nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Asimetrik parametre tahmin yöntemlerinde ise para politikasının hem negatif hem pozitif şokunun para ikamesi üzerinde etkili olduğu ancak pozitif şokun daha etkili olduğuna dair bilgiler elde edilmiştir. Ampirik analizi kapsayan dönemde ortaya çıkan asimetrik etkilerden dolayı para ikamesi histerisi yaşandığı bulgusuna ulaşılmıştır.

Makale Geçmişi:

İletilen Tarih:

27 Ocak 2021

Kabul Tarihi:

17 Mart 2021

Jel Kodları:

E52, S44, C51

Anahtar Kelimeler:

Para Politikası, Para İkamesi, Asimetri

Önerilen Alıntı: Sökmen, F. Ş. (2021). Türkiye’de Para Politikası Şoklarının Para İkamesi Üzerindeki Asimetrik Etkisi. *Sivas Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(1), 213-230.

¹Dr. Öğr. Üyesi, Şırnak Üniversitesi, Cizre Meslek Yüksek Okulu, Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Bölümü, sokmenferhat@sirnak.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-9563-3526

1. GİRİŞ

Ulusal ekonomilerin küresel finansal piyasaların olanaklarından faydalanma arzusu artan uluslararası ekonomik ilişkileri beraberinde getirmiştir. Küresel finans piyasalarının entegrasyonu ekonomik aktörlerin tasarruflarını alternatif enstrümanlarla değerlendirmesine fırsat vermektedir. Bu alternatiflerden birisi de sürekli ve düzensiz fiyat artışlarının yaşandığı ekonomilerde ekonomik aktörlerin servet saklama amacıyla ulusal para yerine uluslararası rezerv paraya yönelmeleridir. Ramirez-Rojas (1985) ve Calvo ve Vegh'e (1992) göre ulusal para temel fonksiyonları olan değer saklama ve hesap birimi olma fonksiyonlarını yerine getirmediği zaman uluslararası rezerv para kullanılmasına para ikamesi denilmektedir. Para ikamesi gelişmekte olan ülkelerde ortaya çıkan bir olgudur. Gelişmekte olan ülkelerin ithalata bağımlı üretim yapısı, sürekli ve düzensiz fiyat artışları, merkez bankalarının bağımsızlığının yeterince sağlanamaması, içsel-dışsal makro ekonomik şoklar ve politik istikrarsızlık gibi faktörler ekonomik aktörlerin birikimlerini uluslararası rezerv para üzerinden değerlendirmelerine neden olmaktadır. Dolayısıyla ekonomik aktörlerin tasarruflarını ulusal para yerine uluslararası rezerv para ile değerlendirmesi ulusal para politikasının etkinliğini tartışmalı hale getirdiğinden birçok teorik ve ampirik çalışmaya konu olmuştur.

Bu çalışmanın temel amacı Türkiye ekonomisinde merkez bankasının faiz koridoru politikasına geçtiği dönemde ortaya çıkan para ikamesi sürecinde faiz oranındaki değişimlerin ve dolayısıyla para politikasının etkinliğini tartışmaktır. Literatürde para ikamesinin belirleyicilerine yönelik birçok çalışma bulunmakla birlikte bu çalışmanın literatüre katkısı uygulamalı iktisat alanında ortaya çıkan asimetrik testler ile para politikasının pozitif ve negatif şoklarının para ikamesi üzerinde yarattığı etkiyi ortaya koymaktır. Çalışmanın giriş bölümü ardından teorik altyapı ve Türkiye ekonomisinde para ikamesinin belirleyicilerine yönelik yapılan teorik ve ampirik çalışmalar özetlenecektir. Ampirik analizlerin yer aldığı bölümde ise sırasıyla korelasyon, tanımlayıcı istatistikler, Dickey-Fuller (1981) ve Phillips-Perron (1988) birim kök testleri, Hatemi ve Roca (2014) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testi ve son olarak Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen asimetrik gecikmesi dağıtılmış otoregresif modeller ile parametre tahmini yer almaktadır.

2. TEORİK ALTYAPI VE LİTERATÜR İNCELEMESİ

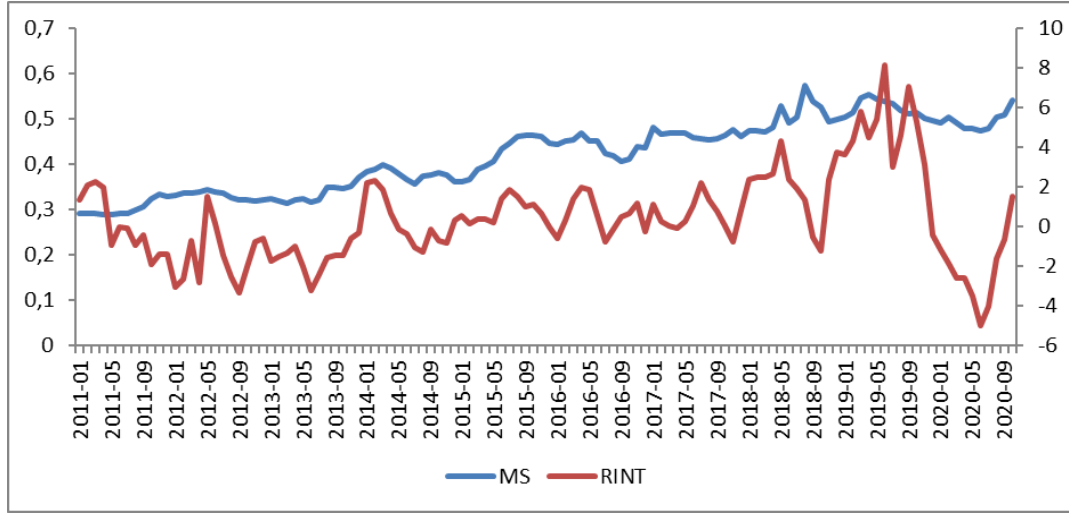
Para ikamesi olumsuz makro ekonomik koşullar nedeniyle ekonomik aktörlerin servet birikiminde ulusal para yerine uluslararası rezerv parayı tercih etmeleridir (Calvo ve Vegh, 1992, Dumrul, 2010). Para ikamesi olgusu doğrudan ve dolaylı olarak iki farklı şekilde ortaya çıkmaktadır (Dumrul, 2010). Doğrudan para ikamesinde ulusal paranın bütün fonksiyonları rezerv paraya devredildiği için pratikte sıkça görülen bir durum değildir. Dolaylı para ikamesinde ise faiz ve parite farkları nedeniyle arbitraj yapmak amacıyla portföylerde yabancı para bulundurmaktır (Uribe, 2007). Ancak gelişmekte olan ekonomilerde hane halkı beklentilerini nominal döviz kuru şekillendirdiği için para ikamesinin en önemli nedeni olarak döviz kuru geçiş etkisinin yarattığı fiyat istikrarsızlığıdır. Bu nedenle gelişmekte olan ülkelerde para ikamesinin temel sebebi ihtiyat ve spekülasyon amaçlı para talebinin düşük olmasıdır. Öte yandan Dumrul'a (2010) göre gelişmekte olan ülkelerin hacimsiz finansal piyasaları ve finansal enstrümanların çeşitliliğinin az olması nedeniyle ekonomik aktörler birikimlerini yabancı para cinsinden değerlendirmektedir. Son olarak para ikamesinin diğer bir nedeni de Ortiz'e (1983) göre politik istikrarsızlık nedeniyle ekonomik aktörlerin beklentilerini getiri konusunda daha da az olmasına

TÜRKİYE’DE PARA POLİTİKASI ŞOKLARININ PARA İKAMESİ ÜZERİNDEKİ “ASİMETRİK ETKİSİ”

rağmen yabancı varlıklara yönlendirmeleridir. Bu nedenlerin ortaya çıkardığı en önemli sonuç ise ulusal para politikasında bağımsız bir duruşun sergilenememesidir. Ulusal para yerine rezerv paranın ekonomide yaygın bir şekilde kullanılması merkez bankalarının nihai ödünç verme pozisyonuna önemli bir engel oluşturmaktadır (Freitas, 2003). Çünkü talep edilen rezerv parayı ulusal merkez bankasının emisyon yapma ihtimali bulunmamaktadır. Eğer ülkede sabit döviz kuru uygulanıyorsa devalüasyon baskısı, dalgalı döviz kuru uygulanıyorsa nominal kurda önemli dalgalanmalar görülecektir (Tweneboah ve Alagidede, 2018). Bu durumda kurdaki baskıyı azaltmak amacıyla yüksek miktartlı faiz artışları ya da resmi rezervlerin kullanılması gerekmektedir. Böylece faiz artışları bir tarafta yatırımları olumsuz etkilemekte öte yandan hane halkı tasarruflarını reel getirinin yüksek olacağı varsayımıyla ulusal para mevduatlarına yönlendirecektir. Nominal döviz kurundaki dalgalanmaları önlemek amacıyla kullanılan rezervlerin ise önemli bir kayıp olacağı aşikardır (Wang, 2017; Igamo, 2018). Türkiye ekonomisinde para ikamesine yol açan süreci hangi makro ekonomik değişkenlerin etkilediğine yönelik bir çok ampirik çalışma mevcuttur. Bu çalışmalar içerisinde Özkaramete (1996), Terzi ve Kurt (2007) beklenen döviz kuru, para arzı ve enflasyon olduğunu, Selçuk (1997), Adanur-Akkan (2001), Bahmani-Oskoe ve Domaç (2003), Yılmaz ve Uysal (2019), Karakaya ve Karoğlu (2020) enflasyon oranını, Yamak ve Yamak (1997), Freitas (2003) döviz kuru beklenen artışlarını, Metin-Özcan ve Us (2007), Sarı (2007), Hekim (2008), Uluğ ve Savaş (2018) enflasyon ve reel döviz kurunda meydana gelen değişimler olduğunu ortaya koymuşlardır. Özen (2018) ise Türkiye ekonomisindeki yapısal sorunlardan dolayı para ikamesi sürecinin başladığını öne sürmektedir. Öte yandan Kural (1997), Erbaykal (2007), Taşçı ve Darıcı (2008) Türkiye ekonomisinin finansal gelişmişlik seviyesinin yükselmesinden, Güçlü Ekonomiye Geçiş programı ve politik istikrar gibi nedenlerden dolayı para ikamesi sürecinin tersine döndüğünü öne sürmektedir. Literatürde para ikamesinin belirleyicilerinden farklı olarak Ağaslan ve Gayaker (2019) para ikamesi oranına doğrusal olmayan zaman serilerinde yer alan eşik değerli otoregresif model uyguladıkları çalışmalarında iki rejimde geçiş olduğunu öne sürmüşlerdir. Ağaslan ve Gayaker’e (2019) göre döviz tevdiat hesaplarının M2 toplam para arzına oranı için eşik değeri 0.41 buldukları çalışmalarında üstünde yer alan genişleme evresinde para ikamesi artış hızı yüksek oranda devam etmekte ve bu durumu engellemek için sert politika tedbirleri uygulamak gerekmektedir.

3. AMPİRİK SONUÇLAR

Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde para politikasının en önemli araçlarından kısa vadeli faizlerde koridor politikasına geçildiği Ocak 2011-Ekim 2020 dönemi ampirik analize konu olmaktadır. Türkiye ekonomisinde uzun süren dönemler itibariyle yaşanan fiyat istikrarsızlığı söz konusu olduğundan dolayı hanehalkı ekonomik beklentilerinde önemli bir yere sahiptir. Bu nedenle Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının uyguladığı ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinden tüketici fiyat endeksinin yıllık (bir önceki yılın aynı ayına göre % değişim) deflate edilerek para politikası aracı olarak reel faiz oranı (RINT) kullanılmıştır. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası farklı para arzı kullanmasıyla beraber bu çalışmada para ikamesi göstergesi olarak döviz tevdiat hesaplarının M2 para arzına (dolaşımdaki para, vadeli ve vadesiz ulusal para ve yabancı para toplamı) oranı (MS) kullanılmıştır. Nominal ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti, döviz tevdiat hesapları ve para arzı değişkenleri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden, fiyat endeksinin bir önceki yılın aynı ayına göre % değişimi ise Türkiye İstatistik Kurumu veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir.



Şekil 1: Ocak 2011- Ekim 2020 dönemi Reel Faiz Oranları ve Para İkamesi

Şekil 1’de sol eksen döviz tevdiat hesaplarının M2 para arzına (dolaşımdaki para, vadeli ve vadesiz ulusal para ve yabancı para toplamı) oranını, sağ eksen ise ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinden tüketici fiyat endeksinin bir önceki yılın aynı ayına göre % değişimi ile deflate edilerek elde edilen reel faiz oranı değişkenlerini göstermektedir. Şekil 1’de açık bir şekilde ele alınan periyot içerisinde ekonomik aktörlerin fiyat değişimlerinden kaçınmaları ve olumsuz ekonomik beklentiler nedeniyle toplam mevduatlar içerisinde yabancı paraya bağlı mevduatların payının arttığı ve dolayısıyla para ikamesinin yaşandığı görülmektedir. Dönem başında 0,29 olan para ikamesi oranı dönem sonunda 0.54 olmuştur. Bu periyot içerisinde en yüksek değere Ağustos 2018 tarihinde ulaşmıştır. Reel faiz oranı ise dönem içerisinde pozitif ve negatif değerler almaktadır. Reel faiz oranı en yüksek değeri olan %8.14’e Haziran 2019 döneminde, en düşük değeri olan - %5’e Haziran 2020 döneminde ulaşmıştır. En yüksek pozitif reel faiz ile en düşük reel faiz oranı arasında yaklaşık bir yıl gibi çok kısa bir süre olması para politikasının son dönemde en önemli araçlarından olan ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin ne derece etkin kullanıldığının bir kanıtı olarak durmaktadır.

Tablo 1: Korelasyonlar ve Tanımlayıcı İstatistikler

	RINT	MS	Ortalama	Max.	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera
RINT	1	-	0.405	8.14	0.649	3.932	12.563 (0.00)
MS	0.494	1	0.418	0.573	-0.071	1.726	8.077 (0.017)

Not: Verilen değerler, olasılık değerlerini asimptotik yaklaşıma bağlı olarak göstermektedir. ***, ** ve * sembol değerleri verilen sırayla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

Tablo 1’de yer alan korelasyon ilişkisine göre para politikasının önemli bir göstergesi olan reel faizler ile para ikamesi arasında pozitif ve orta derecede güçlü bir ilişki (0.494)

**TÜRKİYE’DE PARA POLİTİKASI ŞOKLARININ PARA İKAMESİ ÜZERİNDEKİ
“ASİMETRİK ETKİSİ”**

bulunmaktadır. Reel faizlerin sağa çarpık ve para ikamesi oranının ise sola çarpık olduğu görülmektedir. Bir başka farklı husus ise basıklık oranında geçerlidir. Reel faizlerin dağılımının dik ve para ikamesi oranının ise basık olduğu tespit edilmiştir. Jarque-Bera testine göre reel faiz oranları %1 anlam seviyesinde ve para ikamesi ise %5 anlam seviyesinde normal dağılımın olmadığı alternatif hipotezin kabul edildiği sonucuna ulaşılmaktadır. Birim kök testlerinde oluşturulan genel model;

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-p} + \beta_2 Trend_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

şeklinde. Bu modelde β_0 sabit terimi, β_1 bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerini, β_2 trend değişkeninin gecikmelerine ait parametreleri ifade etmektedir. Modelde bağımsız değişken X_t otonom kaldığı varsayımıyla orijinden geçen regresyon, sabit terimin dahil edildiği model ve sabit terim ve trend değişkenin dahil edildiği üç farklı model kurulmaktadır. β_1 katsayısının bire eşit olması değişkene gelen bir birimlik şokun etkisinin kaldırılmadığı sürece devam edeceğini göstermektedir. Dolayısıyla sıfır hipotezi değişkende birim kök etkisi olduğu alternatif hipotez ise birim kök olmadığı şeklindedir (Şahbaz vd., 2014).

Tablo 2: ADF (1981) ve PP (1988) Birim Kök testi Sonuçları

		<i>Değişkenler</i>	ADF	PP	ADF	PP
<i>Sabit</i>	RINT		-3.291 (0)	-3.339 (1)	-11.071 (0)	-11.374 (9)
			[0.017]**	[0.015]**	[0.00]***	[0.00]***
	MS		-1.069 (0)	-1.023 (5)	-10.784 (0)	-10.786 (5)
			[0.726]	[0.743]	[0.00]***	[0.00]***
<i>Düzyey</i>	RINT		-3.628 (0)	-3.689 (1)	-11.027 (0)	-11.207 (8)
			[0.031]**	[0.026]**	[0.00]***	[0.00]***
	MS		-3.143 (0)	-3.210 (1)	-10.734 (0)	-10.734 (5)
			[0.101]	[0.087]	[0.00]***	[0.00]***

Not: ***,** ve * sembol değerleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam seviyelerinde belirtilen serilerin durağan olup olmadıklarını göstermektedir.

Nominal faiz oranları merkez bankaları tarafından dışsal olarak belirlenmesi ile birlikte dolarizasyonu ifade eden para ikamesinin ekonomik aktörler tarafından beklentiler ile şekillenmektedir. Özellikle para ikamesi olgusunun içsel ve dışsal şoklardan çok daha fazla etkilendiği birim kök testi sonuçlarından da görülmektedir. Para ikamesi olgusu hem Dickey-Fuller (1981) hem de Phillips-Perron (1988) birim kök testinde düzey değerinde iktisadi şoklara maruz kaldığı ve dolayısıyla birim köke sahip olduğu ve ancak birinci farkı alındığı zaman şokların etkisinden kurtulduğu görülmektedir. Reel faiz oranı değişkeni ise her iki birim kök testinde sabitli ve sabit ve trend değişkeninin dahil edildiği modellerde %5 anlam seviyesinde düzey değerinde durağan olmaktadır. Ancak %5 anlam seviyesinde durağan olması reel faiz oranının bileşenlerinden biri olan enflasyon oranı nedeniyle uzun hafızaya sahip olduğu varsayılmaktadır.

Tablo 3: Hatemi J-Roca (2014) Asimetrik Nedensellik Test Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	MWALD	%1	%5	%10
(RINT) ⁺ ≠>(MS) ⁺	0.184 (0.668)	9.057	4.491	2.982
(RINT) ⁺ ≠>(MS) ⁻	3.112 (0.078)*	7.685	3.865	2.818*
(RINT) ⁻ ≠>(MS) ⁻	6.952 (0.031)**	11.441	6.736**	5.021*
(RINT) ⁻ ≠>(MS) ⁺	0.040 (0.841)	7.086	3.963	2.559

Not: ≠> gösterimi nedenselliğin olmadığını ifade eden sıfır hipotezini temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler asimptotik olarak olasılık değerlerini göstermektedir. ***, ** ve * sembol değerleri verilen sırayla %1, %5 ve %10 anlam seviyelerinde değişkenler arasında nedensellik ilişkisini ifade etmektedir. Bootstrap sayısı 10.000'dir. VAR modelinden ulaşılan optimal gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir.

Hatemi ve Roca (2014) tarafından ortaya atılan nedensellik testi sayesinde para politikasının pozitif ve negatif şokları ile para ikamesinin pozitif ve negatif şokları arasında ilişki kurulabilmektedir. Bu bağlamda reel faiz oranının pozitif şokundan (reel faizlerin artması) para ikamesinin negatif şokuna (dolarizasyonun azalması) doğru asimptotik ve bootstrap olarak %10 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır. Ayrıca reel faiz oranının negatif şokundan (reel faizlerin azalması) para ikamesinin negatif şokuna (dolarizasyonun azalması) doğru asimptotik ve bootstrap olarak %5 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır. Para politikasının her iki alternatif şokunun para ikamesi üzerinde negatif etki yaratması para ikamesi belirleyicileri içinde parasal olmayan makro ekonomik faktörlerin daha yüksek belirleme derecesine sahip olduğunu düşündürmektedir. Reel faiz oranının pozitif şokundan para ikamesinin pozitif şokuna doğru ve reel faiz oranının negatif şokundan para ikamesinin pozitif şokuna doğru herhangi bir nedensellik bulunmamaktadır. Asimetrik gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (NARDL);

$$MS_t = \beta_0 + \beta_{1p}MS_{t-p} + \beta_{2p}RINT_{t-p}^+ + \beta_{3p}RINT_{t-p}^- + \beta_4ECT(-1) + \varepsilon_t \quad (2)$$

şeklindedir. β_2 para politikası pozitif faiz şokunun para ikamesi üzerindeki etkisini, β_3 para politikası negatif faiz şokunun para ikamesi üzerindeki etkisini ve β_4 hata düzeltme terimini ifade etmektedir.

**TÜRKİYE’DE PARA POLİTİKASI ŞOKLARININ PARA İKAMESİ ÜZERİNDEKİ
“ASİMETRİK ETKİSİ”**

Tablo 4: Asimetrik ARDL Sınır Testi Sonuçları

	F İstatistiği	k
	5.116	2
	I(0)	I(1)
%10 Kritik Değer	2.63	3.35
%5 Kritik Değer	3.1	3.87
%1 Kritik Değer	4.13	5

Para politikası şoklarının para ikamesi üzerindeki etkisini görmek amacıyla Shin vd. (2014) tarafından ortaya konulan asimetrik gecikmesi dağıtılmış regresyon (ARDL) modeli kullanılmıştır. Tablo 4’te yer alan sınır (bounds) testi sonuçlarına göre %1 anlam seviyesinde para politikası şokları ile para ikamesi arasında uzun dönemde ilişki bulunmaktadır.²

Tablo 5: Asimetrik ARDL Tahmin Sonuçları

Statik Asimetrik Regresyon	
Sabit Terim	0.358 (0.00)***
RINT ⁺	0.01403 (0.00)***
RINT ⁻	0.00980 (0.046)**
ECT(-1)	-0.139 (0.00)***
R ²	0.968
χ^2_{SC}	0.065 (0.936)
χ^2_H	1.158 (0.334)
χ^2_{FF}	1.400 (0.164)
$W_{aofm+=aofm-}$	4.881 (0.00)***

Not: ***, ** ve * sembol değerleri verilen sırayla %1, %5 ve %10 anlam seviyelerinde katsayıların istatistiksel olarak anlamlılıklarını belirtmektedir. İlgili olasılık değerleri parantez içinde gösterilmiştir. χ^2_{SC} , χ^2_H , χ^2_{FF} ve χ^2_N değerleri sırasıyla seri korelasyonu, (Breusch-Pagan-Godfrey) değişen varyans testini, Ramsey RESET testi ve normallik testlerini göstermektedir.

² Akaike Bilgi Kriterinin en küçük olduğu ARDL(1,0,2) modeli Ek 1’de, kısa dönem sonuçları ise Ek 2’de ve CUSUM grafikleri ise Ek 3’te bulunmaktadır.

Tablo 5’te para politikası şokları, para ikamesine ait katsayılar ve sabit terim istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuçlara göre para politikasının pozitif şokunun %1 artması para ikamesini %0.014 artırmaktadır. Ayrıca para politikasının negatif şokunun %1 artması para ikamesini %0.009 artırmaktadır. Hem pozitif hem de negatif para politikası şoklarının para ikamesi üzerinde pozitif etkiye sahip olması para ikamesi histerisinin yaşandığına işaret etmektedir. Uribe’ye (2007) göre sürekli ve düzensiz fiyat artışlarının yaşandığı dönemlerde ortaya çıkan para ikamesi beraberinde yüksek finansal işlem maliyetleri getirmektedir. Bu nedenle fiyat artışlarının stabil olduğu dönemlere geçilse bile yüksek işlem maliyetleri ile ekonomik aktörler finansal pozisyonlarını korumaktadır. Dolayısıyla ekonomide yer alan yapısal sorunların varlığı para ikamesinin başladığı bir ekonomide tersine dönüşü engellemekte ve para ikamesi histerine yol açmaktadır. Ayrıca Aslan’ın (1997) ve Yılmaz’ın (2005) öne sürdüğü kamu bütçe açıklarının merkez bankası kaynaklarından karşılanması nedeniyle ortaya çıkan yüksek enflasyonun ortaya çıkardığı para ikamesi en azından incelenen dönemde Türkiye ekonomisinin bütçe açıklarının diğer gelişmekte olan ülkeler ile kıyaslandığında nispeten düşük olması nedeniyle geçerli bir açıklama haline gelmemektedir. İçsel veya dışsal bir şok yaşandıktan sonra sistemin tekrar denge seviyesine dönmesi yaklaşık 7.19 ay sürmesi Parasalcı iktisadın para arzının fiyatları etkileme süresiyle örtüşmektedir.

TÜRKİYE’DE PARA POLİTİKASI ŞOKLARININ PARA İKAMESİ ÜZERİNDEKİ “ASİMETRİK ETKİSİ”

4. SONUÇ VE POLİTİKA ÖNERİLERİ

Para ikamesinin determinantlarının belirlenmesine yönelik birçok ampirik çalışma bulunmakta ile birlikte bu çalışmada Türkiye ekonomisinde Ocak 2011- Ekim 2020 döneminde ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinden tüketici fiyat endeksinin bir önceki yılın aynı ayına göre yıllık yüzde değişim ile döviz tevdiat hesaplarının M2 para arzına oranı arasındaki ilişki asimetrik zaman serisi testleri ile incelenmektedir. Reel faizler ile para ikamesi arasında pozitif ve orta derecede güçlü bir korelasyon olduğu tespit edilmiştir. Döviz tevdiat hesaplarının M2 para arzına oranı ampirik analiz periyodu boyunca yaşanan asimetrik şoklardan etkilendiğinden dolayı birinci farkında açık bir şekilde durağan çıkmaktadır. Ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin faiz koridoru içerisinde belirlenmesi ve hane halkı fiyat beklentilerinin geçmişe dönük olması nedeniyle reel faiz oranının uzun hafıza gösterdiği varsayılarak birinci farkı alınmıştır. Hatemi ve Roca (2014) asimetrik nedensellik testinde reel faiz oranının pozitif şokundan para ikamesinin negatif şokuna doğru ve reel faiz oranının negatif şokundan para ikamesinin negatif şokuna doğru nedensellik bulunmaktadır. Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen asimetrik gecikmesi dağıtılmış regresyon modelinde ise para politikasının hem negatif hem pozitif şokunun para ikamesi üzerinde etkili olduğu ancak pozitif şokun daha etkili olduğu ortaya çıkmıştır. Arteta (2003) ve Levy-Yeyati (2004) göre finansal piyasalarda ekonomik aktörlerin yabancı para cinsi yükümlülüklerinin artması nedeniyle bozulan enflasyon beklentileri düzelmesine rağmen para ikamesi olgusu devam etmektedir. Her ne kadar Türkiye ekonomisinde son dönemde fiyat beklentilerinde rijitidenin ortaya çıkması ve ulusal para cinsinden varlıkların reel getirilerinin artmasına rağmen Dornbush ve Reynoso (1989), Mongardini ve Mueller (1999), Freitas (2004) ve Cıvcir (2003) öne sürdüğü gibi para ikamesi histerisi yaşanmaktadır. Çalışmanın sonuçları Cıvcir’in (2003) para ikamesi olgusu ile para politikası kredibilitesi ve yurtiçi ile yurtdışı faiz oranları arasındaki fark arasında negatif ilişki olması ile paralel sonuçlar gösterse de ilave olarak bu çalışmada ele alınan örneklem periyodunda yurtiçi reel faizlerin negatif seyretmesi toplam mevduatların neredeyse yarısına yakını kadar para ikamesi olgusuna yol açtığını göstermektedir. Satın alma gücü paritesi teorisinin geçerli olduğu varsayımıyla hareket edilecek olursa dalgalı kur uygulanan bu dönemde ulusal parada önemli değer kayıpları görülmüştür. Dolayısıyla Türkiye ekonomisinde para ikamesi olgusunun sınırlandırmasına yönelik olarak ilk hedeflenmesi gereken para politikası amacı döviz kuru geçiş etkisi nedeniyle bozulan fiyat beklentilerini engellemektir. Para ikamesi histerisinin yaşanması ise olgunun bıçak sırtı denge yaşadığına da işaret etmektedir. Ulusal parada değer kayıplarının sürekli bir duruma gelmesi ve dolayısıyla para ikamesi oranının sürekli artması para ikamesi histerisinin yaşandığı sonucuna götürmektedir. Para ikamesi histerisinin finansal piyasaların yüksek frekans aralığına sahip datalara sahip olması nedeniyle doğrusal olmayan zaman serilerinde yer alan yumuşak geçişli otoregresif modellerle incelenmesi gelecek çalışmalara yol gösterecektir.

KAYNAKÇA

- Adanur-Aklan, N. (2001). Para İkamesi Süreci ve Türkiye Örneği. *Yönetim ve Ekonomi*, 7(1), 197–207.
- Arteta, C.A. (2003). Are Financially Dollarized Countries More Prone to Costly Crises?. *International Finance Discussion Papers*, 763.
- Aslan, H. (1997). *Enflasyonist Finansman Politikası*. Ak-Bil Yayıncılık.
- Bahmanı-Oskooee, M. & Domac, İ. (2003). On the Link Between Dollarisation and Inflation: Evidence from Turkey. *Comparative Economic Studies*, 45(3), 306–328.
- Civcir, I. (2003). Dollarization and Its Long-Run Determinants in Turkey. *Middle East Economics Series*.
- Calvo, G. A. & Vegh C. A. (1992). Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction. *IMF Working Paper*, 92-40.
- Dickey, D. & Wayne, F. (1979). Distribution of the Estimators For Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427- 431.
- Dickey, D. & Wayne F. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-72
- Dumrul, C. (2010). Türk Ekonomisinde Para İkamésinin Belirleyicilerinin Sınır Testi Yaklaşımı ile Eş-Bütünleşme Analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (35), 199-231.
- Dornbusch, R. & Reynoso, A. (1989). Financial Factors in Economic Development. *NBER Working Paper*, 2889, [Http://Www.Nber.Org/Papers/W2889.Pdf](http://www.Nber.Org/Papers/W2889.Pdf).
- Erbaykal, E., Darıcı, B.& Kadioğlu, Ö. (2008). Reverse Money Substitution Process: Turkey Case. *International Research Journal of Finance and Economics*, 15, 240–248.
- Freitas, M. Lebre De. (2004). The Dynamics of Inflation and Currency Substitution in A Small Open Economy. *Journal of International Money and Finance*, 23(1), 133–142.
- Hatemi-J, A., & Roca, E. (2014). Brics and Pigs in the Presence of Uncle Sam and Big Brothers: Who Drive Who? Evidence Based on Asymmetric Causality Tests. *Griffith Business School Discussion Papers Finance*.
- Hekim, D. (2008). Para İkamesi Histerisi: Türkiye Örneği. *Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3(1), 27-43.
- Igamo, A. M. (2018). The Impact of Electronic Money On The Efficiency Of The Payment System and the Substitution of Cash in Indonesia. *Sriwijaya International Journal of Dynamic Economics and Business*, 2(3), 237-254.
- Karakaya, G. & Karoğlu, Y. (2020). Dolarizasyon Olgusu: 2008 Finansal Krizinden Sonra Türkiye’de Dolarizasyon İncelemesi. *Stratejik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(2), 353-364.
- Kural, V. (1997). Para İkamesi Altında Enflasyonist Finansman. *Hazine Dergisi*, 5.

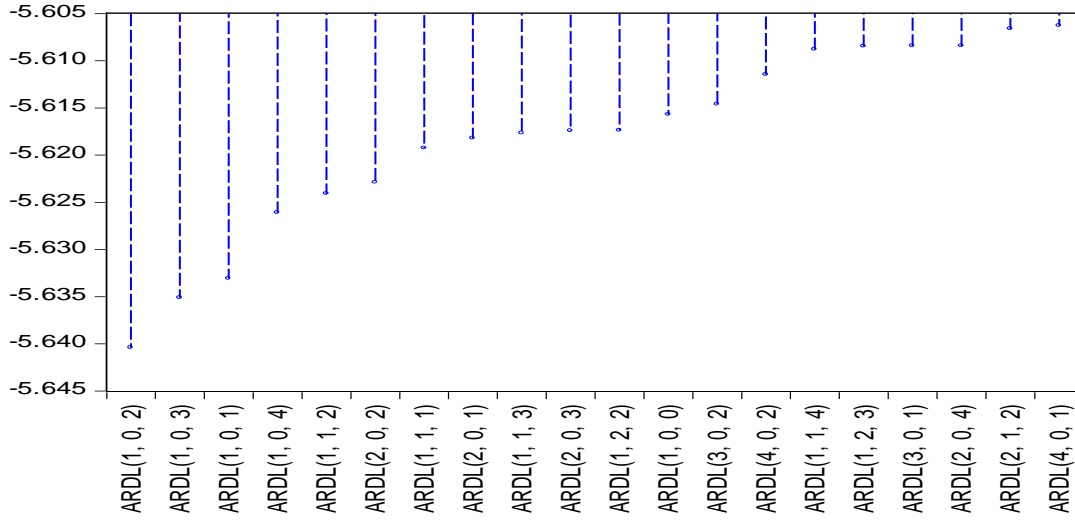
**TÜRKİYE’DE PARA POLİTİKASI ŞOKLARININ PARA İKAMESİ ÜZERİNDEKİ
“ASİMETRİK ETKİSİ”**

- Levy-Yeyati, E. (2004). Financial Dollarization: Evaluating Consequences. 2004 Latin American Meetings, 184.
- Mackinnon, J. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601–618.
- Metin-Özcan, K. & Us, V. (2007). Dedollarization in Turkey After Decades of Dollarization: A Myth or Reality?. *Physica A*, 385(1), 292–306.
- Mongardını, J. & Mueller, J. (1999). Ratchet Effects in Currency Substitution: An Application to the Kyrgyz Republic. *International Monetary Fund Working Paper*, 102-99, Http://Papers.Ssrn.Com/Sol3/Papers.Cfm?Abstract_Id=880629.
- Özen, A. (2018). Dolarizasyon Olgusu: Teorik Bir İnceleme ve Türkiye Örneği. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 3(1),101-113.
- Özkaramete, N. (1996). Türkiye'de Dolarizasyon ve Para İkamesi. *Ekonomik Yaklaşım Dergisi*, 7(20), 99–106.
- Ramirez-Rojas, C. I. (1985). Currency Substitution in Argentina, Mexico and Uruguay. *IMF Staff Papers*, 35, 629-667.
- Şahbaz, A., Adıgüzel, U., Bayat, T., & Kayhan, S. (2014). Relationship Between Oil Prices and Exchange Rates: The Case of Romania. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research/Academy of Economic Studies*, 48(2), 245-256.
- Sarı, İ. (2007). *Makroekonomik Değişkenlerin Dolarizasyon Sürecine Etkisi: Ampirik Bir Yaklaşım* (Uzmanlık Yeterlilik Tezi). Ankara.
- Selçuk, F. (1997). GMM Estimation of Currency Substitution in A High İnflation Economy. *Applied Economics Letters*, 4(4), 225–228.
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in A Nonlinear ARDL Framework. *Infestschrift in Honor of Peter Schmidt*, 281-314.
- Taşçı, H. M. & Darıcı, B. (2008). Türkiye’de Para İkamesi ve Ters Para İkamesinin Döviz Kuru Aracılığıyla Senyoraj Geliri Üzerine Etkisi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 13(3), 89–104.
- Terzi, H. & Kurt, S. (2007, 24-25 Mayıs). *Dolarizasyon, Enflasyon ve Reel Döviz Kuru İlişkisinin VAR Analizi ile Tespiti*. 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, İnönü Üniversitesi, Malatya
- Tweneboah, G. & Alagidede, P. (2018). Currency Substitution and Stability of Money Demand in Ghana. *The Journal of Developing Areas*, 52(2), 41-53.
- Uluğ, E. E. & Savaş, S. (2018, October). Döviz Kurundaki Artışın ve Faiz Oranlarındaki Değişikliğin Dolarizasyon Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği. *In ICPESS (International Congress On Politic, Economic And Social Studies)*, 5.
- Uribe, M. (1997). Hysteresis in A Simple Model of Currency Substitution. *Journal of Monetary Economics*, 40, 185-202.
- Yamak, N. & Yamak, R. (1997). Para İkamesi (Dolarizasyon) ve Türkiye Örneği. Doç. Dr. Yaman Aşıkoğlu'na Armağan, *SPK Yayınları*, 56, 1–11.

- Yılmaz, G. (2005). Financial Dollarization, (De)Dollarization and the Turkish Experience. *Turkish Economic Association Discussion Paper*, 2005(6).
- Yılmaz, M. & Uysal, D. (2019). Türkiye’de Dolarizasyon ve Enflasyon İlişkisi. *İktisadi İdari ve Siyasal Araştırmalar Dergisi*, 4(10), 286-306.
- Wang, Y. (2017). Demand for Money in China with Currency Substitution: Evidence from the Recent Data. *Modern Economy*, 8(4), 484-493.

**TÜRKİYE’DE PARA POLİTİKASI ŞOKLARININ PARA İKAMESİ ÜZERİNDEKİ
“ASİMETRİK ETKİSİ”**

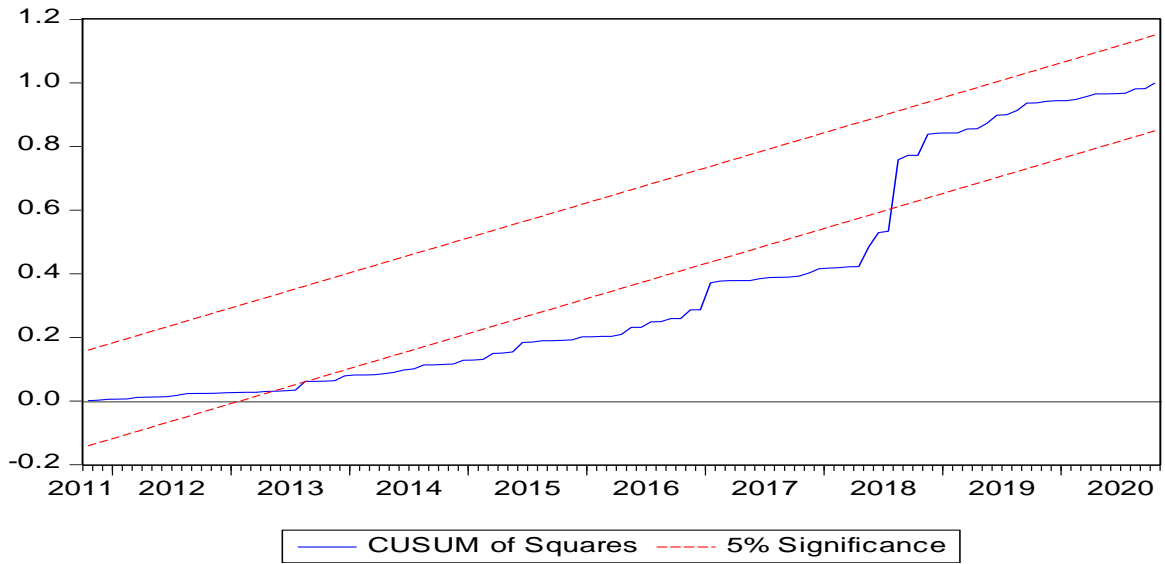
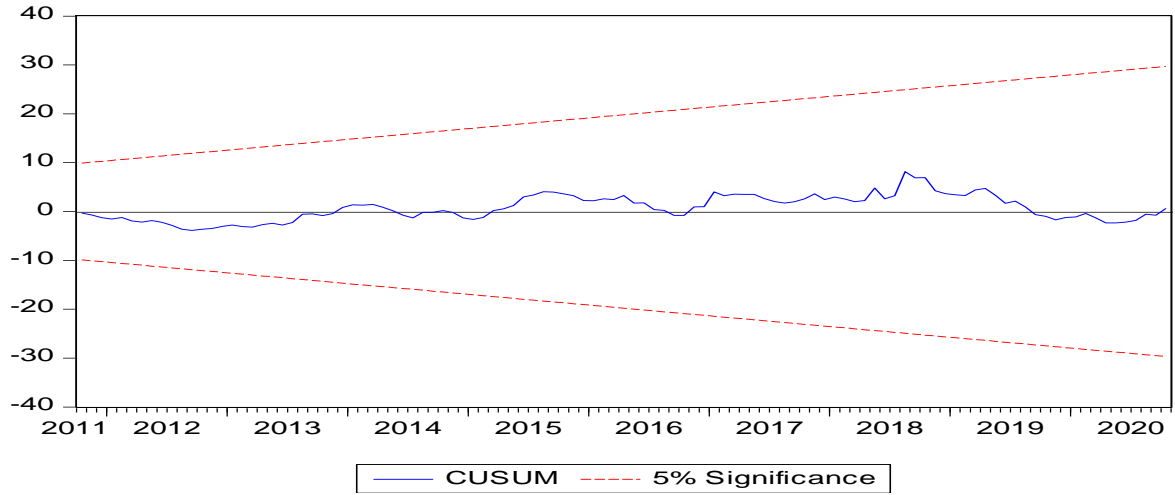
Ek 1: Akaike Bilgi Kriterine Göre ARDL (1,0,2) Modeli Tercih



Ek 2: ARDL(1,0,2) Modeli Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Olasılık Değeri
MS(-1)	0.8661	0.00
RINT ⁺	0.0018	0.020
RINT ⁻	0.0047	0.00
RINT ⁻ (-1)	-0.0007	0.765
RINT ⁻ (-2)	-0.0027	0.102
Sabit Terim	0.0480	0.00
F		
Stat(prob)=664.323	AIC= -5.653	SC= -5.509
(0.00)***		

Ek 3: NARDL Modeline Ait CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri



TÜRKİYE’DE PARA POLİTİKASI ŞOKLARININ PARA İKAMESİ ÜZERİNDEKİ “ASİMETRİK ETKİSİ”

EXTENDED ABSTRACT

Money substitute is a fact that is observed in developing countries. Factors such as the production structure of developing countries dependent on imports, constant and irregular price increases, insufficient independence of central banks and also internal-external macroeconomic shocks and political instability cause economic operators to use their savings by international reserve currency instead of national currency. Accordingly, since this attitude of economic operators makes the efficiency of national monetary policy disputable, this issue has been discussed in many theoretical and empirical studies. This study investigated the effects of monetary policy shocks on money substitute in the Turkish economy via time-series tests revealing asymmetrical relationships.

The chief goal of this study was to discuss the monetary policy efficiency, in other words, the changes in the interest rate during the currency substitution process that occurred during the period when the central bank of the Turkish Republic switched to the interest rate corridor policy. There are many studies on the determinants of money substitute in the related literature; however, the potential contribution of the present study to the related literature is to explore the effects of positive and negative shocks of monetary policy on currency substitution via the asymmetric tests emerging in the field of applied economics. Theoretical and empirical studies toward theoretical background and the determinants of a money substitute in the Turkish economy will be summarized following the introduction section of the study. The chapter that includes empirical analyses respectively includes correlation, descriptive statistics, Dickey-Fuller’s (1981) and Phillips-Perron’s (1988) unit root tests, asymmetric causality test that was developed by Hatemi and Roca (2014), and finally, parameter estimation with asymmetric lag distributed autoregressive models.

Since the nominal exchange rate shapes the expectations of the household in emerging economies, the key reason for the money substitute is the price instability arising from the exchange rate pass effect. Therefore, the root cause of money substitutes in developing countries is the low money demand for reserve and speculation. There are several empirical studies toward the macroeconomic variables affecting the process that brings along the money substitution.

This study reviewed the January 2011-October 2020 period in which the monetary policy of Turkey passed to corridor policy for short-term interests that are one of the most important instruments of monetary policy. Since price instability has been a long standing process in Turkish economy, this issue has a remarkable position in the economic expectations of the household. This is because the real interest rate (RINT) was used as the monetary policy tool by deflating the annual change (% change compared to the same month of the previous year) of the consumer price index from the weighted-average cost of funding applied by the Central Bank of Turkey. Besides the different money supply usages of the Turkish Central Bank, the ratio of foreign currency accounts to the M2 money supply (MS) (money in circulation, sum of dated and on-demand national and foreign money) was utilized as the money substitute indicator. Nominal weighted-average funding cost, foreign currency accounts, and money supply variables were obtained from the electronic data distribution system of Turkish Central Bank; the change of price index compared to the same month of the previous year was received from the data distribution system of Turkish Statistical Institute.

In this study, reviewing the period from January 2011 to October 2020, following results were obtained. The share of foreign currency-linked deposits in total deposits increased due to the avoidance of price changes by economic actors and negative economic expectations, so, there

was an observed money substitute. Again, according to the results, there was a positive and moderately strong relationship between money substitute and real interest that is an important indicator of monetary policy. Real interests were right-skewed; the money substitute ratio was left-skewed. Another issue is valid in the ratio of kurtosis. It was also found that the distribution of real interests was vertical while the distribution of money substitute ratio tended to exhibit a kurtosis. Nominal interest rates are determined by the central banks as well as the money substitute that means the dollarization is shaped by expectations of economic operators. Unit root test results showed that especially the money substitute fact is affected by internal and external shocks at maximum.

Connections between positive and negative shocks of money substitute and positive and negative shocks of monetary policy can be established due to the causality test that was developed by Hatemi and Roca (2014). In this regard, there is causality as asymptotic and bootstrap at 10% significance level from the positive shock of real interest rate to the negative shock of the money substitute. Moreover, there is also causality as asymptotic and bootstrap at 5% significance level from negative shock of real interest rate to negative shock of the money substitute. The situation of the negative effect being created by both alternative shocks of monetary policy on money substitute stimulates the idea that non-monetary macroeconomic factors among the monetary substitution determinants have a higher degree of determination. There is no causality from the positive shock of real interest rate to the positive shock of money substitute, from negative shock of real interest rate to the positive shock of money substitute.

The presence of the money substitute hysteria is understood by looking at the positive effect of both positive and negative monetary policy shocks on the money substitute. In other words, structural problems in the economy prevent the reverse rotation in an economy where the money substitute has started.

There are many empirical studies toward the determinants of money substitute. The present study investigated the relationship between the annual change in the consumer price index compared to the same month of the previous year and the ratio of foreign currency accounts to M2 money supply via asymmetric time series tests for the January 2011-October 2020 period in Turkey. Concerning the results, there is a positive and moderately strong correlation between real interests and a money substitute. Since the ratio of foreign currency accounts to M2 money supply was affected by asymmetrical shocks during the empirical analysis period, this ratio can be seen as stationary at its first difference. The first difference of the real interest was considered resulting from the assumption that real interest rate has a long memory; another reason for considering the first difference of the real interest is that weighted-average funding cost is specified within the interest rate corridor and also the price expectations of household are retroactive. For Hatemi and Roca's (2014) asymmetrical causality test results, there is causality from the positive shock of real interest rate to the negative shock of the money substitute, from negative shock of real interest rate to the negative shock of money substitute. It can be said by looking at the asymmetric lag distributed regression model that was developed by Shin et al. (2014) that both negative and positive shocks of monetary policy are effective on money substitute while the positive shock is more effective on the same matter. According to Arteta (2003) and Levy-Yeyati (2004), the money substitute phenomenon continues despite recovered inflationary expectations that were damaged because of the increasing foreign currency liabilities of economic actors in financial markets. Much as rigidity has emerged in price expectations in the Turkish economy in the last period and also real returns of assets in national currency have increased, a money substitute hysteria has been experienced just as being highlighted by Dornbush and Reynoso (1989), Mongardini and Mueller (1999), Freitas (2004)

**TÜRKİYE'DE PARA POLİTİKASI ŞOKLARININ PARA İKAMESİ ÜZERİNDEKİ
“ASİMETRİK ETKİSİ”**

and Civcir (2003). This study results are in parallel with Civcir's (2003) results showing a negative relationship between the money substitute phenomenon and monetary policy credibility, also the difference between domestic and foreign interest rates. As an addition to Civcir's (2003) results, the present study demonstrates that the negative course of domestic real interest rates leads to the currency substitution phenomenon of almost half of the total deposits. It has become visible when we assume that purchasing power parity theory is valid that significant depreciation was observed in the national currency during this period in which floating exchange rates were applied. So, the first monetary policy goal for the limitation of the money substitution phenomenon in Turkish economy should prevent deteriorating price expectations due to the exchange rate transition effect. Money substitute hysteria signalizes a knife-edge balance for money substitution phenomenon. Permanent loss of value in the national currency and continuously increasing money substitute ratio prove the money substitute hysteria. Since money substitute hysteria has high-frequency range data of financial markets, reviewing this hysteria via autoregressive models with the smooth transition might provide valuable insights for the following studies.