

Doğuş Üniversitesi Dergisi, 10 (1) 2009, 102-117

TERS PARA İKAMESİ SÜRECİ VE DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

REVERSE CURRENCY SUBSTITUTION PROCESS AND EXCHANGE RATE VOLATILITY: THE TURKISH CASE

H. Mehmet TAŞÇI

Balıkesir Üniversitesi,
Bandırma İİBF
mtasci1@yahoo.com

Burak DARICI

Balıkesir Üniversitesi,
Bandırma İİBF
burakdarici02@hotmail.com

Erman ERBAYKAL

İstanbul Üniversitesi,
Sosyal Bilimler Enstitüsü
eerbaykcal@yahoo.com

ÖZET: Teorik ve ampirik literatür, para ikamesinin döviz kurundaki oynaklığı ve bu oynaklığın da para talebini anlamlı düzeyde etkilediğini göstermektedir. Bu çalışmanın amacı, son dönemde, tersine dönmeye başlayan para ikamesinin döviz kuru oynaklığına ve bu oynaklığın da para talebi üzerine etkisinin olup olmadığının araştırılmasıdır. Çalışmada Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı veri seti için başlangıç olarak alınmış ve 2001/04-2006/12 dönemini kapsayan aylık veri seti kullanılmıştır. Oynaklığın modellenmesinde E-GARCH ve para talebi denkleminde ise Pesaran vd. (2001) sınır testi yaklaşımı ile tahmin yapılmıştır. Teorik beklentiye uygun olarak, tahmin sonuçlarına göre inceleme döneminde, para ikamesinin tersine dönmesi döviz kuru oynaklığını azaltmıştır. Ayrıca, döviz kuru oynaklığındaki bu azalışın da ters para ikamesi sürecini hızlandırdığı para talebi modeli tahminiyle gösterilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Ters Para İkamesi, Oynaklık ; E-GARCH ; ARDL ; Türkiye
JEL Sınıflaması: C22 ; C32 ; E41 ; E42

ABSTRACT: Theoretical and empirical literature shows that there is a significant relation between currency substitution and exchange rate volatility, and this volatility affects money demand significantly. This study examines the relation between reverse currency substitution and the volatility in exchange rate as well as the effects of this volatility on the demand for money. We used monthly data covering the period of 2001/04-2006/12, which started with the implementation of Program for Transition to a Strong Economy. Following the literature, we employed E-GARCH method in exchange rate volatility modeling and Pesaran et al (2001) bounds test approach in the estimation of money demand function. In accordance with the theoretical expectations, we found that with the increase in reverse currency substitution the exchange rate volatility decreased. Moreover, the decline in the volatility of exchange rate increased the money demand, i.e. accelerated the reverse currency substitution process.

Keywords: Reverse Currency Substitution; Volatility; E-GARCH; ARDL; Turkey
JEL Classifications: C22 ; C32 ; E41 ; E42

1. Giriş

Genel olarak ulusal para biriminin fonksiyonlarının başka para birimleri tarafından yerine getirilmesi şeklinde tanımlanabilecek para ikamesi olgusu literatürde çok yoğun ilgi görmüş bir konudur. Literatürdeki bu yoğunluğun yanında yapılan tanımlamalarda da çeşitlilik görülmektedir. Çoğu yazar tanımlamada farklı noktalara dikkat çekmişse de temel olarak para ikamesi olgusu tanımlanırken, yerli para

talebinin diğer ülkelerdeki ekonomik değişkenlerden de etkilenen bir kavram olarak ele alındığı görülmektedir (Giovannini, 1992).

Mckinnon (1985)'a göre para ikamesi doğrudan ve dolaylı olarak meydana gelebilmektedir. Doğrudan para ikamesini ödeme aracı olarak kullanılabilir iki ya da daha çok paranın aynı piyasada rekabeti olarak, dolaylı para ikamesini ise yatırımcıların yerli finansal araçlar yerine yabancı finansal araçlara yönelmesi şeklinde tanımlamıştır. Lamdany ve Dorlhiac (1987) ise ülkenin yasal olarak ulusal para birimi yerine değeri zaman içinde istikrarlı olan bir para birimini kullanmasını para ikamesi olarak tanımlamıştır. Cuddigton (1989) para ikamesini, değişim aracı olarak piyasalarda yerli para ile birlikte farklı yabancı paranın o ülke vatandaşları tarafından yoğun olarak kullanımı olarak tanımlamış, Gros ve Thygesen (1992) ise para ikamesine yabancı para birimlerinin yerli para biriminin geleneksel fonksiyonları olan hesap birimi olma, işlemlere aracılık etme ve değer saklama aracı olma fonksiyonlarını yerine getirmesi şeklinde bakmıştır. Giovannini ve Turtelboom (1992)'ye göre para ikamesi ulusal para talebinin dış ekonomik değişkenlerden etkilenmesi sonucunda oluşur. Miles (1978) ise para talebini etkileyen diğer ekonomik faktörlere de dikkat çekerek para ikamesi olgusunun tam anlamıyla oluşması için sadece ülke vatandaşlarının yabancı parayı talep etmelerinin yeterli olmayacağını vurgulamıştır. Ayrıca bir ülkede para ikamesinin varlığından söz edilebilmesi için sadece yabancı bir para biriminin talep edilmesinin yeterli olmadığı, aynı zamanda yabancı para birimi ya da birimlerinin, yerli para birimiyle yer değiştirmesi ve zamanla yerli paranın yerini alması gerektiği de önemli bir noktadır (Selçuk, 1994). Mizen and Pentecost (1996)'ya göre para ikamesi iki paranın birbiriyle ikamesidir.

Para ikamesinin temel belirleyici nedenlerine bakıldığında ise enflasyonda yaşanan hızlı artış ve beklentilerin bu yönlü oluşması, ulusal para biriminde yaşanan sürekli değer kaybı ve faiz farklılıklarından kaynaklanan arbitraj süreci sayılabilir (Girton, Roper, 1981). Bu sayılan nedenler daha çok gelişmekte olan ülkeler için geçerli iken, gelişmiş ülkelerde para ikamesi durumu daha çok portföy tercihine göre meydana gelmektedir. Son yıllarda ise, bazı gelişmekte olan ülkelerde stabilizasyon ve dezenflasyon politikalarının başarı ile uygulanması, kamuda mali disiplini sağlayacak ekonomik ve politik reformların gerçekleştirilmesi ulusal para üzerindeki risklerin azalmasına neden olmaktadır. Ayrıca uygulanan esnek döviz kuru sistemi de ulusal paranın gücünü arttırmaktadır. Yaşanan bu sürece bağlı olarak, bu ülkelerde para ikamesinin tersine döndüğü görülmektedir. Örneğin, İsrail, Meksika, Polonya ve Pakistan bu süreci gerçekleştirmiş olan ülkelere aittir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisi'nde son dönemlerde tersine dönmeye başlayan para ikamesinin Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı'nın uygulanmaya başladığı tarih olan Mayıs 2001 döneminden sonra kur oynaklığına (volatilité) etkisinin olup olmadığının ortaya koyulmasıdır. Ayrıca kur oynaklığının da para ikamesi üzerindeki etkisini açıklamaya yönelik olarak para talebi denklemi tahmin edilecektir, ki bu denklem para ikamesindeki azalışı ortaya koymaya yardımcı olacaktır. Çalışma yedi bölüme ayrılmıştır. Çalışmada giriş bölümünden sonra ikinci bölümde Türkiye ekonomisinde yaşanan süreç ve Türkiye ile ilgili yapılan çalışmalar özetlenecek, üçüncü bölümde tahmin edilecek olan M2 para talebi fonksiyonu ile ilgili açıklamalar yapıldıktan sonra, para ikamesi ve döviz kuru arasındaki ilişki matematiksel olarak ortaya koyulacaktır. Dördüncü bölümde veri seti tanımlanacak ve beşinci bölümde de çalışmada kullanılacak ekonometrik modeller

olan ARCH ve sınır testi modelleri hakkında açıklamalar yapılacaktır. Elde edilen ampirik sonuçlara çalışmanın altıncı bölümünde yer verilecektir. Son bölüm olan yedinci bölümde de sonuç ve değerlendirme bölümü yer almaktadır.

2. Türkiye'deki Süreç ve Literatür Özeti

Türkiye'de Ağustos 1983'te döviz ve sermaye piyasalarında liberalleşme sağlanması amacıyla Türk parasının kıymetinin korunmasına ilişkin 30 sayılı karar ile yerleşiklerin döviz tevdiat hesabı açmasına ve ticari bankaların döviz cinsinden mevduat tutmalarına izin verilmiş, 1989 yılında yürürlüğe giren 32 sayılı karar ile birlikte ise bu liberal yapı daha da genişletilmiştir. Ancak uygulanan bu politikalar ile birlikte, yaşanan enflasyonist süreç, artan kamu iç ve dış borçları yerli paranın fonksiyonlarını yerine getirememesine ve yabancı paraya olan talebin artmasına neden olmuştur. Ayrıca 1989 yılında finansal sistemin de dışa açılmaya başlaması ile birlikte döviz cinsinden işlemlerin maliyeti düşürülmüş ve bu dönemden itibaren döviz tevdiat hesaplarının getirileri, TL'ye bağlı varlıklardan düşük olmasına rağmen ülkedeki istikrarsız ortamdan dolayı para ikamesi devam etmiştir (Metin-Özcan, Us, 2006).

1994 ve 2001 yıllarında yaşanan ciddi ekonomik krizler ile birlikte yerli paraya duyulan güvenin iyice azalması ve para ikamesinin kalıcı bir sorun hale gelmeye başlaması ile birlikte, 2001 yılının ikinci yarısından itibaren uygulanmaya başlanan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı'yla birlikte, mali istikrarın sağlanması, merkez bankasının özerk ve bağımsız hale getirilmesi, enflasyon verilerinde meydana gelen düşüş, TL'de meydana gelen değer artışı, ülke riskinin azalması ile birlikte reel faizlerde meydana gelen azalış, TL'ye güvenin artmasına neden olmuştur. Ancak para ikamesinin tersine dönmesi zaman almaktadır. İstikrara yönelik güçlü politikaların izlenmesine rağmen, özellikle uzun süre yüksek enflasyon ile yaşamış ülkelerde bekleyişlerin hızlı bir şekilde olumluya dönmemesi, para ikamesinin tersine dönmesini geciktirmekte ya da yavaşlatmaktadır.

Türkiye ekonomisinde yaşanan para ikamesi süreci ile ilgili literatür ise olgunun nedenleri kadar etkileri ve sonuçlarını da kapsamaktadır. Selçuk (1997) para ikamesinin Türkiye'nin de yer aldığı yüksek enflasyona sahip ülkelerdeki durumunu incelemiş ve GMM modelini uyguladığı çalışmasında TL ile ABD doları arasında güçlü bir ilişki bulmuştur. Akçay vd. (1997) 1987:1-1996:6 dönemine ait verileri kullanarak E-Garch yöntemiyle döviz kurundaki istikrarsızlığın para ikamesi sürecini hızlandıracağını savunan görüşü test etmişler ve bu görüşü destekleyen sonuçlar bulmuşlardır. Selçuk (2001) yaptığı çalışmada, Türkiye'de para ikamesi altında senyoraaj gelirinin azalıp azalmadığını incelemiş ve beklentileri doğrultusunda azaldığını belirlemiştir. Ayrıca, Türkiye'deki enflasyon oranının dünya enflasyon oranından yüksek olmasının ve buna paralel olarak yaşanan para ikamesinin de reel olarak senyoraaj gelirlerini azaltacağını ortaya koymuştur.

Domaç ve Oskooee (2002) Türkiye'de para ikamesinin nedenlerini araştırmışlar ve para ikamesi üzerinde yüksek enflasyon, ekonomik istikrarsızlık ve kurumsal zayıflıkların önemli faktörler olduğunu belirlemişlerdir. Bu sonuçların dışında da beklenen döviz kurundaki artışların para ikamesini arttırdığını tespit etmişlerdir. Cıvcir (2003) geniş tanımlı para talebi ile reel gelir, faiz oranı, enflasyon ve beklenen döviz kuru arasındaki ilişkiyi test ettiği çalışmasında, Türkiye'de reel

balans talebinin reel gelire, likit varlıklara bağlı faiz oranına, devlet tahvili faiz oranına, enflasyona ve beklenen döviz kuruna bağlı olduğunu ortaya koymuştur.

Para ikamesi ile ilgili yapılan çalışmaların yanında dünyada ve Türkiye’de terse dönüş (reversal) yani ters para ikamesinin (dedollarization) yeterince ilgi görmediği görülmektedir. Ancak Türkiye ekonomisinde son dönemde makro ekonomik görünümün düzelmesi ile birlikte bu konuda da çalışmalar yapılmaya başlanmıştır. Bunlar arasında Yılmaz (2005), Akıncı ve Görmez (2005)’in çalışmaları yer almaktadır. Ancak bu çalışmalar da Türkiye’de para ikamesinin tersine dönüşü ile ilgili kapsamlı ve net çözümler getirmemiştir. Metin-Özcan ve Us (2006) ise çalışmalarında Granger nedensellik testi ile ters para ikamesi, enflasyon volatilitesi ve döviz kuru volatilitesi arasındaki ilişkiyi ortaya koymuşlar ve para ikamesinde bir azalışın, geriye dönüşün olduğuna ancak bu durumun tam olarak ters para ikamesi olmadığına, bunun için yeterince kanıtın oluşmadığına dikkat çekmişlerdir.

3. Model

Bu çalışmada para ikamesinin modellenmesinde Miles (1978), Joines (1985) ve Thomas (1985) tarafından geliştirilen ekonomik birimlerin varlıklarını para ve diğer varlıklar arasında dağıtımını ve farklı para birimleri - farklı para birimlerine bağlı varlıklara dağıtımını da içeren yaklaşımdan (iki aşamalı karar süreci) yararlanılacaktır. Buna göre ilk olarak, varlıklar para ve diğer finansal araçlar arasında dağıtılarak portföy oluşturulur. Aynı zamanda, dağıtılan varlıkların farklı para birimleri ve bu para birimlerine bağlı araçlara göre dağılımı da gerçekleştirilir. Bu yaklaşımın devamı ve geliştirilmiş hali olan portföy dengesi yaklaşımı ise ilk defa Cuddington (1983) tarafından kullanılmıştır. Aynı yaklaşım Branson ve Henderson (1985) tarafından da izlenmiş ve aynı fonksiyon yapısından, Türkiye ile ilgili olarak yapılan Akçay, Alper ve Karasulu (1997) çalışmasında da yararlanılmıştır. Yapılacak bu çalışmada da temel olarak Cuddington (1983)’ün oluşturduğu bu modelden yola çıkılacaktır. Bu model de varlıkların eş anlı olarak, farklı para birimleri ve diğer finansal araçlar arasındaki dağılımını içermektedir. Aşağıda verilecek olan fonksiyonlar hem ulusal para birimi ve ulusal paraya bağlı varlıkların hem de yabancı para birimi ve bu para birimlerine bağlı varlıkların bulunması ilgili ekonomide para ikamesi olgusunu ortaya koymaktadır. Bu sayede çalışmanın asıl konusu olan ters para ikamesi olgusu ve döviz kuru oynaklığı için model oluşturulmuş olacaktır. Kullanılan modellerde ulusal ve yabancı paraya bağlı varlıkların birbirlerini tam olarak ikame ettiği var sayılmaktadır. Böyle bir varsayımın kabulü, portföyü değiştirecek bir etkinin ortaya çıkmasıyla birlikte, eş anlı olarak portföyde ilgili değişikliğin meydana geleceğinin yani dengenin eş anlı olarak sağlanacağına gösterilmesi içindir. Portföyde bulundurulacak varlıkların ağırlığı ise, ilgili varlıkların beklenen getirisi ve reel gelire göre değişecektir (Cuddington, 1983). Sonuç olarak ilgili fonksiyonları şu şekilde yazmak mümkündür:

$$M^d = M(i, ii + \varepsilon, \varepsilon, y), \quad M_1 \langle 0, M_2 \langle 0, M_3 \langle 0, M_4 \rangle 0 \quad (1)$$

$$B^d = B(i, ii + \varepsilon, \varepsilon, y), \quad B_1 \rangle 0, B_2 \langle 0, B_3 \langle 0, B_4 \langle 0 \quad (2)$$

$$F^d = F(i, ii + \varepsilon, \varepsilon, y), \quad F_1 \langle 0, F_2 \rangle 0, F_3 \langle 0, F_4 \langle 0 \quad (3)$$

$$N^d = N(i, ii + \varepsilon, \varepsilon, y), \quad N_1 \langle 0, N_2 \langle 0, N_3 \rangle 0, N_4 \langle 0 \quad (4)$$

Yukarıdaki dört fonksiyonu oluşturan değişkenler sırasıyla, M^d ulusal para talebi, B^d ulusal bono talebi, F^d yabancı bono talebi, N^d yabancı para talebini göstermektedir. “ i ” ulusal bono faiz oranı, “ i^* ” yabancı bono faiz oranı, “ ε ” döviz kurundaki beklenen değer kaybı (oluşturulacak modelde gerçekleşen efektif döviz kuru kullanılacaktır), “ y ” reel gelir ve “ $i^* + \varepsilon$ ” ise yabancı bono tutan yerleşiklerin yabancı bonodan bekledikleri getiriyi göstermektedir. Bu durumda ekonomik birimler yabancı bono üzerindeki faiz oranı ve ulusal paradaki değer kaybı kadar bir getiri elde edeceklerdir. Tersi durum da geçerlidir.

Bu çalışmada sadece 1 nolu denklem olan ulusal para fonksiyonundan yola çıkılarak oluşturulacak model tahmin edilecektir. Yabancı bonolardan ve yabancı para biriminden elde edilecek net getiriyi ayırt edebilmek için ise $i^* + \varepsilon$ ve ε modelde ayrı ayrı yer alacaktır. Sonuç olarak ise döviz kurundaki değer kaybının (değer artışı) ulusal para birimini, dolaylı “ $i^* + \varepsilon$ ” veya doğrudan “ ε ” (dolarizasyon veya dedolarizasyon) etkileyip etkilemediği anlaşılacaktır (Akçay, Alper ve Karasulu 1997). Ulusal paradaki değer kaybını modellemek için, para ikamesinin varlığı varsayımı altında iki paralı döviz kuru modeli kullanılacaktır. Bir ekonomideki alternatif paraların nispi değeri yine bu paraların beklenen reel getirilerinin bir farkının fonksiyonu şeklinde ifade edilebilir (Girtop, Roper, 1981).

$$\ln \left[\frac{P_1}{P_2} \right] = w + \eta(r_1 - r_2) \quad (5)$$

Burada P_i ilgili ülkelerdeki malların fiyatlarını, w ise bir ölçek değişkeni olup dışsal para arzını ve talep faktörlerini (demand factors, Girtop, Roper, 1981, s15) içermektedir. r_i ise ilgili ülkelerdeki para birimlerinin tahmin edilen reel getirisidir. 5 nolu denklemde ayrıca $\eta' < 0$ ve $\eta(0) = 0$ 'dır. Para ikamesinin değeri arttıkça (azaldıkça) mutlak değer olarak η 'nin de değeri artacak (azalacak) dolayısıyla, beklenen reel getiri oranları arasındaki farklılığın değişimi veri iken, iki paranın görece değerlerine olan etkisi büyük olacaktır (Akçay, vd, 1997, 830).

İki ülke parası arasındaki beklenen reel faiz farkı, nominal faiz farkı ve beklenen enflasyon oranlarına farkına bağlıdır ve bu ilişki şu şekilde ifade edilmektedir;

$$\delta = (r_1 - r_2) = (i_1 \pi_1) - (i_2 \pi_2) \quad (6)$$

$$\delta = (r_1 - r_2) = (i_1 - i_2) - (\pi_1 - \pi_2) \quad (7)$$

Beklentilerin tutarlı olması, nominal faiz oranlarının sabit olması ve beklentilerin satınalma gücü varsayımına göre oluşturulması durumunda, döviz kurundaki değişimin tahmini değeri, ki 8 nolu denklemde x ile gösterilmiş olsun, beklenen enflasyon oranları farkına eşittir. Bu noktada 7 nolu denklem şu şekilde yazılabilir;

$$\delta = i_1 - i_2 - x \quad (8)$$

Buradan hareketle, 8 nolu denklem 5 nolu denklemde yerine konulacak olursa;

$$\varepsilon = \ln \left[\frac{p_1}{p_2} \right] = w + \eta [(i_1 - i_2) - x] \quad (9)$$

Elde edilir. Yazılmış olan son denklem para ikamesinin etkilerinin türetilmesinde kullanılacağı için, kullanılan model ile ilgili bazı açıklamaların yapılması gerekmektedir. Modelde nominal faiz oranlarının sabit olduğu varsayılmaktadır. Modelde ayrıca para arzı dışsal olarak alınmakta ve “w”nin içsel olduğu kabul edilmektedir. Modelde ayrıca döviz kurundaki beklenen değişimin oranının da dışsal olduğu kabul edilmektedir. Bu varsayımlar altında, para ikamesi iki temel sonuç içermektedir. Bunlardan ilki, para ikamesi (ters para ikamesi) döviz kurunda istikrarsızlığa (istikrara) neden olacaktır. Bunun nedeni ise döviz kurundaki değişimin beklenen oranındaki ani hareketlerin döviz kurunda daha fazla bir değişim ile birlikte para ikamesinde de değişime yol açmasıdır. Bunlardan ikincisi ise tam para ikamesinin (ters para ikamesinin) ortaya çıkması ve bu durumun döviz kurunu belirsiz (belirli) yapmasıdır (Girton ve Roper, 1981,16). Eğer denklem 9’un x’e göre türevi alınacak olursa, bu döviz kurundaki değişimin beklenen oranında bir ani sıçrayışın (yukarı ya da aşağı yönlü) etkisini verecektir.

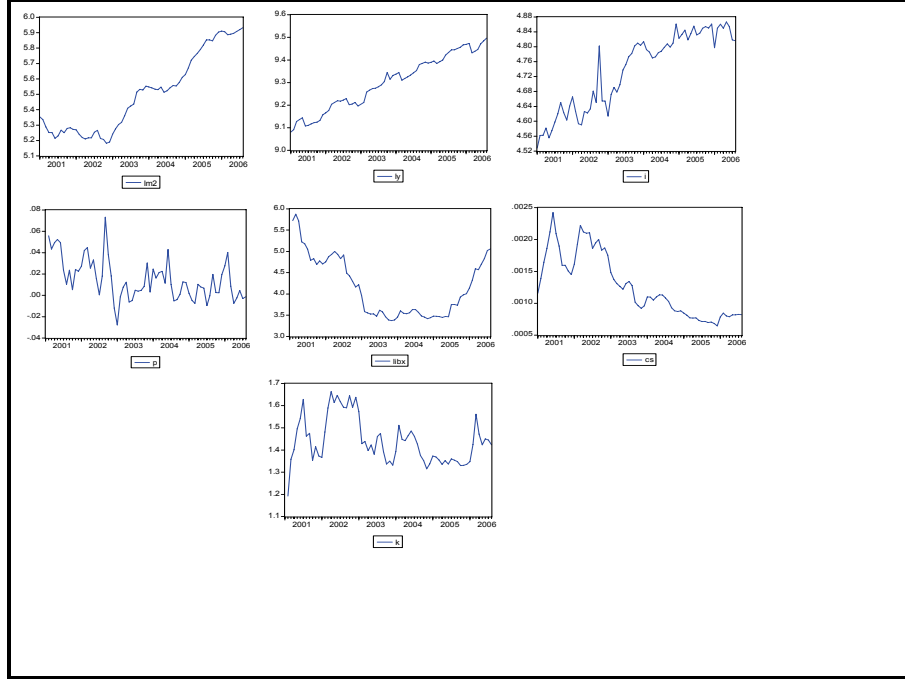
$$\partial e / \partial x = \eta'(\cdot) * (-1) \quad (10)$$

Dolayısıyla, x’deki ani kayma veya değişim veri iken, para ikamesinin derecesinin sayısal değeri değiştikçe, para piyasasında dengeyi sağlamak için döviz kurundaki beklenen değişim oranı da aynı yönde değişecektir. Para piyasası dengesini sağlayabilmek için gerekli olan döviz kuru hareketi, eğer ikame tam ise yani “ η ”nin değeri sonsuza giderse, sınırsız bir değere yaklaşacaktır. Daha açık bir ifade ile eğer iki para biriminin tam olarak birbirini ikame ettiği düşünülürse, her iki para biriminin beklenen reel getirisi arasındaki fark sıfır olacak ve paralar belirli bir kurdan işlem görecektir, ki bu değer, denge durumu değeridir ve “w”ye eşittir. Eğer beklenen reel getiri farklılığı başlangıç değeri olan sıfırdan farklı ise, “e”nin değeri artı veya eksi sonsuza gidecektir. Sonuç olarak tam para ikamesi altındaki istikrarsızlık, “e”deki sonsuz dalgalanmalardan kaynaklanmış olacaktır (Akçay, vd., 1997, s.831).

4. Veri Seti

Yapılan çalışmaya uygun olarak, model tahmininde kullanılan değişkenlere ait seriler 05/2001-12/2006 arasını kapsamaktadır. Veriler libor, faiz oranları ve Amerikan tüketici fiyatları hariç T.C. Merkez Bankası veri tabanından elde edilmiştir. Libor İngiliz merkez bankası veri setinden alınmıştır. Kullanılan faiz oranı, modelin oluşturulmasında ulusal bono faiz oranı olarak tanımlandığından T.C. Hazine Müsteşarlığı’nın aylık ihalelerinde oluşan faiz oranları ortalamasının aylık değişimi şeklindedir. Amerikan tüketici fiyatları ise Federal Reserve Bank’ın sitesinden derlenmiştir. Literatürde para ikamesi ile ilgili yapılan çalışmalarda beklenen kur değerini modellemek için çeşitli temsili (proxy) değerler hesaplanmış ve kullanılmıştır: Ortiz (1983), Cuddington (1983) ve Ramiraz-Rojas (1991) gibi. Bu çalışmada ise döviz kuru modele “gerçekleşen efektif \$/TL kuru” şeklinde dahil edilmiştir. Diğer değişkenlerden olan enflasyon ise modelde TÜFE endeksinin bir önceki aya göre değişimi şeklinde tanımlanmıştır. Para talebi için ise M2 para arzı değişkeninden yararlanılmış, TÜFE ile reel hale getirilmiş ve logaritmik olarak

modele katılmıştır. Gelir değişkeni olarak ise 1987 fiyatlarına göre reel hale getirilmiş GSYİH verileri alınmıştır. Ayrıca gelir değişkeni mevsimsellikten arındırılıp logaritmik kullanılmıştır. Son olarak ise “cs” yani para ikamesi değişkeni ise Selçuk (1994) tarafından kullanılan yöntem ile oluşturulmuştur. İlgili değişkenlerin grafikleri ise aşağıda şekil 1’de verilmiştir:



Şekil 1. Değişkenlere ait Grafikler

5. Ekonometrik Modeller

ARCH modelleri literatürde ilk kez Engle (1982) tarafından kullanılmış ve daha sonra Bollerslev (1986) tarafından geliştirilmiştir (GARCH). Bu modeller yüksek değişkenlik veya oynaklık gösteren finansal zaman serilerinin modellenmesinde sıkça kullanılmıştır (örn; Lobo, Tuft: 1998, Pederzoli, 2006). Döviz kuru modellenmesinde (örn; Wang, vd. 2001, Carranza, vd. 2003, Gau, Hua, 2007) ise, bu seriler veya prosesler genel olarak “aşırı kurtosis” sergiledikleri için, literatürde genel olarak, GARCH modellerinin bir diğer versiyonu olan “üstel-GARCH” (EGARCH) ve “üstel-GARCH-ortalama” (EGARCH-M) yöntemi kullanılmaktadır. EGARCH yöntemi Nelson (1991) tarafından geliştirilmiştir. Bu metod, Brooks (2002) tarafından ifade edildiği gibi GARCH yönteminin önemli bir kısıtı olarak değerlendirilen negatif veya pozitif volatilité şoklarına modelin “simetrik” tepki vermesi varsayımını rahatlatıp “asimetrik” hareketlerin modellenmesine de olanak sağlamıştır. Bu çalışmada ekonometrik model olarak EGARCH-M yaklaşımı kullanılmıştır.

Modeldeki temel denklemler şu şekilde yazılabilir:

$$\varepsilon_t = c + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \alpha_v \varepsilon_{t-v} + v \ln \kappa_t + u_t \quad (11)$$

$$v_t = \sqrt{\kappa_t} * \ell_t \quad (12)$$

$$\ln \kappa_t = b + \gamma cs + \sum_{i=1}^r \beta_i \ln \kappa_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j \left\{ |\ell_{t-j}| - \theta |\ell_{t-j}| + \eta \ell_{t-j} \right\} \quad (13)$$

Yukarıdaki denklemlerde, “ ε_t ” döviz kuru, “ cs_t ” para ikamesi, “ $\ln \kappa_t$ ” koşullu varyans, “ ℓ_t ” ise “doğrusal, sapmasız ve en küçük varyansa (i.i.d.)” ortalaması “sıfır” ve varyansı “1” sahip bir değişkendir. Ayrıca, “ v_t ” hata terimidir ve bu hata terimi denklemlerdeki koşulları sağlıyorsa, “EGARCH-M” şeklinde adlandırılmaktadır. Bunlara ek olarak, ampirik uygulamalarda (12) ve (13) nolu denklemlerde yer alan ve ortalaması “sıfır” ve varyansı “1” olan “ ℓ_t ” hata teriminin de “genelleştirilmiş hata dağılımı (generalized error distribuiton) [GED]”na sahip olduğu varsayılmıştır¹ (13) nolu denklem genel olarak koşullu varyans denklemini ifade etmektedir.

Ekonometrik uygulamanın ikinci kısmında ise EGARCH-M yöntemi ile elde edilen tahmin değerleri, ki döviz kuru belirsizliğini göstermektedir, uzun dönemli para talebi denkleminde yerine konmuş ve bu model Türkiye ekonomisi ile ilgili para ikamesi literatüründe ilk kez kullanılan ARDL yöntemi ile tahmin edilmiştir. Literatürde genel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisini test etmek için Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen – Juselius (1990) tarafından geliştirilen eş bütünleşme testleri yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu testlerin uygulanabilmesi için, tüm serilerin düzeyde durağan olmamaları ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmeleri gerekmektedir. Eğer serilerden bir veya daha fazlası düzey halinde durağan yani I(0) ise bu testler ile eş bütünleşme ilişkisi araştırılmamaktadır. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ise büyük ölçüde bu sorunu ortadan kaldırmaktadır. Bu yaklaşıma göre, bağımlı değişken I(1), bağımsız değişkenler I(0) veya I(1) olmak şartıyla seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılabilmektedir. Bu nokta, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testinin var olan eşbütünleşme testlerine göre en büyük avantajıdır.

Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımının uygulanabilmesi için ilk önce kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model UECM) oluşturulur. Bu modelin bu çalışmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir.

¹ Literatürde v_t için genel olarak şu üç farklı dağılımdan birisi tercih edilmektedir. Bunlar, “t-dağılımı”, “normal dağılım”, ve “genelleştirilmiş hata dağılımı (GED)”dir. Bu çalışmada Akçay vd. (1997)’yi takip ederek “GED” dağılımı tercih edilmiştir. Diğer dağılımlar altındaki sonuçlar da istendiğinde yazarlardan temin edilebilir.

$$\begin{aligned}
\Delta lm2_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta lm2_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta i_{t-i} + \\
& \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{5i} \Delta libx_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{6i} \Delta k_{t-i} + \\
& \alpha_7 lm2_{t-1} + \alpha_8 ly_{t-1} + \alpha_9 i_{t-1} + \alpha_{10} p_{t-1} + \alpha_{11} libx_{t-1} + \alpha_{12} k_{t-1} + \mu_t
\end{aligned} \tag{14}$$

14 nolu denklemde sırasıyla “ $lm2_t$ ” logaritmik reel para talebi, “ ly ” logaritmik ve mevsimsellikten arındırılmış reel gelir düzeyi, “ i ” faiz oranı, “ p ” enflasyon düzeyi, “ $libx$ ” aylık libor ile kurdaki oynaklığı simgeleyen ve EGARCH modelinden gelen tahmin değeri “ k ”nın toplamına eşittir. “ $Libx$ ” dolaylı para ikamesinin seyri hakkında modelde açıklayıcı olacaktır. Ayrıca reel para talebi ile gelir arasında pozitif, faiz oranı ile pozitif, enflasyon ile negatif, “ $libx$ ” ile negatif ve “ k ” ile negatif yönlü bir ilişki beklenmektedir. Faiz oranı ile pozitif bir ilişki beklenmesinin nedeni “ $M2$ ” para talebinin vadeli mevduatları da içermesidir.

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının test edilmesi için bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F testi yapılır. Bu test için temel hipotez ($H_0: \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = \alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$) şeklinde kurulur ve hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)’deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır². Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran alt kritik değerinden küçükse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değeri arasındaysa kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Son olarak hesaplanan F istatistiği üst kritik değerinden üzerindeyse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modelleri kurulur. UECM modelinde m gecikme sayısını ifade etmektedir. Modelde, gecikme sayısının belirlenmesi için Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi kritik değerlerden yararlanılır ve en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir³.

6. Ampirik Sonuçlar

6.1. ARCH Modeli

GARCH modelleme tekniğinin önemli varsayımlarından birisi hata teriminin “durağan” veya “stationary” olmasıdır. Dolayısıyla bu tür bir modellemeye gidebilmek için eğer tek değişkenli zaman serisi ile çalışılıyorsa serinin “durağan” olması, eğer çok değişkenli zaman serisi ile çalışılıyorsa değişkenlerin eş bütünlümlü birinci derece farklarının durağan olması gerekmektedir (Bknz. Akçay

² Literatürde her ne kadar kritik değerler genel olarak bu tablolardan alınmış olsa da, bu değerlerin gözlem sayıları 500 ve 1000 için geçerli olması nedeniyle, farklı gözlem düzeyleri için geçerliliği tartışma konusudur. Bu çalışmada, Narayan (2004) tarafından hesaplanmış olan ve çalışmanın gözlem sayısına uygun olan kritik değerler kullanılmıştır.

³ Ancak burada seçilen kritik değerin en küçük olduğu gecikme uzunluğu ile oluşturulan model otokorelasyon problemi içeriyorsa bu durumda ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu alınır eğer otokorelasyon problemi hala devam ediyorsa bu problem ortadan kalkana kadar bu işleme devam edilir.

vd.,1997, s.832). Dolayısıyla çalışmanın ilk aşamasında “volatilite” modellemesinin yapıldığı gibi Lagrange Çarpımı (LÇ) testleri yapılmış ve serinin Akçay vd (1997)’de olduğu gibi durağan, yani I(0), olduğuna karar verilmiştir⁴.

Modelde ARCH etkisinin olup olmadığını test etmek için Engle (1982) tarafından önerildiği gibi Lagrange Çarpımı (LÇ) testleri yapılmıştır. Bu testte genel olarak, k. dereceden ARCH etkisini araştırmak için hata terimleri karelerinin k gecikmeli regresyon denklemi tahmin edilmiştir. Bu denklemden hareketle LÇ-Test istatistiğinin değeri ilgili modelin R2 ve gözlem sayılarının çarpımları sonucunda elde edilmiştir, dolayısıyla LÇ=TR2, ve Ki-kare (X2) dağılımlıdır. Bu test sürecinde boş hipotezimiz (H₀) hata terimleri karelerinin ilgili denklemlerde sıfır katsayısına sahip olduğudur. Test istatistiği sırasıyla 1, 4 ve 12 gecikme değerleri için hesaplanmış ve Tablo 1’de gösterilmiştir. Dolayısıyla, ilgilenmiş olduğumuz değişkende ARCH etkisi mevcuttur veya bulunmaktadır.

Tablo 1. LÇ Test Sonuçları

Gecikme Sayısı	Test İstatistiği (Ki-Kare)	Kabul Olasılığı	Karar
1	33.584	0.00	ARCH etkisi var
4	33.095	0.00	ARCH etkisi var
12	37.842	0.00	ARCH etkisi var

Uygulamanın ikinci kısmında ilgilenmiş olduğumuz değişkene ait en iyi spesifikasyonun belirlenmesi amacıyla alternatif modeller tahmin edilmiştir. Literatürde en iyi spesifikasyonun belirlenmesi amacıyla bilgi kriterleri, örneğin Schwartz (SC) ve Akaike Bilgi (AIC) kullanılmaktadır. Bu çalışmada Schwartz (SC) kriterlerine göre AR(1)-EGARCH(1,1) modeli en iyi sonucu vermiştir⁵ ve bu sonuçlar Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2. Tahmin Sonuçları

Regresyon Denklemi:		
$\varepsilon_t = c + \psi\varepsilon_{t-1} + \nu \ln \kappa_t + \nu_t$		
$\ln \kappa_t = b + \gamma s_t + \phi \ln \kappa_{t-1} + \delta(\varepsilon_{t-1}) + \eta \varepsilon_{t-1}$		
Parametre	Tahmin	z- istatistiği
<i>c</i>	-9.065	-17.6
ψ	0.566	14.22
<i>v</i>	-1.554	-9.656
<i>b</i>	-6.141	-16.35
γ	-52.53	-6.671
ϕ	0.005	2.75
δ	0.005	4.774
η	-0.016	-8.819
GED	0.745	4.269

⁴ ADF ve KPSS test sonuçları yazarlardan temin edilebilir.

⁵ Diğer alternatif spesifikasyonlara ait sonuçlar istendiğinde yazarlardan temin edilebilir.

Modelde ARCH-M katsayısı negatif olarak tahmin edilmiştir. Bu şu anlama gelmektedir: döviz kurundaki dalgalanmanın şartlı varyansındaki değer artışı, serideki dalgalanmanın kendi ortalamasını azaltmaktadır. Yani döviz kurundaki dalgalanma miktarı azalmış ve döviz kuru istikrar kazanmaya başlamıştır. Ayrıca koşullu varyans denklemindeki “ cs_t ”nin katsayısı negatif bulunmuştur. Teorik olarak para ikamesinin terse dönmesi ile birlikte ulusal para biriminin değer kazanması ve kurun aşırı oynaklık göstermemesi yani istikrar kazanması beklenmektedir. Bu çalışmada da teorik beklentiye uygun olarak para ikamesi değişkeni ile döviz kuru arasında pozitif yönlü ilişki bulunmuştur⁶. Dolayısıyla para ikamesinin terse dönmesi yani azalması (dedolarizasyon) ile birlikte döviz kurunda düşüş yaşanırken dalgalanma boyu da azalmış ve kur istikrar kazanmaya başlamıştır. Ayrıca elde edilen önemli ve yapılan çalışmayı destekleyici diğer bir sonuç da Cevdet vd. (1997)’nin bulduğu gibi, modelde GED (Genelleştirilmiş Hata Dağılımı)’nın katsayısının istatistikî olarak anlamlı ve değer olarak da 0,74 bulunmasıdır. Yani döviz kuru serisi aşırı basık dağılmakta (leptokurtotik), kur bu dönem için belli bir değer etrafında da yoğunlaşma göstermektedir.

6.2. Sınır Testi

Ekonometrik uygulamanın ikinci kısmında, döviz kuru oynaklığının reel para talebi üzerindeki etkisini görmek ve dolayısıyla para ikamesi hakkında çıkarımda bulunmak için EGARCH-M yöntemi ile elde edilen tahmin değer “ k_t ”, ki döviz kuru oynaklığını göstermektedir, para talebi denkleminde yerine konmuş ve bu modelin ARDL tahmin sonuçları tartışılmıştır. ARDL modeli tahmininde maksimum gecikme uzunluğu Bilgi-Kriterleri’nden “Akaike”ye göre göre 1 olarak bulunmuştur⁷. Gecikme sayısı belirlendikten sonra sınır testi yaklaşımıyla seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına geçilmiştir. Tablo 3’te sınır testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3. Sınır Testi Sonuçları

K	F istatistiği	%5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler (n=70 için)	
		Alt Sınır	Üst Sınır
6	4.522	2.45	3.56

k_t , (14) numaralı denklemindeki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Narayan (2004:27)’deki Tablo Appendix-A2’den alınmıştır.

Tablo 3’de görüldüğü üzere hesaplanan F istatistiği üst kritik değeri aştığı için seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

⁶ Bu noktada bir açıklama yapmak gerekmektedir. Şöyle ki; Tablo 2’deki tahmin edilen 1. denkleminde (efektif kur denklemi) koşullu varyans “ $\ln \kappa_t$ ”in katsayısı negatif bulunmuştur. Fakat 2. koşullu varyans denklemindeki “ cs ” ’nin katsayısının da negatif olması nedeniyle sonuç pozitif olarak yorumlanmıştır.

⁷ Gecikme sayısı için AIC değerleri yazarlardan temin edilebilir.

6.2.1 ARDL Modeli

Bu aşamadan sonra seriler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modelleri kurulmuştur. Uzun Dönem ilişkinin araştırılması için kurulan ARDL modeli aşağıda sunulmuştur. Gecikme sayılarının belirlenmesi için Akaike bilgi kriteri kullanılmıştır.

$$lm2_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} lm2_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} ly_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} i_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} p_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{5i} libx_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{6i} k_{t-i} + \mu_t \quad (15)$$

Tablo 4. ARDL (1,0,0,0,1,0) Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
lm (-1)	0.487	4.204
Ly	0.245	1.608
İ	0.819	1.337
P	-0.658	-4.198
Libx	-0.287	-1.516
Libx(-1)	0.035	2.097
K	-0.094	-2.147
C	0.004	1.477
R^2		0.52
\bar{R}^2		0.45
X^2_{BG}		3.091[0.084]
$\chi^2_{NORM}(2)$		2.966[0.227]
$\chi^2_{WHITE}(1)$		2.3861[0.128]
$X^2_{RAMSEY}(1)$		2.586[0.114]

*%1, **%5, ***%10'da anlamlılığı gösterir. X^2_{BG} , χ^2_{NORM} , χ^2_{WHITE} , X^2_{RAMSEY} , sırasıyla otokorelasyon, normallik, değişen varyans ve model kurma hatası sınaması istatistikleridir.

6.2.1.1 Uzun Dönemli İlişki

ARDL (1,0,0,0,1,0) modelinden elde edilen uzun dönem katsayıları Tablo 5'de yer almaktadır.

Tablo 5. ARDL (1,0,0,0,1,0) Modelinden Elde Edilen Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
ly	0.479	
i	0.160	
p	-1.283*	-2.462*
libx	0.013	
k	-0.183	
c	0.010	

*%1'de anlamlılığı gösterir.

Tablo 5’de libx haricindeki değişkenlerin işaretleri beklenen işaretlerle aynı sonuçlar vermiştir. Bu sonuçlara göre, sırasıyla, gelirdeki artış ile birlikte para talebi de artış göstermiştir. İkinci olarak ise faizdeki artış ile birlikte para talebi de artış göstermiştir (bunun nedeni para talebinin vadeli hesapları da kapsamasıdır). Fiyatlar genel seviyesindeki artış ile birlikte de beklentiye uygun olarak, reel para talebi azalış göstermektedir.

Libx’in ise uzun dönemde pozitif yönlü işarete sahip olmasının nedeni olarak, ülkeler arasındaki faiz oranlarının uzun dönemde aynı yönlü hareket etme eğiliminde olması gösterilebilir. Yapılan çalışma için *önem arz* eden k değişkeninin reel para talebini negatif yönlü etkilemesi ise çalışmanın konusunu desteklemektedir. İlgili dönemde kurda yaşanan istikrar (ve dolayısıyla oynaklığın azalması) ve TL’nin değer kazanması ile birlikte reel para talebi artmış ve dolayısıyla (1 nolu denklem ile bağlantılı olarak) doğrudan para ikamesinin azalmasına katkıda bulunmuştur. *Enflasyon değişkeni dışındaki değişkenler düzey halinde durağan olmadıkları için t istatistiklerine bakılması anlamlı sonuç vermeyeceğinden Tablo 5 ve Tablo 6’da yer verilmemiştir*⁸.

6.2.1.2 Kısa Dönemli İlişki

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin araştırılması için ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$\Delta lm 2_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta lm 2_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta ly_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^m \Delta libx_{t-i} + \sum_{i=0}^m \Delta k_{t-i} + \mu_t \quad (16)$$

Buradaki ECT(-1) değişkeni uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliği ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir.

Tablo 6. ARDL(1,0,0,1,0) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
dly	0.245	
di	0.082	
dp	-0.658	-4.197*
dlibx	-0.287	
dk	-0.094	
ECT(-1)	-0.513	-4.429*

*%1’de anlamlılığı gösterir

Tablo 6’da ilgili değişkenlerin işaretleri uzun dönem katsayı işaretlerini destekleyecek şekilde *beklendiği* yönde sonuçlar vermiştir. Tablo 6’da libx de uzun dönemden farklı olarak, beklendiği gibi negatif yönlü bir ilişki göstermektedir. Ters

⁸ Bknz. Kennedy (1998, s.263). Ayrıca, değişkenlere ait ADF ve KPSS test sonuçları yazarlardan temin edilebilir.

yönlü bu ilişki ilgili dönemde oynaklığın düşmesi ve TL'nin değer kazanması sonucu, reel para talebinde yaşanan artışı destekler niteliktedir. Sonuç olarak, uzun dönemden farklı olarak, kısa dönemde dolaylı para ikamesinde azalış yaşandığını söylemek mümkündür. Bunlara ek olarak, ECT(-1) değişkeni beklendiği gibi 0 ile 1 arasında negatif işaretli ve istatistiksel olarak da anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla, kısa dönemde de Türkiye'de ters para ikamesi sürecinin yaşandığı görülmektedir.

7. Sonuç

Türkiye ekonomisinde 1983 yılından itibaren liberal bir ekonomik yapılanmaya gidilmesi ile birlikte yerlilerin yabancı para ve varlık bulundurmasına izin verilmiştir. Ancak bu dönemden itibaren süre gelmekte olan ekonomik yapıdan kaynaklanan sorunlarla birlikte, para ikamesi olgusu Türkiye'de yoğun olarak yaşanmıştır. Ancak son dönemde, özellikle Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı ile birlikte, ekonomik verilerde yaşanan iyileşme ile birlikte TL'ye güvenin artması, para ikamesinin tersine dönmeye başlamasına yardımcı olmuştur. Bu çalışmada, teorik olarak para ikamesindeki artışın (azalışın) döviz kuru oynaklığını arttırması (azaltması) şeklindeki beklenti, Türkiye ekonomisi için araştırılmıştır. Tahmin edilen modellerde kullanılan veriler için ise, 2001 Şubat krizinden sonra uygulamaya konulan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı başlangıç olarak alınmıştır.

Para ikamesi değişkeni olarak tanımlanan "cs" nin kur oynaklığı üzerinde etkisini araştırmak için tahmin edilen EGARCH-M modeli sonucunda, doğru yönlü bir ilişki bulunmuştur. Dolayısıyla para ikamesindeki azalış ile kur oynaklığının da (volatilité) azaldığı ve kurun istikrar kazanmaya başladığı görülmüştür. Bulunan bu sonucun TL'nin değer kazanması ile birlikte yorumlanması daha da anlamlı olacaktır. İkinci kısım da ise kurun aşağı yönlü hareketi ve kur oynaklığında meydana gelen azalış ile birlikte, bu durumun para ikamesi üzerine etkisini göstermek için portföy tercih teorisine göre oluşturulan reel $M2$ para talebi, ARDL yöntemi ile tahmin edilmiştir.

Sonuç olarak ise reel $M2$ para talebi ile kur oynaklığı değişkeni arasında hem uzun hem de kısa dönemde negatif yönlü bir ilişki bulunmuştur. Kur oynaklığında meydana gelen azalma ile birlikte, (ve TL'nin değer kazanması) reel $M2$ para talebinde artış yaşanmış ve dolayısıyla doğrudan para ikamesinde azalış meydana gelmiştir. Ancak aynı sonuç dolaylı para ikamesi için sadece kısa dönemde geçerlidir. Para ikamesinin terse dönmesi ile kurdaki oynaklığın azalmasının iktisadi olarak en önemli katkısı, ekonomik birimlerin kararlarında kurdan kaynaklanacak riskin azalması ve kurun seyri ile ilgili olarak daha isabetli tahminler yapılabilmesidir. Aynı zamanda kurdaki istikrarın da para ikamesinin azalmasına katkı yapması da istikrarlı bir para talebi açısından önem arz etmektedir.

Referanslar

- AKINCI, Ö., GÖRMEZ, Y. (2005). *Ters para ikamesi: Mimeo*. Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Araştırma Bölümü
- AKÇAY, CEVDET O., ALPER, EMRE C., KARASULU, M. (1997). Currency Substitution and Exchange Rate Instability: The Turkish Case. *European Economic Review*, 41, 827-835. ss.
- BOLLERSLEV, T. (1986). Generalize autoregressive conditional heterosceasticity. *Journal of Econometrics*. 31, 307-327. ss.

- BRANSON, W.H., HENDERSON, D.W. (1985). The Specification and Influence of Assets Markets. *Handbook of International Economics*, North Holland, Amsterdam, 746-806. ss.
- BROOKS, C. (2002). *Introductory econometrics for finance*. New York: Cambridge University Pres.
- CARANZA, L.J., CAYO, J.M., GALDON-SANCHEZ, J.E. (2003). Exchange rate volatility and economic performance in Peru: A firm level analysis. *Emerging Markets Review*, 4, 472-496. ss.
- CIVCIR, I. (2003). Money demand, financial liberalization and currency substitution in Turkey. *Journal of Economic Studies*. 30 (5), 514-534. ss.
- CUDDINGTON, J.T. (1989). Currency substitution: Theory and evidence for Latin Amerika. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(2), 267-271. ss.
- CUDDINGTON, J.T. (1983). Currency substitution, capital mobility and money Demand. *Journal of International Money and Finance*, 2, 111-113. ss.
- DOMAÇ I., OSKOOEE M.B. (2002). On the link between dollarization and inflation: Evidence from Turkey. Research and Monetary Policy Department, *Central Bank of the Republic of Turkey Discussion Papers*. No: 1217.
- ENGLE, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007. ss.
- GAU, Y., HUA, M. (2007). Intraday exchange rate volatility: ARCH, news and seasonality effects. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47, 135-158. ss.
- GIOVANNINI, A., TURTELBOOM, B. (1992). Currency substitution. *NBER Araştırma Raporu 4232*, 1-63. ss.
- GIRTON, L., ROPER, D. (1981). Theory and implications of currency substitution. *Journal of Money, Credit and Banking*, 13 (1), 12-30. ss.
- GROS, D., THYGESEN, N. (1992). *European Monetary Integration*. 1st ed., London: Longman.
- JOINES D.H., (1985). International currency substitution and the income velocity of money. *Journal of International Money and Finance*, 4, 303-316. ss.
- KENNEDY, P. (1998). *A Guide to Econometrics*. 4th ed., Cambridge Massachusetts: MIT Press.
- LAMDANY, R., DORLHIAC J. (1987). The dollarization of a small economy. *Scandinavian Journal of Economics*, 89 (1), 91-102. ss.
- LOBO, B.J., TUFTE, D. (1998). Exchange rate volatility: Does politics matter?. *Journal of Macroeconomics*, 20 (2), 351-365. ss.
- METİN-ÖZCAN, K., US, V. (2006). Dolarizasyon süresinde son gelişmeler: Türkiye ekonomisi örneği. *TİSK Akademi*, 1 (2). 98-115. ss.
- MCKINNON, R.I. (1985). *Two concepts of international currency substitutions*. M.D. CONNOLY, J.McDERMOTT, (ed.), *The Economics of the Caribbean Basin*, New York: Preager, 101-113. ss.
- MILES, M.A. (1978). Currency substitution, flexible exchange rate and monetary independence. *American Economic Review*, 68 (3), 429-436. ss.
- MIZEN, P., PENTECOST, E.J. (1996). *The macroeconomics of international currencies: Theory, policy and evidence*. 2nd ed., United Kingdom: Edward Elgar Publishing.
- NARAYAN, P.K. (2004). Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: An application to the tourism demand money for Fiji. *Monash University Department of Economics, Discussion Papers*, ISSN 1441-5429. No:02.

- NELSON, D. (1991). Conditional heterocedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59, 347-370. ss.
- ORTIZ, G. (1983). Currency substitution in Mexico, *Journal of Money, Credit and Banking*, 15 (2), 174-185. ss.
- RAMIREZ-ROJAS, C.L. (1991). Currency substitution in Argentina, Mexico and Uruguay. *IMF Staff Papers*, 32, 627-667. ss.
- SELÇUK, F. (1997). GMM Estimation of currency substitution in a high-inflation economy. *Applied Economics Letters*, 4, 225-228. ss.
- SELÇUK, F. (2001). Seigniorage, currency substitution, and inflation in Turkey. *Russian and East European Finance and Trade*, 37 (6), 47-57. ss.
- SELÇUK, F. (1994). Currency substitution in Turkey. *Applied Economics*, 26, 509-518. ss.
- THOMAS, L.R. (1985). Portfolio theory and currency substitution. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17, 347-357. ss.
- WANG, K., FAWSON C., BARRETT, C.B., MCDONALD, J.B. (2001). A Flexible parametric GARCH model with an application to exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (4), 521-536. ss.
- YILMAZ, G. (2005). *Financial dollarization, dedollarization and the Turkish experience*. Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metinleri, 06.