

TÜRKİYE'DE PARA İKAMESİ VE TERS PARA İKAMESİNİN DÖVİZ KURU ARACILIĞIYLA SENYORAJ GELİRİ ÜZERİNE ETKİSİ

THE EFFECTS OF CURRENCY SUBSTITUTION AND REVERSE CURRENCY SUBSTITUTION ON SEIGNORAGE REVENUE VIA EXCHANGE RATE IN TURKEY

Yrd.Doç.Dr. H. Mehmet TAŞCI¹
Arş.Gör. Burak DARICI²

ÖZET

Teorik olarak, para ikamesi altında reel para talebinde yaşanan azalma ile birlikte, senyoraj gelirinin azalması, ters para ikamesi durumunda ise reel para talebinde yaşanan artışa paralel olarak senyoraj gelirinin artması beklenmektedir. Bu çalışmada Türkiye'de para ikamesi ve ters para ikamesinin döviz kuru aracılığıyla senyoraj gelirini teorik beklentiye uygun olarak etkileyip etkilemediği araştırılmıştır. Çalışmanın uygulama kısmında 1987/01 – 2007/08 dönemini kapsayan veri kullanılmış ve yarı logaritmik Cagan tipi reel para talebi fonksiyonunda uzun dönemli ilişkinin olup olmadığı Johansen – Juselius yöntemi ile araştırılmıştır. Ekonomide yaşanan dönüşüm ve reel para talebinde yaşanan yukarı yönlü kırılmada Güçlü Ekonomiye Geçiş Programının başlangıç olarak alınmasıyla birlikte, tahmin sonuçlarına göre incelenen dönemde Türkiye'de döviz kuru aracılığıyla para ikamesi ve ters para ikamesinin reel para talebi fonksiyonu üzerinde beklenen yönde etkisinin olduğu bulunmuş ve senyoraj gelirinin de para ikamesi altında azaldığı, ters para ikamesi altında ise arttığı gösterilmiştir.

ABSTRACT

Theoretically, seignorage revenue is expected to decrease with the decline in real money demand under currency substitution. Further, under reverse currency substitution in line with the increase in real money demand the seignorage revenue is expected to increase. In this study we test the theoretical expectation that currency substitution and reverse currency substitution have effects on seignorage revenue via exchange rate. For this aim, we used the monthly data obtained from Central Bank Database covering the period between 1987/01 and 2007/08. Semi-log Cagan Type real money demand function estimated and long run relationship is examined among the variables. Using Johansen – Juselius approach Our findings

¹ Balıkesir Üniversitesi, Bandırma İİBF, Ekonometri Bölümü
² Balıkesir Üniversitesi, Bandırma İİBF, İktisat Bölümü

supports the theoretical expectations that currency substitution has negative, and reverse currency substitution has positive effect on seignorage revenue via exchange rate, Where we consider The "Program for Transition to a Strong Economy" as start point of the reverse currency substitution.

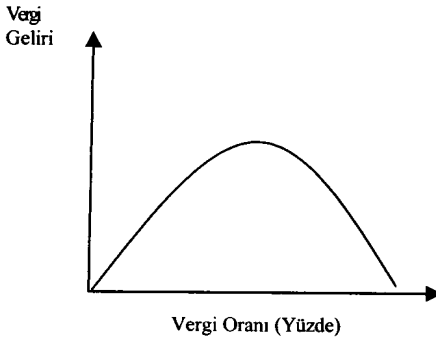
Para İkamesi, Ters Para İkamesi, Döviz Kuru, Senyoraj Geliri, Para Talebi. Currency Substitution, Reverse Currency Substitution Exchange Rate, Seignorage Revenue, Money Demand.

1.GİRİŞ

Ulusal para biriminin istikrarsız bir seyir göstermesi ve değerini zaman içinde kaybetmesine bağlı olarak gücü yüksek para ve paralar ile ikame edilmesi süreci olan para ikamesi bir çok gelişmiş ve gelişmekte olan ülke için önemli bir sorun olarak yaşanmış ve yaşanmaktadır. Ancak para ikamesinin yaşandığı ülkelerde yapısal sorunların ortadan kalkması ve ekonomik dönüşümü sağlayacak stabilizasyon ve dezenflasyon politikalarının başarılı şekilde uygulanması sonucu para ikamesi ters dönmeye başlayacaktır². Bu sürece ekonomik birimlerin beklentilerinin ulusal para biriminin değerinin artacağı ve istikrar kazanacağı şeklinde olması da katkıda bulunacaktır. Dünyadaki örneklere bakıldığında ise, finansal sistemde ters para ikamesi süreci İsrail, Meksika, Polonya ve Pakistan'da başarıyla gerçekleştirilmiştir. Türkiye'de de son dönemde ekonomide yaşanan düzelme ile birlikte para ikamesinin tersine dönmeye başlaması beklenmektedir.

Kamunun vergi ve borçlanma ile finanse edemediği açığı para basarak finanse etmesi, genel kabul görmüş bir durumdur. Devlet para basmadaki monopol gücüyle kamunun kapatamadığı açığı kapatabilmektedir. Ancak para ile finanse edilen açığın yaratacağı enflasyon maliyeti bir noktadan sonra elde edilen senyoraj gelirinden daha fazla olacak ve senyoraj gelirinin azalmasına neden olacaktır. Senyoraj Laffer Eğrisi olarak tanımlanan eğri bu ilişkiyi göstermektedir³;

Şekil 1: Laffer Eğrisi



² Arturo José GALINDO, Leonardo LEIDERMAN, "Living with Dollarization and the route to dedolarization." Inter American Development Bank (IDB). Working Papers 526. (2005).

³ T.J.,SARGENT, and WALLACE, N., "Inflation and Government Budget Constraint", In Economic Policy in Theory and Practice, ss. 170-200. London: Macmillan. 1987.

hakkında açıklamalara yer verildikten sonra (ters) para ikamesinin reel para talebini negatif (pozitif) etkilediği şeklindeki genel kabul görmüş hipotez test edilecek buna bağlı olarak da senyoraj geliri hakkında açıklama yapılacaktır. Sonuç kısmında ise çalışma hakkında genel değerlendirmeye yer verilecektir.

2. TÜRKİYE'DE (TERS) PARA İKAMESİ VE LİTERATÜR

Ağustos 1983'te döviz ve sermaye piyasalarında liberalleşme sağlanması amacıyla Türk parasının kıymetinin korunmasına ilişkin 30 sayılı karar ile yerleşiklerin döviz tevdiat hesabı açmasına izin verilmiştir. 1989 yılında yürürlüğe giren 32 sayılı karar ile birlikte ise bu liberal yapı daha da genişletilmiştir. Ancak bu liberal yapı para ikamesi sürecinin de başlamasına aracılık etmiştir. Yerli paranın yaşanan enflasyonist süreç ile birlikte fonksiyonlarını yerine getirememesi nedeniyle değeri zaman içinde istikrarlı olan yabancı para birimleri (Y)TL'yi ikame etmeye başlanmıştır. 2001 Mayıs ayından itibaren uygulanmaya başlanan güçlü ekonomiye geçiş programıyla birlikte, mali istikrarın sağlanması, merkez bankasının özerk ve bağımsız hale getirilmesi, enflasyonda yaşanan düşüş ve YTL 'nin diğer para birimleri karşısında değer kazanması, yapısal reformlar, para ikamesi sürecinin tersine dönmeye başlamasına neden olmuştur. Ekonomik birimlerin ulusal paraya yönelik beklentilerindeki düzelmeye bağlı olarak bu terse dönüşün süresi de değişecektir. Uzun süre yüksek enflasyon ile yaşamış ülkelerde para ikamesinin tersine dönmesi ekonomide yaşanan iyileşmelere rağmen gecikmekte ya da yavaş yavaş olmaktadır⁸.

Para ikamesi ile ilgili Literatüre bakıldığında yapılan çalışmaların çok çeşitliliği olduğu ve gelişmişlik düzeyi çok farklı olan birçok ülkeyi kapsadığı görülmektedir. Para ikamesi literatürü ile ilgili olarak önemli sayılabilecek çalışmalar arasında Calvo-Rodriguez (1977), Miles (1978), Girton ve Roper (1981), McKinnon (1982), Ortiz (1983), Filho (1986), Ramirez-Rojas (1987), Cuddigton (1989), Giovannini (1992), Mizen ve Pentecost (1996) sayılabilir.

Türkiye ile ilgili literatüre bakıldığında ise, 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. Şıklar (1998)'de 1986-1997 dönemi için hata düzeltme modeli ile para ikamesinin senyoraj gelirini azalttığına ve para ikamesinin parasal istikrarı olumsuz yönde etkilediğine yönelik sonuçlara ulaşmıştır.

Selçuk (2001)'de ise, Türkiye'de para ikamesinin senyoraj gelirini azalttığı ortaya koymuş ve Türkiye'deki enflasyon oranının dünya enflasyon

⁸ Faruk, SELÇUK, "Currency Substitution in Turkey", Applied Economics, 26, ss.509-518. 1994. s. 512.

oranından yüksek olmasının ve buna paralel olarak yaşanan para ikamesinin de reel olarak senyoraj gelirlerini azaltacağını göstermiştir. 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.

Dünyada ve Türkiye’de terse dönüş (reversal) yani ters para ikamesi (dedollarization) ile ilgili literatürde boşluk olduğu görülmektedir. Ancak, Türkiye ekonomisinde son dönemde yaşanan dönüşüm ile birlikte bu konu ile ilgili literatür oluşmaya başlamıştır. Yapılan çalışmalar arasında Yılmaz (2005), Akıncı ve Görmez (2005)’nin çalışmaları sayılabilir. Ancak bu çalışmalar da Türkiye’de para ikamesinin tersine dönüşü ile ilgili kapsamlı ve net çözümler getirmemiştir. Bunun dışında Metin-Özcan ve Us (2006) ise Granger nedensellik testi ile para ikamesi, enflasyon oynaklığı ve kur oynaklığı arasındaki ilişkiyi incelemişler ve para ikamesinde bir *azalışın* meydana geldiğini ancak bu durumun ters para ikamesi olarak ifade edilmesinin için erken olduğunu ve bunun için yeterince kanıt olmadığını vurgulamışlardır. Erbaykal, Darıcı vd. (2008) adlı çalışmada ise para ikamesinin 2001 Şubat krizinden sonra uygulanan güçlü ekonomiye geçiş programı ile birlikte tersine dönüp dönmediği araştırılmıştır. Çalışmada, 2001:05–2006:12 dönemlerine ait aylık verilerin kullanıldığı M2 para talebi fonksiyonu tahmin edilmiştir. Sonuçlara göre, 2001-2006 dönemde Türkiye’de ters para ikamesi sürecinin olduğu gösterilmiştir. Son olarak ise Taşçı, Darıcı vd. (2009) adlı çalışmada para ikamesinin döviz kuru oynaklığına ve bu oynaklığın da para talebi üzerine etkisinin olup olmadığını araştırılmıştır. Çalışmada 2001/04-2006/12 dönemini kapsayan aylık veri seti kullanılmıştır. Çalışmanın bulgularına göre teorik beklentiye uygun olarak, para ikamesinin tersine dönmesi döviz kuru oynaklığını azaltmıştır. Ayrıca, döviz kuru oynaklığındaki bu azalışın da ters para ikamesi sürecini hızlandırdığı gösterilmiştir.

3. (TERS) PARA İKAMESİ VE SENYORAJ GELİRİ

Teoride genel kabul görmüş iki tane reel para talebi fonksiyonu bulunmaktadır. Bunlardan ilki log-log şeklinde olan Goldfeld (1973) ve yarı logaritmik olan Cagan (1956)’dır. Yapılan çalışmalara bakıldığında ise Cagan tipi reel para talebi fonksiyonu ve bu fonksiyonun uyarlanmış şekli kullanılmıştır.

Cagan tipi reel para talebi fonksiyonunda reel gelir ve reel faiz oranı sabit olarak kabul edilmekte ve beklenen enflasyon modelde belirleyici rol oynamaktadır. Bu nedenle de yüksek enflasyon yaşayan ülkeler ile ilgili yapılan çalışmalarda Cagan tipi reel para talebi modellerine sık sık

başvurulmuştur. Özellikle yüksek enflasyon yaşayan Latin Amerika ülkeleri ile ilgili çalışmalar bu kapsamdadır. Ek olarak, Cagan tipi reel para talebi senyoraaj gelirini maksimum yapan enflasyon oranını belirlemek için de kullanılmaktadır⁹.

Bu çalışmada ise Cagan tipi yarı logaritmik reel para talebi fonksiyonu gerçekleşen enflasyon ile birlikte tahmin edilecektir. Ayrıca kısmi olarak tanımlanan para ikamesi ve ters para ikamesi reel para talebi fonksiyonunda etkisi döviz kuru aracılığıyla gösterilecektir¹⁰. Bu noktada reel para talebi şu şekilde yazılabilir^{11 12};

$$\frac{M_t}{P_t} = Ae^{-(\alpha p^e + \beta \dot{x}^e)} \quad (1)$$

1 nolu denklemde M_t nominal para talebi, P_t fiyat düzeyini göstermektedir. Reel para talebi şeklinde oluşan M_t/P_t 'yi belirleyen etkenler olarak 1 nolu denklemde \dot{p}^e beklenen enflasyon düzeyini ve \dot{x}^e ise beklenen döviz kuru değişimini göstermektedir¹³. Bu şekli ile 1 nolu denklem,

$$\frac{M_t}{P_t} = Ae^{-(\alpha p + \beta \dot{x})} \quad (2)$$

Şeklini almaktadır. 2 nolu denklemin logaritmasının alınmış aşağıda 3 nolu denklemde verilmiştir¹⁴.

$$m_t = a - \alpha p - \beta \dot{x} \quad (3)$$

Elde edilen, 3 nolu denklemde m_t reel para (reel balans) talebinin logaritmik halini ifade etmektedir. Diğer değişkenler olarak a sabit terimi ve α ile β

⁹ Faruk, SELÇUK, "Seignorage, Currency Substitution, and Inflation in Turkey", Russian and East European Finance and Trade, vol. 37, no. 6, pp. 47–57. 2001. s.49.

¹⁰ Şıklar (1998)'de döviz kuru ulusal paranın (beklenen) değer kaybı (değer artışı) şeklinde kullanılmıştır. Bu çalışmada ise gerçekleşen kur reel para talebi fonksiyonunda (ters) para ikamesinin etkisini göstermek için kullanılacaktır.

¹¹ İlyas, ŞIKLAR, "Currency Substitution and Seignorage Revenue in A Developing Country: The Turkish Case", Yapı Kredi Economic Review, Vol:9, Number 1, Jun. 1998. s.6.

¹² Tahmin edilecek Cagan tipi yarı logaritmik reel para talebi fonksiyonunu ve bu fonksiyona para ikamesinin dolayısıyla döviz kurunun eklenmesi ile ilgili modelin oluşturulmasında Şıklar (1998)'in izlediği yol takip edilmiştir.

¹³ Rasyonel beklenti altında ekonomik birimlerin ellerindeki verileri en iyi şekilde kullanarak enflasyon ve döviz kuru tahmininde en iyi tahmini yaptıkları varsayılmaktadır. Tahmin hataları çok kısa bir sürede düzeltilmekte sistematik hata yapılmamaktadır.

¹⁴ Şıklar. a.g.e. s. 6.

ise sırasıyla enflasyon ve (ters) para ikamesi esnekliklerini vermektedir¹⁵. 3 nolu eşitlikten görüldüğü üzere (ters) para ikamesinin reel balans üzerinde etkisi olmasına bağlı olarak senyoraj gelirini de etkilemesi beklenecektir. Buna göre;

$$s_t = \mu m_t = \mu A e^{-(\alpha \dot{p} + \beta \dot{x})} \quad (4)$$

4 nolu denklemde reel senyoraj geliri, nominal parasal büyüme oranı (μ) ile reel balans miktarının (m_t) çarpımına eşittir. Kamu harcama finansmanında *senyoraj geliri*, borçlanma ve vergiler göz önünde bulundurulduğunda ise bütçe kısıtı şu şekilde ifade edilebilir¹⁶;

$$g_t - (t_t + \Delta b_t) = def_t = s_t \quad (5)$$

5 nolu eşitlikte sırasıyla g_t reel kamu harcamasını, t_t reel vergi gelirini, Δb_t reel kamu harcamasındaki değişimi ve def_t ise reel bütçe açığını göstermektedir. Buna göre 5 nolu eşitlik vergiler ve borçlanma ile finanse edilemeyen kamu harcamalarını ifade eden bütçe açığının para basmak yani senyoraj geliri ile finanse edileceğini göstermektedir.¹⁷ Bu açıklamaya bağlı olarak senyoraj gelirini 6 nolu eşitlikteki gibi de ifade etmekte mümkündür;

$$s_t = \mu m_t = \dot{p} m_t = \dot{p} A e^{-(\alpha \dot{p} + \beta \dot{x})} \quad (6)$$

Ayrıca satın alma gücü paritesine göre döviz kurundaki değişimin ilgili iki ülkenin enflasyon oranları arasındaki farka bağlı olmasından dolayı ($\dot{x} = \dot{p} - \dot{p}^f$) 6 nolu eşitliği şu şekilde düzenlemek de mümkündür¹⁸;

$$s_t = \dot{p} A e^{-[(\alpha + \beta)\dot{p} - \beta \dot{p}^f]} \quad (7)$$

Elde edilen 7 nolu eşitlik (ters) para ikamesi altında senyoraj gelirini göstermektedir. 7 nolu eşitliğin enflasyona göre kısmi türevi alındığında ise Senyoraj Laffer Eğrisi elde edilecektir. Enflasyondaki (\dot{p}) değişime

¹⁵ Kurdaki artış (azalış) yani ulusal paranın değer kaybı (ulusal paranın değer kazanması) ile birlikte ekonomik birimlerin yabancı para birimlerini ulusal para birimi ile ikame (ters ikame) etmeleri nedeni ile β (ters) para ikamesinin katsayısı (esnekliği) olarak yorumlanmaktadır.

¹⁶ Şıklar. a.g.e. s.7.

¹⁷ Bu eşitlik aynı zamanda bütçe açığının yarattığı enflasyonist etkiyi de ifade etmekte ve en aşırı şekilde enflasyon oranının nominal parasal büyüme oranına eşit olduğunu söylemektedir. ($\dot{p} = \mu$) (Şıklar,1998;7)

¹⁸ Şıklar. a.g.e. s.8.

senyoraj gelirinin vereceği tepki, 7 nolu eşitliğin \dot{P} 'a göre kısmi türevi ile elde edilir¹⁹.

$$\frac{\partial s}{\partial \dot{p}} = [1 - (\alpha + \beta)\dot{p}]m_t \quad (8)$$

Para ikamesi altında ulaşılan 8 nolu denklemden hareketle, senyoraj gelirini maksimize edecek enflasyon oranı, denklemin değeri sıfıra eşitlenip (denge durumu) \dot{P} ²⁰ için çözüm yapıldığında aşağıdaki denklem elde edilir^{21, 22}.

$$\bar{\mu}_t = \bar{p}_t = \frac{1}{\alpha + \beta} \quad (9)$$

9 nolu denklem yapılan bu çalışma için şu önemli sonucu üretmektedir. İlgili ekonomide para ikamesi (ters para ikamesi) yaşanması durumunda senyoraj gelirini azaltacaktır (arttıracaktır). Diğer bir ifadeyle para ikamesi altında ($\beta > 0$) senyoraj geliri para ikamesinin olmaması durumunda ($\beta = 0$) toplanandan daha düşük olacaktır^{23, 24}. Para ikamesinin tersine dönmeye başlamasıyla birlikte reel para talebindeki artış nedeniyle senyoraj gelirindeki azalış da tersine dönecek ya da ortadan kalkacaktır.

Yukarıda açıklanan süreçteki ilişkiye bağlı olarak bu çalışmada 10 nolu eşitlikte verilen yarı logaritmik model tahmin edilecektir;

$$lm_t = \beta_1 p_t + \beta_2 e_t + \beta_3 d + \beta_4 t + \varepsilon_t \quad (10)$$

¹⁹ Şıklar. a.g.e. s. 8.

²⁰ Genel denge durumunda (steady state) enflasyon oranı nominal parasal büyüme oranına eşittir ($\dot{P} = \mu$) (Şıklar. a.g.e. s. 8).

²¹ (ters) para ikamesinin olmaması halinde senyoraj gelirini maksimize edecek enflasyon oranına, $\bar{\mu}_t = \bar{p}_t = \frac{1}{\alpha}$ Durumunda ulaşılmış olacaktır (Şıklar. a.g.e. s. 8).

²² Şıklar. a.g.e. s. 8.

²³ İzlenen süreçte üzerinde durulması gereken önemli bir durum ise (ters) para ikamesi esnekliğinin değişiminin yani (ters) para ikamesinin derecesindeki değişimin reel para talebi dolayısıyla da senyoraj gelir üzerine etkisinin gösterilmesi gerekmektedir. Esneklik katsayısındaki değişimin etkisini görmek için 7 nolu eşitliğin β 'ye göre kısmi türevi alındığında; $\frac{\partial s}{\partial \beta} = -(\dot{p} - \dot{p}^f)\dot{p}m_t$. Sonucuna ulaşılır. Buna göre $\dot{P} > \dot{p}^f$ durumu sağlandığı

sürece β 'daki artış (azalış) senyoraj gelirini azaltıcı (arttırıcı) yöne etkiye sahip olacak ve Senyoraj Laffer Eğrisinin aşağı (yukarı) doğru kaymasına neden olacaktır. Aynı etkinin α 'daki artış (azalış) ile de sağlanacağı da göz önünde bulundurulmalıdır. Ancak bu çalışmada katsayılardaki değişimin etkisi inceleme alanı dışında tutulmuştur (Şıklar,1998;9).

²⁴ Şıklar. a.g.e. s. 8.

Bu modelde yer alan lm_t bağımlı değişkeni sırasıyla, m1 para arzı ($lm1$) dolaşımdaki para miktarı (lc) ve döviz tevdiat hesabı ($ldth$) olarak üç ayrı şekilde tahmin edilecek ve üç ayrı tahmin sonucu elde edilmiş olacaktır. Bu yönlü bir yaklaşımın nedeni ulaşılan sonuçların geçerliliğini kanıtlamaktır. Modelde yer alan bağımsız değişkenler olan enflasyon (P_t) ile, döviz kuru ise (e_t) ile simgelenmiştir. Modelde *reel para talebindeki kırılmayı göstermek ve para ikamesinin terse dönüşü için kritik rol oynayan* 05/2001 kukla değişkeni (d) ve trend ise (t) ile gösterilmiştir.

10 nolu modelde, bağımlı değişkenin m1 ve dolaşımdaki para olduğu durumlar için enflasyon ve kurun işareti negatif beklenmekte, diğer durum yani bağımlı değişken olarak döviz tevdiat hesabını alındığında ise pozitif beklenmektedir.²⁵ Çalışmanın temelini oluşturan kurda, yaşanan artış, ekonomik birimlerin ulusal paradan uzaklaşmasına (para ikamesi) neden olacak ve dolayısıyla ulusal para talebini negatif yönde etkileyecektir. Reel para talebindeki azalış ile birlikte toplanan senyoraj geliri de azalış gösterecektir. Tersisi durumda ise kurdaki düşüş para ikamesinin terse dönmeye bağlı olarak ulusal para talebinde artışa neden olacak sonuç olarak toplanan senyoraj geliri de artacaktır. Bu açıdan 10 nolu modelde 05/2001 kukla değişkenine reel para talebindeki *kırılmayı* göstermek için yer verilmiştir.

4. EKONOMETRİK YÖNTEM

Literatürde uzun dönemli ilişkinin (koentegrasyon) var olup olmadığı genelde Engle-Granger ve, Johansen, 1988, Johansen ve Juselius (1990) en yüksek olabilirlik prosedürü metodları kullanılarak yapılmaktadır²⁶. Bu çalışmada Johansen-Juselius metodu kullanılarak ilgilenmiş olduğumuz değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı araştırılacaktır. Johansen metoduna göre, uzun dönemli bir ilişkinin araştırılabilmesi için ilk olarak ilgilenmiş olduğumuz değişkenlerin durağan olup olmadığının araştırılması gerekmektedir.

Bu yaklaşıma göre, eğer tüm seriler aynı düzeyde entegre ise bu kez aralarında ko-entegrasyon olup olmadığı test edilebilir. Serilerin

²⁵ Reel para talebinin hesaplanmasında fiyat endeksi kullanıldığından enflasyondaki artışa (azalışa) bağlı olarak reel para talebi de otomatik tepki verecektir.

²⁶ Johansen-Juselius (J-J) methodunun Engle-Granger (EG) metoduna tercih edilme nedeni şu şekilde açıklanabilir. EG metodu tek denlemli bir yaklaşımdır, yani denklemin sol tarafında tek açıklayıcı değişken vardır ve sağ tarafta ise “dışsal” olduğu varsayılan değişkenler vardır, ve dolayısıyla denklemin “sağ” tarafındaki değişkenlerin “solu” etkilemesine karşın, “sol” taraftaki değişkenin “sağı” etkilemediği düşünülmektedir. Dolayısıyla EG’de ko-entegre vektörün “tek” olduğu baştan veri olarak kabul edilmektedir. Halbuki, teorik model uygulamalarında her zaman için tek ilişki söz konusu olmayabilmektedir. İşte J-J metodu ko-entegre vektör sayısının baştan bilinmediği varsayımından hareket edip, önce ko-entegre vektör sayısının belirlenmesine yoğunlaşır. Daha sonraki aşama ise belirlenen vektör sayısına bağlı olarak “ekonomik teoriden” hareketle denklem(ler)in uzun dönemli ve kısa dönemli katsayılarının maksimum olabilirlik metodu ile tahmin edilmesidir.

durağanlığının dolayısıyla aynı seviyede entegre olup olmadığının araştırılması konusunda ise literatürde genel olarak Dickey-Fuller (ADF), Phillips – Peron ve KPSS testleri uygulanmaktadır²⁷.

Johansen (1988) tarafından önerilen prosedür, Örneğin, n sayıda içsel değişkenin yer aldığı bir VAR modelinde X_t ($n \times 1$) boyutunda bir vektörü gösterebilir;

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + u_t \quad (11)$$

Burada Π_i , ($i=1,2,3,\dots,t$ için) modeldeki parametreleri gösteren ($n \times n$) boyutundaki matrisi; u_t ise ($n \times 1$) boyutundaki vektörün gösterdiği hata terimidir. X_t de daha önce söylendiği gibi $I(1)$ değişkenlerin oluşturduğu ($n \times 1$) boyutundaki vektörü göstermektedir.

L gecikme operatörü olmak üzere $\Delta=(I-L)$ olarak tanımlanırsa yukarıdaki eşitlik, hata düzeltme modeli (ECM) şeklinde yeniden yazılabilir.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + u_t \quad (12)$$

Burada ΔX_t , $I(0)$ olan bir vektördür. Ayrıca I , ($n \times n$) boyutundaki birim matrisi göstermek üzere;

$$\Gamma_i = \sum_{j=1}^{k-1} \Pi_j - I, \quad i=1, 2, 3, \dots, k-1 \quad \text{ve} \quad \Pi = \sum_{j=1}^k \Pi_j - I$$

12 no'lu eşitlik vektör hata düzeltme modelini (VECM) göstermektedir. Bu eşitlikte Π matrisi, her biri ($n \times r$) boyutundaki α ve β gibi iki matrise bölünebilir. Burada r her bir matristeki bağımsız vektör sayısını yani söz konusu matrislerin rankını vermektedir. Buna göre, $\Pi = \alpha' \beta$ olacaktır. Bu iki matristen α rankı kadar yani r adet koentegre vektör içermektedir. Johansen'in en yüksek olabilirlik yaklaşımı, X_t matrisinin elementleri arasında r adet koentegre ilişki olduğunu öne süren sıfır hipotezinin test edilmesini sağlar. Johansen ve Juselius (1990)'a göre modelde kaç tane ko-entegre vektör olduğunun araştırılmasında Trace ve Maksimum Eigen Value test istatistikleri kullanılır²⁸. Teste ait kritik değerler Osterwald-Lenum (1990)'da gösterilmiştir.

5. VERİ SETİ VE TAHMİN SONUÇLARI

Türkiye'de (ters) para ikamesinin senyoraaj gelirin e etkisinin araştırıldığı bu çalışmada kullanılan veri seti 01/1987 - 08/2007 dönemini kapsamaktadır. Verilerin tamamı T.C. Merkez Bankası internet veri tabanından alınmıştır. Yapılan analizlerin daha güvenilir olması açısından üç

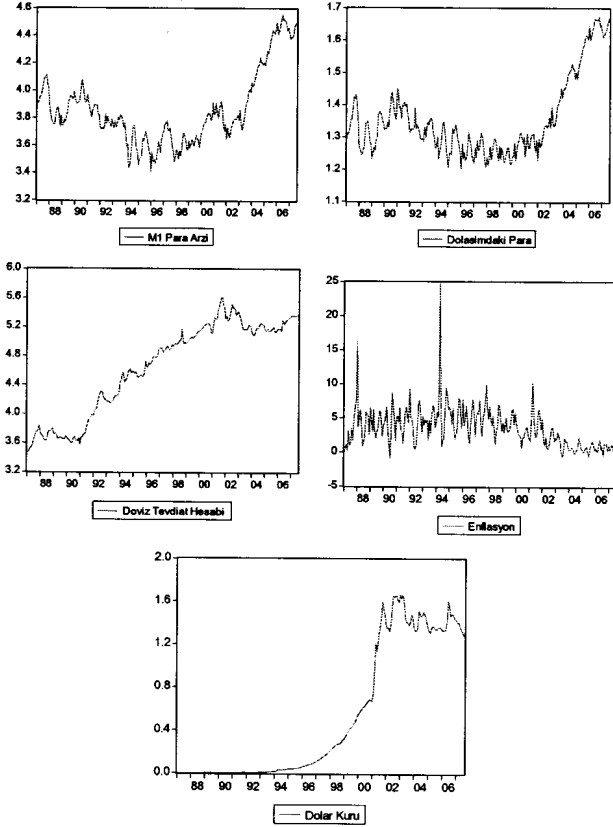
²⁷ KPSS testinin diğer testlerden farkı boş hipotezin ilgililenilen değişkenin durağan olduğu şeklinde ifade edilmesidir.

²⁸ Bu konudaki ayrıntılı bilgi ve ispatlar için Bkz. Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990).

ayrı parasal büyüklük için üç ayrı yarı logaritmik Cagan tipi reel para talebi tahmin edilmiştir. Parasal büyüklük olarak M1 para arzı, dolaşımdaki para ve döviz tevdiat hesabı seçilmiştir. TÜFE bazlı endeks ile parasal büyüklükler reel hale getirilmiş ve modelin yapısından dolayı logaritmaları alınmıştır. Bağımsız değişken olarak kullanılan enflasyon oranı ve döviz kuru (dolar satış kuru) ise gerçekleşen değerler olarak modelde yer almıştır. Enflasyon TÜFE bazlı endeks bazında hesaplanmıştır.

İlgili değişkenlere ait verilerin Modelde tanımlanan biçimdeki grafikleri ise Şekil 2'de verilmiştir;

Şekil 2: Kullanılan Değişkenlere Ait Grafikler



İlk olarak, çalışmada yer alan değişkenlere ait durağanlık test sonuçları Tablo 2'de verilmiştir²⁹. Test sonuçlarına göre değişkenlerin tamamı birinci dereceden I(1) durağan olarak bulunmuştur. Bu sonuçlarla birlikte incelenen değişkenler arasında ko-entegrasyon ilişkisinin var olup-

²⁹ Tablo 2'de durağanlık testlerinden sadece ADF ve KPSS testleri yer almaktadır. Bu testlere ek olarak DFGLS, Phillips-Perron testleri de ayrıca yapılmıştır ve aynı sonuçlar elde edilmiştir. Bu sonuçlar da istendiğinde yazarlardan temin edilebilir.

olmadığı araştırılabilir³⁰. Çalışmanın bundan sonraki kısmında ko-entegrasyon sonuçları ve buna bağlı olarak bulunan uzun dönem katsayıları yorumlanacaktır.

Tablo 2: Durağanlık Test Sonuçları

Ko-entegrasyon Test Sonuçları;

	ADF-Test İstatistiği				KPSS-Test İstatistiği				Sonuç
	Düzye		Birinci Fark		Düzye		Birinci Fark		
	Sabit	Sabit+ Trend	Sabit	Sabit+ Trend	Sabit	Sabit+ Trend	Sabit	Sabit+ Trend	
lm1	-0,134	-0,879	-4,147	-4,564	0,723	0,444	0,324	0,043	I(1)
lc	0,150	-0,561	-3,690	-4,119	0,843	0,451	0,220	0,063	I(1)
ldth	-1,474	-1,361	-14,206	-14,242	2,020	0,397	0,197	0,063	I(1)
e	-0,253	-1,684	-10,247	-10,250	1,840	0,360	0,196	0,150	I(1)
p	-1,032	-2,649	-10,041	-10,100	1,345	0,537	0,182	0,067	I(1)

ADF için Kritik Değerler (MacKinnon (1996): Trendsiz: 5%= -2.873 ve 1%=-3.458 Trendli: 5% = -3.429 ve 1%= -3.138

KPSS için Kritik Değerler: Trendsiz: 5%= 0.463 ve 1%= 0.739 Trendli: 5%=0.146 ve 1%= 0.216

Johansen-Juselius tahmini yapılmadan önce optimum “gecikme sayısı”nın belirlenmesi gerekmektedir. Bu aşamada bilgi kriterlerinden yararlanılmış ve bu kriterlerden Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQIC), Schwarz (SBIC) kriterler kullanılmış ve modeller için sırasıyla, 15, 12, 0 değerleri en uygun gecikmeler olarak belirlenmiştir³¹. Optimum gecikme sayısının belirlenmesinden sonra Johansen-Juselius Maksimum Olabilirlik metoduna göre tahminler yapılmış ve üç parasal büyüklük için de “Maximum Eigenvalue ve Trace” testleri³² yapılmış ve sonuçlar Tablo 3’de verilmiştir. Sonuçlara göre her bir denklem için değişkenler arasında bir adet ko-entegre vektör vardır. Bu vektörlere ait uzun dönem ilişkiyi veren katsayılar ise, farklı parasal büyüklükleri gösteren üç ayrı model için sırasıyla 13, 14 ve 15 nolu eşitlikte verilmiştir.

³⁰ Değişkenlere ait DFGLS ve Phillips-Perron durağanlık test sonuçları da çalışmadaki sonuçlar ile aynıdır. Bu sonuçlar istenildiğinde yazarlardan temin edilebilir.

³¹ Gecikme sayısının belirlenmesine ilişkin tablolar fazla yer kaplayacağı için çalışmada verilmemiştir. Bu tablolara yazarlar aracılığıyla ulaşılabilir.

³² Toplamda 3 bağımlı değişken olması ve bunun yanında sabit, trend (doğrusal olan olmayan), sabit+trend, kuadratik-trend durumlarını da ekleyince toplam 30 alternatif modele ait sonuca ulaşılmıştır. Bulgular genel olarak değişkenler arasında bir adet ko-entegre vektör olduğu yönündedir. Bulguların tamamının bir arada verilmesi karmaşıklık yaratacağı için tablolarda sadece sabitin içerildiği ve trendin doğrusal olduğu duruma ilişkin “Maximum Eigenvalue Test” sonuçları sunulmuştur. “Trace” test istatistiği ve diğer alternatif modellere ait bulgular istendiğinde yazarlardan temin edilebilir.

Tablo2: Maximum Eigenvalue Test İstatistiğine Göre Johansen-juselious Test İstatistikleri

H ₀	H ₁	Değişkenler			Kritik Değer
		lm1	lc	ldth	
$r = 0$	$r > 0$	40,473	36,942	96,446	32,118
$r \leq 1$	$r > 1$	23,241	21,628	16,659	25,823
$r \leq 2$	$r > 2$	17,268	16,882	12,225	19,387
$r \leq 3$	$r > 3$	4,791	5,576	3,485	12,518
Ko-entegre Vektor Sayısı		1	1	1	

$$m1 = -0.212p - 2.114e + 2.701d + 0.001t \quad (13)$$

(0.05) (0.42) (0.49) (0.01)

$$lc = -1.226p - 0.057e + 1.666d + 0.001t \quad (14)$$

(0.23) (0.02) (0.26) (0.01)

$$ldth = 1.435p + 0.268e - 0.918d - 0.007t \quad (15)$$

(0.36) (0.02) (0.37) (0.01)

Uzun dönem ilişkiyi veren yukarıdaki denklemlerin işaretleri beklenen işaretler ile aynıdır. Bu açıdan bakıldığında inceleme dönemi içinde reel para talebi beklendiği gibi enflasyon ve kur ile negatif yönlü ilişki içindedir³³.

Türkiye ekonomisinde inceleme döneminde kurda yaşanan artışla birlikte, para ikamesi aracılığıyla, reel para talebinde yaşanan azalış toplanan senyoraj gelirini de negatif olarak etkilemiştir. Ancak Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı ekonomide yaşanan dönüşümün başlangıcı olarak alındığında, 05/2001 kukla değişkeni reel para talebi açısından anlamlı sonuç vermiş ve para talebindeki yukarı yönlü kırılmayı ortaya koymuştur. Bu dönemde kurda yaşanan düşüş ile birlikte para ikamesinin terse dönmeye başlamasıyla, reel para talebi artmıştır. Sonuç olarak ise reel para talebindeki artış teorik olarak açıklanan sürece bağlı olarak toplanan senyoraj gelirini arttırmıştır.

Ulaşılan bu sonuca göre aynı zamanda, incelenen dönem içinde para ikamesinin reel para talebinin istikrarını bozduğu para ikamesinin terse dönmeye başladığı dönem olarak gösterilen 05/2001 tarihinden sonra ise para talebinin ters para ikamesi etkisiyle istikrar kazandığını göz önünde bulundurmak gerekmektedir.

6. SONUÇ

Bu çalışmada gelişmiş ve gelişmekte olan bir çok ülke için sorun olan para ikamesinin ve bu sürecin terse dönüşü olan ters para ikamesinin

³³ Bu açıklamaya paralel olarak döviz tevdiat hesabı için ilişkinin tam tersi olduğu göz önünde bulundurulmalıdır.

Türkiye ekonomisi için 1987/01 – 2007/08 dönemi içinde reel para talebi aracılığıyla senyoraj geliri üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Bu yönlü olarak teorik beklenti para ikamesi altında reel para talebindeki azalış ile birlikte toplanan senyoraj gelirinin de azalacağı ters para ikamesi altında ise toplanan senyoraj gelirinin artacağı şeklindedir. Aynı zamanda reel para talebi ile para ikamesi arasındaki bu ilişkiye dayalı olarak para ikamesinin reel para talebinin istikrarının bozacağı, ters para ikamesinin ise reel para talebinin istikrarına katkı sağlayacağı da beklenmektedir.

(Ters) para ikamesi ve senyoraj geliri arasındaki yapılan açıklamalara paralel olarak oluşturulan 10 nolu denklem yarı logaritmik Cagan tipi reel para talebi fonksiyonu için, uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığı Johansen – Juselius metodu ile tahmin edilmiştir. Bunun için m1, dolaşımdaki para arzı ve döviz tevdiat hesabı için üç ayrı para talebi fonksiyonu kullanılmıştır.

Tahmin sonuçlarına göre, tanımlanan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki çıkmış ve katsayı işaretleri ise beklentilerle aynı olarak bulunmuştur. Buna göre incelenen dönemde enflasyondaki ve kurdaki artış reel para talebini azaltmakta, azalış ise reel para talebini arttırmaktadır. Sonuçlar çalışmanın ana konusu açısından değerlendirildiğinde ise para ikamesinin yaşandığı dönemde, ki bu dönem 2001 yılı öncesi olarak alınmakta, kurdaki artış eğilimi ekonomik birimlerin (Y)TL'den uzaklaşmalarına neden olmuş ve buna bağlı olarak da devletin topladığı senyoraj gelirinde azalış meydana gelmiştir. Bu durum ek olarak reel para talebinde istikrarsızlık unsuru olarak görülmektedir.

10 nolu modelde yer verilen 05/2001 kukla değişkenin ise anlamlı sonuç vermesi ve pozitif işaret üretmesi reel para talebindeki bu noktadan sonraki pozitif yönlü kırılmayı göstermektedir. 05/2001 tarihi itibariyle uygulanmaya başlayan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı ekonomide son dönemde meydana gelen olumlu gelişmelerin başlangıcı olarak alınmıştır. Uygulanmaya başlanan bu program ve bu dönemden sonraki ekonomiye yansımaları, para ikamesinin terse dönmeye başlaması için gerekli koşulların meydana gelmesini sağlamıştır. Sonuç itibariyle 2001 yılı itibariyle kurda meydana gelen düşüş eğilimi ile birlikte ekonomik birimlerin ulusal paraya güveni artmaya başlamış ve (Y)TL'ye dönüş başlamasıyla reel para talebi artmıştır. Bu gelişmeye bağlı olarak da devletin topladığı senyoraj geliri teorik sürece uygun olarak artış göstermektedir. Ulaşılan ve teorik olarak beklenen diğer bir sonuç ise, para ikamesinin terse dönmeye başlaması ve dönüşü ile birlikte reel para talebinde istikrar yaratmasıdır. Bu sürece ulusal paraya olan güvendedeki artış önemli katkı sağlamaktadır.

KAYNAKÇA

1. AKÇAY, C. O., EMRE A., KARASULU M. "Currency Substitution and Exchange Rate Instability: The Turkish Case". European Economic Review, 41, ss. 827–835. 1997.
2. AKINCI, Ö. ve GÖRMEZ, Y., Ters Para İkamesi, mimeo (in Turkish), Central Bank of Turkey, Research Department. 2005.

3. CAGAN, P., "The Monetary Dynamics of Hpyerinflation", In Studies in The Quantity Theory of Money, University of Chicago Pres, 25-117. 1956.
4. CALGO, G. RODRIGUEZ, C.A., "A Model of Exchange Rate Determination Under Currency Substitution and Rational Expectations", Journal of Political Economy, no:85, pp. 675-704. 1977.
5. CİVCİR, I., "Money Demand, Financial Liberalization and Currency Substitution in Turkey." Journal of Economic Studies. Vol.30, No. 5, pp.514-534. 2003.
6. CUDDINGTON, J. T., Currency Substitution: Theory and Evidence for Latin Amerika. Journal of Money, Credit and Banking, 21(2), pp.267-271. 1989.
7. DOMAÇ I., OSKOOEE, M.B., "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. 2002.
8. EEGLE, Robert F. ve C.V.J. GRANGER, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276. 1987.
9. ERBAYKAL, Erman, Burak Darıcı ve Özgür Kadioğlu, "Reverse Money Substitution Process: Turkey Case", International Research Journal of Finance and Economics, 15, Mayıs, 240-248. 2008.
10. FILHO, Ugo., "Currency Substitution and Demand for Money – The Argentina Case 1960 - 1976", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 2, pp. 327-339. 1986.
11. FISHER, S., "Seigniorage and The Case for A National Money", Journal of Political Economy 90, No:2, ss. 295-313. 1982.
12. GALINDO, A., LEIDERMAN, L., Living with Dollarization and the route to dedolarization. Inter American Development Bank (IDB). Working Papers 526. 2005.
13. GIOVANNINI, Alberto., "Currency Substitution", NBER Working Paper, 4232, pp. 1-63. 1992.
14. GIRTON, Lance and Don ROPER., "Theory and Implications of Currency Substitution", Journal of Money Credit and Banking, 12, pp. 12-30. 1981.
15. GOLDFELD, S., "The Demand for Money:Revisted", Brookins Papers on Economic Activity, 3, 577-638. 1973.
16. JOHANSEN S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economics Dynamics and Control, 12, 231 - 254. 1988.
17. JOHANSEN S. and K. JUSELIUS, "Maximum Likelihood Estimation and Infererance on Cointegration With Applications to the Demand for

- Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52,169 - 210. 1990.
18. MCKINNON, Ronald I., "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard", The American Economic Review, 72 (3), pp. 320-333. 1982.
 19. METİN-ÖZCAN, K. ve US, Vuslat., "Dolarizasyon Süresinde Son Gelişmeler: Türkiye Ekonomisi Örneği", TİSK Akademi, Cilt:1, Sayı: 2. 2006.
 20. MILES, Marc., "Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence", American Economic Review, 68, pp. 428-436. 1978.
 21. MIZEN, Paul and Eric J. PENTECOST., "The Macroeconomics of International Currencies: Theory, Policy and Evidence", Second Edition, Edward Elgar Publishing. 1996.
 22. ORTIZ, Guillermo., "Currency Substitution in Mexico", Journal of Money, Credit and Banking, 15, pp. 174-185. 1983.
 23. OSTERWALD-LENUM, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 461- 472. 1990.
 24. RAMIREZ-ROJAS, C.L., "Currency Substitution in Argentina, Mexico and Uruguay", IMF Staff Papers,32, 629-666. 1985.
 25. SACHS, J. D., "Macroeconomics in The Global Economy, London: MacMillan. 1993.
 26. SARGENT, T.J., and N. WALLACE, "Inflation and Government Budget Constraint", In Economic Policy in Theory and Practice, ss. 170-200. London: Macmillan. 1987.
 27. SELÇUK, Faruk, "Currency Substitution in Turkey", Applied Economics, 26, ss.509-518. 1994.
 28. SELÇUK, Faruk, "GMM Estimation of Currency Substitution in a High-Inflation Economy". Applied Economics Letters, v4, 225–228. 1997.
 29. SELÇUK, Faruk, "Seignorage, Currency Substitution, and Inflation in Turkey", Russian and East European Finance and Trade, vol. 37, no. 6, pp. 47–57. 2001.
 30. ŞIKLAR, İlyas, "Currency Substitution and Seignorage Revenue in A Developing Country: The Turkish Case", Yapı Kredi Economic Review, Vol:9, Number 1, Jun. 1998.
 31. Taşçı H. Mehmet, Burak Darıcı ve Erman Erbaykal, "Ters Para İkamesi Süreci Ve Döviz Kuru Oynaklığı: Türkiye Örneği", Doğu Üniversitesi Dergisi, 2009. (Yayın Aşamasında).
 32. YILMAZ, G., Financial Dollarization, (De)Dollarization and the Turkish Experience. Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metinleri, 2005/6.