

TÜRKİYE'DE PARA TALEBİNİN İSTİKRARI VE SINIR TESTİ YAKLAŞIMIYLA ÖNGÖRÜLMESİ: 1985-2006

Halil ALTINTAŞ*

ÖZ

Bu çalışma Türkiye'de 1985Q4-2006Q4 üç aylık dönemi verileri kullanılarak geniş tanımlı para talebi (M2) ile onun belirleyicileri (reel gelir, faiz oranı ve döviz kuru) arasındaki uzun dönem ilişkisi ve para talebinin istikrarını analiz etmeyi amaçlamaktadır. Sınır testi yaklaşımına CUSUM ve CUSUMQ testleri uygulanarak elde edilen sonuçlar, para talebi ile onun belirleyicilerinin eşbütünleşik olduklarını göstermiş ve para talebi fonksiyonunun da istikrarlı olduğunu ortaya koymuştur.

Anahtar Kelimeler: M2 Para Talebi, İstikrar, ARDL, Türkiye

THE STABILITY OF MONEY DEMAND IN TURKEY AND PREDICTING WITH BOUND TESTING APPROACH: 1985-2006

ABSTRACT

This paper aims to analyse the issues of stability and predictability of the long term relationship of broad money demand (M2) and its determinants (real income, interest rate and exchange rate) in Turkey using quarterly data over the period 1985Q4-2006Q4. The bounds test approach combined with CUSUM and CUSUMSQ tests results show that it is cointegrated with money demand and its determinants and also they reveal the stability of money demand function.

Keywords: M2 Money Demand, Stability, ARDL, Turkey.

GİRİŞ

Para talebi reel gelir, faiz oranları ve para talebini etkileyen diğer değişkenler arasındaki ilişki olarak tanımlanmaktadır. Para talebi fonksiyonu farklı ekonomik görüşleri temsil eden okulların makroekonomik modellerinde ve para politikası uygulamalarında önemli yer tutmaktadır. Para talebi modelleri, Yeni Klasik yaklaşım, Yeni Keynesci analizler ve reel konjunktür modelleri gibi birçok ekonomik modellerin en önemli konusunu oluşturmaktadır. Para talebi modelleri Sargent ve Wallace (1975), Mankiw (1991) ve King vd. (1991)'in çalışmalarında ve geçmişteki ampirik uygulamalarda da (Goldfeld (1973), Judd and Scadding (1982), Laidler (1985), Hendry ve Ericsson (1991), Hoffman et al. (1995) ve Nell (1999)) yoğun bir şekilde araştırma konusu olmuştur. Özellikle Hoffman vd. (1995), Hendry ve Ericsson (1991) gibi ekonomistler para talebinin istikrarlı olduğu sonucuna ulaşırken, para talebinin istikrarsız olabileceğini vurgulayan araştırmalara da (örneğin Goldfeld (1973)) rastlanmaktadır.

Monetarist modellerin en önemli özelliklerinden birisi uzun dönemde istikrarlı bir reel balans talebinin kabul edilmesidir. Monetarist iktisatçılar dışında Sargent ve Wallace gibi Yeni Klasik yaklaşımlarda, Mankiw'in öncülüğündeki Yeni Keynesyen analizlerde, reel konjunktür analizlerde ve kurların belirlenmesini konu alan paracı yaklaşımların modellerinde reel para balansları kullanılmıştır (Chen ve Wu, 2005:20).

Para talebi fonksiyonunda gelir ve fiyatlardaki dalgalanmalar ile parasal büyüklüklerdeki dalgalanmalar arasında öngörülebilir bir ilişki mevcut olduğunda, parasal faktörler para politikalarının belirlenmesinde önemli bir araç konumundadır. İstikrarlı olmayan bir para talebi fonksiyonunda ise kesin olarak MB'nın parasal büyüklük hedefine yönelik politika uygulamaları zorlaşmakta ve para piyasasındaki dengesizliğin önlenmesinde sorunlarla karşılaşabilmektedir (Chen ve Wu, 2005:20).

Diğer taraftan istikrarlı para talebi koşullarında talebe yönelik para arzını sınırlamayı amaçlayan bir para politikası talep yönetimini kolaylaştıracak ve fiyat istikrarının sağlanmasına katkıda bulunacaktır. Para arzındaki artış oranı, üretimde arzulan artış oranıyla uyumlu olduğu sürece fiyat artışlarının kabul edilebilir düzeyde olması sağlanacaktır. Aynı zamanda istikrarlı bir para talebi, para çarpanının istikrarlı olmasına ve para arzının toplam parasal gelir üzerindeki etkisinin kolayca öngörülebilir olmasını sağlayacaktır (Pradhan ve Subramanian, 2003: 336).

Para talebinin istikrarlı olmaması veya sürekli dalgalanma göstermesi, para politikasının aktarım mekanizmasını oldukça karmaşık hale getirecek ve MB'nın parasal kontrolü kaybetmesiyle enflasyona neden olabilecektir. Enflasyonun yüksek olmasıyla yabancı para ikamesinin arttığı ülkelerde para talebindeki istikrarsızlık, enflasyon öngörüsünü ve kontrolünü de güçleştirecektir

* Yrd. Doç. Dr., K. Maraş Sütçü İmam Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü
Makalenin geliş tarihi: Eylül 2007, kabul tarihi: Nisan 2008

(Pelipas, 2006: 200; Ordonez, 2003: 139; Oomes ve Ohnsorge, 2005:462). Gelişmekte olan ülkelerde para talebine yönelik ampirik uygulamaların artmasının arkasında, özellikle MB’larının ve araştırmacıların esnek döviz kuru rejimine geçiş eğilimlerinin, sermaye piyasalarındaki globalleşmenin, yurtiçi finansal piyasaların liberalleşmesinin ve finansal yeniliklerin para talebi üzerindeki etkilerinin araştırılması yatmaktadır (Sriram, 2002: 337).

Bu çalışma, Türkiye’de 1985-2006 dönemi arasında M2 para talebini tahmin etmeyi ve para talebinin istikrarlı olup olmadığını ilgili testlerle (CUSUM ve CUUMQ) araştırmayı amaçlamaktadır. Araştırmanın birinci bölümünde para talebi konusundaki farklı teorik yaklaşımlar ortaya konurken, ikinci bölümde para talebi konusunda yapılan ampirik ülke uygulamaları ve elde edilen sonuçlar değerlendirilmektedir. Üçüncü bölümde ise yeni eşbütünleşme yöntemi olarak kullanılan sınır testi (ARDL) yaklaşımıyla Türkiye’de M2 para talebinin ekonometrik tahmini yapılarak istikrarlı olup olmadığı araştırılmaktadır. Sonuç kısmında ise çalışmayla ilgili genel değerlendirmelere yer verilmektedir.

I. PARA TALEBİNDE GELİŞMELER VE TEORİK YAKLAŞIMLAR

Uzun dönem para talebi fonksiyonu genel olarak uzun dönemde para balansları ile para talebinin belirleyicileri arasındaki dengeyi sağlayan ilişki olarak tanımlanmaktadır. Para, üretim ve fiyatlar arasındaki ilişkinin istikrarı ve anlamlılığı para politikası uygulamalarında merkezi önem arz etmektedir. Bu değişkenler arasındaki ilişkiler hem parasal hedefleme stratejisinin hem de bir gösterge büyüklüğün uygulanabilmesi bakımından politikaların başarısında belirleyici olabilmektedir. Örneğin parasal otorite, fiyatlarda veya para arzının artış oranını etkileyerek gelirden değişiklikler arzu ettiğinde bu değişkenler arasında öngörülebilir bir ilişkinin var olması gerekmektedir. Bu nedenle parasal otoritenin parasal hedefleme veya gösterge olarak parasal büyüklüğü kullanmasına bakılmaksızın para talebinin reel gelir ve fiyatlarla ilgili olarak istikrarlı olması arzu edilmektedir. 1970’li yıllardaki petrol şoku ve Bretton Woods sisteminin çökmesinden önce genel olarak M1 para talebinin teorik belirleyicileri olan gelir, faiz oranı ve fiyat değişkenleriyle istikrarlı bir ilişki içinde olduğu ve bundan dolayı para politikası uygulamalarında M1 parasal büyüklük artışı hedefi benimsenmekteydi (Georgopoulos, 2006:515). Ancak geleneksel para talebi modellerine dayalı olan ve 1973 sonrası için verilerin geliştirildiği modellerde para talebinde yeni düzenlemelerin yapılmaya başlandığı görülmüştür. Örneğin Goldfeld (1976) Cooley ve Leroy (1981) para talebi öngörülerinde aşırı hatalar yapıldığı, öngörülenin üzerinde para talebinin olduğu, araştırmacıların yanlış EKK gibi tahmin yöntemi kullandığı ve modelde kullanılan değişkenlerin endojen olarak kabul edildiği şeklinde eleştirilerde bulunmuşlardır (Ramachandran, 2004: 984).

Gelişmekte olan ülkelerde para talebinde değişmeye neden olan faktörler finansal yenilikler, piyasa odaklı finansal sektör reformları ve sabit döviz kuru dalgaları/yönetimli döviz kuruna geçiş uygulamaları gösterilmiştir. Ancak Bretton Woods sisteminin çökmesinden sonra birçok gelişmekte olan ülke, finansal piyasalarını serbestleştirmeyi sürdürmüş ve 1980’lerin ortalarına kadar farklı sabit döviz kuru uygulamalarını da devam ettirmişlerdir. Gelişmekte olan ülkelerin son yıllarda gerçekleştirdiği finansal sektör reformları, finansal hizmetlerdeki yenilikler ve dış ticarete finansal serbestleşme uygulamaları, aracı kuruluşların sayısını artırarak finansal piyasaların birbiriyle bütünleşmesini sağlamıştır. Gelişmiş ülkeler için para talebinde değişmeye neden olduğu ileri sürülen faktörlerin bazı gelişmekte olan ülkeler için geçerli olamayabileceği düşünülmeye başlanmıştır. Tüm bu gelişmeler 1980 sonrası talepte meydana gelen dalgalanmaların da etkisiyle para talebi fonksiyonlarında istikrarsızlık eğilimlerini artırmıştır. Sonuçta geleneksel para talebi fonksiyonunun yeniden düzenlenmesi ve para talebine mübadele amacıyla kullanılan yeni finansal araçların eklenmesi kaçınılmaz olmuştur. Böylece ampirik uygulamalarda para talebi fonksiyonuna para yerine ikame edilebilen varlıkların fiyatları da eklenerek para talebindeki istikrarsızlık araştırılmaya başlanmıştır (Cziraky ve Gillman, 2006: 106). Bu amaçla geleneksel para talebi modellerinin ihmal ettiği döviz kuru, rekabet, servet ve beklenen enflasyon oranı gibi değişkenler para talebi modellerinde yer almaya başlamıştır.

Goldfeld (1973) gelişmekte olan ülkelerde 1980 sonrasında faiz oranlarının serbestleştirilmesi, özel banka, sigorta şirketleri ve sermaye piyasasında aracı kuruluşların sayılarının artması, yabancı yatırımcılara döviz piyasalarının açılması gibi politika değişikliğini yansıtabilecek şekilde para talebini para, gelir ve faiz oranının gecikmeli değerleriyle oluşturulan bir model şeklinde ifade etmiştir. Daha sonra Goldfeld tipi para talebi ve ondan türetilmiş farklı para talebi modelleri yaygın bir şekilde kullanılmıştır. Bunlardan biri de Wu vd. (2005) tarafından Tayvan için geliştirilen Goldfeld tipi para talebidir.

Para otoriteleri tarafından ampirik para talebi tahminleri, reel ve parasal balansları etkileyecek politikaların düzenlenmesinde önemli bir araç olarak kullanılmıştır. Friedman (1956) reel para balanslarıyla reel gelir ve faiz gibi reel balansları elde tutmanın fırsat maliyetini temsil eden değişkenleri kullanarak istikrarlı uzun dönem denge ilişkisinin varlığını ortaya koyan para talebi fonksiyonunu kabul etmiştir (Koğar: 1995:1). Ayrıca Friedman (1956), sadece sınırlı sayıda değişkenlere bağlı olan para talebi fonksiyonunun istikrarlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Meltzer, Laidler ve Lucas gibi iktisatçılar da para talebi konusundaki araştırmalarını bu yönde geliştirmişlerdir. Birim kök testleri ve eşbütünleşme gibi ekonometrik yöntemlerin geliştirilmesiyle para talebinin istikrarlılığı konusunda güçlü bulgulara ulaşılmıştır. Ampirik araştırmaların birçoğunda eşbütünleşme teknikleri uygulandığında değişkenlerin uzun dönem-

den farklı olarak kısa dönemde ayrı hareket etseler de uzun dönem dengesine doğru hareket edecek şekilde birbirlerine bağlandıkları sonucuna varılmıştır.

Neoklasik para talebi fonksiyonlarında faiz oranı, paranın fiyatı olarak kabul edilmekte ve faiz oranıyla parasal dolanım hızının birlikte hareket edeceği öngörülmektedirler. Fisher’in miktar teorisinde kurumsal nedenlerle paranın dolanım hızı sabit kabul edilmekte ve modelde egzojen olduğu varsayımı yapılmaktadır. Neoklasiklerin bu görüşü Friedman’ın para talebine uygunluk gösterse de, Friedman dolanım hızını modeldeki değişkenlerle ilişkilendirerek açıklamaya çalışmaktadır (Cziraky ve Gillman, 2006: 105). Friedman-Schwartz (1982) para talebi modelini;

$$l(m_t) = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 \ln(y_t) + \alpha_3 g_{y_t} + u_t \quad (1)$$

şeklinde ifade etmiştir. Burada m_t reel para balansları, r_t faiz oranı, y_t reel gelir, g_{y_t} nominal gelir artışı, u_t hata terimidir. Para (M2) ekonomideki bireylerin nakitleri ile tüm ticari bankalarda bulunan mevduatlarından oluşmaktadır. Gelir, net ulusal geliri temsil etmektedir. Modeldeki para ve gelir serileri net ulusal gelir ve kişi başı gelir değerlerinin bulunması amacıyla zımni fiyat deflatorüne bölünmektedir. 4-6 ay vadeli ticari senetlerin faiz oranı kısa vadeli, 10 yıl vadeli şirket tahvillerinin faiz oranı ise uzun vadeli faiz oranı olarak kabul edilmekte ve modelde iki alternatif faiz değişkeni kullanılmaktadır. g_{y_t} ’nin yani nominal gelirin modele alınmasının nedeni, bu değişkenin maddi varlıkların getirisini temsil etmede fiyatlardaki değişim oranından daha iyi bir gösterge olarak kabul edilmesinden kaynaklanmaktadır. Friedman- Shwartz yukarıdaki modeldeki değişkenlerin yanında savaş yılları için paranın değer kaybını temsil eden göstergeler yanında kukla değişkenler kullanmıştır (Hondroyannis vd., 2001: 111-113).

Lucas’ta (2000) para talebi fonksiyonun oluşumu enflasyonun neden olduğu refah kaybının analiz edilmesinde önemli yer tutmuştur. Ancak Lucas (1988) son yıllarda kullanılan para politikası modellerine para talebi fonksiyonlarının dahil edilmediğini, üretim ve enflasyonun belirlenmesinde parasal göstergelere fazla önem verilmediğini, bunun yerine kısa vadeli faiz oranlarının politika aracı olarak kullanılmasının benimsendiğini ifade etmektedir. Bu görüşe karşı Leeper ve Roush (2003) ve Nelson (2003) MB uygulamalarında para talebi gibi parasal büyüklüklerin de önemli rol oynayabileceğini ileri sürmüş ve eleştirmiştir (Haug, 2006:214).

Günümüzde ampirik uygulamaların çoğunda para talebi çeşitli eşbütünleşme yöntemleri ile tahmin edilmektedir. Para talebinin uzun dönemli ilişkisinin varlığını araştıran modellerde farklı değişkenler kullanılmaktadır. Örneğin aşağıdaki modelde;

$$m_t - p_t = c_0 + \gamma \cdot y_t + c_1 \cdot \text{apt} + c_2 \cdot o_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

m_t parasal büyüklüğü, p_t fiyat endeksini, y_t geliri, γ gelir elastikiyetini göstermektedir. Modelde koyu harflerle yazılmayan değişkenler logaritmik forma dönüştürülmektedir. Birçok para talebi fonksiyonunda likit varlıkları elde tutmanın fırsat maliyetlerini açıklayan varlık fiyatı değişkenleri modele alınmakta ve bu maliyetlerin açıklanmasında kısa dönem faiz oranları, uzun dönem faiz oranları veya parasal büyüklükleri içeren varlıkların getirileri ile fırsat maliyetleri arasındaki risk primleri gibi farklı değişkenler kullanılmaktadır. Bu amaçla yukarıdaki modelde sütun vektörü ap_t , bu değişkenleri temsil etmek amacıyla eklenmiş ve bu değişkenlerin katsayıları da satır vektörü c_1 şeklinde gösterilmiştir. Aynı zamanda ampirik uygulamalarda finansal yenilikler, servet, döviz kurları ve ücretler gibi değişkenleri de modele alan araştırmalara rastlanmaktadır. Bu değişkenler yukarıdaki modelde o_t değişkeni ve katsayısı da c_2 olarak ifade edilmektedir. Modelde gelir elastikiyetinin büyüklüğü klasik miktar teorisine göre 1 veya 1’e yakındır ve bu sonuç ekonomide üretilen mal ve hizmet hacmi ile parasal büyümenin aynı hızda büyüyeceğine işaret etmektedir. Ancak bu görüşe çeşitli nedenlerle karşı çıkmaktadır. Paranın nakit olarak tutulması halinde sabit alternatif maliyetlerle karşılaşılacağı, gelirdeki değişimin para talebini etkileyebileceği ve böylece para talebinin gelir ve işlemlerdeki artışla karşılaştırıldığında aynı oranda artış ortaya çıkmayacağı ileri sürülmektedir. Bu yöndeki tartışmalarda “stok yaklaşımını benimseyenler gelir elastikiyetinin 1/3 ile 2/3 arasında değişebileceğini ileri sürmüşlerdir. Ancak Friedman’ın da kabul ettiği genel denge yaklaşımını benimseyenler, para talebiyle ilişkili olarak değişik kategorideki servet ve varlık fiyatlarına dikkat çekmektedirler. Bu yaklaşımda finansal ve parasal büyüklüklere yönelik para talebinin gelirden daha hızlı artış gösterebileceğini ve gelir elastikiyetinin 1’den büyük olabileceğini kabul etmektedirler. Diğer taraftan gelir gibi servetin de para talebi üzerinde etkili olabileceği ileri sürülmektedir (Kneel ve Stix, 2005: 515-516).

II. PARA TALEBİNE YÖNELİK AMPİRİK UYGULAMALAR

Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme tekniklerinin kullanılması ile para talebi ile belirleyicileri arasındaki uzun dönemli ilişki yeniden incelenmeye başlanmıştır. Örneğin önemli OPEC ülkeleri için Darrat (1986), Tayvan için Hsing (1989) Amerika için Hafer ve Jansen (1991), Hoffman ve Rasche (1991), Avustralya için Karfakis ve Parikh, İngiltere için Bahmani-Oskooee (1991), Adam (1991), Johansen (1992), İtalya için Muscatelli ve Papi (1990), Yugoslavya için Frankel ve Taylor (1993), Çin için Hafer ve Kutun (1994), İran için Bahmani-Oskooee (1996), Almanya için Homari ve Homari (1999), Gana için Andoh ve Chappell (2002), Kore için

Bahmani- Oskooee ve Sungwon (2002), 5 Güney Doğu Asya ülkesi için Onafowora, ve Owoye (2005), Yunanistan için Bahmani-Oskooee ve Economidou (2005) ve Austin vd. (2007), Nijerya için Akinlo (2006) para talebi modellerine ilişkin çalışmalara örnektir. Bu çalışmalarda genel olarak M2 parasal büyüklüğü, faiz oranı ve döviz kuru ve gelirle eşbütünlüşme ilişkisinin bulunduğu kabul edilmiştir. Aşağıda para talebiyle ilgili yapılmış çalışmaların bazılarına yer verilerek izlenen yöntem ve bulgular değerlendirilmektedir.

Koçar'a (1995: 2-3) göre enflasyonun yüksek olduğu ülkelerde mal ve yabancı varlıklar yerli para ile değiştirildiğinden dolayı yurtiçi enflasyonun bir göstergesi olarak para talebi fonksiyonunda döviz kurlarına yer verilmelidir. Ayrıca beklenen devalüasyon oranı yabancı paraya karşılık yerli para tutmanın fırsat maliyeti olarak ölçülebilmektedir. Frenkel (1977,1980), mallar ve yerli paranın değiştirilmesi durumunda elde para tutmanın fırsat maliyetinin beklenen enflasyon olabileceğini ifade etmiştir. Aynı şekilde yerli ve yabancı para değişimi gerçekleştiriliyorsa, elde para buldurmanın fırsat maliyeti de döviz kuruındaki değişim oranı olacaktır.

Pradhan ve Subramanian (2003: 347-348)) Hindistan için aylık reel M1 ve M3, sanayi üretim endeksi, kısa ve uzun dönem faiz oranı ve tüketici fiyat endeksi ve reel döviz kuru kullanarak 1970:4 – 2000:3 dönemi için Johansen eşbütünlüşme yöntemiyle para talebini tahmin etmişlerdir. Uzun dönemde dar tanımlı parasal büyüklüğün gelir elastikiyetinin miktar teorisine uygun olarak 1'e yakın olduğu, uzun dönem reel para talebinin paranın kendi getiri oranı, fiyatlar ve döviz kurları tarafından pozitif yönde, buna karşılık yurtdışı faiz oranından negatif yönde etkilendiği sonucuna ulaşmıştır. Genellikle yurtdışı faiz oranındaki göreceli bir artışın yerli para tutulmasını azaltarak yabancı varlıklara doğru ikameyi hızlandırmasından dolayı yerli para tutanlar üzerinde negatif etkiye yol açması beklenir. Bundan dolayı ABD hazine bono faiz oranları gibi yurtdışı faiz oranlarındaki artış, ekonominin dışa açıklık oranının küçük olmasına bağlı olarak para talebi üzerinde çok küçük etki gösterebilmektedir.

Koçar (1995: 12-13) Türkiye için 1978.1-1990.4 ve İsrail için 1977.1-1988.4 üç aylık verileri kullandığı çalışmasında iki ülke için para talebi fonksiyonunu $m = f(y, P, R)$ şeklinde tanımlamıştır. Burada m reel para talebini, y reel geliri, P enflasyon oranını, R dolar cinsinden döviz kuru değişim oranını göstermektedir. Enflasyon oranı dışındaki tüm değişkenler logaritmik forma dönüştürülmüştür. Johansen eşbütünlüşme yönteminin uygulandığı çalışmada İsrail ve Türkiye için uzun dönem istikrarlı para talebi fonksiyonunun varlığı sonucuna ulaşılmıştır. Dar ve geniş tanımlı para talebi fonksiyonunda döviz kuru ve enflasyon dahil edildiğinde tüm değişkenlerin anlamlı ve beklenen işaretlere sahip oldukları ayrıca para talebinin kura yönelik duyarlılığının para ikamesini artırabileceği sonucuna ulaşılmıştır.

Stock ve Watson (1993) 1900-1988 döneminde çeşitli alternatif yöntemler kullanarak ABD para talebi fonksiyonunu incelemişlerdir. Elde para tutmanın fırsat maliyetinin bir göstergesi olarak çeşitli uzun ve kısa dönem faiz oranları ile reel GSYİH değişkenleri kullanarak yarı logaritmik M1 para talebi fonksiyonu oluşturmuşlardır. Yazarlar uzun dönem verilerinin uzun dönem para talebi fonksiyonunu tahmin etmede gerekli olduğu sonucuna ulaşmışlardır (Haug, 2006: 215).

Ordenez (2003: 140) İspanya'nın 1978:1- 1998:4 üç aylık dönemler için para talebinin geniş tanımlı parasal göstergesi (m_t) olarak M3, tüketici fiyat endeksi (p_t), reel GSYİH (y_t), 10 yıllık tahvil getirisi (lr_t) ve paranın kendi getiri ölçüsü olarak para piyasası faiz oranını (sr_t) kullanmıştır. Faiz oranı hariç serilerin logaritması alınarak eşbütünlüşme yöntemi ile tahmin edilmiştir. Model sonucunda kısa dönemde rastlanmayan istikrarlı bir para talebine, uzun dönemde rastlanmıştır.

Wu vd. (2005: 331) 1978:1 ve 1999:4 üç aylık dönem için reel parasal değişken (m), reel işlem hacminin göstergesi olarak reel gelir (y) ve para tutmanın fırsat maliyeti olarak faiz oranının (i) yer aldığı Goldfeld tipi para talebi modelini logaritmik forma dönüştürerek

$$m_t = a_0 + a_1 m_{t-1} + a_2 y_t + a_3 i_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

şeklinde tahmin etmiştir. Model sonucunda uzun dönem para talebi gelir elastikiyetinin 1.5'den 0.7'e, faiz esnekliklerinin -0.4'den -1.7'ye düştüğü gözlenirken, gelir esnekliğinin genel olarak 1'den büyük olduğunu, dolayısıyla reel para balanslarının paracı yaklaşıma uygun olarak Tayvan'da lüks mal gibi değerlendirildiğini ifade etmiştir.

Para talebinin istikrarlığı konusundaki ampirik araştırmalarda karma sonuçlara ulaşılmıştır. Para talebinin istikrarına yönelik ilk uygulamalardaki testler katsayıların yapısal değişme gösterip göstermediğine yöneliktir. Para talebinin uzun dönem davranışlarının incelenmesinde basit denkleme dayalı modeller, yerini lineer eşbütünlüşme analizlerine bırakmıştır. Literatürdeki genel bulgular ne M2 ve ne de M1'in reel gelir ve uzun dönem faiz oranlarıyla eşbütünlüşme ilişkisi içinde olduğu şeklindedir (Hafer ve Jansen, 1991; Haug ve Lucas, 1996; Breuer ve Lippert, 1996). Kısa dönem faiz oranlarıyla yapılan uygulamalarda uzun dönem para talebinin M1 den ziyade M2 ile ilişki içinde olduğunu destekleyici sonuçlar alınmıştır. Ancak Hoffman ve Rasche (1991) M1'in reel kişisel gelir ve kısa vadeli faiz oranlarıyla eşbütünlüşme gösterdiği sonucuna ulaşmıştır.

Para talebi fonksiyonunda reel para balanslarının gelirle pozitif, para tutmanın fırsat maliyeti arttığından dolayı enflasyon değişkeniyle de negatif ilişki

içinde olduğu kabul edilmektedir. Bu etkiler sırasıyla mübadele amaçlı para ile portföy veya varlık alımına yönelik para talebine işaret etmektedir (Austin vd., 2007:193).

Bahmani-Oskooee ve Karacal (2006:641) Türkiye için 1987:1- 2004:6 aylık M1 ve M2 parasal büyüklüklerini kullanarak 8 farklı para talebi fonksiyonu tahmin etmişlerdir. Her modelde reel GSYİH, nominal döviz kuru, enflasyon değişkeni yanında aylık, üç aylık altı aylık ve 12 aylık ağırlıklı mevduat faiz oranının birini kullanmışlardır. M1 para talebi modellerinde reel gelir pozitif, enflasyon, döviz kuru ve faiz değişkenleri beklenen negatif işarete sahip olduğu görülmüştür. Ancak modelde enflasyon, reel gelir ve kur değişkeni anlamlı olsa da faiz değişkeni bir model dışında anlamlı bulunmamıştır. M2 para talebi modelinde ise faiz ve döviz kuru değişkenlerinin pozitif işarete sahip olduğu, reel gelir ve faiz değişkenlerinin anlamsız olduğu tahmin sonucunda gözlenmiştir. M2 para talebinden farklı olarak M1 para modelinde yerli paranın değer kaybetmesi halinde refah etkisini doğrulamayacak şekilde para ikamesi ilişkisinin varlığı ortaya konmuştur.

Bahmani-Oskooee (2001: 457-459), 1964:1 1996:4 dönemi için Japonya’daki para talebi fonksiyonunu reel gelir (Y), faiz oranı (r) ve reel M2 büyüklüklerini kullanarak ARDL eşbütünleşme tekniği ile tahmin etmiş ve para talebinin istikrarlılığını test etmiştir. Tahmin sonucunda M2, Y ve r arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin olduğu belirlenmiş ve Y ve r’nin beklenen işaretlere sahip olduğu, kısa dönemde gecikmeli hata düzeltme katsayısının (ECM) sıfırdan küçük ve anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Kısa dönem dinamikleriyle ilişkili olarak hata düzeltme teriminin elde edilmesinde kullanılan uzun dönem katsayılarının istikrarı için CUSUM ve CUSUMQ testleri yapılmıştır. Test sonuçları M2 para talebi fonksiyonunun kritik sınırlar içinde olduğunu ve böylece Japonya’da para talebinin istikrarlı olduğu sonucu ortaya konmuştur.

Austin vd. (2007: 194-198) Çin’de 1987-2005 dönemi arasında iki modeli bir para talebi ile (Model 1: $yt=f_i(yt, inf_i)$ ve Model 2: $yt=f_i(gdp_t, int_t)$) hane halkı ve firmaların kararlarında enflasyon için bir eşik değer noktası olarak gösterilebilecek doğrusal olmayan para talebi modelini Johansen VEC yöntemi ile tahmin etmişlerdir. Modelde yt reel para balanslarını, gdp_t reel GSYİH’yı, fırsat maliyeti değişkeni göstergesi olarak nominal faiz oranı ve enflasyon arasında seçim yapılacağı ifade edilerek model tahmininde enflasyon oranı kullanılmıştır. Çin’de yaklaşık yüzde 5 enflasyon düzeyinde reel para talebini etkileyen kritik bir enflasyon eşiği değerinin varlığı ortaya konmuştur.

Chen ve Wu (2005: 31-34) 1960:1 ve 1999:1 üç aylık dönem için ABD ve İngiltere’nin para talebi modelinin öngörülmesinde M1, M2, (İngiltere için M1 ve M2 olmadığından para benzeri değişkeni) reel GSYİH (y), tüketici fiyat en-

deksi, üç aylık hazine faiz oranı (TBR) ve uzun dönem tahvil faiz oranı değişkenleri kullanmışlardır. Faiz oranı hariç tüm değişkenler logaritmik forma dönüştürülmüştür. Farklı para modelleri tahmini sonucunda iki ülke için en uygun modelin (M2, y, LBR) olduğu sonucuna varılmıştır.

Pelipas (2005: 202-213) 19992:1-2003:4 üç aylık dönem için Belarus’un para talebi modelini reel para balansı (M1/P), reel sanayi üretimi (reel gelir göstergesi olarak), ABD döviz kuru ve borçlanma faiz oranı değişkenleri kullanarak eşbütünleşme yöntemiyle tahmin etmiştir. Faiz oranı dışında tüm değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Model sonucunda uzun dönemde nominal para talebinin tüketici fiyatları, (reel gelir göstergesi olarak) reel sanayi üretimi, nominal döviz kuru ve faiz oranı tarafından belirlendiği sonucuna varılmıştır. Nominal para ve fiyatların endojen olmasına bağlı olarak reel para talebi modeline fiyatlar alınmamış ve reel para talebinin belirleyicileri reel sanayi üretimi, faiz ve nominal döviz kuru bulunmuştur.

Fischer (2007:16) 1980-1999 dönemi arasında İsviçre’deki farklı Kantonların para talebi fonksiyonunu tahmin etmede kişi başı reel para talebi (MC1 ve MC2), faiz oranı (r) ve nüfus yoğunluğu ATM makineleri ve finansal altyapıyı temsil eden finansal gelişmişlik göstergesi (Z) kullanmıştır. Model tahmininde para talebinin gelir esnekliğinin 0.4 ile 0.6 arasında olduğu sonucuna ulaşılmış ve Kantonlar arasındaki para talebinin zaman süresi içerisinde istikrarlı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bu sonuç kantonlar arasındaki farklı finansal yeniliklerin gelir elastikiyeti üzerinde anlamlı etkiye sahip olmadığı şeklinde yorumlanmıştır.

Ball (2001: 31-33), savaş sonrası (1946-1996) dönemde ABD için uzun dönem M1 para talebini incelemiştir. Çalışmada para talebi modelini;

$$m - p = \theta_y y + \theta_r r + \varepsilon \quad (4)$$

şeklinde oluşturmuştur. Burada m, p, y sırasıyla logaritmik formda para stoku (M1), fiyatlar genel düzeyi (NNP deflatörü), reel üretimi (NNP) gösterirken, r nominal faiz oranı (ticari kağıtların faiz oranı) düzeyini göstermektedir. Önceki çalışmalardaki verilerinin 1980 sonrasını temel almasından dolayı para talebi parametrelerinin inandırıcı olmayabileceğini, bu amaçla çalışmada parametrelerin güvenilirliğini artırmak amacıyla veri setini 1996’ya kadar genişletmiştir. Tahmin sonucunda para talebinin gelir elastikiyetini yaklaşık 0.5, faiz elastikiyetini yaklaşık -0.05 olarak öngörmüştür. Bu parametrelerin savaş öncesi dönemdeki parametrelerden mutlak değer olarak daha düşük ve anlamlı olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Sriram (2002: 343-346) 1972:08– 1995:12 dönemi için Malezya para talebi fonksiyonunda aylık reel M2 balansları (M/P), ekonomik faaliyetleri temsil edecek şekilde aylık GDP’nin bulunmaması nedeniyle sanayi üretim endeksi

(LIP90), para tutmanın fırsat maliyeti olarak üç aylık kamu kağıtları iskonto oranı (TB3MR), paranın kendi getirisi için üç aylık vadeli mevduat faizi (TD3R), beklenen enflasyon oranını temsil etmesi bakımından gerçekleşen enflasyon (INF_A) oranı kullanılmıştır ve para talebi modeli;

$$\text{LRM2A} = \alpha_1 + \alpha_2 \text{LIP90} + \alpha_3 \text{TD3R} + \alpha_4 \text{TB3MR} + \alpha_5 \text{INF}_A + \varepsilon \quad (5)$$

şeklinde oluşturulmuştur. Johansen eşbütünleşme yöntemi sonucunda uzun dönem para talebi modeli ise;

$$\text{LRM2A} = 1.0358 \times \text{LIP90} + 4.8841 \times \text{TD3R} - 5.3908 \text{TB3MR} - 4.7452 \text{INF}_A \quad (6)$$

olarak tahmin edilmiştir. Modelde uzun dönem gelir elastikiyetinin miktar teorisine uygun olarak 1’e yakın olduğu, M2 para talebiyle paranın kendi getirisi (TD3R) arasında pozitif ilişki bulunduğu, paranın alternatif diğer getirileri (TM3MR) ve beklenen enflasyon ile para talebi arasında negatif ilişki sonucuna ulaşılmıştır.

Hondroyannis vd. (2001: 122), 1870-1989 dönemi için yıllık verilerle ABD için Friedman-Schwartz para talebi modelini tahmin etmişlerdir. Model tahmininde para talebinin faize karşı duyarlılığının 1’den düşük ve negatif olduğunu, faiz oranları azaldıkça elastikiyetin arttığını, 1950’li yıllarda elastikiyetin azalsa da daha sonra mutlak değer olarak artış gösterdiği sonucuna varmışlardır. Bu artışı, finansal hizmetlerdeki artan rekabete ve M2 para tanımına faiz ödemelerinin dahil edilmesine bağlamışlardır.

Benzer sonuçlar 1869-1999 ve 1900-1999 olmak üzere iki farklı dönem için ABD para talebi modelini tahmin eden Haug ve Tam (2007:363) tarafından da elde edilmiştir. Parasal tabanı içinde olan M0 para talebi diğer modellerden daha iyi performans göstermiştir. Bu modelde sınır (scale) değişkeni olarak reel GSYİH, ve para tutmanın fırsat maliyeti olarak kısa vadeli faiz oranı kullanılmıştır. Modelde gelir elastikiyeti 0.86 ve faiz oranı elastikiyeti -0.44 olarak bulunmuştur.

Cziraky ve Gillman (2006) 1994:04- 2002:08 dönemi için Hırvatistan’ın para talebini aylık reel M1, geliri temsil edecek şekilde sanayi üretimi, enflasyon oranı, nominal euro döviz kuru, para piyasası faiz oranı, paranın dolanım hızı değişkenlerini kullanarak farklı eşbütünleşme modelleriyle tahmin etmişlerdir. Enflasyonsuz para talebi modelinde faiz ve gelir katsayıları beklenen işaretlere sahipken para talebinin gelir esnekliği 1’den büyük (2.25), faiz değişkeninin katsayısı negatif ve 1’den küçük (-0.01) bulunmuştur. Para talebi modelinde enflasyon yerine nominal döviz kuru alındığında para talebinde döviz kuru değişkeninin katsayısı -0.03 ve faiz katsayısı ise -0.02 bulunmuştur.

Jonsson (2001:243) Güney Afrika’nın 1970:1 ve 1998:2 üç aylık dönemi için enflasyon, geniş tanımlı parasal büyüklük (M3), reel gelir ve faiz değişkenleri arasında uzun dönemde bir istikrarlı para talebi ilişkisinin varlığını eşbütünleşme yöntemi ile göstermiştir. Kısa dönemde geniş tanımlı parasal büyüklüğe yönelik bir şokun enflasyonist etki göstermeden önce gelir üzerinde geçici bir etkiye yol açacağını, nominal döviz kuruna yönelik bir şokun ise, gelir üzerinde bir etkiye neden olmasa da yurtiçi enflasyon üzerinde etkili olacağını göstermiştir. Her iki tip şok da, faiz oranlarının kısa süre içinde uyarlanması şeklindeki para politikalarıyla ilgili politika tepkisini başlatmıştır.

Oomes ve Ohnsorge (2005:470-472) Rusya’da 1996:04-2004:01 aylık dönemi için para talebi modelini, dolaşımdaki para, dar ve geniş tanımlı parasal büyüklükler (M^d), reel gelir göstergesi olarak sanayi üretimi (y), 12 aylık ruble için mevduat faiz oranı (i) ve nominal döviz kuru (e) değişkenlerinden oluşturmuş ve

$$m-p = \beta_0 + \beta_1 y + \beta_2 i + \beta_3 \quad (7)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Enflasyon ile rublenin değer kaybını temsil eden nominal döviz kuru arasında yüksek korelasyondan dolayı modellere sadece döviz kuru değişkeni alınmıştır. Geniş tanımlı parasal büyüklük içeren para talebi fonksiyonunda nominal döviz kuru modele alınmadığında modelin istikrarlı olduğu ve modeldeki değişkenlerin beklenen işaretlere sahip olduğu görülmüştür. Tüm modellerde gelir elastikiyetini gösteren sanayi üretimine ilişkin katsayı 1’den büyük ve anlamlı bulunmuş ve bu sonucun miktar teorisine uygun olduğu ifade edilmiştir. Modelde para tutmanın fırsat maliyetini gösteren mevduat faiz oranı katsayısı -0.006 ve -0.001 arasında değer almış ve katsayı bir model dışında tüm modellerde anlamlı bulunmuştur. Mevduat faizi yüzde olarak modele alındığından bu değerler yarı esneklik olarak hesaplanmış ve mevduat faizindeki yüzde 1 puanlık artışın para talebinde yüzde 0.6 ile yüzde 1 azaltmaya neden olduğu şeklinde yorumlanmıştır. Kura ilişkin yarı elastikiyet katsayısı yaklaşık -0.4 olarak tahmin edilmiş ve yerli paranın değer kaybındaki yüzde 1’lik artışın para talebinde yüzde 0.4 azalışa yol açtığı sonucuna varılmıştır.

Choi ve Oh (2003: 686) ABD’nin 1959:1-1996:2 dönemi üç aylık verilerle para stoku (M1), fiyatlar genel düzeyi, reel gelir, farklı faiz oranları (üç aylık hazine bonusu, 6 aylık ve 10 yıllık faiz oranı ve paranın kendi getirisi) ile para talebi modelini eşbütünleşme yöntemi ile tahmin etmişlerdir. Model sonucunda para talebinin gelir esnekliği 1’e yakın değer aldığı bulunmuştur. Ancak kullanılan model ve seçilen faiz oranına bağlı olarak finansal yeniliklerin modele alınmasıyla esneklik değerinin pozitif ve 1’den küçük (0.60 ve 0.04 arasında), faiz esnekliğinin ise negatif ve 1’den küçük olduğu (-0.50 ve -0.05) sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca modelde faiz oranı gibi üretim ve parasal belirsizliğin para

talebi üzerinde etkili olduğu; üretim belirsizliğinin negatif, parasal belirsizliğin ise pozitif olduğu sonucuna varmışlardır. Belirsizliğin dinamik portföy tercihini doğrudan etkilediği bilinmesine rağmen elde edilen sonucun literatürde yer almadığı ifade edilmiştir. Uygulama sonucunda Friedman ve Schwartz 1969-1975 dönemi, Lucas 1900-1958 dönemi için para talebinin gelir elastikiyetinin yaklaşık 1 olduğunu öngörseler de, para talebine ilişkin savaş sonrası verilerin 1980 sonrasına kadar genişletildiğinde tahmin edilen para talebinin gelir elastikiyetinin 1'den daha düşük eğilim gösterdiğine dikkat çekmiştir. Bu farklılığın para talebinde oldukça önemli sayılan finansal yenilikler gibi modele alınmayan değişkenlerden kaynaklanabileceği sonucuna ulaşmıştır.

Funke (2001:701) 1980:1 ve 1998:4 dönemi için M1 dar ve M3 geniş tanımlı parasal değişkeni, 90 günlük faiz oranı ve reel GSYİH değişkenleri kullanarak 11 Euro bölgesindeki ülkelerin para talebini tahmin etmiş ve modelin istikrarını araştırmıştır. Modelde para talebinin gelir ve faiz oranı esnekliklerinin anlamlı ve beklenen işaretlere sahip olduğu görülmüştür. Ayrıca geniş tanımlı para talebinin istikrarlı olmasına karşılık, dar tanımlı para talebinin istikrarsız olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Dutkowsky ve Ateşoğlu (2001:92) 1980 sonrasına kadar ABD için para talebi modelini tahmin etmede M1, kişi başı gelir, tüketim ve vergi sonrası uzun dönem faiz oranlarını kullanmıştır. Kısa dönemde faiz esnekliği -0.26 ile -0.93 arasında, tüketim ile para arasındaki uzun dönemdeki ikame esnekliğinin ise -0.26 ile -0.41 arasında değişebileceği bulgusuna ulaşmıştır.

Özdemir ve Turner (2007:4) Khan and Knight'in parasal dengesizlik modeli çerçevesinde 1969-2002 dönemi yıllık verilerini kullanarak Türkiye için tahmin ettiği farklı modellerden biri de para talebi modelidir. Para talebi modelinde geniş tanımlı parasal büyüklük, reel GSYİH ve beklenen enflasyon değişkenleri ;

$$m_{d,t} - p_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}y_t + \alpha_{12} + \pi_t^e + u_{1,t} \quad (8)$$

şeklinde tanımlamış ve EKK yöntemi kullanarak

$$m_d - p = -15.8762 + 1.9202y_t - 13.69\pi^e \quad (9)$$

modelini elde etmişlerdir. Modelde katsayıların anlamlı ve beklenen işaretlere sahip olduğu sonucuna varılmıştır.

III. EKONOMETRİK YÖNTEM

A. MODEL VE VERİ SETİ

Türkiye için para talebi modeli, önceki çalışmalara (Akinlo, 2006:446; Bahmani-Oskooee, 2001: 456; Bahmani-Oskooee ve Ng, 2002: 149; Oomes ve Ohnsorge, 2005: 470) uygun olarak aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$\ln M2_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + \beta_2 INT_t + \beta_3 \ln EX_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Para talebi modelinde para tutmanın fırsat maliyetini temsil eden bir değişken olarak enflasyon değişkeni de modele alınabilirdi. Ancak korelasyon matrisinde enflasyon ve faiz arasındaki yüksek korelasyonun (0.653) varlığından dolayı modele faiz değişkeninin alınması tercih edilmiştir. Sonuçta, geleneksel olarak kabul edilen para talebi modeline $[M = F(Y, r)]$ nominal döviz kuru (dolar) eklenmiştir. Böylece modelde nominal döviz kuru değişkeniyle, yerli paranın değer kaybetmesi karşısında para ikamesiyle ilişkilendirilen para talebinin varlığı araştırılmaktadır.

Modelimizde diğer parasal büyüklüklere (M1, M2, M2Y ve M3 gibi) göre M2 parasal büyüklüğü finansal yenilikleri, teknolojik değişimleri, piyasalardaki değişimleri diğer parasal büyüklüklere göre daha iyi yansıtmasından dolayı tercih edilmiştir. Modelde M2 parasal büyüklüğü TÜFE endeksine bölünmüş ve bulunan değerler logaritmik forma dönüştürülmüştür. GDP, Gayrisafi Yurtiçi Hasılayı göstermektedir ve bu değişkenin TÜFE endeksine bölünmesiyle elde edilen reel değerlerin logaritması modele alınmıştır. GDP katsayısının (β_1) para talebinin gelir esnekliğini göstermesinden dolayı pozitif değer alması gerekmektedir. INT bir ay vadeli ağırlıklandırılmış mevduat faiz oranını temsil etmekte ve modele düzey değerleri alınmaktadır. Modellerde faiz değişkeni, finansal varlıkların getirileri bakımından para talebinin fırsat maliyeti veya paranın kendi getirisini göstermektedir. β_2 katsayısı para talebinin faiz esnekliğini göstermekte ve negatif değer alması beklenmektedir. EX, YTL cinsinden nominal dolar kurunu temsil etmekte ve değişken modele logaritmik forma dönüştürülerek alınmıştır. EX, döviz kurunun gelecekteki değer kaybına bağlı olarak para talebiyle ilişkilendirilmektedir. EX'in katsayısı negatif veya pozitif değer alabilmektedir. Arango ve Nadiri (1981), Bahmani-Oskooee ve Pourheydarian (1990), and Bahmani-Oskooee and Rhee (1994) ülke vatandaşlarının yerli para cinsinden sahip oldukları varlık portföylerini değerlendirdiklerinde, kurdaki değer kaybının yabancı varlıkların değerini artırmasıyla servet etkisi yapabileceğini, böylece yabancı varlıkların bir kısmını yerli varlıklara kaydıracağından dolayı nakit/varlık portföyü veya servetin bileşiminde değişiklik ortaya çıkabileceğini ileri sürmektedirler. Bu süreçte yerli paranın da dahil olduğu yerli varlıklar şeklinde tutulan servetin payı artacaktır. Oskooee ve Karacal (2006: 637-638)

bu artışın servette bir artış olarak algılanması durumunda, ülke vatandaşları tarafından yerli paraya olan talep artabilecek ve bu durum EX’in tahmin edilen değerinin pozitif olmasını sağlayabilecektir. Ancak piyasa ekonomilerinde ülke vatandaşlarının yerli paranın değer kaybedeceği beklentisine kapılmaları durumunda, döviz kurundaki değer kaybını izleyerek daha fazla yabancı varlık bulundurma ve daha riskli olan yurtiçi parayı azaltarak portföylerini yeniden düzenlemeleri beklenir. Bu durumda ülke vatandaşlarını yerli para tutumunu azaltıp yabancı para tutma eğilimini artırmasıyla tahmin edilen EX katsayısı negatif olabilmektedir. Modelde ε hata terimini göstermektedir. Modeldeki tüm değişkenlerin mevsimsel dalgalanma gösterip göstermediği araştırılmış ve mevsimsel dalgalanma göstermediği sonucuna ulaşılmıştır.

Model 1’de Türkiye için para talebi, 1985:4 ve 2006:4 dönemine ilişkin üç aylık veriler kullanılarak tahmin edilecektir. Nominal değişkenleri reel değerlere dönüştürmede kullanılan TÜFE endeksi 2003=100 temel yıl endeksidir. TÜFE Endeksi IMF’in International Financial Statistics (IFS) sitesinden alınmıştır. M2 parasal büyüklüğü, faiz oranı (INT) ve nominal döviz kuru (EX), TCMB’nın elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) sağlanmıştır.

B. BİRİM KÖK ANALİZİ

Uygulamada serilerin durağanlık özelliklerinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler Dickey ve Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) (1981), Phillips ve Perron (PP) (1988) testleridir. Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde ADF birim kök testinden yararlanılmış ve değişkenlerin gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike bilgi kriteri (AIC) kullanılmıştır.

Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF- t istatistiği (Düzy)		ADF- t istatistiği (Birinci Fark)		
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	
$\ln M2$	1.010(0)	-1.199 (0)	-8.698682*** (0)	-9.0405*** (0)	
$\ln GDP$	-1.7675 (1)	-2.2112(1)	-7.0398*** (1)	-7.1201*** (1)	
INT	-10.479*** (0)	-10.460(0)	-	-	
$\ln EX$	-1.7695(1)	0.599822 (1)	-5.8877*** (0)	-6.2736*** (0)	
Anlamlılık Düzeyi	%1	-3.510259	-4.0710	-3.511262	-4.072415
	%5	-2.896346	-3.4641	-2.896779	-3.464865
	%10	2.585396	-3.1585	--2.585626	-3.158974

Parantez içindeki değerler AIC kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır. Maksimum gecikme uzunluğu 11 olarak alınmıştır. ***, ** ve * işaretleri sırasıyla % 1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

C. EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Eşbütünleşme tekniğinin uygulanması için her değişkenin eşbütünleşme derecesinin belirlenmesi gerekmektedir. Birim kök testlerinin sonuçlarına göre, değişkenlerin bütünleşme derecelerinin aynı olmadığı sonucuyla karşılaşılabilmektedir. Serilerin bütünleşme derecelerinin farklı olması halinde hem Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünleşme yönteminin hem de Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme yaklaşımının uygulanması mümkün olmayacaktır. Bu yaklaşımlarda tüm serilerin düzeyde durağan olmamasını ve aynı derecede farklı alındığında durağan hale gelmelerini, yani serilerin bütünleşme derecelerinin aynı olmasını gerektirmektedirler. Oysa Modelimizde kullandığımız 4 değişkenden üçünün ($\ln M2$, $\ln GDP$ ve $\ln EX$) birinci farkı alındığında durağan hale gelirken bir değişken (INT) düzeyde durağan oldukları görülmüştür. Bu durumda Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerinin kullanılması uygun değildir.

Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorununu Pesaran vd. (1996), Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen “sınır testi” yaklaşımı ortadan kaldırmaktadır. Bu yeni yöntem ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı olarak ifade edilmektedir. Bu yaklaşımın avantajı değişkenlerin bütünleşme dereceleri dikkate alınmaksızın değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığı araştırılmasıdır. Yukarıdaki üç bağımsız değişkene sahip Model 10’a ilişkin sınır testi için kurulan ARDL modeli aşağıdaki biçimde gösterilmektedir.

$$\Delta \ln M2_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln M2_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta INT_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta \ln EX_{t-i} + \beta_5 \ln GDP_{t-1} + \beta_6 INT_{t-1} + \beta_7 EX_{t-1} + u_t \quad (11)$$

Burada sınır testinin uygulanabilmesi için yukarıdaki modellerde m olarak gösterilen gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Burada eşbütünleşme ilişkisi varlığının araştırılmasında bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F istatistiği uygulanır. Bu test için hipotez ($H_0 : \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$) kurulur ve hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)’deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran alt kritik değerinden küçükse, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilir. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerler arasında ise kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Diğer yandan, hesaplanan F istatistiği üst kritik değer üzerinde olduğu durumda ise seriler arasında

eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modelleri kurulur.

Modeldeki gecikme sayısı belirlenirken AIC, SC, FPE ve HQ gibi bilgi kriterlerinden yararlanılmaktadır. Burada en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir. 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 ve eğer otokorelasyon problemi devam ediyorsa bu problem ortadan kalkana kadar bu işleme devam edilir.

Modelde bağımlı değişken $\Delta \ln M2$ ’nin gecikmeli değeri de yer aldığı için otokorelasyon için DW testi yerine, Breusch ve Godfrey’in geliştirdiği otokorelasyon testi kullanılmaktadır. Aşağıdaki Tabloda, incelenen veri seti üç aylık olduğundan maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak alınmış ve Akaike kriterine göre uygun gecikme uzunluğu 8 olarak belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğunda otokorelasyona rastlanmamıştır.

Tablo 2: Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Gecikme Sayısı (m)	AIC	Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi (χ^{2BC})
8	-3.335718	1.466825
7	-3.330354	4.936809*
6	-3.134246	8.986297**
5	-3.168002	6.836492**
4	-3.211162	0.944455
3	-3.098451	1.921029
2	-3.134806	0.226877
1	-3.155109	1.521298

***, ** ve * işaretleri sırasıyla % 1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmekte ve otokorelasyonun olduğunu göstermektedir

Uygun gecikme sayısı belirlendikten sonra sınır testi yaklaşımıyla seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi araştırılmaktadır. Aşağıdaki Tablo 3 değişkenler arasındaki eşbütünleşme sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 3: Sınır Testi Sonuçları

k	F İstatistiği	%1 Anlamlılık Düzeyinde Kritik Değerler	
		Alt Sınır	Üst Sınır
3	5.9353	4.29	5.61

Not: k (11) numaralı denklemdaki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler, Pesaran vd. (2001)’deki Tablo CI(iii)’den alınmıştır.

Tablo 3’de hesaplanan test istatistiğinin yüzde 1 düzeyinde Pesaran vd. (2001)’den alınan üst kritik değerleri aştığı görülmektedir. Bu kritik değerler üç bağımsız değişken ve yüzde 1 anlamlılık düzeyi için geçerlidir. Bu sonuç, dört değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi mevcut olduğundan uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modeli kurulabilecektir.

D. ARDL MODELİ

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini gösteren ARDL modeli aşağıdaki şekilde gösterilmektedir. Gecikme sayılarının belirlenmesi için yine Akaike bilgi kriterinden yararlanılmıştır.

$$\ln M2_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^m \beta_{1i} \ln M2_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} INT_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta EX_{t-i} + u_t \quad (12)$$

Maksimum gecikme uzunluğunun 8 alındığı (12) nolu denklemde, $\ln M2$, $\ln GDP$ ve INT değişkeninin 8 gecikmeli değerleri ile tahmin edilmesi sonucuna varılmıştır. Tahmin edilecek model ARDL (8,8,8,8) modeli olup, bu modelle ilişkin tahmin sonuçları Tablo 4’te sunulmuştur.

Tablo 4: ARDL (8,8,8,8) Modelinin Tahmin Sonuçları ve Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
C	0.70000	1.5191 (0.136)
$\ln M 2_{t-1}$	1.9415	11.8367 (0.000)***
$\ln M 2_{t-2}$	-1.9792	-5.3322 (0.000)***
$\ln M 2_{t-3}$	1.4493	2.8672 (0.005)***
$\ln M 2_{t-4}$	-0.7669	1.391(0.172)
$\ln M 2_{t-5}$	0.4843	0.9199 (0.363)
$\ln M 2_{t-6}$	-0.4553	-1.0029 (0.322)
$\ln M 2_{t-7}$	0.5383	1.7018 (0.096)*
$\ln M 2_{t-8}$	-0.3137	2.5207 (0.015)**
$\ln GDP_t$	0.1587	1.8653 (0.060)*
$\ln GDP_{t-1}$	-0.5101	-2.7982 (0.007)***
$\ln GDP_{t-2}$	0.5415	2.1358 (0.039)**
$\ln GDP_{t-3}$	-0.4891	1.653 (0.106)
$\ln GDP_{t-4}$	0.2933	0.9264 (0.359)
$\ln GDP_{t-5}$	0.0409	0.1335 (0.8945)
$\ln GDP_{t-6}$	-0.0216	-0.083 (0.9341)
$\ln GDP_{t-7}$	-0.0528	-0.2738(0.785)
$\ln GDP_{t-8}$	0.0920	1.023(0.312)
INT_t	0.0004	0.9740(0.336)
INT_{t-1}	0.0010	1.5309(0.133)
INT_{t-2}	0.0023	-2.9562(0.005)***
INT_{t-3}	0.0025	2.8595(0.006)***
INT_{t-4}	-0.0013	-1.3558(0.183)
INT_{t-5}	0.0010	0.9960(0.325)
INT_{t-6}	-0.0011	-1.1592(0.253)

Tablo 4'ün Devamı

INT_{t-7}	-0.0002	-0.2680(0.790)
INT_{t-8}	-0.0010	1.7797(0.082)*
$\ln EX_t$	-0.2833	-3.7368(0.000)***
$\ln EX_{t-1}$	0.8309	0.1496(0.000)***
$\ln EX_{t-2}$	-1.0746	-4.9061(0.000)***
$\ln EX_{t-3}$	0.8478	2.9153(0.005)**
$\ln EX_{t-4}$	-0.2999	-0.9220(0.3622)
$\ln EX_{t-5}$	-0.0318	-0.1004(0.920)
$\ln EX_{t-6}$	-0.0122	-0.0408(0.967)
$\ln EX_{t-7}$	0.2509	0.9994(0.323)
$\ln EX_{t-8}$	-0.2081	-1.8150(0.077)*
AR(1)	-0.9284	-12.2842(0.000)***
Hesaplanan Uzun Dönem Katsayıları		
C	6.8828	2.0802**
$\ln GDP$	0.51989	1.9413*
INT	-0.0105	2.187**
$\ln EX$	0.1925	4.936***
Tamsal Testler		
$R^2 = 0.99$ $\bar{R} = 0.98$	F İsta. = 187.6334	DW İstatistiği = 1.9331
$\chi^2_{RRMKH}(1) = 1.4956(0.2213)$	$\chi^2_{BGAB}(2) = 2.22(0.329)$	$\chi^2_{JBN}(2) = 2.0606(0.3568)$
$\chi^2_{WDV}(1) = 72.13(0.407)$		

Not.: Bağımlı değişken $\Delta \ln M 2_t$ 'dir. ARDL modelindeki gecikme sayıları 8 olmak üzere, AIC'ya göre belirlenmiştir. Parantez içindeki rakamlar P-olasılık değerlerini göstermektedir. ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir.

Yukarıdaki uzun dönem ARDL modelinde otokorelasyon sorununa rastlanmıştır ve Cochrane-Orcutt yöntemine uygun olarak AR(1) prosedürü ile seriler arasında otokorelasyon sorunu ortadan kaldırılmıştır. Modelin uzun dönem kat-

sayıları beklenen işaretlere sahip ve istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Para talebinin gelir esnekliği yaklaşık 0.519 olarak bulunmuştur ve bu değer miktar teorisine uymamaktadır. Türkiye’de reel gelirdeki yüzde 1’lik bir artışın reel para talebinde yaklaşık yüzde 0.52 artışa neden olduğunu göstermektedir. Para talebi faiz esnekliği -0.0105’dir. Faiz esnekliği modelden dolayı yarı esneklik değerini gösterdiğinden, faiz oranındaki yüzde bir puanlık artış para talebinde yüzde 0.1’lik azalışa yol açmaktadır. Akinlo’ya (2006:450) göre faiz esnekliğinin mutlak değer olarak 1’den küçük olması, faiz oranının para politikasını etkileyebileceği anlamına gelebilmektedir. Döviz kurunun işaretinin 0.19 olması kurdaki yüzde 1’lik artışın para talebinde yüzde 0.19 artacağını göstermektedir. Döviz kurunun pozitif işarete sahip olması, literatürdeki servet etkisi tartışmasını destekler nitelikte bir sonucu yansıtmaktadır. Modelde döviz kuru değişkeninin anlamlı olması, Choudhry’e (1998) göre para ikamesinin kanıtı, Banerji’ye (2002) göre ise gelecekteki finansal krizler için faiz oranı veya kur riskinin işareti olarak yorumlanmaktadır. Bundan dolayı Türkiye’de uygulanan makro ekonomi politikaları sadece ekonomik istikrarı gözetmemeli, aynı zamanda yerli para cinsinden döviz kuru dengesini de sağlamaya odaklanmalıdır.

E. KISA DÖNEM İLİŞKİSİ

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise ARDL yaklaşımına dayalı bir hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Bu model aşağıda görülmektedir.

$$\Delta \ln M2_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln M2_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta INT_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta \ln EX_{t-i} + \beta_5 ECT_{t-1} + u_t \quad (13)$$

Burada ECT_{t-1} değişkeni Tablo 4’de verilen uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir. Bu katsayının işaretinin negatif olması beklenir.

Modelde gecikme uzunlukları AIC yardımıyla belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun yine 8 alındığı bu analizin sonucunda, kısa dönem ilişkisinin ARDL (7,6,8,7) modeli ile araştırılması gerektiği sonucuna varılmıştır. Bu modelin tahmin sonuçları Tablo 5’de gösterilmektedir.

Tablo 5: ARDL Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
ARDL Modeli (7,6,8,7)		
C	0.0099	0.7181 (0.4766)
$\Delta M2_{t-1}$	0.8495	4.4473(0.0001)***
$\Delta M2_{t-2}$	-0.0974	-0.6480 (0.5205)
$\Delta M2_{t-3}$	-0.3459	2.5308(0.0152)**
$\Delta M2_{t-4}$	0.4437	3.1258(0.0032)***
$\Delta M2_{t-5}$	-0.3080	-2.1157(0.0403)**
$\Delta M2_{t-6}$	0.05658	0.4424(0.6605)
$\Delta M2_{t-7}$	0.0869	0.7911(0.4333)
$\Delta \ln GDP_t$	0.2270	2.9960(0.0046)**
$\Delta \ln GDP_{t-1}$	-0.3511	-3.9294(0.0003)***
$\Delta \ln GDP_{t-2}$	0.0985	1.0052(0.3205)
$\Delta \ln GDP_{t-3}$	-0.0280	-0.3115(0.7569)
$\Delta \ln GDP_{t-4}$	-0.1421	-1.5274(0.1341)
$\Delta \ln GDP_{t-5}$	0.2577	2.7174(0.0095)***
$\Delta \ln GDP_{t-6}$	-0.0328	-0.3862(0.7013)
ΔINT_t	0.0005	1.2918(0.2035)
ΔINT_{t-1}	0.0012	2.5371(0.0150)**
ΔINT_{t-2}	-0.0013	-2.1695(0.0357)**
ΔINT_{t-3}	0.0002	0.3708(0.7126)
ΔINT_{t-4}	0.0008	1.2795(0.2077)
ΔINT_{t-5}	0.0001	0.1502(0.8813)
ΔINT_{t-6}	0.0004	0.7372(0.4651)
ΔINT_{t-7}	-0.0006	-1.1142(0.2715)
ΔINT_{t-8}	-0.0007	-1.6460(0.1072)
$\Delta \ln EX_t$	-0.3236	-4.5030(0.0001)***

Tablo 5’in Devamı

$\Delta \ln EX_{t-1}$	0.5328	5.5013(0.0000)***
$\Delta \ln EX_{t-2}$	-0.2657	-2.3871(0.0216)**
$\Delta \ln EX_{t-3}$	-0.1868	-1.9727(0.0551)*
$\Delta \ln EX_{t-4}$	0.3935	3.7095(0.0006)***
$\Delta \ln EX_{t-5}$	-0.2326	-1.9166(0.0621)*
$\Delta \ln EX_{t-6}$	-0.0835	-0.7907(0.4335)
$\Delta \ln EX_{t-7}$	-0.1289	1.5784(0.1220)
ECT_{t-1}	-0.7950	-3.1278(0.0032)***

Tanısal Testler

$R^2 = 0.7905$	$\bar{R} = 0.6308$	F İstat= 4.9526(0.00)	DW İstat= 2.041
$\chi^2_{RRMKH}(1) = 2.647(0.1037)$	$\chi^2_{BGAB}(2) = 3.0642(0.216)$	$\chi^2_{JBN}(2) = 6.3464(0.0418)$	
$\chi^2_{WDV}(1) = 64.6334(0.4543)$			

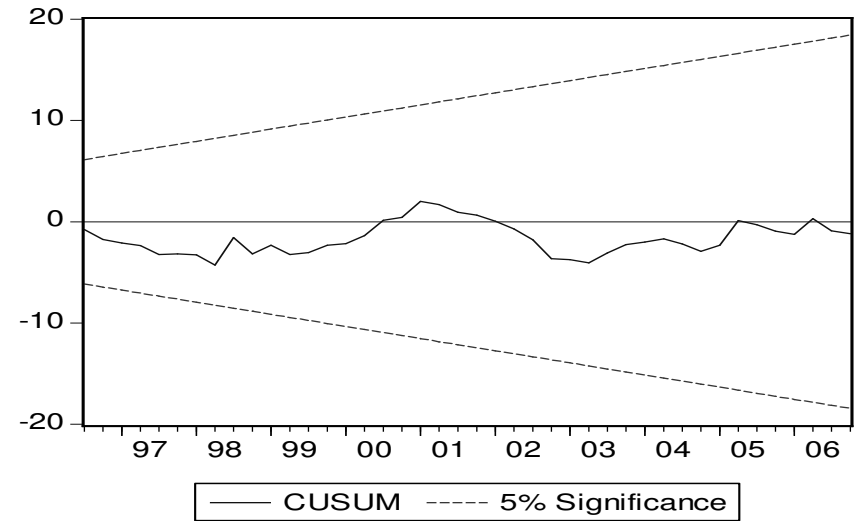
Not: Bağımlı değişken $\Delta \ln M2_t$ ’dir. ARDL modelindeki gecikme sayıları 8 olmak üzere, AIC’ya göre belirlenmiştir. Parantez içindeki rakamlar p-olasılık değerlerini göstermektedir. ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir.

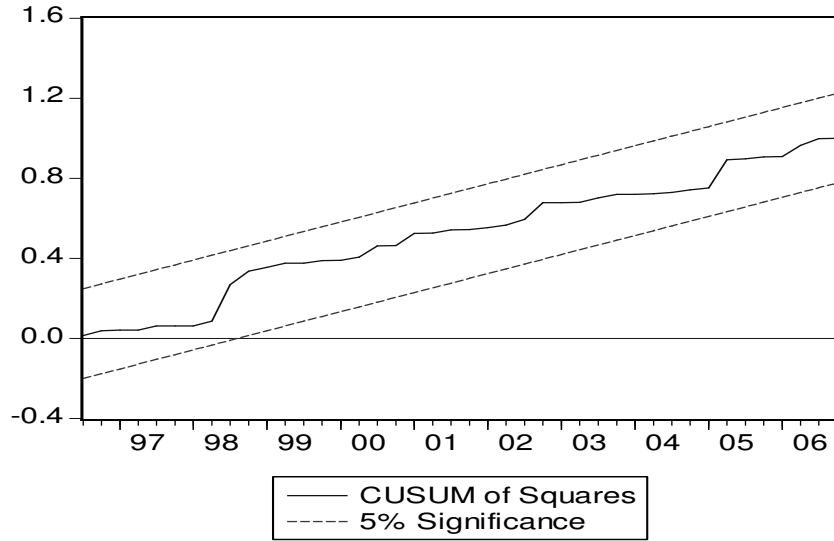
Kremers vd. (1992)’ne göre gecikmeli hata düzeltme teriminin (ECT_{t-1}) beklenen negatif işarete sahip ve anlamlı olması, incelenen dönemde dengeden herhangi bir sapmanın, gelecek dönemde düzeltilmekte olduğunu göstermektedir. Modelde hata düzeltme teriminin katsayısının [$ECT_{t-1} = -0.79$] işareti negatiftir ve yüzde 1 düzeyinde anlamlıdır. Bu katsayı kısa dönemdeki denge-sizliğin yüzde 79’unun uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir.

Diğer taraftan Laidler (1993)’e göre istikrarsızlık sorununun bir kısmı, uzun dönem ilişkisinden ayrılmayı karakterize eden kısa dönem dinamiklerinin eksik modellenmesinden kaynaklanabilmektedir. Bu nedenle uzun dönem parametrelerinin istikrarını test etmede kısa dönem dinamiklerinin de dikkate alınması gerekmektedir. Bu nedenle kısa dönem dinamiklerine ilişkin olarak hata düzeltme teriminin elde edilmesinde kullanılan uzun dönem katsayılarının istikrarının ölçülmesinde Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMQ testlerinden yararlanılmaktadır. CUSUM testi, n gözlem kümesiyle

ilişkili olarak kümülatif hata terimlerine dayanmakta ve yüzde 5 anlamlılığı gösteren iki kritik doğru arasında çizilmektedir. Hata terimlerine ilişkin olarak gösterilen CUSUM testi istatistiklerinden elde edilen eğri, yüzde 5 anlamlılığı gösteren kritik sınır arasındaysa, tahmin edilen katsayıların uzun dönemde istikrarlı olduğu söylenebilmektedir. Aynı işlem CUSUMQ, kümülatif hata terimlerinin karelerine dayalı olarak belirlenmekte ve anlamlılık testi değerlendirilmektedir. Aşağıda bu iki teste ilişkin grafiksel gösterim, Tablo 5’deki model sonucuna uygulanarak elde edilmiştir. Aşağıdaki Grafik 1’de CUSUM ve CUSUMQ istatistik değerlerinden elde edilen eğrilerin, M2 para talebi fonksiyonunda yüzde 5 anlamlılık düzeyinde istikrarı gösteren kritik sınırlar içinde yer aldığı görülmektedir. Bu sonuçtan hareketle Türkiye’de para talebinin istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Grafik 1: CUSUM ve CUSUMQ Test İstatistik Sonuçları*





* Kesikli doğrular yüzde 5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırları, düz çizgiler ise CUSUM ve CUSUMQ test değerlerini göstermektedir.

İstikrarlı para talebi koşullarında para arzını sınırlamayı amaçlayan bir para politikası talep yönetimini kolaylaştıracak ve fiyat istikrarının sağlanmasına katkıda bulunacaktır. Para arzındaki artış oranı, üretimde arzulan artış oranıyla uyumlu olduğu sürece fiyat artışlarının kabul edilebilir düzeyde olmasını sağlayabilecektir. Tang (2004: 488) geniş tanımlı para talebi ile onun belirleyicileri arasında istikrarlı bir ilişkinin varlığında parasal hedefleme stratejisi için uygun bir politika aracı olabileceğini ve para politikasının etkin ve iyi yönetimin bir işareti olarak yorumlanabileceğini ifade etmiştir. Böylece para talebinin istikrarıyla MB tarafından kontrol edilen para arzı reel değişkenler üzerinde beklenen etkiye sahip olacaktır. Buradan hareketle, incelenen dönemde CUSUM ve CUSUMQ test sonuçlarına göre TCMB'nın para politikası yönetiminde başarılı olduğu ve para arzının reel değişkenler üzerinde beklenen etkiye sahip olduğu söylenebilir.

SONUÇ

Uzun dönem para talebi fonksiyonu genel olarak uzun dönemde para baltansları ile para talebinin belirleyicileri arasındaki dengeyi sağlayan ilişki olarak tanımlanmaktadır. Para, üretim ve fiyatlar arasındaki ilişkinin istikrarı ve anlamlılığı para politikası uygulamalarında merkezi önem arz etmektedir. Bu değişkenler arasındaki ilişkiler hem parasal hedefleme stratejisinin hem de bir gösterge büyüklüğün uygulanabilmesi bakımından politikaların başarısında belirleyici olabilmektedir.

Bu çalışmada 1985–2006 döneminde Türkiye’de M2 para talebi modeli ARDL yaklaşımıyla tahmin edilmiş uzun dönemde modelin istikrarlı olup olmadığı CUSUM ve CUSUMQ testleriyle araştırılmıştır. Model sonucunda M2'nin gelir, faiz oranı ve döviz kuruyla eşbütünleşme ilişkisi gösterdiği ortaya konmuştur. Modelde para talebinin gelir, faiz ve kur elastikiyeti sırasıyla 0.52, -0.0105 ve 0.19'dur ve istatistiksel olarak anlamlı ve beklenen işaretlere sahiptir. Reel gelirdeki yüzde 1'lik bir artışın reel para talebinde yaklaşık yüzde 0.52 artışa, faiz esnekliği modelden dolayı yarı esneklik değerini gösterdiğinden faiz oranındaki yüzde bir puanlık artış para talebinde yaklaşık yüzde 0.1'lik azalışa yol açmaktadır. Döviz kurundaki yüzde 1'lik bir artış para talebinde yüzde 0.19'lük artışa neden olmaktadır.

Para talebinin faiz esnekliğinin mutlak değer olarak 1'den küçük olması, faiz oranının para politikasını etkileyebileceği anlamına gelebilmektedir. Döviz kurunun pozitif işarete sahip olması, literatürdeki servet etkisi tartışmasını destekler nitelikte bir sonucu yansıtmaktadır. Modelde döviz kuru değişkeninin anlamlı olması, gelecekteki finansal krizler için faiz oranı veya kur riskinin yanında para ikamesinin de işareti olarak yorumlanmaktadır. Bundan dolayı Türkiye’de uygulanan makro ekonomi politikaları ekonomik istikrarla birlikte yerli para cinsinden döviz kuru dengesini de sağlamaya odaklanmalıdır.

Modelde hata düzeltme terimi katsayısının işaretinin negatif (-0.79) ve anlamlı olması, kısa dönemdeki dengesizliğin yüzde 79'unun uzun dönemde düzeltilebileceğini göstermiştir. Ayrıca hata düzeltme modeline CUSUM ve CUSUMQ testleri uygulanarak Türkiye’de uzun dönemde para talebinin istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Böylece incelenen dönemde TCMB'nın para politikası yönetiminde başarılı olduğu sonucuna varılabilir. Ayrıca parasal hedefleme stratejisi için M2'nin uygun bir politika aracı ve para arzının reel değişkenler üzerinde beklenen etkiye sahip olabileceği söylenebilir.

KAYNAKÇA

- AKINLO, A. E.; (2006), “The Stability of Money Demand in Nijeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach”, **Journal of Policy Modelling**, 28(4), ss. 445-452.
- ANDOH, S. K. ve D. CHAPPELL; (2002), “Stability of The Money Demand Function: Evidence From Ghana”, **Applied Economics Letters**, 9(13), ss. 875-878.
- ARANGO, S. ve M. I. NADIRI; (1981), “Demand for Money in Open Economies” **Journal of Monetary Economics**, 7(1), ss. 69–83.
- AUSTIN, D., B. WARD ve P. DALZIEL; (2007), “The Demand for Money in China 1987–2004: A Non-Linear Modeling Approach”, **China Economic Review**, 18(2), ss. 190–204.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve M. POURHEYDARIAN; (1990), “Exchange Rate Sensitivity of The Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policies”, **Applied Economics**, 22(7), ss.917–925.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; (1991), “The demand for Money in An Open Economy: The United Kingdom”, **Applied Economics**, 23(6), ss.1037 – 1042.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; (1996), “The Black Market Exchange Rate and The Demand for Money in Iran” **Journal of Macroeconomics**, 18(1), ss. 171–176.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; (2001), “How Stable is M2 Money Demand Function Stable in Japan?”, **Japan and World Economy**, 13(4), ss.455-461.
- BAHMANI-OSKOOEE, M ve S. SUNGWON; (2002), “Stability of The Demand for Money in Korea”, **International Economic Journal**, 16(2), ss.85- 95.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve R.C.W. NG (2002) “Long-Run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model”, **International Journal of Business and Economics**, 1(1), ss.147-155.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve C. ECONOMIDOU; (2005), “How Stable is The Demand for Money in Greece?”, **International Economic Journal**, 19(3), ss. 461 – 472.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve M. KARACAL; (2006), “The Demand for Money in Turkey and Currency Substitution”, **Applied Economics Letters**, 13(10), ss. 635–642.

- BALL, L.; (2001), “Another Look at Long-Run Money Demand”, **Journal of Monetary Economics**, 47(1), ss.31- 44.
- BANERJI, A.; (2002), **Money Demand in Russian Federation: Selected Issues and Statistical Appendix**, IMF Staff Country Report No. 02/75.
- BUCH, C.M.; (1998), “Russian Monetary Policy-Assessing the Track Record”, **Economic Systems**, 22(2), ss.105–145.
- BREUER, J. B. ve A. F. LIPPERT; (1996), “Breaks in Money Demand”, **Southern Economic Journal**, 63(2), ss. 496–506.
- BROWN, R. L., J. DURBIN ve J. M. EVANS; (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time", **Journal of Royal Statistical Society, Series B**, 37, ss.149-163.
- CHEN S.L. ve J. L. WU (2005) “Long-Run Money Demand Revisited: Evidence From A Non-Linear Approach”, **Journal of International Money and Finance**, 24(1), ss. 19–37.
- CHOI, W. G. ve S. OH; (2003), “A Money Demand Function with Output Uncertainty, Monetary Uncertainty and Financial Innovation”, **Journal of Money, Credit, and Banking**, 35(5) ss. 685-709.
- CHOUHRY, T.; (1998), “Another Visit to the Cagan Model of Money Demand: The Latest Russian Experience”, **Journal of International Money and Finance**, 17(2) ss. 355–376.
- COOLEY, T. ve S. LEROY; (1981), “Identification and Estimation of Money Demand”, **American Economic Review**, 71(5), ss. 825–844.
- CZIRAKY, D. ve M. GILLMAN; (2006), “Money Demand in an Eu Accession Country: A VECM Study of Croatia”, **Bulletin of Economic Research**, 58(2), ss. 105-127.
- DARRAT, A. F.; (1986), ”The Demand for Money in Some Major OPEC Members: Regression Estimates and Stability Results”, **Applied Economics**, 18(2), ss. 127-142.
- DICKEY, D. ve W. A. FULLER; (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root”, **Econometrica**, 49(4), ss. 1057-1072.
- DUTKOWSKY, D. H. ve H. S. ATEŞOĞLU; (2001), “Demand for Money: A Structural Economic Investigation”, **Southern Economic Journal**, 68(1), ss.92-106.
- ENGLE, R.F. ve C.W.J. GRANGER; (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, 55 (2), ss.251-276.

- FISCHER A. M; (2007), “Measuring Income Elasticity for Swiss Money Demand: What Do The Cantons Say About Financial Innovation”, **European Economic Review**, (in Press, doi:10.1016/j.eurocorev.2006.12.002).
- FUNKE, M.; (2001), “Money Demand in Euroland”, **Journal of International Money and Finance**, 20(5), ss. 701–713.
- FRENKEL, J.; (1977) "The Forward Exchange Rate, Expectation , and the Demand for Money: The German Hyperinflation" **American Economic Review** 67(4), ss. 653-70.
- FRENKEL, J.; (1980) "The forward Exchange Rate, Expectation, and the Demand for Money- The German Hyperinflation:Repl" **American Economic Review** 70, ss.771-775
- FRIEDMAN, M. ve A. J. SCHWARTZ; (1982), **Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices and Interest Rates, 1867-1975**, University of Chicago Pres, Chicago.
- GEORGOPOULOS G. J.; (2006), “Estimating The Demand for Money in Canada: Does Including An Own Rate of Return Matter?”, **The Quarterly Review of Economics and Finance**, 46 (4), ss. 513–529.
- GOLDFELD, S.; (1973), “The Demand for Money Revisited”, **Brookings Papers Economic Activity**, 3, ss. 577– 635.
- HAFER, R.W ve D.W. JANSEN; (1991), “The Demand For Money in The United States: Evidence from Cointegration Tests”, **Journal of Money, Credit, and Banking**, Vol. 23(2), ss. 155–168.
- HENDRY, D. ve N. ERICSSON; (1991), “Modeling The Demand for Narrow Money in The United Kingdom and The United States”, **European Economic Review**, 35(4), ss.833– 886.
- HOFFMAN, D.L. ve R.H. RASCHE; (1991), “Long-Run Income And Interest Elasticities of Money Demand in The United States”. **The Review of Economics and Statistics**, 73 (4), ss. 665–674.
- HOMARI, N. ve S. HOMARI; (1999), “Stability of The Money Demand Function in Germany”, **Applied Economics Letters**, 6(5), ss.329-332.
- HONDROYIANNIS, G., P.A.V.B. SWAMY, ve G. S. TAVLAS; (2001), “The Time-Varying Performance of The Long-Run Demand For Money in The United States”, **Economic Inquiry**, 39(1), ss. 111-123.

- HAUG, A.A. ve R.F., LUCAS; (1996), “Long-Run Money Demand in Canada: in Search of Stability”, **The Review of Economics And Statistics** 78(2), ss.345–348.
- HAUG, A.A; (2006), “Canadian Money Demand Functions: Cointegration-Rank Stability” **The Manchester School**” 74(2), ss. 214–230.
- HAUG, A. A. ve J. TAM; (2007), “A Closer Look at Long-Run U.S. Money Demand: Linear or Nonlinear Error-Correction with M0, M1 or M2?” **Economic Inquiry**, 45(2), ss.363-376.
- HSING, Y.; (1989), “On the Variable Money Demand Elasticity: The Case of Taiwan”, **International Economic Journal**, 3(3, ss. 43 – 52.
- JOHANSEN, S.; (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors, **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12(2-3), ss. 231-254.
- JOHANSEN, S. ve K. JUSELIUS; (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to The Demand for Money, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52(2), ss. 169–210.
- JONSSON, G.; (2001), **Inflation, Money Demand, and Purchasing Power Parity in South Africa**, IMF Staff Papers, 48(2), ss. 243-265.
- JUDD, J. P. ve J. L. SCADDING; (1982), “The Search for A Stable Money Demand Function: A Survey of The Post-1973 Literature”, **Journal of Economic Literature**, 20(3), ss. 993–1023.
- KING, R., C., PLOSSER, J. STOCK, ve M. WATSON; (1991), “Stochastic Trends and Economic Fluctuations”. **American Economic Review**, 81(4), ss. 819–840.
- KOĞAR, Ç. İ.; (1995), **Cointegration Test For Money Demand The Case for Turkey and Israel**, Discussion Paper, No: 9514, The Central Bank of The Republic of Turkey, Research Department.
- KNELL, M. ve H. STIX (2005), “The Income Elasticity of Money Demand: A Meta-Analysis of Empirical Results”, **Journal of Economic Surveys**, 19(3), ss. 513-533.
- KREMERS, J.J., N.R. ERICSON ve J.J. DOLADO; (1992), “The Power of Cointegration Tests”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 54(3), ss. 355-347.
- LAIDLER, E. W. D. (1993) **The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems**, 4. Edition, Harper Collins College Publishers, New York.

- MANKIW, N.; (1991), **The Reincarnation of Keynesian Economics**, NBER Working Paper No. 3885.
- ONAFOWORA, O.A. ve O. OWOYE; (2005), “Currency Substitution and The Stability of the Demand For Money in East Asia”, **Global Economic Review**, 34(2), ss. 233-259.
- OOMES, N. ve F. OHNSORGE; (2005), “Money Demand and Inflation in Dollarized Economies: The Case of Russia”, **Journal of Comparative Economics**, 33(3), ss. 462–483.
- ORDONEZ, J.; (2003), “Stability and Non-Linear Dynamics in The Broad Demand for Money in Spain”, **Economics Letters**, 78(1), ss. 139–146.
- ÖZDEMİR, K. A. ve P. TURNER; (2007), “A Monetary Disequilibrium Model For Turkey: Investigation of A Disinflationary Fiscal Rule and its Implications For Monetary Policy”, **Journal of Policy Modeling**, (in Press, doi:10.1016/j.jpolmod.2007.02.004, ss. 1-13.
- PESARAN, H., ve Y. SHIN; (1995), “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”, iç. S. Strom, A. Holly ve A. Diamond (Eds.), **Centennial Volume of Ranger Frisch**, Cambridge University Press.
- PESARAN, H.; Y.SHIN ve R.J SMITH; (1996), “Testing for Existence of A Long-Run Relationship”, **DAE Working Paper**, No. 9622, Department of Applied Economics, University of Economics.
- PESARAN, H.; Y.SHIN ve R..J SMITH; (2001), “Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships”, **Journal of Applied Econometrics**, 16(3) ss. 289-326.
- PELIPAS, I.; (2006), “Money Demand and Inflation in Belarus: Evidence from Cointegrated VAR”, **Research in International Business and Finance**, 20(2), ss. 200–214.
- PRADHAN, K. B. ve A. SUBRAMANIAN; (2003), “On The Stability of Demand for Money in A Developing Economy Some Empirical Issues”, **Journal of Development Economics**, 72(1), ss. 335– 351.
- RAMACHANDRAN, M.; (2004), “Do Broad Money, Output, and Prices Stand for A Stable Relationship in India?”, **Journal of Policy Modeling**, 26(8-9), ss. 983–1001.
- SARGENT, T. ve N. WALLACE; (1975), “Rational Expectations, The Optimal Monetary Policy Instrument and Optimal Money Supply”, **Journal of Political Economy**, 83(2), ss. 241– 254.

- SRIRAM, S. S.; (2002), “Determinants and Stability of Demand for M2 in Malasia”, **Journal of Asian Economics**, 13(3), ss. 337-356.
- STOCK, J. ve M. W. WATSON; (1993); “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated System” **Econometrica**, 61(4), ss.783–820.
- TANG, T. C.; (2004), “Demand for Broad Money and Expenditure Components in Japan: An Empirical Study”, **Japan and the World Economy**, 16(4), ss. 487–502.
- WU, C. S.; J. L. LIN, G. C. TIAO ve D. D. CHO; (2005), “Is Money Demand in Taiwan Stable?”, **Economic Modelling**, 22(2), ss. 327-346.