

FINANSAL FAKTÖRLERİN REEL PARA TALEBİ ÜZERİNDEKİ ROLÜ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

The Roles of Financial Factors on the Real Money Demand: Turkey Case

Mustafa SEVÜKTEKİN*

Mehmet NARGELEÇEKENLER*

BAÜ
SBED
18(1)

45

ÖZ

Araştırmanın Temeli: Değişen finansal koşullarda para talebi fonksiyonunun hareketi önemlidir. Para talebi üzerine yapılan çalışmalar para talebi belirleyicilerinin; reel gelir, faiz ve son zamanlarda hisse senedi fiyatları olduğunu göstermektedir. Bu finansal faktörlerin para talebi üzerindeki etkileri yatırımcıların karar verme davranışlarını belirleyecektir.

Araştırmanın Amacı: Bu çalışma Türkiye'deki finansal faktörlerin M1 ve M2 para talebinin davranışları üzerinde olan etkilerini analiz etmektedir. Bu amaçla çalışmada, 1988:01-2006:09 dönemi için çok değişenli kointegrasyon yaklaşımı kullanılarak M1 ve M2 para talebi fonksiyonları; reel gelir, faiz oranı, döviz kuru ve reel hisse senedi fiyatı ile tahmin edilmektedir.

Tartışma ve Sonuç: Bulunan sonuçlar M1 ve M2 para taleplerinin uzun dönem ilişkilerini ve hem M1 hem de M2'nin dinamik yapılarındaki kararlılığı sergilemektedir. Ayrıca M1 üzerinde reel gelir, faiz ve reel hisse senedinin daha etkili olduğu bulunurken, M2 üzerinde döviz kurunun daha etkili olduğu bulunmaktadır. Döviz kuru para talebi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu için bu durum Türkiye'de dövizin gelecekte artacağı düşüncesinin hakim olduğunun göstergesidir. Reel hisse senedi, para talebi (hem M1 hemde M2'de) üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahiptir. Bu yüzden, para talebi davranışında reel hisse senedinin anlamlı etkisi Türkiye'de para talebinin servet (refah) etkisi yarattığını göstermektedir.

Anahtar Sözcükler: Para talebi, birim kök, kointegrasyon, hata düzeltme modeli, CUSUM ve CUSUMKARE kararlılık testi.

ABSTRACT

Fundamental of Study: The action of a money demand function is important in a changing financial condition. The studies about money demand show that the determinants of demand money are real income, interest rate, and latterly stock prices. The affect of these financial factors on money demand will determine decide behavior of investors.

Goal of Study: This study analyses the roles of financial factors on the behavior of M1 and M2 demands in Turkey. For this purpose in the study using the multivariate cointegration approach for the 1988:01–2006:09 period, M1 and M2 money demand functions is estimated by using real income, interest rate, exchange rate, and real stock prices.

Discussion and Result: Our results exhibit that the long-run M1 and M2 money demands and structural stability in the dynamic specification of both M1 and M2 demand. In addition, we found that while exchange rate the more effect on M2, real income, interest rate and real stock price the more effect on M1. The exchange rate have a significant and positive effect on money demand, it is indicate that thinking of rising exchange rate in the future is dominate in Turkey. Real stock prices have a significant and positive effect on long-run money demand (in both M1 and M2). Therefore, we show the significance of real stock prices in influencing the demand behavior, indicating the dominance of the wealth effects in Turkey.

Keywords: Money demand, unit root, contegration, error correction model, CUSUM and CUSUMQS stability test.

* Prof. Dr., Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F.

* Arş. Gör., Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F.

1. GİRİŞ

Değişen finansal yapı içerisinde para talebi fonksiyonun davranışları son zamanlarda dikkat çeken bir konudur. Para talebi üzerine yapılan çalışmalarda para talebin belirleyicilerinin; reel gelir, faiz ve son yıllarda da hisse senedi fiyatları olduğu görülmektedir. Faiz ve geliri para talebinin bir fonksiyonu olarak alan bir çok çalışma uzun yıllardır olmasına karşın Friedman (1988)'e kadar hisse senedini para talebi fonksiyonuna alan bir çalışma söz konusu değildir.

Bu çalışmanın amacı finansal faktörler ve uzun dönem para talebi arasındaki ilişkiyi incelemektir. Para talebi çalışmalarında reel gelir, faiz ve hisse senedi fiyatları bağımsız değişken olarak alındığında uzun dönem para talebi fonksiyonun kurulabildiği gösterilmektedir. Burada ise ilave olarak para talebi denkleminde (hem M1 hem de M2'de) döviz kuru eklenerek bulunan sonuçlar değerlendirilmektedir. Döviz kurunun para talebi denkleminde dâhil edilmesi Mundell (1963)'e dayanmaktadır. Ampirik çalışmalarda kullanılması ise Arango ve Nadiri (1981); Bahmani-Oskooee ve Pourheydarian (1990); Chowdhury (1997); Andrescu, Mohammadi ve Payne (2004) ve Akinlo (2006) gibi bir çok ülke üzerine yapılan çalışmalar ile yaygınlaşmaktadır. Daha önce yapılmış olan birçok çalışma gibi, çalışmamızda da finansal faktörlerin (reel gelir, faiz, hisse senedi ve döviz kuru) para talebi üzerindeki etkileri kointegrasyon ve hata düzeltme modeli çerçevesinde ele alınacaktır. Daha sonra uzun dönem para talebi denklemini kullanarak değişen finansal yapı içerisinde para talebi fonksiyonunun elastikiyeti ve bu çerçevede para talebinin yapısal kararlılığı ele alınmaktadır.

Çalışmanın yapısı aşağıdaki şekildedir: İkinci bölümde son yıllarda para talebi üzerine yapılan çalışmalara ilişkin kısa bir gözden geçirme için teorik altyapı sunulmaktadır. Üçüncü bölümde model ve tahmin sürecini tanıtmak için ekonometrik çerçeve ve model üzerinde durulacaktır. Daha sonra dördüncü bölümde çalışmada kullanılan veriler ve tahmin sonuçlarını gösteren ampirik bulgular değerlendirildikten sonra, çalışmanın son kısmı olan beşinci bölümde sonuçlar ortaya konulmaktadır.

2. TEORİK ALTYAPI

Ampirik olarak Cagan ve Schwartz (1975), Hafer ve Hein (1984) ve Moghaddam (1997) yaptıkları çalışmada finansal hareketin hızlı olduğu durumda faiz ve para talebi elastikiyetini oldukça düşük bulmuşlardır. Yani faizin para talebi üzerine olan etkilerini ortaya koyan çalışmalara göre finansal piyasaların reel para talebi üzerine olan etkinliğini gösteren faiz-talep elastikiyeti düşüktür (İbrahim, 2001).

Friedman (1988)'e göre hisse senetlerinin para talebi üzerindeki etkilerinin pozitif veya negatif olabilir. Eğer etki pozitif ise servet etkisine negatif ise ikame etkisine neden olmaktadır (Friedman: 1988). Negatif ikame etkisi para tutmanın fırsat maliyeti kavramından gelir. Ayrıca Friedman pozitif etkinin negatif etkiye oranla daha sık ortaya çıktığını vurgulamaktadır. Thornton (1998)'de yine ikame etkisine nazaran servet etkisinin daha baskın olması, hisse senetlerinin fiyatları yükseldiğinde para tutmanın artacağını gösterir. Bu durumda gerektiği dönemde hisse senedi fiyatlarının yükseltilmesiyle, gelir ve enflasyon gibi para politikası hedeflerine daha kolay ulaşılması sağlanabilir. Ancak ikame etkisinde daha sıkı para politikalarına ihtiyaç olacaktır.

Furey (1993) döviz kurunu modele katarak yaptığı analizde, dövizin para talebi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu bulmuştur. Choudhry (1996) çalışmalarında Kanada ve ABD için, Thornton (1998) ise Almanya için hisse senetleri ile M1 ve M2 reel para talebi arasındaki ilişkiyi kointegrasyon ve hata düzeltme yaklaşımı ile analiz etmişlerdir. Her iki çalışmada bu ülkeler için

para talebinin davranışında reel hisse senedinin pozitif ve anlamlı bir rolü olduğunu belirlemişlerdir.

Marashdeh (1997)'de uzun dönem para talebi (M1) fonksiyonuna; gelir, fiyatlar, 6 aylık ortalama mevduat oranı ve ticari ağırlıklı döviz kurunu bağımsız değişken olarak almıştır ve para talebinin kararlı olduğunu belirlemiştir. Tan (1997)'de para talebi fonksiyonunu (M0, M1, M2 ve M3) tahmin etmiştir. Modelde kullandığı değişkenler; gayri safi yurt içi hasıla, paranın getiri oranı, farklı aktiflerin getiri oranları ve döviz kurudur. Fakat tahmin ettiği dinamik model sonucunda para talebinin kararsız olduğunu ortaya koymuştur (Ibrahim, 2001).

Ibrahim (1998)'de M1 ve M2 para talebinin uzun dönem varlığını araştırmıştır. Ancak kullandığı bağımsız değişkenler ile M1 arasında uzun dönemli bir ilişki bulamamıştır. M2 ile bağımsız değişkenler arasında bulunduğu uzun dönem ilişki sonucunda ise M2 para talebinin kararsız olduğunu belirlemiştir. Ibrahim (2001)'de Malezya için finansal yeniliklerin olduğu dönemlerde M1 ve M2 para talebi elastikiyetlerinin değişimini analiz etmiştir. Bulduğu sonuca göre, M1 kararsız olmasına karşın hem M1 hem de M2 için uzun dönem ilişkinin söz konusu olduğudur.

Hamuri ve Hamuri (1999) çalışmalarında Almanya için para talebinin kararlılığını analiz etmişlerdir. M1, M2 ve M3 reel para talebi ile reel gayri safi yurt içi hasıla, üç aylık gecelik faiz oranı arasında kararlı bir ilişki olduğunu belirlemişlerdir.

Karfakis ve Opoulos (2000) ile Yunanistan'daki dar anlamda para talebi (M1) için uzun dönem kararlılığı ele almışlardır. Reel para talebinin belirleyicileri olan reel gelir ve faiz arasında uzun dönemli ilişkisinin varlığını kointegrasyon yaklaşımı ile ortaya koymuşlardır. Siddiki (2000) çalışmasıyla Bangladeş için reel para talebinin kararlı bir uzun dönem ilişkisi sergilediğini ortaya koymuştur. Para talebinin belirleyicileri olarak; gelir, faiz, döviz kurunu kullanmıştır. Gelir ve faizin uzun dönem katsayılarını pozitif bulurken, dövizin işaretini negatif bulmuştur. Buldukları bu sonucu, finansal korunma (parasal birikimi artırmak) için dış döviz piyasasındaki çarpıklığın azaltılmasına bağlamıştır. Ayrıca Siddiki (2000) çalışmasında Bangladeş para talebinin finansal ya da döviz kuru politikalarındaki değişime rağmen kararlı olduğunu ortaya koymuştur.

Bahmani-Oskooee, Martin ve Niroomand (1998) çalışmalarında İspanya için döviz kurunun M1 ve M2 para talebi üzerindeki duyarlılığını incelemiştir. Gelir ve kısa dönem faiz oranları bağımsız değişkenlerine döviz kuru da eklendiğinde M2 modeli iyileşirken M1'i etkilememiştir. Ancak hem M1 hem de M2 belirleyicileriyle kointegre ilişki içindedir. Aynı zamanda döviz kuru M2 denkleminde kullanıldığında para talebinin kararlı olduğunu belirlemişlerdir. Bahmani-Oskooee ve Bohl (2000)'de M1, M2 ve M3 para taleplerini kullanarak Almanya için para talebinin kararlılığını CUSUM ve CUSUMQS testleri incelemiştir. Sonuçları Doğu ve Batı Almanya birleştikten sonra Almanya'yı bir bütün olarak almış ve M1, M2 ve M3 para taleplerinin kararsız olduğunu ortaya koymuştur. Bahmani-Oskooee ve Techaratanachai (2001) çalışmalarının sonucu Tayland'da, gelir ve faizin yanında döviz kuru varken de yokken de M2 para talebinin kararlı olduğudur. Bahmani-Oskooee (2001)'de Japonya için para talebi fonksiyonunu tahmin etmiştir. Sonuçta M2 ile gelir ve faiz arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ve para talebinin kararlı olduğu bulunmuştur. Bahmani-Oskooee (2002) çalışmasıyla Kore'de M2 para talebi ile gelir, faiz ve döviz kuru arasında kointegre bir ilişki olmasına karşın, para talebinin kararsız olduğunu ortaya koymaktadır. Bahmani-Oskooee ve Ng (2002) çalışmalarında, otoregresif dağıtılmış gecikmeler (ARDL) yaklaşımını kullanarak Hong Kong için uzun

dönemli para talebi fonksiyonunu tahmin etmişlerdir. Çalışmada gelir, faiz ve döviz değişkenlerini para talebi için belirleyici olarak kullanmışlar ve para talebinin bu belirleyiciler ile hem kointegre hem de kararlı olduğunu bulmuşlardır. Bahmani-Oskooee ve Chomsisengphet (2002)'de kointegrasyonun kararlılığı ima etmediğini gelişmiş 11 OECD ülkesi için orta koymaktadır. Buldukları sonuçlara göre tüm ülkelerin para talebi fonksiyonları uzun dönem ilişki sergilerken, iki ülke dışındaki ülkelerin para talebi fonksiyonlarının kararlı bulunmuştur. Bahmani-Oskooee ve Rehman (2005)'te Asya'daki bazı gelişmekte olan ekonomiler için para talebinin kararlılığını analiz etmişlerdir. CUSUM ve CUSUMQS testini kointegrasyon analizine dahil ederek yaptıkları çalışmada, M1 ya da M2'nin gelir ve döviz kuru belirleyicileriyle kointegre olmalarına rağmen, tahmin edilen parametrelerin kararlı olmadıklarıdır. Bahmani-Oskooee ve Economidou (2005) çalışmalarında Yunanistan için M1 ve M2 reel para taleplerinin kararlılığını analiz etmişlerdir. Buna göre M1 ve M2 para talepleri ile gelir ve faiz kointegre olmalarına karşın M2 kararlı değildir, M1 ise kararlıdır.

Berument ve Taşçı (2002)'de para-gelir ilişkisinin kararlılığını yedi OECD ülkesi için VAR modeliyle analiz etmişlerdir. 1980 öncesi ve sonra olmak üzere iki alt örnekleme ayırdıkları çalışmalarında fiyat, döviz kuru ve likidite gibi bazı açıklanması gereken noktalar olmasına karşın, VAR modeli sonucunda her ülke için paralel sonuçlar belirlemişlerdir.

Civcir (2003)'te para talebi ile faiz, enflasyon ve beklenen döviz kuru arasındaki ilişkiyi ve bu ilişkinin değişmezliğini ampirik olarak ele almıştır. Civcir (2003) çalışmasında Türkiye'de döviz kurunun para talebi fonksiyonunda anlamlı bir etkiye sahip olduklarını belirlemiştir. Buna karşın enflasyon ve gelir etkisinin kısa dönemde uzun dönemden daha küçük olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca 1987:01-1999:12 dönemi için tahmin ettiği para talebi fonksiyonun finansal krizler ve reformlara karşın yinede kararlı olduğunu bulmuştur. Hafer ve Kutun (2003) çalışmalarında Filipinler'de finansal yeniliklerin para talebi ile gelir ve faiz arasındaki uzun dönem ilişkisini bozup bozmadığını araştırmışlardır. Sonuçta finansal yeniliğin M1 üzerinde etkili iken M3 üzerinde etkili olmadığını bulmuşlardır.

Baharumshah (2004)'de Malezya için reel M2 ile faiz oranı, gelir ve hisse senetlerinin kointegre olduğunu göstermiştir. Buna göre hisse senetleri fiyatı negatif ve anlamlı olduğu için ikame etkisi gösterdiğini bulmuştur. Ayrıca uyguladığı nedensellik testleri sonucunda M2 ve hisse senetleri arasında en azından dolaylı bir ilişki olduğunu belirlemiştir. Andrescu vd. (2004) çalışmalarında Romanya için hem dar hem de geniş anlamda para talebi fonksiyonunu tahmin etmişlerdir. Buldukları sonuçlara göre reel para talebinin reel gelir, faiz ve döviz kuruna duyarlıdır. Ayrıca reel gelirin birim gelir elastikiyet teorisini destekledikleri çalışmalarında fırsat maliyetlerini gösteren dövizin pozitif, faizin ise negatif olarak doğru işaretli buldukları ortaya konulmaktadır.

Onafovora ve Owoye (2005) çalışmalarında para talebinin kararlılığını beş Doğu Asya ülkesi (Endonezya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland) için test etmişlerdir. Çalışmada para talebi ile reel gelir, yerel faiz, döviz kuru ile düzeltilmiş yabancı faiz (Amerikan) oranı ve döviz kurundaki beklenen düşüş arasında kointegre bir yapı olduğunu belirlemişlerdir. Sonuçlar Amerikan hazine bonosunun ve Amerikan Dolarının Doğu Asya ülkelerinde para talebi için önemli rol oynadığı yönündedir. Ayrıca bu ülkeler için Asya krizinin para talebi üzerinde negatif etki yarattığı bulunmuştur. Çalışmada alınan dönemde para talebinin kararlılığı üç ülke için sağlanırken diğer iki ülke için sağlanamamıştır.

Akinlo (2006)'da ARDL yaklaşımını CUSUM ve CUSUMQS ile birleştirerek Nijerya için M2 para talebinin kararlı olduğunu belirlemiştir. Çalışmasının sonuçları M2'nin gelir faiz ve döviz kuru ile kointegre olduğunu göstermiştir. Gelir elastikiyetini pozitif ve birime yakın bulurken, faiz elastikiyetini negatif ve döviz kurunun işaretini pozitif tahmin etmiştir. Pelipas (2006) çalışması ile Belarus'daki para talebi ve enflasyonu kointegrasyon yaklaşımı ile analiz etmiştir. Nominal para talebi (M1) ile enflasyon, sanayi üretim indeksi, nominal döviz kuru arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını ortaya koymuşlardır. Benzer biçimde reel para talebi için de uzun dönemli ilişkinin var olduğu enflasyon değişkeni model dışında bırakılarak belirlenmiştir.

3. EKONOMETRİK ÇERÇEVE VE MODEL

Çalışmada öncelikle her bir zaman serisi için durağanlık analizleri yapılarak serilerin integrasyon mertebeleri belirlenmektedir. Bu amaçla bir literatürde bir çok birim kök testi geliştirilmiştir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2005). Bu testlerden en çok kabul gören ilk test Dickey-Fuller (1979, 1981) testidir. Dickey ve Fuller (1979, 1981) birim kök testleri hata teriminin bağımsız ve özdeş dağıldığını $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ varsaymaktadır. Fakat gerçekte çoğu zaman bu durum geçerli olmadığından, eğer hata terimindeki serisel korelasyon sıfırdan farklı ise bu serisel korelasyonu ortadan kaldırmak için bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklenir. Bu durumda bu yeni teste de Artırılmış Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller, ADF) birim kök testi denir. ADF testinin en genel model kalıbı aşağıdaki gibi sunulabilir:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ veya temiz-dizi olduğu varsayılan hata terimidir. Modele eklenmesi gereken gecikme sayısı ise Ng ve Perron (1995) tarafından öne sürülen Akaike bilgi kriteri, (AIC) ve Schwarz bilgi kriteri (SIC) gibi yaklaşımlar kullanılmaktadır. Said ve Dickey (1984) ise gecikme sayısı ile örneklem hacmi arasında deterministik bir ilişki olduğunu bulmuşlardır.

İkinci olarak üzerinde durulacak alternatif birim kök testi hata teriminin temiz-dizi olmadığını ileri sürmektedir. Phillips ve Perron (1988) çalışmalarında Dickey-Fuller testlerine bir düzeltme faktörü eklemiştir.

$$Z_\alpha = T(\hat{\phi}_1 - 1) - CF \quad (2)$$

Burada CF düzeltme faktörüdür ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$CF = \frac{0.5(s_{T\ell}^2 - s_\varepsilon^2)}{\sum_{t=2}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 / T^2} \quad (3)$$

Burada s_ε^2 uzun dönem varyansıdır. Dolayısıyla Phillips ve Perron (1988) testi aşağıdaki testi temel alır:

$$Z_t = \left(\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{s_{T\ell}} - (1/2) \frac{(s_{T\ell}^2 - s_\varepsilon^2)}{\left[s_{T\ell}^2 \left(T^{-2} \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \right]} \quad (4)$$

Andrews (1991) çalışmasında ℓ ile gösterilen gecikme parametresinin tutarlılığı için $\ell \rightarrow \infty$ iken $\ell = o(T^{1/3})$ olması gerektiğini varsaymaktadır. Ancak Phillips-Perron testinin de zayıf yönü olarak hata teriminde örneklem çarpıklığı görülmesidir. Schwert (1989) eğer örneklem çarpıklığı düzeltilirse Phillips-Perron testinin ADF testine göre daha güçlü olduğunu göstermektedir.

Şu ana kadar üzerinde durulan birim kök testlerinde boş hipotez birim kökün varlığını ileri sürerken alternatif hipotez durağanlığı göstermektedir. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) (1992) çalışmalarında ise birim kök hipotezinin farklılaştırarak birim kök testinin gücünün arttığını ileri sürmüşleridir. Temelde KPSS testinin amacı yine serileri trendden arındırarak birim kök testi gerçekleştirmektir. KPSS testi için tahmin edilen modeller aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \beta t + w_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$w_t = w_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Burada, w_t model için rassal yürüyüş süreci, t deterministik trend, ε_t durağan hatalar ve u_t ise $iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 'dur. KPSS testinin ilk aşaması y_t serisinin kesme ve trend üzerine regresyonundan elde edilen hataları hesaplamaktır.

$$S_t = \sum_{t=1}^T e_t \quad t=1,2,3,\dots,T \text{ için} \quad (7)$$

ve daha sonra LM testi aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(\ell) \quad (8)$$

Burada, $s^2(\ell) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{\ell} w(s, \ell) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$ olarak tanımlanır.

$s^2(\ell)$ 'nin tutarlı bir tahminini $\ell \rightarrow \infty$ giderken $T \rightarrow \infty$ için $\ell = o(T^{1/2})$ oranıyla hesaplanmak mümkündür.

Daha sonra değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi araştırılmaktadır. Johansen (1988, 1991) maksimum olabilirlik tekniği ekonomik zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkileri ortaya koymakta sıkça kullanılmaktadır. Bu yaklaşım m-boyutlu Vektör otoregresyon (VAR) modelinin uygun bir hata düzeltme modeli olarak yazılmasına imkân vermektedir:

$$\Delta X_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_1 \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Burada Γ_0 vektörü verilerdeki olması mümkün olan deterministik yığılmayı göstermektedir. ε_t m-boyutlu ve Λ kovaryans matrisiyle özdeş bağımsız normal dağılmaktadır, $\varepsilon_t \sim N(0, \Lambda)$ (Weliwita ve Ekanayake, 1998; Vamvoukas, 1998). Π matrisi değişkenler arasındaki uzun dönem bilgiyi içermektedir (Baharumshah, 2004). Π matrisinin rankı $0 < \text{rank}(\Pi) = r < m$ olduğunda değişkenler arasında bir

uzun dönem ilişkisinden bahsedilebilir (Thornton, 1998). VAR modelindeki gecikme uzunluğunun (k) belirlenmesi için AIC ve SIC bilgi kriterleri kullanılabilir (Bahmani-Oskooee ve Techaratanachi, 2001). Bu kriterlerin yanında özellikle paket programlar tarafından sunulan; Olabilirlik oranı testi (LR), Nihai öngörü hatası (Final Prediction Error, FPE) ve Hannan-Quinn bilgi kriteri (HQ)'de yer almaktadır.

Çalışmada para talebin fonksiyonun uzun dönem ilişkisi kointegrasyon ve hata düzeltme modeli çerçevesinde ele alınmaktadır. Bu nedenle açık ekonomiler için para talebini gösteren fonksiyona reel hisse senedi bir değişken olarak alınarak, model yeniden aşağıdaki gibi düzenlenmektedir:

$$M_t = \alpha + \beta Y_t + \phi R_t + \theta E_t + \gamma S_t + u_t \quad (10)$$

Burada M_t reel para talebi, Y_t reel gelir, R_t faiz oranı, E_t döviz kuru ve S_t reel hisse senedir. u_t ise hata (artık) terimini göstermektedir. Gelir ve faiz fırsat maliyetleri değişkenleridir. Döviz kuru normalde açık ekonomilerde veya para talebinin uluslararası belirleyici olarak modele eklenir. Yani döviz kurunu modele eklenmesi yerli ve yabancı para arasındaki değişimi yakalar. Fakat döviz kurunun yerel para talebi üzerindeki etkisi pozitif veya negatif olabilir. Eğer kurun düşmesi toplumda yeni düşümlere neden olacağı düşüncesini doğuruyorsa, ozaman döviz kuru para talebinde negatif bir etkiye yol açacaktır. Ters durumda, eğer kurda yükseliş bekleniyorsa, bu durumda da döviz kuru para talebi üzerinde pozitif etkiye sahip olacaktır (Ibrahim, 2001). Reel hisse senetlerinin para talebi üzerindeki etkilerinin pozitif veya negatif olabileceğini göstermektedir. Eğer etki pozitif ise servet etkisine negatif ise ikame etkisine neden olmaktadır (Friedman: 1988).

Denklem (10) Engle and Granger (1987) çerçevesinde kointegrasyon kavramıyla uyuşan para talebinin uzun dönem formudur. Uzun dönem para talebi fonksiyonunun varlığı modelde yer alan değişkenler bireysel olarak durağan-dışı olsalar da keyfi olarak hareket etmeyeceğini ima eder. Yani uzun dönem dengesinde oluşacak herhangi bir sapma düzeltilecektir. Bu nedenle denklem (10) kointegre edici vektör olarak bilinmektedir.

4. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR

Finansal faktörlerin M1 ve M2 üzerine etkileri analiz edilirken kullanılacak veri grubu 1988:01-2006:09 aralığını kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan zaman serilerinin faiz ve enflasyon serisi dışındaki seriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) elde edilmiştir. Faiz ve enflasyon serileri ise Hazine Müsteşarlığının web sitesinden alınmıştır. Reel para talebi serilerini (M1 ve M2) bulmak için nominal M1 ve M2 serileri enflasyon oranı (TUF) ile deflete edildikten sonra logaritmaları alınmıştır. Reel gelir (Y) değişkenini bulmak için reel sanayi üretim serisinin logaritması alınmıştır. Burada reel sanayi üretim serisi, nominal sanayi üretim serisinin enflasyon oranıyla deflete edilmesi sonucunda bulunmuştur. Faiz (R) serisini elde etmek için hazine iskontolu ihaleleri yıllık bileşik faiz oranlarının logaritması alınmıştır. Döviz kuru (E) serisi, dolar kuru satış fiyatının logaritması alınarak elde edilmiştir. Son olarak reel hisse senedini (S) elde etmek için ise IMKB Ulusal 100 endeksi kapanış fiyatı gayri safi milli hasıla deflatörüne oranlandıktan sonra logaritması alınmıştır¹. Dolayısıyla çalışmada kullanılan tüm serilerin logaritmalarının alınması hem büyüme oranlarıyla ile çalışma imkanı verecek hem de kurulacak regresyon modelindeki tepki katsayıları kullanılarak her bir değişkenin elastikiyetini yorumlanabilecektir.

¹ Değişken tanımları yapılırken; Abdullah 1998; Andrescu vd. 2004; Baharumshah 2004; Friedman 1988; Ibrahim 2001; Onafowora ve Owoye 2005; Siddiki 2000 ve Pelipas, 2006'dan yararlanılmıştır.

Son dönemde yapılan çalışmalar, bir çok ekonomik zaman serisinin stokastik trende sahip (durağan-dışı) olduğunu gösterdiğinden finansal faktörlerin M1 ve M2 üzerindeki etkileri analiz edilmeden önce, çalışmada kullanılan serilerin durağanlığının araştırılması gerekmektedir. Yani serilerin integrasyon mertebeleri belirlenmelidir. Tablo 1 serilere uygulanan birim kök testleri sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 1. Zaman Serilerine İlişkin Birim Kök Testleri Sonuçları

BİRİM KÖK TESTLERİ ^d	ADF Testi	Phillips-Perron Testi	KPSS Testi
M1	-1.9404	-2.5642	0.2940 ^a
M2	-2.7024	-2.6179	0.2464 ^a
Y	0.7896	1.0770	-
R	-0.8740	-2.0238	0.3376 ^a
E	-2.3073	-2.4221	1.4744 ^a
S	-2.4627	-2.5257	0.5275 ^b
Δ M1	-3.8999 ^b	-12.6958 ^a	0.0687
Δ M2	-4.2620 ^a	-10.6775 ^a	0.0840
Δ Y	-8.0737 ^a	-11.8930 ^a	-
Δ R	-6.1454 ^a	-11.9583 ^a	0.0414
Δ E	-8.4657 ^a	-9.0402 ^a	0.5995 ^b
Δ S	-4.9952 ^a	-11.8925 ^a	0.0409

Finansal
Faktörlerin
Reel Para

52

^a 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

^b 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

^c 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

^d ADF ve Phillips-Perron birim kök testlerinin hipotezleri aynı iken, KPSS testinin hipotezleri ters kurulumdur. Ayrıca KPSS testini uygulayabilmek için serinin yapısına uygun modelin en azından kesmeli olması gerekmektedir.

Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi uygulanırken tahmin edilen modele dahil edilen gecikme sayısı Akaike bilgi kriteri (AIC) ve Lagrange çarpanları (LM) testi bir arada değerlendirilerek belirlenmiştir. M1 para talebi serisi için uygun modelin kesmeli ve trendli model olduğu ve bağımlı değişkenin 27 gecikmeli değeri modele eklendiğinde artıklardaki serisel korelasyonun ortadan kalktığı tespit edilmiştir. M2 para talebi serisi için tahmin edilen uygun model kalıbı kesmeli ve trendli model olarak bulunmuştur ve bağımlı değişkenin 21 gecikmeli değeri modele eklendiğinde artıklardaki serisel korelasyonun ortadan kalktığı tespit edilmiştir. Y serisi için belirlenen uygun model kalıbı kesmesiz ve trendsiz modeldir ve artıklardaki serisel korelasyonun ortadan kalkması için bağımlı değişkenin 2 gecikmeli değeri modele eklenmiştir. R serisi için kesmeli ve trendli modelin uygun olduğu belirlendikten sonra birim kök testleri uygulanmıştır. Buna göre R serisi için bağımlı değişkenin 15 gecikmeli değeri modele eklendiğinde artıklardaki serisel korelasyonun ortadan kalktığı görülmüştür. E serisi için uygun model kalıbı kesmeli ancak trendsiz model olarak bulunmuştur ve bağımlı değişkenin 2 gecikmeli değeri modele eklendiğinde artıklardaki serisel korelasyonun ortadan kalktığı tespit edilmiştir. S serisi için kesmeli ancak trendsiz modelin uygun olduğu ve bağımlı değişkenin 19 gecikmeli değeri modele eklendiğinde artıklardaki serisel korelasyonun ortadan kalktığı görülmektedir. Tüm zaman serisi için de Phillips-Perron birim kök testinin gecikme uzunluğu $\ell = o(T^{1/3}) \cong 6$, KPSS testinde gecikme uzunluğu ise $\ell = o(T^{1/2}) \cong 15$ olarak hesaplanmıştır.

Çalışmada kullanılan tüm zaman serisine uygulanan birim kök testleri sonucunda tüm serilerin düzeylerinin durağan olmadığı, buna karşın serilerin birinci farkı alındığında durağanlaştığı görülmektedir. Yani her dört zaman

serisinin de I(1) olduğu söylenebilir. Dolayısıyla M1 ve M2 para talebini etkileyen finansal faktörlerin sahip olduğu yapıyı ortaya koyabilmek için kointegrasyon testlerine başvurulması gerekmektedir. Diğer bir ifadeyle bu seriler I(1) iken, doğrusal kombinasyonundan elde edilecek yeni serinin (artıkların) durağan, I(0) olması gerekmektedir. Ancak kointegrasyon testi gerçekleştirilmeden önce kullanılacak VAR modelinin gecikmesinin belirlenmesi oldukça önemlidir. Çünkü keyfi olarak seçilen gecikme uzunluğu etkin olmayan veya sapmalı parametrelerin tahmin edilmesine neden olacaktır. Eğer gecikme uzunluğu çok büyük alınırsa, ilgisiz değişkenin modele eklenmesinden ötürü tahmin edilen katsayılar etkin olmayacaktır. Öte yandan eğer gecikme uzunluğu çok küçük alınırsa da, regresyondan ilgili değişkenin dışlanması yüzünden tahmin edilen katsayılar sapmalı olacaklardır (Ibrahim, 2001). Dolayısıyla VAR modeli için uygun gecikmenin belirli kriterlere göre belirlenmelidir. Çalışmada uygun gecikme uzunluğu Olabilirlik oranı testine (Likelihood Ratio, LR) göre bulunmuştur. Buna göre M1 ve M2 için uygun gecikmeli model VAR(11) olarak alınmıştır. Tablo 2, her iki para talebi modeli için kointegrasyon testi sonuçlarını göstermektedir. Tablo 2’de kointegrasyon ve kointegre edici vektör sayısı için λ_{maks} ve λ_{iz} testlerinin sonuçları verilmektedir. Burada λ_{maks} ve λ_{iz} testleri için kritik değerler Osterwald-Lenum (1992)’den elde edilmiştir. Tablo 2 incelendiğinde, M1 modeli için λ_{iz} beş kointegre edici vektörün varlığını işaret ederken, λ_{maks} testi iki kointegre edici vektörün olduğunu göstermektedir. Benzer şekilde M2 modelinde hem λ_{iz} hem de λ_{maks} testi iki kointegre edici vektörün varlığını yansıtmaktadır.

Tablo 2. Johansen Kointegrasyon Testi Sonuçları

Boş Hipotezler	M1, Y, R, E, S			M2, Y, R, E, S		
	Özdeğerler (λ_j)	λ_{maks}	λ_{iz}	Özdeğerler (λ_j)	λ_{maks}	λ_{iz}
$r = 0$	0.183203	43.3061 ^a	118.529 ^a	0.207987	49.8999 ^a	115.207 ^a
$r \leq 1$	0.174178	40.9544 ^a	75.2229 ^a	0.157497	36.6748 ^a	65.3070 ^a
$r \leq 2$	0.075991	16.9131	34.2685 ^b	0.068543	15.1951	28.6322
$r \leq 3$	0.053551	11.7782	17.3554 ^b	0.032753	7.12643	13.4372
$r \leq 4$	0.025725	5.57726 ^b	5.57726 ^b	0.029059	6.31072 ^b	6.31072 ^b

^a 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

^b 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

^c 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Dolayısıyla bulunan sonuçlar; M1 ve M2 para talebi serilerinin; reel gelir, faiz, döviz ve reel hisse senedi serileri ile bir uzun dönem ilişki sergilediğini doğrulamaktadır. Bu uzun dönemli ilişki normalleştirilmiş kointegre edici vektör tahminleri yardımıyla daha kolay yorumlanabilir. Tahmin edilen vektör, reel para talebi (M1 ve M2) katsayısının ters işaretiyle çarpılması sonucu normalleştirilir. Normalleştirilen katsayılar aynı zamanda uzun dönem elastikyetleri de gösterirler. Bulunan sonuçlar Tablo 3’de sunulmaktadır:

Tablo 3. Uzun Dönem Elastikiyetleri

	Y	R	E	S
M1	1.259953	-0.145006	0.861267	0.555853
Standart hata	(0.10472)	(0.12610)	(0.02475)	(0.08734)
M2	1.140218	-0.036998	0.975809	0.475370
Standart hata	(0.08282)	(0.10267)	(0.01990)	(0.07006)

Tablo 3 incelendiğinde M1 ve M2 reel para talebi üzerine uygulanan regresyondan tahmin edilen uzun dönem parametrelerinin işaretleri beklentiler yönünde çıkmıştır. Yani reel gelir pozitif, faiz negatif, döviz kuru pozitif ve reel hisse senedi pozitif işaretlidir. Döviz kuru para talebi (hem M1 hem de M2) üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu için Türkiye'de dövizin gelecekte artacağı düşüncesinin hakim olduğunun göstergesidir. Yani döviz kuru uzun dönemde bir servet etkisi yaratmaktadır. Bu durum aslında Türkiye'de dövizin gelecek için yatırım olarak görüldüğünün bir işaretidir. Reel hisse senedi, para talebi (hem M1 hemde M2'de) üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahiptir. Bu yüzden, para talebi davranışında reel hisse senedinin anlamlı etkisi Türkiye'de para talebinin servet (refah) etkisi yarattığını göstermektedir. Reel gelir parametresinin M1 denklemde 1.2599, M2 denklemde ise 1.1402 çıkması, reel para talebi ve gelir arasındaki birim gelir elastikiyeti olduğunu ileri süren geleneksel teori ile çelişmediği anlamına gelir. (Onafowora ve Owoye, 2005). Faiz oranı katsayısının hem M1 hem de M2 modelinde negatif ancak anlamlı olmaması, Türkiye'de paranın işlem amacıyla tutulduğunun bir göstergesidir.

Ayrıca M1 üzerinde reel gelir ve reel hisse senedinin daha etkili olduğu bulunurken, M2 üzerinde döviz kurunun daha etkili olduğu bulunmaktadır. Ancak modelde kullanılan bağımsız değişkenlerden reel gelirin elastik (M1 için yaklaşık 1.26, M2 için yaklaşık 1.14) bir yapı göstermesi, hem M1 hem de M2 para talebi için en duyarlı değişken olduğunu ve ortaya koymaktadır. Diğer bir önemli durum döviz kuru M1'e göre M2 üzerinde daha duyarlı (büyük) iken reel gelir, faiz ve hisse senetleri M2'ye göre M1'de daha duyarlıdır.

Engle ve Granger (1987)'de değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olması halinde hata düzeltme mekanizmasının yazılabileceği gösterilmiştir. Yani uzun dönem dengesinde oluşacak bir sapmanın düzeltilebileceği ortaya konulmaktadır. Kointegre edici regresyonda düzeltme hata düzeltme terimi (ECT) ile sunulmaktadır. Hata düzeltme stratejisinin temel avantajlarından birisi verilerdeki kısa ve uzun dönemli bilgiyi kullanma imkanı sunmasıdır. İkinci avantajı ise bağımlı ve açıklayıcı değişkenler arasında ortaya çıkabilecek sahte korelasyondan kaçınma imkanı vermesidir (Vamkoukas, 1998). Dolayısıyla uzun dönem dengesi söz konusuken hata düzeltme modeli para talebi fonksiyonunun dengeli bir dinamik spesifikasyonu olarak aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\Delta M_t = \alpha + \sum_{j=1}^{10} \delta_j \Delta M_{t-j} + \sum_{j=0}^{10} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{10} \phi_j \Delta R_{t-j} + \sum_{j=0}^{10} \theta_j \Delta E_{t-j} + \sum_{j=0}^{10} \gamma_j \Delta S_{t-j} + \lambda ECT_{t-1} + u_t \quad (11)$$

M1 ve M2 para talebi için en iyi hata düzeltme modelini (ECM) bulabilmek için Hendry and Ericsson (1991)'in genelden özele yaklaşımı kullanılmıştır. Böylece anlamsız olan parametreler modelden dışlandığı için geriye kalan parametreler M1 ve M2 para talebini belirlemek için kullanılan faktörlerin anlamlı etkilerini göstermektedir. Parametrelerin düşürülme süreci Tablo 4'teki uygunluk testlerini sağlayacak şekilde hata düzeltme modelinde tahmin edilen parametrelerin büyük bir çoğunluğu en azından %5 veya %10 düzeyinde anlamlı olana kadar

devam edilmiştir. Sonuçta uygun olduğu düşünülen ECM'in tahmin sonuçları belirlenerek, modele ilişkin uygunluk testleri Tablo 4'te sunulmaktadır.

Tablo 4. Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

<i>M1 Modeli Sonuçları</i>		<i>M2 Modeli Sonuçları</i>	
Kesme (Sabit)	0.048385 ^a	Kesme (Sabit)	0.056210 ^a
ECT (λ)	-0.071691 ^a	ECT (λ)	-0.100079 ^a
M1(-1)	-0.072893	M2(-1)	0.220368 ^a
M1(-4)	-0.195755 ^a	M2(-3)	-0.125546 ^c
M1(-8)	-0.184321 ^a	M2(-4)	-0.068317
M1(-10)	-0.231126 ^a	M2(-6)	-0.153138 ^b
Y	0.819011 ^a	M2(-10)	-0.153211 ^b
Y(-1)	0.121549 ^c	Y	0.742078 ^a
Y(-2)	0.125245 ^a	Y(-1)	-0.121092 ^b
Y(-4)	0.140038 ^b	Y(-3)	0.115432 ^c
Y(-6)	0.126456 ^a	Y(-6)	0.202376 ^a
Y(-8)	0.175221 ^a	Y(-9)	0.050811
Y(-10)	0.202590 ^a	Y(-10)	0.083783
R(-4)	0.060956 ^b	R(-5)	-0.060677 ^b
R(-10)	-0.025746	R(-7)	-0.070023 ^a
E(-2)	0.113212	R(-8)	0.028818
E(-4)	0.119922	R(-9)	-0.054218 ^b
E(-10)	0.163371 ^b	E(-3)	0.115628
S	0.073023 ^a	E(-4)	-0.137973 ^c
S(-3)	-0.055094 ^b	E(-9)	-0.086940
S(-5)	-0.072472 ^a	S	0.076506 ^a
S(-6)	0.052659 ^b	S(-1)	-0.029770
S(-7)	-0.051143 ^c	S(-3)	-0.100366 ^a
S(-9)	-0.059477 ^b	S(-5)	-0.121414 ^a
		S(-6)	0.044431 ^c
		S(-7)	-0.069365 ^a
		S(-8)	-0.035317
		S(-9)	-0.058975 ^b
		S(-10)	-0.043892 ^c
Düzeltilmiş \bar{R}^2	0.68	Düzeltilmiş \bar{R}^2	0.73
Regresyonun standart hatası	0.0489	Regresyonun standart hatası	0.0416
Hata kareler toplamı	0.4545	Hata kareler toplamı	0.3206
F-istatistiği	20.9186 ^a	F-istatistiği	21.7533 ^a
Ramsey RESET(2)	0.2444	Ramsey RESET(2)	0.5573
Ramsey RESET(3)	0.1755	Ramsey RESET(3)	0.7137
Jarque-Bera testi	4.1575	Jarque-Bera testi	5.2966 ^c
Durbin-Watson istatistiği	2.0649	Durbin-Watson istatistiği	2.0373
Breusch-Godfrey (2)	1.0448	Breusch-Godfrey (2)	5.3114 ^c
Breusch-Godfrey (3)	3.6490	Breusch-Godfrey (3)	7.2567 ^c
White heteroskedastisite. testi	54.4625	White heteroskedastisite. testi	72.9947 ^c
ARCH(2)	1.5032	ARCH(2)	3.0276
ARCH(3)	1.7601	ARCH(3)	3.6895

^a 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

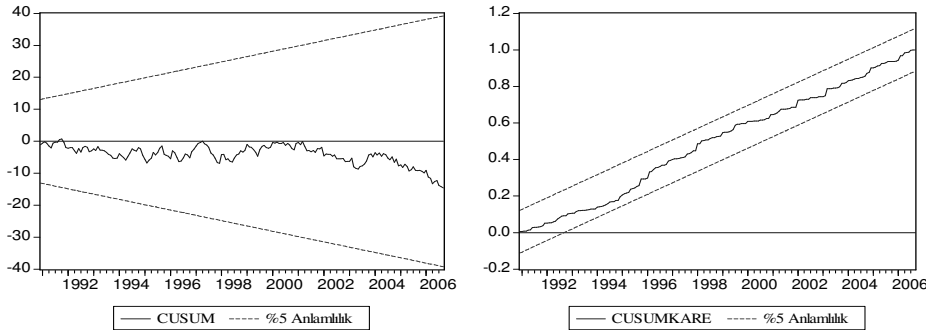
^b 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

^c 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4 incelendiğinde hem M1 hem de M2 reel para talebi modellerinin genel olarak uygunluk testlerinden geçtiği görülmektedir. Ancak özellikle Breusch-Godfrey ve White heteroskedastisite testleri açısından bakıldığında M1 modelinin M2 modelinden daha güçlü olduğu söylenebilir. Bu iki test dışında M2 modelinin de sonuçları açısından oldukça iyi olduğu Tablo 4 yardımıyla görülmektedir. M1 ve M2 modeli için tahmin edilen uzun dönem ayarlama katsayıları hem beklendiği gibi negatif hemde anlamlı bulunmuştur. Bu katsayılar serilerin durağan-dışı olmasından kaynaklanan kısa dönem sapmalarının bir sonraki dönemde dengeye gelme hızını göstermektedir. Buna göre M1 denklemi için tahmin edilen katsayının -0.07, M2 denklemi ise -0.10 gibi düşük çıkması, oluşacak bir sapmanın uzun dönem dengesine oldukça yavaş biçimde ayarlanacağını ifade etmektedir. Yani bir dönemde oluşacak dengesizliğin M1 için yaklaşık %7'si, M2 için de %10'u bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaşması sağlanır. Tahmin edilen katsayı küçükte olsa parametrenin anlamlı kısa dönemdeki dengesizlikten sonra para piyasalarında uzun dönem dengesini sağlayan bir gücün var olduğunu ortaya koymaktadır. Arize, Malindretos ve Shwiff (1999)'da ayarlama katsayısının düşük olması gelecekteki getiri oranları ve gelire karşı soğukkanlı bir tedbirin etkilediğini ifade etmişlerdir (İbrahim, 2001).

Ampirik araştırmanın son aşamasında M1 ve M2 reel para talebi modelinin kararlılığını göstermek için Brown, Durbin ve Evans (1975) tarafından sunulan CUSUM ve CUSUMKARE testleri yapılmaktadır. Bu testler parametrik olmayan nitelikte olup, testler tahmin edilen modelin ardışık artıklarına (kalıntılara) uygulanır (Sevüktekin, 1995). Olağan en küçük kareler (OEKK) kalıntıları toplamları varsayım gereği sıfıra eşittir. Dolayısıyla bu tür kalıntılara dayanarak bir çizgi grafiğini yorumlamak hem zordur hem de anlamsızdır. Oysa regresyon denklemiyle tanımlanmaya çalışılan iktisadi ilişkinin tahmin dönemi içerisinde kararlı bir yapı gösterip göstermediğini belirlemek için OEKK kalıntıları yerine ardışık kalıntıların kullanılması daha sağlıklı olacaktır (Sevüktekin, 1997). Nihayetinde ardışık artıkların toplamı OEKK artıklarının toplamına eşittir. Aynı zamanda ardışık artıklarda serisel korelasyonsuzluk ve sabit varyans (homoscedasticity) varsayımları geçerlidir. Eğer CUSUM istatistiklerinin grafiği %5 anlamlılık düzeyinin içerisinde kalırsa, tahmin edilen katsayıların kararlı olduğu söylenebilir (Bahmani-Oskooee ve Bohl, 2000; Bahmani-Oskooee ve Rehman, 2005). Benzer süreç ardışık artıkların karesini temel alan CUSUMKARE için de geçerlidir. Reel para talebi (M1 ve M2) fonksiyonlarının uzun dönem katsayıları kararlılığı için CUSUM ve CUSUMKARE testleri sonuçları sırasıyla Şekil 1 ve Şekil 2'de sunulmaktadır.

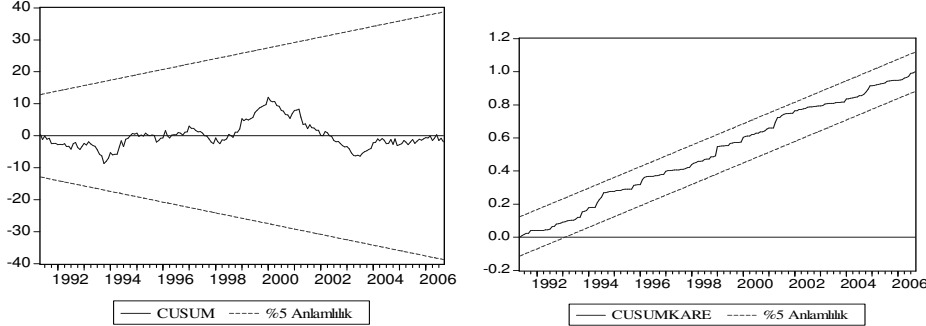
Şekil 1. M1 Modelinin Parametre Kararlılık Testleri



Şekil 1'de CUSUM testinin grafiği Türkiye için M1 reel para talebi fonksiyonun parametrelerinin kararlı olduğunu göstermektedir. CUSUMKARE testi için sunulan grafik CUSUM testini destekleyerek parametrelerin kararlı

olduğunu işaret etmektedir. Her ne kadar Bahmani-Oskooee ve Rehman (2005) ile Bahmani-Oskooee ve Economidou (2005) çalışmalarında kointegrasyonun kararlılığı ima etmediğini ortaya koymuşlarsa da, bulunan sonuçlar Türkiye için hem kointegrasyonun hem de kararlılığın geçerli olduğu yönündedir.

Şekil 2. M2 Modelinin Parametre Kararlılık Testleri



Benzer biçimde Şekil 2, M2 para talebi fonksiyonunun kararlılığını göstermektedir. CUSUM ve CUSUMKARE testleri %5 anlamlılık aralığı içerisinde olduğundan parametrelerin kararlı olduğu sonucuna ulaşırlar.

5. SONUÇ

Çalışmada kointegrasyon ve hata düzeltme modeli kullanılarak finansal faktörlerin M1 ve M2 para talebi üzerindeki rolü ele alınmıştır. Genel olarak modelde kullanılan bağımsız değişkenler çerçevesinde Türkiye’de reel para talebinin uzun dönem varlığı kanıtlanmaktadır. M1 ve M2 reel para talebi üzerine uygulanan regresyondan tahmin edilen uzun dönem parametrelerinin işaretleri beklentiler yönünde çıkmıştır. Yani reel gelir pozitif, faiz negatif, döviz kuru pozitif ve reel hisse senedi pozitif işaretlidir. Döviz kuru para talebi (hem M1 hem de M2) üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu için Türkiyede dövizin gelecekte artacağı düşüncesinin hakim olduğunun göstergesidir. Yani döviz kuru uzun dönemde bir servet etkisi yaratmaktadır. Reel hisse senedi, para talebi (hem M1 hemde M2’de) üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahiptir. Bu yüzden, para talebi davranışında reel hisse senedinin anlamlı etkisi Türkiye’de para talebinin servet (refah) etkisi yarattığını göstermektedir. Reel gelir parametresinin M1 ve M2 için reel para talebi ve gelir arasındaki birim gelir elastikiyetini desteklemektedir. Faiz oranı katsayısının hem M1 hem de M2 modelinde negatif ancak anlamlı olmaması, Türkiye’de paranın işlem amacıyla tutulduğunun bir göstergesidir.

Ayrıca M1 üzerinde reel gelir ve reel hisse senedinin daha etkili olduğu bulunurken, M2 üzerinde döviz kurunun daha etkili olduğu bulunmaktadır. Ancak modelde kullanılan bağımsız değişkenlerden reel gelirin elastik (M1 için yaklaşık 1.26, M2 için yaklaşık 1.14) bir yapı göstermesi, hem M1 hem de M2 para talebi için en duyarlı değişken olduğunu ve ortaya koymaktadır. Diğer bir önemli durum döviz kuru M1’e göre M2 üzerinde daha duyarlı (büyük) iken reel gelir, faiz ve hisse senetleri M2’ye göre M1’de daha duyarlıdır. Kullanılan bağımsız değişkenler çerçevesinde reel para talebi modelinin kararlılığını göstermek için uygulanan CUSUM ve CUSUMKARE testleri hem M1 hem de M2 modellerinin kararlılığını işaret etmektedir.

KAYNAKÇA

- Abdullah, D. A. (1998), Money Growth Variability and Stock Returns: An Innovations Accounting Analysis, *International Economic Journal*, 12, 89-104.
- Akinlo, A. E. (2006), The Stability of Modeny Demand in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach, *Journal of Policy Modeling*, 28, 445-452.
- Andrescu, A., Mohammadi, H. and Payne, J. E. (2004), Long-run Estimates of Money Demand in Romania, *Applied Economics Letters*, 11, 861-864.
- Andrews, D. W. K. (1991), Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation, *Econometrica*, 59, 817-858.
- Arango, S., and Nadiri, M. I. (1981), Demand for Money in Open Economies, *Journal of Monetary Economics*, 7, 69-83.
- Arize, A.C., Malindretos, J. and Shwiff, S. S. (1999), Structural Breaks, Cointegration and Speed of Adjustments Evidence from 12 LDCs Money Demand, *International Review of Economics and Finance*, 8, 399-420.
- Baharumshah, A. Z. (2004), Stock Prices and Long-run Demand for Money: Evidence from Malaysia, *International Economic Journal*, 18, 389-407.
- Bahmani-Oskooee, M., and Pourheydarian, M. (1990), Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policies, *Applied Economics*, 22, 917-925.
- Bahmani-Oskooee, M., Martin, M. A. G. and Niroomand, F. (1998), Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money in Spain, *Applied Economics*, 30, 607-612.
- Bahmani-Oskooee, M. B. and Bohl, M. T. (2000), Germany Monetary Unification and the Stability of the German M3 Money Demand Function, *Economics Letters*, 66, 203-208.
- Bahmani-Oskooee, M. (2001), How Stable is M2 Money Demand Function in Japan, *Japan and the World Economy*, 13, 455-461.
- Bahmani-Oskooee, M. B. and Techaratanachai A. (2001), Currency Substitution in Thailand, *Journal of Policy Modeling*, 23, 141-145.
- Bahmani-Oskooee, M. (2002), Stability of the Demand for Money in Korea, *International Economic Journal*, 16, 85-95.
- Bahmani-Oskooee, M. and Ng, R. C. W. (2002), Long-run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model, *International Journal of Business and Economics*, 1, 147-155.
- Bahmani-Oskooee, M. and Chomsisengphet, S. (2002), Stability of M2 Money Demand Function in Industrial Countries, *Applied Economics*, 34, 2075-2083.
- Bahmani-Oskooee, M. B. and Economidou C. (2005), How Stable is the Demand for Money in Greece?, *International Economic Journal*, 19, 461-472.
- Bahmani-Oskooee, M. B. and Rehman H. (2005), Stability of the Money Demand Function in Asian Developing Countries, *Applied Economics*, 37, 773-792.
- Berument, H. ve Taşçı, H. (2002), Monetary Policy, Income and Prices: a Stability Assessment, *Applied Economics Letters*, 9, 685-694.

- Brown, R. L., Durbin, J. and Evans, J. M. (1975), Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations Over Time, *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, 149–63.
- Choudhry, T. (1996), Real Stock Prices and the Long-Run Money Demand Function: Evidence from Canada and the USA, *Journal of International Money and Finance*, 15, 1-17.
- Chowdhury, A. R. (1997), The Financial Structure and the Demand for Money in Thailand, *Applied Economics*, 29, 401-409.
- Civcir, İ. (2003), Money Demand, Financial Liberalization and Currency Substitution in Turkey, *Journal of Economic Studies*, 30, 514-534.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, s. 427-431.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, s. 1057-1072.
- Engle, R. and Granger, C. (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 1987, 55, 251-276.
- Friedman, M. (1988), Money and the Stock Market, *The Journal of Political Economy*, 96, 221-245.
- Furey, K., (1993), The Effect of Trading in Financial Markets on Money Demand, *Eastern Economic Journal*, 83-90.
- Hafer, R. W. and Kutan, M. A. (2003), Financial Innovation and the Demand for Money: Evidence from the Philippines, *International Economic Journal*, 17, 17-27.
- Hamuri, N. and Hamuri, S. (1999), Stability of the Money Demand Function in Germany, *Applied Economics Letters*, 6, 329-332.
- Hendry, D. F. and Ericsson, N. R. (1991), An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom By Milton Friedman and Anna J. Schwartz, *American Economic Review*, 8-38.
- Ibrahim, M. H. (1998), An Econometric Analysis of Money Demand and Its Stability In the Malaysian Economy, *Indian Economic Review*, 33, 53-66.
- Ibrahim, M. H. (2001), Financial Factors and the Empirical Behavior of Money Demand: A Case Study of Malaysia, *International Economic Journal*, 15, 55-72.
- Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 213–54.
- Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Karfakis, C. and Opoulos, M. S. (2000), On the Stability of the Long-run Money Demand in Greece, *Applied Economics Letters*, 7, 83-86.
- Kwiatkowski, D., Phillips, C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of A Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

- Mundell, A. R. (1963), Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates, *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, 475–485.
- Ng, S. and Perron, P. (1995), Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, *Journal of the American Statistical Association*, 90, s. 268-281.
- Onafowora, O. A. and Owoye O. (2005), Currency Substitution and the Stability of the Demand for Money in East Asia, *Global Economic Review*, 34, 233-259.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461–72.
- Pelipas, I. (2006), Money Demand and Inflation in Belarus: Evidence from Cointegrated VAR, *Research in International Business and Finance*, 20, 200-214.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988), Testing for Unit Roots in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Said, E. S. and Dickey, D. A. (1984), Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, 71, 599-607.
- Schwert, G. W. (1989), Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 147-160.
- Sevüktekin, M. (1995), Model Kararlılığının Belirlenmesi için Alternatif Bir Test: CUSUM ve CUSUMSQ Testi, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10, 313-321.
- Sevüktekin, M. (1997), Parametrik Olmayan Spesifikasyon Testi-Türkiye 1970-1995 Dönemi Para Talebi Modeli için Bir Uygulama, *III. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri*, 665-678.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2005), *Zaman Serileri Analizi*, Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Siddiki, J. U. (2000), Demand for Money in Bangladesh: A Cointegration Analysis, *Applied Economics*, 32, 1977-1984.
- Thornton, J. (1998), Real Stock Prices and the Long-Run Demand for Money in Germany, *Applied Financial Economics*, 8, 513-517.
- Vamvoukas, G. A. (1998), The Relationship Between Budget Deficits and Money Demand: Evidence from a Small Economy, *Applied Economics*, 30, 375-382.
- Weliwita, A. and Ekanayake, E. M. (1998), Demand for Money in Sri Lanka During the Post-1977 Period: A Cointegration and Error Correction Analysis, *Applied Economics*, 30, 1219-1229.

Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN

1959 yılında Erzurum’da doğru. İlk, orta ve lise öğrenimini Erzurum’da tamamladı. 1982 yılında Bursa Üniversitesi İktisadi ve Sosyal Bilimler Fakültesinde lisans eğitimini tamamladı. 1983 yılında Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümünde yüksek lisans derecesini ve 1989 yılında doktor ünvanını aldı. 1991 yılında Yardımcı Doçent, 1997 yılında Doçent ve 2002 yılında Profesör ünvanını aldı. Halen Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümünde Profesör olarak çalışmaktadır. Başlıca akademik araştırma alanları; Ekonometri, Zaman serileri analizi, Önraporlama, Niteliksel tepki modelleri ve Finansal ekonometridir.

Araş. Gör. Mehmet NARGELEÇEKENLER

1980 yılında Diyarbakır’da doğru. İlk, orta ve lise öğrenimini Diyarbakır’da tamamladı. 2000 yılında Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümünden lisans derecesini ve 2005 yılında ise Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Bölümünden yüksek lisans derecesini aldı. Halen Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Bölümünde doktorasına devam etmekte ve 2002 yılından itibaren Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümünde Araştırma Görevlisi olarak çalışmaktadır. Başlıca akademik araştırma alanları; Ekonometri, Zaman serileri analizi, Önraporlama, Niteliksel tepki modelleri ve Panel veri ekonometrisidir.