

Para Talebinin Belirleyenleri ve İstikrarı Üzerine Bir Uygulama: Türkiye Örneği

Yrd. Doç. Dr. Burcu ÖZCAN

Fırat Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, ELAZIĞ

Araş. Gör. Ayşe ARI

İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, İSTANBUL

ÖZET

Bu çalışmada Türkiye’de para talebinin istikrarlı olup olmadığı 2005:12- 2012:10 dönemi için aylık veriler kullanılarak sorgulanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda ilk olarak Johansen eşbütünlük testi kullanılarak M2 reel parasal büyüklüğü ile reel gelir, faiz oranı ve döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı sınanmaktadır. Daha sonra para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmadığı CUSUM ve CUSUMSQ testleri ile analiz edilmektedir. Elde edilen bulgular, reel gelir, faiz oranı ve döviz kurunun teoride beklenildiği gibi para talebi ile ilişkili olduğu ancak, değişkenlerin katsayılarının kararlı olmadıkları yönündedir. Dolayısıyla Merkez Bankasının M2 parasal büyüklüğünü referans alan bir para politikası uygulamasının etkin olmayacağı söylenebilecektir.

Anahtar Kelimeler: Para talebi, para politikası, enflasyon hedeflemesi, eşbütünlük analizi.

Jel Sınıflaması: C32; E4; E41; E58.

An Analysis on Determinants and Stability of Money Demand: The Case of Turkey

ABSTRACT

In this study, the stability of money demand is investigated using monthly data for the period 2005:12- 2012:10. First, the presence of a long-run equilibrium relationship among M2 monetary aggregate, real income, interest rate, and exchange rate is examined through Johansen cointegration test. After that, stability of money demand is analyzed using CUSUM and CUSUMSQ tests. The results are in support of a long-run relationship among variables of interest. However, stability of money demand function is rejected. Thus, it is not efficient for Central Bank of Turkey to apply a monetary policy based on M2 monetary aggregate.

Key Words: Money demand, monetary policy, inflation targeting, cointegration analysis.

Jel Classification: C32; E4; E41; E58.

I.GİRİŞ

İktisat ekolleri için para talebi, temel konular arasında yer almakla birlikte konuya ilişkin farklı yorumlar yapılmaktadır. Örneğin Fisher (1911)’in miktar teorisinde gelir dolanım hızı sabit kabul edilip, reel para balansları gelirle ilişkilendirilmektedir. Keynes ise, geleneksel yaklaşımın mübadele gereksinimine ilaveten spekülasyon saikiyle de para talep edilebileceğine vurgu yapmaktadır. Böylece Keynes, para talebi fonksiyonunda gelirle birlikte piyasa faiz oranının da yer alması gerektiğine işaret etmektedir. Friedman (1956)’ın yaklaşımında ise, beşeri sermayenin fiziki sermayeye oranı, para tutmanın faydası gibi para talebini etkileyebilecek çeşitli durumlardan bahsedilmektedir. Ancak iktisat ekollerinin

para talebine yönelik yaklaşımları farklı olsa da esasında talep edilen para miktarı ve para talebini belirleyen değişkenler arasındaki ilişki irdelenmektedir. Bu bağlamda para talebinin temelde gelir ve faiz oranının bir fonksiyonu olduğu kabul görmektedir.

Son yıllarda ise, para talebinin istikrarlı olup olmadığı araştırmacıların ve karar alıcıların ilgisini çekmektedir. Bretton Woods Sisteminin çöküşünden ve 1970'lerdeki petrol şokundan önce para talebinin istikrarlı olduğu konusunda bir fikir birliği söz konusuydu. Fakat bu tarihlerden sonra yapılan ve Goldfeld (1976)'in öncülük ettiği ampirik çalışmalarda, para talebinin istikrarının bozulduğu tespit edilmiştir. Gelişmiş ülkelerdeki piyasa yanlısı finansal sektör reformlarının ve dalgalı döviz kuruna geçilmesinin bu durumda etkili olduğu ileri sürülmüştür. Gelişmekte olan ülkelerde ise 1980 ve 1990'lardan sonra finansal piyasaların liberalleştiği, dışa açıklığın arttığı ve çeşitli yapısal reformların hayata geçirildiği bilinmektedir. Bu dönemde birçok finansal krizin de yaşanması, para talebini etkilemiştir. Kısaca, para talebi, makroekonomik değişkenlerle bağlantılı olup, gelecekte doğru politikaların uygulanması açısından önem taşımaktadır (Ramachandran 2004:984; Bahmani-Oskooee ve Karacal,2006:635).

Para talebinin istikrarlı olması, parasal büyüklükler ile para talebi fonksiyonunun içerdiği makroekonomik değişkenler arasında öngörülebilir ve güvenilir bir ilişki olduğu anlamına gelmektedir (Deadman ve Ghatak, 1981). Para talebini belirleyen bu değişkenler arasında; faiz oranı, gayri safi yurtiçi hasıla, hisse senedi fiyatı, tüketim harcamaları, tasarruflar, yatırımlar, ihracat ve ithalat gösterilebilmektedir (Padhan, 2011:271). İstikrarlı bir para talebinden bahsedildiğinde, merkez bankası tarafından para arzının kontrol edilmesi etkin bir para politikası olacaktır. Çünkü bu durumda, parasal büyüklüklerdeki bir değişimin; çıktı, faiz oranları ve fiyatlar genel düzeyi gibi makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri öngörülebilecektir (Hamori ve Tokihisa, 2001, Çatık, 2007). Bir başka ifadeyle parasal büyüklükler ile merkez bankasının etkilemeyi hedeflediği makroekonomik değişkenler arasında öngörülebilir bir ilişki olduğu sürece, karar alıcılar para miktarını, etkin bir para politikası aracı olarak kullanabilecektir (Chen ve Wu, 2005:20; Bahmani-Oskooee ve Karacal, 2006:635). Böylece otoriteler çıktı düzeyini ya da enflasyon oranını etkileyebilmek amacıyla para arzını değiştirebilecektir (Bahmani, 2008). Para talebinin istikrarlı olması, özellikle enflasyon ve parasal büyüme arasında öngörülebilir bir ilişki ortaya çıkmasını sağlayacaktır. Bu durum enflasyonun öngörülebilmesine ve kontrol edilebilmesine imkân verecektir. Ayrıca, para talebinin istikrarlı olması, ekonomideki likiditenin kontrol altına alınmasını sağlayacaktır. İstikrarlı para talebinin bir başka avantajı da, fiyat istikrarına ilişkin politikaların ve değerlendirmelerin orta ve uzun vade için yapılabilmesini mümkün kılmasıdır (Özdemir ve Saygılı, 2010:3; Oluwole ve Olugbenga 2007).

Ayrıca para talebinin istikrarlı olması, para politikası enstrümanının doğru belirlenmesi için önem taşımaktadır. Poole (1970)'e göre para talebi istikrarlı iken para arzı hedeflenmelidir. Para talebinin istikrarsız olduğu durumda ise faiz oranının tercih edilmesi gerekmektedir. Bu durumda istikrarlı bir para

talebi, parasal büyüklüklerin ara hedef olarak kullanılabilmesi için bir önkoşuldur (Padhan, 2011:271). Ancak istikrarlı bir para talebi söz konusu iken bile Taylor kuralı çerçevesinde ülkeler faiz oranını hedefleyebilmektedir (Kumar ve Webber, 2010:2). Bu nedenle Taylor (1999) kuralının merkez bankaları tarafından geniş kabul görmesi, parasal büyüklükleri geri planda bırakmaktadır (Cziraky ve Gillman, 2006:106).

Bilindiği üzere parasal hedeflemenin etkin olabilmesi için parasal büyüklükler ile nihai hedef arasında istikrarlı bir kısa ve uzun dönem ilişkisi gereklidir. Enflasyon hedeflemesinin etkinliği içinse, gelecek dönemdeki enflasyonun doğru bir şekilde tahmin edilmesi ve kontrol edilebilmesi gerekmektedir. Bu nedenle enflasyon hedeflemesinde parasal büyüklüklerin, iyi bir gösterge değişken olabilmesi için, hedeflenen enflasyon oranı ile parasal büyüklükler arasında uzun dönemli istikrarlı bir ilişkinin mevcut olması şarttır (Bruggeman, 2000:185). Çünkü istikrarlı bir para talebi fonksiyonu, parasal büyüklüklerin ara dönemde ölçülebilir ve kontrol edilebilir olmasını sağlayacağından, ya doğrudan para arzındaki büyümeyi etkileyerek ya da faiz oranını manipüle ederek, ekonomideki toplam likiditenin ve enflasyon oranının kontrol edilmesini mümkün kılacaktır (Oluwole ve Olugbenga 2007:1). Sonuç olarak para talebinin istikrarlı olması, para politikasının etkinliği için gerekli ön koşulun sağlandığına işaret etmektedir (Dekle ve Pradhan, 1999). İstikrarsız bir para talebinin söz konusu olması durumunda ise, para politikasının rolü çok sınırlı kalacaktır (Tang, 2007:2).

Bu çalışmanın amacı, son yıllarda önemli ekonomik gelişmeler kaydeden ve yapısal reformlar gerçekleştiren Türkiye’de para talebinin belirleyenlerini ve istikrarını sorgulamaktır. Bu amaç doğrultusunda açık enflasyon hedeflemesinin benimsendiği 2005:12- 2012:10 dönemi, aylık verilerle incelenmiştir. Analizlerde Johansen (1988)’nin eşbütünlük testi ile Brown vd. (1975) tarafından literatüre kazandırılan CUSUM ve CUSUMSQ testleri tercih edilmiştir. Bilindiği üzere Türkiye 2000-2001 krizinin ardından, istikrarı tekrar sağlamak amacıyla IMF ile anlaşmalar gerçekleştirmiş ve Güçlü Ekonomiye Geçiş Programını hazırlamıştır. Bu bağlamda 2001 yılında Merkez Bankası Kanunu’nda yapılan değişikliklerle merkez bankasının temel amacı fiyat istikrarını sağlamak olarak belirlenirken bu amaçla çelişmemek kaydıyla büyüme ve istihdam hedeflerine de destek verileceği açıklanmıştır. Yine bu yıllarda bankacılık sektörü başta olmak üzere ekonomik faaliyetlerin birçok alanını kapsayacak şekilde finansal ve yapısal reformlar hayata geçirilmiştir. Bununla birlikte, finansal liberalizasyonun artması, yeni finansal araçların ortaya çıkması ve kısa dönemli sermayedeki hareketliliğin artması vb. gelişmelerin para talebinin tahminini zorlaştıracığı savunulmuştur. Böylece parasal büyüklükler ile enflasyon ve nominal gelir arasındaki öngörülebilir ilişkinin ortadan kalktığı ifade edilerek, parasal hedeflemeden enflasyon hedeflemesine geçilmesi amaçlanmıştır. Ancak gerekli koşulların sağlanmadığı gerekçesiyle açık enflasyon hedeflemesine ön hazırlık süreci olarak 2002-2005 yılları arasında örtük enflasyon hedeflemesi uygulanmıştır. 2006 yılından itibaren ise para politikasının tek ve nihai hedefinin fiyat istikrarını

sağlamak olduğu kabul edilmiş ve açık enflasyon hedeflemesine geçilmiştir. Para politikasının temel aracı olarak ise kısa dönem faiz oranı tercih edilmiştir (TCMB, 2006:3-17; Kalaycı, 2002:283; Oluwole ve Olugbenga, 2007:1). Bununla birlikte zorunlu karşılıklara ilişkin düzenlemeler vb., para politikasının destekleyici araçları olarak kullanılmaktadır (TCMB, 2011:18).

Bu açıklamalar doğrultusunda çalışmanın bundan sonraki bölümleri şu şekilde düzenlenmiştir. 2. Bölüm literatür taramasını içermektedir. 3. Bölüm veri ve yöntemi açıklamaktadır. 4. Bölüm ampirik bulguları ortaya koymakta, son bölüm ise, sonuç ve değerlendirmeyi kapsamaktadır.

II. LİTERATÜR TARAMASI

Para talebinin belirleyenlerini ve istikrarını sorgulayan geniş bir literatür bulunmaktadır. Eşbütünleşik değişkenlerin, birbirinden farklı hareket etmeyip, uzun dönem denge ilişkisine döndüklerinin kabul edilmesi sebebiyle bu çalışmalarda genellikle, para talebini temsilen kullanılan parasal büyüklükler ile faiz ve gelir gibi çeşitli değişkenler arasında eşbütünleşik bir ilişkinin olup olmadığı araştırılmaktadır. Eşbütünleşmenin varlığı durumunda ise söz konusu ilişkinin istikrarlı olup olmadığı incelenmektedir. Ancak yapılan çalışmalarda farklı eşbütünleşme yöntemlerinin ve ülke örneklerinin kullanımının da etkisiyle kesin bir sonuca ulaşılamamıştır.

Örneğin Narayan (2008), Amerikan ekonomisini ele almış ve 1959- 2004 dönemi için para talebinin istikrarlı olup olmadığını Lagrange çarpanı (LM) ve sınır testi (ARDL) yöntemiyle analiz etmiştir. Çalışma sonucunda M2 para talebi ile reel gelir ve faiz oranları arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Kamboçya'yı 1994:12-2006:12 döneminde aylık verilerle inceleyen Samreth (2008) de ARDL ile CUSUM ve CUSUMSQ testleri sonucunda M1 para talebinin istikrarlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Çalışmada sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi ve nominal döviz kuru değişkenlerine yer verilmiştir. Benzer şekilde Endonezya için M2 para talebi, reel gelir ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi 1990:1-2008:3 dönem aralığında sorgulayan Achsani (2010), ARDL ve hata düzeltme modellerini kullandığı çalışmasının sonucunda, istikrarlı bir ilişki tespit etmiştir. Bulgaristan ve Polonya için para talebi fonksiyonunu inceleyen Buch (2001), 1991-1998 dönemini hata düzeltme modelini kullanarak aylık verilerle analiz etmiştir. Çalışmada para talebinin istikrarlı olduğu gözlenmiştir. Para talebinin istikrarlı olduğu bulgusuna ulaşan bir başka çalışma ise Akinlo (2006) tarafından Nijerya için yapılmıştır. Akinlo (2006), ARDL ile CUSUM ve CUSUMSQ testlerini kullanmış ve para talebini etkileyen değişkenler olarak gelir, faiz ve döviz kurunu tespit etmiştir.

Ordenez (2003), 1978-1998 tarihleri arasında İspanya'yı incelemiş ve para talebinin uzun dönemde istikrarlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ancak aynı çalışmada kısa dönem için istikrarlı bir ilişki tespit edilememiştir. Bahmani-Oskooee ve Chomsisengphet (2002) ise, 11 OECD ülkesini analiz ettiği çalışmasında sadece İngiltere ve İsviçre'de para talebinin istikrarsız olduğunu belirlemiştir. Benzer şekilde talebinin istikrarlı olmadığı bulgusuna ulaşan Nagayasu (2003) ise, Japonya'daki M2 para arzını 1958-2000 dönemi için dikkate

almıştır. Papadopoulos ve Zis (1997) da, Yunanistan için para talebinin istikrarsız olduğu sonucunu elde etmiştir.

Türkiye için konuyu ele alan çalışmalardan Koğar (1995), 1978:1-1990:4 dönemini kapsayan çalışmasında reel para talebi ile reel gelir, faiz oranı ve döviz kuru arasında uzun dönemli istikrarlı bir ilişki tespit etmiştir. Türkiye’de para talebinin istikrarlı olduğunu tespit eden bir diğer çalışma ise Halıcıoğlu ve Uğur (2005) tarafından yapılmıştır. Halıcıoğlu ve Uğur (2005), 1950-2002 dönemi için CUSUM ve CUSUMSQ testleri ile eşbütünlük testine yer vermiştir. Altıntaş (2008), 1985:04-2006:04 dönemini ARDL sınır testi ile CUSUM ve CUSUMSQ testleri yardımıyla incelemiştir. Çalışma sonucunda para talebi belirleyicilerinden reel gelir, faiz oranı ve döviz kurunun M2 ile uzun dönemde ilişkili olduğunu teyit etmiştir. Bunlara karşın, Çatık (2007), yapısal kırılmalı birim kök testleri ve eşbütünlük yöntemlerini tercih etmiş ve para talebinin istikrarsız olduğunu belirlemiştir. Çatık (2007), çalışmasında, 1988:01-2005:04 dönemini üçer aylık verilerle analiz etmiştir. Yılcı (2012) ise, üçer aylık verilerle 1989:01-2011:02 dönemini analiz etmek amacıyla, sınır testi ve kayan pencerelerde sınır testi yöntemlerine başvurmuştur. Para talebi fonksiyonuna GSYİH, faiz oranı ve hisse senedi fiyatlarını dâhil eden Yılcı (2012), para talebinin istikrarlı olmadığı bulgusunu elde etmiştir.

III. VERİ SETİ VE MODEL

Çalışmada 2005:12- 2012:10 dönemi için aylık veriler kullanılmıştır. M2 parasal büyüklüğü, faiz oranı, sanayi üretim indeksi ve döviz kuru değişkenlerine ilişkin veriler, TCMB’nin elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) elde edilmiştir. TÜFE (2005 baz yılı) indeksi ise OECD istatistiklerinden elde edilmiştir.

Çalışmada kullanılan model, ilgili yazından (Altıntaş, 2008; Bahmani-Oskooee, 2001; Bahmani-Oskooee ve Karacal, 2006; Halıcıoğlu ve Uğur, 2005 vb.) yola çıkılarak (1) Nolu denklem şeklinde belirlenmiştir.

$$\ln M2_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 i_t + \beta_3 \ln Exc_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) Nolu modelde M2 parasal büyüklüğü, finansal yenilikleri, teknolojik değişimleri ve piyasalardaki gelişmeleri diğer parasal büyüklere kıyasla daha iyi yansıtması sebebiyle (Altıntaş, 2008), para talebini temsilen tercih edilmiştir. Nominal M2 değişkeni 2005 baz yıllı TÜFE indeksi kullanılarak reel hale getirildikten sonra logaritması alınarak modele ilave edilmiştir. 2005 Baz yıllı sanayi üretim indeksi ise, logaritması alınarak ve mevsimsel etkilerden arındırılarak reel gelir değişkenini (Y) temsilen modele dâhil edilmiştir. Faiz değişkeni (i) için ise, 3 ay vadeli ağırlıklandırılmış mevduat faiz oranı değişkeninin düzey değerleri kullanılmıştır. Döviz kurunu (Exc) temsilen ise, YTL cinsinden ABD dolar kuru satış fiyatının logaritmik değerleri kullanılmıştır. Modelde yer alan ε_t , hata terimini; β_0 , β_1 , β_2 ve β_3 ise sırasıyla sabit parametreyi ve ilgili değişkenlerin katsayılarını göstermektedir.

Modelde, işlem saikiyle para talebi dikkate alındığında β_1 'in pozitif olması beklenmektedir. Faiz değişkeni ise, finansal varlıkların getirileri açısından parayı elde tutmanın fırsat maliyetini temsil etmesi sebebiyle, katsayısının (β_2) negatif olması beklenmektedir. Para ikamesini temsilen kullanılan döviz kuru değişkeninin parametresi (β_3) ise, pozitif ya da negatif olabilecektir. Arongo ve Nadiri (1981) ile Bahmani-Oskooee ve Karacal (2006) tarafından bahsedildiği üzere, ulusal paranın değer kaybı ya da döviz kurundaki artış (yabancı paranın değer kazancı) ülke vatandaşlarının sahip oldukları dış varlıkların, ulusal para cinsinden değerlerini artırmaktadır. Eğer bu artış servetteki bir artış şeklinde sezilirse (servet etkisi fikri), ülke vatandaşlarının ulusal para talepleri artmaktadır ki, bu durumda β_3 'ün pozitif olması beklenmektedir. Diğer taraftan, Bahmani-Oskooee ve Karacal (2006) tarafından belirtildiği üzere, para değer kaybettiği zaman, daha da değer kaybedeceğine dair bir beklenti söz konusu olabilmektedir. Bu durum ise, halkın ulusal para tutumlarını azaltıp, yabancı para tutma eğilimlerini artırarak β_3 'ün negatif işarete sahip olmasına yol açmaktadır.

IV. METODOLOJİ ve AMPİRİK BULGULAR

A. ADF Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (DF testi, 1979, 1981) zaman serilerinde durağanlığı test etmek üzere birim kök testi geliştirmişlerdir. DF testi zaman serisi değişkenlerinin otoregressif (AR) süreçle ifade edilip edilemeyeceğini göstermekte olup, test sonucunda hata teriminde otokorelasyon bulunması halinde zaman serileri birinci dereceden otoregressif süreçle ifade edilememektedir (Göktaş, 2001:35). DF testinde en küçük kareler (EKK) yöntemi tahminine dayalı olarak $\gamma = 0$ hipotezi için birim kök testi uygulanmakta ve hesaplanan t istatistiğine göre karar verilmektedir. $H_0 : \gamma = 0$ şeklindeki sıfır hipotezinin reddedilmesi, durağanlık ve $H_1 : \gamma < 0$ şeklindeki alternatif hipotezi destekleyici yönde kanıtlar sunmaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilememesi halinde ise, serinin birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmaktadır. DF testi sonuçları Tablo 1 üzerinde rapor edilmiştir.

Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Deterministik Terimler	Gecikme Uzunluğu	Genelleştirilmiş Dickey-Fuller(ADF) Test İstatistiği
lnM2	Sabit+Trend	0	-2.240
Δ lnM2	Sabit terimli	0	-9.305***
lnM2	Sabit terimli	0	-1.392
Δ lnM2	Terimsiz	0	-8.220***
lnY	Sabit+Trend	1	-1.914
Δ lnY	Sabit terimli	0	-18.331***
lnY	Sabit terimli	1	-1.727
Δ lnY	Terimsiz	0	-18.281***
lnint	Sabit+Trend	1	-2.894
Δ lnint	Sabit terimli	0	-5.865***
lnint	Sabit terimli	1	-1.616
Δ lnint	Terimsiz	0	-5.894***
lnkur	Sabit+Trend	1	-2.693
Δ lnkur	Sabit terimli	0	-6.599***
lnkur	Sabit terimli	1	-1.634
Δ lnkur	Terimsiz	0	-6.588***

Not: ADF testi için %1 kritik değerler; -3,513 (sabit terimli), -4,075 (Sabit+Trend), -2.593(Terimsiz) olup MacKinnon (1996)'a dayanmaktadır. ADF testinin gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. *** %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 1'de görüldüğü üzere, tüm değişkenler düzey değerlerinde birim köke sahip olup, ilk fark değerlerinde ise durağandır. Bu nedende söz konusu değişkenlerin I(1) oldukları görülmektedir. Tüm değişkenlerin I(1) olması bunların arasında olası bir eşbütünlük ilişkisinin testini gerekli kılmaktadır.

B. Johansen Eşbütünlük Testi

Johansen (1988)'in metodolojisi başlangıç noktasını (2) No'lu denklem üzerinde ifade edilen bir p. dereceden vektör oto regresyonundan (VAR) almaktadır.

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2) Nolu denklemde y_t , nx1 boyutuna sahip birinci dereceden bütünlük (I(1)) değişkenler vektörüdür. ε_t ise, nx1 boyutuna sahip beyaz gürültü (white noise) süreci izleyen hata terimleri vektörüdür. (3) Nolu denklem (4) Nolu eşitlik şeklinde de ifade edilebilir:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Burada } \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \text{ve} \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (4)$$

Eğer Π katsayılar matrisi, $r < n$ şeklinde indirgenmiş ranka sahipse, r rankına sahip $n \times r$ boyutlu α ve β matrisleri olmaktadır ki, bu durumda $\Pi = \alpha\beta'$ ve $\beta'y_t$ durağandır. α 'nın unsurları, vektör hata düzeltme modelindeki uyum parametreleri (adjustment paramaters) olarak bilinmektedir ve β 'nin her kolonu bir eşbütünleşik vektörü temsil etmektedir. r ise, eşbütünleşme sayısını göstermekte olup verili bir r için, β 'nin maksimum olabilirlik tahmincisi, gecikmeli farkları ve deterministik değişkenleri düzelttikten sonra Δy_t 'nin y_{t-1} ile en büyük kanonikal ilişkileri olan r 'yi veren y_{t-1} 'in kombinasyonunu tanımlamaktadır. Johansen bu kanonikal ilişkilerin anlamını test eden iki farklı benzerlik oranı (Likelihood ratio-LR) testi ve bu sayede de Π matrisinin indirgenmiş rankını önermektedir. Bu testler, iz (trace) testi ve maksimum özdeğer (max-eigenvalue) testleri olup (5) ve (6) numaralı denklemler ile ifade edilmektedirler:

$$J_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

$$J_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6)$$

Burada T örneklem boyutudur ve $\hat{\lambda}_i$ ise, i . en büyük kanonikal ilişkidir.

İz testi, r sayılı eşbütünleşik vektör sıfır hipotezini, n sayılı eşbütünleşik vektör alternatif hipotezine karşı sınamaktadır. Maksimum özdeğer testi ise, r sayılı eşbütünleşik vektör sıfır hipotezini, $r+1$ sayılı eşbütünleşik vektör alternatif hipotezine karşı test etmektedir. Söz konusu testler genel olarak χ^2 dağılımına sahip değillerdir. Asimptotik kritik değerler Johansen ve Juselius (1990)'da bulunabildiği gibi birçok ekonometri paket programları tarafından da rapor edilmektedir.

Çalışmada uygulanan Johansen (1988) eşbütünleşme testinin sonuçları Tablo 2'de verilmiştir. Ayrıca eşbütünleşme testi için uygun gecikme uzunluğu vektör otoregresif (VAR) model tahmini üzerinden tespit edilmiş ve 5 olarak belirlenmiştir.¹ VAR(5) modelinin durağanlığı ters köklerin birim çemberin içerisinde olması ile de teyit edilmiştir. Tablo 2 VAR(5) modeli tahminine ilişkin otokorelasyon ve heteroskedasite testi sonuçlarını vermektedir.

¹Schwarz bilgi kriterine göre gecikme uzunluğu 2 olarak seçilmiştir. Fakat VAR(2) modelinin otokorelasyon ve heteroskedasite problemlerine işaret ettiği saptanmıştır.

Tablo 2: Otokorelasyon ve Heteroskedasite Testi Sonuçları

Gecikme	LM-istatistiği	Olasılık
1	17.96987	0.3257
2	15.44354	0.4924
3	16.89540	0.3924
4	11.57613	0.7726
5	13.51856	0.6345
6	16.33245	0.4300
7	22.44889	0.1293
8	11.99622	0.7442
9	10.47402	0.8407
10	17.30618	0.3661
11	16.52860	0.4167
12	18.80503	0.2789
VAR Değişen Varyans Testi		
χ^2 İstatistiği	Olasılık	
424.789	0.188	

Tablo 2’de görüldüğü üzere otokorelasyonun olmadığını ifade eden sıfır hipotezi, seçilen 12. gecikmeye kadar reddedilememiştir. Aynı şekilde heteroskedasite olmadığını ifade eden sıfır hipotezi ise reddedilememiştir. Bu nedenle eşbütünleşme testi ve vektör hata düzeltme (VEC) modeli tahmini VAR modelin 1 gecikme eksikliği olan 4 gecikme üzerinden yapılmıştır. Johansen eşbütünleşme testi sonuçları ise Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 3: Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Eşbütünleşme vektör sayısı (r)	İz İstatistiği	0.05 Kritik Değer ^a	Eşbütünleşme vektör sayısı (r)	Maximum-Özdeğer İstatistiği	0.05 Kritik Değer ^b
$r = 0 / r \geq 1$	51.534**	47.856	$r = 0 / r=1$	30.666**	27.584
$r \leq 1 / r \geq 2$	20.867	29.797	$r=1 / r=2$	10.515	21.131
$r \leq 2 / r \geq 3$	10.351	15.494	$r=2 / r=3$	8.464	14.264
$r \leq 3 / r \geq 4$	1.886	3.841	$r=3 / r=4$	1.886	3.841

Not: ** %5 düzeyinde sıfır hipotezinin reddini göstermektedir. ^a İz testinin kritik değerlerini, ^b ise maksimum özdeğer testinin kritik değerlerini göstermektedir.

Tablo 3’te görüldüğü üzere hem iz (trace) testi, hem de maksimum özdeğer (max- eigenvalue) testi %5 düzeyinde değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi (uzun dönem ilişkisi) tespit etmişlerdir. Bu nedenle VEC modeli tahmin edilerek, eşbütünleşme ilişkisine göre normalleştirilmiş reel para arzının reel gelir, faiz ve döviz kuru ile olan uzun dönemli ilişkisi (7) Nolu denklem üzerinde belirtilmiştir.

$$\ln M2 = 18.847 + 0.272 \ln Y - 0.034 \text{INT} + 0.233 \ln \text{EXC} \quad (7)$$

[-1.789] [8.285] [-2.047]

(7) Nolu denklemde görüldüğü üzere gelir, para talebi üzerinde beklendiği üzere pozitif ve %10 düzeyinde anlamlı bir ilişkiye sahiptir. % 1 düzeyindeki gelir artışı para talebinde % 0.27'lik bir artışa yol açmaktadır. Parayı elde tutmanın fırsat maliyetini temsil eden faiz değişkeni ise, yine para talebi üzerinde beklenildiği gibi negatif ve % 1 düzeyinde anlamlı bir etkiye sahip görünmektedir. Döviz kuru ise servet etkisi fikri ile tutarlı bir şekilde para talebi üzerinde pozitif ve % 5 düzeyinde anlamlı bir etkiye sahiptir. Döviz kurunda görülen % 1 düzeyindeki bir artış, reel para talebini % 0.23 oranında artırmaktadır. Elde edilen bu sonuçlar Altıntaş (2008), Bahmani-Oskooee ve Karacal (2006) ile Halıcıoğlu ve Uğur (2005) tarafından Türkiye için yapılan çalışmalarla tutarlılık göstermektedir.

C. Zayıf Dışsallık Testi

Uzun dönem ilişkisinin reel para arzına göre normalize edilmesinin doğruluğunun tespiti için, zayıf dışsallık (weak exogeneity) testinin yapılması gereklidir. Zayıf dışsallık (weak exogeneity) testi, uyum katsayılarının anlamlı olup-olmadığını sınamaktadır. Eğer ilgili değişkenin uyum katsayısı anlamsız ise söz konusu değişken zayıf dışsal kabul edilmektedir. Bu durumda diğer değişkenlerden zayıf dışsal değişkene doğru bir uzun dönem ilişkisi mevcut değildir. Aksi halde, uyum katsayısı anlamlı olan değişken içsel bir değişkendir ve diğer değişkenlerden bu değişkene doğru bir uzun dönem ilişkisi mevcuttur. Kısacası, uzun dönem (eşbütünleşme) ilişkisinin yönünün tayininde uyum katsayılarının anlamlı olup olmadığı (zayıf dışsallık testi) önem kazanmaktadır. Ayrıca, zayıf dışsal değişkenler için hata düzeltme modeli yazılamamaktadır. Hata düzeltme mekanizması zayıf dışsal değişkenler açısından işlememektedir. Zayıf dışsallık testi ve Granger nedensellik testi için 8a-8d Nolu hata düzeltme mekanizması tahmin edilmiştir. Zayıf dışsallık testi sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

$$\Delta \ln M2_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1i} \Delta \ln M2_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{1i} \Delta \text{INT}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \varphi_{1i} \Delta \ln \text{EXC}_{t-i} + \lambda_1 EC_{t-1} + u_t \quad (8a)$$

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^4 \beta_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_{2i} \Delta \ln M2_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{2i} \Delta \text{INT}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \varphi_{2i} \Delta \ln \text{EXC}_{t-i} + \lambda_2 EC_{t-1} + u_t \quad (8b)$$

$$\Delta \text{INT}_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^4 \beta_{3i} \Delta \text{INT}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_{3i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{3i} \Delta M2_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \varphi_{3i} \Delta \ln \text{EXC}_{t-i} + \lambda_3 EC_{t-1} + u_t \quad (8c)$$

$$\Delta EXC_t = \alpha_4 + \sum_{i=1}^4 \beta_{4i} \Delta EXC_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_{4i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{4i} \Delta M2_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \varphi_{4i} \Delta INT_{t-i} + \lambda_4 EC_{t-1} + u_t \quad (8d)$$

8a-8d Nolu VEC mekanizmasında Δ , her bir değişkenin birinci dereceden farkını; i , gecikme sayısını; t , zamanı; EC_{t-1} ise eşbütünleşme denkleminde elde edilen hata düzeltme teriminin bir dönem gecikmeli değerini ve u_t ise oto korelasyonlu olmayan hata terimini göstermektedir. 8a-8d Nolu şekilde ifade edilen VEC mekanizması üzerinden gecikmeli fark (Δ) terimlerinin parametrelerine Granger nedensellik testi uygulandığında kısa dönem nedensellik ilişkilerinin yönü, λ şeklinde ifade edilen uyum parametrelerinin t değerleri ise uzun dönem nedensellik ilişkisinin yönü hakkında bilgi vermektedir.

Tablo 4'te görüldüğü üzere, para talebinin uyum katsayısı negatif olup %5 düzeyinde anlamlıdır. Para talebine yönelik bir şokun %8'i birinci ayda gideriliyor demektir. Bir başka ifadeyle, reel para talebinin uzun dönem denge değerinden kısa dönemli sapma olduğunda faiz, kur ve reel gelir değişkenleri bu duruma negatif yönde ve anlamlı bir tepki vermektedirler. Böylece gelir, faiz ve kur değişkenlerinden para talebine doğru bir uzun dönem nedenselliği mevcuttur. Faiz değişkeninin uyum katsayısı ise negatif olup %1 düzeyinde anlamlılığa sahiptir. Bu durumda faizin uzun dönem denge değerinden kısa dönemli sapmalar söz konusu olduğunda para talebi, kur ve reel gelir değişkenleri negatif yönde ve anlamlı bir tepki göstermektedir. Ayrıca para talebi, kur ve reel gelir değişkenlerinden faize doğru bir uzun dönem nedenselliğinden de bahsedilebilir. Reel gelir ve kur değişkenlerinin ise uyum katsayıları anlamlı olmadığı için bu değişkenlerin uzun dönem denge değerlerinden gösterdikleri sapmalar düzeltilememektedir.

Tablo 4: Zayıf Dışsallık Testi Sonuçları

Uyum Katsayıları	
λ_1	-0.082
t değeri	[-2.296]
λ_2	-0.127
t değeri	[-1.424]
λ_3	-5.574
t değeri	[-3.391]
λ_4	-0.077
t değeri	[-1.077]

Zayıf Dışsallık Test İstatistikleri

LR Testi $\chi^2(1)$	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4
(5.979)**	1.853	(10.110)***	1.154	
Olasılık değerleri	0.014	0.173	0.001	0.282

Not: *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde ilgili değişkenler için zayıf dışsallık sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Kısacası, zayıf dışsallık testi sonuçlarına göre reel para talebi ve faiz değişkenlerinin içsel oldukları, fakat reel gelir ile döviz kuru değişkenlerinin zayıf dışsal oldukları saptanmıştır. Reel para talebi değişkeninin içsel olması nedeniyle, (7) nolu denklem üzerinde ifade edilen normalizasyonun doğru olduğu söylenebilir. Aynı zamanda zayıf dışsal olan reel gelir ve döviz kuru değişkenleri için hata düzeltme modeli yazılamamaktadır. Bu nedenle, VEC mekanizmasının reel para talebi ve faiz değişkenleri üzerinden çalıştığı söylenebilir. Kısa dönem ilişkileri saptamak üzere kullanılan Granger nedensellik testi sonuçları ise Tablo 5 üzerinde yer almaktadır.

Tablo 5: Vektör Hata Düzeltme Granger Nedensellik Test Sonuçları

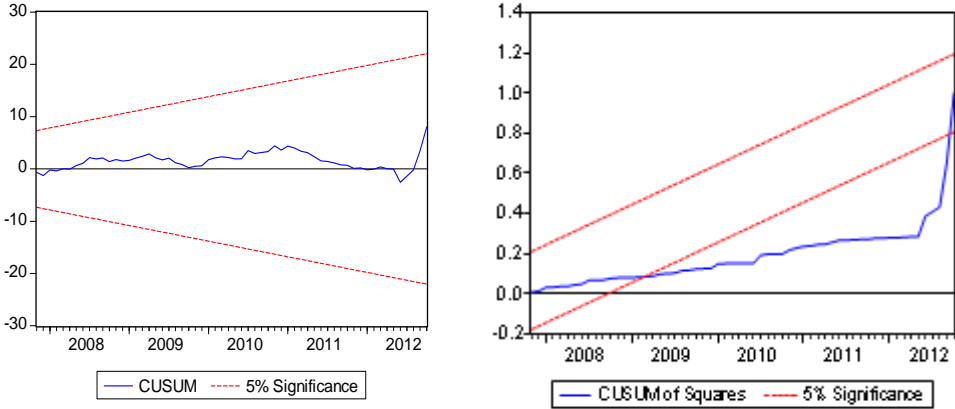
Bağımlı değişkenler	$\Delta \ln M2$	$\Delta \ln Y$	$\Delta \ln T$	$\Delta \ln EXC$
$\Delta \ln M2$	-----	17.437(0.001)	18.298(0.001)	14.743(0.005)
$\Delta \ln Y$	4.055(0.398)	-----	5.664(0.225)	5.674(0.224)
$\Delta \ln T$	2.928(0.569)	5.108(0.276)	-----	6.443(0.168)
$\Delta \ln EXC$	7.713(0.102)	3.810(0.432)	12.001(0.01)	-----

Not: Kısa dönem nedensellik sınaması için Wald testi $\chi^2(4)$ değerleri ve parantez içerisinde olasılık değerleri yer almaktadır.

Tablo 5'e göre, kısa dönemde reel gelir, faiz ve döviz kurundan reel para talebine doğru tek yönlü ilişki mevcuttur. Ayrıca faizden döviz kuruna doğru da tek yönlü bir kısa dönem ilişkisi görünmektedir. Kısacası sonuçlar, hem kısa, hem de uzun dönemde faiz, kur ve reel gelir değişkenlerinin reel para talebinin önemli belirleyenleri olduğunu ortaya koymaktadır.

Öte yandan Bahmani-Oskooee ve Bohl (2000)'ün belirttiği üzere, eşbütünlük ilişkisi, para talebinin istikrarı konusunda bilgi vermemektedir. Bu nedenle para talebinin istikrarlı olup olmadığının tespitinde CUSUM ve CUSUMQ testlerine yer verilmelidir. Bu amaç doğrultusunda M2 reel para talebi denkleminin kararlılığını sınamak için Brown vd. (1975) tarafından geliştirilmiş olan CUSUM ve CUSUMQ testleri kullanılmıştır. Bu testler parametrik olmayan nitelikte olup, tahmin edilen modelin ardışık kalıntılarına uygulanmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007). Hata terimlerine yönelik CUSUM testi

istatistiklerinden elde edilen eğri, %5 anlamlılık düzeyine denk gelen kritik sınırlar arasında ise, tahmin edilen regresyonun parametrelerinin istikrarlı oldukları ifade edilebilir. Aynı süreç, ardışık artıkların karesini temel alan CUSUMQ için de söz konusudur. Bu nedenle M2 değişkeni için oluşturulan (8a) Nolu hata düzeltme modeli tahmin edilerek, M2 reel para talebi denkleminin katsayılarının istikrarlı olup olmadıkları CUSUM ve CUSUMQ testleri ile incelenmiş ve sonuçlar Şekil 1 üzerinde gösterilmiştir.



Şekil 1: CUSUM ve CUSUMSQ Testi Sonuçları

Şekil 1'e göre CUSUM testi sonucuna bakılarak M2 reel para talebi denkleminin parametrelerinin istikrarlı oldukları görülmektedir. Fakat CUSUMSQ testi sonucu ise M2 reel para talebi denkleminin parametrelerinin istikrarlı olmadıklarını göstermektedir.

Özetle, Johansen eşbütünleşme testine göre, M2 reel parasal büyüklüğü ile reel gelir, faiz oranı ve döviz kuru arasında uzun dönem ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Ancak eşbütünleşme ilişkisi, para talebi fonksiyonunun kararlılığı konusunda bilgi vermemektedir. Bu sebeple M2 reel para talebi denkleminin kararlılığını sınamak için CUSUM ve CUSUMQ testlerine başvurulmuştur. CUSUM testi sonuçları para talebinin istikrarlı olduğunu ifade ederken, CUSUMQ testi para talebinin istikrarlı olmadığını göstermiştir.

V. SONUÇ

Türkiye önemli finansal yeniliklerin ve krizlerin yaşandığı gelişmekte olan bir ülkedir. Son yıllarda nispeten ekonomik bir istikrar sağlansa da küresel alanda yaşanan ekonomik çalkantılar, dış ülkelerle yoğun ticari ve siyasi ilişkileri olan Türkiye'yi de etkilemektedir. Bu koşullar altında karar alıcılar için, para politikalarının etkin olup olmadığının belirlenmesi önem taşımaktadır. Enflasyon hedeflemesini benimseyen Türkiye'de, parasal büyüklükler ile para talebini belirleyen makroekonomik değişkenler arasında bir ilişkinin tespit edilmesi ve bu ilişkinin kararlı olması, parasal büyüklüklerin etkin bir politika aracı olacağına

işaret edecektir. Bu durumda Merkez Bankasının, parasal büyüklükleri kontrol ederek üretim ve enflasyonu istenilen seviyeye taşıyabilmesi mümkün olacaktır.

Bu çalışmada Türkiye’de para talebinin belirleyenleri ve istikrarı 2005:12- 2012:10 dönemi için aylık veriler kullanılarak Johansen eşbütünleşme testi ile sorgulanmaktadır. Elde edilen bulgular, para talebini temsilen kullanılan M2 parasal büyüklüğü ile reel gelir, faiz oranı ve döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını kanıtlamaktadır. Ancak CUSUMSQ testi para talebi denkleminin katsayılarının kararlı olmadıklarını göstermektedir. Bu bulgular ışığında para talebinin istikrarlı olmadığı sonucuna varılmaktadır. Bu nedenle M2 parasal büyüklüğünü referans alan bir para politikasının etkin olamayacağı söylenebilir.

KAYNAKÇA

- ACHSANI, N.A. (2010), “Stability of Money Demand in an Emerging Market Economy: An Error Correction and ARDL Model for Indonesia,” *Research Journal of International Studies*, 13, 54-62.
- AKINLO, A.E. (2006), “The stability of money demand in Nigeria: An autoregressive distributed lag approach,” *Journal of Policy Modeling*, 28, 445-452.
- ALTINTAŞ, H. (2008), “Türkiye’de Para Talebinin İstikrarı ve Sınır Testi Yaklaşımıyla Öngörülmesi: 1985-2006”, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30, 15-46.
- ARANGO, S. ve M.I. NADIRI (1981), “Demand for Money in Open Economies”, *Journal of Monetary Economics*, 7(1), 69-83.
- BAHMANI, S. (2008), “Stability of the Demand for Money in the Middle East”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 44(1), 62-83.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. (2001), “How Stable is M2 Money Demand Function Stable in Japan?”, *Japan and World Economy*, 13(4), 455-461.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve M. KARACAL (2006), “The demand for money in Turkey and currency Substitution”, *Applied Economics Letters*, 13(10), 635-642
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve S. CHOMSISENGPHET (2002), “Stability of M2 money demand function in industrial countries”, *Applied Economics*, 34, 2075-83.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve M. BOHL (2000), “German monetary unification and the stability of long-run German money demand function”, *Economics Letters*, 66, 203-208.
- BRUGGEMAN, A. (2000), “The stability of EMU-wide money demand functions and the monetary policy strategy of the European central bank”, *The Manchester School*, 68 (2), 184-202.
- BROWN, R.L., DURBIN, J. ve J.M. EVANS (1975), “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time”, *Journal of the Royal Statistical Society B*, 37, 149-163.
- BUCH, C.M. (2001), “Money demand in Hungary and Poland”, *Applied Economics*, 33(8), 989-999.
- 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, 19-37.
- CZIRAKY, D. ve M. GILLMAN (2006), “Money Demand in an Eu Accession Country: A VECM Study of Croatia”, *Bulletin of Economic Research*, 58(2), 105-127.
- ÇATIK, A. N. (2007), “Yapısal Kırılma Altında Para Talebinin İstikrarı: Türkiye Örneği”, *İktisat İşletme ve Finans*, 22(251), 103-113.
- DEADMAN, D. ve S. GHATAK (1981) “On the stability of the demand for money in India”, *Indian Economic Journal*, 29, 41-54.
- DEKLE, R. ve M. PRADHAN (1999), “Financial liberalization and money demand in ASEAN countries”, *International Journal of Finance and Economics*, 4(3), 205-215.

- DICKEY, D.A. ve W.A. FULLER (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DICKEY, D.A. ve W.A. FULLER (1981), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, 1057-72.
- FISHER, I.(1911), *The Purchasing Power of Money*, New York, MacMillan Ltd.
- FRIEDMAN, M. (1956), "The Quantity Theory of Money: A Restatement". M. Friedman (der.), *Studies in the Quantity Theory of Money* içinde, University of Chicago Press.
- GOLDFELD, S.M. (1976), "The case of missing money", *Brooking Papers on Economic Activity*, 3(1976), 683-730.
- GÖKTAŞ, Ö. (2005), *Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*, İstanbul: Beşir Kitabevi
- HALICIOĞLU F. ve M. UĞUR (2005), "On Stability of the Demand for Money in a Developing OECD Country: The Case of Turkey" *Global Business and Economics Review*, 7(2), 203-213.
- HAMORİ, S. ve A.TOKİHİSA (2001), "Seasonal cointegration and the money demand function: Some evidence from Japan". *Applied Economics Letters*, 8, pp. 305-310.
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231- 254.
- JOHANSEN, S. ve K. JUSELİUS (1990), "Maksimum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to The Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- KALAYCI, Ş. (2002), "Parasal Hedefleme, Enflasyon Hedeflemesi ve Enflasyonist Bekleyişler: Türkiye Ekseninde bir Değerlendirme", *Süleyman Demirel Üniversitesi, İİBF Dergisi*, 7(2), 271-284.
- KOĞAR, Çigdem i. (1995), "Cointegration Test For Money Demand The Case For Turkey and Israel", *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper* No: 9514.
- KUMAR, S. ve D.J. WEBBER (2010), "Australasian money demand stability:Application of structural break tests", *MPRA Paper* No. 27569.
- LUTKEPOHL, H. (2007), *Univariate Time Series Analysis*, In H. Lütkepohl ve M. Kratzig (Ed), *Applied Time Series Econometrics*, NewYork, Cambridge University Press.
- MACKINNON, J.G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- NAGAYASU, J. (2003), "A re-examination of the Japanese money demand function and structural shifts", *Journal of Policy Modeling*, 25, 359-375.
- NARAYAN, P. K. (2008), "Revisiting the US money demand function: an application of the Lagrange multiplier structural break unit root test and the bounds test for a long-run relationship", *Applied Economics*, 40(7), 897-904
- OLUWOLE, O. ve A. O. OLUGBENGA (2007), "M2 targeting, money demand, and real GDP growth in Nigeria: Do rules apply?", *Journal of Business and Public Affairs*, 1(2), 1-20.
- ORDONEZ J. (2003), "Stability and non-linear dynamics in the broad demand for money in Spain", *Economics Letters*, 78, 139-146.
- ÖZDEMİR, K.A. ve M. SAYGILI (2010), "Economic Uncertainty and Money Demand Stability in Turkey", Central Bank of the Republic of Turkey, Working Paper, No:10/15, August.
- PADHAN, P.C. (2011), "Stability of Demand for Money in India: Evidence from Monetary and Liquidity Aggregates", *International Journal of Economics and Finance*, 3(1), 271-182.
- PAPADOPOULOS, A.P. ve G. ZIS (1997), "The demand for money in Greece: further empirical results and policy implications", *The Manchester School*, 65, 71-89.
- POOLE, W. (1970), "The optimal choice of monetary policy instruments in a simple macro model", *Quarterly Journal of Economics*, 84, 197-216.
- RAMACHANDRAN, M. (2004), "Do broad money, output, and prices standfor a stable relationship in India?", *Journal of Policy Modeling*, 26, 983-1001
- SAMRETH, S. (2008), "Estimating Money Demand Function in Cambodia:ARDL Approach", *MPRA Paper* No. 16274.

- SEVÜKTEKİN, M. ve M. NARGELEÇEKENLER (2007), “Finansal Faktörlerin Reel Para Talebi Üzerindeki Rolü: Türkiye Örneği”, *Balikesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 10(18), 45-61.
- TANG, C.F. (2007), “The stability of money demand function in Japan: Evidence from Rolling cointegration approach” MPRA Paper No. 19807.
- TCMB (2011), “2012 Yılında Para ve Kur Politikası”, Ankara, http://www.tcmb.gov.tr/yeni/duyuru/2011/Baskan_ParaPol12.pdf(27/12/2012)
- TCMB, (2006), Enflasyon Hedeflemesi Rejimi Kitapçığı, TCMB, Ankara.
- YILANCI, V. (2012), “Türkiye’de Para Talebi İstikrarlılığının Testi: Kayan Pencereelerde Sınır Testi Yaklaşımı”, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 33, 67-74.