

Süleyman Demirel Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Y.2007, C.12, S.3 s.19-34.

TÜRKİYE’NİN DÖVİZ KURUNUN BELİRLENMESİNDE MONETARİST YAKLAŞIM

MONETARY APPROACH TO THE TURKEY’S EXCHANGE RATE DETERMINATIONS

Doç.Dr.M.Vedat PAZARLIOĞLU¹
Selçuk GÜLOĞLU²

ÖZET

Bu çalışmada Türk lirası ile ABD dolarının uzun dönemli ilişkisini belirlemek için monetarist yaklaşım kullanılmıştır. Değişkenler ise modele uygun olarak görelî para arzı, görelî gelir, görelî faiz oranı ve görelî fiyat seviyesi olarak alınmıştır. Bunun için değişkenler görelî faiz değişkeni hariç diğer değişkenler logaritmik formda ele alınmıştır. Monetarist yaklaşımla beraber satın alma gücü paritesi teorisinin ve garantisiz faiz paritesi teorisinin de sınanmasına imkan verdiği için bu iki paritenin analizi de yapılmıştır. Veri seti ise 1987 ile 2005 yılları arasında yer alan çeyrek yıllık verilerden oluşmaktadır. Monetarist modeli tahmin etmek için ilk olarak veri setindeki yapısal kırılmaları belirlemek için chow testi uygulanmış ve daha sonra eşbütünleşme analizi için ise Johansen eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Bununla birlikte modelde yer alan değişkenlerinin zayıf dışsallık ve dışlama testleri de yapılmıştır. Çalışmanın sonucunda değişkenler arasında eşbütünleşmenin olduğu gösterilmiştir. Elde edilen bulgulara göre monetarist model, satın alma gücü hipotezi ve garantisiz faiz hipotezini desteklemektedir. Ayrıca para arzı ve gelir değişkenleri beklentinin aksine dışsal değil modelde içsel oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Yine para arzının katsayı işareti beklentinin aksine elde edilmiştir.

ABSTRACT

In this study we investigate long-run relationship between exchange rate, money supply, income, interest rate and price level in the monetary approach for Turkish Liras United States Dolar parity. Therefore all variables except interest rates are logarithmic forms. In the monetary approach variables are nominal exchange rate, relative money supply, relative interest rates, relative price levels. With the monetary model we

¹ Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümü Ekonometri ABD. Öğretim üyesi.

² Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Bölümü Ekonometri ABD. yüksek lisans öğrencisi.

searched thoroughly purchasing power parity (PPP) and uncovered interest rate parity (UIP). In empirical estimation we use Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) tests for time series stationary testing. Furthermore Johansen cointegration test was used for obtaining long-run relationship. However weak-exogeneity, exclusion tests were carried out in the model. Data sets are between years of 1987-2005 quarterly. At the end of study monetary model is cointegrated with variables as defined above. In addition money supply and income are endogenous and money supply's sign is negative in the model.

Monetarist Model, Döviz Kuru, Johansen Eşbütünleşme Testi.
Monetary Model, Exchange Rate, Johansen Cointegration Test.

1. GİRİŞ:

Uluslararası ekonomik ilişkilerin artmasıyla birlikte dünya ekonomilerinde geçerli sabit döviz kuru sisteminden, esnek döviz kuru sistemine geçişler gerçekleşmiştir. Sabit kur sisteminde döviz kurlarının istikrarı merkez bankasının döviz piyasasına alıcı ve satıcı olarak müdahalesiyle sağlanır. Bunun için merkez bankasının elinde yeterli miktarda altın ve yabancı döviz rezervinin olması gerekir. Sabit kur sisteminin savunucularına göre esnek kur sisteminde gözlenen uluslararası ticaret ve yatırım akımlarını ve uzmanlaşmayı tehlikeye sokan günlük dalgalanmalarını sabit kur sistemi ortadan kaldırır (Parasız, 1996;10).

İkinci Dünya savaşından sonra dünya ekonomilerinde sabit kur sistemi benzeri olan Bretton-Woods sistemi uygulanmaya başlanmıştır. Ancak bu sistem 1973 yılına kadar varlığını sürdürebilmiş ve daha sonra çökmüştür. Bu sistemde ABD, bir dolarını altın standardına, diğer ülkelerde para birimlerini ABD dolarına bağlamışlardı. Bir ons altın 35 dolara karşılık kabul ediliyordu. Sistem ABD ödemeler bilançosu açıklarının artması, serbest özel sermaye hareketlerinin artması ve ABD dolarının aşırı değerlenmiş olması gibi nedenlerden ötürü işleyemez hale gelmiş ve çökmüştür.

Esnek kur sistemi ise serbest piyasa mekanizmasının dövize uygulanmış şeklidir. Söz konusu sistemi savunan görüşler temelde piyasa mekanizmasının yararlarına işaret etmekte olup, piyasa çözümlerinin daima hükümet kararlarından üstün olduğunu belirtir (Seyidoğlu, 1997;102). Yine bu sistemi savunanlar, ödemeler bilançosu dengesinin sağlanmasında sabit kur sistemine göre daha etkin olduğunu öne sürerler ayrıca esnek kur sisteminin ülkenin ödemeler bilançosunun kolayca dengeye gelmesini sağladığından ülkenin iç dengelerinin ve diğer amaçlarının da kolayca sağlanabileceğini vurgulanmaktadır (Parasız, 1996;11). Bu görüşlere göre esnek kur sisteminde dış denge durumu dikkate alınmayıp iç politikalara daha fazla ağırlık verilebilmektedir.

Esnek döviz kurlarının belirlenmesi monetarist modeller ile açıklanmaktadır. Monetarist model, döviz kuru ile monetarist araçlar arasındaki ilişkiyi göstermektedir. Bu modelde, nominal döviz kuru ile

monetarist araçlar arasında güçlü bir ilişki söz konusudur. Bununla birlikte monetarist modelde ülkenin fiyat seviyesinin para arzı ve para talebi tarafından belirlendiği öne sürülmektedir ve farklı ülkelerin fiyat seviyelerinin aynı para birimine çevrildiğinde aynı miktarda olması gerektiğini belirtir (Civcir, 2004).

Monetarist modelin dayandığı temel varsayım satın alma gücü teorisi (PPP-*Purchasing Power Parity*) ve garantisiz faiz oranı paritesi teorisidir (UIP-*Uncovered Interest Rate Parity*). PPP'ye göre para biriminin değeri, ilgili ülke ortalama fiyat düzeyinin tersi olduğu ve döviz kurunun bir para biriminin başka para birimi cinsinden değeri olduğu için, çeşitli ülkelerin genel fiyat düzeylerinin birbirine oranı döviz kurunu vermektedir³ (Müslümov v.d., 2002). Ayrıca PPP'ye göre ülkeler arasında mal ve hizmet akışında hiçbir sınırlamanın bulunmadığını varsayar. Bununla birlikte garantisiz faiz oranı paritesi teorisinin temeli şudur: Vadeli piyasada düşük faizli ülkenin parası, yüksek faizli ülkenin parası karşısında, bu farkın tutarı kadar prim yaparken, yüksek faizli ülkenin parası ise yine faiz farkı kadar iskonto doğurur (Seyidoğlu, 1997;139). UIP hipotezinin dayandığı bazı varsayımlar vardır. Bunlar, mali piyasaların etkin işlediğini ve işlem giderlerinin bulunmadığıdır.

Literatürde monetarist modeli ele alarak iki ülkeli karşılaştırmalar için döviz kurunu belirlemeye çalışan çok sayıda araştırmalar vardır. Edison (1987), PPP'nin varlığını ABD Doları ve İngiliz Sterlini paritesini, uzun dönem ve kısa dönem için test etmiştir. Veri seti 1890 ile 1978 yılları arasındaki parasal rakamlardan oluşmaktadır. Ekonometrik yöntem için gecikmesi dağıtılmış model kullanılmıştır. Çalışmanın bulgularına göre dolar-sterlin paritesi için PPP'nin varlığı ortaya konulamamıştır. Makrydakakis (1998) ABD doları ile Kore wonunun 1985 ile 1995 yılları arasında ki uzun dönemli ilişkisini Johansen eş bütünleşme yöntemi ile araştırmış ve anlamlı bir uzun dönemli ilişki elde etmiştir. Tawadros (2001) ise Avustralya Doları ile ABD Doları arasındaki ilişkiyi monetarist modeli kullanarak döviz kurunun değişiminin ileriye dönük tahmin etme gücünü test etmiştir. Ekonometrik yöntem olarak Johansen eş bütünleşme ve hata düzeltme modellerini kullanmıştır. Veri seti ise 1984 ile 1996 yılları arasındaki aylık verilerden oluşmaktadır. Çalışmada uzun dönem denge koşullarında monetarist modelin rassal yürüyüş modeline göre daha üstün olduğuna dair kanıtlar elde etmiştir. Francis v.d. (2001) Kanada doları ile ABD dolarını ele alarak 1974 ile 1993 yılları arasında iki ülke parası arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen eş bütünleşme yöntemi ile inceleyerek elde etmiştir. Yine Abbot-De Vita (2002) Kanada doları ile ABD doları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi 1990 ile 1999 yıllarında yapısal VECM yöntemi ile sınamış ve yapısal uzun dönemli bir ilişki elde edilememiştir. Cushman (2000) Kanada doları ile ABD doları arasındaki ilişkiyi yine Johansen eş bütünleşme yöntemi ile ele almış ve anlamlı bir uzun dönemli ilişki elde edememiştir.

³ P yurtiçi fiyatların ortalaması olsun ve P* ise yurtdışı fiyatların ortalaması olarak kabul edersek yukarıdaki ifadeyi matematiksel formda $E=P/P^*$ şeklinde yazılır (E, nominal döviz kurudur).

Monetarist model ile çok ülkeli karşılaştırmalara bakıldığında, Mcnown ve Wallace (1994) yüksek enflasyon oranlarına sahip Arjantin, Şili ve İsrail için monetarist modeli ABD Doları karşısında test etmiştir. Veri seti Arjantin 1977–1986, Şili 1973–1985 ve İsrail için 1979–1988 yılları arasındaki aylık rakamlardır. Çalışmanın bulgularına göre üç ülke için uzun dönemli ilişkinin varlığı ortaya konulmuştur. Diamandis ve Kouretas (1996) Yunanistan Drahma'sını ABD Doları, Almanya Markı, Fransa Frankı ve İngiltere Sterlini karşısında monetarist modeli kullanarak Johansen eş bütünleşme yöntemi ile 1975 ile 1994 yılları arasındaki aylık verileri kullanarak test etmiştir. Çalışmada Yunan Drahması için Alman Markı ile Fransız Frankı arasında eş bütünleşmesi sağlanırken, ABD Doları ve İngiltere Sterlini için eş bütünleşme sağlanamamıştır. Miyakosi (1999) Kore Won'u ile üç temel ülkenin para birimleri olan ABD Doları, Alman Markı ve Japon Yeni arasındaki uzun dönemli ilişkiyi test etmiştir. Veri setinde 1980 ile 1996 yılları arasında yer alan aylık verileri kullanarak VAR modelini ele almıştır. Çalışmasında söz konusu uzun dönem ilişkisini üç para birimi ile Kore Wonu için elde etmiştir. Odedokun (1997) ise beş Afrika ülkesi için monetarist modeli test etmiştir. 1986 ile 1992 yılları arasındaki aylık veriler kullanılmıştır. Ülkeler ise Nijerya, Güney Afrika, Zaire, Gana ve Gambiya'dır. Çalışmada PPP nin varlığı ve güçlü bir uzun dönemli ilişki elde edilmiştir. Keun-Yeob Oh (1999) çalışmasında panel verilerle monetarist modelde ele alınan ülke sayısı arttıkça eş bütünleşme test gücünün giderek daha da arttığını göstermiştir. Yine Cuaresma v.d. (2005) yedi orta Avrupa ülkesi için yaptıkları çalışmada panel verilerle uzun dönemli nominal döviz kuru ilişkisini açıklayabilmişlerdir.

Türkiye için yapılmış çalışmalar incelediğinde monetarist modeli sınanan az sayıda çalışma bulunmaktadır. Bunlardan bir tanesi Dülger ve Cin (2002) Türk lirası ile ABD doları arasındaki ilişkiyi 1987 ile 1999 yılları arasında yer alan aylık verilerle Johansen eş bütünleşme testi ile incelemiş ve uzun dönemli ilişki veri seti tarafından desteklenmiştir. Ayrıca söz konusu çalışmada monetarist model çerçevesinde UIP hipotezini destekler sonuçlar bulunamazken, PPP'nin varlığı veri seti tarafından desteklenmiştir. Diğer bir çalışmada ise Cıvcir (2003) Türkiye Lirası ABD Doları paritesinin uzun dönemli ilişkisi, kısa dönemli dinamik yapısı ve ileriye dönük tahmini için monetarist modeli incelemiştir. Monetarist model 1986-2000 yılları arasındaki aylık veriler için vektör hata düzeltme (*VEC-vector error correction*) modeli ele alınmıştır ayrıca modelin ileriye dönük tahmini için monetarist yaklaşımı kullanılmıştır. Çalışmanın amacına uygun olarak döviz kuru ile parasal araçlar arasında istatistiksel olarak anlamlı eş bütünleşme vektörleri elde edilmiştir. Ayrıca döviz kurunun kısa dönemli ileriye dönük tahmin için modelin anlamlı sonuçlar verdiğini göstermiştir. Yine Cıvcir (2004) 1987 ile 2000 yılları arasında Türk lirası ile ABD doları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi yüksek enflasyon ve ABD doları karşısında yanlış uyarlanma durumuna göre Johansen eş bütünleşme yöntemi ile sınımış ve uzun dönemli etkiyi elde etmiştir.

Bu çalışmanın temel amacı ise Türk lirası ile ABD doları arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığının incelenmesidir. Eğer bu ilişki var

ise Türkiye'deki döviz kuru, monetarist modeldeki değişkenler arasında nasıl bir etkileşim içersinde olduğu ortaya konulmaya çalışılacaktır.

Takip eden kısımda Türk lirası ile ABD doları arasındaki döviz kurunu belirlemede kullanılacak olan monetarist model anlatılmıştır. Üçüncü bölümde kullanılacak verilerin yapısı ve dönemi ile ekonometrik yöntem hakkında bilgiler verilmiştir. Sonuç bölümde ise elde edilen bulgular yorumlanıp, öneriler sunulmuştur.

2. MONETARİST DÖVİZ KURU MODELİ:

Çağdaş monetarist yaklaşımın döviz kurunun belirlenmesi ile ilgili literatüre en önemli katkısı, mal piyasalarının yanı sıra, tahvil piyasaları ve beklentilerini dikkate almasıdır. Çağdaş parasal yaklaşım çerçevesinde geliştirilen modeller, klasik iktisat gelenekleri kapsamında görülebilir. Bu modeller, klasik gelenekte olduğu gibi, işgücü piyasasının dengede olduğu, dolayısıyla üretimin arz yönlü olarak belirlendiği, fiyatlar genel düzeyinin para piyasalarında belirlendiği ve reel döviz kurunun sabit olduğunu, dolayısıyla da satın alma gücü paritesinin geçerli olduğunu kabul etmektedir. Bu modeller arasındaki temel fark, beklentilerin oluşumuna yönelik farklardır (Müslümov v.d., 2002).

Monetarist modeller beklentilere göre oluşturulduğu yani adaptif modeller oldukları için birçok model geliştirilmiştir. Bu çalışmada Frenkel-Bilson (1979) esnek kur modeli ve Frenkel (1979) katı fiyat modeli dikkate alınmıştır. Monetarist modelin yapısını ortaya koymak için öncelikle PPP'yi ifade edilmiştir. Daha sonra parasal denge durumu gösterildikten sonra esnek fiyat monetarist modeli gösterilmiştir. Son olarak fiyat seviyesi için esnek kur modeli genişletilerek katı fiyat modele ulaşılmıştır.

İlk olarak monetarist model PPP'nin sürekli etkisini kabul eder bu durum aşağıdaki gibidir (Civcir, 2004):

$$s_t = p_t - p_t^* + c \quad (1)$$

Burada c sabittir, s ise döviz kurunun logaritmik değeridir ve p ve p* sırasıyla, yerli ve yabancı fiyat seviyelerini göstermektedir. Eğer c=0 ise denklem (1) mutlak PPP'yi işaret eder, eğer c≠0 ise denklem(1) görelî PPP'yi ifade etmektedir.

Monetarist model, parasal denge koşullarını yerli ve yabancı ülkeler için aşağıdaki gibi kabul eder:

$$m_t = p_t + \beta_2 y_t - \beta_3 i_t \quad (2)$$

$$m_t^* = p_t^* + \beta_2^* y_t^* - \beta_3^* i_t^* \quad (3)$$

Yukarıdaki denklemde tüm değişkenler logaritmik formda olup m_t ve m_t^* sırasıyla yerli ve yabancı ülke para arzını y_t ve y_t^* sırasıyla yine

yerli ve yabancı gelir ve son olarak i_t ile i_t^* sırasıyla yerli ve yabancı faiz oranını, p_t ve p_t^* sırasıyla yurtiçi ve yurtdışı fiyatları göstermektedir. Ayrıca denklemlerdeki katsayılardan β_2 para talebi için gelir elastikiyetini, β_3 ise faiz oranı elastikiyetini verir.

Denklem (2) ve (3)'te p_t ve p_t^* çekilip, diğerleri denklem (1)'de yerine konulursa Bilson (1978), Frankel (1979) ve Hodrick(1978)'in esnek fiyat parasal modeli elde edilir. Model aşağıdaki hale gelir:

$$s_t = \beta_1(m_t - m_t^*) - \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) \quad (4)$$

Yukarıdaki denklemde nominal döviz kuru görelî para arzı ile yönlendirilmektedir. Eşitlik 4'te nominal faiz oranını reel faiz ve beklenen enflasyonun bileşimi vermektedir.

$$i_t = r_t + p_t^e \quad (5)$$

$$i_t^* = r_t^* + p_t^{e*} \quad (6)$$

Denklem (5) ve (6)'da r_t, r_t^* sırasıyla yerli ve yabancı reel faiz oranlarını ve p_t^e, p_t^{e*} yine sırasıyla yerli ve yabancı beklenen enflasyon oranlarını temsil etmektedirler. Reel faiz oranlarının ülkeler için eşit kabul edilirse, aşağıdaki eşitliğe ulaşılmış oluruz:

$$i_t - i_t^* = p_t^e - p_t^{e*} \quad (7)$$

Dolayısıyla eşitlik (4)'ü artık aşağıdaki gibi tekrar yazabilir:

$$s_t = \beta_1(m_t - m_t^*) - \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(p_t^e - p_t^{e*}) \quad (8)$$

Frenkel-Bilson (1979) esnek kur modelini son olarak elde edilen denklem (8) vermektedir. Esnek kur modelinde görelî para arzının işareti pozitifdir ve para artışındaki artış aynı oranda fiyat artışlarını da beraberinde getirecektir. Görelî gelir için ise beklenti negatiftir ve gelirdeki artışın ithalatı artıracığı ve bunun nominal kuru değerlendireceği yönündedir. Beklenen enflasyona göre monetarist modelin katsayı beklentisi, kur ile pozitif bir ilişkide olması gerektiğidir. Çünkü beklenen enflasyon oranında görelî bir artış olursa bunun sonucunda yerli para birimine talep düşecek ve bonolara talep artacaktır. Bu ise yerli para biriminin değerini düşürecektir.

Frenkel (1979) esnek kur modelinin görelî fiyat farkları ile genişletmiş ve aşağıdaki gibi katı fiyat modeline ulaşmıştır.

$$s_t = \beta_1(m_t - m_t^*) - \beta_2(y_t - y_t^*) - \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4(p_t - p_t^*) \quad (9)$$

Burada m , y ve i esnek kur modelinde daha öncede belirtildiği gibi sırasıyla para arzını, sanayi üretimini ve faiz oranlarını, p ise fiyatları temsil etmektedirler. Denklem (9)'a göre görelî para arzının ve görelî fiyatların işaretlerini pozitif beklenirken, görelî faiz ve görelî gelir için negatif beklenmektedir. Esnek kur modeline göre görelî faiz oranının işaretinin negatif olmasının sebebi yerli faiz oranında görelî bir artışın dışarıdan sermaye akışı sağlayacağı ve bunun da yerli para birimine talebi artıracığı için yerli paranın değer kazanmasına bağlamaktadır. Ayrıca genişletilmiş monetarist modelin bir diğer beklentisi görelî para arzının ve görelî gelir değişkenlerinin dışsal olduğu yani sistemin dışında belirlendiği yönündedir (Dülger-Cin, 2002). Son olarak test edilebilir ekonometrik model aşağıdaki gibidir:

$$S_t = c + \beta_1 M_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 I_t + \beta_4 P_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Denklem 10'da S_t nominal döviz kurunu, M_t görelî para arzını, I_t görelî faiz oranını, P_t görelî fiyatları son olarak, sırasıyla c ve ε_t sabit ve hata terimini göstermektedir.

3. EKONOMETRİK YÖNTEM ve SONUÇLAR:

3.1. Veri Seti

Çalışmada veri seti 1987 ve 2005 yılları arasındaki çeyrek yıllık verilerden oluşmaktadır. Veri setinin 1987 yılından itibaren alınmasının sebebi bu dönemde merkez bankası bünyesinde döviz ve efektif piyasalarının kurulmasıdır. Böylelikle bu yıldan itibaren Türkiye'de döviz kuru rejiminde ayarlanabilir esnek kur sistemine geçmiştir. Bu sistemde döviz kurları bankalar, özel finans kurumları, yetkili müessesler ve T.C. Merkez Bankası Döviz ve Efektif Piyasaları Müdürlüğü'nün katıldığı bir alım-satım seansı olan günlük kur belirleme seansları ile belirlenmeye başlanmıştır (Arat, 2003). 2001 yılında ise döviz kurunun belirlenmesi tamamen piyasaya bırakılarak serbest dalgalanan döviz kuru sistemine geçilmiştir. Ayrıca çalışmada yapısal kırılmaların modele etkisini önlemek amacı ile 1994 ve 2001'de yaşanan iki büyük kriz, 1998 Rusya krizi ve 2003 yılındaki Irak savaşı modele kukla değişkenler olarak eklenmiştir. Türkiye ve ABD için bütün veriler IFS (international financial statistics)'den alınmıştır. Para arzı rakamları için M1 para arzı, faiz için Türkiye'nin üç aylık mevduat faiz oranı, ABD için ise hazine bonusu faiz oranı alınmışlardır, gelir için her iki ülkenin mevsimsel düzeltilmiş gayri safi yurt içi hasıla rakamları ve fiyatlar için tüketici fiyat endeksleri seçilmiştir. Faiz değişkeni nominal, gelir değişkeni ise reeldir. Değişkenler faiz hariç logaritmikdir.

3.2. Birim Kök Testi

Söz konusu değişkenlerin zaman serileri durağanlık analizi için iki farklı birim kök testi kullanılmıştır. Bunlar Genişletilmiş Dickey-Fuller ve

Philips-Perron⁴ testleridir. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) için sıfır hipotezi birim kök varlığını yani serilerin durağan olmadığını alternatif hipotez ise birim kök yoktur yani serilerin durağan olduğunu ifade etmektedirler. Her iki testte de test istatistiklerinin kritik değerlerden daha negatifse sıfır hipotezi reddedilir. Tablo 1, döviz kurunun (s), görece para arzının (m), gelirin (y), faizin (i) ve fiyatın (p) durağanlık analizini göstermektedir.

Tablo 1: Birim Kök Testleri

ADF	Düzy		Birinci Fark	
	τ_{μ}	τ_{τ}	τ_{μ}	τ_{τ}
S_t	-1.90(1)	1.64(0)	-5.66(0)*	-6.12(0)*
M_t	-0.11(0)	0.98(0)	-7.27(0)*	-7.28(0)*
Y_t	-1.87(0)	0.87(0)	-6.28(0)*	-6.63(0)*
I_t	-2.27(0)	-2.39(0)	-9.47(0)*	-9.59(0)*
P_t	-2.60(2)	3.65(0)	-2.95(1)	-4.11(1)*
PP	$Z(t_{\mu})$	$Z(t_{\tau})$	$Z(t_{\mu})$	$Z(t_{\tau})$
S_t	-1.86	1.09	-5.64*	-6.11*
M_t	-0.47	0.97	-7.26*	-7.48*
Y_t	-2.08	-2.09	-7.29*	-7.25*
I_t	-2.27	-2.20	-10.61*	-13.64*
P_t	-2.37	2.91	-5.04*	-6.14*

Not: Tablodaki değerler t değerleridir. Parantez içindeki değerler ise ADF için gecikme değerleridir.* simgesi 0.01 düzeylerinde sıfır hipotezinin reddildiğini göstermektedir. τ_{μ} ve τ_{τ} simgeleri sırasıyla ADF için sabit ve sabit-trendi ifade etmektedirler. $Z(t_{\mu})$ ve $Z(t_{\tau})$ simgeleri ise PP testi için sırasıyla sabit ve sabit-trendi göstermektedirler. ADF için kritik değerler 2.90 (Sabit), 3.48 (Sabit-Trend)'dir. PP testi için kritik değerler ise -3.52 (Sabit), -4.08 (Sabit-Trend)'dir. ADF gecikme kriteri olarak Schwarz gecikme kriteri seçilmiştir.

ADF ve PP birim kök testlerine göre elde edilen test istatistiklerinin olasılık değerleri Tablo 1'de verilmiştir. Buna göre ADF ve PP birim kök testlerine göre 0.01 anlamlılıkla bütün değişkenlerin birinci dereceden farkları durağandır. ADF ve PP testleri aynı sonuçlara ulaşmaktadır. Yani bütün değişkenlerin I(1) olduğuna karar verilmiştir. Dolayısıyla monetarist model için johansen eşbütünleşme analizine geçilebilir.

3.3. Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme tekniği için öncü çalışmalar Engle ve Granger (1987) tarafından yapılmıştır ve iki değişken için bu tekniği kullanmışlardır.

⁴ Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Dickey-Fuller (1979-1981) ve Phillips-Perron (1988)

Johansen (1988) ise eşbütünleşme tekniğini iki değişkenden daha fazla değişkenler kullanarak eşbütünleşme tekniğini daha ileri boyutlara taşımıştır. Stock ve Watson (1988), Johansen ve Juselius (1990) tekniği kısa ve uzun dönemli ilişkileri veri farkı olmaksızın tahmin etmek için kullanmışlardır. Johansen (1988) eşbütünleşme tekniği modelde ikiden fazla değişken olduğu durumlarda diğer yöntemlerden daha güçlü sonuçlar sağlamaktadır (Gonzalo, 1994).

Johansen eşbütünleşme tekniği, $(n \times 1)$ vektör $I(d)$ durağan değişken X_t için k . dereceden otoregresif vektör modeli (VAR) aşağıdaki gibi yazılır:

$$X_t = \mu + A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Burada A_i matrisleri, $(n \times n)$ parametrelerin katsayı matrisidir, μ deterministik terim, ε hata vektörüdür. Yukarıdaki denklemi hata düzeltme formuna göre yeniden yazarsak:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-i} \Delta X_{t-k+i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Son denklemde yer alan katsayıların açılımları $\Pi = -I + A_1 + \dots + A_k$, $\Gamma_i = -I + A_1 + \dots + A_i$ ve $i = 1, \dots, k-1$ 'dir. Γ_i , birinci farkı alınmış X_t değişkenin katsayılar matrisidir. Bu matris X_t değişkenin kısa dönem dinamiğini içerir. Π matrisi ise uzun dönem etkisini ifade etmektedir. Ayrıca Π matrisinin rankı (r) eşbütünleşmiş vektör sayısını vermektedir. Eğer Π matrisi sıfır ranka sahip ise burada durağan uzun dönemli bir ilişkinin olmadığına işaret etmektedir. r eğer 0 ile n arasında yer alıyorsa öyle α ve β vektörleri vardır ki $\Pi = \alpha\beta'$ olacak şekilde $\beta'X_t$ durağandır. Ayrıca Π matrisi maksimum ranka sahip ise sistem zaten durağandır. α 'nın i . satırı her r eşbütünleşmiş vektörün i . denklem dinamiğinin önemini verir. Bireysel α_{ir} değerleri i . serinin, r . eşbütünleşik vektöre uyarlanma hızını verir. Dolayısıyla α_{ir} 'nin büyük değerleri uyarlanma hızının yüksek olduğunun bir göstergesidir.

Johansen tekniği⁵ eşbütünleşik vektörlerin testinde iki olabilirlik oranı (LR) kullanılmaktadır. Bunlardan biri iz istatistiği ve diğeri ise maksimum öz değer istatistiğidir. Bu istatistiklerin hipotez testleri ise iz istatistiği için sıfır hipotezi en fazla r eşbütünleşik vektör vardır şeklinde iken maksimum öz değer istatistiğinde ise en fazla $r + 1$ eşbütünleşik vektör vardır biçiminde olmaktadır.

Johansen (1992a), X_t değişkeni endojen (eşitliğin sağ tarafındaki değişkenler zayıf dışsal değillerse) ve bir eşbütünleşik vektör var olması durumunda sistem tahmincisinin, tek denklem yöntemi ile elde edilen

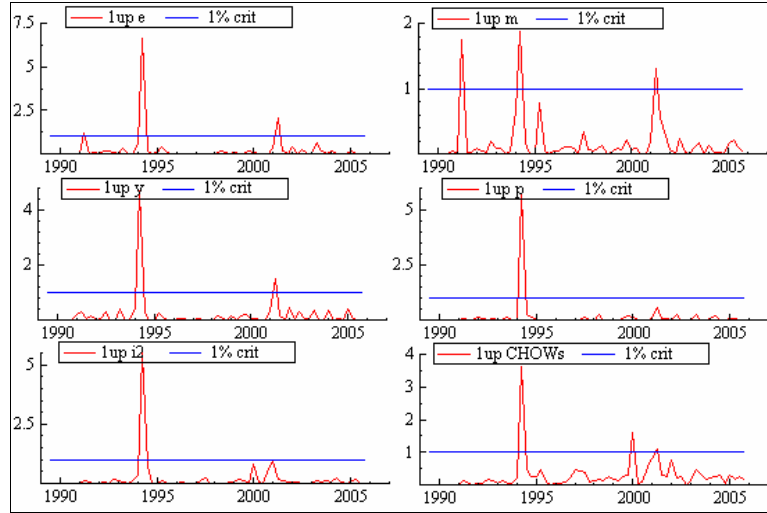
⁵ Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Johansen (1988).

tahminciye göre varyansının daha küçük olduğunu göstermiştir. Yani VEC modelinin tahmincisi, tek denklemlili tahminciye göre daha etkindir (Haris, 1995).

3.3.1. Eşbütünleşme Analizinin Sonuçları

Çok değişkenli eşbütünleşme testinde en önemli zor kısımlarından birisi VAR modelinde gecikme sayısının ne olacağını belirlemesidir. Burada gecikme kıstaslarından Schwarz (SC) ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterleri dikkate alınmıştır. SC ve HQ kriterleri dikkate alarak modelin gecikme sayısını bir olarak belirlenmiştir. Bir gecikmeli olarak tahmin edilen VAR(1) modelinin yeterliliği için model, recursive (tekrarlanan) yöntem kullanılarak tahmin edilmiştir. Daha sonra parametrelerin istikrarlılığı için 1-step Chow testi⁶ yapılmıştır. Test sonuçları şekil 2’de yer almaktadır. Test için kritik değer 0.01 düzeyi kullanılmış ve kritik değer birim değerde paralel bir konumdadır. Şekilden de anlaşıldığı gibi Türkiye için döviz kuru ve para arzı, 1994 ve 2001 yıllarında istikrarını kaybetmektedirler. Ayrıca para arzı 1991 yılında da istikrarsız görünmektedir. Faiz değişkeni ise 2000 yılı ve 2001 yıllarında istikrarsız bir görünümündedir. Yine gelir değişkeni ise 2001 yılındaki kriz ile istikrarını koruyamamaktadır. Söz konusu değişkenlerin istikrarsız bir biçimde olmaları, sistemde de istikrarsızlık yarattığı yine şekil 2’den anlaşılmaktadır. Ancak burada yapılan istikrarlılık yorumları eşbütünleşme analizi sonucunda sistemde eşbütünleşik bir ilişki ortaya taktirde geçerli olacaktır. Bu nedenle sistemde eşbütünleşme ilişkisi araştırılacaktır.

Şekil 2: 1-Step Chow Test



⁶ Teste minimum örneklem hacmi T_0 ile başlanır ve tekrarlamalı bir şekilde bir ile genişletilir. Böylece sıralı bir şekilde F istatistiklerine ulaşılır ($F(1, t-k-1)$, $t = T_0+1 \dots T$). Test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\frac{RSS_t - RSS_{t-1}}{RSS_{t-1}}(t - k - 1)$$

Sistemde eşbütünleşik ilişkinin olup olmadığı ve değişkenlerin zayıf dışsallığı johansen tekniğini kullanarak α değerlerine sıfır kısıtı konarak hata düzeltme terimlerinden elde edilmiştir. Sonuçlar tablo 3 ve tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 3: Kısıtsız Eşbütünleşme Testi:

		$\lambda - \max$ Testi		İz Testi	
H_0	H_A	0.01 Kritik Değer	Test İstatistik	0.01 Kritik Değer	Test İstatistik
$r = 0$	$r = 1$	44.01	66.88*	97.59	133.47*
$r \leq 1$	$r = 2$	37.48	25.80	71.47	66.58
$r \leq 2$	$r = 3$	30.83	24.70	49.36	40.77
$r \leq 3$	$r = 4$	23.97	10.78	31.15	16.06
$r \leq 4$	$r = 5$	16.55	5.28	16.55	5.28

Not: * işareti 0.01 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Johansen eşbütünleşme testinde iz testine göre eş bütünleşmenin olmadığı boş hipotez reddedilmektedir ancak bir den fazla eşbütünleşmenin olduğunu ifade eden boş hipotez reddedilememektedir. Maksimum öz değer testine göre de eşbütünleşmenin olmadığı boş hipotezi reddedilmiştir. Ancak yine bu teste göre 1'den fazla eşbütünleşmenin olduğu sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bu testlere göre monetarist modelde VAR modelinde seçilen gecikme uzunluğu uyarınca 1 eşbütünleşik vektöre işaret etmektedir. Johansen'nin beklentisi çoğu ekonomik ilişki için bir eşbütünleşik vektör yönündedir ve ulaşılan sonuçta beklentiye cevap vermektedir. Ayrıca tablo 5'e göre modelin zayıf dışsallık testin de ise tüm değişkenler için zayıf dışsal olduklarını ileri süren sıfır hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla değişkenler sistem içinde belirlenmektedir. Monetarist modelin beklentisinin aksine gelir ve para arzı değişkenlerinin dışsal olmadıkları görülmektedir. Ayrıca tablo 4 sistemde otokolerasyon ve değişen varyans problemlerinin olmadığını göstermektedir ve sistemin hata tahminleri de normal dağılmaktadır.

Tablo 4: Sistem Diagnostik Testleri

Testler	LM ist.	Olasılık
AR(1)	30.50	0.210
	Ki-Kare ist.	Olasılık
Norm	11.71	0.304
Het (χ^2)	850.09	0.057

Not: AR, otokolerasyon LM testini ifade etmektedir. Parantez içindeki değer gecikmeyi göstermektedir. Het (χ^2) değişen varyans white testidir.

Baharumshah v.d. (2003)'nin çalışmasındaki yol izlenip monetarist modele dışlama kısıtları ekleyerek tablo 5'teki sonuçlara ulaşılmıştır. Bir eşbütünleşik vektör ve bir serbestlik dereceli ki-kare (χ^2) test istatistiği ile dışlama testi değişkenlerin eşbütünleşme ilişkisine girmediğini söyleyen sıfır hipotezini sınamaktadır. Tablo 5'e göre 0.01 anlamlılık düzeyinde tüm değişkenlerin eşbütünleşme ilişkisine girdiğini göstermektedir.

Tablo 5: Dışlama Testi

Değişkenler	Z. Dışsallık Testi	Dışlama Testi
<i>s</i>	23.79(0.00)*	13.38(0.00)*
<i>m</i>	17.13(0.00)*	16.95(0.00)*
<i>y</i>	26.72(0.00)*	17.90(0.00)*
<i>i</i>	9.62(0.00)*	17.46(0.00)*
<i>p</i>	40.81(0.00)*	19.11(0.00)*

Not: * simgesi 0.01 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Zayıf dışsallık testinin değerleri, ki-kare değerleridir. Serbestlik derecesi bütün değişkenler için 1'dir. Parantez içindeki değerler ise olasılık değerleridir.

Nominal döviz kurunu tamamen bağımlı bir değişken haline getirebilmek için normalize edilerek aşağıdaki uzun dönem esneklikleri ifade eden parametre sonuçlarına ulaşılmıştır.

$$S = -4.32 - 0.06 M_t - 0.78 Y_t - 0.003 I_t + 0.21 P_t \quad (13)$$

(1.34) (15.69) (4.15) (-3.37)

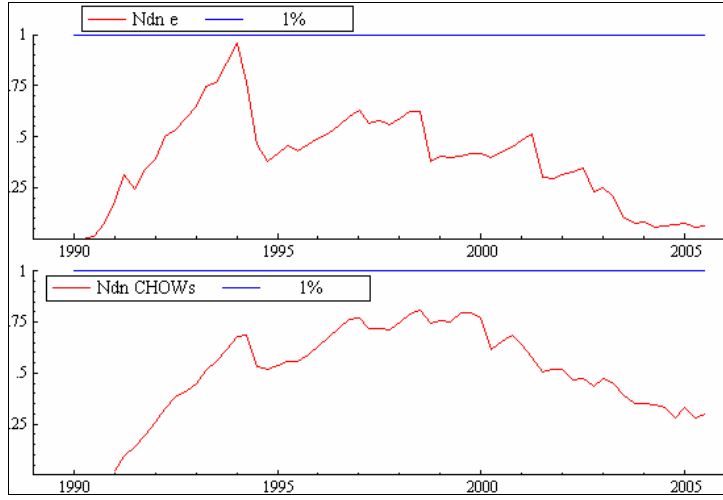
Eşitlik 13'e göre monetarist modelin katsayı beklentileri Frenkel'in (1979) genişletilmiş modelinin para arzı hariç tüm beklentilerini karşılarken, Frenkel-Bilson (1979) esnek kur modeline göre faiz değişkenin pozitif değil, nominal döviz kuru ile negatif bir ilişki içinde olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte görelî para arzının işareti bu model için de beklentinin aksinedir. Modeldeki değişkenlerin t değerleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Görelî para arzı ve görelî gelir artışı zaman nominal döviz kurunun değerlenmesine neden olmaktadır. Görelî gelir ise artışı zaman diğer değişkenlere göre döviz kuru üzerinde güçlü bir etkisi olduğu görülmektedir. Ancak para arzının birim artışı karşısında döviz kurunun bundan fazlaca etkilendiğini söyleyemeyiz. Para arzının beklentinin aksine çıkmasının Türkiye'nin geçmiş dönemde yüksek enflasyon yaşadığı ve TL'nin işlevlerini yerine getirememesinin bir sonucu olarak görülebilir. Dolayısıyla Merkez Bankası döviz tasarrufunun ve enflasyonun yüksek olduğu bir dönemde para arzını TL'nin değerini yüksek tutma çabasında olduğu söylenebilir. Ancak para arzının döviz kuru üzerindeki düşük etkisi Türkiye'nin uyguladığı para politikasının etkin olmadığının bir göstergesidir. Görelî faiz artışında da nominal döviz kuru değerlenmektedir. Bu durum ise Türkiye'nin yüksek faiz oranı ile dışarıdan döviz girişi yaşadığı ve bu durumda içerde artan döviz arzı ile kurun değerlendiğini ifade eder. Bu ilişki garantisiz faiz hipotezini de desteklemektedir. Ancak yine de görelî faizin döviz kuru üzerinde zayıf bir etkisinin olduğu görülmektedir. Son olarak görelî fiyat artışı karşısında döviz kuru değersizleşmektedir. Görelî fiyat değişkeni de satın alma gücü hipotezini desteklemektedir. Nominal döviz kuru üzerinde fiyat değişkenin para arzı ve faiz değişkenine göre daha fazla etkisi olduğu anlaşılmaktadır.

Son olarak monetarist yaklaşım için oluşturulan modelin parametre istikrarlılığını ölçmek için Harris (1995) takip edilerek F kırılma testi⁷

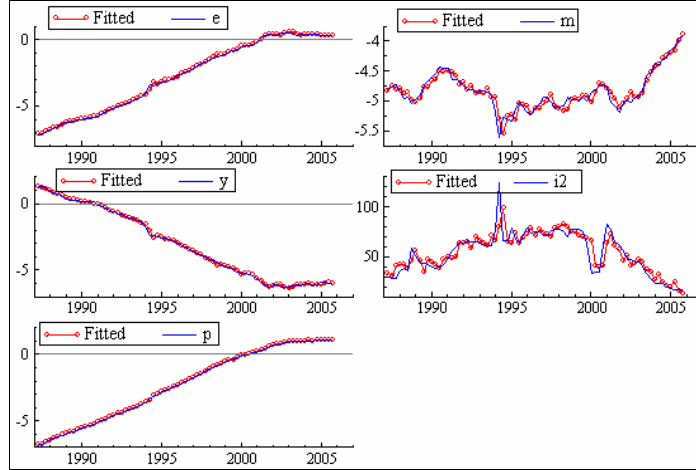
⁷ Bu sıralı Chow tipi testler, 1 ile T_0-1 'e kadar olan dönemi modelin tüm dönemine karşı sınar. Test istatistiğinin kritik değeri grafikte birim değerde sabittir. Test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanır:

yapılmıştır. Şekil 3'te modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu görülmektedir. Ayrıca monetarist model uzun dönem tahmininin yeterliliği için modelden ex post yöntemi ile elde edilen tahmini değerler ile gerçek değerler karşılaştırılmıştır. Şekil 4'e göre gerçek değerler ile tahmini değerler arasında bir bütünlük yani ortak bir hareketin olduğu ve modelin yeterli olduğu görülmektedir.

Şekil 3: F Kırılma Testi



Şekil 4: Gerçek ve Tahmini Değerler



$$\frac{RSS_T - RSS_{t-1}(t-k-1)}{RSS_{t-1}(T-t+1)}$$

$$1\text{-step Chow ve F kırılma testleri için bkz. Banerjee ve Urga (1995)}$$

1-step Chow ve F kırılma testleri için bkz. Banerjee ve Urga (1995)

3.4. Sonuç ve Öneriler:

Bu çalışmada, Türkiye için monetarist model kullanarak döviz kurunun hareketi incelenmiş ve monetarist model çerçevesinde nominal döviz kurunun; görelî para arzı, görelî gelir, görelî faiz oranı ve görelî fiyat değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişki eşbütünleşme yöntemi ile sınanmıştır. Çalışmada bu değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi elde edilmiş ve söz konusu değişkenlerle nominal döviz kurunun birlikte hareket ettiği sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte teorik olarak PPP ve UIP hipotezlerini Türkiye açısından destekler sonuçlara ulaşılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre beklentinin aksine para arzı, gelir değişkenleri zayıf dışsal değildirlir ve model içersinde belirlenmektedirler. Bu ise Türkiye’de para arzının kısa dönemde kur üzerinde etkili olsa bile uzun dönemde para politikasının etkisinin az ve etken olmadığı sonucunu doğurur. Aynı yorum gelir değişkeni için de geçerlidir. Monetarist modelde gelir, döviz kuruna ithalat üzerinden baskı kurduğu için kısa dönemde ithalat üzerinde alınacak tedbirler kur üzerinde istenen etkiye sahip olsa da uzun dönemde bu tedbirler de etkisini kaybedecektir. Ayrıca modeldeki katsayıların işaretleri gelir için Frenkel-Bilson esnek kur modeli ile tutarlılık gösterirken para arzı ve faiz beklentinin aksine çıkmışlardır. Frenkel’in katı fiyat modeline göre ise faiz, fiyat ve gelir değişkenlerinin katsayı işaretleri modeli ile uyuşmakta, para arzı ise yine beklentinin aksinedir. Bu da faizler artığında yurtdışından ülkeye döviz girişi yaşanacağı ve döviz kurunun değerleneceği anlamına gelmektedir.

Monetarist modele göre elde edilen bulgular ışığında uzun dönemde döviz kuru daha çok gelir tarafından etkilendiği ortaya konulmuştur. Bu ilişkiye göre faizin döviz kuru üzerindeki etkisi çok küçüktür. Fiyatların, döviz kuruna etkisi ise kendi artışından veya azalışından daha az bir artışa veya azalmaya neden olmaktadır. Bu bilgilere göre yüksek faiz oranı beklenildiği gibi kısa vadeli sermayeyi ülkeye çekerek kuru değerlendirmesi yani TL’yi değerlendireceği beklentisinin doğruluğunu ifade etmektedir. Ayrıca para politikasının bırakılıp, faiz politikasının uygulanması dahilinde, faizin, döviz kuru ile olan zayıf ilişkisi yüzünden TL’nin değeri konusunda beklenildiği sonuçları vermeyebilir. Ancak para politikası açısından bakıldığında ise Merkez Bankası’nın kronik enflasyon döneminde TL’nin değer yitirmemesi için çabalarının yetersiz kaldığını ve para politikasının tamamen para otoritesinin denetiminde olmadığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla para politikası da döviz kuru üzerinde beklentilere cevap vermeyebilir. Bununla birlikte iki politikanın kur üzerindeki yetersizliği Merkez Bankası’nın ekonomiye liderlik etmediğini, sadece ekonomik olayların veya politikaların takipçisi durumunda olduğunu göstermektedir.

KAYNAKÇA

1. Arat K. (2003) Türkiye’de Optimum Döviz Kuru Rejimi Seçimi ve Döviz Kurlarında Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi, *T.C. Merkez Bankası Dış İlişkiler Genel Müdürlüğü*.

2. Abbott A. ve De Vita G. (2002) Testing the Long-run Structural Validity of the Monetary Exchange Rate Model, *Economics Letters*, **75**, 157-164.
3. Baharumshah A. Z., Masih A. M. ve Azali M. (2002) The Stock Market and The Ringgit Exchange Rate: a note, *Japan and the World Economy*, **14**, 471-486.
4. Banerjee A. ve Urga G (1995) Looking for Structural Breaks in Cointegrated Systems, *Center for Economic Forecasting, London Business School*, Discussion Paper No. DP 18-95.
5. Civcir İ. (2004) The Long-run Validity of the Monetary Exchange Rate Model for a High Inflation Country and Misalignment, *Emerging Markets Finance And Trade*, **40**, 84-100.
6. Civcir I. (2003) The Monetary Models of the Turkish Lira/U.S. Dolar Exchange Rate, *Eastern European Economics*, **41**, 43-69.
7. Cuaresma J. C., Fidrmuc J. ve MacDonald R. (2005) The Monetary Approach to Exchange Rates in CEECs, *Economic of Transition*, **13**, 395-416.
8. Cushman D. O. (2000) The Failure of the Monetary Exchange Rate Model Fort the Canadian-U.S. Dolar, *Canadian Journal of Economics*, **33**.
9. Diamandis P. F. ve Kouretas G. P. (1996) The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-run Relationships, Coefficient Restriction and Temporal Stability of the Grek Drachma, *Applied Financial Economics*, **6**, 351-362.
10. Dickey D. ve Fuller W. (1979) Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 427-431.
11. Dickey D. ve Fuller W. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, **49**, 1057-1072.
12. Dülger F. ve Cin M. F. (2002) Türkiye'de Döviz Kuru Dinamiklerinin Belirlenmesinde Monetarist Yaklaşım ve Eşbütünleşme Yöntemiyle Sınama, *ODTÜ Gelişme Dergisi*, **29**, 47-68.
13. Edison H. J. (1987) Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate, *Journal of Money, Credit and Banking*, **19**, 376-387.
14. Engle R. ve Granger C. W. J. (1987) Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, **55**, 251-277.
15. Francis B., Hasan I. ve Lothian J. R. (2001) The Monetary Approach to Exchange Rates and the Behaviour of the Canadian Dolar Over Long-run, *Applied Financial Economics*, **11**, 475-481.

16. Jackson J. D., Thompson H. ve Zheng J. (2005) Third Country News in the Monetary Model of the Exchange Rate, *Applied Financial Economics*, **15**, 757-764.
17. Johansen S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economics Dynamics and Control*, **12**, 231–254.
18. Harris R.I.D. (1995) Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling, Prentice Hall.
19. Gonzalo J. (1994) Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships, *Journal of Econometrics*, **60**, 203–234.
20. Karaca O. (2005) Türkiye’de Faiz Oranı ile Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşülmesi Kurları Yükseltir mi?, Türkiye Ekonomi Kurumu, Tartışma Metni, 2005/14.
21. Makrydakis S. (1998) Testing the Long-run Validity of the Monetary Approach to the Exchange Rate: the Won-US Dolar case, *Applied Economics Letters*, **5**, 507-511.
22. McNown R. ve Wallece M. S. (1994) Cointegration Tests of the Monetary Exchange Rate Model for Three High-Inflation Economies, *Journal of Money, Credit and Banking*, **26**, 396-410.
23. Miyakoshi T. (2000) The Monetary Approach to the Exchange Rate: Empirical Observations from Korea, *Applied Economics Letters*, **7**, 791-794.
24. Müslümov A., Hasanov M. ve Özyıldırım C. (2002) Dalgalı Kur Rejimlerinde Döviz Kuru Belirlenmesine Yönelik Teorik Yaklaşımlar, *TÜGIAD*.
25. Odedokun M. O. (1997) The Monetary Approach to Analysing Floating Exchange Rate Behaviour in Developing Countries: Evidence from Sub-Saharan African Countries, *Journal of Development Economics*, **52**, 463-481.
26. Oh K. Y. (1999) Are Exchange Rates Cointegrated with Monetary Money in Panel Data, *International Journal of Finance and Economics*, **4**, 147-154.
27. Parasız İ. (1996) Uluslararası Para Sistemi, Birinci Baskı, *Ezgi Kitapevi*, Bursa.
28. Philips P. C. B. ve Perron P. (1988) Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, **75**, 335-346.
29. Seyidoğlu H. (1997) Uluslararası Finans, İkinci Baskı, *Güzem Yayınları*, İstanbul.
30. Tawadros G. B. (2001) The Predictive Power of the Monetary Model of Exchange Rate Determination, *Applied Financial Economics*, **11**, 279-286.