

Türkiye’de Para Talebi Fonksiyonunun Modellenmesi*

Yrd. Doç. Dr. Neşe ALGAN
Çukurova Üniversitesi,
İ.İ.B.F. İktisat Bölümü
nalgan@cu.edu.tr

Arş. Gör. Salih GENCER
Çukurova Üniversitesi,
İ.İ.B.F. İktisat Bölümü
sgencer@cu.edu.tr

Özet

Bu çalışmada 1987.1-2007.2 arası dönemde Türkiye’ de para talebinin belirleyicileri ve istikrarlılığı Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) Çok Değişkenli Eşbütünleşme Analizi yöntemiyle incelenmiştir. Para talebi fonksiyonları, dar ve geniş (m1, m2, m2y) parasal büyüklükler, gelir, faiz, enflasyon ve döviz kuru değişkenleri ile alternatif modeller oluşturularak tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda çalışmanın amaçlarından birisi para talebi için optimal parasal büyüklüğün tespiti iken diğeri ise ekonomik karar birimlerinin para tutum kararlarını etkileyen unsurları bir başka ifadeyle para talebinin belirleyicilerini ortaya koymaktır. Uygulama sonucu elde edilen bulgular dar kapsamlı parasal büyüklük tanımı m1 ile oluşturulan para talebi fonksiyonunun gelir, faiz ve/veya enflasyon değişkenleri ile istikrarlı bir ilişki içerisinde olduğunu göstermiştir. Etki-Tepki Analizleri ise dar para talebinin gelirden pozitif, faiz ve enflasyondan ise negatif yönde etkilendiğini doğrulamıştır.

Anahtar Kelimeler: Para Talebi, Eşbütünleşme Analizi, Hata Düzeltme Modellemesi, Etki Tepki Analizi,

Abstract

In this study the determinants and stability of money demand in Turkey are examined by Johansen (1988) and Johansen and Juselius (1990) Multivariate Cointegration Analysis for the period between 1987.1 and 2007.2. Money demand functions are being estimated by creating alternative models with narrow and wide (M1, M2, M2Y) monetary aggregates, income, interest rate, inflation and exchange rate. In this context, one of the aim of this study is detecting the optimal monetary aggregate for money demand, whilst other one is introducing the determinants of money demand. Findings show that money demand function with narrow monetary aggregate M1, is in a stable relationship with income, interest rate and/or inflation variables. Also impulse-response analysis confirms that narrow money demand is effected positively by income and negatively by interest rate and inflation.

Key Words: Money Demand, Cointegration Analysis, Error-Correction Modeling, Impulse Response Analysis,

* Bu çalışma, 2008 yılında Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim dalında Yrd. Doç. Dr. Neşe Algan danışmanlığında savunulmuş olan “Para Talebi Teorileri ve Türkiye’de Para Talebi İle İlgili Ampirik Bir Çalışma” başlıklı yüksek lisans tezinden hazırlanmıştır.

1.Giriş

Parasal büyüklük kontrolüne dayalı para politikası uygulamalarında para arzındaki değişimler parasal otorite açısından son derece önem taşımaktadır. Para arzındaki değişimlerle diğer makro ekonomik değişkenler arasındaki etkileşim, optimal politika kurallarının belirlenmesine katkı sağlar ve bu noktada para talebi fonksiyonun tahmini ve istikrarlılığı önemli hale gelir. Para talebinin istikrarlılığı özellikle uygun para politikası eylemlerinin belirlenmesinde önemli role sahip olmakta ve politika otoritesine uygulanacak politikaların hedefleri ve bu hedeflere ulaşmak üzere kullanılacak politika araçlarının tespitinde kolaylıklar sunmaktadır. Para talebi istikrarının, para politikasının başarısı noktasında belirleyici olması nedeniyle para talebi teorisi uzun yıllar teorik ve ampirik araştırmalara konu olmuştur. Türkiye Ekonomisinde son yirmi yıldaki gelişmeler dikkate alındığında 1980'lerin ikinci yarısıyla birlikte Türkiye'de çeşitli yapısal reformlar ve deregülasyon politikalarıyla finansal piyasalar üzerindeki kısıtlamaların kaldırılarak daha liberal bir finansal sisteme geçiş sürecinin başlatıldığı ve finansal araçların çeşitliliğinin artırıldığı gözlenmektedir. Finansal piyasalarda gözlenen bu liberalleşme ve yenilik süreçlerinin para talebinin istikrarlılığı üzerinde etkili olabileceği dikkate alındığında, Türkiye'de para talebinin istikrarlılığının bu unsurlar karşısındaki durumunun incelenme gerekliliği belirmektedir. Bu çalışma, Türkiye'de 1987.1-2007.2 döneminde üçer aylık gözlemlerle belirleyicileriyle istikrarlı bir ilişki içerisinde olan para talebi fonksiyonunun belirlenmesini amaçlamaktadır.

2. Para Talebi Fonksiyonunun Modellenmesi

Para talebi literatüründe yer alan para talebi teorilerinin ortak noktası, işlem, ihtiyat ve spekülasyon güdüleriyle para tutumunu açıklama çabalarıdır. Bütün örneklerinde, reel para stoku; reel gelir ile pozitif, paraya alternatif varlıkların getiri oranları ile negatif yönde ilişkili olarak ele alınmıştır. Bu bağlamda gelir artışı para talebini artırırken, faiz artışı ise para tutumunun alternatif maliyetini arttıracığından para talebinde azalmaya yol açmaktadır (Maraviç ve Palic, 2005, 4-5). Ancak bu ortak noktaya rağmen para talebi ile ilgili ampirik çalışmalarda para talebindeki değişimleri açıklayabilecek değişkenlerin seçimi konusunda tartışmalar bulunmaktadır. Bu tartışmalar uygun parasal büyüklük, uygun ölçek değişkeni ve uygun alternatif maliyet değişkenlerinin seçimi üzerinde yoğunlaşmaktadır (Miller, 1991, 142). Bu nedenle para talebi fonksiyonunun ampirik analizi üzerine yapılmış çalışmalarda parasal büyüklük, ölçek ve alternatif maliyet değişkenlerinin tespiti analizin başlangıcını oluşturmaktadır. Bu değişkenlerin tespitine öncelik verilmesi, söz konusu değişkenlerin talep edilen para miktarı ile ekonominin reel sektörü arasında ki etkileşimi sağlamalarındandır. Böylesine önemli bir işlevi ancak ekonominin yapısına uygun olarak belirlenmiş değişkenler yerine getirebileceğinden, para talebi fonksiyonu, ülkenin makro ekonomik yapısına uygun olarak belirlenmiş değişkenleri içermek durumundadır. Aksi halde iyi belirlenmemiş bir fonksiyonun tahmini, politika uygulamalarının başarısızlıkla sonuçlanmasına neden olacaktır.

Ampirik çalışmalarda para talebi genellikle M1 ve M2 parasal büyüklükleri ile temsil edilmektedir. M1, dolaşımdaki para ve vadesiz mevduatların toplamını içermektedir. M2 ise M1 içine vadeli mevduatlarında eklenmesiyle elde edilmektedir. Gelişmekte olan ülkelerde dar para tanımının geniş para tanımına göre daha iyi sonuçlar

verdiği gözlenmekte ve bu durum gelişmekte olan ülkelerde bankacılık sisteminin zayıflığı ve finansal sistemin düşük gelişmişlik düzeyi gibi unsurlara bağlanmaktadır (Pradhan ve Subramanian, 1999, 12). Parasal büyüklük seçimi ile ilgili olarak Ericson ve Sharma (1996), dar tanımlı parasal büyüklüklerin politika otoriteleri tarafından kontrolünün kolay olduğunu, ancak politika uygulamalarında kullanışsız olduklarını ileri sürmüş ve bu durumun nedeni olarak dar para tanımının nominal gelirle olan ilişkisinin önemli değişkenlikler sergilemesini göstermişlerdir. Öte yandan geniş para tanımlarının nominal gelirle daha istikrarlı bir ilişki içerisinde olduklarını ancak kontrollerinin güçlükler içerdiğini belirtmişlerdir (Sriram, 1999, 19). Bu nedenle para politikasının uzun dönemli etkileri dikkate alındığında geniş para tanımının kullanımı daha uygun olmaktadır (Hafer ve Jansen, 1991, 166).

Çalışmamızda Türkiye ekonomisi için reel para talebinin tahminine yönelik olarak farklı modeller oluşturulmuştur. Modellerin belirlenmesi aşamasında para talebi ile ilgili literatür referans olarak alınmış ve para talebi fonksiyonları geleneksel ölçek ve alternatif maliyet değişkenlerinin yanı sıra, yurtdışı alternatif maliyet değişkeni olarak döviz kuru değişkenini de içerecek şekilde reel gelir, yurtiçi faiz, enflasyon ve döviz kuru değişkenleri ile modellenmiştir. Oluşturulan modeller kapsamında bu çalışmanın amacı, para talebinin söz konusu değişkenlerle uzun dönemde istikrarlı bir ilişkisi içerisinde olup olmadığını tespit etmektir. Finansal açıdan gelişmiş piyasalara sahip ülkeler için yapılan çalışmalarda geniş parasal büyüklük tanımları daha iyi sonuçlar verirken buna karşın finansal piyasaları tam olarak gelişmemiş piyasalara sahip ülkelerde ise dar parasal büyüklük tanımları daha uygun sonuçlar vermektedir. Çalışmamızda bu durum dikkate alınmış ve M1, M2, M2Y parasal büyüklükleri para talebini temsilen kullanılmıştır. Farklı parasal büyüklük tanımlarının kullanımı, belirleyicileri ile istikrarlı bir ilişki içerisinde olan para talebi fonksiyonunun belirlenmesini dolayısıyla da politika eylemleri açısından en uygun parasal büyüklük tanımına ulaşılabilmesini sağlayacaktır. Para talebindeki varyasyonların kaynağına ulaşmak üzere reel para talebinin tahminine yönelik olarak oluşturulan modeller aşağıda verilmiştir.

$$\text{Model 1.1 : } M_d = f(y, R)$$

$$\text{Model 1.2 : } M_d = f(y, R, enf)$$

$$\text{Model 1.3 : } M_d = f(y, R, exc)$$

$$\text{Model 1.4 : } M_d = f(y, R, enf, exc)$$

Burada $i = 1, 2, 3$ olmak üzere M1, M2 ve M2Y parasal büyüklüklerini ifade etmektedir. y ; para tutumunun en üst sınırını temsil eden ölçek değişkeni olarak reel GSYİH'yi, R ; para tutumunun alternatif maliyetini temsil eden üç ay vadeli mevduat faiz oranını, enf ; enflasyon oranını, exc ; nominal döviz kurunu temsil etmektedir.

Modellerin tümünde yer alan değişkenlerden reel gelir para tutumunun en üst sınırını temsil eden ölçek değişkenini temsilen kullanılmış, yurtiçi faiz değişkeni ise paraya alternatif varlıkların getirisini temsilen paranın alternatif maliyet değişkeni olarak modellerde yer almıştır. Reel gelir arttığında reel para talebi artmaktadır. Paraya alternatif varlık unsurlarının getirisini temsil eden faiz oranı arttığında ise reel para tutumunun alternatif maliyeti yükselmiş olacağından reel para talebi azalmaktadır. Bu

bağlamda reel gelire ait katsayı pozitif, yurt içi faiz oranına ait katsayı ise negatif beklenmektedir (Bahmani-Oskooee vd., 1998, 608).

Para talebinin gelir esnekliğinin büyüklüğü konusunda monetarist iktisatçılar bu katsayının 1 olduğunu ileri sürmektedirler. Bu nedenle para arzının çıktı büyüme oranında artırılması gerektiğini belirtmişlerdir. Şayet para talebinin gelir esnekliği birime eşit ise bu durumda “*para arzı çıktı büyüme oranında artırılmalıdır*” biçimindeki monetarist argüman desteklenmiş olacaktır (Ewing ve Payne, 1999, 184). Para talebinin gelir esnekliğinin büyüklüğü konusundaki bir diğer iddia ise, bu katsayının 0.5 olduğu yönündedir. Baumol ve Tobin yaklaşımı para talebi ile gelir arasında bu boyutta bir ilişkiyi öngörmektedir. Para talebinin gelir esnekliğinin 1’ den küçük bir değer alması monetarist argümanın geçersizliğini ifade etmekle birlikte para tutumunda ölçek ekonomisinin varlığını göstermektedir (Arize vd., 2005, 61). Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılmış ampirik çalışmalarda gelir esnekliğinin büyüklüğü hakkında alternatif görüşler ileri sürülmektedir. Buna göre finansal piyasaları gelişmiş ülkeler için para talebinin gelir esnekliği bir olarak beklenirken, finansal gelişmelerini tamamlayamamış gelişmekte olan ülkelerde ise bu katsayı birin üzerinde bir değer olarak beklenmektedir. Birden büyük bir gelir esnekliği gelişmekte olan ülkelerde para karşısında yönelenebilecek alternatif finansal varlıkların çeşitlilik göstermemesine bağlanmaktadır (Özmen, 2002, 70).

Para talebinin alternatif maliyet değişkenleri arasına enflasyonda dâhil edilebilmektedir. Friedman, fiziksel malların paraya ikame varlıklar olarak değerlendirilmesi gerektiğini ifade etmiş ve yüksek enflasyon beklentisinin fiziksel mallara yönelimi özendirceğini, bu nedenle de enflasyon değişkeninin para talebi fonksiyonu tarafından içerilmesi gerektiğini belirtmiştir (Sriram, 2002, 342). Ericsson (1993) ise, enflasyon değişkeninin modele dâhil edilip edilmemesi konusunun bir model belirlenme sorunu olduğunu ileri sürmüştür (Valadkhani, 2003, 5). Öte yandan enflasyon fiziksel malların bugün yerine gelecekte satın alınmasının fırsat maliyeti olarak da değerlendirilmektedir. Enflasyonun artacağı yönündeki bir beklenti karar birimlerinin gelecekte satın alma güçlerinin azalacağını düşünmelerine neden olmakta ve para taleplerini arttırmaktadır. Bu açıdan bakıldığında enflasyon ile para talebi arasında pozitif ilişki bulunmaktadır (Sriram, 1999, 25). Enflasyon para talebi üzerinde arttırıcı ve azaltıcı etkiler yaratabilmesine rağmen bu çalışma da modellere reel varlıkların getirisini temsilen dâhil edilmiştir. Bu nedenle para talebi üzerinde azaltıcı etkiler yaratması beklenmektedir. Döviz kuru değişkenine ait katsayı işaret olarak pozitif ve negatif değer alabilmektedir. Para ikamesinin varlığı durumunda nominal döviz kuruna ait esneklik değeri negatif değer alırken, kurdaki artışın bir servet artışı olarak algılanması durumunda ise bu esneklik değeri pozitif değer almaktadır. Bu nedenle nominal döviz kuruna ait katsayının işareti ampirik analiz sonucunda belirlenmektedir (Bahmani Oskooee ve Chi Wing Ng, 2002, 149). Ancak yine de çalışmamız açısından bu katsayının işareti negatif olarak beklenmektedir.

3. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Türkiye için para talebi fonksiyonunun analizinde kullandığımız veriler üçer aylık frekansta olup 1987.1 – 2007.2 dönemini kapsamaktadır. Söz konusu döneme ait parasal büyüklük serileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)’den; gelir, faiz, enflasyon ve döviz kuru serileri ise International

Financial Statistics (IFS) veri tabanından temin edilmiştir. Nominal parasal büyüklük ve GSYİH serileri 2000 baz yıllı Tüketici Fiyat Endeksi ile deflate edilmiştir. Bundan başka serilerin grafikleri incelendiğinde reel GSYİH serisinde gözlenen mevsimsellik, tahmin sürecinde üç adet merkezileştirilmiş mevsimsel kukla değişkeni kullanılarak giderilmiştir. Nominal faiz oranı hariç diğer değişkenlerin tümü logaritmik olarak modellere dâhil edilmiştir.

3.1.Eşbütünleşme Analizi

Çalışmada zaman serileri arasında uzun dönem denge ilişkisinin varlığı Johansen ve Juselius eşbütünleşme testi ile belirlenmektedir. Maksimum Olabilirlik Tekniğine dayalı bu yöntem, eşbütünleşik vektör sayısının belirlenmesinin yanı sıra bu vektörlerin tahmin edilmesi ve bu tahminlerden çıkarımlarda bulunulmasına olanak tanımaktadır. Uygulamalı çalışmalar da özellikle eşbütünleşik vektör sayısının belirlenmesi ve bu vektörlere iktisadi anlamlar yüklenmesi önemli olmaktadır (Ericsson, 1998, 307). Bu yöntem eşbütünleşik vektör parametreleri üzerine iktisat kuramının öngördüğü kısıtlamaların testine de imkân tanımakta ve böylece tahmin edilen ilişkinin iktisadi açıdan anlamlandırılmasına katkıda bulunmaktadır.

α ve β üzerine iktisadi teorinin öngördüğü kısıtların konması değişkenlerin istatistiki açıdan anlamlılığını betimleyen Dışlama (Exclusion) Testleri, uzun dönem dengesine uyarlanma sürecinde değişkenlerin rolünü betimleyen Zayıf Dışsallık (Weak Exogeneity) Testleri ile uzun ve kısa dönem parametreleri üzerine konulacak kısıtlamalarla gerçekleştirilebilmektedir. Kısıtlamaları içeren çeşitli hipotezler Olabilirlik Oranı (Likelihood Ratio) test istatistiği ile sınanabilmektedir. α matrisinin elemanlarının sıfır olup olmadığı test edilerek ilgili değişkenin zayıf dışsal olup olmadığı test edilebilir. Zayıf dışsallık kavramı Engle, Hendry ve Richard (1983)'te tartışılmış, eşbütünleşme vektörünün istatistiki açıdan yorumlanabilmesi ve bu yolla da iktisadi çıkarımlarda bulunulabilmesi için zayıf dışsallık testlerinin uygulanması önerilmiştir (Akıncı, 2003, 15).

Zayıf dışsallık testi için boş hipotez ele alınan değişkenin zayıf dışsal olduğunu ifade ederken, alternatif hipotez ilgili değişkenin zayıf dışsal olmadığını dolayısıyla da içsel değişken olarak nitelendirilebileceğini ifade etmektedir. Herhangi bir değişkenin zayıf dışsal olması uzun dönem dengesinin oluşumunda ilgili değişkenin hiçbir etkisinin olmadığı anlamına gelmektedir (Civcir, 2003, 20). Zayıf dışsallık testleri çalışmamız açısından tahmin edilen eşbütünleşme vektörlerinin bir para talebi ilişkisini betimleyip betimlemediği, dolayısıyla da bir para talebi fonksiyonu olarak nitelendirilip nitelendirilemeyeceğini belirlememize imkân tanıyacaktır. Zayıf dışsal değişken denklemin sağ tarafında açıklayıcı değişken olarak modele dâhil edilirken, içsel bir değişken ise değeri model tarafından belirlenmek üzere denklemin sol tarafına bağımlı değişken olarak yerleştirilir. Bu bağlamda bağımlı değişken olarak ele alınan değişkenin zayıf dışsal olmaması bir başka ifadeyle içsel değişken niteliği taşıması gerekmektedir. Örneğin para stoku, reel gelir ve faiz arasında belirlenen bir eşbütünleşme vektörünün bir para talebi fonksiyonu olarak nitelendirilebilmesi için para stoku değişkeninin zayıf dışsal olmaması gerekmektedir. Aksi takdirde bir çıktı ya da faiz oran denklemi tahmin etmiş olma olasılığımız yüksektir (Bahmani-Oskooee ve Economidou, 2005, 469).

3.2. Hata Düzeltme Modeli ve Parametrelerin İstikrarlılığı

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra eşbütünleşik vektör parametrelerinin zaman içinde sabit olup olmadığının istikrarlılık testleri ile

ayrıca test edilmesi gerekmektedir (Bahmani-Oskooee ve Economidou, 2005, 462). Ericsson(1998), parametrelerin istikrarlılığının özellikle finansal liberalizasyon ve finansal yeniliklerin gözlemlendiği dönemlerde önemli bir konu olduğunu ve test edilmesi gerektiğini belirtmiştir (Ericsson, 1998, 299). Parametrelerin istikrarlılığını test etmek üzere kullanılan yöntemler Hata Düzeltme Modelinin (HDM) tahmininden elde edilen sonuçlara bağlıdır. Bu nedenle Hansen ve Johansen, HDM'nin geriye dönüşlü tahminine dayanan bir test önermişlerdir. Bu test Geriye Dönüşlü Özdeğer (Recursive Eigenvalue) tahmini olarak bilinmektedir. Elde edilen eşbütünleşme vektörüne ait elemanların zaman içerisindeki hareketlerini gösteren bu testte, zamana bağlı olarak değişim göstermeyen bir özdeğer, eşbütünleşme vektörünün ve uyarlanma hızı katsayılarının bir bütün olarak istikrarlı olduğu anlamına gelmektedir (Scharnagl, 1998, 360). Parametrelerin istikrarlılığı ile ilgili bilgi sağlayacak bir başka yöntem ise katsayıların geriye dönüşlü (Recursive Coefficient Estimation) tahminidir. Bu yöntemde değişkenlere ait katsayıların zaman içerisinde takip ettiği patika sunulmaktadır. İlgili değişkene ait katsayıların zaman içerisinde fazla dalgalanma göstermeden ilerlemesi katsayıların zaman içerisinde sabitliğini bir başka ifadeyle istikrarlılığını betimlemektedir.

Bu testler uygulanırken iki aşamalı bir süreç izlenmelidir. Öncelikle yukarıda belirlenen kısıtsız HDM tahmin edilmelidir. HDM, her bir değişkenin birinci farkının diğer tüm değişkenlerin birinci farklarının gecikmeli değerleri ile hata düzeltme teriminin bir gecikmeli değeri üzerine regresyonu ile oluşturulur. Hata düzeltme terimi için eşbütünleşme regresyonu ile elde edilen durağan hata terimlerinin bir gecikmeli değeri kullanılmaktadır (Miller, 1991, 147). İkinci aşamada ise bu HDM'de yer alan ancak istatistikî açıdan anlamsız olan parametreler dışlanarak tüm değişkenlerin anlamlı olduğu kısıtlı HDM üzerinden istikrarlılık sınaması gerçekleştirilmektedir. Aşağıdaki gibi bir para talebi denklemine sahipsek

$$\ln M_t = \alpha + b \ln Y_t + c r_t + \varepsilon_t$$

HDM aşağıdaki biçimde oluşturulmaktadır:

$$\Delta \ln M_t = \alpha' + \sum_{i=1}^n b_i' \Delta \ln M_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_i' \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_i' \Delta r_{t-i} + \gamma EC_{t-1} + u_t$$

Burada a, b, c ve d tahmini kısa dönem parametreleridir. Dolayısıyla da para talebinin açıklayıcı değişkenleri ile kısa dönem ilişkisini vermektedir. γ ise kısa dönemden uzun döneme uyarlanma hızı katsayısıdır ve uzun dönem dengesinde meydana gelebilecek bir bozulmanın ne ölçüde giderildiğini göstermektedir (Balcılar ve Doğanlar, 1997, 10). İstatistikî açıdan anlamlı ve negatif bir hata düzeltme terimi, uzun dönem denge ilişkisinden sapmaların takip eden dönemlerde ortadan kaldırılarak dengeye yeniden gelineceğini ifade etmektedir. Bu terimin sıfıra yakın değer alması kısa dönemden uzun döneme uyarlanma hızının yavaş, bire yakın değer alması ise uyarlanma hızının yüksek olduğuna işaret etmektedir. Öte yandan istatistikî açıdan anlamlı ve negatif bir hata düzeltme terimi değişkenler arasında belirlenmiş uzun dönem ilişkisinin anlamlı olduğunu da göstermektedir (Arize vd., 2005, 74).

3.3.Etki - Tepki Fonksiyonları Analizi

Parasal bir genişleme sonrasında para talebi değişkenlerinin buna ne şekilde tepki verdikleri ya da para talebinin belirleyicilerinde oluşabilecek bir değişimin para

talebini ne şekilde etkilediği gözlenmek istendiğinde VAR modelinin dinamiklerinin incelenmesi gerekmektedir. VAR modelinde tüm değişkenler içsel olarak ele alındığından, değişkenlerden birine etki edecek bir şokun diğer tüm değişkenler üzerindeki etkilerini görebilmemizi sağlamaktadır.

VAR modeli analizinden iktisat politikası bakış açısıyla sonuçlar üretmenin yollarından biri etki-tepki fonksiyonlarının analizidir. Etki-tepki fonksiyonları, sistemde yer alan hata terimlerinden birinde meydana gelen bir değişimin sistemdeki değişkenlerin cari ve gelecekteki değerleri üzerindeki etkilerini göstermektedir (Stock ve Watson, 2001, 106). Böylelikle etki-tepki analizleri iktisadi değişkenler arasındaki ilişkilerin sınanmasında kullanılabilir etkin analiz araçları olmaktadır (Enders, 1995, 312). Etki tepki fonksiyonlarının analizi yapılırken sistem değişkenlerine ayrı ayrı etki edecek bir şokun, para arzı/para talebi, enflasyon oranı, faiz oranı ve reel gelir düzeyi üzerinde yarattığı etkiler gözlemlenecektir. Ancak değişkenlerden birine etki edecek bir şokun diğer değişkenler üzerindeki etkisi, değişkenlerin alternatif sıralama biçimlerine göre farklılık gösterebilmektedir. Bu konuda Cholesky Ayırıştırması en yaygın kullanılan tekniktir. Genelleştirilmiş Etki-Tepki Analizi Yaklaşımı (Generalized İmpulse-Response Analysis) ise değişkenlerin sıralamasına ilişkin herhangi bir kısıtlamayı gerekli görmemektedir (Pesaran ve Shin, 1998, 17-20).

4. Ampirik Bulgular

Düzye durağan olmayan seriler birinci farkları alındıklarında durağan hale geliyorsa eşbütünleşme analizi yapılabilmektedir (Hafer ve Jansen, 1991, 161). Bu kapsamda öncelikle serilerin durağanlıkları incelenmelidir. Çalışmamızda kullanılan serilerin durağanlıkları, ADF ve PP testleri kullanılarak incelenmiştir. Ancak analiz edilen dönemde Türkiye ekonomisi makroekonomik değişkenler üzerinde etkili olduğuna inanılan önemli ekonomik, sosyal ve siyasal olaylara maruz kalmıştır. 1994 yılı Nisan ayı ile 2000 yılı Kasım ayında beliren ve 2001 yılı Şubat ayında yaşanan finansal krizlerin yanı sıra 1998 yılında yaşanan Rusya krizi, 1999 yılında yaşadığımız deprem felaketi analiz dönemimiz içerisinde yer almaktadır. Bu olayların kullandığımız zaman serilerinin durağanlıklarına etki edebilmesi mümkündür. Normal seyriyle durağan olduğu halde söz konusu gelişmeler serilerin durağan değilmiş gibi sonuçlar vermesine neden olabileceğinden serilerde yapısal kırılmaların dikkate alındığı Perron (1997) birim kök testine de başvurulmuştur. Perron (1997) birim kök analizi sonuçları yapısal kırılmalar dikkate alınsa bile ADF ve PP birim kök test sonuçları gibi analize konu bütün serilerin seviyelerinde durağan olmadığına işaret etmektedir. Çalışmada sayfa sayısı kısıdından dolayı Ek 1’de sadece ADF ve PP test sonuçlarına yer verilmiştir.

Serilerin aynı dereceden bütünlük oldukları tespit edildikten sonra bu serilerin uzun dönemde birlikte hareket edip etmedikleri değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığı Johansen eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır. Çalışmada VAR modeli için en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde geleneksel bilgi kriterleri kullanılmıştır. Hata terimlerini oto korelasyondan arındıran minimum sayıda gecikme ile VAR modeli tahmin edilmiştir. Oluşturulan VAR modellerine ilişkin kısıtsız eşbütünleşme rank testi sonuçları ise EK 2’de sunulmuştur. Dar (m1) ve geniş (m2,m2y) para talebi fonksiyonları ilk aşamada reel gelir ve yurtiçi faiz değişkenleri ile sırasıyla model i.1(i=1,2,3)’te tahmin edilmiştir. İkinci aşamada Model i.1(i=1,2,3)enflasyon değişkeni ile genişletilerek Model i.2(i=1,2,3),üçüncü aşamada

döviz kuru değişkeni ile genişletilerek Model i.3(i=1,2,3), dördüncü aşamada enflasyon ve döviz kuru değişkenleri ile genişletilerek en geniş model olarak Model i.4(i=1,2,3) tahmin edilmiştir. Dört aşama sonunda elde edilen para talebi fonksiyonları ve diğer bulgular Ek 3' te özetlenmiştir. Tüm modellere ilişkin analiz sonuçlarına sayfa kısıdından dolayı verilmemiştir. Aşağıda yalnızca uygunluğuna karar verilen modellere ilişkin tahmin sonuçlarına yer verilerek analiz sürdürülmüştür. Tüm modellere ait analiz sonuçları talep edilmesi halinde tarafımızdan sağlanacaktır.

Ek 3'te özetlendiği üzere modellerin uygunluğuna karar verilirken iki kıstas göz önünde bulundurulmuştur. İlk olarak tahmin edilen ilişkinin bir para talebi ilişkisini betimleyip betimlemediğini tespit etmede parasal büyüklük değişkeninin zayıf dışsal olmaması bir başka ifadeyle içsel olması gerekmektedir. Tüm değişkenlerin zayıf dışsallıkları α matrisi elemanları üzerine konan kısıtlarla test edilmiştir. İkinci olarak ise tahmin edilen uzun dönem ilişkisinde yer alan değişkenlerin eşbütünleşim uzayına ait olup olmadıklarına bakılmıştır. Bu amaçla β matrisi elemanları üzerine konan kısıtlamaların testi yapılmıştır. Sonuç olarak model 1.1. ve model 1.2 uygun modeller olarak belirlenmiştir.

M1 parasal büyüklüğü ile oluşturulan reel para talebi denklemlerinde model 1.1.'den elde edilen sonuçlar değişkenler arasında bir eşbütünleşme vektörünün varlığını göstermektedir. Eşbütünleşme vektörüne ait değişkenler için gerçekleştirilen dışlama testi sonuçları değişkenlerin tümünün eşbütünleşim uzayına ait olduğunu dolayısıyla da modelden dışlanamayacağını göstermiştir. Böylelikle değişkenlerin para talebini anlamlı bir biçimde açıkladıkları anlaşılmıştır.

Tablo 1. Model 1.1 ile Elde Edilen Eşbütünleşme Vektörü ve İlgili Testler

Normalleştirilmiş Eşbütünleşme Vektörü		
$m1$	y	R
1.000	-0.627(0.183)	0.011(0.001)
Uyarlanma Hızı Katsayıları		
$\Delta m1$	Δy	ΔR
-0.201(0.064)	0.064(0.050)	-12.775(11.710)
Zayıf Dışsallık Test İstatistiklerine İlişkin Olasılık Değerleri		
$m1$	y	R
0.001	0.191	0.264
Dışlama Test İstatistiklerine İlişkin Olasılık Değerleri		
$m1$	y	R
0.000	0.003	0.000

Kısa dönem matrisinin unsurları üzerine konan sıfır kısıtlamaları ile gerçekleştirilen zayıf dışsallık test sonuçları ise, para talebi değişkeni için zayıf dışsallık hipotezinin reddedildiğini göstermiştir. Böylelikle kısa dönemden uzun dönem dengesine yönelme sürecinde para talebi değişkeninin etkili olduğu sonucu elde

edilmiştir. Analizimiz açısından uygun olan bu modelde gelir esnekliği 0.627, faiz katsayısı ise -0.011 olarak bulunmuştur.

Tablo 2. Model 1.2 ile Elde Edilen Eşbütünleşme Vektörü ve İlgili Testler

$m1$	y	R	enf
1.000	0.791(0.306)	0.012(0.001)	0.017(0.014)
Uyarlanma Hızı Katsayıları			
$\Delta m1$	Δy	ΔR	Δenf
- 0.112(0.055)	0.027(0.041)	- 24.052(9.416)	0.828 (0.321)
Zayıf Dışsallık Test İstatistiklerine İlişkin Olasılık Değerleri			
$m1$	y	R	enf
0.048	0.508	0.018	0.016
Dışlama Test İstatistiklerine İlişkin Olasılık Değerleri			
$m1$	y	R	enf
0.000	0.027	0.000	0.303

Reel para talebi ile gelir arasında oransallık ilişkisinin varlığı $b(1,1)=-b(1,2)$ hipotezi ile test edilmiş ancak hipotez için anlamlı düzeyde bir destek bulunamamıştır. Böylece reel para talebi ile reel gelir arasında öngörülen oransallık ilişkisi Model 1.1. için reddedilmiş ve paracı iktisatçıların "para arzı çıktı büyüme oranında arttırılmalıdır" argümanları ampirik olarak desteklenememiştir.

Model 1.2 için elde edilen sonuçlara göre, enflasyon değişkeninin para talebindeki değişimleri açıklama da istatistiki açıdan anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ancak gelir değişkeni üzerinde yaratmış olduğu olumlu etkinin göz ardı edilmemesi gerektiği düşünülmektedir. Model 1.1. en uygun model olarak belirlenmiştir. Ancak Model 1.2. sonuçları değerlendirildiğinde, dikkate alınması gereken bir model olabileceği düşünülmektedir. Bu nedenle söz konusu modeller için parametrelerin istikrarlılığını sınamak üzere yapısal istikrarlılık testlerinin uygulanmasına karar verilmiştir.

4.2. Hata Düzeltme Modeli ve Parametrelerin İstikrarlılığı

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi saptandıktan sonra bu ilişkinin analiz edilen dönem içerisinde yapısal bir değişime konu olup olmadığını tespit etmek üzere Geriye Dönüştürülebilir Özdeğer (Recursive Eigenvalue) ve Geriye Dönüştürülebilir Katsayı (Recursive Coefficient) tahminleriyle Model 1.1 ve Model 1.2'de oluşturulan para talebi fonksiyonlarının istikrarlılıkları incelenmiştir. Bu testler için literatüre bağlı kalınmış ve grafiksel gösterim yöntemi izlenmiştir. Testleri uygulamak üzere ilk önce hata düzeltme modelleri oluşturulmuştur. Daha sonra bu hata düzeltme modelinde yer alan ancak istatistiksel olarak anlamsız bulunan parametreler dışlanarak katsayılarının tümü anlamlı olan en sade model elde edilmiştir. Söz konusu yapısal istikrarlılık testleri bu sade model üzerinden gerçekleştirilmiştir. Model 1.1. $m1 = f(y, R)$ için oluşturulan

HDM'den istatistiki açıdan anlamsız parametrelerin dışlanmasıyla elde edilen kısıtlı HDM denklemi aşağıda verilmiştir.

$$\begin{aligned} dm1_t = & -0.231EC_{t-1} + 0.270dm1_{t-1} - 0.144dy_{t-1} + 0.002dR_{t-1} \\ & - 0.210dm1_{t-2} - 0.096dy_{t-2} + 0.077s3_t + 0.277 + \mu_t \end{aligned}$$

Model 1.1 için kısıtlı model sonuçları dikkate alındığında reel m1 para talebinin gelir ve faiz değişkenlerinin gecikmeli değerlerine kısa dönemde duyarlı olduğu gözlenmektedir. Kısıtlı modele ait hata düzeltme terimi ise negatif ve istatistiki açıdan anlamlı bulunmuştur. Bu bulgu tahmin edilen uzun dönem ilişkisinin geçerliliğine işaret etmekte ve değişkenler arasında belirlenmiş olan uzun dönem denge ilişkisinden bir sapma gözlenmesi durumunda, bu dengesizliğin %23'ünün bir dönem içerisinde giderildiğini ifade etmektedir. Bu nedenle işlem birimlerinin dengesizliğe cari dönemde tepki verdikleri anlaşılmaktadır[†].

Model 1.2. $m1 = f(y, R, enf)$ için oluşturulan HDM'den istatistiki açıdan anlamsız parametrelerin dışlanmasıyla elde edilen kısıtlı HDM denklemi aşağıda verilmiştir.

$$\begin{aligned} dm1_t = & -0.106EC_{t-1} + 0.225dm1_{t-1} - 0.048dy_{t-1} + 0.002dR_{t-1} \\ & + 0.075s2_t + 0.130s3_t + 0.036 + \mu_t \end{aligned}$$

Model 1.2. için kısıtlı model sonuçları dikkate alındığında reel m1 para talebinin gelir ve faiz değişkenlerinin gecikmeli değerlerine kısa dönemde duyarlı olduğu enflasyon değişkenine ise duyarlı olmadığı gözlenmektedir. Kısıtlı modele ait hata düzeltme terimi ise negatif ve istatistiki açıdan anlamlı bulunmuştur. Bu bulgu tahmin edilen uzun dönem ilişkisinin geçerliliğine işaret etmekte ve değişkenler arasında belirlenmiş olan uzun dönem denge ilişkisinden bir sapma gözlenmesi durumunda, bu dengesizliğin %11'inin bir dönem içerisinde giderildiğini ifade etmektedir. Bu durumda işlem birimlerinin dengesizliğe cari dönemde tepki verdikleri söylenebilir. Tahmin edilen HDM'nin istikrarlılığı için uygulanan geriye dönüşlü özdeğer ve geriye dönüşlü katsayı tahminlerine dayalı istikrarlılık testleri dönem içerisinde parametrelerin istikrarlı olduğunu göstermiştir. Sayfa sayısı kısıdından dolayı sonuçlara burada yer verilmemiştir.

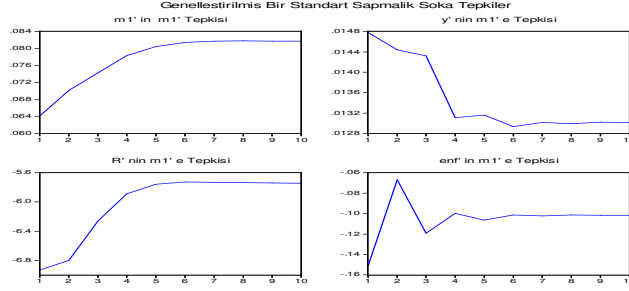
4.3. Etki-Tepki Fonksiyonları Analizi

Yukarıda gelir, faiz ve/veya enflasyon değişkenleriyle modellediğimiz dar kapsamlı para talebi fonksiyonunun istikrarlılık gösterdiği bulgusuna ulaşılmıştır. Bu bulgu bize para arzında bir değişim yaratıldığında söz konusu değişkenlerin bu değişime tepki vererek para talebini etkileyeceği ve böylelikle para arzı-para talebi eşitliğinin yeniden sağlanarak para piyasasının yeniden dengeye geleceğini ifade etmektedir. Uygulamanın bu kısmında enflasyon değişkenini de içeren geniş model çerçevesinde etki-tepki analizleri yapılmıştır. Bu analizler için öncelikle HDM yeniden tahmin edilmiştir. Analizde değişkenlere ait sıralamanın dikkate alınmadığı Pesaran ve Shin (1998)' in Genleştirilmiş Etki-Tepki Analizi yaklaşımı kullanılmıştır. Buna göre, önce

[†] Tahmin edilen HDM'nin istikrarlılığı için uygulanan geriye dönüşlü özdeğer ve geriye dönüşlü katsayı tahminlerine dayalı istikrarlılık test sonuçları sayfa sayısı kısıtlamasından dolayı çalışmada verilmemiştir istenildiğinde yazarlardan temin edilebilir.

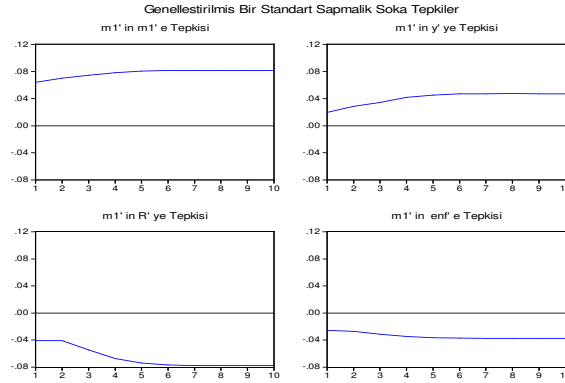
reel para arzında bir standart sapmalık şokun para talebi, gelir, faiz ve enflasyon değişkenleri üzerindeki etkileri daha sonra ise para talebinin belirleyicilerine etki eden bir standart sapmalık şokun para talebi üzerindeki etkileri araştırılmıştır.

Şekil 1. Para Talebinin Belirleyicilerinin, Para Arzı Şokuna Tepkileri



Şekil 1' de görüldüğü gibi reel para arzına etki eden bir standart sapmalık şokun reel gelir üzerindeki ilk etkisi oldukça yüksektir. Reel gelir ilk beş dönem boyunca hızlı bir biçimde artmış, beşinci dönemle birlikte ise bu artış sona ermiştir. Bu durum yukarıda belirttiğimiz para talebi ve gelir arasındaki oransallık ilişkisinin varlığına kanıt olarak düşünülebilir. Bu şokun etkisi uzun dönemde oransallık ilişkisi sağlandıktan sonra ortadan kaybolmuştur. Faiz oranları ise para arzı artışından negatif yönde etkilenmiştir. Şokun ilk etkisiyle oldukça düşük bir düzeye inen faiz oranları beşinci dönem sonunda azalışını durdurmuş ancak yine negatif bir düzeyde sabit kalmıştır. Parasal şoka en ilginç tepkiyi gösteren büyüklük ise enflasyon değişkeni olmuştur. Enflasyon ilk dönem içerisinde hızla düşmüş sonraki üç dönem de ise dalgalı bir seyir izlemiştir. Beşinci dönemle birlikte ise şokun etkisi kaybolmuş ve faiz oranları gibi negatif bir düzeyde kalmıştır.

Şekil 2. Para Talebinin, Belirleyicilerindeki Şoklara Tepkileri



Şekil 2' de ise reel gelir, faiz ve enflasyon değişkenlerine etki eden bir standart sapmalık şokun reel para talebi üzerindeki etkileri yer almaktadır. Para arzındaki ilk şok para talebinde artışa yol açmış ve bu artış kalıcı olmuştur. Sonuçta para talebi artışıyla para piyasası dengesi yeniden sağlanmıştır. Reel gelirdeki bir şokun etkisi ise dört

dönem boyunca para talebini arttırmış daha sonra ise etkisini yitirmiştir. Gelirdeki artış uzun dönemde para talebine yansımış ve bu bulgu para talebi ve gelir arasındaki oransallık ilişkisini desteklemiştir. Faizler arttığında ise reel para talebi ilk iki dönem boyunca azalmış ve sabit kalmış daha sonra ise altıncı döneme kadar azalmaya devam etmiştir. Altıncı dönem sonrasında para talebindeki azalış sona ermiştir.

Enflasyon para talebi üzerinde negatif etki yaratmıştır. Şokun ilk etkisiyle para talebi azalmış ve bu azalış kalıcı olmuştur. Etki tepki analizi ile elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde para arzındaki artışların para talebini arttırdığı gözlenmiştir. Para talebindeki değişimler temelde iktisadi teori ile tutarlı olarak gelirden gözlenen artış, faiz ve enflasyon oranlarında gözlenen azalışlarla gerçekleşmiştir. Gelir artışı ile insanların harcama eğilimleri doğrultusunda daha fazla para talep ettikleri anlaşılmaktadır. İlgili modelin elde edilen eşbütünlük vektöründe gelire ait katsayının birim esnek olduğu bulgusu burada doğrulanmıştır. Uzun dönemde gelirdeki artışlar oransal olarak para talebine yansımıştır. Bu bulgu Monetarist iktisatçıların para arzı artışlarının gelir artışlarına paralel olması gerektiği yönündeki iddialarını da desteklemektedir. Öte yandan faiz ve enflasyon artışlarının para talebini azalttığı bulgusu da yine teorik tutarlılığa sahiptir. Faiz oranlarındaki bir artış, insanlar açısından para tutumunun alternatif maliyetini artırarak reel para taleplerini azaltmıştır. Enflasyondaki bir artış ise insanlar tarafından paranın reel satın alma gücünde bir kayıp olarak algılanmış ve insanlar reel varlıklara yönelerek para taleplerini azaltmışlardır. Bu bağlamda enflasyonun para tutumunun bir diğer alternatif maliyeti olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada 1987.1-2007.2 dönemi için üçer aylık gözlemlerle Türkiye’de para talebinin belirleyicileri ve istikrarlılığı araştırılmıştır. Çalışmada dar ve geniş parasal büyüklükler ile ifade edilen para talebi fonksiyonları, alternatif değişkenlerin dikkate alındığı çeşitli modeller oluşturularak Johansen ve Juselius (1990) çok değişkenli eşbütünlük yöntemi ile tahmin edilmiştir. Reel gelir, yurtiçi faiz oranı, enflasyon ve nominal döviz kuru değişkenleri ile modellenen para talebi fonksiyonlarının tahmininden elde edilen sonuçlar, M1 para talebinin reel gelir, yurtiçi faiz oranı ve/veya enflasyon değişkenleri ile uzun dönemli bir ilişki içerisinde olduğunu gösterirken, M2 ve M2Y para talebi fonksiyonları için uzun dönemli bir birliktelik tespit edilememiştir. Nominal döviz kurunun dikkate alındığı modellerde ise değişkenlerin eşbütünlük uzayına ait olmaması ya da para talebi değişkeninin zayıf dışsal nitelikte olması nedenlerinden ötürü uygun bir model belirlememizi olanaksız kılmıştır. Bu kapsamda Reel M1 para talebi fonksiyonları için VEC modelleri oluşturulmuş ve elde edilen katsayıların analiz döneminde yapısal istikrarsızlık gösterip göstermediği geriye dönüşlü tahmin yöntemiyle test edilmiştir. Yapısal istikrarlılık test sonuçları, Reel M1 para talebi fonksiyonlarının dönem boyunca istikrarsızlık göstermediğini ortaya göstermiştir. İstikrarlılık testlerinde 1994 ve 2001 yıllarında yaşanan finansal krizlerin etkileri de dikkat çekmiştir. Bu krizler para talebi fonksiyonu üzerinde etkiler yaratmasına rağmen genel olarak istikrarlılığını bozmamıştır. Çalışmanın son kısmında değişkenler sistemine ait Etki-Tepki analizlerine başvurulmuştur. Etki-Tepki analizi ile elde edilen bulgular, reel para arzına etki eden bir şokun reel gelir üzerinde pozitif, faiz ve enflasyon değişkenleri üzerinde ise negatif yönde etkiler bıraktığını göstermiştir. Böylece reel gelir artarken, faiz ve enflasyon oranları düşmekte ve para talebini arttırdığı söylenebilir. Öte yandan para talebinin belirleyicilerinden reel gelire etki eden

bir şok para talebini arttırırken, faiz ve enflasyon oranlarında beliren bir şok ise para talebini azaltmıştır. Sonuçta para arzı artışı, para talebindeki artışlarla dengelenmiş ve bozulan para piyasası dengesinin yeniden sağlandığı gözlenmiştir. Sonuç olarak Türkiye’de alternatif parasal büyüklük tanımları dikkate alındığında dar kapsamlı M1 parasal büyüklük tanımıyla ifade edilen para talebi fonksiyonunun gelir, faiz ve/veya enflasyon değişkenleri ile birlikte istikrarlı bir ilişki içerisinde olduğu tespit edilmiştir.

KAYNAKÇA

- Akıncı Özge (2003), “Modeling the Demand for Currency Issued in Turkey”, *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department*.
- Arize, A.C., Malindretos, J., Grivoyannis, E.C., (2005), “Inflation-Rate Volatility and Money Demand: Evidence from less developed Countries”, *International Review of Economics and Finance*, 14, p. 57-80
- Bahmani Okooee, M., Galindo Martin, M.A., ve Niroomand, F., (1998), “Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money in Spain”, *Applied Economics*, 30:5, 607-612.
- Bahmani Oskooee, M., Chi Wing Ng, R., (2002). “Long-Run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model”, *International Journal of Business and Economics*, 2002, Vol:1/2, p. 147-155
- Bahmani Oskooee, M., Economidou, C., (2005), “How Stable is Demand For Money in Greece?”, *International Economic Journal*, 19, p. 461-472
- Balcılar, M., Doğanlar, M. (1997), “Türk Ekonomisi için Dinamik İthalat Talep Fonksiyonlarının Tahmini: Koentegrasyon Yaklaşımı”, *III. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, Bursa.
- Civcir, İ., (2000), “Broad Money Demand, Financial Liberalization and Currency Substitution in Turkey”, *ERF Seventh Annual Conference Proceedings*
- Enders, W., (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York : Wiley, c1995.
- Ericsson, R. N., (1998), “Empirical modeling of money demand”, *Empirical Economics*, 23:295-315
- Ewing, B.T., Payne J.E., (1999), “Lon-Run Money Demand in Chile”, *Journal of Economic Development*, 24:2, p.177-190
- Friedman, M., (1970), “A Theoretical Framework for Monetary Analysis”, *The Journal of Political Economy*, 78, p. 193-238
- Hafer, R.W., Jansen, Dennis W. (1991), “The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol:23/2, p. 155-168.
- Johansen, S., ve Juselius, K. (1990), “Maximum likelihood estimation and inference on Cointegration with application to the demand for money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- Mrvacic, J., Palic, Mirjana. (2005), “Econometric Analysis of Money Demand in Serbia”, *National Bank of Serbia Research Department*.
- Miller, Stephen M. (1991), “Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error Correction Modelling”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol:23/2, p. 139-154.

Özmen, M., (2002), Dışa Açık Ekonomilerde Para Talebi, Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, *Doktora Tezi*, Adana.

Perron, P.,(1997), “Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables”, *Journal of Econometrics*, Vol: 80, p. 355-385.

Pesaran H.H., Shin, Y.,(1998), “Generalized Impulse Response Analysis In Linear Multivariate Models”, *Economics Letters*, Vol:58, p. 17-29.

Pradhan, B.K., Subramanian, A.,(2003), “On the Stability of Demand for Money in a Developing Economy: Some Empirical Issues”, *Journal of Development Economics*, Vol:72, p.335-351.

Scharnagl, M.,(1998), “The Stability of German Money Demand: Not Just a Myth”, *Empirical Economics*, Vol:23 p. 355-370.

Stock, J. H., Watson, M.W., (2001), “Vector Autoregressions”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4. (Autumn, 2001), pp. 101–115.

Sriram, S. S. (1999), “Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models”, *IMF Working Paper*, No. WP/99/64.

Sriram, S., (2002), “Determinants and Stability of Demand for M2 in Malaysia”, *Journal of Asian Economics*, 13, p. 337-356

Valadkhani, A., (2003), “Long and Short-Run Determinants of Money Demand in New Zealand: Evidence from Cointegration Analysis”, *Queensland University of Technology Discussion, Paper*, No:132

EKLER
EK 1: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP		
	Seviye	1. Fark	Seviye	1. Fark	
m1(Sabitli)	-0.592(0)		-8.498(0)*	-0.500(5)	-8.517(8)*
m1(Trendli)	-1.326(0)		-8.550(1)*	-1.111(9)	-10.340(15)*
m2(Sabitli)	0.793(0)		-8.671(0)*	0.891(3)	-8.668(3)*
m2(Trendli)	-1.786(0)		-8.998(0)*	-1.745(3)	-9.040(5)*
m2y(Sabitli)	0.395(0)		-8.351(0)*	0.682(10)	-8.453(12)*
m2y(Trendli)	-2.928(0)		-8.377(0)*	-2.909(7)	-8.582(14)*
y(Sabitli)	-1.458(0)		-11.892(0)*	-1.054(13)	-13.410(13)*
y(Trendli)	-3.323(0)***		-11.823(0)*	-3.124(3)	-13.347(13)*
R(Sabitli)	-2.108(0)		-9.913(0)*	-2.050(1)	-11.288(7)*
R(Trendli)	-2.599(0)		-9.983(0)*	-2.392(3)	-12.855(9)*
enfl(Sabitli)	-3.121(3)**		-9.844(2)*	-2.081(18)	-17.178(79)*
enfl(Trendli)	-0.069(3)		-11.018(2)*	-2.869(14)	-25.332(23)*
excj(Sabitli)	-2.305(1)		-5.301(0)*	-2.448(4)	-5.318(3)*
excj(Trendli)	0.981(1)		-6.070(0)*	1.477(2)	-6.065(1)*

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde birim kök hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. 'y' serisinde merdivensellik gözlemlenmiş ve bu seri merdivensel kulla değişkenlerle merdivensellikten arındırılarak test edilmiştir. Parametre içinde 'y' serisinde merdivensellik gözlemlenmiş ve bu durumlarıdır. Mac Kinnon (1996) Kritik Değerleri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için aşağıda verilmiştir.

Sabit Terim		Sabit Terim ve Trend	
%1	-3.46	%1	-3.99
%5	-2.88	%5	-3.43
%10	-2.57	%10	-3.13

EK 2: Kısıtsız Eşbütünlük Rank Testi Sonuçları

Değişkenler		H ₀	H _a	λ_{Max}	% 5 K.D	λ_{Trace}	% 5 K.D
Model 1.1	m1,y,R	r=0	r = 1	26.663	21.131	33.344	29.797
		r≤1	r = 2	6.646	14.264	6.680	15.494
		r≤2	r = 3	0.033	3.841	0.033	3.841
Model 1.2	m1,y,R,enf	r=0	r = 1	34.701	27.584	50.777	47.856
		r≤1	r = 2	8.999	21.131	16.076	29.797
		r≤2	r = 3	6.023	14.264	7.076	15.494
		r≤3	r = 4	1.053	3.841	1.053	3.841

Ek 3: Model Tahminlerinden Elde Edilen Para Talebi Fonksiyonları

Model	Eşbütünleşme Vektörü	Açıklama	Sonuç
1.1	$m1 = 0.627y - 0.011R$	Katsayıların tümü anlamlı ve $m1$ içsel	Uygun
1.2	$m1 = 0.791y - 0.012R - 0.017enf$	Enflasyon değişkeni anlamsız ve $m1$ içsel	Uygun
1.3	$m1 = 1.075y - 0.016R - 0.022exc$	Döviz kuru anlamsız ve $m1$ zayıf dışsal	Uygun değil
1.4	$m1 = 1.129y - 0.015R - 0.098enf + 0.072exc$	Katsayıların tümü anlamlı ve $m1$ zayıf dışsal	Uygun değil
2.1	Eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır.	-	-
2.2	Eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır.	-	-
2.3	$m2 = 1.576y - 0.069R + 0.020exc$	Gelir ve döviz kuru anlamsız, $m2$ zayıf dışsal	Uygun değil
2.4	$m2 = -0.286y - 0.026R + 1.106enf - 0.979exc$	Gelir anlamsız, $m2$ zayıf dışsal	Uygun değil
3.1	Eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır.	-	-
3.2	Eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır.	-	-
3.3	$m2y = 0.538y - 0.011R + 0.145exc$	Gelir anlamsız ve $m2y$ zayıf dışsal	Uygun değil
3.4	$m2y = 0.376y - 0.014R + 0.199enf - 0.044exc$	Gelir anlamsız ve $m2y$ zayıf dışsal	Uygun değil

