DOI: 10.20491/isarder.2017.255

ISSN: 1309 - 0712
İşletme Araştırmaları Dergisi

Journal Of
Business Research
Turk
www.isarder.org

Türkiye'nin Modern Para Talebi Fonksiyonu: Gelir Bileşenleri, Ekonomik ve Parasal Belirsizlik

Modern Money Demand Function of Turkey: Income Components, Economic and Monetary Uncernainty

Ahmet GÜNEY
Atatürk Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü
Erzurum, Türkiye
guney@atauni.edu.tr

Özet

Bu çalışmada, Türkiye'de reel gelirin bileşenleri ile ekonomik ve parasal belirsizliklerin para talebi üzerindeki kısa ve uzun dönem etkilerin tespiti amaçlanmaktadır. Bu amaçla, Türkiye ekonomisinin 1998:Q1-2015:Q2 dönemi için para talebi fonksiyonu tahmin edilmektedir. Bu çalışma para talebi fonksiyonunda gelirin bileşenlerine, ekonomik ve parasal belirsizliğe yer vermesi açısından diğer çalışmalardan ayrılmaktadır. Para talebinin uzun dönem belirleyicileriARDL sınır testi yaklaşımı ile kısa dönemli dinamikleri ise Hata Düzeltme Modeli (ECM) ile tahmin edilmiştir. Çalışmanın ampirik sonuçlarına göre, Türkiye'de para talebinin en önemli belirleyicisi Devletin ve Hanehalkı gelirleri toplamı olan nihai tüketim harcamaları olmaktadır. Bununla birlikte, mal ve hizmet ihracatına yapılan harcamalarında etkisi görülmüştür.Çalışmanın önemli sonuçlarından biri ise, Türkiye'de uzun dönemde ekonomik belirsizliğin para talebi üzerinde ciddi bir etkisinin olduğu parasal belirsizliğin ise etkisiz olduğu ancak kısa dönemde her iki belirsizliğinde para talebini etkilediği anlaşılmıştır. Bu sonuçlar altında, Türkiye'de reel gelir bileşenlerinin, ekonomik ve parasal belirsizliğinpara talebini etkilediği söylenebilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Para Talebi, ARDL Sınır Testi,Ekonomik Belirsizlik, Parasal Belirsizlik, Gelir Bileşenleri

Abstract

In this study, short and long run effects of real income components, economic and monetary uncertainties on the demand of money were aimed to detect. For this purpose, the function of money demand inTurkish economy between 1998:Q1 and 2015:Q2 is estimated. This study differs from other studies as it includes real income components, economic and monetarily uncertainties in the function. Short and long run determinants of money demand are estimated with Error Correction Model (ECM) and

Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Bound Test, respectively. According to the empirical results of the study, the supreme determinant of demand of money in Turkey is the final consumption expenditures, which is the sum of state and household incomes. In addition to this, expenditures on exports of goods and services present remarkable effects. One of the important results of the study is that in the long run, economic uncertainty has a significant effect on the money demand but monetary uncertainty does not. In the short run, however, it is clear that both uncertainties affect the money demand. These results suggest that reel income components, economic and monetary uncertainties do affect the demand for money in Turkey.

Keyword: *Money Demand, ARDL Bound Test, EconomicUncertanity, Monetary Uncertainty, Income Components*

1. Giriş

Para talebi, para talebi fonksiyonu, para talebinin belirleyicileri konuları gerek iktisatçıların gerekse ülkelerin ekonomi yönetimlerinde yer alanların dikkatini çekmeyi genelde başarmışlardır. Değişen yaşam koşullarına bağlı olarak halkın para tutumunun değişkenlikgöstermesi bu konunun sürekli olarak iktisat disiplinin gündeminde kalmasını sağlamıştır. Özellikle ülkeler arasındaki finansal hareketliliğin önündeki engellerin kalkması ve teknolojik ilerlemeler sayesinde alternatif değerleme mekanizmalarının türemesi, para talebi fonksiyonunu tahmin etmenin önemini artırmıştır.

Merkez Bankaları'nın para politikası uygulamalarında başarılı olabilmeleri için ülke gerçekleriyle uyumlu politikaları tercih etmesi, makroekonomik performans açısından kaçınılmaz bir durumdur. Bu noktada Merkez Bankası'nın parasal dengeler üzerindeki kontrol gücü ile makroekonomik politikalar arasındaki sıkı bir ilişkinin bulunduğu ve bu kontrol gücünün bankalara politikaları daha rahat uygulama fırsatı sunduğu (Baharumshah vd.,2009,231) düşünüldüğünde, Merkez Bankalarının ülkenin para talebi fonksiyonunu doğru tahmin etmesi, başarıya giden ilk adım olarak düşünülmektedir.

Para talebinin belirleyicileri veya para talebi fonksiyonu üzerine yapılan çalışmalara bakıldığında çalışmaların önemli bir kısmında para talebinin belirleyicileri olarak geleneksel değişkenler olan; reel gelir, enflasyon, faiz oranı veya döviz kuru kullanılmaktadır. İkinci tür çalışmalarda ise gelirin bileşenleri, Bahmani-Oskooee önderliğinde yapılan üçüncü tür çalışmalarda ise para talebi belirleyicileri olarak ekonomik ve parasal belirsizlikler ön plana çıkmıştır. Literatürde hem geleneksel belirleyicileri hemde harcama (gelir) bileşenleri ile ekonomik ve parasal belirsizlikleri içerecek bir çalışmanın yokluğu,tarafımızdan literatürde bir boşluk olarak değerlendirilmektedir.

Bu çalışma gerek uluslararası gerekse ulusal literatürde yer alan bu boşluğu doldurmayı amaçlamaktadır. Çalışma altı bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde seçilmiş ampirik literatür, Üçüncü bölümde para talebi modeli, Dördüncü bölümde kullanılan değişkenler ve ekonometrik yöntem, Beşinci bölümde bulgular ve Altıncı bölümde ise sonuç yer almaktadır.

2. Seçilmiş Ampirik Literatür

Bahmani-Oskooee ve Bohl (2000)'nın çalışmalarında M3 para talebi fonksiyonun istikrarı tüm Almanya için incelenmektedir. Yazar özellikle, 1990 yılında Batı ve Doğu Almanya'nın birleşmesinin para talebinin istikrarı üzerinde olumsuz bir etkide bulunabileceğinigöz önünde bulundurmaktadır. 1969:Q1-1995:Q4 döneminin ele alındığı çalışmada, parasal gösterge olarak reel M3, gelir düzeyi olarak reel GDP (1991=100), faiz oranı olarak ise uzun dönem devlet tahvili getirisi kullanılmıştır. Tahmin yöntemi olarak Johansen ve Juselius (1990)'un eş bütünleşme yaklaşımı, istikrar testi olarak ise CUSUM ve CUSUMSQ testleri benimsenmiştir. CUSUMSQ test sonuçları, Almanya'nın tamamı için M3 para talebi fonksiyonunun istikrarsız olduğunu göstermiştir.

Bahmani-Oskooee (2001)'nin çalışmasında, Japonya ekonomisinde M2 para talebi fonksiyonun istikrarlılığı 1964:Q1-1996:Q3 dönemi için araştırılmaktadır. ARDL sınır testi yaklaşımının uygulandığı çalışmada M2'nin, gelir ve faiz oranı ile eşbütünleşik olduğu kanıtlanmıştır. Diğer taraftan CUSUM ve CUSUMSQ testleri para talebi fonksiyonun istikrarlı olduğunu göstermiştir.

Funke (2001)'nin çalışmasında, Euro bölgesi için alternatif parasal büyüklüklerin belirleyicileri araştırılmaktadır. 1980:Q1-1998:Q4 dönemi çeyrek verilerin kullandığı çalışmada geleneksel para talebi fonksiyonlarının istikrarı, uzun ve kısa dönemli ilişkileri içerecek şekilde ön plana çıkarılmıştır. Reel M1(1998=100) ve reel M3 (1998=100) iki farklı parasal büyüklük için tahmin edilen fonksiyonda açıklayıcı değişken olarak; reel GDP (1995=100) ve 90 günlük para piyasası faiz oranıkullanılmıştır. Uzun dönemli tahmin için Phillips ve Hansen (1990)'nın önerdiği FM-OLS yöntemi,kısa dönem için Hata Düzeltme Modeli (ECM) yöntemi kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçları geniş para (M3) talebinin istikrarlı ancak dar para (M1) talebinin istikrarsız olduğunu göstermiştir.

Bahmani-Oskooee ve Ng (2002)'nin çalışmasında, Honk Kong için uzun dönem para talebi fonksiyonu ARDL sınır testi yaklaşımı ile tahmin edilmekte ve CUSUM-CUSUMSQ testleri ile para talebinin istikrarlılığı araştırılmaktadır. 1985:Q1-1999:Q4 dönemine ait; reel para arzı, reel GDP (1990=100), 3 aylık Honk Kong bankalar arası faiz oranı (HIBOR), 3 aylık US faiz oranı ve nominal efektif döviz kuru değerleri kullanılmıştır. Faiz oranları dışındaki bütün değişkenler logaritmik formda modelde yer almıştır. Uzun dönem katsayı işaretleri teoriyle uyumlu ve katsayı değerleri geleneksel değerler etrafında çıkmıştır. İstikrar test sonuçları ise tahmin edilen modelin istikrarlılığını kanıtlamıştır.

Pradhan ve Subramanian (2003)'nın çalışmasında, Hindistan ekonomisinde finansal sektörde yaşanan reformların para talebinin istikrarını etkileyip etkilemediği araştırılmaktadır. 1970:04-2000:03 dönemine ait aylık; reel M1 ve M3, sanayi üretim endeksi (1993-94=100), toptan eşya fiyat endeksi (WPI), kısa ve uzun dönem nominal faiz oranı, reel döviz kuru, hazine bonosu getiri oranı kullanılmıştır. Kısa dönem faiz oranı dışındaki bütün değişkenler logaritmik formda modelde yer almıştır. Tahmin yöntemi olarak rejim değişikliklerini içeren modellerde değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisini araştıran Gregory ve Hansen (1996) yöntemi benimsenmiştir. Çalışmanın sonuçları, Hindistan ekonomisi finans sektöründe gerçekleşen regülasyonların para talebinin istikrarını etkilediğini göstermiştir.

Akinlo (2005)'nun çalışmasında, Nijerya'nın 1970:Q1-2002:Q4 dönemi için ARDL sınır testi yaklaşımı ile para talebinin belirleyicileri ve CUSUM ve CUSUMSQ istikrar testleri ile de para talebi fonksiyonun istikrarı test edilmektedir. Parasal büyüklük olarak (M2/CPI), iktisadi faaliyetleri temsil etmek için Reel GDP ve para tutmanın fırsat maliyeti olarak faiz oranı kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçları M2'nin gelir, faiz oranı ve döviz kuru ile eşbütünleşik olduğunu göstermiştir. CUSUM test sonuçları da para talebi fonksiyonun ilgili dönemde istikrarlı olduğunu kanıtlamıştır. Ayrıca gelir esnekliği katsayısı pozitif ve neredeyse bir değerinde tahmin edilmiştir. Gelir esnekliğin bir olması, ülkede parasal genişleme aynı oranda bir çıktı artışına neden olabileceği şeklinde yorumlanmaktadır. Faiz oranı esnekliği ise beklenildiği üzere negatif çıkmıştır. Bu sonuç faiz oranlarının Nijerya da para politikalarını etkilemek için kullanılabileceğini göstermiştir. Döviz kuru katsayısı ise pozitif çıkmıştır.

Bahmani-Oskooee ve Yongqing (2007)'nin çalışmalarında, Çin için M1 ve M2 para talebi fonksiyonu tahmini yapılmakta ve bu fonksiyonun istikrarlılığı araştırılmaktadır. 1983:Q1-2002:Q4 dönemine ait; parasal büyüklük olarak reel M1 ve M2, reel GDP, mevduat faiz oranı, 3 aylık US faiz oranı ve nominal efektif döviz kuru modelde kullanılmıştır. Faiz oranları dışında bütün değişkenler modelde logaritmik formda yer almıştır. Para talebi denklemi uzun dönem katsayıları ARDL sınır testi ile, kısa dönem dinamikleri ECM yaklaşımı ile tahmin edilmiştir. Ayrıca CUSUM-CUSUMSQ testleri ile modelin istikrarlılığı araştırılmıştır. Çalışmanın sonuçları, gerek M1 gerekse M2'nin para talebinin belirleyicileri ile eşbütünleşik olduğunu göstermiştir. Ancak, M1 dar tanımlı para talebi istikrarlı iken M2 istikrarlı görülmemiştir. Çalışma, Çin merkez bankasının para politikası uygulamaları sırasında parasal büyüklük olarak M1'i hedeflemesinin daha optimal olacağını belirtmiştir.

Altıntaş (2008)'in çalışmalarında Türkiye'de para talebinin istikrarı sınır testi yaklaşımıyla 1985:Q4-2006:Q4 dönemi için araştırılmıştır. Çalışmanın sonuçları, Türkiye'de M2 ile reel gelir, faiz oranı ve döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Ayrıca yapılan CUSUM ve CUSUMSQ testleri ile tahmin edilen para talebi fonksiyonun istikrarlı olduğu kanıtlanmıştır.

Baharumshah vd. (2009)'un çalışmasında, ARDL sınır testi yaklaşımı ile Çin'de para talebinin istikrarı araştırılmaktadır. 1990:Q4-2007:Q2 dönemine (1980 yılı hariç) ait; reel M2, enflasyon, reel GDP (NGDP/CPI), reel hisse senedi fiyatları, para tutmanın fırsat maliyeti olarak kısa dönem yurt içi faiz oranı ve Birleşik Devletler para piyasası faiz oranı, Kore ve Japonya'nın bir yıllık borç verme faiz oranından oluşan yurt dışı faiz oranı kullanılmıştır. Faiz oranları dışında yer alan bütün değişkenler logaritmik forma dönüştürülmüştür. Çalışmanın sonuçları, Çin'de reel para talebi; reel gelir, enflasyon, reel dış faiz oranları ve hisse senedi fiyatları ile eşbütünleşik olduğu ve ayrıca yapılan istikrar testleri para talebi fonksiyonunun incelenen dönem açısından istikrarlı olduğunu sunmuştur.

Dahmardeh ve Izadi (2011)'nin çalışmalarında, 1971-2005 dönemi için İran da para talebinin uzun ve kısa dönem dinamikleri ARDL ve ECM modelleri ile tahmin edilmektedir. Modelde, geniş tanımlı reel para stoku olarak;(M2/P), reel gelir olarak GDP (1998=100), döviz kurları, enflasyon oranı, kısa ve uzun dönem faiz oranı, savaş ve devrimi temsilen iki tane kukla değişken kullanılmıştır. Kukla değişken dışında bütün değişkenler logaritmik formda modelde yer almıştır. ECM sonuçları dengeden kısa dönemde bir miktar sapmanın varlığına işaret etmiştir.

Algan ve Gencer (2011)'in çalışmalarında, Türkiye'de para talebinin belirleyicileri ve istikrarlılığı Johansen ve Juselius eş bütünleşme analizi ile 1987:1-2007:02 dönemi için araştırılmıştır. Çalışmanın bulgularına göre dar tanımlı para arzı tanımı olan M1 ile oluşturulan para talebi fonksiyonu ; gelir, faiz ve enflasyon değişkenleri ile istikrarlı bir ilişki içinde olduğu anlaşılmıştır.

Kumar vd. (2013)'nın çalışmalarında, Nijerya ekonomisinde para talebinin istikrarı 1960-2008 dönemi yıllık veriler ile test edilmektedir. Çalışmada, dar para stoku olarak Reel M1, gelir düzeyi olarak reel GDP, para tutmanın maliyeti olarak; kısa dönem (3 aylık) nominal mevduat faiz oranı,reel efektifdöviz kuru ve enflasyon oranı (GDP deflatöründeki değişim) kullanılmıştır. Ekonometrik yöntem olarak Gregory ve Hansen (1996a)ve Gregory ve Hansen (1996b)'nın kullandığı tek kırılmaya izin veren eş bütünleşme analizi, Engle-Grangereş bütünleşmeve ECM kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçları reel dar para stoku ile reel gelir ve nominal faiz oranı arasında eş bütünleşme ilişkisi bulunduğunu, para talebinin gelir esnekliğinin bire yakın, faiz esnekliğinin negatif ve anlamlı olduğu ve 1960-2008 döneminde para talebinin istikrarlı olduğunu göstermiştir. Ayrıca finansal sektörde yaşanan serbestleşme hareketlerinden ve reformlardan kaynaklı olarak para talebinde herhangi bir istikrarlılık kanıtına rastlanılmamıştır.

Dube (2013)'nin çalışmasında, Güney Afrika geniş para arzı M3 ile gelir, yurt içi ve dışı faiz oranı, enflasyon ve borsa fiyatları arasındaki ilişki alış-veriş zamanı teknoloji modeli (a shopping-time technology model) yaklaşımıyla araştırılmıştır. Ampirik bulgular, ARDL modeliyle çalıştırılarak M3 ve onun belirleyicileri arasındaki uzun dönemli istikrarlı bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Para talebi fonksiyonun istikrarlılığı CUSUM ve CUSUMSQ testleri ile gerçekleştirilmiştir. Çalışmada 1980:Q1-2010:Q3 dönemi çeyrek veriler kullanılmıştır. Parasal büyüklük olarak M3, yurt içi faiz oranı olarak; para piyasası, hazine bonosu ve mevduat faiz oranları; yurt dışı faiz oranı olarak; US'e ait banka kredisi faiz oranı, ikincil piyasada 3 aylık faiz oranı, hazine bonosu faiz oranı; UK'e ait mevduat faiz oranı, borç verme faiz oranı ve bankalar arası borç verme faiz oranı; Japonya için mevduat sertifikası ve vadesiz mevduat faiz oranı, borsa fiyatları, enflasyon oranı, borsa getirileri ve enflasyon hedeflemesinin etkisini görmek için kukla değişken tercih edilmiştir. Çalışmanın sonuçları ilginç çıkmıştır. İlk olarak M3 para talebi, söz konusu belirleyicilerin tamamıyla eşbütünleşik çıkmıştır. İkinci olarak, ECM katsayısı negatif ve yüksek düzeyde anlamlı çıkmıştır. Burada para piyasasının, her bir çeyrekte dengesizliğe %7.4 oranında uyum sağlama kabiliyetine sahip olduğu anlaşılmıştır. Üçüncü olarak, bir çok yurt içi faiz oranı para tutmanın fırsat maliyeti olma özelliği gösterememesine rağmen bazı yabancı faiz oranları bu özelliği göstermiştir. Dördüncü olarak nominal efektif döviz kurunun modele eklenmesi bir çok katsayının anlamsız ve modelin istikrarsız olmasına neden olmaktadır. Son olarak ise, ülkede enflasyon hedeflemesi sisteminin uygulanması M3 para talebini etkilemediği anlaşılmıştır. Bu çalışmada, reel hisse senedi fiyatlarının yer aldığı bir para talebi fonksiyonunun CUSUM ve CUSUMSQ testleri sonucuna göre istikrarlı olduğu kanıtlanmıştır.

Ben-Salha ve Jaidi (2014)'nın çalışmalarında, Tunus için para talebinin kısa ve uzun dönem belirleyicileri ARDL sınır testi yöntemi ve ECM ile tahmin edilmektedir. Bu çalışmanın Tunus üzerine yapılan diğer çalışmalardan farkını ise, para talebinin harcama bileşeni olan GDP'nin bileşenlerinin etkisi tespit edilmektedir.Çalışmada, 1979-2011 dönemi yıllık; reel para talebi (M2/P), hanehalkı ve devletin harcama

toplamı olarak nihai tüketim harcamaları, yatırım mallarına yapılan harcamalar, mal ve hizmet ihracatına yapılan toplam harcamalar, para tutmanın fırsat maliyeti olarak; para piyasası faiz oranı verileri kullanılmıştır. ARDL sonuçları geniş para talebi ile nihai tüketim harcamaları, yatırım mallarına yapılan harcamalar, ihracat harcamaları ve faiz oranı arasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığını, ECM modeli ise kısa dönemde para talebinin sadece yatırım mallarına yapılan harcamalar ve faiz oranı tarafından belirlendiğini ortaya koymuştur. Burada para talebi belirleyicilerinin uzun dönem esnekliklerine bakıldığında nihai tüketim harcamaları 1.79, kısa dönemde ise yatırım mallarına yapılan harcamalar 0.22 ile en yüksek değere sahip görünmektedir. Ayrıca yapılan CUSUM ve CUSUMSQ istikrar testleri ile para talebinin incelenen dönemde istikrarlı olduğu kanıtlanmıştır.

3. Para Talebi Modeli

Neredeyse bütün ülkelerde para talebinin belirleyicileri iki ana sınıfta toplanmaktadır. Bunlardan ilki iktisadi faaliyetlerin ölçüsü (reel gelir), ikincisi ise para tutmanın fırsat maliyeti (faiz oranı; finansal varlıklar karşısındaki fırsat maliyeti veya enflasyon oranı; reel varlıklara karşı olan fırsat maliyeti) olarak değerlendirilmektedir. Ancak, ekonomilerin piyasa ekonomisine geçmesi ve uluslararası finansal hareketliliklerin giderek artmasıyla, para talebinin belirleyicilerine; para ikamesi, ekonomik ve parasal belirsizlik gibi ilave değişkenler eklenmektedir (Bahmani-Oskooee vd.,2012,26-27). Ancak, bu genel değişkenlere ilave olarak literatür taramasında görüleceği üzere; yabancı faiz oranı, yapısal değişimlerin etkisini görmek için oluşturulan kukla değişkenler, uzun vadeli faiz oranı, siyasi belirsizlik gibi açıklayıcı değişkenlerde kullanılabilmektedir.

Bu çalışmada ise, Türkiye için bir uzun dönem para talebi fonksiyonun tahmini amaçlanmaktadır. Ancak, tahmin edilecek bu fonksiyon geleneksel para talebi fonksiyonlarından iki noktada ayrılmaktadır. İlk olarak; para talebinin temel belirleyicilerinden biri olan reel gelirin bileşenlerinin para talebi üzerindeki etkileri ayrı ayrı tespit edilecek, ikinci olarak ise ekonomik ve parasal belirsizliklerin etkisi tahmin edilecektir. Reel gelirin bütün olarak değil de alt bileşenleri üzerinden konunun ele alınmasının daha sağlıklı öngörülerde bulunabileceği düşünülmektedir. Diğer taraftan ekonomik belirsizlik, *(vly)*, kavramıyla ülkedeki üretimdeki dalgalanmaların sonucunda ortaya çıkan belirsizliğiparasal belirsizlik, *(vlm),*kavramıyla ise para arzındaki değişimin neden olabileceği belirsizlik anlaşılmaktadır. Bu bağlamda çalışmada, Bahmani-Oskooee vd. (2012) ve Ben-Salha ve Jaidi (2014)'nin çalışmalarında kullanılan para talebi fonksiyonlarından türetilen para talebi fonksiyonu tahmin edilmektedir.

$$\left(\frac{M}{P}\right) = f(y(FCE, EIG, EXP), i, er, vly, vlym) \quad (1)$$

Burada; *(M/P)* reel para talebini, *(FCE)* nihai tüketim harcamalarını, *(EIG)* yatırım harcamalarını, *(EXP)* mal ve hizmet toplam ihracatına yapılan harcamayı, *(i)* kısa vadeli faiz oranını, *(er)* nominal efektif döviz kurunu, *(vly)* çıktı oynaklığını ve *(vlm)* ise para arzı oynaklığını temsil etmektedir. Bu genel gösterimi regresyon denklemi formuna dönüştürdüğümüzde;

$$lnM2_t = \beta_0 + \beta_1 lnFCE_t + \beta_2 lnEIG_t + \beta_3 lnEXP_t + \beta_4 lnSINT_t + \beta_5 lnEER_t + \beta_6 lnVLY_t + \beta_7 lnVLYM_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

denklemi elde edilmektedir. Belirtilen bu para talebi denkleminde bütün değişkenler logaritmik formda yer almakta olup; iktisat teorisine göre; gelir değişkenine ait katsayıların işaretleri pozitif ($\beta_1, \beta_2, \beta_3 > 0$) para tutmanın finansal varlıklara karşı olan fırsat maliyetini gösteren kısa vadeli faiz oranı katsayısının işareti negatif (β_4), para ikamesi ve servet etkisini gösteren ($\beta_5 < 0$) negatif veya pozitif ($\beta_5 > 0$),ekonomik belirsizliğin göstergesi ile parasal belirsizliğin göstergesi ise negatif veya pozitif ($\beta_6, \beta_7 < 0$ $veya$ $\beta_6, \beta_7 > 0$) olabilmektedir. Ayrıca, değişkenler modelde logaritmik formda yer aldığı için katsayılar esneklikleri ifade etmektedir. Para talebinin gelir ve faiz esnekliği özellikle ekonomi yönetimleri açısından önemli görülmektedir.

Döviz kurunun para talebi fonksiyonunda yer alması Mundell (1963,484) ile başlamış (Bahmani-Oskooee ve Bahmani,2015,381) ve neredeyse bu konuda yapılan çalışmaların tamamında kullanılmaktadır. Döviz kurunun para talebi üzerindeki etkisi iki açıdan değerlendirilmektedir. Birincisi servet etkisi, ikincisi ise para ikamesi etkisidir.Arango ve Nadiri (1981), nominal döviz kurunda gerçekleşen bir değer kaybı yerleşikler tarafından tutulan yabancı varlıkların ulusal para cinsinden değerinin yükselmesine ve dolayısıyla servette bir artışa neden olacağını, bu servet artışının ekonomide tüketim harcamalarının artmasına ve nihayetinde para talebinin yükselmesine yol açabileceğini belirtmiştir. Diğer taraftan ise, Bahmani-Oskooee ve Pourheydarian (1990) ise ulusal paranın değer kaybı durumunda halkın beklentilerinin olumsuza dönüşeceğini, ulusal paraya olan güvenin azalacağını ve dolayısıyla ulusal para yerine yabancı para tutumunun artması beklenilmektedir. Yerleşik halk yabancı parayı ulusal parayla ikame etmektedir. Burada eğer($\beta_5 > 0$) ise modelde servet etkisinin varlığı,($\beta_5 < 0$) olması durumunda ise para ikamesinin varlığı anlaşılmaktadır (Bahmani-Oskooee ve Wang, 2007,23).

Bahmani-Oskooee vd. (2012) çalışmasında ekonomik ve parasal belirsizlik katsayılarının işaretlerinin Choi ve Oh (2003) çalışmasına atfen negatif ve pozitif değerler alabileceğini belirtmiştir. Choi ve Oh (2003), eğer bir ekonomide ekonomik veya parasal belirsizlik artarsa bu belirsizlikler halkın nakit tutumundan daha az oynaklığa sahip varlıklara geçmesine (ikame etkisi) neden olmaktadır. Bu durumda katsayıların işareti negatif olmaktadır. Diğer taraftan, her iki belirsizlik ölçüsünde aynı düzeyde bir artış halkın daha dikkatli olmasına ve likit varlıklarda kalmasına yol açabilmektedir. Böyle bir durumda belirsizliklere ait katsayı işaretlerinin pozitif olması beklenilmektedir. Choi ve Oh (2003), nihai durumun bu iki etkinin nispi oranına bağlı ortaya çıkacağını belirtmektedir.

4. Veri Seti Ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada Türkiye ekonomisinin 1998:Q1-2015:Q2 dönemiele alınmaktadır. Özellikle gelir değişkenlerine ait veri setinin çeyrek dönemler için ilan edilmesi, çalışmada çeyrek dönemli verilerin kullanılmasını zorunlu kılmıştır. Türkiye ekonomisi için tahmin edilen geniş tanımlı para talebinde; geniş tanımlı reel para stoku *(M2/P)*, Hane halkı ve Kamunun nihai tüketim harcamaları toplamı *(FCE),* Gayrisafi sabit sermaye ve stok değişimin toplamı olarak yatırım harcamaları *(EIG),* mal ve hizmet toplam ihracatına yapılan harcamalar *(EXP),* bir yıla kadar vadeli mevduata uygulanan kısa vadeli faiz oranı *(SRINT),* nominal efektif döviz kuru *(EER),* ekonomik belirsizliğin göstergesi olarak çıktı oynaklığı *(VLY)* ve parasal belirsizliğin göstergesi olarak para

arzı oynaklığı *(VLYM)* kullanılmıştır[1]. Değişkenlerin tamamı modelde logaritmik formda yer almıştır. Literatürdeki çalışmaların önemli kısmında faiz oranları doğal haliyle kullanılmasına rağmen, çalışmamızda Bahmani-Oskooee vd. (2012)'nin kullandığı şekilde logaritmik formda kullanılmıştır[2]. Ayrıca Tablo 1'de kullanılan değişkenlerin künyesi, Ek 1'de ise değişkenlerin logaritmik formdaki düzey değerleri sunulmuştur.

Tablo 1:Modelde Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	**Açıklama**
M2	Reel Para Talebi Miktarı, nominal M2 TÜFE ile reelleştirilmiştir.
FCE	Nihai Tüketim Harcamaları (1998=100)= Hane halkının Tüketimi+ Devletin nihai Tüketim harcamaları
EIG	Yatırım harcamaları (Gayrisafi Sabit Sermaye Oluşumu + Stok değişimi) (1998=100)
EXP	Mal ve Hizmet Toplam İhracatına yapılan harcama (1998=100)
SRINT	1 yıla kadar vadeli mevduata uygulanan (kısa vadeli) Faiz Oranı (Para tutmanın finansal varlıklara karşı fırsat maliyeti ölçüsü)
EER	Nominal Efektif Döviz Kuru (USD/TL); Para ikamesi ve servet etkisi etkisi
VLY	Ekonomik belirsizliğin göstergesi olarak çıktı oynaklığı
VLYM	Parasal Belirsizliğin göstergesi olarak para arzı oynaklığı
P	Fiyat düzeyi, Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE, 2003=100)

Çalışmamızda, Türkiye için uzun dönem para talebi fonksiyonu Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı (ARDL) ile kısa dönemli dinamikler ise hata düzeltme modeli (ECM) ile tahmin edilmektedir. ARDL yaklaşımı, diğer eş bütünleşme testleri gibi değişkenlerin aynı seviyede durağan olma zorunluluğunu gerektirmemesi, küçük örneklerde daha sağlıklı sonuçlar vermesi ve gelişmekte olan ülkelerin para talebi fonksiyonu tahminleri için daha uygun olması gibi avantajlarından (Ben-Salha ve Jaidi,2014,33-34) ötürütercih edilmiştir.

Burada ilk olarak, değişkenlerin durağanlılığı ADF ve DF-GLS testleri ile ortaya konacaktır. Sonrasında ise, yukarıda belirtilen para talebi fonksiyonu uzun dönem için ARDL ve kısa dönem için ECM formunda denklemleri ifade edilecektir. Değişkenler

[1]Çıktı (*vly*) ve Para arzı (*vlm*) oynaklığı, Bahmani-Oskooee vd. (2012) çalışmasında olduğu üzere GARCH(1.1) yöntemi ile hesaplanmıştır.

[2]Friedman ve Schwartz (19982), Muscatelli ve Spinelli (2000), Bahmani-Oskooee (2001), Bahmani-Oskooee ve Ng (2002), Pradhan ve Subramanian (2003), Akinlo (2006) Ziramba (2007), Bahmani-Oskooee ve Wang (2007), Baharumshah vd. (2009), Ben-Salha ve Jaidi (2014) çalışmalarında faiz oranı orjinal haliyle kullanmıştır. Bu çalışmada, Bahmani-Oskooee ve Bohl (200), Dahmahder ve Izadi (2011), Bahmani-Oskooee vd. (2012) çalışmasında olduğu üzere faiz oranı doğal logaritmik formda kullanılmıştır.

arasında eş bütünleşme ilişkisi tespit edildiğinde ise modele ait uzun dönem esneklikler hesaplanacaktır.

Sabit Terimli ve Sabit Terimli+Trendli modellerin dikkate alındığı çalışmada; ADF;

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \gamma s_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \, \Delta s_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \gamma s_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \, \Delta s_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{4}$$

ve DF-GLS birim kök test Sabit Terimlive Sabit Terimli+Trendli denklemler;

$$\Delta s_t^d = \alpha_0 + \gamma s_{t-1}^d + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta s_{t-i+1}^d + \varepsilon_t \tag{5}$$

$$\Delta s_t^d = \alpha_0 + \gamma s_{t-1}^d + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta s_{t-i+1}^d + \varepsilon_t \tag{6}$$

şeklinde olmaktadır. Burada γ=0 iseserinin durağan olmadığı, istatistiksel olarak anlamlı ve sıfırdan farklı ise durağan olduğu anlaşılmaktadır.

Para talebi denkleminin ARDL sınır testi yaklaşımına göre yeniden formülize edildiğinde aşağıdaki denklem elde edilmektedir.

$$\Delta lnM2_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j \Delta lnM2_{t-j} + \sum_{k=0}^{n} \delta_k \Delta lnFCE_{t-k} + \sum_{m=0}^{n} \theta_m \Delta lnEIG_{t-m} + \sum_{p=0}^{n} \vartheta_p \Delta lnEXP_{t-p} + \sum_{l=0}^{n} ¥_l \Delta lnSINT_{t-l} + \sum_{s=0}^{n} \rho_s \Delta lnEER_{t-s} + \sum_{r=0}^{n} \sigma_r \Delta lnVLY_{t-r} + \sum_{h=0}^{n} \tau_h \Delta lnVLM_{t-h} + \mu_1 lnM2_{t-1} + \mu_2 lnFCE_{t-1} + \mu_3 lnEIG_{t-1} + \mu_4 lnEXP_{t-1} + \mu_5 lnSINT_{t-1} + \mu_6 lnEER_{t-1} + \mu_7 lnVLY_{t-1} + \mu_8 lnVLM_{t-1} + \varepsilon_t \tag{7}$$

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tespit etmek için oluşturulan boş hipotez;

$H_n = \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_4 = \mu_5 = \mu_6 = \mu_7 = \mu_8 = 0$;Eş bütünleşme ilişkisi yoktur.

F (Wald) testi ile sınanmaktadır. Üç olasılıklı bir durum olan bu test sonuçları şu şekilde yorumlanmaktadır. İlk olarak, eğer hesaplanan F test istatistiği üst kritik sınır değerden büyük ise boş hipotez reddedilmektedir. Diğer bir ifadeyle değişkenlerin eşbütünleşik olduğu anlaşılmaktadır. İkinci olarak hesaplanan F test istatistik değeri üst kritik sınır değerden küçük alt kritik sınır değerden büyük olursa, eşbütünleşik ilişkisi için kesin bir yargıya varılamamaktadır. Üçüncü olarak ise, hesaplanan F test istatistik değeri alt kritik sınır değerden küçük olursa boş hipotez kabul edilmektedir.

Eğer, para talebi ve belirleyicileri arasında bir eş bütünleşme ilişkisi tespit edildiğinde, diğer bir ifadeyle oluşturulan boş hipotez reddedildiğinde fonksiyonun uzun dönem esneklikleri aşağıdaki denklemle tahmin edilmektedir.

$$lnM2_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^{e} \mu_1 lnM2_{t-j} + \sum_{j=0}^{r} \mu_2 lnFCE_{t-j} + \sum_{j=0}^{t} \mu_3 lnEIG_{t-j} + \sum_{j=0}^{y} \mu_4 lnEXP_{t-j} + \sum_{j=0}^{u} \mu_5 lnSINT_{t-j} + \sum_{j=0}^{o} \mu_6 lnEER_{t-j} + \sum_{j=0}^{s} \mu_7 lnVLY_{t-j} + \sum_{j=0}^{d} \mu_8 lnVLM_{t-j} + e_t \quad (8)$$

Kısa dönemli etkileri tespit etmek için ise para talebi modeli ARDL modeline dayalı ECM ile tahmin edilmektedir. ECM denklemi

$$\Delta lnM2_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^{p} \mu_1 \Delta lnM2_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \mu_2 \Delta lnFCE_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \mu_3 \Delta lnEIG_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \mu_4 \Delta lnEXP_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \mu_5 \Delta lnSINT_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \mu_6 \Delta lnEER_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \mu_7 \Delta lnVLY_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \mu_8 l\Delta nVLM_{t-j} + ECM\varepsilon_{t-1} + e_t \quad (9)$$

şeklinde olmaktadır. Burada *ECM katsayısı*, kısa dönemde gerçekleşen bir şok sonrasında uzun dönem dengesine ne kadar sürede gelineceğini gösteren "uyum hızını" ifade etmektedir. Bu katsayının negatif işaretli olması, değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin varlığı desteklendiği şeklinde yorumlanmaktadır.

Ayrıca, otokorelasyonun varlığı için Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM testi; değişen varyans için; Breusch-Pagan-Godfrey, Glejser, White, ARCH değişen varyans testleri; normallik testi, Ramsey Reset gibi diagnostic (Tanı) testleride yapılmaktadır.

5. Bulgular

ADF ve DF-GLS birim kök testleri ile gerçekleştirilen durağanlılık sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur. Reel para talebi, ADF birim kök test sonuçlarına göre; sabit terimlimodel çözümü için %10 anlamlılık düzeyinde seviyesinde durağan olurken sabit terimli+trendli model çözümünde seviyesinde durağan görünmemektedir. DF-GLS test sonuçlarına göre ise gerek sabit terimli gerekse sabit terimli+trendli çözümü seviyesinde durağan olmamaktadır. Ancak her iki test sonuçları, reel para talebinin sabit terimli ve sabit terimli+trendli modeli için %1 anlamlılık düzeyinde birinci farkında durağan olduğunu göstermektedir.

Nihai tüketim harcamaları, ADF birim kök test sonuçlarına göre; sabit terimli model için durağan olmadığını ancak sabit terimli+trendli model için %10 anlamlılık düzeyinde seviyesinde durağan olduğunu; DF-GLS test sonuçları ise, FCE'nin hiç bir durumda seviyesinde durağan olmadığını göstermiştir. Diğer taraftan her iki birim kök testi FCE'nin sabit terimli modelinin %10, sabit terimli+trendli modelinin %1 anlamlılık düzeyinde birinci farkında durağan olduğunu göstermiştir.

Yatırım harcamaları, gerek ADF gerekse DF-GLS birim kök test sonuçlarına göre seviyesinde durağan görünmemektedir. Diğer taraftan birinci farkları alındığında, ADF sabit terimlive sabit terimli+trendli modelin %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu, DF-GLS ise sadece sabit terimli+trendli modelin %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermiştir.

Mal ve Hizmet ihracatı, gerek ADF gerekse DF-GLS birim kök test sonuçları sabit terimlive sabit terimli+trendli model çözümlerine göre seviyesinde durağan olmadığını göstermiştir. Serinin birinci farkında ise, ADF sonuçları serinin hem sabit terimlihemde sabit terimli+trendli modeli %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu ancak DF-GLS sonuçları ise serinin birinci farkında bile durağan olmadığını göstermiştir.

Kısa dönem faiz oranı ve nominal efektif döviz kuru; her iki test sonuçlarına göre seviyesinde durağan olmazken, birinci farkında hem ADF hemde DF-GLS'ye göre %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmüştür. Çıktı oynaklığı ise, her iki test tarafından %1 anlamlılık düzeyinde seviyesinde durağan görünmektedir. Para arzı oynaklığı ADF birim kök testi sonucuna göre seviyesinde durağan olmadığı, DF-GLS sonucuna göre ise sadece sabit terimliçözümü için %5 anlamlılık düzeyinde seviyesinde durağan olduğu anlaşılmıştır.

Tablo 2: ADF ve DF-GLS Birim Kök Test Sonuçları

		ADF		DF-GLS	
		sabit terimli	sabit terimli ve trendli	sabit terimli	sabit terimlive trendli
Düzey					
lnM2		-2.6691^{*}	-1.5980	0.4680	-1.0540
lnFCE		-1.0383	-3.2742^{*}	1.2566	-1.8876
lnEIG		-2.3468	-2.2016	-0.7297	-2.7523
lnEXP		-0.9949	-2.8579	1.1861	-1.8065
lnSRINT		-2.3466	-2.6721	-0.5328	-1.7161
lnEER		0.5849	-1.9841	0.1946	-1.2949
lnVLY		-4.1631^{***}	-4.1658^{***}	-4.0398^{***}	-4.2301^{***}
lnVLM		-2.4527	-2.3350	-2.3322^{**}	-2.4284
Birinci Fark					
lnM2		-3.6187^{***}	-4.0230^{**}	-3.6459^{***}	-6.6350^{***}
lnFCE		-2.8084^{*}	-7.4398^{***}	-1.7768^{*}	-7.5836^{***}
lnEIG		-11.1117^{***}	-10.9629^{***}	-1.1144	-7.0518^{***}
lnEXP		-7.3354^{***}	-7.2770^{***}	0.1051	-1.2254
lnSRINT		-7.7511^{***}	-8.3606^{***}	-3.5664^{***}	-8.5374^{***}
lnEER		-6.2994^{***}	-6.7679^{***}	-4.7280^{***}	-6.4106^{***}
lnVLY		-6.7889^{***}	-6.7126^{***}	-6.8687^{***}	-6.7915^{***}
lnVLM		-7.0155^{***}	-6.9999^{***}	-2.3245^{**}	-6.6355^{***}
Kritik Değerler	%1	-3.5713	-4.1567	-2.6130	-3.7700
	%5	-2.9224	-3.5043	-1.9476	-3.1900
	%10	-2.5992	-3.1818	-1.6125	-2.8900

Gerek ADF gerekse DF-GLS sonuçları, çıktı oynaklığı dışında kalan değişkenlerin neredeyse tamamına yakınının seviyelerinde durağan olmadığını birinci farklarında durağan olduğunu göstermiştir. Burada yöntem olarak ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılacağından ötürü, değişkenlerin seviyesinde veya birinci farkında durağan olmalarının herhangi bir önemi bulunmamaktadır.

Durağanlık araştırması sonrasında sınır testi uygulayabilmek için uygun model seçimi yapılması gerekmektedir. Literatürde, ARDL modeli seçimi sırasında; Akaike, Hannan-Quin ve Düzeltilmiş R^2gibi kriterler kullanılmaktadır. Ek-2'de sunulan tabloda, her üç kriterde en optimal modelin ARDL(6,4,3,4,4,4,4,4) olduğunu göstermektedir.

Seçilen optimal model ile yapılan tahmin sonuçları Tablo 3'ün *A*ve *B* bölümünde sunulmuştur. Tablo'da hesaplanan F istatistik değerinin(15.2537) üst kritik sınır değeri olan 4.26'dan büyük olduğu görülmüştür. Bu durumda, Türkiye'de uzun dönemde geniş tanımlı para talebi ile söz konusu belirleyicileri arasında eşbütünleşik bir yapının varlığı anlaşılmaktadır. Bu tespitten sonra para talebi fonksiyonuna ait uzun dönem ve kısa dönem esnekliklerin hesaplanması gerekmektedir.

Tablo 3: ARDL Sınır Testi Sonuçları

A) Model Seçim Kriterleri					
AIC		**Hannan-Quinn**		**Düzeltilmiş R^2**	
-5.056		-4.4395		0.9948	
Seçilen Model: ARDL(6,4,3,4,4,4,4,4)					
B) ARDL Sınır Testi Sonuçları					
		Kritik Değer Sınırları			
Model (Bağımlı Değişken)	F-İstatistiği	Alt Sınır (%1)	Üst Sınır(%1)	Alt Sınır (%2.5)	Üst Sınır(%2.5)
lnM2	15.2537	2.96	4.26	2.6	3.84
C) Uzun Dönem Katsayılar					
		Katsayılar	Standart Hata	T istatistiği	Olasılık Değeri
lnFCE		5.604	1.309	4.2795	0.0234
lnEIG		0.052	0.3908	0.1332	0.9025
lnEXP		0.9637	0.3458	2.7862	0.0686
lnSRINT		-0.3178	0.1248	-2.5448	0.0843
lnEER		-1.1108	0.1949	-5.6973	0.0107
lnVLY		-3.5899	0.4002	-8.9695	0.0029
lnVLM		0.0208	0.0201	1.0373	0.3759
C		6.6380	23.4924	0.2825	0.7959
Tablo 3'in Devamı					
D) Kısa Dönem Katsayılar					
		Katsayılar	Standart Hata	T istatistiği	Olasılık Değeri
ΔlnFCE		10.0449	2.3094	4.3493	0.0034
ΔlnEIG		-0.6210	0.3618	-1.7161	0.1298
ΔlnEXP		-3.1637	0.9851	-3.2114	0.0148
ΔlnSRINT		0.3896	0.1760	2.2136	0.0625
ΔlnEER		-0.2195	0.1974	-1.1119	0.3029
ΔlnVLY		-1.5980	0.6713	-2.3802	0.0489
ΔlnVLM		0.1034	0.0349	2.9567	0.0212
ECM_{t-1}		-11.9061	7.4574	-1.5965	0.1544
C		-53.3239	24.6462	-2.1635	0.0673
E) Diagnostic (Tanı) Testleri					
Testler				**Test İstatistiği**	**Olasılık Değeri**
Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi				11.3574	0.2053

Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyans Testi	2.9726	0.2009
Glejser Değişen Varyans Testi	1.3361	0.4703
White Değişen Varyans Testi	1.3978	0.4514
ARCH Değişen Varyans Testi	0.8233	0.3695
Jarque-Bera Normallık Testi	0.0303	0.9849
Düzeltilmiş R^2	0.85	
RamseyReset Testi	2.8828	0.2316

Tablo 3'ün *C* kısmında para talebi fonksiyonunun uzun dönem katsayıları gösterilmektedir. Katsayılara ait olasılık değerleri %10 anlamlılık düzeyinde; nihai tüketim harcamalarının, mal ve hizmet ihracatının, kısa dönem faiz oranının, nominal efektif döviz kurunun ve ekonomik belirsizliğin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermiştir. Diğer bir ifadeyle, Türkiye'de uzun dönemde para talebini belirtilen değişkenler etkilemektedir. Hangi değişkenin para talebi üzerinde daha yüksek bir belirleyicilik gücüne sahip olduğuna bakıldığında ise sırasıyla; nihai tüketim harcamalarının (5.6), ekonomik belirsizliğin (3.58), nominal efektif döviz kurunun (1.1), mal ve hizmet ihracatının (0.96) ve faiz oranının (0.31) olduğu görülmüştür. Bununla birlikte katsayıların işaretleri teorik beklentilerle uyumlu çıkmıştır. Gelir bileşenlerine ait bütün katsayılar pozitif, faiz oranı, döviz kuru ve ekonomik istikrarsızlık negatif, parasal belirsizlik katsayısı ise pozitif çıkmıştır.

Türkiye için tahmin edilen uzun dönem para talebi modeli; Türkiye'de para talebinin temel belirleyicisinin hanehalkı ve devletin nihai tüketim harcamaları olduğunu göstermiştir. Reel gelirdeki en büyük paya sahip olan bu bileşenin esnekliği birden büyük ve pozitif çıkmıştır. Bu sonuç Türkiye'de para talebinin nihai tüketim harcamalarına aşırı duyarlı olduğunu göstermektedir. Yatırım harcamalarının ise para talebi üzerinde herhangi bir etkisi görülmemektedir. Mal ve hizmet ihracatının ise esnekliğinin birden küçük olduğu ancak yinede para talebinin bir belirleyicisi olarak etkisini hissettirmektedir.

Faiz oranı esnekliği ise birden küçük ve negatif bir değer almıştır. Bu sonuç, Türkiye'de finansal varlıkların para tutmanın alternatifi olduğunu göstermektedir. Döviz kuru esnekliğinin birden büyük ve negatif işarete sahip olması para ikamesinin varlığına işaret etmektedir. Bu durum Türkiye gibi enflasyonist ve gelişmekte olan ülkelerde beklenilen bir tablodur. Döviz kurunun Türkiye'de uzun dönemde para talebinin temel belirleyicilerinden biri olduğu görülmüştür. Bununla birlikte ekonomik belirsizliğin para talebi üzerinde ciddi bir etkisi olduğu, parasal belirsizliğin ise istatistiksel olarak bir etkiye sahip olmadığı anlaşılmıştır. Ekonomik belirsizlik katsayısının negatif çıkmış olması, Türk halkının ekonomik belirsizlik durumunda portföyünde nakit miktarını azalttığını ve daha az oynaklığa sahip varlıklara geçtiğini (ikame etkisi) göstermektedir.

Kısa dönem dinamikleri tespit etmek için yapılan ECM tahmin sonuçları Tablo 3'ün *D* bölümünde sunulmaktadır. Katsayıların anlamlılık düzeylerine bakıldığında kısa dönemde; nihai tüketim harcamaları, mal ve hizmet ihracatı, kısa dönem faiz oranı, ekonomik ve parasal belirsizlik katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Hata düzeltme katsayısı beklenildiği gibi negatif işaretli çıkmıştır. Ancak katsayı istatistiksel olarak anlamlı çıkmamıştır. Burada, parasal belirsizliğin uzun dönem para talebinin belirleyicileri arasında yer almadığı ancak kısa dönemde para talebini etkilediği görülmüştür. Parasal belirsizlik katsayısının işaretinin pozitif olması,

Türk halkının kısa dönemli belirsizliklerin yükselmesi durumlarında likit varlıklarda kaldığı şeklinde yorumlanabilmektedir. Ekonomik belirsizliğin ikame etkisine neden olduğu ve parasal belirsizlikten daha yüksek oranlı bir etki gücüne sahip olduğu da gözlerden kaçmamıştır. Kısa dönemde değişkenlerin etki güçleri ise sırasıyla; nihai tüketim harcamaları, mal ve hizmet ihracatı, ekonomik belirsizlik ve parasal belirsizlik olmuştur.

Ayrıca yapılan tanı test sonuçları ise, Breusch-Gogfrey LM testi ile modelde otokorelasyonun; Breusch-Pagan-Godfrey, Glejser, White ve ARCH testleri ile değişen varyansın olmadığını,Jarque-Bera normallik testi ile normal dağılıma sahip olunduğunu, düzeltilmiş R^2 ile modelin açıklayıcılık gücünün yüksek olduğunu (0.85) ve Ramsey Reset testi ile modelin doğru formda kurulduğu kanıtlanmıştır. Bu diagnostic testler modelin sağlıklı öngörülerde bulunduğunu destekler niteliktedir.

6. Sonuç

Çalışmada,1998:Q1-2015:Q2 dönemi Türkiye ekonomisi için para talebi fonksiyonu tahmin edilmiştir. Bu fonksiyon iki açıdan geleneksel para talebi fonksiyonlarından ayrılmaktadır. İlk olarak, para talebinin temel belirleyicisi olan gelir (GDP) bir bütün olarak değil bileşenleri olarak fonksiyonda yer almaktadır. İkinci olarak ise model, ekonomik ve parasal belirsizliklerin para talebi üzerindeki etkisini görmeye izin vermektedir. Çalışmanın sonuçlarını sıralayacak olursak; ilk olarak tahmin edilen uzun dönem para talebi fonksiyonun katsayı işaretleri teoriyle uyumlu çıkmıştır. İkinci olarak, Türkiye'de uzun dönem para talebinin en önemli belirleyicisi nihai tüketim harcamaları görülmüştür. Burada Devletin ve Hanehalkının en önemli para talebi belirleyicisi olduğu anlaşılmıştır. Üçüncü olarak, yatırım harcamalarının para talebi üzerinde etkisi olmadığı, mal ve hizmet ihracatının ise nihai tüketimin beşte biri oranında etkisi olduğu anlaşılmıştır. Dördüncü olarak, Türkiye'de faizin para tutmanın alternatifi olduğu ve para ikamesinin varlığı kanıtlanmıştır. Beşinci olarak, ekonomik belirsizliğin uzun dönem para talebini etkilediği ancak parasal belirsizliğin ise istatistiksel olarak bir etkisinin olmadığı anlaşılmıştır. Bu sonuç, ekonomik belirsizlik durumlarında Türk halkının portföyünde daha istikrarlı varlıkların payının arttığına (ikame etkisi) işaret etmektedir. Son olarak, kısa dönemde; nihai tüketim harcamaları, mal ve hizmet ihracatı, kısa dönem faiz oranı, ekonomik ve parasal belirsizlik katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür.

Kaynakça

Akinlo, A. E., (2006). "The stability of money demand in nigeria: an autoregressive distributed lag approach",Journal of Policy Modeling, 28:445-452.

Algan, N., Gencer, S., (2011). "Türkiye'de para talebi fonksiyonun modellenmesi", Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 20(1):195-212.

Altıntaş, H., (2008). "Türkiye'de para talebinin istikrarı ve sınır testi yaklaşımıyla öngörülmesi:1985-2006", Erciyes Üniversitesi İktisadi ve idari Bilimler Fakültesi Dergisi, 30:15-46.

Arango, S. ve Nadiri M. I., (1981). "Demand for money in open economies",Journal of Monetary Economics, 7:69-83.

Baharumshah, A., Mohd, Siti H., A. Mansur M. M., (2009). "The stability of money demand in china: evidence from the ARDL model",Economic Systems, 33:231-244.

Bahmani-Oskooee, M., (2001). "How stable is M2 money demand function in Japon?",Japan and The World Economy, 13:455-461.

Bahmani-Oskooee, M., Bahmani, S., (2015). "Nonlinear ARDL approach and the demand for money in Iran",Economics Bulletin, 35(1):381-391.

Bahmani-Oskooee, M., Bohl, Martin T., (2000). "German monetary unification and the stability of the German M3 money demand function", Economics Letters, 66:203-208.

Bahmani-Oskooee, M., Ng Raymond Chi W., (2002). "Long-Run demand for money in Hong Kong: an application of the ARDL model",International Journal of Business and Economics, 1(2):147-155.

Bahmani-Oskooee, M., Poorheydarian, M., (1990). "Exchange rate sensititivty of the demand for money and effectiveness of fiscal and monetary policies", Applied Economics, 22:917-925.

Bahmani-Oskooee, M., Wang, Y., (2007). "How stable is the demand for money in China",Journal of Economic Development, 32(1):21-33.

Bahmani-Oskooee, M., Xi, D., Wang Y., (2012). "Economic and monetary uncertainty and the demand for money in China", The Chinese Economy, 45(6):26-37.

Ben-Salha, O., Jaidi, Z., (2014). "Some new evidence on the determinants of money demand in developing countries-a case study of Tunisia",The Journal of Economic Asymmetries, 11:30-45.

Choi, W, G., Oh, S., (2003). "A demand function with output uncertainty, monetary uncertainty and financial innovations",Journal of Money, Credit and Banking, 35(5):685-709.

Dahmardeh, N., Izadi, Hamid R., (2011). "Demand for money in Iran by an autoregressive distributed lag approach", Middle-East Journal of Scientific Research, 9(5):687-690.

Dube, S., (2013), "The stability of broad money demand (M3) in south Africa: evidence from a shopping-time technology and an ARDL model",Journal of Applied Finance&Banking, 3(6):225-247.

Funke, M., (2001). "Money demand in euroland",Journal of International Money and Finance, 20:701-713.

Gencer, S., Arısoy, İ., (2013). "Türkiye'de uzun dönem geniş para talebinin tahmini: zamanla değişen katsayılar yönteminden bulgular",Ege Akademik Bakış, 13(4):515-526.

Gregory, A W., Hansen, B E. (1996b). "Tests for cointegration in models with regime and trend shifts",Oxford Bulletin of Economic sand Statistics, 58:555-559.

Gregory, A W., Hansen, B E., (1996a). "Residual-Based tests for cointegration in models with regime shifts",Journal of Econometrics, 70:99-126.

Harris, R., Sollis, R., (2003), *Applied Time Series Modelling And Forecating*, John Wiley & Sons.West Sussex, England.

Kumar, S., Webber, Don J., Scott F., (2013). "Money demand stability: a case study of Nigeria", Journal of Policy Modeling, 35:978-991.

Mundell, A R., (1963). "Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates",Canadian Journal of Economics And PoliticalSciences, 29:475-485.

Muscatelli, V. A., Spinelli, F., (2000). "The Long-Run stability of the demand for money: Italy 1861-1996",Journal of Monetary Economics, 45:717-739.

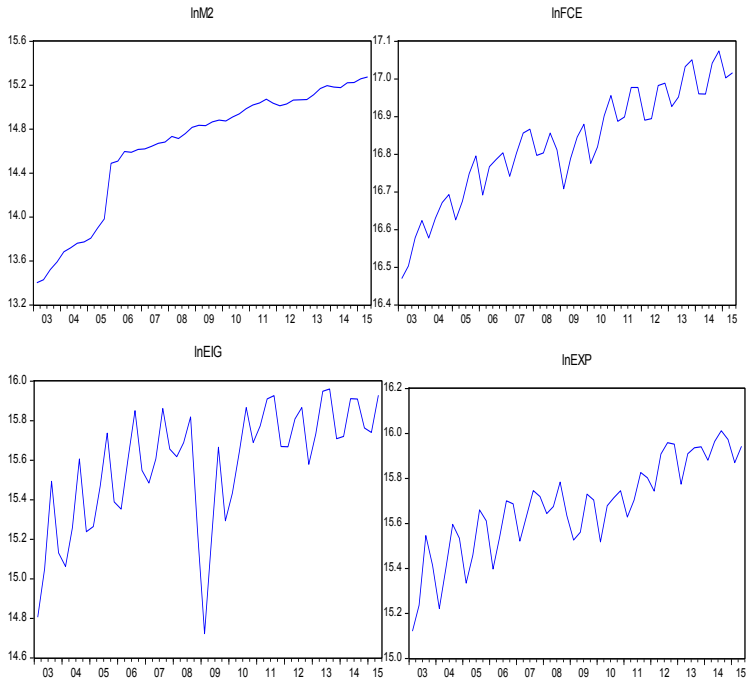
Phillips, P. C. B., Hansen, B. E., (1990). "Estimating long-run economic equilibria". Review of Econmic Studies, 58;407-436.

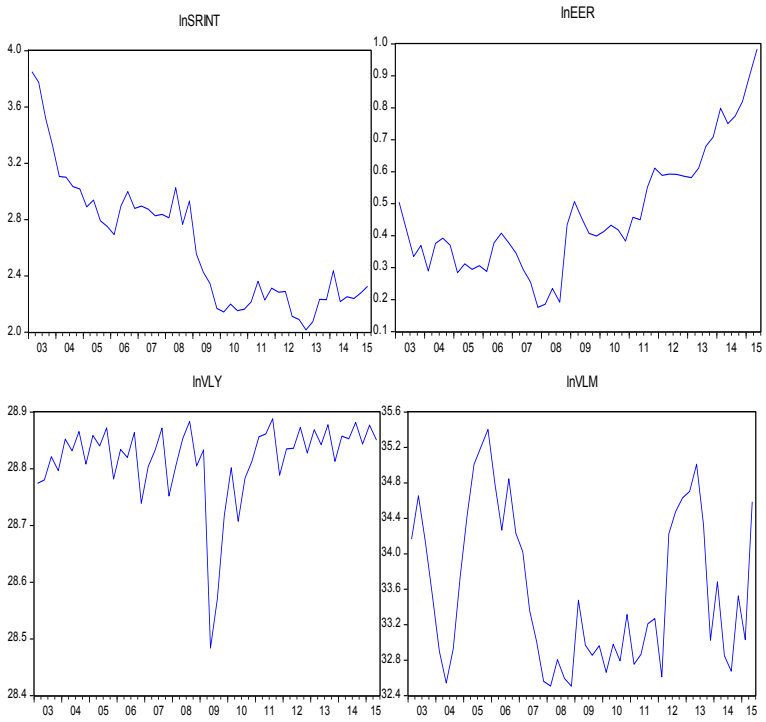
Pradhan, Basanta K., Subramanian A., (2003). "On the stability of demand for money in a developing economy some empirical issues",Journal of Development Economics, 72:335-351.

Ziramba, E., (2007). "Demand for money and expenditure components in South Africa: assesment from unrestricted error-correction models",South African Journal of Economics, 75(3):412-424.

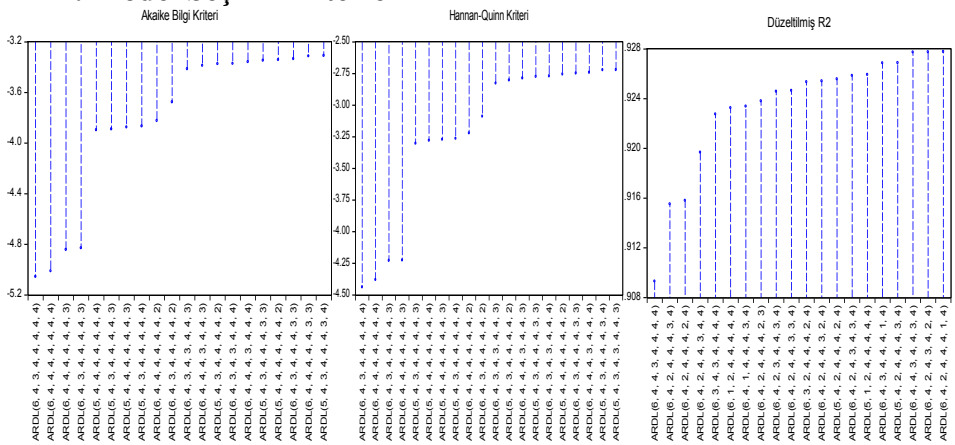
Ekler:

Ek-1: Değişkenlerin Düzey Değerleri





Ek-2: Model Seçim Kriterleri



Modern Money Demand Function of Turkey: Income Components, Economic and Monetary Uncernainty

Ahmet GÜNEY
Atatürk University
Faculty of Economics and Administrative Sciences
Erzurum, Turkey
guney@atauni.edu.tr

Extensive Summary

Money demand, money demand function and the determinants of money demand have generally achieved attracting attentions from both economists and those are in the management of economics. The fact that money-holding behaviours of householders change in accordance with changes in life conditions keeps the subject of money demand alive in economics discipline. Especially, derivation of alternative valuation mechanisms by means of removal of barriers in front of financial movements between countries and development in technology increased the importance of estimating money demand function. At this point, considering there is a close relation between the controlling power of central banks on monetary balances and macroeconomic policies (Baharumshah vd.,2009,231), it is necessary for central banks to correctly estimate money demand function.

Vast majority of studies on the determinants of money demand or money demand function focused on real income, inflation, interest rates and exchange rate variables. In some studies real income was separated into its components, some other studies examined the effects of economic and monetary uncertainties. There seems to be a gap in the literature as, to our knowledge, there is no study accommodating both conventional and uncertainty variables at the same time.

Consequently, the short and-long run money demand function in Turkey, $\left(\frac{M}{P}\right) = f(y(FCE, EIG, EXP), srint, eer, vly, vlym)$ is derived from the one that Bahmani-Oskooee vd. (2012) and Ben-Salha and Jaidi (2014) used in their studies, and examined for the period of 1998:Q1-2015:Q2. In this broad money demand function; broad real money stock (M2/P), final consumption expenditures (FCE), expenditures on investment goods (EIG), exports of goods and services (EXP), short-run interest rate (SRINT), nominal effective exchange rate (EER), output volatility as the indicator of economic uncertainty (VLY), money supply volatility as the indicator of monetary uncertainty (VLYM) are employed.

In this study, long-run money demand in Turkey was estimated with ARDL bounds testing which was developed by Pesaran, Shin and Smith (2001), whereas short-run dynamics were estimated by error correction model (ECM). Initially, ADF and DF-GLS stationarity tests were completed and first differences of all variables were to be stationary. Unit root tests supported the applicability of ARDL model. Money demand function was estimated with ARDL (6,4,3,4,4,4,4,4) method and F (Wald) test results indicated the existence of co-integrations between variables. Long-run elasticities, and

short-run elasticities that based on error correction model are displayed in Table-1 below.

Table 1: Long-Run and Short-Run Coefficients

Long Run coefficients				
	Coefficients	Standard Error	t-statistic	Probability
lnFCE	5.604	1.309	4.2795	0.0234
lnEIG	0.052	0.3908	0.1332	0.9025
lnEXP	0.9637	0.3458	2.7862	0.0686
lnSRINT	-0.3178	0.1248	-2.5448	0.0843
lnEER	-1.1108	0.1949	-5.6973	0.0107
lnVLY	-3.5899	0.4002	-8.9695	0.0029
lnVLM	0.0208	0.0201	1.0373	0.3759
C	6.6380	23.4924	0.2825	0.7959
Short-Run coefficients				
	Coefficients	Standard Error	t-statistic	Probability
ΔlnFCE	10.0449	2.3094	4.3493	0.0034
ΔlnEIG	-0.6210	0.3618	-1.7161	0.1298
ΔlnEXP	-3.1637	0.9851	-3.2114	0.0148
ΔlnSRINT	0.3896	0.1760	2.2136	0.0625
ΔlnEER	-0.2195	0.1974	-1.1119	0.3029
ΔlnVLY	-1.5980	0.6713	-2.3802	0.0489
ΔlnVLM	0.1034	0.0349	2.9567	0.0212
ECM_{t-1}	-11.9061	7.4574	-1.5965	0.1544
C	-53.3239	24.6462	-2.1635	0.0673

DIAGNOSTIC TESTS		
TESTS	TEST STATISTIC	PROBABILITY
BREUSCH-GODFREY AUTOCORRELATION LM TEST	11.3574	0.2053
BREUSCH-PAGAN-GODFREY HETEROSCEDASTICITY TEST	2.9726	0.2009
GLEJSER HETEROSCEDASTICITY TEST	1.3361	0.4703
WHITE HETEROSCEDASTICITY TEST	1.3978	0.4514
ARCH HETEROSCEDASTICITY TEST	0.8233	0.3695
JARQUE-BERA NORMALITY TEST	0.0303	0.9849
ADJUSTED R^2	0.85	
RAMSEY RESET TEST	2.8828	0.2316

According to long-run results, the main determinant of money demand is the final consumption expenditures. Elasticity of this component, having the biggest share of real income, is positive and greater than 1. This result shows that money demand in Turkey is hypersensitive to final consumption expenditures. On the other hand, expenditures on investment goods displays no effect on money demand. Elasticity of exports of goods and services is less than 1, yet its effect show itself as an indicator of money demand. The elasticity of interest rate is also less than one but it is negative. This result demonstrates that financial assets are alternative to money demand in Turkey. The fact that elasticity of exchange rate volatility is negative and greater than 1 indicates the existence of currency substitution. In addition, economic uncertainty has substantial effect on money demand in Turkey, however monetary uncertainty statistically ineffective. Negative coefficient of economic uncertainty indicates that, in the times of economic uncertainty, people of Turkey tend to decrease the amount of cash in their portfolio and incline to the assets that has less volatility. In the short-run, coefficients of final consumption expenditures, exports of goods and services, short-run interest rate,

economic and monetary uncertainty exhibit are statistically significant. Moreover, diagnostic test results support that the model has sound predictions. One of the important results of the study is that in the long run, economic uncertainty has a significant effect on the money demand but monetary uncertainty does not. In the short run, however, it is clear that both uncertainties affect the money demand. These results suggest that reel income components, economic and monetary uncertainties do affect the demand for money in Turkey.