

TÜRKİYE'DE PARA TALEBİNİN BELİRLEYİCİLERİ VE İSTİKRARI ÜZERİNE AMPİRİK BİR ANALİZ

Arş. Gör. Dr. Musa BAYIR

Bandırma Onyeddi Eylül Üniversitesi, İİBF, (musa.bayir@gmail.com)

ÖZET

Çalışmanın temel amacı, Türkiye'de para talebi üzerinde etkili olan makroekonomik değişkenlerin etkisini ve para talebi fonksiyonunun istikrarını araştırmaktır. Analiz gelişmiş ülkelerde yoğun bir parasal genişlemenin yaşandığı 2008 finansal krizi sonrası dönemi (2008-2018) kapsamaktadır. Çalışmada parasal büyüklük olarak M2 para arzı tercih edilmiştir. Etkisi araştırılan değişkenler reel gelir, faiz oranı ve döviz kurudur. Yöntem olarak ARDL yaklaşımı ve CUSUM-CUSUMSQ testi kullanılmaktadır. Analiz çeyrek dönemlik verilerle gerçekleştirilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, uzun dönemde reel gelir ve döviz kuru para talebini pozitif, faiz oranı negatif olarak etkilemektedir. Kısa dönemde, gelir ve döviz kurunun para talebi üzerindeki etkisi devam ederken faiz oranının etkisi ortadan kalkmıştır.

Anahtar Kelimeler: Para Talebi, İstikrar, ARDL.

AN EMPIRICAL ANALYSIS ON DETERMINANTS AND STABILITY OF MONEY DEMAND IN TURKEY

ABSTRACT

The main purpose of this study is to investigate the factors that the impact of macroeconomic variables, which is effective on money demand and the stability of the money demand function in Turkey. The analysis covers the period after the 2008 financial crisis, where there was powerful monetary easing in developed countries (2008-2018). In the study, the M2 money supply is preferred as monetary aggregates. Variables that are investigated the effect are real income, interest rate and exchange rate. ARDL approach and CUSUM-CUSUMSQ test are used as methods. The analysis is performed with quarterly data. According to the results of the analysis, real income and exchange rate have a positive effect and the interest rate has a negative effect on money demand in the long term. In the short term, while the effect of real income and exchange rate on money demand continue, the effect of interest rate is disappeared.

Keywords: Money Demand, Stability, ARDL.

1. Giriş

Para talebinin istikrarlı olup olmadığı ve belirleyicilerinin neler olduğuna ilişkin ampirik çalışmaların para talebinde istikrarsızlıkların yaşanmaya başladığı 1970'lerden sonra arttığı gözlemlenmektedir. Klasik iktisatta para işlem ve değişim aracı olarak talep edilmektedir. Bu durum paranın miktar teorisinde para arzının dışsal ve paranın dolaşım hızının sabit olduğu varsayımıyla açıklanmaktadır. Bu varsayımın yapılmasıyla reel para talebinde yaşanacak bir değişim nominal gelirle ilişkilendirilmektedir. Dolayısıyla para talebinin istikrarlı olması gerekmektedir. Keynes (1936)'in işlem, ihtiyat ve spekülasyon güdüsüyle yapılan para talebini açıkladığı likidite tercih teorisinde faiz oranının para talebi üzerindeki etkisi olduğu ve paranın dolaşım hızının sabit olmadığı ifade edilmektedir. Baumol (1952) ve Tobin (1956) geliştirdikleri para talebi modellerinde paranın dolaşım hızının faiz oranlarıyla doğru yönde hareket ettiğini kanıtlamışlardır. Keynesyen yaklaşımın temel görüşü, para talebi üzerinde gelirin pozitif etkisiyle birlikte faiz oranı ve para talebi arasında negatif ilişki olmasıdır. Friedman (1956), parayı kişilerin çeşitli varlıkları satın almak için kullandığı bir satın alma gücü olarak tanımlamaktadır. Bu nedenle para talebi bireylerin gelirleri ve para tutmanın getirisine kıyasla diğer varlıklardan beklenen getirinin bir fonksiyonu olarak ifade edilmektedir. Bu yaklaşımda para ve mallar arasında ikame ilişkisi olduğu ve paranın dolaşım hızının belirlenebileceği varsayılmaktadır. Netice olarak monetarist yaklaşım para talebinin istikrarlı ve faiz oranlarına karşı duyarsız olduğunu savunmaktadır. Bu, para talebi fonksiyonunun doğru bir şekilde tahmin edilebileceğini ifade etmektedir (Kumar vd., 2013:980). Mundell (1963) farklı sabit ve esnek döviz kuru sistemlerinde para politikasının istikrarına ilişkin oluşturduğu para talebi fonksiyonunda döviz kuruna yer vermiş ve döviz kurunun esnek döviz kuru sistemlerinde para politikası üzerinde etkisi olduğunu tespit etmiştir. Daha sonraki dönemlerde para talebi fonksiyonunun açıklanmasında ekonomik durumu yansıtan belirsizlik ve güven göstergeleri kullanılmaya başlanmıştır.

Para talebinin istikrarı politika yapıcılar açısından oldukça önemlidir. Para talebinin istikrarlı olması parasal büyüme ve hedeflenen ekonomik göstergeler arasında istikrarlı bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Hâlihazırda merkez bankasının temel hedefi olan fiyat istikrarını, orta vadede tehdit edebilecek unsurların tespitine olanak sağlamaktadır (Özdemir & Saygılı, 2013:316). Bu çerçevede, para politikası hedeflerinin en düşük toplumsal maliyetle gerçekleştirilebilmesi açısından para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmaması oldukça önemlidir (Ağazade, 2018:22). Gurley & Shaw (1955), finansal piyasalarda yaşanan yeniliklerin ortaya çıkardığı para ikamelerinin elde para tutmanın faiz oranına duyarlılığını değiştirdiğini ortaya koymuştur. Bu durum nihai politika hedefi olan fiyat istikrarı ile parasal büyüklükler arasındaki ilişkiyi zayıflatmaktadır. Gurley-Shaw hipotezi olarak bilinen bu durum para politikası hedeflemelerinde parasal büyüklüklerin kullanılmasındaki etkinliğe ilişkin önemli soru işaretleri olduğunu ortaya koymuştur.

Para talebi fonksiyonunun istikrarsızlaşması; finansal piyasalarda yaşanan yenilikler, sermaye piyasalarının küreselleşmesi, finansal krizler gibi gelişmelerden kaynaklanmaktadır. 1970'li yıllardan itibaren pek çok ülkede, yerli ve yabancı bankaların faaliyette bulunması kolaylaştırılmış; teknolojik gelişmeler kredi kartı, ATM ve internet para transferi sistemlerini yaygınlaştırmış; esnek döviz kuru sistemine geçilmiş; sermaye piyasalarının uluslararası hareketinin önündeki engeller kaldırılmıştır (Darrat & Al-Sowaidi, 2009:124). Bu gelişmeler

para talebi fonksiyonu üzerinde pek çok faktörün etkili olmasının önünü açmış ve bireylerin likidite tercihlerini istikrarsızlaştırmıştır. Sonraki dönemlerde, paranın ikamesi olabilecek varlıkların sayısının fazlaşması istikrarsızlık düzeyini daha da artırmıştır. 2008 finansal krizi ve Euro borç krizi gelişmekte olan ülkeler üzerinde de önemli etkiler ortaya çıkarmıştır. Ekonomik krizle birlikte, gelişmiş ülke merkez bankalarının uygulamış olduğu standart dışı politikalar, parasal aktarım mekanizmaları ve para talebi fonksiyonunda değişiklikler ortaya çıkarmıştır. Buna ek olarak, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) da geleneksel faiz politikasının dışında bir takım yeni politika tasarımları yaparak uygulamaya koymuştur. Ayrıca, finansal yenilikler ve piyasaların liberalleşmesine ilişkin sürecin de bir yandan devam ediyor olması, Türkiye için para talebi fonksiyonunun yeniden araştırılması ihtiyacını ortaya çıkarmıştır. Bu çerçevede çalışmanın amacı, 2008:Q1-2018:Q1 tarihleri arasında Türkiye için para talebi istikrarını yeniden değerlendirmek ve para talebinin belirleyicilerini analiz etmektir. Söz konusu tarihlerin para politikası uygulamaları açısından olağanüstü bir dönemi içermesi para talebi fonksiyonundaki ilişkilerin ortaya konulmasını oldukça önemli bir noktada konumlandırmaktadır. Bu çerçevede, bu döneme ilişkin ortaya konulacak ampirik sonuçlar literatüre önemli bir katkı sağlayacaktır. Bu doğrultuda, 2. bölümde literatür, 3.bölümde çalışmanın modeli, veri seti ve analiz sonuçları 4.bölümde çalışmanın sonucu yer almaktadır.

2. Literatür Taraması

Para talebinin istikrarı ve para talebi fonksiyonu ulusal ve uluslararası literatürde oldukça fazla çalışılan bir konu olmuştur. Para talebinde istikrarsızlığa yol açabilecek gelişmelerin ortaya çıkmasıyla birlikte, 1970'li yıllardan itibaren gelişmiş ülkelerde para talebi istikrarını ve para talebi fonksiyonunu inceleyen ilk çalışmalar yapılmıştır. 2000'li yıllara gelindiğinde finansal yenilikler ve piyasaların deregülasyonu ile birlikte gelişmekte olan ülkelerde de benzer çalışmalar ortaya çıkmıştır. Ampirik literatürde en yaygın kullanılan analiz yönteminin eşbütünlük analizi olduğu görülmektedir. İlk çalışmalarda yöntem olarak Johansen eşbütünlük analizi tercih edilirken son dönemde ARDL yönteminin tercih edildiği görülmektedir.

Bu kısımda çeşitli ülkeler ve Türkiye'nin para talebi fonksiyonuna ilişkin ampirik literatüre yer verilmektedir. Uluslararası literatüre bakıldığında ilk olarak, Bahmani-Oskooee & Bohl (2000), Almanya ekonomisinde M3 para talebi fonksiyonunun istikrarını araştırmıştır. 1969-1995 dönemini kapsayan çalışmada tahmin yöntemi olarak Johansen eş bütünlük testi ve CUSUM-CUSUMSQ testleri tercih edilmiştir. Analiz sonuçları para talebi fonksiyonunun istikrarsız olduğunu ortaya koymuştur. (M. Bahmani-Oskooee & Raymond, 2002), Hong Kong ekonomisi için para talebi fonksiyonunu ARDL sınır testi ve CUSUM-CUSUMSQ testlerini kullanarak araştırmıştır. Çalışmada 1985-1999 yılları arasında para talebi fonksiyonunun istikrarlı olduğu ortaya konulmuştur. Akinlo (2005), Nijerya ekonomisi için 1970-2002 yılları arasında para talebi fonksiyonunu ARDL sınır testi ve CUSUM-CUSUMSQ testlerini kullanarak araştırmıştır. Analiz sonuçları para talebi fonksiyonunun ilgili dönemde istikrarlı olduğunu göstermiştir. Kumar vd. (2013), Nijerya ekonomisinde para talebi istikrarını 1960-2008 dönemi için analiz etmiştir. Çalışmada yöntem olarak Gregory & Hansen tek kırılmalı eşbütünlük testi tercih edilmiştir. Çalışmanın sonuçları ilgili dönemde para talebinin istikrarlı olduğunu göstermiştir. Son olarak, Ağazade (2018) Azerbaycan ekonomisinde para talebi fonksiyonunu 2006-2016 döneminde ARDL sınır testi ve CUSUM-CUSUMSQ testleriyle incelemiştir. Analiz sonuçları para talebinin istikrarlı olduğunu göstermiştir.

Türkiye ekonomisinde para talebi fonksiyonunu araştıran çalışmalara bakıldığında Algan & Gencer (2011); Özcan & Arı (2013) Johansen eşbütünleşme analizini kullanmış, diğer çalışmalarda ARDL analiz yöntemi tercih edilmiştir. Para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmadığı ise çoğunlukla CUSUM-CUSUMSQ yöntemi kullanılarak araştırılmıştır. Halicioğlu & Uğur (2005), 1950-2002 yılları arasında gelir, faiz oranı ve döviz kuru ile açıklanan para talebinin istikrarlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Altıntaş (2008), 1985-2006 döneminde gelir, faiz oranı ve döviz kuruyla para talebi arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Analiz sonuçları, para talebinin gelir ve kurdan pozitif, faizden ise negatif yönde etkilendiğini göstermiştir. Algan & Gencer (2011), 1987-2007 dönemini incelediği çalışmada para talebi ile gelir, faiz ve enflasyon değişkenleri arasında istikrarlı bir ilişki olduğunu bulmuştur. Analiz sonuçları, dar para talebinin gelirden pozitif, faiz ve enflasyondan ise negatif yönde etkilendiğini göstermiştir. Gencer & Arısoy (2013), 1989-2010 dönemleri arasında analiz etmiş ve para talebiyle gelir, faiz oranı, enflasyon ve döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Uzun dönemde, para talebi faiz ve enflasyondan negatif, gelir ve döviz kurundaki değişimlerden ise pozitif yönde etkilenmektedir. Özcan & Arı (2013), 2005-2012 yılları arasında incelemiş ve değişkenlerin katsayılarının kararlı olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Reel gelir, faiz oranı ve döviz kurunun para talebi ile eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Doğru (2014), 1970-2010 yılları arasında incelediği çalışmada, para talebi ile gelir düzeyi, faiz oranı ve döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Analiz sonuçlarına göre, para talebi uzun dönemde gelir, faiz oranı ve döviz kuru, kısa dönemde ise faiz oranı tarafından ayarlanmaktadır. Bununla birlikte oluşturulan para talebi fonksiyonunun istikrarlı olduğu görülmüştür. Özçalık (2014), 1995-2013 dönemini analiz etmiş ve para talebinin uzun dönemde gelir ve faiz oranından pozitif olarak etkilendiği sonucuna ulaşmıştır. Güney (2017), 1998-2015 yılları arasında para talebi fonksiyonunu gelirin alt kalemleri bazında tahmin etmiştir. Analiz sonuçlarına göre, Türkiye’de para talebinin en önemli belirleyicisi devlet ve hane halkı gelirleri toplamı olan nihai tüketim harcamalarıdır. Bununla birlikte mal ve hizmet ihracatına yapılan harcamalarında etkisi bulunmaktadır. Ayrıca Türkiye’de uzun dönemde ekonomik belirsizliğin para talebi üzerinde etkili, parasal belirsizliğin ise etkisiz olduğu, kısa dönemde her iki belirsizliğinde para talebini etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

3. Model, Veri Seti ve Analiz Sonuçları

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde para talebi fonksiyonunun belirleyicileri ve istikrarı 2008:Q1-2018:Q1 tarihleri arasında çeyrek dönemlik verilerle incelenmiştir. Bu doğrultuda, ilk olarak çalışmanın modeli ve analizde kullanılan veri seti açıklanmaktadır. Daha sonra, analizde kullanılan değişkenlere ilişkin serilerin durağanlığı araştırılmaktadır. Bu amaçla birim kök testleri kullanılmaktadır. Daha sonra ARDL analizi yapılmaktadır. Son olarak ise tahmin edilen modelin kararlılığının incelendiği CUSUM ve CUSUMSQ testi gerçekleştirilmektedir.

3.1. Model ve Veri Seti

Çalışmanın analizinde kullanılan para talebi fonksiyonu ilgili teorik çerçeve ve ampirik literatür göz önünde bulundurularak oluşturulmuştur. Bu doğrultuda çalışmanın modeli (1) numaralı eşitlikte gösterilmektedir.

$$LM2_{it} = \beta_0 + \beta_1 LY_{it} + \beta_2 i_{it} + \beta_3 LE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Para talebi fonksiyonu ve istikrarını inceleyen literatüre bakıldığında para talebinin belirleyicileri olarak en çok reel gelir, faiz oranı ve döviz kurunun kullanıldığı görülmektedir. Geleneksel para talebi teorilerinde para talebi milli gelir ile pozitif, faiz oranlarıyla negatif ilişkilidir. Reel geliri artan bireyler daha fazla işlem yapacağı için elde tutacağı para talebini de artırmaktadır. Para tutmanın ikamesi durumundaki varlıkların faiz oranları arttığında ise tutulmak istenen para miktarı azalmaktadır. Döviz kurunun para talebinin bir belirleyicisi olarak kullanılmaya başlanması ise Mundell (1963)'e dayanmaktadır. Literatürde döviz kurunun para talebi üzerinde servet etkisi ve para ikamesi etkisi olduğuna değinilmektedir. Arango & Ishaq Nadiri (1981), nominal döviz kurunda yaşanan değer kaybının yerleşiklerin elindeki döviz cinsinden varlıkların değerinin yükselmesine ve yerleşiklerin servetinin artmasına neden olacağını ifade etmiştir. Böylece kişilerin işlem saikiyle talep edeceği para miktarı artış göstermektedir. Bahmani-Oskooee & Pourheydarian (1990) ise nominal döviz kurunda değer kaybının ulusal paraya güveni azaltacağını dolayısıyla para ikamesini ortaya çıkaracağını ifade etmektedir. Bu durumda kişiler yerel para yerine döviz talebini artıracaktır. Döviz kurundaki değişimin para talebi üzerindeki etkisi servet etkisi söz konusuysa pozitif, para ikamesi söz konusuysa negatif olması beklenmektedir.

Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin özet bilgiler tablo 1'de verilmektedir. Para talebinin göstergesi olarak, piyasalardaki gelişmeleri ve yenilikleri diğer parasal göstergelere göre daha iyi yansıttığı için M2 para arzı değişkeni tercih edilmiştir. Bu değişken TÜFE (2003)'e bölünerek reel hale getirilmiştir. Gelir değişkeni olarak Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla değişkeni tercih edilmiştir ve TÜFE (2003)'e bölünerek reel hale getirilmiştir. Faiz oranı değişkeni olarak ağırlıklandırılmış 1 ay vadeli mevduat faiz oranı kullanılmıştır. Döviz kuru göstergesi olarak ise dolar kuru tercih edilmiştir. LM2, i ve LE değişkenlerine ilişkin seriler TCMB, LY değişkenine ilişkin seriler TÜİK veri tabanından elde edilmiştir. Para arzı, gelir ve döviz kuruna ilişkin seriler logaritmik halde kullanılmıştır. Gelir değişkeninde mevsimsellik tespit edildiği için CENSUS X13 yöntemiyle mevsimsel düzeltmesi yapılmıştır.

Tablo 1: Değişkenlere İlişkin Açıklamalar, Beklenen İlişki ve Kaynakları

| Değişken | Açıklama | Beklenen İlişki | Kaynak |
|----------|---|------------------|--------|
| LM2 | Reel Para Arzı(M2/TÜFE) | Bağımlı Değişken | TCMB |
| LY | Reel Gelir (GSYİH/TÜFE) | + | TÜİK |
| i | Ağırlıklandırılmış 1 ay vadeli mevduat faiz oranı | - | TCMB |
| LE | Döviz Kuru (\$/₺) | -/+ | TCMB |

3. 2. Ampirik Tahmin ve Sonuçlar

Bu bölümde ekonometrik tahmin sonuçlarına yer verilmektedir. İlk olarak ARDL yönteminin kullanılmasında bir ön test niteliği taşıyan serilerin durağan olup olmadığı kontrol edilmektedir. Analiz sonuçlarının iktisadi ve istatistikî açıdan anlamlı ve güvenilir olması kullanılan serilerin durağanlık özellikleriyle ilişkilidir. Zaman serisinin durağanlığı “ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç” şeklinde tanımlanmaktadır (Gujarati, 1999:713). Tablo 2’de serilerin durağanlığının araştırıldığı birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Durağanlık analizinde literatürde yaygın olarak kullanılan Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-

Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testleri kullanılmıştır. Birim kök testleri sabit terim ve sabit terim+trend değişkenin olduğu iki ayrı modelin tahminleri çerçevesinde gerçekleştirilmiştir. Tablo 2'den hareketle, LM2, LY, i ve LE değişkenlerinin ADF ve PP birim kök testinde her iki modelde de birinci farkı alındığında durağanlaştığı görülmektedir. KPSS birim kök testinde ise, LY ve LE değişkenleri her iki modelde birinci farkı alındığında durağanken, LM2'nin sabit modelde birinci farkı alındığında sabit+trendli modelde düzey halde %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu ifade edilebilir. i değişkeninin ise, KPSS birim kök testinde her iki modelde de düzey halde %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlara göre, söz konusu değişkenlere ilişkin seriler ARDL sınır testi yaklaşımının kullanılması açısından uygundur.

Tablo 2: Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişkenler | ADF t istatistiği (Düzye) | | ADF t istatistiği (Birinci Fark) | | Karar |
|----------------------|-----------------------------|---------------------------|------------------------------------|-----------------------------|--------|
| | Sabit | Sabit+Trend | Sabit | Sabit+Trend | |
| LM2 | -0.9499 (0) [0.7616] | -3.2053 (0) [0.0979]* | -4.4914 (5) [0.0011]*** | -4.5921 (5) [0.0043]*** | I(1) |
| LY | 0.7864 (1) [0.9925] | -3.9418 (0) [0.0192]** | -4.1484 (9) [0.0031]*** | -4.3635 (9) [0.0086]*** | I(1) |
| i | -3.0476 (1) [0.0392]** | -2.6512 (1) [0.2613] | -4.5623 (3) [0.0008]*** | -4.8685 (3) [0.0020]*** | I(1) |
| LE | -0.1315 (0) [0.9388] | -2.0509 (0) [0.5564] | -5.9964 (0) [0.0000]*** | -5.3019 (3) [0.0006]*** | I(1) |
| Değişkenler | PP t istatistiği (Düzye) | | PP t istatistiği (Birinci Fark) | | Karar |
| | Sabit | Sabit+Trend | Sabit | Sabit+Trend | |
| LM2 | -1.5798 (21) [0.4834] | -2.9609 (5) [0.1555] | -7.5588 (9) [0.0000]*** | -8.3707 (11) [0.0000]*** | I(1) |
| LY | 0.6873 (3) [0.9904] | -3.9238 (3) [0.0200]** | -6.6963 (3) [0.0000]*** | -6.9343 (3) [0.0000]*** | I(1) |
| i | -2.2591 (0) [0.1898] | -1.6003 (5) [0.7751] | -3.8632 (0) [0.0052]*** | -4.1995 (3) [0.0103]** | I(1) |
| LE | 0.2363 (10) [0.9716] | -2.0685 (3) [0.5469] | -6.5148 (13) [0.0000]*** | -7.7546 (18) [0.0000]*** | I(1) |
| Değişkenler | KPSS LM istatistiği (Düzye) | | KPSS LM istatistiği (Birinci Fark) | | Karar |
| | Sabit | Sabit+Trend | Sabit | Sabit+Trend | |
| LM2 | 0.7928 (5) | 0.0908*** (2) | 0.347*** (18) | 0.363(23) | I(1) |
| LY | 0.7621 (5) | 0.0664*** (4) | 0.247*** (3) | 0.113*** (3) | I(1) |
| i | 0.240*** (4) | 0.190*** (4) | | | I(0) |
| LE | 0.7759 (5) | 0.194*** (4) | 0.170*** (10) | 0.141*** (12) | I(1) |
| Anlamlılık Düzeyi | %1 | 0.7390 | 0.2160 | 0.7390 | 0.2160 |
| | %5 | 0.4630 | 0.1460 | 0.4630 | 0.1460 |
| | %10 | 0.3470 | 0.1190 | 0.3470 | 0.1190 |

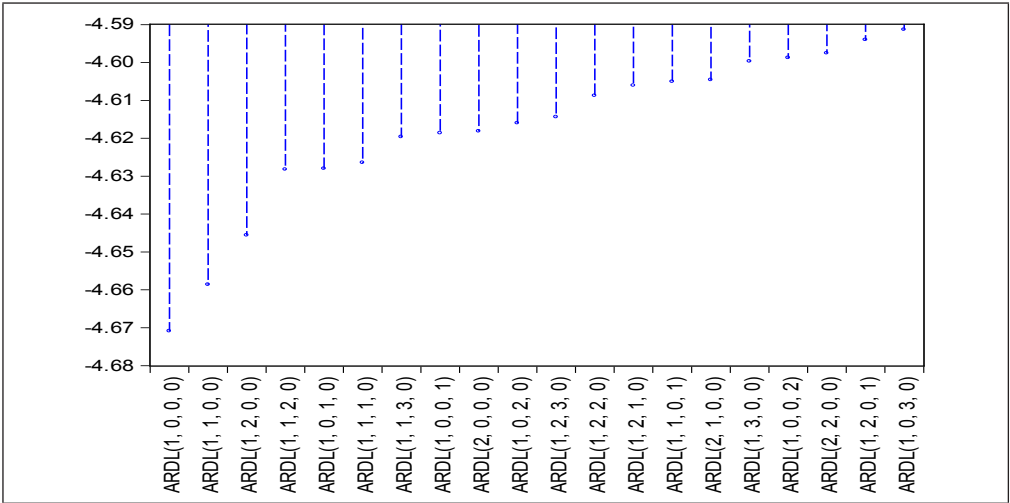
Parantez içindeki değerler gecikme uzunluklarını, köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini göstermektedir. ** ve *** sırasıyla %5 ve %1 anlamlılık düzeylerinde durağanlığı belirtmektedir.

ARDL sınır testi yaklaşımında ilk aşamada, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmaktadır. Bu amaçla (2) numaralı eşitlikte yer alan kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) kullanılmaktadır. Bu modelde, m optimum gecikme uzunluklarını ifade etmektedir. Model tahmin edilmeden önce optimum gecikme uzunluklarına sahip ve otokorelasyonsuz model belirlenir. UECM optimum gecikme uzunluklarıyla tahmin edildikten sonra sınır testi gerçekleştirilir. Sınır testinde bağımlı ve bağımsız değişkenlerin bir gecikmeli değerlerinin topluca anlamlılığına bakılmaktadır. Hesaplanan F istatistik değeri Pesaran vd. (2001) tarafından oluşturulan tablo değerleriyle karşılaştırılarak eşbütünleşme ilişkisine karar verilmektedir.

$$\Delta LM2_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_1 \Delta LM2_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_2 \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_3 \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_4 \Delta LE_{t-i} + \alpha_5 LM2_{t-1} + \alpha_6 LY_{t-1} + \alpha_7 i_{t-1} + \alpha_8 LE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

UECM modelini tahmin etmeden önce Akaike Bilgi Kriterine göre en uygun gecikme uzunluğuna sahip ve otokorelasyon bulunmayan model tespit edilmiştir. Bu doğrultuda en iyi 20 model şekil 1’de görülmektedir. Şekilden hareketle, optimum gecikme uzunluğuna sahip ve otokorelasyon sorunu bulunmayan model ARDL (1,0,0,0) şeklinde belirlenmiştir.

Şekil 1: Optimal Gecikme Uzunluğunun Seçildiği En İyi 20 Model



(2) numaralı denklemde oluşturulan kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM), elde edilen gecikme uzunluklarında tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçlarından hareketle gerçekleştirilen sınır testi sonuçları tablo 3’de görülmektedir. Tablo 3’ten hareketle, F istatistik değerinin 4,49 olarak hesaplandığı ve tablo üst sınır değerinin 3,63 olduğu ifade edilebilir. Burada, eşbütünleşme olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir ve bu çerçevede para talebi ile gelir, faiz oranı, döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 3: Sınır Testi Sonuçları

| k | F İstatistik Değeri | Kritik Tablo Değeri | |
|---|---------------------|---------------------|-----------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır |
| 3 | 4,494139 | %5 2,45 | 3,63 |

k denklemdaki bağımsız değişken sayısını ifade etmektedir.

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun dönem katsayıları araştırılmaktadır. Bu doğrultuda, (3) numaralı eşitlikte yer alan ARDL (p,q,r,s) modeli tahmin edilmektedir. Tahmin sonuçlarından hareketle uzun dönem katsayıları hesaplanmakta ve bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerinde uzun dönemde ortaya çıkardığı etkiye ilişkin çıkarımlar yapılmaktadır.

$$LM2_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LM2_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} LY_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{3i} \dot{Y}_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_{4i} LE_{t-i} + e_t \quad (3)$$

(3) numaralı model, ARDL (1,0,0,0) gecikme uzunluklarında tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçlarından hareketle hesaplanan uzun dönem katsayıları ve sağlamlık testleri sonuçları tablo 4’de görülmektedir. Buna göre, modelin açıklayıcılık gücü (R²) 0.98 bulunmuştur. Tahmin edilen modelde otokorelasyon sorununun varlığını araştırmak amacıyla Breusch-Godfrey otokorelasyon testi yapılmıştır. Test sonuçları, hata terimleri arasında ilişki olmadığı üzerine kurulan boş hipotezin reddedilmediğini, dolayısıyla tahminlerin otokorelasyon sorunu içermediğini ortaya koymuştur. Tahmin edilen modelde tanımlama hatası bulunup bulunmadığını araştırmak amacıyla gerçekleştirilen Ramsey-Reset testi sonuçlarına göre, modelde spesifikasyon hatası olmadığı anlaşılmıştır. Tahminlerde normallik varsayımını araştırmak amacıyla gerçekleştirilen Jarque-Bera Normallik testi sonuçları hata terimlerinin normal dağıldığını göstermiştir. Son olarak, değişen varyans sorununu araştırmak amacıyla Breusch-Pagan-Godfrey testi yapılmıştır. Sonuçlar, hata terimi varyansının bağımsız değişkendeki değişimlere bağlı olarak değişmediğini, başka bir deyişle değişen varyans varsayımının yerinde olduğunu göstermiştir.

Tablo 4’teki uzun dönem katsayıları incelendiğinde; LY, i ve LE değişkenlerinin LM2 değişkeni üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı etkiler ortaya çıkardığı görülmektedir. Bununla birlikte, LM2 üzerinde LY ve LE değişkenlerinin ortaya çıkardığı pozitif etki ve i değişkeninin ortaya çıkardığı negatif etki iktisadi açıdan da anlamlıdır. Katsayı değerlerinden hareketle, uzun dönemde reel gelirden ortaya çıkacak %1’lik artış para talebi üzerinde %0.70’lik bir artış ortaya çıkarmaktadır. Döviz kurunda yaşanacak %1’lik artış ise para talebi üzerinde %0.25’lik bir artış oluşturmaktadır. Faiz oranları ve para talebi arasında ise negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 4: Uzun Dönem Katsayıları ve Sağlamlık Testi Sonuçları

| Uzun Dönem Katsayıları | | | | | |
|-----------------------------------|----------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| Değişkenler | Katsayı | Standart Hata | t istatistiği | | |
| LY | 0.703566 | 0.001894 | 371.3781*** | | |
| i | -0.010600 | 0.003016 | -3.514361*** | | |
| LE | 0.251858 | 0.026669 | 9.43526*** | | |
| Tanısal İstatistik Test Sonuçları | | | | | |
| R ² | Düzeltilmiş R ² | χ^2_{BGO} | χ^2_{BPG} | χ^2_{JBN} | χ^2_{RAMSEY} |
| 0.98 | 0.98 | 1.32 (0.27) | 0.23 (0.63) | 0.81 (0.66) | 1.64 (0.18) |

Çizelgede *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.

ARDL analizinde uzun dönem ilişkiler araştırıldıktan sonra kısa dönemde gerçekleşen etkilere dair tahmin yapılmaktadır. Bu doğrultuda, ARDL (1,0,0,0) olarak tahmin edilen (3) numaralı eşitliğin tahminlerinden elde edilen hata terimlerinin gecikmeli değerlerinin eklendiği (4) numaralı hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir. Burada, ECM_{t-1} hata düzeltme katsayısını göstermektedir.

$$\Delta LM2_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LM2_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{3i} \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_{4i} \Delta LE_{t-i} + \beta_5 ECM_{(t-1)} + e_t \quad (4)$$

Hata düzeltme modelinin tahmin sonuçları tablo 5’de yer almaktadır. Tahmin edilen hata düzeltme modelinde LY, LE değişkenlerinin ve hata düzeltme modeli katsayılarının istatistiksel açıdan anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Para talebi değişkeninin bağımlı değişken olarak seçildiği modelde, kısa dönemde gelir ve döviz kuru değişkenlerinin para talebi üzerinde pozitif etkide bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Faiz oranı değişkeninin para talebi üzerinde negatif olarak görünen etkisi ise iktisadi açıdan anlamlı olsa da istatistiki olarak anlamlı değildir. Bu sonuçlara göre kısa dönemde, reel gelirden ortaya çıkacak %1’lik artış para talebi üzerinde ilk dönemde %0.42’lik bir artış ortaya çıkarmaktadır. Döviz kurunda yaşanacak %1’lik artış ise para talebi üzerinde ilk dönemde %0.15’lik bir artış oluşturmaktadır. Hata düzeltme katsayısı negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Buna göre uzun dönem denge değerinden sapma oluşturan bir şokun %37 gibi bir hızla, başka bir deyişle 3 dönem sonra dengeye döneceği çıkarımı yapılabilmektedir. Bu sonuçlardan hareketle, para talebinin kısa dönemde gelir ve döviz kuru tarafından belirlendiği ifade edilebilir.

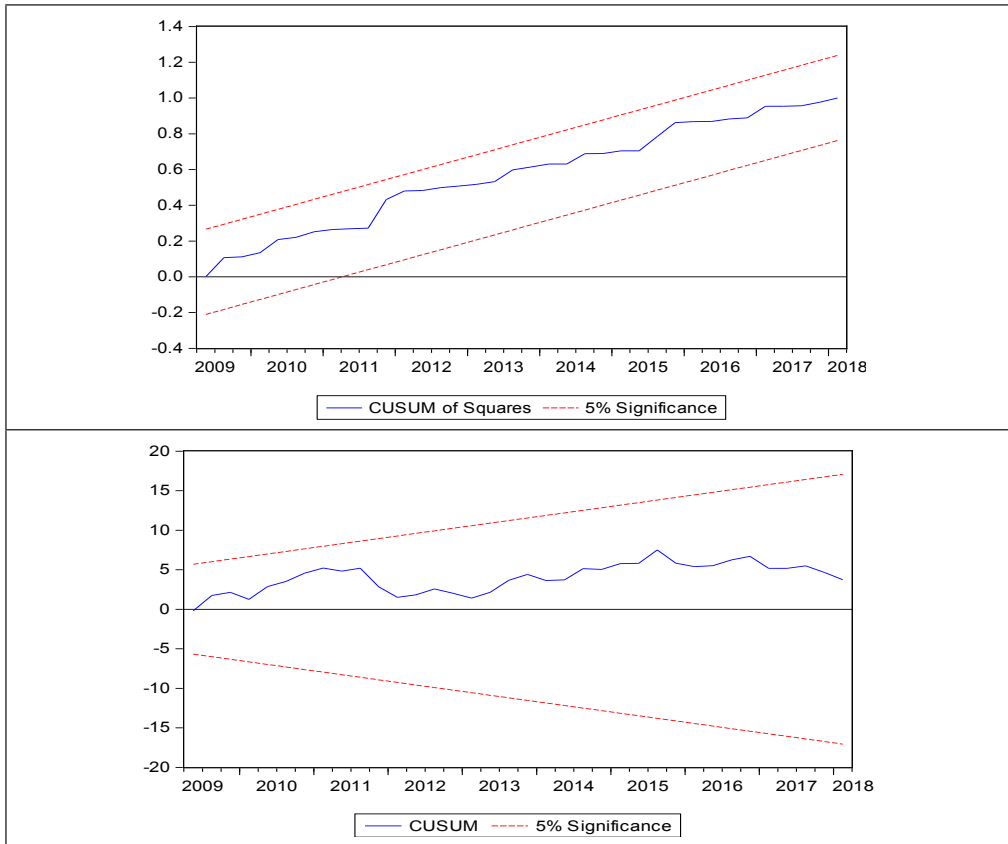
Tablo 5: Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

| Bağımlı Değişken: LM2 | | | |
|-----------------------|-----------|---------------|---------------|
| Değişkenler | Katsayı | Standart Hata | t istatistiği |
| D(LY) | 0.427221 | 0.136598 | 3.127576*** |
| D(i) | -0.005662 | 0.003427 | -1.652135 |
| D(LE) | 0.155988 | 0.059717 | 2.612105** |
| ECM(-1) | -0.374160 | 0.108483 | -3.449001*** |

Çizelgede *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tahmin edilen ARDL (1,0,0,0) modelinin parametrelerinin kararlılığının incelendiği CUSUM ve CUSUMSQ testi sonuçları şekil 2’de yer almaktadır. Test sonuçlarına bakıldığında modelde artıkların sınırlar içinde kaldığı dolayısıyla parametrelerin kararlı olduğu ifade edilebilir. Dolayısıyla para talebi fonksiyonunun istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Şekil 2: Tahmin Edilen ARDL (1,0,0,0) Modeline İlişkin CUSUM ve CUSUMSQ Testi Sonuçları



4. Sonuç

Para politikasının ekonomi üzerindeki etkisi makroekonomik değişkenlerin performanslarının analiz edilerek toplam talep üzerinde etki ortaya çıkarılması mekanizmasıyla çalışmaktadır. Bununla birlikte toplam talep üzerinde ortaya çıkan etkinin ne düzeyde olacağı bir soru işareti olarak önemini korumaktadır. Aşırı artan talep enflasyona yol açabileceği gibi, düşük talep yüksek işsizlikle sonuçlanabilmektedir. Merkez bankalarının bu ilişkiyi izleyebilecekleri önemli araçlardan birisi para talebidir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası enflasyon hedeflemesi rejimini benimsemiş olsa bile para talebinin fonksiyonel formunun belirlenmesi efektif bir para politikası uygulanması için oldukça önemlidir. Zira farklı ekonomik koşullar altında halkın ne kadar para tutacağına ilişkin yapılan tahminin doğru formüle edilmesi para politikasının başarılı olmasının ön koşuludur. Çünkü ülkenin para ve reel sektör arasındaki etkileşimin miktarı ve niteliği para talebi ve bileşenleri tarafından ortaya konulmaktadır.

Para talebinin belirleyicileri ve para talebi fonksiyonunun istikrarı Klasik, Keynezyen ve Monetarist iktisadi görüşlerin etkili olduğu dönemlerden beri tartışılmaktadır. Bu tartışmalar finansal piyasalarda yeniliklerin arttığı, sermaye piyasalarının küreselleştiği ve neredeyse her on yılda bir finansal krizlerin yaşandığı bir dönemin başlangıcı olan 1970'li yıllardan sonra oldukça artış göstermiştir. 2008 finansal krizi ve Euro-Borç krizi küresel finans piyasaları üzerinde oldukça etkili olmuş ve önemli değişimler ortaya çıkarmıştır. Amerika Birleşik Devletleri'nin başını çektiği birçok gelişmiş ülke merkez bankası sıra dışı bazı uygulamalara başvurmuş ve olağanüstü parasal genişlemeye gitmiştir. Bu uygulamaların etkileri küreselleşen finans ve sermaye piyasaları nedeniyle uygulandıkları ülke ile sınırlı kalmamıştır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülke grubuna dâhil ülkeler gelişmiş ülkelerdeki parasal genişlemenin yerel piyasalar üzerinde ortaya çıkaracağı olumlu etkileri en yükseğe çıkartmak veya karşılaşılabilecek riskleri minimize etmek için bir takım yeni politikayı yürürlüğe koymuştur. Günümüze geldiğinde her ne kadar bazı tedbirler alınmış olsa da gelişmiş ülkelerde uygulanan bu politikaların Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerinin sınırlandırılmadığı gözlemlenmektedir.

Belirtilen çerçevede çalışmada, 2008:Q1-2018:Q1 dönemleri arasında para talebinin belirleyicileri ve para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmadığı ampirik olarak araştırılmıştır. Analiz yöntemi olarak ARDL ve CUSUM-CUSUMSQ tercih edilmiştir. Ekonometrik analizde para talebinin belirleyicileri olarak gelir, faiz ve döviz kuru seçilmiştir. Teorik olarak incelendiğinde, para talebi üzerinde gelirin pozitif faizlerin ise negatif etkisi olması beklenmektedir. Döviz kurunun para talebi üzerindeki etkisi ise pozitif veya negatif olabilmektedir. Çalışmanın ampirik sonuçlarına göre, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmaktadır. Uzun dönemde, reel gelirden ortaya çıkacak %1'lik artış para talebi üzerinde %0.70, döviz kurunda yaşanacak %1'lik artış ise para talebi üzerinde %0.25'lik bir artış ortaya çıkarmaktadır. Kısa dönemde ise, reel gelirden ortaya çıkacak %1'lik artış para talebi üzerinde ilk dönemde %0.42, döviz kurunda yaşanacak %1'lik artış ise para talebi üzerinde ilk dönemde %0.15'lik bir artış oluşturmaktadır. Faiz oranları ve para talebi arasında ise uzun dönemde negatif bir ilişki varken kısa dönemde bu etkinin oluşmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Hata düzeltme katsayısı da beklentilerle uyumlu olarak negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Buna göre uzun dönem denge değerinden sapma oluşturan bir şokun %37 gibi bir hızla başka bir deyişle 3 dönem içinde dengeye döneceğini ifade edebiliriz. CUSUM ve CUSUMSQ testi sonuçları Türkiye'de uzun dönemde para talebinin istikrarlı olduğunu

göstermiştir. Sonuçlar, Türkiye ekonomisinde para talebinde yalnızca gelirin değil paranın alternatif durumundaki varlıkların getirilerinin de rolünün olduğunu göstermektedir. Para talebinin gelir esnekliği Halıcıoğlu & Uğur (2005) tarafından 0.90 ve Gencer & Arısoy (2013) tarafından 1.28 bulunmuştur. Para talebinin gelir esnekliğinin 2010 yılından önceki dönemleri analiz eden bu çalışmalara kıyasla düşük çıkması, finansal sistemin geliştiğini ve para dışındaki ödeme yöntemlerinin kullanımının yaygınlaştığını göstermektedir. Para talebinin döviz kuru esnekliğinin pozitif işaretli olması servet etkisinin daha baskın olduğunu ifade etmektedir. Bu çerçevede Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının fiyat istikrarının sağlanmasında iç dinamiklerle birlikte mutlaka döviz kuru dengesini de göz önünde bulundurması gerekmektedir. İncelenen dönem açısından değerlendirildiğinde M2 para arzının parasal büyüklüklerin ara hedef olarak belirlenmesi stratejisi açısından uygun olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Kaynakça

- Ağazade, S. (2018). Azerbaycan için para talebi istikrarının ARDL yaklaşımı ile analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 14(1), 21–34.
- Akinlo, A. E. (2005). 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 fonksiyonunun modellenmesi. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(1), 195–212.
- Altıntaş, H. (2008). Türkiye’de para talebi’nin istikrarı ve sınır testi yaklaşımıyla öngörülmesi:1985-2006. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi*, 30, 15–46.
- Arango, S., & Ishaq Nadiri, M. (1981). Demand for money in open economies. *Journal of Monetary Economics*, 7(1), 69–83. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(81\)90052-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(81)90052-0)
- Bahmani-Oskooee, M., & Bohl, M. T. (2000). German monetary unification and the stability of the German M3 money demand function. *Economics Letters*, 66, 203–208.
- Bahmani-Oskooee, M., & Pourheydari, M. (1990). Exchange rate sensitivity of demand for money and effectiveness of fiscal and monetary policies. *Applied Economics*, 22(7), 917–925. <https://doi.org/10.1080/00036849000000029>
- Bahmani-Oskooee, M., & Raymond, C. W. N. (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.
- Baumol, W. J. (1952). The transactions demand for cash: an inventory theoretic approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 66(4), 545. <https://doi.org/10.2307/1882104>
- Darrat, A. F., & Al-Sowaidi, S. S. (2009). Financial progress and the stability of long-run money demand: Implications for the conduct of monetary policy in emerging economies. *Review of Financial Economics*, 18(3), 124–131. <https://doi.org/10.1016/j.rfe.2009.04.003>
- Doğru, B. (2014). Türkiye’de para talebinin uzun ve kısa dönem dengesinin ARDL ve VEC yaklaşımları ile analiz edilmesi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(2), 19–32.
- Friedman, M. (1956). The quantity theory of money—a restatement. In M. Friedman (Ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.
- Gencer, S., & Arısoy, İ. (2013). Türkiye’de uzun dönem geniş para (M2Y) talebinin tahmini: Zamanla değişen katsayılar yönteminden bulgular. *Ege Akademik Bakis*, 13(4), 515–526.
- Gujarati, D. N. (1999). *Temel ekonometri*. (Birinci Ba). Literatür Yayıncılık.

- Güney, A. (2017). Türkiye'nin modern para talebi fonksiyonu: Gelir bileşenleri, ekonomik ve parasal belirsizlik. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 9(1), 485–504. <https://doi.org/10.20491/issarder.2017.255>
- Gurley, J. G., & Shaw, E. S. (1955). Financial aspects of economic development. *The American Economic Review*, 45(4), 515–538. <https://doi.org/10.2307/1811632>
- Halıcıoğlu, F., & Uğur, M. (2005). On stability of the demand for money in a developing OECD country: The case of Turkey. *Global Business and Economic Review*, 7(3), 1–15.
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Cambridge: MacMillan.
- Kumar, S., Webber, D. J., & Fargher, S. (2013). Money demand stability: A case study of Nigeria. *Journal of Policy Modeling*, 35(6), 978–991. <https://doi.org/10.1016/j.jpmod.2013.03.012>
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475. <https://doi.org/10.2307/139336>
- Özçalık, M. (2014). Money demand function in Turkey: An ARDL approach. *Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 14(28), 172–186.
- Özcan, B., & Arı, A. (2013). Para talebinin belirleyenleri ve istikrarı üzerine bir uygulama: Türkiye örneği. *Yönetim ve Ekonomi*, 20(2), 105–120.
- Özdemir, K. A., & Saygılı, M. (2013). Economic uncertainty and money demand stability in Turkey. *Journal of Economic Studies*, 40(3), 314–333. <https://doi.org/10.1108/01443581311283943>
- Tobin, J. (1956). The interest-elasticity of transactions demand for cash. *The Review of Economics and Statistics*, 38(3), 241. <https://doi.org/10.2307/1925776>