



Araştırma Makalesi / Research Article

Türkiye’de Paranın Dolanım Hızı ve Para Talebi İstikrarlı mı? Para Talebinin Belirleyicileri ile Ampirik Analiz

Utku Altunöz¹

Öz

Bu çalışmanın amacı 1987-2020 dönemi için Türkiye’de paranın dolaşım hızının ve para talebinin belirleyicilerini araştırmak ve para politikalarıyla ilgili çalışmalara katkı sağlamaktır. Doğrusal Olmayan Sınır Testi Yaklaşımı (NARDL) yöntemi ile ulaşılan sonuçlara göre uzun dönemde paranın dolaşım hızı (v) ekonomik büyüme artışlarından azalışlara göre daha güçlü etkilenmektedir. Benzer şekilde faiz oranındaki artışlar faiz oranındaki düşümlere göre paranın dolanım hızı üzerinde çok daha güçlü bir etkiye sahiptir. Ayrıca elde edilen sonuçlara göre döviz kurlarındaki pozitif değişimlerin negatif değişimlere göre paranın dolanım hızı üzerinde daha güçlü bir etkiye sahip olduğu anlaşılmaktadır. Bu sonuçlara göre para talebinin gelir esnekliği pozitif, paranın faiz esnekliği negatiftir. Ayrıca döviz kuru esnekliği pozitiftir. Ayrıca elde edilen sonuçlara göre kısa dönemde faiz oranındaki ve kısa ve uzun dönemde reel efektif döviz kurunda meydana gelecek olumlu değişimlerinin olumsuz değişimlere kıyasla para talebi üzerinde daha etkili olduğu anlaşılmaktadır. Pozitif işaretli döviz kuru esnekliği servet etkisinin varlığını destekleyici niteliktedir.

Anahtar Kelimeler: *Paranın Dolanım Hızı, Para Talebi, NARDL.*

Do The Velocity of Money and the Money Demand Stable? Empiric Analysis with the Determinants of the Money Demand

Abstract

The aim of this study is to investigate the determinants of velocity of money and demand for money in Turkey for the period 1987-2020 and to contribute to studies on monetary policies. According to the results obtained by the NARDL method, velocity of money (v) in the long run is more strongly affected by increases in economic growth than decreases. Similarly, increases in interest rates have a much stronger effect on the velocity of money than decreases in interest rates. In addition, according to the results, it is understood that positive changes in exchange rates have a stronger effect on the velocity of money than negative changes. The findings show that the income elasticity of money demand is positive, the interest elasticity of money is negative, and exchange rate elasticity is positive. Moreover, according to the results obtained, it is understood that positive changes in short term interest rate and real effective exchange rate in short and long term are more effective on money demand compared to negative changes. The exchange rate elasticity with a positive sign supports the wealth effect.

Keywords: *Velocity of Money, Demand for Money, NARDL.*

¹ Prof.Dr., Sinop Üniversitesi Gerze Meslek Yüksekokulu, utkual@hotmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-0232-3108>

Atıf: Altunöz, U. (2022). Türkiye’de paranın dolanım hızı ve para talebi istikrarlı mı? Para talebinin belirleyicileri ile ampirik analiz. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 40 (2), 249-271.

GİRİŞ

Para talebi ve paranın dolanım hızı hareketlerinin bilinmesi etkin ekonomi politikalarının tercihi ve uygulanması açısından önemlidir. Bilhassa para politikasında başarıya ulaşmak için ön görülebilir ve istikrarlı paranın dolanım hızı bir ön şarttır (Aşırım, 1996: 280). Paranın talebinin ve paranın dolanım hızının istikrarlı olup olmadığı Monetarist ve Keynesgil iktisat okulları arasındaki önemli tartışma konularının başında gelmektedir. Bu iki iktisat okulu arasında paranın dolanım hızının hangi faktörler tarafından hangi yönde ve şiddette etkilendiği konusunda fikir birliği sağlanamamıştır. Basit bir özdeşlikle ifade edilmesine rağmen paranın dolanım hızının karmaşık ilişkilerden meydana geldiği genel kabul görmüş bir yaklaşımdır (Carlson ve Byrne, 1992: 3). Paranın dolanım hızını belirleyen faktörler para talebini belirleyen faktörlerden bağımsız düşünülemez. Bu bağlamda para talebini etkileyen faktörler paranın dolanım hızı üzerinde etki eden faktörleri tersi yönde etkiler (Kiper, 2018:145).

Her ne kadar farklı iktisadi düşünce okullarında farklı yaklaşımlar bulunsa da bu okulların kabul ettiği ortak görüş paranın işlem(mübadele) aracı olma fonksiyonudur. Klasik yaklaşımda paranın mübadele ve işlem amacıyla talep edildiği, para arzının dışsal ve paranın dolaşım hızının sabit olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımın doğal sonucu olarak reel para talebinde meydana gelecek herhangi bir değişim nominal gelirle ilişkilendirilmektedir. Bu bağlamda para talebinin istikrarlı olması gerekmektedir. 1929 Buhranı ile popüler hale gelen Keynesyen yaklaşımın likidite tercihi teorisinde para talebi üzerinde likidite faiz oranının etkili olduğu ve paranın dolanım hızının sabit olmadığı kabul edilmektedir. Keynesyen görüşte para talebi üzerinde faiz oranı negatif etkiye sahipken gelir pozitif etkiye sahiptir (Keynes,1936: 38). İlerleyen yıllarda Baumol (1952) ve Tobin (1956) tarafından geliştirilen para talebi modellerinde paranın dolanım hızının faiz oranlarıyla aynı yönde hareket ettiğini kanıtlamışlardır. Bu çalışmanın amacı 1987-2020 yıllarını göz önünde bulundurarak 33 yıllık geniş bir dönemde Türkiye’de paranın dolaşım hızının ve para talebinin belirleyicilerini araştırmak ve para politikalarıyla ilgili çalışmalara katkı sağlamaktır. Çalışmanın önemli bir özelliği, literatürde yapılan çalışmaların büyük kısmında ARDL yöntemi kullanılmış olmasına rağmen, bu çalışmada uzun vadeli ilişkilerin asimetrik yönünü incelemeye izin veren lineer olmayan ARDL (NARDL) yönteminin tercih edilmesidir. Ayrıca son dönem verileri analize eklenmiş olup salgının para talebi ve paranın dolanım hızı üzerindeki etkisinin ortaya konulması amaçlanmıştır. Çalışmada öncelikle olarak para talebi ve paranın dolanım hızı konularının teorik alt yapısı incelenecek, ulusal ve uluslararası literatür incelemesinin ardından ekonometrik analize geçilecektir.

1. PARANIN DOLANIM HIZI VE PARA TALEBİNİN TEORİK ALTYAPISI

Fisher (1911) ve Pigou (1917) öncülüğündeki Cambridge ekonomistlerince geliştirilen Klasik Miktar Teorisi, para talebinin gelirin bir fonksiyonu olduğunu kabul etmektedir. Miktar Teorisi’nin başlangıcı oldukça eskilere dayanmasına rağmen oluşturulması ve gelişiminde birçok iktisatçının katkıları söz konusudur. Fisher teknolojik faktörleri analizin merkezine alırken faiz oranlarının etkisini görmezden gelmektedir. Teorinin günümüzdeki formunda Wicksell (1954)’in önemli katkıları bulunmaktadır. Cambridge yaklaşımını destekleyen ekonomistler mevduatları para tutmanın alternatifi olarak kabul etmişlerdir. Özellikle Marshall’a göre paranın dolanım hızı, üzerinde durulması gerekli bir olgu değildir (Laidler, 1991:59). $V = (P*Y) / M$ şeklinde ifade edilen klasik miktar teorisinde; (V), paranın dolanım hızını ifade ederken, (Y) ulusal geliri, (P) fiyatları ve (M) para arzını ifade etmektedir. Klasik miktar teorisine göre kısa dönemde (V) ve (Y) sabittir ve (M) de meydana gelen değişme, fiyat seviyesinde (P) aynı yönde ve aynı oranda bir değişmeye

neden olmaktadır. (Halaç ve Kuştepelı,2003:96). Klasik iktisadın bu görüşüne karşı çıkan Keynes (1936), likidite tercihi teorisinin geçerli olduğunu iddia etmektedir. Keynes'e göre reel para talebi eşitlik (1) deki gibi ifade edilmektedir.

$$\frac{M^d}{P} = f(i, Y) \quad (1)$$

Eşitlik (1)'de $\frac{M^d}{P}$ reel para talebini, i faiz oranını ve Y reel geliri ifade etmektedir. Eşitlik (1) deki denklem paranın dolanım hızı için düzenlendiğinde eşitlik (2)'ye ulaşılmaktadır.

$$V = \frac{Y}{f(i, Y)} = P * Y / M^d \quad (2)$$

Eşitlik (2)'de paranın dolanım hızı sabit olmadığı gibi faiz oranına bağlı olarak değişmektedir.

Keynes'in likidite tercihi teorisi olarak adlandırdığı durumda kişilerin öncelikle servetlerin tahvil ya da para olarak tuttıkları, paranın faiz getirisinin sıfır olduğu, diğer bir ifadeyle bankaların vadesiz mevduata faiz ödemedikleri ve tahvile sahip olan yatırımcılara her yıl sabit bir faiz getirisi kazandırdığı varsayılmıştır. Keynes kişilerin spekülasyon, ihtiyat ve işlem güdüsü ile para talep ettiklerini savunmaktadır. Likidite tercihi teorisine göre, ihtiyat ve işlem güdüsüyle para talepleri gelirin artan yönde fonksiyonuyken, spekülasyon amaçlı para güdüsü piyasada kullanılan faiz oranının negatif bir fonksiyonudur. Parasalcı okulun geliştirdiği modern miktar teorisinde ise para servet edinme yollarından biri olup aktif bir değeri ifade etmektedir. Parasalcılar servete ve servet biçimlerinin getiri oranlarına göre para talebinin belirlendiğini ileri sürmektedir. Friedman'a göre sürekli gelir para talebinin fonksiyonudur. Sürekli gelir bugünkü, geçmişteki ve gelecekteki gelirlerin ortalaması şeklinde uzun dönemli gelir olarak tanımlanmaktadır (Friedman, 1959: 330). Friedman tarafından ifade edilen para talebi eşitlik (3)'de gösterilmektedir.

$$M^d = f \left[\left(\dot{I}_s, \dot{I}_b, \left(\frac{1}{p} * \frac{dp}{dz} \right) W_h \right) * (P * Y) \right] \quad (3)$$

Eşitlik (3)'de \dot{I}_b tahvil için beklenen getiriyi, \dot{I}_s ise hisse senedi için beklenen getiriyi ifade etmektedir. Benzer şekilde W_h beşerî serveti ($\frac{1}{p} * \frac{dp}{dz}$) ise enflasyonu ifade etmektedir. Pesek (1976) modern miktar teorisinin Friedman ile anılmasını ciddi anlamda eleştirerek söz konusu teoredeki değişkenlerin halihazırda Cambridge iktisatçıları tarafından belirlendiğini dile getirmiştir. Pesek dolanım hızını belirleyen faktörleri, matematiksel olarak eşitlik (4)'deki gibi göstermektedir (Pesek, 1976: 860).

$$V = g \left(r_b, r_e, \frac{1}{p} \frac{dp}{dt}, \frac{Y_c}{p}, n, p, s, v, x, y, z \right)^2 \quad (4)$$

İleriki yıllarda yaptıkları çalışmalarda Friedman-Schwartz (1982) para talebi modelini eşitlik (5)'deki gibi ifade etmektedirler.

$$l(m_t) = \alpha_0 + \alpha_1 r_1 + \alpha_2 \ln(y_t) + \alpha_3 g_{yt} + u_t \quad (5)$$

Eşitlik (5)'te r faiz oranını, m_t reel para balanslarını, y geliri ve u_t hata terimini ifade etmektedir. Mundell (1963) para talebi denkleminde döviz kurunun olması konusundaki açıklamaları ile duruma farklı bir bakış getirmiştir. Küreselleşmenin de hızlanması ile bu konu daha fazla konuşulur hale gelmiştir. Arango ve Nadiri (1981) döviz kuru değişkeninin para talebi eşitliğinde olması gerektiğini yeniden gündeme getirmiş ve Hueng (1998), geleneksel para

talebinde mevcut olan değişkenlere ilave olarak döviz kuru ve yabancı faiz oranlarını para talebi fonksiyonuna eklemişlerdir. Lucas (2000) ise enflasyon sonucunda meydana gelen refah kaybı analizlerinde para talebi fonksiyonunun oluşumunun önemli yer tuttuğunu ifade etmiştir.

Para talebi ve paranın dolanım hızıyla alakalı tartışılan diğer bir konu ise, Goldfeld (1973)'in gündeme getirdiği istikrarlı para talebi konusudur. Literatürde para talebi ile ilgili teorik çalışmalar paranın dolanım hızının istikrarını hem teorik hem ampirik olarak sorgulatma gereksinimi doğurmuştur. Para talebinde yaşanan fikir ayrılıklarının paranın dolanım hızı konusunda da Fisher, Keynes ve Friedman arasında yaşandığını görmekteyiz. Fisher (1911) kısa dönemde paranın dolanım hızının sabit olmamasını para talebindeki değişmelere bağlarken, Keynes (1936) paranın dolanım hızının durağan olmadığını iddia etmektedir. Keynes'e göre bu durumun temel nedeni faiz oranlarındaki değişimlerdir. Bununla birlikte Keynes, kısa dönemde değişiklik olmayacağı varsayımı altında dolanım hızını belirleyen faktörlerde paranın dolanım hızının sabit varsayılabilceğini dile getirmiştir (Keynes, 2010:176). Friedman (1959) ise, para talebinin faiz oranına karşı duyarsız olması ve kaynakların tam verimlilikle kullanılması koşuluyla paranın dolanım hızının uzun dönemde durağan olduğunu belirtmektedir. ABD'de 1970-1981 yılları arasında dar kapsamlı para arzının (M1) dolanım hızı (V1) yıllık ortalama %3,3 büyürken, 1982'de dolanım hızı %4,4 düşmüştür. Bilhassa 1982 yılının dördüncü çeyreğinde paranın dolanım hızında %12,6 oranında düşüş yaşanmıştır. Friedman (1984)'a göre bu durumun temel nedeni para arzındaki dalgalanmalardır ve bu durum monetarizmin öngörülebilir ve kararlı parasal büyüme önerisi ile aynı doğrultudadır (Hall ve Noble, 1987: 112).

Gurley ve Shaw (1955), çalışmalarında finansal piyasalarda meydana gelen yeniliklerin sonucu olarak karşımıza çıkan para ikamelerinin elde para tutmanın faiz oranına duyarlılığını değiştirdiğini ortaya koymuştur. Literatürde Gurley-Shaw hipotezi olarak bilinen bu durumda parasal büyüklükler ile fiyat istikrarı arasındaki ilişki zayıflamaktadır. Bu durum para politikası hedeflemelerinde parasal büyüklüklerin kullanılmasındaki etkinliğe ilişkin önemli soru işaretleri olduğunu ortaya koymuştur. İktisat literatüründe paranın dolanım hızı ve para talebi ile alakalı Hoffman, Rasche ve Tiesku (1995), Fujiki ve Mulligan (1996), Keyder (1998), Halaç ve Kuştepeli (2003), Can vd. (2019) gibi çalışmalar sonucunda, para talebini etkileyen genel geçer değişkenlerin olmadığı ve her bir ülkede paranın dolanım hızı ve para talebini etkileyen kendine has değişkenler olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Para talebi fonksiyonunun istikrarlı olması gelir, faiz ve para arasında iyi belirlenmiş bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir.

Goldfeld basit tip uzun dönem para talebini eşitlik (6)'daki gibi ifade etmektedir.

$$\ln m = \ln a_0 + a_1 \ln y - a_2 \ln R - a_3 \ln P^e + \ln \varepsilon \quad (6)$$

Eşitlik (6)'da m reel para talebi, y reel geliri, R alternatif menkul kıymetlerin kullanımından elde edilen getiri oranını, P^e enflasyon beklentisini ve ε hata terimini ifade etmektedir. Eşitlik (5)'e göre faiz oranı ve beklenen enflasyon değişkenleri para talebini negatif yönde etkilerken, reel gelir para talebini pozitif yönde etkilemektedir. Goldfeld eşitlik (6) yardımıyla eşitlik (7)'deki paranın dolanım hızına ulaşmaktadır.

$$\ln V = (1 - a_1) \ln y + a_2 \ln R + a_3 \ln P^e - \ln E \quad (7)$$

McKinnon (1996) para ikamesinin doğrudan ya da dolaylı olarak para dolanım hızı üzerinde etkisine vurgu yaptığı çalışmasında gelişmekte olan ülkelerdeki yerleşiklerin enflasyon problemi nedeniyle portföylerini çeşitli alanlara aktardıklarını dile getirmektedir. Bu durum paranın dolaşım hızını doğrudan etkilemektedir. Ayrıca yabancı aktiflerin nominal getirileri de

portföylerin içeriğindeki değişiklik doğrultusunda paranın dolanım hızını etkilemektedir (Can vd., 2019: 222).

2. LİTERATÜR

Melitz ve Correa (1970), paranın dolanım hızında uluslararası farklılıkların nedenini ortaya koymak amacıyla, 51 ülkede, 1958-1965 yılları için yaptıkları çalışmada, parasallaşma derecesi, faiz oranı ve dolaşımdaki paranın parasal büyüklüğe oranı değişkenlerinin paranın dolanım hızında güçlü bir etkiye sahip oldukları sonucuna ulaşmışlardır. Lee ve Hwang (2001) ampirik çalışmalarında, milli parada meydana gelecek devalüasyonun reel gelirleri ve dış ticareti negatif etkileyip para talebini düşüreceğini, para talebinin düşmesiyle paranın dolaşım hızı esnekliğinin negatif olacağı sonucuna ulaşmışlardır. Ordonez (2003), İspanya ekonomisinde para talebi ve paranın dolanım hızının istikrarını 1978-1998 tarihleri için analiz ettiği çalışmasında, para talebi ve paranın dolanım hızının kısa dönemde istikrarsız, uzun dönemde ise istikrarlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Lutz ve Haughton (2004), Mısır ekonomisi için 1960-1999 yıllarını kapsayan çalışmalarında Friedman hipotezini Johansen eşbütünleşme yöntemiyle analiz etmişlerdir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, paranın dolanım hızı ile parasal genişlemedeki değişkenlik arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ortaya konmuştur. Dritsaki ve Dritsaki (2012) Türkiye ekonomisi için 1989-2010 dönemini kapsayan verilerle para talebi ve paranın dolanım hızını Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik ve hata düzeltme modelleriyle analiz ettikleri çalışmalarında, para talebi ile nominal faiz oranı ve sanayi üretim endeksi arasında kısa ve uzun dönemde hem eş bütünleşme hem de nedensellik ilişkisinin varlığına ulaşmışlardır. Akinlo (2005), Nijerya ekonomisinde para talebi fonksiyonu ve paranın dolanım hızının istikrarını 1970-2002 yılları için analiz ettiği çalışmasında, para talebi fonksiyonunun ve paranın dolanım hızının ilgili dönemde istikrarlı olduğunu göstermiştir. Ağazade (2018), 2006-2016 yılları için Azerbaycan ekonomisinde para talebi ve paranın dolanım hızının belirleyicilerini analiz ettiği çalışmasında ARDL yöntemini kullanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, faiz oranı, gelir düzeyi ve döviz kuru para talebi ve paranın dolanım hızıyla güçlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki içindedir. Hien ve Long (2019) Vietnam ekonomisinde paranın dolanım hızı ve para talebinin istikrarı üzerine yaptıkları çalışmalarında, gelir düzeyi, faiz oranı ve döviz kuru ile parasal büyüklük arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Özcan ve Arı (2003), Türkiye ekonomisinde para talebi ve paranın dolanım hızının istikrarını 2005-2012 dönemi için sorguladıkları çalışmalarında, Johansen eş bütünleşme testi kullanılarak, faiz, reel gelir, kuru teoride beklenildiği gibi para talebi ve paranın dolanım hızıyla eş bütünleşik olduğu ancak, değişkenlerin katsayılarının kararlı olmadıkları diğer bir ifadeyle para talebi ile paranın dolanım hızının istikrarsız olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ceylan vd. (2016) Türkiye’de para talebi ve paranın dolanım hızı üzerinde tüketici kredilerinin rolünü analiz ettikleri çalışmalarında NARDL yöntemini kullanmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre, 1993-2016 periyodunda tüketici kredilerindeki artış paranın dolanım hızını kendisinden daha düşük oranda azaltmaktadır. Korkmaz ve Topbaş (2017), Türkiye ekonomisi için istikrarlı para talebi ve paranın dolanım hızının mevcudiyetini ARDL yöntemiyle 2006-2017 dönemi için inceledikleri çalışmalarında, istikrarlı bir para talebi fonksiyonunun varlığına ulaşmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre; para talebi faiz oranının negatif, döviz kuru piyasasındaki oynaklığın, döviz kuru ve reel gelirin pozitif bir fonksiyonudur. Tüzün vd. (2017), para talebi ve paranın dolanım hızının istikrarını Türkiye ekonomisi için 1986-2016 periyodunda analiz ettikleri çalışmalarında, zamana göre değişen parametrelili eş bütünleşme testi kullanılmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre, para talebi ve paranın dolanım hızının kriz döneminde istikrarsızdır. Kiper (2018) Türkiye için paranın

dolanım hızını etkileyen faktörleri para ikamesi olgusu, geleneksel yöntemler ve finansal yenilikler bağlamında 2000-2014 dönemi için analiz ettiği çalışmada, ekonometrik yöntem olarak Johansen Eşbütünleşme testini tercih etmiştir. Söz konusu çalışma sonucunda, uzun dönem için paranın dolanım hızı, geleneksel değişkenler (faiz, gelir vb.) ile aynı yönde hareket ederken, para ikamesi ve finansal yeniliklerle ters yönde hareket etmektedir. Baktemur (2019), Türkiye ekonomisi için para talebini hem doğrusal hem de doğrusal olmayan tahmin yöntemleri ile analiz ettiği çalışmada, doğrusal olmayan eş bütünleşme testi ile para talebi için uzun dönemli ilişki bulurken, Engle Granger doğrusal eş bütünleşme testi ile uzun dönemli ilişki bulamamıştır. Diğer bir ifadeyle, doğrusal yaklaşıma göre Türkiye’de para talebi istikrarlı değildir. Can vd. (2019) NARDL yöntemiyle Türkiye ekonomisinde 1970-2017 yılları için para talebi ve paranın dolanım hızını ekonometrik olarak analiz ettiği çalışmalarında, döviz kurunun kısa ve uzun dönem asimetrisi anlamlı bulunmuştur. Ayrıca, mevduat faiz oranlarının kısa dönem asimetrisi de anlamlıdır. Aynı çalışmada döviz kuru esnekliği ve para talebinin gelir esnekliği pozitif, faiz oranı esnekliğinin negatiftir. Akkuş (2019) Türkiye’de para talebi fonksiyonu 2000-2017 yılları için analiz ettiği çalışmada enflasyon, döviz kuru, gayrisafi yurtiçi hasıla ve faiz oranı değişkenlerini de modele dahil etmiştir. Çalışmada elde edilen sonuçlara göre enflasyonun M1 üzerindeki etkisi M2 ve M3’e göre daha yüksek boyutlarda gerçekleşmektedir. Bununla birlikte kurun M2 üzerindeki etkisi M1 ve M3’e göre hem daha uzun hem de daha yüksek boyutlarda gerçekleşmektedir. Korap (2019) vadesiz mevduat tutumu için bir reel para talebi fonksiyonunu sınır testi yaklaşımıyla tahmin ettiği çalışmada para talebinin reel gelir esnekliğini 1,92 olarak bulunmuş, reel gelir ve reel parasal büyüklükler arasındaki ilişkinin talep koşullarını paranın dolanım hızının tersi aracılığıyla etkileyeceğini vurgulamıştır. Bayram ve Uca (2019) Türkiye’de para talebi fonksiyonu tespitinde 2006-2017 dönemi için ARDL yaklaşımını kullandıkları çalışmalarında değişkenler arasında uzun dönemli eş bütünleşik ilişkinin varlığına ulaşımlardır. Ulaşılan katsayılar ise gelir, faiz oranı ve döviz kuru esneklikleri olarak sırasıyla 0.77, -0.01 ve 0.17’dir. Bayır (2020)’nin Türkiye ekonomisinde 2008-2018 periyodu için para talebi üzerinde etkili olan faktörleri analiz ettiği çalışmasının sonuçlarına göre, uzun dönemde döviz kuru ve reel gelir para talebini pozitif etkilerken faiz oranı negatif etkilemektedir.

3. AMPİRİK ANALİZ

Çalışmanın ampirik kısmında paranın dolaşım hızı 1987–2020 periyodu için 33 yıllık gözlemden meydana gelmektedir. Analizde Goldfeld’in para talebi eşitliğinden ulaşılan paranın dolanım hızı fonksiyonu referans alınacak olup, enflasyon değişkeni yerine döviz kuru değişkeni, ilaveten hane halkı ve kamunun nihai tüketim harcamaları toplamı ile yatırım harcamaları ve mal ve hizmet ihracatına yapılan toplam harcamalar değişkenleri analize ekonometrik modele dâhil edilecektir. Bu durum eşitlik (8) de izlenebilmektedir.

$$\ln V_i = (1 - a_1) \ln GSYİH + a_2 \ln exc + a_3 \ln i + a_4 \ln gov + a_5 \ln inv + a_6 \ln M_2 \quad (8)$$

Analizde paranın dolanım hızı $V = Y/M_d$ eşitliği ile elde edilmiştir. Eşitlikteki M değişkeni parasal büyüklük olarak M_2 ’yi ifade ederken, Y reel gayrisafi yurt içi hasıla ve V paranın dolaşım hızını ifade etmektedir. Sonrasında paranın dolaşımında rol oynayan değişkenler olarak, tasarruf mevduatları ve reel efektif döviz kuru, Türk lirası cinsinden mevduat faizi, kamu ve hane halkı nihai tüketim harcamaları toplamı, gayrisafi sabit sermaye ve stok değişimin toplamı olarak yatırım harcamaları ve mal ve hizmet toplam ihracatına yapılan harcamalar analize eklenmiştir. Analize konu olan değişkenlere ait semboller ve elde edilen kaynaklar Tablo 1 de izlenebilmektedir.

Tablo 1: Değişkenler, Semboller ve Kaynakları

Değişkenler	Sembol	Kaynak
M_2 Parasal Büyüklüğü	M_2	TCMB1
reel gayrisafi yurt içi hasıla	GDP	TÜİK2
Paranın dolanım hızı	V	TCMB
Tasarruf mevduatları ile Türk lirası cinsinden mevduat faiz	i	TCMB
Reel efektif döviz kuru	exc	TCMB
Hane halkı ve Kamunun nihai tüketim harcamaları toplamı	gov	SBB3
Yatırım harcamaları ve mal ve hizmet toplam ihracatına yapılan harcamalar	inv	SBB

Para talebi fonksiyonu analizinde paranın dolanım hızı bağımlı değişken olup diğer analize konu olan değişkenler ise açıklayıcı değişkenlerdir. Reel döviz kuru eşitlik (9)'daki formülle hesaplanmaktadır.

$$Q = S.P^* / P \quad (9)$$

Eşitlik (9)'da Türkiye'de 1 doların TL değerini, P, yurt içi tüketici fiyatlarını P^* ise Amerika Birleşik Devletleri'ne (ABD) ait tüketici fiyatlarını ifade etmektedir. Tüm değişkenlerin logaritmaları alınarak analize dâhil edilmektedir. Ayrıca GAUSS programı yardımıyla değişkenlerin doğrusal olup olmadıkları Harvey Doğrusallık analiziyle test edilmiştir. Harvey vd. (2008) tarafından geliştirilen analizde boş hipotez altında doğrusallığı, alternatif hipotez altında doğrusal olmamayı test etmek eşitlik (10)'dan yararlanılmaktadır.

$$W_\lambda = \{1 - \lambda\}W_0 + \lambda W_1 \sim \chi^2_2 \quad (10)$$

Eşitlik (10)'da λ (lambda), değişkenler birim köke sahipse olasılıkta bire doğrusal ise olasılıkta sifıra yaklaşan bir fonksiyondur. Tablo 2'de doğrusallık testi sonuçları izlenebilmektedir.

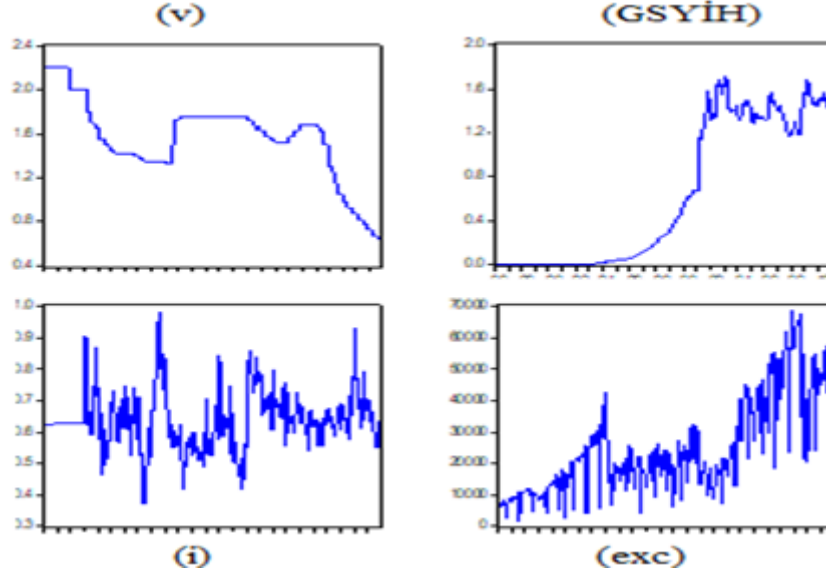
Tablo 2: Harvey Doğrusallık Testi Sonuçları

Değişken	W lambda	W* %10	W* %5	W* %1
Inv	14,26	10,12	11,94	12,19
Ini	6,16	5,25	5,43	6,12
Inexc	8,12	7,12	8,01	8,91
Ingov	6,54*	8,43	8,89	9,10
Ininv	4,41*	9,67	10,19	11,80
InM2	3,91*	7,23	7,88	7,90
InGDP	4,41	2,13	1,20	1,11

Tablo 2'deki Harvey doğrusallık testi sonuçlarına göre, Ingov, Ininv ve InM2 değişkenleri için W-lambda değerlerinin $W^* \%10$, $W^* \%5$ ve $W^* \%1$ değerlerinden küçük olduğu, bu nedenle serilerin doğrusal olduğu kabul edilmektedir. Bununla birlikte Inv, Ini, Inexc ve InGDP değişkenlerinin doğrusal olmadığı anlaşılmaktadır. Grafik 1'de analize konu olan değişkenlerden Harvey doğrusallık testi sonucuna göre doğrusal olmayan paranın dolanım hızı, reel gayrisafi yurt

içi hasıla, tasarruf mevduatları ile Türk lirası cinsinden mevduat faiz ve reel efektif döviz kuru değişkenlerine ait zaman içindeki değişim grafikleri izlenmektedir.

Grafik 1: Seçilmiş Değişkenler için Zaman İçindeki Değişim Grafikleri



Teorik olarak döviz kuru ve para talebinin gelir esnekliğinin pozitif, faiz esnekliğinin negatif olması beklenmektedir. Ayrıca gelir esnekliğinin pozitif olduğu para talebi, faiz oranlarının para talebinin fırsat maliyetini yansıtmamasından dolayı para talebinin faiz esnekliğinin negatif olması analizin teorik beklentisidir (Can vd.,2019:240). Sadece söz konusu grafiklere bakıldığında mevduata verilen TL cinsinden faizin de etkisiyle paranın dolaşım hızının (Inv) değişkeninin azaldığı izlenmektedir. Döviz kuru (Inexc) ve faiz (Ini) değişkenleri doğrusal olmayan ve oldukça oynak bir seyir izlemektedir. Reel gayrisafi yurt içi hasıla (InGDP değişkeni genel anlamda artan trenddedir. Durağanlık testleri öncesinde grafikler incelendiğinde değişkenlerin tümünün durağan olduğu söylenememektedir. Benzer şekilde döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerinin zaman içerisinde doğrusal olmayan ve asimetric eğilim gösterdiği söylenebilir.

Ekonomi literatüründe para talebi fonksiyonunun tahmininde farklı yöntemler tercih edilmekte olup en çok kullanılan yöntem olarak etki-tepki analizleri karşımıza çıkmaktadır. Etki-tepki analizlerinin handikabı değişkenlerin dinamik süreçlerini es geçmesi ve eş zamanlı ilişkilere odaklanmasıdır. Yine literatürde sıkça karşılaşılan nedensellik analizleri dinamik koşullara odaklanmakta, cari etkilerin analizinde yetersiz kalmaktadır. Bundan dolayı değişkenlerin cari ve gecikmeli değerlerini de içeren genel bir fonksiyonel yapının belirlenmesi gerekmektedir. Analizde gerek grafik 1'de görülen değişkenlerin kırılmalarına işaret etmesi, gerekse 2008 krizini ve 2018 yılındaki kur şokunun analiz edilen dönemler içinde olması, yapısal kırılmanın analiz edilmesini gerekli kılmaktadır. Bu bağlamda geleneksel Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips ve Perron (PP) birim kök testine ilave olarak kırılmalara izin veren Lumsdaine ve Papell (LP) ve Zivot ve Andrews (ZA) testleri de analize dahil edilecektir. ADF birim kök testine ait boş ve alternatif hipotezler eşitlik (11)'daki şekilde ifade edilmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + c \sum [\Delta Y_{t-1}] + u_t \quad (11)$$

$$H_0: \gamma = 0 \text{ ve } H_1: \gamma \neq 0$$

ADF birim kök testinde boş hipotezin reddedilmesi Y serisinin seviyede durağan olduğu anlamına gelmektedir. ADF birim kök testinin hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve varyanslı oldukları varsayımı, PP testinde daha da genişletilmiştir.

Phillips ve Perron tarafından geliştirilen PP testinde düzeltmeler parametrik değildir. PP birim kök testi eşitlik (12)'deki şekilde tanımlanmaktadır (Phillips ve Perron,1981:340);

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (12)$$

Eşitlik (12)'de $\alpha = \rho - 1$, x_t deterministik bileşen olarak sabit ve trendi ifade etmektedir. PP testi için parametrik olmayan düzeltmeler yapılarak test istatistiği hesaplanmaktadır. Bu sayede test istatistiği için asimptotik dağılım oto korelasyon tarafından etkilenmemektedir. ADF ve PP Birim kök test sonuçları Tablo 3'de görülmektedir.

Tablo 3: Augmented Dickey ve Philips Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Seviye	Model	ADF	PP
InM2	<i>seviye</i>	<i>sabit</i>	-2,01	-3,21
InM2	<i>ilk fark</i>	<i>sabit</i>	-10,22*	-6,77*
InGDP	<i>seviye</i>	<i>sabit + trend</i>	-3,31	-4,23
InGDP	<i>ilk fark</i>	<i>sabit + trend</i>	-11,18*	-5,65*
InV	<i>seviye</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	0,68	-3,23
InV	<i>ilk fark</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	-11,33*	-6,21*
Ini	<i>seviye</i>	<i>sabit</i>	-6,19	-7,10
Ini	<i>ilk fark</i>	<i>sabit</i>	-21,22*	-12,09**
Inexc	<i>seviye</i>	<i>sabit + trend</i>	-7,09*	-6,11*
Inexc	<i>ilk fark</i>	<i>sabit + trend</i>	-58,90*	-8,12*
Ingov	<i>seviye</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	2,02	-7,18
Ingov	<i>ilk fark</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	-22,01**	-9,19*
Ininv	<i>seviye</i>	<i>sabit</i>	0,66	-0,88
Ininv	<i>ilk fark</i>	<i>sabit</i>	-8,22**	-9,36*

Not: Parantez içi değerler optimal gecikme sayısını temsil etmektedir. Maksimum gecikme sayısı 5 olarak alınmaktadır. * ve ** sırasıyla işareti %1 ve %5 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

Dickey ve Fuller (1979) geliştirdikleri testin model oluşturma sürecinde; sabitsiz ve trendsiz; sabitli ve trendsiz; sabitli ve trendli model olmak üzere üç farklı test modeli oluşturmuşlardır. Bu nedenle Tablo 3'teki analize konu olan değişkenler sabit, sabit+trend ve hiçbiri+trend olacak şekilde analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, analize konu olan değişkenlerin tümü seride durağan olmayıp bazıları farkları alınarak durağan hale getirilmiştir. Ayrıca bağımlı değişken olan paranın dolanım hızı (v) değişkeni birim kök taşımakta olup fark alma yöntemi ile durağan hale getirilmiştir.

Zivot ve Andrew (1992), yapısal kırılma durumlarında ihtiyaç duyulan veriye ulaşamadığı hipotezinden hareketle kırılma noktasını içsel olarak değerlendirmektedir. Bu amaçla üç farklı model önerilmektedir. Bu modeller eşitlik (13), (14) ve (15)'de izlenebilmektedir.

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + B_t + \delta Y_{t-1} + \phi_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu + B_t + \delta Y_{t-1} + \phi_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu + B_t + \delta Y_{t-1} + \phi_1 DU(\lambda) + \phi_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Eşitlik (13), (14) ve (15)'de DU ve DT sırasıyla seviyede ve eğimde kırılmayı ifade eden kukla değişkenleri ifade etmektedir.

$$DU(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & t < T_B \end{cases} \quad DT(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda & t > T_B \\ 0, & t < T_B \end{cases}$$

Burada, $t = 1, 2, \dots, T$ zamanı ifade ederken kırılma tarihi T_B ve kırılma noktasını $\lambda = \frac{T_B}{T}$ ifade etmektedir. Uzun süreli makroekonomik zaman serilerinin birim kök analizlerinde bir kırılmalı testler hatalara sebep olabilmekte ve Zivot ve Andrew (1992) vb. birim kök testlerinin güçlerini azaltmaktadır. Bundan dolayı çalışmada iki kırılmaya izin veren ve daha güncel bir birim kök testi olan Lumsdaine ve Papell (1997) tercih edilecektir. Lumsdaine ve Papell (1997) testi Zivot ve Andrew (1992) testinin genişletilmiş ve iki kırılmaya izin veren formudur.

Lumsdaine- Papell (LP) AA Modeli ve CC Modeli şeklinde adlandırılmaktadır. AA Modeli sadece düzeyde iki kırılmaya izin verirken, CC Modeli hem seviyede, hem de eğimde iki kırılmaya izin vermektedir. AA Modeli ve CC modeli sırasıyla eşitlik (16) ve eşitlik (17)'de görülmektedir.

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \phi_1 DT2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \phi_2 DT1_t + \theta_2 DU2_t + \phi_1 DT2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Zivot ve Andrew ve Lumsdaine ve Papell Kırılmalı birim kök testlerine ait sonuçlar sırasıyla tablo 4 ve Tablo 4'de izlenebilmektedir.

Tablo 4: Zivot - Andrews Birim Kök Sınama Sonuçları

<i>Seriler</i>	<i>Model A</i>			<i>Model B</i>		<i>Model C</i>	
	K	t	TB	t	TB	t	TB
lnM2	1	-6,09*	2001:Q1	-4.99**	2001:Q1	-6.22*	2001:Q1
lnGDP	0	-2.59	2000:Q2	-4.01	2001:Q4	-3.41	2001:Q3
lnv	1	-3.15	2008:Q4	-2.22	2008:Q4	-3.88	2008:Q4
lni	4	-2.78	2018:Q4	-1.99	2018:Q4	-1,90	2018:Q4
lnexc	4	-6.11*	2001:Q1	-4.97**	2001:Q1	-6.71*	2001:Q1
lngov	2	-4.18	2018:Q4	-3,18	2018:Q4	-3,10	2018:Q4
lninv	5	-1,91	2008:Q3	-1,88	2007:Q2	-1,78	2008:Q3

*,** sırasıyla %1 ve %5 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. Kritik değerler sırasıyla, Model A : -5.22 ve -4.20; Model B: -5,23 ve -4,92; Model C: -6.10 ve 7.12'dir. k, gecikme sayısıdır ve gecikmeler 8'den azalarak anlamlılığı % 5 önem düzeyinde t testine göre belirlenmiştir.

Tablo 4'deki Z-A birim kök testi sonuçlarına göre lnM2 ve lnexc değişkenleri için Model A, Model B ve Model C'den ile ulaşılan istatistik değerleri mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük olmasından dolayı kırılma ile birim kök içermektedir. Bu durumda sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bundan dolayı serinin yapısal kırılma ile seviyede birim kök taşımadığı kabul

edilmektedir. Diğer değişkenler ise birim kök taşımakta olup birinci derece farkları alındığında durağan hale gelmişlerdir. Kırılma tarihleri Türkiye ekonomisinde kırılma yaratacak önemli tarihleri işaret etmektedir. 2001 krizi, 2008 küresel kriz ve 2018 ABD ile gerilen ilişkiler neticesinde meydana gelen kur şoku olayları Türkiye ekonomisi için önemli tarihlerdir.

Tablo 5: Lumsdaine ve Papell Birim Kök Sınama Sonuçları

Değişken	Test İstatistiği	Kırılma Tarihleri
lnM2	-5,101	2001;2008
lnGDP	-3,101	2000;2008
lnv	-4,112	2008;2018
lni	-8,106*	2008;2018
lnecx	-7,611*	2000;2007
lngov	-9,186 *	2007;2018
lninv	-4.017	2008;2018
Kritik Değerler		
1%	5%	10%
-7,11	-6,17	-6,01

* %1 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

LP birim kök testi sonuçlarına göre lni, lnecx ve lngov değişkenleri için verinin iki yapısal kırılma ile birlikte birim köklü olduğunu ifade eden temel hipotez reddedilirken diğer değişkenler için reddedilememiştir. Analizin bu bölümüne kadar yapılan birim kök testlerinde bağımlı değişken (Vt) doğrusal olduğu göz önünde bulundurulmuştur.

Kapetanios, Shin ve Snell (2003) değişkenin birim kök taşıdığını ifade eden sıfır hipoteze karşılık alternatif hipotezi, değişkenin birim kök içermeyen ve üstel yumuşak geçişli otoregresif sürece sahip olduğunu belirten basit bir test geliştirmişlerdir. Söz konusu model eşitlik (18)'de izlenebilmektedir.

$$\Delta y_t = \omega y_{t-1} [1 - \exp(-\Phi y_{t-1}^2)] + \varepsilon_t \quad (18)$$

Kapetanios, Shin ve Snell (2003) eşitlik (19) ve (20)'deki gibi farklı hipotez şeklinde sunulmaktadır.

$$H_0: \Phi = 0 \quad (19)$$

Ve

$$H_a: \Phi \neq 0 \quad (20)$$

Tam bu noktada Luukkonen vd.(1988) tarafından t testi türünde test geliştirilmiştir. ESTAR modeline birinci derece Taylor yaklaşımı uygulandığında elde edilen yardımcı denklem eşitlik (21)'den izlenebilmektedir.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (21)$$

Boş hipotez $\delta = 0$ ve alternatif hipotez $\delta \neq 0$ şeklinde olup t_{NL} istatistiği eşitlik (21)'deki gibidir.

$$t_{NL} = \frac{\delta}{s.h.(\delta)} \quad (22)$$

Oto korelasyon problemi ile karşılaşıldığında problemin çözümü için bağımlı değişkeninin gecikmeleri eklenen, eşitlik (22)'in genişletilmiş hali aşağıdaki eşitlik (23)'de yer almaktadır.

$$\Delta y_t = p_j \Delta y_{t-j} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta_{y-1}^2)] + \varepsilon_t \quad (23)$$

Değişkenlere uygulanan Kapetanios, Shin ve Snell (2003) birim kök testi sonuçları Tablo 6'da izlenebilmektedir.

Tablo 6: Kapetanios, Shin ve Snell Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Gecikme	Test İstatistiği	Kritik Değerler(%1, %5, %10)
lnM2	2	-3,189*	-2,108;-2,217;-2,415
lnGDP	2	-3,780	-4,178;-4,514;-5,189
lnv	2	-4,211	-4,478;-4,567;-5,130
lni	2	-2,908	5,122;5,310;5,550
lnexc	2	-2,564**	-2,718;-2,241;-2,218
lngov	2	-4,111*	-2,198;-1,441;-1,313
lninv	2	-1,133	2,209;2,280;2,991

Tablo 6'ya göre lnM2 ve lnexc ve lngov değişkenleri seviyede durağanken diğer değişkenlerin seviyede birim kök taşıdığı görülmekte olup doğrusal varsayımı altındaki birim kök testi sonuçlarıyla paralel sonuçlar vermektedir. Zaman serisi analizlerinde değişkenler birim kök taşıyan hem birim kök taşımayan öğelere bir arada sahip olabilir. Bu gibi durumlarda sıfır hipotezin reddedilemeye eğilimine sahip olmaktadır. Bundan dolayı söz konusu durumun tespit edilebilmesi için varyans oranı testlerine başvurulmaktadır. Analizde Can vd. (2019) referans alınarak sırasıyla Lo ve MacKinlay (1988,) Wright (2000) ve Chow ve Denning (1993) tarafından geliştirilen varyans oranı testleri uygulanacaktır.

Lo ve Mackinlay (1988) tarafından rassal yürüyüşü test edebilmek amacı ile geliştirilen analizde rassal yürüyüş süreci $P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t$ şeklinde ifade edilmektedir. Hata teriminde otokorelasyon problemi yaşanması durumunda seri rassal yürüyüş modelinden çıkmasına rağmen durağan dışılığını sürdürmeye devam edecektir. Bu serinin varyansı ise $var(p_t) = t\sigma^2$ şeklinde hesaplanır.

Tablo 7: Varyans Oranı Test Sonuçları

<i>k</i>	Bireysel Testler					Bütünleşik Test
	5	10	15	20	25	Max(z)
Lo ve MacKinlay Testi						
<i>VR(k)</i>	1.211	1.312	1,514	1.411	1.018	
<i>Z1</i>	0.516	0.761	0.718	0.215	-0,014	0,765
<i>Olasılık</i>	0,415	0,211	0,231	0,643	0,899	0,615
<i>Z2</i>	0,613	1,108	0,765	0,211	1,011	0,891
<i>Olasılık</i>	0,614	0,411	0,341	0,511	0,886	0,514
Wright testi						
<i>VR(k)</i>	1,201	1,189	1,171	0,771	0,312	-
<i>R1</i>	0,311	0,289	0,255	-0,172	-0,312	0,331
<i>Olasılık</i>	0,718	0,799	0,918	0,999	0,819	0,991
<i>VR(k)</i>	1,007	1,312	1.101	0,711	0,300	-
<i>R2</i>	0,312	0,110	0,100	-0,196	-0,665	0,990
<i>Olasılık</i>	0,716	0,851	0,816	0,871	0,309	0,991
<i>VR(k)</i>	1,021	1.615	1.108	1,019	0,554	-
<i>S</i>	0.112	0,609	0,551	0,004	-0,221	0,423
<i>Olasılık</i>	0,991	0,611	0,661	0,887	0,665	0,309

Tablo 7'deki varyans oran test sonuçlarına göre hem sıfır hem de alternatif hipotezler altında paranın dolanım hızı (v) değişkeni için sıfır hipotez olan serinin tesadüfi süreç izlediği reddedilememektedir. Wright (2000) tarafından geliştirilen sıra, sıra puanı ve işaret testleri de paranın dolanım hızı değişkeninin tesadüfi yürüyüşe sahip olduğu boş hipotezi reddedilememektedir. Analizin buraya kadar elde edilen sonuçları Peseran vd.(2001) tarafından geliştirilen ARDL (autoregressive distributed lag) ve NARDL (non linear autoregressive distributed lag) modellerini akıllara getirmektedir. ARDL analizinin en önemli özelliklerinden biri bağımlı değişkenin seviyede durağan olmaması şartıyla farklı seviyelerdeki [I (0)] [I (1) gibi] durağanlıklarda eş bütünleşme ilişkisinin incelenmesine izin vermesidir. Bu bağlamda modelde kullanılacak değişkenlerin seviyede durağan I(0) ya da birinci farkta durağan I(1) olup olmamasına bağlı olmadan sınır testini uygulamak mümkündür. Kritik değerler, değişkenlerinin I(0) ya da I(1) olmasına göre tablolaştırıldığı için, değişkenlerin ikinci farkta durağan I(2) olma ihtimaline karşı sınanması gerekmektedir. İkinci farkta durağan değişkenlerde ARDL modeli uygulanamaz. ARDL modeli, örnekler küçük olduğunda daha etkilidir. Sonuç olarak, NARDL ve ARDL, eş bütünleşme testlerini sürdürmek ve uzun vadeli dengeyi karakterize etmek için kurulabilir. Shin vd.(2001) tarafından geliştirilen doğrusal ARDL eş bütünleşme modeli genel olarak eşitlik (24)'deki gibi tanımlanmaktadır:

$$\varphi(L)y_t = \alpha_0 + \alpha_1 w_t + \beta(L)x_{it} + u_t \quad (24)$$

Eşitlik (23)'de , $\varphi(L) = 1 - \sum_{i=1}^{\infty} \phi L^i$ ve $\beta(L) = \sum_{k=1}^{\infty} \beta_k L^k$ dir.

ARDL modeli aşağıdaki temel regresyon denkleminde dayanmakta olup eşitlik (25)'de izlenebilmektedir.

$$y_t = \sum_{i=1}^p \lambda_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i^1 x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Eşitlik (24)'de (y_t) bağımlı değişkeni ifade etmektedir. Ayrıca (x_t) ($k \times 1$) boyutlu eksojen değişkenlerin vektörünü belirtirken, (p, q) değişkenlerin sırasıyla (y_t) ve (x_t)'nin dağıtılmış gecikmeli değerlerini gösterir. Eşitlik (15)'in simetrik ve UECM formu eşitlik (26)'daki gibi ifade edilmektedir.

$$\Delta y_t = \phi(y_{t-1} - \theta_1' x_t) + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i^* \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen NARDL (lineer olmayan ARDL) modeli ARDL'nin genişlemesine dayanarak, farklı derecelerde entegre olan değişkenler arasındaki uzun vadeli ilişkilerin asimetrik yönünü incelemeye izin vermektedir. Bu açıdan bağımlı ve açıklayıcı değişkenler arasındaki uzun vadeli doğrusal olmayan ilişkileri araştıran NARDL modeli, açıklayıcı değişkenlerdeki pozitif ve negatif değişimlerin bağımlı değişken üzerindeki etkilerinin belirlenmesine olanak tanır.

NARDL modelinin temeli eşitlik (27) ve eşitlik (28)'de izlenebilmektedir.

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (27)$$

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (28)$$

Eşitlik (27) ve (28)'de (β^+) ve (β^-) sırasıyla (x_t^+) ve (x_t^-) ile bağlantılı uzun dönem periyoduyla alakalı asimetrik parametreleri ifade etmektedir. Bu bağlamda, (y_t) ve (x_t) gibi iki zaman serisi değişkeni arasındaki kısa vadeli ve uzun vadeli asimetrik ilişkileri araştıran NARDL (p, q) modeli eşitlik (29)'deki gibi UECM formatında ifade edilebilir.

$$\Delta y_t = \phi(y_{t-1} - \theta_1' x_t^+ - \theta_2' x_t^-) + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (29)$$

Model belirlenmesinde Schwarz ve Akaike bilgi kriterleri kullanılmıştır. Kritik değer en küçük olduğu gecikme uzunluğu en uygun gecikme uzunluğudur. Fakat göz önünde bulundurulacak en küçük gecikme uzunluğu otokorelasyon problemine sahipse ardından gelen en küçük değerli ikinci gecikme uzunluğu en uygun gecikme uzunluğu olarak kabul edilir. Otokorelasyon probleminin devam etmesi durumunda aynı işlem problem ortadan kalkana kadar tekrarlanır. Uzun dönem hata düzeltme modelindeki değişkenlerin otokorelasyon sorunu içerip içermediği Breusch-Godfrey otokorelasyon testi ile analiz edilmiştir. Elde edilen modele ait tahmin sonuçları Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8: Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

<i>M</i>	<i>AIC</i>	<i>Schwarz</i>	X^2 Breusch-Godfrey
1 *	2,212	4,223	5,672**(0,210)
2	3,331	7,151	7,910(0,211)
3	3,291	6,111	6,642**(0,311)
4	4,123	7,313	5,3120*(0,443)
5	3,6512	6,101	3,654*(0,410)
6	3,523	7,312	4,886*(0,145)
7	3,6718	7,312	2,785**(0,134)
8	4,1087	8290	1,6320**(0,227)

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde en uygun gecikme uzunluklarını ifade etmekte olup olasılık değerleri parantez içinde gösterilmiştir.

Tablo 8'e göre maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak kabul edilmiş ve en uygun gecikme uzunluğunun 1 olduğuna karar verilmiştir. Söz konusu gecikme uzunluğunda otokorelasyon sorunu da bulunmamaktadır.

Belirlenen optimum gecikme uzunluğunda sınır testi uygulayabilmek için ARDL(p,q) modeli tahmin edilmiştir. Söz konusu modelin tahminine ilişkin sınır testi ve teşhis testleri tablo 9'da yer almaktadır. Elde edilen F istatistik değerinin Pesaran vd. tarafından hazırlanan tablodaki kritik değerlerden küçük olması durumunda, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı sonucuna varılır. Benzer şekilde tablodaki kritik değerlerden daha yüksek kritik değerlere ulaşması durumunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Test istatistiğinin alt ve üst kritik sınırlar içinde yer alması durumunda, kesin çıkarım ancak her bir regresörün entegrasyon sırası biliniyorsa yapılabilir. Yani iki değer arasında bir değer varsa yorum yapılamaz (Altunöz, 2018: 35).

Tablo 9: F istatistiği Sonuçları

Kritik Değer (%1)			
k	F İstatistiği	Alt eşik	Üst Eşik
5	5,32	4,78	5.17
Teşhis Testleri			
	$R^2 = 0.580$	Breusch-Godfrey LM(12)=17.009 Probability (0,36)	
	$D - W \text{ ist.} = 2.541$	White ist.=91.667 Probability (0,59)	
	F ist.(Probability)=16.999(0.000)	Jarque Bera ist.=2.901 Probability (0.28)	

Tablo 9'daki sınır testi sonuçlarına göre, elde edilen F istatistik değeri kritik üst sınırı aştığı için değişkenler arasında %1 anlamlılık değerinde eşbütünleşme ilişkisi vardır. Ayrıca modelin bir otokorelasyon problemi olup olmadığı, hata terimlerinin varyansı ve dağılımı tanısal testlerle

araştırılmıştır. Sonuç olarak sınır testi için oluşturulan modelde otokorelasyon ve değişen varyans probleminin olmadığı ve hata teriminin normal dağılım gösterdiği tespit edilmiştir.

ARDL ve NARDL modellerinde değişkenler arasında simetrik ve asimetric uzun vadeli ilişkiler olması durumunda, eşitlik 26 ve 29'deki denklemler sıradan en küçük kareler (OLS) yöntemi ve açıklayıcı değişkenler için kısa-uzun vadeli ARDL model katsayıları hesaplanmıştır.

Tablo 10: Asimetrik Etkiler ve Teşhis Testi Sonuçları

Asimetrik Etkiler	
$W_{LR,i} : 1,771^*$	$W_{SR,i} : 5,281^*$
$W_{LR,exc} : 24,310^*$	$W_{SR,exc} : 1,190$
$W_{LR,GDP} : 1,651^*$	$W_{SR,GDP} : 1,162$
$W_{LR,v} : 1,618^{**}$	$W_{SR,v} : 1,103^{**}$
$W_{LR,M2} : 1,016^{**}$	$W_{SR,M2} : 1,216^{**}$
$W_{LR,inv} : 1,409^{**}$	$W_{SR,inv} : 1,502^{**}$
$W_{LR,gov} : 1,312^*$	$W_{SR,gov} : 1,314^{**}$
Teşhis Testleri	
$R^2 = 0,711$	$F_{PSS} = 11,101$
$X^2BG(AR(1)) = 1.018(0,15)$	$X^2BP = 12,10(0,41)$
$F_{RR} = 1,910(0,10)$	$X^2JB = 1,70(0,21)$

Tablo 10'e göre W_{LR} ve W_{SR} sırasıyla uzun ve kısa dönemdeki simetriye ait Wald istatistiğini göstermektedir. $W_{LR,i}$, ve $W_{SR,i}$ uzun ve kısa dönem faiz oranına ilişkin simetriyi, $W_{LR,exc}$ $W_{SR,exc}$ uzun ve kısa dönemde kura ilişkin simetriyi ve $W_{LR,GDP}$ $W_{SR,GDP}$ uzun ve kısa dönemde gayrisafi yurt içi hasılaya ait simetriyi, $W_{LR,v}$, ve $W_{SR,v}$ uzun ve kısa dönem paranın dolanım hızına ilişkin simetriyi, $W_{LR,M2}$, ve $W_{SR,M2}$ uzun ve kısa dönem paranın dolanım hızına ilişkin simetriyi ve $W_{LR,inv}$, $W_{SR,inv}$ uzun ve kısa dönem Yatırım harcamaları ve mal ve hizmet toplam ihracatına yapılan harcamalara simetriyi ve $W_{LR,gov}$, $W_{SR,gov}$ Hane halkı ve Kamunun nihai tüketim harcamaları toplamına ait simetriyi ifade etmektedir. Kısa ve uzun dönem simetrisine ilişkin Wald testi sonuçlarının tümünün istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuçlara sıfır hipotezi reddedilmekte, dolayısıyla değişkenlerin kısa ve uzun dönem etkisinin simetri olmadığı, aksine asimetric etki gösterdiği kabul edilmiştir. Ayrıca bu sonuç, kısa ve uzun dönemde değişkenlerin paranın dolanım hızı üzerinde simetrik etki gösterdiğini iddia eden hipotezin reddedilmesini, dolayısıyla asimetric etkinin geçerli olduğunun kabul edilmesini sağlamıştır. Teşhis testleri sonuçlarına göre otokorelasyon, değişken varyans ve model kurma hatasına rastlanmamıştır.

Tablo 11: Kısa ve Uzun Dönem ARDL Sonuçları

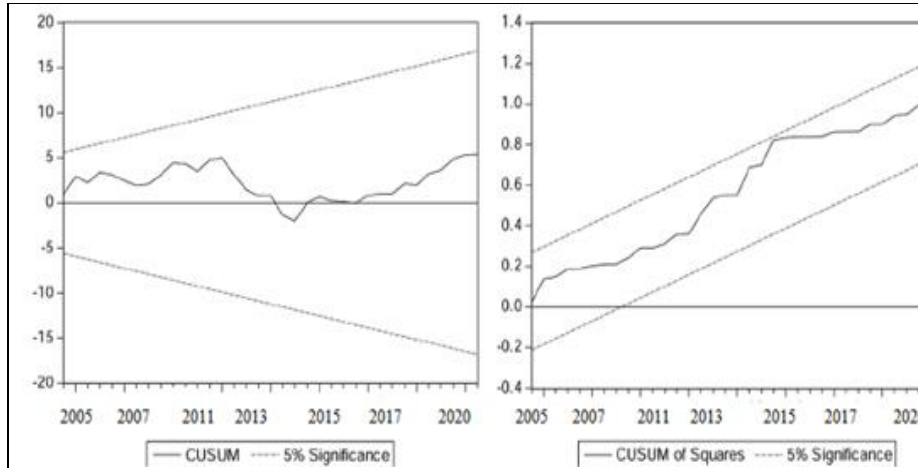
Sınır testi İstatistikleri	NARDL	
	Kısa Dönem Sonuçlar	t İstatistiği
	Katsayı	
$\ln V(-1)$	0,12	0,10(0,00)
$\ln V$	0,55	0,77(0,07)
$\ln V(-1)^*$	1,21	1,17(0,01)
$\ln V(-2)^*$	1,31	1,89(0,00)
$\ln i^-$	0,19	1,11(0,18)
$\ln i^+$	-0,09	-0,95(0,04)
$\ln i^+(-1)^*$	-0,16	-1,91(0,00)
$\ln i^+(-2)^*$	-0,14	-2,01(0,01)
$\ln exc^-$	-0,11	-0,22(0,00)
$\ln exc^-(-1)^*$	-1,31	-0,02(0,05)
$\ln exc^+$	-2,09	-2,12(0,00)
$\ln exc^+(-1)^{**}$	0,45	3,10(0,01)
$\ln V(-1)^*$	-1,08	-2,86(0,00)
$\ln GDP(-1)^*$	-2,63	-6,12(0,01)
$\ln i^-(-1)^*$	0,24	2,09(0,00)
$\ln i^+(-1)^*$	0,51	3,91(0,01)
$\ln exc^-(-1)^*$	3,10	5,18(0,01)
$\ln exc^+(-1)^*$	-3,01	3,16(0,00)
$\ln ECM_{t-1}$	-0,20	0,59(0,00)
Uzun Dönem Sonuçlar		
$\ln L_{GDP-}^*$	1,01	0,12(0,03)
L_{GDP+}^*	1,91	0,71(0,01)
L_{i-}^*	-0,167	0,66(0,00)
L_{i+}^*	0,514	0,60(0,05)
L_{exc-}^*	-1,11	0,51(0,00)
L_{exc+}^*	1,69	0,34(0,00)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Tablo 11’de L_{GDP-} , L_{GDP+} , L_{i-} , L_{i+} , L_{exc-} ve L_{exc+} değişkenleri uzun dönem pozitif ve negatif katsayılarını göstermektedir. Elde edilen sonuçlara göre uzun dönemli katsayıların tümü pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Uzun dönemde pozitif GDP katsayısı 1,91 iken, uzun dönem negatif katsayısı 1,01’dir. Bu sonuç, ekonomik büyümedeki % 1’lik paranın dolanım hızında %1,91birimlik artışa yol açtığını, ekonomik büyümede %1’lik azalmanın ise paranın dolanım hızında %1,01 birimlik azalışa yol açtığını ifade etmektedir. Bezer şekilde faiz artışındaki %1 artış paranın dolanım hızını % 0,51 birim arttırırken %1 birimlik azalma paranın dolanım hızını % 0,16 birim azaltmaktadır. Ayrıca elde edilen sonuçlara göre döviz kurlarındaki pozitif değişimlerin negatif değişimlere göre paranın dolanım hızı üzerinde daha güçlü bir etkiye sahip olduğu anlaşılmaktadır. Çalışmanın kısa dönem katsayıları da uzun dönem katsayılarını destekler nitelikte olup hata teriminin katsayısı beklentiler dahilinde 0 ile 1 arasında ve negatif bir değer olan (-0,20) olarak elde edilmiştir. Bunun sonuç kısa dönemli dengesizliklerin 5 dönemde dengeye geleceği anlamı taşımaktadır. Bu sonuçlara göre para talebinin gelir esnekliği pozitif, paranın faiz esnekliği negatiftir. Benzer şekilde döviz kuru esnekliği pozitiftir. Bu sonuçlar kısa dönemde faiz oranındaki ve kısa ve uzun dönemde reel efektif döviz kurunda meydana gelecek olumlu değişimlerinin olumsuz değişimlere kıyasla para talebi üzerinde daha etkili olduğu belirlenmektedir. İlave olarak pozitif işaretli döviz kuru esnekliği servet etkisinin varlığını destekleyici bir sonucu yansıtmaktadır.

Laidler (1993)’e göre eksik modelleme ile yapılan kısa dönem dinamikleri istikrarsızlık probleminin belli bir kısmından sorunlu olabilmektedir. Bu nedenle uzun dönem parametrelerindeki istikrarı anlayabilmenin yolu kısa dönemli dinamiklerin de değerlendirmeye alınmasından geçmektedir. Ekonometrik analizlerde hata düzeltme terimine ulaşmak amacı ile kullanılan uzun dönem katsayılarının istikrarının ölçülmesinde tercih edilen yöntemlerden biri Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMQ analizleridir. CUSUM ve CUSUMQ grafikleri şekil 12 de görülmektedir.

Grafik 2: CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri



Grafik 2’deki CUSUM (soldaki grafik) ve CUSUMQ (sağdaki grafik) kesik çizgiler arasında kalmakta olup yapılan ARDL modelinin istikrarlı olduğunu ifade etmektedir.

4. SONUÇ

Paranın dolanım hızı ve para talebinin istikrarı iktisat literatüründe birçok çalışmaya konu olsa da kullanılan değişken ve teknikler konusunda fikir birliği sağlanamamıştır. Para politikasının ülke ekonomilerine etkilerinin anlaşılabilmesi, makroekonomik göstergelerin sergiledikleri performansların toplam talep üzerinde etkisinin analiziyle olmaktadır. Bilhassa 80'li yıllarla birlikte hız kazanan küreselleşme hareketleri uluslararası sermayenin daha hızlı ve rahat biçimde artmasına neden olmuştur. İletişim ve bilgi teknolojilerindeki hızlı gelişmelerin de etkisiyle finansal yenilikleri ekonomik hayatın bir sürekliliğine dönüştürmesi parasal büyüklüklerin yeniden tanımlanmasına neden olmuş ve para talebinin istikrarlılığı tartışmasını da gündeme getirmiştir. Söz konusu tartışma merkez bankalarının temel politika araçlarını kısa vadeli faiz oranları şeklinde değiştirmelerinde de etkili olmuştur. Para talebinin istikrarlı olması sonucunda para arzındaki değişikliğin geliri ne ölçüde etkileyebileceği hesaplanabilecek ve para stokunu değiştirmek yoluyla gelir bir ölçüde kontrol edilebilecektir.

Çalışmada öncelikle olarak para talebi ve paranın dolanım hızı konularının teorik alt yapısı analiz edilmiş devamında ulusal ve uluslararası literatür incelenmiş incelenmiştir. Son bölümde ekonometrik analize geçilmiş olup analizden ulaşılan sonuçlara göre uzun dönemde paranın dolaşım hızının (v) ekonomik büyüme artışlarından azalışlara göre daha güçlü etkilenmektedir. Benzer şekilde faiz oranındaki artışlar faiz oranındaki düşümlere göre paranın dolanım hızı üzerinde çok daha güçlü bir etkiye sahiptir. Ayrıca elde edilen sonuçlara göre döviz kurlarındaki pozitif değişimlerin negatif değişimlere göre paranın dolanım hızı üzerinde daha güçlü bir etkiye sahip olduğu anlaşılmaktadır. Elde edilen sonuçlara göre kısa dönemli dengesizlikler 5 dönemde dengeye gelmektedir. Bu sonuçlara göre para talebinin gelir esnekliği pozitif, paranın faiz esnekliği negatiftir. Benzer şekilde döviz kuru esnekliği pozitiftir. Ayrıca elde edilen sonuçlara göre kısa dönemde faiz oranındaki ve kısa ve uzun dönemde reel efektif döviz kurunda meydana gelecek olumlu değişimlerinin olumsuz değişimlere kıyasla para talebi üzerinde daha etkili olduğu anlaşılmaktadır. Pozitif işaretli döviz kuru esnekliği servet etkisinin varlığını destekleyici bir sonucu yansıtmaktadır. Fisher etkisiyle reel faiz oranlarını da etkileyecek beklenenin dışındaki enflasyon değişimleri, paranın dolaşım hızının da aynı doğrultuda değişmesine yol açacaktır.

YAZAR BEYANI

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazar Katkıları

Yazar çalışmayı tek başına gerçekleştirmiştir.

Çıkar Çatışması

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Akkuş, Ö. (2019). Türkiye’de para talep fonksiyonu ve para politikası. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 5(3), 2528-9942
- Ağazade, S. (2018). Azerbaycan için para talebi istikrarının ARDL yaklaşımı ile analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 14(1), 21-34. <https://doi.org/10.17130/ijmeh.2018137571>
- Akinlo, A. E. (2005). The stability of money demand in Nigeria: An autoregressive distributed lag approach. *Journal of Policy Modeling*, 28, 445–452. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2005.09.00>
- Altunöz, U. (2019). Faiz haddinin ekonominin gelir ve enflasyon seviyesine uyum sağlayabilirliği, türkiye ekonomisi için taylor kuralı analizi. *Mehmet Akif Ersoy İİBF Dergisi*, 6(1), 49-63. <https://doi.org/10.30798/makuiibf.425866>
- Arango, S., & 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)
- Aşırım, O. (1996). Parasal göstergeler ve paranın dolaşım hızı. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü (Tartışma Tebliği No: 9628), 279-286.
- Baktemur, F.İ. (2019). Türkiye’nin para talebi fonksiyonunun istikrarının doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi ile incelenmesi. *International Congress of Management, Economy and Policy*, 423-431
- 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>
- Bayır, M. (2020). Türkiye’de para talebinin belirleyicileri ve istikrarı üzerine ampirik bir analiz. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, Cilt 16, Sayı 1, 63-74. <https://doi.org/10.17130/ijmeh.700856>
- Bayram, O., & Uca, H. F. (2019). Türkiye’de para talebi fonksiyonunun belirlenmesi. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (59), 1-12.
- Brown, R., & L, James D. ve Jonathan M. E. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), 149-192. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>
- Can, U., Can, Z. G., & Değirmen, A.(2019). Paranın dolaşım hızının ve para talebi fonksiyonunun ekonometrik analizi: Türkiye Örneği. *Istanbul Business Research*, 48(2), 218-247. <https://doi.org/10.26650/ibr.2019.48.0054>
- Carlson, J. B., & Byrne, S. M. (1992). Recent behavior of velocity: Alternative measures of money. *Economic Review. Journal of Federal Reserve Bank of Cleveland*, 2–10.
- Ceylan, F. , Tüzün, O. , Ekinci, R., & Kahyaoğlu, H. (2016). Tüketici kredileri ile paranın dolaşım hızı arasındaki asimetrik ilişki: Türkiye üzerine bir uygulama. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi* , [Gelecek İçin Bilimsel İşbirliği Uluslararası Konferansı Özel Sayısı], 2342-2357.

- Chow, K.V., & Denning, K.C. (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 58(3), 385–401. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90051-6](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90051-6)
- Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı,2022 Bütçe Gerçekleşmeleri,(çevrim içi). 14.6.2022 tarihinde adresinden https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2021/10/2022_Yili_Butce_Gerekcesi.pdf adresinden erişilmiştir.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distributions of the estimators for autoregressive time series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association*, 74(366), 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Dritsaki, M., & C. Dritsaki (2012). The stability of money demand: Evidence from turkey. *The IUP Journal Of Bank Management*, 11(4), 1-22.
- Fisher, I. (1911). The purchasing power of money. *New York: Macmillian, Ltd.*
- Friedman, M. (1959). The demand for money: Some theoretical and empirical results. *Journal of Political Economy*, 67,327-351.
- Friedman, M. (1984). Lessons from the 1979-82 monetary policy experiment. *The American Economic Review*, 74(2), 397-400.
- Fujiki, H., & Mulligan, C. (1996). A structural analysis of money demand: Crosssectional evidence from Japan. *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, 14(2), 53-78.
- Goldfeld, S. (1973). The demand for money revisited. *Brooking Papers on Economic Activity*, 4(3).
- Gurley, J.G., & E.S. Shaw (1955).Financial aspects of economic development. *The American Economic Review*, 45(4), 515-538.
- Halaç, U., & Kuştepelı, Y . (2003). Türkiye’de para dolanım hızının istikrarı: 1987-2001. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(1), 85-102.
- Hall, T. E. & Noble, N. R. (1987). Velocity and the variability of money growth: Evidence from granger-causality tests. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 19(1), 112–116.
- Harvey, D.I., Leybourne, S.J., & Xiao, B. (2008). A powerful test for linearity when the order of integration is unknown. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(3) ,1-24.317-339. <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1582>
- Hien, B. Q., & Long, P. D. (2019). Stability of vietnam money demand function: An empirical application of multiple testing with a structural break. *In International Conference of the Thailand Econometrics Society*, 670-683.
- Hoffman, D.L. Rasche, R.H., & Tieslau, M.A. (1995). The stability of long-run money demand in five industrial countries. *Journal of Monetary Economics*, 35. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(95\)01189-U](https://doi.org/10.1016/0304-3932(95)01189-U)
- Hueng, C.J. (1998). The demand for money in an open economy: Some evidence for canada. *North American Journal of Economics and Finance*, 9(1), 15-31. [https://doi.org/10.1016/S1062-9408\(99\)80078-3](https://doi.org/10.1016/S1062-9408(99)80078-3)
- Kapetanios G., Shin Y., & Snell A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics* 112, 359-379. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00202-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00202-6)

- Keyder, N. (1998). The behavior of velocity and its policy relevance in Turkey, 1965-1996. *METU Studies in Development*, 25(3),70-84.
- Keynes, J. (1936). The general theory of employment, interest, and money. London and New York: Macmillan. <https://doi.org/10.1093/acprof:osobl/9780199777693.001.0001>
- Keynes, J. M. (2010). İstihdam, faiz ve paranın genel teorisi (göz. geç. 2. bs.) (U.S. Akalın, Çev.). İstanbul: *Kalkedon*. (Orijinal baskı, 1936).
- Kiper, K. (2018). Finansal yenilikler ve para ikamesi bağlamında paranın gelir dolanım hızının incelenmesi: Türkiye örneği, *Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2(2), 144-165
- Korap, L. (2019). Vadesiz mevduat tutumu için para talebi fonksiyonunun tahmin edilmesi. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 26(2), 515-527. <https://doi.org/10.18657/yonveek.519251>
- Korkmaz, A., & Topbaş, F. (2017). Türkiye’de para talebinin istikrarı üzerine: 2006-2017 Dönemine ilişkin kanıtlar, *Eurasian Academy of Sciences Eurasian Econometrics, Statistics & Empirical Economics Journal*, 8, 28-4. <https://doi.org/10.17740/eas.stat.2017-V8-03>
- Laidler, D. E. W. (1991). The golden age of the quantity theory. *Harvester Wheatsheaf*, 1-240.
- Laidler, E. W. D. (1993) The demand for money: Theories, evidence and problems, 4. Edition, *Harper Collins College Publishers*, New York.
- Lee, Y.-I., & Hwang, J.-H. (2001). Development of a logit-based incident detection algorithm for urban streets, Preprint CD-ROM, the 80th TRB Annual Meeting, Transportation Research Board, *National Research Council*, Washington D.C., January.
- Lo, A.W., & MacKinlay, A. C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, 1(1), 41–66.
- Lucas, R. (2000). Inflation and welfare, *Econometrica*. 68, No. 2 (Mar., 2000), 247-274.
- Luukkonen, R. & P. Saikkonen & T. Teräsvirta (1988), Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models, *Biometrika*, 75(3), 491-499. <https://doi.org/10.2307/2336599>
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Lutz, M., & Haughton, J. (2004). Velocity effects of increased variability in monetary growth in egypt: A test of friedman's velocity hypothesis. *African Development Review*, 16 (1), 36-52.
- McKinnon, R. I. (1996). The rules of the game: International money and exchange rates. London: *MIT Press*. Vol.1.
- Melitz, J., & Correa, H. (1970). International differences in income velocity. *The Review of Economics and Statistics*, 52(1), 12–17. <https://doi.org/10.2307/1927592>
- Mundell, R. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange Rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, 475-485. <https://doi.org/10.2307/139336>

- Ordonez, J. (2003). Stability and non-linear dynamics in the broad demand for money in Spain, *Economics Letters*, 78, 139–146. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00212-4](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00212-4)
- Özcan, B., & Arı, A. (2013). Para talebinin belirleyenleri ve istikrarı üzerine bir uygulama: Türkiye örneği. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(2), 105-120.
- Pesaran, M.H., Y. Shin & R. Smith (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pesek, B. P. (1976). Monetary theory in the Post-Robertson "Alice in Wonderland" era. *Journal of Economic Literature*, 14 (3), 856-884.
- Phillips, P.C. B, & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75(2), 335 346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Pigou, A.C. (1917). The value of money. *Journal of Economics*, 37, 38-65.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood Nimmo, M. (2013). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Ssrn Electronic Journal*, 14, 281–314. <https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3-9>
- Tobin, J. (1956). The Interest-elasticity of transactions demand for cash. *The Review of Economics and Statistics*, 38(3), 241.
- Türkiye İstatistik Kurumu, İstatistik veri Portalı, (çevrim içi). 14.6.2022 tarihinde <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=ulusal-hesaplar-113> adresinden erişilmiştir.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, (çevrim içi). 14.6.2022 tarihinde <https://evds2.tcmb.gov.tr/> adresinden erişilmiştir.
- Tüzün, O., Ceylan, F.,& Ekinci, R. (2017). Türkiye'de para talebinin istikrarına yönelik bir uygulama. *Innovation and Global Issues in Social Sciences Congress Book*, 246-256.
- Wicksell, K. (1954). Value, Capital, and Rent. London.
- Wright, J. H. (2000). Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18(1), 1–9. <https://doi.org/10.2307/1392131>
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis, *Journal of Business-Economic Statistics*, 10, 3, 251-270. <https://doi.org/10.2307/1391541>