



Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi
Yıl: 2021 Cilt-Sayı: 14(1) ss: 196-206
Academic Review of Economics and Administrative Sciences
Year: 2021 Vol-Issue: 14(1) pp: 196-206
<http://dergipark.org.tr/tr/pub/ohuiibf/>

ISSN: 2564-6931

DOI: 10.25287/ohuiibf.724648

Geliş Tarihi / Received: 21.04.2020

Kabul Tarihi / Accepted: 27.07.2020

Yayın Tarihi / Published: 03.01.2021

Araştırma Makalesi
Research Article

TÜRKİYE İÇİN (AÇIK EKONOMİ) PARA TALEBİ FONKSİYONU İSTİKRARLI MI? ÇOKLU YAPISAL KIRILMALI EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİNDEN YENİ BULGULAR

Faruk MIKE¹

Öz

Bu çalışma, Türkiye için açık ekonomi para talebi fonksiyonunun uzun dönemli istikrarını, yapısal kırılmaları dikkate alan Carrion-i-Silvestre, Kim & Perron (2009) birim kök ve Maki (2012) eşbütünleşme testleri ile incelemeyi amaçlamaktadır. Analizler 1990:1-2019:4 çeyreklik gözlemleri kapsamaktadır. Çalışmada parasal büyüklük göstergesi olarak geniş tanımlı reel para arzına (M2) yer verilmektedir. Reel gayrisafi yurtiçi hasıla, faiz oranı ve nominal döviz kuru göstergeleri ise para talebinin temel belirleyicileri olarak çalışmaya dahil edilmektedir. Yapısal kırılmalı birim kök testinden elde edilen bulgular tüm serilerin I(1) düzeyinde durağanlık şartını sağladığını ortaya koymaktadır. Yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçları ise reel para arzı ile reel gayrisafi yurtiçi hasıla, faiz oranı ve nominal döviz kuru arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Uzun dönem katsayılar incelendiğinde, reel gayrisafi yurtiçi hasıla ile para talebi arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı, faiz oranı ve nominal döviz kuru ile para talebi arasında ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin var olduğu görülmektedir. Özellikle nominal döviz kuru özelinde, Türkiye'deki kişi ve kurumların para taleplerini spekülasyon etkisiyle gerçekleştirdikleri anlaşılmaktadır. Elde edilen bulgular yapısal kırılmalar altında Türkiye için istikrarlı bir para talebi fonksiyonunun bulunduğu işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler : Para Talebi, Açık Ekonomi, Eşbütünleşme Analizi, Yapısal Kırılmalar

Jel Sınıflandırılması : E41, F31, C32

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Hakkari Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, farukmike@hakkari.edu.tr, ORCID: 0000-0002-9194-1679.

Atıf/Citation (APA6):

Mike, F. (2021). Türkiye için (açık ekonomi) para talebi fonksiyonu istikrarlı mı? Çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizinden yeni bulgular. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(1), 196-206. <http://doi.org/10.25287/ohuiibf.724648>.

DOES THE (OPEN ECONOMY) MONEY DEMAND FUNCTION STABLE FOR TURKEY? NEW EVIDENCE FROM COINTEGRATION ANALYSIS WITH MULTIPLE STRUCTURAL BREAKS

Abstract

This study aims to examine the long-run stability of open economy money demand functions for Turkey by using Carrion-i-Silvestre, Kim & Perron (2009) unit root and Maki (2012) cointegration tests which both allow multiple structural breaks. The analyses cover the quarterly observations from 1990:1 to 2019:4. In this study, broad money supply (M2) is included as an indicator of monetary aggregates. On the other hand, real gross domestic product, interest rate and nominal exchange rate indicators are included as main determinants of money demand function. The unit root test results show that the all series are stationary in first differences—at I(1) level. The cointegration test results reveal that there is a long-run relationship between real money supply and real gross domestic product, interest rate and nominal exchange rate. When the long-term coefficients are analysed, it is seen that real gross domestic product has a positive and statistically significant effect on money demand, whereas interest rate and nominal exchange rate have negative and statistically significant effect on money demand. In particular, when considering the nominal exchange rate, it is understood that the people and institutions in Turkey realize their demand for money under the speculation effect. The results indicate that there is a stable demand function for Turkey under the structural breaks.

Keywords : Money Demand, Open Economy, Cointegration Analysis, Structural Breaks

Jel Classification : E41, F31, C32

GİRİŞ

Uluslararası finansal piyasaların entegrasyon seviyelerinde yaşanan ilerlemeler ile birlikte gelişmekte olan piyasa ekonomilerinin küresel ölçekte meydana gelen pozitif ve negatif şoklara karşı oldukça duyarlı hale geldiği bilinmektedir. Bu durum özellikle belirsizlik koşullarında gelirlerini ve yatırımlarını korumaya çalışan ekonomik karar birimlerinin faaliyetlerini de önemli ölçüde etkileyen bir süreci ifade etmektedir. Son yıllarda küresel boyutta yaşanan ekonomik krizler, finansal yatırım araçları (döviz, hisse senedi vb.) ve emtia fiyatları (altın, petrol vb.) üzerinde büyük dalgalanmalara neden olmaktadır. Söz konusu durumun mikro ölçekte kişiler, makro ölçekte ekonomiler üzerinde meydana getirdiği en olumsuz etkilerinden bir tanesi ise para talebi davranışlarındaki değişiklikler ile ilgilidir.

Para talebi, ülkelerin en temel makroekonomik istikrar göstergelerinden bir tanesidir. Özellikle uygun para politikasının belirlenmesinde oldukça önemli bir rol oynamaktadır (Sriram, 1999: 4). Para talebi fonksiyonunun istikrarsız bir yapıya sahip olması, ekonomideki harcama düzeyinin olumsuz etkilenmesine ve beraberinde enflasyon ve işsizlik gibi kronik sorunların oluşmasına neden olabilmektedir (Paya, 2013: 75). Bu durum para piyasalarının merkez bankaları tarafından etkin bir şekilde gözetim altında tutulmasını gerekli kılmaktadır.

Geleneksel para talebi teorileri, para talebini genel olarak gelir ve fırsat maliyeti (yurtiçi faiz oranı) gibi değişkenler ile açıklayan kapalı bir ekonomi modeline dayanmaktadır. Ancak uluslararası piyasalarda yaşanan hızlı finansallaşma süreci, açık ekonomi faktörlerinin de para talebinin temel belirleyicileri arasında yer almasını önemli bir hale getirmektedir (Tang, 2002: 721). Bu anlamda Mundell (1963)'ün açık bir ekonomi için yaptığı para talebi yorumu oldukça önemlidir. Mundell (1963), para talebinin, geleneksel belirleyicileri olan faiz ve gelir düzeyi değişkenlerinin yanı sıra aynı zamanda döviz kuruna da bağlı olabileceğini ifade etmektedir. Bu yorumdan hareketle literatürde döviz kurlarının para talebi üzerindeki etkilerini açıklamaya yönelik çok sayıda ampirik çalışmanın gerçekleştirildiği söylenebilir.

Bu çalışma ise gelişen bir piyasa ekonomisine sahip olan Türkiye için para talebi fonksiyonunun istikrarını ve belirleyicilerini açık ekonomi yaklaşımı ile ampirik olarak test etmeyi amaçlamaktadır. Çalışmada, Mundell (1963)'ün yorumundan hareketle, para talebinin temel belirleyicileri olan toplam gelir düzeyi ve faiz oranının yanı sıra nominal döviz kurunun da modele dahil edilmesi planlanmaktadır. Analizler, kırılma tarihlerinin içsel olarak belirlendiği ve beş adet yapısal kırılmaya kadar izin veren Carrion-i-Silvestre ve ark. (2009) birim kök ve Maki (2012) eşbütünleşme test yöntemleri ile gerçekleştirilmektedir.

Yapısal kırılmalar, standart eşbütünleşme testlerinin (Engle & Granger 1987, Johansen 1988 ve 1991) performanslarını önemli ölçüde etkilemektedir. Yapısal kırılmaların var olduğu koşullar altında standart eşbütünleşme testlerinin uygulanması, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin açıklanmasında yetersiz kalabilmektedir (Maki, 2012: 2011). Bu nedenle farklı ekonomik değişkenler arasında yapılacak uzun dönemli analizlerde yapısal kırılmalarının varlığının araştırılması ve uygun test yöntemlerinin belirlenmesi oldukça önemlidir.

Literatürde Türkiye için yer alan çalışmaların büyük çoğunluğu, yapısal kırılmaları dikkate almayan Johansen eşbütünleşme ve ARDL (Autoregressive Distributed Lag) sınır testi analizleri ile para talebi fonksiyonunun istikrarını test etmektedir (Mutluer & Barlas, 2002; Halicioğlu & Ugur, 2005; Bayır, 2020). Bununla birlikte yapısal kırılmaları dikkate alan az sayıda çalışma bulunmaktadır, fakat bu çalışmalar ise Türkiye'nin para talebi fonksiyonu için uzun dönemli bir ilişkinin var olmadığı bulgularını ortaya koymaktadır (Çatık, 2007; Taş, Alptekin & Yılmaz, 2017). Söz konusu çalışmalar tek kırılmayı dikkate alan Gregory & Hansen (1996) ve/veya iki kırılmayı dikkate alan Hatemi-J (2008) eşbütünleşme analizleri ile para talebinin istikrarını test etmişlerdir. Ancak Maki (2012), eşbütünleşme analizlerinde önceden belirli olan bir kırılma sayısına göre hareket etmenin doğru olmayacağını ifade etmektedir. Bu doğrultuda bu çalışma, Türkiye için para talebi fonksiyonunun istikrarını çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi çerçevesinde inceleyerek literatürdeki önemli bir eksikliği gidermeyi amaçlamaktadır.

Çalışmanın planlaması şu şekildedir: İkinci bölümde para talebi fonksiyonunu ampirik olarak test eden literatür taramasına yer verilmektedir. Üçüncü bölümde veri seti tanıtılmaktadır. Dördüncü bölüm metodoloji ve analiz sonuçlarından oluşmaktadır. Çalışma sonuç ve değerlendirme kısmının yer aldığı beşinci bölüm ile tamamlanmaktadır.

I. LİTERATÜR TARAMASI

Para talebi fonksiyonunun belirleyicileri ve istikrarını test etmeye yönelik olarak gerek ulusal gerekse de uluslararası literatürde çok sayıda çalışma yer almaktadır. Bu çalışmalar, büyük oranda, etkin bir para politikası uygulama çabası içerisinde olan ekonomi yönetimlerine ampirik bulgular ile katkı sağlamayı ve istikrarlı bir para talebinin önemini ortaya koymayı amaçlamaktadır. Açık ekonomi bağlamında para talebi fonksiyonunu inceleyen bazı çalışmalar şu şekildedir: Bahmani-Oskooee (1991), Britanya Krallığı için açık ekonomi para talebi fonksiyonunu M1 parasal büyüklüğü ile 1973-1987 dönemleri için incelemiş ve reel efektif döviz kurlarının uzun dönemde para talebi üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu bulgularına ulaşmıştır. Hueng (1998), Kanada için açık ekonomi para talebi fonksiyonunu (M1) 1973-1990 dönemleri için Johansen eşbütünleşme analizi ile incelemiş ve yurtdışı faiz oranları ve döviz kurlarındaki değişimlerin para talebi üzerinde önemli etkilere sahip olduğunu ortaya koymuştur. Moghaddam & Bah (2008), Gambiya için açık ekonomi para talebi fonksiyonunu (M2) 1970-1988 dönemleri için Johansen eşbütünleşme analizi ile incelemiş ve ulusal para birimindeki %1'lik değer kaybının para talebini yaklaşık %0.34 oranında arttırdığı bulgularını elde etmiştir. Bu çalışmaların yanı sıra Hoffman & Rasche (1991), Amerika Birleşik Devletleri (ABD) için M1 para talebi fonksiyonunu 1953-1988 dönemleri için Johansen eşbütünleşme analizi ile incelemiş ve ABD için istikrarlı bir para talebi fonksiyonunun bulunduğunu ortaya koymuştur. Hamori & Hamori (1999), Almanya için M1, M2 ve M3 para talebi fonksiyonlarını 1969-1994 dönemleri için aylık ve çeyreklik veriler doğrultusunda Johansen eşbütünleşme analizi ile test etmiş ve para talebinin Almanya'nın birleşmesi öncesinde istikrarlı, birleşme sonrasında ise istikrarsız bir yapıya sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır. Amano & Wirjanto

(2000), Japonya için M2 para talebi fonksiyonunu 1967-1993 dönemleri için Engel & Granger eşbütünleşme analizi ile incelemiş ve Japonya'nın istikrarlı bir para talebi fonksiyonuna sahip olduğu bulgularını elde etmiştir. Andronescu, Mohammadi & Payne (2004), Romanya için M1 ve M2 para talebi fonksiyonunu Johansen-Juselius eşbütünleşme yöntemiyle test etmiş ve Romanya için istikrarlı bir para talebi fonksiyonunun bulunduğuna işaret etmiştir. Akinlo (2006), Nijerya için M2 para talebi fonksiyonunu 1970-2002 dönemleri için ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelemiş ve para talebi fonksiyonunun istikrarlı bir yapıya sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır. Lee & Chien (2008), Çin için M1 ve M2 para talebi fonksiyonlarını 1977-2002 dönemleri için Johansen eşbütünleşme ve Gregory & Hansen eşbütünleşme analizleri ile test etmiş ve ekonomik ve finansal reformların Çin'in para talebi fonksiyonu üzerinde istikrarsızlık meydana getirdiği bulgularına ulaşmıştır. Kumar & Webber (2013), Avusturalya ve Yeni Zelanda için M1 para talebi fonksiyonunu 1960-2009 dönemleri doğrultusunda Gregory & Hansen, GETS, Engel & Granger, FMOLS ve 2SLS yöntemleriyle araştırmış ve M1 talep fonksiyonlarının her iki ülke için 1984-1998 dönemlerinde istikrarsız, ancak 1998 sonrası dönemlerde istikrarlı olduğu bulgularını elde etmiştir.

Diğer taraftan literatürde Türkiye'nin para talebi modellerini ampirik olarak test eden pek çok çalışmanın da yer aldığı söylenebilir. Bu çalışmalar büyük oranda Johansen eşbütünleşme ve ARDL sınır testi gibi yöntemlere dayanmakta ve elde edilen sonuçlar genel olarak Türkiye için istikrarlı para talebinin varlığına işaret etmektedir. Bu çalışmalardan bazıları şu şekildedir: Mutluer & Barlas (2002), Türkiye ekonomisi için M2 para talebi modelini 1987-2001 dönemleri doğrultusunda Johansen eşbütünleşme analizi ile incelemiştir. Uzun dönemli analizlerden elde edilen bulgular reel gelir ve mevduat faizlerinin para talebi üzerinde pozitif; devlet tahvil faiz oranları, enflasyon oranı ve reel efektif döviz kurunun ise negatif etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Civcir (2003), Türkiye ekonomisinde finansal reformların, finansal piyasa serbestliğinin ve ayrıca finansal krizlerin gerçekleştiği dönem olan 1987-1999 yılları için M2 para talebi fonksiyonunun istikrarını araştırmıştır. Johansen eşbütünleşme analizinden elde edilen bulgular, reel gelir ve devlet tahvil faiz oranlarının para talebi üzerinde pozitif; mevduat faizi, enflasyon ve beklenen döviz kurunun ise negatif etkilere sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Halicioğlu & Ugur (2005), Türkiye için M1 para talebi fonksiyonunu 1950-2002 dönemleri için yıllık gözlemler doğrultusunda ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelemiştir. Elde edilen bulgular, reel gelirin M1 para talebi üzerinde pozitif; nominal döviz kuru ve faiz oranının ise negatif etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Bahmani-Oskooee & Karacal (2006), Türkiye ekonomisi için M1 ve M2 para talebi fonksiyonlarının istikrarını 1987-2004 dönemleri için ARDL yöntemiyle incelemiştir. Çalışmadan elde edilen temel bulgu, Türkiye için M1 para talebi fonksiyonunun istikrar gösterdiğine yöneliktir. Buna göre reel gelir, M1 para talebi üzerinde pozitif bir etkiye sahipken, döviz kuru ve enflasyon oranı negatif etki göstermektedir. Altıntaş (2008), Türkiye için M2 para talebi fonksiyonunu 1985-2006 dönemleri için ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelemiştir. Elde edilen bulgular reel gelir ve döviz kurunun M2 para talebi üzerinde pozitif, faiz oranının ise negatif etkilere sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Özcan & Arı (2013), Türkiye için M2 para talebi fonksiyonunu 2005-2012 dönemleri için Johansen eşbütünleşme analizi ile incelemiştir. Bulgular reel gelir, faiz oranı ve döviz kurunun M2 para talebi ile beklenildiği yönde ilişkili olduğuna, ancak katsayıların kararlı olmadıklarına işaret etmektedir. Doğru (2014), Türkiye için M2 para talebi fonksiyonunu 1970-2010 yıllık gözlemler doğrultusunda ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelemiştir. Elde edilen bulgular reel gelir ve döviz kurunun M2 para talebi üzerinde pozitif, faiz oranının ise negatif etkilere sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Bahmani-Oskooee, Halicioğlu & Bahmani (2017), Türkiye için M1 ve M2 para talebi modellerini 1987-2014 dönemleri için doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemleri ile incelemiştir. Elde edilen temel bulgu, M1 para talebi modelinin M2 para talebinden daha istikrarlı olduğuna yöneliktir. M1 para talebi modelinden elde edilen bulgular reel gelirin para talebi üzerinde pozitif bir etkiye, faiz oranı ve döviz kurunun ise negatif bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Korkmaz & Topbaş (2017), Türkiye için M1 ve M2 para talebi modellerini 2006-2017 dönemleri doğrultusunda ARDL sınır testi yaklaşımı ile incelemiştir. Çalışmada para talebinin geleneksel belirleyicilerinin yanı sıra faiz oranı ve döviz kuru oynaklıklarına da yer verilmiştir. Elde edilen bulgular, reel gelir, döviz kuru ve döviz kurundaki dalgalanmaların M1 para talebi üzerinde pozitif, faiz oranının ise negatif etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Bayır (2020), 2008 finansal krizi sonrası dönemi ele aldığı çalışmasında, M2 para talebi fonksiyonunu ARDL sınır testi yaklaşımı ile incelemiştir. Uzun

dönemli bulgular, reel gelir ve döviz kurunun para talebi üzerinde pozitif, faiz oranının ise negatif etkilere sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Türkiye için para talebi modellerini yapısal kırılmaları dikkate alarak test eden oldukça az sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalardan Çatık (2007), Türkiye için M1 para talebi fonksiyonunu 1988-2005 dönemleri arasında yapısal kırılmaları dikkate alan Gregory & Hansen eşbütünleşme analizi ile incelemiştir. Eşbütünleşme analizi sonuçları reel para talebi ile reel gelir ve faiz oranı arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını ortaya koymaktadır. Taş ve ark. (2017), Türkiye için M2 para talebi fonksiyonunu 2006-2016 dönemleri için Engel & Granger, Gregory & Hansen ve Hatemi-J eşbütünleşme analizleri ile incelemiştir. Engel & Granger eşbütünleşme analizi sonuçları reel para arzı ile reel gelir, faiz oranı ve reel döviz kuru arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmekteyken, yapısal kırılmaları dikkate alan Gregory & Hansen ve Hatemi-J eşbütünleşme analizi sonuçları ise söz konusu değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisine rastlanılmadığını ortaya koymaktadır. Tablo 1, Türkiye'nin para talebi fonksiyonlarını ampirik olarak test eden çalışmaların ayrıntılı bir sunumunu yapmaktadır.

Tablo 1: Türkiye İçin Para Talebi Modellerini Test Eden Çalışmalar

Yazar(lar)	Dönem	Değişkenler	Yöntem	Sonuç
Mutluer & Barlas (2002)	1987-2001 Çeyreklik Veri	M2, Y, R, R _G , EEX, I	Johansen Eşbütünleşme	Para talebi fonksiyonu istikrarlıdır.
Civcir (2003)	1987:1-1999:12 Aylık Veri	M2, Y, R, R _G , EX _S , I	Johansen Eşbütünleşme	Para talebi fonksiyonu istikrarlıdır.
Halicioğlu & Ugur (2005)	1950-2002 Yıllık Veri	M1, Y, R, EX	ARDL	Para talebi fonksiyonu istikrarlıdır.
Bahmani-Oskooee & Karacal (2006)	1987:1-2004:6 Aylık Veri	M1, M2, Y, R, ER, I	ARDL	Dar kapsamlı para talebi fonksiyonu istikrarlıdır.
Çatık (2007)	1988:1-2005:4 Çeyreklik Veri	M1, Y, R	Gregory-Hansen Eşbütünleşme	Para talebi fonksiyonu istikrarlı değildir.
Altıntaş (2008)	1985:4-2006:4 Çeyreklik Veri	M2, Y, R, EX	ARDL	Para talebi fonksiyonu istikrarlıdır.
Özcan & Arı (2013)	2005:12-2012:10 Aylık Veri	M2, Y, R, EX	Johansen Eşbütünleşme	Para talebi fonksiyonu istikrarlı değildir.
Doğru (2014)	1970-2010 Yıllık Veri	M2, Y, R, EX	ARDL	Para talebi fonksiyonu istikrarlıdır.
Bahmani-Oskooee ve ark. (2017)	1987:1-2014:4 Çeyreklik Veri	M1, M2, Y, R, ER	ARDL, NARDL	Dar kapsamlı para talebi fonksiyonu istikrarlıdır.
Korkmaz & Topbaş (2017)	2005:12-2017:6 Aylık Veri	M1, M2, Y, R, EX, V _R , V _{EX}	ARDL	Dar kapsamlı para talebi fonksiyonu istikrarlıdır.
Taş ve ark. (2017)	2006:1-2016:1 Çeyreklik Veri	M2, Y, R, EEX	Engel-Granger, Gregory-Hansen, Hatemi-J Eşbütünleşme	Para talebi fonksiyonu istikrarlı değildir.
Bayır (2020)	2008:1-2018:1 Çeyreklik Veri	M2, Y, R, EX	ARDL	Para talebi fonksiyonu istikrarlıdır.

Değişkenler: M1: Dar tanımlı reel para arzı, M2: Geniş tanımlı reel para arzı, Y: Reel gayrisafi yurtiçi hasıla, R: Faiz oranı, R_G: Devlet tahvil faiz oranı, EX: Nominal döviz kuru, EX_S: Döviz kurunun beklenen değeri, EEX: Reel efektif döviz kuru, I: Enflasyon oranı, V_R: Faiz oranı oynaklığı, V_{EX}: Döviz kuru oynaklığı. **Yöntem:** ARDL: Autoregressive Distributed Lag, NARDL: Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

II. VERİ SETİ

Bu çalışma para talebi fonksiyonunun temel belirleyicileri ve istikrarı konusunu Türkiye için 1990:1-2019:4 çeyreklik gözlemler doğrultusunda² çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi ile incelemeyi amaçlamaktadır. Mundell (1963)³'ün teorik yaklaşımından hareketle uygulamada kullanılacak model, 1 numaralı denklemde yer almaktadır³:

² Çalışma dönemi, nominal döviz kuru serisinin veri tabanında başladığı tarih olan 1990 yılı göz önünde bulundurularak belirlenmiştir.

³ Model tercihi için Bahmani-Oskooee ve ark. (2017)'nin çalışmasından faydalanılmıştır.

$$\ln M_t = a + \beta_0 \ln Y_t + \beta_1 \ln R_t + \beta_2 \ln EX_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklemden yer alan M_t ; geniş tanımlı reel para arzını (M2), Y_t ; reel gayrisafi yurtiçi hasıla düzeyini, R_t ; mevduat faiz oranını ve EX_t ; nominal döviz kurunu (ulusal para birimi başına düşen Amerikan dolarını) ifade etmektedir.⁴ Bunların yanı sıra a değeri sabit terimi ve ε_t değeri ise hata terimine işaret etmektedir. Seriler frekans boyutları göz önünde bulundurularak mevsimsellik etkilerinden arındırılmış ve ayrıca logaritmaları alınmış olarak analize dahil edilmiştir.⁵ M2 para arzı verisi Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), diğer verilerin tamamı ise International Money Fund (IMF) veri tabanından temin edilmiştir.

Denklemden yer alan Y_t değişkeni, para talebinin gelire olan duyarlılığını ifade etmektedir ve β_0 katsayısının pozitif bir değer alması beklenmektedir. R_t değişkeni ise para talebinin faize karşı duyarlılığını ifade etmektedir ve β_1 katsayısının negatif bir değer alması öngörülmektedir. Son olarak, EX_t değişkeni para ikamesini dikkate almaktadır ve servet ve spekülasyon olmak üzere iki farklı etki gösterebilmektedir. Servet etkisinin gerçekleşmesi durumunda β_2 katsayısı pozitif, spekülasyon etkisinin gerçekleşmesi durumunda ise negatif değer alması beklenmektedir.

III. ANALİZ SONUÇLARI

III.I. Carrion-i-Silvestre, Kim & Perron (2009) Birim Kök Testi

Perron (1989)'a göre, birim kök testlerinde yapısal kırılmaların varlığını dikkate almamak, “düşük güç” ve “yanlılık” problemlerine yol açmaktadır. Bu doğrultuda çalışmada ilk olarak yapısal kırılmalara izin veren Carrion-i-Silvestre ve ark. (2009) birim kök testinin uygulanması ve bu sayede serilerin durağanlık derecelerinin ortaya koyulması amaçlanmıştır. Carrion-i-Silvestre ve ark. (2009), kırılma tarihlerinin içsel olarak belirlendiği ve beş tane yapısal kırılmaya kadar izin veren bir birim kök testi geliştirmiş ve çalışmalarında aşağıda yer verilen beş farklı test istatistiğini önermişlerdir:

$$P_T(\lambda^0) = \frac{[S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)]}{S^2(\lambda^0)} \quad (1)$$

$$MP_T(\lambda^0) = \frac{[c^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1} \tilde{y}_T^2]}{s(\lambda^0)^2} \quad (2)$$

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (3)$$

$$MSB(\lambda^0) = \left(s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (4)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) (4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{1/2} \quad (5)$$

Carrion-i-Silvestre ve ark. (2009) yapısal kırılmalı birim kök testi için temel (boş) hipotez (H_0) serilerde birim kökün varlığına, alternatif hipotez (H_1) ise serilerde birim kökün var olmadığına işaret etmektedir. Buna göre hesaplanan test istatistiklerinin kritik değerlerden büyük olması durumunda boş hipotez reddedilememekte ve yapısal kırılmalar altında birim kökün var olduğuna karar verilmektedir. Analizlerimizde yer alan seriler için uygulanan Carrion-i-Silvestre ve ark. (2009) yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları Tablo 2’de yer almaktadır.

⁴ M2 para arzı ve gayrisafi yurtiçi hasıla verilerini reel olarak ifade edebilmek için IMF-IFS veri tabanından temin edilen tüketici fiyat endeksi (2010=100) serileri kullanılmıştır.

⁵ Mevsimsellik etkisi tespit edilen reel para arzı ve reel gayrisafi yurtiçi hasıla değişkenleri için TRAMO/SEATS yöntemi kullanılmış ve söz konusu değişkenler mevsimsellik etkisinden arındırılmıştır.

Tablo 2: Carrion-i-Silvestre ve ark. (2009) Birim Kök Testi Sonuçları

	Düzyey Değerleri					Kırılma Tarihleri
	P _T	MP _T	MZ _α	MSB	MZ _t	
lnM _t	21.05 [8.59]	17.68 [8.59]	-22.44 [-45.47]	0.14 [0.10]	-3.34 [-4.76]	1994Q1, 1998Q1, 2001Q1, 2005Q3, 2015Q3
lnY _t	16.22 [8.98]	15.30 [8.98]	-27.51 [-46.13]	0.13 [0.10]	-3.70 [-4.79]	1997Q4, 2002Q1, 2006Q2, 2010Q1, 2015Q3
lnR _t	19.42 [9.50]	18.23 [9.50]	-25.78 [-47.59]	0.13 [0.10]	-3.55 [-4.86]	1994Q2, 1999Q2, 2003Q2, 2008Q4, 2016Q4
lnEX _t	14.30 [9.30]	12.71 [9.30]	-35.23 [-47.54]	0.11 [0.10]	-4.19 [-4.85]	1993Q4, 1998Q1, 2001Q1, 2008Q3, 2013Q1
	Birinci Fark Değerler					Kırılma Tarihleri
	P _T	MP _T	MZ _α	MSB	MZ _t	
ΔlnM _t	1.56* [5.54]	1.57* [5.54]	-58.12* [-17.32]	0.09* [0.16]	-5.38* [-2.89]	-
ΔlnY _t	1.55* [5.54]	1.58* [5.54]	-57.69* [-17.32]	0.09* [0.16]	-5.36* [-2.89]	-
ΔlnR _t	1.65* [5.54]	1.68* [5.54]	-57.61* [-17.32]	0.09* [0.16]	-5.34* [-2.89]	-
ΔlnEX _t	1.75* [5.54]	1.73* [5.54]	-52.52* [-17.32]	0.09* [0.16]	-5.12* [-2.89]	-

Not: (*) işareti %5 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler, bootstrap kullanılarak 10.000 yinleme ile üretilmiş kritik değerlerdir.

Tablo 2’de yer alan sonuçlar, çalışmada kullanılan tüm serilerin düzey değerlerinde durağan olmadıklarını ve serilerin birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini ortaya koymaktadır. Bu sonuç çalışmanın bir sonraki aşamasında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin incelenebileceğine işaret etmektedir.

III.II. Eşbütünleşme Analizi

Geleneksel eşbütünleşme testleri yapısal kırılmaları dikkate almamakta ve ele alınan serilerde yapısal kırılmaların varlığı durumunda sonuçlar sapmalı olabilmektedir. Bu nedenle eşbütünleşme analizlerinde yapısal kırılmaların dikkate alınması oldukça önemli bir süreci ifade etmektedir. Bu doğrultuda literatürde bir veya iki yapısal kırılmayı dikkate alan belirli sayıda eşbütünleşme testi geliştirilmiştir (Gregory & Hansen, 1996; Westerlund & Edgerton, 2006; Arai & Kurozumi, 2007; Hatemi-J, 2008). Ancak bu test yöntemleri kırılma sayısı üç veya daha fazla olduğunda düşük performans sergilemektedir. Maki (2012), çalışmada beş yapısal kırılmaya kadar izin veren bir eşbütünleşme testi geliştirmiştir. Önerilen bu test, eşbütünleşme vektörünün önceden belirlenmemiş kırılma sayısının, maksimum kırılma sayısından daha az veya eşit olduğunu varsaymaktadır. Bu yöntem aynı zamanda literatürde yaygın olarak kullanılan yöntemlerden çok daha az hesaplama gerektirmektedir. Maki (2012) eşbütünleşme testi, temel olarak, Bai ve Perron (1998) tarafından önerilen yapısal kırılma testine ve Kapetanios (2005) tarafından geliştirilen birim kök testine dayanmaktadır (Maki, 2012: 2012). Bu anlamda Maki (2012), eşbütünleşme ilişkisini test etmek amacıyla dört farklı model geliştirmiştir:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t \quad (6)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (7)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (8)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (9)$$

Modellerde yer alan D_i parametresi kukla değişkenleri ifade etmektedir ve temel varsayımları aşağıda yer aldığı şekilde tanımlanmaktadır:

$$D_i = \begin{cases} 1 & t > T_B \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Burada T_B yapısal kırılma tarihini ifade etmektedir. Buna göre hesaplanan test istatistiği, kritik değerden küçük ise sıfır hipotezi reddedilerek seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilmektedir. Tablo 3’de Maki (2012) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3: Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	Test İstatistiği	Kritik Değer			Kırılma Tarihleri
		(%1)	(%5)	(%10)	
Model 0	-6.885*	-6.406	-5.871	-5.603	1993Q1, 1997Q4, 2005Q3, 2008Q4
Model 1	-6.525**	-6.575	-6.086	-5.820	1994Q1, 1998Q1, 2001Q2, 2005Q3
Model 2	-7.879***	-8.673	-8.110	-7.796	1993Q4, 1999Q2, 2002Q3, 2005Q3, 2008Q4
Model 3	-8.837**	-8.851	-8.269	-7.960	1993Q4, 1997Q3, 2000Q4, 2005Q3

Not: (*), (**) ve (***) işaretleri sırasıyla seriler arasında %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ifade etmektedir.

Tablo 3’de yer alan bulgular, tüm modeller çerçevesinde, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu ortaya koymaktadır. Daha genel bir ifadeyle, M2 reel para arzı değişkeni uzun dönemde reel gayrisafi milli hasıla, faiz oranı ve nominal döviz kuru serileri ile birlikte hareket etmektedir. Bu durum ayrıca söz konusu serilerin düzey değerleri ile gerçekleştirilecek uzun dönemli analizlerde, sahte regresyon sorunu ile karşılaşılmayacağını da ortaya koymaktadır. Bu doğrultuda FMOLS (Fully Modified Least Squares) yöntemiyle tahmin edilen uzun dönem eşbütünleşme katsayıları Tablo 4’te yer almaktadır.

Tablo 4: Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayıları

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık değeri
Sabit Terim	6.921*	12.22	0.000
$\ln Y_t$	1.032*	14.49	0.000
$\ln R_t$	-0.069*	-2.72	0.007
$\ln EX_t$	-0.087*	5.85	0.000
D1	-0.294*	-6.58	0.000
D2	-0.142*	-3.09	0.002
D3	0.752*	20.50	0.000
D4	0.180*	5.66	0.000

Not: D1: 1993Q1, D2: 1997Q4, D3: 2005Q3 ve D4: 2008Q4 kırılmaları gösteren kukla değişkenlerdir. (*), (**) ve (***) işaretleri serilerin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlılığını ifade etmektedir.

Tablo 4’de yer alan bulgular, genel olarak, çalışmadan beklenen temel hipotezlere ve literatürdeki bulgulara uyum göstermektedir. Söz konusu bulgular üç kısımda incelenebilir: İlk olarak para talebinin gelire karşı duyarlılığını ifade eden β_0 katsayısının pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir değere sahip olduğu görülmektedir. Buna göre reel gayrisafi yurtiçi hasıla düzeyinde (Y_t) meydana gelecek %1’lik bir artış, para talebini %1.03 oranında artırmaktadır. Dolayısıyla milli gelirden yaşanacak artışların Türkiye’deki kişi ve kurumların para talepleri üzerinde en önemli ve en belirleyici etkiye sahip olduğu söylenebilir. İkinci olarak para talebinin faiz oranına karşı duyarlılığını ifade eden β_1 katsayısının ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir değere sahip olduğu görülmektedir. Daha spesifik olarak ifade edildiğinde, faiz oranlarında (R_t) meydana gelecek %1’lik bir artışın para talebini yaklaşık %0.07 oranında azaltacağı söylenebilir. Bu durum karar birimlerinin faiz oranlarındaki değişimlere karşı alternatif finansal yatırımlara yönelmekten kaçınmadığını ortaya koymaktadır. Son olarak açık ekonomi para talebi fonksiyonunun en önemli göstergesi olan nominal döviz kurunun (EX_t) duyarlılığını ifade eden β_2 katsayısının ise, faiz oranına benzer şekilde, negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir değere sahip olduğu anlaşılmaktadır. Buna göre nominal döviz kurundaki %1’lik bir artış para talebini yaklaşık %0.09 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç karar birimlerinin döviz kurundaki değişimlere karşı spekülasyon güdüler ile hareket ettiğini ortaya koymaktadır.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışma, Türkiye’de M2 açık ekonomi para talebi fonksiyonunun istikrarını 1990:1-2019:4 çeyreklik gözlemler doğrultusunda, yapısal kırılmaları dikkate alan Carrion-i-Silvestre ve ark. (2009) birim kök ve Maki (2012) eşbütünleşme yöntemleri ile test etmiştir. Yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları, tüm serilerin birinci fark değerlerinde durağanlık koşulunu sağladığını ortaya koymaktadır. Bu doğrultuda gerçekleştirilen eşbütünleşme analizi sonucunda reel para arzı ile reel gayrisafi yurtiçi hasıla, faiz oranı ve nominal döviz kuru arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular, reel gayrisafi yurtiçi hasıla ile reel para talebi arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı, faiz oranı ve nominal döviz kuru ile reel para talebi arasında ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Buna göre reel gayrisafi yurtiçi hasıla düzeyinde meydana gelecek %1’lik bir artış para talebini %1.03 oranında artırıcı, reel faiz oranlarında ve nominal döviz kurunda meydana gelecek %1’lik bir artış ise para talebi üzerinde sırasıyla ve yaklaşık olarak %0.07 ve %0.09 azaltıcı etkiye sahip bulunmaktadır. Özellikle nominal döviz kuru özelinde, Türkiye’deki kişi ve kurumların para taleplerini spekülasyon etkisiyle gerçekleştirdikleri anlaşılmaktadır. Elde edilen bulgular, Çatık (2007) ve Taş ve ark. (2017)’nin bulgularının aksine, yapısal kırılmalar altında Türkiye için istikrarlı bir para talebi fonksiyonunun bulunduğu işaret etmektedir. Bu durum çoklu yapısal kırılmalı analizlerden elde edilen bulguların daha güçlü sonuçlara işaret ettiğini ve gelecek çalışmalarda yapısal kırılmalara izin veren yöntemlerin dikkate alınmasının daha uygun olacağını ortaya koymaktadır.

Etik Beyanı : Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara uyulduğunu beyan ederim. Aksi bir durumun tespiti halinde ÖHÜİBF Dergisinin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk çalışmanın yazarına aittir.

Teşekkür : Yayın sürecine katkı sağlayan hakemlere, editöre ve yardımcı editöre teşekkür ederim.

Ethics Statement: I declare that ethical rules are followed in all preparation processes of this study.

In the event of a contrary situation, ÖHÜİBF Journal has no responsibility and all responsibility belongs to the author of the study.

Acknowledgement: I thank the referees, editor and assistant editor who contributed to the publication process.

KAYNAKÇA

- Akinlo, A. E. (2006). The stability of money demand in Nigeria: An autoregressive distributed lag approach. *Journal of Policy Modeling*, 28(4), 445–452. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpolmod.2005.09.001>
- Altıntaş, H. (2008). Türkiye’de para talebinin istikrarı ve sınır testi yaklaşımıyla öngörülmesi: 1985-2006. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (30), 15–46. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/66497>
- Amano, R. A., & Wirjanto, T. S. (2000). On the stability of long-run M2 demand in Japan. *The Japanese Economic Review*, 51(4), 536–543. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-5876.00168>
- Andronescu, A., Mohammadi, H., & Payne, J. E. (2004). Long-run estimates of money demand in Romania. *Applied Economics Letters*, 11(14), 861–864. <http://dx.doi.org/10.1080/1350485042000263881>
- Arai, Y., & Kurozumi, E. (2007). Testing for the null hypothesis of cointegration with a structural break. *Econometric Reviews*, 26(6), 705–739. <http://dx.doi.org/10.1080/07474930701653776>
- Bahmani-Oskooee, M. (1991). The demand for money in an open economy: The United Kingdom. *Applied Economics*, 23(6), 1037–1042. <http://dx.doi.org/10.1080/00036849100000006>
- Bahmani-Oskooee, M., Halicioglu, F., & Bahmani, S. (2017). Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on the demand for money in Turkey?. *Applied Economics*, 49(42), 4261–4270. <http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2017.1279271>
- Bahmani-Oskooee, M., & Karacal, M. (2006). The demand for money in Turkey and currency substitution. *Applied Economics Letters*, 13(10), 635–642. <http://dx.doi.org/10.1080/13504850500358819>
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22. <http://dx.doi.org/10.1002/jae.659>
- Bayır, M. (2020). Türkiye’de para talebinin belirleyicileri ve istikrarı üzerine ampirik bir analiz. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 16(1), 62–74. <http://dx.doi.org/10.17130/ijmeh.700856>
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D. & Perron P. (2009). GLS-Based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory*, 25(6), 1754–1792. <http://dx.doi.org/10.1017/S0266466609990326>
- Çatık, A. N. (2007). Yapısal kırılma altında para talebinin istikrarı: Türkiye örneği. *İktisat İşletme ve Finans*, 22(251), 103–113. Erişim adresi: <http://www.iif.com.tr/index.php/iif/article/view/iif.2007.251.5852>
- Civcir, I. (2003). Money demand, financial liberalization and currency substitution in Turkey. *Journal of Economic Studies*, 30(5), 514–534. <http://dx.doi.org/10.1108/01443580310492817>
- 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), 19–31. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/69472>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251–276. <http://dx.doi.org/10.2307/1913236>
- Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)01685-7](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(96)01685-7)
- Halicioglu, F. & Ugur, M. (2005). On stability of the demand for money in a developing OECD country: the case of Turkey. *Global Business and Economic Review*, 7(2/3), 203–213. <http://dx.doi.org/10.1504/GBER.2005.007616>

- Hamori, N., & Hamori, S. (1999). Stability of the money demand function in Germany. *Applied Economics Letters*, 6(5), 329–332. <http://dx.doi.org/10.1080/135048599353339>
- Hatemi-J, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*, 35(3), 497–505. <http://dx.doi.org/10.1007/s00181-007-0175-9>
- Hoffman, D., & Rasche, R. H. (1991). Long-run income and interest elasticities of money demand in the United States. *The Review of Economics and Statistics*, 73(4), 665–674. <http://dx.doi.org/10.2307/2109405>
- Hueng, C. J. (1998). The demand for money in an open economy: some evidence for Canada. *The North American Journal of Economics and Finance*, 9(1), 15–31. [http://dx.doi.org/10.1016/S1062-9408\(99\)80078-3](http://dx.doi.org/10.1016/S1062-9408(99)80078-3)
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231–254. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 59(6), 1551–1580. <http://dx.doi.org/10.2307/2938278>
- Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123–133. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9892.2005.00393.x>
- Korkmaz, A., & Topbaş, F. (2017). On the stability of the demand for money in Turkey: Evidences from the period 2006-2017. *Eurasian Academy of Sciences Eurasian Econometrics, Statistics & Empirical Economics Journal*, (8), 28–44. <http://dx.doi.org/10.17740/eas.stat.2017-V8-03>
- Kumar, S., & Webber, D. J. (2013). Australasian money demand stability: application of structural break tests. *Applied Economics*, 45(8), 1011–1025. <http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2011.613788>
- Lee, C. C., & Chien, M. S. (2008). Stability of money demand function revisited in China. *Applied economics*, 40(24), 3185–3197. <http://dx.doi.org/10.1080/00036840600994153>
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011–2015. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2012.04.022>
- Moghaddam, M., & Bah, M. (2008). The money demand function in a small, open and quasi-monetary economy: the Gambia. *Applied Economics*, 40(6), 731–734. <http://dx.doi.org/10.1080/00036840600749649>
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475–485. <http://dx.doi.org/10.2307/139336>
- Mutluer, D., & Barlas, Y. (2002). Modeling the Turkish broad money demand. *Central Bank Review*, 2(2), 55–75. Retrieved from www.tcmb.gov.tr
- 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. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/146137>
- Paya, M. (2013). *Para teorisi ve para politikası*. İstanbul: Türkmen Kitabevi.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 57(6), 1361–1401. <http://dx.doi.org/10.2307/1913712>
- Sriram, S. S. (1999). *Demand for M2 in an emerging-market economy: An error-correction model for Malaysia*, IMF Working Paper, No. (99-173), International Monetary Fund. Retrieved from www.imf.org
- Tang, T. C. (2002). Demand for M3 and expenditure components in Malaysia: assessment from bounds testing approach. *Applied Economics Letters*, 9(11), 721–725. <http://dx.doi.org/10.1080/13504850210126219>
- Taş, T., Alptekin, V., & Yılmaz, K. Ç. (2017). Türkiye’de Para talebinin istikrarının yapısal kırılmalar altında incelenmesi. *Journal of Current Researches on Business and Economics*, 7(1), 265–280. Erişim adresi: www.jocrebe.com
- Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2007). New improved tests for cointegration with structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 28(2), 188–224. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00504.x>