



Gönderiliş Tarihi: 02/03/2020
Kabul Tarihi: 02/04/2020
ORCID 0000-0001-9700-630X
ORCID 0000-0002-3029-2206

NET DÖVİZ GELİRİNİN ULUSAL PARA ARZI ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ¹

Mehmet ERDOĞMUŞ²
Salih BARIŞIK³

ÖZ

Bu çalışmada, 2006:01-2019:07 dönemi için Türkiye net döviz gelirin (girişinin) ulusal para arzı üzerindeki etkisi ARDL eşbütünleşme yaklaşımı ile araştırılmıştır. Bağımlı değişken olarak M1 para arzı (yabancı paralar hariç) belirlenmiştir. Bağımsız değişkenler net döviz geliri, bankacılık sektörü yurt içi kredi hacmi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın net dış varlıkları, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın net iç varlıkları ve enflasyondur. Ampirik bulgulara göre, net döviz geliri ve enflasyon değişkeni M1 ulusal para arzını negatif yönde etkilemektedir. Diğer bağımsız değişkenler ise M1 ulusal para arzını pozitif yönde etkilemektedir. Ampirik bulgulara göre net döviz gelirindeki (girişindeki) %1'lik bir artış, M1 ulusal para arzını yaklaşık olarak %0,07 oranında azaltmaktadır. Ampirik çalışmaya göre uzun dönem ilişkisinde ortaya çıkan bir sapmanın yaklaşık olarak 2,8 ay sonra tümiyle yok olacağı saptanmıştır.

Anahtar Kelimeler: ARDL, Net Döviz Geliri, Ulusal Para Arzı

Jel Kodu: E51, B23

THE IMPACT OF NET FOREIGN EXCHANGE INCOME ON THE NATIONAL MONEY SUPPLY: THE CASE OF TURKEY

ABSTRACT

In this study, the impact of the Turkish net foreign exchange income (inflow) on the national money supply for the period 2006:01-2019:07 is examined using the ARDL cointegration approach. M1 money supply (excluding foreign currencies) is determined as the dependent variable. Independent variables are net foreign exchange income (inflow), the domestic banking sector credit volume, net foreign assets of the Central Bank of Turkey, net domestic assets of the Central Bank of Turkey and inflation. According to the empirical results, net foreign exchange income (inflow) and inflation have a negative impact on the national M1 money supply. Other independent variables have positive effects on M1 national money supply. According to empirical findings, a 1% increase in net foreign exchange income (inflow) is to decrease the M1 national money supply by approximately 0,07%. According to empirical study, it is found that a deviation in the long-term relationship disappears completely after about 2,8 months.

Keywords: ARDL, Net Foreign Exchange Income, National Money Supply

Jel Codes: E51, B23

¹Bu çalışma Mehmet Erdoğan'ın "Döviz Gelirinin Ulusal Para Arzı ve Merkezi Yönetim Borcu Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği" adlı doktora tezinden türetilmiştir.

² Arş.Gör., Cumhuriyet Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, merdogmus@cumhuriyet.edu.tr,

³ Prof. Dr., Gaziosmanpaşa Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, salih.barisik@gop.edu.tr,

GİRİŞ

Bilindiği üzere, merkez bankalarının arzulanan ekonomi politikaları ile uyumlu olarak para arzı ve faiz oranı gibi değişkenleri yönlendirme girişimleri, para politikasını oluşturmaktadır (Orhan ve Erdoğan, 2015: 60). Para arzını artırmaya dönük para politikaları genişletici para politikası, para arzını düşürmeye dönük para politikaları ise daraltıcı para politikası olarak bilinmektedir (Brunetti, 2018: 150; Brunetti, 2012: 169).

Para arzının bazı durumlarda dışsal faktörlerden etkilendiği görülmektedir. Örneğin, para kurulu (currency-board) uygulamasında bir ülke parasının arzı yabancı bir para birimine bağlanmaktadır. Bu tür bir sistemde tüm iktisadi ajanlar diledikleri zamanda belirlenen kur üzerinden arzladıkları miktarda ulusal parayı, ulusal paranın sabitlendiği ve aynı zamanda çıpa (çapa) para birimi olarak da adlandırılan yabancı para birimine dönüştürme imkânına sahiptir (Happe vd., 2017: 94).

Ulusal para arzının dışsal faktörlerden etkilenmesi kimi zaman uygulanan uluslararası para sisteminden de kaynaklanabileceğine 1973 yılına kadar uygulanan Bretton Woods Sistemi örnek verilebilir. Bu sistemde Alman Merkez Bankası (Deutsche Bundesbank), kendi inisiyatifi dışında döviz karşılığında ulusal para arz etmek durumunda kalmıştır. Bunların dışında, kimi zaman parasal birlikte uygulanan ortak bir ödeme sistemi sonucunda da para arzı dış etkenlere bağlı olarak değişiklik gösterebilir. Alman iktisatçı Hans-Werner Sinn'in belirttiği üzere, 2012 ve 2013 yıllarında Alman Merkez Bankası (Deutsche Bundesbank)'nın tedavüle sürdüğü tüm paralar dış para (outside money)⁴ niteliğindedir (Sinn, 2018: 27, 29). Yabancı para girişlerinin ekonomik etkilerini sterilize etmek için merkez bankasının döviz piyasasına yaptığı müdahallerden de kaynaklı olarak ulusal para arzı değişikliğe uğrayabilir. Örneğin, tamamem esnek bir kur sistemi uygulanmıyor ise ulusal paranın yabancı para karşısındaki değeri hedeflenen düzeyin üzerine çıkması durumunda, döviz kurunu hedeflenen düzeye getirmek için merkez bankası döviz piyasasından döviz alımına gidebilir ve bu döviz alımı karşılığında ulusal para arz edebilir. Buna karşın, ulusal para biriminin yabancı para birimi karşısında değer yitirmesi istenmediği durumda, merkez bankasının piyasadaki ulusal para alıp karşılığında döviz arz etmesi söz konusu olacaktır (Gischer vd., 2012: 382-383).

Diğer yandan, döviz ve ulusal para arasındaki etkileşim kendini dalgalı (esnek) döviz kuru sisteminde de gösterebilmektedir⁵. Döviz geliri (girişi) ile ulusal para arzı arasındaki ilişkiyi iki açıdan incelemek mümkündür. Birincisi ulusal para arzından döviz gelirine (girişine) doğru bir etki, diğeri ise döviz gelirinden (girişinden) ulusal para arzında doğru etkidir. İlk etkiye bakıldığında, dış dengesizliği gidermek (döviz fazlalığı veya açığı) adına merkez bankası para politikasına başvurabilir ve bunun sonucunda net döviz geliri (girişi) değişebilir. Örneğin dış açık durumunda, daraltıcı bir para politikası uygulanmalıdır. Buna karşın, dış fazlanın bulunduğu durumda para politikası genişletici yönde uygulanmalıdır. Bunun neticesinde ülkeye giren net döviz girişi ulusal para arzıyla zıt yönlü hareket edecektir (Çelik, 2015: 510-512). Ayrıca, dalgalı döviz kuru sistemini benimseyen bir ekonomide döviz gelirinin (girişinin) ulusal para arzını da etkilemesi mümkündür. Örneğin; dalgalı döviz kuru sistemini kabul eden bir ekonomide (ceteris paribus) döviz gelirinin (girişinin) artması sonucunda (ceteris paribus) döviz kurları (dolaysız kotasyon olarak ifade edilen) düşüş gösterecektir. Bilindiği üzere, esnek döviz kuru sisteminde döviz talebi sabitken döviz arzının artış göstermesi sonucunda (ceteris paribus), döviz kuru düşüş gösterecektir. Döviz kurlarının yeterince düştüğünü ve artık daha düşüş göstermeyeceğini (yani artık yükselişe geçeceğini) düşünen iktisadi ajanlar, ulusal para cinsinden olan kaydı paralarını dövize dönüştüreceklerdir. Bunun tersini de düşünmek mümkündür. Yani bir ekonominin döviz geliri (girişi) azaldığında (ceteris paribus) döviz kuru yükselecektir. Bu süreçte iktisadi ajanlar döviz kurlarının artık daha yükselmeyeceğini (artık düşüşe geçeceğini) düşünmeleri durumunda kaydı para olarak tuttıkları dövizlerini ulusal paraya dönüştüreceklerdir.

⁴ Refinansman kredisi veya menkul kıymet alımı neticesinde oluşan ve farklı ödeme emirleri neticesinde net olarak yabancı bir ülkeye transfer edilmeyen merkez bankası parası, iç para (inside money) kapsamına girmektedir. Buna karşın, bir ülkede refinansman kredisi veya menkul kıymet alımı yoluyla merkez bankası tarafından oluşturulan ve banka transferleri neticesinde net olarak yurt dışına transfer edilip transfer edildiği yabancı ülkede tedavül eden para, dış para (outside money) kapsamına girmektedir (Sinn, 2015: 261).

⁵ Uluslararası Para Fonu'nun 2018 yılındaki raporuna göre, Türkiye'de dalgalı döviz kuru sistemi (floating) söz konusudur (International Monetary Fund, 2019: 7).

Bu çalışmanın amacı, Türkiye net döviz gelirinin (döviz girişinin) ulusal para arzı (Türk lirası arzı) üzerindeki etkisini ortaya koymaktır. Döviz gelirinin ulusal para arzı üzerindeki etkisini bilmek sağlıklı bir para politikasının yürütülmesi açısından son derece önemlidir.

1.KAVRAMSAL VE TEORİK ÇERÇEVE

Genel anlamda para arzı, bankacılık sektörü dışındaki kesimin para stokunu ifade etmektedir⁶. Para arzı teorileri, arz edilen para miktarının kaynağını ve belirleyicilerini ortaya koymaya çalışır (Barfuß, 1993: 30). Para arzı teorileri açısından bakıldığında, en fazla tartışılan konunun para arzının dışsal (ekzojen) mı, içsel (endojen) mi olduğu ile ilgili olup (Parasız, 2009: 335), bu konuda iktisadi ekoller farklı görüşlere sahiptir. Klasik, Neo-Klasik ve Monetarist iktisatçılar para arzının dışsal niteliğe sahip olduğunu savunmaktadır (Ülgen, 2017: 394). Buna karşın kimi iktisatçılar (örneğin Post-Keynesçiler) para arzının içsel bir nitelik arz ettiğini düşünmektedir (Parasız, 2009: 335). Nakit (Currency) Teorisi, içsel paranın bulunmadığını veya bulunmaması gerektiğini savunmaktadır. Bu kapsamda Nakit Teorisi, kaydi parayı para kategorisinde değerlendirmemektedir (Huber, 1998: 199). Bankacılık Okulu (Banking School)'na göre paranın kaynağını kredi mekanizmasında aramak gerekmektedir. Aynı modern Post Keynesçiler gibi Bankacılık Okulu da kredi talebinin olduğu sürece paranın ekonomik sistem içerisinde içsel olarak üretildiğini düşünmektedir. Bankacılık Okulu (Banking School)'na göre, para arzının merkezi bir otorite tarafından mutlak anlamda kontrol edilmesi mümkün değildir (Özgür, 2008: 53).

Ülkenin döviz geliri, ülkeye giriş yapan döviz (ülkenin döviz girişlerini) ifade etmekte, ülkeye giren ve çıkan döviz farkı net döviz gelirini (girişi) oluşturmaktadır. Bir ülkedeki iktisadi aktörlerin farklı ülkelerdeki iktisadi aktörlerle yürüttüğü ekonomik faaliyetler neticesinde ülkenin dış dünyadan alacağı veya dış dünyaya karşı yükümlülüğü ortaya çıkabilmektedir. Genel anlamda bakıldığında, bir faaliyetin sonucunda dış dünyaya karşı bir alacak doğuyorsa (döviz girişi sağlanıyorsa) bu işlem, ödemeler dengesinin aktif kısmında yer alacaktır. Buna karşın genel olarak bir faaliyetin sonucunda dış dünyaya bir ödemenin yapılması (döviz çıkışına yol açıyorsa) gerekiyorsa bu işlem, ödemeler dengesinin pasif kısmında yer alacaktır (İşgüden ve Turanlı, 1992: 278). Normalde ödemeler dengesinin cari işlemler hesabı ile sermaye hesabı toplamı finans hesabına eşit olmak durumundadır. Yani Cari İşlemler Hesabı + Sermaye Hesabı = Finans Hesabı eşitliği geçerlidir (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2019: 72). Analitik sunum biçimindeki ödemeler bilançosunda Rezerv varlıklar, finans hesabından ayrı bir hesap olarak yer almaktadır (Bulut, 2018: 253). Ancak kimi nedenlerden dolayı cari işlemler hesabı ile sermaye hesabı toplamı finans hesabına eşit olamamaktadır. İşte bu noktada eşitliği sağlamak için net hata ve noksan hesabı kullanılmaktadır. Net hata ve noksan hesabını bulmak için, finans hesabından cari işlemler hesabı ile sermaye hesabı toplamı çıkartılması gerekmektedir. Yani Net Hata ve Noksan Hesabı = Finans Hesabı - (Cari İşlemler Hesabı + Sermaye Hesabı) eşitliği söz konusudur (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2019: 72). Ödemeler bilançosunun analitik sunumu açısından bakıldığında, Cari İşlemler Hesabı + Sermaye Hesabı + Net Hata ve Noksan Hesabı = Finans Hesabı + Rezerv Varlıklar eşitliği geçerlidir (Bulut, 2018: 253).

2.LİTERATÜR

Net döviz gelirlerinin para arzına olan etkisini açıklayabilmek için öncelikle para arzının hangi değişkenler tarafından genel olarak etkilendiği analiz edilmelidir. Bunun için bu kısımda para arzının kaynağına ilişkin yapılmış kimi ampirik çalışma örneklerine yer verilmiştir. Tablo 1'de para arzına ilişkin yapılmış sınırlı sayıda ampirik literatür örnekleri sunulmuş olup, çoğu çalışmanın para arzının endojen (içsel) olduğu bulgusuna vardığı görülmüştür.

⁶ <https://www.bundesbank.de/dynamic/action/de/startseite/glossar/723820/glossar?firstLetter=G&contentId=648614> (Erişim Tarihi: 11.02.2020).

Tablo1. Para Arzı Kaynağına İlişkin Ampirik Litaratür Örnekleri

Çalışmanın Künyesi	Dönem/Ülke (ler)	Yöntem (ler)	Önemli Bulgu (lar)
YurtkurKoç (2019)	2006-2018 (aylık)/Türkiye	Toda-Yamamoto Nedensellik, BootstrapToda-Yamamoto Nedensellik	Hem Toda-Yamamotohem de BootstrapToda-Yamamoto nedensellik testlerine göre kredilerden para arzına (M3), parasal tabana ve para çarpanına doğru nedensellik saptanmıştır. BootstrapToda-Yamamoto nedensellik testine göre para arzından kredilere doğru da bir nedensellik saptanmış.
Idris (2019)	1980-2017 (yıllık)/Nijerya	JohansenEşbütünleşme, Granger Nedensellik	Para arzının (M2) ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği ve para arzından reel GSYH'ye doğru bir nedenselliğininolduğu saptanmıştır.
Tayyar (2018)	2003:01-2016:05/Türkiye	Toda-Yamamoto Nedensellik	Yurt içi kredilerden dolaşımdaki nakit, M1, M2 ve M3 para arzına doğru nedensellik saptanmıştır.
Kofoğlu (2018)	2006:Q1-2017Q:4/Türkiye	Toda-Yamamoto Nedensellik	Para arzının içsel olmadığına ulaşılmıştır. Toplam kredi hacmi ile M1, M2 ve M3 para arzı arasında hiçbir biçimde nedensellik bulunamamıştır.
Cepni ve Guney (2017)	2006:01-2015:05/Türkiye	JohansenEşbütünleşme, Granger Nedensellik, Vektör Hata Düzeltme Modeli	Toplam banka kredileri ile para arzı (M1, M2 ve M3) arasında eşbütünleşik ilişki tespit edilmiştir. Toplam banka kredilerinden para arzına (M1, M2, M3) doğru uzun ve kısa dönem nedensellik tespit edilmiştir.
Kamacı vd. (2017)	2005:Q4-2017Q1/Türkiye	JohansenEşbütünleşme, Granger Nedensellik, FMOLS, DOLS	Para arzından (M2) yurt içi kredi hacmine tek yönlü nedensellik saptanmıştır. Para arzı, yurt kredi hacmi ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli eşbütünleme görülmüştür. FMOLS testinin sonucunda yurt içi kredi hacminin %1 artması, para arzını %0,67 oranında artırmaktadır (DOLS testine göre %0,66 oranında artırmakta).
Köksel (2016)	2006:1-2014:11/Türkiye	JohansenEşbütünleşme	Para arzının (M2) içsel olduğu, para arzı ile bankacılık sektörünün özel sektöre verdiği kredilerarasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.
Almutair (2015)	1985-2012(yıllık) 2000-2013(aylık)/Suudi Arabistan	JohansenEşbütünleşme, Vektör Hata Düzeltme Modeli	Gerek M1 para arzının gerekse M2 para arzının Suudi Arabistan borsa endeksi (SSPI) ile eşbütünleşik olduğu saptanmıştır (hem 1985-2012[yıllık] hem de 2000-2013[aylık] dönem için). Yıllık veriler için SSPI'denM1 para arzına doğru nedensellik bulunmuştur (aylık veriler için M1 ve SSPI arasında nedensellik bulunmamıştır). M2 para arzı ile SSPI arasında kısa ve uzun dönem için herhangi bir nedensellik ilişkisi saptanmamıştır.

Nayan vd. (2013)	1970-2011/177 Ülke	Panel Veri Analizi	Para arzının (M2) içsel olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Dritsakis (2011)	1995:Q1- 2010Q17/Macaristan	ARDL Eşbütünleşme	Reel para arzı (M1), reel gelir, enflasyon ve nominal döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Reel para arzını enflasyonun ve nominal döviz kurunun negatif, reel gelirin ise pozitif yönlü etkilediği saptanmıştır.
Nesanır (2011)	1986- 2010(çeyrek)/Türkiye	VAR Analizi, Granger Nedensellik	Banka kredilerinden para arzına (M2) doğru nedensellik saptanmıştır. Banka kredilerindeki artışın para arzını artırdığı saptanmıştır.
Sharifi-Renani (2007)	1985:Q3- 2006Q1/İran	ARDL Eşbütünleşme	Para arzı (M1), reel gelir, enflasyon ve döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisi saptanmıştır. Bulgulara göre reel gelir ve döviz kuru para arzını pozitif yönde, enflasyon ise negatif yönde etkilemektedir.
Kesbiç vd. (2005)	1989-2003 (aylık)/Türkiye	İki Aşamalı En Küçük Kareler	1989-1997(kamu açıkları için kısa vadeli avansların kullanılabilirdiği son yıl) döneminde GSMH, TÜFE ve iç borç stokunun para arzını (M2) pozitif yönde etkilediği saptanmıştır. 1997-2003 döneminde para arzını GSMH ve TÜFE'nin negatif, iç borç stokunun ise pozitif yönde etkilediği belirlenmiştir.
Vera (2001)	1987:01- 1998:10/İspanya	Granger Nedensellik	Para arzının krediye dayalı olduğu ve talep tarafından belirlendiği ortaya konulmuştur. Yani para arzının içsel olduğu saptanmıştır

Özetlenen literatürde çoğunluğun para arzının endojen olduğu görüşü doğrultusunda çalışmanın konusu olan net döviz gelirinin para arzına etkisinin çözümlemesine yönelik model oluşturma aşamasına gelinmiştir.

3. VERİ VE MODEL

Kimiampirik [YurtkurKoç (2019), Tayyar (2018), Kofoğlu (2018), Cepni ve Guney (2017), Kamacı vd. (2017), Köksel (2016), Nayan vd. (2013), Dritsakis (2011), Nesanır (2011), Sharifi-Renani (2007), Kesbiç vd. (2005), Vera (2001), Güneş (1990)] çalışmalarından yararlanılarak M1 para arzı, bankacılık sektörü yurt içi kredi hacmi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın net dış varlık ve enflasyon değişkenleri seçilmiştir. Bu değişkenlere ilaveten Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın net iç varlıkları ve net döviz geliri değişkenleride seçilmiştir. Seçilen değişkenlerle oluşturulan model eşitlik (1)'de verilmektedir. Modelde kullanılan değişkenlere ilişkin bilgiler Tablo 2'de yer almaktadır.

$$M1 = C_0 + \varphi_1 \text{Dovge} + \varphi_2 \text{Ykh} + \varphi_3 \text{NDV} + \varphi_4 \text{NIV} + \varphi_5 \text{enfla} + \varepsilon \dots \dots \dots (1)$$

Tablo 2. Modelde Kullanılan Değişkenlere İlişkin Bilgiler

Değişkenin Kısaltılmış Adı	Değişkenin Tanımı	Değişkenin Türü	Değişkene İlişkin Verilerin Alındığı Kaynak
<i>lnM1</i>	<i>lnM1</i> , sadece Türk lirası biçimindeki nakit ile mevduatlardan oluşan ve	Bağımlı	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Elektronik Veri

	doğal logaritmik dönüşümü yapılmış M1 para arzını ifade etmektedir.	Değişken	Dağıtım Sistemi (EVDS)
<i>lnDovge</i>	<i>lnDovge</i> , doğal logaritmik dönüşümü yapılmış ve mevsimsel etkiden arındırılmış ⁷ net döviz gelirini (girişini) ifade etmektedir.	Bağımsız Değişken	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
<i>lnYkh</i>	<i>lnYkh</i> , doğal logaritmik dönüşümü yapılmış bankacılık sektörü yurt içi kredi hacmini belirtmektedir.	Bağımsız Değişken	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
<i>lnNDV</i>	<i>lnNDV</i> , doğal logaritmik dönüşümü yapılmış Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın net dış varlıklarını ifade etmektedir.	Bağımsız Değişken	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
<i>lnNIV</i>	<i>lnNIV</i> , doğal logaritmik dönüşümü yapılmış Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın net iç varlıklarını belirtmektedir.	Bağımsız Değişken	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
<i>enfla</i>	<i>enfla</i> , TÜFE'deki bir önceki yılın aynı ayına göre % değişimi (enflasyonu) belirtmektedir.	Bağımsız Değişken	Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)

$$\ln M1 = C_0 + \varphi_1(\ln \text{Dovge}) + \varphi_2(\ln \text{Ykh}) + \varphi_3(\ln \text{NDV}) + \varphi_4(\ln \text{NIV}) + \varphi_5(\text{enfla}) + \varepsilon \dots \dots \dots (2)$$

Net döviz gelirinin Türkiye'nin ulusal para (TL) arzı üzerindeki etkisini araştıran modele ilişkin doğrusal denklem, eşitlik (2)'de verilmiştir. Burada C0 sabiti, φ_1 doğal logritmik dönüşümü yapılmış ve mevsimsel etkiden arındırılmış net döviz geliri (girişi) değişkeninin katsayısını, φ_2 doğal logritmik dönüşümü yapılmış bankacılık sektörü yurt içi kredi hacmi değişkeninin katsayısını, φ_3 doğal logritmik dönüşümü yapılmış Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası net dış varlıklar değişkeninin katsayısını, φ_4 doğal logritmik dönüşümü yapılmış Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası net iç varlıklar değişkeninin katsayısını, φ_5 enflasyon değişkeninin katsayısını ve ε hata terimini ifade etmektedir.

Sadece Türk lirasının arzı incelenmek istediği için, M1 para arzından yabancı para türündeki vadesiz mevduat tutarı çıkarılmıştır. Türkiye'nin net döviz gelirine (girişine) ilişkin verileri elde etmek için ise ayrıntılı sunum biçimindeki ödemeler dengesindeki finans hesabının net bakiyesinden faydalanılmıştır. Finans hesabı verileri, ABD doları cinsinden olduğu için, veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın ABD doları alış kurları⁸ ile çarpılmıştır. Böylelikle verilerin Türk lirasına dönüşümü gerçekleştirilmiştir. M1 para arzı (sadece Türk lirası biçimindeki nakit ve mevduatlar), bankacılık sektörü yurt içi kredi hacmi, net döviz geliri (girişi), enflasyon, Türkiye Cumhuriyet

⁷Net döviz gelirine (girişi) ilişkin verilerde önemli mevsimsel etki saptanmıştır. Bu nedenle net döviz geliri (girişi) verisi mevsimsellikten (Census X-13 yöntemiyle) arındırılmıştır.

⁸ Ortak para birimine dönüşürmede kimi çalışmaların döviz alış kurunu kullanması nedeniyle bu çalışmada da döviz alış kuru kullanılmıştır. Örneğin, Korkmaz'ın "Yeni Keynesyen Phillips Eğrisinin Türkiye'ye Uygulanması" adlı çalışmasında, ABD doları cinsinden olan ithalat fiyat endeksi ve petrol fiyatı verileri, ABD doları alış kuru ile çarpılmak suretiyle Türk lirası cinsinden ifade edilmiştir (Korkmaz, 2010: 144). Bunun dışında, Kaplan'ın "Türkiye'nin Meyve ve Sebze İhracatı: Bir Çekim Modeli Uygulaması" adlı çalışmasında, ABD doları cinsinden olan ihracat verilerinin Türk lirası cinsinden dönüşümünde, Merkez Bankası'nın alış kuru kullanılmıştır (Kaplan, 2016: 79). Yine bir başka örnek vermek gerekirse örneğin Özer'in "Türkiye'nin Tarım Ürünleri İhracat Fonksiyonu ve Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracatta Olan Etkileri" adlı çalışmasında, ABD doları cinsinden olan ihracat verilerini Türk lirası cinsine çevirmek için, Merkez Bankası'nın döviz alış kuru kullanılmıştır (Özer, 2012: 64).

Merkez Bankası net dış ve iç varlık verileri Ocak 2006 ile Temmuz 2019 (aylık veriler) dönemini kapsamaktadır.

4.METODOLOJİ VE AMPİRİK BULGULAR

4.1. Metodoloji

Çalışmada öncelikle zaman serisi verilerinin durağanlık durumunu ortaya koymak için Genişletilmiş Dickey-Fuller(Augmented Dickey-Fuller-ADF)ve Phillips-Perron(PP) birim kök testleri uygulanmıştır. Daha sonra, Türk lirası para arzı ve net döviz geliri (girişi) arasındaki ilişkinin (gerek uzun dönemde gerekse kısa dönemde) durumunu ortaya koymak için, otoregresif dağıtılmış gecikme (Autoregressive-DistributedLag-ARDL) eşbütünleşme yöntemi uygulanmıştır. Çalışmanın ampirik analizinde Eviews 10 paket programı kullanılmıştır.

4.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (AugmentedDickey-Fuller-ADF) Birim Kök Testi

Dickey-Fullerve Genişletilmiş Dickey-Fullerbirm kök testi, David A. Dickey ve Wayne A. Fullertarafından geliştirilmiştir⁹. Dickey ve Fuller (1979: 427-428), çalışmalarında farklı modeller itibariyle birim kök analizi yapmışlardır. Bu modeller sırasıyla sabit terimi ve trendi olmayan model, sabit terimi olan model ve sabit terimi ve trendi olan model. Sabit terimi ve trendi olmaya model $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$ biçiminde ($Y_0=0$), sabit terimli model $Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + e_t$ biçiminde ve sabit terimli ve trendli model $Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1} + e_t$ biçimindedir. James G. MacKinnonDickey-Fuller birim kök testi için kritik değerler hesaplamıştır (MacKinnon, 2010: 2). Hesaplanan tau (τ) istatistik değerinin mutlak değeri, hesaplananMacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerinden daha büyük olması durumunda serinin durağan olduğu, aksi halde durağan olmadığı anlamına gelir (Tarı, 2016: 389, Gujarati, 2011: 719-720).

4.1.2. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi

Phillips-Perron (PP) birim kök testi Peter C. B. Phillips ve Pierre Perron (1988) tarafından geliştirilmiştir. Phillips-Perron birim kök testi, ilgilenilmeyen parametreler (nuisance parametre) bağlamında parametrik bir nitelik taşımaz (Phillips ve Perron, 1988: 335). Phillips-Perron birim kök testinde bağımlı değişkenin gecikmeli halleri modele eklenmez. Bunun yerine Phillips-Perron birim kök testinde modele düzeltme faktörü eklenmektedir. Düzeltme faktörünün modele dahil edilmesiyle test istatistiğinin asimtotik olarak düzeltilmesi sağlanır. Dickey-Fuller (DF) birim kök testinin aksine, Phillips-Perron (PP) birim kök testinde hata terimlerinin zayıf bağımlı ve hetrojen bir niteliğe sahip olabileceği savunulmuştur (Göktaş, vd., 2019: 14-15). Phillips-Perron birim kök testinde, Dickey-Fuller birim kök testinin hata terimleriyle ilgili sınırlayıcı nitelikteki varsayımlar kabul edilmemektedir (Dikmen, 2018: 323). Phillips-Perron (PP) birim kök testi test istatistiği, MacKinnon kritik değerinden mutlak değer olarak daha küçük ise zaman serisi durağan olmadığı anlamına gelmektedir. Buna karşın, Phillips-Perron (PP) birim kök testi test istatistiğinin değeri, MacKinnon kritik değerinden mutlak değer olarak daha büyükse zaman serisinin durağan olduğu anlamını taşımaktadır (Güvenek vd., 2010: 15).

4.1.3. Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (Autoregressive-Distributed Lag-ARDL) Eşbütünleşme Yöntemi

İki zaman serisi aynı dereceden eşbütünleşikse iki zaman serisi arasında trend faktörünün söz konusu olmadığı bir ilişki ortaya çıkacaktır (Dikmen, 2018: 325). Ancak incelenen zaman serilerinin

⁹Dickey ve Fuller'in 1979 yılındaki çalışmasında normal Dickey-Fuller birim kök testi geliştirilmiştir. Dickey ve Fuller'in 1981 yılındaki çalışmasında yüksek dereceli otoregresif süreçlerde de test istatistiklerinin uygulanabileceği savunulmuştur (Dickey ve Fuller, 1981: 1065). Dickey-Fuller (DF) testinde birinci dereceden otoregresif (AR-autoregressive) süreç, yani AR(1) süreci geçerliyken Genişletilmiş Dickey-Fuller (AugmentedDickey-Fuller-ADF) testinde AR(P) süreci (P, gecikme uzunluğu) geçerlidir (Mert ve Çağlar, 2019: 99).

farklı dereceden bütünlük olması durumunda da zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkisini ortaya koymak mümkündür. Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (Autoregressive-Distributed Lag-ARDL) eşbütünlük yöntemi (veya diğer adıyla sınır eşbütünlük/boundointegration yöntemi), analiz edilen değişkenlerin birinci dereceden bütünlük/I(1), sıfırıncı dereceden bütünlük/I(0) ya da kimi değişkenlerin birinci dereceden bütünlük/I(1) kimi değişkenlerin ise sıfırıncı dereceden bütünlük/I(0) olduğunda kullanılması mümkündür (Nkoro ve Uko, 2016: 63-64). Hatta Pesaran, Shine ve Smith R. J.'ye göre, sınır (bound) testi yaklaşımıyla bağımsız değişkenlerin trendde durağan/I(0) mı oldukları veya birinci farkları alınca mı durağan/I(1) oldukları tam olarak tespit edilememesi durumunda dahi, bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koymak mümkündür (Pesaran vd., 2001: 289)¹⁰. Ancak Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL) yaklaşımında, incelenen zaman serilerinin hiçbiri, ikinci dereceden/I(2) ve daha yukarı dereceden bütünlük olmaması gerekir (Göktaş, vd., 2019: 110-111).

Sınır (bound) eşbütünlük yaklaşımı, kısıtsız hata düzeltme modeline (unrestrictederrorcorrection model-UECM) dayanmaktadır (Çil, 2018: 408). Bu çalışmada uzun dönemde eşbütünlüğün sınırlı kısıtsız hata düzeltme modeli, eşitlik (3)'teki gibidir.

$$\Delta \ln MI_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta \ln MI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} \Delta \ln enfla_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_{3i} \Delta \ln NDV_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_{4i} \Delta \ln NIV_{t-i} + \sum_{i=0}^s \delta_{5i} \Delta \ln Dovge_{t-i} + \sum_{i=0}^k \delta_{6i} \Delta \ln Ykh_{t-i} + \beta_1 \ln MI_{t-1} + \beta_2 \ln enfla_{t-1} + \beta_3 \ln NDV_{t-1} + \beta_4 \ln NIV_{t-1} + \beta_5 \ln Dovge_{t-1} + \beta_6 \ln Ykh_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(3)$$

Eşitlik (3)'te yer alan Δ fark operatörünü (işlemcisini); ε_t beyaz gürültü özelliğini taşıyan hata terimini; δ_0 sabit terimi; p, m, n, r, s ve k sırasıyla $\ln MI$, $\ln enfla$, $\ln NDV$, $\ln NIV$, $\ln Dovge$ ve $\ln Ykh$ değişkeninin optimal gecikme uzuluğunu; β katsayıları uzun dönem dinamiklerini belirten katsayıları ve δ katsayıları ise kısa dönem dinamiklerini belirten katsayıları belirtmektedir. H_0 hipotezi uzun dönem dinamiklerini belirten tüm katsayıların sıfıra eşit olduğunu, yani değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını belirtmektedir. Buna karşın, H_1 alternatif hipotez ise uzun dönem dinamiklerini belirten tüm katsayıların sıfıra eşit olmadığı, yani değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu yönündedir (Nkoro ve Uko, 2016: 80-81). Eşitlik (3)'e göre H_0 hipotezi, $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$ biçiminde olacaktır. H_1 hipotezi ise $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ ve β_6 , katsayılarının tümünün sıfıra eşit olmadığı yönündedir.

Eşbütünlük ilişkisinin bulunmasının ardından değişkenler arasındaki uzun dönem modelinin tahminine geçilir (Göktaş vd., 2019: 141-142). Eşbütünlüğün olduğu sonucuna ulaşılması durumunda, bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini belirlemek için kullanılacak olan ARDL modeli, eşitlik (4)'teki gibidir.

$$\Delta \ln MI_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta \ln MI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} \Delta \ln enfla_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_{3i} \Delta \ln NDV_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_{4i} \Delta \ln NIV_{t-i} + \sum_{i=0}^s \delta_{5i} \Delta \ln Dovge_{t-i} + \sum_{i=0}^k \delta_{6i} \Delta \ln Ykh_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(4)$$

Bu çalışmada ARDL modeline göre değişkenler arasındaki kısa dönem ilişki ise eşitlik (5)'teki gibidir.

¹⁰Pesaran, Shine ve Smith R. J.'nin önerdikleri sınır (bound) testinde analiz edilen değişkenlerin gecikmeli hallerinin anlamlılığı, koşullu kısıtsız hata düzeltme modeli (errorcorrection model) aracılığı ile test edilmektedir. F istatistik değeri (Wald testi), tespit edilen kritik değerler arasında olmadığı sürece bağımsız değişkenlerin bütünlük dereceleri bilinmese dahi, kesin bir sonuca ulaşılabilmektedir. Ancak hesaplanan F istatistik değeri, belirlenen iki kritik değer arasında bir yerde ise kesin bir sonuç çıkarmak mümkün değildir (Pesaran vd., 2001: 290). Sınır (bound) eşbütünlük yaklaşımında, F istatistik değeri, I(1) üst kritik değerden daha yüksek bir değer alması durumunda, incelenen değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğu anlamına gelir. Buna karşın, F istatistik değeri, I(0) alt değerden daha düşük bir değerde ise incelenen değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olmadığı anlamına gelmektedir (Toker ve Gürel, 2019: 341).

$$\Delta \ln MI_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta \ln MI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} \Delta \ln enfla_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_{3i} \Delta \ln NDV_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_{4i} \Delta \ln NIV_{t-i} + \sum_{i=0}^s \delta_{5i} \Delta \ln Dovege_{t-i} + \sum_{i=0}^k \delta_{6i} \Delta \ln Ykh_{t-i} + \gamma ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(5)$$

Eşitlik (5)'te yer alan γ katsayısı ECT_{t-1} değişkenin katsayısını belirtmektedir. ECT_{t-1} değişkeni ise uzun dönem ilişkiden elde edilen hata terimlerinin bir dönem gecikmeli halini belirtmektedir (Karagöl vd., 2007: 78). Hata düzeltme mekanizmasının çalışması için hata düzeltme katsayısının negatif bir değer alması ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekir (Mert ve Çağlar, 2019: 296). ECT_{t-1} değişkeninin katsayısının (γ) pozitif işaretli olması, uzun dönem dengesinden bir sapma olduğunda uzun dönem dengesinden uzaklaşılacağını göstermektedir. Buna karşın, ECT_{t-1} değişkeninin katsayısı negatif işaretli olması durumunda, sapmanın azalacağını ve uzun dönem dengeye yaklaşılabileceğini göstermektedir (Dikmen, 2018: 335).

4.2. Ampirik Bulgular

Değişkenlerin durağanlık durumlarını ortaya koymak için, Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller-ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinden faydalanılmıştır. Tablo 3'te Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testinin sonuçları, Tablo 4'te ise Phillips-Perron (PP) birim kök testinin sonuçları verilmiştir.

Olasılık değerleri dikkate alındığında (%5 anlamlılık düzeyine göre), Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi sonuçlarına göre, $\ln MI$, $\ln Ykh$, $\ln NDV$ ve $enfla$ değişkenlerinin gerek sabit terimli modelde, gerekse sabit terimli ve trendli modelde düzeyde durağan olmadıkları anlaşılmaktadır. Ancak Tablo 3'te görüldüğü üzere, birinci fark alındığında $\ln MI$, $\ln Ykh$, $\ln NDV$ ve $enfla$ değişkenleri hem sabit terimli modelde hem de sabit terimli ve trendli modelde durağanlaşmaktadır. Bu açıdan $\ln MI$, $\ln Ykh$, $\ln NDV$ ve $enfla$ değişkenlerinin birinci dereceden bütünlük oldukları, yani I(1) oldukları görülmektedir. $\ln NIV$ değişkeninin (%5 anlamlılık düzeyine göre) sabit terimli modelde durağan olduğu I(0), sabit terimli ve trendli modelde göre ise durağan olmadığı görülmektedir. Ancak $\ln NIV$ değişkeninin birinci farkı alındığında sabit terimli ve trendli modelde durağanlaştığı anlaşılmaktadır. Bu açıdan $\ln NIV$ değişkeni için sabit terimli ve trendli modelde I(1) durumu geçerlidir. $\ln Dovege$ değişkeni incelendiğinde ise gerek sabit terimli model itibarıyla gerekse sabit terimli ve trendli model itibarıyla $\ln Dovege$ değişkeninin düzeyde durağan olduğu, yani I(0) olduğu görülmektedir.

Tablo 3. Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller-ADF) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzye Değerler		Birinci Fark Değerleri	
	Sabit Terimli Model	Sabit Terimli ve Trendli Model	Sabit Terimli Model	Sabit Terimli ve Trendli Model
$\ln MI$	-1,092 (0,718)	-3,277* (0,074)	-16,337*** (0,000)	-16,346*** (0,000)
$\ln Dovege$	-5,608*** (0,000)	-9,722*** (0,000)	-10,001*** (0,000)	-9,970*** (0,000)
$\ln Ykh$	-2,063 (0,260)	-1,021 (0,937)	-9,424*** (0,000)	-9,713*** (0,000)
$\ln NDV$	-1,126 (0,705)	-3,224* (0,083)	-13,493*** (0,000)	-13,451*** (0,000)
$\ln NIV$	-2,979** (0,039)	-3,024 (0,129)	-14,532*** (0,000)	-14,488*** (0,0000)
$enfla$	-2,134 (0,232)	-2,653 (0,258)	-9,891*** (0,000)	-7,536*** (0,000)

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Parantez içindeki değerler ise olasılık değerini göstermektedir. Değerler virgülden sonra üç basamağa göre yuvarlanmıştır.

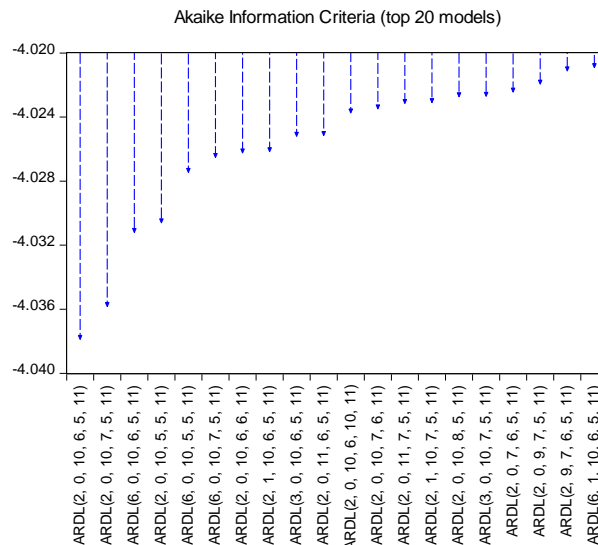
Tablo 4'te yer alan Phillips-Perron (PP) birim kök testi sonuçlarına göre, $\ln M1$, $\ln Ykh$, $\ln NDV$ ve $enfla$ değişkenlerinin (%5 anlamlılık düzeyine göre) hem sabit terimli model itibariyle hem de sabit terimli ve trendli model itibariyle düzeyde durağan olmadıkları anlaşılmaktadır. Ancak Tablo 4'te görüldüğü üzere, birinci fark alındığında, $\ln M1$, $\ln Ykh$, $\ln NDV$ ve $enfla$ değişkenleri hem sabit terimli modelde hem de sabit terimli ve trendli modelde durağanlaşmaktadır. Yani $\ln M1$, $\ln Ykh$, $\ln NDV$ ve $enfla$ değişkenleri için, I(1) durumu söz konusudur. $\ln Dovge$ ve $\ln NIV$ değişkenlerinin ise gerek sabit terimli modelde, gerekse sabit terimli ve trendli modelde düzeyde durağan oldukları anlaşılmaktadır. Bu durumda, $\ln Dovge$ ve $\ln NIV$ değişkeni için I(0) durumu geçerlidir.

Tablo 4. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzye Değerler		Birinci Fark Dğerleri	
	Sabit Terimli Model	Sabit Terimli ve Trendli Model	Sabit Terimli Model	Sabit Terimli ve Trendli Model
$\ln M1$	-1,178 (0,683)	-3,146* (0,099)	-16,712*** (0,000)	-16,762*** (0,000)
$\ln Dovge$	-8,724*** (0,000)	-9,772*** (0,000)	-77,757*** (0,000)	-78,506*** (0,000)
$\ln Ykh$	-2,241 (0,193)	-1,175 (0,912)	-9,434*** (0,000)	-9,726*** (0,000)
$\ln NDV$	-1,093 (0,718)	-3,358* (0,061)	-13,521*** (0,000)	-13,480*** (0,000)
$\ln NIV$	-6,010*** (0,000)	-6,137*** (0,000)	-19,610*** (0,000)	-19,546*** (0,000)
$enfla$	-1,770 (0,394)	-1,977 (0,609)	-9,713*** (0,000)	-9,677*** (0,000)

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Parantez içindeki değerler ise olasılık değerini göstermektedir. Değerler virgülden sonra üç basamağa göre yuvarlanmıştır.

Tablo 3 ve Tablo 4'ten anlaşıldığı üzere, $\ln M1$, $\ln Ykh$, $\ln NDV$ ve $enfla$ değişkenleri birinci dereceden bütünleşiktir ($\ln M1$, $\ln Ykh$, $\ln NDV$ ve $enfla$, I(1)'dir). Buna karşın, $\ln Dovge$ değişkeni sıfırıncı dereceden bütünleşiktir ($\ln Dovge$ I(0)'dir). $\ln NIV$ değişkeninin ise I(0) veya I(1) olduğu kesin değildir. Ancak analiz edilen hiçbir değişkenin ikinci ve daha yukarı dereceden bütünleşik olmadığı görülmektedir. Bu nedenle bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisini araştırmak için, otoregresif dağıtılmış gecikme (Autoregressive-Distributed Lag-ARDL) eşbütünleşme yöntemi kullanılmıştır.



Şekil 1. Akaike Bilgi Kriterine Göre En İyi İlk 20 ARDL Modeli

Şekil 1’de maksimum gecikme uzunluğunun tüm değişkenler için 11 olarak belirlenmesi durumunda Akaike bilgi kriterine göre en iyi ilk 20 ARDL modeli yer almaktadır. Buna göre ilk 20 ARDL modeli içerisinde en iyi model, Akaike bilgi kriteri en düşük olan, ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) modelidir¹¹.

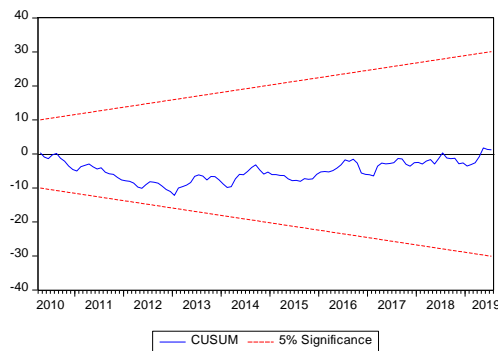
Tablo 5. ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) Modeli İçin Bazı Tanısal (Diagnostik) Testlere İlişkin Sonuçlar

Tanısal (Diagnostik) Testler	İstatistik Değerler
R ²	0,998
Düzeltilmiş R ²	0,998
F-İstatistiği	1811,407 (0,000) ^a
Breusch-Godfrey (Otokolerasyon) LM Testi	0,741 (0,455) ^{b, c}
Breusch-Pagan-Godfrey (Değişen Varyans) Testi	0,153 (0,176) ^c
Jarque-Bera (Normallik) Testi	3,695 (0,158) ^d
RamseyReset (Belirleme) Testi	0,253 (0,616) ^a

Not: a parantez dışındaki değer F değerini, parantez içindeki değer ise F değerinin olasılık değerini göstermektedir. b gecikme uzunluğu olarak 12 belirlenmiştir. c Parantez dışındaki değer F değerini olasılık değerini, parantez içindeki değer ise Obs*R² değerine aitki-kare olasılık değerini belirtmektedir. d parantez dışındaki değer normallik testi için Jarque-Bera değerini, parantez içindeki değer ise Jarque-Bera olasılık değerini göstermektedir. Değerler virgülden sonra üç basamağa göre yuvarlanmıştır.

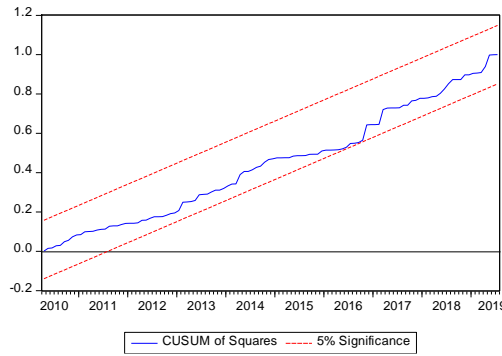
ARDL eşbütünleşme analizinde uzun dönem ilişkiyi ortaya koymak için yapılan F- Sınır testinden önce, tahmin edilen ARDL modeline ilişkin bir takım tanısal (diagnostik) testlerin uygulanması gerekir (Mert ve Çağlar, 2019: 284). Tablo 5’te tahmin edilen ARDL modeline ilişkin birtakım tanısal (diagnostik) testlerin sonuçları verilmiştir. Buna göre gerek R² değerine, gerekse düzeltilmiş R² değerine göre ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) modelinde yer alan bağımsız değişkenler (*lnDovge*, *lnYkh*, *lnNDV*, *lnNIV*, *enfla*), bağımlı değişkendeki (*lnMI*) değişikliğin %99’dan fazlasını açıklıyor. Tablo 5’te F-istatistiğine ait olasılık değeri (0,000), 0,05’ten küçük olduğu için ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) modelinde bağımsız değişkenlerin birlikte anlamlı oldukları görülmektedir. Bunların dışında tahmin edilen ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) modelinde otokolerasyon sorunu ile değişen varyans sorununun bulunmadığı, normallik varsayımının geçerli olduğu ve belirleme hatasının olmadığı anlaşılmaktadır.

ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) modelinde tahmin edilen katsayıların istikrarlı olduğunu Şekil 2’deki CUSUM ve Şekil 3’teki CUSUM-SQUARE grafiğinden anlamak mümkündür. Çünkü gerek CUSUM, gerekse CUSUM-SQUARE çizgisi (mavi çizgi) %5 anlamlılık sınırları (kesikli ve kırmızı olan çizgiler) dışına çıkmamıştır.



Şekil 2. ARDL (2, 0, 10, 6, 5, 11) Modelinin CUSUM Grafiği

¹¹ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) modelinde 2, 0, 10, 6, 5 ve 11 sayıları sırasıyla *lnMI*, *enfla*, *lnNDV*, *lnNIV*, *lnDovge* ve *lnYkh*değişkeni için Akaike bilgi kriterine göre optimal gecikme uzunluğunu belirtmektedir.



Şekil 3. ARDL (2,0,10,6,5,11) Modelinin CUSUM - SQUARE Grafiği

Bulunan uzun dönem ilişkisinin gerçek bir ilişkiyi yansıtmayı yansıtmadığını belirleyebilmek için, zaman serilerin eşbütünlük olması gerekmektedir (Mert ve Çağlar, 2019: 294). Tablo 6’da ARDL (2, 0, 10, 6, 5, 11) eşbütünlük testinin sonuçları verilmiştir. Tablo 6’da görüldüğü üzere, F-istatistik değeri (4,085), %5 anlamlılık düzeyine göre belirlenen üst kritik değerden (4,015) daha büyük bir değere sahiptir. Bu nedenle değişkenler arasında bulunan uzun dönemli ilişki %5 anlamlılık düzeyine göre gerçek bir ilişkidir.

Tablo 6. ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) Eşbütünlük-Sınır (Bound) Testi Sonuçları

Seçilen Model	Kısıtsız Sabit Terimli ve Trendsiz Model
F-istatistik Değeri	4,085
F- Sınır Testi İçin Kritik Değerler (%5 Anlamlılık Düzeyine Göre)(Örneklem/n=80)	
Alt Kritik Değer/I(0)	Üst Kritik Değer/I(1)
2,787	4,015

Not: Değerler virgülden sonra üç basamağa göre yuvarlanmıştır.

Tablo 7. ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) Modelindeki Değişkenlerin Uzun Dönem İlişisine Ait Bilgiler

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
<i>lnYkh</i>	0,718***	0,025	29,048	0,000
<i>lnDovge</i>	-0,070***	0,023	-3,030	0,003
<i>lnNDV</i>	0,271***	0,070	3,899	0,000
<i>lnNIV</i>	0,042***	0,011	3,693	0,000
<i>enfla</i>	-0,008***	0,002	-3,255	0,002

Not: *** %1 anlamlılık düzeyine göre anlamlıdır. Değerler virgülden sonra üç basamağa göre yuvarlanmıştır.

Tablo 7’de bağımlı değişken (*lnM1*) ile bağımsız değişkenler (*lnYkh*, *lnDovge*, *lnNDV*, *lnNIV*, *enfla*) arasındaki uzun dönem ilişkisi verilmiştir. Tablo 7’de verilen tüm bağımsız değişkenlere ait katsayıların %1 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı olduğu saptanmıştır. Ayrıca *lnDovge* ve *enfla* değişkenlerine ait katsayıların negatif, *lnYkh*, *lnNDV* ve *lnNIV* değişkenlerine ait katsayılar ise pozitif olduğu görülmektedir. Tablo 7’deki bilgilere göre bankacılık sektörüne ait yurt içi kredi hacminin %1 oranında artması sonucunda, M1 ulusal para arzı yaklaşık olarak %0,72 oranında bir artış gösterecektir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası net dış varlıklar değişkenindeki %1’lik bir artış sonucunda, M1 ulusal para arzı yaklaşık olarak %0,27’lik bir artış gösterecektir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası net iç varlıklarında %1’lik artışın sonucunda ise M1 ulusal para arzı yaklaşık olarak %0,04 oranında artacaktır. Bu haliyle Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası net dış

varlıklarının net iç varlıklara göre M1 ulusal para arzını daha çok etkilediği görülmektedir. Tablo 7'ye göre enflasyondaki %1'lik artış sonucunda, M1 ulusal para arzının yaklaşık olarak %0,8 oranında¹² azalacağı görülmektedir. Bağımsız değişkenler içerisinde ulusal para arzını en çok etkileyen değişkenin enflasyon değişkeni olduğu görülmektedir.

Tablo 7'ye göre net döviz geliri (girişi) incelendiğinde net döviz gelirindeki (girişindeki) %1'lik bir artış sonucunda, M1 ulusal para arzının yaklaşık olarak %0,07 oranında düşüş göstereceği görülmektedir. Bu durum ise esnek döviz kuru sisteminde döviz gelirindeki (girişindeki) değişikliğe bağlı olarak döviz kurlarının değişmesi ve döviz kurlarındaki değişikliğe bağlı olarak da iktisadi ajanların (spekülatörlerin) ulusal para cinsinden olan kaydi paralarını, döviz cinsinden kaydi paralara veya döviz cinsinden tuttıkları kaydi paralarını ulusal para cinsinden kaydi paralara dönüştürmeleriyle ilgilidir. Eğer bir ekonominin net döviz geliri (girişi) artış gösterirse (ceterisparibus) döviz kurları düşüş (ulusal para yabancı para karşısında değer kazanacaktır) gösterecektir. İktisadi ajanların (spekülatörlerin) döviz kurlarının artık dip noktaya ulaştığını düşünmeleri durumunda, ulusal para cinsinden olan kaydi paralarını döviz cinsinden kaydi paralara dönüştüreceklerdir. Bunun üzerine, ulusal para arzı düşüş gösterecektir. Tersi durumda geçerlidir (viceversa). Yani bir ekonominin net döviz geliri (girişi) düşüş göstermesi durumunda (ceterisparibus), döviz kurları artacaktır (ulusal para yabancı para karşısında değer kaybedecektir). Bu durumda iktisadi ajanlar (spekülatörler) döviz kurlarının zirveye ulaştığını düşünmeleri durumunda sahip oldukları döviz cinsinden kaydi paralarını ulusal paraya dönüştüreceklerdir. Böylelikle ulusal para arzı artacaktır. Sonuçta görüldüğü üzere, bir ekonominin net döviz geliri (girişi), ulusal para arzını zıt yönde etkileyecektir.

Tablo 8. ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) Modeline İlişkin Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği
$\Delta(\ln MI(-1))$	-0,209	0,081	-2,576
$\Delta(\ln NDV)$	-0,008	0,044	-0,187
$\Delta(\ln NDV(-1))$	-0,031	0,045	-0,678
$\Delta(\ln NDV(-2))$	-0,093	0,045	-2,073
$\Delta(\ln NDV(-3))$	-0,065	0,047	-1,401
$\Delta(\ln NDV(-4))$	-0,064	0,045	-1,422
$\Delta(\ln NDV(-5))$	-0,102	0,048	-2,144
$\Delta(\ln NDV(-6))$	-0,114	0,048	-2,373
$\Delta(\ln NDV(-7))$	-0,049	0,049	-0,987
$\Delta(\ln NDV(-8))$	-0,060	0,048	-1,254
$\Delta(\ln NDV(-9))$	0,093	0,046	2,027
$\Delta(\ln NIV)$	0,004	0,003	1,286
$\Delta(\ln NIV(-1))$	-0,008	0,005	-1,757
$\Delta(\ln NIV(-2))$	-0,009	0,005	-1,944
$\Delta(\ln NIV(-3))$	-0,004	0,004	-0,931
$\Delta(\ln NIV(-4))$	0,005	0,004	1,278
$\Delta(\ln NIV(-5))$	-0,006	0,004	-1,651
$\Delta(\ln Dovge)$	-0,005	0,003	-1,465
$\Delta(\ln Dovge(-1))$	0,012	0,005	2,444
$\Delta(\ln Dovge(-2))$	0,007	0,004	1,641
$\Delta(\ln Dovge(-3))$	0,014	0,004	3,498
$\Delta(\ln Dovge(-4))$	0,010	0,003	3,081
$\Delta(\ln Ykh)$	1,216	0,156	7,809
$\Delta(\ln Ykh(-1))$	0,388	0,190	2,043
$\Delta(\ln Ykh(-2))$	-0,076	0,173	-0,441

¹²Enflasyon oranının doğal logaritması alınmadığı için, enflasyondaki %1'lik artış ulusal para arzını (M1 açısından) yaklaşık olarak %0,008 oranında değil, %0,80 oranında düşürmektedir.

$\Delta(\ln Ykh(-3))$	0,218	0,176	1,233
$\Delta(\ln Ykh(-4))$	0,140	0,176	0,795
$\Delta(\ln Ykh(-5))$	0,147	0,176	0,836
$\Delta(\ln Ykh(-6))$	0,299	0,172	1,739
$\Delta(\ln Ykh(-7))$	0,157	0,179	0,880
$\Delta(\ln Ykh(-8))$	-0,262	0,172	-1,518
$\Delta(\ln Ykh(-9))$	-0,277	0,170	-1,627
$\Delta(\ln Ykh(-10))$	-0,344	0,155	-2,223
Sabit	-0,074	0,020	-3,780
ECT_{t-1}	-0,358	0,071	-5,060
R^2			0,631
Düzeltilmiş R^2			0,523
F-İstatistiği			5,874 (0,000) ^a

Not: Δ fark operatörünü (işlemcisini) belirtmektedir. a parantez dışındaki değer F-istatistiğine ilişkin değeri, parantez içindeki değer ise F-istatistiğinin olasılık değerini göstermektedir. Değerler virgülden sonra üç basamağa göre yuvarlanmıştır.

Tablo 9. ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) Modeline İlişkin t-Sınır Testi

ECT_{t-1} değişkeninin t-istatistik Değeri	-5,060	
t- Sınır Testi İçin Kritik Değerler		
Anlamlılık Düzeyi	Alt Kritik Değer/I(0)	Üst Kritik Değer/I(1)
% 10	-2,570	-3,860
% 5	-2,860	-4,190
% 2,5	-3,130	-4,460
% 1	-3,430	-4,790

Tablo 8’de görüldüğü üzere, hata düzeltme terimine (ECT_{t-1}) ilişkin katsayı (-0,358) negatif işaretlidir. Bunun dışında Tablo 9’a bakıldığında verilen tüm anlamlılık düzeylerine (%1; %2,5; %5; %10) göre hata düzeltme terimine (ECT_{t-1}) ilişkin katsayının (-0,358) istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Çünkü mutlak değer olarak ECT_{t-1} değişkenine ait t-istatistiğinin değeri (5,060), Tablo 9’da verilen tüm üst kritik değerlerin (3,860; 4,190; 4,460; 4,790) üzerindedir. Hata düzeltme terimine (ECT_{t-1}) ilişkin katsayının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, ARDL(2, 0, 10, 6, 5, 11) modeline ilişkin hata düzeltme modelinin çalıştığını ortaya koymaktadır. Bilindiği üzere, hata düzeltme mekanizmasının çalışması için, ECT_{t-1} değişkenine ait katsayının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması gereklidir (Mert ve Çağlar, 2019: 296). Buna göre bir şok nedeniyle uzun dönem dengesinde ortaya çıkan sapmanın (Tablo 8’deki ECT_{t-1} değişkeninin katsayısından anlaşıldığı üzere) yaklaşık %36’sı bir sonraki ay giderilmektedir. Uzun dönemden sapmanın tümü ise yaklaşık olarak 2,8 ay (1 sayısının Tablo 8’deki ECT_{t-1} değişkeninin katsayısına bölünmesiyle bulunmuştur) sonra giderilmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye’nin net döviz gelirinin (girişinin) M1 ulusal para arzı üzerindeki etkisi Ocak 2006-Temmuz 2019 dönemi (aylık veriler) itibarıyla araştırılmıştır. Net döviz gelirinin (girişinin) M1 ulusal para arzı üzerindeki etkisini ortaya koymak için ARDL eşbütünleşme yaklaşımı tercih edilmiştir. Çalışmada kullanılan modelde bağımlı değişken olarak M1 ulusal para arzı seçilmiştir. Bağımsız değişkenler olarak ise net döviz geliri, bankacılık sektörü yurt içi kredi hacmi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın net iç ve dış varlıkları ile enflasyon değişkeni seçilmiştir. Ampirik çalışmanın sonucunda bankacılık sektörü yurt içi kredi hacmi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın net iç varlıkları ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın net dış varlıkları değişkeninin ulusal para arzını pozitif yönlü etkilediği saptanmıştır. Enflasyon değişkeni ile net döviz gelirinin ise ulusal para arzını negatif yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Bu durum beklentilerle örtüşmektedir.

Bankacılık sektörü yurt içi kredi hacmi değişkeninin para arzını pozitif yönde etkilemesi beklenmektedir. Bilindiği üzere bankacılık dışı kesime ticari bankaların kredi açması durumunda kaydi para üretilmiş olunur (Schricker ve Rubin, 1992: 60). Bunun dışında Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası net dış ve iç varlıklarının ulusal para arzını (M1 açısından) pozitif yönde etkilemesi de beklenen bir durumdur. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası net dış ve iç varlıklar toplamı kaynak esasına göre para tabanını¹³ vermektedir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın piyasadan döviz satın alması durumunda, net dış varlıklar ve böylece para tabanı artış gösterecektir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın bankacılık sektörüne yönelik kredi açması durumunda, net iç varlıklar ve böylece para tabanı artış gösterecektir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası eğer açık piyasa işlemleri ile menkul kıymet satımına başvurursa net iç varlıklar ve para tabanı düşüş gösterecektir (Yanar vd., 2016: 45). Güneş, Türkiye'nin 1970-1988 dönemini kapsayan ampirik çalışmasında, net dış varlıklardaki artışın gerek M1 gerekse M2 para arzını önemli ölçüde artırdığı bulgusuna ulaşmıştır (Güneş, 1990: 34-35). Para arzını etkileyen değişkenler arasında enflasyonu da unutmamak gerekir. Enflasyonun para arzını negatif yönde etkilemesi de beklenen bir durumdur. Bu durumun bir nedeni, bilindiği üzere enflasyonun artması durumunda merkez bankalarının fiyat istikrarı için daraltıcı para politikası uygulamaları, deflasyon (negatif enflasyon) durumunda ise genişletici para politikası uygulamalarıdır. Bunun dışında, enflasyonist dönemlerde sahip oldukları ulusal para cinsindeki mevduatlarının reel olarak değer kaybetmesini önlemek isteyen iktisadi aktörler, mevduatlarını farklı finansal araçlara dönüştürmeleri (örneğin ulusal para cinsindeki mevduatları dövize dönüştürme) durumunda ulusal para arzı düşüş gösterecektir. Enflasyon oranı düştüğünde ise ulusal para değer kazanacağı için (ceterisparibus), iktisadi aktörler diğer finansal araçlardan ayrılıp ulusal para cinsindeki mevduatlara yönelecektir. Net döviz gelirinin ulusal para arzını negatif yönde etkilemesi de beklentilere uygundur. Bu durum döviz üzerinden yapılan spekülasyon faaliyetleriyle ilgilidir. Diğer koşullar sabitken (ceterisparibus) Türkiye'nin net döviz geliri (girişi) artarsa döviz kurları düşüş gösterecektir (Türk lirası yabancı para karşısında değer kazanacaktır). Bu durumda spekülasyoncular Türk lirası cinsindeki mevduatlarını döviz mevduatına dönüştüreceklerdir. Böylelikle net döviz gelirinin (girişinin) artış göstermesiyle birlikte ulusal para arzı (Türk lirası arzı) düşüş gösterecektir. Bunun terside geçerlidir. Eğer Türkiye'nin net döviz geliri (girişi) azalrsa döviz kurları yükselecektir (Türk lirası yabancı para karşısında değer kaybedecektir). Bunun sonucunda spekülasyoncular döviz cinsinden mevduatlarını Türk lirası mevduatına dönüştüreceklerdir. Böylelikle net döviz gelirindeki (girişindeki) düşüşle birlikte ulusal para arzı (Türk lirası arzı) artış gösterecektir. Elde edilen ampirik sonuçlara göre Türkiye'nin net döviz gelirinde (girişinde) %1'lik bir artışın sonucunda M1 ulusal para arzı yaklaşık olarak %0,07 oranında düşüş gösterecektir. Ayrıca bir şok nedeniyle uzun dönem dengesinden sapılması durumunda bir ay sonra sapmanın yaklaşık olarak %36'sının; 2,8 ay sonra ise sapmanın tümüyle ortadan kalkacağı saptanmıştır. Net döviz gelirinin (girişin) ulusal para arzı üzerindeki etkisini bilmek büyük önem taşımaktadır. Para otoriteleri para arzını belirlerken ülkenin net döviz gelirindeki (girişindeki) değişimi de dikkate alarak ulusal para arzını tespit etmeleri, daha sağlıklı bir para politikasının yürütülmesini sağlayacaktır.

KAYNAKÇA

- Almutair, S. (2015). A Cointegration Analysis of Money Supply and Saudi Stock Price Index. *International Journal of Economics and Finance*. 7(5): 153-165.
- Barfuß, K. M. (1993). *Geld und Währung*. Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Brunetti, A. (2012). *Wirtschaftskrise ohne Ende?: US-Immobilienkrise, Globale Finanzkrise, Europäische Schuldenkrise*. Bern: Hep der Bildungsverlag.
- Brunetti, A. (2018). *Ausnahmezustand: Das turbulente Jahrzehnt nach der Großen Finanzkrise*. Bern: Hep der Bildungsverlag.
- Bulut, E. (2018). *Uluslararası İktisat*. Ankara: Monopol Yayınları.
- Cepni, O. ve Guney, I. E. (2017). Endogeneity of Money Supply: Evidence from Turkey. *Journal of Finance & Banking Studies*. 6(1): 1-10.

¹³ Para tabanı ile parasal taban farklı kavramlardır (Yanar vd., 2016:45).

- Çelik, K. (2015). *Uluslararası İktisat*. Trabzon: Celepler Matbaacılık Yayın Dağıtım.
- Çil, N. (2018). *Finansal Ekonometri*. İstanbul: Der Yayınları.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 74(366): 427-431.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*. 49(4): 1057-1072.
- Dikmen, N. (2018). *Ekonometriye Giriş: Temel Kavramlar ve Uygulamalar*. Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Dritsakis, N. (2011). Demand for Money in Hungary: An ARDL Approach. *Review of Economics & Finance*. 1-16.
- Gischer, H., Herz, B. ve Menkhoff, L. (2012). *Geld, Kredit und Banken: Eine Einführung*. Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag.
- Göktaş, P., Pekmezci, A. ve Bozkurt, K. (2019). *Ekonometrik Serilerde Uzun Dönem Eşbütünleşme ve Kısa Dönem Nedensellik: Makroekonomik Verilerle Eviews ve Stata Uygulamaları*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Gujarati, D. N. (2011). *Temel Ekonometri*. Çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Güneş, H. (1990). *Türkiye’de Para Arzını Arttıran Nedenler*. İstanbul: İstanbul Ticaret Odası.
- Güvenek, B., Alptekin, V. ve Çetinkaya, M. (2010). Enflasyon ve Dolaylı Vergilerden Elde Edilen Gelirler Arasındaki İlişkinin VAR Yöntemiyle Analizi. *Kamu-İş*. 11(3): 1-28.
- Happe V., Horn G. ve Otto K. (2017). *Das Wirtschaftslexikon: Begriffe, Zahlen, Zusammenhänge*. Bonn: Verlag J. H. W. Dietz Nachf.
- Huber, J. (1998). *Vollgeld: Beschäftigung, Grundsicherung und weniger Staatsquote durch eine modernisierte Geldordnung*. Berlin: Duncker & Humblot.
- Idris, M. (2019). Interactive Mechanism of Money Supply and Economic Growth: Analysis of the Causal Relationship in Nigeria. *International Journal of Academic Research in Business & Social Sciences*. 9(7): 324-338.
- International Monetary Fund (2019). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2018*. Washington D.C..
- İşgüden, T. ve Turanlı, R. (1992). *Ansiklopedik Ekonomi Sözlüğü*. Eskişehir: Bilim Teknik Yayınevi.
- Kamacı, A., Ceyhan, M. S. ve Peçe, M. A. (2017). Kredi Hacminin Para Arzı ve Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*. ICMEB17 Özel Sayı: 400-409.
- Kaplan, F. (2016). Türkiye’nin Meyve ve Sebze İhracatı: Bir Çekim Modeli Uygulaması. *Journal of Yasar University*. 11 (42): 77-83.
- Karagöl, E., Erbaykal, E. ve Ertuğrul, H. M. (2007). Türkiye’de Ekonomik Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı. *Doğus Üniversitesi Dergisi*. 8(1): 72-80.
- Kesbiç, C. Y., Baldemir, E. ve Bakımlı, E. (2005). Bütçe Açıkları İle Parasal Büyüme ve Enflasyon Arasındaki İlişki: Türkiye İçin Bir Model Denemesi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 19(1): 81-98.
- Kofoğlu, İ. H. (2018). Para Arzı İçsellik Analizi Türkiye Örneği (2006-2017). *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*. 9(25): 136-152.
- Korkmaz, S. (2010). Yeni Keynesyen Phillips Eğrisinin Türkiye’ye Uygulanması. *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 6 (11): 141-162.
- Köksel, B. (2016). Türkiye Ekonomisinde Para Arzının İçselliği: 2006-2014 Dönemi Üzerine Bir Uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 30(2): 455-471.
- MacKinnon, J. G. (2010). Critical Values for Cointegration Tests. *Queen’s Economics Department Working Paper No. 1227*.
- Mert, M. ve Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Detay Yayıncılık.

- Nayan, S., Kadir, N., Abdullah, M. S. ve Ahmad, M. (2013). Post Keynesian Endogeneity of Money Supply: Panel Evidence. *MPRA Paper No. 48716*.
- Nesanır, Ö. (2011). Türkiye’de Para Arzı-Banka Kredileri İlişkisi: VAR Analizi (1986-2010). *Sosyal Bilimler Dergisi*. 1(2): 115-133.
- Nkoro, E. ve Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: Application and Interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*. 5(4): 63-91.
- Orhan, O. Z. ve Erdoğan, S. (2015). *Para Politikası*. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Özer, O. O. (2012). Türkiye’nin Tarım Ürünleri İhracat Fonksiyonu ve Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracatta Olan Etkileri. *Selçuk Tarım ve Gıda Bilimleri Dergisi*. 26(2): 63-69.
- Özgür, G. (2008). İçsel Para Teorisi’ne Genel Bir Bakış. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 26 (2): 51-79.
- Parasız, İ. (2009). *Para Banka ve Finansal Piyasalar*. Bursa: Ezgi Kitabevi.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*. 16(3): 289-326.
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*. 75(2): 335-346.
- Schricker, W. ve Rubin, E. (1992). *Geld, Kredit & Währungen*. München: Verlag für Wirtschaftsskripten.
- Sharifi-Renani, H. (2007). Demand for money in Iran: An ARDL approach. *MPRA Paper No. 8224*.
- Sinn, H. W. (2015). *Der Euro: Von der Friedensidee zum Zankapfel*. Çev. Florian Buck, Wolfgang Meister ve Hans Werner Sinn. München: Carl Hanser Verlag.
- Sinn, H. W. (2018). Fast 1000 Milliarden Target-Forderung der Bundesbank: Was steckt dahinter?. *Ifo Schnelldienst*. 71(14): 26-37.
- Tarı, R. (2016). *Ekonometri*. İstanbul: Kocaeli Üniversitesi Vakfı Yayınları.
- Tayyar, A. E. (2018). Endojen Para Arzının Politik Yönü: Türkiye İçin Toda-Yamamoto Nedensellik Analizinin Uygulanması. *Sosyal Bilimler Dergisi*. 5(26): 89-107.
- Toker, K. ve Gürel, S. P. (2019). Enflasyon- Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Ekonomisinde Mundell-Tobin Etkisinin Analizi. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. Sayı 36: 335-348.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2019). *100 Soruda Merkez Bankacılığı*. www.tcmb.gov.tr (Erişim Tarihi: 28.06.2019).
- Ülgen, G. (2017). *Makro İktisat*. İstanbul: Türkmen Kitabevi.
- Vera, A. P. (2001). The Endogenous Money Hypothesis: Some Evidence from Spain (1987-1998). *Journal of Post Keynesian Economics*. 23(3): 509-526.
- Yanar, İ., Sabuncuoğlu, M. U., Özdil, M. M., Uzun, E., Tözüm, İ. B., Oral Sevinç, F., Koldaş, T., Kara, A., Kiraz, T., Aydın, M., Berberoğlu, D. ve Yılmaz, T. (2016). *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Bilançosu ve Analitik Bilanço: Örnek Uygulamalar ve Bilanço Yansımaları*. Ankara: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası.
- Yurtkur Koç, A. (2019). Para Arzının İçselliği Hipotezi: Türkiye İçin Ampirik Bir Analiz (2006-2018). *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*. 24: 131-150.
- <https://www.bundesbank.de/dynamic/action/de/startseite/glossar/723820/glossar?firstLetter=G&contentId=648614> (Erişim Tarihi: 11.02.2020).
- http://www.tuik.gov.tr/PreIstatistikTablo.do?istab_id=650
- <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>