

## **PARA TALEBİ TAHMİNİ VE PARA İKAMESİ: TÜRKİYE İÇİN YAPISAL KIRILMALI TESTLERLE AMPİRİK BİR ANALİZ**

### **ESTIMATION OF DEMAND FOR MONEY AND CURRENCY SUBSTITUTION: AN EMPIRICAL ANALYSIS WITH STRUCTURAL BREAK TESTS FOR TURKEY**

**Emin ERTÜRK**

*Bursa Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü*  
*(eerturk@uludag.edu.tr)*  
ORCID: 0000-0003-2469-4417

**Bahar BAYSAL KAR**

*Bursa Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü*  
*(bhrbysl@gmail.com)*  
ORCID: 0000-0003-2335-6299

### **ÖZ**

Bu çalışmada, Türkiye için ampirik olarak para talebi fonksiyonu tahmin edilmektedir. Bu amaçla, para talebinin, reel gelirin, nominal faiz oranının, enflasyon oranının ve nominal efektif döviz kurunun fonksiyonu olduğu varsayılmıştır. Para talebi fonksiyonuna döviz kurunun dahil edilmesi para ikamesi hipotezinin test edilmesine olanak sağlamaktadır. Ampirik analizde 2005-2019 dönemine ait aylık verilerden faydalanılmıştır. Geleneksel ekonometrik yaklaşımlarda ortaya çıkabilecek olası yanlılığı ortadan kaldırmak için yapısal değişimleri açıklayan tahmin yöntemleri kullanılmıştır. Tahmin sonuçlarına göre para talebi reel gelirin pozitif ve nominal faiz, enflasyon ve nominal döviz kurunun negatif fonksiyonudur. Ayrıca istikrar testlerine göre yapısal değişimin yaşandığı dönem sonrasında para talebinin istikrarlı olmadığı tespit edilmiştir.

**Anahtar Sözcükler:** Para talebi, para ikamesi, yapısal kırılma, Türkiye

### **ABSTRACT**

In this paper, the money demand function is estimated for Turkey. For this purpose, the demand for money is assumed to be as the function of real income, nominal interest rate, inflation rate and nominal effective exchange rate. The inclusion of the nominal exchange rate in the money demand function allows the testing of the money substitution hypothesis. In the empirical analysis, monthly data for the period 2005-2019 are utilized. The estimation techniques that explain the structural changes are used in order to eliminate the possible bias in traditional econometric approaches. According to the estimation results, the demand for money is positive function of real income and negative function of nominal interest, inflation and nominal exchange rate. Moreover, according to the stability tests, it is found that the demand for money is not stable after the period of structural change.

**Keywords:** Money demand, currency substitution, structural breaks, Turkey

## 1. Giriş

Yüksek enflasyon Türkiye ekonomisinin 2001 krizi öncesinde tecrübe ettiği en önemli sorunlardan biridir. 2001 krizi sonrasında disiplinli para ve maliye politikasına, piyasa ekonomisi kurumlarının geliştirilmesine ve mali sektörün yapılandırılmasına dayanan bir ekonomi programı ile pek çok makroekonomik sorun gibi enflasyonla mücadelede de başarı sağlanmış, yüksek ve kronik enflasyon yerini tek haneli rakamlara bırakmıştır. Ancak Türkiye'yi de etkisi altına alan global finans krizi sonrasında fiyat istikrarı yanında finansal istikrar sağlamaya yönelik yeni politika arayışları ile çok sayıda amaca karşılık bu amaçlara ulaşmada yeterli politika aracının bulunmaması, Merkez Bankası'nın enflasyondaki düşüş eğiliminin devamlılığını sağlayamamasının nedenlerinden biri olarak gösterilmiştir (Gürkaynak vd., 2015: Özatay, 2012; Özatay, 2015). Bu politika başarısızlığına, birde jeopolitik risklerin, toplumsal gerilimlerin ve küresel gelişmelerin yarattığı belirsizlikler nedeni ile Türk lirasının değer kaybının fiyatlar genel düzeyine etkisi eklenince enflasyon artmaya başlamıştır.

Hem politika başarısızlığı hem de siyasi ve küresel gelişmelerin etkisi altında ortaya çıkan belirsizlikle, Türk lirasında yaşanan bu değer kayıpları yerleşiklerin yabancı para taleplerini ve Türk lirası ve yabancı para cinsinden alternatif varlıklara olan taleplerini arttırmıştır. Toplam mevduatların içinde yabancı mevduatların payı 2018 yılında % 50'ye yaklaşmıştır. Yerleşiklerin portföy bileşimindeki bu değişim yerli paranın değer saklama rolünün aşınması nedeniyle ortaya çıktığından teorik olarak dolarizasyon veya varlık ikamesi (asset substitution)<sup>1</sup> olarak adlandırılmaktadır (Yeyati, 2003: 3). Nitekim yüksek enflasyon tecrübe eden ekonomilerde paranın fonksiyonlarının aşınmasından ilk darbeyi değer saklama ve hesap birimi olma fonksiyonu almaktadır. Yerli paranın değişim aracı olma niteliğini de yitirmesi veya aynı anlama gelmek üzere değişim aracı olarak farklı para birimlerinin kullanılması para ikamesi<sup>2</sup> olarak adlandırılmaktadır (Giovannini ve Turtelboom, 1992; Calvo ve Vegh, 1992). Ancak literatürde para ikamesi ile dolarlaşma kavramı arasında net bir ayırım yapılmamakta, para ikamesi kavramı bu yönüyle iktisatta muğlak kavramlardan biri olarak yer bulmakta ve çoğu kez dolarizasyon ile aynı anlamda kullanılmaktadır (Ortiz, 1983; Calvo ve Vegh, 1992; Giovannini ve Turtelboom, 1992). Bununla birlikte genellikle yerli ve yabancı paraların göreceli risk ve getirilerinde beklenen değişmeye bağlı olarak bireylerin portföylerinin bileşiminde ortaya çıkan farklılaşma durumunu ifade etmek için dolarizasyon daha uygun bir kavram görünümündedir (Ortiz, 1983: 71) ve McKinnon'dan (1982) beri para ikamesinin ikinci kanalı olarak bilinmektedir.

Bu çalışmanın amacı Türkiye'deki bu para ikamesi sürecini portföy denge yaklaşımından yararlanarak ampirik olarak analiz etmektir. Portföy teorileri paranın değer saklama fonksiyonuna vurgu yapmaktadır ve belirli bir risk düzeyinde servetlerinin getirisini maksimize etmeye çalışan bireyler için para alternatif varlıklardan biridir (Civcir, 2003). Bu nedenle ekonometrik modellemede para talebinden yararlanılmış ve geleneksel para talebi fonksiyonu içine döviz kuru da dahil edilerek, milli paranın değerindeki değişmelerin para talebini ne ölçüde değiştirdiğinin analizi amaçlanmıştır.<sup>3</sup>

1 Daha geniş anlamıyla finansal dolarizasyon ise yerleşiklerin yabancı para cinsinden varlık ve yükümlülüklerinin bulunması anlamına gelmektedir (Yeyati, 2003:2).

2 Türkiye ekonomisinde 1980 sonrası yaşananlar tam bir para ikamesi sürecini yansıtmaktadır. Türkiye'deki yerleşikler günlük işlemlerinde yaygın olarak yabancı para bulundurmakta ve kullanmaktadır. Yabancı paranın günlük işlem ve fiyatlamalarda kullanılması para ikamesi, sadece değer saklama amacıyla portföylerde yer alması ise dolarizasyon olarak adlandırılmaktadır. Daha ayrıntılı bilgi için Ertürk (1991) incelenebilir.

3 Literatürde, Türkiye'de para ikamesi genellikle iki farklı biçimde analiz edilmektedir. Bunlardan biri portföy denge yaklaşımıdır. İkinci yaklaşımda, para stoku içerisinde yabancı para mevduatı oranı biçiminde tanımlanan para ikamesi oranı bağımlı değişken olmak üzere döviz kurundaki değişme beklenti, enflasyon beklenti, faiz farklılıkları gibi değişkenlerin para ikamesi oranı üzerindeki etkileri araştırılmaktadır (Selçuk, 1994; Taşseven vd., 2015).

İki yönüyle bu analiz literatürdeki diğerk çalıřmalardan farklılařmakta ve literatüre bu yönleri ile katkı sağlaması beklenmektedir. İlk olarak 2001 krizi sonrası dönemi incelemesidir. Bu konuyu ele alan çalıřmalar çoğunlukla bankaların yabancı para cinsinden mevduat açmalarının önündeki engellerin kaldırıldıđı 1980'li yıllardan 2000'li yılların başına kadar geçen dönemi analiz etmektedir (Akçay vd., 1997; Cıvcır, 2003; Selçuk, 1994; Yazgan ve Zer-Toker, 2010; Bahmani-Oskooee ve Karacal, 2006). Bu çalıřma Aralık 2005 döneminden bugüne kadar geçen dönemi incelemektedir. İkinci olarak mevzubahis çalıřmalarda kullanılan tahmin yöntemleri çoğunlukla serilerde ortaya çıkabilecek yapısal deđişmeleri dikkate almamaktadır ve olası yapısal deđişmeler ise tahmin sonuçlarını yanlı hale getirmektedir (Kumar ve Webber, 2013). Bu çalıřmada hem birim kök testlerinde hem de eş-bütünleşme analizinde yapısal kırılmalı testlerden faydalanılmıştır.

Çalıřmanın ikinci bölümünde, ilgili dönemde Türkiye ekonomisinde enflasyon ve döviz kuru volatilitesine neden olan gelişmelerden bahsedilmekte ve bu gelişmelerin yerli ve yabancı para talebine etkileri tartışılmaktadır. Üçüncü bölümde para talebi ve para ikamesi konusundaki ampirik literatüre yer verilmektedir. Dördüncü bölümde para talebi modeli ve ekonometrik yöntem tanıtılmakta ve beşinci bölümde ampirik analizin sonuçları sunulmaktadır. Son bölüm deđerlendirme bölümüdür.

## **2. Türkiye Ekonomisinde Geliřmeler ve Para İkamesi**

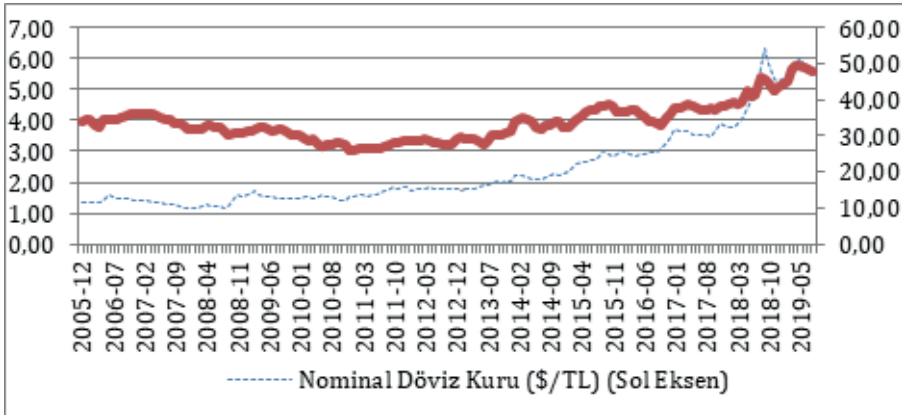
2001 krizini de tetikleyen makroekonomik sorunlar yeni bir istikrar programına öncülük etmiş, bu programın başarı ile uygulanması, özellikle 2006 yılına kadar geçen dönemi Türkiye ekonomisinin bir normalleşme süreci olarak adlandırılmasına neden olmuştur (Akkaya ve Gürkaynak, 2012). Bu dönemde dalgalı döviz kuru sistemine geçilmiş, para politikası stratejisi olarak da enflasyon hedeflemesi stratejisine başvurulmuştur. Ayrıca mali disiplin sağlmasına yönelik kurumsal deđişim ve düzenlemelerle Türkiye ekonomisi global finans krizine kadar istikrarlı ve yüksek oranlı büyüme tecrübe etmiş, enflasyon oranları tek haneye gerilemiş, M2 para arzı içerisinde döviz mevduatlarının oranı olarak ölçülen dolarizasyon oranı azalmaya başlamıştır.<sup>4</sup>

Ancak küresel kriz ve akabinde jeopolitik sorunların (Türkiye-ABD ilişkileri, Suriye sorunu vb), toplumsal gerilimlerin ve FED bilançosunun 2013 Mayıs ayından itibaren küçültülmesi ve faiz arttırma kararı, ticaret savaşları gibi küresel gelişmelerin etkisi ile yüksek enflasyon ve döviz kuru belirsizliđi başta olmak üzere çeşitli sorunlarla Türkiye ekonomisini yüz yüze getirmiştir.

Enflasyonla mücadelede 2002-2006 döneminde elde edilen başarının, 2006 sonrasında elde edilememesinde Merkez Bankasına kesilen fatura amaç ve araçlar arasındaki çeliřki ile ilgilidir. Buna göre amacı enflasyonu hedef aralıkta tutacak kısa vadeli faiz aracı Merkez Bankası tarafından 2006 yılına kadar dođru biçimde kullanılmış ve başarılı bir dezenflasyon süreci yaşanmıştır. Ancak küresel krizle birlikte özellikle gelişmiş ülkelerin krizle mücadele amaçları çerçevesinde yarattıđı likidite bolluđunun Türkiye'de kredi genişlemesine neden olması ve cari açığın sürdürülemez boyutlara ulaşması, fiyat istikrarı hedefi yanına başka hedeflerin eklenmesini gerektirmiştir. Merkez Bankasının bu hedeflere ulaşmada yeterli politika aracına sahip olmaması ise birincil hedefinden de sapmasına neden olmuştur (Akkaya ve Gürkaynak, 2012; Gürkaynak vd., 2015; Özatay, 2012).

<sup>4</sup> Bazı analizler dolarizasyonun 2001 krizinden itibaren bir düşüş eğiliminde olsa da, dolarizasyonun süregelen (persistence) doğasının devam ettiđini veya para ikamesi histerisinin varlıđını ileri sürmektedir (Metin-Özcan ve Us, 2007).

Ancak enflasyonun tek nedeni para politikasının başarısızlığı değildir. Jeopolitik risklerin, ülke içinde yaşanan toplumsal gerilimlerin, uluslararası ekonomik ve siyasi gelişmelerin etkisi ile Türk lirasının değerinde yaşanan değer kayıpları üretici maliyetlerinde artış yoluyla enflasyonun kaynağı olmuştur. Grafik 1’de görüldüğü gibi küresel finans krizi ile 2008’in ilk sekiz ayında dolar/TL değeri ortalama 1.22 düzeyinde iken, 2008 Eylül ayından 2009 sonuna kadar geçen dönemde ortalama 1.53 olarak gerçekleşmiştir. Aralık 2010’da Tunus’ta başlayan ve kısa sürede Orta Doğu’da diğer ülkelere de yayılan ayaklanmaların 2011 yılında Suriye’yi de etkisi altına alması ile başlayan ve başka siyasi gelişmelerin etkisi ile büyüyen Suriye sorununun yarattığı belirsizlik ve istikrarsızlık da Türk lirasının değerini düşürmüştür. 2013-2015 dönemine bakıldığında, Mayıs 2013’de ABD Merkez Bankası’nın (FED) küresel kriz sonrası genişletici para politikalarına son vererek bilançosunu küçültme yoluna gitmesinin ve faiz artırma kararının, yine aynı yılda Gezi protestosunun, Haziran 2015’de yapılan seçimlerin ve terör olaylarının yarattığı belirsizliğin Türk Lirası’nda değer kayıpları yarattığı söylenebilir. 2013 yılı başında dolar/TL değeri 1.77 düzeyindeyken, 2015 yılı sonunda bu gelişmelerin etkisi ile 2.92 TL’ye çıkmıştır. Temmuz 2016’da yaşanan darbe girişimi, 2018 yılında Rahip Brunson olayı, Halkbank meselesi ve ABD ile Çin arasında başlayan ticaret savaşı başta olmak üzere iktisadi, siyasi ve toplumsal gelişmelerin etkisi ile dolar/TL değeri 2018 yılında ciddi oranda dalgalanmış, aylık bazda Eylül 2018’de 6.38 seviyesine ulaşmıştır.



**Grafik 1.** Türkiye’de Yabancı Mevduatların M2 Para Arzı İçerisindeki Payı ve Nominal Döviz Kuru

Türk lirasındaki bu değer düşüşünün nedenleri arasında Türkiye’nin yapısal sorunlarının da etkisi büyüktür. Bu sorunlardan en önemlisi düşük tasarruf oranlarıdır. Çok yüksek düzeyde dahi olmayan yatırımların, yetersiz tasarruflar nedeniyle yurtiçi kaynaklarla finanse edilememesi borçlanmayı tetiklemiş ve döviz yükümlülüklerini arttırmıştır. Döviz cinsinden yükümlülükler “yükümlülük dolarizasyonu” veya “borç dolarizasyonu” olarak adlandırılmaktadır (Özatay 2011; 2015; Alp ve Yalçın, 2015). Nitekim bu konuya ilişkin bir analiz de firmaların yerli para cinsinden borçlanma kısıtı altında olmaları nedeniyle yatırımları için gerekli fonları yabancı para cinsinden borçlanarak bulabilmekte olduğunu, borç dolarizasyonunun satış ve istihdamlarını olumlu etkilediğini ortaya koymaktadır (Alp ve Yalçın, 2015). ABD’nin bilançosunu küçültmesi ve faiz artırımı ile yabancı sermayenin azalması ve kırılgan ekonomilerden uzaklaşıp daha güvenli limanlara yönelmesi, Türkiye’nin mevcut koşullarında dış finansman sorununu gündeme getirmiş ve döviz kurunun artmasının da önemli bir kaynağı olmuştur. Zira Türkiye yukarıda sıralanan

nedenlerle risk primi en yüksek ekonomilerden biridir. Bu risk algısı yatırımcıların yatırım yapmasının dolayısıyla borç vermesinin önünde önemli bir engeldir. Borç verse bile bu riski telafi etmek için borç alanların daha yüksek faiz ödemesi gerekmektedir. Türkiye’de faizleri yüksek olmasının temel nedenlerinden biri de budur. Öte yandan bu risk yerli para talebini azaltması sebebiyle TL’nin değer kaybının da bir başka nedendir (Özatay, 2017; Özatay, 2018; Özatay, 2019). Döviz kurunda yaşanan bu değişimler, ithal malların fiyatında artış, bekleyişlerde değişme ve döviz kuruna endeksli fiyat ve ücretlerde hareketlilik yoluyla para politikası uygulamasını zorlaştırdığı gibi fiyatlar genel düzeyinin artmasına da aracılık etmiştir (Özatay, 2011).

Hem enflasyon hem yerli paranın değerindeki hızlı düşüş, yerli paranın yabancı para ile ikamesini tetiklemiştir. Nitekim M2 para arzı içinde yabancı mevduatların payı % 50’ye yakın bir değere ulaşmıştır (Grafik 1).

### **3. Literatür**

Çoğunlukla yüksek ve değişken enflasyon dönemleri ile ilişkilendirilen ve yabancı paranın günlük işlem ve fiyatlamlarda kullanması olarak tanımlanan para ikamesi olgusu literatürde özellikle gelişmekte olan ülkeler için sıklıkla tartışılmaktadır. Bahmani-Oskooee ve Malixi (1991) on üç gelişmekte olan ülke için yaptıkları analizde para talebinin enflasyon, reel gelir ve reel efektif döviz kurunun fonksiyonu olduğunu varsaymaktadır. Temel olarak efektif döviz kurunun para talebine etkisini araştırdıkları ve 1973-1985 dönemine ait çeyrek yıllık verileri kullandıkları bu çalışmada ulaştıkları sonuç, uzun dönemde ülke parasındaki değer kaybının para talebini azalttığıdır. Bahmani-Oskooee ve Techaratanachai (2001) Tayland için 1977-1990 dönemi verileri ile para ikamesinin var olup olmadığını test etmektedir. Bu analize göre Tayland Bahtı’nın değer kaybetmesi bu paradan kaçışa neden olurken, aynı zamanda bunun etkisi ile iktisadi faaliyetler de yavaşlamaktadır. Prock, vd. (2003) Latin Amerika (Arjantin, Brezilya ve Meksika) için vektör hata düzeltme modelini kullanarak yaptıkları analizde etki-tepki fonksiyonlarının yapısı ve katsayıların büyüklüğüne bağlı olarak Arjantin ve Brezilya’da para ikamesi daha fazla olduğu sonucuna ulaşmıştır. Meksika’da nispeten daha az olması yazarlara göre daha güvenilir makroekonomik politikaların sonucudur. Ayrıca para ikamesinin derecesi ne kadar yüksekse, o ülkede parasal büyüklüklerin döviz kurları, verimlilik ve faiz oranlarındaki ani hareketlere karşı hassasiyeti de o kadar fazla olacağı sonucuna ulaşılmıştır. Kamin ve Ericson (2003) Arjantin için yaptıkları ampirik analizde ülke parasının değerinde %1 oranında gerçekleşen değer kaybının, reel para balanslarında %1.26 oranında azalmaya neden olduğunu tespit etmiştir. Samreth (2008) Kamboçya için yaptığı analizin sonuçlarının para ikamesi olgusunun varlığına işaret ettiğini vurgulamaktadır. Bahmani-Oskooee, Xi ve Wang (2012) Çin ekonomisi için çıktı belirsizliğinin ve parasal belirsizliğin etkilerini araştırmaktadır. Ulaştıkları sonuç, her iki belirsizliğin de kısa dönemde para talebini etkilediği ancak kısa dönem etkilerinin uzun dönemde devam etmediğidir. Apergis (2015) Doğu Asya ülkeleri için olası yapısal değişmeleri dikkate alan ampirik testleri kullanarak yaptığı analizde para talebinin reel gelirin pozitif fonksiyonu ve enflasyon, faiz oranı, ABD faiz oranı ve reel efektif döviz kurunun negatif fonksiyonu olduğu sonucuna ulaşmıştır. Reel efektif döviz kuru değişkeninin işaretinin negatif olması bu ülkelerde para ikamesinin varlığını göstermektedir.

Türkiye’de bu konu ile ilgili çalışmalar çoğunlukla 2001 krizi öncesini analiz etmektedir. Selçuk (1994) Türkiye ekonomisinde para ikamesi olgusunu araştırdığı ampirik analizinde 1986-1992 dönemini incelemektedir. VAR tahmin yöntemini kullanarak elde ettiği sonuçlar Türk lirasındaki değer kaybının yerleşiklerin yabancı para talebini attırdığını ortaya koymaktadır. Scacciavillani (1995) Türkiye’de para ikamesinin temelde döviz kurunda yaşanan uzun dönemli hareketlerin

sonucu olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Akçay vd., (1997) E-GARCH modelinden beklenen değer kaybı oranını türeterek ve 1987-1996 dönemine ait aylık verilerden yararlanarak Türkiye’de para ikamesinin varlığını ve bunun döviz kuru volatilitesine etkisini araştırmıştır. Elde ettikleri ampirik bulgular dolarizasyonun varlığını destekler niteliktedir. Mutluer ve Barlas (2002) 1987-2001 dönemine ait çeyrek yıllık verileri ve M2X parasal büyüklüğünü kullanarak tahmin ettikleri para talebi modeline, reel gelir, mevduat faiz oranları, tahvil faiz oranları, enflasyon oranı ve reel döviz kurunu bağımsız değişken olarak dahil etmiştir. Elde ettikleri ampirik bulgular hem döviz kurunun hem de enflasyonun para talebini etkileyen önemli makroekonomik büyüklükler olduğunu ortaya koymaktadır. Cıvcir (2003) portföy denge yaklaşımından yararlanarak Türkiye’de para ikamesinin var olup olmadığını analiz etmiştir. Para talebi modelinde faiz oranı, reel gelir, enflasyon ve beklenen döviz kuru açıklayıcı değişken olarak yer almaktadır. 1987-1999 dönemi aylık verilerinden yararlanarak yaptığı ampirik analiz sonuçlarında, beklenen döviz kurunun katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması para ikamesinin varlığını göstermektedir. Ampirik analiz sonuçları ayrıca ilgili dönemde ekonomik reformlar ve finansal krizlere rağmen para talebinin istikrarlı olduğunu ortaya koymaktadır. Bahmani-Oskooee ve Karacal (2006) 1987-2004 dönemine ait aylık verileri kullanarak Türkiye’de para talebini modellemiş, para talebinin istikrarını ve para ikamesinin olup olmadığını araştırmıştır. M1 para stokunu kullanarak yaptıkları analizde Türkiye’de yerli paranın değer kaybetmesi ile spekülasyonun hakim olduğunu, daha fazla değer düşüş beklentisi nedeniyle yerli para talebinin azaldığını ortaya koymaktadır. Ayrıca M1 para talebi CUSUMSQ testine göre istikrarlı değildir. Yazgan ve Zer-Toker (2010) 1987-2004 yılı verilerini kullanarak ampirik olarak para ikamesini ve döviz kurunun fiyatlar genel düzeyine etkisini (exchange rate pass-through) analiz etmektedir. Her iki olgunun da para politikasının başarısına zarar vereceği vurgulanan çalışmada, ampirik sonuçlar her ikisinin de Türkiye ekonomisinde hala varlığını sürdürdüğünü ortaya koymaktadır. Bahmani-Oskooee vd., (2017) 1987-2014 dönemi çeyrek yıllık verilerini ARDL yaklaşımını kullanarak analiz etmiş ve döviz kurunun para talebi üzerindeki etkisinin simetrik mi yoksa asimetrik mi olduğunu analiz konusu yapmıştır. Elde ettikleri ampirik analiz sonuçları döviz kurunun M1 para talebi üzerinde hem kısa dönemde hem de uzun dönemdeki etkilerinin asimetrik olduğu, yani hakim paralardan TL’ye dönülmediği yolundadır.

Bu çalışmada bu analizlerden farklı olarak 2001 öncesine nazaran en azından belli yanları ile daha istikrarlı bir dönem analiz edilmiştir. Ayrıca geleneksel yaklaşımlardan farklı olarak yapısal kırılmalı birim kök testi ve eş-bütünleşme analizi ile olası yapısal değişimlerin tespiti amaçlanmıştır.

#### 4. Model ve Ekonometrik Yöntem

Para ikamesi genellikle yüksek enflasyonun sonucudur. Yüksek enflasyon, milli paranın sürekli değer kaybetmesine neden olmaktadır. Bu değer kaybı, paranın fonksiyonlarını aşındırır. Bir ülke ekonomisinde yabancı para bulundurmaya ilişkin herhangi bir kısıtlamanın olmadığı varsayımı altında, paranın değer saklama fonksiyonu bu değer kaybından ilk darbeyi alandır (Calvo ve Vegh, 1992:2). Paranın değer saklama fonksiyonuna vurgu yapan portföy denge yaklaşımı çerçevesinde milli paranın bu rolü yerine getirip getirememesi para talebini etkileyecektir. Nitekim bu yaklaşıma göre para, bireylerin varlık portföylerinin bir parçasıdır. Yüksek enflasyon dönemlerinde paranın değer saklama rolü azaldığından, başta yabancı para olmak üzere alternatif varlıkların talebi artarken, milli para talebi azalır. Bu nedenle para ikamesi analizinde portföy denge yaklaşımı tercih edilmiştir.

Portföy denge yaklaşımına göre ülkedeki yatırımcılar servetlerini dört farklı varlığa tahsis

etmektedir: Milli para, yabancı para, yerli para cinsinden tahvil ve yabancı para cinsinde tahvil. Her birinin farklı bir risk ve getiri bileřimi söz konusudur ve her birinin lke içindeki talebi getirilerine baęlıdır. Bu varlıklar, portföyde birbirlerinin ikamesi olduęundan risk ve getirilerindeki deęiřime baęlı olarak portföy bileřimleri de deęiřtirmektedir. Her varlıęın talep fonksiyonu ayrı ayrı ifade edilmektedir (Cuddington, 1983; Thomas, 1985: 348). Ancak para ikamesi analizlerinde yalnız para talebi fonksiyonuna başvurulmaktadır (Cuddington, 1983; Giovannini ve Turtelboom, 1992; Bordo ve Choudhri, 1982; Civcir, 2003; Apergis, 2015; Prock vd., 2003; Akçay vd., 1997; Kumar ve Webber, 2013).

Para talebi fonksiyonu<sup>5</sup> teorik ve ampirik literatürden de destek olarak Türkiye için ařaęıdaki gibi ifade edilmiřtir:

$$\frac{M}{P} = L(Y, i, \pi, EX) \quad (1)$$

(1) no'lu eřitlięe göre finansal bir varlık olarak paranın talebi reel gelirin, nominal faiz oranının, enflasyon oranının ve nominal döviz kurunun fonksiyonudur. Para talebi fonksiyonu logaritmik ve doęrusal olarak ařaęıdaki gibi yazılabilir:

$$\ln(M/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln i_t + \beta_3 \pi + \beta_4 \ln EX + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2) no'lu eřitlięe göre M, nominal para stokunu, P, tüketici fiyat endeksini (2003=100), Y reel geliri, i, nominal faiz oranını,  $\pi$ , enflasyon oranını ve EX, nominal efektif döviz kurunu temsil etmektedir. Para talebi literatüründen destek olarak para talebi fonksiyonuna dahil edilen reel gelir iřlem amaçlı para talebini temsil etmektedir. Gerçekleřtirilen iřlemler reel gelir ile baęlantılı olduęundan ve reel gelir arttıkça iřlem amaçlı para talebi de arttıęından,  $\beta_1$  katsayısının-para talebinin gelir esneklięinin-pozitif olması beklenmektedir. Finansal varlıklarla iliřkilendirilen elde para tutmanın fırsat maliyeti nominal faiz oranı (i) ile ölçülmüřtür (Bahmani-Oskooee ve Karaçal, 2006) ve faiz oranındaki artıřın elde para tutmanın fırsat maliyetini arttırması nedeniyle para talebini azaltması beklenmektedir. Yüksek enflasyon dönemlerinde paranın reel deęeri hızla ařındıęından reel varlıkların getiri oranı, genellikle beklenen enflasyon oranı ile temsil edilmektedir. Bu nedenle enflasyon oranı da modele dahil edilmiřtir (Civcir, 2003; Bahmani-Oskooee ve Karaçal, 2006). Dolayısıyla  $\beta_2$  ve  $\beta_3$  parametrelerinin negatif olması beklenmektedir. Para ikamesinin varlıęının sınanması için ise modele nominal döviz kuru dahil edilmiřtir<sup>6</sup> (Bahmani-Oskooee ve Karaçal, 2006). Döviz kuru bir birim yabancı paranın satın alabileceęi TL olarak tanımlanmıřtır. Dolayısıyla döviz kurunda artıř yerli paranın deęer kaybetmesi ve kurdaki düřüř deęer kazanması anlamına gelmektedir. Eęer servet etkisi geçerli ise dięer bir ifade ile yerli paranın deęer kaybetmesi yani EX'de artıř yerleřiklerin yabancı varlıklarının yerli para cinsinden deęerini arttırdıęında, bu artıř servette bir artıř olarak algılanıyorsa,  $\beta_4$  katsayısının pozitif olması beklenmektedir. Aksine para ikamesi literatürüne göre, döviz kurundaki artıř karřında yerleřikler döviz kurunun daha da artacaęı beklentisi içindeyse yani spekülative etki hakimse,  $\beta_4$  katsayısının

5 Analizde para talebi fonksiyonu kullanılmasına raęmen, para stoku veya para arzı verilerinin kullanılmasının nedeni para arzının para talebine eřit olduęunun veya para piyasası dengesinin saęlandıęının varsayılmasıdır.

6 Literatürde, para ikamesinin varlıęının sınanmasında para talebi fonksiyonuna beklenen döviz kuru deęiřimi dahil edilmektedir (Giovannini ve Turtelboom, 1992: 23-24; Cuddington, 1983). Ancak beklenen döviz kurunu ölçmek zordur. Bu nedenle beklenen döviz kuru deęiřimi yerine genellikle nominal efektif döviz kuru (Bahmani-Oskooee ve Karaçal, 2006; Selçuk, 1994), reel efektif döviz kuru (Kumar ve Webber, 2013; Apergis, 2015) döviz kuru getiri oranı (Civcir, 2003; Tařseven vd., 2015; Yazgan ve Zer-Toker, 2010) gibi proxy'ler kullanılmaktadır. Ayrıca Türkiye'de para ikamesini analiz eden bir çalıřmada Akçay vd., (1997) E-GARCH-M modelinden türettikleri beklenen deęer kaybı oranını kullanmıřtır.

negatif olması beklenmektedir ve para ikamesi geçerlidir (Bahmani-Oskooee vd., 2017: 4263).

Analizde kullanılan değişkenler için aylık serilerden yararlanılmıştır ve örneklem dönemi 2005:12-2019:06 dönemidir. TCMB'nin para arzı sunumunda değişikliğe gitmesi ve yeni para arzı serilerinin 2015 yılı sonundan itibaren yayınlanması örneklem dönemi olarak 2015 yılının Aralık ayının seçilmesinin nedenidir. Bu çerçevede para stoku (M), M2 para arzıdır ve bu büyüklükten yabancı mevduatlar çıkarılmıştır. P, tüketici fiyat endeksidir (2003=100). M2 para stoku, fiyat endeksi ile deflate edilerek reel para stokuna ulaşılmıştır. Reel geliri temsil eden Y değişkeni için reel GSYH değerleri kullanılmaktadır. Ancak reel GSYH Türkiye'de çeyrek yıllık olarak hesaplandığından, literatürde aylık veri elde etmek için ya çeyrek yıllık reel GSYH değerleri aylık veriye dönüştürülmektedir (Bahmani-Oskooee ve Karaçal, 2006; Bahmani-Oskooee vd., 2017: 4263; Cıvırcı, 2003; Akçay vd., 1997) ya da reel geliri temsil eden sanayi üretim endeksi kullanılmaktadır (Prock vd., 2003). Bu çalışmada da reel geliri sanayi üretim endeksi temsil etmektedir. Elde para tutmanın fırsat maliyeti olarak ağırlıklandırılmış 3 aylık ortalama mevduat faiz oranları kullanılmıştır. Aylık enflasyon oranları ve nominal döviz kurları da dahil olmak üzere modelde kullanılan tüm değişkenlere ait seriler TCMB istatistik veri tabanından elde edilmiştir.

#### 4.1. Birim Kök Testleri

Geleneksel birim kök testlerinde, analizde kullanılan seriyi etkileyen bir şokun etkisinin kalıcı olmadığı varsayılmaktadır. Diğer bir deyişle bu şokların, serilerin uzun dönem eğilimini etkilemeyeceği kabul edilmektedir (Glynn vd., 2007). Zivot ve Andrews'ın (1992) yapısal kırılmalı birim kök testi hem bu geleneksel birim kök testlerine hem de Perron'un (1989) makroekonomik şokları dışsal olaylar (events) olarak modellenmesine bir muhalefettir. Perron (1989) tek ve dışsal bir kırılmayı analiz etmektedir. Bunu yaparken de farklılaştırılmış bir ADF testi kullanmaktadır. Bu test ADF testinden farklı olarak bilinen ve dışsal yapısal kırılmayı açıklayan bir kukla değişken içermektedir. Kırılma bu testte veriden bağımsız biçimde belirlenmektedir (Glynn vd., 2007).

Zivot ve Andrews (1992) Perron'un kırılma tarihinin önceden bilinmesi varsayımını eleştirerek, trend fonksiyonunda tahmin edilen bir kırılmaya (an estimated break) izin veren bir test yöntemi geliştirmiştir. Her bir olası kırılma tarihi için farklı bir kukla değişken kullanan bu test ardışık bir testtir (Glynn vd., 2007). Zivot ve Andrews (1992: 254) üç farklı model tahmin etmektedir:

Model A:

$$y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta DU_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (3)$$

Model B:

$$y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \gamma_2 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (4)$$

Model C:

$$y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_2 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (5)$$



Bu modellerde  $y_t$  test edilen ilgili deęiřkendir. Model A, serilerin dzeyinde bir deęiřmeye izin vermektedir.  $T_B$  kırılma tarihi ve  $\lambda=T_B/T$  olmak zere,  $t>T\lambda$  ise  $DU_t(\lambda)=1$  ve dięer durumlarda sıfır deęerini alan ve dzeyde deęiřimi gsteren kukla deęiřkendir. Model B, eęimde deęiřmeye izin vermektedir. Bu modelde  $t>T\lambda$  ise  $DT(\lambda)=t-T\lambda$  ve dięer durumlarda 0 deęerini alan ve eęimde deęiřmeyi gsteren kukla deęiřkendir (Zivot ve Andrews, 1992). Model C ise hem serilerin dzeyinde hem de eęimde deęiřmeye izin vermektedir.

Kırılma tarihi ADF birim kk testinden elde edilen t istatistięinin minimum olduęu yerde belirlenmektedir. Bu test istatistięi ile hesaplanan  $\alpha$  deęeri, Zivot ve Andrews'ın (1992) kritik deęerleri ile kıyaslanmaktadır. Eęer  $\alpha$  deęeri, kritik deęerlerden mutlak deęer olarak byk ise serinin duraęan olduęuna iřaret eden alternatif hipotez kabul edilmektedir.

Yapısal deęiřmeyi isel olarak belirleyen Lee ve Strazicich (2003; 2004) tek kırılmalı ve iki kırılmalı minimum LM testini nermektedir ve ampirik analizlerde sıklıkla bařvurulan testlerdendir. Lee ve Strazicich'in (2004) ortaya koyduęu minimum LM test istatistięine ařaęıdaki denklem yardımıyla eriřilebilmektedir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (6)$$

(6) no'denklemdede  $\tilde{S}_{t-1} = y_t - \psi_x - Z_t \tilde{S}_{t-1}, t = 2, \dots, T$ 'dir.  $\tilde{\delta}; \Delta y_t$ 'nin  $\Delta Z_t$ 'ye gre regresyonundan saęlanan katsayıları gstermektedir.  $\psi_x$  ise  $y_1 - Z_1 \delta$  aracılıęı ile belirlenmektedir. Bu denkleme otokorelasyonlu kalıntıları dzeltmek iin standart ADF testinde olduęu gibi gecikmeli terimler,  $\Delta \tilde{S}_{t-j}$  eklenir. Lee ve Strazicich, (2004) yapısal deęiřmeye dair alternatif iki model tanımlamaktadır: Dzeyde kırılmaya izin veren Model A bu modellerden ilkidir. Hem tek kırılmalı hem de iki kırılmalı olarak ifade edilebilir. Tek kırılmalı model,  $Z_t=[1, t, D_t]'$  modele eklenerek bulunur.  $t \geq T_B + 1$  iin  $D_t=1$ , dięer durumlar iin sıfır deęerini alır. Hem dzeyde hem de trendde kırılmaya izin veren Model C ise ikinci modeldir ve Model A gibi tek kırılmalı ve iki kırılmalı olarak yazılabilir. Tek kırılmalı Model C,  $Z_t=[1, t, D_t, DT_t]'$  ifadesi modele eklenerek bulunur.  $t \geq T_B + 1$  iin  $DT_t = t - T_B$ , dięer durumlar iin sıfır deęerini alır.

Temel hipotez,  $\phi=0$  tarafından tanımlanmaktadır ve LM t-test istatistięi  $\phi=0$ 'ı test eden t istatistięinden elde edilmektedir ve  $\tilde{t}$  ile gsterilir. Kırılma tarihi ( $T_B$ ) birim kk testi t-istatistięinin minimum iin tm olası kırılma noktalarının arařtırılması ile belirlenir ve,

$$\ln f \tilde{\pi}(\tilde{\lambda}) = \inf_{\lambda} \tilde{t}(\lambda) \quad (7)$$

biiminde ifade edilebilir ve  $\lambda=T_B/T$ 'dir. Hipotezleri test etmek iin gerekli kritik deęerler Lee ve Strazicich'in (2003; 2004) alıřmalarından elde edilebilir.

## 4.2. Eř-btnleřme Testi

Geleneksel eř-btnleřme testlerinden farklı olarak Gregory ve Hansen (1996a: 100) yapısal deęiřmeleri dikkate alan bir eř-btnleřme testi geliřtirmiřtir. Bu test, eř-btnleřik (cointegrating) vektrn rneklem dnemi boyunca bilinmeyen tek bir zaman dneminde deęiřmesine izin vermektedir. Dięer bir deyiřle bu eř-btnleřme analizinde tek bir yapısal kırılmaya izin verilmekte ve ayrıca kırılma tarihi de isel olarak belirlenmektedir.

Standart eř-btnleřme modelinden yola ıkarak Gregory ve Hansen (1996a; 102-103; 1996b: 556) yapısal kırılmalarla ilgili alternatif drt model tanımlamaktadır. Standart eř-btnleřme

modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t = 1, \dots, n, \quad (8)$$

(8) no'lu eşitlikte  $y_{1t}$  'nin birinci farkı durağan-I(1) ve  $e_t$  ise düzeyde durağandır -I(0). Engle ve Granger (1997) eş-bütünleşmeyi uzun dönem denge için faydalı bir model olarak sunmaktadır. Eğer (8) no'lu modelde uzun dönem ilişkisi varsa, bu eşitlikte yer alan  $\mu$  ve  $\alpha$  zaman içinde değişmemesi (time-invariant) gerekmektedir. Ancak bir uzun dönem dengesi zamanla yeni bir uzun dönem dengesine doğru yer değiştirebilmektedir. Gregory ve Hansen (1996a: 102) bu değişimin zamanlamasının bilinmediğini yani içsel olarak belirlendiğini varsaymaktadır.

Yapısal değişimin modellenmesinde Gregory ve Hansen (1996) öncelikle kukla değişkenleri (dummy variable) tanımlamaktadır:

$$\xi_{it} = \begin{cases} 0 & t \leq [n_\tau], \\ 1 & t > [n_\tau], \end{cases}$$

Yukarıdaki tanımlamada  $n$ , gözlem sayısını,  $\tau$  değişim (kırılma) noktasının zamanını göstermektedir. Dört farklı yapısal değişim tanımlanmaktadır. Birincisi (Model 1), sabit terimdeki (intercept-  $\mu$ ) bir kırılma veya değişimi (level shift) modelleyen ve eğim parametrelerini sabit varsayan modeldir. Bu modelde eş-bütünleşik ilişkide, düzeyde (level) bir kırılma veya değişim söz konusudur ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \xi_{it} + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t = 1, \dots, n, \quad (9)$$

Bu eşitlikte  $\mu_1$  kırılmadan önceki sabit terimi ve  $\mu_2$  kırılma zamanında sabit terimdeki değişimi temsil etmektedir. İkinci model (Model 2) düzeydeki değişimi gösteren (4) no'lu modele zaman trendi eklenmesi suretiyle elde edilmektedir ve trendli düzeyde kırılma (level shift with trend) modeli olarak anılmaktadır. Matematiksel olarak şöyle ifade edilebilir:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \xi_{it} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t = 1, \dots, n, \quad (10)$$

Üçüncü model (Model 3), eğim vektörünün değişimine veya kırılmasına da izin veren ancak zaman trendi içermeyen modeldir (regime shift) ve aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \xi_{it} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \xi_{iT} + e_t \quad t = 1, \dots, n, \quad (11)$$

Bu eşitlikte (4) no'lu modeldeki gibi  $\mu_1$  kırılmadan önceki sabit terimi ve  $\mu_2$  kırılma zamanında sabit terimdeki değişimi,  $\alpha_1$  yapısal değişimden (regime shift) önceki eş-bütünleşik eğim katsayılarını ve  $\alpha_2$  eğim katsayılarındaki değişimi göstermektedir.

Son olarak dördüncü model (Model 4), Gregory ve Hansen'in (1996b) eğimde, sabit terimde ve trendde değişimi veya kırılmayı öngören modelidir:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \xi_{it} + \beta_1 t + \beta_2 t \xi_{it} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \xi_{iT} + e_t \quad t = 1, \dots, n, \quad (12)$$

Bu modelde  $\mu_1$ ,  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  sırasıyla yapısal kırılmadan önce sabit terim, eğim katsayısı ve trend katsayısı ve  $\mu_2$ ,  $\alpha_2$  ve  $\beta_2$  yapısal değişimden sonra sabit terim, eğim katsayısı ve trend katsayısında meydana gelen değişimi göstermektedir.

Gregory-Hansen eş-bütünleşme analizi sonucunda, ADF\*,  $Z_t^*$  ve  $Z_a^*$  olarak üç farklı test istatistiği hesaplanmaktadır. Kırılma veya yapısal değişim tarihi bu istatistiklerin en küçük değer

aldığı nokta olarak belirlenmektedir (Gregory ve Hansen, 1996a: 106). Elde edilen bu istatistikler, Gregory ve Hansen (1996a; 1996b) tarafından sunulan kritik deęerler ile mukayese edilerek eş-bütünleşme ilişkisinin olup olmadığı sınanmaktadır. Temel hipotez, “deęişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi yoktur” biçimindedir ve alternatif hipotez “yapısal deęişme ile birlikte deęişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi vardır” şeklindedir. Eęer tahmin edilen istatistik deęerleri, kritik deęerlerden büyük ise (mutlak deęer olarak) modelde yer alan seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu kabul edilmektedir.

## 5. Ampirik Sonuęlar

### 5.1. Birim Kök Testleri

Ampirik analizin ilk aşamasında, Zivot-Andrews birim kök testi ve Lee ve Strazicich (2004; 2013) minimum LM birim kök testine başvurularak serilerin duraęanlıęı sınanmıştır. Düzeyde ve trendde tek kırılmaya izin veren Model C’ye dayalı birim kök testi sonuęları Tablo 1’de görölmektedir. Tek kırılmalı birim kök testinin seçilmesinin nedeni örneklem döneminin iki yapısal kırılmanın gerçekleşebilecek kadar uzun olmamasıdır. Yapısal deęişmenin 2007-2009 global finans krizi ile ortaya çıkmış olabileceęi düşünölmektedir.

**Tablo 1.** Zivot-Andrews ve Lee-Strazicich Birim Kök Testi Sonuęları

Deęişkenler	Model	L	$\lambda$	Test İst.	Kritik Deęerler (% 5)	Kırılma Tarihi (TB)
<b>Zivot-Andrews Birim Kök Testi</b>						
ln (M/P)	Model C	4	0.2	-1.236	-5.08	2008M08
ln (Y)	Model C	5	0.2	-1.833	-5.08	2009M01
lni	Model C	9	0.3	-2.130	-5.08	2013M07
$\pi$	Model C	12	0.3	-1.382	-5.08	2017M02
ln (EX)	Model C	2	0.4	-2.060	-5.08	2013M12
<b>Lee-Strazicich Birim Kök Testi</b>						
ln (M/P)	Model C	4	0.4	-2.884	-4.50	2010M09
ln (Y)	Model C	5	0.3	-4.166	-4.45	2009M12
lni	Model C	9	0.3	-3.401	-4.45	2009M07
$\pi$	Model C	12	0.1	-2.832	-4.50	2018M02
ln (EX)	Model C	3	0.4	-4.084	-4.50	2013M12

Not: Zivot-Andrews ve Lee-Strazicich birim kök testlerinde uygun gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre otomatik olarak saptanmıştır. Lee-Strazicich birim kök testinde L optimal gecikme uzunluęu,  $\lambda$  kırılma noktasını göstermektedir ve kırılma noktası  $\lambda=T_B/T$  ile belirlenmektedir.  $T_B$  ise kırılma tarihidir. \*,\*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyi için birim kök temel hipotezinin reddedildięini göstermektedir. Lee-Strazicich testi için kritik deęerler Lee ve Strazicich (2004) çalışmasından elde edilmiştir.

Para talebi tahmininde kullanılan deęişkenlere (reel para arzı, faiz oranı, reel gelir, enflasyon oranı ve nominal döviz kuru) ilişkin Zivot-Andrews birim kök testi ve Lee ve Strazicich (2004; 2013) birim kök testi sonucunda elde edilen test istatistiklerine göre, %1, %5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde birim kökün olduğuna işaret eden temel hipotez tüm seriler için reddedilememektedir.

Diğer bir deyişle modelde kullanılan seriler düzeyde durağan değildir ve bu seriler yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.

Tablo 1'de yalnız serilerin düzeydeki analiz sonuçları verilmesine rağmen, serilerin fark durağanlıkları da araştırılmış, birinci farklarının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Ek Tablo 1).

Birim kök analizinde içsel olarak tespit edilen kırılma tarihleri ise özellikle reel para stoku, nominal faiz oranları ve reel gelir değişkenlerinde bekleşimleri doğrular biçimde çoğunlukla 2008-2009 global finans krizine işaret etmektedir. Döviz kuru değişkeninde kırılma tarihinin Türkiye'de Aralık 2013'de yaşanan siyasi sorunlarla ilgili olduğu düşünülebilir. Enflasyon serisinde kırılmalar Türkiye'de uluslararası siyasette yaşanan gerilimlerin etkisi ile Türk lirasında değer kaybının hızlandığı ve bunun neden olduğu maliyet artışları ile enflasyonun artmaya başladığı 2017 yılı sonrasına işaret etmektedir. Faiz oranında Zivot-Andrews birim kök testi sonucu elde edilen kırılma tarihi ise ABD'nin Merkez Bankasının (FED) bilançosunu küçültmeye başladığı 2013 yılını göstermektedir.

## 5.2. Eş-bütünleşme Testleri

Para talebi modelinde yer alan değişkenlerin durağanlık analizinde serilerin I(1) olduğu tespit edildiğinden, bir sonraki aşamada değişkenlerin eş-bütünleşik olup olmadığı araştırılmaktadır. Eş-bütünleşme ilişkisinin analizi için bu çalışmada değişkenlerde yapısal kırılma da tespit edildiğinden, tek kırılma tarihi veren ve bu kırılmanın endojen olarak tespit edildiği Gregory-Hansen eş-bütünleşme testinde yararlanılmıştır.

**Tablo 2.** Gregory-Hansen Eş-Bütünleşme Testi Sonuçları

Model	L	ADF*	Kırılma Tarihi	$Z_t^*$	Kırılma Tarihi	$Z_\alpha^*$	Kırılma Tarihi
Model 1	0	-7.02***	2008M09	-6.84***	2008M09	-69.61**	2008M09
Model 2	3	-6.30**	2008M07	-5.78*	2008M07	-44.17	2008M07
Model 3	3	-4.84	2008M10	-6.79**	2008M07	-69.78	2008M07
Model 4	3	-5.57	2012M04	-5.82	2011M11	-54.04	2011M11

Not: Model 1 için ADF\* ve  $Z_t^*$  için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerler sırasıyla -6.05, -5.56 ve -5.31'dir.  $Z_\alpha^*$  için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla kritik değerler -76.95, -65.44 ve -60.12'dir. Model 2 için ADF\* ve  $Z_t^*$  için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerler sırasıyla -6.36, -5.83 ve -5.59'dur.  $Z_\alpha^*$  için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla kritik değerler -76.95, -65.44 ve -60.12'dir. Model 3 için ADF\* ve  $Z_t^*$  için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerler sırasıyla -6.92, -6.41 ve -6.17'dir.  $Z_\alpha^*$  için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla kritik değerler -90.35, -78.52 ve -75.56'dir. Model 4 için ADF\* ve  $Z_t^*$  için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerler sırasıyla -7.31, -6.84 ve -6.58'dir.  $Z_\alpha^*$  için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla kritik değerler -100.69, -88.47 ve -82.30'dir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyi için modelde yer alan seriler arasında yapısal kırılmalarla birlikte eş-bütünleşme ilişkisinin bulunması anlamına gelmektedir.

Gregory ve Hansen (1996a; 1996b) yapısal değişimlerle ilgili alternatif varsayımlara dayalı olarak dört farklı model tanımlanmaktadır ve bu modeller yoluyla ilgili seriler arasında yapısal

deęiřme ile birlikte uzun donemli bir iliřki olup olmadıęı analiz edilmektedir. Bu eř-bütünleřme analizi sonucu ADF\*,  $Z_t^*$  ve  $Z_\alpha^*$  olarak u farklı test istatistięi elde edilmekle birlikte, eř-bütünleřme kararı oęunlukla ADF\* ve  $Z_t^*$  istatistięinin deęerlendirmesi ile verilmektedir.

Gregory-Hansen eř-bütünleřme testi sonuları Tablo 2'de sunulmuřtur. ADF\* ve  $Z_t^*$  istatistiklerinin ortaya koyduęu sonulara gore alternatif dort modelden yalnız ikisinde (Model 1 ve Model 2) ilgili seriler arasında eř-bütünleřme iliřkisinin olmadıęını ifade eden temel hipotez reddedilmekte ve yapısal kırılmalarla birlikte bir uzun donem iliřkisi olduęu ortaya ıkmaktadır. Farklı bir ifade ile para talebi, reel gelir, nominal faiz oranı, enflasyon oranı ve nominal doviz kuru ile eř-bütünleřmiştir. Model 1 duzeyde yapısal deęiřmeye ve Model 2 trendli duzeyde yapısal deęiřmeye iřaret etmektedir. Model 1'de yapısal kırılma her iki istatistikte de 2008 yılının Eylul ayını ve Model 2'de 2008 yılının Temmuz ayını gostermektedir. Her ikisi de global finans krizinin Turkiye'yi de etkisi altına almaya bařladıęı doneme denk gelmektedir. Nitekim hem yařanan bu durgunluęun etkilerini ortadan kaldırmaya yonelik onlemler, hem de Turkiye'de dahil olmak uzerine pek ok ulkede fiyat istikrarı saęlanmışken yařanan bu finansal istikrarsızlıkla para politikasında yeni yonelikler (ozatay, 2012) bu yapısal kırılmanın nedeni olarak gosterilebilir.

### 5.3. Uzun Donem Tahminleri

Uzun donem tahminlerinde Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliřtirilen FMOLS tahmincisi ve Park (1992) tarafından geliřtirilen CCR tahmincisi kullanılmıřtır. Tablo 3'de Gregory-Hansen eř-bütünleřme testi ile elde edilen eřitliklerin FMOLS tahmincisi ile tahmin sonuları gorulmektedir. Model 1, sabit terimdeki bir kırılmayı (level shift) modelleyen ve eęim parametrelerini sabit varsayan eř-bütünleřme denkleminin tahmininden elde edilen sonular doęrultusunda oluřturulmuř ve FMOLS tahmincisi ile bu model tahmin edilmiřtir. Kukla deęiřken, bu modelin tahmini ile elde edilen kırılma tarihi iin oluřturulmuřtur. Bu modelde enflasyon ve nominal doviz kurunun katsayıları anlamlı deęildir. Para talebinin gelir esneklięi pozitif ve faiz esneklięi ise negatiftir ve her ikisi de istatistiksel olarak anlamlıdır.

**Tablo 3.** Gregory-Hansen Eř-Bütünleřme Eřitlikleri Tahmini (2005:12-2019:06)

	Model 1	Model 2
C	5.360 (0.000)***	5.957 (0.000)***
DUMMY*C	0.101 (0.000)***	0.057 (0.000)***
T	-	0.002 (0.000)***
$\ln Y_t$	0.562 (0.000)***	0.203 (0.002)***
$\ln i_t$	-0.154 (0.000)***	-0.080 (0.007)***
$\pi_t$	-0.053 (0.141)	-0.054 (0.021)**
$\ln (EX)_t$	0.058 (0.180)	-0.075 (0.000)***

Not: Parantez iindeki deęerler olasılık (prob.) deęerleridir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık duzeyini gostermektedir. C ve T sırasıyla sabit ve trendi temsil etmektedir. Kukla (dummy) deęiřkenler eř-bütünleřme testinden elde edilen kırılmalara gore oluřturulmuřtur.

Model 2 ise duzeydeki deęiřimi gosteren modele zaman trendinin eklenmesi ile oluřturulan eř-bütünleřme denkleminin tahmininden elde edilen sonular doęrultusunda oluřturulmuř ve

FMOLS tahmincisi ile bu model tahmin edilmiştir. Kukla değişken, Temmuz 2008'deki yapısal değişmeyi temsil etmektedir. Tahmin sonuçlarına göre elde edilen tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır. Talebin gelir esnekliği katsayısının değeri 0.20'dir. Para talebinin gelir esnekliğinin 1'den küçük olması para politikası açısından önemli bir sonuca işaret etmektedir. Buna göre para stoku fiyat istikrarı sağlanması için çıktıdan veya gelirden daha yavaş büyümesi gerekmektedir (Ball, 2001: 36). Bu katsayının değeri ayrıca Bahmani-Oskooee ve Karaçal (2006) tarafından Türkiye için yapılan ampirik analizde elde edilen gelir esnekliği katsayısı ile yakın değerdedir. Para talebinin faiz esnekliği katsayısının değerinin -0.08 olması faiz oranları %1 arttığında, elde para tutmanın maliyetinin artması nedeniyle para talebinin %0.08 azaldığına işaret etmektedir. Para talebinin enflasyon duyarlılığının katsayısı -0.054 olarak tespit edilmiştir. Enflasyon oranları arttıkça para talebinin azalacağını göstermektedir. Friedman (1956: 8) enflasyonu, fiziksel malların reel getirisi olarak yorumlamaktadır. Enflasyon arttığında fiziksel malların fiyatı da arttığından, bireylerin portföylerinde servetlerini paradan fiziksel mallara doğru yeniden dağıtması bu katsayının neden negatif olduğunu açıklamaktadır. Son olarak para talebinin döviz kurundaki değişim karşındaki tepkisini gösteren katsayı -0.075'tir. Katsayının negatif olması para ikamesinin varlığını kanıtlar. Katsayının büyüklüğü ise döviz kurundaki %1 artışın para talebini %0.075 oranında azalması anlamına gelmektedir. Elde edilen sonuçlar Türkiye için yapılan diğer ampirik analizlerle de uyumludur (Bahmani-Oskooee ve Karaçal, 2006; Bahmani-Oskooee vd., 2017: 4263; Cıvırcı, 2003; Akçay vd., 1997).

**Tablo 4.** Gregory-Hansen Eş-Bütünleşme Eşitliklerinin Tahmini (Kırılma Öncesi ve Sonrası)

	2008M07 Öncesi	2008M07 Sonrası
<b>FMOLS Tahmincisi</b>		
$\ln Y_t$	0.170 (0.000)***	0.200 (0.000)***
$\ln i_t$	-0.245 (0.000)***	-0.039 (0.049)**
$\pi_t$	-0.125 (0.000)***	-0.041 (0.004)***
$\ln (EX)_t$	0.153 (0.000)***	-0.070 (0.000)***
<b>CCR Tahmincisi</b>		
$\ln Y_t$	0.201(0.000)***	0.219 (0.000)***
$\ln i_t$	-0.241 (0.000)***	-0.050 (0.015)**
$\pi_t$	-0.130 (0.000)***	-0.044 (0.003)***
$\ln (EX)_t$	0.160 (0.000)***	-0.060 (0.002)***

Not: Parantez içindeki değerler olasılık (prob.) değerleridir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

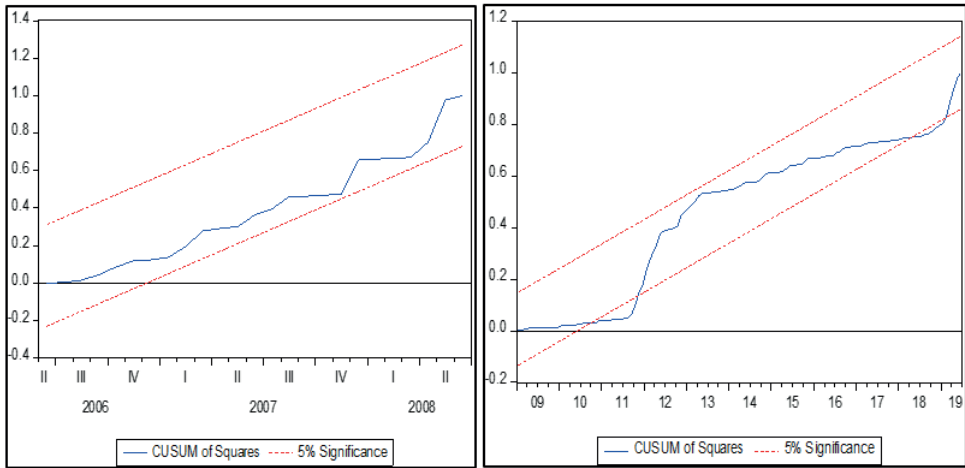
Tablo 4'te eş-bütünleşme analizi sonucu elde edilen yapısal kırılmanın gerçekleştiği tarihin öncesi ve sonrası için para talebi modeli ayrı ayrı tahmin edilmiş ve Tablo 3'de yer alan modelin dirençliliğinin (robustness) tespiti amaçlanmıştır. İki ayrı dönem için hem FMOLS hem de CCR tahmincisine başvurulmuştur. Temmuz 2008 öncesi dönem için para talebinin gelir esnekliği her iki tahminci ile elde edilen sonuçlarda istatistiksel olarak anlamlıdır ve katsayılar pozitif işaretlidir. Para talebinin faiz esnekliği yine her iki tahminciden elde edilen sonuçlar da anlamlıdır ve para talebinin faiz esnekliği katsayısı FMOLS tahmincisi ile elde edilen tahminde -0.245 ve CCR tahmincisi ile elde edilen tahminde yine benzer biçimde -0.241'dir. Bu sonuçlar faiz oranlarında artışın para talebini azaltacağını göstermektedir. Öte yandan enflasyonun para talebine etkisi her iki tahmincide de negatif ve anlamlıdır. Son olarak döviz kurunun hem FMOLS hem de CCR

tahmincisi ile elde edilen sonuçlar pozitif ve anlamlı olduđu gör÷lmektedir. Her iki sonuç da döviz kurunda %1 artışın, para talebini %0.21 oranında artacağına işaret etmesi servet etkisinin geçerli olduğunu göstermektedir (Bahmani-Oskooee vd., 2017: 4263).

Temmuz 2008 sonrası döneme bakıldığında modelde yer alan deęişkenler istatistiksel olarak anlamlıdır. Para talebinin gelir esneklięi FMOLS tahmincisi kullanılarak 0.20 ve CCR tahmincisi kullanılarak yaklaşık 0.22 olarak tespit edilmiştir. Para talebinin faiz esneklięi Temmuz 2008 dönemine kıyasla azaldığı, para talebinin döviz kuru duyarlılıęının ise para ikamesi olgusunun ortaya çıktığına işaret ederek negatif deęer aldığı gör÷lmektedir. Para talebinin döviz kuru duyarlılıęının artması Temmuz 2008'den itibaren spekülatif etkinin hakim olduğunu yani döviz kurunda artışın, gelecekte bu artışın devam edeceęi beklentisi yaratarak başta dolar olmak üzere yabancı paralara talebi arttırdığını, Türk lirası talebinde bir azalış gerçekteştiğini ortaya koymaktadır.

#### 5.4. Uzun Dönem Dengesinin İstikrarı

Son olarak M2 para talebi fonksiyonunun istikrarı '*tekrarlı kalıntı karelerinin toplamı* (CUSUM of squares-CUSUMSQ)' testi kullanılarak analiz edilmiştir. Parametrelerin istikrarlı olması para talebi sürecinin örneklem dönemi boyunca deęişmediğini göstermektedir.



**Şekil 1.** Türkiye'de Para Talebinin İstikrarı

Şekil 1'e göre Temmuz 2008 öncesinde Türkiye'de para talebinin istikrarlı, ancak Temmuz 2008 sonrasında para talebinin istikrarsız olduğu gözlenmektedir. İstikrarsızlık ya da sapma 2010-2011 dönemi ve 2018-2019 döneminde. Birinci sapma küresel krizle birlikte artan likiditeye karşı para politikası arayışlarının olduğu dönemdir.

Nitekim bu dönemde özellikle 2011 yılı ortalarından itibaren Avrupa borç krizinin de etkisi ile Türk lirasında hızlı bir deęer kaybı yaşanmış, ayrıca enflasyonda da artış sinyalleri gözlenmiştir. İkinci sapma ise Türkiye'de siyasi belirsizlięin yarattığı döviz kuru artışlarına ve bunun tetikledięi enflasyonist döneme işaret etmektedir. Ancak sapmaların geçici olduğu ve kritik sınırlar içerisine geri döndüğü gözlenmektedir.

## 6. Sonuç

Para talebi, politika yapıcılara parasal büyüklüklerle para politikası rejimlerinin performansında önemli olan diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi açıkladığından, enflasyon hedeflemesi stratejisinin benimsendiği bir dönemde bile hala makroekonomik modellemenin yapıtaşlarından biridir (Bahmani-Oskooee ve Karacal, 2006; Apergis, 2015; Bergevin ve Laidler, 2010; Benati vd., 2017). Özellikle para talebi fonksiyonu içerisine döviz kuru dahil edilerek yerli paranın değerindeki değişimin para talebini ne ölçüde değiştirdiğini görmek yani para ikamesini ampirik olarak analiz etmek mümkün hale gelmektedir.

Bu çalışmada bireylerin varlık portföylerinin bir parçası olarak ellerinde para tuttuklarını varsayan portföy denge yaklaşımından yararlanarak Türkiye’de 2005-2019 dönemi için para talebi tahmini yapılmıştır. Para talebinin reel gelir, nominal faiz oranı, enflasyon oranı ve nominal döviz kurunun fonksiyonu olduğu varsayılmış, modele eklenen döviz kuru değişkeni yoluyla para ikamesinin var olup olmadığı ampirik olarak test edilmiştir. Literatürdeki çok sayıda çalışmanın başvurduğu geleneksel ekonometrik yöntemlerin aksine bu çalışmada yapısal kırılmalı birim kök testlerinden ve eş-bütünleşme analizlerinden yararlanılmış ve böylelikle tahmin sonuçlarının yanlış olma olasılığı ortadan kaldırılmaya çalışılmıştır. Elde edilen ampirik bulgular yapısal değişimin gerçekleştiği dönem olarak global finans krizinin Türkiye’yi etkisi altına aldığı Temmuz 2008’i işaret etmektedir. Uzun dönem tahmin sonuçlarına göre ise reel gelir para talebinin pozitif fonksiyonu ve elde para tutmanın maliyetini temsil eden nominal faiz oranı, enflasyon oranı ve nominal döviz kurunun beklediği gibi para talebinin negatif fonksiyonudur. Bu değişkenlerden nominal döviz kurundaki artışın yani yerli paradaki değer kaybının para talebini azaltması Türkiye’de para ikamesinin varlığını kanıtlamaktadır. Ayrıca yapısal kırılmalı eş-bütünleşme testinin işaret ettiği dönem dikkate alınarak, kırılma öncesi ve sonrası için de ayrı ayrı para talebi modeli tahmin edilmiş ve genel modelin ortaya koyduğu sonuçlara benzer sonuçlar elde edilmiştir. Ancak yapısal değişimin gerçekleştiği dönem sonrası para talebinin faiz duyarlılığının ve enflasyon duyarlılığının azaldığı sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte yapısal değişim öncesi dönemde para talebinin döviz kuru duyarlılığını ölçen katsayının pozitif olduğunun tespit edilmesi, bu dönemde para ikamesi etkisinin değil, servet etkisinin hakim olduğunu göstermektedir. Oysa ampirik bulgular yapısal kırılmanın gerçekleştiği tarih sonrasında ekonomide dolarizasyonun yaygınlaştığına işaret etmektedir ve bu bulgular Türkiye ekonomisinin tecrübe ettiği gelişmelerle uyumludur. Ayrıca bu iki dönem için istikrar testleri (stability tests) kullanılarak para talebinin istikrarı araştırılmıştır. Sonuçlar, ilk dönemde (Aralık 2005-Haziran 2008) para talebinin istikrarlı ancak Temmuz 2008-Haziran 2019 döneminde para talebinin istikrarlı olmadığını ortaya koymaktadır. Bu sonuç, siyasi sorunlar ve küresel gelişmelerin etkisi ile artan dolarizasyonun para talebinin istikrarına zarar vermesi olarak yorumlanabilir. Kısa vadeli faiz oranlarına müdahale ederek para politikası uygulayan Merkez Bankası için dolarizasyon, faiz oranlarında da oynaklık yaratarak belirsizlik ve istikrarsızlık yaratarak para politikasının etkinliğine de zarar vermektedir.

### Etik Beyanı

Bu makalede hiçbir insan çalışması sunulmamıştır.

### Yazar Katkıları

Yazarlar bu çalışmaya katkıları olduğunu beyan etmişler ve yayın için onaylamışlardır.



## **Çıkar çatıřması**

Yazarlar, arařtırmanın potansiyel bir çıkar çatıřması olarak yorumlanabilecek ticari veya finansal iliřkilerin yokluęunda yürütüldüęünü beyan etmektedirler.

## **Kaynakça**

- AKÇAY, O. C., ALPER, C.E., ve KARASULU, M. (1997). Currency substitution and exchange rate instability: The Turkish case. *European Economic Review*, 41, 827-835.
- AKKAYA, Y. ve GÜRKAYNAK R.S. (2012). Cari açık, bütçe dengesi, finansal istikrar ve para politikası: heyecanlı bir dönemin izi. *İktisat İşletme ve Finans*, 27(315), 93-119.
- ALP, B. ve YALÇIN, C. (2015). Türkiye’de řirketlerin borç dolarizasyonu ve büyüme performansı (liability dollarization and growth performance of non-financial firms in turkey). *Central Bank Working Papers*,15/01, 1-44.
- APERGIS, N. (2015). Long-run estimates of money demand: New evidence from east asian countries and the presence of structural break. *Applied Economics*, 47(31), 3276-3291.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., ve MALIXI, M. (1991). Exchange rate sensitivity of the demand for money in LDCs. *Applied Economics* 23: 1377–1384.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., ve TECHARATANACHAI, M. (2001). Currency substitution in Thailand. *Journal of Policy Modeling*, 23(2), 141-145.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., ve KARACAL, M. (2006). The demand for money in turkey and currency substitution. *Applied Economics Letters*, 13, 635-642.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., WANG, Y. ve XI, D. (2012). Economic uncertainty, monetary uncertainty and the demand for money in China. *The Chinese Economy* 45: 26–37.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., HALICIOGLU, F. ve 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.
- BALL, L. (2001). Another look at long-run money demand. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, 47(1), 31-44.
- BENATI, L., LUCAS, R. E., NICOLINI, J. P. ve WEBER, W. (2017). International evidence on long-run money demand. *Minneapolis FED Research Working Paper*, No. 738, Retrieved July 3, 2019, <https://www.minneapolisfed.org/research/wp/wp737.pdf>.
- BERGEVIN, P. ve LAIDLER, D. E. W. (2010). Putting money back into monetary policy: A monetary anchor for price and financial stability. *C.D. Howe Institute Commentary*, No. 312, October 2010. Retrieved June 15, 2019, <https://ssrn.com/abstract=1713948>.
- BORDO, M. D. ve CHOUDHRI, E. U. (1982). Currency substitution and the demand for money: some evidence for Canada. *Journal of Money, Credit and Banking*, 14(1), 48-57.
- CALVO, G. ve VEGH, C. (1992). Currency substitution in developing countries: An introduction.” *MPRA Paper No. 20338*, 1-31. Retrieved September 3, 2019, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/20338/>
- CİVCİR, İ. (2003). Money demand, financial liberalization and currency substitution in Turkey. *Journal of Economic Studies*, 30(5), 514-534.
- CUDDINGTON, J. T. (1983). Currency substitution, capital mobility and money demand. *Journal of International Money and Finance*, 2(2), 111-133.
- ERTÜRK, E. (1991). Türkiye iktisadında yeni bir boyut para ikamesi: Kavram, teori, oluşum süreci ve sonuçları. *Uludağ Yayınları*, Bursa.
- FRIEDMAN, M. (1956). The quantity theory of money: A restatement. *Collected Works of Milton Friedman Project Records*. Hoover Institution Archives, Stanford, CA. <http://miltonfriedman.hoover.org>.

- GIOVANNINI, A. ve TURTELBOOM, B. (1992). Currency substitution. NBER Working Papers, No. 4232, National Bureau of Economic Research, Inc.
- GLYNN, J., PERERA, N. ve VERMA, R. (2007). Unit root tests and structural breaks: A survey with applications. *Revista De Me Todos Cuantitativos Para La Economla Y La Empresa* (3), Paginas, 63-79.
- GREGORY, A. W. ve HANSEN, B. E. (1996a). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70 (1), 99-126.
- GREGORY, A. W. ve HANSEN, B. E. (1996b). Practitioners corner: Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58 (3), 555-560.
- GÜRKAYNAK, R. S., KANTUR, Z., TAŞ, M. A. ve YILDIRIM, S. (2015). Monetary policy in turkey after central bank independence. CFS Working Paper No. 520. Retrieved July 10, 2019, <https://ssrn.com/abstract=2676570>.
- KAMIN, S. B., ve ERICSSON, N.R. (2003). Dollarization in post-hyperinflationary Argentina. *Journal of International Money and Finance*, 22 (2), 185-211.
- KUMAR, S. ve WEBBER, D. J. (2013). Australasian money demand stability: Application of structural break tests. *Applied Economics*, 45(8), 1011-1025.
- LEE, J. ve STRAZICICH, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- LEE, J. ve STRAZICICH, M. C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University, 1-16.
- LEE, J. ve STRAZICICH, M. C. (2013). Minimum LM unit root test with one structural break. *Economics Bulletin*, 33(4), 2483-2492.
- MCKINNON, R. I. (1982). Currency substitution and instability in the world dollar standard. *American Economic Review*, American Economic Association, 72(3), 320-333.
- METİN-ÖZCAN, K. ve US, V. (2007). Dedollarization in Turkey after decades of dollarization: A myth or reality?. *Physica*, 385, 292-306.
- MUTLUER, D. ve BARLAS, Y. (2012). Modeling the Turkish broad money demand. *Central Bank Review*, 2(2), 55-75.
- ORTIZ, G. (1983). Dollarization in Mexico: Causes and consequences. *Financial policies and the world capital market: The problem of Latin American countries*. University of Chicago Press, 71-106.
- ÖZATAY, F. (2011). *Parasal İktisat: Kuram ve politika*, 1. Basım, Efil Yayınevi, Ankara.
- ÖZATAY, F. (2012). Para politikasında yeni arayışlar. *İktisat ve Toplum*, 15, 20-30.
- ÖZATAY, F. (2015). 2000'li yıllarda Türkiye ekonomisi. *İktisat, İşletme ve Finans*, 30 (350), 9-24.
- ÖZATAY, F. (2017). 2017 Değerlendirmesi (2). *Dünya*, 27 Aralık.
- ÖZATAY, F. (2018). Çözüm Var ve Zor Değil. *Dünya*, 23 Mayıs.
- ÖZATAY, F. (2019). Ezberleri Bozun Lütfen. *Dünya*, 12 Aralık.
- PARK, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 119-143.
- PHILLIPS, P. C. B. ve HANSEN, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- PROCK, J., SOYDEMİR, G. A. ve ABUGRI, B. A. (2003). Currency substitution: Evidence from Latin America. *Journal of Policy Modeling*, 25(4), 415-430.
- RAMIREZ-ROJAS, C. (1985). Currency substitution in Argentina, Mexico, and Uruguay. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 32(4), 629-667.
- SAMRETH, S. (2008). Estimating money demand function in Cambodia: ARDL approach. MPRA Paper No. 16274,

- SCACCIAVILLANI, F. (1995). Exchange Rate Movements, Inflation Expectations, and Currency Substitution in Turkey. IMF Working Papers 95/111, International Monetary Fund.
- SELÇUK, F. (1994). Currency Substitution in Turkey. *Applied Economics*, 26(5), 509-518.
- TAŞSEVEN, Ö., FİTZSIMMONS, A.P. ve ELİFOĞLU, İ. H. (2015). Currency substitution in Turkey: Macroeconomic determinants. *Journal of Emerging Markets*, 20(1-2), 52-69.
- THOMAS, L. R. (1985). Portfolio theory and currency substitution. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(3), 347-357.
- YEYATİ, E. L. (2003). Financial dedollarization: A carrot and stick approach. Universidad Torcuato di Tella, Centro de Investigación en Finanzas.
- YAZGAN, M.E. ve ZER-TOKER, İ. (2010). Currency substitution, policy rule and pass-through: Evidence from Turkey. *Applied Economics, Taylor & Francis Journals*, 42(18), 2365-2378.
- ZIVOT, E. ve ANDREWS, D. W.K. (1992). Further evidence on the Great Crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

## Ek 1.

**Tablo 1.** Lee-Strazicich Ve Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları (Birinci Fark)

Değişkenler	Model	L	$\lambda$	Test İst.	Kritik Değerler (% 5)	Kırılma Tarihi (TB)
<b>Zivot-Andrews Birim Kök Testi</b>						
ln (M/P)	Model C	10	0.4	-7.806***	-5.08	2010M12
ln (Y)	Model C	10	0.3	-9.849***	-5.08	2009M09
lni	Model C	8	0.3	-5.489**	-5.08	2009M11
$\pi$	Model C	1	0.1	-10.44***	-5.08	2017M12
ln (EX)	Model C	5	0.2	-7.363***	-5.08	2009M01
<b>Lee-Strazicich Birim Kök Testi</b>						
ln (M/P)	Model C	8	0.2	-7.681***	-4.47	2009M03
ln (Y)	Model C	6	0.3	-5.097**	-4.45	2009M11
lni	Model C	8	0.5	-6.634***	-4.51	2012M04
$\pi$	Model C	0	0.1	-9.950***	-4.50	2018M02
ln (EX)	Model C	5	0.2	-6.98***	-4.47	2008M08

Not: Lee-Strazicich birim kök testinde L optimal gecikme uzunluğu,  $\lambda$  kırılma noktasını göstermektedir ve kırılma noktası  $\lambda = T_{\beta}/T$  ile belirlenmektedir. TB ise kırılma tarihidir. \*\*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyi için birim kök temel hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Lee-Strazicich testi için kritik değerler Lee ve Strazicich (2004) çalışmasından elde edilmiştir.