

**TÜRKİYE’DE PARA TALEBİNİN İSTİKRARI: ZAMANA GÖRE DEĞİŞEN
EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ¹**

**THE STABILITY OF MONEY DEMAND IN TURKEY: TIME-VARYING COINTEGRATION
TEST**

Arş. Gör. Osman TÜZÜN

Dokuz Eylül Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, osman.tuzun@deu.edu.tr, İzmir/Türkiye

Arş. Gör. Fatih CEYLAN

Dokuz Eylül Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, fatih.ceylan@deu.edu.tr, İzmir/Türkiye

Arş. Gör. Ramazan EKİNCİ

Dokuz Eylül Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, ramazan.ekinci@deu.edu.tr, İzmir/Türkiye

ÖZ

Para politikasının fonksiyonlarını yerine getirebilmesi ve makroekonomik değişkenleri etkilemesi açısından para talebinin istikrarı çok önemlidir. Bu çalışmada Türkiye’de para talebinin istikrarlılığı, 1986Q1-2016Q3 dönemi için para talebi ve temel belirleyicileri arasındaki uzun dönemli ilişki çerçevesinde test edilmiştir. Söz konusu zaman aralığında yaşanan ekonomik krizlerin, yapısal değişimlerin ve uygulanan politikaların para talebi üzerindeki etkilerini gözlemleyebilmek için Bierens ve Martins (2010) tarafından geliştirilen zamana göre değişen eşbütünleşme testi kullanılmıştır.

Elde edilen bulgulara göre para talebi ve belirleyicileri arasında zamana göre değişen eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Zamana göre normalize edilmiş katsayı tahminleri ve CUSUM ve CUSUMSQ istikrar testlerine göre özellikle kriz dönemlerinde para talebinin istikrarsız olduğunu görülmektedir. Bununla birlikte, gelir esnekliği katsayısındaki dalgalanmalar faiz esnekliğine göre daha yüksektir. İstikrar testleri de 2006 yılı sonrası para talebinin istikrarsızlaştığını ve 1996, 2006 ve 2010 dönemlerinde parametrelerde istikrarsızlık meydana geldiğini göstermektedir. Ekonomik krizler ve yapısal değişimler geniş kapsamlı para arzının Merkez Bankası tarafından bir politika aracı olarak kullanılmasını kısıtladığı söylenebilir.

Anahtar Kelimeler: Para Talebi, Zamana Göre Değişen Eşbütünleşme Testi, İstikrar

ABSTRACT

The stability of the money demand is very important in terms of its ability to fulfill the functions of the monetary policy and to influence the macroeconomic variables. In this study, the stability of the money demand in Turkey has been tested in the long-run relationship between money demand and the main determinants of money demand for the period 1986Q1-2016Q3. The time-varying cointegration test developed by Bierens and Martins (2010) was used to observe the effects of the economic crises occurred at the material time, structural changes and the applied policies on the money demand.

According to the findings obtained, a time-varying cointegration relationship was detected between monetary demand and its determinants. From the time-normalized coefficient estimates and CUSUM and CUSUMSQ stability tests, it follows that money demand has been unstable especially in crisis periods. In addition to this, fluctuations in the income elasticity coefficient are higher than interest elasticity. The main reason for this instability is the fluctuations in income elasticity. Stability tests also show that monetary demand is destabilizing after 2006 and that instability has taken hold in parameters in the period of 1996, 2006 and 2010. It can be said that economic crises and structural changes restrict the use of broad money supply as a policy tool by the Central Bank.

Keywords: Money Demand, Time-varying Cointegration Test, Stability

¹ Bu çalışma, 27-29 Nisan 2017 yılında “Innovation and Global Issues in Social Science” isimli kongrede bildiri olarak sunulmuş olup gerekli düzeltmeler ve eklemeler yapılmıştır.

1. GİRİŞ

Ekonomideki para miktarındaki deęişmelerin makroekonomik deęişkenleri etkilemesi açısından para talebinin istikrarı oldukça önem arz etmektedir (Andersen, 1985:4) Ayrıca para talebi ile temel makroekonomik deęişkenler arasında ilişki para politikasının aktarım mekanizmalarının istikrarı için de önemlidir. Bu sayede merkez bankasının para arzını kontrol edebilmesi sağlanmaktadır. Para talebinin istikrarı ekonomide makroekonomik iklimin öngörülebilir olmasını da sağlamaktadır. Bu nedenle para politikasının yukarıda bahsedilen fonksiyonlarını yerine getirebilmesi için en uygun parasal büyüklüğün belirlenmesi ve para talebinin istikrarı literatürde sıklıkla araştırılan bir konu olmuştur.

Para talebinin istikrarı 1970 Bretton Woods sisteminin sona ermesinin ardından sorgulanmaya başlanmıştır. Para talebinin istikrarsız olduğu sonucuna ulaşan çalışmalar ortaya çıkmıştır (Lütkepohl, 1993: 729-730). İlerleyen dönemde finansal piyasaların gelişmesi, döviz kuru rejimlerinde yaşanan deęişiklikler, sermaye hareketlerinin serbestleşmesi gibi gelişmeler para talebini etkilemiştir. Bu süreçte yaşanan finansal krizler para talebinin istikrarlılığı hususunda akademik çalışmaların da çoğalmasına neden olmuştur.

Para talebinin istikrarına ilişkin teorik yaklaşımlar genellikle bir ekonomik krizle geçerliliğini yitirmiş olsa da yeni yaklaşımların ortaya çıkmasında dayanak noktası oluşturmuştur. Para talebi konusunda teorik yaklaşımlar Klasik iktisat teorisi ile başlamaktadır. Klasik iktisat teorisine göre para talebi işlem amaçlı talep edilen bir deęişim aracıdır. Ayrıca paranın dolanım hızının istikrarlı olduğu temel görüşünden hareketle “miktar teorisi” paranın ekonomideki yerini açıklamaktadır. Paranın dolanım hızının istikrarlı olması para talebinin de istikrarlı olacağı anlamına gelmektedir. Ekonomide tam istihdamın geçerli olduğu varsayımından hareketle para miktarındaki artış fiyatlar genel seviyesini artırmaktadır. Ancak Monetarist yaklaşım miktar teorisinin paranın dolanım hızının istikrarına ilişkin görüşlerini desteklemektedirler.

Keynesgil iktisat, miktar teorisine olan eleştirisini paranın talep edilme nedenleri noktasında yapmaktadır. Keynes’e göre para talebinin belirleyenlerinden birisi de spekülatif para talebidir (Mishkin, 2013: 556). Bu katkı para talebi fonksiyonuna faiz oranını da dahil etmiş ve literatürde ampirik olarak da test edilmiştir (Starleaf ve Reimer (1967), Fisher, (1973)). İlerleyen dönemde, Monetarist yaklaşım, miktar teorisinin paranın dolanım hızının istikrarına ilişkin görüşlerini desteklemektedir ancak para talebinin belirleyicileri arasına finansal deęişkenler de eklenmiştir. Bu konuda Monetarist yaklaşımla birlikte para talebinin dięer belirleyicileri de dikkate alınmış olsa da, para talebinin gelir esnekliğinin büyük olduğunu ifade edilmektedir.

Bu çalışmada Türkiye’de para talebinin istikrarlılığı, Bierens ve Martins (2010) tarafından geliştirilen zamana göre deęişen eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Ele alınan zaman aralığı düşünüldüğünde, söz konusu yöntem; yaşanan ekonomik krizlerin etkilerini kendi içinde değerlendirme imkânı vermesi, kriz dönemlerinde parametrelerin ne yönde deęiştiğini ortaya koymaktadır. Ayrıca literatürde çoğunlukla kullanılan eşbütünleşme analizleri deęişkenler arasındaki uzun dönemli ortalama ilişkiyi ifade etmektedir. Ancak deęişkenler arasındaki ilişkinin nasıl bir deęişim gösterdiğini ve nasıl bir yol izlediğini göstermemektedir. Bu açıdan değerlendirildiğinde Türkiye’de para istikrarını belirlemeye yönelik bu çalışma dięer çalışmalardan farklılaşmaktadır.

Çalışmanın kurgusunda ikinci kısımda literatür yer almaktadır. Üçüncü kısımda analizde kullanılan yöntem anlatılmakta ve devam eden dördüncü bölümde ise veri seti ve ampirik bulgular yer almış olup, son kısımda ise sonuç ve politika önerilerine yer verilmiştir.

2. LİTERATÜR

Türkiye’de para talebinin istikrarına yönelik literatürde birçok çalışma bulunmaktadır. Ekonometrik yöntemlerin gelişmesine bağlı olarak para talebinin istikrarına yönelik çalışmalar eşbütünleşme testleri ve istikrar testleri kullanılarak analiz edilmektedir. Bu çalışmalarda para talebinin istikrarını analiz etmek amacıyla bağımlı deęişken olarak geniş tanımlı reel para talebi ya da kısa dönem analiz amaçlı dar tanımlı reel para talebi kullanılmaktadır. Bu çerçevede oluşturulmuş para talebi fonksiyonlarında elde edilen sonuçlar literatürde farklılık göstermektedir. Para ve fiyatlar, faiz oranları gibi makroekonomik deęişkenler arasındaki ilişkilerin istikrarı Merkez Bankalarının para politikaları uygulamalarında başarılı olduğu dolayısıyla para talebinin istikrarlı olduğu sonucunu elde eden çalışmalar bulunmaktadır. (Koęar (1995), Akıncı (2003), Cıvcir (2003), Halicioęlu ve Uęur (2005), Altıntaş (2008), Gencer ve Arısoy (2013), Doęru (2014))

Para talebinin öngörülür olmadığını ve dolayısıyla Türkiye’de para politikası uygulama aracı olarak para arzının etkili bir politika aracı olmadığını ifade eden çalışmalar da bulunmaktadır (Balaylar ve Duygulu (2004), Saatçioęlu ve Korap (2005) Yılandı (2012), Dritsaki ve Dritsaki (2012), Özcan ve Arı (2013), Atgür ve Altay (2015)).

Türkiye’ de para talebinin istikrarına yönelik çalışmalarda zaman aralığı ve yöntem farklılıkları elde edilen bulguların farklılaşmasına neden olabilmektedir. Yaşanan krizler ve küresel şokların etkilerini dikkate alan çalışmalar, doğrusal yöntemler ile edilen bulguların aksine Türkiye para talebini istikrarsızlaştırdığını ifade etmektedirler (Çatık (2007), Yılcı (2012)). Tablo-1’de tarih sırasıyla bu çalışmalar özetlenmiştir.

Tablo 1: Türkiye’ de Para Talebinin İstikrarına Yönelik Çalışmalar

Yazarlar	Dönemler	Yöntem	Değişkenler	Bulgular
Koğar (1995)	1978:Q1-1990:Q4 Üçer Aylık Dönemler	Johansen Eşbütünleşme Testi	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Geniş Tanımlı Reel Para Talebi (M2) Dar Tanımlı Reel Para Talebi (M2) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Reel GSYİH, Enflasyon, Döviz Kuru	İstikrarlı
Koğar (1995)	1987-2001 Üçer Aylık Dönemler	Johansen Eşbütünleşme Testi	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Geniş Tanımlı Reel Para Talebi (M2Y) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Reel GSYİH, Enflasyon, Reel Efektif Döviz Kuru, Faiz oranları	İstikrarlı
Akıncı (2003)	1987:Q1-2003:Q3 Üçer Aylık Dönemler	Johansen Eşbütünleşme Testi Hata Düzeltme Modeli	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Dar Tanımlı Reel Para Talebi (M1) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Özel Tüketim Harcamaları, Nominal Döviz Kuru, Faiz oranları	İstikrarlı
Civcir (2003)	1987:M1-1999:M12 Aylık Dönemler	Johansen Eşbütünleşme Testi	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Geniş Tanımlı Reel Para Talebi (M2) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Sanayi üretim Endeksi, Enflasyon Oranı, Beklenen Döviz Kuru, Faiz oranları	İstikrarlı
Balaylar ve Duygulu (2004)	1987-2000 Üçer Aylık Dönemler	Tek Denklem Dayalı Eş Bütünleşme Analizi	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Nominal Para Arzı (M2) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Nominal GSYİH, Enflasyon Oranı, Tartılı Reel Efektif Kur, Faiz Oranı	İstikrarsız
Saatçioğlu ve Korap (2005)	1987:01-2004:06	Johansen Eşbütünleşme Testi	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Geniş Tanımlı Reel Para Talebi (M2Y) <u>Bağımsız Değişkenler</u> GSMH, Enflasyon Oranı, Faiz Oranı, Nominal Döviz Kuru	İstikrarsız
Halıcioğlu ve Uğur (2005)	1950-2002	ARDL Sınır Testi CUSUM, CUSUMSQ İstikrar Testleri	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Dar Tanımlı Reel Para Talebi (M1) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Nominal Döviz Kuru, Faiz Oranları, Reel GSYİH	İstikrarlı
Çatık (2007)	1988:01-2005:04 Üçer Aylık Dönemler	Kırımlı Birim Kök Ve Eşbütünleşme Analizleri	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Dar Tanımlı Reel Para Arzı (M1) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Reel GSYİH, Vadeli Mevduat Faiz Oranı	<u>Yapısal Kırımları Dikkate Almayan Johansen Eşbütünleşme Testi</u> İstikrarlı <u>Yapısal Kırımları Dikkate Alan Gregory-Hansen</u> İstikrarsız
Altıntaş (2008)	1985:04-2006:04 Üçer Aylık Dönemler	Sınır Testi (ARDL), CUSUM, CUSUMSQ İstikrar Testleri	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Geniş Tanımlı Reel Para Arzı (M2) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Reel GSYİH, Mevduat Faiz Oranı, Nominal Döviz Kuru	İstikrarlı
Yılcı (2012)	1989:Q1-2011:Q2 Üçer Aylık Dönemler	Sınır Testi (ARDL) ve Kayan Pencere Sınır Testi	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Geniş Tanımlı Reel Para Arzı (M2) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Reel GSYİH, Mevduat Faiz Oranı, BİST100 Endeksi Kapanış Fiyatları	2007 Yılı Birinci Çeyreğinden Sonrası İstikrarsız
Dritsaki ve Dritsaki (2012)	1989:M1-2010:M5 Aylık Dönemler	Hata Düzeltme Modeli (VECM), Johansen Eşbütünleşme Testi Granger Nedensellik Testi	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Dar Tanımlı Reel Para Talebi (M1) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Sanayi Üretim Endeksi, Nominal Faiz Oranı	<u>Değişkenler Arasında Kısa ve Uzun Dönemde Nedensellik İlişkisi Olmasına Rağmen</u> İstikrarsız

Gencer ve Arısoy (2013)	1989:Q1-2010:Q4 Üçer Aylık Dönemler	ARDL Sınır Testi, Kalman filtre yaklaşımına dayalı zamanla değişen katsayılar yöntemi	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Geniş Tanımlı Reel Para Talebi (M2Y) <u>Bağımsız Değişkenler</u> DİBS Faiz Oranları, Enflasyon, Reel GSYİH, Nominal Döviz Kuru	İstikrarlı
Özcan ve Arı (2013)	2005:M12-2012:M10 Aylık Dönemler	Johansen Eşbütünlük Testi, CUSUM, CUSUMSQ İstikrar Testleri	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Geniş Tanımlı Reel Para Talebi (M2) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Sanayi Üretim Endeksi, Nominal Faiz Oranı, Döviz Kuru	İstikrarsız
Doğru (2014)	1970-2010	Eşbütünlük sınır testi yaklaşımı (ARDL), Hata Düzeltme Modeli (VECM)	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Geniş Tanımlı Reel Para Talebi (M2) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Reel GSYİH, Faiz Oranı, Döviz Kuru	<u>Uzun Dönemde</u> İstikrarlı <u>Kısa Dönemde</u> Faiz Oranı Anlamlı ve Negatif İlişki
Atgür ve Altay (2015)	2002:Q1-2013Q2 Üçer Aylık Dönemler	ARDL Modeli, CUSUM Testi	<u>Bağımlı Değişkenler</u> Geniş Tanımlı Reel Para Talebi (M2) <u>Bağımsız Değişkenler</u> Reel GSYİH, Vadeli Mevduat Faiz Oranı, Tüketici Fiyat Endeksi	İstikrarsız

3. VERİ SETİ ve YÖNTEM

Çalışmada 1986Q1 ve 2016Q3 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılarak para talebi ve belirleyicileri arasındaki uzun dönemli ilişki ve para talebinin istikrarlılığı incelenmiştir. Bu tarihlerin alınmasının sebebi 1986 yılı itibarıyla veri toplamanın daha düzenli ve güvenilir şekilde yapılmasıdır. Nominal para arzı (M2), TÜFE (P), reel GSYİH (GDP) ve üç aylık vadeli mevduat faiz oranı (FO) değişkenleri kullanılarak aşağıdaki para talebi modeli tahmin edilmektedir.

$$\ln(M2_t) - \ln(P_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_t) + \beta_2 \ln(FO_t) + u_t$$

Gayri safi yurtiçi hasıla mevsimsellikten arındırılmış ve değişkenlerin logaritmaları alınarak analize dahil edilmiştir. Değişken IMF'nin veri tabanı International Financial Statistics'ten (IFS)'den elde edilmiştir.

Tablo 2' de durağanlık özelliklerini belirlemeye yönelik yapılan iki yapısal kırılmalı Lee ve Strazicich (2003) birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Birim kök testi sonuçlarına göre tüm değişkenler iki yapısal kırılma ile birim kök içermektedir.

Tablo 2. İki Yapısal Kırılmalı Lee ve Strazicich (2003) LM Birim Kök Testi

Değişkenler	Test İst	Ortalamada Kırılma		Test İst	Ortalama ve Trendde Kırılma	
		TB1	TB2		TB1	TB2
M2	-1.153	1994Q3	2000Q4	-4.560	1991Q1(0.17)	2005Q2(0.63)
GDP	-3.401	2007Q3	2011Q2	-4.478	2001Q3(0.51)	2008Q4(0.74)
FO	-1.437	1999Q3	2003Q2	-4.370	1999Q1(0.43)	2009Q1(0.75)
Kritik Değerler						
Model AA (Ortalamada Kırılma)						
		%1	%5	%10		
		-4.54	-3.84	-3.50		
Model CC (Ortalama ve Trendde Kırılma)						
λ_2	0.4	0.6			0.8	
λ_1	%1	%5	%10	%1	%5	%10
0.2	-6.16	-5.59	-5.27	-6.41	-5.74	-5.32
0.4	-	-	-	-6.45	-5.67	-5.31
0.6	-	-	-	-	-	-
					-6.32	-5.73
					-5.32	

Not: Model AA: Ortalamada kırılmayı, Model CC: Ortalama ve trenddeki kırılmayı ifade etmektedir. TB1 ve TB2 sırasıyla birinci ve ikinci kırılma tarihlerini göstermektedir. Parantez içindeki değerler birinci (λ_1) ve ikinci (λ_2) kırılma noktaları olup kesişimi Model CC için kritik değerleri göstermektedir.

Birim kök testi sonuçlarına göre tüm değişkenler iki yapısal kırılma ile birim kök içermektedir. Çalışma literatürde yer alan ve incelenen dönem boyunca katsayıların değişmeyip sabit kaldığı yaklaşımlardan farklı olarak katsayıların zamana göre değişimini dikkate almaktadır. Böylece ele alınan dönem boyunca para talebinin istikrarlılığındaki değişimler izlenebilmekte ve politika önerileri geliştirilebilmektedir.

Ampirik bulgular Bierens ve Martins (2010) tarafından geliştirilen ve *katsayıları zamana göre değişen eşbütünleşme* (TVC) yöntemine dayanmaktadır. Park ve Hahn (1999)'ın tek denklem yaklaşımından farklı olarak Bierens ve Martins (2010), eşbütünleşik vektörün zaman içinde değiştiği ve Johansen eşbütünleşme testine alternatif çok değişkenli bir yaklaşım geliştirmiştir. TVC eşbütünleşme yöntemi Chebyshev zaman polinomlarına dayanmaktadır. Bierens ve Martins (2010) zamana göre değişen bir vektör hata düzeltme modelini, VECM (p), aşağıdaki gibi ifade etmektedir (Bierens ve Martins, 2010:1455)

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi_t' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada μ , $k \times 1$ sabit katsayılar, Y_t ise $k \times 1$ boyutlu zaman serileri vektörünü göstermektedir. Hata terimi ise $\varepsilon_t \sim N_k(0, \Omega)$ olarak ifade edilebilir. Zamana göre değişmeyen eşbütünleşme boş hipotezi $\Pi_t' = \Pi' = \alpha\beta'$, katsayıların zamana göre değiştiği $\Pi_t' = \Pi' = \alpha\beta_t'$ alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. Zaman değişimli polinomlar $P_{0,T}(t) = 1$ ve $P_{i,T}(t) = \sqrt{2} \cos(i\pi(t-0.5)/T)$. $g(t)$ kesikli zamanın bir fonksiyonu olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Bierens ve Martins, 2010:1455-1456):

$$g(t) = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \quad \text{Burada } \xi_{i,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(t) P_{i,T}(t) \quad (2)$$

$$\Pi_t' = \alpha\beta_t' = \alpha \left(\sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \right)'$$

eşitlik 1 de yer alan VECM modelinde yerine konulursa;

$$\Delta Y_t = \alpha \left(\sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \right)' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{elde edilir.} \quad (3)$$

Burada Chebyshev polinomları β_t nin zaman boyunca kademeli olarak (*gradually*) değişimini sağlayan yumuşak geçişli bir fonksiyondur (Balcılar, 2015).

Eşitlik 3'te $Y_t^m = (Y_{t-1}' P_{1,T}(t), Y_{t-1}' P_{2,T}(t), \dots, Y_{t-1}' P_{m,T}(t))'$ ve $\xi_i' = (\xi_0', \xi_1', \dots, \xi_m')$ rank'nin $r \times (m+1)k$ boyutlu matrisidir. Zamana göre değişmeyen Boş hipotez altındaki eşbütünleşme $\xi_i' = (\beta', O_{r,k,m})$ şeklindedir. Test istatistiği Olasılık Oranı (LR) testi ile sınanmaktadır (Bierens ve Martins, 2010:1457).

4. BULGULAR

Para talebine yönelik ampirik literatür özellikli Johansen'nin yaklaşımı olmak üzere uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisine dayanmaktadır. Tablo 3'de çok değişkenli ve sabit parametrelili Johansen eşbütünleşme test sonuçları yer almaktadır. AIC, HQ ve BIC kriterlerine göre optimal gecikme uzunluğu VAR(1) seçilmiştir. Tabloda maximal özdeğerler λ_{\max} ve trace test λ_{trace} istatistikleri yer almaktadır. $r=0$ eşbütünleşmenin olmadığı boş hipotezi göstermektedir. $r=0$ için öz değer ve trace test istatistikleri %5 kritik değerden büyük olduğu için değişkenler arasındaki en az bir eş-bütünleşme vektörünün olduğu alternatif hipotez kabul edilmektedir. Birden fazla eş-bütünleşik vektöre yönelik öz değerler ve trace test istatistikleri kritik değerden küçük olduğu için sistemde sadece tek eş-bütünleşik vektör bulunmaktadır. Buna göre para talebi ile belirleyenleri arasında uzun dönemli bir eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3. Çok Değişkenli Doğrusal Johansen Eşbütünleşme Testi

Gecikme(p)	1	2	3	4	5	6	7	8
VAR gecikme uzunluğu seçim kriteri								
AIC	-8.034	-7.987	-7.965	-7.870	-7.759	-7.735	-7.729	-7.645
HQ	-7.798	-7.662	-7.551	-7.368	-7.168	-7.055	-6.961	-6.788
BIC	-7.451	-7.186	-6.946	-6.632	-6.303	-6.060	-5.836	-5.533

Johansen Eşbütünlüme Testi		Kritik Değer
Ho	λ_{max}	%5
r=2	3.402	9.164
r=1	13.626	15.892
r=0	34.928	22.299
Ho	λ_{trace}	%5
r≤2	3.402	9.164
r≤1	17.029	20.261
r=0	51.958	35.192

Buradan hareketle normalize edilmiş eşbütünlüme vektörleri aşağıdaki gibi elde edilebilir.

$$\ln(M_2)_t - \ln(P_t) = 11.304 + 0.926_1 \ln(Y_t) - 0.675 \ln(R_t) \quad (3.63) \quad (4.45) \quad (7.41)$$

Parantez içindeki değerler t-değerlerini göstermektedir. Buna göre katsayılar anlamlı olmakla birlikte teorik olarak beklentilerle uyumlu çıkmıştır.

Tablo 4’de Bierens ve Martins (2010) tarafından geliştirilen ve Chebyshev zaman polinomlarına dayalı çok değişkenli zamana göre değişen eşbütünlüme test sonuçları yer almaktadır. LR testi kullanılarak zamana göre değişimin olmadığı eşbütünlüme boş hipotezi, zamana göre değişen eş-bütünlüme alternatif hipotezine karşı test edilmektedir.

Tablo 4. Değişkenli Zamana Göre Değişen Eşbütünlüme Testi

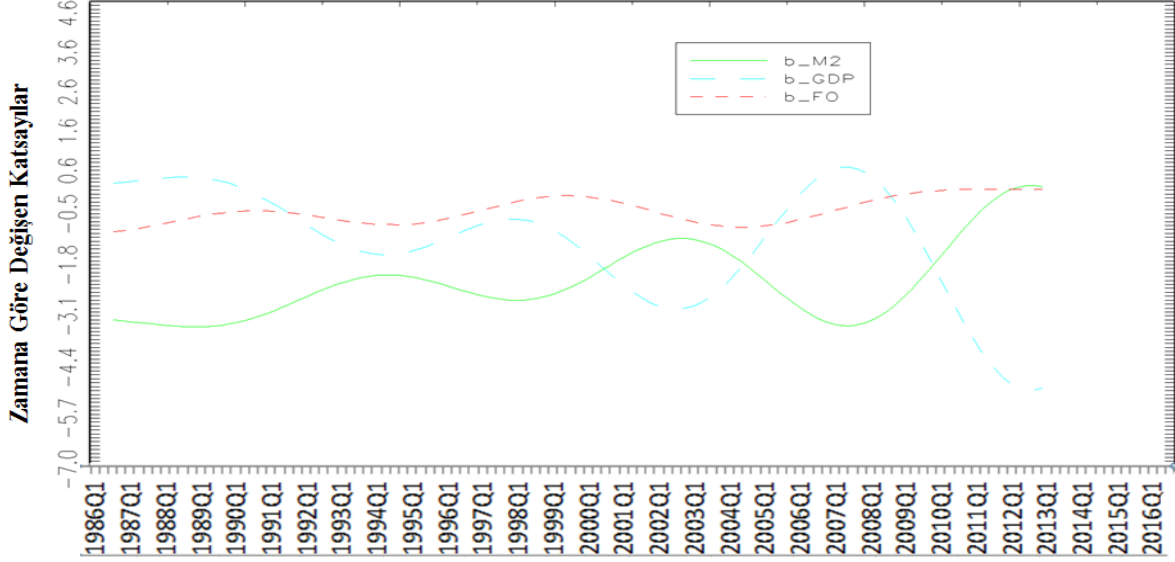
m	r=1	r=2	r=3
Zamana Göre Değişen Eşbütünlüme Testi Olabilirlik Oranı (LR) Testi Sonucu			
1	15.611 (<0.001)	30.436 (<0.000)	43.215 (<0.000)
2	25.023 (<0.000)	59.238 (<0.000)	76.947 (<0.000)
3	35.612 (<0.000)	81.518 (<0.000)	108.394 (<0.000)
4	78.950 (<0.000)	126.758 (<0.000)	166.645 (<0.000)
5	80.417 (<0.000)	135.106 (<0.000)	181.650 (<0.000)
6	102.185 (<0.000)	181.207 (<0.000)	234.818 (<0.000)
Zamana Göre Değişen Eşbütünlüme Modeli Log Olabilirlik Değeri			
1	448.399	501.457	532.423
2	453.105	515.857	549.289
3	458.399	526.998	565.012
4	480.068	549.617	594.138
5	480.802	553.792	601.640
6	491.686	576.842	628.224
Zamana Göre Değişen Eşbütünlüme Modeli HQ Değeri			
1	-6.867	-7.511	-7.789
2	-6.867	-7.593	-7.835
3	-6.877	-7.622	-7.862
4	-7.157	-7.840	-8.110
5	-7.092	-7.754	-8.000
6	-7.194	-7.979	-8.207
Zamana Göre Değişen Eşbütünlüme Modeli BIC Değeri			
1	-6.579	-7.099	-7.183
2	-6.538	-7.099	-7.176
3	-6.506	-7.046	-7.079
4	-6.745	-7.182	-7.204
5	-6.639	-7.013	-6.971
6	-6.700	-7.156	-7.054

Tabloda m Chebyshev zaman polinomlarının sayısını, r ise eşbütünlüme sayısını göstermektedir. LR test istatistiği $m \times k \times r$ serbestlik derecesi ile ki-kare dağılımına uymaktadır. k değişken sayısını, parantez içindeki değerler ise LR test istatistiğine ait p olasılık değerlerini göstermektedir. Her bir eşbütünlüme sayısı ($r=1,2,3$) için AIC’e göre 12, BIC’e göre 4, HQ’ne göre ise 6 polinom bulunmuştur. AIC’e ait sonuçlar yer kapladığı için tabloda gösterilmemiştir. VAR modeline göre optimal gecikme uzunluğu $p=1$ olarak alınmıştır.

Tabloda yer alan sonuçlara göre tüm zaman polinomlarında ve farklı eşbütünleşme vektörlerinin tamamında zamana göre değişimin olmadığı eşbütünleşme boş hipotezi, zamana göre değişen eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu alternatif hipotez karşısında reddedilmiştir. Bu sonuç Türkiye’de para talebi ve belirleyenleri arasında var olan uzun dönemli ilişkinin sabit olmayıp zamana göre değiştiği anlamına gelmektedir.

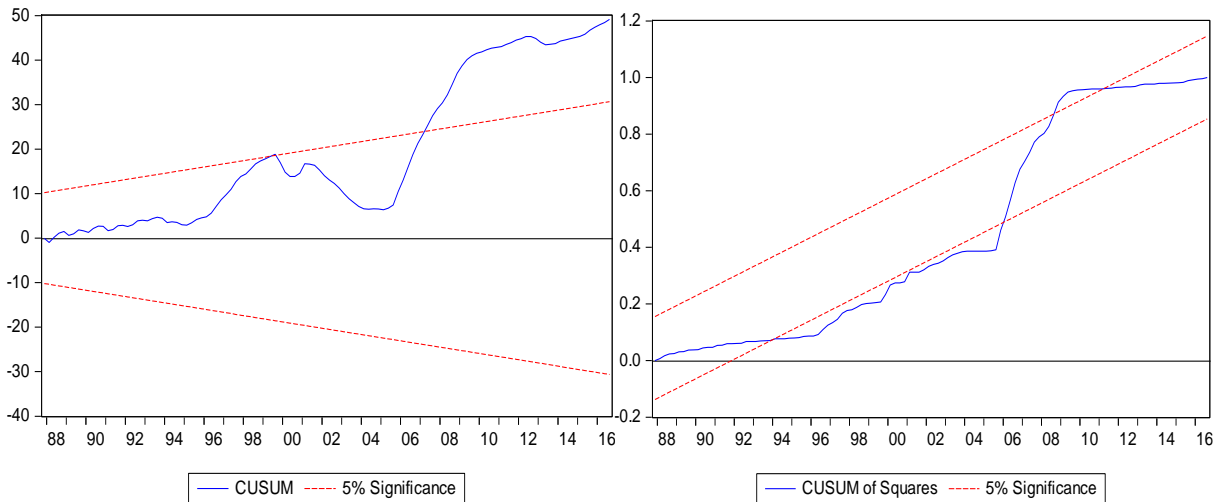
Şekil 1’de tek eşbütünleşik vektörde ($r=1$) ve zamana göre değişen eşbütünleşme modeline (TVC) göre normalize edilmiş katsayı tahminleri yer almaktadır. Şekilde yeşil düz çizgi zamana göre normalize edilmiş para talebi katsayısını (b_M2) gösterirken, kesikli mavi çizgi uzun dönem gelir esnekliği (b_GDP) ve kesikli kırmızı çizgiler ise uzun dönem faiz esnekliğini (b_FO) göstermektedir.

Şekil 1. Zamana Göre Değişen Eşbütünleşme Katsayıları



Şekilde katsayıların tüm dönem boyunca istikrarsız oldukları görülmektedir. Özellikle gelir esnekliği katsayısındaki istikrarsızlığın faiz esnekliğine göre daha yüksektir. Gelir esnekliği katsayısı -2 ile 0.6 arasında sürekli ve monoton bir şekilde artar ve azalırken, faiz esnekliği katsayısı -0.5 ile -1.2 arasında dalgalanmaktadır. 2006 sonrası dönem ve 2008 küresel kriz ile birlikte katsayılarıdaki istikrarsızlık giderek artmaktadır. Şekilde faiz esnekliği katsayısının değeri ortalama olarak (b_M2) katsayıların değişmediği varsayımı altındaki elde edilen nokta faiz esnekliği değerine (-0.675) yakınken, gelir esnekliği katsayısının (b_GDP) değeri katsayıların değişmediği varsayımı altında elde edilen nokta esnekliğin (0.926) altındadır. Elde edilen bu sonuçlar Türkiye’de para talebinin belirleyenlerinin istikrarsız olduğu bunun nedeninin ise özellikle gelir değişkeninden kaynaklanan sapmaların olduğu söylenebilir

Şekil 2: CUSUM Testi



Şekil 2 ve 3’te para talebinin istikrarlılığına yönelik Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen ve literatürde yaygın olarak kullanılan Cusum ve Cusum-Square katsayı istikrarlılık testi sonuçları yer almaktadır. Söz konusu testler Şekil 1’de yer alan sonuçların güvenilirliğine yönelik kontrol testleri olarak analize dahil

edilmiştir. Cusum testi sonuçlarına göre 2006 dönemi sonrası para talebi istikrarsızlaşmaktadır. Şekil'3 te yer alan Cusum-Square test sonuçlarına göre ise 1996, 2006 ve 2010 dönemlerinde parametrelerde istikrarsızlık görülmektedir. Bu durum şekil 1'de yer alan ve özellikle gelir esnekliğine bağlı olarak oluşan istikrarsızlıkla benzer sonuçlar taşımaktadır.

5. SONUÇ

Türkiye'de para talebinin istikrarı; para politikasının şekillenmesi ve uygulanması gibi nedenler ile ampirik literatürde sıkça ilgi gören bir konudur. Literatürde Türkiye'de para talebinin istikrarlı olduğunu bulan çalışmalar olduğu gibi istikrarsız bulan çalışmalar da mevcuttur. Söz konusu çalışmalar genellikle eşbütünleşme ilişkisine dayanmakta olup uzun dönemli ortalama ilişkinin gerçekleşip gerçekleşmemesine bağlı olarak para talebinin istikrarına yönelik sonuçları içermektedir.

Bu çalışmada ise Türkiye'de para talebinin istikrarı 1986Q1-2016Q3 dönemine ilişkin 3 aylık veriler kullanılarak Bierens ve Martins (2010) tarafından geliştirilen zamana göre değişen eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Literatürde yapılan çalışmalardan farklı olarak söz konusu zaman aralığında yaşanan ekonomik krizlerin, yapısal değişimlerin ve uygulanan politikaların para talebi üzerindeki etkileri dikkate alınarak Türkiye'de para talebinin istikrarı test edilmeye çalışılmıştır.

Çalışmanın bulgularına göre öncelikle Türkiye'de geniş anlamda para talebi ve belirleyenleri arasında var olan uzun dönemli ilişkinin sabit olmayıp zamana göre değiştiği tespit edilmiştir. Diğer bir sonuç ise para talebinin fonksiyonları olan faiz ve gelir esnekliklerinin ele alınan dönem boyunca istikrarsız oldukları görülmektedir. Özellikle gelir esnekliği katsayısındaki istikrarsızlığın faiz esnekliğine göre daha yüksektir. İstikrar testleri de 2006 yılı sonrası para talebinin istikrarsızlaştığını ve 1996, 2006 ve 2010 dönemlerinde parametrelerde istikrarsızlık meydana geldiğini göstermektedir.

Sonuç olarak Türkiye'de para politikası uygulamasında istikrarlı bir ilişkinin olması gerekliliği dikkate alınırsa geniş kapsamlı para talebi fonksiyonu gelir ve faiz değişkenleri ile istikrarsız bir ilişki içerisinde olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bunun nedeninin ise özellikle gelir değişkeninden kaynaklanan sapmaların olduğu söylenebilir. Yaşanan ekonomik krizler ve yapısal değişimler geniş kapsamlı para arzının (M2) Merkez Bankası tarafından bir politika aracı olarak kullanılmasını kısıtladığı söylenebilir.

KAYNAKÇA

- Akinci, Ö. (2003). "Modeling Demand for Currency Issued in Turkey" Central Bank Review, 1:1-25.
- Altıntaş, H. (2008). "Türkiye'de Para Talebinin İstikrarı Ve Sınır Testi Yaklaşımıyla Öngörülmesi: 1985-2006", Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 30: 15-46.
- Andersen, P. S. (1985). "The Stability of Money Demand Functions: An Alternative Approach", Bank for International Settlements, 14(4), 1-72.
- Atgür, M. & Altay O.N. (2015). "Enflasyon Hedeflemesi Sürecinde Para Talebi İstikrarının ARDL Modeli Yaklaşımı İle Analizi: Türkiye ve Endonezya Örneği" Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, Nisan, 10(1), 79- 97.
- Balaylar, N.A. & Duygulu, A.A. (2004). "Türkiye'de Para İkameleri Olgusu ve Para Talebinin İstikrarı", Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 19(2): 33-54.
- Bierens, H. J. & Martins, L. F. (2010). "Time-Varying Cointegration", Econometric Theory, 26, 1453-90.
- Brown, R.L., Durbin, J. ve Evans, J.M. (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time", Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological), 37(2):149-192.
- Civcir, İ. (2003). "Money Demand, Financial Liberalization and Currency Substitution in Turkey", Journal of Economic Studies, 30(5):514-534.
- Çatık, A. N. (2007). "Yapısal Kırılma Altında Para Talebinin İstikrarı: Türkiye Örneği", İktisat İşletme ve Finans, 22(251): 103-113.
- Doğru, B. (2014). "Türkiye'de Para Talebinin Uzun ve Kısa Dönem Dengesinin ARDL ve VEC Yaklaşımları ile Analiz Edilmesi", Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, Cilt 10, Yıl 10, Sayı 2.
- Dritsaki, M. & C. Dritsaki (2012). "The Stability of Money Demand: Evidence from Turkey", The IUP Journal of Bank Management, 11(4), 1-22.

- Fisher, D. (1973). "The Speculative Demand for Money: An Empirical Test", *Economica*, 40(158), 174-179.
- Gencer, S. & İ. Arısoy (2013). "Türkiye'de Uzun Dönem Geniş Para (M2Y) Talebinin Tahmini: Zamanla Değişen Katsayılar Yönteminden Bulgular", *Ege Akademik Bakış*, 4(13), 515-526.
- Halıcıoğlu, F. & Uğur, M. (2005). "On Stability of the Demand for Money in a Developing OECD Country: The Case of Turkey", *Global Business and Economic Review*, 7 (2/3): 203-213.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, 1551-80. doi:10.2307/2938278
- Koğar, Ç.İ. (1995). "Cointegration Test for Money Demand: The Case for Turkey and Israel" The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department Discussion Paper No:9514.
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *Review of Economics and Statistics*, 85, 1082-9.
- Lütkepohl, H. (1993). The Sources of the US Money Demand Instability, *Empirical Economics*, 18(4), 729-743.
- Mutluer, D. & Barlas, Y. (2002). "Modeling the Turkish Broad Money Demand", *Central Bank Review*, 2:55-75.
- Mishkin, F.S. & Serletis, A. (2011). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Fourth Canadian Edition, Pearson Education, Canada.
- Özcan, B. & Arı, A (2013). "Para Talebinin Belirleyenleri ve İstikrarı Üzerine Bir Uygulama: Türkiye Örneği", *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, Cilt 20, Sayı: 2, 105-120.
- Park, J. Y. & Hahn, S. B. (1999). "Cointegrating Regressions with Time Varying Coefficients, *Econometric Theory*", 15, 664-703.
- Saatçioğlu, C. & Korap, H.L. (2005) "The Turkish Broad Money Demand" *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(1):139-165.
- Starleaf, D. R., & Reimer, R. (1967). The Keynesian Demand Function for Money: Some Statistical Tests. *The Journal of Finance*, 22(1), 71-76.
- Yılancı, V. (2012). "Türkiye'de Para Talebi İstikrarlılığının Testi: Kayan Pencereelerde Sınır Testi Yaklaşımı ", *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 33, 67-74