

PARANIN YANSIZLIĞI HİPOTEZİNİN TESTİ: TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN YAPISAL KIRILMALI EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Can Tansel TUĞCU¹

ÖZET

Makroekonomik literatür içerisindeki en popüler konulardan biri, para arzında meydana gelen beklenmeyen sürekli bir değişikliğin, uzun dönemde reel GSYH üzerinde herhangi bir etki yaratmayacağı şeklinde tanımlanan Paranın Yansızlığı Hipotezi'dir. Eğer bu hipotez geçerli ise politika yapımcıların para politikalarını kullanarak reel makroekonomik değişkenleri etkileme gücü ortadan kalkar. Bu çalışmanın amacı, Paranın Yansızlığı Hipotezi'nin Türkiye'de olası yapısal kırılmaları da göz önünde bulundurarak test edilmesidir. Bu doğrultuda, söz konusu hipotez Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi ile sınanmış ve Yansızlık Hipotezinin Türkiye'de geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca göre politika yapımcılar para arzını, reel makroekonomik değişkenleri etkilemek amacıyla, etkin bir para politikası aracı olarak kullanabilirler.

Anahtar Kelimeler: Paranın Yansızlığı Hipotezi, Türkiye Ekonomisi, Eşbütünleşme, Yapısal Kırılma.

JEL Kodu: E51, E52

TESTING THE NEUTRALITY OF MONEY HYPOTHESIS: COINTEGRATION ANALYSIS WITH STRUCTURAL BREAK FOR THE TURKISH ECONOMY

ABSTRACT

One of the most popular topics in the literature of macroeconomics is the Neutrality of Money Hypothesis which is defined as a permanent, unexpected change to the level of money supply has no effect on the level of real GDP in the long run. If this hypothesis holds, policy makers cannot influence real macroeconomic variables by using monetary policies. The aim of this study is to test the Neutrality of Money Hypothesis in Turkey with considering possible structural breaks. In this regard, the considered hypothesis was tested by Hatemi-J (2008) cointegration test and it is concluded that the Neutrality Hypothesis does not hold for Turkey. This result implies that, policy makers can use money supply as an effective monetary policy instrument in order to affect the real macroeconomic variables.

Keywords: The Neutrality of Money Hypothesis, The Turkish Economy, Cointegration, Structural Break.

JEL Code: E51, E52

¹ Doç. Dr. Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Nevşehir,
e-mail: cttugcu@nevsehir.edu.tr

GİRİŞ

Kökene; Klasik İktisadi Düşünce'nin en temel önermelerinden biri olan "*Paranın kendi başına bir değeri yoktur. Para sadece iktisadi işlemlerin yapılmasına aracılık eden bir ögedir. Para ekonominin üzerini örten bir tül veya bir peçedir.*" anlayışına dayanan *Paranın Yansızlığı Hipotezi* (PYH), para arzında meydana gelecek herhangi bir değişikliğin milli gelir gibi reel makroekonomik değişkenler üzerinde uzun dönemde herhangi bir etkisinin olmayacağını; para arzındaki değişmelerin sadece fiyatlar genel düzeyi, faiz veya ücretler gibi nominal değişkenleri etkileyeceğini ifade etmektedir (King ve Watson, 1997: 69). PYH hakkında yapılan en formel tanım ise, para arzında meydana gelen beklenmeyen sürekli bir değişikliğin, uzun dönemde reel GSYH üzerinde herhangi bir etki yaratmayacağı şeklindedir (Rahman ve Toyoda, 2009: 88). Eğer bu hipotez doğru ise, geçerli olduğu ekonomide para politikalarını kullanarak reel konjonktür etkisi yaratmak, yani uzun dönemde ekonomik büyüme ve istihdam artışı sağlamak olanaklı değildir.

Klasik İktisat Teorisi'nden başlayarak, hemen hemen tüm iktisadi düşünce sistemlerinin paranın yansızlığı konusunda çeşitli görüşleri bulunmaktadır. Örneğin Keynesyen İktisat Teorisi'ne göre para sadece işlem güdüsüyle değil, aynı zamanda ihtiyat ve spekülasyon güdüleriyle de talep edildiği için (Likidite Tercihi Teorisi) reel değişkenler üzerinde etki yaratabilir. Monetaristlere göre ekonomideki sorunların çoğu parasaldır. Reel GSYH'nin istikrarlı bir büyüme trendine sahip olabilmesi için, istikrarlı bir para politikasına ihtiyaç duyulmaktadır. Bu da sabit oranlı bir parasal artış politikası ile mümkündür. Bu doğrultuda, Keynesyen ve Monetarist düşünceye göre PYH reddedilebilir. Buna karşın, Yeni Klasik İktisat Teorisyenleri paranın uzun dönemde yansız olduğunu, kısa dönemde yansızlığı belirleyen unsurun ise para arzındaki değişikliğin öngörülüp, öngörülememesi olduğunu ileri sürerler. Eğer para arzındaki değişme iktisadi aktörler tarafından öngörülüyor ise para yansız, öngörülemiyor ise yanlıdır. Son olarak, Reel Konjonktür Teorisi'ne göre para arzındaki değişiklikler ister öngörülün ister öngörülmesin, hem kısa hem de uzun dönemde yansızdır.

Birçok iktisadi ekole konu olan PYH'nin test edilmesinde kullanılan yaklaşımlar da çeşitlilik arz etmektedir. Bunlardan bazıları; Barro (1977) İki Aşamalı Test yöntemi, Mishkin (1982) Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler yöntemi, McGee ve Stasiak (1985) Otoregresif

Denklem Sistemi yöntemi, King ve Watson (1992, 1997) İki Değişkenli Yapısal Otoregresif Denklem Sistemi yöntemi ile Fisher ve Seater (1993) Çok Değişkenli Yapısal Otoregresif Denklem Sistemi yöntemidir. Sayılan tüm bu yöntemlerin ortak yönü, bir zaman serisi analizi çerçevesinde uygulanabilir olmaları ve değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli etkileşim derecesini ve eşbütünlüşmeyi göz ardı etmeleridir. Bullard (1999: 73), bu durumun PYH konusunda aynı yöntemle farklı sonuçlar elde eden çalışmaların temel sorunu olduğunu ifade etmiş ve PYH test edilirken eşbütünlüşme analizlerinin de dikkate alınması gerektiğini vurgulamıştır. Bu doğrultuda Westerlund ve Costantini (2009), PYH'yi eşbütünlüşme analizi yardımıyla test etmiş ve konuya yeni bir bakış açısı getirmiştir.

Bu çalışmanın amacı, 1960-2012 dönemi yıllık zaman serilerini kullanarak, Türkiye'de PYH'nin geçerli olup olmadığını test etmektir. İlgili dönem Türkiye ekonomisinde son derece önemli yapısal değişikliklere sahne olduğundan, ifade edilen amacın gerçekleştirilebilmesi için çalışmada yapısal kırılmaları da göz önünde bulunduran bir eşbütünlüşme tekniğinden faydalanılmaktadır. Çalışmanın planı şu şekildedir: 2. bölüm literatür taramasını, 3. bölüm ise çalışmada test edilen modeli ve kullanılan veri setini göstermektedir. 4. bölüm uygulamaya konu olan analiz tekniklerini ve ulaşılan bulguları ortaya koyarken, 5. bölüm sonuç bölümüdür.

1. Literatür

Bu çalışmada, PYH konusundaki ampirik literatür iki grupta toplanmaktadır. Birinci gruptaki çalışmalar Türkiye dışındaki ülke örneklerini kapsamaktadır. Bu doğrultuda Tablo 1, PYH hakkındaki bazı uluslararası kanıtları araştırma, kapsam ve dönem, yöntem, reel değişken, para arzı tanımı ve sonuç ekseninde gözler önüne sermektedir. Buna göre, PYH'yi test etmek üzere geliştirilen geleneksel yöntemlerin kendi içerisinde tutarlı olmadığı, yani bir çalışmada hipotez kabul edilirken, aynı yöntemi kullanan diğer bir çalışmada hipotezin reddedildiği, aynı kapsam dâhilinde yapılmasına rağmen hipotez sonuçlarının yıldan yıla farklılık arz ettiği ve dolayısıyla Bullard (1999) tarafından bu yöntemlere getirilen eleştirinin bir doğruluk payına sahip olduğu kabul edilebilir.

Tablo 1. Paranın Yansızlığı Hipotezi ile İlgili Uluslararası Kanıtlar

Araştırma	Kapsam ve	Yöntem	Değişken	Para Arzı	Sonuç
------------------	------------------	---------------	-----------------	------------------	--------------

	Dönem				
Barro (1977)	ABD (1941-1977)	Barro	İstihdam	M1	Kabul
Mishkin (1982)	ABD (1954-1976)	Mishkin	Reel GSYH	M1 ve M2	Red
McGee ve Stasiak (1985)	ABD (1947-1981)	McGee ve Stasiak	Reel GSYH	M1	Red
Beladi ve Samanta (1988)	İngiltere (1952-1983)	Barro	Reel GSYH	M2	Red
Khatri-Chhetri vd. (1990)	Tayland (1960-1984)	McGee ve Stasiak	Reel GSYH	M1	Kabul
Bohara (1991)	ABD (1959-1986)	Mishkin	Reel GSYH	M2	Red
Lee ve Zilberfarb (1993)	Kore (1964-1987)	Barro	Reel GSYH	M2	Red
Smith ve McAleer (1993)	ABD (1946-1973)	Barro	Reel GSYH	M1	Kabul
Evans (1996)	27 Ülke (1960-1992)	EKKY	Reel GSYH	Parasal Taban	Red
Olekalns (1996)	Avustralya (1900-1994)	Fisher ve Seater	Reel GSYH	M1 ve M3	Kabul ve Red
Moosa (1997)	Hindistan (1972-1990)	King ve Watson	Reel GSYH	M1	Kabul
Fung ve Kasumovich (1998)	G-6 (1954-1995)	VAR Analizi	Reel GSYH	M1	Red
Serletis ve Kouskas (1998)	10 Ülke (1870-1914)	King ve Watson	Reel GSYH	M2	Kabul
Jha ve Donde (2001)	Hindistan (1959-1997)	Barro	Reel GSYH	M1	Red
Noriega (2004)	10 Ülke (1975-2001)	Fisher ve Seater	Reel GSYH	M1, M2 ve M3	Kabul
Bae vd. (2005)	6 Ülke (1880-2001)	Fisher ve Seater	Reel GSYH	M2	Kabul

Chen (2007)	Kore, Tayvan (1965-2004)	King ve Watson	Reel GSYH	M2	Kabul ve Red
Rahman ve Toyoda (2009)	Japonya (1957-1995)	Fisher ve Seater	Reel GSYH	M1 ve M2	Red ve Kabul
Cunado vd. (2009)	6 Ülke (1975-2001)	Fisher ve Seater	Reel GSYH	M2	Kabul
Westerlund ve Costantini (2009)	10 Ülke (1870-1986)	Westerlund	Reel GSYH	M1, M2 ve M3	Red

PYH ile ilgili ikinci gruptaki çalışmalar ise Türkiye'ye ait ampirik kanıtları ortaya koymaktadır. Yapılan literatür incelemesi, paranın yansızlığını test eden birçok yabancı araştırmaya karşın, Türkiye'de az sayıda çalışmanın bu konuya eğildiğini göstermektedir. Buna göre Abaan (1987), 1978:1-1984:3 dönemi itibariyle Türkiye ekonomisi için PYH'yi, Barro'nun iki aşamalı test yöntemini kullanarak sınamış ve Türkiye'de öngörülebilir parasal genişleme ile üretimdeki devrevi dalgalanmalar arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olmadığını bulmuştur. Sonuçlara göre, M1'de meydana gelen genişlemenin reel değişkenler üzerindeki etkisi 9 ay sonra ortaya çıkmaktadır. 9-12 ay arasında parasal şok üretimi negatif yönde etkilemekte, 15-18 ay içinde ise bu etki pozitif yöne dönmektedir. Toplam olarak etkinin yönü pozitifdir. Öngörülemeyen parasal bir genişleme üretimi uzun dönemde olumlu yönde etkilemektedir. Özetle, ilgili dönemde PYH reddedilmektedir. Yamak ve Ceylan (1997), rasyonel beklentiler hipotezinin savunduğu PYH'yi, politika etkisizliği bağlamında ve Barro'nun iki aşamalı test yöntemini kullanarak, Türkiye ekonomisi için sektörel bazda analize tabi tutmuştur. 1950-1996 dönemini kapsayan çalışmada M1 ve M2 ile istihdam ve GSMH arasındaki ilişki test edilerek, imalat sanayi ve birçok alt sektörde öngörülemeyen politikalar kadar öngörülebilir politikaların da etkili olduğu bulunmuş ve ilgili dönem için PYH reddedilmiştir. Benzer şekilde, Yamak ve Küçükale (1998), 1980:1-1995:1 dönemi verilerini kullanarak Yeni Klasiklerin PYH'nin geçerliliğini, doğal oran yaklaşımı bağlamında, Türkiye ekonomisi açısından test etmiştir. Yöntem olarak McGee ve Stasiak'ın otoregresif denklem sistemini kullanan araştırma neticesinde, ilgili dönemde paranın yanlı olduğu ve doğal oran hipotezinin Türkiye ekonomisi açısından geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Aslan ve Korap (2007), 1987:q1-2006:q4 dönemi verilerini kullanarak, Türkiye'de PYH'yi Johansen eşbütünlük analizi ile test etmiştir. Sonuçlar M1 ve M2'de meydana gelen değişimlerin, reel GSYH üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etki yaptığını ve

bu nedenle PYH'nin reddedildiğini ortaya koymaktadır. Benzer şekilde Saatçioğlu ve Korap (2009), 1950-2006 dönemine ait yıllık zaman serileri ile PYH'nin Türkiye için geçerliliğini, Johansen eşbütünleşme testini kullanarak sınımış ve M1'de meydana gelen değişiklikler ile reel GSYH arasında doğru yönlü bir ilişki olduğunu bularak, PYH'yi reddetmiştir.

Mevcut çalışmayı literatürdeki benzerlerinden ayıran temel özellik ekonomideki yapısal kırılmaları dikkate alıyor olmasıdır. Yansızlık hipotezi uzun dönemli bir olgudur ve uzun dönem ise bünyesinde birçok kritik gelişmeyi barındırmaktadır. Dolayısıyla ekonomide uzun dönemde meydana gelen yapısal bir değişikliğin para arzı ile reel değişkenler arasında bulunabilecek olası bir ilişkiyi değiştirme potansiyeli vardır. Bu nedenle PHY test edilirken mutlak suretle yapısal kırılmalar da göz önünde bulundurulmalıdır. Aksi takdirde ulaşılan sonuçlar sapmalı olabilir. Yapılan literatür taramasına göre Türkiye'de PYH'yi test eden çalışmaların hiçbirinde bu durum dikkate alınmamıştır. Dolayısıyla, mevcut araştırma ilgili kapsamdaki tek örnek olması sebebiyle ampirik literatüre önemli bir katkı sağlama kapasitesine sahiptir.

2. Model ve Veri Seti

Çalışmaya konu olan teorik ve ampirik literatür ekseninde, paranın yansızlığı hipotezini sınamak için test edilen fonksiyonel ilişki aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$y = f(m_{\alpha}) \approx (0, D) \quad (1)$$

1 nolu eşitlikte y , reel GSYH'yi; m , para arzını; D ise diyagonal kovaryans matrisini temsil etmektedir. Parantez içerisindeki ifade para arzının reel GSYH üzerinde ya herhangi bir etkisi olmadığını ya da pozitif veya negatif bir etkinin ortaya çıkabileceğini göstermektedir. Eşitlikteki tüm değişkenler doğrusal logaritmik formdadır.

Türkiye'de Paranın Yansızlığı Hipotezi'nin test edildiği bu çalışmada, 1960-2012 dönemi yıllık zaman serileri kullanılmıştır. Eşbütünleşme analizinde kullanılan reel GSYH ve M2 serileri Dünya Bankası, Dünya Kalkınma Göstergeleri veri setinden temin edilmiştir.

3. Analiz Tekniği ve Bulgular

3.1 Durağanlık Analizi

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisini araştırabilmenin ön koşulu, serilerin durağanlıklarını (birim kök taşıyıp taşımadıklarını) test etmektir. Eğer ele alınan seriler düzeyde birim köke sahipler, yani fark durağansalar, o zaman aralarında bir eşbütünleşme ilişkisinden bahsedilebilir. Bu doğrultuda, eşbütünleşme analizine geçmeden önce, serilerin durağan olup olmadıklarını sınamak için literatürde sıklıkla kullanılan ve yapısal kırılmaları dikkate alan iki testten faydalanılmıştır. Bunlar Lumsdain-Papell (1997) ve Lee-Strazicich (2003) birim kök testleridir.

Lumsdain-Papell (LP) (1997), geleneksel ADF test istatistiğini iki dışsal kırılmayı içerecek şekilde geliştirerek aşağıdaki test istatistiğine ulaşmıştır²:

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \varphi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Yukarıdaki eşitlikte eğer $t > TB1$ ise $DU1_t = 1$, değilse 0; eğer $t > TB2$ ise $DU2_t = 1$, değilse 0; $t > TB1$ ise $DT1_t = t - TB1$, değilse 0 ve son olarak $t > TB2$ ise $DT2_t = t - TB2$, değilse 0'dır. $TB1$ ve $TB2$ ise sırasıyla serideki birinci ve ikinci kırılma zamanını ifade etmektedir.

2 numaralı model hem sabit hem de trendde iki yapısal kırılmaya izin vermekte ve literatürde CC modeli olarak isimlendirilmektedir. Modeldeki kukla değişkenler ($DU1_t$ ve $DU2_t$) sabit terimde sırasıyla $TB1$ ve $TB2$ zamanlarında meydana gelen yapısal değişiklikleri; diğer kukla değişkenler ($DT1_t$ ve $DT2_t$) ise trend değişkeninde sırasıyla $TB1$ ve $TB2$ zamanlarında meydana gelen yapısal değişiklikleri içermektedir. Modelde “ $H0$: Seri yapısal kırılma olmadan birim kök içermektedir” sıfır hipotezi, “ $H1$: Seri yapısal kırılma ile birim kök içermemektedir” şeklindeki alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. Ayrıca Lumsdain-Papell (1997) modeldeki optimum gecikme uzunluğunu gösteren “ k ”nın 1 ile 8 arasında bir değer alacağını varsaymaktadır.

² Testin orijinal formülasyonu yalnızca iki dışsal kırılmayı içerecek şekilde tasarlanmış olsa da, bu çalışmada testin 2009 yılında Tom Doan tarafından ikiden daha fazla sayıda yapısal kırılmayı içerebilecek şekilde geliştirilen formu kullanılmıştır. İlgili test kodlarına “http://www.estima.com/procs_perl/lpunit.src” adresinden ulaşılabilir.

Çalışmada kullanılan bir diğer birim kök testi ise Lee-Strazicich (LS) (2003) tarafından geliştirilen LM birim kök testidir. En küçük LM kuralına göre ilgili test istatistiği aşağıdaki regresyon ilişkisinden elde edilmektedir³:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i}^d + \mu_t \quad (3)$$

3 numaralı eşitlikteki $y_t^d = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t = 2, \dots, T$ olarak tanımlanmaktadır. $\tilde{\delta}$, Δy_t 'nin ΔZ_t üzerine regrese edilmesi sonucu elde edilen katsayıyı gösterirken; $\tilde{\psi}_x$ ise $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ değerine eşittir. y_1 ve Z_1 ise sırasıyla y_t ve Z_t 'nin ilk gözlemleridir. Modelde seri birim kök içermektedir ($H_0: \phi = 0$) şeklindeki sıfır hipotezi, seri birim kök içermemektedir ($H_1: \phi \neq 0$) şeklindeki alternatif hipoteze karşı sınanmaktadır.

Tablo 2, değişkenler arasında olası bir eşbütünleşme ilişkisini araştırabilmenin ön koşulu olan birim kök sınaması için ele alınan LP (1997) ve LS (2003) durağanlık testi sonuçlarını göstermektedir. Buna göre her iki test sonucu ulaşılan test istatistikleri kritik değerlerden küçüktür. Dolayısıyla ele alınan seriler yapısal kırılma olmadan birim kök taşımaktadır. Her iki durağanlık testi neticesinde ortaya sonuç, değişkenler arasında test edilmeye değer olası bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir.

Tablo 2. LP (1997) ve LS (2003) Yapısal Kırılmalı Durağanlık Testi Sonuçları

	<u>Lumsdain Papell*</u>		<u>Lee-Strazicich**</u>	
	<u>M2</u>	<u>GSYH</u>	<u>M2</u>	<u>GSYH</u>
Test istatistiği	-2.226	-0.839	-1.888	-1.572
Kritik değer (%1)	-7.340	-7.340	-6.410	-6.410
Gecikme uzunluğu	5	0	6	3
Kırılma sayısı	4	4	4	4

*LP testinde gecikme uzunluğu belirlenirken AIC bilgi kriterinden faydalanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu 8'dir. Kritik değerler (Lumsdain ve Papell, 1997: 216) Tablo 3'ten elde edilmiştir.

**LS testinde gecikme uzunluğu belirlenirken tümden gelim (general-to-specific) yönteminden faydalanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu 8'dir. Kritik değerler (Lee ve Strazicich, 2003: 1084) Tablo 2, Model C(II)'den elde edilmiştir.

³ Testin orijinal formülasyonu yalnızca iki yapısal kırılmayı içerecek şekilde tasarlanmış olsa da, bu çalışmada testin 2008 yılında Tom Doan tarafından ikiden daha fazla sayıda yapısal kırılmayı içerebilecek şekilde geliştirilen formu kullanılmıştır. İlgili test kodlarına "http://www.estima.com/procs_perl/lunit.src" adresinden ulaşılabilir.

3.2 Eşbütünleşme Analizi

Westerlund ve Costantini (2009), paranın yansızlığı hipotezinin kabul edilebilmesi için eşbütünleşme testine tabi olan değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunmaması gerektiğini ifade etmiştir. Eğer değişkenler eşbütünleşik ise, o zaman paranın yansızlığı hipotezi de reddedilecektir.

Bu çalışmada, paranın yansızlığı hipotezini Türkiye’de sınamak için Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testinden faydalanılmıştır. İlgili test ele alınan uzun dönem regresyon ilişkisinde iki yapısal kırılmaya imkân tanıyarak; “H₀: Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur” sıfır hipotezini, “H₁: Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır” alternatif hipotezine karşı sınamaktadır. Bu doğrultuda, çalışmada reel GSYH ile M2 arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tespiti için kullanılan model aşağıdaki gibi formüle edilebilir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta'_0 x_t + \beta'_1 D_{1t} x_t + \beta'_2 D_{2t} x_t + \mu_t \quad (4)$$

Yukarıdaki modelde y_t bağımlı değişken, x_t ise bağımsız değişkenler vektörüdür. Modelde eğer $t > [n\tau_1]$ ise $D_{1t} = 1$, değilse 0; eğer $t > [n\tau_2]$ ise $D_{2t} = 1$, değilse 0 olarak tanımlanmış kukla değişkenlerdir. τ_1 ve τ_2 terimleri, değeri 0 ile 1 arasında değişen ve yapısal kırılma zamanlarını gösteren bilinmeyen parametreleri temsil etmektedir.

Hatemi-J (2008), ilgili değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklindeki sıfır hipotezini test etmek için ADF, Z_α ve Z_t olarak adlandırılan üç test istatistiği kullanmaktadır. ADF test istatistiği, $\hat{\mu}_{t-1}, \Delta\hat{\mu}_{t-1}, \dots, \Delta\hat{\mu}_{t-k}$ parametrelerini 4 numaralı modelin tahmin edilmesi sonucu ulaşılan hata düzelme katsayısındaki değişme ($\Delta\hat{\mu}_t$) üzerine regrese etmekte ve $\hat{\mu}_{t-1}$ teriminin eğiminin istatistiksel olarak anlamlılığını sınamaktadır. İlk olarak Philips (1987) tarafından geliştirilen, ardından Gregory ve Hansen (1996) tarafından tek bir yapısal kırılmayı içerecek şekilde düzenlenen ve son olarak Hatemi-J (2008) tarafından iki yapısal kırılmayı kapsam dâhiline alan Z_α ve Z_t test istatistikleri ise sapmasız birinci derece otokorelasyon katsayı hesaplamasına bağlı olarak belirlenmektedir. İlgili katsayı $\hat{\rho}^*$ şu şekilde formüle edilmektedir (Hatemi-J, 2008: 499):

$$\hat{\rho}^* = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (\hat{\mu}_t \hat{\mu}_{t+1} - \sum_{j=1}^B \omega(j/B) \hat{\gamma}(j))}{\sum_{t=1}^{n-1} \hat{\mu}_t^2} \quad (5)$$

Yukarıdaki eşitlikte $\omega(\cdot)$, spektral yoğunluk tahmin edicileri için gerekli şartları sağlayan kernel ağırlıklarını veren fonksiyonel yapıyı; B , $B \rightarrow \infty$ ve $B/n^5 = O(1)$ koşullarını sağlayan bant genişliğini ve $\hat{\gamma}(j)$ ise otokovaryans fonksiyonunu temsil etmektedir. Bu şartlar altında Z_α ve Z_t test istatistikleri aşağıdaki gibi gösterilebilir (Hatemi-J, 2008: 500):

$$Z_\alpha = n(\hat{\rho}^* - 1) \quad (6)$$

$$Z_t = \frac{(\hat{\rho}^* - 1)}{\left(\hat{\gamma}(0) + 2 \sum_{j=1}^B \omega(j/B) \hat{\gamma}(j) \right) / \sum_{t=1}^{n-1} \hat{\mu}_t^2} \quad (7)$$

ADF, Z_α ve Z_t test istatistikleri standart olmayan dağılıma sahiptirler. ADF test istatistiğinin asimptotik dağılımı ise Z_t testinin dağılımına özdeştir.

Hatemi-J (2008) tarafından en az iki yapısal kırılmayı varsayan test istatistikleri $\tau_1 \in T_1 = (0.15, 0.70)$ ve $\tau_2 \in T_2 = (0.15 + \tau_1, 0.85)$ değerleri ile tüm τ_1 ve τ_2 katsayıları için en küçük değerleri alan test istatistikleridir. Her bir test istatistiği için en küçük değerlerin seçilmesinin sebebi, en küçük değerlerin sıfır hipotezinin aksine ampirik kanıtlar göstermesidir. En küçük değerlere sahip test istatistikleri aşağıdaki gibi formüle edilmektedir (Hatemi-J, 2008: 500):

$$ADF^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} ADF(\tau_1, \tau_2) \quad (8)$$

$$Z_t^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_t(\tau_1, \tau_2) \quad (9)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_\alpha(\tau_1, \tau_2) \quad (10)$$

Yukarıdaki eşitliklerde $T = (0.15n, 0.85n)$ olarak ele alınırken, veriyi her iki taraftan %15 kırma fikri Gregory ve Hansen (1996)'ya aittir. Benzer şekilde Hatemi-J (2008) de her iki yapısal kırılma arasında en az %15'lik zaman farkı olduğunu kabul etmektedir.

Tablo 3, eşbütünleşme testi sonuçlarını göstermektedir. Buna göre ADF testinde %10, Z_α ve Z_t testlerinde %1 önem düzeyinde H_0 hipotezi reddedilerek, reel GSYH ile M2 değişkenleri

arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu kabul edilmektedir. Bu durum ele alınan dönem itibariyle paranın yansızlığı hipotezinin Türkiye’de yapısal kırılmalara rağmen geçerli olmadığını bir kanıttır.

Tablo 3. Hatemi-J (2008) Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	<u>Test</u>	<u>Kritik değer</u>	<u>Kritik değer</u>	<u>Kritik değer</u>
	<u>istatistikleri</u>	<u>(%1)</u>	<u>(%5)</u>	<u>(%10)</u>
ADF*	-5.744	-6.503	-6.015	-5.653
Zt*	-19.011	-6.503	-6.015	-5.653
Zα*	-137.486	-90.794	-76.003	-52.232

*Kritik değerler için (Hatemi-J, 2008: 501) Tablo 1, $m = 1$ 'den; optimum gecikme uzunluğu belirlenirken ise AIC bilgi kriterinden faydalanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu 8'dir.

SONUÇ

1960-2012 dönemine ait yıllık zaman serileri ile Hatemi-J (2008) yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizini kullanarak Türkiye’de PYH’nin geçerliliğini test eden bu araştırmanın bulgularına göre, Türkiye’de ele alınan dönemde ekonomide yaşanan yapısal kırılmalara rağmen Paranın Yansızlığı Hipotezi reddedilmiştir. Ulaşılan sonuç, analizlerinde yapısal kırılmaların varlığını dikkate almayan Abaan (1987), Yamak ve Ceylan (1997), Yamak ve Küçükale (1998), Aslan ve Korap (2007) ve Saatçioğlu ve Korap (2009) gibi çalışmaların bulguları ile de tutarlıdır. Buna göre, genişletici ya da daraltıcı para politikası uygulamaları ile Türkiye’de uzun dönemde reel GSYH’yi etkilemek mümkündür. Başka bir ifadeyle, politika yapıcılar para arzında pozitif ya da negatif yönde değişiklik yaparak, Türkiye ekonomisinde reel makroekonomik değişkenleri yönlendirme gücüne sahip olabilirler.

Türkiye’de para arzı ile reel GSYH arasındaki uzun dönemli ilişkinin yapısal kırılmalardan bağımsız olması durumu, para otoritesinin hem ekonomi üzerindeki etkinliğini hem de taşıdığı sorumluluğu arttıran bir olgudur. İçerisinde bulunulan iktisadi konjonktür evresinden bağımsız olarak TCMB uygulayacağı bir para politikası, uzun dönemde mutlaka bir konjonktür hareketiyle sonuçlanacaktır. Dolayısıyla, hem para otoritesinin hem de para politikası uygulamalarından etkilenen iktisadi aktörlerin bu durumu mutlak suretle göz önünde bulundurmaları gerekmektedir ve TCMB’nin alacağı kararlarda, iktisadi aktörlerin ise bu kararlara vereceği yanıtlarda son derece temkinli olması önem taşımaktadır.

KAYNAKÇA

- [1] ABAAN, E. D., (1987), "Parasal Şok ve Reel Ekonomik Etkinlik," *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 14 (3), s. 271-282.
- [2] ASLAN, Ö. ve KORAP, L., (2007), "Testing Quantity Theory of Money for the Turkish Economy," *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 1 (2), s. 93-109.
- [3] BAE, S. K. ve JENSEN, M. J. ve MURDOCK, S. G., (2005), "Long-run Neutrality in a Fractionally Integrated Model," *Journal of Macroeconomics*, 27 (2), s. 257-274.
- [4] BARRO, R. J., (1977), "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States," *American Economic Review*, 67 (2), s. 101-115.
- [5] BELADİ, H. ve SAMANTA, S. K., (1988), "Unanticipated Monetary Policy and Real Output: Some Evidence from the U.K. Economy," *Applied Economics*, 20, s. 721-729.
- [6] BOHARA, A. K., (1991), "Testing the Rational-Expectations Hypothesis: Further Evidence," *Journal of Business & Economic Statistics*, 9 (3), s. 337-340.
- [7] BULLARD, J. B., (1999), "Testing Long-run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from the Recent Research," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 81, s. 57-77.
- [8] CHEN, S., (2007), "Evidence of the Long-Run Neutrality of Money: The Case of South Korea and Taiwan," *Economics Bulletin*, 3 (64), s. 1-18.
- [9] CUÑADO, J. ve GİL-ALANA, L. A. ve PÉREZ DE GRACIA, F., (2009), "New Evidence on Long-run Monetary Neutrality," *Journal of Applied Economics*, 12, s. 229-248.
- [10] EVANS, P., (1996), "Growth and the Neutrality of Money," *Empirical Economics*, 21 (1), s. 187-202.

- [11] FISHER, M. E. ve SEATER, J. J., (1993) “Long-run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework,” *American Economic Review*, 83, s. 402-415.
- [12] FUNG, B. S. ve KASUMOVICH, M., (1998) “Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There A Puzzle?,” *Journal of Monetary Economics*, 42, s. 575-592.
- [13] GREGORY, A. W. ve HANSEN, B. E., (1996), “Residual-based Tests for Cointegration In Models with Regime Shifts,” *Journal of Econometrics*, 70, s. 99–126
- [14] HATEMİ-J, A., (2008), Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts: With An Application to Financial Market Integration,” *Empirical Economics*, 35, s. 497-505.
- [15] JHA, R. ve DONDE, K., (2001), “The Real Effects of Anticipated and Unanticipated Money: A Test of the Barro Proposition in the Indian Context,” *Indian Economic Journal*, 49 (1), s. 21-30.
- [16] KHATRI-CHEETRI, J. ve AMPON, K. ve MYLES, W., (1990), “Anticipated and Unanticipated Money in Thailand,” *The American Economist*, 34, s. 83-87.
- [17] KING, R. G. ve WATSON, M. W., (1992), “Testing Long-Run Neutrality,” *NBER Working Paper No. 4165*.
- [18] KING, R. G. ve WATSON, M. W., (1997), “Testing Long-run Neutrality,” *Economic Quarterly of Federal Reserve Bank of Richmond*, 83, s. 69-101.
- [19] LEE, J. ve STRAZICICH, M. C., (2003), “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks,” *The Review of Economics and Statistics*, 85 (2), s. 1082-1089.
- [20] LEE, Y. G. ve ZILBERFARB, B. Z., (1993), “Unanticipated Money, Output, Employment and Prices in a Developing Economy: The Korean Case,” *International Economic Journal*, 7 (2), s. 15-26.
- [21] LUMSDAINE, R. ve PAPELL, D., (1997), “Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis,” *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), s. 212-218.

- [22] MCGEE, R. ve STASIAK, R., (1985), “Does Anticipated Monetary Policy Matter? Another Look,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 17, s. 16-27.
- [23] MISHKIN, F. S., (1982), “Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation,” *Journal of Political Economy*, 90 (1), s. 22-51.
- [24] MOOSA, I. A., (1997), “Testing the Long-run Neutrality of Money in a Developing Economy: The Case of India,” *Journal of Development Economics*, 53 (1), s. 139-155.
- [25] NORIEGA, A. E., (2004), “Long-run Monetary Neutrality and the Unit-root Hypothesis: Further International Evidence,” *The North American Journal of Economics and Finance*, 15 (2), s. 179-197.
- [26] OLEKALNS, N., (1996), “Some Further Evidence on the Long-run Neutrality of Money,” *Economics Letters*, 50, s. 393-398.
- [27] PHILLIPS, P. C. B., (1987), “Time Series Regression with A Unit Root,” *Econometrica*, 55, s. 277–301
- [28] RAHMAN, J. ve TOYODA, T., (2008), “An Empirical Study on Long-Run Neutrality of Money in the Japanese Economy,” *Japanese Economy*, 35 (3), s. 87-117.
- [29] SAATÇIOĞLU, C. ve KORAP, L., (2009), “The Search for Co-integration between Money, Prices and Income: Low Frequency Evidence from the Turkish Economy,” *MPRA Paper No. 19557*.
- [30] SERLETIS, A. ve KOUSTAS, Z., (1998), “International Evidence on the Neutrality of Money,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30 (1), s. 1-25.
- [31] SMITH, J. ve MCALEER, M., (1993), “On the Robustness of Barro's New Classical Unemployment Model,” *Applied Economics*, 25, s. 349-360.

[32] WESTERLUND, J. ve COSTANTINI, M., (2009), "Panel Cointegration and the Neutrality of Money," *Empirical Economics*, 36 (1), s. 1-26.

[33] YAMAK, R. ve CEYLAN, S., (1997), "Politika Etkisizlięi Hipotezinin Sektörel Analizi: Türkiye Örneęi," Eriřim tarihi: 17 Mart 2012, <http://idari.cu.edu.tr/sempozyum/bil45.htm>

[34] YAMAK, R. ve KÜÇÜKKALE, Y., (1998), "Anticipated versus Unanticipated Money in Turkey," *Yapi Kredi Economic Review*, 9 (1), s. 15-25.