

PARANIN YANSIZLIĐI HİPOTEZİNİN TÜRKİYE İÇİN SINANMASI

TESTING THE NEUTRALITY OF MONEY HYPOTHESIS FOR TURKEY

Mustafa Orhan ÖZER

(mustafaorhanozer@gmail.com)

ORCID: 0000-0002-3222-9913

ÖZ

Bu çalışmada, Türkiye’de reel GSYİH ile M1, M2 ve M3 para arzı arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı 1998:Q1-2018:Q3 dönemine ait üç aylık veriler kullanılarak sınanmıştır. Değişkenlerin durağanlık durumları Fourier ADF birim kök testi ile incelenmiş ve hepsinin birinci farkı alındığında durağan hale geldiği tespit edilmiştir. Daha sonra, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi arařtırmak amacıyla Fourier ADL eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Analiz sonucunda, parasal genişlemenin reel ekonomik aktivite üzerinde etkili olmadığı ve Türkiye’de paranın yansızlığı hipotezinin geçerli olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Sözcükler: Ekonomik Büyüme, Fourier Yaklaşımı, Para Arzı, Paranın Yansızlığı Hipotezi.

ABSTRACT

In this study, the existence of a long-run relationship between real GDP and money supply (M1, M2, M3) is tested in Turkey for the period between 1998:Q1-2018:Q3 using quarterly data. The stationarity of variables is examined by the Fourier ADF unit root test, and it is determined that all of them stationary at the first differences. Then, the Fourier ADL cointegration test is run to investigate the long-run relationship between the variables. The analysis showed that monetary expansion does not affect the real economic activity, and the neutrality of money hypothesis is valid in Turkey.

Keywords: Economic Growth, Fourier Approach, Money Supply, The Neutrality of Money Hypothesis

1. Giriş

Büyük Buhran'dan sonra ortaya çıkan Keynesyen yaklaşım kısa sürede iktisat literatüründe hakim konumuna gelmiş ve yaklaşık yarım yüzyıl boyunca konjonktürel dalgalanmalara karşı aktif iktisat politikaları uygulanmıştır. Canlanma ve daralma dönemlerinde ekonomiye özellikle maliye politikaları aracılığıyla müdahale edilmesi adeta bir zorunluluk olarak görülmüştür (Myrdal, 1939:183). Keynesyen yaklaşım para politikalarına maliye politikalarından daha az değer vermiştir. Buna rağmen parasal faktörlerin reel değişkenleri etkilediği düşüncesi genel kabul görmüş ve paranın yansızlığı hipotezi reddedilmiştir (Davidson, 1987:152).

Modern makroekonomide ve para teorisinde önemli bir yer işgal eden paranın yansızlığı hipotezi, para arzında meydana gelen değişikliklerin uzun dönemde üretim düzeyi ve işsizlik oranı gibi reel değişkenler üzerinde herhangi bir etki yaratmadığını ifade etmektedir. Parasal genişlemeye bağlı olarak mal ve hizmet fiyatlarında asimetrik değişiklikler meydana gelmemekte, piyasaya sunulan bütün ürünlerin fiyatları eşit oranda artış göstermektedir. Monetarist yaklaşım, Yeni Klasik yaklaşım ve Yeni Keynesyen yaklaşım paranın uzun dönemde yansız olduğunu kabul etmektedir. Reel konjonktür teorisine göre paranın hem kısa hem de uzun dönemde yansız olduğu kabul edilmektedir (Subrick, 2010:111). Monetarist yaklaşım paranın yalnızca kısa vadede yanlı olduğunu kabul ederken, Yeni Klasik yaklaşım bunun ancak önceden ilan edilmeyen para politikalarının uygulanması halinde geçerli olabileceğini belirtmektedir.

Belirli makroekonomik hedeflere ulaşmak amacıyla uygulanan para politikalarının etkinliği paranın yansızlığı hipotezinin geçerli olup olmamasıyla yakından ilişkili olduğundan, para arzı ile reel GSYİH arasındaki ilişkinin açığa çıkarılması büyük önem taşımaktadır. Literatürde bu konu üzerine çok sayıda çalışma bulunmasına rağmen, Türkiye'de paranın yansızlığı hipotezinin Fourier yaklaşımı çerçevesinde ele alınmaması dikkat çekmektedir. Çalışmanın en önemli amacı literatürdeki bu eksikliği ortadan kaldırmaktır. Fourier fonksiyonlarına dayanan birim kök ve eşbütünleşme testlerinde, serilerin etkisi altında kaldığı bilinmeyen sayıda ve formda doğrusal olmayan yapısal kırılmalar başarılı bir şekilde tespit edilmekte ve dolayısıyla güçlü sonuçlar elde edilmektedir (Yılancı vd., 2019:2). Çalışmanın ilerleyen bölümlerinde öncelikle teorik çerçeve ele alınacak ve konuya ilişkin literatüre yer verilecektir. Daha sonra uygulanan ekonometrik yöntem hakkında bilgi verilecek, ampirik bulgular değerlendirilecek ve çalışma sonuç bölümüyle tamamlanacaktır.

2. Paranın Yansızlığı Hipotezi

Monetarist yaklaşıma göre, para talebinin fonksiyonu (1) numaralı denklemde görüldüğü gibi ifade edilmektedir (Moosa, 1997:142):

$$m_d = py^\beta \quad (1)$$

Burada m_d nominal para talebini, p fiyat seviyesini, y reel çıktı düzeyini ve β para talebinin çıktı elastikitesini temsil etmektedir. Para arzının dışsal kabul edilmesi halinde para piyasaları daima dengede olmaktadır:

$$m_d = m \quad (2)$$

Burada m para arzını ifade etmektedir. Para arzı ile para talebinin eşit olduğu dikkate alındığında, (1) numaralı denklemin (3) numaralı denklemdeki gibi gösterilmesi mümkün

olmaktadır:

$$m = py^\beta \quad (3)$$

(3) numaralı denklemin zamana göre diferansiyeli alındığında (4) numaralı denklem elde edilmektedir:

$$\frac{dm}{dt} = y^\beta \frac{dp}{dt} + \beta py^{\beta-1} \frac{dy}{dt} \quad (4)$$

Burada t zamanı ifade etmektedir. (4) numaralı eřitliğin her iki tarafı da m'ye bölündüğünde (5) numaralı denklem elde edilmektedir:

$$\frac{1}{m} \frac{dm}{dt} = \frac{1}{m} y^\beta \frac{dp}{dt} + \frac{1}{m} \beta py^{\beta-1} \frac{dy}{dt} \quad (5)$$

(3) numaralı denklemin aynı zamanda (6) ve (7) numaralı denklemlerdeki gibi ifade edildiği göz önünde bulundurulduğunda, (5) numaralı denklemi (8) numaralı denklemdeki gibi göstermek mümkün olmaktadır:

$$\frac{1}{p} = \frac{y^\beta}{m} \quad (6)$$

$$\frac{1}{y^\beta} = \frac{p}{m} \quad (7)$$

$$\frac{1}{m} \frac{dm}{dt} = \frac{1}{p} \frac{dp}{dt} + \beta \frac{1}{y} \frac{dy}{dt} \quad (8)$$

(8) numaralı denklem, nokta notasyonu kullanılarak yeniden yazıldığında (9) numaralı denkleme ulařılmaktadır:

$$\frac{\dot{m}}{m} = \frac{\dot{p}}{p} + \beta \frac{\dot{y}}{y} \quad (9)$$

$$\frac{\dot{m}}{m} = \frac{1}{m} \frac{dm}{dt} \quad (10)$$

$$\frac{\dot{p}}{p} = \frac{1}{p} \frac{dp}{dt} \quad (11)$$

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{1}{y} \frac{dy}{dt} \quad (12)$$

Burada \dot{m}/m parasal genişleme oranını, \dot{p}/p enflasyon oranını, \dot{y}/y üretim artış oranını ifade etmektedir. (9) numaralı denklemin yeniden düzenlenmesiyle (13) numaralı denklem elde edilmektedir:

$$\frac{\dot{p}}{p} = \frac{\dot{m}}{m} - \beta \frac{\dot{y}}{y} \quad (13)$$

(13) numaralı denkleme göre; enflasyon oranı, parasal genişleme oranı ile üretim artışından kaynaklanan para talebinin artış oranı arasındaki farka eşit olmaktadır. Üretim artış oranının sıfır olması durumunda, enflasyon oranı parasal genişleme oranına eşit olmaktadır. Fakat paranın yansızlığı hipotezinin geçerli olmaması halinde, parasal genişleme üretim düzeyinin ve para talebinin artmasına yol açmaktadır. Bu durumda fiyatlar genel düzeyinde meydana gelen artış, parasal genişleme oranından daha düşük olmaktadır (Moosa, 1997:143-144).

Kısa dönem Phillips eğrisine göre; gerçekleşen enflasyon oranının beklenen enflasyon oranından yüksek olması halinde, cari işsizlik oranı doğal işsizlik oranının altına düşmekte ve üretim düzeyi potansiyel seviyesinin üzerine çıkmaktadır. Bu durum, (14) numaralı denklem yardımıyla gösterilebilir (Tawadros, 2007:17):

$$\left(\frac{\dot{y}}{y}\right)^n - \left(\frac{\dot{y}}{y}\right) = \gamma \left[\left(\frac{\dot{p}}{p}\right)^e - \left(\frac{\dot{p}}{p}\right) \right] \quad (14)$$

Burada $(\dot{y}/y)^n$ uzun dönem üretim artış oranını, $(\dot{p}/p)^e$ beklenen enflasyon oranını ifade etmektedir.

(13) numaralı denklemin üretim artış oranına göre yeniden düzenlenmesinden sonra, (14) numaralı denkleme dahil edilmesiyle (15) numaralı denklem elde edilmektedir:

$$-\frac{1}{\beta} \gamma \left[\frac{\dot{m}}{m} - \frac{\dot{p}}{p} \right] = -\left(\frac{\dot{y}}{y}\right)^n + \gamma \left[\left(\frac{\dot{p}}{p}\right)^e - \left(\frac{\dot{p}}{p}\right) \right] \quad (15)$$

(15) numaralı denklem düzenlendiğinde (16) numaralı denklemdeki gibi olmaktadır:

$$\frac{\dot{p}}{p} = \frac{1}{1 + \gamma\beta} \left[\frac{\dot{m}}{m} - \beta \left(\frac{\dot{y}}{y}\right)^n \right] + \frac{\gamma\beta}{1 + \gamma\beta} \left(\frac{\dot{p}}{p}\right)^e \quad (16)$$

Monetarist yaklaşıma göre uzun dönemde; gerçekleşen enflasyon oranı ile beklenen enflasyon oranı, cari işsizlik oranı ile doğal işsizlik oranı, cari üretim düzeyi ile potansiyel üretim düzeyi birbirine eşit olmaktadır. Dolayısıyla paranın yansızlığı hipotezinin geçerli olması durumunda parasal genişleme uzun vadede işsizlik oranı, reel GSYİH gibi reel faktörler üzerinde etkili olmamakta, yalnızca enflasyon oranının yükselmesine sebep olmaktadır.

3. Literatür

Literatüre bakıldığında, farklı ülke ve ülke grupları için paranın yansızlığı hipotezinin geçerliliğini sınavan çok sayıda çalışmanın yapılmış olduğu görülmektedir. Bunlar arasında paranın yansız olduğu sonucuna ulaşan çalışmaların bir kısmını şu şekilde özetlemek mümkündür:

Serletis ve Koustas (1998), gelişmiş ülkelerde 1869-1975 yılları arasında değişen çeşitli dönemler için paranın yansızlığı hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymuşlardır. Bae ve Ratti (2000), 1884-1996 dönemi için Arjantin'de, 1912-1995 dönemi için Brezilya'da paranın yansız olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Oi vd. (2004), Japonya'da 1868-1912 yılları arasında paranın yansızlığı hipotezinin geçerli olduğunu tespit etmişlerdir. Tawadros (2007), seçilmiş Orta Doğu ülkelerinde 1972-2002 dönemi için para arzının reel değişkenler üzerinde etkili olmadığı bulgusuna ulaşmıştır. Nogueira

(2009), seilmiř lkeler iin paranın yansızlıęı hipotezinin geerlilięini arařtırmıř ve 14 lkeden yalnızca birinde paranın yanlı olduęunu tespit etmiřtir. Ahmed ve Suliman (2011), Sudan'da 1960-2005 dnemi iin paranın yansız olduęunu gstermiřlerdir. Pishbahar ve Rasouli (2019), alıřmalarında, 1988-2008 dnemi iin İnan'da para arzı ile reel GSYİH arasındaki iliřkiyi incelemiř ve paranın yansız olduęu sonucuna ulařmıřlardır.

Literatrde paranın yansızlıęı hipotezini reddeden alıřmalar da bulunmaktadır. Westerlund ve Costantini (2009), alıřmalarında, geliřmiř lkelerde 1870-1986 dnemi iin paranın yansızlıęı hipotezinin geerlilięini sınıamıřlardır. Elde edilen bulgular, para arzı ile reel GSYİH arasında uzun dnemli iliřki bulunduęuna ve sz konusu lkelerde paranın yanlı olduęuna iřaret etmektedir. Ogunmuyiwa ve Ekone (2010), Nijerya'da 1980-2006 yılları arasında para arzı ile reel GSYİH arasında uzun dnemli iliřki olduęunu belirtmiřlerdir. Benzer biimde, Onyeiwu (2012), 1981-2008 dnemi iin Nijerya'da retim dzeyinin para arzı tarafından etkilendięini ortaya koymuřtur. İhsan ve Anjum (2013), 2000-2011 yılları arasında Pakistan'da para arzının reel GSYİH zerinde etkili olduęu sonucuna ulařmıřlardır. Puah vd. (2015), Endonezya'da 1981:Q1-2011:Q4 dnemi iin paranın yansızlıęı hipotezinin geerli olmadıęını gzlemlemiřlerdir. Hussain ve Haque (2017), 1972-2014 dnemi iin Bangladeř'te kiři bařına gelir dzeyi ile para arzı arasında uzun dnemli iliřki olduęu sonucuna ulařmıřlardır. Simionescu vd. (2018), 1995:Q1-2015:Q4 dnemi iin ek Cumhuriyeti ve Romanya'da paranın yansızlıęı hipotezinin geerli olmadıęını gstermiřlerdir.

Bazı alıřmalarda paranın yansızlıęı hipotezinin kısa dnemde geersiz, uzun dnemde geerli olduęu tespit edilmiřtir. rneęin; Qayyum (2006), Pakistan iin 1960-2005 dnemini analiz ettięi alıřmasında, para arzının reel GSYİH zerindeki etkisinin yalnızca kısa dnemle sınırlı kaldıęı sonucuna ulařmıřtır. Benzer řekilde, Chen (2007), Gney Kore'de 1965:Q1-2004:Q4 dnemi iin, Tayvan'da 1970:Q1-2004:Q4 dnemi iin para arzı ile reel GSYİH arasındaki iliřkiyi incelemiř ve paranın yansızlıęı hipotezinin kısa dnemde geersiz, uzun dnemde geerli olduęu sonucuna ulařmıřtır. Asongu (2013), 1987-2010 yılları arasında seilmiř Afrika lkelerini inceledięi alıřmasında, paranın kısa dnem iin yanlı, uzun dnem iin yansız olduęunu tespit etmiřtir.

Paranın yansızlıęı hipotezinin geerlilięini Trkiye iin test eden alıřmaların bir kısmını řu řekilde zetlemek mmkndr:

Slk (2011), 1987:Q1-2006:Q3 dnemi iin Trkiye'de M1, M2, M2Y ve M3 para arzının GSYİH zerindeki etkilerini ARIMA modeli atısı altında analiz ettięi alıřmasında, paranın yansızlıęı hipotezinin geerli olduęu sonucuna ulařmıřtır. Bykılgaç (2016), 1960-2012 dnemi iin aralarında Trkiye'nin de bulunduęu 12 Orta Doęu lkesinde M2 para arzı ile GSYİH arasındaki iliřkiyi Pedroni panel eřbtnleřme testi ile incelemiř ve benzer sonuca ulařmıřtır. Dięer taraftan, Tuęcu (2015), 1960-2012 dnemine ait yıllık verilerle GSYİH ve M2 para arzı arasındaki iliřkiyi Hatemi-J yapısal kırılmalı eřbtnleřme testi ile arařtırdıęı alıřmasında, deęiřkenler arasında uzun dnemli iliřki bulunduęunu tespit etmiř ve paranın yansızlıęı hipotezinin Trkiye iin geerli olmadıęını ifade etmiřtir. Bozkurt (2018), 2000-2016 dnemi iin Trkiye'de ve řangay lkelerinde GSYİH ile M2 para arzı arasındaki iliřkiyi Durbin-Hausmann panel eřbtnleřme ve Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik testleri ile incelemiř, sz konusu lkelerde paranın yanlı olduęu bulgusuna ulařmıřtır.

Finansal derinleřmenin ekonomik byme zerindeki etkisini ele alan alıřmalar da para arzı ile GSYİH arasındaki iliřkiye iřık tutmaktadır. rneęin; ztrk vd. (2010), aralarında Trkiye'nin

de olduğu 10 gelişmekte olan ülkede 1992-2007 dönemine ait yıllık verileri kullanarak M2 ve M3 para arzı ile GSYİH arasındaki ilişkiyi panel veri regresyon modeli yardımıyla incelemişlerdir. Buna göre, M2'de meydana gelen artış GSYİH'yi negatif, M3'te meydana gelen artış ise GSYİH'yi pozitif yönde etkilemektedir. Benzer şekilde, Oruç ve Turgut (2014) tarafından yapılan çalışmada, 1990:Q1-2010:Q4 dönemi için Türkiye'de M2 ve M3 para arzının GSYİH üzerindeki etkileri Johansen-Juselius eşbütünleşme testi kullanılarak analiz edilmiş ve aynı sonuçlara ulaşılmıştır. Diğer taraftan, Altunöz (2018) çalışmasında, Türkiye'de 1992-2016 dönemine ait yıllık verileri kullanarak M3 ve GSYİH arasındaki ilişkiyi ARDL sınır yaklaşımı ile incelemiştir. Buna göre, M3'te meydana gelen artış GSYİH'nin de artmasına yol açmakta, fakat bu etki yalnızca kısa dönem için geçerli olmaktadır.

Bazı çalışmalarda, GSYİH ile para arzı arasındaki ilişkinin nedensellik testleri aracılığıyla incelendiği görülmektedir. Ergeç (2004), Türkiye'de 1998-2001 dönemi için M2 ve M3 para arzı ile GSYİH artışı arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testini kullanarak irdelemiş ve ekonomik büyümenin hem M2'nin hem de M3'ün nedeni olduğunu tespit etmiştir. Öztürk ve Çoltu (2018) ise Türkiye'de 2001-2016 dönemi için M2 para arzı ile GSYİH arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto nedensellik testi ile incelemiş ve para arzının ekonomik büyümenin nedeni olduğu bulgusuna ulaşmıştır.

Miktar teorisinin geçerliliğini inceleyen çalışmalar da, GSYİH ile para arzı arasındaki ilişkiyi açığa çıkarmaktadır. Aslan ve Korap (2007), Türkiye'de 1987:Q1-2006:Q4 dönemi için M1 ve M2 para arzı ile GSYİH arasındaki ilişkiyi Johansen-Juselius eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri ile analiz etmişlerdir. Ulaşılan sonuçlar, M1 ve M2'de meydana gelen artışların GSYİH'yi arttırdığına işaret etmektedir. Saatçioğlu ve Korap (2008) çalışmalarında, 1987:Q1-2007:Q2 dönemi için M1 ve M2 para arzı ile GSYİH arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ile araştırmış ve aynı sonuca ulaşmışlardır.

4. Ekonometrik Metodoloji

Bu çalışmada, değişkenlerin durağanlık durumları Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından önerilen Fourier ADF birim kök testi ile incelenmektedir.

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t, \quad \pi = 3.1415 \quad (17)$$

Fourier ADF birim kök testinde dikkate alınan (17) numaralı denklemde; t trend terimini, T örneklem büyüklüğünü, k ise frekans değerini ifade etmektedir.

Test istatistikleri üç aşamalı bir prosedür yardımıyla belirlenmektedir. Birinci aşamada, Kalıntı Kareler toplamını minimize eden frekans değeri tespit edilmekte ve modelin kalıntıları elde edilmektedir:

$$\hat{v}_t = y_t - \left[\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) \right] \quad (18)$$

İkinci aşamada, modelin kalıntılarına birim kök testi uygulanmaktadır:

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (19)$$

Burada u_t beyaz gürültülü hata terimini, p hata terimindeki otokorelasyonu ortadan kaldırmak için ihtiyaç duyulan en yüksek değeri göstermektedir. (19) numaralı modelin kalıntılara uygulanması ile Fourier ADF birim kök testi yapılmış olmaktadır. Testin hipotezleri (20) ve (21)

numaralı denklemlerde yer almaktadır:

$$H_0: \alpha_1=0 \quad (20)$$

$$H_1: \alpha_1 < 0 \quad (21)$$

(20) numaralı denklem serinin birim köklü olduğunu gösteren temel hipotezi, (21) numaralı denklem ise serinin durağan olduğunu gösteren alternatif hipotezi ifade etmektedir. Mutlak deęer içerisinde; hesaplanan deęerin Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından belirlenen kritik deęerden küçük olması halinde serinin birim köklü, tersi durumda ise durağan olduğu kabul edilmektedir.

Üçüncü aşamada, F testi kullanılarak trigonometrik terimlerin anlamlı olup olmadıklarına bakılmaktadır. Testin hipotezleri (22) ve (23) numaralı denklemlerde yer almaktadır:

$$H_0: \delta_1=\delta_2=0 \quad (22)$$

$$H_1: \delta_1=\delta_2 \neq 0 \quad (23)$$

(22) numaralı denklem trigonometrik terimlerin anlamsız olduğunu gösteren temel hipotezi, (23) numaralı denklem ise trigonometrik terimlerin anlamlı olduğunu gösteren alternatif hipotezi ifade etmektedir. Hesaplanan deęerin Becker vd. (2006) tarafından belirlenen kritik deęerden küçük olması trigonometrik terimlerin anlamsız, büyük olması ise anlamlı olduğu anlamına gelmektedir. Trigonometrik terimlerin anlamsız olması durumunda Fourier ADF birim kök testi yerine ADF birim kök testi uygulanmaktadır.

Çalıřmada, deęişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi arařtırmak için Banerjee vd. (2017) tarafından önerilen Fourier ADL eşbütünlüşme testi kullanılmaktadır.

$$\Delta y_{1t} = d_t + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma' y_{2,t-1} + \varphi' \Delta y_{2t} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Deterministik terim olan d_t (25) numaralı denklemde gösterilmektedir:

$$d_t = \gamma_0 + \sum_{k=1}^q \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^q \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (25)$$

Burada γ , φ , y_{2t} açıklayıcı deęişkenleri, y_{1t} bağımlı deęişkeni ve ε_t hata terimini göstermektedir. Testin hipotezleri (26) ve (27) numaralı denklemlerde yer almaktadır:

$$H_0: \delta_1=0 \quad (26)$$

$$H_1: \delta_1 < 0 \quad (27)$$

(26) numaralı denklem deęişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmadığını gösteren temel hipotezi, (27) numaralı denklem ise deęişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunduğunu gösteren alternatif hipotezi ifade etmektedir. Test istatistięi (28) numaralı denklem kullanılarak elde edilmektedir:

$$t_{ADL}^F = \frac{\hat{\delta}_1}{se(\hat{\delta}_1)} \quad (28)$$

Burada $\hat{\delta}_1$, δ_1 'in sıradan en küçük kareler tahmincisini, $se(\hat{\delta}_1)$, $\hat{\delta}_1$ 'in standart hatasını ifade etmektedir. Mutlak değer içerisinde; hesaplanan değer in Banerjee vd. (2017) tarafından belirlenen kritik değerden küçük olması halinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmadığı, tersi durumda ise değişkenlerin eşbütünlük olduğu kabul edilmektedir.

5. Veri Seti ve Ampirik Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde, paranın yansızlığı hipotezinin Türkiye için geçerliliği Fourier yaklaşımı kullanılarak sınanmaktadır. Reel GSYİH değişkeni Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED) veri dağıtım sisteminden; M1, M2 ve M3 para arzı değişkenleri Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın (TCMB) elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan seriler üç aylık olup, 1998:Q1-2018:Q3 dönemini kapsamaktadır. Bütün serilerin doğal logaritmaları alınmıştır.

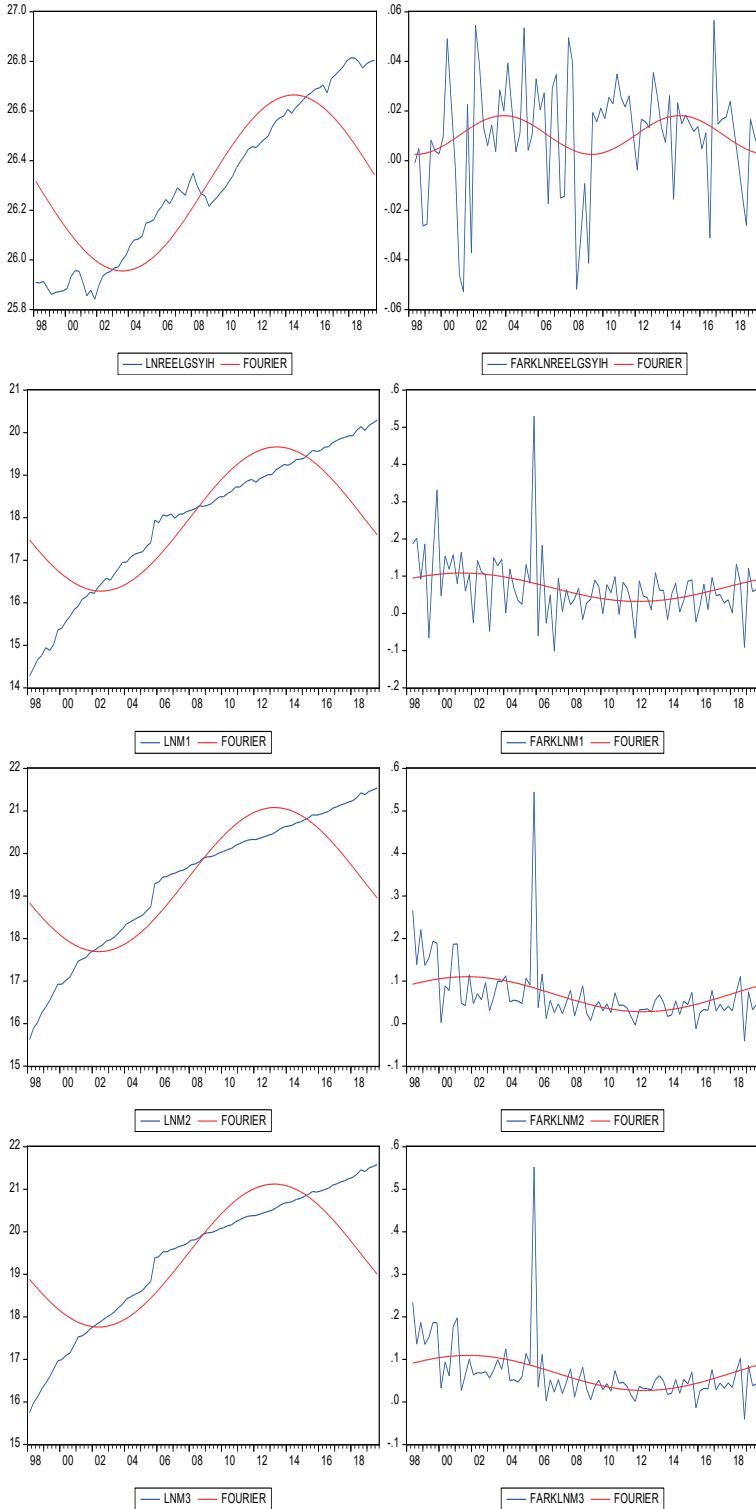
Değişkenlerin durağanlık durumlarını tespit etmek amacıyla uygulanan Fourier ADF birim kök testine ait sonuçlar Tablo 1'de yer almaktadır. Gerek birim kök gerekse eşbütünlük testi için "sabitli" seçeneği tercih edilmiştir.

Tablo 1. Fourier ADF Birim Kök Testine Ait Sonuçlar

Değişkenler	k	Min KKT	FADF	ADF	F istatistiği
LNREELGSYİH	1	3.097088	-0.475817		74.18517
LNM1	1	103.3793	-0.160406		50.75452
LNM2	1	93.41124	-0.452971		56.09008
LNM3	1	92.35592	-0.470519		55.90825
FARKLNREELGSYİH	2	0.043406	-8.164218	-7.781267	2.479464
FARKLNM1	1	0.574836	-11.90859	-5.812356	4.531055
FARKLNM2	1	0.391543	-8.873311		7.769527
FARKLNM3	1	0.370214	-9.021414		8.250709

Not: FADF testinde %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerinde kritik değerler k=1 için -4.43, -3.85, -3.52 ve k=2 için -3.95, -3.28, -2.91 şeklindedir. F testi için %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerinde kritik değerler 4.133, 4.929, 6.730 şeklindedir. ADF testi için %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerinde kritik değerler -3.509, -2.895, -2.585 şeklindedir. Uygun gecikme sayılarının belirlenmesinde Akaike bilgi kriteri kullanılmıştır.

Tablo 1'de görüldüğü üzere; öncelikle LNREELGSYİH, LNM1, LNM2 ve LNM3 değişkenlerine Fourier ADF birim kök testi uygulanmıştır. Hesaplanan istatistik değerlerinin kritik değerden küçük olduğu ve değişkenlerin düzeyde birim köklü olduğu anlaşılmıştır. Daha sonra değişkenlerin birinci farkı alınmış ve yeniden Fourier ADF birim kök testi uygulanmıştır. Fark değişkenleri için hesaplanan istatistik değerlerinin kritik değerden büyük olduğu ve serilerin durağan olduğu tespit edilmiştir. Fakat FARKLNREELGSYİH ve FARKLNM1 değişkenleri için hesaplanan F istatistik değerlerinin kritik değerden küçük olduğu ve dolayısıyla trigonometrik terimlerin anlamsız olduğu anlaşılmıştır. Bunun üzerine, söz konusu değişkenlere ADF birim kök testi uygulanmış ve hesaplanan değerlerin kritik değerlerden büyük olduğu görülmüştür. Yapılan durağanlık analizi sonucunda değişkenlerin düzeyde birim köklü, birinci farkı alındıklarında ise durağan oldukları tespit edilmiştir. Şekil 1'de yer alan grafiklere bakıldığında, Fourier tahminlerinin değişkenlerle oldukça uyumlu olduğu görülmektedir.



Şekil 1. Değişkenler ve Fourier Fourier Fonksiyonları

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak amacıyla uygulanan Fourier ADL eşbütünleşme testine ait sonuçlar Tablo 2, Tablo 3 ve Tablo 4'te sunulmuştur. Test için kullanılan bir bağımsız değişkenli modeller (29), (30) ve (31) numaralı denklemlerde verilmiştir.

$$\begin{aligned} \Delta LNREELGSYIH_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) \\ & + \alpha_3 LNREELGSYIH_{t-1} + \alpha_4 LNM1_{t-1} \\ & + \alpha_5 \Delta LNREELGSYIH_{t-1} + \alpha_6 \Delta LNM1_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (29)$$

$$\begin{aligned} \Delta LNREELGSYIH_t = & \beta_0 + \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) \\ & + \beta_3 LNREELGSYIH_{t-1} + \beta_4 LNM2_{t-1} \\ & + \beta_5 \Delta LNREELGSYIH_{t-1} + \beta_6 \Delta LNM2_{t-1} + \zeta_t \end{aligned} \quad (30)$$

$$\begin{aligned} \Delta LNREELGSYIH_t = & \gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) \\ & + \gamma_3 LNREELGSYIH_{t-1} + \gamma_4 LNM3_{t-1} \\ & + \gamma_5 \Delta LNREELGSYIH_{t-1} + \gamma_6 \Delta LNM3_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (31)$$

Tablo 2. Bir Bağımsız Değişkenli Fourier ADL Eşbütünleşme Testine Ait Sonuçlar

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	k	Bağımlı Değişkenin Gecikmesi	Bağımsız Değişkenin Gecikmesi	Min AIC	FADL Eşbütünleşme Test İstatistiği
LNREELGSYIH	LNM1	1	1	1	-4.67857	-3.022702
LNREELGSYIH	LNM2	3	1	1	-4.66976	-1.964848
LNREELGSYIH	LNM3	3	1	1	-4.67187	-1.981014

Not: %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerinde kritik değerler k=1 için -4.73, -4.09, -3.76 ve k=3 için -4.21, -3.51, -3.14 şeklindedir.

Tablo 2'de, bir bağımsız değişken içeren modeller için uygulanan Fourier ADL eşbütünleşme testine ait sonuçlar yer almaktadır. Üç modelde de hesaplanan test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durum, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı anlamına gelmektedir. Test için kullanılan iki bağımsız değişkenli modeller (32), (33) ve (34) numaralı denklemlerde sunulmuştur.

$$\begin{aligned} \Delta LNREELGSYIH_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) \\ & + \alpha_3 LNREELGSYIH_{t-1} + \alpha_4 LNM1_{t-1} \\ & + \alpha_5 LNM2_{t-1} + \alpha_6 \Delta LNREELGSYIH_{t-1} \\ & + \alpha_7 LNM1_{t-1} + \alpha_{98} \Delta LNM2_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (32)$$

$$\begin{aligned} \Delta LNREELGSYIH_t = & \beta_0 + \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) \\ & + \beta_3 LNREELGSYIH_{t-1} + \beta_4 LNM1_{t-1} \\ & + \beta_5 LNM3_{t-1} + \beta_6 \Delta LNREELGSYIH_{t-1} \\ & + \beta_7 \Delta LNM1_{t-1} + \beta_8 \Delta LNM3_{t-1} + \zeta_t \end{aligned} \quad (33)$$

$$\begin{aligned} \Delta LNREELGSYIH_t = & \gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) \\ & + \gamma_3 LNREELGSYIH_{t-1} + \gamma_4 LNM2_{t-1} \\ & + \gamma_5 LNM3_{t-1} + \gamma_6 \Delta LNREELGSYIH_{t-1} \\ & + \gamma_7 \Delta LNM2_{t-1} + \gamma_8 \Delta LNM3_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (34)$$

Tablo 3. İki Bağımsız Değişkenli Fourier ADL Eşbütünleşme Testine Ait Sonuçlar

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken		k	Bağımlı Değişkenin Gecikmesi	Bağımsız Değişkenin Gecikmesi		Min AIC	FADL Eşbütünleşme Test İstatistiği
LNREELGSYIH	LNM1	LNM2	1	1	1	1	-4.70315	-2.925076
LNREELGSYIH	LNM2	LNM3	3	1	1	1	-4.69906	-2.846070
LNREELGSYIH	LNM3	LNM3	3	1	1	1	-4.67676	-3.179350

Not: %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerinde kritik değerler k=1 için -4.96, -4.32, -3.98 şeklindedir.

Tablo 3'te, iki bağımsız değişken içeren modeller için uygulanan Fourier ADL eşbütünleşme testine ait sonuçlar yer almaktadır. Hesaplanan test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olduğu ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı görülmektedir. Test için kullanılan üç bağımsız değişkenli model (35) numaralı denklemde görüldüğü gibidir.

$$\begin{aligned} \Delta LNREELGSYIH_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k * t}{T}\right) \\ & + \alpha_3 LNREELGSYIH_{t-1} + \alpha_4 LNM1_{t-1} \\ & + \alpha_5 LNM2_{t-1} + \alpha_6 LNM3_{t-1} \\ & + \alpha_7 \Delta LNREELGSYIH_{t-1} + \alpha_8 LNM1_{t-1} + \\ & + \alpha_9 \Delta LNM2_{t-1} + \alpha_{10} \Delta LNM3_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (35)$$

Tablo 4. Üç Bağımsız Değişkenli Fourier ADL Eşbütünleşme Testine Ait Sonuçlar

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken			k	Bağımlı Değişkenin Gecikmesi	Bağımsız Değişkenlerin Gecikmesi			Min AIC	FADL Eşbütünleşme Test İstatistiği
LNREELGSYIH	LNM1	LNM2	LNM3	3	1	1	2	1	-3.310347	-2.925076

Not: %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerinde kritik değerler k=3 için -4.90, -4.16, -3.79 şeklindedir.

Son olarak Tablo 4'te, üç bağımsız değişken içeren model için uygulanan Fourier ADL eşbütünleşme testine ait sonuçlar yer almaktadır. Burada da hesaplanan test istatistiği değerinin kritik değerden küçük olduğu görülmektedir. Elde edilen bulgular; M1, M2 ve M3 para arzının reel GSYİH üzerinde herhangi bir etkisi olmadığını ve Türkiye'de 1998:Q1-2018:Q3 dönemi için paranın yansızlığı hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

6. Sonuç

Bu çalışmada, 1998:Q1-2018:Q3 dönemi için Türkiye'de paranın yansızlığı hipotezinin geçerliliği Fourier yaklaşımı çerçevesinde ele alınmıştır. Paranın yansızlığı hipotezine göre; M1, M2 ve M3 para arzında meydana gelen değişiklikler reel GSYİH üzerinde pozitif veya negatif bir etki yaratmamaktadır. Çalışmada kullanılan değişkenlere öncelikle Fourier ADF birim kök testi uygulanmış ve bütün değişkenlerin düzeyde birim köklü, birinci farkında durağan olduğu tespit edilmiştir. Bunun üzerine, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla Fourier ADL eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Gerek bir ve iki bağımsız değişkenli modellere, gerekse üç bağımsız değişkenli modele uygulanan eşbütünleşme testleri, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmadığına işaret etmektedir. Elde edilen bulgular, Türkiye'de paranın yansızlığı hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

Paranın yansızlığı hipotezinin geçerli olması, TCMB tarafından uygulanan parasal genişlemelerin üretim düzeyi ve işsizlik oranı gibi reel ekonomik göstergeler üzerinde etkili olmadığı anlamına gelmektedir. Türkiye'de reel GSYİH dışsal faktörler tarafından belirlenmektedir. Genişletici para politikaları mal ve hizmet fiyatlarında nispi değişikliklere yol açmamakta, yalnızca fiyatlar genel seviyesinin yükselmesine neden olmaktadır. Analiz edilen dönemde Türkiye'de para arzında meydana gelen artış oranının reel GSYİH artış oranının oldukça üzerinde olduğu görülmektedir. Para arzının sürekli olarak üretimdeki artışı aşacak şekilde arttırılması enflasyona sebep olmaktadır. Bu nedenle hedeflenen enflasyon oranına ulaşmak için parasal genişlemenin kontrol altında tutulması ve bu politikalar belirlenirken reel ekonomik aktivitenin dikkate alınması gerekmektedir.

Etik Beyanı

Bu makalede hiçbir insan çalışması sunulmamıştır.

Yazar Katkıları

Yazar bu çalışmaya katkıları olduğunu beyan etmiş ve yayın için onaylamıştır.

Çıkar çatışması

Yazar, araştırmanın potansiyel bir çıkar çatışması olarak yorumlanabilecek ticari veya finansal ilişkilerin yokluğunda yürütüldüğünü beyan etmektedir.

Kaynakça

- Ahmed, A. E. M. & Suliman, S. Z. (2011). The Long-run Relationship between Money Supply, Real GDP, and Price Level: Empirical Evidence from Sudan, *Journal of Business Studies Quarterly*, 2(2), 68-79.
- Altunöz, U. (2018). Monetaristler mi Haklı Keynesyenler mi? Türkiye Ekonomisi için Para ve Maliye Politikasının Etkinliği Analizi, *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 11(56), 695-708.

- Aslan, Ö. & Korap, L. (2007). Testing Quantity Theory of Money for the Turkish Economy, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 1(2), 93-109.
- Asongu, S. A. (2013). Does Money Matter in Africa? New Empirics on Long- and Short-run Effects of Monetary Policy on Output and Prices, *MPRA Paper 48494*, 1-43.
- Bae, S. K. & Ratti, R. A. (2000). Long-run neutrality, high inflation, and bank insolvencies in Argentina and Brazil, *Journal of Monetary Economics*, 46(3), 581-604.
- Banerjee, P. vd. (2017). Fourier ADL Cointegration Test to Approximate Smooth Breaks with New Evidence from Crude Oil Market, *Economic Modelling*, 67(C), 114-124.
- Becker, R. vd. (2006). A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks, *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409.
- Bozkurt, E. (2018). The Hypothesis of Neutrality of Money: Panel Data Analysis, *Journal of Yasar University*, 13(52), 322-327.
- Büyüklgaz, U. (2016). Paranın Yansızlığı Hipotezinin Orta Doğu Ülkeleri İçin Test Edilmesi, *Ekonomi Politika ve Finans Arařtırmaları Dergisi*, 1(1-2), 6-12.
- Chen, S. W. (2007). Evidence of the Long-Run Neutrality of Money: The Case of South Korea and Taiwan, *Economics Bulletin*, 3(64), 1-18.
- Christopoulos, D. K. & Leon-Ledesma, M. A. (2010). Smooth Breaks and Non-linear Mean Reversion: Post-Bretton Woods Real Exchange Rates, *Journal of International Money and Finance*, 29(6), 1076-1093.
- Davidson, P. (1987). Sensible Expectations and the Long-Run Non-Neutrality of Money, *Journal of Post Keynesian Economics*, 10(1), 146-153.
- Ergeç, E. H. (2004). Finansal Gelişme ile Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi ve Türkiye Örneği: 1988-2001, *Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(2), 51-66.
- Hussain, M. E. & Haque, M. (2017). Empirical Analysis of the Relationship between Money Supply and Per Capita GDP Growth Rate in Bangladesh, *Journal of Advances in Economics and Finance*, 2(1), 54-66.
- İhsan, I. & Anjum, S. (2013). Impact of Money Supply (M2) on GDP of Pakistan, *Global Journal of Management and Business Research Finance*, 13(6), 1-8.
- 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), 139-155.
- Myrdal, G. (1939). Fiscal Policy in the Business Cycle, *The American Economic Review*, 29(1), 183-193.
- Nogueira, R. P. (2009). Is Monetary Policy Really Neutral in the Long-run? Evidence for Some Emerging and Developed Economies, *Economics Bulletin*, 29(3), 2432-2437.
- Ogunmuyiwa, M. S. & Ekone, A. F. (2010). Money Supply-Economic Growth Nexus in Nigeria, *J Soc Sci*, 22(3), 199-204.
- Oi, H. vd. (2004). On Long-Run Monetary Neutrality in Japan, *Monetary and Economic Studies*, 22(3), 79-113.
- Onyeiwu, C. (2012). Monetary Policy and Economic Growth of Nigeria, *Journal of Economics and Sustainable Development*, 3(7), 62-71.
- Oruç, S. & Turgut, A. (2014). Finansal Derinleşme, Ekonomik Büyüme ve Türk Finans Sistemi (1990-2010), *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi Dr. Mehmet Yıldız Özel Sayısı*, 109-118.
- Öztürk, N. vd. (2010). Gelişmekte Olan Piyasalarda Finansal Derinleşme ve Büyüme İlişkisi: Panel Veri Analizi, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(12), 95-119.
- Öztürk, S. & Çoltu, S. (2018). Finansal Derinleşmenin Ekonomik Büyüme Etkisi 2001-2016 Yılları Türkiye Örneği, *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 17(4), 1516-1535.
- Pishbahar, E. & Rasouli, Z. (2019). Testing for Neutrality and Super-neutrality of Money: Evidence from Iran's Agricultural Sector, *Sustainable Agriculture and Agribusiness in Iran: Perspectives on Development in the Middle East and North Africa (MENA) Region*, Ed. Rasgidghalam, M., 151-161.

- Puah, C. H. vd. (2015). Does Money Matter in Indonesia? Revisiting Divisia Money, *Journal of International Finance and Economics*, 15(2), 7-12.
- Qayyum, A. (2006). Money, Inflation, and Growth in Pakistan, *The Pakistan Development Review*, 45(2), 203-212.
- Saatçiođlu, C. & Korap, L. (2008). Long-run Relations between Money, Prices and Output: The Case of Turkey, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(7), 33-54.
- Serletis, A. & Koustas, Z. (1998). International Evidence on the Neutrality of Money, *Journal of Money, Credit and Banking*, 30(1), 1-25.
- Simionescu, M. vd. (2018). The Impact of Money on Output in Czech Republic and Romania, *Journal of Business Economics and Management*, 19(1), 20-41.
- Subrick, J. R. (2010). Money is Non-neutral, *Handbook on Contemporary Austrian Economics*, Ed. Boettke, P. J., Chapter 8, 111-123.
- Slk, S. N. (2011). Testing the Long Run Neutrality of Money in a Developing Country: Evidence from Turkey, *Journal of Applied Economics and Business Research*, 1(2), 65-74.
- Tawadros, G. B. (2007). Testing the Hypothesis of Long-run Money Neutrality in the Middle East, *Journal of Economic Studies*, 34(1), 13-28.
- Tuđcu, C. T. (2015). Paranın Yansızlıđı Hipotezinin Testi: Trkiye Ekonomisi iin Yapısal Kırılmalı Eřbtnleřme Analizi, *İktisat Politikası Arařtırmaları Dergisi*, 2(1), 17-31.
- Westerlund, J. & Costantini, M. (2009). Panel Cointegration and the Neutrality of Money, *Empirical Economics*, 36(1), 1-26.
- Yılanı, V. vd. (2019). The Asymmetric Effects of Foreign Direct Investment on Clean Energy Consumption in BRICS Countries: A Recently Introduced Hidden Cointegration Test, *Journal of Cleaner Production*, 237(1), 1-9.