

TÜRKİYE’DE PARA POLİTİKASI VE TOPLAM FAKTÖR VERİMLİLİĞİ

Vedat CENGİZ^[*]
Serkan KÜNÜ^[**]
Gürkan BOZMA^[***]

Öz

Para politikasının reel ekonomi üzerindeki etkilerini inceleyen literatür genellikle para politikasının yansız olduğunu veya reel ekonomiyi toplam talep yoluyla sadece kısa vadede etkilediğini ileri sürmüştür. Buna karşın para politikasının ekonominin arz yanını gösteren toplam faktör verimliliği üzerindeki etkisini inceleyen çalışma sayısının sınırlı olduğu görülmektedir. Bu çalışma para politikasının toplam faktör verimliliği üzerinden ekonominin toplam arz yanına nasıl yansıdığını Türkiye ekonomisi açısından incelemektedir. Sonuçlar M2 para arzı ile reel ekonominin arz yanlı performansının ölçüsü olan toplam faktör verimliliği arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Para Politikası, Toplam Faktör Verimliliği, Nedensellik

Jel Kodları: E52, E58, D24

MONETARY POLICY AND TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY IN TURKEY

Abstract

Literature researching the effects of monetary policy on the real economy generally argues that the monetary policy is neutral and affects the real economy through aggregate demand only in the short term. On the other hand the number of studies on the effects of monetary policy on total factor productivity which represents the supply side of the economy is limited. In this study we investigate the reflections of monetary policy on the aggregate supply through total factor productivity for the Turkish economy. The results show

[*] Doç. Dr., Kocaeli Üniversitesi, vcengiz@kocaeli.edu.tr

[**] Yrd. Doç. Dr., Iğdır Üniversitesi, serkan.kunu@igdir.edu.tr

[***] Arş. Gör., Iğdır Üniversitesi, gurkan.bozma@igdir.edu.tr

that there is a bilateral relationship between M2 money supply and total factor productivity, which is a measure of supply-side performance of the economy.

Keywords: Monetary Policy, Total Factor Productivity, Causality

Jel Codes: E52, E58, D24

I. Giriş

Para politikasının etkilerini konu alan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ücret ve fiyat esnekliği varsayımına dayanan Klasik Model para politikasının yansız olduğunu ileri sürmektedir. Buna göre para politikası uzun vadede sadece fiyatları etkilemekte, reel değişkenler ise değişmeden kalmaktadır. Fiyatların esnek olduğunu kabul eden reel konjunktür hareketleri teorisi de yine para politikasının reel değişkenler üzerinde etkili olmadığını, sadece fiyat düzeyini değiştirdiğini iddia etmektedir. Parasal olgular ve finansal aracılıktan bütünüyle soyutlanan reel konjunktür hareketleri modelleri, ekonomik aktivitedeki değişimleri teknolojik yeniliklerden kaynaklanan üretim şokları ile açıklamaktadır (Williamson, 1987, 1196-1197. Mc Callum, 2002, 70).

Bunların aksine ücret ve/veya fiyat yapışkanlığı olgusunu içeren çok sayıda konjunktür teorisi para politikasının reel ekonomiyi toplam talep yoluyla etkilediğini ileri sürmektedir (Spencer, 1998, 120-136). Yapışkan fiyat varsayımına dayalı modellerin temel özelliği, para arzını arttırıcı ve faiz oranlarını düşürücü politikaların genellikle ekonomik aktivite üzerinde genişletici etki ortaya çıkarmasıdır (Eichenbaum and Fisher, 2003, 40). Yapışkan fiyat modellerinin yanında literatürde esnek fiyat varsayımı altında dahi para politikasının geçici reel etkiler doğuracağını ileri süren modeller yer almaktadır. Bunlar Eksik Bilgi ve Sınırlı Katılım modelleridir.

Eksik Bilgi Modelleri para politikasının reel etkilerini bir kısım iktisadi ajanın eksik bilgi nedeniyle yanlış algılamada bulunması ile açıklamıştır. Phelps (1967, 254 -257) ve Friedman (1968, 10 -11) eksik bilgi nedeniyle işçi kesiminin yanlış düşmesinin kısa vadede üretim artışı ile sonuçlandığını ileri sürmüştür. Ancak uzun dönemde işçilerin hatalarını anlayarak beklentilerini değiştirmeleri ile üretim eski düzeyine geri dönmektedir. Lucas(1973, 326-334) ise para politikasının kısa vadeli reel etkilerini çalışanların değil üreticilerin eksik bilgisi ile açıklamıştır. Üreticilerin fiyatlar genel düzeyindeki artışı nispi fiyat artışı olarak yanlış algılaması, üretimin daha karlı hale geldiği düşüncesine yol açarak üretim artışları ile sonuçlanmaktadır. Hata anlaşıldığında ise üretim eski seviyesine geri dönmektedir. Dolayısıyla Lucas'a göre para arzında sadece beklenmeyen değişimlerin reel etkileri vardır.

Sınırlı Katılım Modellerine göre hane halkı tüketim ve tasarruf kararlarını henüz para politikası uygulanmadan önce almaktadır. Bu nedenle uygulamanın hemen ardından finansal piyasalardaki gelişmelere tepki gösterememektedir. Buna karşın finansal aracı ve firmalar finansal piyasalarda kolayca hareket edebilmektedir. Finansal araçların arz edilen parayı firmalara kredi olarak aktarması ödünç verilebilir fon miktarının artmasına ve nominal faiz oranlarının

düşmesine neden olmaktadır. Faizlerdeki düşme karşısında tasarruf kararlarını politika öncesi almış ve bu şekilde sınırlandırılmış olan hane halkı tasarruflarını azaltarak tepki veremeyeceği için firmalar daha az maliyetle daha fazla borçlanma imkanı elde ederek ölçeklerini büyütmede, böylece istihdam ve üretimde artış olmaktadır (Christiano, 1991, 3-28. Christiano and Eichenbaum, 1995, 1116).

Literatürdeki teorik yaklaşımlara bakıldığında, büyük ölçüde para politikasının reel ekonomik aktiviteyi toplam talep yoluyla etkileyip etkilemediği üzerinde durulduğu, arz yanının ise ihmal edildiği görülmektedir. Bu çalışmanın amacı para politikasının ekonominin arz cephesi üzerindeki etkisini ampirik olarak incelemektir. Bunun için Türkiye'de 1970-2014 döneminde para arzı ve toplam faktör verimliliği arasındaki nedensellik ilişkisine bakılmıştır. Bu çerçevede önce para politikasının etkilerine ilişkin literatürde yer alan ampirik arařtırmalara yer verilmiş, ardından da Türkiye için M2 para arzı ile ekonominin arz yanlı performansının ölçüsü olan toplam faktör verimliliği arasındaki nedensellik ilişkisi test edilerek sonuçlar ortaya konulmuştur.

2. Literatür Arařtırması

Parasal politikasının etkileri konusunda çeşitli açılardan çok sayıda ampirik çalışmanın yapılmış olduğu görülmektedir. Friedman (1961, 447-466) merkez bankasının para politikasını uygulamaları ile reel ekonomi ve fiyatlar üzerinde etkisinin ortaya çıkması arasında önemli ve değişken bir zamansal gecikmenin olduğunu iddia etmiştir. Friedman ve Schwartz (1963, 676) ABD için yaptıkları çalışmada para miktarındaki artışın reel iktisadi büyümeyi etkilediği ve bu etkinin belirli bir gecikmeyle ortaya çıktığı yönündeki hipotezlerine ampirik destek bulunmuştur.

Para politikasının etkileri beklenip beklenmemesine göre de incelemeye tabi tutulmuştur. Lucas'a (1973, 326-334) göre para arzında sadece beklenmeyen değişmelerin reel etkileri vardır. Barro (1977, 101 -115 ve 1978, 549 -580)'nun bulguları Lucas'ı destekler niteliktedir. Barro para politikasında sadece beklenmeyen değişmelerin reel ekonomik aktiviteyi etkileyeceğini göstermiştir. Mishkin (1982, 22 -51) ise hem beklenen hem de beklenmeyen para politikasının reel ekonomik aktiviteyi etkilediği bulgusuna ulaşmıştır.

Para politikasının etkileri konusunda Türkiye üzerine de çalışmalar yapılmıştır. Süslü, Baydur ve Çolak (2004, 95-109) Lippi ve Letterie tarafından geliştirilen model çerçevesinde para politikasının belirsizlik altında etkinliğinin artırılmasının tam bilgilene ve politikanın açık bir şekilde tanımlanmasına bağlı olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Peker (2007, 181-194) Ocak 1988-Aralık 2003 dönemi için Türkiye'de para politikasının reel etkilerini Cochrane yöntemini kullanarak test etmiştir. Bulgular hem öngörülen hem de öngörülmeyen para politikasının reel etkilere yol açtığını göstermiştir. Bunun yanında iktisadi aktörlerin uygulanan para politikaları ile ilgili öngörü derecelerinin artmasına bağlı olarak etkinin büyüklüğünün de arttığı görülmüştür.

Oktar ve Dalyancı (2012, 1-18) Türkiye için para politikasının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Granger Nedensellik Analizi sonuçları TCMB politika faizi ile ekonomik

büyüme arasında kısa dönemde herhangi bir ilişki olmadığını, uzun dönemde ise ters yönde bir ilişkinin olduğunu ortaya koymuştur. Elde edilen sonuçlar uzun dönemde ekonomik büyümenin para politikası ile yönetilebileceği şeklinde yorumlanmıştır.

Bu ampirik çalışmaların dışında para politikasının ekonominin arz cephesini etkileyerek reel ekonomiye yansıyor yansımadığını inceleyen çalışmalar da bulunmaktadır. Bu çalışmalarda toplam faktör verimliliği ve para politikası göstergeleri arasındaki ilişkiler kullanılmaktadır. Solow (1957, 312-320)'a göre uzun dönemde ekonomik büyümenin en önemli unsuru teknolojik ilerlemeden kaynaklanan faktör verimliliğindeki değişimlerdir. Burada toplam faktör verimliliğinin büyüme üzerindeki etkilerine vurgu yapılmıştır. Evans (1992, 191-208) ise ayrıca para politikasının toplam faktör verimliliği üzerindeki etkisi üzerinde durmuştur. Burada sadece dışsal teknolojik şokların dalgalanmaya yol açmayacağını, para politikası değişkenlerinin de toplam faktör verimliliğini etkilediği iddia edilmiştir.

Apergis ve Miller (2007, 131-152) para politikasının ekonominin toplam arz cephesini etkileyerek reel ekonomiye yansıyor yansımadığını incelemiştir. Bunun için çalışmada para politikasının, arz yanlı performansın önemli bir ölçüsü olan toplam faktör verimliliği üzerindeki etkileri irdelenmiştir. Sonuçlar ABD ekonomisinde para politikasının toplam faktör verimliliği üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur.

Görüldüğü gibi para politikasının ekonominin arz cephesini nasıl etkilediğini inceleyen ampirik çalışma sayısı sınırlıdır ve Türkiye üzerine de çalışmaya rastlanmamıştır. Bu çalışma Türkiye'ye ilişkin diğer ampirik çalışmalardan farklı olarak para politikasının ekonominin arz cephesi üzerindeki etkilerini ele almaktadır. Bu çerçevede Türkiye'de 1970-2014 dönemi için para arzı ve toplam faktör verimliliği arasındaki ilişki incelemektedir.

3. Ekonometrik Model ve Veri Seti

Para arzı piyasadaki banknot ve madeni paralar ile ticari banka ve diğer mevduat toplayan kurumlarda toplanan çeşitli mevduatlardan oluşmaktadır. Hane halkı ve firmalar para arzını ödemelerini gerçekleştirmek veya kısa vadeli yatırım aracı olarak tutmak için kullanılmaktadır. Bu çalışmada paranın değişim aracı olarak kullanılan kısmına ilave olarak paranın tasarruf aracı olarak kullanılan kısmını da içeren M2 para arzı tanımı kullanılmıştır.

Toplam faktör verimliliğinin ise arz yanlı performans ile ilgili önemli bir ölçüt olduğu kabul edilmektedir. Toplam faktör verimliliği, Cobb-Douglas üretim fonksiyonu kullanılarak elde edilmiştir. Cobb-Douglas üretim fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$Y = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ burada A toplam faktör verimliliğini, K sermaye stokunu, L ise işgücünü göstermektedir. α ve $1-\alpha$ sırasıyla sermaye stoku ve işgücünün ikame esnekliklerini göstermektedir. $\alpha + 1 - \alpha = 1$ olması ekonomide ölçeğe göre sabit getirilerin olduğunu ifade etmektedir. Cobb-Douglas üretim fonksiyonundan toplam faktör verimliliğinin elde edilebilmesi için toplam çıktı, sermaye stoku, işgücü ve sermaye stokuna ve işgücüne ait ikame esnekliklerinin bilinmesi gerekmektedir.

Toplam ıktı olarak 1998 fiyatlarıyla GSYİH, Dnya Bankası Geliřme Gstergelerinden alınmıřtır. İřgc serisi TİK tarafından saęlanan İstatistik Gstergeler (2013) ve TİK veri tabanından elde edilmiřtir. Dięer taraftan, sermaye stokunun elde edilebilmesi iin sermaye birikim denklemi kullanılmıřtır (Romer, 2006; Acemoęlu, 2007; Barro ve Sala-i Martin, 2003). Denklem ařadaki gibidir:

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$$

burada K sermaye stokunu, I yatırımları ve δ ise sermaye stokundaki yıpranmayı gstermektedir. Burada nemli olan bařlangı yılındaki sermaye stokunun hesaplanmasıdır. Bařlangı yılındaki sermaye stokunun hesaplanması iin Vergil ve Abasız (2008) takip edilerek Harberger (1978) yaklařımı kullanılmıřtır.

$K_{t-1} = \frac{I_t}{\delta + g}$ burada g ortalama byme oranını gstermektedir. Ortalama byme oranını hesaplayabilmek iin $g = \left[\frac{RGSYI_{H_{2014}}}{RGSYI_{H_{1970}}} \right]^{1/n} - 1$ eřitlięi kullanılmıřtır. Denklemlerde Mankiw, Romer ve Weil (1992), Vergil ve Abasız (2008), Uak ve Arısoy (2011) takip edilerek $\delta=0.05$ olarak alınmıřtır. α deęeri ise İsmihan ve Metin-zcan (2006) takip edilerek 0.50 olarak alınmıřtır.

Para arzı (M2) verisi TCMB elektronik veri saęlama sisteminden saęlanmıřtır. Toplam faktr verimlilięinin hesaplanmasında ise 1998 yılı sabit fiyatlarıyla GSYH, toplam sermaye birikimi ve istihdam rakamları kullanılmıřtır. Para arzı (M2), GSYH ve toplam sermaye stoku Trk Lirası bazında ele alınmıřtır.

alıřmada kullanılan ekonometrik model ařaędaki gibidir:

$$LTFV_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 M_{2t} + \hat{a}_t$$

Eřitlik 1'de LTFV doęal logaritması alınmıř toplam faktr verimlilięini, LM2 doęal logaritması alınmıř para arzını ve ϵ ise hata terimini gstermektedir.

Toplam faktr verimlilięi ve para arzı arasındaki ampirik iliřkilerin elde edilmesinde Johansen ve Juselius (1990) tarafından nerilen Johansen Eřbtnleřme Testi ve Hacker ve Hatemi-J (2012) tarafından nerilen bootstrap nedensellik testi kullanılmıřtır. Eřbtnleřme testi ve nedensellik testinin kullanılabilmesi iin serilerin duraęanlık analizleri, Dickey ve Fuller (1981) tarafından nerilen Geniřletilmiř Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron birim kk testleriyle yapılmıřtır.

Hacker ve Hatemi (2012) tarafından nerilen bootstrap nedensellik testinin gecikme uzunlukları Hacker ve Hatemi (2006)'dan farklı olarak model ierisinde isel olarak belirlenmektedir. nk nedensellik testlerinde gecikme uzunluęunu belirlemek nemlidir. Hacker ve Hatemi (2012) bootstrap nedensellik testinde gecikme uzunlukları bilgi kriterlerince (Akaike, Schwarz, FPE, Hannan-Quin) belirlenebilmektedir. Hacker ve Hatemi (2012) bootstrap nedensellik testi Hacker ve Hatemi (2006)'da olduęu gibi VAR modeline dayanmaktadır. Yapılan iřlemler sonucunda bootstrap sonucu elde edilen kritik deęerler ile Wald istatistikleri karřılařtırılarak H_0 :

Nedensellik İlişkisi Yoktur, H_a : Nedensellik İlişkisi Vardır. hipotezleri test edilir. Hacker ve Hatemi (2012) bootstrap nedensellik testinin Toda-Yamamoto'dan üstün yanı olası ARCH etkisine karşı dirençli olmasıdır (Hacker ve Hatemi, 2012).

4. Ampirik Sonuçlar

Değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkinin ortaya konulabilmesi için serilerin durağan olması gerekmektedir. Genel anlamıyla durağanlık; ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki varyansı, bu varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreçtir (Gujarati, 1999, 713). Şayet, çalışılan seriler durağan değilse otokorelasyonlar önemli ölçüde sapar ve ortaya sahte bir örnek çıkar (Kutlar, 2009, 262). Bu amaç doğrultusunda serilerin durağanlık analizleri Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron birim kök testleri ile yapılmıştır. Birim kök testi sonuçları Tablo 1'de görülebilmektedir.

Tablo 1: Birim Kök Testlerinin Sonuçları

	ADF		Phillips-Perron	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
LM2	0.76(0)	-1.01(0)	0.62(2)	-1.14(1)
LTFV	-0.95(0)	-2.08(0)	-0.98(2)	2.18(2)
Δ LM2	-5.42(0)*	-5.58(0)*	-5.42(2)*	-5.51(4)*
Δ LTFV	-6.76(0)*	-6.71(0)*	-6.76(1)*	-6.71(0)*

Not: *,** sırasıyla %1 ve %5 seviyelerinde serilerin anlamlı olduğunu göstermektedir. Parantez içindeki değerler Phillips-Perron birim kök testinde Newey west'e göre belirlenen uygun gecikme uzunluğu; ADF birim kök testindeki ise Schwarz Bilgi Kriteri ile belirlenen uygun gecikme uzunluğudur. Δ sembolü değişkenlerin fark düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 1'den görüleceği üzere LTFV serisinin seviyesinde, ADF birim kök testine göre sabitli ve sabitli trendli modelde t istatistiği sırasıyla -0.95 ve -2.08; Phillips-Perron birim kök testine göre -0.98 ve 2.18 olarak tespit edilmiştir. LM2 serisi seviyesinden ADF birim kök testinde sabitli ve sabitli-trendli modelde test istatistiği sırasıyla 0.76 ve -1.01; Phillips-Perron birim kök testinde ise 0.62 ve -1.14 olarak tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular sonucunda, test istatistikleri tablo kritik değerlerinden küçük olduğu için LM2 ve LTFV serilerinin seviye değerlerinde durağan olmadığı, fakat birinci farkında durağan olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle, LM2 ve LTFV serileri I(1)'dir.

LM2 ve LTFV serilerinin I(1) seviyesinde durağan olduğu birim kök testlerince tespit edilmiştir. Farkında durağan (I(1)) olan seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesinde

ekonometrik yazında kullanılan farklı eřbütünleřme testleri kullanılmaktadır. Johansen ve Juselius (1990) eřbütünleřme testi bu testlerden bir tanesidir.

Johansen ve Juselius eřbütünleřme testinin elde edilebilmesi için VAR modelinin kurulması gerekmektedir. Daha sonra VAR modelinin uygun gecikme uzunluęu bilgi kriterlerince (Akaike, Schwartz, Final Predict Error) seilmektedir. Tablo 2'de kurulan VAR modeline ait uygun gecikme uzunlukları görülebilmektedir. Tablo 2'de Akaike bilgi kriteri VAR modeli için uygun gecikme uzunluęunu 2, Schwartz bilgi kriteri ise uygun gecikme uzunluęunu 1 olarak belirlemiřtir. Bu alıřmada Akaike bilgi kriterince belirlenen uygun gecikme uzunluęu dikkate alınmıřtır.

Tablo 2: VAR Modeli Uygun Gecikme Uzunluęunun Belirlenmesi

Gecikme	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	134.5837*	3.97e-05	-4.459541	-4.203609*	-4.367715*
2	7.912096	3.87e-05*	-4.487122*	-4.060568	-4.334078
3	2.081975	4.47e-05	-4.347055	-3.749879	-4.132794
4	3.298848	4.96e-05	-4.251889	-3.484091	-3.976410
5	2.523160	5.65e-05	-4.136873	-3.198454	-3.800177
6	4.649874	5.93e-05	-4.110587	-3.001546	-3.712672

* Kriterler tarafından seilen uygun gecikme uzunluęunu göstermektedir.

Uygun gecikme uzunluęunun 2 olarak belirlenmesinden sonra Johansen ve Juselius Eřbütünleřme testi sonuçları Tablo 3'de görülebilmektedir. Tablo 3'de Trace ve Maksimum Eigen istatistiklerinin kritik deęerlerden küçük olduęu görülmektedir. Bu yüzden seriler arasında *eřbütünleřme olmadıęını* gösteren boş hipotez reddedilememektedir.

Tablo 3: Johansen Eřbütünleřme Testi

Hipotezler CE yok	Eigen Deęeri	Trace İstatistięi	%5 Kritik Deęeri	Mak-Eigen İstatistięi	%5 Kritik Deęeri
$H_0=r=0$ $H_a=r\geq 1$	0.20	10.493	15.49	9.85	14.26
$H_0=r\leq 1$ $H_a=r\geq 2$	0.01	0.634	3.84	0.63	3.84

* Katsayının % 5 seviyesinde anlamlı olduęunu göstermektedir.

Johansen ve Juselius (1990) eřbütünleřme testi sonucunda seriler arasında eřbütünleřme iliřkisi olmadıęı tespit edilmiřtir. Seriler arasındaki nedensellik iliřkisi Hacker ve Hatemi-J (2012) tarafından önerilen bootstrap nedensellik testi ile incelemiřtir.

Tablo 4: Hacker ve Hatemi-J (2012) Bootstrap Nedensellik Testi Sonuçları

Hipotezler	MWALD	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
LM2→LTFV	9.741**	11.219	6.737	4.990
LTFV→LM2	5.837***	11.106	6.665	5.042

** ,*** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 4'ten görüleceği üzere para arzı ve toplam faktör verimliliği arasındaki nedensellik ilişkisini gösteren MWALD istatistik değerleri, bootstrap yöntemi ile hesaplanan %10 ve %5 tablo kritik değerinden büyük olduğu için boş hipotezler reddedilerek para arzı ve toplam faktör verimliliği arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Sonuç

Ekonomide ortaya çıkabilecek problemlerin çözümünde kullanılan iktisat politikalarından para politikası ve maliye politikası ikilemi için hangi politikanın daha etkin olacağına yönelik birçok araştırma yapılmıştır. Bu durum esasen iktisadi düşünce ekollerinin temel varsayımlarından kaynaklanan bir durumdur. Para politikasının toplam talep yoluyla ekonomiyi kısa dönemde etkilediğini tartışan birçok çalışma bulunmasına rağmen, para arzının toplam verimlilik üzerine etkileri konusunda Türkiye ekonomisi üzerine yeterli düzeyde araştırmanın yapılmamış olduğu görülmektedir.

Bu çalışmada 1970-2014 döneminde Türkiye için para arzı (M2) ve toplam faktör verimliliği arasındaki ilişki incelenmiş ve para arzı ile toplam faktör verimliliği arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen ampirik bulgular para politikasının makroekonominin arz yanı üzerinde pozitif ve anlamlı bir etki meydana getirdiğini göstermektedir. Ayrıca toplam faktör verimliliğinden para arzına doğru bir geri bildirim mekanizmasının olduğu da ortaya çıkmaktadır. Şöyle ki, toplam faktör verimliliğinde meydana gelecek artış üretim ve dolayısıyla milli gelirin artmasına, bu da para arzında artışa sebep olacaktır.

Kaynaklar

- ACEMOGLU, Daron. (2007)., **Introduction to Modern Economic Growth**: UCLA Department of Economics.
- APERGİS, Nicholas and M. MILLER, Stephen. (2007). "Total Factor Productivity and Monetary Policy: Evidence from Conditional Volatility", **International Finance**, Vol. 10, No. 2, pp.131-152.
- BARRO, Robert J.. (1991). "Economic Growth in a Cross Section of Countries," **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 106, No. 2, pp.407-443.
- BARRO, Robert J.. (March 1977). "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States", **American Economic Review**, Vol. 67, No. 2, pp.101 -115.
- BARRO, Robert J.. (August 1978). "Unanticipated Money Output and the Price Level in the United States", **Journal of Political Economy**, Vol. 86, No. 4, pp.549 -580.

- CHRİSTİANO, Lawrence J. (Winter 1991). "Modeling the Liquidity Effect of a Money Shock", **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, Vol. 15, No. 1, pp. 3 -28.
- CHRİSTİANO, Lawrence J. and EİCHENBAUM, Martin. (November 1995). "Liquidity Effects Monetary Policy and the Business Cycle", **Journal of Money Credit and Banking**, Vol. 27, No. 4, Part 1, pp. 1113 -1136.
- DİCKEY, D.A and FULLER, W.A.. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, Vol. 49, No.4, pp.1057-1072.
- EİCHENBAUM, Martin and FİSHER, Jonas D. M.. (2003). "Testing the Calvo Model of Sticky Prices", **Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives**, Second Quarter, pp. 40 -53.
- EVANS, Charles L.. (April 1992). "Productivity Shocks and Real Business Cycles", **Journal of Monetary Economics**, Volume 29, Issue 2, pp. 191-208.
- FRIEDMAN, Milton. (1961). "The Lag in the Effect of Monetary Policy", **Journal of Political Economy**, Volume 69, No: 5, pp. 447-466.
- FRIEDMAN, Milton. (March 1968). "The Role of Monetary Policy", **American Economic Review**, Vol. 58, No. 1, pp. 1 -17.
- FRIEDMAN, Milton and SCHWARTZ, Anna J.. (1963). **A Monetary History of the United States 1867-1960**, Princeton University Pres, Princeton.
- GUJARATİ, Damodar. (1999). **Essentials of Econometrics**, Irwin Mc Graw Hill, New Delhi.
- HACKER, R.S. and HATEMİ-J, A.. (2006). Tests for Causality between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application, **Applied Economics**, Vol. 38, Issue 13, pp. 1489-1500.
- HACKER, R.S. ve HATEMİ-J, A.. (2012). A Bootstrap Test for Causality with Endogenous Lag Length Choice: Theory and Application in Finance, **Journal of Economic Studies**, Vol 39, Issue 2, pp.144-160.
- HARBERGER, A. C.. (1978). Perspectives on Capital and Technology in Less Developed Countries. M. J. Artis and A. R. Nobay, eds., **Contemporary Economic Analysis**, London .
- İSMİHAN, M. ve KIVILCIM, Metin-Özcan. (2006). "Türkiye Ekonomisinde Büyümenin Kaynakları: 1960-2004". **İktisat, İřletme ve Finans**, Cilt 21, Sayı. 4, ss. 74-86.
- JOHANSEN, Soren ve JUSELİUS, Katerina. (1990). "Maximum Likelihood Estimation And Inference On Co-integration With Applications To The Demand For Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 52, No. 2, pp.169-210.
- KUTLAR, Aziz. (2009). **Uygulamalı Ekonometri**, Nobel Yayın Dağıtım.
- LUCAS, Robert E. Jr.. (June 1973). "Some International Evidence on Output –Inflation Tradeoffs", **American Economic Review**, Vol. LXIII, No. 3, pp.326 -334.
- MANKİW, Gregory, ROMER, David ve WEİL, David N.. (1992). "A Contribution to the Empirics Of Economic Growth," **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 107, No. 2, pp. 407-437.
- McCALLUM, Bennett T.. (Winter 2002). "Recent Developments in Monetary Policy Analysis: The Roles of Theory and Evidence", **Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly**, Vol. 88, No.1, pp. 67 -96.
- MİSHKİN, Frederic S.. (February 1982). "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation", **Journal of Political Economy**, Vol. 90, No. 1, pp. 22 -51.
- OKTAR, Suat ve DALYANCI, Levent. (2012). "Türkiye Ekonomisinde Para Politikasının Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi", **Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi**, Cilt XXXII, Sayı: 1, ss. 1-18.
- PEKER, Osman. (2007). "Para Politikası Etkilerinin Ölçümü: Türkiye Örneđi", **Yönetim ve Ekonomi**, Cilt 14, Sayı 1, ss. 181-194.

- PHELPS, Edmund S.. (August 1967). "Phillip Curves Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", **Economica**, Vol. 34, No. 135, pp. 254 -281.
- ROMER, David. (2006). **Advanced Macroeconomic Theory**, McGraw-Hill.
- SOLOW, Robert M.. (August 1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function", **Review of Economics and Statistics**, Volume 39, No: 3, pp. 312-320.
- SPENCER, David E.. (January 1998). "The Relative Stickiness of Wages and Prices", **Economic Inquiry**, Vol. 36, No. 1, pp. 120 -137.
- SÜSLÜ, Bora, BAYDUR, Cem ve ÇOLAK, Ömer Faruk. (2004). "Belirsizliğin Para Politikasına Etkisi: 2003 Yılı Para Politikasının Değerlendirilmesi", **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt 19, Sayı: 217, ss. 95-109.
- UÇAK, H. ve ARISOY, İbrahim. (Ekim 2011) "Türkiye Ekonomisinde Verimlilik, İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi", **Ege Akademik Bakış**, Cilt 11, Sayı 4, ss. 639-651.
- VERGİL, Hasan ve ABASIZ, Tezcan. (2008). Toplam Faktör Verimliliği, Hesaplanması ve Büyüme İlişkisi: Collins-Bostworth Varyans Ayrıştırması, **Kocaeli Üniversitesi SBE Dergisi**, Sayı 16, ss. 160-188.
- WILLIAMSON, Stephan D.. (December 1987). "Financial Intermediation Business Failures and Real Business Cycles", **Journal of Political Economy**, Vol. 95, No. 6, pp.1196 -1216.
- ZİVOT, Eric ve ANDREWS, Donald W.K.. (July 1992). "Further Evidence On The Great Crash, The Oil-Price Shock, And The Unit-Root Hypothesis", **Journal of Business & Economic Statistics**, Vol. 10, No.3, pp. 251-270.