

## Para Politikası Etkilerinin Ölçümü: Türkiye Örneği

Yrd. Doç. Dr. Osman PEKER

Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, NAZİLLİ

### ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisi için para politikasının reel etkileri, Ocak 1988-Aralık 2003 dönemi verileriyle VAR'ı temel alan Cochrane (1998) yöntemi kullanılarak sınanmıştır. Elde edilen bulgulara göre, hem öngörülmeyen hem de öngörülen para politikasının reel etkileri olduğu görülmüştür. Bu sonuç iktisat kuramları açısından değerlendirildiğinde; Keynesgil geleneğin savlarının desteklendiğini, Klasik geleneğin savlarının ise destek bulmadığını göstermektedir. Para politikasının reel etkileri öngörülen ve öngörülmeyen ayrımına göre analiz edildiğinde ise, Rasyonel Beklentiler Kuramı'nın lehine kanıtların bulunmadığı sonucuna varılmaktadır. Çünkü, çalışmada hem öngörülen hem de öngörülmeyen para politikalarının reel çıktı üzerinde etkileri ortaya çıkmıştır. Etkinin büyüklüğü iktisadi aktörlerin, yani kamunun, uygulanan para politikalarını öngörmelerine bağlı olarak değişmiştir. Öngörü derecesi arttıkça, yani  $\lambda$  parametresinin değeri büyüdükçe etkinin değeri de artmıştır. Para politikasının en büyük etkisi  $\lambda=1$  durumunda gerçekleşmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** VAR, Para politikası, öngörülen para politikası, öngörülmeyen para politikası.

### Measurement of the Monetary Policy's Effects: The Case of Turkey

#### ABSTRACT

This study attempts to test real effects of monetary policies employing Cochrane (1998) method by using Turkish data for the period of January 1988-December 2003. The findings reveal that both unexpected and expected monetary policies have real effects. From the viewpoint of economic theories, the findings are in line with the Keynesian argument contrary to the Classical Theory. The results are not supportive to the Rational Expectation Theory, when the real effects of monetary policy are taken as both expected and unexpected. The study also indicate that both the expected and unexpected monetary shocks appears to have an effect on the real output. The size of the effect varies depending on the expectation of economic agents. As the degree of expectation increases ( $\lambda$ ), the size of the effect increases, correspondingly. The maximum effect of monetary policies appears when  $\lambda=1$ .

**Key Words:** VAR, Monetary policy, expected monetary policy, unexpected monetary policy.

### GİRİŞ

Para politikasının ekonomi üzerindeki etkilerinin ölçümüne yönelik çalışmalar, özellikle 1980'li yıllarda ekonometrik yöntemlerde ortaya çıkan gelişmelere paralel olarak hız kazanmıştır.

Lucas (1976) ve Sims'in (1980) öncülüğünde başlayan bu çalışmalar geleneksel modellerin (Cowles Commission models) eleştirilmesini sağlayarak; para politikalarının analizinde, VAR (vector autoregressive) modellerinin yaygın bir şekilde kullanılması sonucunu doğurmuştur (Bagliano ve Favero, 1998: 1070). Ekonomi ve politika yapıcılarının birbirinden bağımsız olarak ele alındığı geleneksel modeller (Hoover ve Jorda, 2001:114), parasal kurumlara ilişkin

koşullu tahmin edilen denklemleri kapsayan bütüncül modellerdir. Politika yapıcılarını para politikasını değiştirdiklerinde, bu modellerde değişimin etkisi sabit kaldığından görülememektedir. Böylece, yalnızca sürpriz toplam arz fonksiyonu yararlı bir strateji olarak kabul edilmektedir. Lucas, bu anlayışa katsayıların istikrarsızlığı içinde makroekonometrik modelleri tahmin etmenin yararlı olmayacağını ifade ederek karşı çıkmıştır. Çünkü parasal rejim değiştiği için, yani sistematik para politikası kuralı değiştiği için, katsayı tahminleri de değişmektedir. Bu durumda, ilgili makroekonometrik değişkenler üzerinde para politikasının etkisini ölçen katsayı, para politikası rejimlerine bağlı olduğunda ortaya çıkmaktadır. Bu ise, belirli bir rejimde tahmin edilen modelin farklı para politikası rejimlerinin etkilerinin değerlendirilmesinde kullanılmayacağı anlamını taşımaktadır (Lucas, 1976).

Sims (1980) ise, yapısal *Cowles Komisyonu* tipi modellerde iktisadi aktörlerin zamanlararası (intertemporal) optimizasyon yaptığı bir durumda, dışsallığı desteklemek için konulan sınırlamaların gerçekte bağdaşır olmadığını ileri sürmektedir. Söz konusu modellerdeki temel sorunsal önsel (a priori) sınırlamalarla modeldeki değişkenlerin birbirleriyle olan bağımlılıklarının engellenmesidir. Dolayısıyla, makroekonomik değişkenler arasında önemli bir korelasyon olmasına rağmen, meydana gelen değişimler bağımsız bir şekilde düşünülmektedir. Oysa, VAR<sup>1</sup> çatısı içinde her değişken içsel olarak kabul edilmektedir. İçsel değişken vektöründeki her değişken kendisinin ve diğer bütün değişkenlerin gecikmeli değerlerini tahmin etmektedir. VAR, sistematik tepkiler ve rassal hatalar içinde ekonomide gözlemlenen değişmeyi ayırtmaktadır. Değişkenlerin hepsi içsel olduğundan ekonomideki hareketler rassal hata terimlerine yansımaktadır.

---

<sup>1</sup> İlk defa Sims tarafından formüle edilen VAR'ın yeni yönteminde, güçlü önsel (a priori) kısıtlamalar olmaksızın içsel değişkenler arasındaki dinamik ilişkiler tahmin edilmektedir. Dolayısıyla, bu yaklaşımda hangi değişkenin içsel değişken hangi değişkenin dışsal değişken olacağı zorunluluğunun olmaması ve modellerin kurulmasında sıkı ekonomik kurama bağlı kalınmaması uygulayıcılar açısından büyük bir kolaylık olarak görülmektedir (Charezma ve Deadman, 1993: 181-2; Davidson ve MacKinnon, 1993: 685). VAR yönteminin söz konusu edilen bu kolaylıkları aynı zamanda bu yaklaşımı geleneksel modellerin (Cowles Commission) yaklaşımından ayıran en temel özellikler arasında kabul edilmektedir. VAR modellerinin yukarıda belirtilen kolaylıkları yanında, uygulayıcılar açısından bazı güçlüklerinin de olduğu bilinmektedir. Gujarati'ye (1995: 750) göre, *m*-değişkenli bir VAR modelinde bütün *m*-değişkenleri durağan olmak zorundadır. Eğer, durağanlık sağlanamıyorsa, veriler uygun bir şekilde dönüştürülmelidir. Başka bir güçlük ise, VAR modelinde uygun gecikme uzunluğunun saptanması konusudur. Örneğin, üç değişkenli bir VAR modelinde, her denklemdaki değişkenin sekiz gecikmeye sahip olduğu varsayılırsa, her denklemda yirmidört gecikmeli parametre ve sabit terim bulunacaktır. Dolayısıyla, örnek uzayının boyutu büyük olmadıkça, tahmin edilen bir çok parametre serbestlik derecesini tüketir. Bu ise, modelin parametrelerinin tahminini zorlaştırır.

<sup>2</sup> Çizelge 1'de kamunun davranış biçimine göre yapılan ayırım diğer iktisat kuramlarının aksine, özellikle Lucas (1972, 1973, 1975) ve Barro'nun (1976, 1977, 1978), çalışmalarında ifadesini bulan ve sonradan Wogin (1980), Blejer ve Fernandez (1979), Atfield vd. (1981) ve Kretzmer'in (1989) çalışmalarıyla desteklenen Yeni Klasik Yaklaşım açısından büyük önem taşımaktadır. Çünkü, bu çalışmalarda para politikasının reel etkiler yaratması, kamunun, uygulanan para politikalarını öngörememesi koşuluna bağlanmaktadır.

İktisat yazınında, para politikasının etkilerini araştıran görgül (ampirik) çalışmalar Çizelge 1’deki gibi sınıflandırılabilir. Herhangi bir para politikası rejiminde; çizelgenin yatay eksenini iktisadi aktörlerin, yani kamunun sergileyeceği davranış şeklini gösterirken; çizelgenin dikey eksenini politika yapıcılara ilişkin davranış biçimini belirtmektedir. Çizelge 1’de kamunun davranışı öngörülen ve öngörülmeyen olmak üzere ikiye ayrılmakta ve bu ayırım, fiyat düzeyindeki değişmelerin tahmin edilmesinde ortaya çıkan hatalara bağlanmaktadır<sup>2</sup>. Eğer, kamu, fiyat düzeyindeki değişmeleri bütünüyle tahmin edebilirse, öngörülen; aksi durumda öngörülmeyen durum söz konusu olmaktadır. İlkinde, hiçbir fiyat sürprizi olmamasına karşın, diğerinde fiyat sürprizleri meydana gelmektedir. Çizelge 1’deki diğer bir ayırım ise, politika yapıcılarının davranışına ilişkindir. Eğer, politika yapıcıları belli kural ve ilkelere bağlı kalacak şekilde davranırsa sistematik durum söz konusu olmaktadır; aksi durumda ise, yani belli kural ve ilkelere bağlı olmasına rağmen bunlardan sapacak şekilde davranırsa sistematik olmayan davranış biçimi söz konusu olmaktadır.

Çizelge 1: Para Politikasının Reel Etkilerinin Analizi

		Politika Yapıcıları	
		Sistematik Olan	Sistematik Olmayan
Kamu	Öngörülen	Para otoritesi belli ilke ve kurallara göre davranmaktadır. Dolayısıyla, iktisadi aktörler uygulanması olası para politikasına ilişkin tam bilgiye sahiptirler ve para otoritesinin politika tepki fonksiyonunu bilmektedirler.	Para otoritesi belli ilke ve kurallara bağlı olan politikadan vazgeçmektedir. Bunun yerine, sıradışı ve güvenilir bir politikayı geçici olarak uygulayacağını ilan etmektedir. İktisadi aktörler açısından sürpriz bir durum meydana gelmemektedir.
	Öngörülmeyen	Para otoritesinin belli ilkelere göre davranmasına rağmen, politika tepki fonksiyonunda sürpriz bir değişme meydana gelmektedir. Bu beklenmedik değişme karşısında, iktisadi aktörler tam bilgiye sahip olmadıkları için, öngöründe hata yapmaktadırlar.	Para otoritesi belli ilke ve kurallara bağlanmadan davrandığı gibi, uygulayacağı politikanın güvenilirliği de söz konusu olmamaktadır. Dolayısıyla, politika tepki fonksiyonu, iktisadi aktörler açısından bütünüyle rassal duruma gelmekte ve öngörülmemektedir.

KAYNAK: Hoover ve Jorda (2001)’den uyarlanmıştır.

Bu çerçevede çalışmada, Ocak 1988-Aralık 2003 dönemi verileri kullanılarak, vektör otoregresif (vector autoregressive, VAR) yöntemi yardımıyla, para politikasının reel çıktı düzeyi üzerindeki etkisi Türkiye ekonomisi için araştırılacaktır. Çalışmanın bundan sonraki kısmı dört temel bölüme ayrılmıştır. İkinci bölümde, yöntem anlatılacaktır; üçüncü bölümde, veriler ve ön testlerin yer aldığı uygulama kısmı yer alacaktır; dördüncü bölümde görgül sonuçlar tartışılacaktır; son bölümde ise genel bir değerlendirme yer alacaktır.

## I. YÖNTEM

Çalışmada, para politikasının etkilerini ölçmek için kullanılacak model Cochrane (1998) tarafından geliştirilen VAR temelli modeldir. Cochrane, modelinin ilk temel denklemini şu biçimde tanımlamaktadır:

$$y_t = a^*(L)[\lambda m_t + (1 - \lambda)(m_t - E_{t-1}m_t)] + b^*(L)\delta. \quad (1)$$

Burada;  $y_t$ , çıktıyı;  $m_t$ , parasal büyümeyi;  $E_{t-1}m_t$ , öngörülen parayı;  $m_t - E_{t-1}m_t$ , öngörülmeven parayı;  $a^*(L)$  ve  $b^*(L)$  yapısal gecikme polinomlarını;  $\lambda$ , uyarılma parametresini ( $0 < \lambda < 1$ );  $b^*(L)\delta_t$ , parasal olmayan faktörlerin çıktı üzerindeki etkisini temsil eden parametreyi ifade etmektedir. Bu modelde,  $\lambda \rightarrow 0$  olduğunda yalnız öngörülmeven para söz konusu olmakta;  $\lambda \rightarrow 1$  olduğunda ise, öngörülen ve öngörülmeven para arasında bir farklılık meydana gelmemektedir. Cochrane, modelin temel denklemini tanımladıktan sonra, VAR sisteminde para ile çıktının birleşik hareketli ortalama temsilini elde etmektedir:

$$\begin{bmatrix} m_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{mm}(L) & c_{my}(L) \\ c_{ym}(L) & c_{yy}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{mt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}, \quad E \left( \begin{bmatrix} \varepsilon_{mt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{mt} & \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \right) = I. \quad (2)$$

Burada;  $y$  ve  $m$ , çıktının ve bir parasal toplamın trendden arındırılmış logaritmalarını temsil ettikleri için olası zaman trendleri ve sabitler ihmal edilmektedir.  $c_{mm}$ ,  $c_{my}$ ,  $c_{ym}$  ve  $c_{yy}$  ise, etki-tepki fonksiyonlarının katsayılarını temsil etmektedir. Parasal şokların etkilerini ölçebilmek için, temel denklemdeki  $a^*(L)$ 'yi belirlemek gerekmektedir. Bunun için, Denklem (2)'den elde edilen  $y_t$  ve  $m_t$ 'nin hareketli ortalama temsilleri (moving average representations), Denklem (1)'de yerine konmasıyla elde edilen denklem,  $\varepsilon_{mt}$ 'nin katsayıları için yeniden yazılırsa, para politikasının etkilerini gösteren denklem elde edilmektedir.

$$c_{ym}(L) = a^*(L)[\lambda c_{mm}(L) + (1 - \lambda)c_{mm}(0)] \quad (3)$$

Burada;  $\{c_{ym,j}\}$  ve  $\{c_{mm,j}\}$ 'den  $\{a_j^*\}$ 'yi bulmak için, Denklem (3)'de,  $L$ 'nin güçleri eşitlendiğinde aşağıdaki eşitlik elde edilir.

$$a_0^* = \frac{c_{ym,0}}{c_{mm,0}}; \quad a_j^* = \frac{c_{ym,j} - \lambda \sum_{k=0}^{j-1} a_k^* c_{mm,j-k}}{c_{mm,0}} \quad j > 0. \quad (4)$$

Modelde; öngörülen ve öngörülmeven para politikasının etkileri ayrıştırılarak incelenirse, ortaya şöyle bir durum çıkmaktadır:  $\lambda = 0$  olduğunda, öngörülmeven para politikasının etkileri ölçülür. Buna göre, Denklem (3),  $a^*(L)$  için yeniden yazılırsa;

$$a^*(L) = \frac{c_{ym}(L)}{c_{mm}(0)} \quad (5)$$

Eğer, öngörülen ve öngörülmeven para politikası arasında hiçbir ayırım yoksa,  $\lambda=1$  olmakta ve burada, parasal şoktan çok, bir birimlik parasal etkiye, çıktının verdiği dinamik tepki ölçülmektedir. Denklem (3), bu durum için yeniden yazılırsa,

$$a^*(L) = \frac{c_{ym}(L)}{c_{mm}(L)} \quad (6)$$

Denklem (4), (5) ve (6), Cochrane (1998) modelinde para politikasının etkilerini ölçmek için elde edilen temel denklemlerdir.

## II. UYGULAMA

### A. VERİLER

Para politikasının reel etkilerini açıklamak amacıyla bu çalışmada, toplam altı değişkene ait zaman serisi verileri kullanılmıştır. Değişkenlerin seçiminde iktisat yazınında para politikasının reel etkilerini inceleyen bazı çalışmalar referans olarak kabul edilmiştir<sup>3</sup>. Çalışmada kullanılan zaman serileri Ocak 1988-Aralık 2004 dönemlerini kapsayan aylık serilerden oluşmaktadır. Faiz değişkeni Devlet Planlama Teşkilatı Temel Ekonomik Göstergeler'den, diğer değişkenler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (<http://www.tcmb.gov.tr>) temin edilmiştir. Buna göre; parasal toplamın ölçümü olarak M1 ile tanımlanmış para arzı; çıktının ölçümü için sanayi üretim endeksi; maliye politikasının göstergesi olarak nominal hükümet harcaması; para politikası aracı olarak bankalar-arası faiz oranı; fiyatlar genel düzeyi için tüketici fiyat endeksi; nominal döviz kuru için dolar seçilmiştir. Analizlerdeki değişkenler Çizelge 2'de sunulan kısaltmalar ile gösterilmiştir. Ayrıca, Nisan 1994, Aralık 2000, ve Şubat 2001 krizleri için kukla değişkenleri kullanılmıştır. Bütün testler ve tahminler için Econometric Views (*Eviews, version 4.0*) bilgisayar paket programından yararlanılmıştır.

**Çizelge 2: Değişkenler**

<b>M1</b>	Para arzı (milyar TL)
<b>IPI</b>	Sanayi üretim endeksi (1987=100)
<b>GOV</b>	Nominal hükümet harcaması (milyar TL)
<b>OVERNG</b>	Bankalar-arası faiz oranı (günlük ortalama değerler)
<b>CPI</b>	Tüketici fiyat endeksi (DİE, 1987=100)
<b>EXR</b>	Nominal döviz kuru (TL/\$ için alış ve satış kurlarının ortalaması)

<sup>3</sup> Bu konuda ayrıntılı bilgi için bakınız (Barro, 1978; Barro, 1977; Attfield vd., 1981; Canarella ve Pollard, 1989; Abaan, 1987; Marshdeh, 1993; Mohabbat ve Al-Saji, 1991; Yamak ve Küçükale, 1998; Chu ve Ratti, 1997).

Değişkenlerin hangi sırada analizde yer alacağı konusunda Cochrane'nin (1994, 1998) para arzındaki değişmelerin etkilerini ölçmek için kullandığı sıralama temel alınmaktadır. Bu sıralamada para otonom olarak kabul edilmekte ve para arzında meydana gelen artışlar gecikmeli olarak diğer değişkenleri etkilediği varsayılmaktadır. Buna göre değişkenlerin sırası: M1, OVERNG, GOV, IPI, CPI, EXR. Modele EXR (döviz kuru) tarafımızdan eklenmiştir<sup>4</sup>. Çünkü, TCMB ulusal paranın iç ve dış istikrarını hedef olarak önemseydiği için, döviz kuru önemli bir para politikası değişkeni olarak görülmektedir.

## B. ÖN TESTLER

VAR yönteminde analizin yapılabilmesi için, sözü edilen zaman serilerine ilişkin bazı işlem ve testlerin yapılması gerekmektedir. Bunun için ilk aşamada, faiz değişkeni (OVERNG) hariç, bütün zaman serileri logaritmik biçime dönüştürülmüştür. Bu işlemle bütün değişkenler aynı düzeye getirilmiştir. İkinci aşamada mevsimsel etkilere sahip olduğu anlaşılan sanayi üretim endeksi (IPI) ve nominal hükümet harcaması (GOV) X11 prosedürü kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır. Üçüncü aşamada ise zaman serilerinin durağan olup olmadığını belirlemek için birim kök testi uygulanmıştır. Birim kök testi sonucunda durağan olmadığı anlaşılan zaman serilerinin farkı alınmıştır. Buna göre, değişkenlerin hesaplanan "ADF Birim Kök Testi" sonuçları Çizelge 3'de sunulmuştur

Değişkenler<sup>5</sup>, önce düzey değerleriyle sonra birinci farkları alındıktan sonraki düzeyleriyle test edilmiştir. Değişkenlerin optimum gecikmeli dönem sayısı Akaike Bilgi Kriteri'ne (Akaike Information Criterion: AIC) göre maksimum 12. dönemden başlanarak belirlenmiştir

Uygulanan ADF Birim Kök Testi sonuçlarına göre; faiz değişkeni I(0), diğer değişkenler ise I(1) olarak bulunmuştur. Bu durumda faiz değişkeni dışındaki değişkenleri durağan hale getirmek için birinci derecen farkları alınmıştır. Bu işlem sonucunda sözü edilen değişkenler durağan hale gelmiştir. Buna göre VAR analizinde faiz değişkeni düzey değeriyle, diğer değişkenler birinci farkı alınmış değerleriyle yer alacaktır.

---

<sup>4</sup> Enders'a (1995: 309) göre, sıralamanın önemi hata terimleri arasındaki korelasyon katsayısının önemine bağlıdır. O zaman, farklı sıralamalarda tahmin edilen modelin hata terimleri arasındaki korelasyon katsayılarında bir farklılık meydana gelmiyorsa, sıralamanın farklılaşması önemli olmamaktadır. Bunun yanısıra, sıralamanın ters çevrilerek elde edilen etki-tepki fonksiyonlarının karşılaştırılmasıyla da, sıralama farklılaştırmasının önemli olup olmadığı araştırılabilir. Eğer, farklı sıralamalardan elde edilen etki-tepki fonksiyonları arasında tamamen bir farklılık meydana geliyorsa, sıralama önemli hale gelmektedir ve sıralama için ilave bir araştırma gerekli olmaktadır. Bu çalışmada sıralamanın önemini test etmek için temel alınan Cochrane'nin sıralaması, söz konusu edilen iki yöntemle araştırıldı. Buna göre, hem hata terimleri arasındaki korelasyon katsayılarının değişmediği; hem de etki-tepki fonksiyonlarında ihmal edilebilir değişikliklerin olduğu görülmüştür.

<sup>5</sup> Değişkenlerin ham ve birinci farkları alındıktan sonraki değerleri sırası ile Ek 1 ve Ek 2'de şekil olarak sunulmaktadır.

Çizelge 3: ADF Birim Kök Testi

(Düzye Deęerler)				
Deęiřkenler	Test Bięimi	ADF Deęerleri	MacKinnon Kritik Deęerler (%1)	Optimal Gecikme Sayısı
MIL	sabit terim+trend (s+t)	-1,028677	-4,0119	12
OVERNG	(s)	-3,568731	-3,4676	10
GOVLSA	(s+t)	-0,141637	-4,0111	9
IPILSA	(s+t)	-3,282180	-4,0119	12
CPIL	(s+t)	-0,053018	-4,0119	12
EXRL	(s+t)	-0,553493	-4,0091	1
(Birinci Farklar)				
Deęiřkenler	Test Bięimi	ADF Deęerleri	MacKinnon Kritik Deęerler(%1)	Optimal Gecikme Sayısı
MILD	sabit terim+trend (s+t)	-5,095294	-4,0114	9
GOVLSAD	(s+t)	-5,661198	-4,0111	8
IPILSAD	(s+t)	-4,240975	-4,0122	12
CPILD	(s+t)	-9,333057	-4,0117	10
EXRLD	(s+t)	-7,510785	-4,0093	1

Bir VAR modeli tahmin edilmeden önce yapılması gerekli dięer bir test uygun bir gecikme sayısının belirlenmesidir. Yazında gecikme sayısını belirlemede çok sayıda bilgi kriterleri kullanılmaktadır. Bunlar arasında otokorelasyon testi, Akaike bilgi kriteri, Schwarz bilgi kriteri (Schwarz information criterion: SC) ve Son Tahmin Hatası kriteri (Final prediction error: FPE) en sık kullanılanlar arasında yer almaktadır (Johansen, 1995; Enders, 1995). Bu çalışmada gecikme derecesi belirlenirken AIC bilgi kriteri ve FPE kriterinin yanısıra otokorelasyon testinden de yararlanılmıştır. Buna göre, optimal gecikme sayısı Çizelge 4’de verilen AIC ve FPE’nin minimum deęerine göre beř gecikmeli olarak belirlenmiş ve bunun, Çizelge 5’de sunulan otokorelasyon testinin beř gecikmeli modeliyle de desteklendięi görülmüřtür. Böylece, çalışmada tahmin edilen VAR modelinin gecikme derecesi beř olarak alınmıştır.

Çizelge 4: Gecikme Sayısı Testi

Bilgi Kriterleri	Gecikme Sayısı						
	1	2	3	4	5	6	7
AIC	-6.638561	-6.665381	-6.671815	-6.790938	-7.002292*	-6.864392	-6.689445
FPE	5.28E-11	5.15E-11	5.14E-11	4.60E-11	3.77E-11*	4.39E-11	5.35E-11

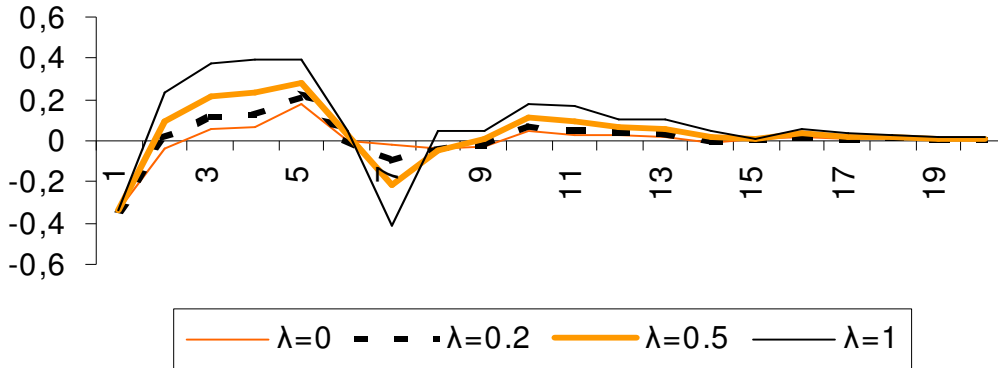
Çizelge 5: Otokorelasyon Testi

Lags	3.gecikmeli		4.gecikmeli		5.gecikmeli*	
	LM-Stat	Prob	LM-Stat	Prob.	LM-Stat	Prob
1	64.16748	0.0027	66.66934	0.0014	42.90867	0.1991
2	72.83938	0.0003	54.90284	0.0227	26.81792	0.8666
3	78.34479	0.0001	50.39495	0.0561	38.27554	0.3666
4	70.63764	0.0005	56.46958	0.0162	44.43595	0.1579
5	63.67444	0.0030	53.39111	0.0311	22.18344	0.9656
6	37.89714	0.3828	41.39355	0.2469	31.90706	0.6637
7	31.29288	0.6920	36.36034	0.4519	23.83407	0.9402
8	37.87449	0.3838	31.61641	0.6771	34.77342	0.5268
9	33.13621	0.6055	41.00140	0.2605	43.84622	0.1730
10	43.12069	0.1930	37.59186	0.3962	32.52728	0.6345
11	38.25159	0.3676	42.24554	0.2192	41.12783	0.2560

### III. GÖRGÜL (AMPİRİK) SONUÇLAR

Altı değişkenli VAR<sup>6</sup> modelinden elde edilen sonuçlara, Cochrane (1998) yönteminin uygulanmasıyla, para politikasının reel çıktı üzerindeki öngörülme etkileri  $\lambda$  parametresine modeldeki gibi dört farklı değer verilerek test edilmiştir. Buna göre, öngörülme para politikasının reel etkileri birikimli olarak Şekil 1'de sunulmaktadır. İlk bakışta  $\lambda=0$  değeriyle elde edilen para politikasının etkisi, diğer  $\lambda$  değerleriyle elde edilen para politikasının etkisine göre, daha küçük olduğu görülmektedir.  $\lambda$  parametresinin aldığı değerler büyüdükçe para politikasının etkisi de artmaktadır.

Şekil 1: Öngörülme Para Politikasının Reel Çıktı Üzerindeki Birikimli Etkileri



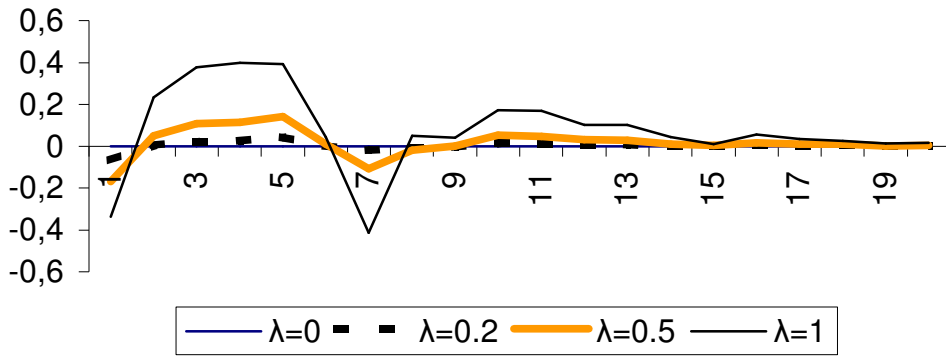
<sup>6</sup> VAR'dan elde edilen etki-tepki fonksiyonları Ek-3a ve Ek 3b'de sunulmaktadır.



Özellikle  $\lambda=1$  olduğu durumda bu etki çok daha büyük bir şekilde ortaya çıkmaktadır. Beşinci dönemde en yüksek değerlerine ulaşan  $\lambda$  değerleri bu dönemden sonra hızlı bir düşüş göstererek yedinci dönemde en küçük değerlerine varmaktadır. Sekizinci dönemden sonra tekrar artışa geçen  $\lambda$  değerlerinin reel çıktı üzerindeki etkileri  $\lambda=0$ ,  $\lambda=0.2$  ve  $\lambda=0.5$  değerlerinde ondördüncü dönemden itibaren,  $\lambda=1$  değerinde ise onyedinci dönemden itibaren sifıra yaklaşmakta ve yatay düzleme paralel bir görünüm alarak önemsiz hale gelmektedir.

Öngörülen para politikasının reel etkilerinin sunulduğu Şekil 2’de ise, ilk dikkati çeken özellik  $\lambda=0$  eğrisiyle elde edilen para politikası etkisinin sıfır olmasıdır. Diğer bir özellik  $\lambda=0.2$  ve  $\lambda=0.5$  değerlerinin reel çıktıyı etkileme gücünün, Şekil 1’de sunulan öngörülme para politikasının etkisine göre, azalmış olmasıdır. Şekil 2’de başlangıç döneminde,  $\lambda=0$  değeri dışında, bütün  $\lambda$  değerleriyle elde edilen şokların birinci dönemden itibaren pozitif bir değere yükseldikleri görülmekte ve beşinci ve altıncı dönem arasında ise en büyük değerlerine varmaktadır. Altıncı dönemden sonra  $\lambda$  değerleri hızlı bir düşüş trendine girmektedir. Yedinci dönemde,  $\lambda=0.2$  değeriyle elde edilen para politikasının reel çıktıyı etkilemesi bütünüyle önemsizleşmektedir.  $\lambda=1$  değeriyle elde edilen para politikasının öngörülen etkisi onyedinci dönemden itibaren  $\lambda=0.5$ ’in etkisi ise ondördüncü dönemden sonra tamamen bitmektedir.

Şekil 2: Öngörülen Para Politikasının Reel Çıktı Üzerindeki Birikimli Etkileri



Türkiye ekonomisi için,  $\lambda$ 'nın veri olarak kabul edilen dört farklı değerine göre (0, 0.2, 0.5, 1) para politikasının reel çıktı üzerindeki etkileri modeldeki gibi öngörülme ve öngörülen ayırımına gidilerek test edilmiştir. Buna göre, para politikasının etkisi  $\lambda$ 'nın aldığı değerlere göre değişmiştir.  $\lambda$ 'nın aldığı değer ne kadar büyük olmuşsa, para politikasının etkisi de o kadar artmıştır. Bu sonuç hem öngörülen para politikasının etkisi için, hem de öngörülme para politikasının etkisi için değişmemiştir. Her iki durumda reel çıktı, bütün  $\lambda$  değerleri için, en yüksek değerine beşinci dönemle altıncı dönem arasında varmıştır. Bu dönemde

$\lambda=1$  durumu söz konusu olduğunda öngörülmeyen para politikasının reel çıktıyı yaklaşık olarak % 4 oranında arttırmıştır. Bu sonuç öngörülen durum için de değişmemiştir. Diğer  $\lambda$  değerlerinin,  $\lambda=1$  değerine göre, reel çıktıyı etkileme gücü daha zayıf kalmıştır. Çalışma, öngörülmeyen para politikasının etkileri bakımından Cochrane'nin (1998) sonuçlarından biraz farklılaşırken Hoover ve Jorda'nın (2001) sonuçlarıyla benzerlik içindedir. Öngörülen etkiler açısından ise, sözü edilen her iki çalışmayla da uyumludur.

## SONUÇ

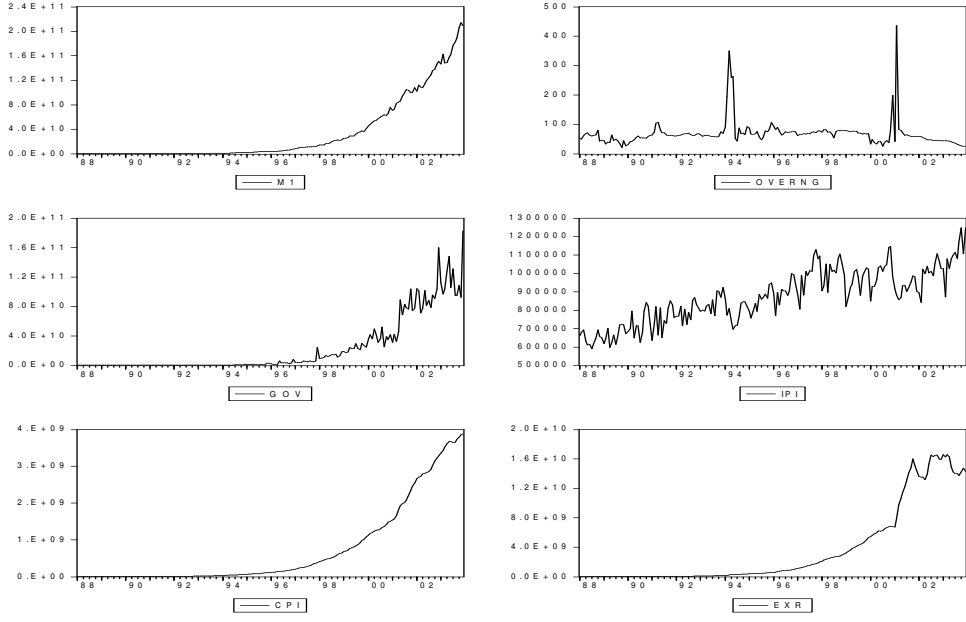
Türkiye ekonomisinde para politikasının reel çıktı üzerindeki etkileri, ister öngörülmeyen, ister öngörülen duruma göre test edilsin, her iki durumda da reel etkiler ortaya çıkmaktadır. Bu sonuç, para politikasının reel etkiler doğuracağı önermesini savunan Keynesgel geleneğin lehine bir kanıt olarak yorumlanabilmekte iken; para politikasının reel çıktı açısından yansız olduğunu dile getiren Klasik geleneğin ise destek bulmadığını ifade etmektedir. Çalışmada öngörülmeyen para politikasının reel etkilerinin olması Rasyonel Beklentiler Yaklaşımı'nın lehine, yani Lucas-Barro geleneğinin lehine bir kanıt olmasına rağmen, öngörülen para politikasının da reel etkilerinin olması söz konusu yaklaşımın desteklenemeyeceğini ortaya çıkarmaktadır. Çünkü çalışmada her iki durumunda da para politikasının reel etkilerinin olduğu görülmüştür.

## KAYNAKÇA

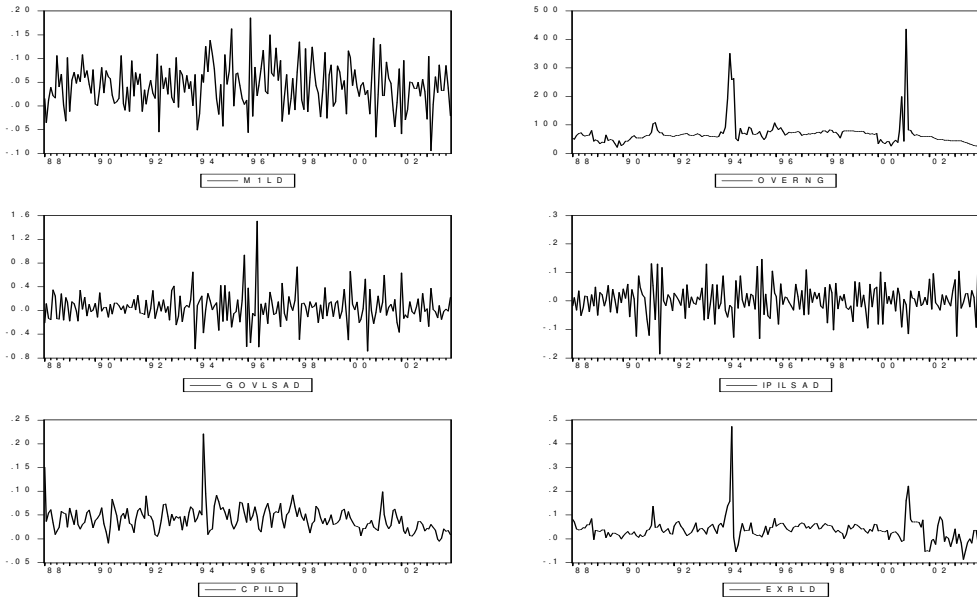
- ATTFIELD, C. L. F. vd. (1981), "A Quarterly Model of Unanticipated Monetary Growth, Output and The Price Level In The U.K. 1963-1978", *Journal of Monetary Economics*, 8, 331-50.
- BAGLIANO, F. C. ve C. A. FAVERO (1998), "Measuring Monetary Policy With VAR Models: An Evaluation", *European Economic Review*, 42, 1069-112.
- BARRO, R. J. (1976), "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 2, 1-32.
- BARRO, R. J. (1977), "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States", *The American Economic Review*, 67 (2), pp. 101-15.
- BARRO, R. J. (1978), "Unanticipated Money, Output, and The Price Level In The United States" *Journal of Political Economy*, 86 (41), 549-80.
- BLEJER, M. I. ve R. B. FERNANDEZ (1980), "The Effect of Unanticipated Money Growth on Prices and on Output and Its Composition in A Fixed- Exchange-Rate Open Economy", *Canadian Journal of Economics*, 13, 82-95.
- CANARELLA G. ve S. K. POLLARD (1989), "Unanticipated Monetary Growth, Output, And The Price Level In Latin America", *Journal of Development Economics*, 30, 345-58.
- CHAREZMA, W. W. ve D. F. DEADMAN (1993), *New Directions in Econometric Practic*, USA: Edward Elgar.
- CHU, J. ve A. R. RONALD (1997), "Effects of Unanticipated Monetary Policy on Aggregate Japanese Output: The Role of Positive and Negative Shocks", *Canadian Journal of Economics*, 3, 722-41.
- COCHRANE, J. H. (1998), "What Do the VARs Mean? Measuring the Output Effects of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 41, 277-300.
- COCHRANE, J. H. (1994), "Shocks", NBER Working Paper Series, [www.nber.org/papers/w4698](http://www.nber.org/papers/w4698): 1-58.
- DAVIDSON, R. ve J. G. MACKINNON (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, London: Oxford University Press.
- ENDERS, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons.

- GUJARATI, D. N. (1995), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, 3 Baskı.
- HOOVER, K. D. ve O. JORDA, (2001), "Measuring Systematic Monetary Policy", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, July/August, 113-137.
- JOHANSEN, S. (1995), *Likelihood Based Inference in Cointegrating Vector Autoregressive Models*, NewYork: Oxford University Press.
- KRETZMER, P. E. (1989), "The Cross-Industry Effects of Unanticipated Money In An Equilibrium Business Cycle Model", *Journal of Monetary Economics*, 23, 275-96.
- LUCAS, R. E. (1972), "Expectations and Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4 (2), 103-24.
- LUCAS, R. E. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, 63 (3), 326-34.
- LUCAS, R. E. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Journal of Monetary Economics*, 1(2), 19-46.
- LUCAS, R. E. (1980), "Methods and Problems in Business Cycle Theory", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 12, 696-715.
- MARASHDEH, O. (1993), "Anticipated and Unanticipated Money: A Case Study of Malaysia", *Applied Economics*, 25, 919-25.
- MERRICK, J. (1983), "Financial Market Efficiency, the Decomposition of Anticipated Versus Unanticipated Money Growth, and Further Tests of the Relation Between Money and Real Output", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 15, 222-32.
- MOHABBAT, K. ve A. K., Al-Saji (1991), "The Effects on Output of Anticipated and Unanticipated Money Growth: A Case Study of An Oil-Producing Country", *Applied Economics*, 23, 1493-97.
- SHEEHY, E. J. (1984), "The Neutrality of Money In the Short Run: Some Tests", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 16, 237-41.
- SIMS, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48, 1-49.
- SMALL, D. H. (1979), Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States: Comment, *American Economic Review*, 69, 996-1003.
- WOGİN, G. (1980), "Unemployment and Monetary Policy Under Rational Expectations", *Journal Of Monetary Economics*, 6, 59-68.

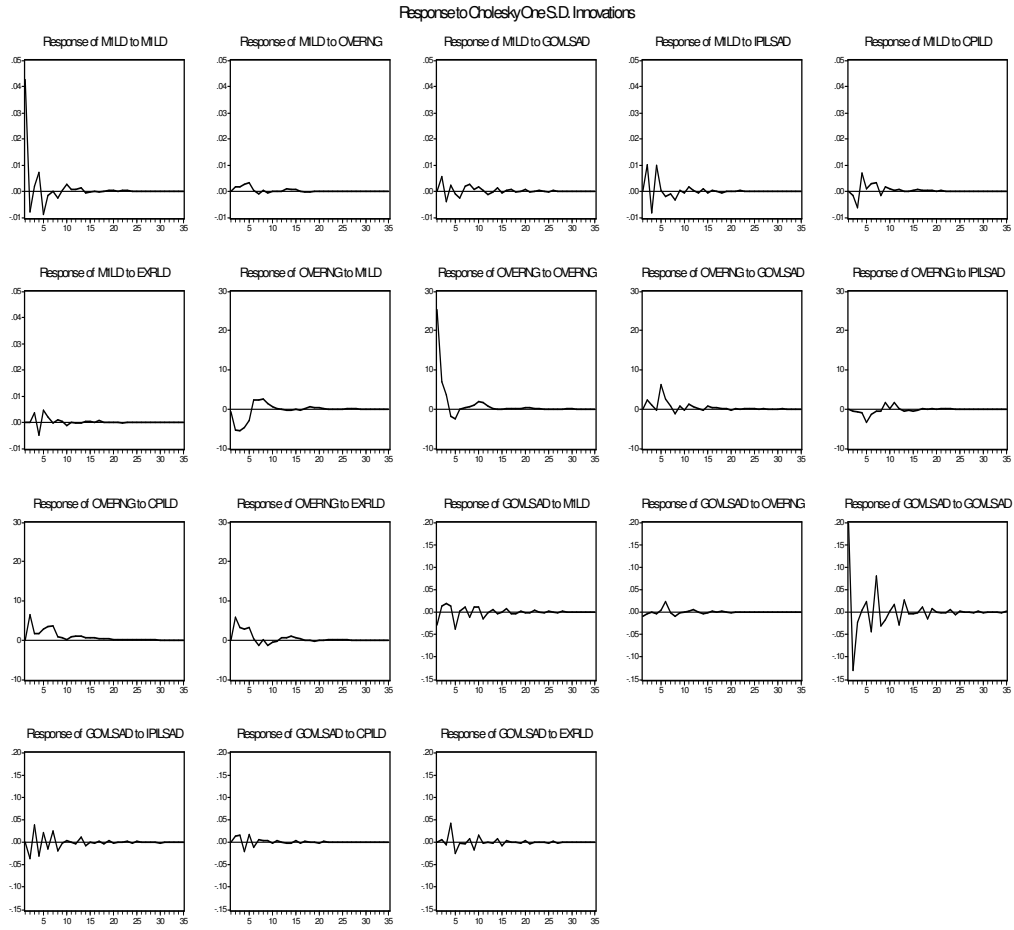
### Ek 1: Ham Zaman Serileri



### Ek 2: Durağanlaştırılmış Zaman Serileri



**Ek 3a: Etki-Tepki Fonksiyonları**



Ek 3b: Etki Tepki Fonksiyonları

