

PARA POLİTİKASININ FİYAT BİLEŞENLERİ ÜZERİNE ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ: 1988-2009

Yeliz YALÇIN*

Ferhan ÇEVİK**

Öz:

Bu çalışmada, TCMB para politikasının fiyat bileşenleri üzerine etkisi işaret kısıtlamasının kullanıldığı yapısal vektör otoregresif yöntemi ile araştırılmıştır. Uhlig (2005) ve Mountford (2005) tarafından geliştirilen bu yöntemde, şoklar, etki tepkiler üzerine yapılan işaret kısıtlaması ile belirlenmektedir. Çalışmada, doğrudan değişkenler üzerinden bir kısıtlamaya gerek duymayan bu yöntem kullanılmış ve gevşek para politikası varsayımı altında şokun fiyatları artırmadığı ve döviz kurunu düşürmediği şeklindeki işaret kısıtları ile para politikası şoku belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla, fiyatlar genel seviyesinin alt kalemleri olarak gıda, giyim, ev eşyası, sağlık, ulaşım, kültür ve konut ile ilgili harcamalar endeksi alınmıştır. Bununla birlikte sanayi üretim endeksi, parasal büyüklük olarak para arzı M1, döviz kuru olarak ABD doları satış, faiz oranı olarak bankalar arası gecelik faiz oranları kontrol amaçlı analize dahil edilmiştir. 1988:01–2009:01 veri aralığı kullanılarak elde edilen sonuçlara göre para politikasındaki gevşeme gıda fiyatlarını kalıcı bir şekilde artırmaktadır. Aynı etki giyim, ulaşım kalemlerinde de görülmesine karşın bu etki ilk birkaç dönemde istatistiksel olarak anlamlı olması dışında diğer dönemlerde anlamsızdır. Ev eşyası, sağlık ve konut kalemlerinde ise etki bazen pozitif bazen negatif görünse de bu etkiler istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır.

Anahtar Kelimeler: Para politikası etkisi, fiyat bileşenleri, işaret kısıtlaması, yapısal VAR

* Yrd. Doç. Dr, Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, yyeliz@gazi.edu.tr

** Yrd. Doç. Dr, Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, ferhan@gazi.edu.tr

**THE EFFECTS OF MONETARY POLICY ON PRICE COMPONENTS:
TURKEY CASE: 1988-2009**

Abstract:

The effects of changes in monetary policies remain always an important topic in macroeconomics literature. In the existing literature, there is no theoretical as well as empirical consensus regarding the effects of monetary policies. Most of these studies look at the effect of monetary policy changes to inflation, total output, exchange rate and general price level (Jang and Ogaki, 2004, Dickinson and Liu, 2007). Moreover, there are several studies investigate the effects of monetary policy on macroeconomic variables in Turkey (see Berument, 2007, Peker, 2007, Berument and Dinçer, 2008, and Telatar and Hasanov, 2006). In these studies, the effects of monetary policy have been investigated by using Vector Autoregressive (VAR) or structural VAR methodology. In order to identify the monetary policy shocks, different identification schemes have been used such as long run restriction, short run restriction, and sign restriction. Moreover, different variables have been used as a measure of monetary policy change. The innovation in money aggregate or interest rate as a measure of monetary policy change is used in Sims (1972, 1980). Christiano and Eichenbaum (1992a) argue that changes in broad aggregates reflect both demand and supply shocks. The interest rate is also considered as an innovation (see Bernanke and Blinder, 1992 and Sims, 1992). However, there seems to be little consensus on what kind of variables should be used as an indicator of monetary policy (Rafiq and Mallick, 2008). Unlike these studies, Uhlig (1994, 2005) identifies shocks by directly restricting the signs of their impulse responses to agree with received opinion on what these signs should be. There are several advantages of this approach. First, by construction, impulse responses of a shock should agree with received opinion on what these signs should be for a period of time. Second, because of identifying monetary policy shocks using impulse responses for several periods following the shock, a wide range of monetary policy shocks can be captured. Third, impulse responses are drawing from the posterior distribution of the reduced form VAR covariance matrix and coefficients, and from the set of structural matrices consistent with the assumed sign restrictions. That is, on the evidence of simulation experiments, it performs well relative to identification methods based on contemporaneous zero restrictions (Mountford, 2005).

In this study, in order to identify the effects of monetary policy shocks, Uhlig's (2005) sign restriction methodology is used. We assume that a loose

monetary shock does not lead to decrease in prices, income and money supply first six quarters following the shock. In addition to the existing literature, in this study, the effects of monetary policy changes on price components are investigated.

Turkey is an interesting example of a small open economy and has been experiencing a high and persistent level of inflation without running into hyperinflation. Moreover, The Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) unlike the some other central banks was involved in an active monetary policy. Therefore, this paper adopts Uhlig's (2005) sign restriction identification methodology to investigate the effects of Turkish monetary policy on price components. Food, clothing, housing furniture expenses, medical health and personal care, transportation, culture and entertainment are used as components of price. Moreover, interbank interest rate as interest rate, industrial production index, M1 as money supply, TL value of US dollar as exchange rate are used. For the monthly data from 1988:01 to 2009:01, this study finds that monetary policy shock affects Turkish price components differently. Monetary loosening introduces a statistically significant increase in the food prices. Also, loose monetary policy has a permanent effect on food but for clothing and transportation components, the effects are transitory. For house furniture, health and housing, the effect is not statistically significant.

Keywords: The effects of monetary policy, price components, sign restriction, structural VAR

GİRİŞ

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) nın birincil amacı fiyat istikrarını korumak ve sürdürmektir. Bu amaç doğrultusunda, TCMB, kendi para politikası araçlarını (kısa vadeli faiz oranları, döviz kuru veya (ve) dar anlamda para arzı) kullanarak, hükümetle ortaklaşa belirlenen fiyat seviyesine ulaşmaya çalışmaktadır. TCMB belirlenen fiyat seviyesine ulaşmaya çalışırken aynı zamanda gerek döviz gerek Türk lirası piyasalarındaki fiyatların, ekonominin genel dengeleri ile uyum içinde gerçekleşmesini gözeterek, kısa dönemde oluşabilecek hızlı fiyat hareketlerinin önüne geçmeye çalışmaktadır. Piyasalardaki istikrar, faiz ve döviz kuru hareketlerinden gözlenebilmektedir. Nihai hedef olarak enflasyon ya da genel fiyat düzeyindeki değişme de para politikası sonuçlarının değerlendirilmesi açısından önemli bir değişkendir. Para politikasının enflasyon, gelir, döviz kuru, faiz oranı gibi makroekonomik değişkenler üzerine etkisini inceleyen literatürde pek çok çalışma mevcuttur. Berument (2007) çalışmasında, para politikası olarak Merkez Bankası faiz oranı ile yerel paradaki değer kaybı arasındaki farkı alarak, para politikasındaki pozitif

bir artışın gelir ve fiyatları artırdığını, yerel parada ise değer kazandırdığını gözlemlemiştir. 1986:05 – 2000:10 dönemi için VAR analizi ile elde ettiği bu bulgularda Berument (2007), para politikasının fiyatlar ve döviz kuruna olan etkisini kalıcı bulurken, gelire olan etkisini geçici bulmuştur. Peker (2007), Türkiye ekonomisi için para politikasının reel etkilerini 1988:01- 2003:12 dönemi verileriyle incelemiştir. VAR modelini temel alan Cochrane (1998) yöntemini kullanarak elde ettiği bulgulara göre hem öngörülme hem de öngörülen para politikasının reel etkileri olduğu gözlemiştir. Sıkı para politikasının etkilerini 1986:05- 2000:10 dönemi için VAR analizini kullanarak inceleyen Berument ve Dinçer (2008), çıktı üzerinde geçici fakat fiyatlar üzerinde kalıcı etki bulmuşlardır. Bahsedilen çalışmalarla birlikte literatürde bulunan çalışmaların çoğunda para politikası etkileri VAR analizi ile incelenmiştir. Bunlardan farklı olarak Telatar ve Hasanov (2006) çalışması, para şokunun çıktı ve fiyatlar üzerine asimetric etkisini STAR modeli ile incelemiştir. Elde ettikleri sonuçlarla negatif şokun pozitif şoka göre çıktı üzerinde daha büyük fiyatlar üzerinde daha küçük bir etkisinin olduğu gözlemlemiştir.

Para politikası şokları üzerine yapılan çalışmalarda, değişkenlerin para politikası şokuna verdiği tepkilerin ya eşzamanlı ya da uzun dönemde sıfır olduğu varsayımı yapılmaktadır. Bu varsayımın yapılmasındaki sakınca, para politikası şoku üzerinde eşzamanlı ya da uzun dönemli kısıtlamanın ekonomik olarak açıklanmamasıdır. Parasal ve makroekonomik değişkenlerdeki değişimin büyük bir kısmı sadece parasal şoklardan değil aynı zamanda yapısal makroekonomik şoklardan da kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla, para politikasının etkilerini araştırırken parasal şokların tanımlanması gerekmektedir. Literatürde para politikası şoklarının tanımlanmasında kullanılan farklı birçok yöntem mevcuttur.

- Uzun dönem iktisat teorisi kısıtları
- Kısa dönem iktisat teorisi kısıtları
- İşaret kısıtı

Bunlar arasında, işaret kısıtlamasında temel düşünce etki tepkilerin işaretlerinin nasıl olacağını söyleyen önsel bilginin kullanılmasıdır. Çalışmada, Uhlig (2005) ve Mountford (2005)'un işaret kısıtı altında yapısal VAR modeli (SVAR) kullanılacaktır. Uhlig (2005) yaklaşımında iktisat teorisi kullanılarak sistemdeki bazı değişkenlerin şoka olan tepkilerinin işareti belirlenerek, verilen zaman dönemi için bu olası durumu sağlayacak ağırlıkların ne olacağına karar verilir. Böylece etki üzerine getirilen kısıtlama ve tepkilerin uygunluğunun sınanmasıyla şok belirlenmiş olur. Uhlig (2005) işaret kısıtlı ile SVAR yöntemi standart VAR yöntemine göre birçok avantaja sahiptir. Standart VARda değişkenlere eş zamanlı veya uzun dönemli sıfır kısıtlaması getirilmektedir. İşaret kısıtlamasında ise değişkenler üzerinde herhangi bir sıfır kısıtlaması yoktur ve kısıtlama etki vektörü üzerine yapılmaktadır. Böylece varyans-

kovaryans matrisinde hangi Cholesky ayrıştırmanın kullanılacağı başka bir ifadeyle değişken sıralamasına gerek duyulmamaktadır. Ayrıca kısıtlama ortogonal bir matris üzerinde yapıldığından indirgenmiş VAR modelinin şokları yapısal şok bilgilerine sahip olmaktadır. Bir diğer avantajı, VAR yönteminde iktisat teorisi değişkenleri sıralamada kullanılırken işaret kısıtında sadece işaretlerin ne olması gerektiği noktasında kullanılmaktadır. Böylece dışsallık problemiyle de karşılaşmamaktadır.

Literatürde para politikası etkilerinin incelendiği çalışmalara bakıldığında metod benzerliği yanında kullanılan değişkenlerin de benzer olduğu görülmektedir. Genellikle çalışmalarda para politikasının fiyatlar genel seviyesi üzerine etkisi incelenmiştir. Fakat para politikasındaki beklenmedik değişim, fiyatlar genel seviyesini oluşturan fiyat alt kalemlerini aynı şekilde etkilemeyebilmektedir. Bu çalışmanın amacı, TCMB'nin para politikasının bu fiyat genel seviyesinin alt kalemlerini nasıl etkilediğini Uhlig (2005) işaret kısıtlaması altında SVAR analizi ile incelemektir. Şayet, farklı fiyat gruplarındaki fiyat seviyeleri, para politikasından farklı etkileniyorsa, bu durum fiyat genel seviyesi içindeki grupların göreceli fiyatlarını da etkileyecektir. Bu ise fiyatları, mal ve hizmetlere ait görece kıtlığını gösteren bir gösterge olmaktan çıkarıp, görece fiyat seviyesinde bir belirsizlik yaratacaktır. Bu ise kaynakların etkin dağılımında bazı sorunlar yaratacak ve uzun dönemde yatırımların düşmesinden dolayı para politikası oynaklığının fazla olduğu yerlerde geliri düşüren bir faktör olacaktır.

Bu çerçevede çalışmada, 1988:01–2009:01 dönemine ait verileri kullanarak Uhlig (2005) işaret kısıtlaması altında SVAR analizi yardımıyla para politikasının fiyatlar genel seviyesini oluşturan fiyat alt kalemleri üzerine etkisi Türkiye Ekonomisi için araştırılacaktır. Çalışmanın bundan sonraki kısmı 3 bölümden oluşmaktadır. 1. bölümde metodoloji anlatılacak, 2. bölümde ampirik bulgular olan para politikasının fiyat bileşenleri üzerine etkileri tartışılacaktır ve son bölümde genel bir değerlendirme yer alacaktır.

D) İŞARET KISITLAMASI İLE YAPISAL VAR

İşaret kısıtlamasında temel düşünce etki tepkilerin işaretlerinin nasıl olacağını söyleyen ekonomik teorinin önsel bilgi olarak kullanılmasıdır. İşaret kısıtlaması literatürde üç yolla yapılmaktadır.

- i. Karesel programlama yöntemi (Faust, 1998)
- ii. Bayesian yöntem (Uhlig, 2005)
- iii. Kayıp fonksiyonu yöntemi (Uhlig, 2005)

Bu çalışmada işaret kısıtlamasında, Uhlig (2005) tarafından geliştirilen kayıp fonksiyonu kullanılarak elde edilen metodoloji kullanılacaktır. Methodun

anlaşılmasında ilk olarak yapısal VAR'm bir adım ileri öngörü hataları ile yapısal şoklar arasındaki ilişkiyi tanımlamak gerekecektir.

m-tane değişken içeren VAR modeli

$$Y_t = c(t) + B_1 Y_{t-1} + \dots + B_k Y_{t-k} + u_t \quad (1)$$

şeklinindedir. Burada B_j ler $m \times m$ boyutlu katsayı matrisi, $c(t)$ sabit ve olası trendi içeren terim ve u_t , $E[u_t u_t'] = \Sigma$ varyans-kovaryanslı bir dönem ileri öngörü hatasıdır. (1) eşitliğini $B(L)$ geciktirme operatörü kullanarak tekrar yazmak mümkündür.

$$Y_t = c(t) + B(L)Y_t + u_t \quad (2)$$

VAR modelinin parametreleri tahmin edildikten sonra bazı temel şoklar için etki-tepkileri yorumlamak önemlidir. Dolayısıyla yapısal yorumlar yapabilmek için (2) eşitliğindeki u_t nin ekonomik olarak anlamlı şoklar olarak ayrıştırılması gerekmektedir. Dolayısıyla, m tane yapısal şoku birbirinden bağımsız ve varyanslarını bir olacak şekilde normalleştirecek A matrisine ihtiyaç vardır. Başka bir ifadeyle bir dönem ileri öngörü hataları ile yapısal şoklar arasında

$$u_t = Av_t$$

ilişkisi olmalıdır. v_t ler ise $E[v_t v_t'] = I_m$ birim varyans-kovaryans matrisine sahip yapısal şoklardır. VAR tahminlerinde yapılan varsayımlardan biri şokların birbirleriyle ilişkisiz olduğudur ki aksi durumda birbirleri arasında açıklanamayan nedensel ilişkiler ortaya çıkacaktır. Burada A matrisinin j-inci kolonu, j-inci şokun tüm değişkenler üzerindeki hızlı etkisini göstermektedir.

$$\Sigma = E[u_t u_t'] = AE[v_t v_t'] A' = AA' \quad , \quad A = \tilde{A}Q \quad (3)$$

Burada şokun belirlenebilmesi için A tanımlanmasında $m(m-1)/2$ tane kısıtlama yapılmaktadır. Literatürde birçok farklı kısıtlama yöntemi bulunmaktadır. Bunlardan en sık kullanılanı Cholesky ayrıştırmasıdır. Uhlig (2005) metodunda Q ortogonal bir matristir ve dolayısıyla A matrisinin serbestçe dolaşan elemanlarına karar vermek Q ortogonal kümesinde eleman seçimi problemine dönüşmektedir. (3) eşitliğinde A matrisinin a kolonu etki vektörü olup, $AA' = \Sigma$ dır. $\tilde{A}\tilde{A}' = \Sigma$, Σ nın Cholesky ayrıştırması olmak üzere a etki vektörüdür.

$$a = \tilde{A}\alpha \quad (4)$$

Burada α , m boyutlu birim uzunluktur ve Q 'nun bir kolonudur. Çalışmada, para politikası tepki vektörü olarak a tepki vektörü fiyatların, gelirin ve para arzının negatif olmadığı etki tepkiler* olarak tanımlanmıştır. Ayrıca, ekonominin para

* Kısıtlar kümülatif etki tepki yerine direk olarak etki tepkilere koyulduğundan, etki tepkiler düzeyde VAR sisteminden elde edilmektedir (Sims, Stock ve Watson, 1990 ve Lutkepohl ve Reimers, 1992).

politikası şoklarına olan tepkisi incelenmek istendiğinden önsel olarak kalan diğer $m-1$ tane şokun ekonomiye etkisinin olmadığı varsayılır ve problem α birim vektörünün ne olacağına dönüşür. $r_i(k)$, Σ nın Cholesky ayrıştırmasında i -inci şoka verilen k -dönem cevap olmak üzere, a için $r_a(k)$ etki tepki aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

$$r_a(k) = \sum_{i=1}^m \alpha_i r_i(k) \quad (5)$$

A tepki vektörü verildiğinde veya A matrisi verildiğinde $v_t = A^{-1}u_t$ hesaplanabilmektedir. A matrisi $A = \begin{bmatrix} a & A_2 \end{bmatrix}'$, B matrisi $B = \begin{bmatrix} b & B_2 \end{bmatrix}'$ ve v matrisi $v = \begin{bmatrix} v^{(a)} & V_2 \end{bmatrix}'$ olmak üzere $v = A^{-1}u = \begin{bmatrix} b'u & B_2V_2 \end{bmatrix}$ olacaktır. Böylece a etki tepki vektörü için u 'nun bir kısmı $v^{(a)}a$ ile tanımlanmaktadır.

B katsayılar matrisi, Σ varyans kovaryans matrisi için önsel ve sonsal dağılım Normal-Wishart ailesindedir (Uhlig, 1994). \bar{B} ortalama matrisi, pozitif tanımlı S kovaryans matrisi ve v serbestlik derecesi ile parametrelendirilen dağılım:

$$W_m(S^{-1} / v, v) \quad (6)$$

şekindedir. \bar{B}_0, N_0, S_0 ve v_0 önsel olarak alındığında sonsal \bar{B}_T, N_T, S_T ve v_T aşağıdaki gibidir

$$v_T = T + v_0$$

$$N_T = N_0 + X'X$$

$$\bar{B}_T = N_T^{-1}(N_0\hat{B}_0 + X'X\hat{B})$$

$$S_T = \frac{v_0}{v_T}S_0 + \frac{T}{v_T}\hat{\Sigma} + \frac{1}{v_T}(\hat{B} - \bar{B}_0)'N_0N_T^{-1}X'X(\hat{B} - \bar{B}_0)$$

Şokların tanımlanan işaret kısıtıyla ilişkili olan etki tepkilere sahip birden fazla etki tepki vardır. Dolayısıyla metodolojide kayıp fonksiyonunu minimum yapan vektör seçilir. Kayıp fonksiyonunu aşağıdaki gibi tanımlamak mümkündür:

$$\Gamma(Av) = \sum_{j \in J_{S,+}} \sum_{k=0}^t f\left(-\frac{r_{jAv}(k)}{s_j}\right) + \sum_{j \in J_{S,-}} \sum_{k=0}^t f\left(\frac{r_{jAv}(k)}{s_j}\right) \quad (7)$$

Kayıp fonksiyonunda kısıtlarla uyuşmayan tepkiler cezalandırılır, diğerleri ödüllendirilir. Dolayısıyla, seçilen şok, kayıp fonksiyonu tarafından en büyük marjin kriterini sağlayan şoktur. (7) eşitliğinde $r_{jAv}(k)$, şoktan k dönem sonra, Av etki vektöründe j -inci değişkenin tepkisidir.

$$f = \begin{cases} 100x_{j\epsilon}(k)/s_j, & \text{tanımlanan işaret kısıtları uygun değilse} \\ -r_{j\epsilon}(k)/s_j, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Burada s_j j-inci değişkenin standart hatası, $J_{s,+}$ pozitif işaret kısıtı, $J_{s,-}$ negatif işaret kısıtıdır.

Belirlenecek birden fazla şok olduğunda, şokun diğer şoklarla ortogonal olacak şekilde sınırlandırılması gerekmektedir. Mountford (2005) ve Uhlig (2005) çalışmalarında bu sınırlandırma ardışık olarak yapılmaktadır. İlk şok üzerinde herhangi bir ortogonal kısıtı bulunmazken ve en büyük serbestlik derecesine sahip iken, ikinci şokun ilk şok ile ortogonal olma kısıtı bulunmaktadır ve ilk şoktan sonra en büyük serbestlik derecesine sahiptir. Daha sonra gelen 3. şok da bu ilk iki şokla ortogonal olmak durumundadır ve bu sınırlandırma ardışık olarak devam etmektedir.

Uhlig (2005)'in işaret kısıtı altında SVAR modeli ile etki tepkilerin elde edilmesinde kullanılan algoritma şöyledir:

1. *adım*: B katsayılar matrisi ve Σ varyans kovaryans matrisi EKK yardımı ile tahmin edilir.

2. *adım*: Normal-Wishart sonsal dağılımının parametreleri (B, Σ)'nin EKK tahminleri olmak üzere bu dağılımdan n_1 tane B katsayılar matrisi ve Σ kovaryans matrisi üretilir.

3. *adım*: Her biri için \tilde{A} Cholesky ayrıştırması elde edilir

4. *adım*: Her bir \tilde{A} için rassal olarak n_2 tane α lar üretilir ve kendi normuyla ($\alpha = \tilde{\alpha} / \|\tilde{\alpha}\|$) olacak şekilde normalleştirilir.

5. *adım*: Böylece $n_1 \times n_2^\dagger$ tane $a = \tilde{A}\alpha$ ve $r_a(k)$ etki tepki elde edilir.

6. *adım*: Etki tepkilerin belirlenen ilk birkaç dönem için işaret kısıtlarına uyup uymadıkları kontrol edilir. İşaret kısıtını sağlayan etki tepkiler alınır diğerleri göz ardı edilir.

7. *adım*: n_3^\ddagger adet etki tepki elde edildikten sonra bunların medyan değeri ve uygun anlamlılık düzeyi için yüzdelerik değerleri alınarak etki tepki ve güven aralığı elde edilir.

[†] $n_1=n_2=200$ alınmıştır ve toplamda 40000 adet etki tepki elde edilmiştir.

[‡] $n_3=100$ alınmıştır.

II) PARA POLİTİKASININ FİYAT BİLEŞENLERİ ÜZERİNE ETKİSİ

Çalışmada, fiyat genel seviyesinin alt kalemleri olarak gıda, giyim, ev eşyası, sağlık, ulaşım, kültür ve konut ile ilgili harcamalar indeksi alınmıştır. Bununla birlikte gelir olarak Sanayi Üretim Endeksi (SÜE), parasal büyüklük olarak para arzı M1, döviz kuru olarak ABD doları satış, faiz oranı olarak bankalar arası gecelik faiz oranları kontrol amacı ile analizde kullanılmıştır. Veriler 1988:01–2009:01 dönemine ait olup, TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden derlenmiştir. Çalışma kapsamındaki değişkenlerden faiz oranı dışında bütün değişkenler logaritmik formda kullanılmıştır. Bununla birlikte değişkenlerdeki mevsimsel etkiyi yansıtmak amacıyla aylık kukla değişkenleri de modele dahil edilmiştir. Uhlig (2005) metodolojisi, değişkenlerin düzeyde kullanıldığı ve Bayesian tahmin yöntemine dayanan bir yöntemdir. Dolayısıyla çalışmada değişkenler, durağanlığına ve eşbütünlük olup olmadıklarına bakılmaksızın düzeyde kullanılmıştır (Sims, Stock, and Watson, 1990 and Lutkepohl and Reimers, 1992).

Para politikasının fiyat bileşenleri üzerine etkisinin incelenmesinde gevşek para politikasının etkileri işaret kısıtı olarak kullanılmıştır. Kısıtlar Tablo: 1 verilmiştir.

Tablo : 1
İşaret Kısıtları

<i>Şoklar</i>	SÜE	Fiyat	M1	Döviz Kuru	Faiz
Geniş para politikası	+	+	+	NR	NR

Not: Tablo, her bir tanımlanmış şok için etki tepki üzerine getirilen kısıtları göstermektedir. ‘+’, denklemde bulunan değişkenin etki tepkisi üzerine şoku takip eden iki dönem boyunca pozitif kısıtlama getirildiğini ifade etmektedir. Benzer şekilde, ‘-’, negatif kısıtlamayı göstermektedir. ‘NR’ ise herhangi bir kısıtlama yapılmadığını ifade etmektedir.

Kısıtlar, para politikası tepki vektörü olarak a tepki vektörü, fiyatların, gelirin ve para arzının negatif olmadığı etki tepkiler olarak tanımlanmıştır. Sisteme bir standart sapmalı şok verildiğinde gıda, giyim, ev eşyası, sağlık, ulaşım, kültür ve konut indeksleri için 60 dönemlik etki tepki değerleri grafik olarak Şekil 1’de verilmiştir.



Şekil: 1 a.'da para politikasındaki gevşemenin gıda fiyatları üzerindeki etkisini vermektedir. Para politikasındaki gevşeme gıda fiyatlarını ele alınan 60 dönem için kalıcı bir şekilde artırmaktadır. Şekil 1 b.'de verilen giyim ve e.'de verilen ulaşım grafiklerine bakıldığında bu kalemdaki fiyatların para politikasındaki gevşemeye benzer tepkiler verdiği görülmektedir. İlk birkaç dönem artarak ve daha sonra azalma eğilimine giren tepkiler yine ilk birkaç dönemden sonra istatistiksel olarak anlamlılığını da yitirmektedir. Ev eşyası, sağlık, kültür ve konut kalemlerinin tepkisi de benzerdir ve ilk birkaç dönemdeki azalışı artışlar takip etmektedir. Ev eşyası, sağlık ve konut fiyatlarının para politikasındaki gevşemeye verdikleri tepkiler istatistiksel olarak anlamsız olmakla birlikte kültür kalemindeki fiyatların verdiği tepkiler 4 ile 8 dönemi arasında anlamlı görülmektedir.

Şekil: 1'e genel olarak bakıldığında para politikasındaki gevşemenin fiyat genel seviyesi alt kalemlerini farklı etkilediği görülmektedir. Bu da fiyat genel seviyesi içindeki grupların göreceli fiyatlarını da etkileyerek görece fiyat seviyesinde bir belirsizlik yarattığı düşünülmektedir. Fiyatlardaki belirsizlik yapısının incelenmesi de literatürde ayrı bir çalışma konusu oluşturmakta ve konuyla ilgili Türkiye için de yapılan çalışmalar geniş yer tutmaktadır (bknz. Özer ve Türkyılmaz, 2005; Berument vd., 2001; Nas ve Perry, 2000). Fiyatlardaki belirsizlik, kaynakların etkin dağılımında bazı sorunlar yaratacaktır. Bu da, uzun dönemde yatırımların düşmesinden dolayı para politikası oynaklığının fazla olduğu yerlerde geliri düşüren bir faktör olacaktır.

SONUÇLAR

Çalışmada, para politikasının fiyat bileşenleri üzerine etkisi Uhlig (2005)'in işaret kısıtı altında geliştirdiği yapısal VAR analizi ile incelenmiştir. Etki tepkilere getirilen işaret kısıtlaması sayesinde standart VAR yönteminde önemli bir nokta olan değişken sıralaması ve dışsallık problemlerinin üstesinden gelinmiştir. Ayrıca bu yöntem ile para politikası üzerinde eşzamanlı veya uzun dönem sıfır kısıtlaması yapılmaksızın para politikası şoku belirlenmeye çalışılmıştır.

1988:01–2009:01 veri aralığı ile yapılan çalışmada elde edilen bulgulara göre para politikası şokunun fiyatlar genel seviyesi alt kalemleri üzerinde etkisi farklılık göstermektedir. Para politikasındaki gevşeme gıda fiyatlarını kalıcı bir şekilde artırmaktadır. Aynı etki giyim, ulaşım kalemlerinde de görülse de bu etki birkaç periyotluk anlamlı olması dışında diğer dönemlerde anlamsızdır. Ev eşyası, sağlık ve konut kalemlerinde etki bazen pozitif bazen negatif görülse de bu etkiler istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Sonuç olarak gevşek para politikasının fiyat genel seviyesi bileşenleri üzerinde farklı etkilere sahip olduğu gözlenmiştir. Farklı fiyat

gruplarındaki fiyat seviyelerinin gevşek para politikasından farklı etkilenmesi ise fiyat genel seviyesi içindeki grupların göreceli fiyatlarını etkilemektedir. Dolayısıyla, görece fiyat seviyesinde bir belirsizlik meydana gelmektedir ki bu sonuç bir çok çalışmayla desteklenmektedir (bknz. Telatar ve telatar, 2003; Ozer ve Turkyılmaz, 2005; Berument ve Dinçer, 2005; Berument v.d., 2001, 2005, 2010).

KAYNAKÇA

- BERNANKE, B., ve A. BLINDER (1992) "Federal funds rate and the channels of monetary transmission", *American Economic Review*, 82(4): 901-921.
- BERUMENT, H., K. METIN-OZCAN ve B. NEYAPTI. (2001), "Modelling Inflation Uncertainty Using EGARCH: An Application To Turkey". <http://www.econturk.org/Turkischeconomy/kivil2.pdf>.
- BERUMENT, H. (2007), "Measuring Monetary Policy For A Small Open Economy: Turkey,". *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, vol. 29(2), pp. 411-430, June.
- BERUMENT, H. ve N.N. DİNCER. (2008), "Measuring The Effects of Monetary Policy For Turkey", *Journal of Economic Cooperation*, 29, 1, pp. 83-110.
- COCHRANE, J. H. (1998), "What Do the VARs Mean? Measuring the Output Effects of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 41, pp. 277-300.
- CHRISTIANO, L.J. ve M. EICHENBAUM (1992a) "Liquidity effects and the monetary Transmission Mechanism", *American Economic Review* 82: 346-352.
- DICKINSON, D.G. ve J. LIU (2007) "The Real Effects of Monetary Policy in China: An Empirical Analysis", *China Economic Review*, 18, 1, pp. 87-111.
- FAUST, J. (1998), "On the Robustness of the Identified VAR conclusions about money," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, vol.49, pp. 207-244.
- JANG, K. ve M. OGAKI (2004) "The Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates: A Structural Vector Error Correction Model Approach", *Journal of Japanese and International Economies*, 18, pp. 99-114.
- LUTKEPHOL, H. ve H.E. REIMERS (1992) "Granger Causality in Cointegrated VAR Processes: The Case of the Term Structure" *Economics Letters*, 40, pp. 263-268.
- MOUNTFORD, A. (2005), "Leaning into the Wind: A Structural VAR Investigation of UK Monetary Policy", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 5, pp. 597-621.
- NAS, T. F. ve M. J. PERRY. (2000), "Inflation, Inflation Uncertainty, And Monetary Policy in Turkey: 1960-1998". *Contemporary Economic Policy*, 18, 2, pp. 170-180.

- OZER, M. ve S. A. TURKYILMAZ. (2005), “Time Series Analysis of Inflation and Inflation Variability in Turkey”. *Journal of Economics, Management and Finance*, 20, 229.
- PEKER, O. (2007), “Para Politikası Etkilerinin Ölçümü: Türkiye Örneği”, *Celal Bayar Üniversitesi İ.İ.B.F.*, Cilt: 14, Sayı: 1, pp. 181-194.
- RAFIQ, M.S. ve S.K. Mallick (2008) “The effect of monetary policy on output in EMU3 A sign restriction approach”, *Journal of Macroeconomics* 30 (2008) 1756–1791.
- TELATAR E. ve M. HASANOV. (2006), “The Asymmetric Effects of Monetary Shocks: The Case of Turkey”, *Applied Economics*, 2006, 38, pp. 2199–2208.
- SIMS, C.A. (1972) *Money, income and causality*. *American Economic Review* 62: 540-552.
- SIMS, C.A. (1980) “Macroeconomics and reality”, *Econometrica* 48, 1–48.
- SIMS, C. A., STOCK, J. H. ve WATSON, M. (1990). ‘Inference in linear time series models with some unit roots’, *Econometrica*, Vol. 58, pp. 113–144.
- UHLIG, H. (1994), “What Macroeconomists Should Know About Unit Roots: A Bayesian Perspective”, *Econometric Theory*, 10, pp. 645–671.
- UHLIG, H. (2005), “What Are The Effects Of Monetary Policy On Output? Results From An Agnostic Identification Procedure”, *Journal of Monetary Economics*, 52, pp. 381–419.

