

# 货币政策对 CPI 分类指标冲击的异质性效应

肖 强

(兰州商学院 甘肃经济发展数量分析研究中心, 甘肃 兰州 730020)

**摘 要：**利用动态因子模型得出核心通货膨胀率和宏观共同因子之后，分别针对 CPI、核心通货膨胀率和 CPI 分类指数构建了包含货币政策工具和宏观共同因子的 FAVAR 模型，并运用脉冲响应函数刻画了货币政策工具对各个变量影响的动态特征。结果表明：首先，与 VAR 模型相比，FAVAR 模型在货币政策效应分析中更有效。其次，与 CPI 相比，货币当局更应该盯住核心通货膨胀率。再者，CPI 分类指数对货币供给量的脉冲响应函数存在差异性。因此，货币当局为了使调控价格更具有有效性和针对性，需要关注货币政策对 CPI 分类指数影响的异质性特征。

**关键词：**货币政策；核心通货膨胀；CPI 分类指数；FAVAR

中图分类号：F820.1 文献标识码：A 文章编号：1005-0892 (2014) 09-0045-10

DOI:10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.2014.09.005

## 一、引言

居民消费价格指数 (CPI) 是我国重要的通货膨胀指数，它由 8 个分类指数组成。近年来，我国通货膨胀的背景和成因不断发生变化，CPI 分类指数的表现也不尽相同：2004 年的通货膨胀是在粮食的供给冲击和固定资产投资过猛的背景下产生的，其主要特征是食品类大涨而其他各大类上涨的幅度较小；始于 2008 年的国际金融危机，导致国内外需求全面萎缩、国际大宗商品价格迅速下降，致使我国 CPI 各大类纷纷呈紧缩的态势；危机期间，在全球实施宽松货币政策和国内投资需求旺盛的宏观经济背景下，我国在 2010 年后再次出现较为严重的通货膨胀，CPI 的各分类指数全面上涨，但上涨幅度和上涨时间并不一致。

已有的我国货币政策对通货膨胀率影响的研究都是针对 CPI (赵进文和黄彦, 2006; 石柱鲜等, 2009; 张旭和文忠桥, 2013)。<sup>[1-3]</sup>CPI 虽然是 CPI 分类指数经过加权平均后的总体价格水平，但 CPI 的变动主要受到食品类指数和居住类指数的影响，利用 CPI 变化不能很好地代表 CPI 各类指数的整体变化。因此，有必要选取反映价格变动长期的、潜在的指标即核心通货膨胀率 (记作核心 CPI) 来测度货币政策对价格的影响 (张延群, 2011; 武晓婷和田新民, 2012)。<sup>[4-5]</sup>而关于货币政策对 CPI 分类指数

收稿日期：2014-05-20

基金项目：教育部人文社科青年基金项目“中国金融状况指数的构建及其应用研究——基于 FASTVAR 模型” (14YJC790138)；国家自然科学基金项目“具有 Markov 体制转换的动态因子模型建模方法及其应用研究” (71271142)

作者简介：肖 强，兰州商学院讲师，吉林大学数量经济学在读博士，主要从事宏观金融计量理论及应用研究，联系方式 xiaoqiang1789@126.com。

的研究却相对较少。首先,张成思(2009)在研究中国CPI分类指数动态传导机制的基础上,得到了货币政策对CPI分类指数的影响存在明显差异的结论。<sup>[8]</sup>随后,Jalali-Naini和Hemati(2012)在丰富的数据环境下,基于因子扩展的向量自回归(FAVAR)模型,类似地研究了货币冲击对CPI各类指数的影响。<sup>[7]</sup>

自Sims(1992)提出利用VAR模型分析货币政策冲击对宏观经济变量的影响以来,国内外学者利用VAR模型对货币政策做了大量的实证研究。比如,耿强和樊京京(2009)基于VAR模型分析了不同货币政策工具的实施效果。<sup>[9]</sup>但利用VAR模型对货币政策进行研究会遇到以下几个问题:首先,学术研究所建立的基准模型中,它所涵盖的信息量远小于货币当局所需要关注的信息量,因此在对现实情况进行研究时往往存在模型设定的误差。其次,VAR模型中的一些经济变量,比如通货膨胀率在现实中很难得到精确、统一的描述,通常只能利用CPI等变量来度量。最后,一般基于多变量VAR或者SVAR模型的脉冲响应函数中,只能考察VAR模型中所包含的变量,其他变量对货币政策冲击的脉冲相应无法获得,而人们可能需要了解更多的变量与货币政策冲击之间的联动关系。因此,Bernanke等(2005)提出了FAVAR模型,即在VAR模型中引入大量宏观经济变量合成的因子,弥补了VAR模型的不足。<sup>[10]</sup>随后,王少平等(2012)利用FAVAR模型研究了中国CPI分类指数的波动源及其性质。<sup>[11]</sup>肖强等(2014)基于FAVAR模型分析了我国货币政策的有效性及其产业的非对称性。<sup>[12]</sup>

综上所述,已有关于货币政策对价格影响的研究主要是对CPI采用VAR模型进行的,这使得货币政策缺少针对性。考虑到核心CPI代表价格变动长期的、潜在的趋势,CPI各个分类指数的变动具有显著差异,并且FAVAR模型在引入大量信息的同时不会造成参数估计的困难,因此,本文首先利用动态因子模型得出核心通货膨胀率和宏观共同因子;然后,分别针对CPI、核心CPI和CPI分类指数构建包含货币政策工具和宏观共同因子的FAVAR模型;最后,运用脉冲响应函数刻画货币政策对各个变量影响的动态特征。

本文的创新之处主要包括:第一,利用大量宏观变量以及动态因子模型得到宏观共同因子,并构建了FAVAR模型;第二,基于FAVAR模型分析了货币政策对CPI、核心CPI和CPI分类指数的脉冲响应函数。论文余下部分结构安排如下:第二部分是分析方法,第三部分是货币政策对CPI分类指数的冲击分析,第四部分是结论。

## 二、分析方法

### (一) 动态因子模型

经济周期波动是通过一系列经济变量的活动来传递和扩散的,任何一个经济变量本身的波动都不足以代表宏观经济的整体波动。为了反映宏观经济整体波动过程,从一国许多经济时间序列组成的面板数据中估计和解释驱动各变量波动的共同因子,是判别和分析经济周期波动的有效工具之一。例如,Sargent和Sims(1977)指出,“工业产出增长率、失业率、就业率以及批发价格指数等美国季节宏观经济变量变动的80%以上可以用两个动态因子来解释”。<sup>[13]</sup>

因子模型的核心思想是,从大量的相关数据构成的信息集中提取少数几个共同因子。高维数据的动态因子模型被广泛地应用于宏观经济学实证分析中(Sargent和Sims,1977;Luciani,2013)。<sup>[13-14]</sup>因子模型相对于其他方法具有许多的优势。优势之一,研究人员和政策制定者现在面临比以往更多的分类数据,利用大量的信息会得出更精确的预测和宏观经济分析,而且,利用因子模型可以应付当回归模型包含许多变量时的稀缺自由度问题。优势之二,通过因子模型中异质性变动(也许包括测量误差和局部冲击)的清除,为政策制定者提供了一个更可信的信号,不至于因为异质性的变动影响他们的决策。

对于 $N$ 维随机向量过程 $\{X_t | t=1,2,\dots,T\}$ ,如果存在不可观测的 $q$ 维共同因子向量 $F_t$ ,使得:

$$X_t = \Lambda F_t + e_t, \quad e_t \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \Sigma_e) \quad (1)$$

则称模型 (1) 是 (静态) 因子模型,  $N \times q$  矩阵  $\Lambda$  是因子载荷矩阵。

另外, 如果  $q$  维共同因子向量:

$$F_t = \Psi(L)F_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \Sigma_\eta) \quad (2)$$

其中,  $\Psi(L)$  是  $N \times q$  的滞后算子多项式矩阵,  $e_t$  和  $\eta_t$  互不相关, 则称模型 (1)-(2) 是动态因子模型。

关于动态因子模型中因子个数的确定。利用 Bai 和 Ng (2002) 的信息准则 IC 方法,<sup>[15]</sup>即利用几种信息准则可将静态因子个数的识别问题化为模型选择问题。

关于动态因子模型的估计。本文采用了 Chamberlain 等 (1984) 提出的时域主成分估计方法,<sup>[16]</sup>对于标准化的随机向量  $x_t$  的样本协方差矩阵  $\hat{\Sigma}_X = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t x_t'$ ,  $\hat{\Lambda}$  是由矩阵  $\hat{\Sigma}_X$  的  $r$  个最大特征值所对应的特征向量组成的矩阵, 则可由  $\hat{F}_t' (N^{-1} \hat{\Lambda}) = N^{-1} \hat{\Lambda} x_t$  得到因子  $F_t$  的主成分估计值  $\hat{F}_t$ 。

### (二) FAVAR 模型

为了考虑不可观测因素对经济行为的影响, Bernanke 等 (2005) 提出了 FAVAR 模型。<sup>[10]</sup>设  $Y_t$  为可观测的  $M \times 1$  维经济向量,  $K \times 1$  维向量  $F_t$  表示经济活动中没有被  $Y_t$  所包括的那部分不可观测的因子 (它捕捉了不可观测的潜在产出、价格压力或信贷条件等), 并假定  $(F_t', Y_t')$  是如下的一个 VAR 过程:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (3)$$

其中,  $\Phi(L)$  是一个有限阶的滞后多项式矩阵,  $v_t$  是均值为 0、协方差为  $Q$  的误差向量。

因为  $F_t$  是不可观测的, 所以在对模型 (3) 进行分析之前, 需要首先决定不可观测因子  $F_t$ 。假定可观测的  $N$  维随机向量  $X_t$  由不可观测因子  $F_t$  和可观测变量  $Y_t$  决定, 即:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (4)$$

则称由式 (3) 和式 (4) 构成的模型为 FAVAR 模型。其中,  $\Lambda^f$  是因子载荷矩阵,  $e_t$  是正态向量白噪声过程。

显然, 如果式 (4) 不含可观测向量  $Y_t$ , 则被称为静态因子模型。实际上, 式 (4) 中的可观测向量  $Y_t$  是从静态因子模型 (4) 中的不可观测成分  $\Lambda^f F_t$  中提取的可观测成分。因此, FAVAR 模型中的不可观测因子  $F_t$ , 可以间接地从静态因子模型 (4) 中的共同因子  $F_t$  中分离可观测向量  $Y_t$  而得到。为此, Bernanke 等 (2005) 借助经济变量的慢动和速动性质, 从静态因子模型的共同因子中分离出可观测向量  $Y_t$ 。<sup>[10]</sup>但是, 对经济变量的慢动和速动性质的界定比较模糊, 易导致模型 (3) 中  $F_t$  和  $Y_t$  的多重共线性。本文采用 Boivin 等 (2009) 提出的一种迭代算法,<sup>[17]</sup>最终得到的因子  $F_t$  不再含有  $Y_t$  的成分, 并估计由  $F_t$  和  $Y_t$  构建的 VAR 模型 (3), 即实现了 FAVAR 模型 (3)-(4) 的估计。

## 三、货币政策对 CPI 分类指数的冲击分析

### (一) CPI 分类指数和核心 CPI 的生成

#### 1. CPI 及 CPI 分类指数

CPI 是一个总量指标, 它所反映的是经过加权平均后的总体价格水平, 其变化幅度综合反映了各类居民消费品和居民服务项目价格总水平的变化情况。中国 CPI 的分类体系在 2001 年经过调整, CPI

指数统一执行国家统计局规定的八大类体系,包括食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及服务、医疗保健及个人用品、交通和通信、娱乐教育文化用品及服务、居住等八大类。根据现行的CPI分类体系,本文选取2001年1月至2012年12月CPI及CPI八大类指数的时序数据作为分析的主要对象,CPI及CPI的分类指标数据(月度同比)来源于国家统计局。为表述方便,本文把组成CPI的分类指数分别简记为食品(FOOD)、烟酒(TABCO)、衣着(CLOTH)、家庭(HOUSOLD)、医疗(MEDICINE)、交通(TRANS)、教育(EDU)和居住(RESIDENCE)。

图1描绘了CPI及CPI各类指数的趋势图。从图1中可以看到,CPI各类指数的动态走势呈现出非常明显的差异。例如,2002年食品和医疗类通胀率呈现下滑态势,烟酒类通胀率则有所上升;而在2003年,前者上升后者下降。2007年食品类明显上升时,衣着类反而下降;进一步观察2008年以来的走势可以看到,食品类通胀率下降最为明显,医疗和居住类有小幅下滑,而其他各类通胀率有不同幅度的上涨。总体来看,食品类通胀率的动态走势与CPI最为接近,而其他类指数彼此之间以及与CPI的动态路径存在不同的时滞。例如,衣着类向右推移后与CPI走势接近,从而也暗示CPI各类指数对CPI可能存在不同的动态传导性。

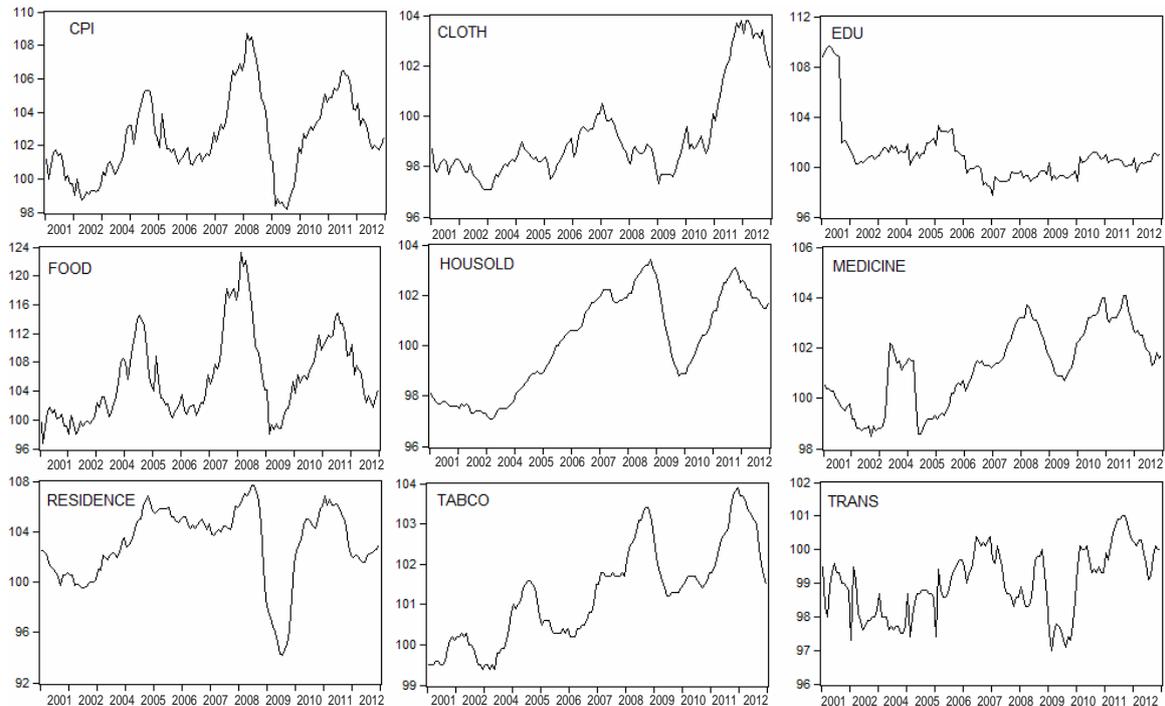


图1 CPI及CPI各类指数的趋势图

当然,CPI各类指数在CPI中所占的权重有所不同。表1归纳了CPI各类指数在CPI中的权重情况以及样本内各类指数的均值、中位数和标准差等统计信息。

如表1所示,影响CPI最明显的变量为食品类通胀率,其次是居住类和教育类等。表1统计量显示,食品类的平均值最大为105.82,衣着类的均值最小为99.16;食品类的中位数最大为104.20,衣着类的中位数最小为98.60;食品类的最大值最大为123.30,交通类的最大值最小为101.00;烟草类的最小值最大为99.40,居住类的最小值最小为94.20;食品类的标准差最大为5.91%,交通类的标准差最小为0.99。综上所述,食品类的均值、中位数和标准差均最大,其次是居住类等,大致反映出CPI的变动主要受到食品类指数和居住类指数的影响。同时,CPI各类指数对CPI的影响程度存在明显的差异,利用CPI变化不能很好地代表CPI各类指数的变化。

表 1 CPI 各类指数权重及描述统计量

	权重	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
CPI	100	102.47	101.95	108.70	98.20	2.44
FOOD	31.79	105.82	104.20	123.30	96.70	5.91
TABCO	3.49	101.27	101.40	103.90	99.40	1.21
CLOTH	8.52	99.16	98.60	103.80	97.10	1.76
HOUSOLD	5.64	100.14	100.40	103.40	97.10	1.97
MEDICINE	9.64	101.27	101.40	104.10	98.50	1.55
TRANS	9.95	99.00	99.00	101.00	97.00	0.99
EDU	13.75	100.91	100.50	109.60	97.70	2.28
RESIDENCE	17.22	103.04	103.80	107.70	94.20	2.96

注：权重数据来自中国国家统计局。

## 2. 基于动态因子模型的核心 CPI 的生成

我们看到，CPI 主要受到食品类的影响，并没有很好地反映出整体价格的变化。考虑到核心通货膨胀是通货膨胀中长期的、持续的成分，对经济形势的判断与宏观经济政策的制定有着重要的意义，而且，最近赵昕东和汤丹（2012）对 CPI 分项目价格指数并利用动态因子模型得到的中国核心通货膨胀反映了通货膨胀的趋势，<sup>[19]</sup>因此，借鉴上述研究思路，本文利用动态因子方法从 CPI 的分类指数中得到共同因子并将其定义为核心 CPI。

进行因子分析之前，有必要检验样本的足够度，这里有两类统计量可以评价因子分析中相关矩阵的足够度。一个是 Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) 统计量，KMO 值越大，意味着变量间的相关性越强，原有变量越适合做因子分析。一般认为，当 KMO 值大于 0.5 则对这些变量可以进行因子分析。另一个是 Bartlett 的球形度检验，该检验的原假设是所有变量是不相关的，Bartlett 的球形度检验统计量服从卡方分布。通常，比较检验提供的 P 值与给定的显著性水平得出结论。

表 2 给出了 CPI 各类指数的 KMO 和 Bartlett 检验结果。如表 2 所示，KMO 值为 0.72 大于 0.5，说明样本量是足够的。另外，Bartlett 球形度检验对应的 P 值为 0.00，所以，在 5% 显著性水平下，以上变量适合进行因子分析。

表 2 KMO 和 Bartlett 检验

取样足够度的 Kaiser-Meyer-Olkin 度量	Bartlett 的球形度检验	
	近似卡方	P 值
0.72	791.87	0.00

进一步，利用主成分分析法进行因子分析。可以得到，选择一个共同因子能解释的总方差为 70.41%，将此共同因子定义为核心 CPI（记作 CPI\_kernel）。

## (二) FAVAR 模型的构建

为了得到宏观共同因子，选择的宏观变量有：实际产出类、房地产类、实际消费类和零售类、实际投资类、资产和股票价格类、汇率类、利率类、价格类、货币类和进出口类等 35 个变量（具体变量及处理方式见附录）。这些变量包含了关于经济状况的有用信息，而且可以使我们更准确地识别货币政策冲击。对含有季节趋势的变量利用 X-12 进行季节调整，并且对所有变量都采用 ADF 检验或 PP 检验进行平稳性检验；如果不平稳，则做相应的差分处理。数据来自中经网数据库、CCER 经济金

融数据库和国家统计局等,部分缺失和不完整数据采用插值等方法处理。

表3给出了不同个数的共同因子对总方差的解释力。如表3所示,第一个因子对应的特征值最大,解释了所有变量的大约32.78%的总方差,也可以得到前7个共同因子累计解释了总方差的89.30%。

表3 因子解释的总方差

因子个数	1	2	3	4	5	6	7
特征值	0.15	0.07	0.06	0.05	0.03	0.03	0.02
方差占比	32.78	16.46	12.49	10.87	7.16	5.75	3.79
累计方差	32.78	49.24	61.73	72.60	79.77	85.51	89.30

综合考察 Bai 和 Ng (2002) 的信息准则  $IC_{p_1}(k)$  和  $IC_{p_2}(k)$  以及因子解释的总方差信息,确定共同因子的个数为6。

FAVAR 模型中相关变量的选择。货币政策工具变量采用当前更多文献中采用的广义货币供给量 M1。考虑到变量的平稳性,货币政策工具和价格变量均采用一阶差分变量。为了比较 VAR 模型和 FAVAR 模型,给出包含货币政策工具、产出和价格的 VAR 模型,其中产出变量采用工业增加值增长率(记作 DGDP)。

FAVAR 模型滞后阶数的确定。根据 VAR 模型滞后阶数确定的 AIC 信息准则,确定包含货币政策工具、价格变量和共同因子的 FAVAR 模型的滞后阶数为2;包含货币政策工具、产出和价格的 VAR 模型的滞后阶数也为2。

### (三) 货币政策的影响分析

以下将具体分析货币政策对 CPI、核心 CPI 和 CPI 分类指数的影响。为了更好地比较起见,将同时给出针对 CPI 和核心 CPI 的 FAVAR 模型和 VAR 模型的分析。

#### 1. 货币政策对 CPI 影响分析

首先基于 FAVAR 模型和 VAR 模型分析货币政策对 CPI 的影响。给定货币供给量 M1 的一个正标准差的冲击,图2给出了基于 FAVAR 模型和 VAR 模型的 CPI 对 M1 的脉冲响应图。

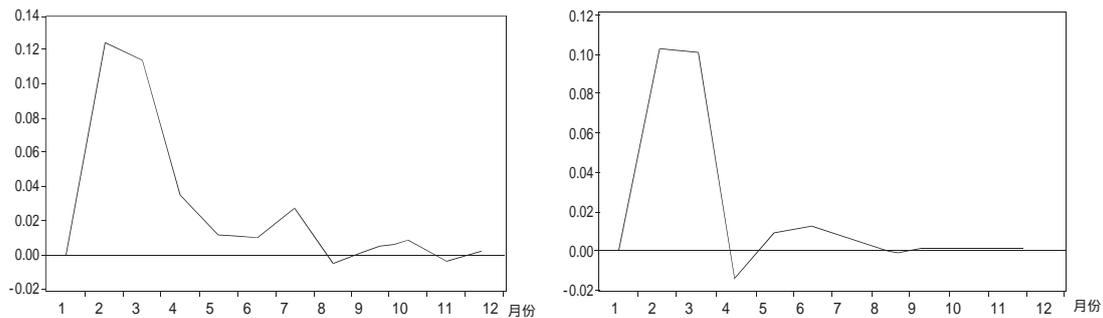


图2(a) 基于FAVAR模型的CPI对M1响应图

图2(b) 基于VAR模型的CPI对M1响应图

如图2(a)所示,货币供给量 M1 对 CPI 有一个正向的短期影响,这与经济学理论和已有的实证分析结论是一致的。具体表现为,在第2个月达到最大冲击值为0.13,随后逐渐减小,第8个月后影响效应基本为0。和图2(b)对比可知,基于 FAVAR 模型的货币政策对 CPI 的影响,不管从最大脉冲值还是从影响的持续时间来看都强于基于 VAR 模型的影响。所以,在研究货币政策对 CPI 影响的模型选择中,FAVAR 模型比 VAR 模型包含了更充分的信息。

#### 2. 货币政策对核心 CPI 影响分析

考虑到核心 CPI 比 CPI 更能反映价格长期的、潜在的变化,有必要考察货币政策对核心 CPI 的影响。给定货币供给量 M1 的一个正标准差的冲击,图3给出了基于 FAVAR 模型和 VAR 模型的核心

CPI 对 M1 的脉冲响应图。

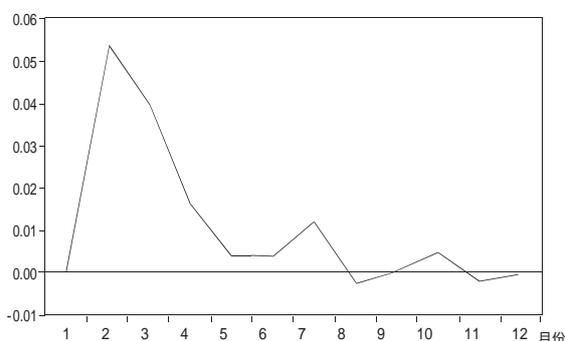


图 3(a) 基于 FAVAR 模型的核心 CPI 对 M1 响应图

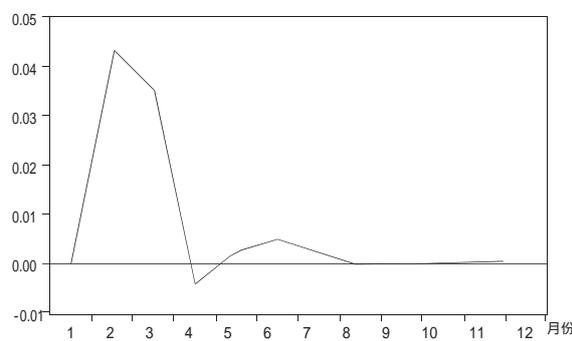


图 3(b) 基于 VAR 模型的核心 CPI 对 M1 响应图

如图 3 (a) 所示，货币供给量 M1 对核心 CPI 有一个正向短期影响，这基本反映了货币政策对价格的影响，和经济学理论结论是一致的。具体表现为，在第 2 个月达到最大冲击值为 0.05，随后逐渐减小，第 7 个月后影响效应基本为 0。和图 3 (b) 对比可知，基于 FAVAR 模型的货币政策对核心 CPI 的影响，不管是从最大脉冲值还是从影响的持续时间来看都强于基于 VAR 模型的影响。所以，在研究货币政策对核心 CPI 影响的模型选择中，FAVAR 模型比 VAR 模型包含了更充分的信息。

同时，通过图 2 (a) 和图 3 (a) 的比较可知，基于 FAVAR 模型的 CPI 和核心 CPI 对货币政策的响应效果存在显著的不同。因此，已有研究中单纯地依据货币政策对 CPI 的影响来制定和实施货币政策是不够准确的，政策制定者应依据反映长期的、潜在的价格变化的核心 CPI 对货币政策的响应来制定货币政策将更有效。

### 3. 货币政策对 CPI 分类指数影响分析

为了使货币政策调控价格更有针对性，需要进一步分析货币政策对 CPI 各项指数的影响。针对各个 CPI 分类指数分别构建 FAVAR 模型。给定货币供给量 M1 的一个正标准差的冲击，图 4 给出了基于 FAVAR 模型的 CPI 各类指数对 M1 的脉冲响应图。

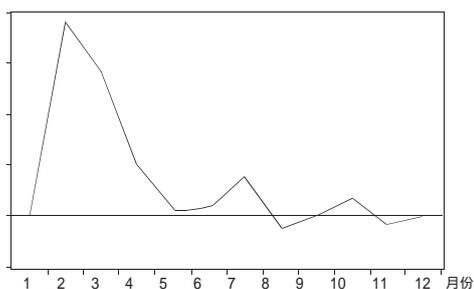


图 4(a) FOOD 对 M1 的响应图

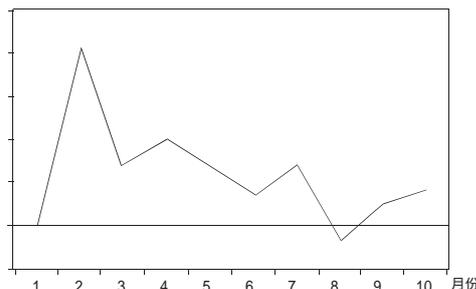


图 4(b) TABCO 对 M1 的响应图

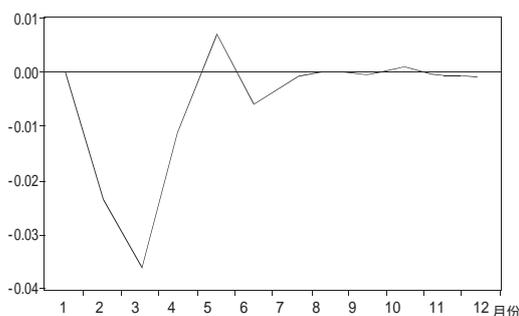


图 4(c) CLOTH 对 M1 的响应图

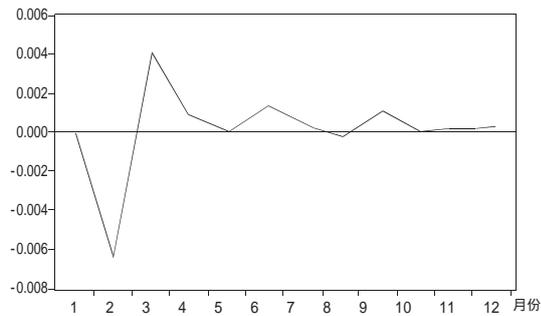


图 4(d) HOURSOLD 对 M1 的响应图

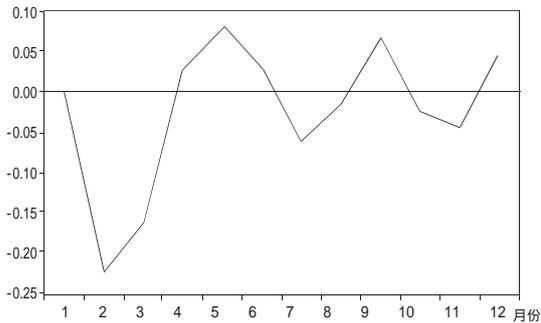


图 4(e) MEDICINE 对 M1 的响应图

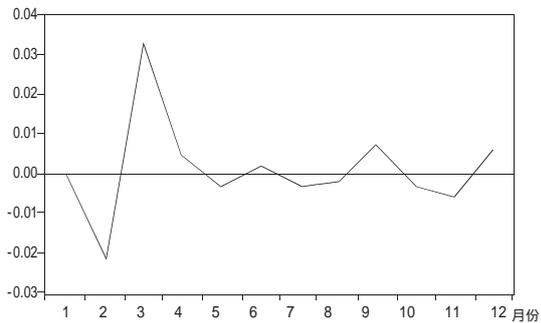


图 4(f) TRANS 对 M1 的响应图

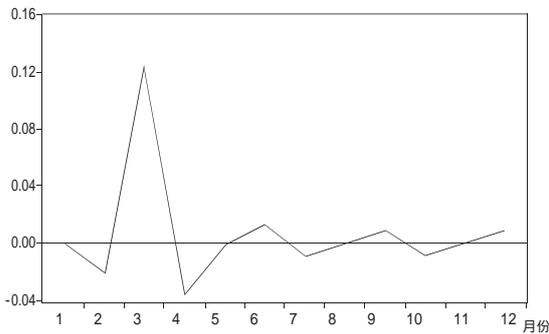


图 4(g) EDU 对 M1 的响应图

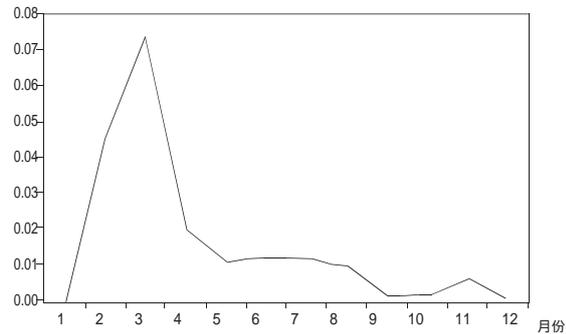


图 4(h) RESIDENCE 对 M1 的响应图

图 4 基于 FAVAR 模型的 CPI 各类指数对 M1 响应图

如图 4 所示，第一，货币供给量对食品（FOOD）的影响为正且最大，在第 2 个月达到最大值约为 0.4。第二，货币供给量对居住（RESIDENCE）有一个正向短期影响，在第 3 个月达到最大值约为 0.075。第三，货币供给量对教育（EDU）有较明显的正向影响，在第 3 个月达到最大值约为 0.12。第四，货币供给量对烟酒（TABCO）有较微弱的正向影响，在第 2 个月达到最大值约为 0.016。这 4 个 CPI 分类指数对货币政策的响应大致反映出 CPI 的变动主要取决于食品（FOOD），其次取决于居住（RESIDENCE）、教育（EDU）和烟酒（TABCO）的事实。还需要注意的是，货币供给量对衣着（CLOTH）有较明显的负向影响，在第 3 个月达到最大值约为 -0.035。货币供给量对医疗（MEDICINE）有较明显的负向影响，在第 3 个月达到最大值约为 -0.023。货币供给量对交通（TRANS）刚开始有负向影响随后为正向影响，在第 2 个月达到最大值约为 -0.023，第 3 个月达到最大值约为 0.035，第 4 个月后逐渐减小到 0。而货币供给量对家庭（HOUSOLD）的影响非常小。总之，货币政策对 CPI 各类指数的影响存在显著差异，针对不同 CPI 分类指数的调控需要采取不同的货币政策。

#### 四、结论

本文首先利用动态因子模型得出核心通货膨胀率和宏观共同因子。然后，分别针对 CPI、核心通货膨胀率和 CPI 分类指数构建了包含货币政策工具和宏观共同因子的 FAVAR 模型。这个框架允许包括所有相关的宏观经济变量和针对所有这些变量得到相应的脉冲响应函数。此外，本文认为通过这种方法可以使货币当局能够尽可能多地关注可用信息集合。正如 Aoki (2004) 认为的总体通货膨胀率在微观水平或许不能正确显示动态关系和定价行为<sup>[19]</sup>，这意味着 CPI 各类指数大大不同于聚合的价格指数。这样可以使我们观察到食品类价格和居住类价格等的不同动态特征，帮助我们改善在更微观水平上理解货币传导机制。本文得到如下三个主要结论：

首先，在货币政策对 CPI 的脉冲响应分析中，FAVAR 模型比 VAR 模型包含了更多的相关信息，

得到的结论更接近现实，即在货币政策效应分析中，FAVAR 模型更为有效。

其次，基于 FAVAR 模型的核心 CPI 对货币供给量的响应分析表明，核心通货膨胀率能够更真实、合理地反映价格长期的、潜在的变动。因此，与 CPI 相比，货币当局更应该盯住核心通货膨胀率。

最后，CPI 分类指数对货币供给量的脉冲响应函数存在显著的差异。因此，对货币当局而言，关注货币政策对 CPI 各类指数影响的差异性至关重要。

#### 参考文献：

- [1]赵进文, 黄彦. 中国货币政策与通货膨胀关系的模型实证研究[J]. 中国社会科学, 2006, (2): 45-54.
- [2]石柱鲜, 孙皓, 邓创. Taylor 规则在我国货币政策中的实证检验——基于时变隐性通货膨胀目标的新证据[J]. 当代财经, 2009, (12): 43-48.
- [3]张旭, 文忠桥. 利率期限结构与货币政策效果分析[J]. 金融经济研究, 2013, (2): 66-76.
- [4]张延群. 中国核心通货膨胀率的度量及其货币政策涵义[J]. 金融研究, 2011, (1): 64-72.
- [5]武晓婷, 田新民. 中国核心通货膨胀的 SVAR 模型估计与政策应用[J]. 中国工业经济, 2012, (12): 5-17.
- [6]张成思. 中国 CPI 通货膨胀率子成分动态传导机制研究[J]. 世界经济, 2009, (11): 3-12.
- [7]Jalali-Naini A. R., Hemati M.. The Effect of Monetary Shocks on Disaggregated Prices in a Data Rich Environment: a Bayesian FAVAR Approach[J]. Money and Economy, 2012, 6(4): 27-60.
- [8]Sims C. A.. Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy[J]. European Economic Review, 1992, 36(5): 975-1000.
- [9]耿强, 樊京京. 不同货币政策工具的实施效果实证分析——基于中国数据的 VAR 检验[J]. 当代财经, 2009, (3): 55-61.
- [10]Bernanke B. S., Boivin J., Elias P.. Measuring the Effects of Monetary Policy: a Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(1): 387-422.
- [11]王少平, 朱满洲, 程海星. 中国通胀分类指数的波动源及其性质[J]. 管理世界, 2012, (8): 5-14.
- [12]肖强, 张晓峒, 司颖华. 货币政策有效性及产业非对称性分析[J]. 商业研究, 2014, (4): 25-30.
- [13]Sargent T. J., Sims C. A.. Business Cycle Modeling without Pretending to Have too Much a Priori Economic Theory [J]. New Methods in Business Cycle Research, 1977, (1): 145-168.
- [14]Luciani M.. Monetary Policy and the Housing Market: A Structural Factor Analysis[J]. Journal of Applied Econometrics, 2013.
- [15]Bai J., Ng S.. Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models[J]. Econometrica, 2002, 70(1): 191-221.
- [16]Chamberlain G., Rothschild M.. Arbitrage, Factor Structure, and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets[Z]. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1984.
- [17]Boivin J., Giannoni M. P., Mihov I.. Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data[J]. The American Economic Review, 2009, 99(1): 350-384.
- [18]赵昕东, 汤丹. 基于 CPI 分项目价格指数的中国核心通货膨胀估计及政策选择研究[J]. 统计研究, 2012, (7): 31-36.
- [19]Aoki M.. Modeling Aggregate Behavior and Fluctuations in Economics: Stochastic Views of Interacting Agents[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

#### 附录：模型变量及处理方式

实证分析中，对以下变量进入模型分析之前，对数据进行预处理。其中“ln”表示取对数，“sa”表示去季节性，“d”表示差分。因此，“d\_ln”表示取对数再差分，“sa\_ln”表示取对数再去季节性，“d\_sa\_ln”表示取对数、去季节性再差分，依此类推。

变量	处理方式	变量	处理方式
1. 工业增加值增长率	d_sa_In	19. 银行间国债回购利率(7天)	d_In
2. 社会消费品零售总额	d_sa_In	20. 国家外汇储备(亿美元)	d_In
3. 市社会消费品零售总额	d_sa_In	21. 出口商品总额	d_sa_In
4. 县及县以下社会消费品零售总额	d_sa_In	22. 进口商品总额	d_sa_In
5. 批发零售贸易业零售额	d_sa_In	23. 财政预算收入完成额	d_sa_In
6. 餐饮业零售额	d_sa_In	24. 财政预算支出完成额	d_sa_In
7. 第一产业增加值	d_sa	25. 对美元汇率	d_In
8. 第二产业增加值	d_sa	26. 对日元汇率	d_In
9. 第三产业增加值	d_sa	27. 对港元汇率	d_In
10. 全国居民消费价格指数	d_In	28. 房地产开发投资完成额	d_sa_In
11. 36个大中城市居民消费价格指数	d_In	29. 商品房销售面积	d_sa_In
12. 城市居民消费价格指数(上年同月)	d_In	30. 商品住宅销售面积	d_sa_In
13. 农村居民消费价格指数(上年同月)	d_In	31. 商品房销售额	d_sa_In
14. 全国商品零售价格指数(上年同月)	d_In	32. 国房景气指数	d_sa_In
15. 工业品出厂价格指数(上年同月)	d_In	33. 固定资产投资完成额	d_sa_In
16. 货币供应量 M0	d_sa_In	34. 基本建设投资完成额	d_sa_In
17. 货币供应量 M1	d_In	35. 更新改造投资完成额	d_sa_In
18. 货币供应量 M2	d_In		

### On the Heterogeneity of Monetary Policy Impact on the Sub-Item Price Indices of CPI

XIAO Qiang

(Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

**Abstract :** This paper firstly applies the dynamic factor model to get the core rate of inflation and the macro common factors. Then, according respectively to the CPI, the core inflation rate and the sub-item price indices of CPI, it constructs a FAVAR model containing the monetary policy tool and the macro common factors. After that, it employs the impulse response function to study the dynamic characteristics of the impact of monetary policy tools on each variable. The empirical results are as follows: firstly, compared with VAR model, the FAVAR model has a better performance in analyzing the effects of monetary policy; secondly, compared with CPI, the monetary authorities should focus on the core inflation rate. In addition, every type of CPI indices has an impulse response function with its own special feature towards monetary supply. Therefore, in order to make the regulated-prices more effective and targeted, the monetary authorities should pay close attention to the heterogeneity characteristics of the impact of monetary policies on the sub-item price indices of CPI.

**Key words :** monetary policy; core inflation; sub-item price indices of CPI; FAVAR

责任编辑：魏琳