

中国货币政策冲击的动态效应研究

陈守东^{1,2}, 孙彦林^{1,2}, 毛志方¹

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012;

2. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

Dynamic Effect of Monetary Policy Shocks in China

Chen Shoudong^{1,2}, Sun Yanlin^{1,2}, Mao Zhifang¹

(1. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China;

2. School of Business, Jilin University, Changchun 130012, China)

作者简介: 陈守东, 男 (1955-), 天津蓟县人, 吉林大学教授、博士生导师, 研究方向: 金融财务决策、金融工程与风险管理。联系电话: 13331666307, E-mail: chensd@jlu.edu.cn。孙彦林, 男 (1991-) 吉林长春人, 硕士研究生。研究方向: 金融计量分析。联系电话: 18744021283; E-mail: sunyl3410@163.com。毛志方, 男 (1989-) 吉林长春人, 硕士研究生。研究方向: 金融计量分析。联系电话: 18626918882; E-mail: jos_email@163.com。

基金项目: 教育部人文社科重点研究基地重大项目“中国系统性金融风险防范与金融稳定性计量研究”(14JJD790043, 项目主持人: 陈守东), 国家社科基金项目“系统性金融风险与宏观审慎监管研究”(12BJY158, 项目主持人: 陈守东)。

通讯作者: 孙彦林, 联系电话: 18744021283。地址: 吉林省长春市前进大街 2699 号吉林大学前卫南区匡亚明楼 3060。邮编 130012。

中国货币政策冲击的动态效应测度

摘 要：本文从数理角度证明了通过符号约束可避免 VAR 系统出现价格之谜，并基于贝叶斯方法实现了符号约束下 FAVAR 模型估计，更好的模拟了大数据环境下货币政策制定者的决策环境。结果表明约束期内价格指数对紧缩性货币政策冲击脉冲响应为负，价格之谜得以避免；货币政策非中性；货币供给及利率政策工具意味明显；房地产及金融市场的确受货币政策影响。

关键词：货币政策；动态效应；符号约束

中图分类号：F822.0 **文献标识码：**A

一、引 言

20 世纪 30 年代爆发的美国“大萧条”不仅严重冲击了西方国家的实体经济，造成大量的物质浪费与财富损失，也标志着“放任自流”的经济体制的终结。1936 年凯恩斯发表其代表作《就业、利息和货币的通论》，“凯恩斯革命”拉开帷幕，并催生了以需求管理为主、政府干预为核心的宏观经济学的诞生，从那时起，货币政策作为政府干预的重要手段，便一直是宏观经济学界的核心研究领域之一。经过多年的理论与实践，货币政策已然成为各个经济体进行宏观调控的核心手段之一。而 1987 年的“黑色星期一”、1996 年的日本楼市泡沫破灭、2001 年互联网泡沫的破灭等，尤其是 2008 年爆发的全球金融危机，又不断对货币政策的制定与实施提出严峻的挑战。为应对全球金融危机，我国于 2008 年 11 月推出了 4 万亿救市计划，在短期内成功稳定了经济增长，但却加剧了我国经济结构的失衡，还引发了通胀压力过大、产能严重过剩、流动性泛滥、本币对外升值对内贬值等一系列问题，为我国经济此后的长远发展，埋下长期隐患。由此可见，我国当下经济形势严峻，在我国加速经济转型、深化结构改革的现实背景下，如何准确测度尤其全球金融危机期间我国货币政策的动态效应，从中总结出一定的经验教训，推动我国今后货币政策的有效制定，以更好应对新的经济形势、世界格局、日后经济危机的爆发，以及更好地适应新常态下的经济形势，成为我国决策部门、货币当局当下急需解决的问题。

作为各个经济体宏观调控的重要手段，货币政策从其诞生之日起，不仅深远的影响着宏观经济体系的运行，也在很大程度上造成了微观经济系统的深刻变化，即货币政策对一国或某一地区的经济发展的影响既有广度，又有深度，因而若想更准确更全面的刻画我国货币政策的动态效应，所构建模型必须能同时涵盖这一影响的广度与深度两个层次：在广度方面，随着经济规模的增长与金融内容的丰富，经济金融数据的横截面不断外延，在深度方面，随着时间轴的拉长，经济金融数据的纵截面与日俱增，货币政策的制定所面临的数据环境与所需考量的影响因素已不再是仅仅包含少数变量的计量模型所能准确刻画的，为应对日益复杂的经济金融形势，更准确的描述政策制定当局所面临的决策环境，采用包含更多信息的大样本、多变量模型变得尤为重要。Geweke（1977）提出的动态因子模型为这一问题的解决提供了可能，多数实证结果表明少部分的宏观经济变量冲击（共同因子）驱动了数据中宏观经济变量大部分的联动关系，Stock 和 Waston（2006，2011）、Bai 和 Ng（2008）给出了关于动态因子模型的理论脉络、实证应用与经验研究等的详细介绍。近年来，动态因子模型再次为主流学派所重视，尤其经过 Bernanke 等（2005）、Stock 和 Waston（2005）、Giannone 等（2005）、Forni 等（2009）的拓展，因子模型已然可以成功用于进行宏观经济分析。由于宏

观经济变量之间存在强烈的联动关系，因子模型提供了一个较为真实但却十分简化的表达式。在残差项交叉不相关的一般假设下，利用主成分分析（Forni 等，2000；Stock 和 Waston，2002；Bai，2003）或者极大似然（Doz 等，2012）可以很容易实现对因子模型的估计。Bernanke 等（2005）通过状态空间模型，在动态因子模型的基础上将从观测方程中估计得到的因子作为状态方程 VAR 系统的组成部分而得到 FAVAR（Factor-Augmented Vector Autoregression）模型，并在此后被广泛应用。尤为重要的是，当在大数据环境下对多变量进行回归分析时，因子模型可以通过降维而避免遭受维度灾难，并可进行模型验证与稳健性检验。同(B)VAR 模型相比，(B)FAVAR 模型克服了(B)VAR 模型“遗漏变量误差”与“自由度”方面的内生缺陷。由于(B)VAR 模型只能容纳少部分数据变量，这显然与大数据多变量联动的现实情况是不相符的，且仅仅依赖单个或某几个指示变量的(B)VAR 模型由于信息不完全与指示变量选择不同并不能准确反映宏观经济整体情况，可能导致结果的有偏估计。应用 Gibbs 抽样方法并结合符号约束的贝叶斯过程，其计算程序十分耗时且繁琐。两步估计程序虽然估计结果也较好、实现过程颇为高效，但以滞后多项式形式并不能探索出完全的因子参数结构，其他估计程序也面临着类似问题。引入状态空间模型框架，不仅可尽可能的减少对状态方程动态效应的约束，还可进一步施加先验，以更为精确的捕捉公共因子与经济驱动力的内在联系，也即各个宏观经济变量间的联动关系。

与 Akmuth 和 Uhlig(2009)等类似，对 VAR 系统进行估计实现的过程施加符号约束(Sign Restriction)，本文将这一约束视为识别货币政策冲击的有效方法（Uhlig，2005），因为“符号”的设定是根据经济学界共识抑或经典经济学理论。符号约束思想源于 Leamer（1981）并被 Blanchard（1989）应用到宏观经济计量分析领域，最初由 Uhlig（1997）、Faust（1998）率先提出，经过 Canova 和 Pina（1999）、Gambetti（2000）、Canova 和 de Nicolo（2002）等学者发展，最终由 Uhlig（2005）系统性提出并实现。符号约束下的模型实现，既具有显著的统计学意义，又代表鲜有争议的经济共识，即符号约束很好地将长期以来经济学家追求的模型实现下的统计学显著性与参数所代表的经济含义相统一，极具应用价值与学术意义。

现有文献已逐步将 BFAVAR 模型与符号约束相结合（如 Luciani，2015），但就国内来看，现有文献鲜有同时涉及符号约束识别框架（如王文甫等，2015；闫彬彬，2013；赵文胜和张屹山，2012；刘志志，2011）与 FAVAR 模型（如许涤龙等，2014；肖强，2014；朱满洲，2013；陈普，2012；沈悦等，2011）。尤其就符号约束而言，国内文献虽已有研究但相对较少。本文不仅厘清了符号约束识别框架，而且系统阐述了贝叶斯框架下利用多步移动 Gibbs 抽样进行 FAVAR 模型估计的实现过程，并在此基础上有效的探索与实现了符号约束识别框架下的 BFAVAR 的模型估计，为后续的研究提供了一定的指导与借鉴。

为此，本文最终采用状态空间模型下的贝叶斯过程进行模型参数估计，并在此基础上施加“较弱”的符号约束，由于可从“残差带”中对结果进行观察，因而结果的不确定性大大降低，可以得到更为合理的结果。本文结构框架如下：第一部分引言，阐明选题背景与意义，并对现有文献进行评述；第二部分数理分析与模型建立，阐明价格之谜的产生原因及在 FAVAR 框架下如何利用符号约束避免价格之谜。第三部分符号约束下实证结果的经济解释，首先介绍了区间选取与变量设定，接着在简述模型实现的基础上，对符号约束下的实证结果进行经济学分析。第四部分，结论。

二、数理分析与模型建立

（一）价格之谜数理分析

在对货币政策的计量分析中,应包含利率等这些关键变量(Bernanke 等, 2005),因为相应因子模型的噪音成分与货币当局选择货币政策工具是相关的。如果模型没有包含这些变量,将导致模型设定是有偏的,并且对货币政策冲击的识别也将是有误的。这看似是合理的,似乎可以解释为什么状态方程 VAR 系统中不包含价格指数时,价格水平会对模型识别的紧缩性货币政策冲击产生正向反应,也即有助于从数理分析角度理解价格之谜^①(Sims, 1992)发生的原因。举例说明,假设价格指数成分 p_t 和利率成分 r_t 服从如下的数据生成过程:

$$p_t = -\alpha r_{t-1} + \gamma p_{t-1} + \mu_{p,t} \quad (1)$$

$$r_t = \phi p_t + \mu_{m,t} \quad (2)$$

其中,系数 α 、 γ 、 ϕ 均为正值, $\mu_{p,t}$ 和 $\mu_{m,t}$ 分别表示价格水平冲击与货币政策冲击,二者相互独立,且各自与其滞后期相互独立,并服从正态分布,方差分别为 $\sigma_{p,t}^2$ 和 $\sigma_{m,t}^2$ 。上述模型做了极端假设,即在因子结构中,货币政策冲击完全包含在利率的扰动成分 $\mu_{m,t}$ 中。还有许多更为一般的形式,与上述结构相关的如货币政策冲击并不通过其他因子影响价格水平,而是单独通过利率的直接效应作用到价格水平的扰动成分来最终影响价格水平;又如在包含价格水平的 FAVAR 模型中,部分货币政策冲击可被价格水平的移动解释,也是其自身驱动的利率的一部分,并最终影响价格水平,即

$$p_t = (\gamma - \alpha\phi)p_{t-1} + \mu_{p,t} - \alpha\mu_{m,t-1} \quad (3)$$

假设 $0 \leq \gamma - \alpha\phi \leq 1$, 则给定一个紧缩的货币政策冲击,将对价格水平产生一期滞后的正向效应,价格水平也将逐渐趋于 0,即价格之谜出现。那么如何正确识别货币政策冲击 $\mu_{m,t}$ 。Bernanke 等(2005)建议将联邦基金利率作为可观测因子加入 VAR 系统。因上述模型没有包含任何因子(或已将因子从模型中剔除),这与如下模型估计一致

$$r_t = \beta r_{t-1} + \xi_t \quad (4)$$

$$p_t = \lambda r_t + v_t \quad (5)$$

式(4)表示因子模型,且因子只包含利率,式(5)表示价格水平因子表达式,且因子同样只包含利率, λ 为利率成分的因子载荷。一般情况下,将 ξ_t 解释为货币政策冲击。假设 $0 \leq \gamma - \alpha\phi \leq 1$, 这一模型系数将很容易得出。价格成分与利率成分方差表示如下

$$E[pp] = \frac{\sigma_{p,t}^2 + \alpha^2 \sigma_{m,t}^2}{1 - (\gamma - \alpha\phi)^2}$$

$$E[rr] = \phi^2 E[pp] + \sigma_{m,t}^2$$

大样本情形下, β 和 λ 的估计将依概率收敛于

$$\lim_p \beta = \gamma - \alpha\phi - \gamma \frac{\sigma_{m,t}^2}{E[rr]}$$

$$\lim_p \lambda = \frac{1}{\phi} \left(1 - \frac{\sigma_{m,t}^2}{E[rr]}\right), \phi \neq 0$$

若 $\phi = 0$, 则 $\beta = 0$, $\lambda = 0$; 若 $\phi > 0$, 则 $\lambda > 0$ 。由式(5)知,价格成分对识别的货币政策冲击 ξ_t 的脉冲响应即 λ 与 r_t 对 ξ_t 的脉冲响应之积。若 $\phi > 0$, 则 $\lambda > 0$, 由于利率对宽松货币政策冲击产生负向脉冲响应,故而价格之谜出现。若进一步施加约束 $\beta > 0$, 价

^① 价格之谜可通过将商品价格包含在 VAR 中得到缓解,在某种程度上,将联邦基金利率排序在 VAR 系统的末位,可以避免价格之谜结果的生成(Eichenbaum, 1992),但并不具备充分的说服力。符号约束,提供了另一种较为合理的且符合经济学共识的避免价格之谜结果生成的识别约束。

格成分将对紧缩货币政策冲击做出负向反应，价格之谜得以避免。因此，符号约束识别框架下同时包含价格成分 p_t 和利率成分 r_t 的 VAR 模型可以正确识别货币政策冲击。因此，本文将利率 r_t 和价格指数 CPI 作为可观测因子 f_t^y 加入到因子表达式中的基础上，又加入 M2（陈普，2012）和工业增加值（肖强等，2014），以期解决价格之谜，并正确识别货币政策冲击，即共同因子个数设定为 4。

（二）BFAVAR 模型构建

本文采用计算了状态空间形式的 Bernanke 等（2005）所使用的贝叶斯框架下的 FAVAR 模型。因子模型的思想即宏观经济的波动是由部分可以影响所有内生变量的结构化冲击与某些只影响某一个或某几个内生变量的异质成分共同作用的结果。因此，每个平稳的时间序列 X_{it}^c 均可分解为解释了宏观经济波动两种来源的两种相互正交的成分：共同成分 f_t^c 和异质成分 e_t^c 。这里， X_t^c 表示由 t 期的可观测变量所组成的 $N_c \times 1$ 维向量，其中 $t=1, \dots, T$ ；上标 c 表示提取出共同因子的面板。令 f_t^c 表示由 t 期的不可观测因子所组成的 $K_c \times 1$ 维向量， e_t^c 表示由 t 期的各个变量的特质成分所组成的 $N_c \times 1$ 维向量。进一步地，令 f_t^y 表示由 t 期的完全可观测到的可观测因子所组成的 $N_y \times 1$ 维向量，这些变量对经济体系具有普遍影响并且是如此重要以至于其应当以因子形式被包含在模型之中。模型具体形式如下：

$$X_t^c = \lambda^c f_t^c + \lambda^y f_t^y + e_t^c, \quad e_t^c \sim N(0, R_e) \quad (6)$$

其中， λ^c 表示 $N_c \times K_c$ 维的不可观测因子的因子载荷矩阵， λ^y 表示 $N_c \times N_y$ 维的以因子形式被包含在模型中的完全可观测因子的因子载荷矩阵。误差项 e_t^c 均值为 0、协方差矩阵为 R_e ，假定 R_e 为对角矩阵。因此可观测变量 X_t^c 的误差项之间是交叉不相关的。FAVAR 状态方程表示了因子的联合动态效应，以及服从 VAR(P) 过程的因子向量 (f_t^c, f_t^y) 。

$$\begin{bmatrix} f_t^c \\ f_t^y \end{bmatrix} = \sum_{p=1}^P \phi_p \begin{bmatrix} f_{t-p}^c \\ f_{t-p}^y \end{bmatrix} + \varepsilon_t^f, \quad \varepsilon_t^f \sim N(0, \Sigma_\varepsilon) \quad (7)$$

其中， ε_t^f 表示 $K \times 1$ 维的 t 期简化式冲击， Σ_ε 表示 $K \times 1$ 维的因子误差协方差矩阵， ϕ_p 's 表示各自的 $K \times K$ 维的 p 阶滞后系数矩阵，且 $K = K_c + N_y$ 。为实现对 FAVAR 的模型估计，本文采用 Bernanke 等（2005）提到的第二种估计程序，结合 MCMC 方法、应用极大似然的一步估计过程，因为这种估计方法可以精确的识别因子结构。通过 f_t^y 将式（6）进行拓展：

$$\begin{bmatrix} X_t^c \\ f_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda^c & \lambda^y \\ 0 & I_{N_y} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_t^c \\ f_t^y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^c \\ 0 \end{bmatrix}$$

令 $X_t \equiv (X_t^c, f_t^y)'$ ， $e_t \equiv (e_t^c, 0_{[N_y \times 1]})'$ ， $f_t \equiv (f_t^c, f_t^y)'$ ，可将模型改写为：

$$X_t = \lambda f_t + e_t$$

$$f_t = \sum_{p=1}^P \phi_p f_{t-p} + \varepsilon_t^f$$

其中， X_t 为 $N \times 1$ 维， $N = N_c + N_y$ 。当滞后阶数 $P > 1$ ，需要将状态空间模型改写为一阶 Markov 过程形式，这需要对模型的伴随形式进行如下相关定义：

$$\lambda = \begin{bmatrix} \lambda^c & \lambda^y \\ 0_{[N_y \times K_c]} & I_{N_y} \end{bmatrix}$$

$$\begin{aligned}\phi &= [\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p]' \\ F_t &= [f_t', f_{t-1}', \dots, f_{t-p+1}']' \\ \varepsilon_t &= [\varepsilon_t^f, 0, \dots, 0]'\end{aligned}$$

FAVAR 方程以一阶形式表示的滞后多项式变为：

$$\Phi = \begin{bmatrix} \phi_1 & \dots & \phi_p \\ I_{K(P-1)} & & 0_{K(P-1) \times K} \end{bmatrix}$$

将 FAVAR 扰动项的 VCV 用 0 以一种直接方式进行转换来调整状态方程的维度，得到

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_\varepsilon & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

其中，被零矩阵拓展以与伴随形式匹配的 Σ 维度为 $PK \times PK$ 。令 $\Lambda = [\lambda, 0, \dots, 0]$ ，则

$$\begin{aligned}F_t &= \Phi F_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, \Sigma) \\ X_t &= \Lambda F_t + e_t, \quad e_t \sim (0, R)\end{aligned}$$

是最终拟合估计程序的状态空间表达式。再次强调 R 是对角矩阵， e_t 与 ε_t 相互独立。实证过程中，不可观测共同因子设定为 3，滞后阶数设定为 1。

（三）符号约束理论阐述

本文的主要目标是，通过施加 Uhlig（2005）针对 VAR 框架提出的符号约束，在大数据环境下识别货币政策冲击。如何通过预测误差项 ε_t^f 的分解来识别结构化冲击，尤其是货币政策冲击，是学术界普遍争议的问题。从经济学的角度来看，采用一个识别框架来保证脉冲响应满足理论“共识”似乎是合理的。建立 FAVAR 状态空间模型的目的，就等同于如下的主要区别：结构化冲击并不从简化式观测方程的扰动项推断而得，而是从 FAVAR 模型的扰动项推断而得，模型中包含的因子涵盖了可观测数据的关键动态信息。

$$f_t = \sum_{p=1}^P \phi_p f_{t-p} + \varepsilon_t^f, \quad t=1, \dots, T \quad (8)$$

式（8）为 FAVAR 方程的结构化表示，其方差协方差矩阵 Σ 满足 $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$ 。这样一来，模型构建的关键就在于如何将冲击项 ε_t 分解为具有经济意义的新息，即如何将一步向前预测误差 ε_t 表示为正交的结构化冲击 v_t 的线性组合。为此，假定 ε_t 一共由 m 个方差标准化为 1 且相互独立的新息构成，记 $I_m = E[v_{t,i} v_{t,i}']$ ， v 表示正交结构冲击项量。在模型识别的过程中，需寻找一可逆矩阵 A 使得 $Av_t = \varepsilon_t$ ，则 $\Sigma = E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = E[Av_t v_t' A'] = AA'$ ，那么 A 的第 j ($j=1, \dots, m$) 列则表示第 j 个新息（大小是一个标准误差）对全部内生变量的影响。由于 A 的自由度达到 $m(m-1)/2$ ，因而为了成功识别模型，进一步的约束施加是十分必要的。^①在实际问题研究中，通常只关心其中某一个或某几个具有经济意义的新息，如本文只关心与货币政策冲击相关的新息项，也即确定性方程 $\Sigma = AA'$ 中所寻找的矩阵 A 中的某一系列 $a \in R^m$ ，而对其余 $m-1$ 个新息没有必要再去识别，使研究问题得到简化。假设 $\Sigma = \tilde{A} \tilde{A}'$ 是 Σ

^① 通常，约束来源于以下三种：其一，将 A 视为方差协方差矩阵的 Cholesky 分解，暗含 Sims（1986）中所作的变量递归顺序；其二，通过 Bernanke（1986），Blanchard 和 Watson（1986）或 Sims（1986）中涉及的基本扰动 $v_{t,i}$ ($i=1, \dots, m$)，与一步向前预测误差 $\mu_{t,i}$ ($i=1, \dots, m$) 之间的结构化关系；其三，通过 Blanchard 和 Quah（1988）中做法，利用源自永久成分中各自的短暂成分。本文采用完全不同的约束程序。

的 Cholesky 分解, 那么一定存在模长为 1 的标准化 m 维列向量 α , 并且有 $a = \tilde{A}\alpha$ 。故而可将与新息项 a 相对应的脉冲响应表示为在经过 Cholesky 分解得到的脉冲响应的线性组合。因此, 可定义向量 a 为脉冲向量, 若存在矩阵 A 满足 $AA' = \Sigma$, 同时 a 是 A 的其中一列。则在 Σ 的 Cholesky 分解下, 各内生变量对冲击 a 的脉冲响应向量表示为 $r_a(k) = \sum_{i=1}^m \alpha_i r_i(k)$, 其中, $r_i(k) \in R^m$ 表示所有内生变量对第 i 个新息项冲击的滞后 k 期的脉冲响应向量。在具体操作过程中, 为了识别与货币政策冲击有关的脉冲向量 a 需要事前给定一个正整数 K 来表示最大的约束期数, 并以 $0 \leq k \leq K$ 表示冲击后的期数。

由于满足符号约束的脉冲响应函数往往不只有一个, 因而需要计算出所有满足符号约束的脉冲响应, 并在给定分位数的条件下, 选取脉冲响应函数的变动范围。最终, 施加符号约束的为货币供应量、利率及价格指数有关变量。特别要说明的是, 以往的大多数研究在给定分位数后所作的脉冲响应图的上下边界并不十分精确, 本文通过 MATLAB 编程成功实现了整个考察期的脉冲响应的各期分别排序, 并在给定分位数下确定了脉冲响应的上下边界线以及中位线, 较为精确的实现了各期脉冲响应的估计。特别指出, 出于建模的需要, 需对原始数据进行差分处理将累计值转变为当期值, 为与实际问题相匹配, 进过差分处理的变量得到的脉冲响应是累计脉冲响应, 且所有变量脉冲响应均经过对数平滑处理。

Amir-Ahmadi 和 Uhlig (2009) 指出, 这种识别策略有它自身的局限性, 如货币需求冲击被排除在模型之外。进一步的, 其他冲击的联合效应很可能潜在的同货币政策冲击的表现相似。可以通过精确识别其他冲击来避免上述问题, 但这需要大量的条件假设。总之, 在计量经济的实证研究过程中, 识别策略总是基于这样或那样的前提假设: 在这里, 并不是说符号约束识别过程完美无瑕, 只是说在统计意义显著的基础上更符合经济学共识。

三、符号约束下实证结果的经济解释

(一) 区间选取与变量设定

自 1978 年 12 月我国党的十一届三中全会召开以来, 我国经济体制开始了由计划经济向市场经济过渡的历史进程, 经历了“计划经济为主与市场调节为辅 (1978-1984)”、“有计划的商品经济 (1985-1992)”、“社会主义市场经济体制初步形成 (1993-2007)”三个重要的历史时期, 其中, 于 2003 年 10 月召开的我国党的十六届三中全会最终通过的《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》标志着我国社会主义经济体制的初步建立, 自此步入完善社会主义市场经济体制阶段。另外, 从 2003 年开始后的十年间, 我国经济发生了结构性转变, 在实现宏观经济高速增长的同时, 不再伴随着本币持续贬值的态势, 而是在宏观经济继续稳定、高速增长的同时, 出现了本币升值压力持续的新局面, 也即从 2003 年开始, 我国宏观经济以美元衡量增速第一次赶超以本币衡量增速、名义追赶增速也第一次高于实际追赶增速, 自此, 世界经济格局逐渐迎来了“中国时代”。因此, 本文最终选取的数据区间为 2003 年 1 月至 2015 年 3 月。

古典经济学派与新古典经济学派都主张“看不见的手”对国内经济放任自流, 但 1929-1933 年于美国爆发的大萧条最终证明对经济放任自流并不能改善经济状况, 也不能解释此次大萧条爆发的真正原因。1936 年, 凯恩斯著作《就业、利息和货币通论》, 主张国家对经济进行宏观干预, 即利用“看得见的手”刺激国内总需求, 以实现充分就业与经济增长, 并在后来逐渐成为整个宏观经济学主流, 所采取的手段即财政政策与货币政策。经过几十年发展, 货币政策已然成为几乎所有政治经济体重要的宏观经济调控手段, 也是学术界重点关

注领域之一，不仅影响实体经济，还涉及虚拟经济。为更好更全面更准确的测度我国货币政策的动态效应，本文最终选取涉及国民经济核算、工业、价格指数、对外贸易及投资、固定资产投资、国内贸易、银行与货币、利率汇率、证券市场、财政、就业与工资、景气调查、人民生活、人口与资源等共 141 个指标变量，数据均来源于万得（Wind）数据库，采用月度数据进行回归分析，对于不存在月度频率的数据，日度数据选取当月最后一个数据作为月度数据，累计值通过差分处理得到当月（季）值，季度数据通过插值法转化为月度数据。^①

（二）符号约束下 BFAVAR 模型的估计实现

在贝叶斯框架下，模型参数将被看作是服从某种概率分布的随机变量，重点在于在因子 $\{f_t\}_{t=1}^T$ 和参数空间 $\theta = (\lambda^f, \lambda^y, R_e, \phi, \Sigma_\varepsilon)$ 的基础上进行统计推断。Geman 和 Geman (1984) 指出，当迭代次数足够大时，所得到的模型参数联合后验分布和边际分布将以指数速度收敛于模型参数真实的联合分布与边际分布，即可通过 Gibbs 抽样得到的模拟值近似模型参数的真实值。给定数据，多步移动的 Gibbs 抽样方法（如 Bernanke 等，2005）将交替的抽取参数 θ 与因子 f_t 。第一步，以超参数和数据为条件，运用 Kalman 滤波估计不可观测的共同因子；第二步，在给定因子和数据的条件下，利用 Gibbs 抽样方法在参数矩阵各个分块中进行抽取，来计算模型超参数。迭代过程如下：

（1）给定 X^T 和 θ 条件下因子 F_t 的条件密度。状态空间模型是线性高斯的，故有

$$F_t | X^T, \theta \sim N(F_{t|t}, P_{t|t})$$

首先使用 Kalman 滤波生成 $F_{t|t}$ 和 $P_{t|t}$ ， $t=1, \dots, T$ 。为了初始化，设 $F_{1|0} = 0_{KP \times 1}$ ， $P_{1|0} = I_{KP}$ ，并根据以下过程循环访问 Kalman 滤波

$$F_{t|t} = F_{t|t-1} + P_{t|t-1} \Lambda' H^{-1} \eta_{t|t-1}$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} \Lambda' H^{-1} \Lambda P_{t|t-1}$$

其中， $\eta_{t|t-1} = (X_t - \Lambda F_{t|t-1})$ 是条件预测误差，并且它的协方差矩阵表示为 $H_{t|t-1} = (\Lambda P_{t|t-1} \Lambda' + R_e)$ 。

（2）给定 X^T 和 F_t 条件下参数 θ 的条件密度。从参数 $P(\theta | X^T, F^T)$ 的条件分布中抽样要求将参数分为两块，分别表示量测方程与状态方程。每一块都以提取的因子与数据为条件独立的从各自的参数空间进行抽取。

首先， Λ 和 R_e 的先验分布

$$p(R_{nn}) = Ig(\delta_0 / 2, \eta_0 / 2)$$

$$p(\Lambda_n | R_{nn}) = N(\Lambda_{n0}, R_{nn} M_{n0}^{-1})$$

这将生成如下形式的后验分布

$$p(R_{nn} | \tilde{X}^T, \tilde{F}^T) = Ig(\delta_i / 2, \eta_i / 2)$$

$$p(\bar{\Lambda}_n | \tilde{X}^T, \tilde{F}^T, R_{nn}) = N(\bar{\Lambda}_n, R_{nn} M_n^{-1})$$

采用 Bernanke 等 (2005) 的先验设定，即 $\delta_0 = 6$ ， $\eta_0 = 10^{-3}$ ， $M_{n0} = I_{K_c}$ ， $\Lambda_{n0} = 0_{K_c \times 1}$ 。 M_n 表示在先验中关于 Λ_n 第 n 个方程系数的矩阵。因子规范化要求设 $M_0 = I$ 。

其次， $vec(\phi)$ 和 Σ_ε 采用 Normal-Inverse Wishart 先验分布 (Uhlig, 1994)

$$p(\Sigma_\varepsilon) = IW(S_0, \nu_0)$$

^① 由于篇幅过大，选取指标、类别、处理方式及可观测因子、考察变量、施加符号约束变量表请与作者联系或参见陈守东个人主页 (<http://sdchen.com/econ/>) 工作论文 (陈守东、孙彦林、毛志方，2015) 附录。

$$p(\text{vec}(\phi) | \Sigma_\varepsilon) = N(\bar{\phi}_0, \Sigma_\varepsilon \otimes N_0^{-1})$$

这将生成如下形式的后验分布

$$p(\Sigma_\varepsilon | X^T, F^T) = IW(S_T, \nu_T)$$

$$p(\text{vec}(\phi) | X^T, F^T, \Sigma_\varepsilon) = N(\text{vec}(\bar{\phi}_T), \Sigma_\varepsilon \otimes N_T^{-1})$$

该先验还设定 $\nu_0 = 0$, $N_0 = 0_{K \times K}$, S_0 和 ϕ_0 的选择是任意的, 因在后验中被抵消。为保证平稳性要求, 截取抽样, 通过摒弃抽取的最大特征值的绝对值大于 1 的 ϕ 。

不同的先验可能产生不同的结果, 但结果对先验选择的敏感度可能不是那么强烈 (Faust, 1998)。McCulloch 和 Rocci (1994) 建议将后验概率密度函数的估计结果代入 Gibbs 抽样新的迭代过程中, 倘若得到的后验概率密度函数与额外 Gibbs 抽样迭代得到的后验概率密度函数差异足够小, 则认为 Gibbs 抽样是收敛的, 为此在进行 Gibbs 抽样迭代的过程中需要进行预烧。本文通过 10000 次抽样 (其中前 4000 次预烧、后 6000 次抽样) 进行贝叶斯推断, 生成 6000 个推断结果, 并对每个推断结果随机生成 300 个代表货币政策冲击的脉冲向量, 即共生成 6000x300 个与之对应的脉冲响应, 最终得到 111 个满足符合约束的脉冲响应, 并对各期得到的脉冲响应进行当期排序, 据此确定上下边界。考察变量的脉冲响应如图 1 所示, 其中符号约束约束期 12 个月, 考察期 24 个月, 脉冲响应图上标为考察变量与可观测因子的序号, 分别对应 24+4 个脉冲响应图。特别要说明的是, 图中的三条线分别代表在 68% 的分位数下, 各期脉冲响应值的上边界、中位值、下边界, 本文将以中位值线为基准对各考察变量与可观测因子在紧缩货币政策冲击下的脉冲响应进行分析。

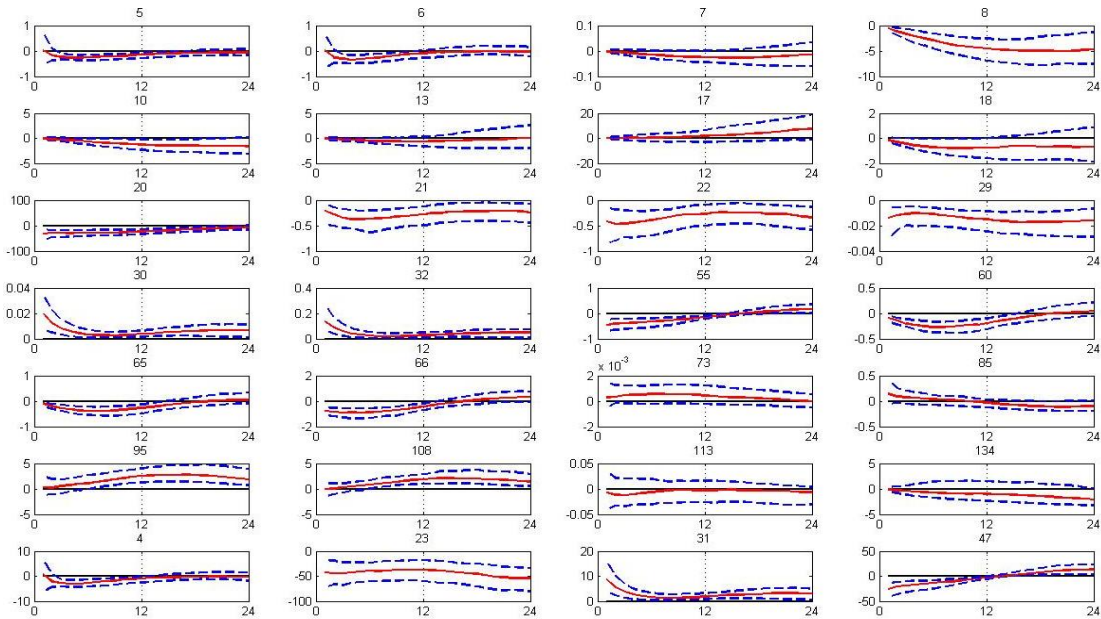


图 1 符号约束下各考察变量及可观测因子的脉冲响应图^①

(三) 符号约束下贝叶斯估计结果的实证分析

图 1 中第 4、7、113 号分别代表工业增加值、名义 GDP 和 PMI 的脉冲响应图。产出有

^① 图 1 中第 47、55、60、65、66 号分别代表 CPI、RPI、PPI、PPIRM、CGPI 的脉冲响应图。在约束期内, 价格水平的脉冲响应均为负值水平, 很好地避免了价格之谜, 较传统 VAR 模型 (杨小军, 2011) 相比, 结果更为合理且更符合经济学共识。

关变量没有施加符号约束,据此考察我国货币政策是否中性。给定紧缩性货币政策冲击,我国工业增加值与 PMI 在冲击后第二个季度负向响应程度最深,此后负向影响逐渐减弱,GDP 考察期内的影响始终维持着负向水平,在冲击后一年左右的时间内所受负向影响达到最大,在此后逐渐趋于 0,即我国的货币政策是非中性的,货币政策与产出是同向变化的。另外,产出对货币政策冲击是即时响应的。以上两点构成了我国决策层不断通过宽松货币政策来持续维持 GDP 增速的重要原因。从脉冲响应图来看,产出对货币政策冲击的响应机制并非线性,因而线性的泰勒规则可能并不能完全刻画我国的货币政策规则,尽管在 1999 年以后我国货币政策规则发生了显著的结构转变,逐渐由以相机抉择型为主过渡到以规则型为主的货币政策规则(张小宇,2013)。就总体趋势(图 2(a))看,2003 年以来我国 GDP 增长率始终在小范围内波动,并且呈现出波谷渐进升高、波峰渐进降低的趋势特点,在一定程度上说明我国货币政策的有效性。但从另一角度分析,与 M2 增长率进行对比发现,我国 GDP 增速远低于 M2 增速,即我国 GDP 的增长是建立在泛滥的货币超发的基础之上的,相当部分的超发货币并没有被实体经济消化,这最终导致我国出现严重的产能过剩下的 CPI 与 PPI 相背离、GDP 与汇率相背离、流动性与利率相背离等一系列不尽如人意的现象出现。本文将重点对紧缩性的货币政策冲击下我国货币供给与利率的响应机制进行分析,并试图回答未被实体经济消化的大量流动性最终流向哪里,以及被实体经济消化的货币资金又主要流向哪里。

1. 紧缩性货币冲击对货币供给脉冲响应分析

图 1 中第 21、22、23、29 号分别代表 M0、M1、M2 和金融机构新增人民币贷款脉冲响应图。约束期内上述四变量符号约束为负,代表“宽信贷”的金融机构新增人民币贷款在趋势变化方面却与之相反,源于我国央行采取紧缩型货币政策,在抽走市场一部分流动性同时,货币价格(利率)上升,厂商短期内货币需求弹性较大,金融机构内控政策调整又存在一定滞后,最终导致金融机构新增人民币贷款在冲击后虽产生负向脉冲响应并一直维持负向响应,但这种影响却先减弱后逐渐加深并最终趋于平稳;代表“宽货币”的 M0、M1、M2 脉冲响应在冲击后迅速负向探底,此后一年时间逐渐缓解但始终维持负向影响并趋于稳定。就货币供应量来看,M1 反映消费和终端市场活跃情况,M2 反映投资和中间市场活跃情况。若 M1 增速远高于 M2,反映出当前市场投资不足却需求旺盛,存在需求推动型通货膨胀风险;若 M2 增速远高于 M1,反映出当前市场需求不足却投资过热,存在泡沫堆积甚至金融危机风险。我国泡沫最为严重的当属房地产市场,因此为简化分析,以房地产开发新增固定资产来分析我国资产市场的泡沫堆积情况,并以金融机构新增人民币贷款刻画金融市场虚拟经济的泡沫堆积情况。从这个角度分析(图 2(b)),出现严重通过膨胀的 2003-2004、2007-2008、2010-2011 对应的 M2 与 M1 增速之差为负值或在零线附近,而房地产急速扩张的 2005-2006、2009、2013 对应的 M2 与 M1 增速之差为正值或在零线附近,“货币政策的本质即是在 GDP 增速、通货膨胀水平、就业水平三者之间进行权衡取舍”^①,近十几年来,我国基本实现了较高的 GDP 增长,但没有发生严重的通货膨胀,因而评价我国货币超发是不合理的,但笔者认为还是应适当控制我国货币供给。另外,金融机构新增人民币贷款与房地产开发新增固定资产基本趋势同步,并在一定程度上金融机构新增人民币贷款趋势变化略微领先于房地产开发新增固定资产。分析脉冲响应图发现 M2 与 CPI 总体趋势趋同,但 M2 领先于 CPI 变化,M1 与金融机构新增人民币贷款趋势变化相同且均领先于房地产开发新增固定资产。综上分析可初步认为,“宽货币”将导致通货膨胀,“宽信贷”将导致泡沫堆积,甚至金融危机爆发。

^① 中国人民银行调查统计司司长盛松成在 2014 年 1 月 15 日国新办举行的新闻发布会表示中国货币供应量不存在超发现象。

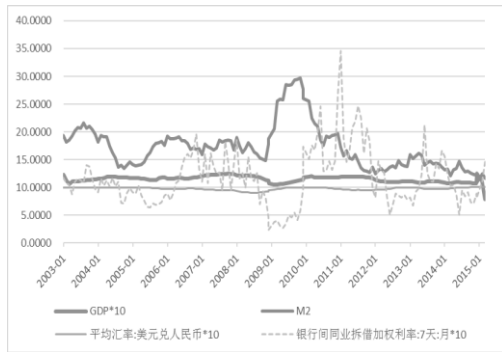


图 2(a) GDP 等四指标同比增长趋势图

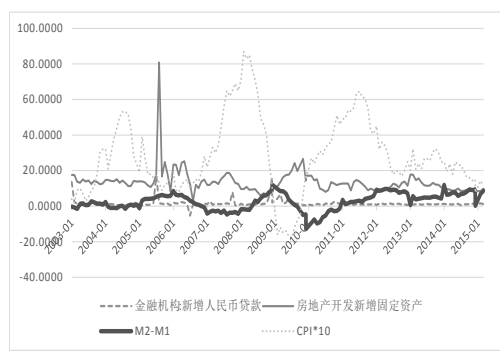


图 2(b) 新增贷款等四指标同比增长趋势图

2. 紧缩性货币冲击对利率脉冲响应分析

图 1 中第 30、31、32 号分别代表 shibor、7 天银行间同业拆借加权利率及回购加权利率脉冲响应图。约束期内上述三变量符号约束为正，冲击后利率水平脉冲响应水平迅速下降，之后考察期内基本稳定，一方面由于利率水平作为我国主要货币政策工具，货币政策冲击很大部分均包含在利率回归方程的扰动之中，因而利率变动往往就代表了货币政策变动，会对货币政策冲击作出即时迅速的反映；另一方面由于我国利率尚未实现市场化，其变动趋势与幅度受到央行管制，因而不会出现明显的趋势变化而表现为零线附近的趋势稳定。代表流动性指标的 M2 与短期利率趋势相背离现象明显（图 2(a)），并且我国短期利率在一定程度上领先于 M2 变化，但进入 2013 年后，这一趋势不再稳定，源于我国货币政策工具已逐渐取代为更为精细化公开市场操作。同时，M2 一直以正速率实现总量的不断增加，实际利率^①却基本维持在“负利率”水平，意味着货币市场流动性不断增加甚至泛滥的同时，资本成本却始终很低甚至是负资本成本，这势必会引起资产市场资产价格增加。实际利率与房地产开发新增固定资产趋势变化（图 3(a)）存在明显反向变动关系，一定程度上表明我国房地产泡沫的大量堆积是由于我国长期的负利率水平造成的（王铁锋，2005）。因为长期的实际负利率水平会刺激居民产生强烈的保值增值欲望，使得货币资金体外循环现象不断加深，非法集资规模不断扩大，导致资产价格的快速上涨，最终房地产成为了居民进行增值保值的“黄金之选”，房地产泡沫由此日益严重，货币政策调控难度随之加大，调控效果也随之大打折扣。

2003-2012 年，我国货币政策存在以金融危机为分水岭的两段对比鲜明的历史时期，这点从实际利率趋势变化也可甄别出来（图 3(a)）。一是 2003-2007 年间，以维持经济平稳增长为核心目的所采取的“稳中从紧”货币政策：2003 年，非典肆虐全国，严重制约我国经济发展，但随着我国负利率水平的不断加深，我国以房地产和汽车行业为代表的消费结构升级释放了大量的经济活力与动力，推动了我国投资、贸易、信贷等的快速发展，促使我国经济依然迎来了新一轮经济周期的繁荣上升期。随着经济的高速增长，我国经济发展出现过热，并伴随着通货膨胀的不断恶化，因此我国强调“渐进式”的宏观调控，采取“稳中从紧”货币政策并取得显著效果，负利率水平得到趋势渐进的改善。但在 2007 年，以房价为首、部分原油及肉类短期阶段性的供应短缺所导致的结构性的物价快速上涨（王小广，2007），导致我国实际负利率水平再次渐进加深。2008 年年初，为遏制结构性的价格上涨趋势以免最终发展为明显的通货膨胀，央行进一步采取了从紧的货币政策，我国负利率水平触底反弹。二是 2008-2012 年间，以修复、恢复我国经济增长水平并保持经济持续平稳增长的货币政策：

^① 实际利率= 7 天银行间同业拆借加权利率 - 通货膨胀率。对比趋势图发现，实际负利率水平主要是由于高通胀造成的。

2008 年 9 月全球金融危机全面爆发，同年发生严重雪灾与汶川地震，综合导致迫切、巨大的货币资金需求，为维持经济平稳增长、控制结构性物价水平的不断上涨，央行采取适度宽松的货币政策，并于 2008 年 11 月推出 4 万亿救市计划，在短期内成功稳定了经济增长，却加剧了我国经济结构失衡，还引发了通胀压力过大、产能严重过剩、流动性泛滥、本币外升内贬等系列问题，为我国经济发展埋下长期隐患，此后，我国的实际利率逐渐再次进入负利率区间。2011 年之前，我国宏观调控的重心始终是促进、维持经济平稳快速发展，这一过程中，也开始引导我国货币政策从反危机状态逐步回归到常态水平。2011-2012 年间，世界各国经济逐渐复苏，我国经济发展也渐进平稳，面对日趋复杂的国际经济形势与日益增大的国内潜在风险，央行货币政策基调由适度宽松转为稳健，并将“稳增长”作为宏观调控重心。

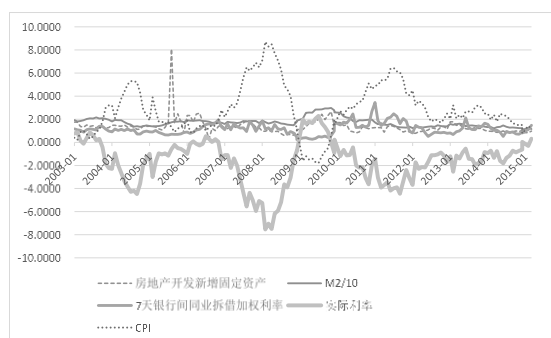


图 3(a) 房地产新增投资等五指标同比增长趋势图

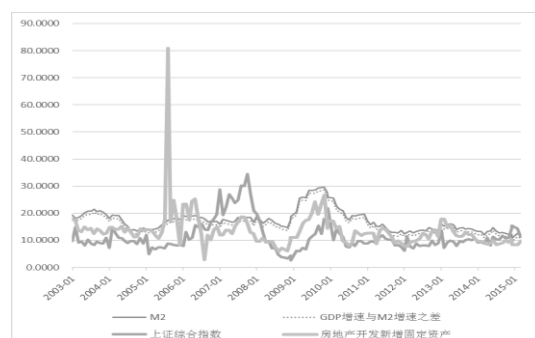


图 3(b) 上证综指等四指标同比增长趋势图

2012 年 9 月份以来，央行逐渐放弃了直接通过准备金率、存款利率进行的总调控，而渐进的采取精细化调控。在 2013 年年初央行推出短期流动性调节工具（SL0）和常备借贷便利（SLF）后，对 SL0、SLF 以及不同期限的调控流动性的公开市场操作工具的搭配使用日渐娴熟，据此对货币政策进行预调微调，充分发挥货币政策具备的逆周期调节作用，达到熨平周期性产出缺口的期望效果，做到“定向宽松、结构优化”。在货币政策的调控基调由适度宽松转为稳健的基本方向下，货币政策工具取而代之的是精耕细作的公开市场操作，在保持货币总量稳定的基础上引导货币资金的流向，更好的助力实体经济的结构调整与产业转型升级，此即货币政策的“新常态”（管清友，2014；马骏，2014）。分析脉冲响应图发现，M2 与 7 天银行间同业拆借加权利率渐进趋势相反但步调较为一致，与 CPI 总体趋势趋同，但 M2 领先于 CPI 变化，结合前述趋势分析，2013 年后，M2 增速、CPI 与实际利率均渐进趋稳，与货币政策“新常态”相互印证。

3. 过剩的流动性最终流向何处

长期以来，我国 M2 增速一直远高于 GDP 增速，即我国经济的快速增长是建立在货币供应量高速增长的基础之上的。不禁要问，被实体经济消化的大量流动性主要流向何处、未被实体经济消化的过剩流动性又何去何从？

首先，图 1 中第 108、134 号分别代表国房景气指数、房地产开发新增固定资产脉冲响应图。给定紧缩性货币政策冲击国房景气指数脉冲响应在整个考察期内为正，并在 14 个月左右渐进达到最大值，然后向零线缓慢收敛，房地产开发新增固定资产脉冲响应在整个考察期内为负，且这种负向影响持续深化。表明紧缩性货币政策冲击并不能有效遏制房地产市场景气状况，却有效降低了房地产市场扩张程度。前文已有分析，我国长期负利率水平刺激了我国房地产市场非理性繁荣，同时我国长期以外汇占款的形式发行了大量货币，并且发行的

货币以美元作为担保,使得金融机构所担负的流动性成本为零,因而有大量的流动性流向房地产市场,进一步推动了房地市场的繁荣,因此才会出现利率不断上调、房价不降反升的异象。但随着全球经济危机过后美国经济逐渐复苏、美国退出量化宽松的货币政策,美元渐进升值,美元开始回流美国本土市场,全球的流动性不断被抽走,我国金融机构的流动性成本不再为零,金融机构对房地产的定向贷款将有所大幅减少,我国房地产行业将很可能面临前所未有的危机,从而波及实体经济与虚拟经济,甚至诱发更为严重的金融经济危机。2008年全球金融危机爆发后,对于货币政策是否应对房价做出反应以及如何反应始终是理论学界争论的热点之一。在这样的现实背景下,我国的货币政策若能充分利用房价变化影响产出和通货膨胀的有用信息,则货币政策应该对房价变化做出间接反应,若所利用的有用信息不仅仅包含过往信息,还包含当期信息,则调控效果更为显著(谭政勋和王聪,2015)。

其次,图1中第85、95号分别代表中债总指数、上证综合指数脉冲响应图。给定紧缩性货币政策冲击,中债总指数在前12个月内脉冲响应为正并渐进趋于零线,之后为负值并逐渐趋于稳定,表明紧缩性货币政策冲击后,利率升高,信贷从紧,作为债券市场绝对主体——商业银行而言,其放贷能力下降、房贷规模严重受限,同时还要计提存款准备金,进一步削弱了可用来盈利的资本规模和能力。出于获利止损需要,投资债券市场便成为商业银行进行配置资产的一大主要渠道,随着资金不断涌入债券市场,需求增加,债券价格被推高,同时债券收益率下降。当债券收益率下降到一定程度,由于资本逐利性的存在,资金又会逐渐抽离债券市场,直到利率水平下降到足够低。上证综合指数在考察期内脉冲响应均为正值,并在16个月左右达到峰值,之后逐渐向零线收敛,表明紧缩性货币政策冲击后,由于我国实际负利率现象的长期存在,股票市场的流动性并没有被大规模的抽走,相反,我国短期利率水平的上升时期也是通货膨胀大幅上升时期,即实际负利率水平进一步恶化的时期(图3(a)),因此股票市场反而有流动性的注入,并对紧缩性的货币政策冲击做出正向的脉冲响应。

四、结论

本文从数理角度证明通过符号约束可避免VAR系统出现价格之谜,并在贝叶斯框架下、基于状态空间模型、利用多步移动Gibbs抽样方法实现了符号约束下的FAVAR模型估计,更好的模拟了大数据环境下货币政策制定者的决策环境,得到统计意义显著且经济意义亦显著的实证结果。据此期望能为货币政策的制定以及学者的学术研究提供一定的指导与借鉴。

(1) 对CPI、PPI等价格指数的脉冲响应分析发现,约束期内价格指数对紧缩性货币政策冲击脉冲响应为负,很好避免了价格之谜的产生;对GDP等产出有关变量脉冲响应分析发现,我国货币政策非中性,产出与货币政策同向变化。

(2) 考察期内代表“宽货币”的货币供给与代表“宽信贷”的新增人民币贷款脉冲响应趋势变化相反但符号始终为负,对利率脉冲响应分析发现考察期内不同利率脉冲响应均为正并迅速趋于0,可见货币供给与利率的政策工具意味明显,在进行脉冲响应分析的过程中,结合反映消费、投资的M2与M1增速之差与房地产开发新增固定资产与金融机构新增人民币贷款的趋势变化判断我国资产市场、虚拟经济的泡沫堆积情况;结合M2与7天银行间同业拆借加权利率、实际利率的趋势变化甄别我国2003年以来的货币政策周期。

(3) 我国M2增速近年来居高不下,由此产生巨大的流动性是否最终流向了房地产市场与股票市场并导致房价高企、股市繁荣是学术界普遍关心的问题。本文在趋势分析的基础上,对国房景气指数、房地产开发新增固定资产与中债总指数、上证综合指数的脉冲响应进行分

析发现：紧缩性货币政策冲击不能有效遏制房地产市场景气状况但有效遏制了房地产扩张速度；中债总指数的脉冲响应由正逐渐向负变化，上证综合指数脉冲响应先正向渐进上升后渐进趋于 0，即货币政策变化的确可影响金融市场。综上分析认为被实体经济消化的过剩流动性与长期的实际负利率水平确与房地产市场的非理性繁荣有关，未被实体经济消化的过剩流动性确与股票市场为代表的统计口径下虚拟经济的过热有关。

主要参考文献：

- [1] 陈普，“FAVAR 及其时变模型在中国宏观经济的应用”，华中科技大学，2012 年。
- [2] 管清友，“货币政策新常态：总量稳定、结构优化”，《股市动态分析》，2014 年第 22 期，第 24-26 页。
- [3] 刘志志，“中国经济波动与政策冲击”。天津：天津财经大学，2011 年。
- [4] 马骏，““新常态”下的宏观调控模式”，《新理财》，2014 年第 8 期。
- [5] 沈悦、周奎省、李善燊，“基于 FAVAR 模型的货币政策的房价传导机制研究”，《当代经济科学》，2011 年第 3 期，第 50-58 页。
- [6] 谭政勋、王聪，“房价波动、货币政策立场识别及其反应研究”，《经济研究》，2015 年第 50(1) 期，第 67-83 页。
- [7] 王铁锋，“现行制度下中国金融市场的系统风险：以货币市场为例”，《经济管理》，2005 年第 5 期，第 016 页。
- [8] 王小广，“近期物价上涨幅度较大的原因分析”，《宏观经济管理》，2007 年第 10 期，第 10-11 页。
- [9] 肖强，“资产价格调控的货币政策工具选择-基于 MS-FAVAR 模型”，《中央财经大学学报》，2014 年第 7 期，第 005 页。
- [10] 肖强、张晓峒、司颖华，“货币政策有效性及产业非对称性分析”，《商业研究》，2014 年第 4 期，第 25-30 页。
- [11] 许涤龙、刘妍琼、郭尧琦，“金融状况指数的 FAVAR 模型构建及效用检验”，《中南大学学报(社会科学版)》，2014 年第 20(4) 期，第 18 页。
- [12] 闫彬彬，“符号约束的 TVP-VAR 模型及我国信贷供求冲击的研究”。武汉：华中科技大学，2013 年。
- [13] 杨小军，“货币政策传导的价格效应——“价格之谜”在中国的经验证据”，《南京邮电大学学报（社会科学版）》，2011 年第 13(1) 期，第 34-43 页。
- [14] 张小宇，“非线性货币政策规则的理论分析与实证研究”。长春：吉林大学，2013 年。
- [15] 赵文胜、“张屹山，货币政策冲击与人民币汇率动态”，《金融研究》，2012 年第 8 期，第 1-15 页。
- [16] 朱满洲，“动态因子模型的理论和应用研究”。武汉：华中科技大学，2013 年。
- [17] 王文甫，张南，岳超云．中国财政政策冲击的识别与效应——符号约束方法下的 SVAR 分析[J]．财经研究，2015，41(6)．
- [18] Amir-Ahmadi P, Uhlig H, Measuring the dynamic effects of monetary policy shocks: A Bayesian FAVAR approach with sign restriction, mimeo, Humboldt University of Berlin, 2009.
- [19] Bai J, Inferential Theory for Factor Models of Large Dimensions, Econometrica Journal of the Econometric Society, 2003, 71(1), 135-171.
- [20] Bai J, Ng S, Large dimensional factor analysis, Now Publishers Inc, 2008.
- [21] Bernanke B S, Alternative explanations of the money-income correlation//Carnegie-Rochester conference series on public policy, North-Holland, 1986, 25, 49-99.
- [22] Bernanke B S, Boivin J, Elias P, Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector

autoregressive (FAVAR) approach, *Quarterly Journal of Economic*, 2005, 120, 387-422

[23] Blanchard O J, A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations, *The American Economic Review*, 1989, 1146-1164.

[24] Blanchard O J, Quah D, The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances, *National Bureau of Economic Research*, 1988.

[25] Blanchard O J, Watson M W, Are business cycles all alike? // *The American business cycle: Continuity and change*, University of Chicago Press, 1986, 123-180.

[26] Canova F, de Nicolò G, On the sources of business cycles in the G-7, *Journal of International Economics*, 2003, 59, 77 - 100.

[27] Canova F, Pina J, Monetary policy misspecification in VAR models, *University of Pompeu Fabra, Economics and Business Working Paper*, 1999, (420).

[28] Doz C, Giannone D, Reichlin L, A quasi maximum likelihood approach for large approximate dynamic factor models, *The Review of Economics and Statistics*, 2012, 94, 1014 - 1024.

[29] Eichenbaum M, Comments on "Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy", by Christopher Sims, *Europ, Econ. Rev.*, 1992, 36, 1001 - 1011.

[30] Faust J, The robustness of identified VAR conclusions about money// *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, North-Holland, 1998, 49, 207-244.

[31] Forni M, Giannone D, Lippi M, et al, Opening the black box: Structural factor models with large cross sections, *Econometric Theory*, 2009, 25(05), 1319-1347.

[32] Forni M, Hallin M, Lippi M, et al, The generalized dynamic-factor model: Identification and estimation, *Review of Economics and statistics*, 2000, 82(4), 540-554.

[33] Fuhrer J, Moore G, Inflation persistence, *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 127-159.

[34] Gambetti L, The Effectiveness of Monetary Policy: Empirical Evidence from a Non-Standard Identification Criterion, 2000.

[35] Geman S, Geman D, Stochastic relaxation, Gibbs distributions, and the Bayesian restoration of images, *Pattern Analysis and Machine Intelligence*, *IEEE Transactions on*, 1984, (6), 721-741.

[36] Geweke J, The Dynamic Factor Analysis of Economic Time// Series, in Aigner and Goldberger, *Latent Variables in Socio-Economic Models*, 1977.

[37] Giannone D, Reichlin L, Sala L, Monetary policy in real time// *NBER Macroeconomics Annual 2004*, Volume 19, MIT Press, 2005, 161-224.

[38] Leamer E E, Is it a demand curve, or is it a supply curve? Partial identification through inequality constraints, *The Review of Economics and Statistics*, 1981, 319-327.

[39] Luciani M, Monetary policy and the housing market: A structural factor analysis, *Journal of applied econometrics*, 2015, 30(2), 199-218.

[40] McCulloch R, Rossi P E, An exact likelihood analysis of the multinomial probit model, *Journal of Econometrics*, 1994, 64(1), 207-240.

[41] Sims C A, Are forecasting models usable for policy analysis?, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1986, 10(1), 2-16.

[42] Sims R R, The challenge of ethical behavior in organizations, *Journal of Business Ethics*, 1992, 11(7), 505-513.

- [43] Stock J H, Watson M W, Dynamic factor models, Oxford Handbook of Economic Forecasting, 2011, 1, 35-59.
- [44] Stock J H, Watson M W, Forecasting using principal components from a large number of predictors, Journal of the American statistical association, 2002, 97(460), 1167-1179.
- [45] Stock J H, Watson M W, Forecasting with many predictors, Handbook of economic forecasting, 2006, 1, 515-554.
- [46] Stock J H, Watson M W, Implications of dynamic factor models for VAR analysis, National Bureau of Economic Research, 2005.
- [47] Uhlig H, Bayesian vector autoregressions with stochastic volatility, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1997, 59-73.
- [48] Uhlig H, On singular Wishart and singular multivariate beta distributions, The Annals of Statistics, 1994, 395-405.
- [49] Uhlig H, What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure[J], Journal of Monetary Economics, 2005, 52(2), 381-419.

Dynamic Effect of Monetary Policy Shocks in China

Abstract: This paper not only proves the VAR system with sign restriction to avoid a price puzzle, but also implements the estimation of FAVAR model with sign restriction in the Bayesian framework, which simulates the large data environments better. The results show that the impulse response of the prices is minus which means that the price puzzle is avoided; monetary policy is not neutral; money supply and interest rates can be treated as policy instrument of significance; monetary policy affects the real estate and financial markets.

Key Words: monetary policy; dynamic fact; sign restriction

JEL Classification: E52, C51, C32