

美国货币政策对中国价格体系的影响机理^①

丁志国¹ 徐德财¹ 赵晶²

(1. 吉林大学商学院数量经济研究中心; 2. 东北师范大学商学院)

【摘要】 本文基于FAVAR模型实证研究了美国货币政策对中国价格体系的直接影响和间接传导机理。结果表明, 美国紧缩性货币政策构成了中国价格体系短期下行的动力; 虽然中国价格体系对美国投资市场收益率的波动具有短暂免疫性, 但随后会形成具有差异性特征的冲击; M_2 主导的美国市场流动性对中国价格体系形成显著且持续性最长的正向溢出, 而路径主要为贸易、信贷、利率和预期等渠道。因此, 中国货币政策选择必须基于外部冲击表现出灵活性和针对性。

关键词 货币政策 价格体系 影响机理 FAVAR模型

中图分类号 F821.5 **文献标识码** A

The Influence Mechanism of American Monetary Policies to the Price System of China

Abstract: Based on the FAVAR model, this paper studies the direct influence and indirect transmission mechanism of American monetary policies to the price system of China. Empirical results indicate that: Firstly, American contractionary monetary policies make the price system of China downward in a short term. Although the price system of China has temporary immunity to the volatility of American investment market, it has divergent impacts later; the liquidity of American market, which is led by M_2 , continuously forms the most significant positive spillover effect to the price system of China. And its transmission path is still influenced by channels of trade, interest, credit and expectation, etc. So, the choice of Chinese monetary policies must fully consider external impacts so it could have enough flexibility and relevance.

Key words: Monetary Policy; Price System; Influence Mechanism; Factor-Augmented Vector Autoregressive Model

① 本文得到2010年国家自然科学基金项目(71073067)、2011年教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(11JJD790010)、2012年国家社科基金重点项目(12AZD021)、2010年教育部“新世纪”优秀人才的资助。

引 言

全球化是当前世界经济的最重要特征之一，金融市场的高度关联性为国际资本流动提供了更加便捷的途径。当经济活动跨越国界，形成全球范围内相互依存、相互联系的有机整体时，货币政策选择就已经不再是某一个国家自己的问题了，各国货币当局独立运用货币政策手段调控本国经济的能力正在受到严峻挑战。随着中美两国产品贸易以及投资领域合作的不断加强，认真研究两国间经济领域的相互影响关系，已经成为规避外部冲击和保证本国经济健康平稳发展的必然选择，而其中价格领域影响关系研究尤为重要。在中美两国经济联系如此紧密的背景下，系统研究美国货币政策对中国价格体系的影响方式，以及影响究竟是通过怎样的路径发挥作用等问题，已经成为中国货币当局进行科学决策的前提。

Taylor (1995) 明确了货币政策传导机制的定义：货币政策通过特定的渠道导致宏观及微观经济变量发生变动，具体包括货币政策及其导致的经济行为和经济事件的变化。事实上，学者们大多不怀疑货币政策会对宏观经济变量产生影响的结论，尤其是货币政策调整会直接影响价格水平的变动，但对于货币政策发挥作用的机制和具体传导路径问题还存在一定的分歧 (Christiano 等, 1998)。关于货币政策影响价格体系的路径问题，存在利率渠道、信用渠道和预期渠道 3 种基本观点。支持利率渠道观点的学者认为，宽松的货币政策会导致真实利率下降，低的真实利率会促进社会投资，影响产出、就业和消费，增进社会需求，推升价格水平 (Bernanke 和 Lown, 1991)。信用渠道则是指货币政策的调整会相应改变经济中的信贷配比和金融机构的资产配置行为，从而形成对市场内货币流量的冲击，并通过货币供给的变化作用于社会价格水平 (Adrian 和 Shin, 2009)。理性预期观点认为，人们基于理性预期对资产价格形成一致性判断，并基于此对货币政策做出反应 (Ihrig 等, 2007)。另外，经济发展方式、金融市场联系以及国际经济交往也会影响资源要素的配置效率，进而改变货币政策对价格体系的影响方式 (丁志国等, 2007; 田素华和徐明东, 2008)。

随着国际贸易的发展和全球经济一体化进程的推进，学者们开始从国际视角研究货币政策的跨境传导问题。当然，由于在国际贸易和国际分工中美国所处的主导地位，以及当前的国际货币体系环境，致使美国对其他国家经济具有明显的辐射效应，并在货币政策上表现出明显的溢出特征，因此关于美国货币政策的对外影响成为学者们最为关心的问题。Grilli 和 Roubini (1995) 指出，美国以外的 G7 国家在货币政策选择上更多是追随美国的政策变化。另外，美国货币政策变动会引起其他国家短期利率的变化，利率渠道是国际货币政策传导的重要途径 (Kim, 2001; Hausman 和 Wongswan, 2006)。Ehrmann 和 Fratzscher (2009) 研究指出，美国货币政策对全球资本市场的资产价格具有较为明显的影响。Eickmeier (2007) 则证明了美国的货币政策对加拿大、英国以及日本经济具有渗透和传染效应。而 Senbet (2007) 也证明了美国货币政策向外传染过程中信贷渠道的存在。

不管怎样，在研究货币政策传导及其国际溢出效应的过程中，向量自回归模型 (Vector Autoregression, VAR) 已经成为最重要的实证方法之一 (Christiano 等, 2000)。但是，近期发展起来的扩增因子向量自回归模型 (Factor-Augmented Vector Autoregression, FAVAR) 却证明，由于模型设定和参数估计要求的限制^①，VAR 模型很难将全部经济信息包

^① 为了保证必要的自由度，VAR 模型很少使用超过 8 个变量，即使使用贝叶斯先验概率，VAR 模型所能容纳的变量仍然无法达到 20 个 (Leeper 等, 1996)。

含在模型中,即传统 VAR 模型所捕获的信息只能是整个经济信息系统的一部分,而基于部分信息所得出的实证结论难免有失偏颇(Bernanke 等,2005)。为了克服传统 VAR 模型在信息捕获全面性方面的缺欠,FAVAR 模型通过引入广义信息集合增强向量,更加全面地捕获经济系统所涵盖的信息,进而更加准确地刻画经济变量之间的真实影响关系。同时,FAVAR 模型还能够利用不可观测因子测度经济变量之间的间接传导关系,识别外部冲击的真实传导路径。本文基于信息捕获能力优越性的考虑,采用 FAVAR 模型,更加准确全面地刻画美国货币政策对中国价格体系的影响,为中国货币当局更好地运用货币政策手段,有效防范外部冲击,抑制国内价格过度波动,保证中国经济健康平稳发展,提供科学依据和数据支持。

一、模型描述与数据选取

Sims (1980) 将 VAR 模型引入到实证宏观经济研究中,使动态分析经济系统的影响关系成为可能。FAVAR 模型将尽可能多的经济系统信息引入到模型中,通过成分提取获得反映整体经济系统变动的公共因子,并将其建构于 VAR 模型的分析框架下,使得模型所涵盖的信息容量大幅增加,既能够保证模型参数估计的有效性,也能够保证经济系统信息测度的真实性,有效提升了 VAR 模型对经济系统影响关系的动态分析能力。

1. FAVAR 模型设定

假定完整信息集合为 $N \times 1$ 维信息矩阵 X , 其信息子集 $M \times 1$ 维矩阵 Y ($M < N$) 包含信息集合中较为关键的信息,是 VAR 模型通常选定的信息子集。由于在 VAR 模型的设定过程中, Y 子集中 M 的大小有一定的限制,使得在测度完整经济系统的运行状态时, Y 所包含的信息含量大为降低,因此所获得的结论可能存在失真现象。Bernanke 等 (2005) 给出的 FAVAR 模型,则应用因子方法将整个信息集合 X 的所有信息反映到 VAR 系统中,并可以测度 Y 以外的要素对系统的影响,以及 Y 在其他要素参与下的准确反应机制。FAVAR 模型的基本形式为:

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

其中, Y_t 为待考察的关键变量集合向量; $K \times 1$ 维矩阵 F_t 则为完整信息集合 X_t 中除去 Y_t 以外信息集合的公共因子向量,反映其他信息要素的变动趋势和影响; $\Phi(L)$ 为滞后因子多项式矩阵; v_t 是均值为 0,协方差矩阵为 Q 的残差项向量。显然,当 $Cov(Y_t, F_{t-1}) = 0$ 时,式 (1) 即转化为标准的 VAR 模型,不等于零时即是一个扩增因子向量自回归模型 (FAVAR)。

由于 FAVAR 包含不可观察向量 F_t , 因此不能按照普通方法进行参数估计。Bernanke 等 (2005) 和 Stock 和 Watson (2005) 给出并完善了两步求解方法,对 FAVAR 模型进行参数估计。

显然,根据式 (1) 及前述相关假定,完整信息集合向量 X_t 、子集向量 Y_t 以及 Y_t 以外信息集合公共因子向量 F_t 之间存在基本关系如式 (2):

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + \epsilon_t \quad (2)$$

其中, Λ^f 为 $N \times K$ 维因子载荷矩阵, Λ^y 为 $N \times M$ 维系数矩阵, ϵ_t 为 $N \times 1$ 维残差向量。

按照两步求解法的基本思路,第一步需要获得 F_t 的样本估计值。由于公共信息因子反映 Y_t 子集以外信息的基本变动趋势,因此首先通过主成分分析提取 X_t 中所包含的 $K+M$ 个主成分构造矩阵 $\hat{C}(F_t, Y_t)$, 而后通过对 X_t 信息集合的因子进行快速变量和慢速变量区分,构建慢速因子矩阵 $C(F_t)$ ^①, 将 $C(F_t)$ 和 Y_t 作为自变量与 $\hat{C}(F_t, Y_t)$ 进行回归分析获得因子矩阵 \hat{F}_t :

$$\begin{aligned}\hat{C}(F_t, Y_t) &= \beta^f C(F_t) + \beta^y (Y_t) + e_t \\ \hat{F}_t &= \hat{C}(F_t, Y_t) - \hat{\beta}(Y_t)\end{aligned}\quad (3)$$

第二步则是以 \hat{F}_t 替代 F_t 对 FAVAR 模型进行参数估计。为了获得唯一的因子矩阵和相应载荷,需要对如式 (2) 所示的因子提取方程和如式 (1) 所示的 FAVAR 模型施加必要约束,使得估计方程能够被识别。这里假定 $\Lambda^f \Lambda^f / N = I$, $\hat{F}_t = \sqrt{T} \hat{Z}$, 其中 \hat{Z} 为 XX' 中 K 个最大特征根所对应的特征向量,同时假定 F_t 对 Y_t 仅存在两期滞后影响。

2. 脉冲响应函数及方差分解

脉冲响应分析考察了在其他变量不发生变动的情况下,单一变量扰动对整个向量系统的冲击效应。FAVAR 通过因子提取方式将信息集合扩展至整个系统,不仅可完成对关键变量冲击路径的模拟,而且也可实现对其他非关键变量路径的观察,能够更加方便地测度经济系统影响关系的传导路径,具体如下:

由式 (1) 和式 (2) 得到标准的 FAVAR 模型:

$$\begin{aligned}\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \Lambda^f & \Lambda^y \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t \\ \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} &= \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \nu_t\end{aligned}\quad (4)$$

将式 (4) 中第二个方程式转化为 VMA 形式:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L)^{-1} \nu_t \quad (5)$$

再将式 (5) 代入式 (4) 的第一个方程式,得到:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda^f & \Lambda^y \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \Phi(L)^{-1} \nu_t + \varepsilon_t = B(L) \xi_t \quad (6)$$

由此,得到的 VMA 转化形式即为脉冲响应分析的基本方程式。由于残差向量 ε_t 的后 M 个变量都为 0,因此 ξ_t 仅仅反映 Y_t 作为因变量方程式的残差,故式 (6) 可以用于分析 Y_t 中任一变量对 X_t 的脉冲响应过程。

传统 VAR 方差分解实际上是刻度冲击对变量估计误差 ($Y_t - \hat{Y}_t$) 的贡献度,其一般表达式如式 (7):

① 按照 Bernanke 等 (2005) 的操作线路,首先将信息集合 X_t 中所有变量按照其反应周期区分为快速反应变量和慢速反应变量,此种分类近似于经济景气指数指标选取模式,基本宏观变量为慢速反应变量,资本市场指标则为快速反应变量。快速反应变量能够对政策作出迅速反应,对临时性的政策扰动十分敏感,如证券价格、借贷利率等;慢速反应变量则对政策变动反应迟缓或存在惰性,对政策扰动不敏感,如就业、收入及支出等。然后对提取的慢速反应变量进行主成分分析获得慢速因子矩阵 $C(F_t)$ 。

$$\frac{\text{var}(Y_t - \hat{Y}_t | \epsilon_t)}{\text{var}(Y_t - \hat{Y}_t)} \quad (7)$$

基于 Rangan Gupta 等 (2011) 的完善和修正, FAVAR 方差分解函数为:

$$\frac{\Delta_i \text{var}(C_t - \hat{C}_t | \epsilon_t) \Delta_i'}{\Delta_i \text{var}(C_t - \hat{C}_t) \Delta_i'} \quad (8)$$

其中, Δ_i 代表系数矩阵 $\Delta = [\Delta^f \ \Delta^y]$ 的第 i 行, $C_t = (F_t, Y_t)$, $\frac{\text{var}(C_t - \hat{C}_t | \epsilon_t)}{\text{var}(C_t - \hat{C}_t)}$ 则为基于式 (7) 获得的标准 VAR 方程分解形式。

通过式 (8) 即可求得在 FAVAR 模型下冲击对变量的贡献度, 有效测度冲击在解释变量波动程度方面的能力, 进而反映模型的显著性。

表 1 变量选取及相关处理

变量	代码	说明	变量速率	数据处理	
X (除 Y 以外)	DIPI	中国 GDP 月度同比增长率	快	0	
	XRPD	中美月内平均汇率 (间接标价法)	快	1	
	LRAT	中国 1 年期贷款利率	慢	0	
	SMIN	上证指数	快	2	
	ENDR	中美月末汇率 (间接标价法)	快	1	
	SODC	货币信贷存量: 银行国内贷款加上以本币标示的国际贷款	慢	2	
	SMN ₁	中国 M ₁ 存量: 通货加上短期贷款	慢	2	
	SMN ₂	中国 M ₂ 存量: M ₁ 加上长期贷款以及货币等价物	慢	2	
	RAT ₂	中国 1 年期存款利率	慢	0	
	ILMA	中国外汇储备: 外汇和以美元标注的黄金的总值	慢	2	
	BALX	中国净出口额: 出口总额减去进口总额	慢	2	
	DSMP	中国股票市场总值增长率	快	0	
Y	美国货币政策	<i>deposit</i>	美国存款利率: 二级市场 3 个月 CDs 的存款利率	快	0
		<i>fdr</i>	美国货币市场利率: 3 个月 AA 级商业债券利率	快	0
		M ₁	美国 M ₁ 存量: 通货加上短期贷款	快	2
		M ₂	美国 M ₂ 存量: M ₁ 加上长期贷款以及货币等价物	快	2
	中国价格体系	<i>cpi</i>	中国消费者价格指数增长率	快	0
		<i>ppi</i>	中国生产者价格指数增长率	快	0

注: 变量速率的区分是为了提供因子分析的基本数据集, 慢速变量将作为基础的因子数据集反映观察变量的基本变动趋势 (Bernank 等, 2005); 鉴于模型处理要求数据的平稳性, 本文在对原始数据处理的基础上展开了实证分析, 其中“0”为原始数据, “1”为经过一阶差分处理, “2”为取对数后经过一阶差分处理; 为考察美国货币政策的真实影响, 本文分别选取不同的货币政策变量进行对应模型的分析。

3. 数据选取及处理

为了能够全面考察美国货币政策对中国价格体系的影响机理，本文选取中国消费者价格指数（CPI）和中国生产者价格指数（PPI），从上下游两个层面刻画中国价格体系的基本信息，并选取美国存款利率（*deposit*）、美国货币市场利率（*fdr*）、以及美国 M_1 和 M_2 的增长率作为美国货币政策的度量指标^①。基于货币政策工具选择是一个综合考量过程，因此本文没有直接选择货币政策工具本身，而是选择中介指标来刻画美国货币政策的效果。其中，存款利率刻画的是美国商业银行系统的收益率水平；货币市场利率刻画的是美国投资市场的收益率水平； M_1 和 M_2 则刻画的是美国市场的流动性水平。中国价格体系指标和美国货币政策指标为实证模型中的关键变量信息集合 Y_t ，并与其他信息变量共同构成提取不可观察因子向量 F_t 的完整信息集合 X_t 。

本文中样本选择区间为 2000 年 6 月至 2010 年 11 月的月度数据，数据来自于锐思（CCER）数据库、国泰安（CSMAR）数据库、EIU 数据库以及世界银行国家数据库 IFS。所选数据均经过相应处理以使得其满足平稳性条件便于计量分析（见表 1），数据处理采用 Excel 与 Matlab7.0。

二、美国货币政策对中国价格体系影响的路径识别

在实际应用过程中，由于向量自回归模型并非是基于经济理论所确立的模型，因此实证分析往往并不关注回归结果中变量之间的系数影响关系，而更多地分析变量对应误差所引起

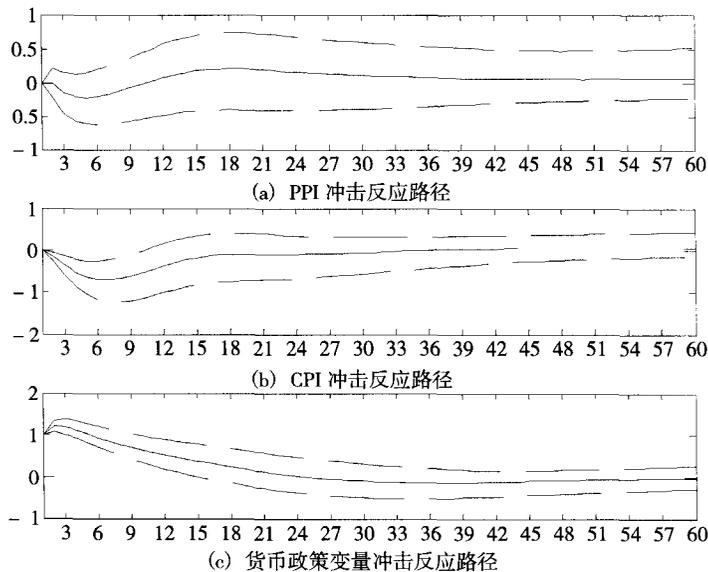


图 1 存款利率的冲击路径

注：反应区间设定为 60，即 5 年。

^① Ford 等（2003）、Bernanke 和 Blinder（1992）、Wilbowo（2005）曾以 M_2 增长率作为衡量货币政策变动的代理指标，但显然并不能充分反映美国货币政策变动的全部信息。因此，本文选取 4 个经济变量作为衡量美国货币政策变动的代理指标。

的向量调整和波动，这恰恰是政策分析和政策模拟的核心依据（高铁梅，2005；赵晶等，2011）。为了全面分析美国货币政策对中国价格体系的影响机理，本文基于式（6）从直接冲击和间接传导两个层面展开研究，即研究内容不仅包含 VAR 模型所反映的直接冲击影响，同时还包括了 FAVAR 模型所特有的间接传导路径识别，刻画美国货币政策变动通过影响中国其他宏观经济变量，进而研究中国价格体系形成影响的间接传导效应。

图 1 给出美国存款利率 (*deposit*) 调整对中国价格体系的直接冲击。显然，存款利率刻画的是美国商业银行系统的收益率水平。由图 1 可知，美国正向的存款利率波动会引致中国 PPI 首先出现负向波动，但幅度较小且持续时间并不长，冲击反应发生后 4 个月左右即达到峰值，并在第 10 个月转为微幅正向波动，最终经历 30 个月的时间后冲击的影响基本消失。与之相比，美国正向的存款利率波动会导致中国 CPI 出现 15 个月左右的负向反应，且在 6 个月时达到峰值，随后没有发生反转现象，但波动幅度明显大于 PPI。总体看来，美国商业银行系统收益率的变化对中国的价格体系表现为短期负向冲击，但是持续性较弱的特征表明，美国的紧缩性货币政策不仅可能抑制美国国内的价格水平，同时也构成中国价格体系短期下行的动力，且美国货币政策变化对中国下游产品价格的影响明显强于上游产品价格。

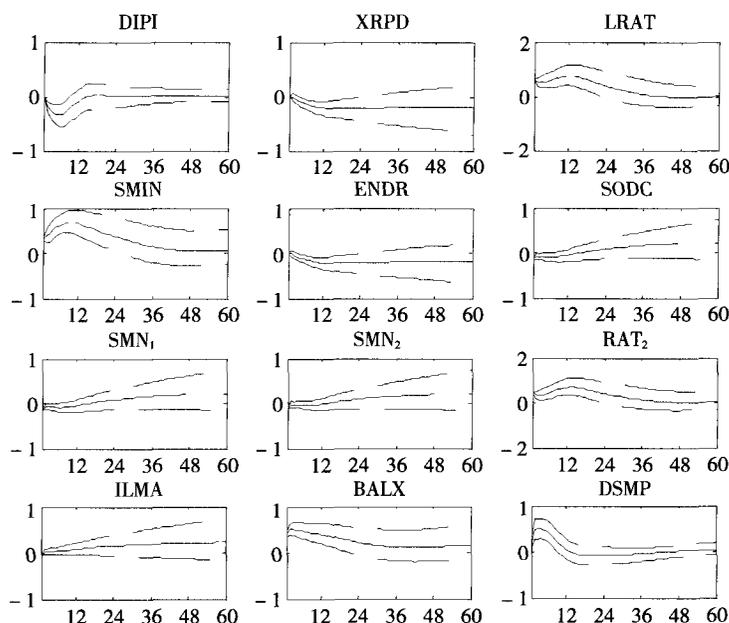


图 2 存款利率间接传导路径

注：同图 1。

图 2 给出美国存款利率波动对中国价格体系影响的间接传导路径。由图 2 可知，刻画中美汇率水平的指标 XRPD 和 ENDR，只出现微幅的负向波动并呈现一直持续的特征，表明由于美元的全球市场存量非常大，且基于国际贸易结算和国家储备等需求，美国国内存款利率的上升不会显著影响全球范围的美元流动，导致美元汇率的显著变化。同时也说明中美之间的经济交流仍然以经常账户框架为主，美国商业银行收益率水平变化对中美汇率的影响十分有限。另外，中国的货币信贷规模指标 (SODC)、外汇储备指标 (ILMA)、和市场流动性指标 (SMN₁ 和 SMN₂) 均表现为微幅波动，也验证了中美两国间的经济往来还主要表现

在产品和服务层面,存款利率调整引致的货币冲击并不明显。与之相对应,中国经济增长的指标(DIPI)表现为小幅负向波动且调整效应在12个月时间内消失,表明美国的紧缩性货币政策使美国国内需求降低,进而对中国经济形成短期负向影响,但是中国经济系统的自我修复能力较强。这样的结论可以回答为什么近年来外部环境的恶化,但中国经济还在继续保持良好增长态势的原因。需要注意的是,中国的股票市场指标(SMIN和DSMP)和出口指标(BALX)针对美国的紧缩性货币政策均表现出提前正向反应特征,说明中国资本市场投资者和出口企业对中美两国在产品领域和资本市场领域的替代效应存在明显预期。最后,中国的利率水平指标(LRAT和RAT₂)表现出明显的正向反应,并于12个月后达到峰值,表明中国的货币政策选择最终会受到美国货币政策的影响,中国货币当局在货币政策选择上已经考虑了外部冲击因素的影响^①。总之,美国货币政策调整在国内会改变其国内市场的货币流量和国民的消费倾向,并以产品贸易的形式对中国经济形成影响^②;美国货币政策对中国经济的影响路径主要表现在利率渠道和预期渠道。

货币市场利率作为反映美国投资市场收益状况和市场流动性的指标,同样能够反映美国货币政策的变化。图3和图4给出美国货币政策调整基于投资市场途径对中国价格体系的直接冲击路径和间接传导渠道。由图3可知,美国投资市场收益率水平的波动对中国的上下游产品价格的影响效果完全不同,但均表现出4个月左右的滞后性特征,其中PPI表现为4~30个月的显著正向波动,而CPI则表现出4~30个月的微幅负向波动特征。冲击初期的滞后性特征可能是因为投资市场波动更加频繁,且投资市场对货币政策的反应效果也明显低于

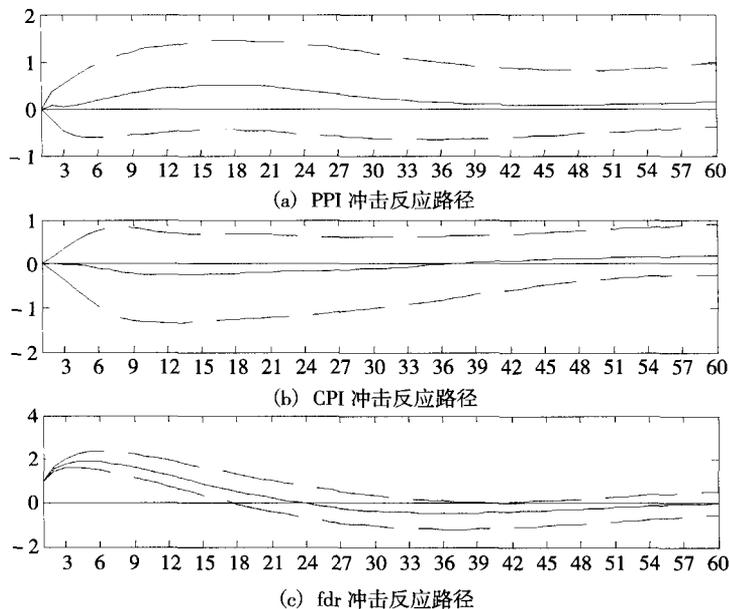


图3 货币市场利率的冲击路径

① 张成思(2011)指出,中国货币政策受制于复杂多变的国内外经济形势,本文结论也印证了此种观点。

② 张定胜和成文利(2011)从理论上证明了美国货币政策调整对中国经济影响的路径;相似的结论在吴宏和刘威(2009)的研究中也得到确证。

商业银行系统指标，因此中国价格体系出现了短暂的“免疫性”。不难想象，在世界产业格局中美国和中国分别处于两端，美国进口的主要是中国的下游产品，而中国由于具有较大规模的“代工”产业，因此进口较多的上游产品。而美国国内投资市场收益率水平的变化会改变美国国内产业投资和资本市场投资的结构。因此，美国投资市场收益率提高，导致中国上游产品价格上行，而下游产品价格下行的结果。

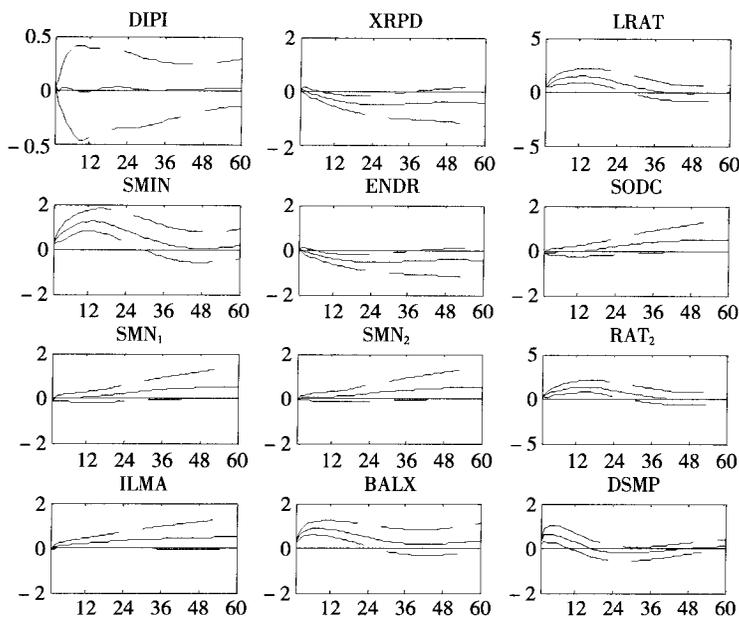


图 4 货币市场利率间接传导路径

由图 4 可知，汇率水平指标 XRPD 和 ENDR，均出现明显且持续的负向波动特征，表明美国投资市场收益率水平提高会形成资本流入的动力，并导致美元的显著升值，进而说明作为全世界最大的美国金融市场，其投资市场收益率水平对世界范围的资金流向具有非常重要的影响。美国投资市场收益率水平对中国的总产出指标 (DIPI) 影响不明显，说明中国的实体经济对于来自海外的投资市场波动具有较好的免疫性。中国的资本市场指标 (SMIN 和 DSMP)、利率指标 (RAT₂ 和 LRAT) 和净出口额 (BALX) 均表现出具有提前预期的正向波动，并普遍在 30 个月左右冲击反应消失的特征。其中，贷款利率波动幅度最大，可能的原因是预期未来中国资本市场收益水平增加和出口规模增加产生的资金需求的结果。一个有趣的事实就是，信贷规模指标 (SODC)、外汇储备指标 (ILMA) 和市场流动性指标 (SMN₁ 和 SMN₂) 均表现出 60 个月考察期内没有衰减迹象的正向波动，说明美国投资市场的收益率水平提高不仅使中国的出口规模得到提高，进而导致外汇储备增加，同时中国的货币当局也采取扩张性货币政策以提高中国市场的流动性，并且这种政策的效果具有较好的持续性特征。总体看来，中国的货币政策选择也具有被动跟随的特征，且美国投资市场收益率的波动对中国价格体系的传导路径表现为利率渠道、信用渠道和预期渠道。贸易途径是美国货币政策向中国传导的最重要途径。

显然，存款利率和货币市场利率描述的是收益率层面的货币政策选择，而 M₁ 和 M₂ 则更加直接地描绘了市场中基于流动性的货币政策选择。图 5 给出美国市场流动性指标 M₁ 和

M_2 对中国价格体系的冲击影响^①。比较发现,美国 M_1 的波动对中国上游产品价格指数 PPI 形成了在第 3 个月达到峰值且持续了 20 个月左右的明显负向影响,而对中国的下游产品价格指数 CPI 则形成了为期 6 个月的微幅负向波动,并随后表现为期 40 个月的显著正向波动。与之相对应,美国 M_2 对中国的上下游产品价格指数 PPI 和 CPI 均表现为显著正向波动,只是对 PPI 的影响周期明显更长。比较美国不同货币政策的影响程度不难发现,以 M_2 为代表的美国市场流动性对中国价格体系的正向溢出效应最为显著,且持续性最长。因此,中国货币政策选择过程中必须十分关注美国新推出的量化宽松政策的动向。

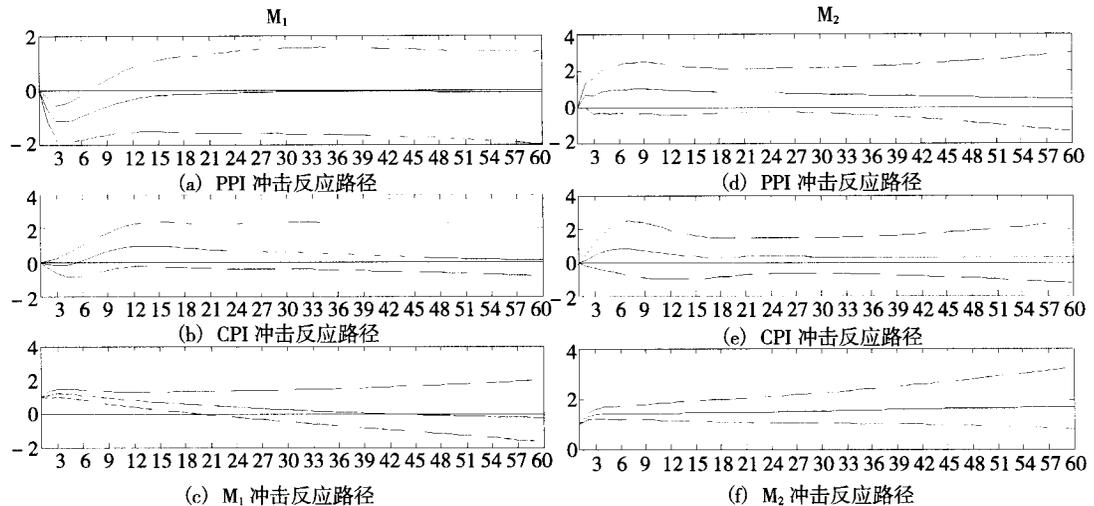


图5 市场流动性的冲击路径

图 6 给出的是美国市场流动性波动对中国价格体系的间接传导路径。第一,从经济总量上看,与由 M_1 刻画的美 国市场流动性增加形成了对中国总产出为期 40 个月的显著正向影响不同,美国 M_2 的增加表现出明显的预期性特征,且影响程度更高,但持续时间在 24 个月后即转为显著负向影响,说明美国 M_2 对中国经济的溢出效应更加明显,且表现为短期正向影响和长期负向影响并存的特征;第二,从汇率角度看,美国 M_1 对中美汇率影响不显著,而美国 M_2 则对汇率形成显著负向冲击,说明美国由 M_2 刻画的市场流动性增加会通过降低资金成本,促进美国经济繁荣,并推高美元的汇率;第三,基于利率水平的结果可知,与美国 M_1 对中国市场利率水平为期 40 个月具有预期的负向冲击完全不同的是,美国 M_2 对中国市场的利率水平表现为期限 40 个月的具有预期的正向冲击,说明中国货币当局在货币政策选择方面的灵活性;第四,从对中国的信贷规模影响看,美国 M_1 对中国的信贷规模形成短期小幅的正向冲击,但是 M_2 却表现出较大幅度的持续冲击;第五,从美国流动性对中国证券市场的影响看,美国的 M_1 对中国股票市场形成短期的负向冲击,而 M_2 则表现为持续的正向冲击,且二者均表现出预期性特征;第六,由美国市场的流动性对中国市场的流动性的影响可知,美国的 M_1 对中国市场的流动性没有显著影响,而 M_2 则表现为显著的正向冲击;第七,美国的流动性对中国的出口总额的影响表现为 M_1 具有持续时间较短的负向冲

^① 考虑到 M_1 和 M_2 均是描述市场流动性的指标,且为了更好地进行比较分析,本文将 M_1 和 M_2 的脉冲响应结果放在一起进行讨论。

击，而 M_2 则表现为持续的正向冲击特征，与之相对应，美国 M_1 对中国的外汇储备影响不显著，而 M_2 则表现为持续正向冲击特征。不难发现，美国 M_2 刻画的市场流动性增加，导致美国国内的购买力增加，致使中国出口规模和外汇储备规模的明显增加，基于对冲原因中国市场流动性也出现显著增加，进而导致中国的信贷规模和资本市场收益率水平的明显提高。总体看来，美国市场的流动性变化对中国经济形成了十分明显的影响，且 M_2 表现出了主导作用，而贸易途径、信贷渠道、利率渠道和预期渠道是影响的主要途径。中国货币当局在政策选择过程中已经充分考虑了来自外部的冲击影响，表现出政策选择的灵活性特征。

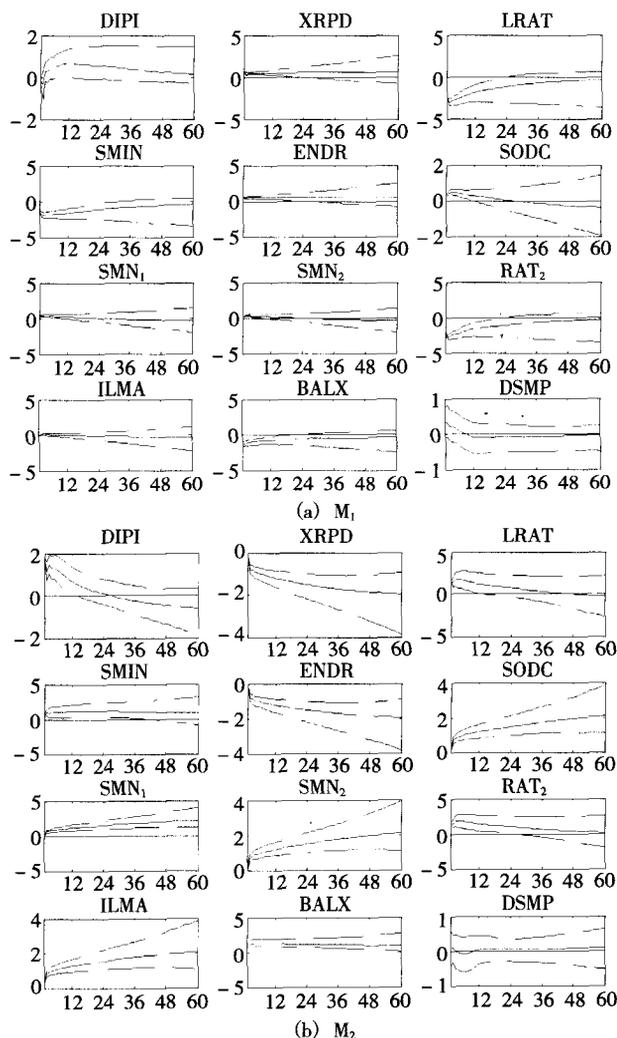


图6 货币市场流动性间接传导路径

三、模型信息效率分析

为了判定 FAVAR 是否真实反映价格体系内部冲击反应的完整信息，本文分别通过分析 FAVAR 和 VAR 模型在显著性、方差分解和脉冲响应函数 3 个层面结果的差异程度对 FAVAR 模型的信息效率予以说明。

表2给出不同货币政策变量FAVAR模型的显著性和方差分解结果。首先从表2中对应变量方程的显著性(R^2)来看,FAVAR和VAR模型两者都能够较好地刻画变量的变动路径;进一步从对应显著性的均值来看,FAVAR变量方程的平均 R^2 为0.988,而VAR模型为0.965,由此表明FAVAR至少在刻画变量变动趋势的准确程度方面要优于VAR模型。当然这里需要注意到FAVAR模型中多了两个因子变量方程 f_1 和 f_2 ,且在不同构造的模型下两个变量方程的显著性都较高,表明FAVAR模型所引入的信息集合恰当和准确地增加了系统模拟的科学性,进而提升了模型模拟变量变动路径的准确性。

表2 模型显著性及对方差分解

货币政策变量	变量方程	FAVAR_ R^2	FAVAR 方差分解_ 冲击份额 (%)	VAR_ R^2	VAR 方差分解_ 冲击份额 (%)
<i>deposit</i>	PPI	0.975	10.0	0.926	2.0
	CPI	0.996	10.9	0.980	4.4
	<i>deposit</i>	0.987	15.0	0.978	46.4
	f_1	0.996	11.5		
	f_2	0.977	8.5		
<i>fdr</i>	PPI	0.974	17.2	0.926	4.1
	CPI	0.995	9.5	0.980	0.6
	<i>fdr</i>	0.995	16.5	0.992	61.9
	f_1	0.995	13.1		
	f_2	0.977	9.8		
M_1	PPI	0.972	9.2	0.925	3.0
	CPI	0.996	9.5	0.980	3.2
	M_1	0.999	18.1	0.984	96.8
	f_1	0.993	8.4		
	f_2	0.974	7.9		
M_2	PPI	0.978	13.7	0.926	0.4
	CPI	0.996	14.0	0.980	0.2
	M_2	0.998	17.3	0.998	82.4
	f_1	0.992	16.3		
	f_2	0.986	12.6		
均值		0.988	12.50	0.965	25.40

注:“货币政策变量”表示以对应指标作为货币政策代理指标构建的FAVAR模型或VAR模型,且将其作为脉冲相应函数的冲击源;“FAVAR 方差分解_ 冲击份额”表示FAVAR模型下冲击对对应变量方程变量估计误差的解释比例;“VAR 方差分解_ 冲击份额”表示VAR模型下冲击对对应变量方程变量估计误差的解释比例;方差分解结果为60个周期的均值。

其次,从美国货币冲击对系统内部变量估计误差的解释程度来看,由于FAVAR模型在估计过程中引入了广义信息集合,并通过因子 f_1 和 f_2 将冲击的影响进一步细致化,从而得到了表2中FAVAR模型同VAR模型较为差异的方差分解结果。相对而言,在VAR模型中美国货币冲击本身对中国价格指标估计误差的解释能力都较低(*deposit*模型中,*deposit*对PPI估计误差的解释比例仅为2.0%,对CPI的解释比例仅为4.4%,其他模型也基本得到相类似的结果),而在FAVAR模型下,美国货币冲击对中国PPI和CPI估计误差的解释比例大为增强(在不同货币政策变量构造的FAVAR模型下这一比例处于8%~18%之间),这说明基于VAR模型所的结论将低估美国货币冲击对中国价格体系估计误差的解释能力,进而也证明了FAVAR模型通过引入广义信息集合确实增加了刻画变量系统相关特性的准确度。事实上,FAVAR模型下美国货币政策变量对中国价格体系估计误差有更强的解释能力,在根本上源于FAVAR模型引入的因子方程 f_1 和 f_2 有效测度了美国货币政策通过作用于中国各层次宏观经济变量间接影响我国价格体系路径的现象,这从表2中美国货币政策变量对因子 f_1 和 f_2 估计误差8%~16%的解释比例就能够得以说明。另外对照两个模型方差分解结果可以发现,在VAR模型下美国货币政策变量对自身估计误差的解释能力要远远超过FAVAR模型所给出的结果,如在VAR模型下*fdr*产生的冲击对其自身估计误差解释比例达61.9%,而FAVAR模型中该比例仅为16.5%,这说明VAR模型由于仅仅考察特定的几个内生变量之间的传导关系,忽略了其他间接途径所产生的效应,进而放大了冲击对自身估计误差的解释能力,由此也证明了引入因子 f_1 和 f_2 的重要性。

总体而言,FAVAR模型在刻画变量变动路径和变量之间冲击反应函数方面要优于VAR模型。虽然从对变量估计误差的平均解释程度来看,VAR模型为25.40%,而FAVAR模型仅为12.5%,但是这里需要指出VAR模型所得结果是假定不存在其他可能影响内生变量之间相关特性的其他要素,而在本文的FAVAR模型中证明了以 f_1 和 f_2 为代表的因子方程的存在性,同时从经济理论角度而言,美国货币政策确实能够通过影响中国各层次宏观经济变量进而影响中国价格体系,且从方差分解的结果可以看出美国货币政策冲击对因子 f_1 和 f_2 估计误差具有相对的解释能力,即美国货币政策冲击能够真实影响中国其他层次的宏观经济变量。因此FAVAR模型在真实刻画美国货币政策对中国价格体系影响机理方面具有更强的信息效率,其在一定程度上克服了VAR模型固有的“信息失真”问题。

图7进一步将不同货币政策变量构造的VAR模型和FAVAR模型所得的脉冲响应函数进行描述性对比。在以美国存款利率(*deposit*)作为货币政策变量构造的模型中,VAR模型和FAVAR模型对来自于存款利率的单位冲击具有不同的反应特征:首先,两个模型中存款利率单位冲击的自我持续性在0~10的考察周期内具有一致的反应路径,但在这之后,FAVAR模型中存款利率冲击的自我持续性较早和较快地出现衰减,并在第25个周期的时点进入负向调整,而在VAR模型下存款利率的自我持续性虽然也出现衰减,但在考察周期内其自我持续性一直显著存在;其次,从中国不同价格指标对美国存款利率冲击的反应程度来看,FAVAR模型下变量的反应路径都较早地进入调整,且整体的反应程度弱于VAR模型,如在图7中存款利率冲击对比中,中国CPI指标在VAR模型下对美国存款利率的单位冲击反应剧烈,且在接近第15个周期的时点进入正向调整路径,然而这在FAVAR模型所反映的变量冲击路径中并不明显,并且CPI整体表现为负向调整的路径。从这些结果来看,存款利率变量构造的FAVAR模型和VAR模型在冲击反应函数方面存在较明显的差异,而这种差异在很大程度上是由于FAVAR模型所包含的广义信息集合更好地吸收和消化了美

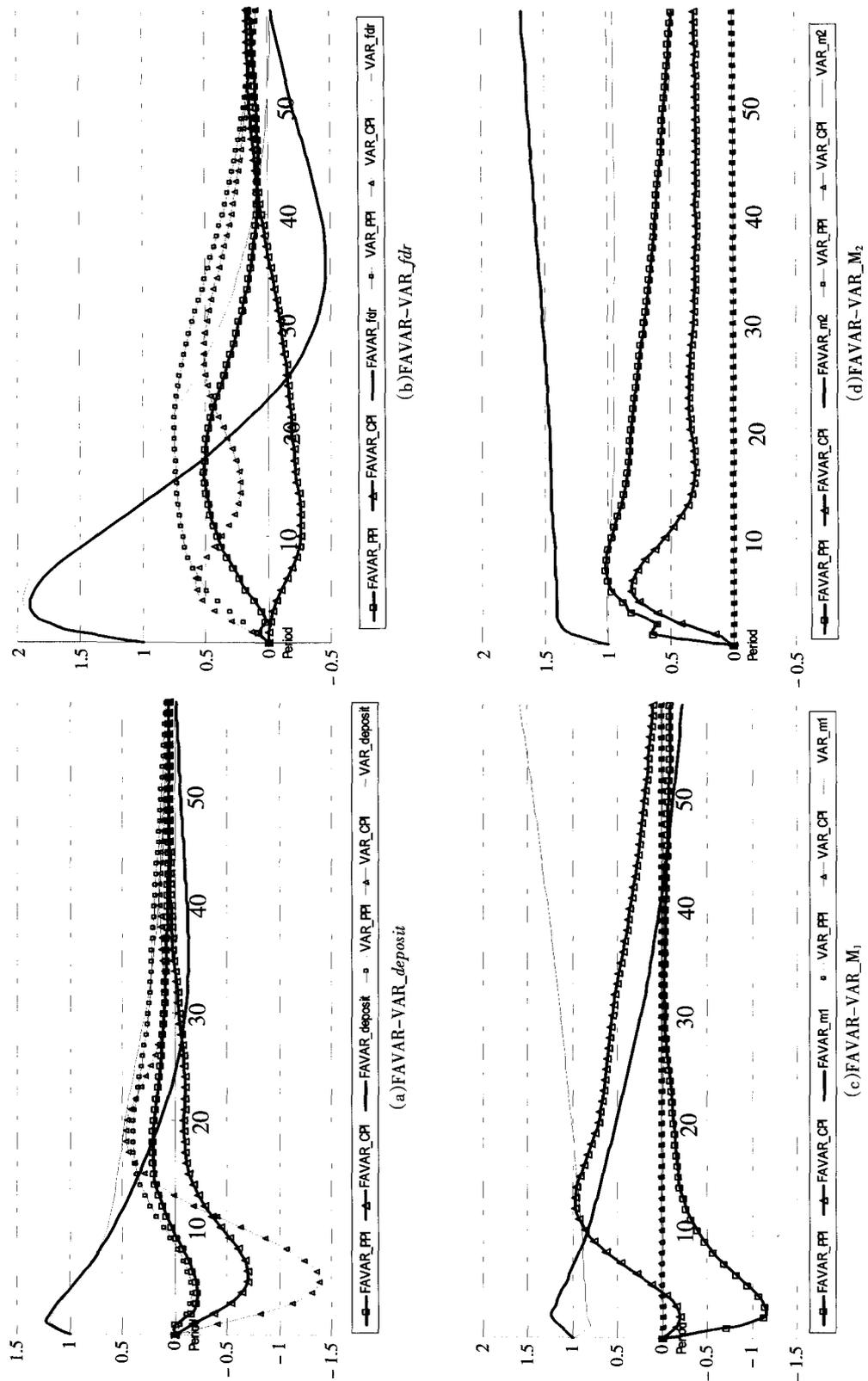


图7 FAVAR模型与VAR模型冲击反应函数对比

国存款利率的冲击,进而使得中国价格体系的冲击反应路径具有较 VAR 模型提前和平缓的特征。这也从侧面说明,以存款利率为手段的美国货币政策变量冲击能够通过影响中国其他层面的经济信息作用于中国价格体系,而最终的冲击效果取决于一个综合的过程,而不单纯依赖于存款利率冲击本身对中国价格体系的冲击。

“图 7 (b)”所反映的冲击函数对比显示,美国货币市场利率 (fdr) 的单位冲击在 FAVAR 模型和 VAR 模型所产生的冲击效应具有较明显的差异,且 FAVAR 模型总是较早和较平缓地反映了中国价格体系对美国货币市场利率冲击的反应路径,但在这一过程中本文也发现中国 CPI 价格指标在不同模型下对美国货币市场利率冲击的反应路径具有相反的性质,其在 VAR 下表现为对美国货币市场利率的正向调整,且调整过程中波动特征明显,这说明美国货币市场利率的正向调整会引致中国 CPI 层面价格的上涨,然而上涨过程并非连贯,但总体会上推中国价格水平。对比 FAVAR 模型下中国 CPI 的反应路径来看,美国货币市场利率正向冲击非但没有刺激中国 CPI 层面价格的上涨,反而负向影响了中国 CPI 指数。两个模型所得出的差异性结果源于各自对信息捕捉程度的不同,显然 FAVAR 模型更好地引入了中国其他经济要素对美国货币市场利率调整反应所形成的价格影响,而最终表现为 CPI 负向冲击路径则是多种经济要素共同作用域价格体系的综合结果,这在 VAR 模型下难以实现和反映。

美国货币市场流动性指标 M_1 和 M_2 所反映的脉冲响应函数差异更为精准地表现了 FAVAR 模型在反映信息完整性和准确性的效度。从图 7 中可以看出,相对于 FAVAR 模型各变量显著的反应路径,VAR 模型仅明显地反映了流动性指标 M_1 和 M_2 对冲击的自我持续性,然而模型中中国价格体系的冲击效应并不明显,另外 VAR 模型所反映出的流动性指标自我持续性与 FAVAR 模型仍在反应性质和反应程度上存在较显著差异。以 M_1 为例,基于 FAVAR 模型的结果,来自于美国 M_1 的单位冲击在 1~5 的考察周期内会短暂使得中国 CPI 进入负向调整路径,但最终会在 5~60 的考察周期内大幅提升中国 CPI 层面价格水平;这一冲击对中国 PPI 层面价格水平产生的负向调整效应会随着流动性冲击自我持续性的衰退在第 30 个周期的时点趋近于 0,表明美国 M_1 层面的货币政策冲击对中国 PPI 价格水平不具有长期效应。不管是 CPI 的变动调整路径还是 PPI 趋近于 0 的冲击效应在 VAR 模型均未得到显著体现,且综合以上对图 7 的展开分析有理由相信 FAVAR 模型在信息完全性和反映信息准确程度方面具有更强的效度。

四、结论及建议

本文基于新近发展的 FAVAR 模型,选取 PPI 和 CPI 作为中国上下游产品价格的度量指标,选取美国商业银行系统收益率、投资市场收益率和美国市场流动性作为美国货币政策的代理指标,从直接影响和间接传导两个层面实证研究美国货币政策对中国价格体系的影响机理。实证结果表明:第一,美国银行系统收益率的变化对中国价格体系的影响表现为持续性较弱的短期负向冲击,表明美国的紧缩性货币政策不仅可能抑制美国国内的价格水平,同时也构成了中国价格体系短期下行的动力,且对中国下游产品价格的影响明显强于上游产品价格,影响的主要传导路径表现为贸易渠道、利率渠道和预期渠道。第二,中国价格体系对美国投资市场收益率的波动具有短暂“免疫性”,且基于世界产业格局中分工的不同,美国投资市场收益率的变化通过改变国内产业投资和资本投资的结构,对中国上下游产品价格产生了完全不同影响结果。美国投资市场收益率波动对中国价格体系的传导路径表现为贸易渠

道、利率渠道、信用渠道和预期渠道。第三,以 M_2 为主导的美国市场流动性,对中国价格体系的正向溢出效应最为显著,且持续性最长。美国市场流动性增加,致使中国出口规模和外汇储备规模明显增加,同时也增加了中国市场的流动性,进而导致中国信贷规模和资本市场收益率明显提高。美国市场流动性的变化通过贸易途径、信贷渠道、利率渠道和预期渠道影响中国的价格体系。第四,美国货币政策对中国价格体系的影响由强渐弱依次为市场流动性、投资市场收益率和银行系统收益率。

十分明晰,当前的通货膨胀是一个全球性问题,单一国家的努力很难达到预期的政策效果,各国央行在抗击通货膨胀过程中的政策协同性必须加强。各国的政策制定者应该更加关注通货膨胀的全球整体动向,尤其是必须关注主要贸易伙伴的经济策略选择,采取有针对性的政策措施,才能有效抵消和降低外部价格的不利冲击。因此,中国货币当局在制定价格体系调控政策过程中必须充分考虑来自外部针对我国的冲击影响,尤其是必须认真关注美国近年来推出的量化宽松政策的动向,避免政策制定过程中“闭门造车”导致的事倍功半。同时,中国在货币政策选择方面必须在考虑外部冲击影响的基础上,表现出足够的灵活性和针对性,进而保证未来中国经济的健康稳定发展。

参考文献

- [1] Adrian T. and Shin H., 2009, *Prices and Quantities in the Monetary Policy Transmission Mechanism* [R], FRBNY Staff Reports, No. 396, 10.
- [2] Bernanke B. and Blinder S., 1992, *The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission* [J], *American Economic Review*, 82 (4), 901~921.
- [3] Bernanke B. and Lown C., 1991, *The Credit Crunch* [J], *Brookings Papers on Economic Activity*, 22 (2), 205~239.
- [4] Bernanke B., Boivin J. and Eliasz P., 1980, *Measuring Monetary Policy: A Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 (1), 387~422.
- [5] Christiano Laurence, Eichenbaum M. and Evans C. L., 1998, *Modeling Money* [R], NBER Working Paper, No. 6371, 1.
- [6] Christiano Laurence, Eichenbaum M. and Evans C. L., 2000, *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?* [M], in J. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: North-Holland Publishing Inc.
- [7] Ehrmann Michael and Fratzscher M., 2009, *Global Financial Transmission of Monetary Policy Shocks* [J], *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71 (6), 739~759.
- [8] Eickmeier S., 2007, *Business Cycle Transmission from the US to Germany—a Structural Factor Approach* [J], *European Economic Review*, 51 (3), 521~551.
- [9] Ford J., Agung J., Ahmed S. S. and Santoso B., 2003, *Bank Behavior and the Channel of Monetary Policy in Japan, 1965~1999* [J], *Japanese Economic Review*, 54 (3), 275.
- [10] Grilli V. and Roubini N., 1995, *Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries* [R], Yale University Working Paper, No. 95-17, 10.
- [11] Hausman Joshua K. and Wongswan J., 2006, *Global Asset Prices and FOMC Announcements* [R], Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers, No. 886, 11.
- [12] Ihrig J., Kamin S., Lindner D. and Marquez J., 2007, *Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis* [R], FRB International Finance Discussion Paper, No. 89, 4.

(下转第 34 页)

[J],《中国农村经济》2008年第3期。

[45] 万广华、章元:《我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性?》[J],《数量经济技术经济研究》2009年第6期。

[46] 王祖祥、范传强、何耀:《中国农村贫困评估研究》[J],《管理世界》2006年第3期。

[47] 汪三贵、李文:《扶持农村绝对贫困人口的对策》[J],《科学决策》2005年第5期。

[48] 汪三贵、Park Albert、Chaudhuri Shubham、Datt Gaurav:《中国新时期农村扶贫与村级贫困瞄准》[J],《管理世界》2007年第1期。

[49] 夏庆杰、宋丽娜、Appleton Simon:《经济增长与农村反贫困》[J],《经济学(季刊)》2010年第3期。

(责任编辑:陈星星)

(上接第18页)

[13] Kim S., 2001, *International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks, Evidence from VAR's* [J], *Journal of Monetary Economics*, 48 (2), 339~372.

[14] Leeper Eric, Sims C. A. and Tao Zha, 1996, *What Does Monetary Policy Do* [J], *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996 (2), 1~63.

[15] Rangan Gupta, Marius Jurgilas and Alain Kabundi, 2011, *The Effect of Monetary Policy on Real House Price Growth in South Africa, A Factor Augmented Vector Autoregression (FAVAR) Approach* [J], *Economic Modelling*, 27 (1), 315~323.

[16] Senbet D. L., 2007, *Estimating the Impact, Transmission Mechanism and Reaction Function of Monetary Policy, A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach* [D], Western Michigan University, US.

[17] Sims C. A., 1980, *Macroeconomics and Reality* [J], *Econometrica*, 48 (1), 1~48.

[18] Stock J. and Watson M., 2005, *Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis* [R], National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 11467, 7.

[19] Taylor J. B., 1995, *The Monetary Policy Transmission Mechanism, An Empirical Framework* [J], *Journal of Economic Perspective*, 9 (4), 93~111.

[20] Wilbowo Purnomo P., 2005, *Monetary Policy Transmission Mechanism and Bank Portfolio Behavior, the Case of Indonesia* [D], University of Birmingham, England.

[21] 丁志国、苏治、杜晓宇:《溢出效应与门限特征:金融开放条件下国际证券市场风险对中国市场冲击机理》[J],《管理世界》2007年第1期。

[22] 高铁梅:《计量经济分析方法与建模 Eviews 应用及实例》[M],清华大学出版社,2005。

[23] 田素华、徐明东:《国际资本流动对东道国货币政策的抵消效应——基于四种国际资本流动形式的讨论》[J],《数量经济技术经济研究》2008年第12期。

[24] 吴宏、刘威:《美国货币政策的国际传递效应及其影响的实证研究》[J],《数量经济技术经济研究》2009年第6期。

[25] 张成思:《通货膨胀目标错配与管理研究》[J],《世界经济》2011年第11期。

[26] 张定胜、成文利:《人民币升值和中美贸易关系》[J],《世界经济》2011年第2期。

[27] 赵晶、丁志国、徐德财:《实证宏观经济学的因果分析范式》[J],《经济学动态》2011年第11期。

(责任编辑:陈星星)