

# 美联储货币政策对中国经济的冲击

金春雨, 张 龙

**[摘要]** 近年来,美联储货币政策在典型和非典型政策之间频繁切换,这种“异质性”对中国经济产生了动态影响,导致常参数模型所刻画的溢出效应缺乏实际的经济意义。为此,本文构建了带有随机波动率的时变参数因子扩展向量自回归模型,从宏观经济、私人经济和金融市场三个角度来研究美联储货币政策冲击对中国经济造成的动态影响的表现形式及背后的机理。研究发现,动态影响体现在:一方面,不同时期美联储的紧缩性货币政策和量化宽松货币政策都对中国经济产生了负向影响,意味着不同时期的同向货币政策会对中国经济产生反向影响;另一方面,美联储货币政策对中国宏观经济、金融市场、私人经济的影响在时间维度上分别呈现递减、递增、平滑现象。动态影响的根源在于不同时期传导机理的差异。在固定汇率下,美联储通过影响中美利差作用于中国的资本与金融账户,进而影响中国经济;在浮动汇率下,美联储通过干扰人民币与美元汇率来影响中国的经常账户,进而影响中国经济。因此,建议中国人民银行缩小人民币汇率浮动空间,结合数量型量化宽松货币政策,来应对美联储的紧缩性货币政策;建议宽松财政政策与紧缩货币政策并行以及缩减美元在货币篮子中的权重,来应对美联储的量化宽松货币政策。

**[关键词]** 美联储; 货币政策; 中国经济

**[中图分类号]**F114 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)01-0025-18

## 一、问题提出

近年来,随着中国对外开放进程的加快和全球经济一体化程度的加深,中国经济对全球经济形势以及其他国家的宏观经济政策表现出越来越强的敏感性。与此同时, Kim(2001)认为发达经济体的宏观经济调控政策明显表现出对其他国家(地区)的溢出效应,特别是对发展中国家溢出效应的显著性最高。而美国作为世界第一大经济体,对全球经济形势有着很强的决定性作用,其货币政策对其他国家的溢出效应更为显著,尤其在美国次贷危机后期,美国联邦储备局(简称“美联储”)实施的四轮量化宽松货币政策(Quantitative Easing,简称QE计划)引起了其他国家的严重“感冒”,不但对其他国家的制造业造成冲击,更对其金融市场带来剧烈震荡,进而引起宏观经济波动(林跃勤,2009)。由此可见,中国经济不可避免地会受到美联储货币政策的影响。

**[收稿日期]** 2016-10-11

**[基金项目]** 吉林省科技发展计划软科学研究项目“吉林省现代服务业培育和发展研究基础”(批准号20130420035FG)。

**[作者简介]** 金春雨(1965—),女,吉林梨树人,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师;张龙(1986—),男,吉林长春人,吉林大学商学院博士研究生。通讯作者:张龙,电子邮箱:longzhang15@mails.jlu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

然而,美联储近年来在典型货币政策与非典型货币政策之间频繁切换,导致美联储的货币政策呈现出明显的异质性。异质性的存在,进一步导致美联储货币政策对中国经济产生了动态影响,由此可见,以往使用常参数模型分析认为美联储货币政策对中国经济具有长期不变的影响,是严重缺乏实际经济意义的。因此,设计出能捕捉美联储货币政策动态冲击的模型,以此分析美联储货币政策冲击对中国经济的动态影响,探索动态影响背后所隐藏的美联储货币政策对中国经济的传导机理,将有利于相关部门制定针对性措施,对美联储在不同经济环境下的不同货币政策做出科学合理的应对。

在过去 50 多年里,国际间的货币政策溢出效应引起了宏观经济学家的广泛关注,Ahmed and Yoo (1989)、Canova and Marrinan (1998)、Prasad (1999)、Denicol and Acute (2000)、Canova and Nicolo (2003)、Kim (2001) 等都发现国际间的货币政策在不同外部环境下具有不同的传导机制,从而产生不同的影响效果,这也是引起全球性及地区性经济波动的重要原因之一。其中,Fleming (1962) 和 Mundell (1963) 分别以商品市场、货币市场和外汇市场为研究对象,建立联立方程模型分析货币政策在国际间的溢出效应。此后,Obstfeld and Rogoff (1995)、Cushman and Zha (1997)、Kim and Roubini (2000)、Canova (2005) 等分别研究了一般均衡模型 (General Equilibrium Model)、向量自回归模型 (VAR Model)、结构向量自回归模型 (SVAR Model)、贝叶斯结构向量自回归模型 (Bayesian SVAR Model),并用这类模型分析了美联储货币政策对其他国家的溢出效应,研究结果不尽相同。与此同时,肖娉 (2011)、丁志国等 (2012)、盛夏 (2013) 等分别用上述模型研究了美联储货币政策对亚洲及中国的溢出效应,普遍发现美联储的货币政策对中国宏观经济及金融市场有着较强的冲击作用,并且这种冲击作用主要是通过利率渠道和汇率渠道传导。然而,从上述文献梳理中明显可以发现,各国学者在研究货币政策的国际间溢出效应时所采用的分析方法中,无论是蒙代尔弗莱明模型还是一般均衡模型,无论是 VAR 模型、SVAR 模型还是 Bayesian SVAR 模型、FAVAR 模型,都属于比较静态模型,无法捕捉货币政策冲击的时变性影响,这也是上述研究没能得到统一定论的主要原因。

此后,Kydland and Prescott (1982) 提出了动态随机一般均衡模型 (DSGE Model),自此,DSGE 模型在各国对货币政策的研究中得到了广泛的应用。Blanchard and Galí (2010) 和 Liboshi (2015) 分别应用传统 DSGE 模型和马尔科夫区制转换 DSGE 模型研究了中央银行的最优货币政策问题,他们同时发现常规 DSGE 模型存在着无法考虑外生的货币政策冲击的问题。因此,Cooke (2015) 和 Gong et al. (2016) 应用具有两个国家的 DSGE 模型检验了本国的最优货币政策问题,并在建模过程中考虑了其他国家货币政策对本国的影响。然而,DSGE 模型主观设定较为苛刻,抹杀了经济系统运行的客观性,并且常规 DSGE 模型只能研究本国国内的货币政策冲击问题,无法研究货币政策在国际间的溢出效应,而小型开放经济 DSGE 模型又无法分析大国间的货币政策溢出效应。

为此,在 Sims (1980,1999)、Bernanke and Mihov (1998a,1998b) 拒绝了 VAR 模型中系数不具时变性的原假设后,Sims and Zha (2001)、Cogley and Sargent (2005)、Giovanni and Shambaugh (2007) 等学者分别构建了时变参数向量自回归模型来研究国际间的货币政策传导问题。他们普遍发现,汇率波动是国外货币政策对国内经济产生冲击的主要原因,并且在不同时期影响效果不同。然而,时变参数向量自回归模型由于识别度的限制,模型中考虑的经济变量一般不会超过 5 个,变量过少容易引起经济系统重要信息缺失的问题。

通过上面的文献梳理可以发现,宏观经济学家对货币政策冲击的研究较为深入,但存在三个层次性问题没有得到很好地解决:①在使用蒙代尔弗莱明模型、GE 模型、VAR 模型、SVAR 模型、Bayesian SVAR 模型、FAVAR 模型等来研究货币政策冲击的国际间传导问题时,都无法捕捉货币

政策冲击的动态影响;②虽然 DSGE 模型和 TVP-VAR 模型可以研究时变性问题,但在研究货币政策冲击时,都存在使用变量少、缺失经济系统重要信息等问题,并且常规 DSGE 模型无法研究国际间的货币政策溢出效应,小型开放经济 DSGE 模型无法研究大国间的货币政策溢出效应;③以往研究大多集中于工业化国家之间的货币政策溢出效应或本国的货币政策冲击效应,很少有文献研究美联储货币政策冲击对中国经济的影响,更没有学者研究美联储货币政策对中国经济影响的动态性问题。

针对上述问题,本文将动态因子扩展模型的思想引入 VAR 模型,在大量宏观经济变量中提取少量共同因子,与观测变量共同组成 FAVAR 模型;然后,吸收 Sims(1980, 1999)的思想,允许系数矩阵具有时变性,得到 TVP-FAVAR 模型;与此同时,允许扰动项的协方差矩阵具有时变性,得到具有随机波动率的时变参数因子扩展向量自回归模型(SV-TVP-FAVAR),并利用 1997 年 Q1 至 2015 年 Q3 数据,基于宏观经济、私人经济、金融市场三个角度,分别研究了美联储货币政策在典型时期冲击与连续性冲击对中国经济的动态影响,发现了这种动态影响的表现和背后隐藏的机理;最后,讨论了在美联储实施不同的货币政策时中国的宏观政策取向。

本文的创新性贡献主要体现在三个方面:①由于美联储货币政策对中国经济影响具有动态性,常参数模型无法捕捉这种动态影响,本文在典型 VAR 模型的基础上引入动态因子扩展思想,有效避免了经济系统重要信息缺失的问题,并允许模型系数矩阵和扰动项协方差矩阵具有时变性,可以捕捉变量间的动态影响;②利用 mathematica 的高维计算优势进行了三维脉冲响应分析,进而研究了时间维度上美联储货币政策冲击效果的单调性问题,结合时间维度上的单调性与响应维度上的方向性分析了动态影响的具体表现<sup>①</sup>,三维脉冲响应有效解决了时点脉冲响应分析无法观察冲击在时间维度的单调性和极值点的问题,这在目前国内外研究中属于首次创新性应用;③从宏观经济、私人经济、金融市场三个角度研究了美联储货币政策冲击对中国经济的动态影响,弥补了以往研究只局限于宏观经济的不足。

## 二、模型构建

### 1. 模型设定

SV-TVP-FAVAR 模型是在经典 VAR 模型的基础上引入动态因子扩展的思想,将大量的宏观经济变量提取为几个共同因子,有效避免了经济系统重要信息缺失的问题;然后,令系数矩阵和扰动项协方差矩阵具有时变性,使其能捕捉货币政策的动态冲击。

由此,为了研究美联储货币政策冲击对中国经济的动态影响,先建立一个基本 VAR 模型:

$$y_t = b_1 y_{t-1} + \dots + b_p y_{t-p} + v_t \quad (1)$$

其中,  $y_t' = [z_t', m_t]$ ,  $z_t$  是一个包括中国的国内生产总值、消费者价格指数、利率、就业等的  $(l \times 1)$  维变量向量,  $m_t$  是美联储货币政策工具的代理变量,本文以美国季度 M2 为代理变量;每个  $y_t$  滞后项的系数  $b_i$  是  $(l+1) \times (l+1)$  维矩阵,  $i=1, \dots, p$ ;  $v_t \sim N(0, \Omega)$ ,  $\Omega$  是  $(l+1) \times (l+1)$  维协方差矩阵。在一个典型的 VAR 模型中,  $y_t'$  变量的维度  $(l+1)$  通常不会超过 20 个,大部分时候都比较低且在 3 个左右。然而,货币政策研究一般需要考虑上百个变量,传统 VAR 模型因为维度过高而显得力不从心,本文采取一个最近比较流行的处理方法,将  $n$  维的可观测变量  $x_t$  降解为  $k$  维的不可观测共同因子  $f_t$ , 并且  $k \ll n$ 。另外,令因子扩展后的 VAR 模型系数矩阵随时间变化,模型可以被用来模拟更复杂的动态经

<sup>①</sup> 本文的时间维度是指美联储货币政策冲击的发生时间,而非对观测变量影响的持续时间。

济系统,也可以用来估计随时间变化的美联储货币政策冲击。因此,时变参数的因子扩展 VAR 具有如下的形式:

$$y_t = b_{1t}y_{t-1} + \dots + b_{pt}y_{t-p} + \nu_t \quad (2)$$

此时的变量就变为  $y_t' = [f_t', z_t', m_t']$ , 其中  $f_t$  是  $(k \times 1)$  维的不可观测共同因子向量,  $[z_t', m_t']$  是  $[(l+1) \times 1]$  维的观测变量和货币政策工具向量;  $b_{jt}$  是  $(m \times m)$  维的系数矩阵,  $j=1, \dots, p, t=1, \dots, T, m=k+l+1$ 。另外,令扰动项的协方差矩阵也随时间变化,即  $\nu_t \sim N(0, \Omega_t), t=1, \dots, T$ 。

对于每一个  $i=1, \dots, n$  的原始序列  $x_{it}$ , 都可以认为是通过不可观测共同因子  $f_t$ 、观测变量  $z_t$  和货币政策工具  $m_t$  的因子回归分析而得到, 并且具有随机波动率的残差项, 形式如下:

$$\begin{cases} x_{it} = \tilde{\lambda}_i^f f_t + \tilde{\lambda}_i^z z_t + \tilde{\lambda}_i^m m_t + u_{it} \\ u_{it} = \rho_{i1} u_{i,t-1} + \dots + \rho_{iq} u_{i,t-q} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (3)$$

其中,  $\tilde{\lambda}_i^f$  是  $(n \times k)$  维矩阵;  $\tilde{\lambda}_i^z$  是  $(n \times l)$  维矩阵;  $\tilde{\lambda}_i^m$  是  $(n \times 1)$  维矩阵;  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \exp(h_{it}))$ , 假设残差项  $\varepsilon_{it}$  与不可观测共同因子不相关, 并且不自相关, 即对任意  $i, j=1, \dots, n, i \neq j$  和任意  $t, s=1, \dots, T, t \neq s$ , 都有  $E(\varepsilon_{it} f_t) = 0$  和  $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}) = 0$ 。因此, 可以把方程(3)变成如下形式:

$$x_{it} = \lambda^f f_t + \lambda^z z_t + \lambda^m m_t + \Gamma(L)x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $\Gamma(L) = \text{diag}(\rho^1(L), \dots, \rho^n(L)), \rho^j(L) = \rho_{j1}L + \dots + \rho_{jq}L^q; \lambda^j = (I_n - \Gamma(L))\tilde{\lambda}^j, j=f, z, m; \varepsilon_{it} \sim N(0, H_t), H_t = \text{diag}(\exp(h_{1t}), \dots, \exp(h_{nt}))$ , 并且残差具有随机游走的形式  $h_{it} = h_{i,t-1} + \eta_{it}^h, \eta_{it}^h \sim N(0, \sigma_h)$ 。至此, SV-TVP-FAVAR 模型主要由方程(2)和(4)组成, 简便起见, 下文分别简称为回归方程和因子方程。另外, 为了使模型完整, 接下来对模型系数及其动态变化进行描述。

方程(2)是关于不可观测共同因子和观测变量  $z_t', m_t'$  的 VAR 系统, 并且带有时变性和随机波动率。参照 Primiceri(2005)、Cogley and Sargent(2005)、Canova and Gambetti(2009), 本文将扰动项的协方差矩阵进行分解处理:

$$A_t \Omega_t A_t' = \sum_t \sum_t' \quad (5)$$

$$\Omega_t = A_t^{-1} \sum_t \sum_t' A_t'^{-1} \quad (6)$$

其中,  $\sum_t = \text{diag}(\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{k+1,t}), A_t$  是主对角线为 1 的下三角矩阵。

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1,t} & a_{m2,t} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

可见, 方程(2)中的所有参数都可以表示成  $B_t = (\text{vec}(b_{1t})', \dots, \text{vec}(b_{pt})')', \log \sigma_t = (\log \sigma_{1t}', \dots, \log \sigma_{mt}')', \alpha_t = (\alpha'_{j1,t}, \dots, \alpha'_{j(j-1),t})', j=1, \dots, m$ 。并且假设参数矩阵服从 Koop et al.(2009)提出的创新型随机游走:

$$\begin{cases} B_t = B_{t-1} + J_t^B \eta_t^B \\ \alpha_t = \alpha_{t-1} + J_t^\alpha \eta_t^\alpha \\ \log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + J_t^\sigma \eta_t^\sigma \end{cases} \quad (8)$$

其中,  $\eta_t^\theta \sim N(0, Q_\theta)$  是创新变量,  $Q_\theta$  分别对应  $B_t, \alpha_t, \log\sigma_t$  的创新协方差矩阵,  $J_t^\theta = 0, \forall t=1, \dots, T$  表示参数是常数,  $J_t^\theta = 1, \forall t=1, \dots, T$  表示参数具有时变性(本文情况),  $\theta_t \in \{B_t, \alpha_t, \log\sigma_t\}$ 。

应用滞后算子对方程(2)和(4)进行变形处理, 很容易把 SV-TVP-FAVAR 表示成一个带有漂移参数的标准 VAR 形式:

$$y_t = B_t(L)y_t + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t^y \quad (9)$$

$$g_t = \Lambda y_t + \Gamma(L)g_t + W_t \varepsilon_t^g \quad (10)$$

其中,  $g_t' = [x_t', z_t', m_t']$ ;  $y_t' = [f_t', z_t', m_t']$ ;  $W_t = \text{diag}(\exp(h_{1t})/2, \dots, \exp(h_{nt})/2, 0_{1 \times l+1})$ ,  $W_t W_t' = [H_t, 0_{(l+1) \times k}]'$ ;  $B_t(L) = b_{1t}L + \dots + b_{pt}L^p$ ;  $(\varepsilon_t^g, \varepsilon_t^y)$  是服从独立同分布的结构扰动项, 并且服从标准正态分布;  $\Lambda = \begin{bmatrix} \lambda^f & \lambda^{z,m} \\ 0_{(l+1) \times k} & I_{l+1} \end{bmatrix}$ ,  $\lambda^{z,m} = [\lambda^z, \lambda^m]$ 。把方程(9)代入方程(10)可得到模型的 VMA 表达式:

$$g_t = \tilde{\Gamma}(L)^{-1} \Lambda \tilde{B}_t(L)^{-1} A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t^y + \tilde{\Gamma}(L)^{-1} W_t \varepsilon_t^g = \Delta_t(L) \zeta_t \quad (11)$$

其中,  $\tilde{B}_t(L) = I - B_t(L)$ ;  $\tilde{\Gamma}(L) = I - \Gamma(L)$ ;  $\zeta_t$  是一个服从标准正态分布的创新向量。

## 2. 参数估计及先验信息

本文参照 Koop(2003)、Kim and Nelson(1999)、Gerlach et al.(2000)的吉布斯抽样技术以及 Stock and Watson(2005)的两步估计法对模型进行参数估计: 第一步, 用标准的主成分方法提取共同因子; 第二步, 把共同因子视为不可观测的参数, 与模型中的其他参数同时用贝叶斯方法进行估计。表 1 中给出了本文参数估计中用到的先验信息。

表 1 模型中参数的先验分布

因子方程	回归方程
$[\lambda_i^f, \lambda_i^z, \lambda_i^m] \sim N(0_{1 \times m}, 10I_m)$	$B_0 \sim N(\hat{B}, \hat{V}), \alpha_0 \sim N(0, 4I), \log\sigma_0 \sim N(0, 4I)$
$\Gamma_i(L) \sim N(0_{1 \times q}, 10I_q)$	$Q_B^{-1} \sim W(0.005 \times (\dim(B)+1) \times \hat{V}, (\dim(B)+1))$
$h_{t0} \sim N(0, 4)$	$Q_\alpha^{-1} \sim W(0.01 \times (\dim(\alpha)+1) \times I, (\dim(\alpha)+1))$
$\sigma_h^{-1} \sim \text{Gamma}(0.01, 0.01)$	$Q_\sigma^{-1} \sim W(0.0001 \times (\dim(\sigma)+1) \times I, (\dim(\sigma)+1))$

资料来源: 作者整理。

其中,  $\dim(B) = m \times m \times p, \dim(\alpha) = m(m-1)/2, \dim(\sigma) = m$ , 对于每个变量第一个滞后的系数,  $\hat{B} = 0.9$ , 其他情况下  $\hat{B} = 0$ 。  $\hat{V}$  是先验协方差对角阵, 对角线元素服从 Minnesota 形式: 对于滞后项系数,  $\hat{V}_{ij} = \frac{1}{c^2}$ ; 对于变量系数,  $\hat{V}_{ij} = \frac{0.001s_i^2}{c^2s_j^2}$ ; 滞后阶数  $c=1, \dots, p, s_i^2$  为单个变量自回归方程残差的方差。  $J_t^\theta$  服从伯努利分布,  $p(J_t^\theta = 1) = \pi_\theta = 1 - p(J_t^\theta = 0), \pi_\theta \sim \text{Beta}(1, 1), E(\pi_\theta) = 0.5, \text{std}(\pi_\theta) \cong 0.29, \theta_t \in \{B_t, \alpha_t, \log\sigma_t\}$ 。

### 三、实证分析

#### 1. 变量选取、数据处理及共同因子提取

为了最小化经济系统的重要信息遗漏问题,本文选取了 78 个变量进行实证分析,各变量分别来自经济的三个基本面:①实际经济活动层面,包括各类产出、就业、消费、投资以及进出口等;②货币层面,包括各类短期和长期利率、M0、M1、M2、上证指数、深证指数等;③价格层面,包括出口品价格指数、进口品价格指数、居民消费价格指数、工业生产者价格指数等。另外,考虑到近些年全球及中国的经济周期,本文选取的 78 个变量的样本区间为 1997 年 Q1 至 2015 年 Q3,并分别以 1998 年 Q1、2009 年 Q3 以及 2015 年 Q1 代表亚洲金融危机、全球经济危机以及全球经济新常态三个典型时期。美联储货币政策工具以美国 M2 为代理变量,并以美国 M2 数据的季度增长率衡量;以中国的产出、通货膨胀、就业、私人消费、私人投资、上证指数、深证指数、银行间 7 天加权平均拆借率作为观测变量,并分别以 GDP 季度增长率、CPI 季度增长率、城镇单位人员数季度增长率、消费品零售总额季度增长率、私人投资完成额季度增长率、上证指数季度增长率、深证指数季度增长率以及银行间 7 天加权平均拆借率的季度增长率衡量,各原始数据在进行分析前经季度调整和平减处理,平稳性检验显示处理后的数据平稳,其中,中国数据来自中经网数据库,美国 M2 数据来自美联储官方网站。

本文提取了三个共同因子,并对所提取的三个共同因子做了单位根检验,检验结果平稳。以产出代表上述三个经济基本面中的第一个经济基本面,上证指数与通货膨胀分别代表第二个和第三个经济基本面,图 1 中给出了三个经济基本面和三个共同因子标准差后验均值走势。从图中可以明显发现,三个共同因子与三个经济基本面都表现出了周期性特征,都是在 1999 年、2004 年、2008 年以及 2015 年表现出剧烈波动性。纵观全球经济发展趋势,这些波动基本与经济发展事实相吻合,第一个波动代表了 1998 年亚洲金融危机时期,第二个波动代表了 2004 年左右的全球经济反弹时期,第三个波动代表了 2009 年左右的全球经济危机时期,第四个波动代表 2015 年全球进入经济新常态时期。因此,利用 SV-TVP-FAVAR 的时变性优势,本文分别以 1998 年 Q1、2009 年 Q3 以及 2015 年 Q1 作为三个典型时期来研究美联储货币政策冲击对中国经济的动态影响。另外,各共同因子分别与三个经济基本面的波动趋势大致相同,说明本文提取的三个共同因子基本可以解释 78 个变量的大部分信息<sup>①</sup>。

#### 2. 宏观经济的脉冲响应分析

这里以 8 个观测变量中的产出、通货膨胀、就业代表宏观经济,分别研究美联储货币政策在典型时期冲击和连续性冲击对中国宏观经济的动态影响。

(1)典型时期的脉冲响应分析。以 1998 年 Q1、2009 年 Q3 和 2015 年 Q1 作为典型时期,检验了美联储货币政策在不同时期对中国产出、通货膨胀以及就业的动态影响,分析结果见图 2。

美联储货币政策冲击在亚洲金融危机时期引起的中国产出波动幅度最大,最大负向响应值为 -0.28,但持续时间最短,在第 8 期左右影响效果基本消失;在全球经济新常态时期对中国产出影响的持续时间最长,在第 16 期左右影响效果基本消失,但影响的程度最小,最大负向响应值仅为 -0.19;在全球经济危机时期,美联储货币政策对中国产出有适中的影响。1998 年中国处于亚洲金融危机的环境中,美联储却选择了紧缩性货币政策,对中国造成需求冲击,而 2015 年全球经济发展良

<sup>①</sup> 本文也尝试了提取 4 个和 5 个共同因子,分析结果与提取 3 个共同因子并无显著差异。

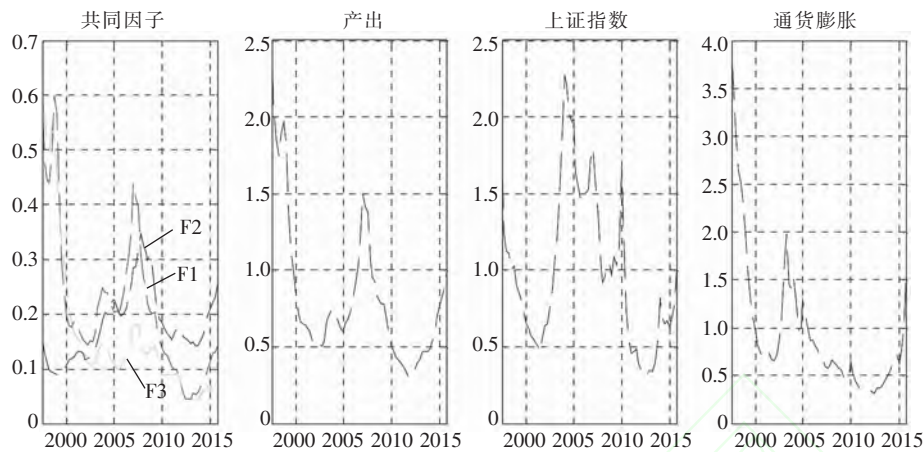


图1 产出、上证指数、通货膨胀及共同因子标准差后验均值走势

资料来源:作者绘制。

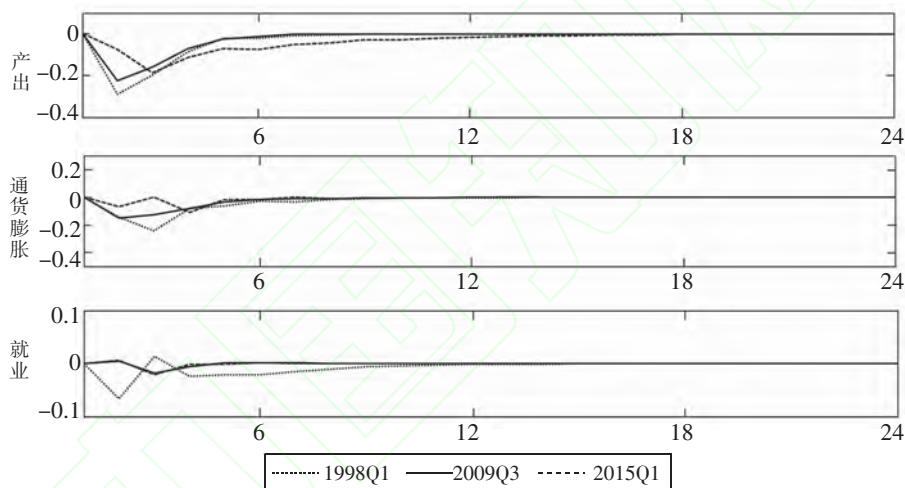


图2 中国产出、通货膨胀及就业对美联储货币政策典型时期冲击的脉冲响应

资料来源:作者绘制。

好,并且美国退出了QE计划,导致在2015年Q1的货币政策冲击引起中国产出波动幅度小于1998年Q1的货币政策冲击;另外,由于1998年危机结束的较快,而2015年作为全球经济新常态时期,经济全球化以及国际合作程度越来越高,都导致了美联储货币政策在亚洲金融危机时期的冲击对中国产出影响的持续时间较短,而在全球经济新常态时期较长。

美联储货币政策在1998年Q1的冲击引起中国通货膨胀波动幅度最大,最大负向响应值为-0.26;在2009年Q3的冲击对中国通货膨胀影响的持续时间最短,在第6期左右影响效果就已消失;在2015年Q1的冲击对中国通货膨胀影响的持续时间最长,在第10期左右影响效果基本消失。亚洲金融危机前夕,东南亚国家经济和币值虚高,当外资及国际热钱观察到金融风险时便迅速撤离,造成了亚洲经济泡沫的破裂,金融风暴席卷整个亚洲,而此时美联储坚决实行“损人利己”的紧缩性货币政策,加剧了资本撤出程度,进而恶化了亚洲金融危机的爆发程度,中国的物价水平产生较大幅度波动;全球经济危机时期,中国政府利用财政政策和货币政策做出了有效应对,“4万

亿”计划、数次降息以及当时中国金融市场开放程度较低,都导致了全球经济危机时期美联储货币政策冲击对中国通货膨胀影响的持续时间较短;由于经济全球化以及其他方面的国际合作程度越来越高,导致美联储货币政策在全球经济新常态时期对中国通货膨胀影响的持续时间最长。

美联储货币政策对中国就业的影响较小,即使在亚洲金融危机时期,最大负向响应值仅为-0.07,甚至在全球经济危机和全球经济新常态时期对中国就业几乎无影响。在中国劳动力市场,存在着劳动力过剩与失业并存的现象,这种现象正是由于中国经济结构发展不平衡导致的结构性失业。然而,对于经济结构调整与结构性失业,无论是中国货币政策还是美联储货币政策,都不会产生明显影响,只有财政政策才能对经济结构产生较大作用,进而解决结构性失业问题,这也说明了为什么美联储货币政策在三个典型时期的冲击对中国就业几乎没有影响。

(2)连续性脉冲响应分析。以1997年Q1至2015年Q3作为美联储货币政策冲击发生时间的区间,检验了美联储货币政策冲击对中国产出、通货膨胀以及就业的动态影响,分析结果见图3,其中X轴表示观测变量对冲击的响应持续时期,Y轴表示美联储货币政策冲击的发生时间,Z轴表示观测变量对冲击的响应程度。从图中可以发现:①除了2004年Q3的冲击,美联储货币政策冲击对中国产出的影响在时间维度上基本呈现出递减现象,说明对中国产出而言,美联储货币政策冲击产生了动态影响。近些年,随着中国经济转型的深入,中国产出对出口的依赖程度越来越小,所以美联储货币政策冲击对中国产出的影响在时间维度上呈现递减现象。从美联储货币政策冲击对中国产出影响的持续时间看,1997—2015年间的历次美联储货币政策冲击对中国产出都只是有短期效应,并无长期影响,即使持续时间最长的2015年Q1这次冲击,也基本上在第14期影响效果就已消失。②与对中国产出的影响一样,美联储货币政策冲击对中国通货膨胀的影响在时间维度上也呈现出递减现象。从美联储货币政策冲击对中国通货膨胀影响的持续时间看,1997—2015年间的历次冲击对中国通货膨胀都只是有短期效应,无长期影响,即使持续时间最长的2015年Q2这次冲击,也基本上在第10期影响效果就已结束。③美联储货币政策冲击对中国就业的影响不显著,即使中国就业对美联储货币政策在2000年Q1的冲击有最大负向响应值,也仅为-0.07,对2004年Q1的冲击有最大正向响应值,也仅为0.02。这说明美联储货币政策冲击对中国的就业情况并不会产生较大影响,其中的原因与前面分析的结构性失业有关。

从上面的实证分析结果可以发现,美联储货币政策对中国宏观经济的动态影响主要体现在两方面:在响应维度上,美联储在不同典型时期的不同货币政策都对中国经济产生了负向影响;在时间维度上,美联储货币政策对中国宏观经济的影响呈现出减弱的趋势。

1998年Q1,美联储实施了紧缩性货币政策,此次紧缩性货币政策引起了美国利率的较大上升,进而导致中美利差的减小,根据基于非一价定律的利率平价理论,补偿利率平价会引起直接标价法的远期汇率贴水,导致人民币外汇市场在1998年面临着较大的升值压力,然而,在2005年以前,中国人民银行实际上实施的是盯住美元的固定汇率制度,因此,此次美国利率的上升引起了中国人民银行在外汇市场上的反向操作,即卖出外汇资产,外汇储备量的下降减小了人民币外汇市场的升值压力,保持了人民币对美元的固定汇率,外汇占款的减少引起中国资本市场流动性的降低。与此同时,美联储在1998年的紧缩性货币政策减小了人民币与美元的套利空间,以及当时国际投机机构意识到了亚洲金融危机的严重性,都导致大量资金由中国转向美国,由此进一步降低了中国资本市场的流动性。虽然当时美联储紧缩性的货币政策并不会通过汇率影响中国的经常账户,但严重降低了中国资本市场的流动性,进而降低了中国的通货膨胀,并且通过银行信贷系统的收紧进一步降低了中国的产出和就业。可见,美联储在1998年的紧缩性货币政策主要通过影响中美利差来



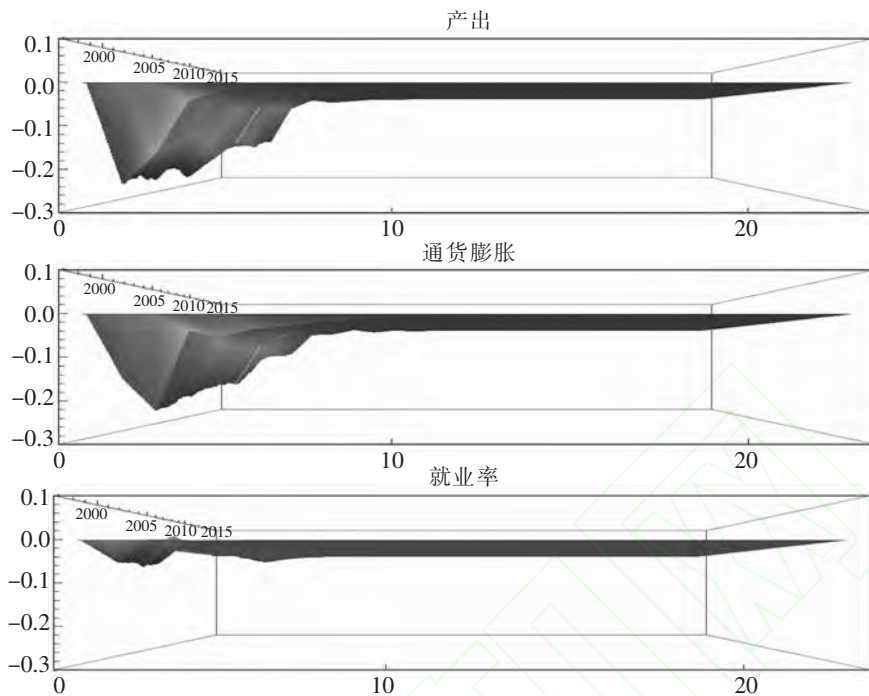


图3 中国产出、通货膨胀以及就业对美联储货币政策连续冲击的脉冲响应

资料来源:作者绘制。

影响资本市场的流动性,而汇率不会发生较大变化,这种通过影响利率进而影响宏观经济的实际经济运行轨迹,完全遵循了基于非一价定律的利率平价理论。

2009年和2015年,美联储实施了量化宽松货币政策,引起美国国内通货膨胀升高,较高的商品价格降低了美元的实际购买力,根据基于一价定律的购买力平价理论,美元购买力的下降会引起直接标价法的汇率下降,导致人民币外汇市场在2009年和2015年左右面临较大的升值压力。然而,由于中国人民银行在2005年实施了汇率制度改革,由盯住美元的固定汇率制度转为盯住一篮子货币的管理浮动汇率制度,由此,中国人民银行对外汇市场的干预较弱,导致中国的外汇占款不会发生显著变化。然而,人民币的升值降低了中国出口商品的价格竞争力,导致中国在此期间的出口规模产生下滑现象,进而减小了中国经常账户顺差。虽然美联储在2009年和2015年的量化宽松政策增大了人民币与美元的套利空间,引起国际投机机构将资金由美国转向中国,但由于中国资本与金融账户并未完全开放,资本与金融账户顺差的增大还不足以弥补中国经常账户顺差的减小,因此,美联储在2009年和2015年的量化宽松政策通过汇率严重影响了中国的产出,产出的下降自然导致了就业和通货膨胀的下降。可见,美联储在2009年和2015年的量化宽松货币政策主要是通过影响中美汇率来影响对外贸易总额,进而影响宏观经济,这种通过影响汇率进而影响宏观经济的实际经济运行轨迹,完全遵循了基于一价定律的购买力平价理论。

另外,在1998年亚洲金融危机的大环境下,中国经济暴露出的脆弱性更强,中国当时的货币政策与财政政策操作还不够成熟,盯住美元的固定汇率制度更是由于“三元悖论”,使得中国放弃了货币政策操作的有效性,再加上当时美国实行的是非典型货币政策,导致美联储在1998年的紧缩性货币政策对中国宏观经济产生最大程度的影响,而“4万亿”计划以及2005年的汇率制度改革,导致中国宏观经济对美联储在2009年和2015年的量化宽松反应程度较小,以及中国政府在应用货

币政策与财政政策方面越来越成熟,都说明美联储货币政策对中国宏观经济的影响在时间维度上呈现出减弱的趋势。

### 3. 私人经济的脉冲响应分析

这里以 8 个观测变量中的私人消费和私人投资代表私人经济,分别研究美联储货币政策典型时期冲击和连续性冲击对中国私人经济的动态影响。

(1)典型时期的脉冲响应分析。以 1998 年 Q1、2009 年 Q3 和 2015 年 Q1 作为典型时期,分别检验美联储货币政策在不同时期对中国私人消费和私人投资的动态影响,分析结果见图 4。

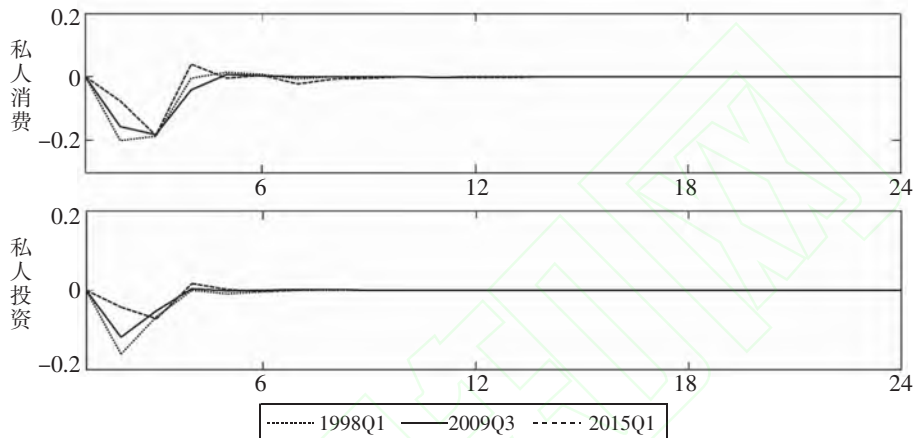


图 4 中国私人消费和私人投资对美联储货币政策典型时期冲击的脉冲响应

资料来源:作者绘制。

不同典型时期的美联储货币政策都是在冲击后的第 1 期立即引起中国私人消费的下降,并在达到最大负向响应值 $-0.2$ 后开始反弹。不同的是,美联储货币政策在亚洲金融危机时期的冲击,引起中国私人消费在第 1 期就达到最大负向响应值,在第 6 期左右影响效果消失;而在全球经济危机和全球经济新常态时期的冲击,引起中国私人消费在第 3 期才达到最大负向响应,并分别在第 7 期和第 13 期左右影响效果消失。可见,美联储货币政策在大部分典型时期都会引起中国私人消费的下降,这很好地体现了中国的消费习惯。前文分析了美联储货币政策在大部分典型时期都会引起中国产出的下降,这就意味着人均收入的下降,而中国人的消费特点基本是收入升高时多消费,收入下降时少消费,很少通过信贷来平滑消费的“生命周期”,所以,美联储货币政策在典型时期都会引起中国私人消费的下降。从三个典型时期美联储货币政策冲击对中国私人消费影响的持续时间看,美联储货币政策对中国私人消费只有短期效应,无长期影响。

美联储货币政策在不同时期对中国私人投资的影响基本与私人消费一致,这很好地验证了以私人投资和私人消费作为私人经济代理变量具有一致性。但是,私人投资对美联储货币政策在每个典型时期冲击的响应程度都小于私人消费,说明中国私人消费比私人投资对美联储货币政策冲击有更强的敏感性,也说明中国资本市场的开放程度不如商品市场的开放程度,外生冲击对中国资本市场的影响有限。

(2)连续性脉冲响应分析。以 1997—2015 年作为美联储货币政策冲击发生时间的区间,检验美联储货币政策冲击对中国私人消费和私人投资的动态影响,分析结果见图 5,各图中 X 轴表示观测变量对冲击的响应持续时期,Y 轴表示美联储货币政策冲击的发生时间,Z 轴表示观测变量对冲击

的响应程度。从图中可以发现:①美联储货币政策冲击对中国私人消费的影响在时间维度上较为平滑,这与中国产出的响应在时间维度上呈现单调递减现象截然不同,说明对中国私人消费而言,美联储货币政策的影响在时间维度上动态性较弱。从影响的持续时间看,1997—2015年间的历次美联储货币政策冲击对中国私人消费都只有短期效应,无长期影响。②美联储货币政策冲击对中国私人投资的影响在时间维度上较为平滑,这与中国通货膨胀的响应在时间维度上呈现单调递减现象不同,说明对中国私人投资而言,美联储货币政策的影响在时间维度上动态性较弱。从美联储货币政策冲击对中国私人投资影响的持续时间看,1997—2015年间的历次美联储货币政策冲击对中国私人投资都只有短期效应,并无长期影响。

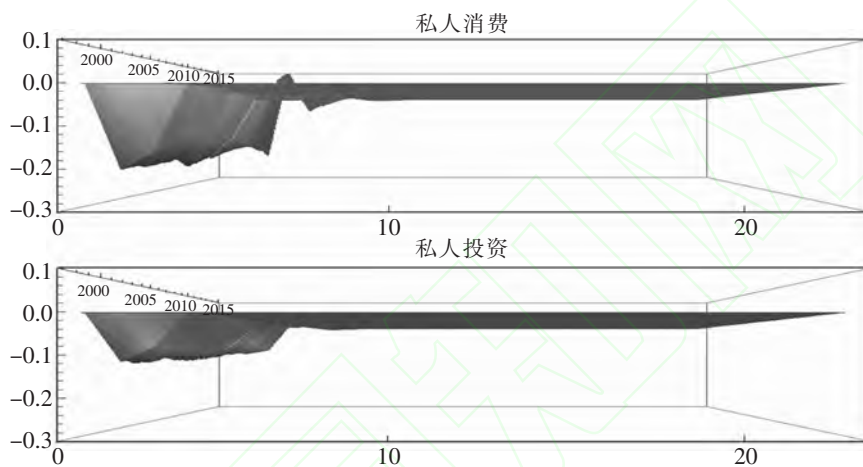


图5 中国私人消费、私人投资对美联储货币政策连续冲击的脉冲响应

资料来源:作者绘制。

从上面的实证分析结果可以发现,美联储货币政策对中国私人经济的动态影响主要体现在响应维度上,美联储在不同典型时期的不同货币政策都对中国的私人经济产生了负向影响,而在时间维度上,美联储货币政策对中国私人经济的影响较为平滑,影响的动态性较弱。

1998年Q1,美联储实施了紧缩性货币政策,导致中美利差减小,国际投机机构不但意识到了套利空间的减小,更意识到亚洲金融危机的严重性,大量热钱由中国流向美国,严重降低了中国资本市场的流动性。另外,美联储当时的紧缩性货币政策导致直接标价法的远期汇率贴水,中国人民银行为了维持汇率稳定,大量卖出外汇储备,外汇占款的减少进一步降低了中国资本市场的流动性,亚洲金融危机带来的冲击以及中国资本市场流动性的降低引起中国的银行信贷系统在1998年左右连续收紧,融资难的问题导致大批中小企业破产倒闭,中国的私人投资总额严重下降。与此同时,1998年的固定汇率制度令中国的经常账户没有遭受美联储紧缩性货币政策的影响,但资本与金融账户顺差的减小以及资本市场流动性的下降依然降低了中国的产出和就业,产出和就业的下降自然导致人均收入的下降,由于消费的生命周期平滑理论在中国并不适用,所以1998年人均收入的下降进一步导致私人消费总额的减少。可见,与宏观经济一样,美联储在1998年的紧缩性货币政策主要是通过中美利差对中国的私人投资总额和私人消费总额产生影响,说明在此期间实际经济运行轨迹同样遵循基于非一价定律的利率平价理论。

2009年和2015年,美联储实施了量化宽松的货币政策,引起美国国内通货膨胀的高涨,商品

价格的上升降低了美元的实际购买力,导致人民币外汇市场面临较大的升值压力。2009年和2015年中国实施的是盯住一篮子货币的浮动汇率制度,由此,人民币的升值降低了中国出口产品的价格竞争力,导致中国国内的出口企业面临着严重的库存压力。并且,浮动汇率制度下中国的外汇占款不会发生明显变化,导致中国资本市场的流动性不会发生较大变化,虽然套利空间的存在引起国际投机机构将资金转入中国,但中国的资本与金融账户并未完全开放,国际资金带来中国资本市场流动性的提高有限,并且出口危机下的库存压力很难由资本市场的流动性来解决。因此,库存压力的上升导致私人投资总额的下降;另外,产出与就业的降低引起了中国人均收入的下降,人均收入的下降进一步引起中国私人消费总额的下降。可见,美联储在2009年和2015年的量化宽松政策通过中美汇率的变化引起中国私人投资和私人消费的下降,这种通过汇率影响私人经济的实际经济运行轨迹完全遵循了基于一价定律的购买力平价理论。

另外,一方面,美联储货币政策通过影响中国资本市场流动性来影响银行信贷系统,进而影响中国私人投资总额;另一方面,美联储货币政策通过影响中国出口企业的产出和就业,进而影响中国私人消费总额,可见,美联储货币政策对中国私人经济是间接影响,这种间接影响具有时滞性,导致美联储货币政策对中国私人经济的影响在时间维度上较为平滑。

#### 4. 金融市场的脉冲响应分析

(1) 典型时期的脉冲响应分析。以1998年Q1、2009年Q3和2015年Q1作为典型时期,分别检验美联储货币政策在不同时期对中国上证指数、深证指数和7天拆借率的动态影响,分析结果见图6。

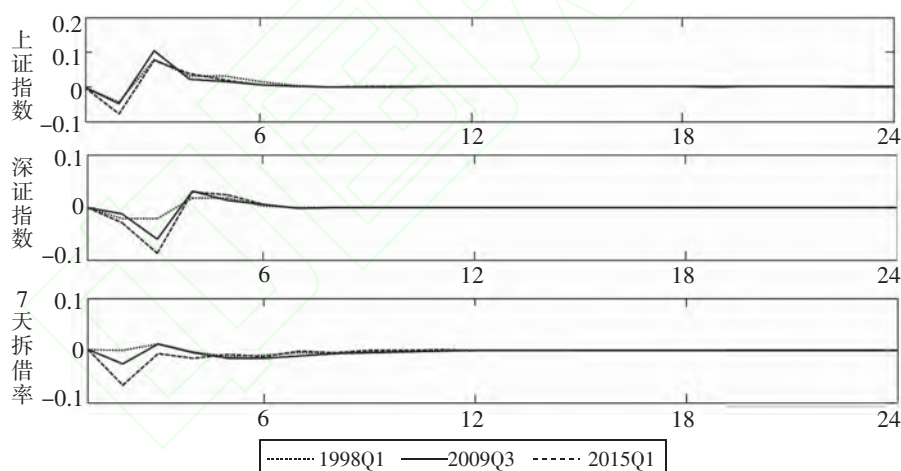


图6 中国上证指数、深证指数及7天拆借率对美联储货币政策典型时期冲击的脉冲响应

资料来源:作者绘制。

美联储在不同典型时期的货币政策冲击都引起了中国上证指数先下降再上升的波动性反应,但在全球经济新常态时期的冲击对中国上证指数的影响程度更大,说明中国金融市场的开放程度在全球经济新常态时期比亚洲金融危机时期更高。另外,从三个典型时期美联储货币政策冲击对中国上证指数影响的持续时间看,都是在第8期左右影响效果基本消失,说明美联储货币政策对中国上证指数只有短期效应,无长期影响,并且从各期的波动幅度看,中国上证指数的响应值都较低,原因很明显,中国渐进式开放其金融市场,对外生冲击具有较强的防范措施,这也保证了在过去几十年里中国股市的平稳发展,避免了多次全球经济危机带来的股市动荡。

同样,美联储在不同典型时期的货币政策冲击都引起了中国深证指数先下降再上升的波动性反应趋势,可见,美联储货币政策对中国深证指数和上证指数的影响效果基本一致。从三个典型时期美联储货币政策冲击对中国深证指数影响的持续时间看,美联储货币政策对中国深证指数只有短期效应,无长期影响,但在全球经济新常态时期的美联储货币政策对中国深证指数影响的幅度和持久性都大于在亚洲金融危机时期和全球经济危机时期的影响;并且,从各期的波动幅度看,中国深证指数的响应值依然较低。

美联储在所有典型时期的货币政策冲击对中国7天拆借率的影响都较弱,即使在全球经济新常态时期的美联储货币政策冲击引起中国7天拆借率的最大负向响应也仅为-0.07,在亚洲金融危机时期有最大正向响应也仅为0.02,说明中国7天拆借率对美联储货币政策冲击不敏感。其原因在于:一方面,中国四大银行功能定位比较明确,导致银行间的拆借率会涉及到中国经济结构问题;另一方面,中国银行间的拆借率市场化程度依然较低,容易受中央银行的影响。因此,美联储货币政策对中国7天拆借率的影响有限。

(2)连续性脉冲响应分析。以1997—2015年作为美联储货币政策冲击发生时间的区间,检验美联储货币政策冲击对中国上证指数、深证指数以及7天拆借率的动态影响,分析结果见图7,各图中X轴表示观测变量对冲击的响应持续时期,Y轴表示美联储货币政策冲击的产生时间,Z轴表示观测变量对冲击的响应程度。从图中可以发现:①美联储货币政策冲击对中国上证指数和深证指数的影响在时间维度上都呈现出波动性递增的现象,说明对中国上证指数和深证指数而言,美联储货币政策在时间维度上产生了动态影响;另外,从美联储货币政策冲击对中国上证指数和深证指数影响的持续时间看,即使在2015年美联储货币政策冲击对中国上证指数和深证指数有最长持续时间的影响,也分别在不到第8期和第7期影响效果就已基本消失,说明1997—2015年间的历次美联储货币政策冲击对中国上证指数和深证指数都只是有短期效应,并无长期影响。②在1997—2015年任何一次美联储货币政策冲击引起中国7天拆借率的响应程度都较小,即使在2014年Q1美联储货币政策冲击对中国7天拆借率有最大影响,响应值也仅为-0.08;另外,从美联储货币政策冲击对中国7天拆借率影响的持续时间看,即使在2015年美联储货币政策冲击对中国7天拆借率有最长持续时间的影响,也在不到第11期影响效果就已基本消失,响应程度和持续时间都说明美联储货币政策对中国7天拆借率的影响有限。

从上面的实证分析结果可以发现,美联储在不同时期的不同货币政策都引起中国股票指数先上升再下降的反应,引起银行间拆借率在1998年主要是负向反应,在2009年和2015年主要是正向反应。在时间维度上,美联储货币政策对中国金融市场的影响呈现出递增趋势。

1998年,美联储实施了紧缩性货币政策,导致中美利差的减小。此时,国际投机机构不但意识到了套利空间的减小,更意识到了亚洲金融危机的严重性,大量热钱由中国流向美国,严重降低了中国资本市场的流动性。与此同时,为了维持汇率稳定,中国人民银行卖出外汇储备,引起外汇占款的减少,进一步降低了中国资本市场的流动性,资本市场流动性的降低对中国的银行信贷系统造成冲击,导致银行间的拆借率上涨,下降的资本市场流动性以及上涨的银行间拆借率缩小了中国上市公司的财务弹性,上市公司的股价出现下跌趋势。然而,股票市场的随机性和预期性较强,当1998年美联储紧缩性货币政策引起的美国利率处于高点超过3期时,对美元利率下跌的预期又引起了中国股票市场的好转,因此,1998年的美联储紧缩性货币政策引起上证指数和深证指数下跌超过3期后开始出现反弹。由此可见,1998年的美联储紧缩性货币政策是通过中美利差的变化来影响中国的上证指数、深证指数和银行间拆借率,这种通过利率影响中国金融市场的实际经济运行轨迹完

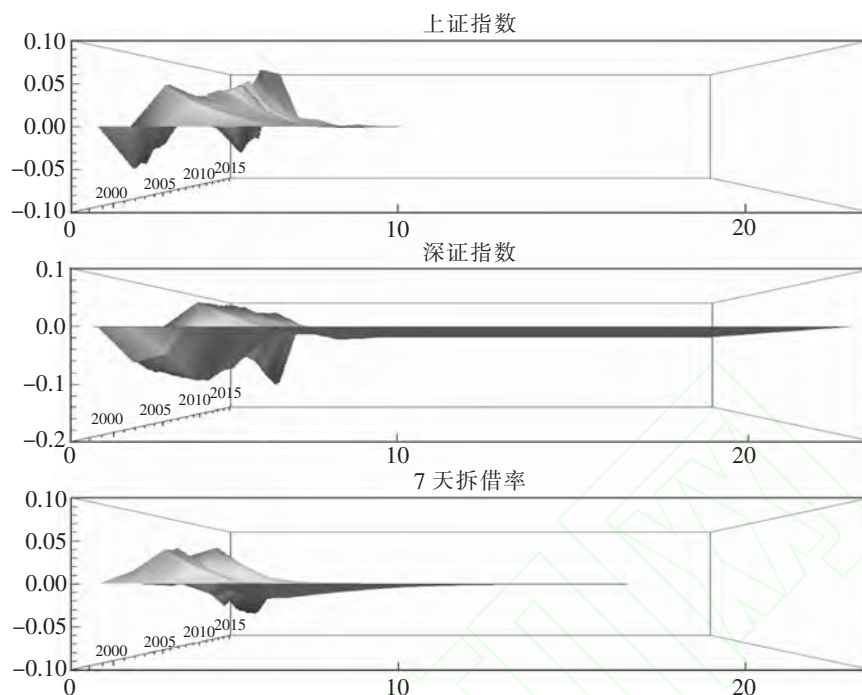


图7 中国上证指数、深证指数及7天拆借率对美联储货币政策连续冲击的脉冲响应

资料来源:作者绘制。

全遵循了基于非一价定律的利率平价理论。

2009年和2015年,美联储实施了量化宽松的货币政策,虽然引起了美国国内较高的通货膨胀,升高的商品价格降低了美元的购买力,导致人民币面临升值压力,但是,2005年实行的汇率制度改革令中国人民银行不会针对此次美联储的量化宽松政策进行外汇市场干预,也就意味着外汇占款不会产生明显变化。然而,2009年和2015年美联储的量化宽松政策导致美元利率接近零下线,明显的套利空间令国际热钱从美国流向中国,对中国的房地产市场、银行信贷系统和股票市场都造成了冲击,资本市场流动性的提高导致银行信贷系统放松,银行间拆借率出现较大幅度的下降,股票市场的随机性导致上证指数和深证指数的不规则变化。由此可见,与对中国宏观经济和私人经济的影响不同,此次美联储的量化宽松是通过中美利差影响中国金融市场,这种通过利率影响中国金融市场的实际经济运行轨迹完全遵循了基于非一价定律的利率平价理论。另外,随着中国金融市场对外开放程度的逐步提高,美联储货币政策对其影响程度也呈现出逐步增强的趋势。

### 5. 进一步分析

从前面部分的实证分析可以发现,美联储货币政策对中国产出、就业以及私人投资总额等产生了动态影响,这种动态影响最主要体现在不同时期美联储的不同货币政策对中国产生了同向影响,都降低了中国的产出、就业、私人投资总额以及私人消费总额等。这里针对这种动态影响以及站在中国的立场如何面对这种影响给予进一步分析。

1998年美联储的紧缩性货币政策,主要是通过影响中美利差,遵循利率平价理论进行传导,由于当时中国实行的是盯住美元的固定汇率制度,虽然没能导致中国经常账户遭受损失,但外汇占款的减少依然降低了中国资本市场的流动性,以及利差的减小导致国际资本流出中国,进一步冲击

了中国资本市场的流动性。因此,在固定汇率制度下,美联储紧缩性货币政策对中国经常账户影响较小,主要通过减小中国资本市场流动性,导致中国产出、就业、私人投资总额以及私人消费总额的下降。

由此,一方面,在面对美联储紧缩性货币政策下,中国人民银行应该缩减人民币汇率的浮动空间,浮动空间的缩小幅度应该随着美联储紧缩性的程度而变化;另一方面,由于美联储紧缩性货币政策会导致中国外汇占款的减少以及国际资本流出,对中国资本市场流动性造成冲击,在此情况下,中国人民银行应该采取数量型货币政策,增大广义货币供应量,因为此时如果中国人民银行采取价格型货币政策,降低的基准利率虽然会暂时增加资本市场流动性,但会加剧国际资本流出中国,进而价格型货币政策失效。

2009年和2015年美联储的量化宽松货币政策主要是通过影响中美汇率、遵循购买力平价理论进行传导,由于当时实施的是管理浮动汇率制度,导致中国经常账户的损失,虽然利差的增大会引起国际资本由美国流向中国,但资本与金融账户的增加还不足以弥补经常账户的损失,进而引起中国产出、就业、私人投资总额以及私人消费总额的下降。

由此,一方面,在面对美联储的量化宽松政策时,中国人民银行应该调整货币篮子中币种的权重,减小美元的权重,增加欧元和日元等主要国际货币的权重,美元权重的减小程度应该根据美联储的量化宽松程度而定,这样才会降低美联储量化宽松政策对中国出口商品价格竞争力的冲击程度;与此同时,中国的财政部门应该出台减免税政策以及出口退税政策对中国外贸企业给予支持。另一方面,美联储量化宽松政策引起国际热钱对中国资本市场流动性的过剩冲击,进而冲击中国的房地产市场、银行信贷系统以及股票市场等,容易造成实体经济萎靡与房地产、金融市场泡沫并存的局面,这是金融危机爆发的前兆,与财政部支持实体经济的量化宽松都要求中国人民银行进行紧缩性调控,此时,数量型货币政策比价格型货币政策有效,因为中国基准利率的升高会进一步引起国际资本内流,导致货币政策失效。

因此,结合本文实证分析结果可以发现:①在面对美联储紧缩性货币政策时,中国人民银行应该缩减人民币汇率的浮动空间,浮动空间的缩小幅度应该随着美联储货币政策的紧缩性程度而变化,与此同时,采取数量型宽松货币政策,增加中国广义货币供应量;②在面对美联储量化宽松货币政策时,中国人民银行应该调整货币篮子中币种的权重,减小美元的权重,增加欧元和日元等主要国际货币的权重,美元权重的减小程度应该根据美联储货币政策的量化宽松程度而定,与此同时,宽松的财政政策和紧缩的货币政策配合使用,在财政部出台减免税及出口退税的同时,中国人民银行应该采取数量型紧缩政策,缩减中国广义货币供应量,以防房地产与金融市场泡沫引起如1998年一样的金融危机。

#### 四、研究结论与启示

##### 1. 结论

近些年,美联储在典型货币政策与非典型货币政策间频繁切换,导致美联储货币政策存在较强的异质性;与此同时,对外开放程度的提高导致中国经济对外表现出越来越强的敏感性。因此,异质性的美联储货币政策对中国经济产生了动态影响。本文针对这种影响的时变性,在经典VAR模型基础上,加入动态扩展因子思想,并允许模型系数矩阵和扰动项的协方差矩阵具有时变性,构建了SV-TVP-FAVAR模型,从宏观经济、私人经济和金融市场三个角度研究了美联储货币政策对中国经济的动态影响,并得到如下结论:

(1)美联储货币政策对中国经济的动态影响主要体现在两个方面:一方面,美联储在不同时期

的紧缩性和量化宽松货币政策都对中国经济产生负向影响,都降低了中国的产出、通货膨胀、就业、私人投资总额以及私人消费总额,都提高了银行间拆借率,但对中国股票市场的影响具有随机性,这意味着,美联储在不同时期的同向货币政策会对中国经济产生不同的影响。另一方面,美联储货币政策对中国宏观经济的影响程度在时间维度上呈现递减趋势,对中国金融市场的影响程度在时间维度上呈现递增趋势,对中国私人投资和私人消费的影响却较为平滑。然而,美联储货币政策对中国金融市场的影响程度弱于对中国宏观经济和私人经济的影响,并且各种影响都只有短期效应。

(2)在中国人民银行的固定汇率制度下,美联储紧缩性货币政策难以通过干扰中美汇率来影响中国的经常账户,而是通过影响中美利差及外汇占款来影响中国的资本与金融账户,影响中国资本市场的流动性,进而影响中国经济。在此过程中,主要传导载体是利率,实际经济运行轨迹遵循基于非一价定律的利息率平价理论。在中国人民银行的浮动汇率制度下,美联储量化宽松政策主要通过影响中美汇率来影响中国出口商品价格竞争力,进而通过影响经常账户来影响中国经济。在此过程中,主要传导载体是汇率,实际经济运行轨迹遵循基于一价定律的购买力平价理论。

(3)在面对美联储紧缩性货币政策时,中国人民银行应该缩减人民币汇率的浮动空间,浮动空间的缩小幅度应该随着美联储货币政策的紧缩性程度而变化;与此同时,采取数量型的宽松货币政策,增加中国广义货币供应量。在面对美联储量化宽松货币政策时,中国人民银行应该调整货币篮子中币种的权重,减小美元的权重,增加欧元和日元等主要国际货币的权重,美元权重的减小程度应该根据美联储的量化宽松程度而定;与此同时,增加公共支出、减小税收的宽松财政政策和减小广义货币供应量的紧缩货币政策并行。

## 2. 启示

2016年以来,美联储连续7次加息,中美利差的增大导致国际投机机构卖出人民币,买入美元。一方面,资本外流导致中国资本市场流动性下降,对中国的银行信贷系统、房地产市场和股票市场造成流动性不足的冲击;另一方面,人民币外汇市场供应量大于需求量,导致人民币贬值压力增大,虽然人民币贬值可以增加中国出口商品的价格竞争力,促进出口,但会引起国内物价上涨,因而会产生资本市场流动性不足与通货膨胀并存的现象。在美联储进一步加息的预期下,中国人民银行应该进一步缩小人民币汇率浮动空间,减小美元在货币篮子中的权重,增加日元和欧元等国际货币在货币篮子中的权重,避免人民币汇率大幅波动,可以有效平滑中国的通货膨胀率。另外,中国人民银行应该增加广义货币供应量,提高资本市场的流动性,避免股票市场和房地产市场的下滑性波动,然而广义货币供应量的增加会进一步对物价造成冲击,因此,需要紧缩性的财政政策并行。最后,从长远看,推进利率市场化进程是避免美联储通过中美利差对中国经济造成冲击的最佳选择;推进产业结构调整、转变经济增长方式是避免美联储通过中美汇率对中国经济造成冲击的最佳选择。

本文从时变性的角度考察了美联储货币政策与中国经济的关系,但其内在传导机制以及中国科学合理的应对措施还需要大量的理论模型和非线性关系检验。随着中国经济统计数据及分析工具的完善健全,未来对中美之间的货币政策博弈,将会有新的认识。

## [参考文献]

- [1]丁志国,徐德财,赵晶. 美国货币政策对中国价格体系的影响机理[J]. 数量经济技术经济研究, 2012,(8):3-18.
- [2]林跃勤. 外部冲击与“金砖”国家反危机政策比较研究[J]. 中国工业经济, 2009,(6):36-45.
- [3]盛夏. 美国量化宽松货币政策对中国宏观金融风险的冲击[J]. 管理世界, 2013,(4):174-175.
- [4]肖婊. 美国货币政策冲击的国际传导研究——针对亚洲经济体的实证分析[J]. 国际金融研究, 2011,(9):18-29.



- [5] Ahmed, S., and B. S. Yoo. International Business Cycles [J]. *American Economic Review*, 1989, 83(83):335–59.
- [6] Bernanke, B. S., and I. Mihov. The Liquidity Effect and Long-run Neutrality[R]. NBER Working Paper, 1998a.
- [7] Bernanke, B. S., and I. Mihov. Measuring Monetary Policy [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1998b, 113(3): 869–902.
- [8] Blanchard, O., and J. Galí. Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(2):1–30.
- [9] Canova, F., and J. Marrinan. Sources and Propagations of Output Shocks: Common Shocks or Transmission[J]. *Journal of International Economics*, 1998, 46(1):133–166.
- [10] Canova, F., and G. D. Nicolo. On the Sources of Business Cycles in the G-7 [J]. *Journal of International Economics*, 2003, 59(1):77–100.
- [11] Canova, F. The Transmission of U.S. Shocks to Latin America [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(2):229–251.
- [12] Canova, F., and L. Gambetti. Structural Changes in the U.S. Economy: Is There a Role for Monetary Policy [J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2009, 33(2):477–490.
- [13] Cogley, T., and T. Sargent. Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S. [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2005, 8(2):262–302.
- [14] Cooke, D. Optimal Monetary Policy with Endogenous Export Participation [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2015, 164(1):861–933.
- [15] Cushman, D., and T. Zha. Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1997, 39(3):433–448.
- [16] Denicol, G., and O. Acute. Stock Returns, Term Structure, Inflation, and Real Activity: An International Perspective[J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2000, 4(3):343–372.
- [17] Fleming, J. M. Domestic Financial Policies under Fixed and Under Floating Exchange Rates [R]. IMF Working Paper, 1962.
- [18] Gerlach, R., C. Carter, and R. Kohn. Efficient Bayesian Inference in Dynamic Mixture Models [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2000, 95(5):819–828.
- [19] Giovanni, J. D., and J. C. Shambaugh. The Impact of Foreign Interest Rates on the Economy: The Role of the Exchange Rate Regime[R]. NBER Working Paper, 2007.
- [20] Gong, L., C. Wang, and H. F. Zou. Optimal Monetary Policy with International Trade in Intermediate Inputs [J]. *Journal of International Money & Finance*, 2016, 65:140–165.
- [21] Kim, S. International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks: Evidence from VAR's [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2001, 48(2):339–372.
- [22] Kim, C. J., and C.R. Nelson. Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of Business Cycle[J]. *Review of Economics & Statistics*, 1999, 81(4):608–616.
- [23] Kim, S., and N. Roubini. Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2000, 45(3):561–586.
- [24] Koop, G. *Bayesian Econometrics*[M]. Chichester: Wiley Press, 2003.
- [25] Koop, G., R. G. Leon, and R. W. Strachan. On the Evolution of the Monetary Policy Transmission Mechanism[J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2009, 33(4):997–1017.
- [26] Kydland, F. E., and E. C. Prescott. Time to Build and Aggregate Fluctuations[J]. *Econometrica*, 1982, 50(6): 1345–1370.
- [27] Liboshi, H. Monetary Policy Regime Shifts under the Zero Lower Bound: An Application of a Stochastic Rational Expectations Equilibrium to a Markov Switching DSGE Model[J]. *Economic Modeling*, 2015, (52):186–

205.

- [28]Mundell, R. A. Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates[J]. *Canadian Journal of Economics & Political Science*, 1963,29(4):475-485.
- [29]Obstfeld, M., and K. S. Rogoff. Exchange Rate Dynamics Redux [J]. *Journal of Political Economy*, 1995,103(3):624-60.
- [30]Prasad, E. S. International Trade and the Business Cycle[J]. *Economic Journal*, 1999,109(458):588-606.
- [31]Primiceri, G. E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy [J]. *Review of Economic Studies*, 2005,72(3):821-852.
- [32]Sims, C. A. Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered[J]. *American Economic Review*, 1980,70(2):250-257.
- [33]Sims, C. A. Drift and Breaks in Monetary Policy[R]. Manuscript, Princeton University, 1999.
- [34]Sims, C. A., and T. Zha. Macroeconomic Switching[R]. Manuscript, Princeton University, 2001.
- [35]Stock, J. H., and M. W. Watson. Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis [R]. NBER Working Papers, 2005.

## The Shocks of Federal Reserve's Monetary Policy on China's Economy

JIN Chun-yu<sup>1,2</sup>, ZHANG Long<sup>1</sup>

(1. Quantitative Research Center of Economy, Jilin University, Changchun, 130012, China;

2. Business College, Jilin University, Changchun, 130012, China)

**Abstract:** In recent years, the Federal Reserve frequently switches the monetary policy between typical policy and atypical policy, the heterogeneity have made a dynamic effect on China's economy, which caused that the spillover effect captured by constant parameter model is lack of economic meaning. In this paper, we construct a factor-augmented vector autoregressive model with time-varying coefficients and stochastic volatility, and use it to study the phenomenon and the mechanism of the dynamic effect from the perspectives of macro-economy, private economy and finance market. It is found that the phenomenon of the dynamic effect lies on two sides. One side is that both of the tight monetary policy and quantitative easing monetary policy of Federal Reserve made a negative effect on China's economy in different periods, which means that the same monetary policy would make a different effect on China's economy in different periods, and the other side is that there is a monotone decreasing of Federal Reserve's monetary policy shocks on Chinese macro-economy, a monotone increasing of Federal Reserve's monetary policy shocks on Chinese financial market, and a relatively smooth effect of Federal Reserve's monetary policy shocks on Chinese private economy. The source of the dynamic effect lies on the difference of transmission mechanism. Under the fixed exchange rate system, Federal Reserve's monetary policy affects the capital and financial account by affecting the cost of carry, thus leading to the effects on Chinese economy. While, under the floating exchange rate system, Federal Reserve's monetary policy affect the current account by affecting the exchange rate, thus leading to the effects on Chinese economy. We suggest that the PBOC should reduce the floating space of RMB exchange rate, and make a quantitative easing monetary policy to face Federal Reserve's tight monetary policy; and make quantitative easing fiscal policy, tight monetary policy, and reduce the weight of dollar in currency basket to face Federal Reserve's quantitative easing monetary policy.

**Key Words:** Federal Reserve; monetary policy; China's economy

**JEL Classification:** C32 E17 F68

[责任编辑:章毅]