

美国量化宽松与常规货币政策对中国 实体经济溢出效应的实证检验

张小宇 于依洋

内容提要: 本文通过构建基于美国联邦基金利率、中国实际 GDP 同比增速、中国通货膨胀率的三元非线性平滑迁移自回归模型,对美国常规货币政策时期和量化宽松时期货币政策对中国实体经济的溢出效应进行了检验。结果发现,美国货币政策对中国宏观经济具有显著的溢出效应,并且在常规货币政策和量化宽松货币政策时期,美国货币政策对中国实体经济的影响存在显著的非对称效应,常规货币政策对中国实体经济的影响高于量化宽松货币政策。

关键词: 常规货币政策 量化宽松货币政策 实体经济 溢出效应

中图分类号: F064

文献标识码: A

文章编号: 1000-7636(2017)01-0025-12

一、问题提出

随着全球化的迅速发展和不断推进,各国政治、经济领域相互影响、彼此依存,各国货币政策之间也存在愈发深远的相互影响。尤其如美国、欧盟这样的经济大国或大型经济体在调整其货币政策时,越有显着的国际影响。中国在改革开放后,尤其是 20 世纪 90 年代以来,国际经贸合作快速发展,中国经济与世界经济的联系日益密切,这就使得外国货币政策调整等外部冲击对中国经济的影响越发明显。由于美国是世界第一经济大国,并且与中国的贸易往来非常密切,因此美国调整其货币政策时,会对中国的经济产生一定程度的影响。研究美国的货币政策对中国实体经济的溢出效应,有助于中国央行有针对性地制定相关货币政策,并适当调整宏观调控手段,以减少美国的货币政策冲击对中国经济的不利影响。世界经济一体化趋势不断加强,货币政策的国际传导及溢出效应已经发展为一个热点研究领域。货币政策的国际溢出效应主要是基于蒙代尔-弗莱明(M-F)模型和新开放经济条件下的宏观经济模型(NOEM)展开的,不论是 M-F 模型还是 NOEM 模型,国外货币政策对本国经济的溢出效应是通过金融市场传导渠道或者国际贸易传导渠道实现的^[1-2]。每种传导渠道都会产生方向相反的两重效应,即收入效应和转移效应,因此国外扩张性货币政策对本国的实际产出最终产生正向溢出效应还是负向的抑制效应取决于收入效应和转移效应的大小。

收稿日期: 2016-06-06

基金项目: 国家社会科学基金项目“‘十三五’时期我国货币政策规则与货币政策调控机制研究”(15BJY174)

作者简介: 张小宇 吉林大学数量经济研究中心/商学院副教授,长春市,130012;

于依洋 通辽银监分局科员,通辽市,028000。

因此基于不同国家、相同国家间不同样本时期的货币政策溢出效应,实证检验结果往往是不同的。如哈奇森和沃什(Hutchison & Walsh,1992)以及泰勒(Taylor,1993)分别发现美国扩张性货币政策对日本及其他国家的实际产出存在显著的正向溢出效应^[3-4];吴照银(2003)建立了扩展的蒙代尔-弗莱明模型分析美国的经济政策向中国经济的传导机制,研究认为美国实施扩张性的货币政策和积极的财政政策会促进中国实际产出的增长^[5];毕玉江(2015)通过构建全球向量自回归模型(GVAR)考查了美国货币政策的国际溢出效应,结果发现美国扩张性货币政策对中国实际产出存在正向溢出效应^[6];茜恩(Shin,2000)研究发现美国扩张性的货币政策对韩国的实际产出具有显著抑制效应^[7];谢蓓(2012)通过构建包含美国联邦基金利率、中国实际产出和CPI指数等变量的结构向量自回归模型(SVAR),考察了1999—2010年美国货币政策对中国实体经济的溢出效应,结果发现美国的货币政策对中国的产出及物价水平等宏观经济变量具有不同程度的影响,但影响较为有限^[8]。

货币政策对通货膨胀的国际溢出效应主要通过国际短期资本流动、大宗商品价格和对外贸易三个渠道对本国通货膨胀产生正向的溢出效应^[9]。2007年开始,美联储为应对次贷危机实施了量化宽松货币政策,向本国金融系统注入了大量的流动性,并借助国际贸易及外汇市场流入中国,导致中国外汇占款和基础货币供给增加,给中国带来了巨大的通胀压力^[10-11]。陈磊和侯鹏(2011)、李建伟和杨琳(2011)则认为大宗商品价格是导致货币政策对通货膨胀国际溢出效应的主要渠道,美国量化宽松货币政策注入的大量游资流入大宗商品市场,导致大宗商品价格暴涨,是中国输入型通货膨胀的主要推动因素^[12-13]。另外,谭小芬(2010)认为美国实施的量化宽松货币政策将刺激美国对中国的产品进口需求,中国对美国出口增加将导致贸易顺差的进一步扩大,进而引起美国的流动性输入到中国,使中国面临通胀压力^[14]。

无论是基于发达国家与大型经济体之间,发达国家与发展中国家或新兴经济体之间,亦或是美国与中国之间的货币政策国际溢出效应的实证检验均存在一个共同的特点,要么是基于VAR模型、要么是基于SVAR模型、要么是对VAR模型的简单线性扩展^[12,9,15],上述模型只能刻画变量间的对称反应。实际上若存在价格粘性或工资向下调整刚性,大多数宏观变量间的关系将表现出非线性的特征,而且变量间的冲击反应存在明显的非对称性,此时线性VAR系统将不能捕捉到上述特征。特别是美国量化宽松和常规货币政策期间货币政策的国际溢出传导渠道可能发生改变,此时美国货币政策对中国实际产出与通货膨胀的溢出效应也可能存在一定的非对称性。因此,本文将构建非线性向量自回归模型描述和刻画美国联邦基金利率与中国实际产出、通货膨胀之间的非线性及非对称数据生成机制。考虑到与门限回归模型、马尔科夫区制转换模型相比,平滑迁移回归模型允许变量在不同区间间平滑转换,并且当斜率参数取无穷大时,对应的平滑迁移回归模型等价于门限回归模型,意味着门限回归模型仅仅是平滑迁移回归模型的一种特例,因此本文将构建平滑迁移向量自回归模型(STVAR)考查美国联邦基金利率、中国实际产出和通货膨胀之间的非线性动态影响机制,并在对STVAR模型进行参数估计的基础上,通过计算非线性脉冲响应函数,考查美联储量化宽松和常规货币政策对中国实际产出和通货膨胀溢出效应及非对称性。

二、美国货币政策对中国实际产出和通货膨胀传导机制的理论分析

随着经济开放程度的逐渐加深,美国和中国经济贸易及金融市场之间的联系日益密切。在此背景下,本文将对外贸易和资本流动加入到封闭的IS-LM模型中,用来考察在开放经济条件下美国货币政策对中国实体经济的溢出效应,即在蒙代尔-弗莱明模型(M-F模型)框架下考察美国货币政策对中国实际产出和通货膨胀的影响机制。M-F模型以商品市场、货币市场和外汇市场的一般均衡为基本框架,假设价格水

平不变,并且资本具有完全的流动性,从而消除了国内外市场的利差。M-F 模型可表示为式(1)一式(3)所示的形式:

$$Y = H(i, Y) + NX(Y, Y^*, EP^*/P) \quad (1)$$

$$\frac{M^d}{P} = \frac{M^s}{P} = L(Y, i) \quad (2)$$

$$i = i^* \quad (3)$$

其中 Y, i, E, P, M^d 和 M^s 分别表示中国的产出、利率水平、汇率、价格水平、名义货币需求和名义货币供给, Y^*, P^* 和 i^* 分别表示美国的产出、价格水平和利率水平。 $H(i, Y)$ 表示包含投资和消费的国内总需求, $NX(Y, Y^*, EP^*/P)$ 则表示经常账户差额,因此式(1)表示融入经常账户差额后,中国产品市场达到均衡时,中国的产出、利率以及汇率之间的相互关系;式(2)中 $L(Y, i)$ 为货币需求函数,代表中国的货币市场均衡;式(3)代表在资本能够完全自由流动的情况下国际收支平衡曲线。模型均衡时,产品市场、货币市场和外汇市场将分别达到均衡,而当美联储实施一项货币政策后,将首先打破外汇市场均衡,进而打破整个模型均衡,此时外汇市场、货币市场和产品市场将协同变动,最终实现新的均衡。因此可借助上述模型考察美国货币政策对中国实体经济的溢出效应。

在 M-F 模型框架下,当美国实施扩张性货币政策时,会产生收入效应和转移效应。从收入效应角度分析,美国实施扩张性的货币政策意味着降低美国利率 i^* ,此时 $i^* < i$,即中国的利率高于美国的利率,中国具有更高的资产收益率,由于资本具有完全流动性,因此资本由美国流入中国,从而中国的资本与金融账户产生顺差。同时,扩张性的货币政策会促进美国的产出和消费,从而增加对中国商品的进口,导致中国产出和经常项目余额增加,因此,从收入效应角度来看,美国实施扩张性的货币政策会使中国的产出增加。从支出转移角度分析,中国利率高于美国利率导致人民币即期汇率上升。汇率上升导致中国的出口额减少,因此中国产出下降。可见收入效应和转移效应的影响方向是相反的,美国实施扩张性的货币政策对中国产出的实际效应取决于两种效应的相对强弱。

奥布斯特菲尔德和罗戈夫(Obstfeld & Rogoff, 1995)使用动态一般均衡的分析方法,在强调个人的跨期决策以及消费者可以使用对外贸易和资产交换两种方式实现所持资产的跨期转换的假设下,通过引入垄断竞争和粘性价格的假定,构建了新开放经济宏观经济学模型(NOEM),用来分析两个经济体的相互联系^[16]。在 NOEM 模型框架内,货币政策对实际产出的国际溢出效应仍然具有两条传导渠道:一方面美国实施扩张性的货币政策促进国内收入增长,从而美国对中国的进口需求增加,即中国的出口增加,因此促进中国产出的增长;另一方面,美国实施扩张性的货币政策会导致美元贬值而人民币相对升值,从而中国对美国的进口增加,而对本国消费品的需求减少,导致中国产出减少。上述两条传导渠道的作用效果是相反的,最终的溢出效应作用结果取决于两种效应的相对强弱。可见无论是在 M-F 模型还是 NOEM 模型下进行分析,美国实施货币政策后,对中国的实际产出都会产生两种作用方向相反的影响,整体的影响结果取决于两种作用的相对强弱,因此需要运用计量方法进行实际测算。

货币政策对通货膨胀的国际溢出效应主要通过国际短期资本流动、大宗商品价格和对外贸易三个渠道实现。当美国联邦基金利率发生负向冲击时,美元相对供给过剩,而过剩的流动性会流向国外,对国际大宗商品的交易价格和其他国家的资本市场产生冲击。国际大宗商品通常以美元标价,在大宗商品供给不变的情况下,美元贬值将促使国际大宗商品的交易价格上升,而中国的外贸依存度比较高,并且原材料大量来源于进口,因此大宗商品的价格上涨会对中国产生输入型的通货膨胀。另外,美国实施扩张性的货币政策还

会影响市场预期,当进口商品预期涨价时,厂商会提前进货,投资商也可能加大短期投资或屯积居奇,从而加重中国的通货膨胀程度。并且,人民币相对美元升值会导致资本从利率低的美国流入利率高的中国,中央银行被动放款,从而中国国内的流动性过剩,引起物价水平上升。

三、包含美国联邦基金利率、中国实际产出和通货膨胀的 STVAR 模型构建

随着人们对线性假设局限性的认识越发清晰,使用非线性模型进行实证分析已经成为一种趋势,平滑迁移向量自回归模型允许变量在不同的区制之间平滑转换,因此得到了广泛关注。下面对平滑迁移向量自回归(STVAR)模型的基本结构进行介绍,对包含中国产出、中国通货膨胀和美国联邦基金利率的 STVAR 模型进行非线性检验、选择转移函数形式,并进行参数估计。

(一) 变量的选取

本文选取中国实际 GDP 的同比增速作为中国的产出变量 Y ,该变量数据通过中经网统计数据库中的中国名义 GDP 和累积 GDP 的同比增长率计算得到。选取中国消费者物价指数 CPI 的同比增速作为中国的通货膨胀变量 π ,该变量数据通过中经网统计数据库中的中国 CPI 数据计算得到。选取美国联邦基金利率 FFR 作为美国的货币政策变量,该变量数据通过美联储官方网站得到。考虑到本文构建的平滑迁移向量自回归模型需要足够多的样本数据才能保证模型估计的有效性和稳健性,因此采用月度数据建模,对季度 GDP 同比增速数据采用插值算法进行了月度分解。数据起止时间为 1992 年 01 月—2015 年 09 月。

(二) 平滑迁移向量自回归模型的设定

STVAR 模型的基本形式如下:

$$X_t = A + A(L)X_{t-1} + [B + B(L)X_{t-1}]F(s_{t-d}; \lambda, \rho) + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 X_t 为 k 维内生变量列向量, $A(L)$ 和 $B(L)$ 为包含 p 阶滞后算子的多项式矩阵, A 为截距向量, ε_t 是 k 维白噪声过程。 $F(s_{t-d}; \lambda, \rho)$ 为转移函数,其中 s_t 是转移变量,可以是外生变量或滞后的内生变量,也可以是外生变量与滞后的内生变量所构成的函数。 $\lambda > 0$, 为斜率参数,用来衡量转移函数的转换速度, λ 越小则变量在两个区制之间的转换速度越慢,转移曲线越平滑; λ 越大则变量的转换速度越快,转移曲线越陡峭。 c 是位置参数,是变量在两个区制之间进行转换时的门限值。

1. 转移函数形式

转移函数具有不同的函数形式,其对应了 STVAR 模型不同的平滑迁移类型,其中以逻辑转移函数(对应 LSTVAR 模型)和指数转移函数(对应 ESTVAR 模型)最为常用。

一阶逻辑转移函数的形式如下:

$$F(s_{t-d}; \lambda, \rho) = \{1 + \exp[-\lambda(s_{t-d} - c)/\sigma_s]\}^{-1} \quad (5)$$

σ_s 为转移变量 s_{t-d} 的样本标准差,该转移函数是关于转移变量 s_{t-d} 的增函数。当 $s_{t-d} \rightarrow -\infty$ 时, $F(s_{t-d}; \lambda, \rho) \rightarrow 0$; 当 $s_{t-d} \rightarrow +\infty$ 时, $F(s_{t-d}; \lambda, \rho) \rightarrow 1$; 当 $s_{t-d} = c$ 时, $F(s_{t-d}; \lambda, \rho) = 0.5$ 。

当 $\lambda \rightarrow \infty$ 时,该函数接近如下所示的分段函数:

$$F(s_{t-d}; \lambda, \rho) = \begin{cases} 1, & s_{t-d} > c \\ 0, & s_{t-d} < c \end{cases} \quad (6)$$

此时 LSTVAR 模型退化成两区制的门限回归模型。

当 $\lambda \rightarrow 0$ 时, $F(s_{t-d}; \lambda, \rho) \rightarrow 0.5$, 此时 LSTVAR 模型退化成一个线性回归模型。

二阶逻辑转移函数的形式如下:

$$F(s_{t-d}; \lambda, \rho_1, \rho_2) = \{1 + \exp[-\lambda(s_{t-d} - c_1)(s_{t-d} - c_2)/\sigma_s^2]\}^{-1} \quad (7)$$

该转移函数关于点 $(c_1 + c_2)/2$ 对称。当 $\lambda \rightarrow 0$ 时 $F(s_{t-d}; \lambda, \rho_1, \rho_2) \rightarrow 0.5$; 当 $\lambda \rightarrow \infty$ 时, 若 $c_1 < s_{t-d} < c_2$ 则 $F(s_{t-d}; \lambda, \rho_1, \rho_2) \rightarrow 0$, 否则 $F(s_{t-d}; \lambda, \rho_1, \rho_2) \rightarrow 1$ 。 λ 越大, F 由 0 向 1 或者由 1 向 0 转换的速度越快, 当 $\lambda \rightarrow \infty$ 时, LSTVAR 模型退化为门限回归模型; 当 $\lambda \rightarrow 0$ 时, LSTVAR 模型退化成一个线性回归模型。

指数转移函数的形式如下:

$$F(s_{t-d}; \lambda, \rho) = 1 - \exp[-\lambda(s_{t-d} - c)^2/\sigma_s^2] \quad (8)$$

该转移函数根据转移变量 s_{t-d} 与位置参数 c 的接近程度, 区分为不同的区制, 当 $s_{t-d} \rightarrow \infty$ 时, $F(s_{t-d}; \lambda, \rho) \rightarrow 1$; 当 $s_{t-d} \rightarrow c$ 时, $F(s_{t-d}; \lambda, \rho) \rightarrow 0$ 。并且, 当 $\lambda \rightarrow 0$ 时, $F(s_{t-d}; \lambda, \rho) \rightarrow 0$; 当 $\lambda \rightarrow \infty$ 时, $F(s_{t-d}; \lambda, \rho_1, \rho_2) \rightarrow 1$ 。

2. 非线性检验和转移函数的设定检验

本文按照卢科宁等(Luukkonen et al. ,1988) ^[17] 使用的方法, 对转移函数进行泰勒近似, 消除 STVAR 模型中不可识别的冗余参数, 然后对模型进行非线性检验。将逻辑转移函数在 $\lambda = 0$ 处进行 2 阶泰勒近似, 对于 STVAR 模型中第 i 个内生变量, 线性检验对应的辅助回归方程为:

$$x_{it} = \Phi + \Phi_0 X_{t-1} + \Phi_1 X_{t-1} s_{t-d} + \Phi_2 X_{t-1} s_{t-d}^2 + \Phi_3 X_{t-1} s_{t-d}^3 + e_t \quad (9)$$

x_{it} 为第 i 个内生变量, 对应的线性原假设为 $H_0: \Phi_1 = \Phi_2 = \Phi_3 = 0$, 若检验结果拒绝原假设则表示模型具有非线性。将指数转移函数在 $\lambda = 0$ 处进行一阶泰勒近似, 对于 STVAR 模型中第 i 个内生变量, 线性检验对应的辅助回归方程为:

$$x_{it} = \Phi + \Phi_0 X_{t-1} + \Phi_1 X_{t-1} X_{i,t-d} + \Phi_2 X_{t-1} X_{i,t-d}^2 + e_t \quad (10)$$

对应原假设为 $H_0: \Phi_1 = \Phi_2 = 0$, 若拒绝原假设, 则模型存在非线性。

对 STVAR 模型进行非线性检验时, 一般将不同的转移变量所对应的线性检验统计量的显著性概率进行对比, 从中选择显著性概率最小的变量, 设定成 STVAR 模型最终的转移变量。转移变量一般设定为模型中的内生变量或者外生变量的滞后项, 也可以采用以上两种变量的函数形式。

在模型存在非线性的条件下, 本文根据特瑞斯维塔(Teräsvirta ,1994) ^[18] 所使用的方法进行转移函数的设定检验, 并选取合适的转移函数构建 STVAR 模型。考虑如下的检验原假设:

$$\begin{aligned} H_{03}: \Phi_3 &= 0 \\ H_{02}: \Phi_2 &= 0 \mid \Phi_3 = 0 \\ H_{01}: \Phi_1 &= 0 \mid \Phi_2 = \Phi_3 = 0 \end{aligned} \quad (11)$$

若 $H_{02}: \Phi_2 = 0 \mid \Phi_3 = 0$ 所对应的检验统计量的显著性概率最小, 则将 STVAR 模型的转移函数设定为指数函数形式, 否则将 STVAR 模型的转移函数设定为逻辑函数形式。

3. 中国的产出、通货膨胀与美国联邦基金利率间的线性检验结果

本文根据 SIC 准则选择建立滞后 2 阶 STVAR 模型。分别将中国实际 GDP 同比增长率 Y 、中国的通货膨胀率 π 和美国联邦基金利率 FFR 作为转移变量对 STVAR 模型进行非线性检验, 非线性检验的结果如表 1 所示, 表 1 还构建了似然比检验统计量对整个模型系统进行了非线性检验。

通过表 1 的检验结果可以发现, 将 Y_{t-1} 或 Y_{t-2} 作为转移变量时, 产出方程和联邦基金利率方程均不能拒绝线性原假设, 只有通货膨胀方程和模型系统具有非线性。将 π_{t-1} 或 π_{t-2} 作为转移变量时, 产出方程 χ^2 分布的 LM 检验统计量在 10% 的显著性水平下拒绝原假设, 而相应的 F 分布的 LM 检验统计量不能拒绝原假

设。考虑到本文重点考察美国联邦基金利率对中国实际产出和通货膨胀的溢出效应,因此在进行转移变量的选取时,尽量选择产出方程和通货膨胀方程检验统计量对应的 P 值较小的转移变量。显然,当 FFR_{t-2} 作为转移变量时,无论是产出方程,还是通货膨胀方程 χ^2 检验和 F 检验均在 5% 的显著性水平下显著,而 π_{t-1} 、 π_{t-2} 和 FFR_{t-1} 作为转移变量时,无论是 χ^2 检验还是 F 检验,产出方程均不能在 5% 的显著性水平下拒绝线性原假设,因此综合考虑,本文选择 FFR_{t-2} 作为转移变量^①。

表 1 非线性检验结果表

转移变量	产出方程		通货膨胀方程		联邦基金利率方程		模型系统 似然比检验
	χ^2 检验	F 检验	χ^2 检验	F 检验	χ^2 检验	F 检验	
Y_{t-1}	23.48	1.19	52.50	2.66	19.34	0.98	93.61
	0.17	0.27	0.00	0.00	0.37	0.48	0.00
Y_{t-2}	20.15	1.02	55.07	2.79	20.84	1.06	95.71
	0.32	0.44	0.00	0.00	0.29	0.40	0.00
π_{t-1}	28.19	1.43	62.25	3.15	41.32	2.09	133.47
	0.06	0.12	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00
π_{t-2}	28.33	1.43	66.44	3.36	39.90	2.02	137.60
	0.06	0.12	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00
FFR_{t-1}	29.01	1.47	53.55	2.71	30.52	1.55	117.51
	0.05	0.10	0.00	0.00	0.03	0.07	0.00
FFR_{t-2}	33.49	1.70	54.11	2.74	27.03	1.37	118.11
	0.01	0.04	0.00	0.00	0.08	0.15	0.00

注:对于每一个转移变量,第一行为检验统计量的值,第二行为渐进分布的显著性概率。字体加粗表示在 10% 的显著性水平下显著。

4. STVAR 模型转移函数的设定

选取 FFR_{t-2} 作为 STVAR 模型的转移变量后,通过特瑞斯维塔(Teräsvirta,1994)^[18] 采用的方法进行转移函数的设定检验,若 $H_{02}: \Phi_2 = 0 | \Phi_3 = 0$ 所对应的检验统计量的显著性概率最小,则将 STVAR 模型的转移函数设定为指数函数形式,否则设定为逻辑函数形式,为避免因样本数据中包含奇异值导致转移函数的设定检验存在偏差,本文还计算了对奇异值修正的奇异值稳健检验统计量,转移函数的设定检验结果如表 2 所示。从表 2 可以看出,无论是产出方程、通货膨胀率方程还是联邦基金利率方程,原假设 $H_{02}: \Phi_2 = 0 | \Phi_3 = 0$ 对应的显著性概率均不是最小的,因此上述三个方程的转移函数均选择逻辑函数的形式。

表 2 STVAR 模型转移函数的设定检验

检验原假设		H_{03}	H_{02}	H_{01}
产出方程	统计量	3.81	1.15	0.69
	显著性概率	0.00	0.33	0.66

① 至于联邦基金利率方程 FFR_{t-2} 作为转移变量时 χ^2 检验在 10% 的显著性水平下拒绝线性原假设,而 F 检验在 10% 的显著性水平下不能拒绝线性原假设。事实上,特瑞斯维塔和安德森(Teräsvirta & Anderson,1992) 通过模拟实验发现,与 χ^2 分布类型的 LM 统计量相比, F 分布类型的 LM 统计量在小样本情况下具有更强的检验功效,大样本时 χ^2 分布类型的 LM 统计量更适合用于平滑迁移回归模型线性检验^[19]。

表 2(续)

检验原假设		H ₀₃	H ₀₂	H ₀₁
通货膨胀方程	统计量	0.66	3.69	5.56
	显著性概率	0.68	0.00	0.00
联邦基金利率方程	统计量	2.23	2.06	0.19
	显著性概率	0.04	0.06	0.98

5. STVAR 模型的参数估计

选择 FFR_{t-2} 作为 STVAR 模型的转移变量 , 并将模型的转移函数形式设定为逻辑转移函数后 , 对 STVAR 模型进行参数估计 , 估计的结果如表 3 所示。

表 3 STVAR 模型的参数估计结果

变量	产出方程		通货膨胀方程		联邦基金利率方程		
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差	
区制 0	int	0.59	0.20	-1.28	0.27	-0.03	0.05
	Y_{t-1}	1.45	0.08	0.48	0.16	0.08	0.03
	Y_{t-2}	-0.51	0.08	-0.34	0.12	-0.08	0.03
	π_{t-1}	0.01	0.05	1.00	0.07	0.00	0.01
区制 0	π_{t-2}	-0.05	0.05	0.02	0.07	0.01	0.01
	FFR_{t-1}	0.19	0.24	-0.12	0.29	1.56	0.08
	FFR_{t-2}	-0.14	0.23	0.02	0.28	-0.58	0.08
区制 1	int	0.63	0.30	-0.90	1.04	0.43	0.20
	Y_{t-1}	1.53	0.07	-0.05	0.16	0.00	0.04
	Y_{t-2}	-0.55	0.07	0.14	0.16	-0.01	0.04
	π_{t-1}	-0.02	0.04	1.12	0.12	-0.01	0.03
	π_{t-2}	0.02	0.04	-0.19	0.11	0.01	0.13
	FFR_{t-1}	0.09	0.14	0.07	0.38	1.49	0.10
	FFR_{t-2}	-0.16	0.15	-0.05	0.40	-0.56	0.10
斜率参数 λ	34.21		40.45		218.19		
位置参数 c	2.94		4.63		4.35		
R^2	0.999 0		0.993 3		0.998 7		

注: 表中 int 代表模型截距项。区制 0 中的变量的系数估计值为转移函数值为 0 时 , 对应各变量的估计值; 区制 1 中的系数估计值 , 为转移函数值为 1 时各变量的估计值。

从表 3 的估计结果可以发现 , 产出方程中斜率参数 λ 为 34.21 , 通货膨胀方程中斜率参数 λ 为 40.45 , 相较于联邦基金利率方程的斜率参数而言数值比较小 , 说明产出方程和通货膨胀方程在区制 0 和区制 1 之间的转换速度相对较慢 , 两个方程的转移函数曲线相对比较平滑 , 分别如图 1 和图 2 所示。而联邦基金利率方程的斜率参数 λ 为 218.19 , 数值非常大 , 说明联邦基金利率方程在区制 0 和区制 1 之间的转换速度非常快 , 该平滑迁移模型接近于一个两区制的门限回归模型 , 联邦基金利率方程的转移函数曲线如图 3 所示。

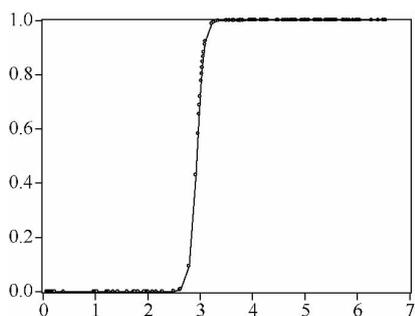


图1 产出方程转移函数

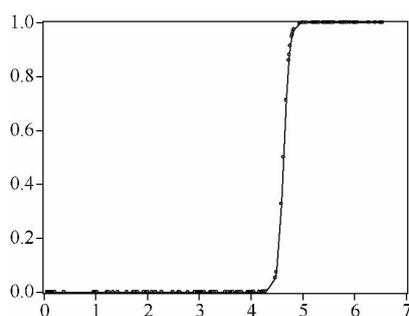


图2 通货膨胀方程转移函数

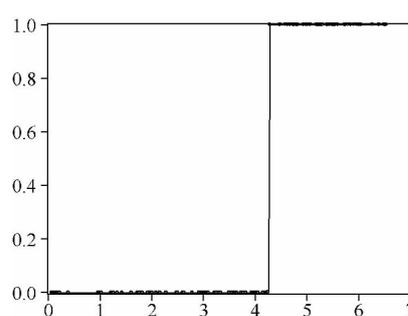


图3 联邦基金利率方程转移函数

四、美国货币政策对中国实际产出和通货膨胀溢出效应的脉冲响应分析

对 STVAR 模型进行参数估计后,可通过计算广义脉冲响应函数继续考察美国联邦基金利率对于中国产出和通货膨胀的溢出效应。不同于线性 VAR 模型的脉冲响应函数,非线性 STVAR 模型的广义脉冲响应函数的计算依赖于特定的历史条件,并且非线性模型的脉冲响应函数对于正向冲击和负向冲击的反应可能存在非对称性。因此本文使用 bootstrap 抽样方法分别计算了当美国的货币政策处于不同的历史时期时,中国的产出和通货膨胀分别对联邦基金利率的正向冲击和负向冲击的脉冲响应函数。本文的抽样次数为 1 000,冲击持续期为 48 期,并利用中位数数据绘制了相应的脉冲响应曲线。

美国量化宽松货币政策时期和常规货币政策时期,中国的产出对于联邦基金利率一倍标准差的正向和负向冲击的脉冲响应曲线分别如图 4 和图 5 所示。其中 a1 和 a2 分别代表量化宽松政策时期中国产出对联邦基金利率正向和负向冲击的脉冲响应曲线;b1 和 b2 分别代表常规货币政策时期中国产出对联邦基金利率正向和负向冲击的脉冲响应曲线。由图 4 和图 5 可知,无论面对联邦基金利率的正向或负向冲击,实施量化宽松政策时期与实施常规货币政策时期,美国联邦基金利率的变动对中国产出的影响趋势基本一致。

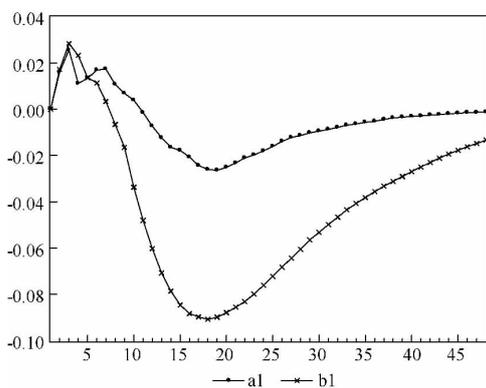


图4 不同政策时期产出对利率正向冲击的脉冲响应

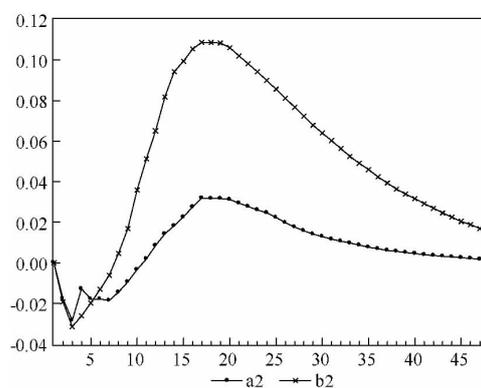


图5 不同政策时期产出对利率负向冲击的脉冲响应

由图 4 可知,当美国联邦基金利率发生一倍标准差的正向冲击时,会对中国的产出产生先正后负的影响。在联邦基金利率提高的初期,美元相对人民币升值,有利于提高中国对美国的出口,从而促进中国的产出增加。但是,利率提高会同时导致美国的生产成本提高,从而产出减少、收入减少,继而影响美国的进口,导致中国对美国的出口减少,从而降低中国的产出。另外,美国的货币政策会对中国的货币政策独立性产

生影响,联邦基金利率的提高会促使中国的利率随之提高,造成中国的生产成本提高,从而降低中国的产出。在长期,联邦基金利率提高对中国产出的负向影响超过了正向影响。因此,联邦基金利率的正向冲击对中国产出的溢出效应出现了由正转负的情况。当美国联邦基金利率发生负向冲击时,对于中国产出的溢出效应的作用方式与发生正向冲击时基本一致,只是影响方向相反,即联邦基金利率的负向冲击会对中国产出产生先负后正的溢出效应。

此外,相较于实施常规货币政策时期,量化宽松政策时期联邦基金利率的冲击对于中国产出的影响程度有所减弱。当美国联邦基金利率出现正向变动时,常规货币政策对于中国产出的最大正向影响为2.84%,而量化宽松政策的最大正向影响为2.56%;常规货币政策对中国产出的最大负向影响为9.08%,而量化宽松政策时期为2.63%。当美国联邦基金利率出现负向变动时,常规货币政策对中国产出的最大负向影响为3.16%,而量化宽松政策为2.86%;常规货币政策对中国产出的最大正向影响为10.88%,而量化宽松政策为3.19%,可见美国量化宽松货币政策对中国实际产出的溢出效应低于常规货币政策的溢出效应。主要是由于美国量化宽松货币政策期间,为应对国际金融危机对中国实体经济和金融市场的冲击,中国中央银行也实施了一系列的扩张性货币政策,包括多次下调商业银行存贷款基准利率、降低商业银行存款准备金率、公开市场上频繁进行逆回购操作等。这些货币政策的实施大大降低了中国的市场化利率,较大幅度减少了中美利差,进而减少了因美国量化宽松货币政策引发的美国资本涌入中国的规模,从而削弱了美国量化宽松货币政策对中国实际产出的溢出效应。

将同一货币政策时期中国产出对联邦基金利率的正向冲击和负向冲击的脉冲响应曲线进行对比,如图6和图7所示(为了对比方便,将中国产出对联邦基金利率负向冲击的脉冲响应曲线进行正负翻转)。可以发现,美国实施量化宽松政策时期与实施常规货币政策时期,联邦基金利率的正向冲击对中国产出的影响程度均没有负向冲击的影响程度大,说明美国货币政策对中国实际产出的溢出效应存在方向上的非对称性,主要是由于中国利率一直高于美国,因此美联储扩张性的货币政策引起中美利差的进一步扩大会引起美国资本大量涌入中国,从而中国的资本和金融账户产生更大的顺差。而美联储紧缩性的货币政策仅能减少中美利差,在一定程度上减少中国的资本和金融账户顺差的额度,并不能实现中美资本流动和金融交易的现状,即由资本和金融账户顺差转向逆差。上述中美利差现状及美联储扩张性和紧缩性货币政策引发的资本流动特征是引起美联储货币政策对中国实际产出存在非对称溢出效应的主要原因。

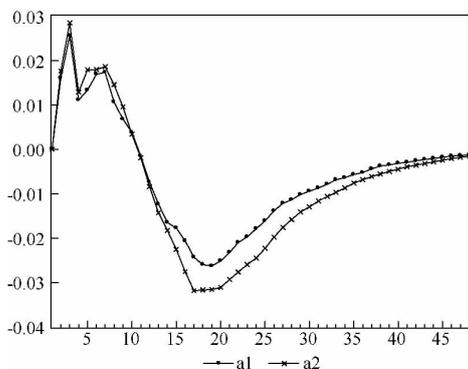


图6 量化宽松政策时期产出对利率的脉冲响应

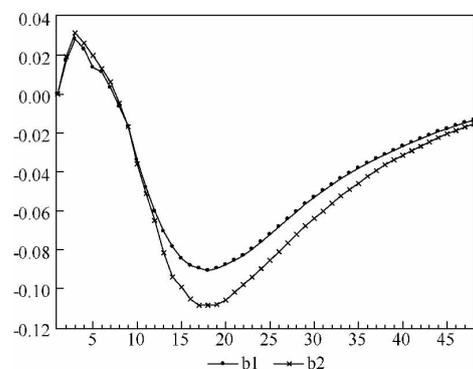
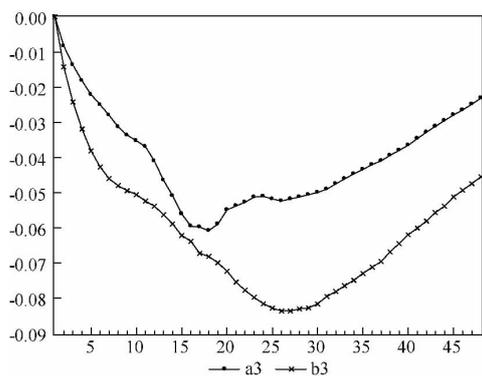


图7 常规货币政策时期产出对利率的脉冲响应

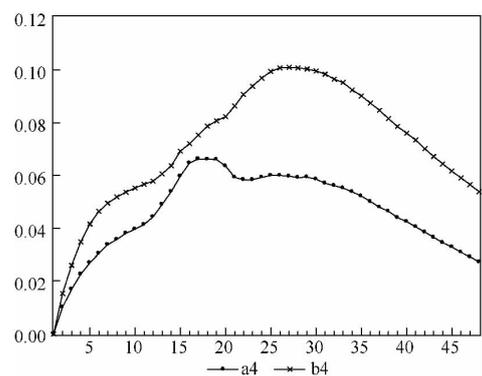
量化宽松货币政策实施前后,中国的通货膨胀率对美国联邦基金利率的脉冲响应曲线如图8和图9所

示。其中 a3 和 a4 分别表示量化宽松货币政策时期中国通货膨胀对美国联邦基金利率正向和负向冲击的脉冲响应曲线; b3 和 b4 分别表示常规货币政策时期中国通货膨胀对联邦基金利率正向和负向冲击的脉冲响应曲线。

由图 8 和图 9 可知,无论面对联邦基金利率的正向还是负向冲击,实施量化宽松政策时期与实施常规货币政策时期,美国联邦基金利率的变动对中国通货膨胀的影响趋势基本一致,这与产出的脉冲响应分析结果类似。此外,相较于实施常规货币政策时期,量化宽松货币政策时期联邦基金利率对中国通货膨胀的溢出效应有所减弱,主要是由于美联储实施量化宽松货币政策并未引起以美元计价的大宗商品价格大幅上涨,导致美国货币政策对中国通货膨胀国际溢出效应的大宗商品价格传导渠道和贸易传导渠道受阻,同时为应对美国金融危机中国中央银行实施的过度宽松的货币政策,致使美国量化宽松货币政策并未拉大中美利差,因此并未引起美国资本大量涌入中国资本市场。国际短期资本流动渠道的通货膨胀国际传导效应未充分发挥作用是量化宽松货币政策相较于常规货币政策对中国通货膨胀产生较小溢出效应的主要原因。



8 不同政策时期通货膨胀对利率正向冲击的反应



9 不同政策时期通货膨胀对利率负向冲击的反应

将同一货币政策时期,中国的通货膨胀对联邦基金利率的正向冲击和负向冲击的脉冲响应曲线进行对比,如图 10 和图 11 所示(为了对比方便,将负向冲击的脉冲响应曲线进行正负翻转)。可以发现,无论在量化宽松货币政策时期还是常规货币政策时期,美国联邦基金利率的正向冲击对中国通货膨胀的影响程度均没有负向冲击的影响程度大,存在影响方向的非对称性,表明与美联储实施紧缩性的货币政策可能引发中国通货紧缩相比,中国更应防范美联储实施扩张性货币政策可能引发的输入性通货膨胀的风险。

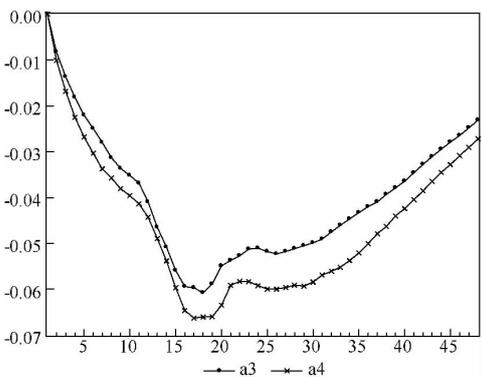


图 10 量化宽松政策时期通货膨胀的脉冲响应

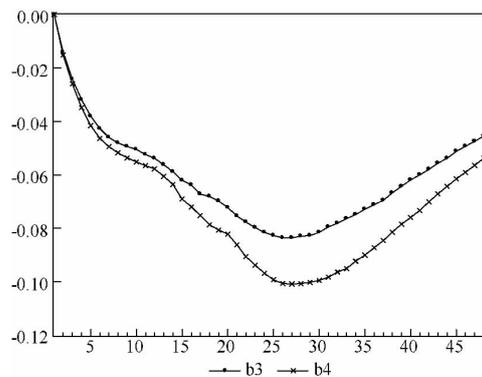


图 11 常规货币政策时期通货膨胀的脉冲响应

五、主要结论及政策建议

本文通过构建中国的产出、通货膨胀与美国联邦基金利率的平滑迁移向量自回归模型,计算非线性脉冲响应函数,考察了美国实施量化宽松货币政策及常规货币政策时期,中国的产出和通货膨胀对美国联邦基金利率冲击的非线性反应机制,得出如下结论:

第一,美国扩张性(紧缩性)货币政策在短期会抑制(促进)中国产出的增长,但在长期则会促进(抑制)中国产出的增长。从政策渠道来看,美国货币政策的调整一般会导致中国的货币政策随之发生同方向的变动,因此,美国货币扩张将导致中国随之实行扩张性的货币政策,在长期对中国的产出产生正向影响。从贸易渠道来看,美国的货币扩张在短期会影响中国出口,从而抑制产出增长,但在长期,货币扩张会使美国收入增加,对中国商品的进口需求增加,刺激中国出口,从而促进中国产出增长。

第二,美国货币政策对中国通货膨胀存在正向国际溢出效应,即美国的货币扩张(紧缩)将加速(抑制)中国的通货膨胀。这可从国际短期资本流动、大宗商品价格和对外贸易层面进行解释。首先,美国货币扩张导致美元贬值,人民币升值,与美国相比,中国金融资产收益率更高,导致美国资本流入中国,国内流动性过剩,通货膨胀压力增大。其次,美元贬值一般导致国际大宗商品交易价格上升,从而中国使用进口原材料的成本上升,国内厂商的生产成本随之增加,从而国内价格水平上升,通货膨胀压力增大。最后,美国货币扩张将刺激美国经济增长和对外需求,中国出口环境面临改善,中美贸易顺差将进一步扩大,美国流动性输入导致中国面临通胀压力。

第三,美国量化宽松货币政策实施前后,美国货币政策对中国宏观经济的溢出效应强度存在非对称性。相较于常规货币政策而言,量化宽松货币政策对中国实际产出和通货膨胀的影响有所减弱。中国中央银行针对美联储量化宽松货币政策实施有针对性的政策博弈以及此期间国际短期资本流动、大宗商品价格和贸易传导渠道受阻,是引起美联储量化宽松货币政策对中国实际产出与通货膨胀国际溢出效应减弱的主要原因。

针对实证结论,本文提出如下政策建议:

首先,加强相关经济政策的灵活性,根据外部冲击和国内经济形势灵活调整货币政策,以抵消或降低冲击的效果;央行还应该重视对局部领域有针对性地进行调控,从政策渠道上降低美国货币政策对中国经济的不利影响。其次,进一步深化汇率体制改革,逐渐减小汇率的浮动限制,有效地吸收外国货币政策变动的冲击,降低其对本国经济的不利影响。再次,加强人民币的国际地位,加快人民币的国际化进程。随着人民币在国际市场上的认可程度加大,国际间贸易往来会更多地使用人民币结算,从而在贸易渠道上减小美国货币政策冲击对中国经济的不利影响。最后,继续深化产业结构升级,由低附加值的劳动密集型产业向高附加值的技术密集型产业转移,大力扶植高新技术产业的发展,由中国制造转为中国创造,打造中国品牌优势,提高国内企业在国际市场上的核心竞争力。这样可以提升国内企业的定价能力,有力地对抗美国货币政策的冲击,从而稳定中国的进出口,进而稳定中国经济。

参考文献:

- [1]KIM S. International transmission of U. S. monetary policy shocks: evidence from VARs[J]. Journal of Monetary Economics 2001 48(2) : 339 - 372.
[2]MACKOWIAK B. External shocks ,U. S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets[J]. Journal of Monetary Economics ,

2007,54(8):2512-2520.

- [3] HUTCHISON M, WALSH C E. Empirical evidence on the insulation properties of fixed and flexible exchange rates: the Japanese experience [J]. *Journal of International Economics*, 1992, 32(3): 241-263.
- [4] TAYLOR J B. *Macroeconomic policy in a world economy: from econometric design to practical operation* [M]. New York: W. W. Norton & Company, 1993.
- [5] 吴照银. 中美经济政策的传导 [J]. *国际金融研究*, 2003(3): 18-21.
- [6] 毕玉江. 美国货币政策变动对中国经济的影响: 兼论 QE 政策变化的经济效应 [J]. *中央财经大学学报*, 2015(11): 75-87.
- [7] SHIN H. A data-oriented study of the international transmission of monetary policy shocks: the case of Korea [D]. Columbia: University of Missouri-Columbia, 2000.
- [8] 谢蓓. 美国货币政策对中国经济的溢出效应研究 [J]. *四川大学学报*, 2012(4): 132-138.
- [9] NERI S, NOBILI A. The transmission of U. S. monetary policy to the Euro Area [J]. *International Finance*, 2010, 13(1): 55-78.
- [10] 刘玉彬, 李智芳. 美国量化宽松货币政策对我国物价水平的影响 [J]. *河北师范大学学报*, 2012(3): 25-29.
- [11] 赵思旭, 宋倩雯. 美国量化宽松货币政策对中国通货膨胀的影响: 基于 VAR 模型的实证分析 [J]. *经济问题探索*, 2014(10): 43-51.
- [12] 陈磊, 侯鹏. 量化宽松、流动性溢出与新兴市场通货膨胀 [J]. *财经科学*, 2011(10): 48-56.
- [13] 李建伟, 杨琳. 美国量化宽松政策的实施背景、影响与中国对策 [J]. *改革*, 2011(1): 83-106.
- [14] 谭小芬. 美联储量化宽松货币政策的退出及其对中国的影响 [J]. *国际金融研究*, 2010(2): 26-37.
- [15] 李自磊, 张云. 美国量化宽松政策是否影响了中国的通货膨胀? ——基于 SVAR 模型的实证研究 [J]. *国际金融研究*, 2013(8): 13-21.
- [16] OBSTFELD M, ROGOFF K. Exchange rate dynamics redux [J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103(3): 624-660.
- [17] LUUKKONEN R, SAIKKONEN P, TERASVIRTA T. Testing linearity against smooth transition autoregressive models [J]. *Biometrika*, 1988, 75(3): 491-499.
- [18] TERASVIRTA T. Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1994, 89(425): 208-218.
- [19] TERASVIRTA T, ANDERSON H M. Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1992, 7(S1): 119-136.

Empirical Study on Spillover Effects of American Conventional and Quantitative Easing Monetary Policy on China's Real Economy

ZHANG Xiaoyu¹, YU Yiyang²

(1. Jilin University, Changchun 130012;

2. Tongliao Branch of China Banking Regulatory Commission, Tongliao 028000)

Abstract: This paper investigates the dynamic mechanism of American monetary policy, Chinese output and Chinese inflation. By constructing a smooth transition vector auto-regression model of year-on-year growth rate of GDP, year-on-year growth rate of CPI and Federal funds rate, it is found that the relationship of them is nonlinear, the Federal monetary policy has significant spillover effects on China's macro economy, the influence of the quantitative easing monetary policy on the output and inflation of China are smaller than that of the traditional monetary policy, and the impact of American monetary policy on Chinese inflation is greater than that on Chinese output.

Keywords: conventional monetary policy; quantitative easing monetary policy; real economy; spillover effect

责任编辑: 席燕平