

美国非常规货币政策对中国经济的影响

—基于零利率约束下的 SVAR 分析

肖卫国 赵阳

武汉大学 经济与管理学院, 武汉 430072

摘要: 本文运用包含符号约束条件的结构向量自回归模型分析了 2007 年 1 月至 2012 年 6 月零利率约束条件下美国非常规货币政策冲击对中国实际产出和通货膨胀的影响。研究表明, 联邦基金利率位于零利率下限时, 美国非常规货币政策能提高自身实际产出增长率和通货膨胀率, 同时会降低中国实际产出增长率和增加中国通货膨胀率。中国通货膨胀率的上升幅度高于美国通货膨胀率的上升幅度。美元兑人民币名义汇率贬值和中美净出口下降是中国实际产出增长率下降的主要因素。中美利差增大和世界商品价格指数的上升是中国通货膨胀率上升的主要因素。鉴于此, 中国应继续调整经济增长模式, 降低经济增长对出口贸易的依赖程度, 逐步增加人民币汇率弹性区间和扩大人民币国际化范围, 密切关注和控制短期国际资本流动。

关键词: 非常规货币政策冲击; 符号约束; SVAR; 脉冲响应

一、引言

为应对 2008 年次贷危机引发的金融市场动荡和随之而来的经济衰退, 美联储使用常规货币政策工具将联邦基金利率维持在 0~0.25% 的区间内。然而, 随后的美国经济数据表明, 美联储实施的常规货币政策对实体经济难以发挥有效作用。美联储又分别于 2009 年 3 月和 2010 年 11 月两次在金融市场上宣布实施大规模资产购买 (large scale asset purchases, LSAP) 计划, 试图改善信贷市场环境、提升金融市场信心。美联储的这种非常规货币政策通过金融市场释放出大量美元流动性。中国既是美国的第二大贸易伙伴同时又持有大量的美国国债, 美元流动性泛滥会对中国经济带来巨大冲击。常规货币政策是中央银行通过公开市场操作调节市场短期利率以影响实体经济, 非常规货币政策是中央银行在常规货币政策失效时, 通过改变市场长期债券收益利差来影响实体经济。这两类货币政策对实体经济作用机制的差异使两者对外部经济体的影响存在不同效果。因此, 研究美国货币政策对中国经济的影响应包含非常规货币政策对中国经济的影响。

在美国非常规货币政策对外部经济体影响的研究中, 国外学者分别从美国非常规货币政策对发达国家经济的影响和对新兴经济体的影响两个角度进行。Michael Hudson(2010) 探讨了美国量化宽松政策对世界经济的影响, 研究表明, 美联储通过量化宽松方式注入到金融市场上的美元通过无套利投机、货币投机和资本外逃方式流向其它国家, 并导致其它国家货币升值。Christopher J. Neely(2012) 考察了美国实施 LSAP 后对国内和国际资产价格的影响, 研究表明, LSAP 能够降低国外债券名义收益率、国际长期利率和美元兑外币汇率。Peter J. Morgan(2011) 分析了美国非常规货币政策对亚洲新兴经济体的经济和金融市场的影响, 研究认为由美国非常规货币政策导致的亚洲新兴经济体的资本流入量并不大, 且会被这些亚洲国家的冲销政策 (sterilization policies) 吸收, 这些因素消弱了美国非常规货币政策对亚洲新兴经济体通胀和产出的影响。国内学者的研究侧重于分析美国非常规货币政策对中国经济的影响。叶菲 (2011) 认为美国量化宽松货币政策主要通过国际大宗商品价格和中国广义货币供应量对中国经济产生影响, 美国量化宽松政策会导致国际大宗商品价格上升、人民币升值、中国广义货币供给量增加。陈晓莉, 孙晓红 (2012) 的实证研究表明美国量化宽松货币政策对中国的产出和物价存在正向影响, 美国量化宽松货币政策对

中国经济的传导渠道中，金融市场渠道作用强于国际贸易渠道。另一些学者则从美国非常规货币政策的内涵、实施步骤等角度，结合宏观经济数据进行定性分析。他们认为美国非常规货币政策会增加中国的通货膨胀压力（例如姚斌，2009；李永刚，2011；王家强，廖淑萍，2011）。

国外学者采用实证方法分析美国非常规货币政策对美元汇率、世界长期利率水平和外国资产价格的影响，较少分析对中国宏观经济的影响。国内学者在研究美国非常规货币政策对中国经济的影响时，大部分采用定性分析的研究方法。少数实证研究的文献主要使用向量自回归（VAR）方法，但在识别美国非常规货币政策冲击时没有考虑美国短期利率持续维持在零利率下限的约束条件。本文采用带符号约束（Sign Restrictions）的结构向量自回归模型（Structural Vector Autoregression, SVAR）来识别美国联邦基金利率处于零利率下限（Zero Lower Bound）时非常规货币政策的冲击，并通过脉冲响应函数分析美国非常规货币政策冲击对中国实际产出增长率和通货膨胀的影响。文章余下部分的结构安排如下：第二部分描述 SVAR 模型和符号约束识别；第三部分为实证检验；第四部分是实证检验的结果分析；第五部分为结论和建议。

二、SVAR 模型与符号约束识别

（一）SVAR 模型描述与变量说明

本文采用 SVAR 模型^①来刻画美国非常规货币政策对中国经济的动态影响过程。假设经济系统由向量 Z_t 构成，向量 Z_t 满足 $Z_t = [r_{usa}, BYS_{usa}, \pi_{usa}, y_{usa}, ex, nx, S, \pi_{prc}, y_{prc}]'$ ， r_{usa} 表示美国联邦基准利率， BYS_{usa} 表示美国 10 期政府债券的收益利差， π_{usa} 表示美国通货膨胀率， y_{usa} 表示美国产出增长率， ex 表示美元兑人民币名义汇率， nx 表示中美净出口增长率， P_{world} 表示世界商品价格指数， S 表示中美短期利差， π_{prc} 表示中国通货膨胀率， y_{prc} 表示中国产出增长率。使用向量 Z_t 构造 VAR(p) 模型，模型如式（1）所示：

$$Z_t = A_{0,t} + A_{1,t}Z_{t-1} + \dots + A_{p,t}Z_{t-p} + e_t \quad (1)$$

其中， $A_{i,t}$ ($i=0 \dots p$) 表示向量 Z_{t-j} ($j=1 \dots p$) 的系数矩阵， p 表示滞后阶数。

考虑 Z_t 各变量之间的结构关系，同时引入滞后算子多项式矩阵，可将方程（1）变换为方程（2）所示的 SVAR 形式：

$$B_0 Z_t = C(L)Z_{t-1} + u_t \quad u_t \sim N(0, \Sigma_u) \quad (2)$$

其中， B_0 表示 Z_t 各变量之间同期关系的系数矩阵， $C(L)$ 表示滞后算子多项式矩阵，且 $C(L) = C_0 + C_1 L + C_2 L^2 + \dots + C_p L^p$ L 为滞后算子， p 为滞后阶数， u_t 为 10×1 结构残差项，且服从均值为 0，方差协方差矩阵为 Σ_u 的正态分布。为得出方程（2）中的系数，我们需将方程（2）转化为方程（3）所示的简化形式。

$$Z_t = \Phi(L)Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中， $\Phi(L) = B_0^{-1}C(L)$ ； $\varepsilon_t = B_0^{-1}u_t$

方程（3）中残差序列 ε_t 的方差协方差矩阵 Σ_ε 能够使用 OLS 方法进行估计。通过简化形式估计出的方差协方差矩阵无法直接计算结构冲击对系统中各经济变量影响的脉冲响应函数。这时，我们需要增加约束条件来识别结构冲击以便计算系统中各经济变量对结构化冲击的响应。

（二）符号约束识别

从 SVAR 简化形式的残差项 ε_t 中分离出相互独立的结构冲击项需要对残差项 ε_t 的方差协方差矩阵进行正交分解^②。本文对结构冲击的脉冲响应函数施加符号约束和零约束的混

^① Kim (2001) 的研究表明，SVAR 模型能够很好的通过系数矩阵设定识别美国货币政策冲击。

^② Uhlig (2005) 的研究证明结构型脉冲向量能够从 SVAR 模型简化形式残差项 ε_t 的方差协方差矩阵中通

合约约束方法来识别美国非常规货币政策冲击。与其它常规约束方法相比，一方面，符号约束方法不会丢失 SVAR 系统中变量之间任何同期效应；另一方面，零约束条件能够识别美联储将基准利率维持在零区间附近时，非常规货币政策对其它变量的冲击。结构冲击对 SVAR 系统中各变量影响的符号约束如表 1 所示。

表 1 结构冲击对各变量影响的符号约束

变量	结构冲击			
	货币冲击 u_t^M	债券利差冲击 u_t^{BYS}	需求冲击 u_t^D	供给冲击 u_t^S
$r_{usa}^{\textcircled{3}}$	<0	0	<0	?
BYS_{usa}	≥ 0	<0	?	?
π_{usa}	≥ 0	>0	≤ 0	≥ 0
y_{usa}	≥ 0	>0	≤ 0	≤ 0
ex	≥ 0	?	≥ 0	<0
nx	≥ 0	?	≥ 0	≤ 0
P_{world}	≥ 0	?	?	?
S	≥ 0	?	≥ 0	?
π_{prc}	?	?	?	?
y_{prc}	?	?	?	?

说明：1、结构冲击矩阵中的四个正交冲击都假定为负的冲击。
2、美国联邦基准利率脉冲响应函数中，零利率约束持续期为 24 个月。
3、问号表示不施加符号约束。

假定方程式 (3) 中 SVAR 简化形式的残差项 ε_t 的方差协方差矩阵 Σ_ε 能够被正交分解为特征值和特征值对应的特征向量构成的矩阵的乘积，即 $\Sigma_\varepsilon = \Gamma \Lambda \Gamma'$ ，其中 Λ 为 Σ_ε 的特征值构成的对角矩阵， Γ 为特征值对应的特征向量构成的对角矩阵。为简化表达形式，设 $E = \Gamma \Lambda^{0.5}$ ，则 $\Sigma_\varepsilon = EE'$ 。由于符号约束方法在对 Σ_ε 进行正交分解时使用的是完整的 Σ_ε ，这区别于乔斯基分解 (Choleky decomposition) 方法，因此，符合约束法能够完整的保留 SVAR 系统中的信息。在上述的正交分解过程中，满足 $\Sigma_\varepsilon = EE'$ 的矩阵 E 有无穷多个。因此，我们需要在由矩阵 E 构成的矩阵空间中通过抽样和判断以保留满足符号约束的脉冲响应。具体来讲，我们假设 $\Gamma = \prod Q_{m,n}(\theta_i)$ ， $Q_{m,n}(\theta_i)$ 称为旋转矩阵 (rotation matrices)，且其具有如 (3) 式所示的形式：

$$Q_{m,n}(\theta_i) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & \cos(\theta_i) & \cdots & -\sin(\theta_i) & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & 1 & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \sin(\theta_i) & \cdots & \cos(\theta_i) & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中， θ_i ($0 < \theta_i \leq \pi$) 为旋转行 m 和 n 的旋转角度。

本文构建的 SVAR 系统中含有 10 个变量，根据 (3) 式构成的变量之间旋转对数为 $N(N-1)/2$ 个 (N 为 VAR 系统中所含的变量个数)。由于矩阵 $Q_{m,n}(\theta_i)$ 为正交矩阵，即：

$Q_{m,n}(\theta_i)Q'_{m,n}(\theta_i) = I$ ， Σ_ε 的正交分解过程可表示为：

$$\Sigma_\varepsilon = EE' = P \Lambda^{0.5} Q_{m,n}(\theta_i) Q'_{m,n}(\theta_i) \Lambda^{0.5} P' = \tilde{P} Q_{m,n}(\theta_i) Q'_{m,n}(\theta_i) \tilde{P}'$$

对应于每一个 θ 值，我们通过特征值—特征向量分解法在 θ 的取值范围内形成拆分后的正交矩阵集合。正交矩阵集合中的每一个正交矩阵并不全都满足研究的要求，这需要通

过正交分解获取。

^③ 美国经济变量 r_{usa} , BYS_{usa} , π_{usa} , y_{usa} 对四个正交冲击的符号约束参考 Benati (2008)、Benati, Goodhart (2010) 和 Baumeister, Benati (2010) 的研究。汇率 ex 对四个正交冲击的符号约束来自利率平价理论。

过具有经济学含义的符号约束来进行筛选。

三、实证检验

(一) 实证数据说明与处理

本文实证研究选用月度数据，数据时间跨度为 2007 年 1 月至 2012 年 6 月^④。美国宏观经济数据来源于美国 St. Louis 联邦储备银行数据库。中国宏观经济数据来源于中国经济信息网数据库。

在进行实证检验之前，我们对所使用的数据进行相关处理。本文使用的宏观月度数据具有较为明显的季节效应，我们使用 X12 方法对数据进行季节调整以剔除季节因素对数据的影响。限于数据的可得性，美国 GDP 月度数据以美国工业产出值进行替代，中国 GDP 月度数据使用消费、投资和净出口的月度数据计算得出^⑤。在计算 GDP 实际值时，两国 GDP 数据均使用居民消费物价指数进行调整。两国通货膨胀率根据月度居民消费物价指数计算得出。变量的增长率均为对数增长率。美国国债收益利差为 10 年期国债到期收益率与联邦基金利率之差。中美利差为中国银行间同业拆解利率与美国联邦基金利率之差，该变量能够反映中美短期国际资本流动情况，利差为负表明短期国际资本倾向于流出中国，利差为正表明短期国际资本倾向于流入中国。经过处理后的时间序列如下列符号所示：R_USA 表示美国联邦基准利率，BYS_USA 表示美国 10 期政府债券的到期收益利差， Π _USA 表示美国通货膨胀率，Y_USA 表示美国工业产出增长率，EX 表示美元兑人民币名义汇率，NX 表示中美净出口增长率，P_World 表示世界商品价格指数，S 表示中美利差， Π _PRC 表示中国通货膨胀率，Y_PRC 表示中国产出增长率。

(二) 数据平稳性检验

本文所使用的数据均为时间序列数据，使用非平稳的时间序列建模易出现伪回归的情况。因此，在建模之前需要对所使用时间序列的平稳性进行检验。我们采用 Augmented Dickey-Fuller 方法对时间序列进行平稳性检验。平稳性检验的结果如表 2 所示。表 2 所示的检验结果表明，时间序列在 95% 的显著水平下是平稳时间序列。

表 2 时间序列平稳检验结果

变量	(C,T,L)	ADF 检验值 (5%临界值)
R_USA	(C,0,2)	-2.7909 (-1.9460)
BYS_USA	(C,0,0)	-3.8241 (-2.9069)
Π _USA	(C,0,0)	-3.7639 (-1.9460)
Y_USA	(C,T,0)	-5.5350 (-3.4805)
EX	(C,0,3)	-2.8415 (-2.9092)
NX	(0,0,1)	-10.0532 (-1.9460)
P_World	(0,0,0)	-4.9362 (-1.9460)
S	(C,0,0)	-3.3372 (-1.9460)
Π _PRC	(0,0,1)	-5.3168 (-1.9460)
Y_PRC	(C,0,0)	-9.8008 (-1.9460)

注：(C,T,L) 为检验形式，分别表示单位根检验方程中的常数项，时间趋势项和滞后阶数。C, T 为 0 表示不包括常数项和时间趋势项。

(三) SVAR 模型滞后期选择与模型稳定性检验

构建 SVAR 模型时，时间序列的滞后期是模型中的一个重要变量。当 SVAR 模型滞后期阶数选择过大时，模型中需要估计的参数个数会增加，这将使得模型的自由度减少。当模型的滞后期阶数选择过小时，模型无法完整的刻画时间序列的动态特征。SVAR 模型滞后期检验如表 3 所示。根据表 3，本文选择构建 SVAR 模型的最优滞后期阶数为 5。

表 2 时间序列平稳检验结果

^④ 美联储分别于 2008 年和 2009 年两次实施非常规货币政策，我们一方面要保证实证样本的充足，另一方面，需减少其它因素对实证分析的扰动。据此，实证数据的时间从 2007 年开始。

^⑤ 2006 年以后中国不再公布工业增加值的数据，因此采用消费、投资和净出口求和的方式代替月度 GDP。

滞后阶数	LR	AIC	SC	HQ
1	671.9546	4.420615	13.13024	5.641179
2	101.9223	4.212875	13.38797	6.531947
3	72.63222	4.667637	14.59991	8.085216
4	120.2660*	3.076612	13.65836	7.592699
5	96.00379	-0.667903*	12.535019*	4.946692*

注：LR 表示似然比检验；AIC 表示赤池信息准则；SC 表示施瓦茨信息准则；
HQ 表示 Hannan-Quinn 信息准则。“*”号表示各信息准则下的滞后期选择值。

最优滞后阶数确定之后，我们构建由变量 R_USA , BYS_USA , Π_USA , Y_USA , EX , NX , P_World , S , Π_PRC , Y_PRC 组成的 SVAR 模型。通过分析模型自回归特征多项式单位根的分布情况，我们能够判断构建的 SVAR 模型是否稳定。稳定的 SVAR 模型能够更好的刻画系统中变量对正交冲击的响应情况。自回归特征多项式单位根的分布情况如图 1 所示。根据图 1 所示，特征多项式的单位根都位于单位圆的内部，据此，本文构建的 SVAR 模型是稳定的。

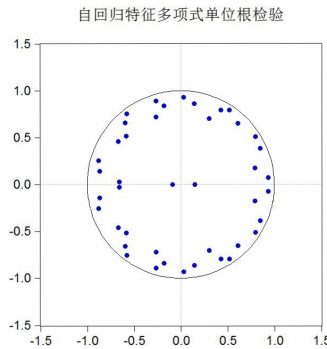


图 1 特征多项式单位根分布

（四）脉冲响应示意图

结合 Canova, De Nicolo (2002) 和 Uhlig (2005) 给出的符号约束算法，我们得出美国 10 年期政府债券收益利差减少 60 个基点时^⑥，在未来 24 个观察期内， R_USA , Π_USA , Y_USA , EX , NX , P_World , S , Π_PRC , Y_PRC 对该非常规货币政策冲击的脉冲响应。这些变量的脉冲响应如图 2 至图 10 所示^⑦。

^⑥ Gagnon, Raskin, Remache, Sack (2010)和 Baumeister, Benati (2010) 在研究美国和英国的非常规货币政策对宏观经济的影响时，以政府长期债券利差下降 60 个基点作为非常规货币政策脉冲。

^⑦ 图 2 至图 10 中，实线表示变量脉冲响应曲线簇的中位数对应的曲线；点虚线表示第 84 分位数对应的曲线；折线曲线表示第 16 分位数对应的曲线。

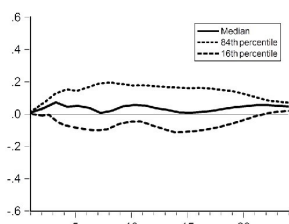


图 2 R_usa 对 Bys_usa 的脉冲响应

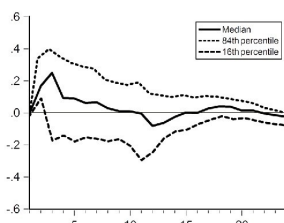


图 3 Π _usa 对 Bys_usa 的脉冲响应

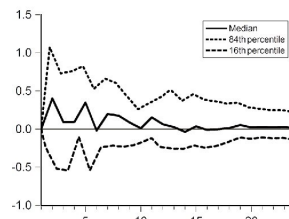


图 4 Y_usa 对 Bys_usa 的脉冲响应

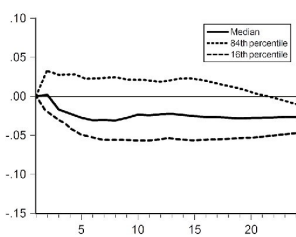


图 5 EX 对 Bys_usa 的脉冲响应

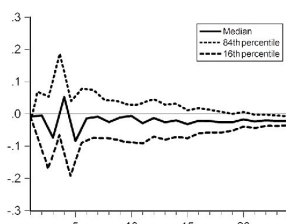


图 6 NX 对 Bys_usa 的脉冲响应

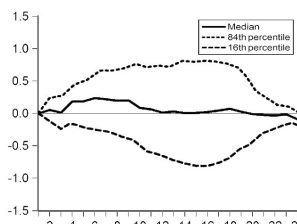


图 7 P_world 对 Bys_usa 的脉冲响应

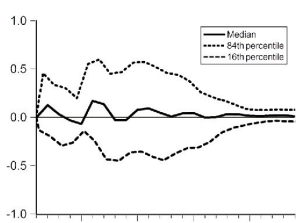


图 8 S 对 Bys_usa 的脉冲响应

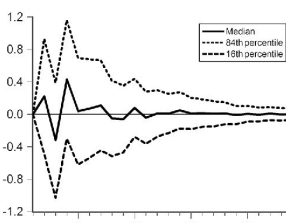


图 9 Π _prc 对 Bys_usa 的脉冲响应

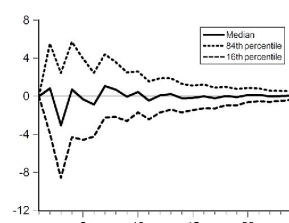


图 10 Y_prc 对 Bys_usa 的脉冲响应

四、实证结果分析

(一) 美国非常规货币政策冲击对自身经济的影响

非常规货币政策对宏观经济变量的传导机制不同于常规货币政策的传导机制。在短期基准利率处于零区间附近时，非常规货币政策通过降低市场长期利率的方式来影响宏观经济。如图 2 所示，美国 10 年期政府债券收益利差下降 60 个基点时，在 24 个观察期内，联邦基金利率始终在 0-0.2% 的区间内波动，这与美联储宣布至 2014 年将联邦基金利率维持在 0-0.25% 区间的目标相一致。图 3 表明，美国 10 年期政府债券收益利差下降能够提高美国通货膨胀率。在观察期 1 至 11 期，美国月通货膨胀率保持在 0-0.3% 的区间内，在 10 年期政府债券收益利差下降后的第 3 个月，通货膨胀率逐步上升到最高点 0.3%，3 个月之后，通货膨胀率逐步下降并在 -0.1%-0.1% 的区间内上下波动。图 4 表明，债券收益利差下降能够有效刺激美国实际产出。在观察期 1 至 12 期，美国工业产出增长率始终在 0-0.5% 的区间内波动，之后波动逐步收敛于零轴。我们的实证结果与 Rudebusch, Sack, Swanson (2007)、Lenza, Pill, Reichlin (2010)、Baumeister, Benati (2010) 关于非常规货币政策对通货膨胀率和产出影响的实证研究结论一致。

(二) 美国非常规货币政策冲击对中国实际产出的影响

如图 10 所示，美国 10 年期政府债券收益利差的下降导致中国实际产出增长率在前 12 个观察期内主要呈现负增长，在第 3 期时中国实际产出增长率达到负的最大值 3%。12 期之后，产出增长率的波动逐渐收敛于零轴。美国非常规货币政策冲击对中国实际产出的影响

主要通过汇率、中美利差、世界商品价格指数和净出口渠道进行传导。

1.人民币 汇率、净出口传导过程

如图 5 所示，美国 10 年期政府债券收益利差的下降导致美元兑人民币名义汇率在第 2 个观察期之后开始下降，在随后的观察期内下降幅度保持在 300 个基点左右。美元兑人民币名义汇率的下降表明人民币处于逐渐升值状态。人民币的升值导致中国出口商品价格上涨，外国进口商品的价格下降，这会引致中国对美国出口值呈现下降趋势，进口值呈现上升趋势。因此，中国对美国净出口值会呈现出下降趋势。中美净出口值的下降会降低中国实际产出增长率。对比图 6 和图 10，我们发现中国实际产出增长率和中美净出口对美国非常规货币政策冲击的响应趋势基本相同。这表明，美国非常规货币政策冲击对中国实际产出的影响主要通过国际贸易渠道传导。

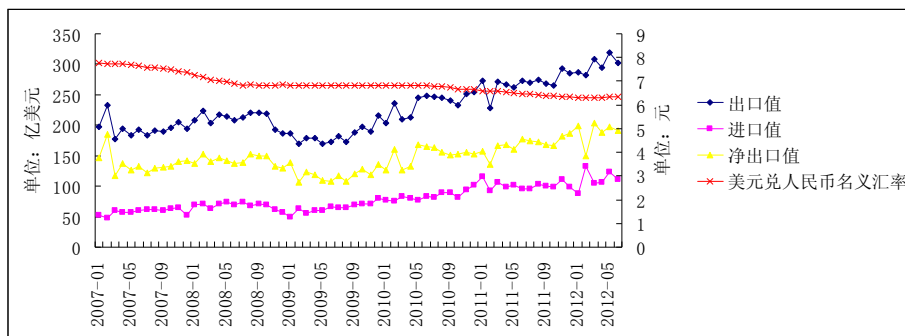


图 11 中美出口值、进口值、净出口值和美元兑人民币名义汇率 (2007 年 1 月—2012 年 6 月)

图 11 给出了 2007 年 1 月至 2012 年 6 月期间中美进口值、出口值、净出口值和美元兑人民币名义汇率的变动趋势图。在图 11 中，我们同样发现美联储自 2008 年 11 月将联邦基金利率维持在 0-0.25% 区间，以及随后在 2009 年 3 月实施第一轮非常规货币政策后，人民币对美元出现一个较明显的升值趋势，中美出口值有一个明显的下降趋势，但中美进口值则呈现逐步上升趋势，两者使得中美净出口出现下降趋势。2010 年 11 月美国实施第二轮非常规货币政策，但人民币对美元升值趋势放缓，这使得中美出口值和进口值并未受到明显的影响，净出口值的波动逐渐减小并缓慢上升。净出口对中国实际产出的影响趋于平稳。

2.中美利差传导过程

如图 8 所示，美国 10 年期政府债券收益利差的下降导致中美利差增加，并在 0 至 30 个基点的区间内波动，18 个观察期之后，这种波动逐渐收敛于零轴。结合图 12，我们发现自美联储 2008 年 11 月实施非常规货币政策以来，美国联邦基金利率长期维持在 0-0.25%，这导致中美利差逐步扩大。中美利差的扩大使短期国际资本流入中国，短期国际资本的流入推高了资产价格水平。图 12 中房地产销售价格指数表明自 2009 年 4 月以来，房地产销售价格指数持续攀升。中国资产价格水平的上升加大了通货膨胀预期，这导致中国人民银行会进一步提高利率来抑制资产价格过快上涨，利率的上升会抑制私人部门投资，这使得中国实际产出增长率出现下降。

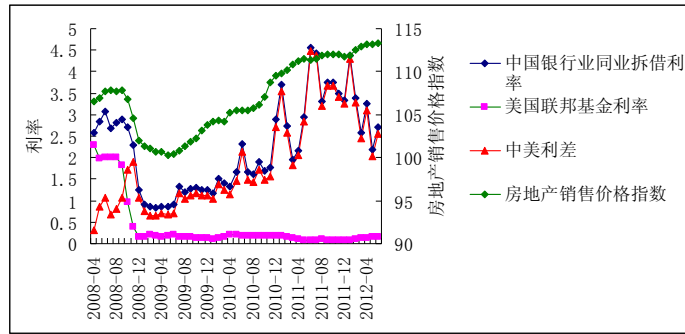


图 12 中美两国短期利率和中国房地产销售价格指数
(2008 年 4 月—2012 年 6 月)

3.世界商品价格传导过程

如图 7 所示,美国 10 年期政府债券收益利差的下降使世界商品价格在 1 至 12 个观察期内出现上涨,之后逐步收敛于零轴。结合图 13,我们发现美联储 2009 实施非常规货币政策以来,世界商品价格指数呈现出持续上涨的趋势,2011 年后上涨趋势逐渐放缓。世界商品价格指数的上升导致中国原材料购进价格指数和工业产品出厂价格指数同样呈现出上涨趋势。这些因素最终导致中国居民消费物价指数上升。居民消费商品价格上涨降低了家庭的实际购买力,居民消费水平出现下降,这降低了中国的实际产出增长率。

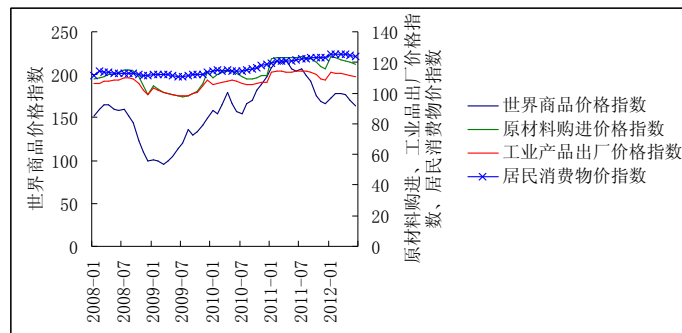


图 13 世界商品价格指数、中国原材料购进价格指数、
工业产品出厂价格指数和居民消费物价指数
(2008 年 1 月—2012 年 6 月)

(三) 美国非常规货币政策冲击对中国通货膨胀的影响

如图 9 所示,美国 10 年期政府债券收益利差下降使中国通货膨胀率在 4 至 12 个观测期内呈现出上升的波动趋势,12 个观测期后,这种波动逐渐收敛于零轴。对比图 3 和图 9,中国通货膨胀率的上升幅度要高于美国自身通货膨胀率的上升幅度。美国非常规货币政策冲击对中国通货膨胀水平主要通过中美利差和世界商品价格指数两个渠道进行传导。

1.中美利差传导过程

美国非常规货币政策在观察期内将导致中美利差的上升,结合图 14,中美利差的上升导致短期国际资本流入中国,短期国际资本流入一方面会增加中国资本产品的投机需求,推高资产价格水平,另一方面,短期国际资本流入增加了中国的外汇储备,这会导致人民币的被动投放,增加流通领域中的货币量。两种情形的叠加最终导致图 14 所示的市场中居民消费价格指数的上涨,促使通货膨胀率上升。

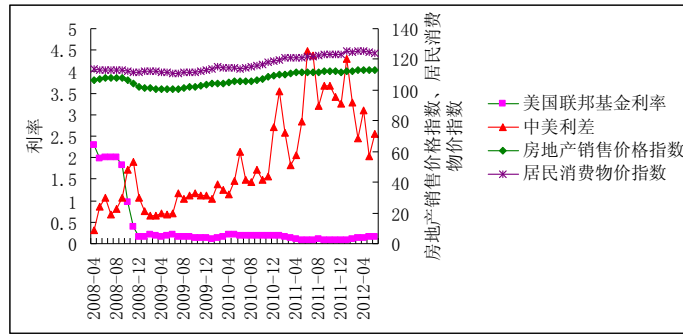


图 14 美国联邦基金利率、中美利差、房地产销售价格指数和居民消费价格指数（2008 年 4 月—2012 年 6 月）

2.世界商品价格传导过程

美国非常规货币政策在观察期内会导致世界商品价格的持续上涨，结合图 13，世界商品价格的持续上涨会增加中国企业的原材料购进价格，原材料价格的上涨增加了企业的生产成本，使工业产品出厂价格上涨。工业产品出厂价格的上升引起居民消费物价指数的上涨，这便将美国非常规货币政策对自身的通胀效应传导至中国市场，促使中国通货膨胀率上升。

五、结论和建议

本文研究表明，非常规货币政策对宏观经济的传导机制有别于常规货币政策，在识别非常规货币政策冲击时需要将基准利率处于零利率下限的约束条件考虑进来。通过分析美国非常规货币政策冲击对自身产出增长率和通货膨胀率以及中国实际产出增长率和通货膨胀率的动态传导过程，本文得出以下结论：一、在联邦基金利率位于零利率下限时，美国非常规货币政策能够提高自身实际产出增长率和通货膨胀率。美国实际产出增长率的上升幅度高于通货膨胀率的上升幅度。二、美国非常规货币政策冲击会降低中国实际产出增长率，美元兑人民币名义汇率贬值和中美净出口下降是中国实际产出增长率下降的主要原因。三、美国非常规货币政策冲击会增加中国通货膨胀率，中国通货膨胀率的上升幅度高于美国通货膨胀率的上升幅度，中美利差增大和世界商品价格的上升是中国通货膨胀率上升的主要因素。

随着欧洲债务危机愈演愈烈和美国国内经济复苏前景乏力，美联储继续实施非常规货币政策的可能性并未排除。美国非常规货币政策不仅会降低中国实际产出增长率，同时也会推高中国的通货膨胀率。基于此，本文认为中国应该继续进行经济结构调整，转变经济增长方式，降低经济增长对出口贸易的依赖程度，逐步提高居民可支配收入，扩大国内需求市场。其次，中国应逐步扩大人民币汇率弹性区间和人民币国际化范围，通过汇率的动态变化缓解外部输入型通货膨胀。最后，中国应密切关注和控制短期国际资本流动情况以减少短期国际资本流动对国内经济的干扰。

参考文献

- [1] 陈晓莉,孙晓红, 2012,《美国数量宽松货币政策对中国宏观经济的影响分析》,《经济科学》,第 1 期,第 12-26 页。
- [2] 李永刚, 2011,《美国量化宽松货币政策影响及中国对策》,《财经科学》,第 4 期,第 1-8 页。
- [3] 王家强,廖淑萍, 2011,《美国第二轮量化宽松货币政策的影响及中国对策》,《中国货币市场》,第 1 期,第 21-27 页。
- [4] 姚斌, 2009,《美国量化宽松货币政策的影响及我国的对策》,《上海金融》,第 7 期,第 33-36 页。
- [5] 叶菲, 2011,《美国量化宽松货币政策对中国经济的传导机制研究》,《中国城市经济》,第 18 期,第 85-86 页。

- [6] Baumeister, Benati, 2010, "Unconventional monetary policy and the great recession - Estimating the impact of a compression in the yield spread at the zero lower bound". European Central Bank, Working Paper Series No.1258.
- [7] Benati, L., 2008, "The Great Moderation in the United Kingdom". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39(1), pp.121–147.
- [8] Benati, L., C. Goodhart, 2010, "Monetary Policy Regimes and Economic Performance: The Historical Record, 1979-2008". *Handbook of Monetary Economics*, Volume 1D, North Holland.
- [9] Canova, De Nicolo, 2002, "Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7". *Journal of Monetary Economics*, 49(6), pp.1131—1159.
- [10] Christopher J. Neely, 2012, "The Large-Scale Asset Purchases Had Large International Effects". Research Division Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series, No.2010-018D.
- [11] Gagnon, Raskin, Remache, Sack, 2010, "Large-Scale Asset Purchases by the Federal Reserve: Did They Work?". Peterson Institute for International Economics and Federal Reserve Bank of New York.
- [12] Harald Uhlig, 2005, "What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure". *Journal of Monetary Economics*, pp.381–419.
- [13] Kim, S., 2001, "International transmission of U.S. monetary policy shocks: Evidence from VAR's". *Journal of Monetary Economics*, 48, pp.339–372.
- [14] Lenza, Pill, Reichlin, 2010, "Monetary Policy in Exceptional Times". CEPR Working Paper, No.7669.
- [15] Michael Hudson, 2010, "US "Quantitative Easing" Is Fracturing the Global Economy". Levy Economics Institute of Bard College, Working Paper No.639.
- [16] Peter J. Morgan, 2011, "Impact of US Quantitative Easing Policy on Emerging Asia". ADBI Working Paper Series, No.321.
- [17] Rudebusch, Sack, Swanson, 2007, "Macroeconomic Implications of Changes in the Term Premium". Federal Reserve Bank of St. Louis Review.