

杨子荣

yangzr@cass.org.cn

徐奇渊

xuqiy@163.com

王书滕

valen0603@126.com

## 中美大国货币政策双向溢出效应比较研究

### ——基于两国 DSGE 模型 \*

**内容摘要：**伴随着中国经济总量的强大，中美经贸和金融关系相互依存的同时，摩擦也日益频繁，因此，比较研究中美大国货币政策双向溢出效应显得必要而迫切。本文通过构建两国 DSGE 模型，嵌入一价定律缺口与资本不完全流动条件，对中美大国货币政策双向溢出效应的方向与程度进行了比较研究。数值模拟结果显示：第一，中美货币政策确实存在双向的溢出效应，但具有不对称性；第二，中美两国数量型货币政策的溢出影响程度皆要强于其价格型货币政策；第三，美国货币政策对部分中国经济变量的溢出影响程度甚至要强于对美国本国经济变量的政策效果，而中国货币政策效应仍以惠及本国经济为主。

**关键词：**货币政策 溢出效应 两国 DSGE 模型

**中图分类号：**F821

**文献标识码：**A

\*本文第一作者杨子荣，中国社会科学院世界经济与政治研究所助理研究员；第二作者徐奇渊，中国社会科学院世界经济与政治研究所，经济发展研究室主任，研究员；第三作者王书滕，中证资本市场运行统计监测中心经理。本文已经发表在《国际金融研究》2018年第11期，并被中国人民大学国际货币研究所《宏观经济月度报告》转载。

# **A study on the Bidirectional Spillover Effect of Monetary Policy between China and US**

## **——based on two-country DSGE Model**

**Abstract:** Along with the strong economic aggregate of China, the economic and financial relations between China and US are interdependent and frictions are becoming more frequent. Therefore, it is necessary to compare the two-way spillover effect of the monetary policy of the big countries. This paper presents a two-country DSGE model with the law of one price gap and the imperfect capital mobility, in which we study comparatively the direction and extent of the bidirectional spillover effect of monetary policy between China and US. The results of numerical modeling suggest: Firstly, there actually exist the bidirectional spillover effect of monetary policy between China and US, but asymmetry. Secondly, the spillover effect of quantitative monetary policy is more strongly than price-based monetary policy for either China or the United States. Thirdly, U.S. monetary policy has spillover effect on part of China's economic variables, which is even greater than its effect on U.S. economic variables, meanwhile China's monetary policy still mainly affects its own economy.

**Key words:** Monetary Policy, Spillover Effect, two-country DSGE Model

## **引 言**

21 世纪以来，中美经贸和金融关系一直是世纪经济增长的重要引擎之一。中国以出口导向型增长方式推动经济增长和就业，美国则依赖从中国进口实现高消费和低储蓄，中美经济之间的这种“共生”关系通过“斯蒂格利茨”式的双边资本循环得以维持（项卫星和王冠楠，2014）。然而，随着中国经济的不断崛起，美国对中国的经济遏制战略愈加明显。尤其是 2008 年金融危机后，美国为了自身国家利益，不断实施“损人利己”的量化宽松货币政策，导致中美之间的货币政策冲突频繁发生。但是，伴随着中国经济总量的强大、中美经贸关系和金融关系的辅车相依以及人民币国际化与影响力的日益彰显，中国货币政策调整是否也会美国经济和金融变量产生溢出影响？

基于以上分析，本文通过构建两国 DSGE 模型，有逻辑地回答了以下问题：美国货币政策的实施对中国经济和金融存在何种程度与方向的溢出效应？中国货币政策的实施是

否也对美国经济和金融存在溢出效应？如果存在，中美货币政策双向溢出效应的方向是否相同、程度有无差异？本文的边际贡献主要表现在以下四个方面：第一，比较研究中美两国货币政策的双向溢出效应，为重新审视新兴大国与守成大国之间货币政策的国际博弈与协调奠定了理论基础；第二，在两国模型中，放弃了国际风险共担和资本完全流动的传统假设，引入了一价定律缺口和预期超额收益，使得模型与中美两国现实经贸和金融关系更为贴切；第三，将货币政策分为价格型和数量型，并区别设定中美两国的货币政策规则，丰富了货币政策研究的内涵与范畴；第四，从三个维度比较分析了中美大国货币政策的溢出效应，分别是中美货币政策溢出效应程度的比较、价格型与数量型货币政策溢出效应程度的比较、以及货币政策溢出效应程度和惠及本国经济政策效果的比较。

本文其余部分安排如下：第一部分是文献综述；第二部分详细阐述中美两国 DSGE 模型构建的思路与框架；第三部分在对模型参数进行校准与贝叶斯估计的基础上，数值模拟与比较分析中美大国货币政策双向溢出效应；第四部分为文章的主要结论与相应的政策建议。

## 一、文献综述

随着经济全球化和金融一体化的发展，世界各国之间的联系日益紧密，大国货币政策的变化往往不仅会影响本国经济，还会对他国经济产生外溢影响。作为世界货币大国和经济大国，美国的货币政策冲击是全球性的（Ehrmann & Fratzscher, 2009），它不仅对新兴市场国家存在明显的溢出效应（Canova, 2005; Maćkowiak, 2007），对发达国家经济体也会产生溢出影响（Ehrmann & Fratzscher, 2003; Bauer & Neely, 2014）。实证研究发现，大国货币政策会通过多种渠道对他国产生溢出效应：首先是利率渠道，大国货币政策溢出效应的利率渠道一般有两种传导方式，一种方式是大国货币政策冲击会影响其他国家的利率水平，进而影响这些国家的收入水平（Miyakoshi & Jalilov, 2005），另一种方式是大国货币政策冲击会影响到其他国家的资产价格及其波动性（Wongswan, 2009; Kim & Nguyen, 2009）；其次是汇率渠道，大国货币政策冲击不仅会影响其他国家汇率水平（Neri & Nobili, 2010），还会对他国汇率政策产生干扰（李永刚, 2011）；再次是国际资本渠道，大国货币政策扩张会同时通过“推送渠道”和“拉引渠道”对外产生溢出效应（Sousa & Zaghini, 2008），进而导致美元资本在全球范围内的流动与调整（Fratzcher et al., 2012）；然后是商品价格渠道，大国货币政策调整会直接影响世界大宗商品价格（Azar & Antoine, 2013），

进而对他国产生输入型通货膨胀或通货紧缩压力（李自磊和张云，2013）；最后是贸易收支渠道，大国货币政策冲击会通过收入吸收效应和支出转换效应对他国贸易产生溢出影响（Kim，2001）。

作为经济全球化和金融一体化中的一员，中国经济也难免会遭受到世界经济大国货币政策的溢出影响。大量实证研究证明，美国货币政策冲击不仅会对中国的通货膨胀产生溢出影响（丁志国等，2012），还会对中国股市的回报率和波动性产生显著的溢出效应（Kim & Nguyen，2009）。除了通货膨胀和股市外，美国货币政策调整也会对中国进出口产生冲击（聂菁和金洪飞，2015），进而影响中国的宏观经济运行（吴宏和刘威，2009）。面对美国货币政策冲击对中国货币政策的运行环境和实施效应的溢出影响（张晶，2013），中国货币政策的独立性和有效性受到挑战（邢天才和唐国华，2011）。

虽然目前大部分学者仍主要关注美国货币政策对中国的溢出效应，但已有部分学者开始研究中国货币政策对美国的溢出影响。杨子荣（2016）使用事件分析法，研究发现无论是数量型还是价格型货币政策，中国货币政策调整皆对美国股票市场的收益率和波动性存在显著的溢出效应，且溢出程度有增强趋势。杨子荣和白德龙（2016）运用边际分析法，研究发现中国货币政策冲击会通过支出转换效应和收入吸收效应对中美双边贸易产生溢出影响。邓创和席旭文（2013）通过构建时变参数 VAR 模型，对中美两国货币政策溢出效应的时变规律进行了检验，发现中国货币政策对美国产出表现出逐渐增强的“火车头”效应。除了股市、贸易与产出，黄宪和杨子荣（2016）运用事件分析法，捕捉到在超短期内中国货币政策调整会显著冲击到美国货币政策的中介变量（利率和汇率）。然而，这些研究都没有在同一框架内比较分析中美大国货币政策双向溢出效应的方向与程度，而这是中美大国货币政策博弈与协调的基础。

## 二、中美两国 DSGE 模型框架

本文在 Cristadoro et al.（2006）、Sahuc（2008）和 Kolasa（2009）等文献研究基础上，基于中美现实经济情况，构建了两国 DSGE 模型。假设世界上有两个国家：本国（ $H$ ）和外国（ $F$ ），每个国家都存在一群具有连续的无限期生命的消费者，分别分布于区间  $[0;n]$  和  $[n;1]$ 。两国生产连续的差异化的可贸易品，分布区间分别为  $[0;n]$  和  $[n;1]$ 。此外，两国也生产不可贸易品，分布区间与可贸易品相同。外国的经济变量和参数用星号表示。

### （一）家庭

假设同一国家的消费者是同质的，即他们拥有相同的偏好和禀赋。家庭向企业提供劳务和资本，并能够进入完全市场购买状态依存的债券（state-contingent claims），这意味着任何特定冲击都不会导致家庭行为的异质性。因此，本文可以研究一国具有代表性家庭的最优化问题。

本国代表性家庭的效用函数设定为：

$$U_t(j) = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \left[ \frac{\varepsilon_{d,t+k}}{1-\sigma} (C_{t+k}(j) - hC_{t-1})^{1-\sigma} + \frac{\varepsilon_{s,t+k}}{1-\zeta} \left( \frac{M_{t+k}(j)}{P_{C,t+k}} \right)^{1-\zeta} - \frac{\varepsilon_{l,t+k}}{1+\varphi} L_{t+k}(j)^{1+\varphi} \right] \quad (1)$$

其中， $E_t$  是基于  $t$  时期可获得信息的期望算子， $\beta$  是贴现率， $\sigma$  是跨期消费替代弹性的倒数， $h$  是外生的习惯持续参数， $\zeta$  是货币需求的消费弹性的倒数， $\varphi$  是劳动供给弹性的倒数。

家庭跨期预算约束条件如下：

$$\begin{aligned} & P_{C,t} C_t(j) + P_{I,t} I_t(j) + M_t(j) + E_t \{ Y_{t,t+1} B_{t+1}(j) \} \\ & = B_t(j) + W_t(j) L_t(j) + R_{K,t} K_t(j) + \Pi_{H,t}(j) + \Pi_{N,t}(j) + M_{t+1}(j) + T_t(j) \end{aligned} \quad (2)$$

其中， $P_{C,t}$  表示最优消费束  $C_t$  的价格， $P_{I,t}$  表示投资品  $I_t$  的价格， $M_t$  表示家庭持有的名义货币数量， $B_{t+1}$  表示  $t$  期末持有、 $t+1$  期获得名义报酬的投资组合， $W_t$  表示名义工资， $R_{K,t}$  表示家庭从出租资本中获得的收入， $\Pi_{H,t}$  和  $\Pi_{N,t}$  分别表示家庭自可贸易品和不可贸易品生产者处获得的红利， $T_t$  表示政府转移支付扣除税收总额后的净值。 $Y_{t,t+1}$  表示名义报酬的随机贴现因子， $E_t Y_{t,t+1} = \frac{1}{R_t}$ ， $R_t$  表示无风险单期债券（one-period bond）的总收益。家庭的期望效用面临三大冲击：消费偏好冲击  $\varepsilon_{d,t}$ 、货币持有偏好冲击  $\varepsilon_{m,t}$  和劳动力供给冲击  $\varepsilon_{l,t}$ 。

### 1. 消费选择

在跨期预算约束限制下，本文对家庭效用函数进行一阶求导，得到随机欧拉方程：

$$\beta E_t \left\{ \frac{\varepsilon_{d,t+1}}{\varepsilon_{d,t}} \left( \frac{C_{t+1} - hC_t}{C_t - hC_{t-1}} \right)^{-\sigma} \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \right\} = \frac{1}{R_t} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{s,t} \left( \frac{M_t}{P_{C,t}} \right)^{-\zeta} = \frac{R_t - 1}{R_t} \varepsilon_{d,t} (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma} \quad (4)$$

$$\frac{1}{R_t} = \beta E_t \left[ \frac{\varepsilon_{l,t+1}}{\varepsilon_{l,t}} \left( \frac{L_{t+1}}{L_t} \right)^{\varphi} \frac{W_t}{W_{t+1}} \right] \quad (5)$$

其中，消费束  $C_t$  包含了最终可贸易品  $C_{T,t}$  和不可贸易品  $C_{N,t}$ ：

$$C_t = \frac{C_{T,t}^{\gamma_c} C_{N,t}^{1-\gamma_c}}{\gamma_c^{\gamma_c} (1-\gamma_c)^{1-\gamma_c}} \quad (6)$$

其中,  $\gamma_c$  表示可贸易品在本国家庭总消费品中所占的份额。借鉴 Burstein et al. (2003) 的做法, 本文假设消费一单位的最终可贸易品需要  $\omega$  单位的不可贸易分销服务  $Y_{D,t}$  (nontradable distribution services):

$$C_{T,t} = \min \{ C_{R,t}; \omega^{-1} Y_{D,t} \} \quad (7)$$

其中,  $C_{R,t}$  表示未加工的可贸易品, 定义为:

$$C_{R,t} = \frac{C_{H,t}^\alpha C_{F,t}^{1-\alpha}}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}} \quad (8)$$

其中,  $C_{H,t}$  表示本国消费的由本国生产的未加工的可贸易品,  $C_{F,t}$  表示本国消费的由外国生产的未加工的可贸易品,  $\alpha$  表示本国可贸易品消费篮子中本国产品所占比重。

两种类型的可贸易品以及不可贸易品可以进一步表示为:

$$C_{H,t} = \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\phi_H}} \int_0^n C_t(z_H)^{\frac{\phi_H-1}{\phi_H}} dz_H \right]^{\frac{\phi_H}{\phi_H-1}} \quad (9)$$

$$C_{F,t} = \left[ \left( \frac{1}{1-n} \right)^{\frac{1}{\phi_F}} \int_n^1 C_t(z_F)^{\frac{\phi_F-1}{\phi_F}} dz_F \right]^{\frac{\phi_F}{\phi_F-1}} \quad (10)$$

$$C_{N,t} = \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\phi_N}} \int_0^n C_t(z_N)^{\frac{\phi_N-1}{\phi_N}} dz_N \right]^{\frac{\phi_N}{\phi_N-1}} \quad (11)$$

其中,  $\phi_H$ 、 $\phi_F$  和  $\phi_N$  分别表示给定类型下商品之间的替代弹性。

跨期最优化意味着各种产品的需求函数遵循如下形式:

$$C_t(z_H) = \frac{1}{n} \gamma_c \alpha \left( \frac{P_t(z_H)}{P_{H,t}} \right)^{-\phi_H} \left( \frac{P_{H,t}}{P_{R,t}} \right)^{-1} \left( \frac{P_{T,t}}{P_{C,t}} \right)^{-1} C_t \quad (12)$$

$$C_t(z_F) = \frac{1}{1-n} \gamma_c (1-\alpha) \left( \frac{P_t(z_F)}{P_{F,t}} \right)^{-\phi_F} \left( \frac{P_{F,t}}{P_{R,t}} \right)^{-1} \left( \frac{P_{T,t}}{P_{C,t}} \right)^{-1} C_t \quad (13)$$

$$C_t(z_N) = \frac{1}{n}(1-\gamma_c) \left( \frac{P_t(z_N)}{P_{N,t}} \right)^{-\phi_N} \left( \frac{P_{N,t}}{P_{C,t}} \right)^{-1} C_t \quad (14)$$

其中， $P_t(z_j)$  是产品  $z_j$  的价格，综合价格指数可以定义为：

$$P_{H,t} = \left[ \frac{1}{n} \int_0^n P_t(z_H)^{1-\phi_H} dz_H \right]^{\frac{1}{1-\phi_H}} \quad (15)$$

$$P_{F,t} = \left[ \frac{1}{1-n} \int_n^1 P_t(z_F)^{1-\phi_F} dz_F \right]^{\frac{1}{1-\phi_F}} \quad (16)$$

$$P_{N,t} = \left[ \frac{1}{n} \int_0^n P_t(z_N)^{1-\phi_N} dz_N \right]^{\frac{1}{1-\phi_N}} \quad (17)$$

$$P_{R,t} = P_{H,t}^\alpha P_{F,t}^{1-\alpha} \quad (18)$$

$$P_{T,t} = P_{R,t} + \omega P_{N,t} \quad (19)$$

$$P_{C,t} = P_{T,t}^{\gamma_c} P_{N,t}^{1-\gamma_c} \quad (20)$$

## 2. 投资决策

家庭将其部分收入用于投资  $I_t$ ， $I_t$  最终转化为资本存量  $K_{t+1}$ ：

$$K_{t+1} = (1-\tau)K_t + \varepsilon_{i,t} \left( 1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right) I_t \quad (21)$$

其中， $\tau$  是折旧率。与 Christiano et al. (2005) 一致，本文假设资本积累面临特定的投资技术冲击  $\varepsilon_{i,t}$ ，投资的调整成本服从函数  $S(\cdot)$ 。函数  $S(\cdot)$  满足以下特性： $S(1) = S'(1) = 0$ ， $S''(\cdot) \equiv S'' > 0$ 。

由消费者最大化问题的一阶条件可得：

$$\frac{P_{I,t}}{P_{C,t}} = \varepsilon_{i,t} \left( 1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - \frac{I_t}{I_{t-1}} S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right) Q_{T,t} + E_t \left\{ \frac{P_{C,t+1}}{P_{C,t} R_t} \varepsilon_{i,t+1} \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right) Q_{T,t+1} \right\} \quad (22)$$

$$Q_{T,t} = E_t \left\{ \frac{R_{K,t+1} P_{C,t+1}}{P_{C,t+1} P_{C,t} R_t} \right\} + (1-\tau) E_t \left\{ \frac{P_{C,t+1}}{P_{C,t} R_t} Q_{T,t+1} \right\} \quad (23)$$

其中，方程 (22) 为投资需求函数，方程 (23) 反映了资本重置的相对价格（即托宾

Q)。

假设同质投资品的生产方式与最终消费品相似，但其可贸易部分没有分销成本，定义如下：

$$I_t = \frac{I_{R,t}^{\gamma_i} I_{N,t}^{1-\gamma_i}}{\gamma_i^{\gamma_i} (1-\gamma_i)^{1-\gamma_i}} \quad (24)$$

$$I_{R,t} = \frac{I_{H,t}^{\alpha} I_{F,t}^{1-\alpha}}{\alpha^{\alpha} (1-\alpha)^{1-\alpha}} \quad (25)$$

$$P_{I,t} = P_{R,t}^{\gamma_i} P_{N,t}^{1-\gamma_i} \quad (26)$$

### 3. 工资设定

家庭提供各具特色的劳动力供给  $L(j)$ ，但将不同家庭的劳动服务聚合后，可形成同质性的劳动力投入：

$$L_t = \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\phi_w}} \int_0^n L_t(j)^{\frac{\phi_w-1}{\phi_w}} dj \right]^{\frac{\phi_w}{\phi_w-1}} \quad (27)$$

本文遵循 Erceg et al. (2000) 的做法，假设每一期有  $1-\theta_w$  比例的家庭可以重新进行工资谈判，其他家庭的工资依据上一期的 CPI 通胀指数化调整：

$$W_t(j) = W_{t-1}(j) \left( \frac{P_{C,t-1}}{P_{C,t-2}} \right)^{\delta_w} \quad (28)$$

其中， $\delta_w$  表示家庭工资指数化的程度。然而，本期允许重新进行工资谈判的家庭并不是每期都能够重新谈判，因此，他们的最优化问题可以设置为：

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta_w^k \beta^k \left[ -\frac{\varepsilon_{l,t+k}}{1+\varphi} L_{t+k}(j)^{1+\varphi} + \lambda_{C,t+k} W_t(j) \left( \frac{P_{C,t+k-1}}{P_{C,t-1}} \right)^{\delta_w} L_{t+k}(j) \right] \quad (29)$$

并服从劳动力需求约束：

$$L_{t+k}(j) = \frac{1}{n} \left[ \frac{W_t(j)}{W_{t+k}} \left( \frac{P_{C,t+k-1}}{P_{C,t-1}} \right)^{\delta_w} \right]^{-\phi_w} L_{t+k} \quad (30)$$

其中，总工资指数定义为：



$$W_t = \left[ \frac{1}{n} \int_0^n W_t(j)^{1-\phi_w} dj \right]^{\frac{1}{1-\phi_w}} \quad (31)$$

综合方程 (29) ~ (31)，最优化问题的一阶条件可以写成：

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta_w^k \beta^k \left[ \frac{W_t(j)}{P_{C,t+k}} \left( \frac{P_{C,t+k-1}}{P_{C,t-1}} \right)^{\delta_w} - \frac{\phi_w}{\phi_w - 1} MRS_{t+k}(j) \right] \cdot \varepsilon_{d,t+k} (C_{t+k}(j) - hC_{t+k-1})^{-\sigma} L_{t+k}(j) = 0 \quad (32)$$

其中， $MRS_t$  为消费和劳动力之间的边际替代率：

$$MRS_t(j) = \frac{\varepsilon_{l,t} L_t(j)^\varphi}{\varepsilon_{d,t} (C_t(j) - hC_{t-1})^{-\sigma}} \quad (33)$$

假设本期允许重新进行工资谈判的家庭皆设定同样的最优工资  $\tilde{W}_t$ ，则所有家庭的总工资指数为：

$$W_t = \left[ \theta_w \left( W_{t-1} \left( \frac{P_{C,t-1}}{P_{C,t-2}} \right)^{\delta_w} \right)^{1-\phi_w} + (1-\theta_w) \tilde{W}_t^{1-\phi_w} \right]^{\frac{1}{1-\phi_w}} \quad (34)$$

外国家庭的效用最优化、投资决策以及工资设定与本国相同，但结构参数与本国存在差异。

## (二) 厂商

### 1. 生产技术

本国的可贸易品和不可贸易品部门存在一群连续的垄断竞争性厂商。假设关于劳动和资本投入的生产技术具有同质性：

$$Y_t(z_H) = \varepsilon_{\alpha^H,t} L_t(z_H)^{1-\eta} K_t(z_H)^\eta \quad (35)$$

$$Y_t(z_N) = \varepsilon_{\alpha^N,t} L_t(z_N)^{1-\eta} K_t(z_N)^\eta \quad (36)$$

其中， $\eta$  是资本的产出弹性，不同部门的资本产出弹性相同，但跨国的资本产出弹性具有异质性。 $\varepsilon_{\alpha^H,t}$  和  $\varepsilon_{\alpha^N,t}$  分别为可贸易品和不可贸易品部门单位生产率参数。两部门的产出服从 Dixit-Stiglitz 形式：

$$Y_{H,t} = \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\phi_H}} \int_0^n Y_t(z_H)^{\frac{\phi_H-1}{\phi_H}} dz_H \right]^{\frac{\phi_H}{\phi_H-1}} \quad (37)$$

$$Y_{N,t} = \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\phi_N}} \int_0^n Y_t(z_N)^{\frac{\phi_N-1}{\phi_N}} dz_N \right]^{\frac{\phi_N}{\phi_N-1}} \quad (38)$$

由于所有的厂商面临同样的生产技术、劳动力和资本投入价格，因此厂商成本最小化问题可转化为资本-劳动比率：

$$\frac{W_t L_t}{R_{K,t} K_t} = \frac{1-\eta}{\eta} \quad (39)$$

## 2. 价格设定

厂商依据 Calvo (1983) 交错定价机制设定其产品的价格。假设生产不可贸易品的厂商中仅有  $1-\theta_N$  比例的厂商采用前瞻性方式定价，其它厂商则依赖过去的通胀水平指数化其产品定价：

$$P_t(z_N) = P_{t-1}(z_N) \left( \frac{P_{N,t-1}}{P_{N,t-2}} \right)^{\delta_N} \quad (40)$$

其中， $\delta_N$  为不可贸易品价格的指数化程度。

由于本期能够重新最优化其产品价格的厂商并不是每期都可以采用前瞻性方式对其产品进行定价，因此，厂商的价格设定问题是最大化其未来收益的预期折现价值：

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta_N^k \beta^k \lambda_{C,t+k} Y_{t+k}(z_N) \left[ P_t(z_N) \left( \frac{P_{N,t+k-1}}{P_{N,t-1}} \right)^{\delta_N} - P_{N,t+k} MC_{N,t+k} \right] \quad (41)$$

服从需求约束：

$$Y_{t+k}(z_N) = \frac{1}{n} \left[ \frac{P_t(z_N)}{P_{N,t+k}} \left( \frac{P_{N,t+k-1}}{P_{N,t-1}} \right)^{\delta_N} \right]^{-\phi_N} Y_{N,t+k} \quad (42)$$

其中， $\lambda_{C,t}$  是家庭名义收入的边际效用， $MC_{N,t}$  为厂商的真实边际成本：

$$MC_{N,t} = \frac{1}{P_{N,t} \varepsilon_{\alpha^N,t}} \left( \frac{W_t}{1-\eta} \right)^{1-\eta} \left( \frac{R_{K,t}}{\eta} \right)^{\eta} \quad (43)$$

厂商利润最大化的一阶条件为：

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta_N^k \beta^k \lambda_{C,t+k} Y_{t+k} (z_N) \left[ P_t(z_N) \left( \frac{P_{N,t+k-1}}{P_{N,t-1}} \right)^{\delta_N} - \frac{\phi_N}{\phi_N - 1} P_{N,t+k} MC_{N,t+k} \right] = 0 \quad (44)$$

假设本期能够前瞻性重新设定其产品价格的厂商皆设定其产品的最优价格为  $\tilde{P}_{N,t}$ ，则本国不可贸易品的价格指数为：

$$P_{N,t} = \left[ \theta_N \left( P_{N,t-1} \left( \frac{P_{N,t-1}}{P_{N,t-2}} \right)^{\delta_N} \right)^{1-\phi_N} + (1-\theta_N) \tilde{P}_{N,t}^{1-\phi_N} \right]^{\frac{1}{1-\phi_N}} \quad (45)$$

本国可贸易部门的厂商以及外国厂商的价格设定问题与本国不可贸易品部门的厂商行为相同，其一阶条件和价格指数可参照方程（44）和（45）。但是，不同部门和不同国家厂商的价格行为（ $\theta$ 和 $\delta$ ）、以及生产率冲击的随机特征存在差异。

### （三）一价定律缺口

传统的一价定律理论认为，在自由贸易条件下，如果不考虑运输成本，同种商品在不同地区用相同货币表示的售价应该相同。然而，在现实贸易环境中，由于产品的异质性和厂商的垄断竞争性，进口厂商往往拥有一定的垄断定价权，这种价格设定权会扭曲一价定律，产生一个缺口，称之为“一价定律缺口”（Monacelli, 2005）：

$$\psi_t = \frac{ER_t P_{C,t}^*}{P_{F,t}} \quad (46)$$

其中， $\psi_t$ 为本国的一价定律缺口， $ER_t$ 为本国的名义汇率。当 $\psi_t = 1$ 时，表示本国厂商对进口产品不具有价格设定权，一价定律成立。本国的实际汇率为：

$$Q_t = \frac{ER_t P_{C,t}^*}{P_{C,t}} \quad (47)$$

本国的贸易条件为：

$$S_t = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} \quad (48)$$

定义本国和外国的内部汇率（internal exchange rates）：

$$X_t = \frac{P_{N,t}}{P_{T,t}}, X_t^* = \frac{P_{N,t}^*}{P_{T,t}^*} \quad (49)$$

由于存在一价定律缺口，国际风险共担（International risk sharing）并不成立。但随着电子交易技术的发展和国际大宗商品交易市场的不断完善，本文假定本国和外国的未加工可贸易商品的价格满足一价定律条件。因此，基于价格指数和未加工可贸易品的一价定律条件，可以发现随着本国和外国可贸易品与不可贸易品相对价格的变化、分销成本的改变以及消费的本国偏好和贸易条件的变化，实际汇率会偏离购买力平价（Kolasa, 2009）：

$$Q_t = S^{a-a^*} \frac{1 + \omega^* D_t^*}{1 + \omega D_t} \frac{X_t^{*1-\gamma_c^*}}{X_t^{1-\gamma_c}} \quad (50)$$

#### （四）不完全资本流动

无抛补的利率平价理论认为在国际资本充分流动的前提下，投资者的套利行为会使得国际金融市场上以不同货币计价的相似资产的收益率趋于一致：

$$X(1+r_t) = E_t \left[ \frac{X}{ER_t} (1+r_t^*) ER_{t+1} \right] \quad (51)$$

其中， $X$  表示投资者持有的本国货币单位， $r_t$  和  $r_t^*$  分别表示本国和外国的名义利率。由于现实中往往存在资本管制，国际资本难以充分流动，无抛补的利率平价不能满足，因此本国和外国的投资收益可能并不相等。借鉴 Blanchard et al. (2005) 的做法，定义本国的预期超额收益为：

$$R_{H,t} = \frac{(1+r_t)ER_t}{(1+r_t^*)E_t ER_{t+1}} \quad (52)$$

其中， $R_{H,t}$  表示本国超额的预期收益。当  $R_{H,t} = 1$  时，无抛补的利率平价成立。

#### （五）货币和财政当局

本文设定两种货币政策：价格型货币政策和数量型货币政策。对于价格型货币政策而言，本国货币当局遵循利率平滑的泰勒规则：

$$R_t = R_{t-1}^{\rho_r} \left[ \left( \frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{\phi_y} \left( \frac{P_{C,t}}{(1+\pi)P_{C,t-1}} \right)^{\phi_\pi} \right]^{1-\rho_r} u_{r,t} \quad (53)$$

其中， $\bar{Y}$  是本国潜在产出， $\bar{\pi}$  是本国潜在的 CPI 通货膨胀率。 $\rho_r$  为利率平滑的程度， $\phi_y$  和  $\phi_\pi$  分别表示产出缺口和通货膨胀率在利率规则中的相对权重， $u_{r,t}$  表示本国的价格型货币政策冲击。

对于数量型货币政策而言，假定货币供应量增长满足以下形式：

$$M_{t+1} / P_{C,t+1} = G_{m,t} (M_t / P_{C,t}) \quad (54)$$

其中， $G_{m,t}$  为货币增长率。本国数量型货币政策规则可以表示如下：

$$G_{m,t} = G_{m,t-1}^{\rho_m} \left[ \left( \frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{\sigma_y} \left( \frac{P_{C,t}}{(1+\pi)P_{C,t-1}} \right)^{\sigma_\pi} \right]^{1-\rho_m} u_{m,t} \quad (55)$$

其中， $\rho_m$  表示货币增长率平滑的程度， $\sigma_y$  和  $\sigma_\pi$  分别表示产出缺口和通货膨胀率在数量型货币政策规则中的相对权重， $u_{m,t}$  表示本国的数量型货币政策冲击。

假定外国货币当局在实施价格型货币政策时，也遵循利率平滑的泰勒规则，但赋予产出缺口和通货膨胀率的相对权重与本国不同。对于数量型货币政策而言，外国货币当局比本国货币当局赋予数量型货币政策工具更少的职能，本国的数量型货币政策不仅要稳定物价，还要稳定经济增长，而外国的数量型货币政策只需应对通货膨胀。

此外，假设本国和外国财政当局每期都面临预算平衡约束，政府支出和对家庭的转移支付等于其税收总额与铸币税之和，李嘉图等价成立，即  $M_t - M_{t-1} = T_t + G_t$ 。此外，假设政府消费完全用于不可贸易品，本国和外国的政府支出分别服从随机过程  $\varepsilon_{g,t}$  和  $\varepsilon_{g,t}^*$ 。

#### (六) 市场出清条件

假设本国生产的可贸易品用于本国和外国消费与投资，而不可贸易品则仅用于本国消费、投资、分销服务和政府购买。结合需求函数 (12) ~ (14) 以及产出函数 (37) 和 (38)，分别得到本国可贸易品与不可贸易品部门<sup>1</sup>的总产出：

$$Y_{H,t} = \alpha \gamma_c \left( \frac{P_{H,t}}{P_{R,t}} \right)^{-1} \left( \frac{P_{T,t}}{P_{C,t}} \right)^{-1} C_t + \frac{1-n}{n} \alpha^* \gamma_c^* \left( \frac{P_{H,t}^*}{P_{R,t}^*} \right)^{-1} \left( \frac{P_{T,t}^*}{P_{C,t}^*} \right)^{-1} C_t^* \quad (56)$$

$$+ \alpha \gamma_i \left( \frac{P_{H,t}}{P_{R,t}} \right)^{-1} \left( \frac{P_{R,t}}{P_{I,t}} \right)^{-1} I_t + \frac{1-n}{n} \alpha^* \gamma_i^* \left( \frac{P_{H,t}^*}{P_{R,t}^*} \right)^{-1} \left( \frac{P_{R,t}^*}{P_{I,t}^*} \right)^{-1} I_t^*$$

$$Y_{N,t} = (1-\gamma_c) \left( \frac{P_{N,t}}{P_{C,t}} \right)^{-1} C_t + \omega \gamma_c \left( \frac{P_{T,t}}{P_{C,t}} \right)^{-1} C_t + (1-\gamma_i) \left( \frac{P_{N,t}}{P_{I,t}} \right)^{-1} I_t + G_t \quad (57)$$

本国的总产出等于可贸易品部门与不可贸易品部门的产出之和：

$$Y_t = Y_{N,t} + Y_{H,t} \quad (58)$$

外国经济的市场出清条件与本国相似。最后，生产要素市场均衡要求：

<sup>1</sup> 假定分销服务和可贸易消费品之间存在如下关系： $Y_{D,t} = \omega C_{T,t}$ 。

$$L_t = \int_0^n L_t(z_N) dz_N + \int_0^n L_t(z_H) dz_H \quad (59)$$

$$K_t = \int_0^n K_t(z_N) dz_N + \int_0^n K_t(z_H) dz_H \quad (60)$$

### 三、中美大国货币政策双向溢出效应模拟

#### (一) 参数校准与贝叶斯估计

本文构建了中美两国 DSGE 模型，模型中包含了大量的外生参数，这些参数没有统一的赋值。为了准确捕捉到中美两国经济的内在运行规律，本文先借鉴现有经典研究，对模型参数进行校准，再对参数进行贝叶斯估计。

中美两国的经济结构参数主要参考 Kolasa (2008)、鄢莉莉和王一鸣 (2012) 等文献研究，首先基于参数的先验信息，本文再利用 Bayes 方法估计其后验信息，结果如表 1 所示。

表 1 结构参数：Bayes 估计

参数	先验分布			后验分布		
	分布类型	均值	标准差	10%	均值	90%
$h$	beta	0.7	0.1	0.6875	0.6917	0.6958
$h^*$	beta	0.7	0.1	0.6840	0.6902	0.6965
$\sigma$	gamma	1.5	0.4	1.4846	1.5004	1.5211
$\sigma^*$	gamma	1.5	0.4	1.5335	1.5591	1.6002
$\varphi$	gamma	2.0	0.4	1.9293	1.9598	2.0113
$\varphi^*$	gamma	2.0	0.4	1.9510	2.0656	2.1427
$S''$	normal	4.0	1.5	3.8216	3.9403	4.0686
$S''^*$	normal	4.0	1.5	3.9900	4.0798	4.1513
$\delta_H$	beta	0.5	0.2	0.4815	0.5015	0.5245
$\delta_F^*$	beta	0.5	0.2	0.4750	0.5045	0.5221
$\delta_N$	beta	0.5	0.2	0.4877	0.5072	0.5255
$\delta_N^*$	beta	0.5	0.2	0.5149	0.5364	0.5573

$\delta_W$	beta	0.5	0.2	0.4865	0.4930	0.5014
$\delta_W^*$	beta	0.5	0.2	0.4933	0.5014	0.5093
$\theta_H$	beta	0.7	0.1	0.6947	0.6990	0.7023
$\theta_F^*$	beta	0.7	0.1	0.6954	0.6986	0.7039
$\theta_N$	beta	0.7	0.1	0.6955	0.6998	0.7061
$\theta_N^*$	beta	0.7	0.1	0.6925	0.6951	0.6981
$\theta_w$	beta	0.7	0.1	0.6943	0.6994	0.7015
$\theta_w^*$	beta	0.7	0.1	0.6949	0.6988	0.7018

与经济结构参数不同，中美两国的货币政策规则具有很强的异质性，应该分别估计。基于研究的严谨性考虑，本文根据 2005 年第三季度至 2015 年第二季度的季度数据，使用 GMM 方法对中国的价格型货币政策规则、中国的数量型货币政策规则以及美国的数量型货币政策规则进行估计。由于 2008 年金融危机之后，美国的利率陷入流动性陷阱，因此，本文参考 Bekiros and Paccagnini（2015）设定的美国价格型货币政策规则。在参数估计和校准的基础上，本文仍利用 Bayes 方法对其后验信息进行估计。

表 2 货币政策规则参数：Bayes 估计

参数	先验分布			后验分布		
	分布类型	均值	标准差	10%	均值	90%
$\rho_r$	beta	0.44	0.1	0.3972	0.4313	0.4528
$\rho_r^*$	beta	0.5	0.1	0.4961	0.5059	0.5151
$\phi_y$	gamma	0.2	0.1	0.1375	0.1708	0.2136
$\phi_y^*$	gamma	0.125	0.1	0.1233	0.1320	0.1413
$\phi_\pi$	gamma	0.31	0.2	0.2135	0.2697	0.3241
$\phi_\pi^*$	gamma	1.5	0.2	1.4157	1.5044	1.5770
$\rho_m$	beta	0.73	0.1	0.7221	0.7291	0.7391
$\rho_m^*$	beta	0.51	0.1	0.5020	0.5110	0.5226
$\sigma_y$	gamma	2.09	0.1	2.0571	2.1224	2.1907

$\sigma_{\pi}$	gamma	3.03	0.2	3.0558	3.1490	3.2333
$\sigma_{\pi}^*$	gamma	1.04	0.2	0.9241	0.9884	1.0319

本文借鉴 Kolasa (2009)，对冲击变量的参数进行赋值，同时使用 Bayes 方法估计其后验信息，如表 3 所示。

表 3 冲击变量参数：Bayes 估计

参数	先验分布			后验分布		
	分布类型	均值	标准差	10%	均值	90%
$\rho_{\alpha^H}$	beta	0.7	0.1	0.6705	0.6868	0.7017
$\rho_{\alpha^F}^*$	beta	0.7	0.1	0.6995	0.7069	0.7143
$\rho_{\alpha^N}$	beta	0.7	0.1	0.6814	0.6905	0.6991
$\rho_{\alpha^N}^*$	beta	0.7	0.1	0.6882	0.6964	0.7077
$\rho_d$	beta	0.7	0.1	0.6767	0.6864	0.7028
$\rho_d^*$	beta	0.7	0.1	0.6976	0.7039	0.7093
$\rho_l$	beta	0.7	0.1	0.6931	0.7109	0.7244
$\rho_l^*$	beta	0.7	0.1	0.7108	0.7181	0.7257
$\rho_g$	beta	0.7	0.1	0.6650	0.7322	0.7843
$\rho_g^*$	beta	0.7	0.1	0.5105	0.6267	0.7493
$\rho_i$	beta	0.7	0.1	0.6970	0.7136	0.7342
$\rho_i^*$	beta	0.7	0.1	0.6931	0.6972	0.7033
$\rho_s$	beta	0.7	0.1	0.5433	0.6788	0.8275
$\rho_s^*$	beta	0.7	0.1	0.5392	0.6230	0.7113

本文根据 2009 年至 2014 年中美两国名义 GDP 数据，发现中国经济规模平均为美国的 49%，因此设定  $n$  为 0.33。以进出口贸易总额占 GDP 比重表示贸易开放度，本文计算出中美两国的贸易开放度分别 0.45 和 0.29。由于统计口径的差异，中国的可贸易消费品用食品、衣着和家庭设备及服务之和近似替代，美国的可贸易消费品用能源产出和服务之和近似替

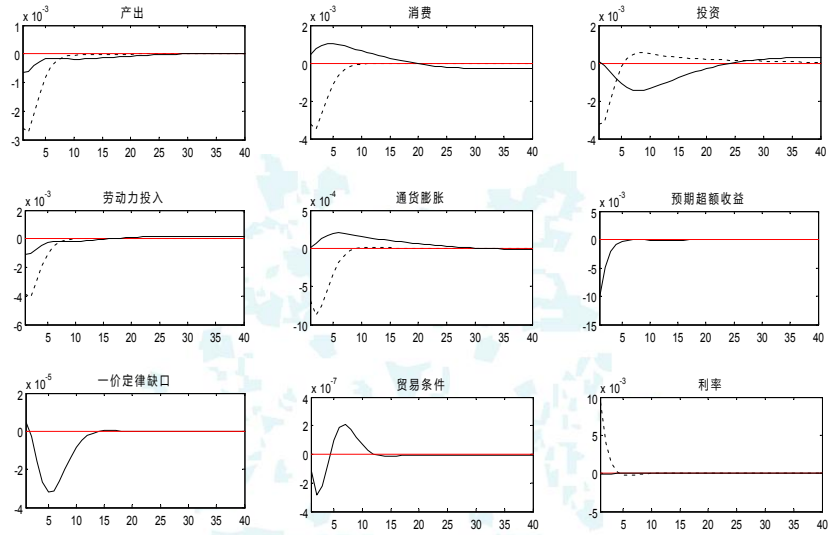


代，基于此计算出中美两国可贸易消费品占其总消费的比重分别为 0.49 和 0.13。以非建筑安装工程占固定资产投资比重表示可贸易投资品占总投资品比重，本文计算出中美两国可贸易投资品占总投资品比重分别为 0.35 和 0.85。以行业来划分，我们认为农林牧渔业、采矿业和制造业为可贸易部门，其它为不可贸易部门，再根据 2009 年至 2014 年年度数据，以算术平均值衡量，本文得到中国可贸易品部门产出占其 GDP 比重为 0.46，美国可贸易品部门产出占其 GDP 比值为 0.84。运用同样方法，本文计算出中国居民消费占中国可贸易部门产出比重为 0.81，美国居民消费占中国可贸易部门产出比重为 3.17，中国投资占中国可贸易部门产出比重为 0.97，美国投资占中国可贸易部门产出比重为 0.86，中国消费占中国不可贸易部门产出比重为 0.68，中国投资占中国不可贸易部门产出比重为 0.82，中国政府支出占中国不可贸易部门产出比重为 0.25，中国可贸易部门产出占中国总产出比重为 0.46，中国不可贸易部门产出占中国总产出比重为 0.54；与之相对应，美国居民消费占美国可贸易部门产出比重为 4.34，中国居民消费占美国可贸易部门产出比重为 1.14，美国投资占美国可贸易部门产出比重为 1.19，中国投资占美国可贸易部门产出比重为 1.37，美国居民消费占美国不可贸易部门产出比重为 0.81，美国投资占美国不可贸易部门产出比重为 0.22，美国政府支出占美国不可贸易部门产出比重为 0.19，美国可贸易部门产出占美国总产出比重为 0.16，美国不可贸易部门产出占美国总产出比重为 0.84。

## （二）货币政策双向溢出效应模拟分析

本文基于价格型和数量型货币政策工具两大维度，对中美大国货币政策的双向溢出效应进行模拟分析。

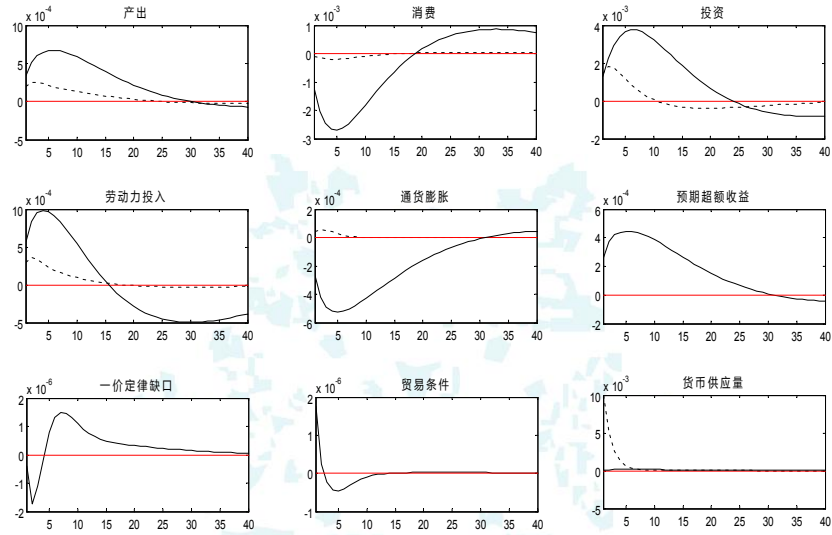
图 1 美国价格型货币政策溢出效应



注：虚线表示美国经济变量，实线表示中国经济变量，下同。

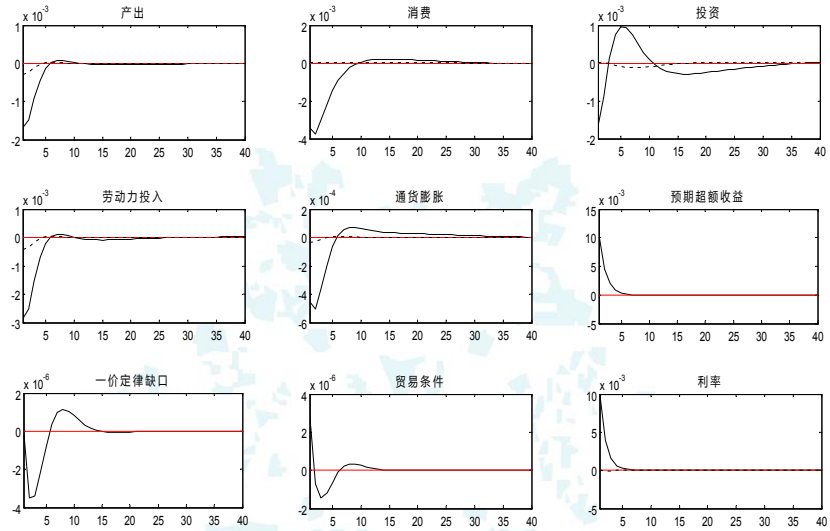
由图 1 可知，给定美国利率水平 1 个单位的正向冲击，紧缩性的货币政策会使得美国的消费和投资减少，美国的产出水平下降。伴随着美国国民收入的减少，美国对华进口和对华直接投资也会减少，导致中国的产出水平相应下降。面对经济下行压力，中国货币当局倾向于降低利率水平，实行适度宽松的货币政策以刺激经济增长，而利率水平的下降又会诱导居民减少储蓄和增加消费，进而导致预期通货膨胀率上升。此外，资本实际成本上升和实际工资水平下降导致企业的劳动力投入减少。由于资本不完全流动，中美利差扩大会导致中国的预期超额收益率为负，而实际汇率先短暂上升后下降，又会相应导致一价定律缺口短暂为正后即转为负数，贸易条件也随之先恶化后改善。比较中美经济变量对美国价格型货币政策冲击的响应程度，可以发现中国经济变量的响应程度仅略低于美国经济变量，这意味着美国价格型货币政策调整对中国经济存在明显的溢出效应。

图 2 美国数量型货币政策溢出效应



如图 2 所示，给定美国货币供应量增速 1 个单位的正向冲击，扩张性的货币政策会使得美国产出水平上升，而美国国民收入增加又会通过贸易和投资渠道拉动中国经济增长。由于出口增加与产出缺口扩大，中国可贸易部门通货膨胀率小幅上升，但由于不可贸易部门通货膨胀率下降幅度更大，导致中国 CPI 通货膨胀率下降。面对产出增加而通货紧缩压力，中国的投资增加，消费则先减少后增加。此外，资本实际成本先上升后下降以及实际工资先下降后上升，导致企业的劳动力投入先增加后减少。由于资本不完全流动，美国实施宽松性的货币政策，导致中国的预期超额收益为正，贸易条件先改善后恶化。比较中美经济变量对美国价格型货币政策冲击的响应程度，可以发现中国经济变量的响应程度高于美国经济变量，这可能有两个解释：一是美国的法定存款准备金率一直稳定在较低水平，且按规模分层次决定，法定存款准备金率调整对国内经济变量的政策效果不强；二是作为世界货币大国，美国货币供应量变化会影响全球范围内美元数量和他国汇率水平，对他国经济变量产生强烈的效应外溢。

图 3 中国价格型货币政策溢出效应



结合图 3 分析，给定中国利率水平 1 个单位的正向冲击，紧缩性的货币政策使得中国的消费和投资减少，中国的产出水平下降。中国国民收入减少，意味着中国自美国进口和对美国直接投资减少，这导致美国的产出水平也下降。面对经济下行压力，美联储倾向于降低利率水平，采取适度宽松的货币政策以稳定经济增长，而利率水平的下降又会驱使居民减少储蓄和增加消费，同时，经济下行压力和利率小幅下降，导致美国的通货膨胀先下降后上升。此外，资本实际成本下降和实际工资水平上升，使得企业使用更多的资本以替代劳动力，导致劳动力投入减少。由于资本不完全流动，中美利差扩大导致美国的预期超额收益为负，而实际汇率先上升后下降，相应导致一价定律缺口先为正后转为负数，贸易条件也随之先恶化后改善。比较中美经济变量对中国价格型货币政策冲击的响应程度，发现虽然美国经济变量存在符合理论预期的响应方向，但美国经济变量的响应程度远远低于中国经济变量，这表示中国价格型货币政策调整会对美国经济产生溢出效应，但溢出效应程度有限。

图 4 中国数量型货币政策溢出效应

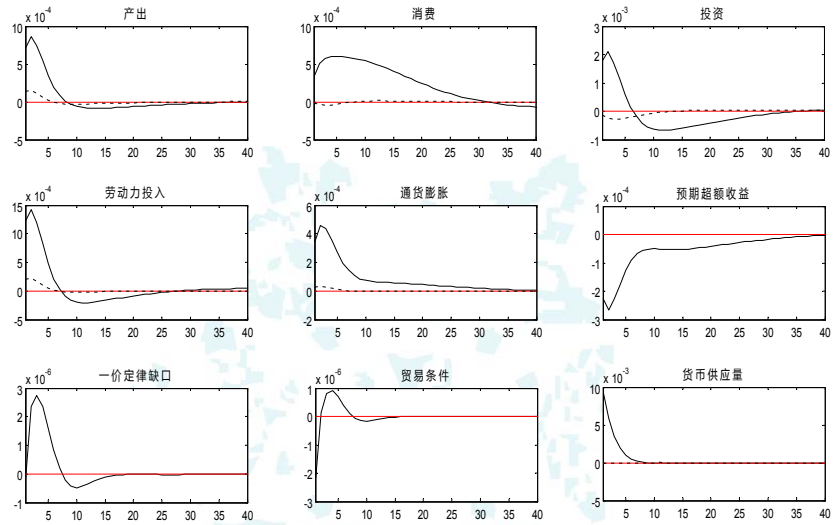


图 4 给出了中美经济变量应对中国数量型货币政策调整的反应图，显示给定中国货币供应量增速 1 个单位的正向冲击，扩张性的货币政策在刺激中国经济增长的同时，还会通过贸易和投资渠道推动美国经济增长，进而导致其通货膨胀率上升。此外，资本实际成本上升和实际工资水平下降，诱使企业以更多的劳动力替代资本，导致企业的劳动力投入增加。由于资本不完全流动，中国实施宽松性的货币政策，导致美国的预期超额收益为正，实际汇率先下降后上升，而一价定律缺口也相应的先为负后转为正数，贸易条件则先改善后恶化。比较中美经济变量对中国数量型货币政策调整的反应程度，不难看出，中国数量型货币政策调整也会对美国经济产生显著的溢出效应，但溢出效应程度同样极为有限。

以上分析显示，中美大国货币政策确实存在双向的溢出效应，但具有明显的不对称性。该不对称性主要来源于两国经济规模和经济结构的差异。经济规模的差异主要体现在参数  $n$  上，本文假设中美两国的经济规模分布区间分别为  $[0; n]$  和  $[n; 1]$ ， $n$  越小表示美国经济规模相对于中国经济规模越大。经济结构的差异主要体现在参数  $\gamma_c$  和  $\alpha$  上， $\gamma_c$  表示可贸易品在中国家庭总消费品中所占的份额， $\alpha$  表示中国可贸易品消费篮子中中国产品所占比重。在给定两国的贸易和资本流动摩擦情况下，美国的经济规模比中国经济规模更大，美国不可贸易品部门的比重相对于中国不可贸易品部门的比重也更大，且中国经济对美国经济更为依赖，这必然导致美国货币政策对中国经济的溢出效应比中国货币政策对美国经济的溢出效应更为强烈。

## 四、结论与政策建议

本文通过构建两国 DSGE 模型，对中美大国货币政策的双向溢出效应进行模拟分析，得出以下主要结论：

第一，虽然美国货币政策调整会对中国的经济和金融变量产生显著的、较强的溢出效应，但是，中国货币政策调整也会对美国的相应经济和金融变量产生显著的、一定程度的溢出效应，这意味着中国已不再是美国货币政策效应外溢的简单接受者，中美货币政策之间确实存在双向溢出效应，但具有不对称性；

第二，通过将货币政策分解为价格型和数量型货币政策两种工具类型，本文发现美国数量型货币政策的溢出效应程度明显强于其价格型货币政策的溢出效应，这可能主要源于美元的世界货币地位，与之相对应，中国数量型货币政策的溢出效应程度也明显强于其价格型货币政策的溢出效应，这可能与中国货币政策更为强大的政策效果有关；

第三，比较货币政策的溢出效应与其对本国经济的政策效果，本文发现美国货币政策在影响美国经济的同时，溢出效应非常明显，其对部分中国经济变量的溢出影响程度甚至要大于对美国自身经济变量的影响程度，与之不同的是，中国货币政策虽然也会对美国经济产生溢出效应，但溢出影响程度明显弱于其对中国自身经济变量的影响程度，这意味着美国货币政策的实施在惠及美国经济的同时，具有强大的外溢效应，而中国货币政策仍以影响本国经济为主。

以上结论寓意着，在中美大国货币政策博弈中，一方面中国货币政策已经在一定程度上具备了主动反制美国货币政策负溢出效应的能力，另一方面中国货币政策在与美国货币政策博弈中仍处于相对弱势地位。基于以上分析，本文提出以下政策建议：第一，在美元本位体制下，面对美国货币政策强大的效应外溢，中国货币当局应充分研究美国货币政策对中国经济和金融溢出效应的机理和渠道，评估和衡量不同经济环境下，美国货币政策对中国经济和金融的溢出程度与方向；第二，鉴于中国已不再是美国货币政策效应外溢的简单接受者，中国货币当局应该考虑在与美国货币政策的博弈中，如何发展和丰富自己“战略性货币政策库”；第三，鉴于中美货币政策存在交互影响，中国与美国货币当局应展开经常性沟通，立足于国际货币政策协调，避免大国货币政策冲突，维护国际经济金融环境的稳定。

参考文献:

- [1] 邓创, 席旭文. 中美货币政策外溢效应的时变特征研究[J]. 国际金融研究, 2013 (9): 10-20
- [2] 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
- [3] 黄宪, 杨子荣. 中国货币政策会冲击到美国货币政策吗——基于效应外溢视角[J]. 国际金融研究, 2016 (1): 15-27
- [4] 李永刚. 美国量化宽松货币政策影响及中国对策[J]. 财经科学, 2011 (4): 1-8
- [5] 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
- [6] 聂菁, 金洪飞. 美国量化宽松货币政策对中国行业出口的溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2015 (3): 3-12
- [7] 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 (6): 42-52
- [8] 项卫星, 王冠楠. “金融恐怖平衡”视角下的中美金融相互依赖关系分析[J]. 国际金融研究, 2014 (1): 44-53
- [9] 邢天才, 唐国华. 美国货币政策对中国货币政策的溢出效应研究[J]. 财经问题研究, 2011 (11): 50-55
- [10] 鄢莉莉, 王一鸣. 金融发展、金融市场冲击与经济波动——基于动态随机一般均衡模型的分析[J]. 金融研究, 2012 (12): 82-95
- [11] 杨子荣. 中国货币政策会冲击到美国股票市场吗——基于效应外溢视角[J]. 国际经贸探索, 2016 (1): 79-94
- [12] 杨子荣, 白德龙. 中国货币政策对美国经济存在效应外溢吗[J]. 世界经济研究, 2016 (4): 12-21
- [13] 张晶. 美国持续低利率政策对中国货币政策的影响分析[J]. 财贸经济, 2013 (4): 58-67
- [14] Azar A. Commodity price indexes and the US money supply in the long run: further tests[J]. Journal of Financial Markets Research, 2012 (4): 35-47
- [15] Bauer M D, Neely C J. International channels of the Fed's unconventional monetary policy[J]. Journal of International Money & Finance, 2014, 44 (3): 24-46

- [16] Bekiros S, Paccagnini A. Estimating point and density forecasts for the US economy with a factor-augmented vector autoregressive DSGE model[J]. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 2015, 19 (2): 107-136
- [17] Blanchard O J, Giavazzi F, Sa F. The US current account and the dolla[J]. *Cepr Discussion Papers*, 2005, 26 (6): 665-671
- [18] Burstein A T, Neves J C, Rebelo S. Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50 (6): 1189-1214
- [19] Christiano L, Eichenbaum M, Evans C. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy[J]. *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (1): 1-45
- [20] Cristadoro R, Gerali A, Neri S, Pisani M. Nominal Rigidities in an Estimated Two Country DSGE Model[J]. *The International Conference on Computing in Economics & Finance Limassol*, 2006.
- [21] Calvo G, Reinhart C M. Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors[J]. *Imf Staff Papers*, 1993, 40 (1): 108-151
- [22] Canova F. The transmission of U.S. shocks to Latin America[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20 (2): 229-251
- [23] Ehrmann M, Fratzscher M. Monetary policy announcements and money markets: a transatlantic perstive[J]. *International Finance*, 2003, 6 (3): 1-20
- [24] Ehrmann M, Fratzscher M. Global financial transmission of monetary policy shocks[J]. *CESifo Working Paper*, No. 1710, 2009
- [25] Erceg C J, Henderson D W, Levin A T. Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2000, 46 (2): 281-313
- [26] Frazscher M. Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis[J]. *Journal of International Economics*, 2012, 88 (2): 341-356
- [27] Kim S. International transmission of U.S. monetary policy shocks: evidence from VAR's[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2001, 48 (2): 339-372
- [28] Kim S J, Nguyen D Q T. The spillover effects of target interest rate news from the U.S. Fed and the European central bank on the Asia-Pacific stock markets[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2009, 19 (3): 415-431



- [29] Kolasa M. Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model[J]. *Economic Modelling*, 2009, 26 (6): 1245-1269
- [30] Mackowiak B. External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuation in emerging markets[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2007 (54): 2512-2520
- [31] Miyakoshi T, Jalilov M. Money-income causality revisited in EGARCH: spillovers of monetary policy to Asia from the US[J]. *Journal of Asian Economics*, 2005, 16 (2): 299-313
- [32] Monacelli T. Monetary policy in a low pass-through environment[J]. *Journal of Money Credit and Banking*, 2005, 37 (6): 1047-1066
- [33] Neri S, Nobili A. The transmission of US monetary policy to the Euro area[J]. *International Finance*, 2010, 13 (1): 55-78
- [34] Sahuc J G, Smets F. Differences in interest rate policy at the ECB and the Fed: an investigation with a medium-scale DSGE model[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2008, 40 (2): 505-521
- [35] Sousa J M, Zaghini A. Monetary policy shocks in the EURO area and global liquidity spillovers[J]. *International Journal of Finance and Economics*, 2008, 13 (3): 205-218
- [36] Wongswan J. The response of global equity indexes to U.S. monetary policy announcements[J]. *Journal of International Money & Finance*, 2009, 28 (2): 344-365

声明：本报告非成熟稿件，仅供内部讨论。报告版权为中国社会科学院世界经济与政治研究所国际金融研究中心所有，未经许可，不得以任何形式翻版、复制、上网和刊登。