

金融开放、经济波动与 金融波动

马勇 王芳

【摘要】 迄今为止，关于金融开放与宏观经济和金融稳定之间关系的研究，不仅缺乏微观基础，而且经验结果也充满了争论。本文通过将金融开放因素引入动态随机一般均衡模型，为考察金融开放、经济波动和金融波动之间的内生性关系提供了明确的微观基础。基于模型模拟分析的结果显示：金融波动会随着金融开放度的提高而出现明显上升，而产出波动的上升则非常微弱。基于中国 1998-2015 年季度数据的经验分析进一步证实了上述模型推断，并且该结论在多种稳健性检验下均是成立的。

【关键词】 金融开放；经济波动；金融波动

【文章编号】 IMI Working Paper No. 1811



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网
<http://www.imi.org.cn/>

1937

金融开放、经济波动与金融波动

马勇 王芳*

【摘要】迄今为止，关于金融开放与宏观经济和金融稳定之间关系的研究，不仅缺乏微观基础，而且经验结果也充满了争论。本文将金融开放因素引入动态随机一般均衡模型，为考察金融开放、经济波动和金融波动之间的内生性关系提供了明确的微观基础。基于模型模拟分析的结果显示：金融波动会随着金融开放度的提高而出现明显上升，而产出波动的上升则非常微弱。基于中国 1998-2015 年季度数据的经验分析进一步证实了上述模型推断，并且该结论在多种稳健性检验下均是成立的。

【关键词】金融开放；经济波动；金融波动

一、引言

大量研究表明，稳步有序的金融开放对推动金融发展和经济增长具有重要意义，因此，自二十世纪七八十年代以来，许多国家都将金融开放战略作为金融改革一揽子计划的重要支柱甚至是核心支柱之一。

从现有文献来看，尽管关于金融开放的经济增长效应已经产生了大量文献（Quinn和Toyoda, 2008; Obstfeld, 2009; Bekaert等, 2011），但对于金融开放的稳定效应（即金融开放对宏观经济和金融稳定的影响）的研究却显得非常不足，并且在结论上也充满了分歧。早期研究倾向于认为，金融开放能够减少消费的波动，这主要是因为接触国际金融市场的便利可以增加个体之间风险分担的可能性，从而更好地实现跨期消费平滑（Obstfeld和Rogoff, 2000）。持类似结论的还包括Devereux和Sutherland（2008）、Buch和Yener（2009）以及Kose等（2009）等。不过，也有研究得出了相反的结论，比如Levchenko（2005）认为，当国内风险分担受市场摩擦影响且这些风险具有特定性和可以被保险时，金融开放会减少家庭承受的风险分担量，从而加大消费的波动。Pancaro（2010）通过将房地产财富引入效用函数，发现金融开放度的上升会加大消费波动。Faia（2011）的研究也发现，提高资本账户开放度会加大消费波动，因为人们无法有效利用风险分担的机会。除金融开放对消费波动的影响之外，另外一些研究集中讨论了金融开放对产出波动的影响。比如，根据Kalemli-Ozcan等（2003）的研究，由于金融开放有助于规避生产风险，因而可以减少产出的波动。在Loayza

*马勇，IMI 特约研究员，中国人民大学财政金融学院中国财政金融政策研究中心；王芳，IMI 特约研究员，中国人民大学财政金融学院

和Raddatz（2007）的研究中，金融开放能够减缓外部冲击的不利影响，从而有助于降低产出波动。Calderon和Schmidt-Hebbel（2008）的研究发现，在国内金融市场发展完善和债务水平较低的国家，产出波动会随金融开放度的上升而下降。然而，Levchenko等（2009）基于产业层面的数据却得出了相反的结论：伴随金融自由化的金融开放虽然确实可以促进产出增长，但同时也伴随着产出波动的加大。Popov（2012）的研究也发现，金融开放度的提升显著增加了产出增长的负偏态（negative skewness），并且金融开放的产出波动成本随着贸易开放度的上升而增加。在较近的一项研究中，Larrain（2015）发现，资本账户开放会增加部门之间的工资不平等程度，特别是在金融需求旺盛的行业。

在金融开放对金融波动的影响方面，现有文献主要集中在资本账户开放对金融不稳定的影响方面，而基于一般均衡框架的正式理论建模则还比较少。事实上，在传统的经济学范式下，作为“华盛顿共识”的基石之一，伴随金融自由化的金融开放被认为有助于推动制度改革，从而有助于金融稳定（Williamson，2003）。然而，1997年亚洲金融危机表明，资本账户的开放可能使亚洲国家脆弱的金融体系更容易遭受投机性攻击，从而影响金融稳定

（Goldstein，1999）。根据Mishkin（2006）的研究，金融开放可能会使资本流动变得更为容易，导致金融机构承担过多风险，这使得金融冲击更为迅速地在各国之间传导开来。然而，另外一些研究却指向了相反的结论，比如Glick和Hutchison（2005）的研究认为，在控制了样本选择偏差之后，资本账户开放程度高的国家发生货币危机的可能性反而更低。

Laurenceson和Tang（2005）基于中国数据的估计结果也显示，完全开放资本账户会使得非外商直接投资的资本流动（non-FDI capital flows）在GDP中所占的比重上升4.6个百分点，但这并不会导致明显的金融部门的不稳定。在相对更近期的研究中，Fratzcsher（2012）认为，资本管制的加强主要是源于对汇率和宏观经济稳定的双重考虑。Bogdanov（2014）对69个国家1980-2011年的数据研究发现，保持资本账户的开放有助于降低汇率的波动性，同时资本流动管制措施对于短期和长期的资本流动波动性均无明显影响。在Pundit等（2015）的研究中，虽然有证据显示，资本账户开放和金融稳定之间存在着密切关联，但这种关联的符号和显著性却随着样本国家的不同而产生差异。在理论建模方面，尽管从早期的信贷周期理论和金融加速器理论，到近年来的金融经济周期理论（Christiano等，2010；Andres和Arce，2012；Iacoviello，2015），都强调了金融因素在宏观经济和金融波动中的重要作用，但這些文献基本都没有直接针对金融开放问题进行建模，也没有分析金融开放如何影响宏观经济和金融体系的稳定。

总体来看，尽管关于金融开放和宏观经济稳定之间关系的研究由来已久，但无论理论模

型还是经验研究，均未得出一致的结论。同时，现有关于金融开放的文献大都集中在研究金融开放对经济周期的影响方面，少有文献重点讨论金融开放对金融波动的影响，而2008年国际金融危机后的理论进展表明，不考虑金融因素的宏观经济模型是不完善的(Borio, 2014)。基于上述背景，本文通过构建一个包含金融因素的动态随机一般均衡(DSGE)模型，对金融开放、经济波动和金融波动之间的关系进行初步的理论和经验研究。较之已有文献，本文主要尝试完成以下几个方面的工作：一是通过将金融变量引入DSGE模型，为研究金融和实体经济的关系提供一个基于一般均衡的模型框架；二是通过在模型中引入金融开放度参数，为研究金融开放度变化对宏观经济和金融波动的影响提供了一种可能的路径；三是通过模拟和经验分析得出了金融开放度变化对经济和金融波动的影响，这一方面有助于对现实中相关问题的理解，同时也有助于为后续相关研究提供某些“抛砖引玉”式的初步理论支持。

本文其余部分的组织结构如下：第二部分进行一般均衡框架下的理论建模，将金融资产、金融开放、金融摩擦等相关金融因素引入DSGE模型；第三部分对模型参数进行估计，并对不同金融开放度下的经济和金融波动情况进行模拟分析；第四部分对第三部分得出的基本结论进行进一步的经验分析和检验；文章最后进行总结。

二、理论建模：包含金融资产和金融开放的DSGE模型

本部分的主要目标是为研究金融开放对宏观经济和金融波动的影响提供一个初步的模型框架。为此，我们首先在家庭部门建模中引入金融资产需求，然后在国际金融市场建模中引入金融开放度参数，从而初步构建一个包含金融变量和金融开放度因素的DSGE模型。

(一) 家庭部门

在传统的DSGE建模中，家庭部门的决策行为是在一定的预算约束条件下，通过选择合适的消费、劳动和现金持有，实现终生效用的最大化。然而，在现实中，特别是在现代经济条件下，家庭部门的资产持有形式不仅包括现金，还包括更为广泛的金融资产（如股票等）。因此，一个更为现实的设定是在传统的家庭部门效用函数中引入金融资产的影响。考虑金融资产的影响后，家庭 i 的效用函数可以表示为：

$$\begin{aligned} \max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t & \left[\frac{C_{i,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_{i,t}^{1+\phi}}{1+\phi} + \frac{1}{1-\sigma_m} m_{i,t}^{1-\sigma_m} + \frac{1}{1-\sigma_f} f_{i,t}^{1-\sigma_f} \right] \\ \text{s.t. } C_{i,t} + \frac{M_{i,t}}{P_t} + \frac{B_{i,t}}{R_t P_t} + \frac{F_{i,t}}{R_t^f P_t} & \leq W_{i,t} N_{i,t} + \frac{M_{i,t-1}}{P_t} + \frac{B_{i,t-1}}{P_t} + \frac{F_{i,t-1}}{P_t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, β 为跨期贴现因子, $C_{i,t}$ 和 $N_{i,t}$ 分别为家庭 i 的消费和劳动, 参数 σ 和 ϕ 分别为消费的跨期弹性系数和劳动力供给弹性的倒数; $m_{i,t} = M_{i,t} / P_t$ 为家庭 i 持有的实际货币量 ($M_{i,t}$ 为名义货币量), $f_{i,t} = F_{i,t} / P_t$ 为家庭 i 持有的实际金融资产 ($F_{i,t}$ 为名义金融资产), 参数 σ_m 和 σ_f 分别为货币和金融资产的需求弹性。在预算约束式中, $W_{i,t}$ 为工资水平, $B_{i,t}$ 为政府债券, P_t 为价格水平, R_t 为政府债券的利率, R_t^f 为金融资产的收益率。参照标准文献的做法(Christiano 等, 2005), 同质性家庭在对称均衡条件下满足: $C_{i,t} = C_t$, $N_{i,t} = N_t$, $W_{i,t} = W_t$, $B_{i,t} = B_t$, $M_{i,t} = M_t$, $F_{i,t} = F_t$ 。同时, 定义通胀 $\pi_t = P_t / P_{t-1}$, 于是, 求解如上文 (1) 式所示的目标函数, 可得家庭部门效用最大化的一阶均衡条件为:

$$\begin{aligned} \frac{W_t}{P_t} &= C_t^\sigma N_t^\phi \\ \frac{1}{R_t} &= \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} \\ m_t^{-\sigma_m} &= C_t^{-\sigma} \left(1 - \frac{1}{R_t} \right) \\ f_t^{-\sigma_f} &= C_t^{-\sigma} \left(\frac{1}{R_t^f} - \frac{1}{R_t} \right) \end{aligned}$$

对上述四式分别进行对数线性化, 可得家庭部门决策的最优化均衡条件为^①:

$$w_t - p_t = \phi n_t + \sigma c_t \quad (2)$$

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (3)$$

$$m_t = \frac{\sigma}{\sigma_m} c_t - \frac{1}{\sigma_m (R-1)} r_t \quad (4)$$

^①小写字母表示对应变量的缺口值, 即各变量相对于其稳态值的对数偏离: $x_t \equiv \log X_t - \log X$, 其中, 不带时间下标 t 的大写字母 X 为对应变量 X_t 的稳态值。后文同。

$$f_t = \frac{\sigma}{\sigma_f} c_t + \frac{R}{\sigma_f(R-R^f)} r_t^f - \frac{R^f}{\sigma_f(R-R^f)} r_t \quad (5)$$

其中，（2）式为劳动力供给方程，（3）式为跨期消费的欧拉方程，（4）式为货币需求方程，（5）式为金融资产需求方程。

（二）企业部门

遵循标准文献的设定，企业部门包括最终厂商和中间厂商。其中，最终厂商由 $[0, 1]$ 区间上一系列连续的厂商构成，厂商 j 在国内购买中间产品 $Y_{H,t}(j)$ 或者从国外进口中间产品 $Y_{F,t}(j)$ ，并在如下加总技术的约束下实现其成本支出的最小化：

$$Y_t = \left[(1-\omega)^{\frac{1}{\eta}} \left(\left[\int_0^1 Y_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \omega^{\frac{1}{\eta}} \left(\left[\int_0^1 Y_{F,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

其中， $j \in [0, 1]$ 为厂商标记。 η 为贸易价格弹性， ε 为同一个国家内所生产的中间产品之间的价格弹性， ω 为贸易开放度参数（最终产品中进口商品的比重）。最终厂商的支出最小化意味着国内外生产的中间品的价格指数分别为：

$$P_{H,t} = \left(\int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad P_{F,t} = \left(\int_0^1 P_{F,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

上述价格指数所对应的综合价格指数为：

$$P_t = \left[(1-\omega)P_{H,t}^{1-\eta} + \omega P_{F,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (6)$$

对于国外市场，假定采用同样的加总技术。同时，根据一价定律，有：

$$P_{F,t} = \varepsilon_t P_t^* \quad (7)$$

其中 ε_t 表示名义汇率， P_t^* 为以外汇表示的进口品价格指数，于是贸易条件 S_t 可定义为：

$$S_t = P_{F,t} / P_{H,t} \quad (8)$$

上述（7）式和（8）式的对数线性化形式分别为：

$$p_{F,t} = p_t^* + e_t \quad (9)$$

$$s_t = p_{F,t} - p_{H,t} \quad (10)$$

对（6）式进行对数线性化并结合（10）式，可得：

$$p_t = (1-\omega)p_{H,t} + \omega p_{F,t} = p_{H,t} + \omega s_t \quad (11)$$

对（11）式进行差分，可进一步得到：

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \omega \Delta s_t \quad (12)$$

在中间品的生产方面，参照标准文献，假定中间品由垄断竞争的厂商提供，其生产函数为： $Y_t = A_t N_t^{1-\alpha}$ ，其中， A_t 为技术因子， N_t 为厂商雇佣的劳动， α 为产出的资本贡献份额。根据生产函数，同时结合劳动供给方程（2）式以及后文的风险分担条件（19）式，可以得到中间厂商的边际成本为：

$$mc_t = \frac{\phi}{1-\alpha} y_t - \frac{\phi+1}{1-\alpha} a_t + \frac{q_t}{1-\omega} \quad (13)$$

其中， $a_t \equiv \log A_t - \log A$ 服从 AR(1) 过程： $a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a$ ， $\varepsilon_t^a \sim i.i.d.N(0, \sigma_a^2)$ 。

在厂商定价机制方面，按照 Calvo(1983) 定价法则，假定每个厂商的调价概率为 $1-\theta$ 。

给定调价概率后，厂商的目标是要通过设定价格 $P_{H,t}(j)$ 实现预期收益的最大化：

$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \rho_{t,t+k} [Y_{t,t+k}(j) P_{H,t}(j) - W_{t+k} N_{t+k}(j)]$$

其中， $\rho_{t,t+k}$ 为随机贴现因子， $Y_{t,t+k}(j)$ 表示在 t 期的最优价格设定之后，厂商在 $t+k$ 期的产品需求， W_{t+k} 为 $t+k$ 期的单位工资水平。按照 Calvo-Yun 标准化处理（Calvo, 1983; Yun, 1996），可得到如下形式的前瞻性菲利普斯曲线：

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} mc_t + \varepsilon_t^\pi \quad (14)$$

其中， $\varepsilon_t^\pi \sim i.i.d.N(0, \sigma_\pi^2)$ 为成本推动冲击。将（13）式带入（14）式，可得如下形式的新凯恩斯菲利普斯曲线：

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \left(\frac{\phi}{1-\alpha} y_t - \frac{\phi+1}{1-\alpha} a_t + \frac{q_t}{1-\omega} \right) + \varepsilon_t^\pi \quad (15)$$

（三）国际金融市场

根据 Galí 和 Monacelli（2005）的研究，在完全国际金融市场条件下，同一个投资标的以本币表示（即经过汇率转换后）的收益率应该相等，从而确保在市场均衡状态下满足无套利条件，这意味着：

$$E_t \Omega_{t,t+1} = E_t \left(\Omega_{t,t+1}^* \frac{e_t}{e_{t+1}} \right)$$

其中， $E_t \Omega_{t,t+1} = \frac{1}{R_t}$ 和 $E_t \Omega_{t,t+1}^* = \frac{1}{R_t^*}$ 分别为国内投资者和国外投资者投资于政府债券

的随机贴现率， e_t 为直接标价法下的名义汇率。利用该关系，结合国内外投资者的消费跨期均衡条件，可以得到如下等式：

$$\beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} = E_t \Omega_{t,t+1} = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}^*}{C_t^*} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \right) \frac{e_t}{e_{t+1}} \right\}$$

其中， C_t^* 和 P_t^* 分别表示外国的消费和价格水平，其余变量定义同前。对该式进行对数线性化，可得：

$$c_t = c_t^* + \frac{1}{\sigma} q_t \quad (16)$$

其中， q_t 为实际汇率。参考 Corsetti 等(2013)的做法，不考虑国外变量的变化($c_t^* = 0$)，可进一步得到：

$$c_t = \frac{1}{\sigma} q_t \Leftrightarrow \sigma c_t = q_t \quad (17)$$

此外，在国际金融市场上，根据一价定律和购买力平价条件，可得到实际汇率和贸易条件满足如下对数线性化关系：

$$q_t = (1 - \omega) s_t \quad (18)$$

其中， ω 为贸易开放度参数， q_t 为实际汇率。联立 (17) 和 (18) 式，得到：

$$\sigma c_t = q_t = (1 - \omega) s_t \quad (19)$$

(19) 式即我们通常所说的风险分担条件。与此同时，如果金融市场完全开放，那么国内外的利率会通过如下无抛补利率平价条件紧密相连 (Galì 和 Monacelli, 2005)：

$$r_t = r_t^* + E_t \Delta e_{t+1} \quad (20)$$

其中， $E_t \Delta e_{t+1} = E_t e_{t+1} - e_t = E_t \Delta q_{t+1} + E_t \pi_{t+1} - E_t \pi_{t+1}^*$ 为名义汇率在 t 期与 t+1 期之间的变化。应该指出，在一个无摩擦的市场中，本国利率总是等于外国利率加上均衡状态的名义汇率改变量，此时 (20) 式始终成立。然而，在大多数新兴市场经济体中，由于交易成本、信息滞后等因素的影响，金融市场存在摩擦，导致本国利率对外国利率和汇率预期变化所做出的反应会存在延迟。此时，式 (20) 可改写为：

$$r_t = \gamma r_{t-1} + (1-\gamma)(r_t^* + E_t \Delta e_{t+1}) \quad (21)$$

其中， γ ($0 \leq \gamma \leq 1$) 为利率调整的惯性参数，可用于衡量金融摩擦程度： γ 值越大，表示本国利率的调整越缓慢，从而金融市场中存在更多的摩擦；反之，在一个无摩擦的金融市场中，本国利率能够迅速调整， γ 的值会趋向于零。

除考虑金融摩擦的影响之外，为进一步在国际金融市场建模中引入金融开放度的影响，参照大部分文献的做法，我们先基于经典理论分别给出两种极端情况下（即金融市场完全开放和金融市场完全封闭条件下）的名义汇率和利率，然后，通过引入金融开放度参数，进一步将上述两种极端情况下的表达式扩展为一般情况下的通用表达式，用以描述任意金融开放度下名义汇率和利率的决定。

基于上述建模思路，首先，在金融市场完全开放和资本完全流动的假设下，名义汇率 e_t 由下式给出（Edwards 和 Khan, 1985）：

$$e_t = \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 m_t - \alpha_3 y_t \quad (22)$$

其中， α_1 为汇率调整的惯性，而 α_2 和 α_3 则用来衡量汇率对货币供应和产出的敏感度。

式（21）和式（22）分别描述了在一个完全开放的金融市场中，名义利率和汇率是如何决定的。相应地，在一个金融市场完全封闭的经济体中，汇率和名义利率分别由以下两式给出（Ahn, 1994）：

$$e_t = \alpha_4 e_{t-1} + \alpha_5 ca_t \quad (23)$$

$$r_t = \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 m_t + \beta_3 y_t \quad (24)$$

其中， ca_t 为经常账户余额， α_4 为名义汇率的持续性， α_5 为名义汇率对经常账户变动的反应系数。由于式（21）-（22）和式（23）-（24）分别描述了在两种极端情况下（完全开放和完全封闭）名义利率和汇率是如何决定的，根据 Edwards 和 Khan（1985）的研究，在非完全开放的金融市场中，名义利率和汇率可由上述两种极端情况的加权结果表示。如果用 Γ 表示权重（即金融市场开放程度参数），结合（21）和（24）式，可得到如下包含金融开放度参数的名义利率表达式：

$$r_t = \Gamma[\gamma r_{t-1} + (1-\gamma)(r_t^* + E_t \Delta e_{t+1})] + (1-\Gamma)(\beta_1 r_{t-1} + \beta_2 m_t + \beta_3 y_t) \quad (25)$$

同理，结合（22）和（23）式，可得到如下包含金融开放度参数的名义汇率表达式：

$$e_t = \Gamma(\alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 m_t - \alpha_3 y_t) + (1-\Gamma)(\alpha_4 e_{t-1} + \alpha_5 c a_t) \quad (26)$$

当金融市场完全开放时， Γ 取值 1；反之，如果金融市场完全封闭，则 Γ 的值为 0；当 Γ 的值介于 0 到 1 之间时， Γ 的值越高，所对应的金融市场开放程度也越高。

(四) 中央银行与货币政策

中央银行的行为由货币政策规则描述。为简化起见，参照大部分文献的做法，假定中央银行采取如下泰勒型的货币政策规则：

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1-\rho_r)(\phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t + \phi_q q_t) + \varepsilon_t^r \quad (27)$$

其中， ρ_r 为利率平滑系数 ($0 < \rho_r < 1$)， ϕ_π 、 ϕ_y 和 ϕ_q 分别为中央银行利率对于通胀、产出和汇率的反应系数（与前文一致，均为缺口值）， $\varepsilon_t^r \sim i.i.d. N(0, \sigma_r^2)$ 为利率冲击。根据 (27) 式，中央银行的利率政策主要对产出、通胀和汇率的波动做出反应，这与开放条件下货币政策主要致力于稳定产出、通胀和汇率的目标一致。

(五) 市场均衡和包含金融资产的动态 IS 曲线

在开放条件下，市场出清要求本国的总产出等于国内外的消费总需求之和：

$$y_t = \omega c_{H,t}^* + (1-\omega)c_{H,t} \quad (28)$$

其中， $c_{H,t}$ 表示国内总消费； $c_{H,t}^*$ 表示本国产品的国外消费。其中，国内总消费需求为：

$$c_{H,t} = c_t - \eta(p_{H,t} - p_t) = c_t + \eta\omega s_t \quad (29)$$

国外对本国产品的消费需求为：

$$c_{H,t}^* = c_t^* - \eta(p_{H,t} - p_t^*) = c_t^* + \eta(\psi_t + s_t) \quad (30)$$

其中， ψ_t 为一价定律缺口 (law-of-one price gap)。参考 Galí 和 Monacelli (2005) 和 Corsetti 等 (2013) 等的做法，将国外变量保持恒定，同时结合前面的风险分担条件 (19) 式，上述市场出清条件可进一步写为：

$$y_t = (1-\omega)c_t + (2-\omega)\omega\eta s_t \quad (31)$$

根据 (31) 式，同时结合前文消费欧拉方程 (3) 式和金融资产需求方程 (5) 式，经推导和化简，可得到如下包含金融资产变量的动态 IS 曲线：

$$y_t = E_t y_{t+1} - \kappa(r_t - E_t \pi_{H,t+1}) + \frac{\kappa \bar{\omega}}{\sigma} (\sigma_f E_t \Delta f_{t+1} + \frac{R}{R^f - R} E_t \Delta r_{t+1}^f - \frac{R^f}{R^f - R} E_t \Delta r_{t+1}) \quad (32)$$

$$\text{其中, } \kappa = (2 - \omega)\eta, \quad \bar{\omega} = \frac{\sigma(2 - \omega)\eta - (1 - \omega)}{(2 - \omega)\eta}.$$

此外, 劳动力市场出清要求在给定的工资水平下, 企业部门的劳动力总需求和家庭部门的劳动供给总量相等, 即: $\int_0^1 N_{t,i} di = \int_0^1 N_{t,j} dj = N_t$ 。货币市场出清条件要求所有家庭加总的货币需求与中央银行的货币总供给相等, 即: $\int_0^1 M_{t,i} di = M_t$ 。金融资产市场出清条件要求所有家庭加总的金融资产需求与市场的金融资产总供给相等, 即: $\int_0^1 F_{t,i} di = F_t$ 。此外, 当货币市场和金融资产市场同时出清时, 家庭部门所持有的实际货币量和金融资产量将达到均衡状态, 此时, 通过联立家庭部门的均衡货币需求 (4) 式和均衡金融资产需求 (5) 式, 可得到如下市场均衡条件下的金融资产收益率运动方程:

$$r_t^f = \frac{R^f - 1}{R - 1} r_t + \frac{\sigma_m (R - R^f)}{R} \left(\frac{\sigma_f}{\sigma_m} f_t - m_t \right) \quad (33)$$

三、金融开放对经济波动和金融波动的影响：数值模拟

在上一部分, 我们通过构建包含金融因素的 DSGE 模型, 为研究金融开放对宏观经济和金融波动的影响提供了一个具有微观基础的一般均衡分析框架。本部分的主要目标是对前文的模型进行估计, 并在此基础上通过数值模拟, 从理论角度考察金融开放度变化对经济和金融波动的影响。

(一) 估计方法

在已有文献中, DSGE 模型的估计方法有多种, 包括校准、广义矩估计、最大似然估计和贝叶斯估计等。根据 Lubik 和 Schorfheide (2005)、An 和 Schorfheide (2007) 等的研究, 在这些备选方法中, 贝叶斯估计具有比较明显的优势: 贝叶斯估计将实际数据和研究者的经验判断相结合, 假定模型结构参数的可能值, 然后根据样本数据通过似然函数对其进行修正。总体来看, 相比其它估计方法, 贝叶斯估计能够利用一般均衡方法来更好地克服潜在的模型识别和估计问题。此外, 相对于广义矩估计和最大似然估计而言, 贝叶斯估计在小样本情况下的估计结果也更为可靠 (Fernández-Villaverde 和 Rubio-Ramirez, 2004)。综合

上述考虑，与大部分 DSGE 文献一致，本文亦采用贝叶斯方法对模型进行估计。

（二）样本数据与先验分布

本文选取中国 1998 年 1 季度至 2015 年 4 季度的数据作为研究样本。之所以选择 1998 年 1 季度作为时间起点，主要是因为涉及资本账户的相关数据最早始于 1998 年。与此同时，考虑到本文重点考察的是金融开放的宏观效应，而中国的经济特别是金融体系的市场化改革主要是从 1998 年开始逐步启动的（以 1997 年底“第一次中央金融工作会议”的召开为基本标志），此后，包括逐步放松资本流动管制、促进利率和汇率的市场化、减少股权收购限制以及给外资提供更多的金融投资自由等一系列政策措施出台，推进了经济和金融体系的进一步市场化（陈雨露，2010；陈雨露和马勇，2013）。因此，可以认为从 1998 年开始，中国经济和金融体系更加符合市场化运行的特征。

在观察变量的选择上，由于观察变量的个数不能超过模型外生冲击的个数，而本文模型的动态系统共包含 3 个外生冲击（技术冲击、成本推动冲击和利率冲击），与这 3 个冲击相对应，以下 3 个变量作为贝叶斯估计所使用的观察变量：产出（实际 GDP）、通胀（CPI）和名义利率（银行同业拆借 7 天利率）。同时，由于模型中所有变量均为缺口值（各变量相对于其稳态值的对数偏离），故所有观察变量也都相应地先取对数，然后经去趋势处理（HP 滤波）以获得平稳变量。本文全部数据均来源于中经网统计数据库。

在贝叶斯估计中，如果所有参数都采用贝叶斯估计，将导致部分参数无法被有效识别，为此，需首先对一些常见的参数进行校准。首先，参照一般文献的做法，将贴现因子 β 校准为 0.99，对应 4% 的年均利率水平。外国商品和本国商品的替代弹性 η 根据 Lubik 和 Schorfheide（2007）的研究设定为 1。贸易开放度（进口比例）参数 ω 根据样本期间对应比例的均值校准为 0.219。类似地，稳态条件下的金融资产收益率水平 R^f 采用样本期间的股票价格（上证综指）平均收益率进行校准，经计算该值为 2.85%。除上述校准参数外，模型其余参数均采用贝叶斯方法估计。表 1 给出了相关参数的先验分布。与大多数文献一致，假设消费跨期替代弹性的倒数 σ 服从先验均值为 2、标准差为 0.5 的伽马分布，劳动供给弹性的倒数 ϕ 服从先验均值为 1、标准差为 0.2 的伽马分布。对于货币和金融资产的需求弹性 σ_m 和 σ_f ，根据过往的经验研究，将其设置为先验均值为 3、标准差为 0.5 的伽马分布。企业生产函数中，参考大多数文献的做法（如黄贇琳，2005；陈彦斌等，2013），资本产出弹

性 α 设置为先验均值为0.5、标准差为0.2的贝塔分布。在厂商定价机制方面, Calvo 价格黏性参数 θ 服从先验均值为0.5、标准差为0.2的贝塔分布。对于本文新引入的金融开放度参数 Γ 和金融摩擦参数 γ , 由于它们的理论值均位于 $[0, 1]$ 之间, 因此, 按照标准文献的做法, 假设其服从先验均值为0.5、标准差为0.2的贝塔分布。对于名义汇率方程(25)式和名义利率方程(26)式, 参数 α_1 和 α_4 均用于衡量名义汇率的持续性, 而 β_1 则用于衡量名义利率的持续性, 这些参数的理论值均位于 $[0, 1]$ 之间, 因此, 假设其均服从先验均值为0.5、标准差为0.2的贝塔分布。对于名义汇率对货币、产出和经常账户的弹性系数(α_2 、 α_3 、 α_5)以及名义利率对货币和产出的弹性系数(β_1 、 β_2), 由于缺乏明确的先验信息, 按照标准文献的做法, 将其设定为先验均值为1、标准差为0.25的正态分布。在货币政策规则参数方面, 假定利率平滑系数 ρ_r 服从先验均值为0.5、标准差为0.2的贝塔分布, 利率对通胀缺口的反应系数 ϕ_π 服从先验均值为1.5、标准差为0.5的伽马分布, 利率对产出缺口的反应系数 ϕ_y 以及利率对汇率缺口的反应系数 ϕ_q 均服从先验均值为0.5、标准差为0.2的伽马分布。对于各外生冲击, 均假定服从标准差为1的逆伽马分布。此外, 所有一阶自回归过程的AR(1)系数均服从均值为0.5、标准差为0.2的贝塔分布。

(三) 参数估计结果

在表1的最后两列, 我们给出了各参数的后验估计值和90%置信区间。从表1可以看出, 所有参数的估计值均显著不为零。其中, 消费跨期替代弹性倒数 σ 和劳动供给弹性倒数 ϕ 的后验估计值分别为1.912和1.416, 与标准文献的理论预期一致(Smets和Wouters, 2003)。货币需求弹性 σ_m 的后验估计值为2.858, 略低于其先验均值; 而金融资产需求弹性 σ_f 的后验估计值则为3.040, 略高于先验均值。资本产出弹性 α 的估计值为0.491, 与已有文献0.5左右的估计值接近。Calvo定价参数 θ 的估计值为0.460, 表明中国企业的调价频率约为2个季度。从货币政策参数来看, 利率平滑系数 ρ_r 的后验估计值为0.456, 表明利率政策在操作中存在一定程度的平滑; 货币政策利率对产出和通胀的反应系数分别为0.451和1.429, 略低于先验均值, 而对汇率的反应系数为0.585, 略高于先验均值。

对于本文重点关注的金融开放度参数 Γ , 由于其理论分布区间为 $[0, 1]$, 而其先验估计

值为 0.566，略高于均值水平 0.5，表明中国现阶段的金融开放程度在总体上处于中等略偏上的水平。金融摩擦参数 γ 的后验估计值为 0.397，意味着约有 40% 左右的金融市场利率变动存在着延迟，表明中国的金融市场确实存在一定程度的摩擦，这与 Edwards 和 Khan (1985) 等的理论预期一致。对于名义汇率方程 (25) 式和名义利率方程 (26) 式，参数 α_1 、 α_4 、 β_1 的估计值分别为 0.515、0.569、0.472，表明金融市场中名义汇率和名义利率调整均存在一定程度的惯性，且名义汇率调整的惯性略大于名义利率调整的惯性。此外，名义汇率对货币、产出和经常账户的弹性系数 (α_2 、 α_3 、 α_5) 的估计值分别为 0.953、1.044 和 1.081，而金融市场利率对货币和产出的弹性系数 β_1 、 β_2 的估计值则分别为 0.921 和 1.036，这意味着汇率对经常账户的变动最为敏感，而金融市场利率则对产出的变动相对最为敏感。

表 1 模型参数的先验分布和贝叶斯后验估计结果

参数	先验分布*	先验均值	后验均值	90%置信区间
σ	Gamma[2, 0.5]	2	1.912	[1.131, 2.669]
ϕ	Gamma[1, 0.2]	1	1.416	[1.079, 1.755]
σ_m	Gamma[3, 0.5]	3	2.858	[2.110, 3.564]
σ_f	Gamma[3, 0.5]	3	3.040	[2.315, 3.916]
α	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.491	[0.467, 0.515]
θ	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.460	[0.196, 0.601]
ρ_r	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.456	[0.164, 0.682]
ϕ_y	Gamma[0.5, 0.2]	0.5	0.451	[0.146, 0.740]
ϕ_x	Gamma[1.5, 0.5]	1.5	1.429	[0.678, 2.162]
ϕ_q	Gamma[0.5, 0.2]	0.5	0.585	[0.235, 0.927]
Γ	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.566	[0.261, 0.875]
γ	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.397	[0.092, 0.688]
α_1	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.515	[0.214, 0.823]
α_2	Normal[1, 0.25]	1	0.953	[0.612, 1.298]
α_3	Normal[1, 0.25]	1	1.044	[0.570, 1.484]
α_4	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.569	[0.282, 0.880]
α_5	Normal[1, 0.25]	1	1.081	[0.651, 1.522]
β_1	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.472	[0.139, 0.764]
β_2	Normal[1, 0.25]	1	0.921	[0.650, 1.260]
β_3	Normal[1, 0.25]	1	1.036	[0.656, 1.395]
ρ_a	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.775	[0.667, 0.903]
σ_a	Inv gamma[1, ∞]	1	0.194	[0.165, 0.228]

σ_{π}	Inv gamma[1, ∞]	1	0.647	[0.235, 1.127]
σ_r	Inv gamma[1, ∞]	1	0.552	[0.269, 0.822]

注：*括号中的数字分别为先验均值和标准差。

（四）金融开放对经济波动和金融波动的影响：数值模拟

从前文的参数估计我们看到，中国的金融开放程度在总体上处于中等略偏上的水平。由于在未来的金融改革中，金融市场的进一步开放将是大概率事件（陈雨露，2010），因此，接下来一个自然而然的问题是：金融开放程度的提高将如何影响宏观经济和金融体系的稳定性？为从理论上回答这一问题，本部分我们通过进一步的数值模拟分析，考察金融开放程度变化对宏观经济波动和金融波动的影响。与主流文献的做法一致，这里我们采用产出波动作为宏观经济波动的代表，而金融波动则用金融资产收益率的波动来表示。

在数值模拟分析中，首先需要确定模拟实验的场景，然后基于这些场景进行相应的反事实分析（counterfactual analysis）。由于我们的研究目标是考察金融开放度变化对经济波动和金融波动的影响，因此，对应设置以下两个方面的模拟场景：

（1）金融开放度对经济波动的影响。给定金融开放度参数 $\Gamma \in [0,1]$ 在定义域内任意两个点上的取值 Γ_i 和 Γ_j ， $\Gamma_i < \Gamma_j$ ，在其它因素不变的情况下，如果 Γ_j 下的经济波动程度比 Γ_i 下的经济波动程度更大，那么意味着经济波动会随着金融开放度的上升而增强；反之亦然。（2）金融开放度对金融波动的影响。给定金融开放度参数 $\Gamma \in [0,1]$ 在在定义域内任意两个点上的取值 Γ_i 和 Γ_j ， $\Gamma_i < \Gamma_j$ ，在其它因素不变的情况下，如果 Γ_j 下的金融波动程度比 Γ_i 下的金融波动程度更大，那么意味着金融波动会随着金融开放度的上升而上升；反之亦然。

基于上述模拟场景设置，同时根据前文估计的 DSGE 模型，我们可以通过数值模拟分析，计算出不同金融开放度下的产出波动和金融波动情况，如图 1 和图 2 所示。为便于清晰呈现，在图 1 和图 2 中，我们主要给出了 $\Gamma = 0$ 、 $\Gamma = 0.3$ 、 $\Gamma = 0.566$ 、 $\Gamma = 0.8$ 、 $\Gamma = 1$ 这 5 种代表性取值情况下的产出波动和金融波动情况^①。从图 1 和图 2 的结果我们可以看出：随着 Γ 取值的增大，产出波动的幅度出现了轻微的上升（图 1），而金融波动的幅度则出现了比较明显的上升（图 2）。因此，可以认为，根据图 1 和图 2 的模拟分析结果，金融开放对产

^①其中， $\Gamma = 0.566$ 为前文估计的实际的金融开放度水平，此处作为一种基准参考使用。

出波动和金融波动均具有正向效应，但从程度上看，随着金融开放度的提高，产出波动的上升效应不太明显，而金融波动的上升效应则比较强。

需要指出的是，尽管图 1 和图 2 只给出了 $\Gamma = 0$ 、 $\Gamma = 0.3$ 、 $\Gamma = 0.566$ 、 $\Gamma = 0.8$ 、 $\Gamma = 1$ 这 5 种代表性取值下的情况，但通过对 Γ 在 $[0, 1]$ 之间进行连续取值（即 $\Gamma = 0, 0.1, 0.2, \dots, 1$ ），我们仍然可以得出一致的结论。具体而言，我们发现，随着 Γ 的取值变得更加密集（间隔点减小），发生变化的仅仅只是变量波动的数值幅度（随着 Γ 取值间隔减小而相应地变小），而“产出波动将随金融开放度的提高而轻微上升、金融波动将随金融开放度的提高而显著上升”的基本结论仍然成立。换言之，这一基本结论可以视为在一个连续变化的金融开放度谱上均成立，而不是局限于某些特定的点。

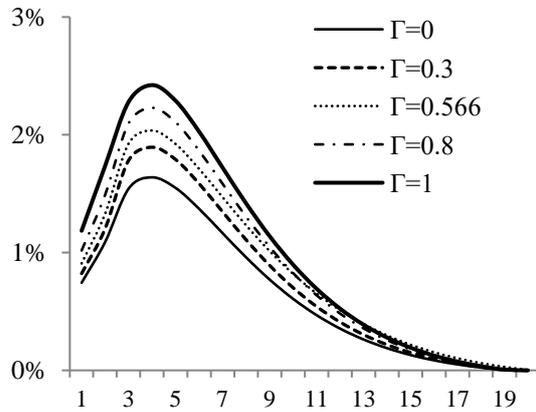


图 1 不同金融开放度取值下的产出波动

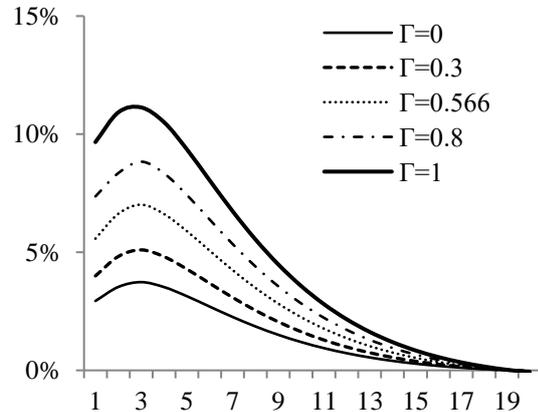


图 2 不同金融开放度取值下的金融波动

说明：图 1 和图 2 中纵轴为各变量偏离其稳态的百分比（%），横轴为时期（季度）。

四、金融开放对经济波动和金融波动的影响：经验检验

在前一部分，我们通过数值模拟分析，从定性的角度初步得出了经济（产出）波动将随金融开放度的提高而轻微上升、金融波动将随金融开放度的提高而显著上升的基本结论。由于这一结论是建立在具有微观基础的 DSGE 模型分析基础之上的，因此，如果该结论在现实中也证明成立，那么关于金融开放对宏观经济和金融波动的影响这一问题，从微观基础到宏观表现将形成一个比较完整的且逻辑一致的解答。有鉴于此，本部分的主要目标是从经验分析的角度对第三部分的数值模拟结果进行进一步验证。经验分析所使用的样本数据与前文

保持一致，仍然是中国 1998-2015 年的季度数据，数据来源为中经网统计数据 and Wind 资讯。

(一) 回归模型

由于待检验的命题是金融开放程度变化对经济波动和金融波动的影响，因此，核心解释变量为金融开放度指标，而被解释变量则分别为经济波动指标和金融波动指标。不失一般性，设定如下形式的回归模型：

$$vol_t^y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} vol_{t-i}^y + \sum_{j=0}^m \alpha_{2j} open_{t-j} + \alpha_3 vol_t^{cpi} + \varepsilon_t \quad (34)$$

$$vol_t^f = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} vol_{t-i}^f + \sum_{j=0}^m \beta_{2j} open_{t-j} + \beta_3 vol_t^{cpi} + u_t \quad (35)$$

其中，第一个方程为经济波动方程，第二个方程为金融波动方程，分别用以检验金融开放度对经济波动和金融波动的影响。变量波动性的计算参照标准文献的方法进行，即先使用 HP 滤波计算出各变量的缺口值，然后在此基础上取缺口值的绝对值作为波动性的代理变量。其中，与标准文献一致，经济波动用产出波动做为代表，而金融波动则用金融市场的波动性做为代表。在具体代理变量的选择上，产出波动 vol_t^y 用实际 GDP 缺口值的绝对值表示，而金融波动 vol_t^f 则用上证综指收益率缺口值的绝对值表示。 $open_t$ 为金融开放度变量，参考一般文献的做法，用国际收支平衡表中“资本和金融项目”借贷方之和与 GDP 之比表示。^① vol_t^{cpi} 为通胀波动，用 CPI 缺口值的绝对值表示，用于控制价格波动可能对经济波动和金融波动产生的影响。 n 和 m 为回归变量的滞后阶数； α_0 和 β_0 为各自回归方程的常数项； ε_t 和 u_t 为各自回归方程的残差项。最后，在回归之前，所有变量均经单位根检验，结果显示，所有变量均为平稳序列，可以直接进行回归分析。在估计方法的选择上，为确保估计结果稳健和可靠，参考标准文献的做法，我们使用广义矩估计（GMM）方法对上述回归模型进行估计。与普通最小二乘法（OLS）和极大似然法（ML）等传统估计方法相比，GMM 估计并不要求知道误差项的准确分布，同时允许误差项存在异方差和序列相关，因而得到的参数估计结

^①在现有文献关于金融开放的度量方法和指标中，既有基于制度变化的打分赋值法，也有从资本流动角度进行间接测度的方法。由于制度变化的数据常常不可得，且短期内的制度变化难以测度，因此，现有文献一般从资本流动的角度对金融开放进行间接测度。本文也采用这种方法。需要指出的是，从理论上讲，尽管资本流动并不是金融开放内容的全部，但却是金融开放中最具有实质性和关键性的部分，同时，一般而言资本流动水平越高的国家也通常具有更高的整体金融开放度。因此，综合考虑数据的可得性和代表性，从资本流动角度对金融开放进行测度总体上具有合理性。

果也较其它估计方法更为准确和有效。

(二) 回归结果

由于回归分析的主要目标是考察金融开放度对经济波动和金融波动的影响，因此，回归方程中的金融开放度变量 (*open*) 的系数符号和显著性是我们考察的重点。同时，根据季度数据的性质，当回归模型中存在变量的多个滞后项时，各滞后项的回归系数符号可能并不一致，在这种情况下，一般主要考察这些滞后项的累计效应，即通过对该变量各期回归系数进行加总来判断整个滞后期内的总效应 (Karras, 1999; Berument et. al, 2007)。在具体滞后阶数的选择上，综合考虑模型优化和相关信息准则，当 $n=2$ 、 $m=4$ 时模型最优，因此， n 和 m 的取值分别为 2 和 4。具体的回归结果如表 2 所示，其中，回归 1 和 3 为仅包含核心解释变量的结果，而回归 2 和 4 则为控制了通胀波动之后的回归结果。

从表 2 的回归结果可以看出，产出波动滞后项的累计系数 ($\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$) 达到 0.8 以上且在 1% 置信水平上显著 (“回归 1” 和 “回归 2”)，表明产出波动存在很强的持续性特征；相

比之下，金融波动滞后项的累计系数 ($\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$) 在 0.2 左右且统计不显著 (“回归 3” 和 “回归 4”)，表明金融波动的持续性程度比较低。对于本文重点关注的金融开放度的累计系数，表 2 的回归结果表明：在产出波动回归方程中 (“回归 1” 和 “回归 2”)，金融开放度的

累计系数 ($\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$) 虽然为正，但在数值上非常小且统计不显著，表明金融开放程度的提高仅对产出波动具有微弱的正影响；相比之下，在金融波动回归方程中 (“回归 3” 和 “回

归 4”)，金融开放度的累计系数 ($\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$) 超过 0.4 且在 1% 的置信水平上高度显著，表明随着金融开放程度的提高，金融波动水平将出现明显上升。从模型检验来看，在表 3 的所有回归方程中，GMM 估计的 J 统计量的伴随概率均显著大于 0.1，表明回归中的工具变量有效，回归结果是可靠的。总体来看，表 2 的回归结果进一步证实了前文模拟分析所得出的基本结论，即产出波动将随金融开放度的提高而轻微上升，而金融波动则会随着金融开放度的提高而出现显著上升。

表 2 金融开放度、产出波动和金融波动的 GMM 估计结果

被解释变量	产出波动 (vol_t^y)		被解释变量	金融波动 (vol_t^f)	
解释变量	回归 1	回归 2	解释变量	回归 3	回归 4
常数项	0.000 (-0.123)	0.002 (0.382)	常数项	-0.065** (-2.429)	-0.112*** (-6.385)
vol_{t-1}^y	0.993*** (6.517)	0.896*** (6.767)	vol_{t-1}^f	-0.139 (-1.392)	-0.129** (-2.264)
vol_{t-2}^y	-0.146 (-1.466)	0.013 (0.259)	vol_{t-2}^f	0.336*** (3.910)	0.315*** (3.426)
$open_t$	0.021** (2.617)	0.022** (2.137)	$open_t$	-0.083 (-0.667)	-0.031 (-0.384)
$open_{t-1}$	-0.002 (-0.467)	0.005 (0.934)	$open_{t-1}$	0.340*** (3.904)	0.353*** (4.886)
$open_{t-2}$	-0.006 (-0.615)	-0.008 (-0.892)	$open_{t-2}$	-0.033 (-0.247)	0.075 (0.894)
$open_{t-3}$	-0.001 (-0.667)	-0.007 (-0.975)	$open_{t-3}$	-0.038 (-0.334)	-0.008 (-0.091)
$open_{t-4}$	-0.010* (-1.700)	-0.010 (-1.508)	$open_{t-4}$	0.261*** (2.899)	0.012 (0.156)
vol_t^{cpi}		0.098* (1.679)	vol_t^{cpi}		0.045* (1.752)
$\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$	0.846*** (71.669)	0.909*** (42.685)	$\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$	0.196 (1.816)	0.186 (2.179)
$\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$	0.001 (0.122)	0.002 (0.006)	$\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$	0.447*** (30.668)	0.401*** (56.292)
J-statistic	7.144	8.295	J-statistic	10.781	12.309
[p-value]	[0.622]	[0.771]	[p-value]	[0.931]	[0.952]
R^2	0.270	0.316	R^2	0.379	0.398

说明：(1) $\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$ 和 $\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$ 为被解释变量滞后项的回归系数之和， $\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$ 和 $\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$ 为核心解释变量 ($open$) 及其滞后项的回归系数之和，系数和下方的括号内为系数和显著性检验 (Wald Test) 的F统计量；(2) 回归系数下方的括号内为t统计量；(3) **、*、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。下同。

(三) 稳健性检验

为检验上述基本回归的结果是否稳健，根据研究目标和模型相关变量的性质，我们重点从剔除短期因素影响、考虑核心解释变量的不同滞后期以及划分不同时间子样本等方面进行稳健性检验。现具体说明如下：

(1) 为检验回归结果对于关键变量不同代理变量的稳健性，我们首先使用产出波动、金融波动和金融开放度的其他度量指标重新进行回归分析。其中，产出波动使用实际 GDP 增长率的 4 季度和 8 季度移动标准差作为新的度量指标，金融波动使用上证综指收益率的 4 季度和 8 季度移动标准差作为新的度量指标，而金融开放度则使用外资银行贷款占 GDP 的比例作为新的代理变量。基于上述不同代理变量的回归结果如表 3 所示。从表 3 的结果可以看出，在所有基本不同代理变量的回归中，金融开放度的累计系数始终为正，但在产出波动回归方程中（“回归 5”和“回归 6”）数值较小且统计上不显著，而在金融波动回归方程中

（“回归 7”和“回归 8”）则数值较大且统计上高度显著。这一结果表明，前文的相关基本结论在考虑核心变量的不同代理变量之后仍然成立。

表 3 稳健性检验（1）：基于核心变量的不同代理变量

被解释变量	产出波动 (vol_t^y)			被解释变量	金融波动 (vol_t^f)		
	回归 5 (产出波动使用 GDP 增长率的 4 季度移动标准差)	回归 6 (产出波动使用 GDP 增长率的 8 季度移动标准差)	回归 7 (金融开放度使用外资银行贷款比例)		回归 8 (金融波动使用上证综指收益率的 4 季度移动标准差)	回归 9 (金融波动使用上证综指收益率的 8 季度移动标准差)	回归 10 (金融开放度使用外资银行贷款比例)
常数项	0.095 (0.721)	0.144 (1.502)	0.007** (2.554)	常数项	-0.802 (-0.487)	-2.570*** (-2.939)	-0.122 (-1.371)
vol_{t-1}^y	0.858*** (11.094)	1.416*** (11.740)	0.647*** (5.024)	vol_{t-1}^f	0.487*** (4.428)	0.649*** (8.480)	0.121* (1.973)
vol_{t-2}^y	-0.142*** (-2.734)	-0.543*** (-5.077)	0.214* (1.701)	vol_{t-2}^f	-0.113** (-2.063)	0.134* (1.686)	0.519*** (7.407)
$open_t$	-0.661 (-1.538)	-0.722 (-1.431)	-0.002 (-0.746)	$open_t$	-1.150 (-0.281)	-4.023 (-1.230)	-1.121*** (-5.373)
$open_{t-1}$	-0.254 (-0.617)	-0.193 (-0.678)	0.004** (2.125)	$open_{t-1}$	13.029*** (3.198)	8.234*** (5.033)	10.682** (2.128)
$open_{t-2}$	0.194 (0.526)	0.288 (0.544)	0.005** (2.562)	$open_{t-2}$	8.724** (2.030)	12.791*** (3.310)	7.169*** (4.215)
$open_{t-3}$	0.315 (1.240)	0.161 (0.711)	0.003 (1.461)	$open_{t-3}$	-3.217 (-0.903)	-3.379 (-1.532)	-4.695 (-1.023)
$open_{t-4}$	0.486* (1.712)	0.495* (1.961)	-0.002 (-0.468)	$open_{t-4}$	-0.671 (-0.180)	-2.472 (-1.571)	-2.174 (-1.362)
vol_t^{cpi}	3.889 (1.603)	-1.634 (-0.610)	0.227*** (3.121)	vol_t^{cpi}	2.304*** (5.461)	1.243*** (8.347)	1.126** (2.362)
$\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$	0.717*** (142.857)	0.873*** (274.357)	0.861*** (61.706)	$\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$	0.374*** (13.504)	0.784*** (526.815)	0.640*** (82.158)
$\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$	0.079 (0.781)	0.030 (0.022)	0.008 (0.357)	$\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$	16.715*** (12.634)	11.150*** (30.597)	9.861*** (14.369)
J-statistic [p-value]	10.247 [0.804]	8.159 [0.518]	8.781 [0.845]	J-statistic [p-value]	12.144 [0.879]	11.577 [0.903]	11.527 [0.982]
R^2	0.598	0.910	0.356	R^2	0.592	0.892	0.316

（2）为进一步剔除变量的短期变动因素对回归结果的影响，我们采用各变量的移动平均值（4 个季度移动平均值和 8 个季度移动平均值）作为新的代理变量重新进行回归，具体结果如表 4 所示。从表 4 的结果可以看出，无论是采用 4 个季度的移动平均值进行回归，还是采用 8 个季度的移动平均值进行回归，金融开放度的累计系数在所有回归中一致为正，但在产出波动回归方程中（“回归 11”和“回归 12”）数值较小且统计上不显著，而在金融波动回归方程中（“回归 13”和“回归 14”）则数值较大且统计上高度显著。这一结果表明，前文的基本结论在剔除了各变量潜在的短期变动因素之后仍然成立。

（3）在基本回归中，从模型优化的角度，核心解释变量金融开放度的最优滞后期确定为 4 季度，即 $m=4$ 。在稳健性检验中，我们考虑通过适当减少或增加金融开放度的滞后期（分

别将 m 分别设定为 2 和 8)，进一步考察回归结果是否会因核心解释变量滞后期的不同设定而发生变化。从回归结果来看（为节省篇幅，具体结果此处略去，需要可向作者索取），无论是采用较短的滞后期（ $m=2$ ），还是采用较长的滞后期（ $m=8$ ），金融开放的累计系数在所有回归中依然一致为正，同时该累计系数在产出波动回归方程中数值较小且统计上不显著、在金融波动回归方程中则数值较大且统计上高度显著的结果也并没有发生改变。换言之，前文的基本结论在核心解释变量（金融开放度）不同滞后期的设置下依然是稳健的。

（4）由于 2007 年源于美国的“次贷危机”从 2008 年开始波及全球并影响到中国，为充分考虑这一重大事件的潜在影响，我们将总样本划分为 1998-2007 和 2008-2015 两个子样本并分别进行回归，以考察金融开放度对经济和金融波动的影响是否在危机前后发生了重大变化。从表 5 的回归结果可以看出，不仅前文的基本结论（即金融开放度上升对产出波动具有微弱的且统计不显著的正影响，而对金融波动则具有较强的且统计上显著的正影响）在两个子样本区间均成立，而且我们还发现，在第二个子样本区间（2008-2015）内，金融开放度的累计系数进一步增大，这意味着，在经济和金融体系不稳定的危机后时期，随着金融开放度的提高，金融波动将出现更为明显的上升。

表 4 稳健性检验（2）：剔除变量的短期变动因素

被解释变量	产出波动 (vol_t^y)		被解释变量	金融波动 (vol_t^f)	
解释变量	回归 11 (4 季度均值)	回归 12 (8 季度均值)	解释变量	回归 13 (4 季度均值)	回归 14 (8 季度均值)
常数项	-0.003 (-1.187)	-0.002*** (-3.019)	常数项	-0.057*** (-3.188)	-0.044*** (-7.792)
vol_{t-1}^y	1.513*** (13.727)	1.396*** (12.627)	vol_{t-1}^f	0.477*** (5.979)	0.714*** (17.668)
vol_{t-2}^y	-0.556*** (-5.601)	-0.471*** (-4.889)	vol_{t-2}^f	0.316*** (4.124)	0.162*** (3.876)
$open_t$	0.008** (2.432)	0.003 (1.521)	$open_t$	0.015 (0.797)	-0.037*** (-3.262)
$open_{t-1}$	0.002** (2.127)	-0.002* (-1.841)	$open_{t-1}$	0.071*** (3.217)	0.058*** (6.182)
$open_{t-2}$	-0.007** (-2.205)	-0.003 (-0.835)	$open_{t-2}$	0.010 (0.396)	0.039*** (3.808)
$open_{t-3}$	0.001 (0.316)	0.003*** (3.499)	$open_{t-3}$	0.071* (1.884)	0.005 (0.469)
$open_{t-4}$	0.000 (-0.122)	0.001 (0.397)	$open_{t-4}$	0.008 (0.510)	0.061*** (7.262)
vol_t^{cpi}	0.082*** (2.841)	0.026* (1.734)	vol_t^{cpi}	0.636* (1.872)	0.817*** (4.862)
$\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$	0.957*** (232.684)	0.925*** (179.206)	$\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$	0.793*** (336.684)	0.876*** (654.091)
$\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$	0.004 (1.953)	0.002 (1.817)	$\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$	0.175*** (32.551)	0.126*** (98.572)
J-statistic	10.382	9.575	J-statistic	12.119	11.426
[p-value]	[0.826]	[0.699]	[p-value]	[0.892]	[0.947]

R^2	0.901	0.959	R^2	0.855	0.925
-------	-------	-------	-------	-------	-------

表 5 稳健性检验 (3): 基于不同时间子样本的回归

被解释变量	产出波动 (vol_t^y)		被解释变量	金融波动 (vol_t^f)	
解释变量	回归 15 (1998-2007)	回归 16 (2008-2015)	解释变量	回归 17 (1998-2007)	回归 18 (2008-2015)
常数项	0.007** (2.225)	-0.010*** (-4.874)	常数项	-0.131*** (-3.994)	-0.232*** (-6.385)
vol_{t-1}^y	0.246* (1.690)	0.319** (2.227)	vol_{t-1}^f	-0.405*** (-4.263)	-0.217*** (-4.692)
vol_{t-2}^y	0.225* (1.942)	-0.120*** (-3.684)	vol_{t-2}^f	0.025 (0.361)	0.081 (1.192)
$open_t$	-0.020** (-2.495)	-0.013*** (-3.482)	$open_t$	0.239* (1.858)	-0.059 (-1.389)
$open_{t-1}$	0.007 (0.792)	0.008 (0.689)	$open_{t-1}$	0.169** (2.327)	0.373*** (3.695)
$open_{t-2}$	0.016** (2.492)	0.011** (2.271)	$open_{t-2}$	0.379*** (4.384)	0.022 (0.367)
$open_{t-3}$	-0.004 (-0.594)	-0.009 (1.184)	$open_{t-3}$	-0.044 (-0.507)	0.111 (1.590)
$open_{t-4}$	0.011 (1.127)	0.010 (1.135)	$open_{t-4}$	-0.369*** (-4.902)	0.474*** (7.896)
vol_t^{cpi}	0.059* (1.962)	0.172** (2.321)	vol_t^{cpi}	2.152*** (3.697)	2.208* (1.879)
$\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$	0.471*** (13.162)	0.199 (0.814)	$\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$	-0.380** (4.907)	-0.136 (1.682)
$\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$	0.010 (3.169)	0.007 (2.402)	$\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$	0.374*** (25.628)	0.921*** (149.785)
J-statistic	7.956	8.132	J-statistic	7.174	8.082
[p-value]	[0.772]	[0.910]	[p-value]	[0.956]	[0.969]
R^2	0.589	0.638	R^2	0.515	0.676

总体来看, 上述稳健性检验结果表明, 虽然在不同的稳健性检验中, 回归系数的数值大小有所变化, 但我们所重点关注的核心变量 (即金融开放度的累计系数) 在所有回归中均一致保持为正, 且该累计系数在产出波动回归方程中数值较小且统计不显著, 而在金融波动回归方程中则数值较大且统计上高度显著。这意味着, 本文的基本结论在总体上是稳健的。

五、结论与政策启示

本文的主要目标是从理论建模和经验分析的双重角度, 考察金融开放度变化对经济波动和金融波动的影响。为实现这一目标, 本文采取了“分三步走”的递进论证结构: 一是理论建模, 即通过构建包含金融因素的新凯恩斯 DSGE 模型, 为分析金融开放及其经济和金融稳定效应提供了一个基于一般均衡框架的理论基础; 二是模拟分析, 即通过对理论模型的贝叶斯估计和数值模拟分析, 考察金融开放度对宏观经济波动和金融波动的影响, 并初步得出了“金

融波动会随着金融开放度的提高而出现明显上升，而产出波动的上升则非常微弱”这一基本结论；三是经验检验，即基于中国的实际数据对模拟分析所得到的结论进行回归分析，从而进一步确认相关结论在现实中的经验有效性。较之现有文献，本文的“边际贡献”主要有以下两个基本方面：一是在理论建模方面，本文通过将金融变量和金融开放因素引入 DSGE 模型，为研究不同金融开放度下的宏观经济和金融波动提供了一个初步的理论框架；二是在经验分析方面，本文通过模拟和经验分析得出了金融开放度变化对经济和金融波动的可能影响，这一方面有助于增进我们对现实中相关问题的理解，同时对理解中国的相关经济和金融问题也有一定帮助。

从本文结论的政策启示来看，考虑到大量文献已经证实金融开放对经济增长具有促进效应（Quinn 和 Toyoda, 2008；Gupta 和 Yuan, 2009；Bekaert 等, 2011），而本文则进一步从稳定的角度显示，金融开放虽然确实会明显增强金融市场的不稳定性，但却并不会对宏观经济的稳定性产生明显的负面影响。这意味着，金融开放的“双刃剑”效应主要表现在两个基本方面：一是可以促进经济增长（正面效应），二是可能对金融稳定产生威胁（负面效应）。对于广大发展中国家而言，在金融市场化的进程中，逐步开放金融体系将是一个大概率事件。金融开放一方面可以吸引国外的资本和技术，进而促进国内的投资、消费和经济增长，但在金融制度发展尚不健全的情况下，金融开放也可能导致投资过度和投机性繁荣，进而诱发金融不稳定。此外，金融开放以后，宏观经济政策和金融政策的实践效果也将越来越多地受到外部因素的影响，如何通过多种政策的协调和搭配提高政策的有效性是值得探讨的问题。

对于中国而言，由于“十八大”已经明确将稳步推进金融开放作为一项长期战略确定下来，因此，在实践中为尽可能地趋利避害，金融开放政策和宏观经济金融政策的制定应该在相互协调的基础上做好以下两个方面的工作：一是坚持逐步扩大金融开放的总体原则和方向不变，充分发挥金融开放在长期中促进经济增长的积极作用；二是进一步完善金融宏观调控体系改革，采取更加积极主动的宏观管理策略，防止金融开放对金融体系的稳定性产生过度冲击。在具体做法上，可在保持金融开放节奏稳健有序的前提下，积极探索建立“货币政策+宏观审慎政策”的双支柱政策框架，通过货币政策和宏观审慎政策的相互协调配合，有效防范和化解系统性金融风险，从整体上维护金融稳定。

参考文献：

- 陈彦斌、陈伟泽、陈军、邱哲圣（2013）：《中国通货膨胀对财产不平等的影响》，《经济研究》第8期。
- 陈雨露（2010）：《人民币读本》，北京：中国人民大学出版社。

陈雨露、马勇（2013）：《大金融论纲》，北京：中国人民大学出版社。

黄贻琳（2005）：《中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门RBC模型的经验分析》，《经济研究》第6期。

Ahn, B. “Monetary Policy and the Determination of the Interest Rate and Exchange Rate in a Small Open Economy with Increasing Capital Mobility.” Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper No. 024A, 1994.

An, S. and Schorfheide, F. “Bayesian Analysis of DSGE Models.” *Econometric Reviews*, 2007, 26(2), pp.113-172.

Andres, J. and Arce, O. “Banking Competition, Housing Prices and Macroeconomic Stability.” *Economic Journal*, 2012, 122(565), pp.1346-1372.

Bekaert, G., Harvey, C. and Lundblad, C. “Financial Openness and Productivity.” *World Development*, 2011, 39(1), pp.1-19.

Berument, H., Konac, N. and Senay, O. “Openness and the Effectiveness of Monetary Policy: A Cross-country Analysis.” *International Economic Journal*, 2007, 21(4), pp.577-591.

Bogdanov, B. “Liberalized Capital Accounts and Volatility of Capital Flows and Foreign Exchange Rates.” European Economy Economic Papers No. 521, 2014.

Borio, C. “The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt?” *Journal of Banking and Finance*, 2014, 45, pp.182-198.

Buch, C. and Yener, S. “Consumption Volatility and Financial Openness.” *Applied Economics*, 2009, 42(28), pp.3635-3649.

Calderon, C. and Schmidt-Hebbel, K. “Openness and Growth Volatility.” Bank of Chile Working Papers No. 483, 2008.

Calvo, G. “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3), pp.383-398.

Christiano, L., Eichenbaum, M. and Evans, C. “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy.” *Journal of Political Economy*, 2005, 113(1), pp.1-45.

Christiano, L., Motto, R. and Rostagno, M. “Financial Factors in Economic Fluctuations.” European Central Bank Working Paper No. 1192, 2010.

Corsetti, G., Kuester, K. and Mueller, G. “Floats, Pegs and the Transmission of Fiscal Policy,” In Luis Felipe Céspedes and Jordi Galí, eds., *Central Banking, Analysis, and Economic Policies*, Volume 17: Fiscal Policy and Macroeconomic Performance, pp. 235-281, Santiago: Central Bank of Chile, 2013.

Devereux, M. and Sutherland, A. “Financial Globalization and Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics*, 2008, 55, pp.1363-1375.

Edwards, S. and Khan, M. “Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework.” *IMF Staff Papers*, 1985, 32(3), pp.377-403.

Faia, E. “Macroeconomic and Welfare Implications of Financial Globalization.” *Journal of Applied Economics*, 2011, 14(1), pp.119-144.

Fernández-Villaverde, J. and Rubio-Ramírez, J. “Comparing Dynamic Equilibrium Models to Data: A Bayesian Approach.” *Journal of Econometrics*, 2004, 123 (1), pp.153-187.

Fratzcher, M. “Capital Controls and Foreign Exchange Policy.” European Central Bank Working Paper No. 1415, 2012.

Galí, J. and Monacelli, T. “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy.” *Review of Economic Studies*, 2005, 72(3), pp.707-734.

Glick, R. and Hutchison, M. “Capital Controls and Exchange Rate Instability in Developing Economies.” *Journal of International Money and Finance*, 2005, 24 (3), pp.387-412.

- Goldstein, M. "The Asian Financial Crisis: Causes, Cures, and Systemic Implications." *Thunderbird International Business Review*, 1999,41(6), pp.721-728.
- Gupta, N. and Yuan, K. "Financial Dependence and Growth: Evidence from Stock Market Liberalizations." *Review of Financial Studies*,2009, 22(11), pp.4715-4752.
- Iacoviello, M."Financial Business Cycles." *Review of Economic Dynamics*, 2015,18(1), pp.140-163.
- Kalemli-Ozcan, S., Sorensen,B.and Yosha, O. "Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence." *American Economic Review*, 2003,93(3),pp.903-918.
- Karras,G."Openness and the Effects of Monetary Policy." *Journal of International Money and Finance*, 1999,18(1), pp. 13-26.
- Kose, M., Prasad, E. and Terrones, M. "Does Financial Globalization Promote Risk Sharing?" *Journal of Development Economics*, 2009,89(2),pp.258-270.
- Larrain, M. "Capital Account Opening and Wage Inequality." *Review of Financial Studies*, 2015,28(6), pp. 1555-1587.
- Laurenceson, J. and Tang, K."China'sCapital Account Convertibility and Financial Stability." East Asia Economic Research Group Discussion Paper No. 5, 2005.
- Levchenko, A."Financial Liberalization and Consumption Volatility in Developing Countries." *IMF Staff Papers*,2005,52(3), pp.237-259.
- Levchenko, A., Ranciere, R.and Thoenig, M. "Growth and Risk at the Industry Level: The Real Effects of Financial Liberalization." *Journal of Development Economics*,2009, 89, pp.210-222.
- Loayza, N. and Raddatz, C. "The Structural Determinants of External Vulnerability." *World Bank Economic Review*,2007,21(3),pp.359-387.
- Lubik, T.and Schorfheide, F."A Bayesian Look at the New Open Economy Macroeconomics," in Mark Gertler and K. Rogoff, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: The MIT Press,2005.
- Lubik, T. and Schorfheide, F."Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation." *Journal of Monetary Economics*,2007, 54 (4), pp.1069-1087.
- Mishkin, F. *The Next Great Globalization: How Disadvantaged Nations Can Harness Their Financial Systems to Get Rich*. Princeton: Princeton University Press, 2006, pp. 156-158.
- Obstfeld, M. and Rogoff,K. "The Six Major Puzzles in Macroeconomics: Is There a Common Cause?", in Ben Bernanke and Kenneth Rogoff, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: The MIT Press, 2000.
- Pancaro, C. "Macroeconomic volatility after trade and capital account liberalization." World Bank Working Paper No. 5441, 2010.
- Popov, A. "Financial Openness and Output Fluctuations: Business Cycle Volatility or Disaster Risk?" European Central Bank Working Paper No. 29, 2012.
- Pundit, M., Ramayandiy, A.and Baum, C. "Openness and Financial Stability." Ecomod Working Paper No.8652, 2015.
- Quinn, D. and Toyoda, A."DoesCapital Account Liberalization Lead to Economic Growth? An Empirical Investigation." *Review of Financial Studies*,2008,21(3), pp.1403-1449.
- Smets, F. and Wouters,R. "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(5), pp.1123-1175.
- Williamson, J. "The Washington Consensus and Beyond." *Economic and Political Weekly*, 2003,38(15), pp. 1475-1481.
- Yun, T., "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles." *Journal of Monetary Economics*, 1996,37(2), pp.345-370.

Financial Openness, Economic Volatility, and Financial Volatility

Ma Yong; Wang Fang

Abstract: Up till now, the literature on the relationship between financial openness and macroeconomic and financial stability not only lacks micro foundations but also yields mixed empirical results. This paper introduces financial openness into the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model, which aims to provide a micro-founded framework for analyzing the endogenous relationship between financial openness, economic volatility and financial volatility. Our model simulation analysis shows that, as the level of financial openness increases, financial volatility would be significantly larger while the increase in output volatility is very small. This conclusion is further confirmed by the empirical analysis based on quarterly data of the Chinese economy over the period 1998-2015: while there is a significantly positive relationship between financial openness and financial volatility, the positive relationship between financial openness and output volatility turns out to be not significant. This result is proved to be valid across various robustness tests, giving additional credibility of the main conclusion of the paper.

Key words: financial openness, economic volatility, financial volatility

JEL code: E32, E44, F36



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn