



No. 1907

Working Paper

金融状态变化与货币政策反应

马 勇 谭艺浓

【摘 要】 在现有 DSGE 文献中，考虑金融变量的状态变化的建模还相对较少。本文通过构建包含金融状态和货币政策范式转变的 DSGE 模型，为分析金融状态变化和货币政策反应规则之间的关系提供了一些新的思路和证据。具体而言，本文的研究结果显示：对于正常情况下较小的金融资产价格波动，货币政策没有必要做出直接反应；但当金融资产价格大幅偏离其均衡状态时，货币政策应该对金融资产价格的波动做出直接反应。这种根据金融状态变化而灵活调整、相机选择的货币政策规则，本文称之为“基于金融状态转换的货币政策规则”。进一步的模拟分析表明，基于金融状态转换的货币政策规则比传统的线性规则能更好地稳定经济和金融体系，同时在政策操作上更加简洁清晰，社会福利提升效果明显。

【关 键 词】 金融状态；货币政策；范式转变

【文章编号】 IMI Working Paper No.1907



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/>

金融状态变化与货币政策反应

马勇¹ 谭艺浓²

【摘要】在现有 DSGE 文献中，考虑金融变量的状态变化的建模还相对较少。本文通过构建包含金融状态和货币政策范式转变的 DSGE 模型，为分析金融状态变化和货币政策反应规则之间的关系提供了一些新的思路和证据。具体而言，本文的研究结果显示：对于正常情况下较小的金融资产价格波动，货币政策没有必要做出直接反应；但当金融资产价格大幅偏离其均衡状态时，货币政策应该对金融资产价格的波动做出直接反应。这种根据金融状态变化而灵活调整、相机选择的货币政策规则，本文称之为“基于金融状态转换的货币政策规则”。进一步的模拟分析表明，基于金融状态转换的货币政策规则比传统的线性规则能更好地稳定经济和金融体系，同时在政策操作上更加简洁清晰，社会福利提升效果明显。

【关键词】金融状态；货币政策；范式转变

一、引言与文献综述

2008 年国际金融危机爆发之前，金融稳定问题一直未得货币政策当局的充分关注，标准的货币政策框架也并不将其视为货币政策的直接目标。危机之后，金融体系对实体经济的重要影响得到越来越普遍的共识。在此背景下，一些学者尝试将金融变量引入标准的宏观经济学框架，代表性的如 Gertler 和 Kiyotaki（2010）、Claessens 等（2012）、Jermann 和 Quadrini（2012）、Christiano 等（2014）以及 Iacoviello（2015）等。这些研究大都发现，金融冲击对实体经济具有不可忽略的重要影响，应该成为宏观经济和金融政策考虑的目标。

在金融因素对宏观经济的影响越来越得到认可的背景下，一个自然而然的政策议题是：货币政策框架是否应该以及如何纳入对金融因素的考虑？这一问题目前在理论和实践上均存在不少争议。对于那些认为货币政策应该考虑金融因素的经济学家和政策实践者而言，传统的“通胀目标制”框架已被证明很难确保金融和实体经济的长期稳定，而金融体系作为货币政策传导机制的重要一环，对货币政策的有效性具有不可忽略的重要影响，因此，金融稳

¹ 马勇，中国人民大学国际货币研究所研究员、财政金融学院教授

² 谭艺浓，清华大学经济管理学院

定应该成为货币政策的重要目标（White，2009；Gameiro 等，2011；Claessens 等，2012；Christiano 等，2014）。尽管近年来越来越多的经济学家和政策实践者开始支持中央银行应该将金融稳定因素纳入政策框架，但也有一些学者对此持保留态度。比如，其中一种观点认为，金融稳定和经济稳定两个目标之间通常存在冲突，在“鱼与熊掌不可兼得”的情况下，中央银行试图平衡金融稳定和经济稳定的努力将可能导致其声誉受损（Smets，2013）。此外，还有一些研究在包含金融摩擦的一般均衡框架下通过对比分析发现，尽管有证据显示，中央银行或许在缺乏其他工具的情况下应该将金融稳定作为中间目标纳入政策框架（Curdia 和 Woodford，2010；Carlstrom 等，2010），但这些研究的模拟分析发现，传统货币政策框架下的经济（产出和通胀）波动似乎会更小。

在金融因素和货币政策关系的国内研究方面，瞿强（2001）研究了金融资产价格在货币政策传导过程中对金融和实体经济的影响，发现脱离基础因素的资产价格上升会给实体经济发出错误的信号，从而引发宏观经济的波动。殷波（2009）通过引入时机效应和资产价格波动对最优利率政策模型进行了扩展，并发现中央银行对资产价格波动的忽略可能是造成货币政策低效的重要原因。张亦春和胡晓（2010）基于宏观审慎政策框架对最优的货币政策规则进行了分析，发现“预先收紧”的货币政策规则可以更好地抑制金融失衡，从而显著降低系统性风险对宏观经济稳定的冲击。余辉和余剑（2013）基于时变参数状态空间模型构建了金融状况指数，并估算了 1997-2009 年和 1997-2011 年两个时间段的金融状况指数，发现近年来在应对国际金融危机影响的大背景下，中国的货币政策依然总体上倚重于数量型的传导渠道。张勇等（2015）在一个带融资溢价的 DSGE 模型中研究了利率双轨制和金融市场扭曲之间的关系，发现利率如果在高（低）溢价比下对融资溢价做正向（轻微负向）反应，其效果要优于单一规则。马鑫媛和赵天奕（2016）通过建立四部门 DSGE 模型，比较了价格型和数量型货币政策工具的有效性，发现前者对宏观经济的影响要大于后者，同时持续时间较短，通胀上升幅度较小。马勇等（2017）通过构建包含金融周期变量的宏观经济模型，分析了金融周期、经济周期和货币政策之间的关系，其研究结果显示，与传统仅盯住产出和通胀的货币政策规则相比，包含金融稳定目标的货币政策规则能够更好地维护金融和实体经济的共同稳定。在货币政策和其他政策的组合搭配方面，马勇和陈雨露（2013）通过构建包含金融部门的 DSGE 模型，对货币政策、信贷政策和监管政策之间的组合搭配效应进行了比较研究，其研究表明，上述三种金融政策通过有效的组合搭配可以显著提升宏观稳定效果。贾俊雪等（2014）基于 GMM 和 MS-VAR 模型考察了货币和财政政策在维护房地产价格和汇率稳定中的作用，他们的研究发现，1998 年之后，货币与财政政策对房地产价格和汇率

的动态决定均有重要影响，因此房价和汇率稳定需要两种政策的协调配合。

应该指出，尽管目前关于金融因素和货币政策之间关系的文献已经非常丰富，但总体而言，现有的 DSGE 文献在金融状态变化的建模方面尚处于探索阶段，特别是通过引入马尔科夫状态转换过程来刻画金融状态变化的文献还相对比较少，同时，在关于货币政策与金融稳定关系的讨论方面，货币政策规则中是否应该明确包含对金融状态变化的对应转换机制，目前的相关文献也讨论较少。此外，从建模技术来看，现有 DSGE 框架下关于“范式转变”的建模主要集中于对通胀、产出等传统经济变量的范式转变展开（如 Liu 等，2009；Farmer 等，2009；Leeper 和 Zha，2003），重点讨论金融变量的范式转变以及分析货币政策在面临金融变量的范式转变时，应该如何对金融状态的变化做出反应，目前的相关文献还比较少。针对已有文献的上述不足，本研究尝试通过在 DSGE 框架下引入马尔科夫范式转变机制，为分析金融状态变化和货币政策反应规则之间的关系提供了一个内生性的一般均衡分析框架。此外，本文的分析方法和结论也对理解中国的经济金融运行状况和货币政策之间的关系提供了一些新的思路和证据。

本文其余部分的组织结构如下：第二部分构建包含金融资产价格和范式转变的 DSGE 模型，作为后文分析的一个基本框架；第三部分基于最小状态变量方法(the generalized MSV)对范式转变的 DSGE 模型进行求解；第四部分对模型的相关参数进行校准；第五部分考察当金融资产价格动态存在范式转变特征时，货币政策规则是否以及如何做出反应；文章最后进行小结，并提出简要的政策建议。

二、包含金融资产价格和范式转变的 DSGE 模型

在本部分，我们通过构建一个包含金融资产价格状态变化和货币政策范式转变的 DSGE 模型，为后文相关模拟分析提供一个基础性的分析框架。本文模型的基本框架以包含内生性金融资产需求的相关文献（如 Annicchiarico 等，2008；Piergallini，2004）为基础，但本文建模与上述文献的两个主要不同之处在于：一是纳入了金融资产价格变化和货币政策反应的范式转变，以分析本文所要讨论的相关问题；二是考虑到货币在分析中国经济分析中的重要性，我们同时将货币纳入家庭部门所构建的金融资产组合，这种做法既可以使得本文的模型框架可以兼容考虑货币的内生性影响，同时也对 Annicchiarico 等（2008）等文献所定义的金融资产组合形成了一个有效扩展，使得相关金融资产组合的建模更加具有一般性。

（一）需求方和金融资产价格动态

本文家庭部门的建模以 Annicchiarico 等（2008）等的文献为基础，但通过引入货币扩展了其关于家庭部门所持有的金融资产组合的定义。具体而言，假定在每一期有恒定规模的一群家庭产生，他们在下一期前退出市场的概率（“死亡概率”）为常数 γ 。家庭部门通过选择消费（ $C_{j,t}$ ）、劳动（ $N_{j,t}$ ）和投资金融资产，来实现其终生期望效用的最大化。其中，金融资产包括名义货币（ $M_{j,t}^0$ ）、随机名义回报为 $B_{j,t}$ 的债券和一组实际价格为 $Q_t(i)$ 的股票 $Z_{j,t}(i)$ 。在每期期初，家庭 j 的资金来源由劳动收入（ $W_t N_{j,t} - P_t T_{j,t}$ ）和上期积累的名义金融财富 $\omega_{j,t}$ 构成：

$$\omega_{j,t} \equiv \frac{1}{1-\gamma} \left[M_{j,t}^0 + B_{j,t} + P_t \int_0^1 (Q_t(i) + D_t(i)) Z_{j,t}(i) di \right] \quad (1)$$

根据上式，家庭 j 所拥有的金融财富包括实际货币、或有债权与股票组合的名义回报，组合中股票的名义股息为 $P_t D_t(i)$ ，其当期名义市场价值为 $P_t Q_t(i)$ 。

此外，根据 Blanchard（1985），前期积累的金融财富还涉及到保险合同的回报，即“死亡”家庭的金融财富将以与当期财富成比例的方式重新分配给“存活”的家庭，因此家庭的

金融总财富将以 $\frac{1}{1-\gamma}$ 的倍速增长。基于上述设定，代表性家庭所面临的最优问题为：

$$\begin{aligned} & E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (1-\gamma)^t \left[\log C_{j,t} + \log \left(\frac{M_{j,t}^0}{P_t} \right) + \log(1 - N_{j,t}) \right] \\ & \text{s.t. } P_t C_{j,t} + E_t \{ M_{j,t}^0 \} + E_t \{ F_{t,t+1} B_{j,t} \} + P_t \int_0^1 Q_t(i) Z_{j,t}(i) di \leq W_t N_{j,t} - P_t T_{j,t} + \omega_{j,t-1} \end{aligned}$$

其中， $\beta, \gamma \in [0, 1]$ ， β 为家庭部门的跨期贴现因子，连续两期的存活概率（ $1-\gamma$ ）反映了不确定性， $F_{t,t+1}$ 为债券的随机贴现因子。为便于讨论，与一般文献一致，定义实际货币 $M_{j,t} = M_{j,t}^0 / P_t$ 。求解上述问题的最优化一阶条件，得到相关变量的跨期均衡条件：

$$C_{j,t} = \frac{W_t}{P_t} (1 - N_{j,t}) \quad (2)$$

$$\frac{1}{M_{j,t}} = \frac{1}{C_{j,t}} - \beta \frac{1}{C_{j,t+1} \Pi_{t+1}} \quad (3)$$

$$F_{t,t+1} = \beta \frac{U_c(C_{j,t+1})}{U_c(C_{j,t})} = \beta \frac{P_t C_{j,t}}{P_{t+1} C_{j,t+1}} \quad (4)$$

$$P_t Q_t(i) = E_t \{ F_{t,t+1} P_{t+1} [Q_{t+1}(i) + D_{t+1}(i)] \} \quad (5)$$

根据（4）式，前一期名义回报的均衡随机贴现因子即为消费边际效用的跨期替代率。

因此，k 期前的名义回报为：

$$F_{t,t+k} = \beta^k \frac{U_c(C_{j,t+k})}{U_c(C_{j,t})} = \beta^k \frac{P_t C_{j,t}}{P_{t+k} C_{j,t+k}} = \prod_{i=0}^{k-1} F_{t+i,t+i+1} \quad (6)$$

安全的一期债券在 t+1 期能够支付一单位货币的概率为 1，价格为 $E_t \{ F_{t,t+1} \}$ ，其名义总回报 R_t 由以下无套利条件给出：

$$R_t E_t \{ F_{t,t+1} \} = 1 \quad (7)$$

对（4）式求条件期望，并结合（7）式，可得到如下用来表征消费和利率之间前瞻性 IS 关系的随机欧拉方程：

$$1 = R_t \beta E_t \left\{ \frac{P_t C_{j,t} V_{t+1}}{P_{t+1} C_{j,t+1} V_t} \right\} \quad (8)$$

相应地，（5）式基于股票下一期的名义期望回报，并用随机贴现因子 $F_{t,t+1}$ 贴现得到当期，定义了股价的动态过程。

参考 Piergallini（2004），定义人力财富 $h_{j,t} \equiv E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} F_{t,t+k} (1-\gamma)^k (W_{t+k} N_{j,t+k} - P_{t+k} T_{j,t+k}) \right\}$

为由随机贴现因子和生存概率对未来一次性给付的期望劳动收入流的贴现值，并通过将金融财富的随机差分方程式向前展开，可得到如下关于名义消费、名义金融财富和名义人力财富的均衡关系式：

$$P_t C_{j,t} = \frac{1}{\sum_t} (\omega_{j,t} + h_{j,t}) \quad (9)$$

其中， $\sum_t \equiv E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (1-\gamma)^k \right\}$ 为金融财富与人力财富的时变消费倾向的倒数。

为得到用来描述经济体需求方的最终关系式，市场需要达到出清状态。在均衡状态下，通过厂商连续体的简单整合，实际红利总支付和实际股票价格总指数可表示为：

$$D_t \equiv \int_0^1 D_t(i) di, \quad Q_t \equiv \int_0^1 Q_t(i) di$$

同时，在均衡条件下，根据定价方程（5）式，未来金融财富的名义贴现值

$E_t \{F_{t,t+1} \omega_{t+1}\}$ 可由当前名义股票价格指数表示：

$$\begin{aligned} E_t \{F_{t,t+1} \omega_{t+1}\} &= E_t \left\{ F_{t,t+1} \left[B_{t+1} + P_{t+1} \int_0^1 (Q_{t+1}(i) + D_{t+1}(i)) Z_{t+1}(i) di \right] \right\} \\ &= \int_0^1 E_t \{F_{t,t+1} P_{t+1} (Q_{t+1}(i) + D_{t+1}(i)) di\} = \int_0^1 P_t Q_t(i) di = P_t Q_t \end{aligned} \quad (10)$$

基于上述等式及相关条件，经济需求方的总资源约束为：

$$Y_t = C_t \quad (11)$$

$$P_t Y_t = N_t W_t + P_t D_t \quad (12)$$

劳动力供给为：

$$C_t = \frac{W_t}{P_t} (1 - N_t) \quad (13)$$

以及两个总欧拉方程：

$$(\sum_t - 1) C_t = \gamma Q_t + (1 - \gamma) E_t \{F_{t,t+1} \Pi_{t+1} \sum_{t+1} C_{t+1}\} \quad (14)$$

$$Q_t = E_t \{F_{t,t+1} \Pi_{t+1} [Q_{t+1} + D_{t+1}]\} \quad (15)$$

基于上述加总的均衡关系式，按照标准文献的做法进行化简和处理，可得到如下三个对数线性化后的均衡关系式³：

$$y_t = \frac{1}{1 + \psi} E_t y_{t+1} + \frac{\psi}{1 + \psi} q_t - \frac{1}{1 + \psi} (r_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (16)$$

$$q_t = \beta E_t q_{t+1} + (1 - \beta) [(1 + \Theta) E_t y_{t+1} - \Theta E_t a_{t+1}] - (r_t - E_t \pi_{t+1}) + e_t^q \quad (17)$$

$$m_t = y_t - \varpi r_t + \varepsilon_t^m \quad (18)$$

其中，
$$\psi = \frac{\gamma(1 - \beta(1 - \gamma)) R \mu}{\beta(1 - \gamma)(2R - 1) \frac{C}{Y}}, \quad \beta \varpi = \frac{\beta}{1 + \psi}, \quad \Theta = \frac{1 + \varphi}{1 - \mu}, \quad \varpi = \frac{1}{R} \frac{M}{Y}, \quad R \text{ 为稳态的名义利率，} \mu \text{ 为稳态的厂商加成率，} \frac{M}{Y} \text{ 为稳态的货币产出比，} \frac{C}{Y} \text{ 为稳态的消费产出比，}$$

³ 与标准文献的做法一致，方程中的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；，其中不带下标 t 的大写字母 为对应变量的稳态值。后文同。

$\varphi \equiv \frac{N}{1-N}$ 为稳态的劳动供给弹性的倒数， e_t^q 为金融资产价格（股价）冲击， ε_t^m 为货币需求冲击。显而易见，（16）式给出了包含金融资产价格的前瞻性总需求曲线（即动态 IS 曲线），其中以股价为代表的金融资产价格变化对产出变动具有直接影响，（17）式给出了金融资产价格（股价）变化的运动方程，而（18）式则给出了家庭部门的实际货币需求与产出和利率的关系方程。

对于（17）式中的金融资产价格冲击 e_t^q ，传统文献一般假定其符合简单的 AR(1)过程： $e_t^q = \rho_e e_{t-1}^q + \varepsilon_t^e$ ，其中， $\varepsilon_t^e \sim iid.N(0, \sigma_e)$ 为独立同方差的外生冲击。在本文中，为引入金融资产价格冲击状态变化的影响，我们参照 Choi 和 Hur（2015）等的做法，假定金融资产价格冲击满足如下包含范式转变（regime-switching）的 AR(1)过程：

$$e_t^q = \rho_e(s_t) e_{t-1}^q + \sigma_e(s_t) \varepsilon_t^e \quad (19)$$

其中， $\varepsilon_t^e \sim N(0,1)$ 。显而易见，与传统文献中关于金融冲击的标准差保持恒定的设定不同，在（19）式中，用以捕捉金融资产价格冲击大小程度的标准差 $\sigma_e(s_t)$ 并非恒定不变，而是依赖于由 s_t 所给出的状态范式。在 s_t 的具体设定方面，与主流文献的做法一致（如 Sims 等，2008；Liu 等，2009；Dionne 等，2011），我们假定金融资产价格冲击遵循在“正常状态”（ $s_t = 1$ ）和“不稳定状态”（ $s_t = 2$ ）两种典型状态之间的马尔可夫转换过程（Markov regime-switching process），其转换概率（transition probability）由以下 2×2 矩阵给出：

$$Q = \begin{bmatrix} q_{11} & q_{12} \\ q_{21} & q_{22} \end{bmatrix} \quad (20)$$

其中， $q_{ij} = \text{prob}(s_{t+1} = i | s_t = j)$ ，矩阵 Q 的各列元素之和为 1，因此， $q_{21} = 1 - q_{11}$ ， $q_{22} = 1 - q_{12}$ 。基于上述马尔可夫转换过程，通过实际数据的估计，可以区分不同状态下的金融资产价格运动方式和冲击状态，以及相应的状态转换概率。

（二）供给方和通胀动态

与主流文献的做法一致，假定经济供给方由两个代表性部门组成：一个在完全竞争市场中生产最终消费品的零售部门和一个生产差异化中间产品的批发部门。零售部门生产的最终

消费品 Y_t 由中间产品通过 CRS 技术加工得到， $Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\tau-1}{\tau}} di \right]^{\frac{\tau}{\tau-1}}$ ，其中 $\tau > 1$ 反映了投

入品 $Y_t(i)$ 的市场竞争程度。在均衡条件下，投入品的需求函数为： $Y_t(i) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{-\tau} Y_t$ ，

价格总指数为： $P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\tau} di \right]^{\frac{1}{1-\tau}}$ 。批发部门的生产函数为： $Y_t(i) = A_t N_t(i)$ ，其中，

$A_t \equiv \exp\{a_t\}$ 为技术因子， $N_t \equiv \int_0^1 N_t(i) di$ 为总劳动投入，于是对数线性化的生产函数为：

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

厂商进入竞争的劳动市场，寻求符合技术约束的总实际成本最小化。在均衡条件下，各厂商的实际边际成本为一常数，其对数线性化形式由下式给出：

$$mc_t \equiv \log(\mu MC_t) = w_t - p_t - a_t \quad (21)$$

其中， μ 为稳态时的厂商加成率。

在定价机制方面，基于 Calvo 定价法则，每个厂商寻求其未来预期红利流的最大值，且设定的价格以概率 θ^k 持续至 $t+k$ 期，于是，追求最大化的厂商所面临的动态问题可表示为：

$$\max_{P_t(i)} E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k F_{t,t+k} \left[\frac{P_t(i)}{P_{t+k}} (1 - MC_{t+k}) Y_{t+k}(i) \right] \right\}$$

基于零售部门对中间品需求所产生的约束条件，求解上述最优化问题，可得厂商价格设定的最优化水平 P_t^* 为：

$$P_t^* \equiv \log(P_t^* / P) = (1 - \theta\beta) E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k (mc_{t+k} + p_{t+k}) \right\} \quad (22)$$

在 Calvo 定价机制下，假定所有在 t 期重新设定价格的厂商（占比 $1-\theta$ ）都会将价格设定在最优水平 P_t^* ，同时所有价格维持不变的厂商（占比 θ ）都将价格设定为上一期的一般价格水平，则可得到如下用来描述通胀动态的新凯恩斯菲利普斯曲线（Phillips curve）：

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} mc_t \quad (23)$$

与标准情形（ γ 趋于 0 时）相比，由于家庭部门的有限交易会影响到长期利率水平，因

$$\beta_0 = \frac{\beta}{1+\psi}$$

而通胀预期的权重 $\frac{\beta}{1+\psi}$ 会较低，而边际成本的权重则会较高。利用生产函数、资源约束和劳动市场均衡等式，可得如下实际边际成本的均衡等式：

$$mc_t = (1+\varphi)(y_t - a_t) \quad (24)$$

结合（23）和（24）式，通胀的动态方程可由如下前瞻性的菲利普斯曲线给出：

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa(y_t - a_t) + \varepsilon_t^\pi \quad (25)$$

其中， $\beta_0 = \frac{\beta}{1+\psi}$ ， $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta_0)(1+\varphi)}{\theta}$ ， $\varphi \equiv \frac{N}{1-N}$ 为稳态的劳动供给弹性的倒数， ε_t^π 为成本推动冲击。

（三）包含范式转变的货币政策

在大部分 DSGE 文献中，中央银行的货币政策规则一般都被简化为单一的价格（利率）规则或数量（货币供应量）规则。但从中国最近 20 多年的货币政策实践来看，以货币供应量调控为代表的数量型规则相对更为频繁地被使用。为此，本文的货币政策规则主要基于货币供应量规则进行设定。为此，参照标准文献的做法，假定中央银行遵循麦克勒姆规则（MacCullum rule）调节货币供应量：

$$M_t^0 = k_t M_{t-1}^0$$

其中， M_t^0 为名义货币供应量， k_t 为名义货币供应量增速。根据前文关于实际货币量的定义（ $M_{j,t} = M_{j,t}^0 / P_t$ ），上式的对数线性化形式可写为：

$$m_t = m_{t-1} + k_t - \pi_t$$

参考 Sargent 和 Surico（2011），假定中央银行采用如下形式对实际货币供应量增速进行调节：

$$k_t = \rho_k k_{t-1} - (1-\rho_k)(\phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t) + \varepsilon_t^k \quad (26)$$

其中， ρ_k 为央行调控货币供应量操作的平滑系数， $0 < \rho_k < 1$ 。参数 ϕ_π 和 ϕ_y 分别为货币供应量增速相对于通胀和产出缺口的反应系数。 $\varepsilon_t^k \sim i.i.d. N(0, \sigma_k^2)$ 为货币政策冲击。

当中央银行同时考虑金融稳定目标时，上式可进一步写为如下包含金融稳定变量的扩展型数量规则：

$$k_t = \rho_k k_{t-1} - (1 - \rho_k)(\phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t + \phi_q q_t) + \varepsilon_t^k \quad (27)$$

其中， ϕ_q 为货币政策对金融资产价波动的反应系数。

上面的（26）和（27）式虽然在已有文献中都很常见，但均未考虑货币政策对目标变量的反应是否存在范式转变。为此，参考 Farmer 等（2010，2011）和 Liu 等（2009）等的做法，我们在（26）和（27）式的基础上引入货币政策规则的范式转变，此时货币政策规则可进一步扩展为如下形式：

$$k_t = \rho_k(s_t) k_{t-1} - (1 - \rho_k(s_t)) [\phi_\pi(s_t) \pi_t + \phi_y(s_t) y_t] + \varepsilon_t^k(s_t) \quad (28)$$

$$k_t = \rho_k(s_t) k_{t-1} - (1 - \rho_k(s_t)) [\phi_\pi(s_t) \pi_t + \phi_y(s_t) y_t + \phi_q(s_t) q_t] + \varepsilon_t^k(s_t) \quad (29)$$

与传统的货币政策规则（26）和（27）式相比，（28）和（29）式的最大不同在于：货币政策规则中的相关参数并非固定不变，而是依赖于由 s_t 所描述的状态转变范式，即货币政策规则遵循在不同状态之间的马尔可夫转换过程。根据这一性质，我们可将上述两式所代表的货币政策规则称为“基于范式转变的货币政策规则”。

从中国货币政策的实践来看，根据中央银行法所确定的货币政策目标（主要维护产出和通胀稳定），中央银行的货币政策目前尚未对包括金融资产价格在内的金融稳定目标做出明确的反应，为此，在基准模型的估计中，我们以（28）式作为描述中国货币政策的实际规则进行模型估计。此外，为考察货币政策目标是否应该考虑金融稳定，在后文的进一步分析中，我们将基于（29）式进行“反事实”的模拟和比较分析。在转换范式的具体设定上，根据前文关于金融资产价格的范式转变设定，我们可以对应地做出如下设定：在正常状态下，由于金融冲击较小，属于正常市场机制下的波动，并没有出现明显的金融不稳定状态，此时货币政策不需对金融资产价格波动做出反应，亦即 $\phi_q(s_t = 1) = 0$ ；但在金融不稳定的状态下，由于金融冲击较大，超出了市场正常波动的范畴，并有可能进一步诱发系统性风险，此时，为维护金融稳定，货币政策需要对金融资产价格波动做出反应。在反应力度参数的设定上，在基本分析中，为简化起见，我们假定货币政策对每一单位的金融资产价格波动对应做出一个单位的反应，亦即 $\phi_q(s_t = 2) = 1$ 。在进一步的扩展分析中，我们还可以区分货币政策对金融资产价格波动做出不同力度反应下的情况（详见后文第五部分的分析）。在状态转换的设定方面，与前文关于状态转换概率矩阵的设定一致， $Q = [q_{ij}]$ 为 2×2 矩阵，其中

$q_{ij} = \text{prob}(s_{t+1} = i | s_t = j)$ ，矩阵 Q 的各列元素之和为 1，故， $q_{21} = 1 - q_{11}$ ， $q_{22} = 1 - q_{12}$ 。

最后，需要指出的是，在本文的分析中，我们的主要目标是考察包含范式转变的货币政策规则在维护经济和金融稳定方面的政策效果，但出于对比分析和说明的需要，我们将同时考察和比较了上述三种不同的政策规则下的经济金融波动情况以及相应的政策效应。

三、范式转变模型的求解与估计

为求解上述范式转变模型，与主流文献的做法一致，我们使用一般最小状态变量方法（the generalized MSV）进行模型求解。该方法由 Farmer 等（2009）提出并发展，利用了 Sims（2002）提出的经典变量自回归（VAR）形式，可方便地用于包含范式转变特征的 DSGE 模型的一般化求解。鉴于篇幅所限，此处略去具体推导过程（需要可向作者索取）。关于该算法更为详细的理论解释可参考 Farmer 等（2011）等的相关文献。

为对金融资产价格状态变化和货币政策规则之间的关系进行模拟分析，需要首先确定模型参数。为此，参考一般文献的做法，我们先对文献中一些较为明确的参数进行校准，然后对其它参数（特别是与范式转变相关的参数）结合实际数据进行估计。首先，按照大部分文献的做法，主观贴现因子 β 取值 0.99。同时，稳态的季度毛利率 R 校准为 1.01，对应 4% 的年实际利率水平。对于稳态的消费产出比（ C/Y ）和稳态的货币产出比（ M/Y ），按照样本期间的均值分别校准为 0.392 和 0.540。对于厂商价格粘性 θ ，马勇（2016）的估计值为 0.78，刘斌（2010）将其设定为 0.85，本文取中间值 0.8。稳态时的厂商加成率参照大部分文献的做法（刘斌，2010），将其设定为 1.1。模型其它相关参数均采用中国 1992-2017 年的季度数据进行估计，观察值包括：实际产出、通胀、利率、金融资产价格、货币供应量增速。其中，实际产出由名义 GDP 经 GDP 平减指数调整而得；通胀用居民消费物价指数（CPI）表示；名义利率用银行间市场 7 天同业拆借利率表示，金融资产价格用上证综合指数表示。上述数据的来源为 Wind 宏观数据库和中经网统计数据。上述观察变量数据均先取对数和进行季节调整，然后再经 HP 滤波处理，从而得到各变量的缺口值进行模型估计。

相关参数的先验分布设定以及估计结果详见表 1。其中，参数的先验分布设定主要参考了已有的相关文献，如 Smets 和 Wouters（2003）、Nisticò（2012）、易纲和王召（2002）、梅东洲和龚六堂（2012）、王国静和田国强（2014）等。从表 1 的参数估计结果可以看出，对于本文重点考察的金融资产价格参数和货币政策规则参数，两种状态下的参数估计值存在明显差异，这说明金融资产价格和货币政策规则在实际中确实存在比较明显的范式转变特征。

表 1 模型参数的估计结果

模型参数	先验分布*	后验估计	标准差
γ	Normal [0.03, 0.001]	0.0300	0.0010
φ	Normal [2, 0.1]	2.0057	0.0310
ρ_a	Beta [0.75, 0.2]	0.8726	0.0373
σ_π	Inv gamma [0.1, ∞]	0.0060	0.0008
σ_m	Inv gamma [0.1, ∞]	0.0335	0.0023
σ_a	Inv gamma [0.1, ∞]	0.0163	0.0028
$\rho_k(s_t = 1)$	Beta [0.75, 0.2]	0.1346	0.0637
$\rho_k(s_t = 2)$	Beta [0.75, 0.2]	0.8620	0.0311
$\rho_e(s_t = 1)$	Beta [0.75, 0.2]	0.6306	0.0501
$\rho_e(s_t = 2)$	Beta [0.75, 0.2]	0.3033	0.1246
$\sigma_k(s_t = 1)$	Inv gamma [1, ∞]	0.0436	0.0039
$\sigma_k(s_t = 2)$	Inv gamma [1, ∞]	0.1169	0.0327
$\sigma_e(s_t = 1)$	Inv gamma [1, ∞]	0.0553	0.0074
$\sigma_e(s_t = 2)$	Inv gamma [1, ∞]	0.3045	0.0708
$\phi_\pi(s_t = 1)$	Gamma [1.5, 0.5]	0.3194	0.1097
$\phi_\pi(s_t = 2)$	Gamma [1.5, 0.5]	1.3047	0.3741
$\phi_y(s_t = 1)$	Gamma [0.5, 0.2]	2.5623	0.2518
$\phi_y(s_t = 2)$	Gamma [0.5, 0.2]	0.5221	0.0933
范式转变概率			
p_{12}	Beta [0.05, 0.01]	0.0447	0.0082
p_{21}	Beta [0.05, 0.01]	0.0537	0.0092

*注：方括号内分别为先验分布的均值和标准差。

四、金融范式转变与货币政策规则：数值模拟分析

如前文所述，本文的主要目标是分析当金融资产价格的运行动态存在范式转变特征时，货币政策规则是否也需要对此做出相应的调整。从理论上讲，如果金融资产价格的变动存在如前文所界定的“常规的小幅波动”（ $s_t = 1$ ，对应正常状态）和“异常的大幅波动”（ $s_t = 2$ ，对应金融不稳定状态）两种状态，那么相应地，货币政策规则在设计上也应该将上述范式转变特征考虑在内。因此，一种在逻辑上可行的政策规则是：当金融资产价格处于常规的小幅波动状态时，由于这只是市场机制通过价格变动做出的必要反应，并不会对金融和实体经济的稳定造成威胁，因此，在这种情况下，理性的选择是货币政策不对金融资产价格波动做出反应，这既有利于让市场机制充分发挥作用，同时也有利于减轻货币政策的负担；而当金融资产价格处于异常的大幅波动状态时，这意味着金融市场已经出现了明显的不稳定迹象，并有可能进一步危及实体经济，此时货币政策就应该对金融市场的上述异常波动做出明确的反应，以维护金融和经济稳定。下面我们通过数值模拟分析对上述设想进行验证。

（一）政策比较场景的设置

为从理论上验证上述包含范式转变且对金融资产价格做出反应的货币政策规则（记为“规则 I”）是否是一种相对更为理想的货币政策反应规则，我们可以进行以下基于数值模拟的对比分析：（1）通过观察和比较不含范式转变的常规货币政策规则（记为“规则 II”）和含有范式转变的常规货币政策规则（记为规则“IV”）下的主要经济和金融变量的脉冲响应轨迹和波动性，分析范式转变这一特征是否有助于增强货币政策规则对经济和金融体系的稳定效果；（2）通过观察和比较不含范式转变的常规货币政策规则（规则 II）和不含范式转变扩展型（即对金融资产价格做出反应）货币政策规则（记为“规则 III”），分析对金融资产价格做出反应与否是否会影响货币政策规则稳定经济金融体系的效果；（3）通过观察和比较包含范式转变的扩展型货币政策规则（规则 I）和不含有范式转变的扩展型货币政策规则（规则 III），分析货币政策规则是否包含范式转换和是否对资产价格做出反应对于经济金融稳定的综合效果。通过上述比较，我们可以比较明确地回答，在金融资产价格运行动态包含状态转换的情况下，包含范式转变的货币政策规则在政策效应上是否要优于传统的货币政策规则及其扩展形式。为便于比较和说明，我们可以给出上述几种政策规则的代表形式：

$$k_t = \rho_k(s_t)k_{t-1} - (1 - \rho_k(s_t))[\phi_\pi(s_t)\pi_t + \phi_y(s_t)y_t + \phi_q(s_t)q_t] + \varepsilon_t^k(s_t) \quad (\text{规则 I})$$

$$k_t = \rho_k k_{t-1} - (1 - \rho_k)(\phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t) + \varepsilon_t^k \quad (\text{规则 II})$$

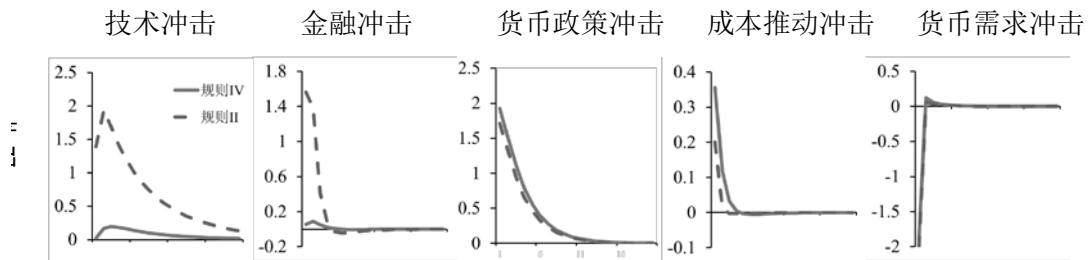
$$k_t = \rho_k k_{t-1} - (1 - \rho_k)(\phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t + \phi_q q_t) + \varepsilon_t^k \quad (\text{规则 III})$$

$$k_t = \rho_k(s_t)k_{t-1} - (1 - \rho_k(s_t))(\phi_\pi(s_t)\pi_t + \phi_y(s_t)y_t) + \varepsilon_t^k(s_t) \quad (\text{规则IV})$$

其中，“规则 I”式对应包含范式转变的货币政策规则；“规则 II”对应上文“不对金融资产价格做出反应（且不包含范式转变）的常规货币政策规则”；“规则 III”对应上文中“对金融资产价格做出反应（但不包含范式转变）的普通扩展型货币政策规则”；“规则 IV”对应上文中“不对金融资产价格做出反应且包含范式转变的常规货币政策规则”。对于上述四种货币政策规则，通过将其分别置于前文包含范式转变的 DSGE 模型框架之下，我们就可以得到不同货币政策规则下模型各主要经济和金融变量的反应轨迹和波动情况。

（二）不同货币政策规则的稳定效应比较

为单独考察货币政策规则的范式转变特征对于宏观经济与金融稳定的作用，我们首先对比不含范式转变的常规货币政策规则（规则 II）和含有范式转变的常规货币政策规则（规则 IV）受冲击时表现的差异。在图 1 中，我们分别给出了上述两种政策规则下各主要经济和金融变量的脉冲效应函数。其中，实线表示各变量在包含范式转变的常规货币政策规则（规则 IV）下的脉冲响应轨迹，而虚线则表示各变量在不含范式转变的常规货币政策规则（规则 II）下的脉冲响应轨迹。从图 1 的脉冲效应函数可以看出，在技术冲击下和金融冲击下，各变量在规则 IV 下偏离均衡状态的幅度均较规则 II 下的偏离幅度要小，且都以更快的速度或至少与规则 II 下十分相近的速度向均衡水平趋近；在货币政策冲击下，除产出、利率和预期产出，其余所有变量在规则 I 下偏离均衡状态的幅度均较规则 II 下的偏离幅度小，且以更快的速度向均衡水平趋近。在成本推动冲击和货币需求冲击下，除产出、预期产出和预期通胀外，其余变量在在规则 IV 下偏离均衡状态的幅度均较规则 II 下的偏离幅度小。综合上述结果，可以看出，在各种不同的外生冲击下，规则 IV 下的各变量偏离均衡状态的幅度较规则 II 相对更小，同时向均衡状态收敛的速度也相对更快。尤其在技术冲击和金融冲击下，规则 IV 的优势明显。总体来看，图 1 的脉冲响应分析表明，与不含范式转变的常规货币政策规则相比，包含范式转变的常规货币政策规则具有相对更好的经济和金融稳定效应。



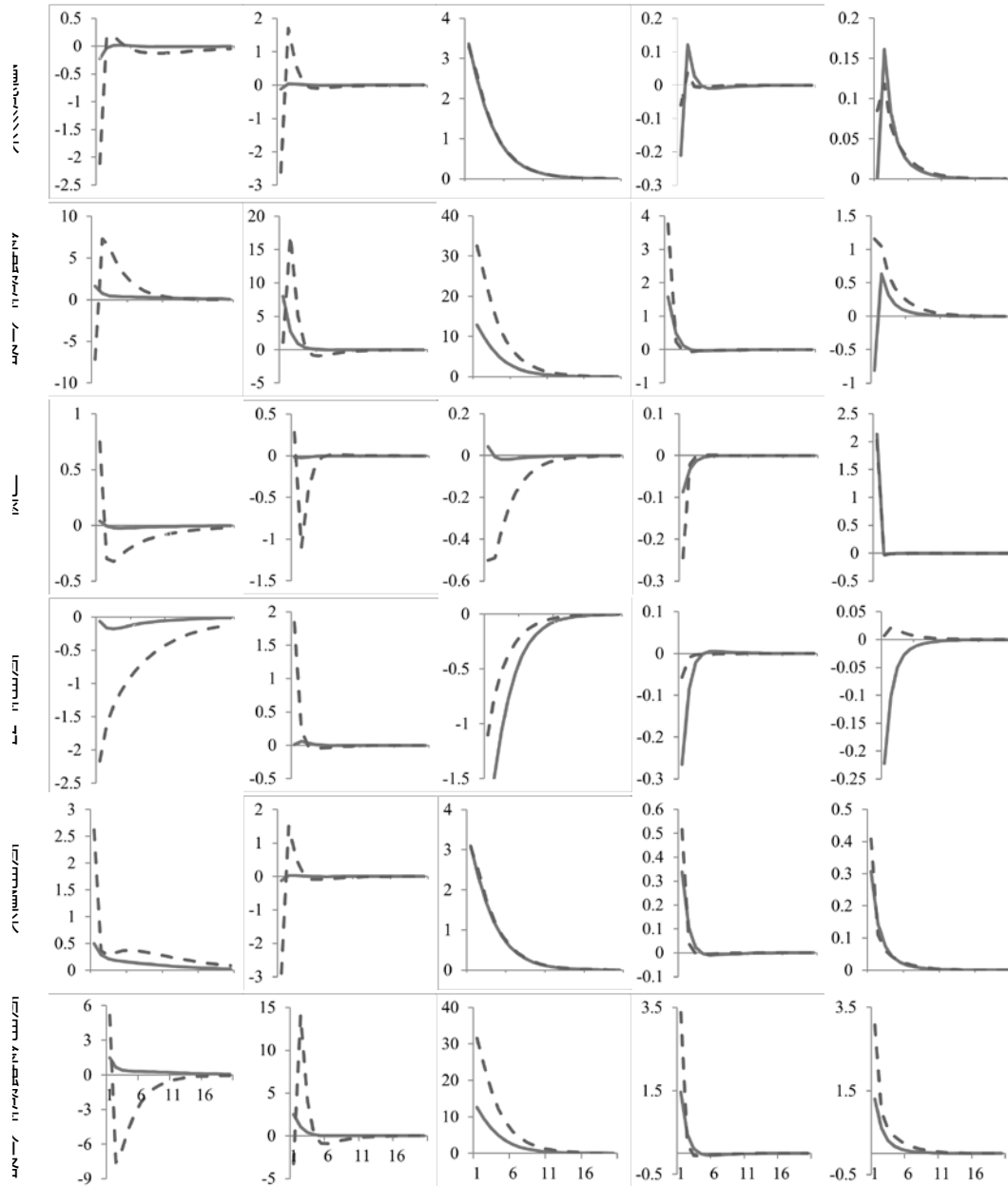


图1 各变量的脉冲响应函数：规则II和规则IV的对比

其次，我们单独考察货币政策规则对金融资产价格做出反应能否增进经济与金融稳定。为此，我们将不含范式转变的常规货币政策规则（规则II）和不含范式转变的扩展型货币政策规则（规则III）进行对比。图2给出了上述两种政策规则下模型各主要变量的脉冲效应函数，其中实线表示不含范式转变的扩展型货币政策规则（规则III）下的情况，虚线则表示不含范式转变的常规货币政策规则（规则II）下的情况。根据图2的脉冲效应函数，我们看到，在技术冲击和金融冲击下，规则III下，各变量偏离均衡的幅度均小于规则II下的偏离幅度，且均以较在规则II下更快或至少与在规则II下相近的速度趋向均衡。在货币政策冲击下，除生产、利率和预期产出在规则III下较在规则II下偏离均衡幅度更大，其余变量在规则III下偏

离均衡幅度更小、趋近均衡速度更快。在成本推动冲击下和货币需求冲击下，产出、预期产出、通胀和利率在规则Ⅱ下表现相对更优，而预期通胀和预期金融资产价格则在规则Ⅲ下表现相对更好一些。

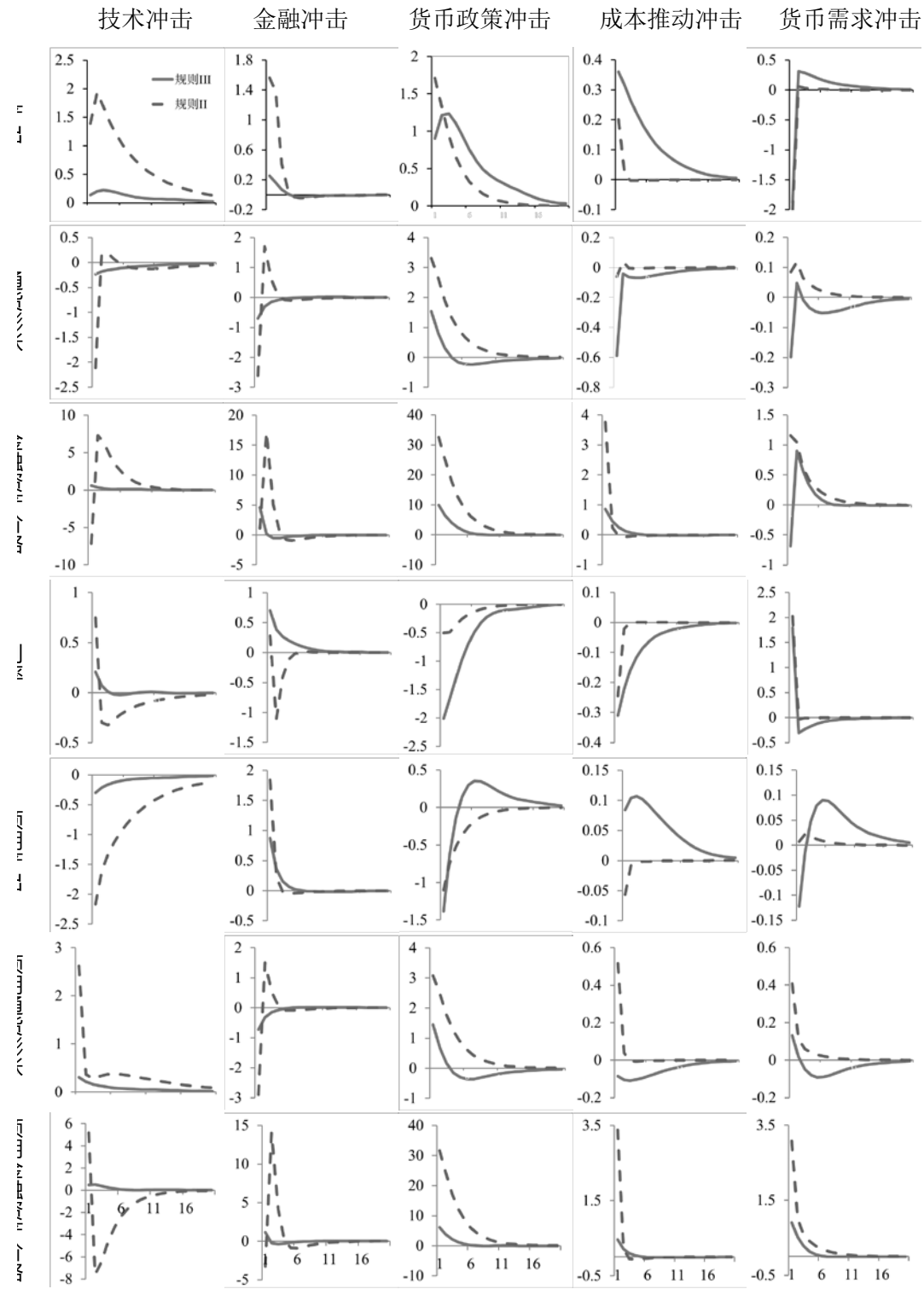


图2 各变量的脉冲响应函数：规则Ⅱ和规则Ⅲ的对比

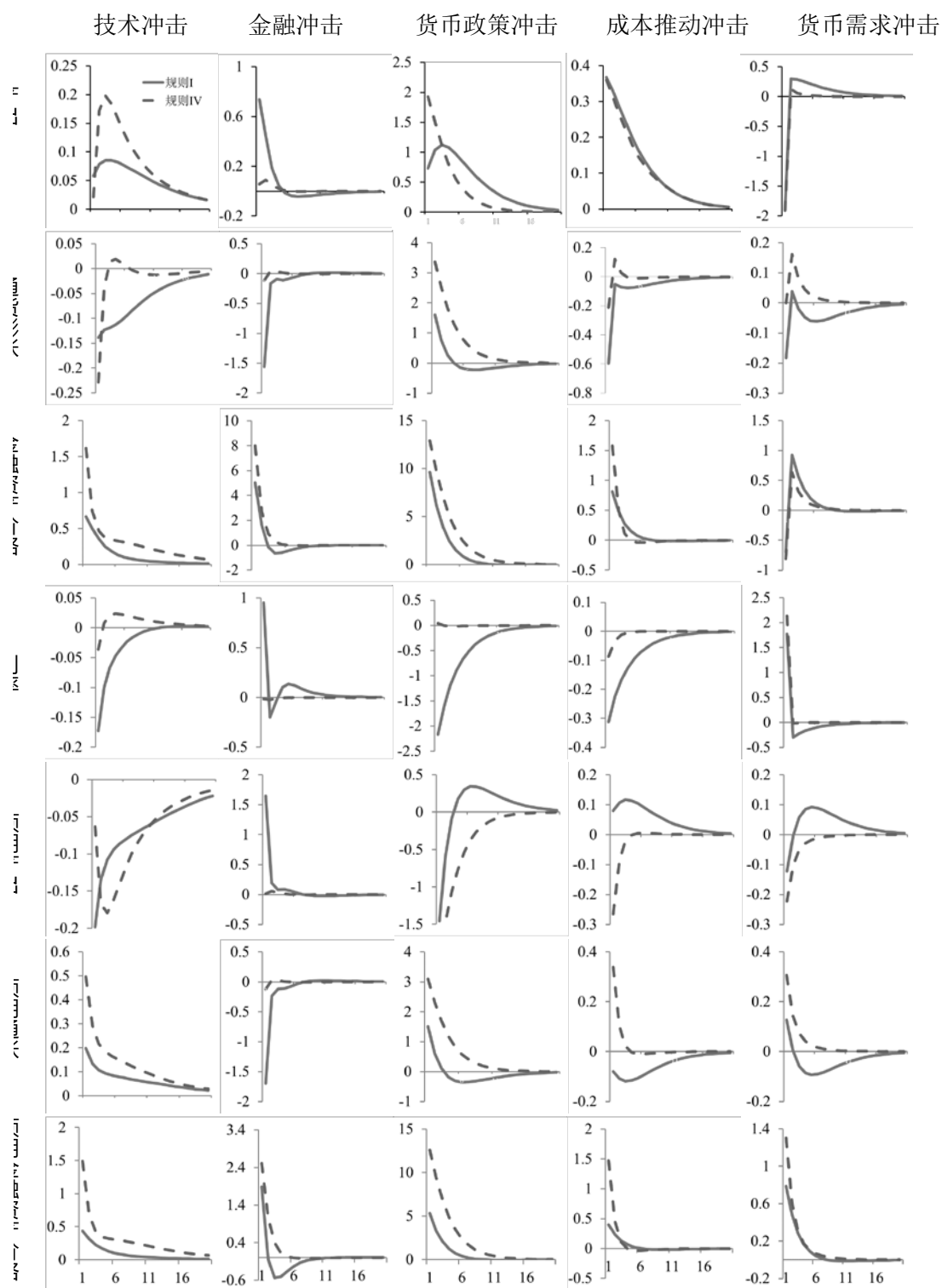
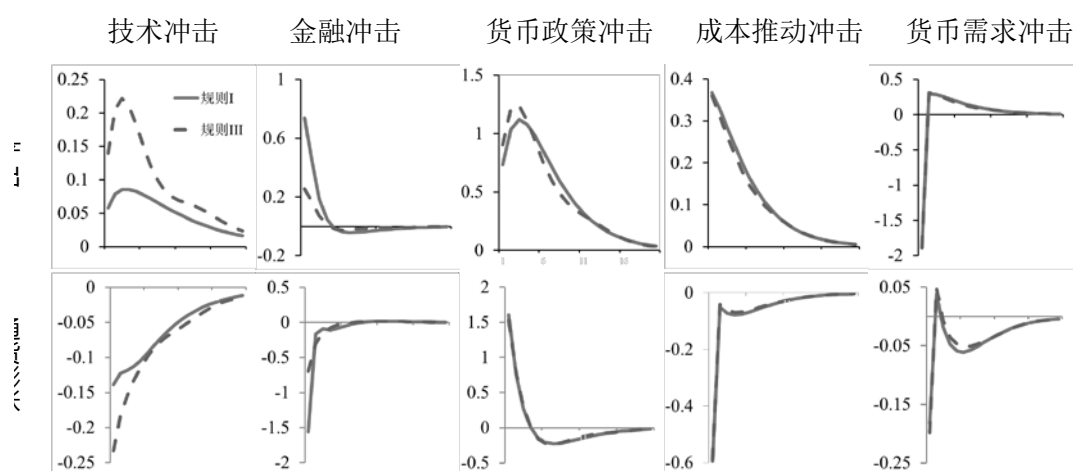


图3 各变量的脉冲响应函数：规则I和规则IV的对比

下面我们对含有范式转变的扩展型货币政策规则（规则I）与不含有范式转变的扩展型货币政策规则（规则III）（即对金融资产价格持续反应的扩展型规则），体现综合“是否含有范式转变”和“是否对资产价格做出反应”在稳定经济和金融体系方面的综合效果。图4

给出了上述两种政策规则下模型各主要变量的脉冲效应函数，其中实线表示包含范式转变的货币政策规则（规则 I）下的情况，而虚线则表示普通扩展型货币政策规则（规则 III）下的情况。根据图 2 的脉冲效应函数，我们看到，在绝大部分情况下，两种政策规则下的变量波动轨迹都差别不大甚至接近重合，较为明显的差异主要出现在以下 2 处：一是技术冲击下，除金融资产价格和利率，其余各变量在规则 I 下均在比规则 III 在偏离均衡状态的幅度要小；二是金融冲击下的产出在规则 I 下偏离均衡状态的幅度在短期要略大于规则 III。总体而言，根据图 2 的脉冲响应函数对比，规则 I 和规则 III 下各变量的波动幅度总体接近，规则 I 在应对技术冲击和货币政策冲击时的能力可能相对更强一些。需要指出的是，尽管总体上规则 I 和规则 III 的稳定效应接近，但如果同时考虑政策实施的便利性、灵活性和政策成本等现实问题，规则 I 较之规则 III 仍然具有比较优势：在规则 I 下，货币政策只需要在少数金融不稳定状态（对应金融资产价格的大幅异常波动情况）下“出手”进行调控，绝大部分时候货币政策并不需要对正常的金融市场波动进行干预；而在规则 III 下，无论金融状态是否稳定，即使面对较小的金融资产价格波动，货币政策也需要持续地做出调整，这一方面可能对金融市场的正常运行形成过度干预，另一方面可能增加货币政策频繁调整而带来的政策成本和负担。因此，综合考虑政策的稳定效应和政策在实践上的潜在优越性，包含范式转变的货币政策规则（规则 I）仍然在总体上要优于对金融资产价格做出持续反应的货币政策规则（规则 III），前者由于包含范式转变特征，可以根据金融市场的实际状态做出针对性的反应，因而灵活性更强，同时又不需要时时进行干预，这既有利于让市场价格机制保留足够的弹性和充分发挥作用，同时也有利于减轻货币政策负担，不必对金融市场常见的小幅波动频繁地做出反应。



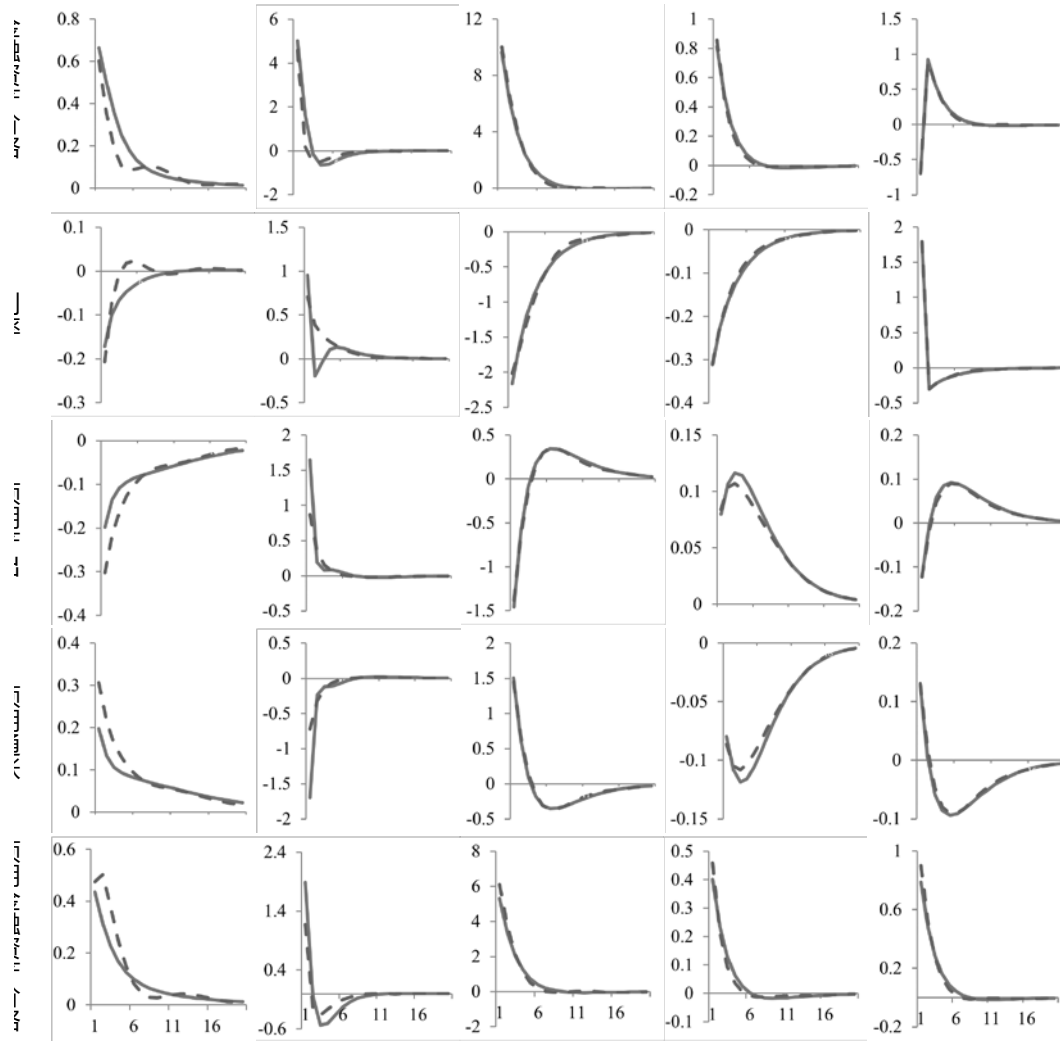


图4 各变量的脉冲响应函数：规则I和规则III的对比

（三）进一步的讨论：货币政策对金融资产价格的反应力度分析

在上文的分析中，我们通过不同货币政策的综合比较，得出了包含范式转变的货币政策规则在总体上要优于传统泰勒型规则、不含范式转换的扩展型规则及含有范式转换的传统泰勒型规则的基本结论。不过，需要指出的是，在得出上述基本结论之后，还有一个基本问题值得进行讨论：如果说当范式转变发生时，货币政策需要对金融资产价格的波动做出反应，那么多大的反应力度是合理的？或者更一般地说，货币政策的稳定效应与其对金融资产价格波动的反应系数 $\phi_q(s_t=2)$ 存在何种关系？在上文中，出于简化分析的考虑，我们将 $\phi_q(s_t=2)$ 的值设定为常见的基准值 1。下面，为进一步分析货币政策对金融资产价格波动的反应力度变化的影响，我们可以通过对 $\phi_q(s_t=2)$ 的取值采用从小到大的“情景设置”，并通过模拟分析比较不同反应力度参数下的经济金融稳定效应。与大部分文献的做法一致

（如马勇等，2017），在保持模型其它参数取值不变的情况下，我们假定货币政策对金融资产价格波动的反应力度系数 $\phi_q(s_t = 2)$ 采取以下从小到大的 8 个代表性取值：{0, 0.3, 0.5, 0.8, 1, 1.5, 2, 2.5, 3, 4}，其中取值为 0 的情况作为分析中的“参照基准”，对应货币政策不对金融资产价格波动做出反应的情形。

基于上述货币政策对金融资产价格波动的反应力度系数的情景设定，我们就可以通过数值模拟分析，得出不同反应力度系数下主要经济和金融变量的波动性，从而对不同反应力度下的货币政策效果进行评价。在具体的评价方法上，与主流文献的做法一致，我们主要采用标准的福利损失框架进行相关政策效应的比较和评估。为此，我们参考 Coibion 等（2012）和 Woodford（2003, 2012）等的研究，通过对家庭效用函数进行二阶泰勒展开，经过一系列推导，最终得到如下形式的社会福利损失函数（具体推导过程详见文末附录 A）：

$$W = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (1-\gamma)^t \left[\Lambda_1 \text{var}(y_t) + \Lambda_2 \text{var}(\pi_t) + \Lambda_3 \text{var}(q_t) \right] \quad (29)$$

其中， β 为贴现率， Λ_1 、 Λ_2 和 Λ_3 分别为中央银行对产出、通胀和金融稳定的偏好参数。在参数取值方面，与前文一致，贴现因子取 $\beta=0.99$ ，连续两期的存活概率 $\gamma=0.03$ 。至于偏好参数 Λ_1 、 Λ_2 和 Λ_3 ，根据相关推导结果（推导过程详见文末附录 A），带入各参数的取值，可得 $\Lambda_1=4.31$ ， $\Lambda_2=40.22$ ， $\Lambda_3=0.60$ 。显而易见，与传统的社会福利损失函数略有不同，（29）式不仅考虑了产出和通胀波动所带来的社会福利损失，同时也考虑了由金融波动所带来的社会福利损失，因而是一种相对更为全面的社会福利损失度量（Woodford, 2012）。

根据（29）式计算得到的不同反应力度下的社会福利损失情况如表 2 所示。从表 2 可以看出，在大部分情况下，只要货币政策对金融资产价格波动做出合适的反应，都比不反应（即反应系数等于 0 时基准情况）的福利损失要小，这说明，在通常情况下，货币政策确实应该对金融资产价格波动做出包含范式转变的反应，这将有助于改善货币政策的实施效果。同时，通过比较各种不同冲击下的社会福利损失变化情况，我们还发现，除货币需求冲击下的社会福利提升相对较小（5%）之外，其它各种冲击下的福利增进幅度都比较明显。具体而言，当反应力度系数从 0 逐渐增加到 2 时，技术冲击、货币政策冲击和金融冲击冲击下的福利增进程度分别达到了 98%、95%、83%，而成本推动冲击下的福利增进程度也达到了 27% 左右。这一结果说明，包含范式转变和金融稳定效应的货币政策在应对各种常见经济和金融冲击方面的效果非常显著。此外，从表 2 我们还看到，当反应系数超过 2 以后，多数冲击下的福利

增进空间都比较有限，甚至出现下降趋势。总体而言，表 2 的结果初步说明了两个基本结论：

（1）货币政策确实应该对金融资产价格波动做出明确的、包含范式转变的反应；（2）货币政策对金融资产价格波动的反应力度并不是越大越好，而是存在一定的适度区间。

表 2 范式转变货币政策的福利效应：对金融资产价格波动的不同反应力度比较

冲击类型	范式转变 反应系数	福利损失	福利增进程度（%） *
技术冲击	$\phi_q(s_t=2)=0$	34.91	—
	$\phi_q(s_t=2)=0.3$	0.91	97.40
	$\phi_q(s_t=2)=0.5$	12.30	64.76
	$\phi_q(s_t=2)=0.8$	1.67	95.22
	$\phi_q(s_t=2)=1$	0.45	98.70
	$\phi_q(s_t=2)=1.5$	0.70	97.98
	$\phi_q(s_t=2)=2$	0.65	98.13
	$\phi_q(s_t=2)=2.5$	4.43	87.31
	$\phi_q(s_t=2)=3$	8.11	76.77
	$\phi_q(s_t=2)=4$	7.79	77.68
金融冲击	$\phi_q(s_t=2)=0$	60.52	—
	$\phi_q(s_t=2)=0.3$	7.01	88.41
	$\phi_q(s_t=2)=0.5$	69.48	-14.81
	$\phi_q(s_t=2)=0.8$	4.78	92.11
	$\phi_q(s_t=2)=1$	12.06	80.06
	$\phi_q(s_t=2)=1.5$	7.12	88.23
	$\phi_q(s_t=2)=2$	10.08	83.35

	$\phi_q(s_t=2)=2.5$	101.41	-67.58
	$\phi_q(s_t=2)=3$	38.31	36.70
	$\phi_q(s_t=2)=4$	35.29	41.69
货币政策冲击	$\phi_q(s_t=2)=0$	231.90	—
	$\phi_q(s_t=2)=0.3$	134.96	41.80
	$\phi_q(s_t=2)=0.5$	58.80	74.64
	$\phi_q(s_t=2)=0.8$	32.86	85.83
	$\phi_q(s_t=2)=1$	25.54	88.99
	$\phi_q(s_t=2)=1.5$	16.98	92.68
	$\phi_q(s_t=2)=2$	11.63	94.99
	$\phi_q(s_t=2)=2.5$	9.94	95.71
	$\phi_q(s_t=2)=3$	43.13	81.40
	$\phi_q(s_t=2)=4$	22.36	90.36
货币需求冲击	$\phi_q(s_t=2)=0$	2.03	—
	$\phi_q(s_t=2)=0.3$	2.56	-26.18
	$\phi_q(s_t=2)=0.5$	1.94	4.64
	$\phi_q(s_t=2)=0.8$	2.01	1.19
	$\phi_q(s_t=2)=1$	2.00	1.31
	$\phi_q(s_t=2)=1.5$	2.04	-0.59
	$\phi_q(s_t=2)=2$	2.02	0.80
	$\phi_q(s_t=2)=2.5$	2.22	-9.33

	$\phi_q(s_t=2)=3$	11.21	-451.64
	$\phi_q(s_t=2)=4$	7.99	-293.34
	$\phi_q(s_t=2)=0$	0.89	—
	$\phi_q(s_t=2)=0.3$	0.65	27.02
	$\phi_q(s_t=2)=0.5$	0.83	6.03
	$\phi_q(s_t=2)=0.8$	1.34	-50.69
	$\phi_q(s_t=2)=1$	1.79	-102.16
成本推动冲击	$\phi_q(s_t=2)=1.5$	1.74	-96.34
	$\phi_q(s_t=2)=2$	1.91	-115.64
	$\phi_q(s_t=2)=2.5$	0.99	-11.96
	$\phi_q(s_t=2)=3$	1.47	-65.64
	$\phi_q(s_t=2)=4$	0.92	-3.26

注：*福利增进程度是指每种情况下的福利损失相对于基准情况（即反应力度系数为 0 的情况）下的福利损失所减少的百分比。

（四）关于政策规则形式的进一步讨论

在前文的分析中，我们通过比较包含范式转变和不包含范式转变的货币政策规则在宏观经济和金融稳定方面的效果，初步确认了包含范式转变的货币政策规则具有相对更好的政策效果。需要指出的是，在前文的分析中，对于货币政策规则反应模式的设定主要基于货币政策对产出、通胀和资产价格的当期值展开（这也是 DSGE 建模中最常见的设定），并没有进一步考虑其它各种可能的货币政策反应模式，如后顾型的反应模式（货币政策基于各目标变量的前期值做出反应）、前瞻型的反应模式（货币政策基于各目标变量的预期值做出反应）以及混合型的反应模式（货币政策对其中某些目标变量做出前瞻型的反应，但对另一些目标变量做出后顾型的反应）。为此，本部分尝试对此进行进一步的延伸性分析。

为便于比较分析，首先给出以下 5 种代表性的货币政策规则形式：

$$k_t = \rho_k(s_t)k_{t-1} - (1 - \rho_k(s_t))[\phi_\pi(s_t)\pi_{t-1} + \phi_y(s_t)y_{t-1} + \phi_q(s_t)q_{t-1}] + \varepsilon_t^k(s_t) \quad (\text{规则 V})$$

$$k_t = \rho_k(s_t)k_{t-1} - (1 - \rho_k(s_t))[\phi_\pi(s_t)E_t\pi_{t+1} + \phi_y(s_t)E_ty_{t+1} + \phi_q(s_t)E_tq_{t+1}] + \varepsilon_t^k(s_t) \quad (\text{规则VI})$$

$$k_t = \rho_k(s_t)k_{t-1} - (1 - \rho_k(s_t))[\phi_\pi(s_t)\pi_{t-1} + \phi_y(s_t)E_ty_{t+1} + \phi_q(s_t)E_tq_{t+1}] + \varepsilon_t^k(s_t) \quad (\text{规则VII})$$

$$k_t = \rho_k(s_t)k_{t-1} - (1 - \rho_k(s_t))[\phi_\pi(s_t)E_t\pi_{t+1} + \phi_y(s_t)y_{t-1} + \phi_q(s_t)E_tq_{t+1}] + \varepsilon_t^k(s_t) \quad (\text{规则VIII})$$

$$k_t = \rho_k(s_t)k_{t-1} - (1 - \rho_k(s_t))[\phi_\pi(s_t)E_t\pi_{t+1} + \phi_y(s_t)E_ty_{t+1} + \phi_q(s_t)q_{t-1}] + \varepsilon_t^k(s_t) \quad (\text{规则IX})$$

其中，规则V为后顾型的货币政策规则，规则VI为前瞻型的货币政策规则，规则VII至IX为几种代表性的混合型货币政策规则。基于上述货币政策规则的不同设定，沿用前文的模型系统和相关参数估计，就可以通过模拟分析计算得出每一种货币政策规则下的社会福利损失大小，进而对相关规则的政策效果进行评估。具体结果如表3所示。为便于比较，表3同时给出了前文基于当期值反应的货币政策规则（即规则I，作为比较基准）。

从表3的结果可以看出，在各种不同的冲击下，在大部分情况下，规则V至规则IX下的社会福利损失均较规则I下的社会福利损失要大，这说明，就本文的相关分析而言，较之各种前瞻型和混合型的货币政策规则而言，货币政策对当期的经济和金融状态做出反应总体上能实现相对更好的政策效果。尽管如此，我们也发现，在某些特定的情况下，比如当面临成本推动冲击时，前瞻型的货币政策规则确实能进一步增进社会福利。

表3 范式转变货币政策的福利效应：对金融资产价格波动的不同反应力度比较

冲击类型	规则形式	福利损失	福利增进程度（%）*
技术冲击	规则I	0.65	—
	规则V	0.31	52.08
	规则VI	2.65	-306.99
	规则VII	1.63	-150.34
	规则VIII	3.36	-416.30
	规则IX	0.90	-38.27
金融冲击	规则I	10.08	—
	规则V	29.51	-192.75
	规则VI	15.73	-56.09
	规则VII	4.07	59.58
	规则VIII	25.52	-153.22
	规则IX	32.21	-219.63
货币政策冲击	规则I	11.63	—
	规则V	37.28	-220.64
	规则VI	33.90	-191.57

	规则VII	61.07	-425.18
	规则VIII	20.07	-72.63
	规则IX	31.86	-173.99
货币需求冲击	规则 I	2.02	—
	规则 V	10.97	-444.30
	规则VI	2.61	-29.64
	规则VII	2.85	-41.37
	规则VIII	48.34	-2298.56
	规则IX	2.19	-8.64
成本推动冲击	规则 I	1.91	—
	规则 V	1.24	34.93
	规则VI	2.28	-19.23
	规则VII	3.01	-57.29
	规则VIII	1.07	43.83
	规则IX	1.29	32.29

注：*福利增进程度是指每种情况下的福利损失相对于基准情况（即规则 I）下的福利损失所减少的百分比。

五、结论与政策启示

在现有文献中，基于金融变量状态转换的 DSGE 建模还相对较少。本文通过构建一个包含金融资产价格状态和货币政策范式转变的 DSGE 模型，为分析金融状态变化和货币政策反应规则之间的关系提供了一些新的思路和证据。具体而言，本文的研究结果发现：对于正常状态下较小的金融资产价格波动，货币政策没有必要做出直接反应；但当金融资产价格大幅偏离其均衡状态时（意味着一种明显的金融不稳定状态），货币政策应该对金融资产价格的波动做出直接的反应。这种根据金融状态变化而灵活调整、相机选择的货币政策，本文称之为“基于金融状态转换的货币政策规则”。

基于包含范式转变的 DSGE 模型，本文的模拟分析结果显示：基于金融状态转换的货币政策规则比传统的货币政策规则能更好地稳定经济和金融体系，同时，由于不需要时时针对金融资产价格的波动进行被动地持续调整，而只需要在出现明显的不稳定迹象时才进行反应，因而在政策操作上也更加清晰简洁。此外，进一步的福利分析表明，从提高货币政策反应效率的角度，基于金融状态转换的货币政策对金融资产价格波动的反应力度系数并不是越大越好，而是存在一定的适度区间。

本文的分析结果提供了两个方面的政策启示：首先，由于现实中的金融资产价格波动通常存在比较明显的状态变化特征，因而货币政策在实践中应该充分考虑这种特征，以进一步增强货币政策调控的灵活性、针对性和有效性；其次，由于货币政策是否需要金融资产价

格波动做出直接反应在很大程度上取决于其对金融资产价格所处状态（是“正常”还是“不稳定”）的判断，这就意味着，货币政策当局需要发展出一套科学和行之有效的方法，丰富政策决策的有效“信息集”，通过对金融资产价格的波动状况进行持续、动态地监测，正确识别和及时发现各种潜在的不稳定状态。

参考文献

- [1] 贾俊雪、秦聪、张静（2014）：《财政政策、货币政策与资产价格稳定》，《世界经济》第12期。
- [2] 刘斌（2010）：《动态随机一般均衡模型及其应用》，北京：中国金融出版社。
- [3] 马鑫媛、赵天奕（2016）：《非正规金融与正规金融双重结构下货币政策工具比较研究》，《金融研究》第2期。
- [4] 马勇（2016）：《中国的货币财政政策组合体制及其稳定效应研究》，《经济学（季刊）》第1期。
- [5] 马勇、陈雨露（2013）：《宏观审慎政策的协调与搭配：基于中国的模拟分析》，《金融研究》第8期。
- [6] 马勇、张靖岚、陈雨露（2017）：《金融周期与货币政策》，《金融研究》第3期。
- [7] 梅东洲、龚六堂（2012）：《经常账户调整的福利损失——基于两国模型的分析》，《管理世界》第4期。
- [8] 瞿强（2001）：《资产价格与货币政策》，《经济研究》第7期。
- [9] 王国静、田国强（2014）：《金融冲击和中国经济波动》，《经济研究》第3期。
- [10] 易纲、王召（2002），《货币政策与金融资产价格》，《经济研究》第3期。
- [11] 殷波（2009）：《投资时机、资产价格与最优利率政策：对中国货币政策有效性的再解释》，《世界经济》3期。
- [12] 余辉、余剑（2013）：《我国金融状况指数构建及其对货币政策传导效应的启示——基于时变参数状态空间模型的研究》，《金融研究》第4期。
- [13] 张亦春、胡晓（2010）：《宏观审慎视角下的最优货币政策框架》，《金融研究》第5期。
- [14] 张勇（2015）：《热钱流入、外汇冲销与汇率干预——基于资本管制和央行资产负债表的DSGE分析》，《经济研究》第7期。
- [15] Annicchiarico, Barbara; Marini, Giancarlo and Piergallini, Alessandro. "Monetary Policy and Fiscal Rules." *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 2008, 8, pp. 1-42.
- [16] Carlstrom, Charles T.; Fuerst, Timothy S. and Paustian, Matthias. "Optimal Monetary Policy in a Model with Agency Costs." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42(1), pp. 37-70.
- [17] Choi, Jinho and Hur, Joonyoung. "An Examination of Macroeconomic Fluctuations in Korea Exploiting a Markov-switching DSGE Approach", *Economic Modelling*, 2015, 51, pp. 183-199.
- [18] Christiano, Lawrence; Motto, Roberto and Rostagno, Massimo. "Risk Shocks." *American Economic Review*, 2014, 104, pp. 27-65.
- [19] Claessens, Stijn; Kose, M. Ayhan and Terrones, Marco E. "How Do Business and Financial Cycles Interact?" *Journal of International Economics*, 2012, 87(1), pp. 178-90.
- [20] Coibion, Olivier; Gorodnichenko, Yuriy and Wieland, Johannes. "The Optimal Inflation Rate in New Keynesian Models: Should Central Banks Raise Their Inflation Targets in Light of the Zero Lower Bound?" *The Review of Economic Studies*, 2012, 79(4), pp. 1371-1406.
- [21] Curdia, Vasco and Woodford, Michael. "Credit Spreads and Monetary Policy." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2010, 42(6), pp. 3-35.
- [22] Dionne, Georges; Gauthier, Geneviève; Hammami, Khemais; Maurice, Mathieu and Simonato, Jean-Guy. "A Reduced Form Model of Default Spreads with Markov-switching Macroeconomic Factors." *Journal of Banking and Finance*, 2011, 35(8), pp. 1984-2000.
- [23] Farmer, Roger E.A.; Waggoner, Daniel F. and Zha, Tao. "Understanding Markov-Switching Rational Expectations Models." *Journal of Economic Theory*, 2009, 144(5), pp. 1849-1867.

- [24] Farmer, Roger E.A.; Waggoner, Daniel F. and Zha, Tao. "Generalizing the Taylor Principle: A Comment." *American Economic Review*, 2010, 100(1), pp. 608-617.
- [25] Farmer, Roger E.A.; Waggoner, Daniel F. and Zha, Tao. "Minimal State Variable Solutions to Markov-switching Rational Expectations Models." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2011, 35(12), pp. 2150-2166.
- [26] Gameiro, Isabel Marques; Soares, Carla and Sousa, João. "Monetary Policy and Financial Stability: An Open Debate." *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*, 2011.
- [27] Gertler, Mark and Kiyotaki, Nobuhiro. "Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis," in: B. Friedman and M. Woodford eds., *Handbook of Monetary Economics 3A*, North Holland, 2010.
- [28] Iacoviello, Matteo. "Financial Business Cycles." *Review of Economic Dynamics*, 2015, 18(1), pp. 140-163.
- [29] Jermann, Urban and Quadrini, Vincenzo. "Macroeconomic Effects of Financial Shocks." *American Economic Review*, 2012, 102(1), pp. 238-271.
- [30] Leeper, Eric M. and Zha, Tao. "Modest Policy Interventions." *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50(8), pp. 1673-1700.
- [31] Liu, Zheng; Waggoner, Daniel F. and Zha, Tao. "Asymmetric Expectation Effects of Regime Shifts in Monetary Policy." *Review of Economic Dynamics*, 2009, 12(2), pp. 284-303.
- [32] Nisticò, Salvatore. "Monetary Policy and Stock-Price Dynamics in a DSGE Framework." *Journal of Macroeconomics*, 2012, 34(1), pp. 126-146.
- [33] Piergallini, Alessandro. "Real Balance Effects, Determinacy and Optimal Monetary Polic." Department of Economics, University of Rome Tor Vergata, MPRA Paper No. 59832, 2004.
- [34] Sargent, Thomas J. and Surico, Paolo. "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money: Breakdowns and Revivals." *American Economic Review*, 2011, 101(1), pp. 109-128.
- [35] Sims, Christopher A. "Solving Linear Rational Expectations Models." *Computational Economics*, 2002, 20(1), pp. 1-20.
- [36] Sims, Christopher A.; Waggoner, Daniel F. and Zha, Tao. "Methods for Inference in Large Multiple-equation Markov-switching Models." *Journal of Econometrics*, 2008, 146(2), pp. 255-274.
- [37] Smets, Frank. "Financial Stability and Monetary Policy: How Closely Interlinked?" *Sveriges Riksbank Economic Review*, 2013, 3, pp. 121-160.
- [38] Smets, Frank. and Wouters, Raf. "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(5), pp. 1123-1175.
- [39] White, William R. "Should Monetary Policy 'Lean or Clean'?" FRBD Working Paper No. 34, 2009.
- [40] Woodford, Michael. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, 2003.
- [41] Woodford, Michael. "Inflation Targeting and Financial Stability." NBER Working Paper No. 17967, 2012.

Financial State Change 和 Monetary Policy Reaction: A Study Based on Regime Switching DSGE Model

Ma Yong; Tan Yinong

Abstract: In the existing literature, DSGE model with financial state change is largely absent. This paper provides a new approach to analyzing the relationship between financial state change and monetary policy by constructing a DSGE model that includes regime-switching properties of financial state and monetary policy. Specifically, this paper proposes a new perspective that monetary policy does not need to react to asset price fluctuations during normal times but it should do so when there are large deviations of asset price from its equilibrium level (which indicates an obvious sign of financial instability). This monetary policy rule, which is flexible and discretionary according to the change of financial state, is called “financial regime-switching monetary policy rule” in this paper. Further simulation analysis suggests that, compared with the traditional linear rule, the financial regime-switching monetary policy rule can better stabilize the financial system and the real economy, is more concise and applicable, and is associated with significant enhancement of social welfare.

Keywords: financial state; monetary policy; regime switching



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