IMI No. 2122
Working Paper

股价范式转变、宏观经济动态与货币政策反应

马 勇　张书华　董怡辰

【摘　　要】本文通过构建包含范式转变的 DSGE 模型，对股价增速的结构性变化及其宏观经济效应进行了分析，并在此基础上讨论了货币政策是否应该对股价波动做出反应。本文的研究结果表明，当政策当局发出一个关于股价调控的信号时，如果市场预期该信号可信，那么各主要经济和金融变量都会在目标期内顺利达到均衡水平，反之，如果市场预期政策当局所发出的信号不可信，那么各主要经济和金融变量将长期偏离均衡水平。此外，本文还发现，在股价增速发生范式转变的过程中，货币政策对股价波动做出适度的反应能有效降低经济和金融波动，从而降低社会福利损失；但如果反应力度过大，则会破坏经济和金融稳定，同时导致社会福利损失大幅上升。

【关　键　词】范式转变 DSGE 模型 结构性变化 货币政策
【文章编号】IMI Working Papers NO.2122

微博 · Weibo　微信 · WeChat
更多精彩内容请登陆 国際貨币网
http://www.imi.org.cn/

股价范式转变、宏观经济动态与货币政策反应

马　勇[1]　　张书华[2]　　董怡辰[3]

【摘要】 本文通过构建包含范式转变的DSGE模型，对股价增速的结构性变化及其宏观经济效应进行了分析，并在此基础上讨论了货币政策是否应该对股价波动做出反应。本文的研究结果表明，当政策当局发出一个关于股价调控的信号时，如果市场预期该信号可信，那么各主要经济和金融变量都会在目标期内顺利达到均衡水平，反之，如果市场预期政策当局所发出的信号不可信，那么各主要经济和金融变量将长期偏离均衡水平。此外，本文还发现，在股价增速发生范式转变的过程中，货币政策对股价波动做出适度的反应能有效降低经济和金融波动，从而降低社会福利损失；但如果反应力度过大，则会破坏经济和金融稳定，同时导致社会福利损失大幅上升。

【关键词】 范式转变　DSGE模型　结构性变化　货币政策

一、引言与文献综述

在中国经济和金融大发展的背景下，中国的股票市场自20世纪90年代后期开始经历了迅速发展，股市总市值占GDP的比重在2006年之后上升至80%左右，在2007年的高点甚至一度突破120%（图1）。随着股票市场规模的不断扩大，其对宏观经济的影响也日益深化，特别是在近年来中国的“金融——实体经济”关系已经密切关联的背景下，股票市场的波动和不稳定性将不可避免地对整个金融体系和实体经济的稳定性产生影响。在此背景下，近年来，股票市场平准基金的建立、“从疯牛到慢牛”的政策信号释放、“国家队”多次在市场下行期“挺身而出”以及背后央行的流动性支持承诺，都反映了政策当局对股票市场稳定性的高度关注和方向引导。可以预期，在上述政策的持续调控之下，中国的股票市场将有很大概率从过去大幅波动的“快牛”、“疯牛”向更加平稳的“慢牛”转变，这意味着股票市场的价格状态将经历一个从“快涨”到“慢涨”的范式转变。在股价增速发生范式转变的前后，宏观经济和金融体系的运行动态和稳定性将会受到何种影响？货币政策应该如何应对？这些都是过去文献尚未明确讨论但非常值得研究的问题。

[1] 马　勇，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国人民大学财政金融学院教授，中国财政金融政策研究中心，经济学博士
[2] 张书华，中国人民大学财政金融学院
[3] 董怡辰，中国人民大学财政金融学院

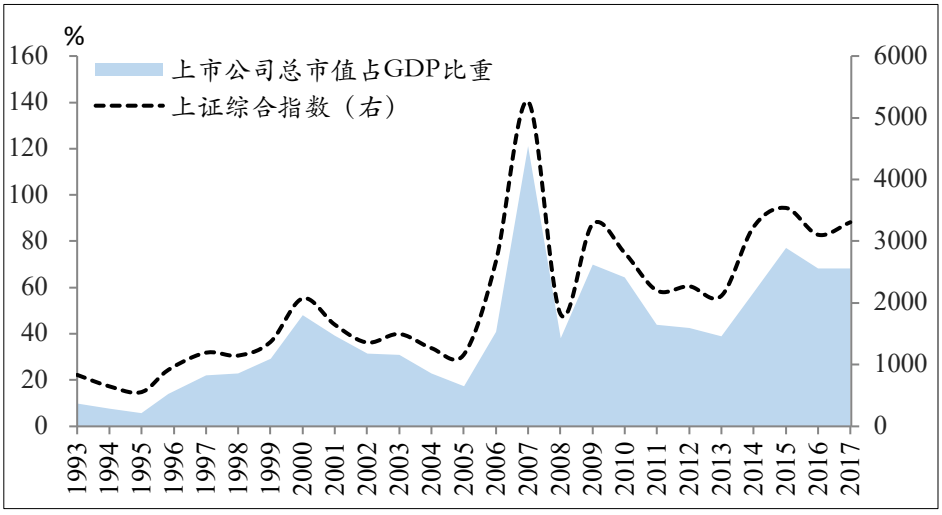

图 1 中国股票市场的规模和股指表现：1996-2017

从文献分析的角度，讨论股价变化、宏观经济和货币政策三者之间的关系，必然涉及两个基本问题：一是金融资产价格（股价）的变化是否会对宏观经济产生影响，二是货币政策是否应该对金融资产价格（股价）波动做出反应。就第一个问题而言，近年来的研究（特别是2008年国际金融危机之后的研究）普遍支持金融市场（股价）波动对宏观经济具有重要影响的结论。比如，Castelnuovo（2010）等通过对美国股票市场进行实证分析发现，股价缺口对宏观经济的繁荣与萧条状态具有良好的反映。Milani（2011）通过构建两国新凯恩斯模型发现，外国股票市场的波动会影响市场主体对产出缺口的预期。Hollander and Liu（2016）通过构建新凯恩斯动态随机一般均衡（DSGE）模型发现，股价波动确实会对宏观经济的波动产生放大效应。在基于中国经济的研究方面，易纲和王召（2002）、郭田勇（2006）等的研究都认为，资产价格波动对宏观经济具有重要影响。鄢莉莉和王一鸣（2012）通过构建包含金融市场冲击的DSGE模型，发现金融市场冲击对产出波动的贡献达到了25.65%，这说明中国经济中超过1/4的产出波动可由金融市场的冲击得到解释，并且随着金融市场的发展，其冲击对中国经济波动的解释力还在不断增强。王国静和田国强（2014）的研究也得到了类似的结论，在其研究中，金融冲击已经成为驱动中国经济波动的主要力量。刘晓星和姚登宝（2016）从资产价格波动影响家庭违约行为的角度构建DSGE模型，并分析了资产价格波动对中国经济波动的影响，其研究结果表明，资产价格波动是驱动产出、通胀、投资和信贷等重要宏观经济和金融变量波动的重要因素。冯根福和郑冠群（2016）基于分段线性DSGE模型考察了货币政策是否应该“非对称干预”资产价格，其研究结果发现，中央银行对资产价格采取“提前宽松”式非对称干预会导致利率长期低于均衡水平，诱发金融失衡和资源错配风险；反之，如果货币政策“对称地干预”资产价格波动，则可以促进利率水平尽快回归稳态，从而降低金融风险的发生概率。陈彦斌和刘哲希（2017）通过在含有资产泡沫与融资约束的 DSGE 模型中引入市场预期的内生变化机制，研究了资产价格和经济增长之间的关系，

其研究结果发现，资产价格上涨会显著增加资产购买，从而挤出实体经济投资，资产价格每上涨 1%，产出水平会下降约0.8%，同时，资产泡沫破裂将带来约7.5%的产出损失。

如果说经济学家们在金融（股票）市场对宏观经济具有重要影响这一问题上越来越多地达成了共识的话，那么关于“货币政策是否应该对诸如股价等金融资产价格的波动做出反应”这一问题，现有文献则存在着两种完全不同的观点。早期的反对观点认为，资产价格（股价）的波动与重要宏观经济变量的关系并不是非常明显，而以通胀和产出稳定为目标的货币政策会自动修复宏观经济基本面的波动，进而消除由经济基本面波动所带来的资产价格波动。基于这一理论逻辑，货币政策不对资产价格波动做出反应是最优选择。此方面的代表性文献如Bernanke and Gertler（2001）、Smets（2013）和Ueda and Valencia（2014）等的研究。这些研究认为，多目标的货币政策会使中央银行的信誉受损，除非有证据表明资产价格波动显著影响到了货币政策关注的通胀和产出等重要的宏观经济变量，否则货币政策就不应对资产价格波动做出直接反应，因为中央银行事实上很难区分引起资产价格波动的原因是否源于经济基本面的波动。与此同时，支持货币政策应该考虑资产价格（股价）波动的学者则认为，金融稳定和宏观经济稳定是“一个硬币的两面”，二者之间存在密切关联和不可分割的关系，因而货币政策应该以某种方式对资产价格（股价）的波动（或至少过度的波动）做出相应的反应。在此方面的文献中，Cecchetti等（2000）的研究发现，如果货币政策考虑了股价稳定因素，那么产生资产价格泡沫和触发金融风险的概率会明显下降。Nisticò（2005）基于封闭经济的DSGE模型考察了股价波动对实体经济的影响及其传导机制，其研究结果显示，货币政策应当考虑股价稳定。Castelnuovo and Nistico（2010）对美国股票市场波动和货币政策之间的关系进行了研究，其分析结果表明，股价波动对实际生产行为和经济周期均有重要影响，同时美联储事实上也对股价波动做出了逆周期的反应。在Hilberg and Hollmayr（2011）的研究中，作者通过构建包含银行间市场的新凯恩斯 DSGE 模型，发现货币政策应该关注资产价格波动，并且对资产价格泡沫破灭时的退出机制进行了设计。Funke等（2011）的研究将模型扩展至开放经济，并得到了与Nisticò（2005）类似的结论。Airsudo等（2013）的研究进一步发现，如果货币政策对股价波动做出温和的反应，可以更好地稳定宏观经济。在基于中国经济的研究方面，易纲和王召（2002）发现，股票市场对货币数量和通胀具有重要影响，虽然传统的货币政策目标不含资产价格，但随着金融市场的发展，股价波动对宏观经济的影响将逐渐显现，货币政策应该适时考虑对股价波动做出反应。在吕江林（2005）的研究中，当股价变动超过某个幅度之后，货币政策应当对其做出反应。马勇等（2017）的研究也发现，金融冲击对宏观经济的周期波动具有重要影响，引入金融稳定目标的货币政策规则能更好地维护金融和实体经济的共同稳定。

纵观已有文献，虽然已有不少研究在DSGE框架下研究了资产价格（股价）、宏观经济和货币政策三者之间关系，但迄今为止，绝大部分研究都是在线性DSGE模型框架下讨论这些

关系1，少有研究关注经济和金融体系的非线性机制和状态变化（范式转变），这使得范式转变背景下的“资产价格——宏观经济”关系以及相应的货币政策反应规则成为现有文献有待填补的一个领域。基于上述考虑，本研究尝试在传统的线性DSGE模型中引入股票价格的范式转变，并在此基础上对股价的结构性变化、宏观经济动态与货币政策反应之间的关系进行研究。本文其余部分的内容如下：第二部分构建一个包含股票价格变量的DSGE模型作为基础模型框架；第三部分对模型系统和涉及股价的范式转变进行说明，并对模型参数进行校准；第四部分对范式转变模型的求解进行说明；第五部分讨论股价增速的范式转变和宏观经济动态之间的关系；第六部分进一步考察在股价增速发生范式转变的过程中，货币政策是否应该对股价波动做出反应；文章最后进行总结并提出简要的政策建议。

二、包含股票价格的 DSGE 模型

本文模型的基本框架主要是基于标准的新凯恩斯DSGE模型（Smets and Wouters，2003；Gali and Monacelli，2005），并从以下两个方面进行扩展：一是在家庭部门建模中引入金融资产的选择问题，从而使资产价格（如股价）等关键金融变量可以正式地被纳入DSGE模型；二是在企业部门建模中引入企业的融资决策，从而使得融资成本影响一般价格水平（通胀）的渠道可以得到明确的建模。上述从经济总需求方和总供给方两方面的扩展，可以形成金融和宏观经济之间彼此关联和相互影响的一般性框架，从而使得内生性的经济和金融问题可以得到更好的讨论。

（一）经济需求方与动态 IS 曲线的推导

经济需求方由的一系列同质性的家庭构成，这些家庭通过选择合适的消费、劳动和资产配置（债券、股票）来实现其效用的最大化。与主流文献一致，家庭部门的决策问题为：

$$\begin{aligned} & E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \\ & s.t.\ C_t + b_t + q_t A_t = w_t N_t + \frac{r_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t} + q_t A_{t-1} \end{aligned} \tag{1}$$

其中，β 为家庭部门的贴现因子，C_t 为消费，N_t 为劳动，σ 和 φ 分别为跨期消费替代弹性和劳动供给弹性的倒数；在实际预算约束等式中，$w_t = W_t / P_t$ 为家庭部门的实际工资，$b_t = B_t / P_t$ 为家庭部门持有的实际债券，r_t 为债券名义利率，$q_t = Q_t / P_t$ 为每单位企业股票的实际价格（后文简称股票价格），$\pi_t = \dfrac{P_t}{P_{t-1}}$ 为毛通胀率（gross inflation rate）。求解上

[1] 传统的线性理性预期 DSGE 模型由于将模型的结构参数视为恒定不变，因而无法讨论涉及范式转变的经济情景，对后者的讨论客观上要求允许模型的结构参数随时间变化。

述目标函数，可得目标函数最大化的一阶条件为：

$$\frac{1}{r_t}=\beta E_t\left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma}\frac{P_t}{P_{t+1}}\right] \tag{2}$$

$$C_t^{\sigma}N_t^{\varphi}=w_t \tag{3}$$

$$q_t=\frac{E_t q_{t+1}}{r_t}E_t\pi_{t+1} \tag{4}$$

其中，（2）-（4）式分别表示消费欧拉方程、劳动供给方程以及股票需求方程。在均衡条件下，商品市场出清条件要求总产出等于总消费：$Y_t=C_t$，将此条件代入（2）式，并在稳态值附近进行对数线性化，可得如下形式的动态IS曲线（总需求曲线）：

$$y_t=E_t y_{t+1}-\frac{\overline{y}}{\sigma}\left(\frac{1}{\overline{r}}r_t-\frac{1}{\overline{\pi}}E_t\pi_{t+1}\right)+\varepsilon_{y,t} \tag{5}$$

其中，上方加横线的变量为对应变量的稳态值（下文同），$\varepsilon_{y,t}\sim i.i.d.(0,\sigma_y^2)$为总需求冲击。

同时，定义股价增长的毛速率[1]为$s_t=q_t/q_{t-1}$，代入上文（4）式并在稳态值附近进行对数线性化，可得如下形式的股价增速运动方程：

$$s_t=\overline{s}+\frac{\overline{s}}{\overline{r}}r_{t-1}-\frac{\overline{s}}{\overline{\pi}}\pi_t \tag{6}$$

（二）经济供给方与菲利普斯曲线的推导

经济的供给方由生产最终消费品的零售厂商和生产中间品的批发厂商构成。其中，零售厂商是完全竞争的，并在规模报酬不变技术下生产最终消费品Y_t：$Y_t(i)=\left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}di\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$，其中，$\varepsilon>1$为替代弹性。相应地，要素投入需求函数为$Y_t(i)=\left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\varepsilon}Y_t$，总价格指数$P_t=\left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon}di\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$。批发厂商是垄断竞争的且采用线性生产技术进行生产：$Y_t=Z_t N_t$，其中，Z_t为生产技术，遵循标准的AR(1)过程，相应的对数线性化表达式为：

[1] 对应的股价增长净速率为：$q_t/q_{t-1}-1$。

$$z_t = (1-\rho_z)\bar{z} + \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \tag{7}$$

其中，ρ_z为技术的一阶自回归系数，$\varepsilon_{z,t} \sim i.i.d.(0,\sigma_z^2)$为技术冲击。

在考虑企业融资行为时，为简化起见，与常见文献的做法一致，假设所有厂商均不存在内源融资，同时主要通过股票市场融资来支付其工人的工资，于是有：

$$w_t N_t = q_t A_t \tag{8}$$

根据（8）式，厂商发行的股份将与其所需支付的工资数额相等，这意味着，作为报酬支付给股东的股份分红，可视为厂商的外部融资成本。与此同时，假设家庭在t期持有的股份，其分红会在$t+1$期被支付。于是，厂商的实际总成本为：$TC_t = E_t q_{t+1} A_t$。将（8）式带入实际总成本的表达式，得到：$TC_t = \dfrac{E_t q_{t+1}}{q_t} w_t N_t$。相应地，厂商的实际边际成本为：

$$\psi_t = \frac{E_t q_{t+1}}{q_t}\frac{w_t}{Z_t} = E_t s_{t+1}\frac{w_t}{Z_t} \tag{9}$$

在厂商定价机制方面，采用与Gali and Monacelli（2005）一致的标准设定，假设厂商按照Calvo-Yun规则重新设定价格，以速率θ收到价格信号，同时定义θ^k为t期所定价格在$t+k$期仍保持不变的概率，于是可导出如下标准的定价方程：

$$p_t^{new} = (1-\beta\theta) E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k \left(\psi_{t+k} + p_{t+k} \right) \right\} \tag{10}$$

相应的总价格指数为：

$$P_t = \left[\theta \left(P_{t-1} \right)^{1-\varepsilon} + (1-\theta) \left(P_t^{new} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \tag{11}$$

根据（9）、（10）和（11）式以及企业生产函数，并在稳态值附近进行对数线性化处理，可得如下形式的菲利普斯曲线（总供给曲线）：

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \bar{\pi} \left[(1-\beta) + \kappa \left(\frac{\varphi+\sigma}{\bar{y}} y_t - \sigma - \frac{\varphi+1}{\bar{z}} z_t + \frac{1}{\bar{s}} E_t s_{t+1} \right) \right] + \varepsilon_{e,t} \tag{12}$$

其中，$\kappa \equiv (1-\theta)(1-\beta\theta)/\theta$，$\varepsilon_{\pi,t} \sim i.i.d.(0,\sigma_\pi^2)$为总供给冲击。值得一提的是，区别于传统的新凯恩斯菲利普斯曲线，（11）式的边际成本项中包含了股价增速变量（s_t）的影响，这意味着，在考虑了企业的股票市场融资行为之后，股价的变动可以通过边际成本渠道明确地对通胀动态产生影响。这也为理解“资产价格——通胀”关系的传导机制提供了一种具有微观基础的、基于边际成本渠道的解释。

（三）中央银行与货币政策规则

对于中央银行的货币政策，与主流文献一致，假定中央银行根据通胀和产出缺口的变化设定名义利率水平，相应的政策规则如下：

$$r_t = \bar{r} + \rho_r(r_{t-1} - \bar{r}) + (1-\rho_r)\left(\rho_\pi \tilde{\pi}_t + \rho_y \tilde{y}_t\right) + \varepsilon_{r,t} \tag{13}$$

其中，$\tilde{\pi}_t = \pi_t - \bar{\pi}$为通胀缺口，$\tilde{y}_t = y_t - y_t^n = y_t - \frac{\bar{y}}{\varphi+\sigma}\left(\sigma + \frac{\varphi+1}{\bar{z}} z_t - \frac{1}{\bar{s}} E_t s_{t+1}\right)$为产出缺口[1]，$\varepsilon_{r,t} \sim i.i.d.(0, \sigma_r^2)$为货币政策冲击。

三、模型系统、范式转换设定与参数校准

（一）模型系统与范式转换设定

基于上文模型框架，在均衡状态下，本文的模型系统方程由总需求方程（动态IS曲线）、总供给方程（菲利普斯曲线）、股价运动方程、货币政策方程和技术冲击方程构成。这一模型系统构成了我们分析股价变动和相关经济变量动态关系的一个基本框架。如前文所述，由于本文的主要目标是分析当股票市场的价格状态发生结构性的范式转换时（结构性转换前后分别对应不同的增长状态）主要经济和金融变量的动态变化过程，因此，在进行正式的模型分析之前，还需要对股价状态在样本区间发生结构性变化和范式转换的情况进行界定。为此，参考Kulish and Pagan（2017）的做法，首先将样本数据的运行时间区间标记为t=1,2,…, T，并允许样本期间内的模型动态发生结构性变化和范式转变；其次，假定结构性变化的发生区间位于[T_m，T_{m}^*]之间，即最初的模型结构（以及对应的范式状态）从T_m期开始被一个新的模型结构替代，然后发生一系列的结构性变化，直至T_{m}^*期形成最终的模型结构（以及对应的范式状态）为止。T_{m}^*期之后，模型收敛，不会发生新的结构性变化，从而标志着新范式的正式形成。基于上述设定，如果样本期间只有一个结构性变化发生，那么它会在$T_m = T_{\mathrm{m}}^*$时瞬间发生，而初始的模型结构（状态）也会在该时点之后立刻转变为最终的模型结构（状态）。为直观地描述上述时间维度上的结构性变化过程，图2给出了一个简单的示意图，图中的箭头描述了结构演变的方向，而一系列的结构性变化开始于T_m，结束于T_{m}^*。就本文的分析而

[1] 与标准文献一致（如 Woodford，2003），自然产出水平 $y_t^n = \frac{\bar{y}}{\varphi+\sigma}\left(\sigma + \frac{\varphi+1}{\bar{z}} z_t - \frac{1}{\bar{s}} E_t s_{t+1}\right)$可由边际成本为零推导得出。

言，更确切地讲，我们假定股票市场的价格状态在T_m之前遵循旧的结构范式，并从T_m开始至T_{m}^{*}区间发生一系列的结构性变化，并最终在T_{m}^{*}之后正式形成新的结构范式。

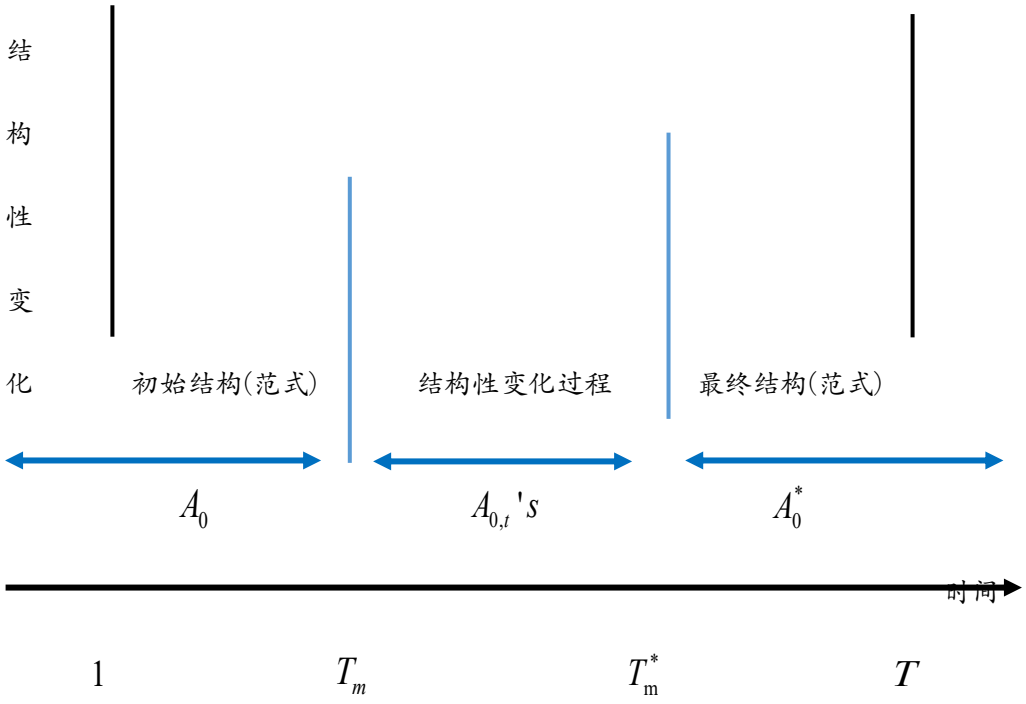

图 2 模型的结构性变化和范式转换过程

（二）模型参数校准

在进行模拟分析之前，需要对模型系统的相关参数进行校准。其中，季度主观贴现因子β参考Kulish and Pagan（2017）的做法设定为0.9975。跨期消费弹性倒数（σ）根据马勇（2016）、马勇和王芳（2018）以及康立和龚六堂（2014）等的研究设定为2。劳动供给弹性的倒数（ϕ）在大部分文献中的估计值在2附近（如Smets and Wouters，2003；王国静和田国强，2014），因此，本文将其值设定为2。对于厂商价格粘性θ，刘斌（2010）的估计值为0.85，马勇（2016）的估计结果为0.78，本文取中间值0.8。稳态的技术水平（$\bar{z}$）参照马勇（2013）等的做法标准化为1，稳态的劳动供给参照一般文献的做法（如Totzek，2011）设定为1/3，对应常见的8小时工作制（8/24=1/3），而稳态的产出水平（$\bar{y}$）则根据相关稳态条件$\bar{y}=\bar{z}\bar{n}$对应校准为1/3。稳态的季度毛通胀率（$\bar{\pi}$）设定为1.005，对应2%的年化通胀率，这与近年来的年均实际通胀水平接近（如2012-2017年的年均通胀率约为2%左右）。

对于稳态时的季度股价毛增速（$\bar{s}$），从历史数据来看，在2012年底“十八大”召开之前，中国1992-2012年上证综指的季度平均增速为5%，2013年以来，在金融“维稳”和股市“慢牛”的指引下，上证综指在2013-2017年间的季度平均增速降至3%左右的水平。为反映上述股价增速的结构性变化，我们对应将初始的稳态季度股价毛增速（$\bar{s}^{(1)}$）设定为1.05，

对应5%的季度股价增速或约20%左右的年股价增速；同时，将最终的目标稳态季度股价毛增速（$\bar{s}^{(1)}$）设定为1.03，对应3%的季度股价增速或约12%左右的年股价增速。稳态的季度毛利率（$\bar{r}$）根据（4）式所揭示的稳态条件对应校准为$\bar{r}^{(j)}=\bar{\pi}\bar{s}^{(j)},\ j=1,2$。

在货币政策规则的相关参数方面，货币政策的持久性参数（ρ）根据Zilberman and Tayler（2014）的校准值设定为0.8，这一设定也与已有大部分实证研究的结果一致（如李成等，2010；马勇，2013；马勇和陈雨露，2013，2014）。关于货币政策对通胀缺口和产出缺口的反应系数ϕ_π和ϕ_y，根据已有文献的校准结果（Smets and Wouters，2003；Justiniano and Preston，2010；Kannan et al.，2009；马勇和陈雨露，2013），分别设定为1.5和0.5，同时这一设定也与基于中国数据的实际估计结果接近（如刘斌，2010）。

对于模型各外生冲击的标准差，为简化起见，按照一般文献的做法，统一设定为0.01，对应1%的外生冲击幅度。对于结构性变化和范式转变的发生过程设定，我们假设替代性的新结构（范式）在第4期（$T_m=4$）开始出现，经过2年（8期）时间，最终在第12期（$T_m^*=12$）形成稳定的结构（对应最终的结构和范式状态）。

最后，需要特别指出的是，参数的敏感性检验表明，上述校准的参数只要在合理范围内取值，均不影响后文数值模拟分析的结论。本文相关模型参数的取值见表1。

表 1　模型结构参数取值

参数	参数经济含义	校准值
β	家庭部门的贴现因子	0.9975
σ	跨期消费弹性的倒数	2
φ	劳动供给弹性的倒数	2
θ	厂商价格粘性	0.8
ρ_r	货币政策的持久性参数	0.8
ρ_π	货币政策对通胀缺口的反应系数	1.5
ρ_y	货币政策对产出缺口的反应系数	0.5
ρ_z	技术冲击的持久性参数	0.8
σ_z	技术冲击的标准差	0.01
σ_y	总需求冲击的标准差	0.01
σ_π	总供给冲击的标准差	0.01
σ_r	货币政策冲击的标准差	0.01
$\bar{z}$	稳态的技术水平	1
$\bar{y}$	稳态的产出水平	1/3
$\bar{\pi}$	稳态的通胀水平	1.005
$\bar{s}^{(1)}$	初始股价季度涨速	1.05
$\bar{s}^{(2)}$	最终股价季度涨速	1.03
T_m	新范式开始出现时	4

（三）变量稳态关系的比较静态分析

在进行相关变量的动态分析之前，我们先对主要变量之间的稳态关系进行一个初步的比较静态分析。由于稳态关系反映的是模型变量之间的长期均衡关系，因此，基于稳态关系的比较静态分析有助于我们加深对相关变量之间联动关系的认识。特别是，通过对涉及稳态关系的相关变量和参数进行反事实分析（如基于不同情景设定的赋值分析），还有助于我们在不同的经济背景设定中去理解相关变量之间均衡关系的可能变化。

（1）股价增速和经济增长有同向变动的趋势。定义经济增速$g_t = Y_t / Y_{t-1} - 1 = C_t / C_{t-1} - 1$，同时将前文（2）式所对应的稳态条件$\bar{r}^{(j)} = \bar{\pi}^{(j)} \left(\bar{g}^{(j)} \right)^{\sigma} / \beta$带入股价增速的稳态条件$\bar{s}^{(j)} = \bar{r}^{(j)} / \bar{\pi}^{(j)}$，可得：$\bar{s}^{(j)} = \left(\bar{g}^{(j)} \right)^{\sigma} / \beta$。这意味着，在贴现率$\beta > 0$且恒定的情况下，股价增速与经济增速在稳态条件下呈指数型关系（指数转换的速率由跨期消费弹性参数σ决定），同时由于参数σ在理论上为正，因此，稳态（长期均衡）条件下的股价增速与经济增速呈正相关关系，随着经济增速上升或下降，股价增速也会相应的出现上升或下降。图3直观地给出了股价增速（s）和经济增速（g）在不同σ取值下的关系[1]。从图3可以看出，在任何σ取值下股价增速都会随着经济增速的提高而上升，并且σ的值越大，股价增速提高得越快。值得一提的是，上述关于股价增速和经济增速具有长期均衡关系的结论也可以作为金融和实体经济密切关联以及二者之间具有顺周期性关系的进一步佐证（Borio，2014）。

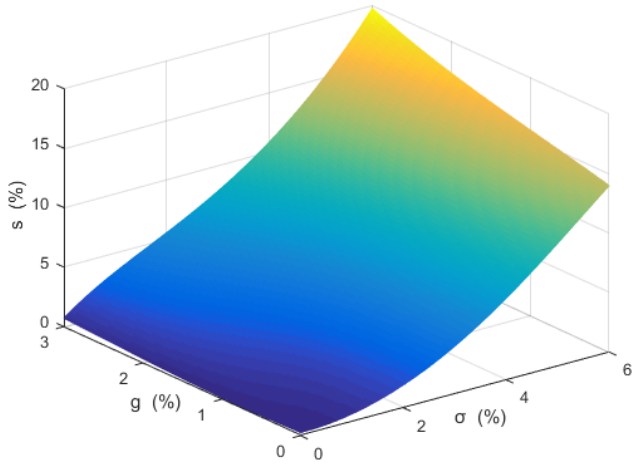

图 3 不同跨期消费弹性和经济增速下的股价增速

[1] 尽管前文基于中国经济的特征将跨期消费替代弹性σ的取值校准为2，但实际上不同的国家通常具有不同的σ值，这意味着σ的取值在更一般的分析中可以视为可变的，这有助于加深我们对相关问题的理解。根据已有的文献，世界各国的σ估计值一般位于0至6之间，因此，这里的分析也让σ在0至6之间取值。

（2）均衡利率水平同时受到通胀和资产价格的影响。根据稳态条件的家庭股票需求方程（4）式，可得稳态条件下的名义利率为：$\bar{r}^{(j)}=\bar{\pi}^{(j)}\bar{s}^{(j)}$。根据这一均衡关系，很明显，稳态条件下的均衡利率水平将同时受到通胀水平和资产价格（股价增速）的影响，并且与二者均呈正相关关系。这意味着，无论是通胀水平的上升，还是资产价格（股价增速）的上升，都将推动均衡利率水平的上升；反之，则反成立。特别是，在一个通胀和资产价格（股价增速）均处于上升趋势的经济环境中，均衡的名义利率水平在二者的“交互式强化”作用下可能出现加速的上升。图4给出了不同通胀水平和股价增速组合下的均衡名义利率水平。从图4可以看出，通胀和股价增速的上升都会导致均衡的名义利率水平出现上升，特别是在现代经济中常见的“股市繁荣”时期，在高股价增速的推动下，市场的均衡名义利率水平可能会达到相当高的水平才能实现市场均衡。这一情况可以部分地解释为什么在股市高涨（如典型的“牛市”）时期，中央银行通过小幅加息很难抑制股市的上涨，因为小幅加息之后的政策利率水平可能仍然是显著低于市场均衡利率水平的。

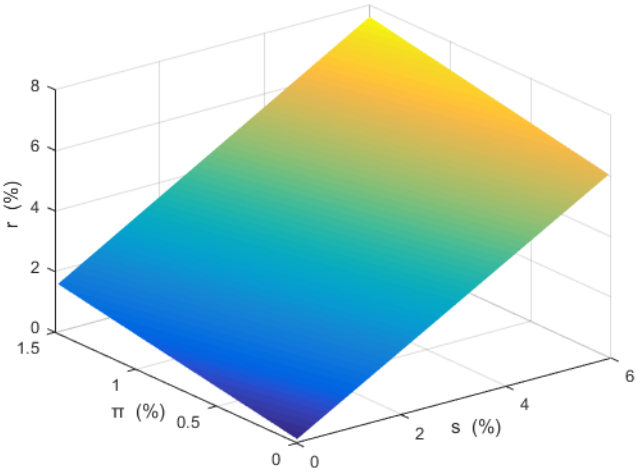

图 4 不同通胀和股价增速组合下的均衡名义利率水平

非常有意思的是，通过将上述分析结论进行综合，我们还可以得到一个有趣的结论：经济的高增长通常伴随资产价格（股价）的走高，而走高的资产价格（股价）又会推动均衡名义利率水平的上升，从而出现高增长、高股价和高利率并存的现象。

四、结构性范式转变模型的求解

对于上文包含结构性变化和范式转换特征的DSGE模型，Kulish and Pagan（2017）提供了一种一般性的解决方案，本部分对此进行简要介绍。首先，一个包含n个方程的线性理性预期模型可写为如下的一般形式：

$$A_0 y_t = C_0 + A_1 y_{t-1} + B_0 E_t y_{t+1} + D_0 \varepsilon_t$$

其中，y_t 是$n\times1$维状态和跳跃变量（jump variable）构成的向量，ε_t 为$l\times1$维外生变量（冲击）向量。结合前文关于模型结构性变化发生时间的界定，为对包含结构性变化和范式转变的模型进行求解，首先假定在T_m之前，模型结构以方程（1）式的形式处于稳定状态。然后，在$t=T_m,\ldots,T_{\mathrm{m}}^*$之间，模型结构按照如下形式进行演变：

$$A_{0,t}y_t = C_{0,t} + A_{1,t}y_{t-1} + B_{0,t}E_t y_{t+1} + D_{0,t}\varepsilon_t$$

同时，在$t=T_{\mathrm{m}}^*,\ldots,T$期间，模型结构按照如下形式进行演变：

$$A_0^* y_t = C_0^* + A_1^* y_{t-1} + B_0^* E_t y_{t+1} + D_0^*\varepsilon_t$$

此后，上式将一直成立，模型不再发生新的结构性变化。

基于上述设定，在第一个时间段（1至$T_{m\text{-}1}$），模型的系数是$\theta=\{A_0,C_0,A_0,B_0,D_0\}$；在第二个时间段（$T_m$至$T_{\mathrm{m}}^*$-1），模型的系数变为$\bar{\theta}=\{\bar{A}_0,\bar{C}_0,\bar{A}_0,\bar{B}_0,\bar{D}_0\}$；在最后的时间段（$T_{\mathrm{m}}^*$至$T$），系数最终变为$\theta^*=\{A_0^*,C_0^*,A_0^*,B_0^*,D_0^*\}$。一般来说，当一系列结构性变化在样本内产生时，结构系数矩阵如下：

$$\{A_0,C_0,A_1,B_0,D_0\}_{t=1}^{T_m-1},\{A_{0,t},C_{0,t},A_{1,t},B_{0,t},D_{0,t}\}_{t=1}^{T_m^*-1},\{A_0^*,C_0^*,A_0^*,B_0^*,D_0^*\}_{t=T_m^*}^{T}$$

对于上述包含结构性范式转变的模型，其求解的关键是用与模型和经济主体所拥有的信息相一致的函数去替换对未来的预期。实际中通常考虑两种情况：一是经济主体关于模型主要结构的预期是准确的，即假定预期与现实一致，此时模型方程所显示的一系列结构性变化只有当发生时才会被知晓；二是假定第一个结构性变化发生时，经济主体就已经知晓未来所有的结构变化将在何时发生。

在似然函数的构建方面，如Kulish and Pagan（2017）所述，结构性变化和预期形成方式的影响可以在一系列简化模型中得到反映。不失一般性，简化模型可写为以下形式：

$$y_t = C_t + Q_t y_{t-1} + G_t\varepsilon_t$$

上式为状态方程，用以描述状态空间。同时，假定存在一组样本数据$\{z_t\}_{t=1}^{T}$，其中z_t为$n_z\times1$维可观测变量向量，并满足：

$$z_t = Hy_t + v_t$$

其中，v_t为独立同分布的测量误差，满足$E(v_t)=0,E(v_t v_t^{'})=V$。上式即为观测方程，用以描述观测值与模型待估计参数间的函数关系。根据Kulish and Pagan（2017），卡尔曼滤

波法可被用于建立对样本$\{z_t\}_{t=1}^{T}$的如下似然函数：

$$L=-\left(\frac{n_z T}{2}\right)\ln(2\pi)-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\ln\det(H\sum_{t|t-1}H'+V)-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}u_t'(H\sum_{t|t-1}H'+V)^{-1}u_t$$

其中，$u_t=z_t-E_{t-1}v_t$为预测误差，$\sum_{t|t-1}=E_{t-1}([y_t-E_{t-1}y_t][y_t-E_{t-1}y_t]')$为状态变量$y_t$的协方差矩阵。有了上式，就可以对模型参数的稳定性以及发生结构性转换的时点进行标准的似然估计检验。

五、股价增速的范式转变与宏观经济动态

基于前文模型设定和相关模型算法，我们就可以通过数值模拟分析来考察当股价增速发生范式转变时，主要经济和金融变量的运行趋势和动态。正如前文已经指出的，由于结构性范式转变模型的求解还涉及到不同预期形成方式的影响问题，因此，本部分的分析也将同时纳入对不同预期状态影响的考虑。

在模拟分析的场景设定方面，与前文基于现实情况的参数校准设定一致，设想在股价增速发生结构性改变之前，由于国内外的经济金融形势良好，金融市场处于高速增长状态，股价的平均季度涨速达到5%，对应20%左右的年均股价增速；在宏观经济进入“新常态”和金融出现各种不稳定的苗头之后，出于金融稳定和防止股市动荡的考虑，政策当局开始释放关于希望股市“慢牛”的信号，目标的股价季度涨速降至3%，对应约12%的年均股价增速。当然了，如前文所述，政策当局所释放的关于引导股市增速下降（从“疯牛”到“慢牛”）的信号是否成功，还取决于市场主体对股价增速的预期。为此，我们将市场主体关于政策信号的预期区分为“可信”和“不可信”两种情况，前者指市场主体关于股价增速的预期与政策当局所释放的信号完全一致，即股市增速会如期地出现下降（简称“可信预期”）；后者指市场主体认为政策当局所释放的信号不可信，股价增速将维持在原来的高增速状态，并不会下降（简称“不可信预期”）。下面我们通过模拟分析来考察上述两种情况下的模型动态。

如图5所示，与前文关于参数的相关设定一致，我们假定股价增速的结构性变化在第4期（季度）发生，在第16期（季度）结束，且股价的季度涨速在发生结构性转变之前（即第4期之前）为5%，经过2年时间在第12期下降到新的稳定水平3%。简言之，在第4期（$T_m=4$）之前，股价处于稳定的高增速状态（对应旧范式）；在第12期（$T_m=12$）之后，股价处于稳定的低增速状态（对应新范式）；而在范式转换的过程中，即在$T_m=4$与$T_m=12$之间，股价的涨速并不是固定值，而是取决于模型动态和不同变量间的相关作用。根据图5所显示的模型各主要变量在1%正向需求冲击下的脉冲反应轨迹，经济系统在第4期前有一个稳定的高股价增速，结构性转变在第4期产生，此时政策当局释放信号，表示会采取措施使得目标的季

度股价增速在未来的8个季度内从5%降至3%。下面我们分别分析在“可信预期”和“不可信预期”下的模型动态。

根据图5，在“可信预期”下，即当市场主体认为政策信号可信时，市场主体会相应形成关于股价低增速的预期，该预期经过总供给方程即前文（5）式的作用会导致通胀率明显下降。通胀下行会推动实际利率下降并通过总需求方程即前文(12)式的作用提高产出缺口。根据泰勒规则即前文（13）式，名义利率的变动取决于产出缺口上升和通胀水平下降幅度的对比以及中央银行对这两个目标的偏好（反应权重），由于通常情况下中央银行对通胀稳定的偏好更强（对通胀变动的反应力度更大），因而基于泰勒规则调整的名义利率水平会相应下降。对于股价动态而言，根据股价增速方程即前文模型方程（6）式，当期的股价增速与当期的通胀水平负相关，因此，在通胀下行的情况下，股价在短期中会相应出现一个小幅的上行，然后逐渐下降。反之，在“不可信预期”下，即当市场主体认为政策信号不可信时，一个扩张性的正向需求冲击会推动产出缺口上升，并通过总供给方程（2）式使得通胀率上行。通胀上升通过股价增速方程（6）式导致股价增速下降，同时产出和通胀的上行使得泰勒规则下的名义利率水平出现上升。

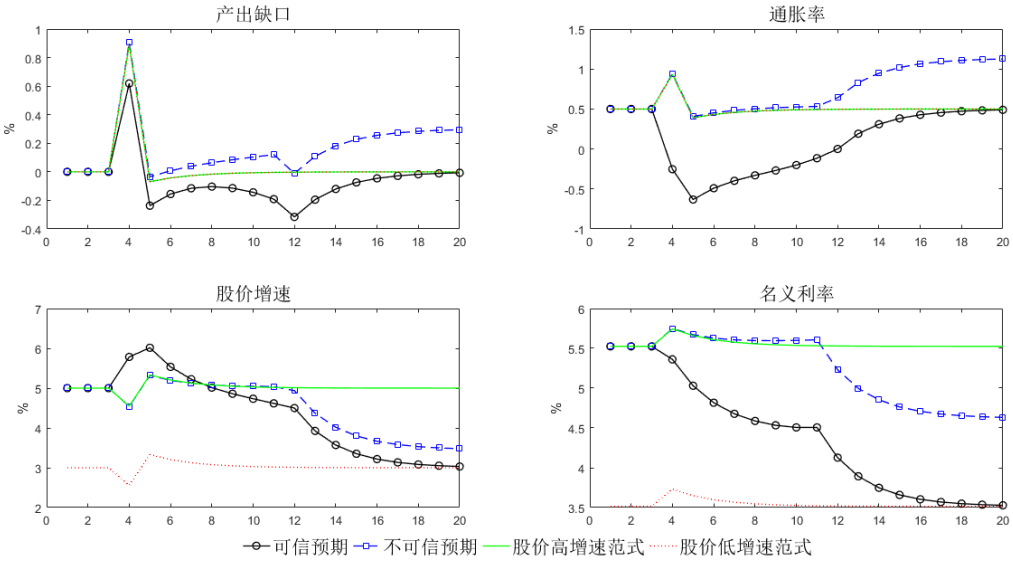

图 5 正向总需求冲击下的脉冲反应轨迹

通过对比政策信号“可信”与“不可信”两种情况下的结果，可以明显看出，对于政策当局所释放的信号，如果市场认为可信，那么该预期效应足以消除扩张性需求冲击带来的通货膨胀的影响，并且在约十多个季度之后，产出缺口、通胀率、股价增速和名义利率等主要经济和金融变量都会达到预期的目标稳态值。反之，如果市场认为政策当局所发出的信号不可信，那么市场主体的预期将停留在股价高增速的情形，此时，在同样面临扩张性需求冲击的情况下，主要经济和金融变量的变动都无法达到预期的稳态水平，具体而言，即使在经过12个季度之后，产出缺口、通胀率、股价增速和名义利率的水平都仍然系统性地显著高于预

期的目标稳态值。

图6-8进一步显示了模型各主要变量在面临总供给冲击、利率冲击和技术冲击下的脉冲反应轨迹。图中各变量的脉冲反应形态及彼此间的传导机制，可采用与前文类似的方法进行分析，此处不再赘述。但需要特别指出的一点是，无论是在何种冲击之下，我们都发现了一个共同结论，即模型各主要变量在“不可信预期”下一直未能达到预期稳态水平，并且长时间系统性地高于“可信预期”下的反应轨迹。这一点与前文基于总需求冲击的分析结果是完全一致的。

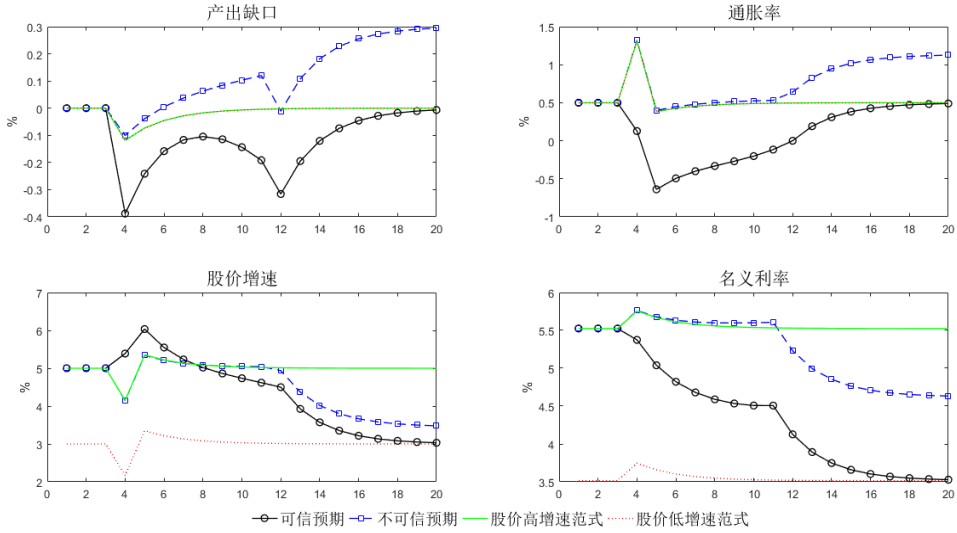

图 6 正向总供给冲击下的脉冲反应轨迹

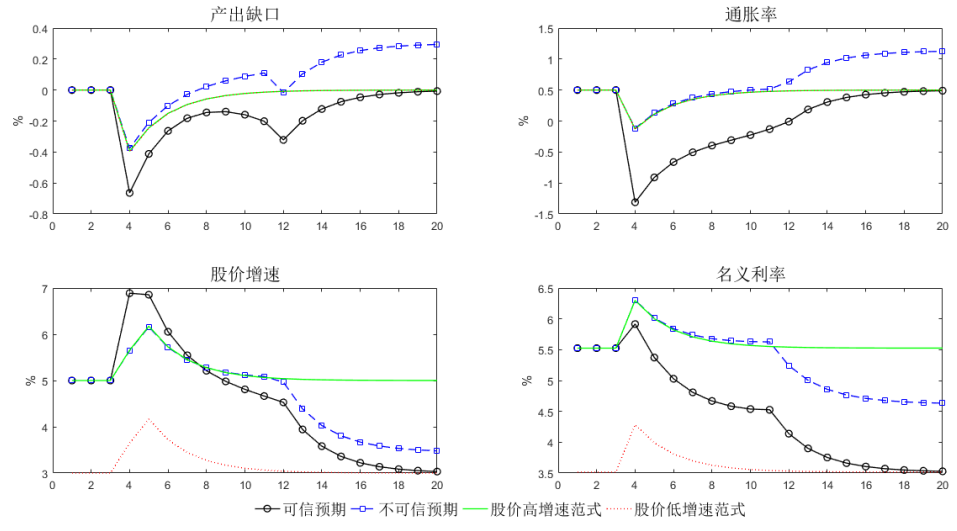

图 7 正向利率冲击下的脉冲反应轨迹

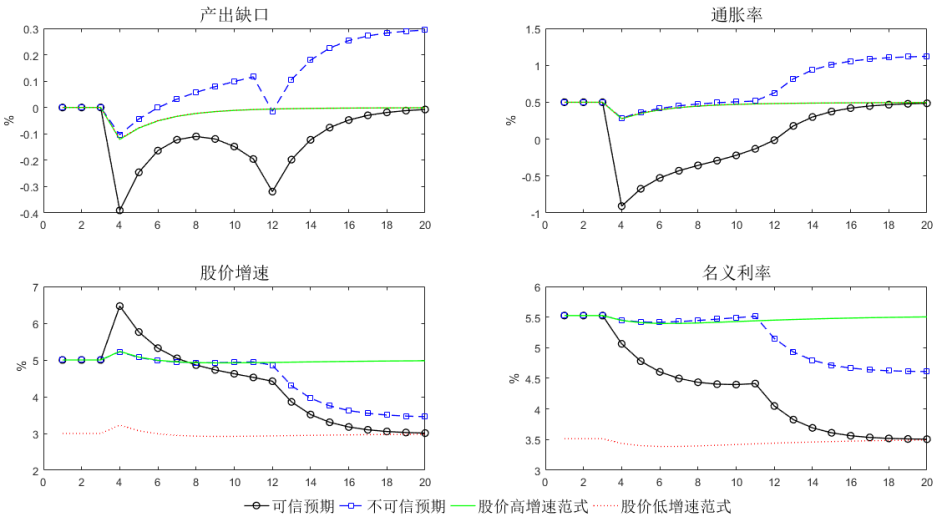

图 8 正向技术冲击下的脉冲反应轨迹

六、货币政策是否应该对股价波动做出反应？

本部分在前文分析的基础上，进一步考察在股价增速发生结构性变化（范式转变）的过程中，货币政策是否应该对股价波动做出反应？值得注意的是，区别于已有文献关于“货币政策是否应该考虑股价波动”的讨论，本部分关于货币政策与股价波动之间关系的讨论是明确限定在“股价存在结构性变化和范式转换”背景之下的。换言之，本部分尝试回答的问题并不是在常规市场状态下（不存在范式转变）货币政策是否应该对股价波动做出反应，而是在金融市场状态(股价)发生结构性转变的过程中，货币政策是否应该对股价波动做出反应，这也意味着，本部分的分析将与已有文献基于常规市场状态的分析形成有趣的补充。

（一）货币政策是否应该对股价波动做出反应？

在本文的分析框架下，为考察货币政策是否应该对股价波动做出反应，我们可以比较以下两种情形下的货币政策稳定效应：一是货币政策对股价波动做出反应的情况，二是货币政策不对股价波动做出反应的情况。其中，货币政策不对股价波动做出反应的情况由前文(13)式所代表的货币政策规则表示，而货币政策对股价波动做出反应的情况则可由下式给出：

$$r_t = \bar{r} + \rho_r(r_{t-1} - \bar{r}) + (1-\rho_r)\left(\rho_\pi \tilde{\pi}_t + \rho_y \tilde{y}_t + \rho_s \tilde{s}_t\right) + \varepsilon_{r,t} \tag{14}$$

其中，$\tilde{s}_t = s_t - \bar{s}$ 为股价增速缺口，用以表示股价波动；ρ_s 为货币政策对股价波动的反应系数，表示货币政策对股价波动的反应力度；其他变量的含义与前文相同。首先，作为一个初步的示例性分析，同时也不失一般性，我们假定（14）式中货币政策对股价的反应系数 ρ_s 为0.5，然后通过比较模型主要变量在如（13）和（14）式两种货币政策规则下的稳定效应，来判断货币政策是否应该对股价波动做出反应。显而易见，根据上述设定，如果模型各

主要变量在货币政策对股价波动做出反应时的波动性要比不做反应时的波动性更小，那么就可以认为货币政策对股价波动做出反应的规则占优。表2给出了模型各主要内生变量在各种情况下反应与不反应的波动性（标准差）大小。

表 2 货币政策对股价波动反应和不反应下的变量波动性（%）

冲击	变量	可信预期		不可信预期		股价低增速范式		股价高增速范式	
		反应	不反应	反应	不反应	反应	不反应	反应	不反应
总需求冲击	产出缺口	0.199	0.184	0.198	0.210	0.199	0.201	0.200	0.202
	通胀率	0.290	0.398	0.247	0.278	0.099	0.104	0.099	0.104
	股价增速	0.947	0.994	0.471	0.688	0.129	0.138	0.131	0.140
	名义利率	0.801	0.737	0.231	0.435	0.043	0.056	0.043	0.057
总供给冲击	产出缺口	0.090	0.110	0.120	0.130	0.030	0.031	0.030	0.031
	通胀率	0.300	0.390	0.270	0.300	0.190	0.190	0.190	0.190
	股价增速	0.920	0.970	0.470	0.700	0.210	0.220	0.210	0.220
	名义利率	0.800	0.740	0.230	0.440	0.039	0.060	0.038	0.060
技术冲击	产出缺口	0.090	0.111	0.123	0.126	0.031	0.031	0.032	0.031
	通胀率	0.305	0.460	0.268	0.296	0.048	0.058	0.049	0.059
	股价增速	0.955	1.023	0.477	0.673	0.060	0.069	0.062	0.071
	名义利率	0.777	0.712	0.202	0.389	0.028	0.043	0.029	0.044
利率冲击	产出缺口	0.175	0.168	0.214	0.178	0.153	0.103	0.153	0.102
	通胀率	0.498	0.546	0.449	0.365	0.276	0.163	0.277	0.162
	股价增速	1.257	1.225	0.767	0.852	0.423	0.319	0.430	0.321
	名义利率	0.894	0.811	0.351	0.525	0.196	0.200	0.197	0.200

从表2的结果可以看出，虽然两种规则下的结果在不同的冲击下有所差别，但总体而言，在绝大部分情况下，货币政策对股价波动做出反应下的变量波动性更小。具体而言，根据表2的结果，如果按照变量波动性小占优的原则进行统计，那么，货币政策对股价波动做出反应占优的比例达到70 %，反不反应无差异的比例约占5%，而货币政策不对股价波动做出反应占优的比例仅为25%。因此，总体而言，表2的结果支持货币政策应该对股价波动做出反应的结论。从不同冲击下的比较来看，根据表2的结果，当经济系统面临总供给冲击、总需求冲击或技术冲击时，货币政策对股价波动做出反应具有明显的积极效应，几乎所有变量的波动性（较之不做反应的情况）都有不同程度的减小。唯一的例外出现在当模型系统面临利率冲击的时候，此时货币政策不对股价波动做出反应的规则更为占优。[1]

（二）货币政策对股价波动的反应力度分析

上文关于货币政策是否应该对股价波动做出反应的分析，其中做出反应的情况力度系数设定为1，为进一步分析货币政策对股价波动不同反应力度（系数）下的情况，我们基于不

[1] 这一点其实并不难以理解，由于利率冲击实际上是来源于货币政策本身的扰动，此时如果货币政策还需要同时对股价波动做出反应，那么可能会导致货币政策本身的扰动更大。

同冲击计算了反应力度系数ρ_s在0-10连续取值下的变量波动性（标准差）情况，具体结果如图9-12所示。根据图9-12的结果，虽然不同冲击、不同预期和不同范式下的结果存在一定差异，但总体而言，大部分情况下，当货币政策对股价波动的反应力度系数位于1以内的区间时，大部分情况下模型主要变量的波动性都会随着反应力度系数ρ_s的上升而下降，而当货币政策对股价波动的反应力度系数大于1特别是大于1.5之后，我们能观察到模型变量波动性的明显甚至大幅上升。通过进一步观察，我们还可以发现，当货币政策对股价波动的反应力度系数在1之内时，模型各变量的波动性不仅维持在较低水平，而且大多数情形下处于稳定下降的趋势。综合上述结果，我们可以大致认为，货币政策对股价波动理论上较优的反应力度系数大概在1附近。

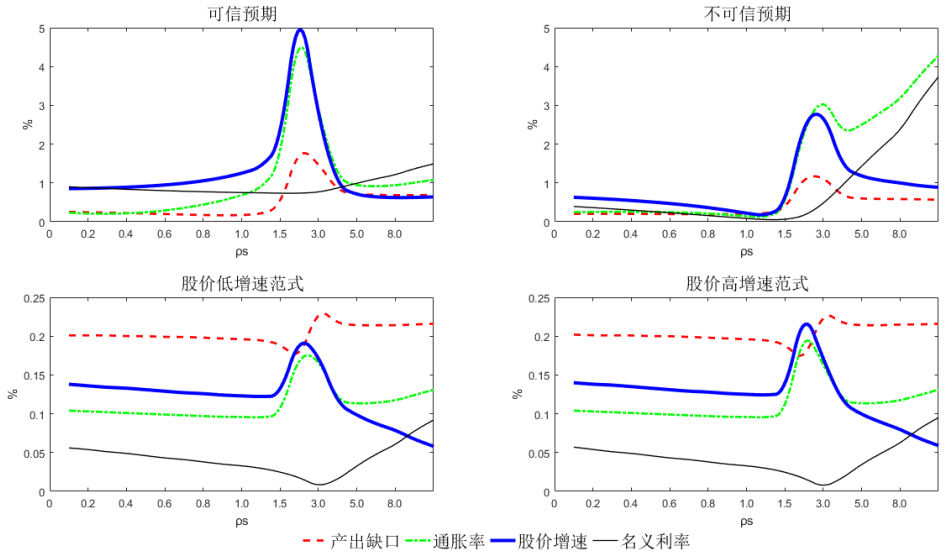

图 9 货币政策对股价不同反应力度下的变量波动（标准差）：总需求冲击

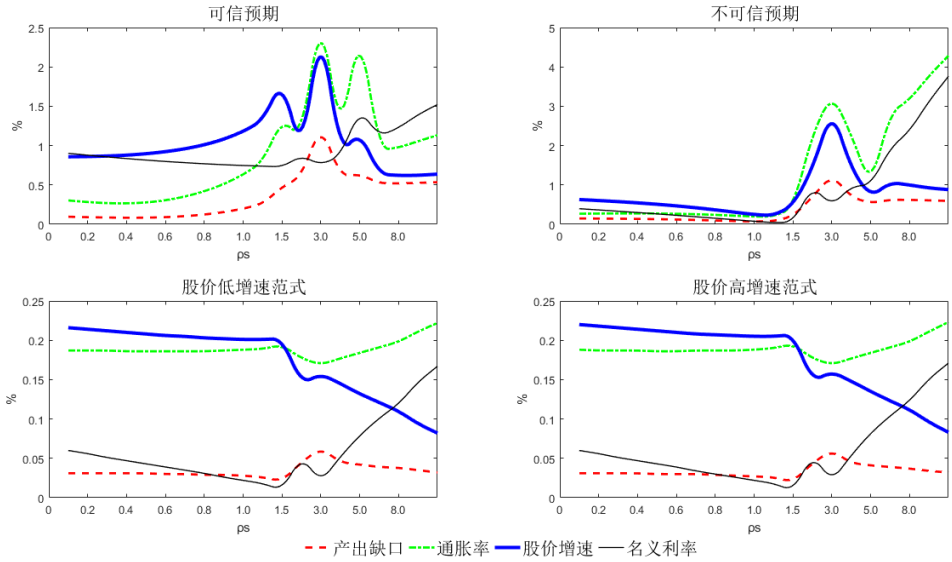

图 10 货币政策对股价波动不同反应力度下的变量波动（标准差）：总供给冲击

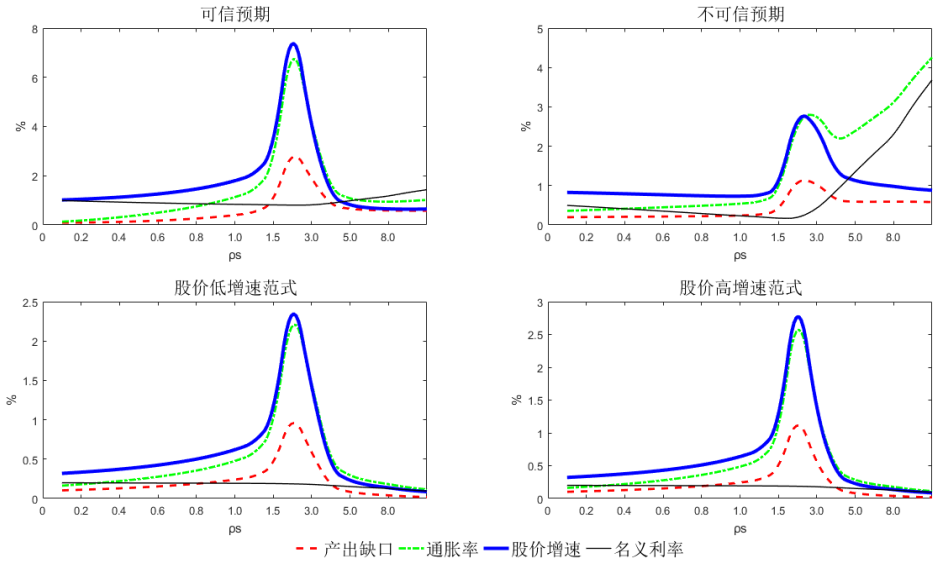

图 11 货币政策对股价波动不同反应力度下的变量波动（标准差）：利率冲击

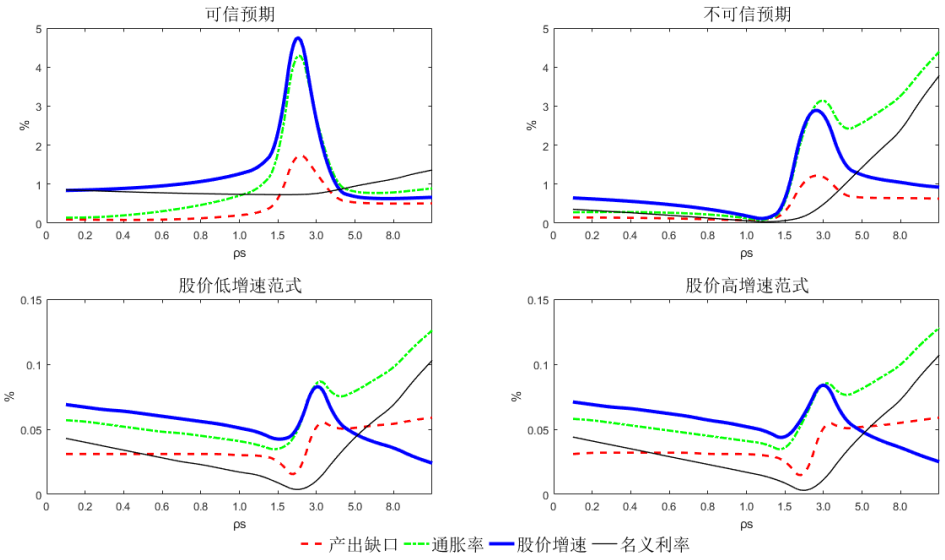

图 12 货币政策对股价波动不同反应力度下的变量波动（标准差）：技术冲击

（三）不同反应力度下的福利分析

前文的初步分析发现，货币政策对股价波动的“优化反应力度”系数大概在1左右的水平，下面我们对此从社会福利的角度进行进一步分析。参照马勇等（2017）的做法，我们首先假定模型其它参数不变，然后让货币政策对股价波动的反应系数在区间[0，10]之间从小到大取值，并分别计算对应反应力度系数下的社会福利损失。参考Woodford（2012），社会福利损失函数如下：

$$W=\frac{1}{2}E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t(\pi_t^2+y_t^2+\lambda s_t^2) \tag{15}$$

其中，β 为贴现率，λ 表示中央银行对金融（股价）稳定的偏好权重。为简单起见，同时不失一般性，λ 取值为0或1，其中，$\lambda=1$ 表示中央银行的目标偏好函数中包含对金融（股价）稳定的考虑，而 $\lambda=0$ 则表示中央银行的目标偏好函数中不包含对金融（股价）稳定的考虑（此时中央银行的目标函数退化为传统的主要考虑产出和通胀稳定的形式）。在不同的模型冲击下，根据（15）式计算得出的货币政策对股价波动不同反应力度下的社会福利损失情况如表4所示。根据表4的结果，可以得到两个基本结论：（1）除利率冲击外，其它三种冲击下的社会福利损失在大部分情况下都是在 1附近达到最小值；（2）在很多情况下，一旦货币政策对股价波动的反应系数超过1，特别是在超过1.5之后，常常能观察到社会福利损失的显著上升。

表 4 货币政策对股价波动不同反应力度下的社会福利损失

对股价增速缺口的反应系数	总需求冲击		总供给冲击		技术冲击		利率冲击	
	不考虑股价稳定	考虑股价稳定	不考虑股价稳定	考虑股价稳定	不考虑股价稳定	考虑股价稳定	不考虑股价稳定	考虑股价稳定
ρ_s=0	0.454	1.084	0.417	1.045	0.427	1.074	0.555	1.382
ρ_s=0.1	0.458	1.064	0.419	1.022	0.429	1.050	0.576	1.393
ρ_s=0.2	0.460	1.039	0.417	0.994	0.427	1.020	0.598	1.403
ρ_s=0.3	0.459	1.007	0.413	0.958	0.421	0.981	0.620	1.413
ρ_s=0.4	0.455	0.967	0.403	0.913	0.410	0.932	0.641	1.421
ρ_s=0.5	0.446	0.916	0.388	0.856	0.391	0.868	0.663	1.430
ρ_s=0.6	0.430	0.852	0.366	0.787	0.363	0.788	0.686	1.439
ρ_s=0.7	0.408	0.773	0.336	0.703	0.323	0.685	0.711	1.451
ρ_s=0.8	0.378	0.675	0.300	0.607	0.269	0.554	0.740	1.472
ρ_s=0.9	0.343	0.563	0.268	0.515	0.201	0.391	0.779	1.509
ρ_s=1	0.323	0.476	0.274	0.493	0.136	0.216	0.837	1.580
ρ_s=1.2	0.627	1.011	0.618	1.101	0.501	0.869	1.110	2.008
ρ_s=1.5	3.600	6.235	2.973	4.381	3.698	6.457	3.912	6.839
ρ_s=2	4.419	7.287	4.579	7.511	4.630	7.615	3.914	6.446
ρ_s=3	2.897	4.294	2.973	4.381	3.028	4.488	2.710	4.010
ρ_s=4	3.085	4.253	1.484	2.180	3.210	4.431	2.967	4.085
ρ_s=5	3.405	4.469	3.460	4.522	3.534	4.647	3.323	4.356
ρ_s=6	3.736	4.737	3.785	4.783	3.872	4.919	3.677	4.658
ρ_s=8	4.339	5.268	4.379	5.302	4.494	5.462	4.311	5.229
ρ_s=10	4.845	5.732	4.877	5.758	5.020	5.942	4.838	5.719

总体而言，综合本部分的福利分析以及前文关于反应力度系数的分析，我们可以得到一个重要结论，那就是如果货币政策对股价波动的反应力度过大的话，那么不仅不能起到稳定

的效果，反而会导致经济和金融变量更大的波动，特别是当货币政策对股价波动的反应力度超过1之后，过度反应所导致的不稳定风险就会出现显著上升。

事实上，货币政策对股价波动过度反应不仅会导致经济金融变量波动性的上升，而且还会明显滞缓这些变量向均衡（稳态）水平收敛的速度。根据我们的模型比较测试，当货币政策对股价波动的反应系数在1之内取值时[1]，模型相关变量基本都能在冲击发生后的16期（季度）内回归稳态水平，但如果反应系数取值继续上升，则模型系统很难在16期内回归稳态。比如，模型测试分析表明，当反应系数取值达到4时，模型系统在遭受冲击后的20期内仍未回归稳态水平，直到第30期左右才逐渐回归。事实上，如果让反应力度继续上升，那么模型系统回归稳态所需的时间还会继续延长，比如，当反应系数为8时，模型系统需要约40期的时间才能逐渐回到稳态水平[2]。

总体而言，上述分析结果从空间（变量的波动性大小）和时间（变量回归稳态所需的时间）两个维度充分说明了货币政策对股价波动做出“适度反应”的重要性。

七、主要结论与政策建议

本文通过构建包含范式转变特征的DSGE模型，对股票价格的结构性变化及其宏观经济效应进行了分析，并在此基础上对货币政策是否应该对股价波动做出反应进行了讨论。研究结果表明，当政策当局发出一个股价增速应该降低的政策信号时，如果市场预期认为该信号可信，那么各主要经济和金融变量都会在目标过渡期内顺利达到目标稳态值，反之，如果市场预期认为政策当局所发出的信号不可信，那么各主要经济和金融变量都将无法达到目标稳态水平，并且在相当长时间之后仍然系统性地显著高于预期的目标稳态值。在货币政策与股价波动的关系方面，本文的研究结果显示：在金融市场发生范式转变的过程中，货币政策对股价波动做出适度的反应能有效降低经济和金融波动，从而降低社会福利损失；但如果反应力度过大，则有可能破坏经济和金融稳定，同时导致经济和金融系统长时间偏离均衡水平。

总体而言，较之已有文献，本文具有理论建模和政策分析两个方面的“边际贡献”。在理论建模方面，本文通过将结构性变迁和范式转变技术引入包含金融因素（股票价格）的DSGE模型，为分析具有状态转换特征的“金融——实体经济”关系提供了一个新的模型框架，同时该框架还能用于分析内生化市场预期的影响。在政策分析方面，本文通过将资产价格（股价）波动和货币政策反应之间的关系置于范式转变的市场背景之下进行讨论，为理解金融市场结构性变迁、资产价格波动和货币政策规则之间的关系提供了新的视角和证据。特别是，本文关于货币政策对资产价格（股价）波动的反应应该重视“力度”的结论可以对已有的相关文献形成一个有效的补充。

[1] 前文货币政策对股价波动反应力度为 1 时的脉冲响应可作为示例性参照，这里不再赘举。

[2] 限于篇幅，具体结果此处略去，需要可向作者索取。

从本文分析结论的政策启示来看，随着中国金融市场的不断发展，特别是随着股票市场对宏观经济和金融体系影响力的不断增强，中央银行有必要考虑以适当的方式将股票市场的稳定考虑在内，这要求中央银行的货币政策规则和实践框架进行一些必要的调整。尽管如此，就实践的考量而言，本文的分析结论依然只能视为定性和原则性的。具体而言，在实践中，货币政策应该如何对资产价格波动做出反应，反应的力度多大合理，如何考虑资产价格波动和整体金融稳定之间的关系（从而对应匹配相应的货币政策工具），都是需要进一步研究和不断探索的问题。

参考文献

[1] 陈彦斌、刘哲希，2017：推动资产价格上涨能够“稳增长”吗——基于含有市场预期内生变化的 DSGE 模型，《经济研究》第 7 期。

[2] 冯根福、郑冠群，2016：中国货币政策非对称干预资产价格波动的宏观经济效应——基于分段线性新凯恩斯动态随机一般均衡模型的模拟和评价，《中国工业经济》第 10 期。

[3] 郭田勇，2006：资产价格、通货膨胀与中国货币政策体系的完善，《金融研究》第 10 期。

[4] 康立、龚六堂，2014：金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导，《经济研究》5 期。

[5] 李成、王彬、马文涛，2010：资产价格、汇率波动与最优利率规则，《经济研究》第 3 期。

[6] 刘斌，2010：《动态随机一般均衡模型及其应用》，中国金融出版社。

[7] 刘晓星、姚登宝，2016：金融脱媒、资产价格与经济波动：基于 DNK-DSGE 模型分析，《世界经济》第 6 期。

[8] 吕江林，2005：我国的货币政策是否应该对股价变动做出反应，《经济研究》第 3 期。

[9] 马勇，2013：植入金融因素的 DSGE 模型与宏观审慎货币政策规则，《世界经济》第 7 期。

[10] 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。

[11] 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。

[12] 马勇、陈雨露，2014：经济开放度与货币政策有效性：微观基础与实证分析，《经济研究》第 3 期。

[13] 马勇、王芳，2018：金融开放、经济波动与金融波动，《世界经济》第 2 期。

[14] 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。

[15] 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。

[16] 鄢莉莉、王一鸣，2012：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，《金融研究》第 12 期。

[17] 易纲、王召，2002：货币政策与金融资产价格，《经济研究》第 3 期。

[18] Airsudo, M., R. Cardani and K. Lansing, 2013, Monetary Policy and Asset Prices with Belief-Driven Fluctuations, Journal of Economic Dynamic and Control, 37(8): 1453-1478.

[19] Bernanke, B. and M. Gertler, 2001, Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? American Economic Review, 91(2): 253-257.

[20] Borio, C., 2014, The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt? Journal of Banking and Finance, 45: 182-198.

[21] Castelnuovo, E. and S. Nisticò, 2010, Stock Market Conditions and Monetary Policy in a DSGE Model for the US. Journal of Economic Dynamics and Control, 34: 1700-1713.

[22] Cecchetti, S., H. Genberg and J. Lipsky, 2000, Asset Prices and Central Bank Policy, International Center for Monetary and Banking Studies, 2(1): 167-169.

[23] Funke, S., M. Paetz and E. Pytlarczyk, 2011, Stock Market Wealth Effects in an Estimated DSGE Model for HongKong, Economic Modelling, 28: 316-334.

[24] Gali, J. and T. Monacelli, 2005, Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, Review of Economic Studies, 72: 707-734.

[25] Hilberg, B. and J. Hollmayr，2011, Asset Prices, Collateral and Unconventional Monetary Policy in a DSGE Model, ECB Working Paper, No. 1373.

[26] Hollander, H. and G. Liu, 2016, The Equity Price Channel in A New-Keynesian DSGE Model with Financial Frictions and Banking, Economic Modelling, 52: 375-389.

[27] Justiniano, A. and B. Preston, 2010, Monetary Policy and Uncertainty in An Empirical Small Open Economy Model, Journal of Applied Econometrics, 25(1): 93-128.

[28] Kannan, P., P. Rabanal and A. Scott, 2009, Monetary and Macroprudential Policy Rules in a Model with

House Price Booms, IMF Working Paper, No. 251.

[29] Kulish. M. and A. Pagan, 2017, Estimation and Solution of Models with Expectations and Structural Changes, Journal of Applied Econometrics, 32 (2): 255-274.

[30] Milani, F., 2011, The Impact of Foreign Stock Market on Macroeconomic Dynamics in Open Economies: A Structural Estimation, Journal of International Money and Finance, 30(1): 111-129.

[31] Nisticò, S., 2005, Monetary Policy and Stock Price Dynamics in A DSGE Framework, LLEE Working Paper, No.28.

[32] Smets, F., 2013, Financial Stability and Monetary Policy: How Closely Interlinked? Sveriges Riksbank Economic Review, 3: 121-160.

[33] Smets, F. and R. Wouters, 2003, An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area, Journal of the European Economic Association, 1(5): 1123-1175.

[34] Totzek, A., 2011, Banks, Oligopolistic Competition, and the Business Cycle: A New Financial Accelerator Approach, Economics Working Paper, No. 2011-02.

[35] Ueda, K. and F. Valencia, 2014, Central bank independence and macro-prudential regulation. Economics Letters, 125(2): 327-330.

[36] Woodford, M., 2003, Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. Princeton: Princeton University Press.

[37] Woodford, M., 2012, Inflation Targeting and Financial Stability, NBER Working Paper No. 17967.

[38] Zilberman, R. and W. Tayler, 2014, Financial Shocks, Loan Loss Provisions and Macroeconomic Stability, Lancaster University Management School Economic Working Paper Series, No.23.

Regime-Switching Stock Price, Macroeconomic Dynamics and the Response of Monetary Policy

MA Yong, ZHANG Shu-hua and DONG Yi-chen

Abstract: In this paper, we analyze the structural change of stock price growth and its macroeconomic effects by building a regime-switching DSGE model and discuss whether monetary policy should respond to stock price volatility. The results show that when the policy authority releases a signal of stock price adjustment, main economic and financial variables will reach their equilibrium level over the target period if market participants expect the signal to be credible, and vice versa. In addition, we also find that during the regime-switching process of stock price growth, a proper response of monetary policy to stock price volatility would effectively reduce economic and financial volatility, resulting in a lower loss of social welfare. However, if monetary policy responds too much to stock price volatility, economic and financial stability will be undermined, leading to a much greater loss of social welfare.

Keywords: regime switch; DSGE model; structural change; monetary policy

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