

# 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

冯根福, 郑冠群

**[摘要]** 非对称干预资产价格波动是全球主要经济体中央银行货币政策调控的普遍做法,但其调控效果和潜在风险并没有得到学术界的充分重视和研究。本文将中国中央银行“提前宽松”式非对称干预资产价格波动的货币政策调控模式纳入一般均衡分析框架,构建了一个分段线性的新凯恩斯动态随机一般均衡模型,并借助 Occbin 工具进行模型求解和数值模拟,考察了非对称干预资产价格波动的货币政策调控的宏观经济效应,揭示了其造成的潜在金融风险。研究发现:非对称干预资产价格波动的货币政策在一定程度上加剧了经济系统的非线性和非对称性特征,其推动经济繁荣、抑制经济衰退的效果不仅不显著,且会导致利率长期低于均衡水平。因此,非对称干预资产价格波动的货币政策调控模式可能会成为内生金融风险的重要源头,诱发市场资源错配和严重的金融失衡。本文这一发现契合了 2008 年金融危机前“大稳健”时期典型的经济现实。通过数值模拟和比较,本文还发现,货币政策干预资产价格波动的模式从“非对称性”向“对称性”转变能够减轻上述风险。本文的研究结论对于完善中国中央银行货币政策调控、避免重蹈美国房地产次级贷款危机的覆辙具有重要的启示意义。

**[关键词]** 资产价格波动; 非对称货币政策; 宏观经济效应; 分段线性新凯恩斯动态随机一般均衡模型

**[中图分类号]**F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)10-0005-18

## 一、问题提出

非对称干预资产价格波动是近 20 年来全球主要经济体中央银行货币政策调控模式隐含的普遍特征,但其宏观调控效果近年来遭到了众多学者的质疑。2007 年美国房地产次级贷款危机爆发之后,以欧洲中央银行经济学家奥特马尔·伊辛为代表的一批研究者将美国联邦储备系统(以下简称美联储)的货币政策模式与金融危机的成因联系起来,质疑美联储针对资产价格波动所做的非对称干预造成资产价格泡沫过度累积,并最终导致金融危机的爆发<sup>[1-3]</sup>。为了证实这种猜测,不少学者

**[收稿日期]** 2016-08-12

**[基金项目]** 国家社会科学基金一般项目“垄断行业和垄断行业国有企业引入不同类型民营资本的社会福利研究”(批准号 14BJY002)。

**[作者简介]** 冯根福(1957—),男,河南新郑人,西安交通大学经济与金融学院教授,博士生导师;郑冠群(1989—),男,湖北宜昌人,西安电子科技大学经济与管理学院讲师。通讯作者:郑冠群,电子邮箱:zgq7660@163.com。

投入到寻找中央银行非对称干预资产价格波动证据的工作当中, Borio and Zhu<sup>[4]</sup>、Danne and Schnabl<sup>[5]</sup>、Hall<sup>[6]</sup>、Hoffmann<sup>[7]</sup>以及 Ravn<sup>[8]</sup>等在美国、德国、澳大利亚、日本等国家获得了相关的经验数据的证实。然而,对于猜测的后半部分,即非对称干预资产价格波动的货币政策是否会造成严重的金融风险,学术界迄今为止却鲜见有说服力的理论研究以支持其分析逻辑。

从货币政策理论演绎的路径看,以美联储为代表的中央银行采用的非对称干预资产价格波动的货币政策模式,体现了2008年金融危机之前学术界和中央银行工作者关于“货币政策如何应对资产价格泡沫”这一问题的共识,即隐含在弹性通胀目标制和“杰克森霍尔共识”(Jackson Hole Consensus)<sup>①</sup>中的基本要求。这种货币政策共识强调:中央银行不应主动刺破资产价格泡沫,而在资产价格泡沫破裂后应当进行妥善的“扫尾工作(Mop-up Strategy)”,即向市场注入足够多的流动性以防止宏观经济全面崩溃。这意味着中央银行只能在资产价格泡沫破裂导致严重金融失衡时采取宽松货币政策,而不能在金融失衡开始形成时收紧货币政策。因此,White<sup>[3]</sup>、Evanoff et al.<sup>[9]</sup>等指出,货币政策在资产价格泡沫破裂前后存在的非对称性,可能是造成1987年金融危机和2000年网络经济泡沫破裂后美联储货币政策长期过度宽松,以及随后房地产价格泡沫迅速累积的主要原因。

然而,与美国经济和美联储货币政策模式相比,中国经济和中央银行货币政策模式存在明显的差异。中国自社会主义改革开放以来,尚未出现过因资产价格泡沫破裂诱发的系统性金融危机,这一方面肯定了中国中央银行在货币政策调控方面的成绩,但另一方面也意味着一些潜在的风险可能没有得到充分暴露和深入研究。正因为没有发生过系统性金融危机,学术界尚无文献搜寻证据表明中国中央银行与美联储一样,在金融危机前后显著不对称地干预资产价格波动。尽管如此,郑冠群<sup>[10]</sup>在最新的实证研究中发现,中国中央银行可能采取了另一种“提前宽松”(Preemptive Easing)式的货币政策来非对称干预资产价格波动,其表现为:当资产价格上涨时倾向于不干预,而在资产价格下跌时则倾向于提供货币政策支撑。因此,与美联储不同,中国中央银行本质上是在资产价格泡沫破裂之前,以常规货币政策工具对资产价格波动进行非对称干预,这样或在一定程度上延缓了资产价格泡沫的破裂。然而,长期看,中国中央银行这种“提前宽松”的非对称干预模式是否会重蹈美联储覆辙、埋下严重金融失衡或经济危机的种子,还是一个有待研究和解答的重要问题。鉴此,本文对中国中央银行非对称干预资产价格波动的宏观经济效应进行了研究。本文的贡献主要体现在三个方面:一是在Ravn<sup>[11]</sup>的基础上修正了资产价格形成机制,刻画了资产的多重属性,进一步拓展和丰富了资产价格波动对货币政策传导和宏观经济波动的影响机理分析,建立了更为完备的分段线性新凯恩斯动态随机一般均衡模型;二是基于分段线性新凯恩斯动态随机一般均衡模型,利用中国的现实数据进行参数校准、估计以及数值模拟,深入分析了中国中央银行非对称干预资产价格波动的货币政策模式的宏观经济效应;三是根据研究结论,结合中国国情,对中国中央银行利用货币政策干预资产价格波动提出了相关政策建议。

## 二、理论框架

中央银行非对称干预资产价格波动的根本动机在于,中央银行偏好和货币政策目标中隐含的非对称性特征。在经典文献资料中,货币政策研究者通常认为中央银行货币政策的目标在于缩小产出缺口和通胀缺口,其中隐含的一个假设是:正、负产出缺口和通胀缺口造成的中央银行损失是对等的。然而,并没有任何确切的理论和经验证据表明中央银行的损失函数必须完全对称;相反,包括

① 在怀俄明州的杰克森霍尔举行的2002年全球中央银行行长会议上,由时任美联储主席的格林斯潘提出的货币政策应对资产价格泡沫的指导思想,被称为“杰克森霍尔共识”。

Blinder<sup>[12]</sup>、Ruge-Murcia<sup>[13]</sup>、Surico<sup>[14-16]</sup>等在内的一批经济学家认为中央银行应当寻求最小化非对称的损失函数。Surico<sup>[14]</sup>从中央银行偏好的角度将其解释为,中央银行更加偏好正产出缺口和负通胀缺口,而不是负产出缺口和正通胀缺口。Blinder<sup>[12]</sup>曾提出一个有趣的问题:超过“自然率”2%水平的失业率意味着2%的劳动力人口已经完全失业了,而不是全部劳动人口在以98%的强度工作,这表明“过度失业”要比“过度就业”的社会成本大得多。类似地,当中国结束长达30余年的经济快速增长期之后,中央政府曾提出“保8”、“保7.5”等经济增长的下限目标,而在以往超过10%的经济高速增长年份却从未提出过上限目标。因此,中央银行偏好和货币政策目标的非对称性与经济的发展实际是契合的。

中央银行的非对称偏好和货币政策目标最终会反映为非对称的货币政策规则。Surico<sup>[15]</sup>基于一个简化的前瞻性的IS-Philips框架约束条件,求解最小化Linex形式的非对称中央银行损失函数的问题,从理论上证实了中央银行具有非对称干预正、负通胀和产出缺口的动机。由于资产价格波动具有显著的顺经济周期特征、资产价格在货币政策传导渠道中充当了“放大器”的角色,当纳入资产价格之后,容易将Surico的结论外推为中央银行具有非对称干预资产价格波动的动机<sup>[10]</sup>。这解释了为何以美联储为代表的中央银行会形成“杰克森霍尔共识”,以及中国中央银行会以“提前宽松”的方式对资产价格波动进行非对称货币政策干预。

那么,货币政策非对称干预资产价格波动能否达成中央银行预期的效果呢?Ravn<sup>[11]</sup>通过在Bernanke et al.<sup>[17]</sup>、Christensen and Dib<sup>[18]</sup>的基础上研究发现:非对称的干预模式能够在一定程度上放大经济繁荣幅度、减弱经济衰退深度,似乎符合中央银行非对称干预资产价格波动的初衷。但是,由于Ravn在模型化资产价格对宏观经济的作用机制时有过度抽象的嫌疑,得出的结论存在一些疑点。Ravn将资产价格(在该文中具体指股票价格)等同于企业生产所用资本品的要素价格,而后的价格由资本品生产商的边际生产成本决定。然而,资产价格和资本品要素价格存在本质上的差异,价格形成机制和波动程度有着天壤之别,Ravn所研究的货币政策更接近于非对称干预要素市场价格(类似PPI指数),而不是资产价格本身。正是由于这种过度简化,Ravn只考虑了资产的资本品属性,而忽略了其他属性可能对货币政策传导以及宏观经济的影响。然而,资产本身拥有的多重属性决定了其价格波动对经济的影响是多层次的:一方面,无论是具有耐用消费品属性的房地产,还是作为财富凭证的虚拟金融资产,都能够直接作用于市场微观主体的效用水平;另一方面,资产作为重要抵、质押品,其价格变化会改变市场微观主体的预算约束。两者共同决定了市场微观主体的消费、闲暇和资产持有等决策,最终在总量上反映为宏观经济波动特征的改变。因此,过度抽象可能导致得到错误的结论,或遗漏货币政策非对称干预资产价格波动的其他重要的宏观经济效应。

鉴此,本文在Bernanke et al.<sup>[17]</sup>、Christensen and Dib<sup>[18]</sup>以及Ravn<sup>[11]</sup>的基础上,借鉴Iacoviello<sup>[19]</sup>引入资产的多重属性,进一步拓展和完善了资产价格传导货币政策和影响宏观经济的内在机制分析,纳入非对称干预资产价格波动的货币政策规则,构建了一个分段线性的新凯恩斯主义的动态随机一般均衡模型;并在此基础上,利用中国的现实数据进行参数校准、估计以及数值模拟,从而能够更准确地刻画和分析中国中央银行利用货币政策非对称干预资产价格波动的宏观经济效应。模型的具体设定如下。

### 1. 耐心型家户

沿用经典设定,耐心型家户通过消费、闲暇、持有资产和实际货币余额决策最大化其毕生效用,其目标函数和预算约束分别为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln c_t' + j_t \ln h_t' - (L_t')^\eta / \eta + \varphi \ln(M_t'/P_t)] \quad (1)$$

$$c_t' + q_t^A (h_t' - h_{t-1}') + (R_{t-1} b_{t-1}') / \pi_t = b_t' + w_t' L_t' + F_t + T_t' - (M_t' - M_{t-1}') / P_t \quad (2)$$

式中,  $E_0$  为以第 0 期信息为条件的期望算子;  $\beta'$  表示耐心型家户的效用折现因子, 满足  $\beta' \in (0, 1)$ ;  $\eta$  和  $\varphi$  分别衡量劳动带来的负效用权重和持有货币的效用权重;  $b_t'$  衡量耐心型家户的实际借贷规模,  $b_t' > 0$  表示借入,  $b_t' < 0$  表示贷出;  $c_t'$ 、 $L_t'$ 、 $M_t'$ 、 $h_t'$ 、 $F_t$  以及  $T_t'$  分别表示耐心型家户实际消费的最终产品、提供的劳动、持有的名义货币、持有的资产、从零售商部门得到的一次性利润转移支付, 以及一次性付清的税收;  $P_t$  表示一般物价水平,  $q_t^A$  表示资产价格,  $\pi_t$  表示通货膨胀率,  $w_t'$  表示实际工资,  $R_t$  表示名义利率。  $j_t$  衡量持有资产的效用权重, 因此, 来自  $j_t$  的冲击可视作来自资产需求的冲击, 这里假设其服从如下一阶自回归随机过程:

$$\log j_t = (1 - \rho_j) \log j + \rho_j \log j_{t-1} + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

式中,  $\rho_j$  为一阶平滑系数;  $\varepsilon_{jt}$  为正态分布的随机扰动项, 均值为 0, 标准差为  $\sigma_j$ 。

求解上述跨期效用最大化问题, 可以得到如下一阶条件:

$$1/c_t' = \beta' E_t [R_t / (\pi_{t+1} c_{t+1}')] \quad (4)$$

$$w_t'/c_t' = (L_t')^{\eta-1} \quad (5)$$

$$q_t^A/c_t' = j_t/h_t' + \beta' E_t (q_{t+1}^A/c_{t+1}') \quad (6)$$

上式分别是标准的欧拉方程、劳动供给方程、资产需求方程。根据 Iacoviello<sup>[9]</sup>, 均衡状态下利率水平总能够使货币市场出清。而且, 由于模型设定的效用函数关于实际货币余额是加性可分的, 货币对模型其他变量不会产生影响, 因此, 模型中可以忽略货币问题。

## 2. 无耐心型家户

无耐心型家户与耐心型家户的效用折现系数满足  $\beta'' < \beta'$ , 即未来效用的现值更低。同样, 无耐心型家户通过消费  $c_t''$ 、劳动  $L_t''$  (闲暇  $1 - L_t''$ )、持有资产  $h_t''$  和实际货币余额  $M_t''/P_t$  的决策最大化毕生效用, 因此, 目标函数为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln c_t'' + j_t \ln h_t'' - (L_t'')^\eta / \eta + \varphi \ln(M_t''/P_t)] \quad (7)$$

无耐心型家户面临现金流约束如下:

$$c_t'' + q_t^A (h_t'' - h_{t-1}'') + (R_{t-1} b_{t-1}'') / \pi_t = b_t'' + w_t'' L_t'' + T_t'' - (M_t'' - M_{t-1}'') / P_t \quad (8)$$

其中,  $b_t''$  和  $T_t''$  分别表示无耐心型家户实际借入资金和一次性支付的税收;  $w_t''$  代表无耐心型家户的工。根据 Kiyotaki and Moore<sup>[20]</sup>, 在金融摩擦存在的情况下, 无耐心型家户面临借贷约束。由于借款方拥有信息优势, 当无耐心型家户拒绝偿还借款时, 贷款人只能以一定交易成本  $(1-m)E_t(q_{t+1}^A P_{t+1} h_t'')$  获得借款人的抵押资产, 因此, 无耐心型家户可获得的最大贷款的实际值不超过  $mE_t(q_{t+1}^A P_{t+1} h_t''/R_t)$ , 其中,  $m$  衡量了资产的净变现能力。无耐心型家户的借贷约束可以表述如下:

$$b_t'' \leq mE_t(q_{t+1}^A P_{t+1} h_t''/R_t) \quad (9)$$

在现金流约束和借贷约束下, 无耐心型家户跨期效用最大化的一阶条件为:

$$1/c_t'' = \beta'' E_t [R_t / (\pi_{t+1} c_{t+1}'')] + \lambda_t'' R_t \quad (10)$$



$$q_t^A/c_t''=j_t/h_t''+E_t[\beta''q_{t+1}^A/c_{t+1}''+\lambda_t''mq_{t+1}^A\pi_{t+1}] \quad (11)$$

$$w_t''/c_t''=(L_t'')^{\eta-1} \quad (12)$$

其中,参数  $\lambda_t''$  是借贷约束的拉格朗日乘子。由稳态下关于消费的欧拉方程可知,  $\lambda''R=1/c''-\beta''R/(c''\pi)$  而由基准模型中  $R=\pi/\beta'$  可以得到  $\lambda''=(\beta'-\beta'')/(c''\pi)$ 。根据假设  $\beta''<\beta'$ , 可以推定  $\lambda''>0$ 。根据库恩塔克互补松弛定理可知, 无耐心型农户面临的借贷约束必然是紧的。

### 3. 企业家

风险中性的企业家生产供批发销售的中间产品, 且个体只具有有限的决策期限视野。假设单个企业家能够在下一期继续存在的概率为  $\nu$ , 那么该企业家的期望存续期长度为  $1/(1-\nu)$ 。这一假设保证了单个企业积累的净资产永远不会完全满足生产的资本需求, 企业家必须通过借贷来为超出净资产的资本需求融资。企业家每期期末以价格  $q_t$  购买资本品  $k_{t+1}$ , 用作下期生产要素, 支出总额为  $q_t k_{t+1}$ , 其中, 部分由企业的净资产支付  $n_{t+1}$ , 剩下部分  $q_t k_{t+1} - n_{t+1}$  通过向金融中介借款完成, 单位资金的融资成本为  $E_t f_{t+1}$ 。

根据 Townsend<sup>[21]</sup>, 金融摩擦存在的情况下, 处于信息劣势的金融中介若想获知企业经营业绩的实际情况, 必须支付一定的“状态检验成本”, 因此, 只有提高贷款利率, 才能够补偿借款企业的违约风险, 从而在期望上获得无风险收益率水平。在给定其他条件时, 外部融资升水与企业的财务杠杆负相关, 企业家部门的实际融资成本满足以下关系:

$$E_t f_{t+1} = E_t [S(n_{t+1}/(q_t k_{t+1})) R_t / \pi_{t+1}] \quad (13)$$

式中函数  $S(\cdot)$  表示企业的外部融资升水, 满足  $S(1)=1, S'(\cdot)<0$ 。这意味着, 企业的净资产占生产所需资本的比重越低, 则外部融资升水越大。

整个企业部门的净资产由两部分组成: 一部分是继续存活的企业扣除了外部融资成本的净资产  $\nu_t$ , 另一部分是新进入企业从退出企业那里获得的“转移支付”或“种子资金”  $Y_t$ 。根据前述假定, 企业能够存活到下一期的概率为  $\nu$ , 因此, 企业家部门的净资产为:

$$n_{t+1} = \nu \nu_t + (1-\nu) Y_t \quad (14)$$

存活企业的净资产  $\nu_t$  构成如下:

$$\nu_t = f_t q_{t-1} k_t - E_{t-1} f_t (q_{t-1} k_t - n_t) \quad (15)$$

式中  $f_t$  可视为  $t$  期持有资本的事后实际收益率,  $E_{t-1} f_t = E_{t-1} [S(\cdot) R_{t-1} / \pi_t]$ , 表示实际外部融资成本。给定企业的融资成本, 其资本需求取决于资本的期望边际成本和期望边际收益, 因此, 最优资本需求满足以下等式:

$$E_t f_{t+1} = E_t [z_{t+1} + (1-\delta) q_{t+1}] / q_t \quad (16)$$

等式左侧  $E_t f_{t+1}$  为企业的期望边际资本成本, 即其外部融资成本。右侧为资本的期望边际收益, 其中  $z_{t+1}$  表示资本在  $t+1$  期的边际产出,  $\delta$  为资本折旧率,  $(1-\delta) q_{t+1}$  表示单位资本折旧后  $t+1$  期的剩余价值。

假设企业家的产出函数形式为关于资本  $k_t$  和有效劳动  $A_t (L_t')^\tau (L_t'')^{1-\tau}$  的规模报酬不变的柯布—道格拉斯函数:

$$y_t = k_t^\alpha [A_t (L_t')^\tau (L_t'')^{1-\tau}]^{(1-\alpha)} \quad (17)$$

式中,  $\alpha \in (0, 1)$ ;  $A_t$  衡量  $t$  期的技术冲击, 服从如下平稳的一阶自回归过程:

$$\log A_t = (1 - \rho_A) \log A + \rho_A \log A_{t-1} + \varepsilon_{A_t} \quad (18)$$

式中,自回归系数  $\rho_A \in (-1, 1)$ ; 常数  $A$  为均衡状态下的技术水平; 随机扰动项满足  $\varepsilon_{A_t} \sim N(0, \sigma_A)$ 。

假设企业家部门面临的市场是完全竞争的,其生产的中间商品以边际产出成本  $P_t^w$  的批发价格出售给零售商。因此,企业家部门面临的决策为:在产出函数的约束下选择适当的要素投入最大化利润,得到一阶条件如下:

$$z_t = \alpha y_t / (k_t X_t) \quad (19)$$

$$w_t' = (1 - \alpha) \tau y_t / (L_t' X_t) \quad (20)$$

$$w_t'' = (1 - \alpha) (1 - \tau) y_t / (L_t'' X_t) \quad (21)$$

式中,  $X_t = P_t / P_t^w$  表示零售商的价格加成比,因此,资本的边际产出  $z_t$  和实际工资  $w_t', w_t''$  都以最终消费品计量。

#### 4. 资本品生产商

资本品生产商从零售商部门购买最终产品,将其转化为资本品作为企业家部门的生产要素。假设资本品生产商将最终产品  $i_t$  转化为投资品  $g_t i_t$ , 与市场中的资本存量结合得到  $t+1$  期企业生产所需资本  $k_{t+1}$ :

$$k_{t+1} = g_t i_t + (1 - \delta) k_t \quad (22)$$

这里假设资本品生产商从企业家部门租用旧的资本用以生产新的资本这一过程发生在一期之中,因此,可以认定资本租金为 0。生产函数中的  $g_t$  度量了边际投资效率的冲击<sup>[22]</sup>,服从如下一阶自回归过程:

$$\log g_t = \rho_g \log g_{t-1} + \varepsilon_{g_t} \quad (23)$$

式中,  $\rho_g \in (-1, 1)$  为自回归系数,  $\varepsilon_{g_t} \sim N(0, \sigma_g)$  是随机扰动项。另外,假设资本品生产商面临二次型的调整成本  $\chi(i_t/k_t - \delta)^2 k_t/2$ , 其中  $\delta$  表示资本折旧率。因此,资本品生产商的决策问题可以表述如下:

$$\max_i E_t [q_t g_t i_t - i_t - \chi(i_t/k_t - \delta)^2 k_t/2] \quad (24)$$

求解最大化问题可得到一阶条件:

$$E_t [q_t g_t - 1 - \chi(i_t/k_t - \delta)] = 0 \quad (25)$$

上式将资本价格与资本的边际调整成本联系起来,可以视作标准的托宾 Q 方程。

#### 5. 零售商

与文献中的经典方法一致,本文假定企业家部门面临的是完全竞争市场,通过纳入垄断竞争的零售商部门来处理价格粘性问题。零售商在完全竞争市场上购买中间商品,并以零成本“加工”(分装)为最终产品后向市场出售。按照 Calvo<sup>[23]</sup>,假设零售商只有在观测到某个随机信号之后才会重新设定销售价格,在每一期中该信号被观测到的概率为  $1 - \phi$ 。每期期末,零售商将利润  $F_t = (1 - 1/X_t) y_t$  在期末一次性支付给耐心型家户。由于这一部门的设定在相关文献中已经充分标准化,在此不赘述细节,只须知道零售商的最优决策方程,经对数线性化后为标准新凯恩斯菲利普斯曲线<sup>①</sup>。

#### 6. 中央银行

根据郑冠群<sup>[10]</sup>,中央银行会利用货币政策非对称干预资产价格,即倾向于在资产价格下跌时下调基准利率,而倾向于在资产价格上涨时不予调控。因此,可将中央银行货币政策规则方程抽象化

① 具体推导过程可参考 Calvo<sup>[23]</sup>、Bernanke et al.<sup>[17]</sup>等经典文献,详细资料备索。

为如下一阶平滑的扩展泰勒规则形式：

$$R_t = R_{t-1} E_{t-1} \left\{ \pi_t^{1+\kappa_r} (y_t/y)^\kappa [(\Delta q_t^A/q^A)^{\kappa_{qt}}]^{1(\Delta q_t^A < 0)} \frac{1-\kappa_r}{rr} \right\} e^{\varepsilon_{Rt}} \quad (26)$$

式中， $\overline{rr}$ 和 $y$ 分别表示均衡状态下的实际利率和产出水平。 $\Delta q_t^A = q_t^A - q_{t-1}^A$ ； $1(\Delta q_t^A < 0)$ 为指示函数，当 $\Delta q_t^A < 0$ 时取1，否则取0。 $\varepsilon_{Rt}$ 为随机扰动项，服从均值为0，标准差为 $\sigma_R$ 的正态分布。

### 7. 市场均衡

给定上述对各类市场微观主体决策问题的描述，市场均衡可以定义为满足以下条件的资源配置方案 $\{c_t', c_t'', L_t', L_t'', h_t', h_t'', y_t, i_t, k_t, n_t, \nu_t\}_{t=0}^\infty$ 和协状态变量 $\{\pi_t, q_t^A, q_t, f_t, j_t, w_t', w_t'', R_t, \lambda_t'', A_t, g_t, X_t, z_t\}_{t=0}^\infty$ 的路径：①各部门最优化决策方程；②各部门约束条件；③产成品市场出清、资产交易市场出清、劳动要素市场出清、资本品要素市场出清条件<sup>①</sup>；④外生随机冲击假设。利用上述模型的稳态条件和取对数线性化技术，即可得到便于求解的以各变量稳态偏离量表示的差分方程系统<sup>②</sup>。

需要特别注意的是，货币政策规则方程(式(26))中包含的指示函数 $1(\Delta q_t^A < 0)$ 也会进入到对数线性化处理后的差分方程系统，这是上述分析框架与常规NK-DSGE模型最大的区别。由于这一特性，模型仅保证在两个区制( $\Delta q_t^A < 0$ 和 $\Delta q_t^A \geq 0$ )中分别线性，但整体存在明显的非线性特征，且非线性属性的唯一来源是非对称的货币政策干预模式。因此，上述分段线性的新凯恩斯动态随机一般均衡模型（以下简称Piecewise Linear NK-DSGE）不能够用通常的方法求解。本文将利用Guerrieri and Iacoviello<sup>[24]</sup>开发的分段线性求解工具Ocbin来获得模型的解。

## 三、参数校准与分段线性模型求解

### 1. 分段线性模型的参数校准

由于Piecewise Linear NK-DSGE模型参数贝叶斯估计存在一定困难，本文以校准的方式得到参数取值。根据参数的特点综合使用了三种方法：①部分参数参考文献中常用的取值来校准；②部分参数利用中国实际经济数据，结合稳态时的变量关系进行校准；③剩余参数先分别通过贝叶斯估计基准区制和备择区制（根据指示函数划分，满足 $\Delta q_t^A \geq 0$ 时为基准区制，否则为备择区制）的参数，然后以对数边际密度加权平均值进行校准。具体如下：

无耐心型家户的效用折现系数在文献中大多在0.91—0.99之间<sup>[19, 25-28]</sup>，本文将其校准为 $\beta''=0.95$ 。资本折旧速度在文献中的取值一般在0.025—0.05之间<sup>[29-31]</sup>，这里选取折旧速度 $\delta=0.03$ ，对应的年折旧比例为12%。目标通胀率校准为 $\pi^*=1.005$ ，即年化2%的水平。稳态时的零售商价格加成比例 $X=1.05$ ，零售商每期重新定价的概率0.25，即 $\phi=0.75$ <sup>[9]</sup>。企业资本与净资产的比例 $k/n=2$ ，意味着企业的平均财务杠杆比例为0.5<sup>[18]</sup>。Iacoviello<sup>[26]</sup>将抵押资产价值比 $m$ 校准为0.55，而徐妍等<sup>[28]</sup>利用中国数据得到的估计值为0.7463；考虑中国家户获取贷款的难度更大、抵押要求更高，本文沿用徐妍等的估计结果，校准 $m=0.75$ 。

耐心型家户的效用折现系数 $\beta'=0.9926$ ，对应着稳态水平下3%的年化无风险利率。衡量劳动负

① 由于模型假设存在一个“隐藏”的金融中介，且企业家部门的贷款需求由资本的边际产出和边际成本决定，这里并不要求家户部门的贷出资金等于企业家部门的借入资金。在隐藏的金融中介存在的假设下，信贷市场也是出清的，这与Christensen and Dib<sup>[18]</sup>一致。

② 由于篇幅所限不在此列示，详细资料备索。

效用权重的参数校准为  $\eta=1.009$ 。中国国家统计局公布的 2000—2012 年城镇居民人均年度消费支出和人均年工资收入之比平均为 1.01,根据模型的稳态关系,参数  $\eta=1.009$  对应于住户大约花费 1/3 的时间工作,即每日 8 小时。稳态时的外部融资升水比例  $S=1.006$ ,对应于年化 240 个基点的外部融资升水幅度,与中国短期贷款基准利率和到期期限为 1 年的中债国债到期收益率的平均利差基本一致。住户持有资产的效用权重均值  $j$  校准为 0.03,对应着稳态水平下住户持有资产占总产出的比值为 2.5917,根据中国社会科学院的调查数据,2004—2014 年中国居民持有的扣除通货和存款的总资产额与国内生产总值的比值在 (2.3962,3.0998) 内,均值水平约为 2.60。

其余参数不易直接校准,本文采用的校准策略是:先分别利用贝叶斯方法估计模型两个区制的参数,再使用基准区制和备择区制贝叶斯估计的对数边际密度(Logged Marginal Density)作为权重,以两区制参数贝叶斯估计值的加权平均数来作为分段线性模型的参数校准值:

$$p^{PWL}=(p^R \times LMD^R + p^A \times LMD^A)/(LMD^R + LMD^A) \quad (27)$$

式中,  $p^{PWL}$  为分段线性模型的参数校准值,  $p^R$  和  $p^A$  分别是基准区制和备择区制参数的贝叶斯估计均值,  $LMD^R$  和  $LMD^A$  分别是基准区制和备择区制贝叶斯估计的对数边际密度。由于对数边际密度可作为模型拟合优度的判断依据,上述加权方法可使得模型对实际观测值的拟合更好。

由于模型中包含了四种随机冲击,按照贝叶斯估计的要求选择通货膨胀率、实际产出、名义利率以及实际投资为观测变量。样本区间为 1999 年 1 季度至 2016 年 1 季度,采样频率为季度数据。数据处理过程如下:①利用居民消费价格指数(CPI)的环比月度数据计算环比季度数据,利用 X12 去季节效应然后取自然对数减去季度 0.5%(年化 2%)水平的目标通胀率,作为  $\pi$  的备用数据,并计算以 1998 年 12 月为基期的定基季度通货膨胀率。②利用 X12 方法对国内生产总值序列去季节效应,使用定基季度通胀率剔除价格因素,得到实际总产出,取自然对数后利用单边 HP 滤波<sup>①</sup>得到  $\hat{y}_t$  的备用数据。③将 3 月期中债国债年化到期收益率换算为季度利率,标准算法为  $R_t^Q = 1 + R_t^Y / 400$ ;取自然对数后利用单边 HP 滤波得到  $\hat{r}_t$  的备用数据。相比于国内文献常用的 7 天期银行间同业拆借利率<sup>[32,33]</sup>,国债到期收益率兼具市场波动性和平稳性,且与存、贷款基准利率波动的一致性更好。④将固定投资累计值转化为当季值,利用定基 CPI 剔除价格因素得到实际投资额;取自然对数后利用单边 HP 滤波方法得到  $\hat{i}_t$  的备用数据。

分区制贝叶斯估计的先验分布假设<sup>②</sup>和参数估计结果详见表 1。贝叶斯估计的结果显示,基准区制和备择区制贝叶斯估计的对数边际密度分别是 792.0079 和 790.3731,基准区制参数的贝叶斯估计值占据了更大权重,符合理论推测。表 1 的最后一列汇报了未知参数的加权平均校准值<sup>③</sup>。

① 现有 DSGE 相关文献中经常出现的双边 HP 滤波去趋势的数据处理方法存在问题,双边 HP 滤波在平滑序列时使用了未来数据,和 DSGE 模型中状态空间系统回溯(Backward Looking)的基本特征不符,从这个意义上讲,利用单边 HP 滤波去趋势要更合适。

② 先验分布的假设(特别是关于利率规则方程参数的先验均值)参考了何青等<sup>[34]</sup>、王立勇等<sup>[35]</sup>、栗亮和刘元春<sup>[36]</sup>。需要注意的是,一些实证研究文献指出,中国货币政策利率对通胀缺口的干预系数小于 1,但本文将利率对通胀缺口干预系数的先验均值设为 1.1,主要出于以下考虑:一是要保证 DSGE 模型能够得到稳定解;二是参考国内现有 DSGE 相关文献中的选择和估计结果;三是尽量避免与现有实证研究中得到的“我国货币政策对通胀反应不足”的结论存在过大冲突。

③ 参数  $\kappa_{pA}$  没有出现在基准区制中,从而不能通过简单加权计算。直觉上备择区制贝叶斯估计得到的参数低估了实际值,因为根据理论模型在资产价格上涨时,中央银行不对资产价格进行货币政策干预,故平均而言货币政策对资产价格的干预力度被摊薄了。因此,为了谨慎起见这里取稍大于备择区制贝叶斯估计结果的数值。



表 1 分区制模型参数的贝叶斯估计和分段线性模型部分参数校准值

	先验分布			贝叶斯估计						参数校准值
				基准区制			备择区制			
	分布	均值	标准差	5%	均值	95%	5%	均值	95%	
$\alpha$	<i>beta</i>	0.300	0.100	0.231	0.377	0.501	0.257	0.418	0.581	0.397
$\chi$	<i>beta</i>	0.600	0.100	0.492	0.628	0.754	0.392	0.542	0.676	0.585
$\psi$	<i>beta</i>	0.050	0.025	0.012	0.031	0.050	0.011	0.048	0.081	0.039
$\nu$	<i>beta</i>	0.950	0.100	0.935	0.952	0.971	0.916	0.939	0.959	0.945
$\tau$	<i>beta</i>	0.640	0.100	0.611	0.696	0.813	0.577	0.710	0.842	0.703
$\kappa_R$	<i>beta</i>	0.700	0.100	0.908	0.925	0.942	0.855	0.891	0.925	0.908
$\kappa_\pi$	<i>beta</i>	0.100	0.050	0.020	0.085	0.148	0.020	0.089	0.154	0.087
$\kappa_y$	<i>beta</i>	0.400	0.200	0.371	0.558	0.754	0.357	0.530	0.687	0.544
$\kappa_{pA}$	<i>beta</i>	0.300	0.100				0.169	0.314	0.461	0.350
$\rho_g$	<i>beta</i>	0.600	0.100	0.469	0.572	0.693	0.465	0.563	0.667	0.568
$\rho_A$	<i>beta</i>	0.600	0.100	0.537	0.628	0.722	0.490	0.576	0.657	0.602
$\rho_j$	<i>beta</i>	0.600	0.100	0.410	0.574	0.715	0.432	0.605	0.751	0.589
$\sigma_A$	<i>inv gamma</i>	0.001	0.100	0.018	0.024	0.029	0.021	0.028	0.034	0.026
$\sigma_g$	<i>inv gamma</i>	0.001	0.100	0.009	0.014	0.020	0.007	0.011	0.016	0.013
$\sigma_R$	<i>inv gamma</i>	0.001	0.100	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
$\sigma_j$	<i>inv gamma</i>	0.001	0.100	0.000	0.001	0.003	0.000	0.001	0.002	0.001

资料来源:作者计算整理。

## 2. 分段线性解的定义与模型求解

Piecewise Linear NK-DSGE 模型解的形式和求解方法与常规的线性 NK-DSGE 模型不同。分段线性解法由 Guerrieri and Iacoviello<sup>[24]</sup>提出,用于求解包含偶然紧约束的结构宏观模型,其求解思路是:围绕一个共同的稳态水平,分别线性化和求解不同区制的模型,并通过转换概率建立起两个区制间的动态转移过程。不失一般性地,令偶然紧约束  $g(E_t X_{t+1}, X_t, X_{t-1}) \leq 0$  松弛时为基准区制,其线性化后差分方程系统(M1)表述为  $A E_t X_{t+1} + B X_t + C X_{t-1} + \Lambda \varepsilon_t = 0$ , 反之则为备择区制,线性化后的差分方程系统(M2)为:  $A^* E_t X_{t+1} + B^* X_t + C^* X_{t-1} + D^* + \Lambda^* \varepsilon_t = 0$ 。那么,分段线性解可定义为:使得在一个包含偶尔紧约束的模型中基准区制和备择区制能够根据约束条件的演变情况,在同一稳态水平附近分别成立和转移的函数  $f: X_{t-1} \times \varepsilon_t \rightarrow X_t$ 。用矩阵的语言阐述上述解的定义即为:分段线性解是给定初始条件  $X_0$  和外部冲击  $\varepsilon_1$  时满足以下系统的时变参数矩阵  $\tilde{P}_t$  的集合、 $\tilde{R}_t$  的集合和矩阵  $\tilde{Q}$ :

$$\begin{cases} X_t = \tilde{P}_t X_{t-1} + \tilde{R}_t + \tilde{Q} \varepsilon_t, & t=1 \\ X_t = \tilde{P}_t X_{t-1} + \tilde{R}_t, & \forall t \in (2, \infty) \end{cases} \quad (28)$$

根据以上定义,分段线性求解就是在给定初始条件  $X_0$  和外部冲击  $\varepsilon_1$  下,计算时变矩阵  $\tilde{P}_t$ 、 $\tilde{R}_t$  和  $\tilde{Q}$  的过程。在具体的求解计算中,Occbin 本质上是一个反复“猜测—验证—更新”的过程,即先猜测模型适用于基准区制和备择区制的时期,根据区制分布模拟内生变量路径并验证猜测是否正确;不正确的话则进行迭代更新,直至得到正确的解。

## 3. 模型有效性检验

利用上述分段线性解法,结合参数校准值,便可求出 Piecewise Linear NK-DSGE 模型的分段

线性解。在运用模型展开进一步分析之前,有必要检验其设定和参数选择的合理性,这主要通过矩比较来实现。由于贝叶斯估计过程中已经高度拟合了模型与变量实际值的一阶矩,这里主要考察高阶矩的拟合情况。根据 Santos and Peralta-Alva<sup>[37]</sup>,利用动态随机一般均衡模型数值模拟得到的样本矩渐进收敛于变量的理论矩,因此,可以通过仿真计算内生变量理论矩的渐进一致估计值。

表 2 列示了观测变量的实际方差、协方差,通过分段线性动态随机一般均衡模型得到理论方差、协方差,以及 95%置信区间的上下限,模拟次数为 1000 次。整体看,模型较好地捕捉了实际数据体现出的波动特征:所有观测变量的实际二阶矩和理论二阶矩估计值比较相近,变量间的实际协方差与理论协方差符号一致;绝大多数变量的实际二阶矩都落在了理论二阶矩 95%置信区间之内。少数实际二阶矩落在理论矩的置信区间以外,不能排除数据样本容量较小的影响。因此,总的来看,上述 Piecewise Linear NK-DSGE 模型具有较好的实证表现。

表 2 观测变量的二阶矩比较

变量	实际二阶矩	理论二阶矩	95%置信区间下限	95%置信区间上限
Variances				
$R$	6.61E-07	4.30E-06	-4.62E-07	9.06E-06
$\pi$	1.19E-05	1.07E-05	3.50E-06	1.79E-05
$y$	2.03E-05	3.32E-05	2.07E-05	4.57E-05
$i$	3.50E-04	8.55E-04	5.67E-04	1.14E-03
Covariances				
$R_{\pi}$	3.23E-07	3.21E-06	-2.05E-06	8.46E-06
$R_{y}$	-2.38E-06	-5.09E-06	-1.05E-05	3.20E-07
$R_{i}$	-7.41E-06	-3.45E-06	-1.85E-05	1.16E-05
$\pi_{y}$	-4.20E-06	-8.64E-06	-1.57E-05	-1.58E-06
$\pi_{i}$	-7.91E-06	-3.23E-05	-5.29E-05	-1.17E-05
$y_{i}$	2.02E-05	1.35E-04	8.47E-05	1.85E-04

资料来源:作者计算整理。

#### 四、宏观经济动态模拟

由上述分析得到的 Piecewise Linear NK-DSGE 模型的分段线性解是一组时变参数矩阵的序列,不便于直接用于分析。因此,下面将借助数值模拟考察非对称干预资产价格波动的货币政策下关键宏观经济变量的动态调整路径,对非对称性货币政策模式的宏观经济效应进行分析和评价,随后模拟并比较非对称性货币政策和对称性货币政策的宏观经济效应。

##### 1. 非对称性货币政策下宏观经济动态调整特征分析

图 1 描绘了正、负向技术冲击  $\varepsilon_A$ 、投资效率冲击  $\varepsilon_g$ 、资产偏好冲击  $\varepsilon_j$  和利率冲击(货币政策冲击)  $\varepsilon_R$  分别发生后,总产出、利率、通货膨胀率、实际投资的动态调整路径,前两种冲击代表了来自供给面的冲击,后两者代表了来自需求面的冲击。正向冲击下变量的调整路径用实线表示,同等大小负向冲击下变量的调整路径围绕 0 轴做镜像处理后用点线表示。由于线性系统下的两条路径完全重合,图中两条路径间的差异反映了非对称干预资产价格波动的货币政策调控模式的影响。

观察正、负向技术冲击下系统的动态调整特征(图 1 第 1 行)。正向技术冲击导致的产出扩张幅度略大于同等大小负向技术冲击导致的产出下滑幅度。从产出核算的角度看,正向技术冲击下耐心

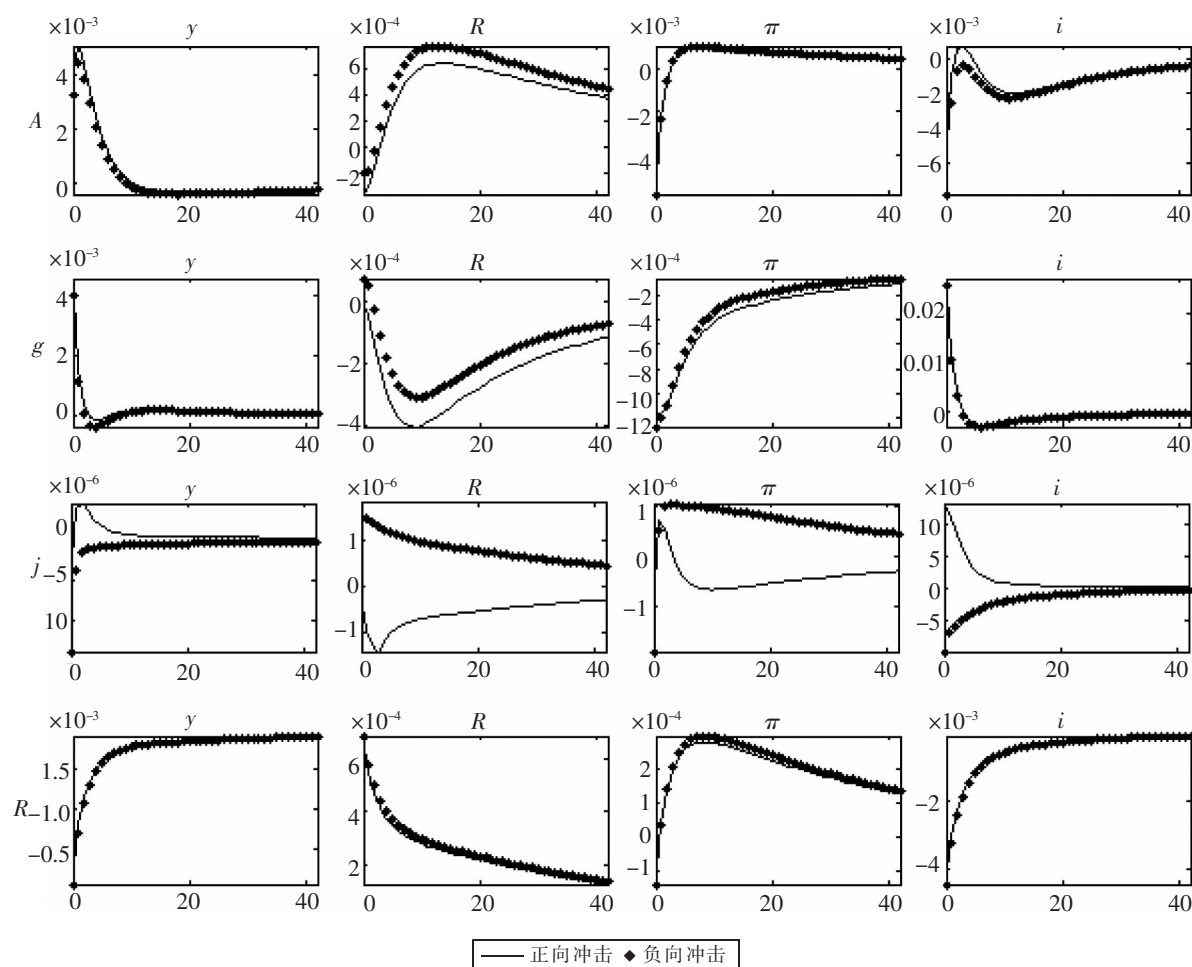


图1 正、负向冲击下分段线性模型动态响应特征比较

注:图中虚线为负向冲击下变量动态调整路径围绕0轴的镜像值。

资料来源:作者绘制。

型家庭的消费支出、资本品生产商的投资支出的增幅略大于负向技术冲击下的降幅。这一现象背后的内在机理是:尽管中央银行为了防止经济过热提高了基准利率,但产出正缺口发生的同时伴随着资产价格下跌,对基准利率施加了向下的压力,抑制了基准利率的上调幅度。基准利率上调“不足”进一步限制了耐心型家庭的延迟消费,使其近期消费增加更多,同时改善了企业的净资产状况,通过降低外部融资升水提升了企业家部门的资本需求。从另一角度看,非对称干预资产价格波动的货币政策规则略微降低了负向技术冲击导致的经济衰退深度。但是,在这种非对称调控模式下,负向技术冲击会导致基准利率的跌幅更大,且在更长的时间范围内低于均衡利率水平。

正、负向投资效率冲击后关键宏观经济变量的动态调整路径也呈现出非对称特征。在正向投资效率冲击发生后,尽管总产出存在正向缺口,但资产价格下跌和通货膨胀率下滑导致货币政策利率较大幅度向下调整;与之对比,负向投资效率冲击发生后,资产价格上升不引起货币政策反应,因此,利率变动幅度较小。正是由于这一差异,正向投资效率冲击发生后产出扩张的幅度和物价下跌的幅度要分别略大于和略小于负向投资效率冲击发生后产出收缩的幅度和物价上涨的幅度。另外,正向投资效率冲击也会造成基准利率和通货膨胀率更大幅度偏离稳态水平,且处于均衡之下的持

续期更长。

正、负资产偏好冲击下经济系统的非线性特征表现得十分显著。总体看,正向资产偏好冲击引起的总产出和通货膨胀率短期下滑幅度明显小于负向冲击导致的产出扩张和物价膨胀幅度。在正向冲击发生之初,总产出和通货膨胀率降低到均衡水平之下,但资产价格出现上涨,此时货币政策规则决定的基准利率下调幅度并不大,但随着资产价格开始下跌,基准利率下调得更快,持续时间也更久,这使得经济转而出现了过热迹象。而负向资产偏好冲击发生时,产出和通货膨胀率向上偏离稳态,但是资产价格出现下跌,短期内基准利率的下调导致产出和物价水平出现较为严重的膨胀。随着资产价格回升,中央银行针对产出和通胀的正缺口逐渐上调基准利率,基准利率和通胀经历了漫长的回归过程。值得注意的是,无论发生正向资产偏好冲击还是负向资产偏好冲击,基准利率和通货膨胀率均会低于稳态水平,总产出维持在均衡水平之上。

由正、负利率冲击引起的经济动态调整的非对称性相对较小。总的来看,负向利率冲击(货币政策宽松)造成的短期产出扩张幅度略大于正向利率冲击(货币政策紧缩)造成的产出收缩,通货膨胀率在短期内的调整走势比较对称。资产价格波动仍然对货币政策利率发挥了一定的作用,非对称的货币政策调控规则使得,遭受正向利率冲击后基准利率下调的速度略快,遭受负向利率冲击后基准利率上调的速度相对较慢。因此,当外生冲击造成货币环境变宽松之后,基准利率和通货膨胀率维持在均衡水平之下的时间略长一些。需要指出的是,利率冲击发生后,通货膨胀率出现较为明显的超调,这比经典文献中的幅度更大,主要原因是,根据本文中的参数校准和估计情况,通货膨胀率受上期资本的影响较大;当正向利率冲击发生后,投资下降,资本存量显著低于稳态水平,导致通货膨胀率迅速上涨,出现较大幅度的超调。

## 2. 非对称性与对称性货币政策下宏观经济动态调整路径的比较

对称性货币政策是指中央银行在基准区制和备择区制中对称地干预资产价格波动,分段线性模型的对数线性化差分方程系统就退化为常规的完全线性系统。这里假设对称性货币政策对产出缺口、通货膨胀率缺口和资产价格缺口的干预力度与前文中非线性模型备择区制一致,因此,模拟结果中两种货币政策假设下宏观经济变量动态调整路径的差异就唯一地来自于对称性和非对称性调控模式的区别。图2和图3给出了数值模拟的结果。总体看,两种货币政策干预模式下,当发生技术冲击、投资效率冲击和资产偏好冲击时,宏观经济动态调整路径均存在明显差异<sup>①</sup>。

正向技术冲击发生后产出增加,通货膨胀率下降,资产价格上涨。当中央银行采用非对称干预模式时,资产价格上涨使得模型进入基准区制,货币政策不会对资产价格上涨做出响应;而当其采用对称性干预模式时,资产价格上涨会对基准利率产生向上的压力。从图2第1行可以看到,非对称干预模式下利率降幅大于对称性干预模式下的利率降幅,从而使得非对称干预模式下的总产出以及随后的实际投资波峰略高于对称性干预模式下的情形。

在正向投资效率冲击之下,资本品价格下降增加了企业的资本需求,带动实际投资、劳动供给和实际产出增加、通货膨胀率和资产价格下降。此时,无论中央银行采用对称性干预还是非对称干预的模式,都会针对下降通道中的资产价格进行干预。随着利率下调,通胀预期上升导致资产价格回升,两种干预模式下经济的动态调整路径开始出现差异。在对称性干预模式下,资产价格上涨为利率下调提供了阻力,导致利率降幅小于非对称干预模式下的利率降幅,实际产出、投资和通胀率的调整路径也因此有所不同。值得注意的是,由于非对称性干预模式下的利率降幅更大,维持在稳态水平之下的时间也会越长。

<sup>①</sup> 由于利率冲击的标准差很小,两种货币政策干预模式的差异并不十分明显。



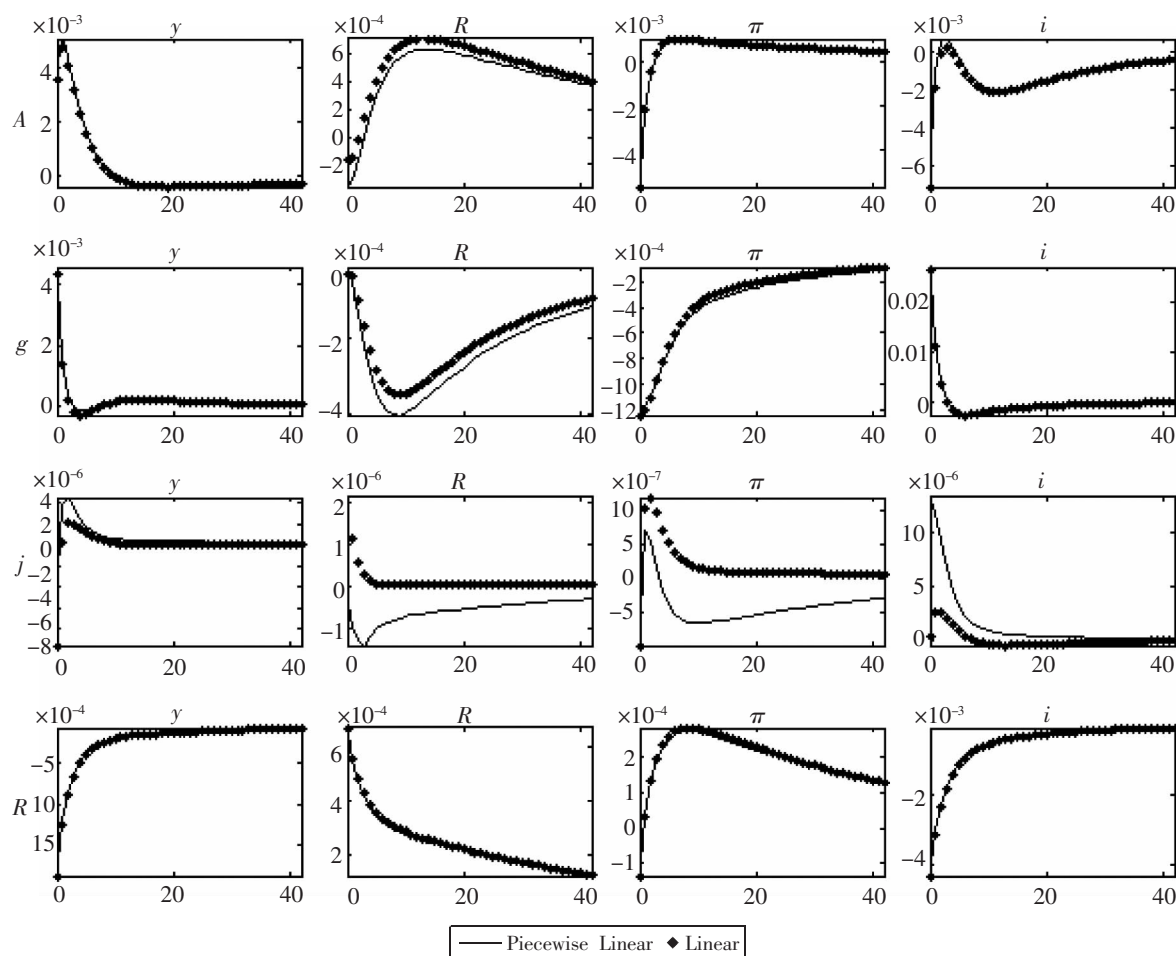


图2 正向冲击下关键内生变量的动态调整路径

资料来源:作者绘制。

资产偏好冲击直接影响资产需求,因此,正向资产偏好冲击的出现即刻引起资产价格上涨。在非对称干预模式下,货币政策不对资产价格做出反应,中央银行仅根据负产出缺口和通货膨胀率缺口的综合作用下调利率。但在对称性干预模式下,受资产价格大幅上涨的影响,中央银行须上调货币政策利率。由于截然不同的利率反应,两种货币政策干预模式下宏观经济动态路径的差异也十分显著:在非对称干预模式下,正向资产偏好冲击造成的实际投资和产出扩张幅度更大,但是利率和通货膨胀率会长期低于均衡水平;而对称性干预模式造成了更大幅度的短暂的负产出缺口,但一定程度上抑制了实际投资和产出的扩张幅度,利率和通货膨胀率回归稳态更快。

图3描绘了负向外生冲击下关键宏观经济变量的动态调整路径。同样可以看出,货币政策对称性干预或非对称性干预资产价格波动时,负向外生冲击下宏观经济动态调整的路径并不相同。与正向冲击下的情形相比,当发生负向技术冲击、投资效率冲击以及利率冲击时,各变量动态调整路径除了方向相反以外,两种货币政策干预模式产生差异的原因和形态都比较接近,在此不再赘述,这里主要比较负向资产偏好冲击发生时不同货币政策干预模式下经济的动态调整特征。

当系统中出现负向资产偏好冲击时(图3第3行),资产价格即刻下跌。冲击发生之初,非对称干预模式和对称性干预模式下的货币政策都会针对资产价格下跌进行干预,利率调整的方向和幅

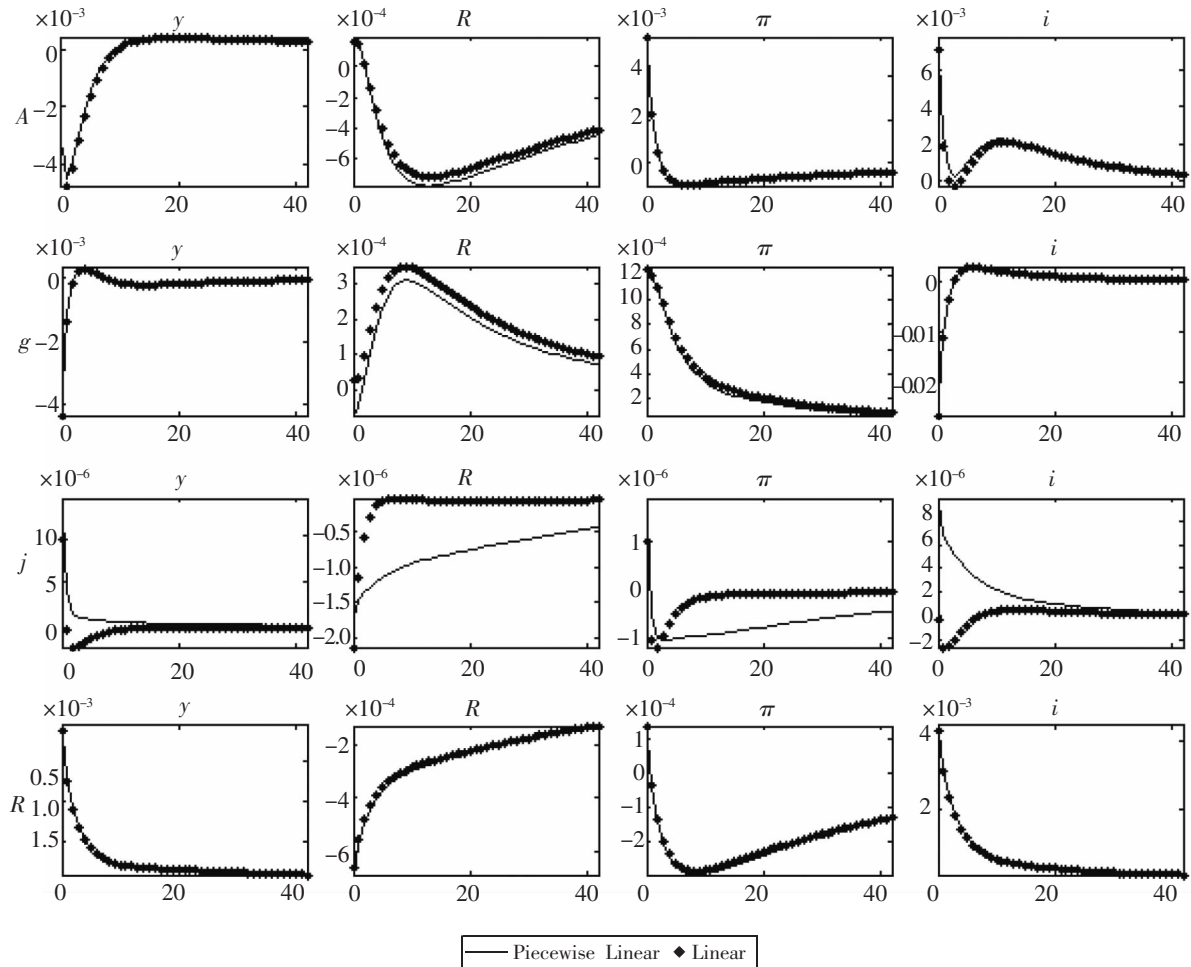


图3 负向冲击下关键内生变量的动态调整路径

资料来源:作者绘制。

度完全一致。但是,随着基准利率下调,资产价格止跌回升,两种货币政策干预模式采取了不同的利率调整方案。在非对称性货币政策干预模式下,中央银行仅针对实际产出和通货膨胀率的正缺口进行调控,利率回调速度较慢,实际投资、实际产出和通货膨胀率达到了较高位置后逐步向稳态水平回归,其中通货膨胀率出现超调,并与基准利率较长期处于稳态水平之下。在对称性货币政策干预模式下,资产价格止跌回升造成了货币政策利率上调的压力,因此,利率以更快的速度回升至稳态水平。受货币政策利率调整的影响,实际投资甚至出现小幅减少后向稳态回归,总产出和通货膨胀率的扩张受到较为明显的抑制。

上文模拟了非对称干预资产价格波动的货币政策下宏观经济的动态调整路径,并与对称性干预模式下情形进行了比较。从仿真结果可以得出以下基本结论:

(1)非对称干预资产价格波动的货币政策调控模式加剧了系统的非线性特征,但不足以实现中央银行的非对称货币政策目标。总体看,与 Ravn<sup>[11]</sup>得到的结果不同,若中国中央银行采取在资产价格下跌时调低基准利率、资产价格上涨时不予干预的货币政策调控模式,只能小幅放大产出扩张、抑制产出缩水、降低通货膨胀率水平。在不考虑经济的结构性失衡和金融风险的情形下,非对称性干预资产价格波动的货币政策调控模式虽然在较小程度上有助于实现中央银行的非对称偏好,但

是非对称性货币政策干预模式带来的这一好处却非常有限。从仿真的结果看,仅当资产偏好冲击发生时,货币政策非对称干预资产价格波动能够明显有助于推动经济繁荣,而在应对技术冲击、投资效率冲击以及利率冲击时效果均不明显。而且,由于驱动宏观经济周期波动的因素众多,非对称干预资产价格波动的货币政策本身并不足以保障宏观经济繁荣的程度超过衰退的深度<sup>[16]</sup>,更不足以完全平抑负向冲击带来的不利波动。

(2)非对称干预资产价格波动的货币政策调控模式会导致利率长期低于均衡水平。从分段线性模型的仿真结果看,负向技术冲击、正向投资效率冲击,以及正向或负向资产偏好冲击都会使利率更长时间处于均衡水平之下。由于模型设定中更好地处理了资产价格问题,考虑了资产的多重属性所发挥的不同作用,本文捕捉到了货币政策非对称干预资产价格的重要的“副产品”,这是 Ravn<sup>[14]</sup>的研究所缺漏的。事实上,仿真结果与主要经济体近 20 年来的实际经济运行状况非常吻合,也是所谓的“大稳健”时期的典型经济特征。然而,从近半个世纪的经济史和相关研究<sup>[38,39]</sup>看,利率长期位于较低水平存在一些隐患。一方面,低利率可能会导致道德风险问题,从而加大经济的系统性风险;另一方面,中央银行长期采用非对称干预资产价格波动的货币政策模式可能会使利率逐渐降低至接近零利率的水平,会直接造成经济衰退时常规货币政策无法实施、量化宽松货币政策效果大打折扣的不利局面,这也是包括美国、日本在内的众多经济体目前面临的现实困境。

(3)对称性干预资产价格波动的货币政策调控模式有助于加快利率回归稳态的速度。从仿真的结果看,尤其是当资产价格出现大的波动(资产偏好冲击)后,对称性的货币政策干预模式能够使得利率迅速回归稳态水平,而不会出现非对称性货币政策干预模式下利率长期低于稳态的情况。这一特征对于优秀的、可持续的货币政策调控颇为重要。Evanoff et al.<sup>[9]</sup>在回顾美联储在货币政策实践时提出“中央银行与其研究货币政策如何对资产价格泡沫进行调控,不如反思他们造成了多少资产价格泡沫和金融危机”,其背后暗含的是,中央银行应当避免不当的货币政策成为宏观经济内生性风险的源头。因此,从这一意义上看,对称性干预资产价格波动的货币政策模式显然更为妥当。

## 五、结论与启示

基于分段线性新凯恩斯动态随机一般均衡模型,本文考察了非对称干预资产价格波动的货币政策的宏观经济效应,揭示了其可能造成的潜在风险。研究发现,中央银行采取的“提前宽松”式非对称货币政策干预模式,会加剧经济系统的非线性特征,小幅放大产出扩张、抑制产出缩水,一定程度降低通货膨胀率;但是同时会造成利率长期显著低于均衡水平,产生金融失衡和资源错配的风险。这一结论意味着,非对称干预模式推动经济繁荣、抑制经济衰退的效果并不突出,反而可能成为内生性金融风险的一个重要源头。与非对称干预模式形成对比,当货币政策对称地干预资产价格波动时,能够加快利率回归稳态的速度,降低不当货币政策诱发金融风险的可能性。本文的研究发现和结论对于完善中国中央银行的货币政策调控具有以下启示:

(1)中央银行应当认识到非对称干预资产价格波动的货币政策调控模式的局限性,避免过度依赖这种非对称干预模式。在中国经济增速持续几年下行的背景下,中国中央银行为了贯彻政府意图,具有强烈的保增长和稳定资产价格的动机,因此,仍然可能会采用非对称干预资产价格的货币政策模式。例如,为了防止房地产价格持续下跌导致企业和公众的经济下行预期恶化,降低对人民币汇率和银行形成的巨大风险和威胁,中央银行自 2015 年以来一度配合政府放松购房政策,公开或默认银行降低房贷按揭利率,结果导致部分城市和地区房地产价格大涨或暴涨。再如,为了通过股市刺激消费和带动经济增长,中央银行和金融监督部门 2015 年曾一度放松了对资金进入股市的

监管,结果导致股市一度暴涨。研究结论表明,非对称干预资产价格的货币政策只有在经济遭遇资产偏好冲击时才有可能发挥预期效果。由于资产偏好冲击往往发生在资产价格快速变化的时期,因此,只有当资产价格急涨或暴跌引起投机情绪大幅变化时,中央银行才适宜通过货币政策非对称干预资产价格波动;而在资产偏好相对稳定,资产价格波动主要由其他类型的冲击驱动时,不宜采用非对称干预资产价格波动的货币政策调控模式。即使如此,当货币政策非对称干预资产价格波动时,中央银行还须重点监测非对称货币政策干预模式导致的低利率环境下金融机构的风险承担行为和道德风险问题,加强窗口指导和金融监管,避免系统性金融风险和金融失衡的发生。

(2)长期看,中国中央银行完善货币政策调控的基本方向应从非对称干预资产价格波动的货币政策模式向对称性干预模式转变。非对称干预资产价格表面上只是一种不完整的“逆风向”货币政策调控模式,但实际上却隐含着加剧了金融系统的顺周期特征。然而,对抗金融(尤其是信贷系统)的顺周期性是2008年金融危机之后全球范围内中央银行对货币政策的基本要求。从本文的研究结论看,中央银行在资产价格上涨过程中进行必要干预能够减轻资产价格上涨造成的信贷周期性扩张程度,一定程度上抑制了外生冲击导致的经济过度繁荣。更为重要的是,货币政策对称性地干预资产价格波动能有效地加快利率回归稳态的速度,避免利率长期处于低位,这样一方面可以保证货币政策调控效果不受零利率陷阱的影响,另一方面也可以避免重蹈美国房地产次级贷款危机覆辙。因此,中国货币政策对资产价格波动的调控模式应当逐步从“非对称性”向“对称性”转变,并根据资产价格波动的方向和幅度适当地进行“提前宽松”或“提前紧缩”干预。

(3)中国中央银行应将货币政策调控、宏观审慎监管和微观审慎监管有机地结合。在非对称干预资产价格的货币政策模式下,或是由非对称性干预模式向对称性干预模式转变的过程中,货币政策本身就有可能成为重要的内生性金融风险的源头,因此,必须依赖其他类型的外部监管来控制风险。从本文的研究中可以看到,尽管不同的干预资产价格的货币政策模式在应对资产价格冲击时有着显著的差异,但在应对其他一些类型的外生冲击时并没有十分显著的区别,这也反映出货币政策本身在某些特定场景下的调控作用的局限性。不仅如此,Cao and Illing<sup>[40]</sup>、Cao<sup>[41]</sup>论证发现,简单的流动性监管要求、市场准入监管起到的风险控制作用也非常有限。因此,中国中央银行的货币政策必须配合宏观审慎和微观审慎监管<sup>[42]</sup>,努力构建一个协调、互补的政策调控和监管框架,只有这样才能有效地维护中国金融和经济稳定。

#### [参考文献]

- [1]Issing, M. O. Lessons for Monetary Policy: What Should the Consensus Be [R]. International Monetary Fund Working Paper, 2011.
- [2]Mishkin, F. S. Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis[R]. NBER Working Paper, 2011.
- [3]White, W. R. Should Monetary Policy ‘Lean or Clean’[R]. Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper, 2009.
- [4]Borio, C., and H. Zhu. Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism[J]. Journal of Financial Stability, 2012, 8(4):236-251.
- [5]Danne, C., and G. Schnabl. A Role Model for China? Exchange Rate Flexibility and Monetary Policy in Japan [J]. China Economic Review, 2008,19(2):183-196.
- [6]Hall, P. Is There Any Evidence of a Greenspan Put[R]. Swiss National Bank Working Paper, 2011.
- [7]Hoffmann, A. Did the Fed and Ecb React Asymmetrically with Respect to Asset Market Developments [J]. Journal of Policy Modeling, 2013,35(2):197-211.
- [8]Ravn, S. Has the Fed Reacted Asymmetrically to Stock Prices [J]. The BE Journal of Macroeconomics, 2012,



- 12(1):1-36.
- [9]Evanoff, D. D., G. G. Kaufman, and A. G. Malliaris. *New Perspectives on Asset Price Bubbles* [M]. Oxford: Oxford University Press, 2012.
- [10]郑冠群. 资产价格波动、非对称货币政策干预与宏观经济调控效果[D]. 西安交通大学博士学位论文, 2016.
- [11]Ravn, S. H. Asymmetric Monetary Policy Towards the Stock Market: A DSGE Approach [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2014, (39):24-41.
- [12]Blinder, A. S. Distinguished Lecture on Economics in Government: What Central Bankers Could Learn from Academics—and Vice Versa[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 1997,11(2):3-19.
- [13]Ruge-Murcia, F. J. The Inflation Bias When the Central Bank Targets the Natural Rate of Unemployment[J]. *European Economic Review*, 2004,48(1):91-107.
- [14]Surico, P. Inflation Targeting and Nonlinear Policy Rules: The Case of Asymmetric Preferences [R]. CESifo Working Paper, 2004.
- [15]Surico, P. The Fed's Monetary Policy Rule and U.S. Inflation: The Case of Asymmetric Preferences[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2007,31(1):305-324.
- [16]Surico, P. Measuring the Time Inconsistency of U.S. Monetary Policy[J]. *Economica*, 2008,297(75):22-38.
- [17]Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[J]. *Handbook of macroeconomics*, 1999,(1):1341-1393.
- [18]Christensen, L., and A. Dib. The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2008,11(1):155-178.
- [19]Iacoviello, M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle [J]. *American Economic Review*, 2005,95(3):739-764.
- [20]Kiyotaki, N., and J. Moore. Credit Chains[J]. *Journal of Political Economy*, 1997,105 (21):211-248.
- [21]Townsend, R. M. Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification [J]. *Journal of Economic theory*, 1979,21(2):265-293.
- [22]Greenwood, J., Z. Hercowitz, and G. W. Huffman. Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle[J]. *American Economic Review*, 1988,78(3):402-417.
- [23]Calvo, G. A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1983,12 (3):383-398.
- [24]Guerrieri, L., and M. Iacoviello. Ocbin: A Toolkit for Solving Dynamic Models with Occasionally Binding Constraints Easily[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2015,(70):22-38.
- [25]Carroll, C. D., and A. A. Samwick. The Nature of Precautionary Wealth [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1997,40(1):41-71.
- [26]Iacoviello, M., and S. Neri. Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated Dsge Model [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010,2(2):125-164.
- [27]Samwick, A. A. Discount Rate Heterogeneity and Social Security Reform [J]. *Journal of Development Economics*, 1998,57(1):117-146.
- [28]徐妍,郑冠群,沈悦. 房地产价格与我国货币政策规则——基于多部门NK-DSGE模型的研究[J]. *南开经济研究*, 2015,(4):136-153.
- [29]李成,马文涛,王彬. 通货膨胀预期、货币政策工具选择与宏观经济稳定[J]. *经济学(季刊)*, 2010,10(1): 51-82.
- [30]许伟,陈斌开. 银行信贷与中国经济波动: 1993—2005[J]. *经济学(季刊)*, 2009, 8(3):969-994.
- [31]许志伟,薛鹤翔,罗大庆. 融资约束与中国经济波动——新凯恩斯主义框架内的动态分析[J]. *经济学(季刊)*, 2011,(10):83-110.
- [32]刘明志. 货币供应量和利率作为货币政策中介目标的适用性[J]. *金融研究*, 2006,(1):51-63.
- [33]刘金全,张小宇. 时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究[J]. *管理世界*, 2012,(7):20-28.

- [34]何青,钱宗鑫,郭俊杰. 房地产驱动了中国经济周期吗[J]. 经济研究, 2015,50(12):41-53.
- [35]王立勇,张良贵,刘文革. 不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究[J]. 经济研究, 2012,(10):69-81.
- [36]栗亮,刘元春. 经济波动的变异与中国宏观经济政策框架的重构[J]. 管理世界, 2014,(12):38-50.
- [37]Santos, M. S., and A. Peralta-Alva. Accuracy of Simulations for Stochastic Dynamic Models [J]. *Econometrica*, 2005,73(6):1939-1976.
- [38]Farhi, E., and J. Tirole. Collective Moral Hazard, Maturity Mismatch, and Systemic Bailouts [J]. *American Economic Review*, 2012,102(1):60-93.
- [39]Zabel, M. Essays in Monetary Economics and International Finance[D]. LMU PhD Dissertation, 2014.
- [40]Cao, J., and G. Illing. Regulation of Systemic Liquidity Risk [J]. *Financial Markets and Portfolio Management*, 2010,24(1):31-48.
- [41]Cao, J. Three Essays on Liquidity Crisis, Monetary Policy, and Banking Regulation [D]. LMU PhD Dissertation, 2010.
- [42]王曦,邹文理,叶茂. 中国治理通货膨胀的货币政策操作方式选择[J]. 中国工业经济, 2012,(8):5-17.

## Macroeconomic Effects of Asymmetric Monetary Policy Intervention on Asset Price Fluctuations in China—Simulation and Analysis Based on a Piecewise Linear NK-DSGE Model

FENG Gen-fu<sup>1</sup>, ZHENG Guan-qun<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Finance of Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China;

2. School of Economics and Management of Xidian University, Xi'an 710061, China)

**Abstract:** Asymmetrically intervening on asset price fluctuations is common in monetary policy practices of major economies's central banks around the world. However, the macroeconomic effects and potential risks of asymmetric intervention haven't been paid enough attention nor fully explored academically. This paper incorporates the pattern of asymmetric monetary policy intervention on asset price fluctuations of China's central bank, namely "preemptive easing", into the general equilibrium framework, to construct a piecewise linear New-Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium model, and investigates the macroeconomic effects and potential financial risks of the asymmetric monetary policy intervention with an piecewise linear solution method named Occbin and numerical simulation techniques. The research finds that, asymmetric monetary policy intervention on asset price fluctuations would exacerbate nonlinearity and asymmetry of the economy to some extent, but has little effect on promoting economic prosperity or dampening recessions. Conversely, it would lead interest rate to stay below its equilibrium level for a long time. Therefore, asymmetric monetary policy intervention on asset price fluctuations might be a major source of endogenous financial risks, to induce resources misallocations and severe financial imbalances, the finding fits the economic reality of "The Great Moderation" period before 2008 financial crisis very well. Based on numerical simulation and comparison, the research also implies that a transition of monetary policy intervention on asset price fluctuations from "asymmetric" to "symmetric" could reduce these aforementioned risks. These research results are of great significance to ameliorate monetary policy of China's central bank and to avoid pitfalls like the subprime-mortgage crisis in America.

**Key Words:** asset price fluctuations; asymmetric monetary policy; macroeconomic effects; piecewise linear New-Keynesian dynamic stochastic general equilibrium model

**JEL Classification:** E52 E58 E44

[责任编辑:覃毅]