

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2022.06.001

# 影子银行、金融监管与宏观稳定<sup>①</sup>

马勇<sup>1,2</sup>, 吕琳<sup>1\*</sup>

(1. 中国人民大学财政金融学院, 北京 100872;  
2. 中国财政金融政策研究中心, 北京 100872)

**摘要:**本研究基于对 Gertler 和 Karadi 模型的扩展,对影子银行活动、金融监管行为和宏观经济与金融稳定之间的关系进行了研究.较之已有文献,本研究模型在贷款的需求端(企业)和供给端(商业银行和影子银行)同时引入了金融摩擦因素,并着重刻画了影子银行的顺周期特征.本研究的相关分析结果显示,当经济和金融体系遭受外部冲击时,影子银行的存在加大了宏观经济和金融部门的不稳定性,而通过将影子银行纳入监管,不仅能在总体上降低宏观经济和金融变量的波动性,而且能显著提升社会的福利水平.同时,本研究还发现,影子银行监管在某些冲击下也可能导致名义利率和通胀波动的上升.因此,监管部门在进行逆周期调控的同时,还应考虑通过增加正规信贷的供应以及减少社会融资对影子银行信贷的依赖等措施来缓解经济和金融体系的过度波动.

**关键词:**影子银行;经济波动;金融监管

**中图分类号:**F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-9807(2022)06-0001-21

## 0 引言

近年来,影子银行对经济金融活动的影响及其监管问题一直是世界各国政策部门关注的重点议题之一.在中国,受金融监管规避和套利动机的推动,金融机构合作模式不断推陈出新,影子银行从最初的“银信合作”逐渐发展为由商业银行、非银行金融机构和民间借贷平台所构成的复杂体系.按照国际上通行的影子银行定义,本研究将中国影子银行界定为不受监管条件约束,并且在商业银行和非银机构协助下利用政策和会计记账的漏洞,将资金传递给部分受限企业,并且可能引发金融系统性风险的贷款渠道,这同时囊括了影子银行形式的金融产品和执行影子银行功能的金融中介.截至2017年底,由非保本类理财产品、信托

产品和资产管理计划三部分计算的影子银行规模达到历史最大值64万亿元<sup>②</sup>,而其中通道资金规模近48万亿<sup>③</sup>.可见,影子银行已成为影响中国金融活动和经济稳定的重要因素.

与此同时,影子银行规模的迅速扩张也对金融监管提出了更高的要求.自巴塞尔协议Ⅲ颁布之后,中国人民银行推出的宏观审慎政策评估(MPA)先后将商业银行的广义信贷、同业存单和委托理财等项目纳入框架,以填补影子银行的监管空白.此后,2018年4月发布的“资管新规”要求资管产品实施净值化管理,严禁产品之间期限错配,并着力破除“刚兑”预期.同时,银保监会2019年出台的“理财新规”更是对理财产品多层嵌套、资金空转的情况进行了严格约束.在上述监

① 收稿日期:2019-12-30;修订日期:2021-10-15.

基金项目:国家社会科学基金资助重大项目(21ZDA044).

通讯作者:吕琳(1995—),女,四川南充人,博士生. Email:lvlinf@ruc.edu.cn

② 数据来源于CEIC.

③ 本研究将通道资金定义为银信合作资金、同业理财投资和金融机构资管计划投资的规模,数据来源于CEIC.

管措施下,至2019年底,中国影子银行的规模收缩至55万亿左右,其中银行非保本理财产品的余额净减少了14%。与此同时,通过影子银行传递至实体经济的贷款规模占比也逐渐提高,“严监管”背景下的社会融资效率趋于改善。

## 1 文献回顾

关于影子银行的宏观经济效应,Moreira和Savov<sup>[1]</sup>指出,当经济遭遇外部冲击时,影子银行的流动性转换功能将不再有效,反而可能加剧经济的负向波动。Ferrante<sup>[2]</sup>认为影子银行加剧了银行部门的脆弱性,因为影子银行在筛选高质量贷款方面的偏好较低。在Lubello和Rouabah<sup>[3]</sup>的研究中,限制银行体系的杠杆率和资产证券化比率可以有效降低宏观经济的波动。不过,Rubio<sup>[4]</sup>和Buchak等<sup>[5]</sup>的研究指出,仅对商业银行进行资本监管反而可能促进影子银行的发展。Fève等<sup>[6]</sup>考虑了影子银行和不对称金融监管对经济运行的影响,发现影子银行放大了外生冲击的经济效应,并指出不对称的金融监管将削弱政策对经济的稳定作用。

在针对中国影子银行问题的国际研究方面,Chen等<sup>[7]</sup>的研究认为,2009年的“四万亿”财政刺激计划导致地方政府面临偿债压力,从而转向以影子银行为代表的非银行融资来实现债务展期。Liu和Ou<sup>[8]</sup>发现,当信贷条件紧缩时,商业银行的缩表压力增大,此时作为资金融入方的影子银行将面临信用紧缩的困境,进而加剧金融市场的周期性波动。Feng等<sup>[9]</sup>基于杠杆水平的资产定价模型发现,影子银行放大了不成熟金融市场的整体杠杆水平,从而对金融稳定造成了威胁。为检验金融监管是否有效,Yang等<sup>[10]</sup>通过有效政策前沿分析发现,中国的货币政策和宏观审慎政策在相互协调的基础上,一方面稳定了经济,另一方面也降低了影子银行的相对规模。

在国内文献方面,裘翔和周强龙<sup>[11]</sup>指出,影子银行由于缺乏“最后贷款人”保障,可能导致系统性风险聚集。在胡志鹏<sup>[12]</sup>的研究中,大型企业通过发放委托贷款、购买理财等方式将银行贷款

再次投入金融体系,这不仅拉长了金融市场的资金链条,而且还降低了货币政策的传导效率。温信祥和苏乃芳<sup>[13]</sup>的研究也认为,由于金融摩擦和信息不对称现象,影子银行对货币政策利率工具的敏感性相对较小,这在一定程度上削弱了货币政策的效果。在方先明和权威<sup>[14]</sup>的研究中,在经济上行时期,贷款违约率降低,抵押产品价格上涨,信贷型影子银行经营者过于乐观,从而增加影子银行供给,表现出更强烈的顺周期性。高然等<sup>[15]</sup>基于SVAR和DSGE模型,发现影子银行监管程度越低,逆周期性越强。李建强等<sup>[16]</sup>强调,为了吸引资金,影子银行向投资人承诺固定收益,理财计划的风险最终完全由商业银行兜底,这损害了金融中介资本吸损能力,从而导致萧条时期的资产价格出现暴跌。此外,刘贯春等<sup>[17]</sup>指出经济金融化程度越高,企业资本结构的偏离度越大,资本调整速度越慢。赵静和郭晔<sup>[18]</sup>还发现影子银行渠道的存在将推动存款保险制度下系统性风险在四大行以外银行之间的集聚。

在影子银行监管效果的研究方面,胡利琴等<sup>[19]</sup>指出,盯住信贷增速的宏观审慎政策降低了经济波动,并且提高了社会福利。彭俞超和何山<sup>[20]</sup>采用转移动态方法进行研究发现,“资管新规”在长期内将产生结构效应和总量效应,其中,结构效应改善了资源利用效率,而总量效应却压低了产出和投资水平。在实证研究方面,纪敏和李宏瑾<sup>[21]</sup>运用银行表外理财数据,从货币供给的角度出发,发现金融监管的加强导致银行表外理财增速大幅回落,从而降低了货币乘数和M2增速。马亚明和胡春阳<sup>[22]</sup>发现实施强监管政策明显降低了非银行金融机构的极端风险网络关联度。

总体而言,在早期关于影子银行的研究中,大部分研究基于BGG模型展开,在DSGE模型中并不存在一个显性的银行部门<sup>[11, 23]</sup>。此后,部分文献参照传统商业银行的建模思路,进一步加入了对影子银行的考量,但构建单独影子银行部门的文献仍然较少。在目前已有的相关研究中,大部分研究仅考虑了影子银行贷款供给对金融部门和实体经济的影响,并未考虑影子银行贷款波动的经济效应。虽然有少数文献通

过引入贷款约束条件刻画了实体经济对影子银行贷款的需求情况<sup>[2, 15, 20, 24]</sup>,但这些研究的建模方式通常比较简单,并未考虑影子银行贷款条件的内在顺周期性特征.同时,在刻画金融部门的不稳定性时,现有 DSGE 模型大多沿用了资产证券化比例、银行净资本、资产充足率等冲击形式,并未考虑银行不稳定冲击的影响<sup>[3, 20]</sup>.此外,关于影子银行对中国经济周期和金融活动的影响,现有研究也尚未获得一致结论<sup>[14, 15, 25]</sup>,亟待进一步的深入研究.

针对已有文献的上述各种潜在不足,本研究尝试从4个方面予以改进和完善.首先,本研究在 Gertler 和 Karadi<sup>[26]</sup>模型的基础上,通过纳入贷款需求端的金融摩擦因素来考察银行贷款价值比波动对金融市场和实体经济的影响.其次,在商业银行的建模中,本研究通过引入银行存活率冲击,探讨了银行体系不稳定对宏观经济和金融波动的影响.第三,鉴于商业银行贷款领先于影子银行贷款和总产出,同时不受监管的影子银行贷款表现为顺周期特征(图1),本研究在传统 DSGE 模型的基础上进一步刻画了影子银行贷款与总产出之间的正相关关系.最后,本研究拓展了现有文献仅考

虑商业银行监管的研究框架,在纳入影子银行监管的基础上,进一步考察了影子银行监管加强以及社会融资结构变化所可能产生的宏观效应.较之已有文献,本研究可能的“边际贡献”主要包括:1)通过构建同时包含商业银行和影子银行的 DSGE 模型,引入对商业银行和影子银行贷款约束条件的考察,并以此区分传统信贷渠道和非正规信贷渠道的不同周期性特征,为现实中影子银行和商业银行共存的金融结构特征提供一个更为贴近现实的模型刻画;2)相比于一般文献将银行的存活率设定为固定参数,本研究通过将其设定为变量运动过程,在 DSGE 模型中纳入商业银行存活率冲击对经济金融体系的影响,用以分析在典型的金融不稳定冲击下,主要经济金融变量的稳定性状况及其内在传导机制;3)引入利率弹性变量,建立影子银行贷款与金融体系和实体经济的内生性联系,以此探讨影子银行贷款与实体经济和金融部门的关系,并为进一步的政策传导机制分析提供依据;4)纳入影子银行监管,针对影子银行和商业银行设置不同的监管场景和监管规则,用以分析有无监管以及监管方式和强度变化对宏观经济和金融稳定的影响.

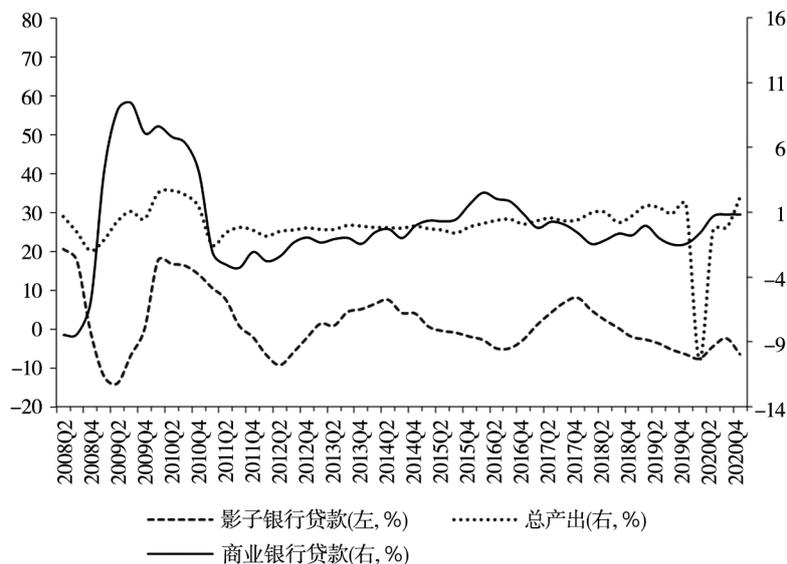


图1 影子银行贷款与总产出的关系

Fig.1 The relationship between shadow banking loans and output

注:图中数据均为HP滤波后的缺口项,来源于Wind.

## 2 DSGE 模型构建

为了重点刻画金融部门的运行机制,本研究简化了 Gertler 和 Karadi<sup>[26]</sup>对家庭部门和中央银行信贷政策的相关设定,并构建了3种情形用以对比分析影子银行及其监管的宏观经济效应,分别是:1)不包含影子银行的基准模型,货币政策遵循盯住产出和通胀的泰勒规则,信贷政策对传统信贷和总产出增速实施逆周期调节;2)拓展模型 I,即包含影子银行、不考虑影子银行监管,在社会融资结构中纳入影子银行贷款部分,影子银行贷款规模由抵押品价值、贷款价值比和贷款利率共同决定,货币和信贷政策规则不变;3)拓展模型 II,即包含影子银行、考虑影子银行监管,其中社会融资规模稳定成为货币和信贷政策的目标之一.其中,对比情形1)和情形2)可知影子银行对宏观经济和金融稳定的影响,分析情形2)和情形3)得以探究影子银行监管的政策效果.

### 2.1 不包含影子银行的基准模型

#### 2.1.1 中间厂商

与标准文献一致,本研究设定企业在每期雇佣劳动  $l_t$  和购买资本  $k_t$ ,并且依照规模报酬不变的柯布道格拉斯(Cobb-Douglas)生产函数进行生产

$$y_t = A_t l_t^\alpha k_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中  $\alpha$  为劳动产出弹性,  $A_t$  代表中间品生产部门的技术冲击,其运动遵循 AR(1)过程

$$\ln(A_t) = \theta_A \ln(A_{t-1}) + e_t^A \quad (2)$$

在经营过程中,企业通过获取金融中介贷款扩大生产规模,面临如下形式的信贷约束条件

$$b_t \leq E_t \frac{m_t^b q_{t+1} k_t}{r_t^b} \quad (3)$$

其中  $b_t$  代表商业银行贷款,  $m_t^b$  为商业银行贷款价值比(loan-to-value, LTV),  $r_t^b$  表示商业银行贷款利率,  $q_{t+1}$  为下一期资产价格.中间品生产商的决策过程如下

$$\max_{\{l_t, k_t, b_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Pi_t^e \quad (4)$$

$$\Pi_t^e = \frac{y_t}{x_t} + b_t - q_t k_t - w_t l_t + q_t (1-\delta) k_{t-1} - r_{t-1}^b b_{t-1} \quad (5)$$

其中  $x_t$  表示中间品价格的倒数,  $\delta$  为资本折旧率.根据以上设定,分别对  $l_t$ 、 $k_t$  和  $b_t$  求一阶导数,得到的企业最优化行为满足如下方程

$$\alpha \frac{y_t}{x_t} = w_t l_t \quad (6)$$

$$E_t \left[ \frac{m_t^b}{r_t^b} - \beta_e m_t^b + \beta_e (1-\delta) \right] q_{t+1} = q_t - (1-\alpha) \frac{y_t}{x_t k_t} \quad (7)$$

式(7)为企业资本需求方程.

#### 2.1.2 商业银行

与 Gertler 和 Karadi<sup>[26]</sup>的设定一致,商业银行作为金融中介在负债端吸纳家庭存款,同时通过累积留存收益实现资本扩张.本研究设定商业银行需缴纳一定比例的存款准备金,而中央银行对该部分准备金支付利息,故商业银行面临的资产负债表约束和资本累积方程如下

$$b_{j,t} = (1-\mu) d_{j,t} + n_{j,t} \quad (8)$$

$$n_{j,t+1} = (r_t^b - r_t) b_{j,t} + r_t n_{j,t} \quad (9)$$

其中  $n_{j,t}$  代表商业银行  $j$  的净资本,  $\mu$  为存款准备金率.假设商业银行每期有  $1-\gamma_t$  的概率退出市场,其目标是实现跨期资本净值最大化

$$V_{j,t} = \beta_h \left[ (1-\gamma_t) n_{j,t+1} + \gamma_t V_{j,t+1} \right] \quad (10)$$

假设商业银行杠杆率  $\psi_{j,t} = b_{j,t}/n_{j,t}$ ,由上式可知,若贷款利差为正,商业银行提高杠杆率便可同时实现资本占用最小化和效用最大化.对此, Gertler 和 Karadi<sup>[26]</sup>引入金融摩擦,假设商业银行面临两种选择:一是违约,将  $\lambda$  比例的资产转移至家庭内部,违约的商业银行在下一期破产退出;二是遵守最高杠杆原则,持续经营直至退出金融体系.因此,持续经营产生的“特许权价值”不能少于违约转移的资产价值,否则商业银行将选择违约,储户不得不支付较高的资产补充成本.激励约束条件表示如下

$$V_{j,t} \geq \lambda b_{j,t} \quad (11)$$

由式(10)可知,  $V_{j,t}$  为  $b_{j,t}$  和  $n_{j,t}$  的函数,假设  $V_{j,t}$  的最终表达式如下

$$V_{j,t} = v_{j,t}^b b_{j,t} + v_{j,t}^n n_{j,t} \quad (12)$$

当激励约束条件收紧时,商业银行杠杆率满足

$$\psi_{j,t} \leq \frac{v_{j,t}^n}{\lambda - v_{j,t}^b} \quad (13)$$

商业银行选择贷款和资本规模,  $b_{j,t}$  和  $n_{j,t}$  的一阶条件表示如下

$$v_{j,t}^b = \beta_h [1 - \gamma_t + \gamma_t E_t (v_{j,t+1}^b \psi_{j,t+1} + v_{j,t+1}^n)] \times (r_t^b - r_t) \quad (14)$$

$$v_{j,t}^n = \beta_h [1 - \gamma_t + \gamma_t E_t (v_{j,t+1}^b \psi_{j,t+1} + v_{j,t+1}^n)] r_t \quad (15)$$

$\gamma_t$  比例的商业银行选择继续留在市场, 储户将剩余资产  $(1 - \gamma_t)b_t$  按照  $\frac{\varepsilon}{1 - \gamma_t}$  的比例分配给初创商业银行, 那么商业银行体系的净资本规模遵循如下规律

$$n_{t+1} = \gamma_t [(r_t^b - r_t)\psi_t + r_t]n_t + \varepsilon b_t \quad (16)$$

在 DSGE 模型的相关研究中, Liu<sup>[27]</sup>、Miao 等<sup>[28]</sup>、马勇<sup>[29]</sup>通过引入银行资本冲击探讨了金融不稳定冲击的传导机制, 而 Gertler 和 Karadi<sup>[26]</sup>、Liu 等<sup>[30]</sup>、陈雨露和马勇<sup>[31]</sup>、Taylor 和 Zilberman<sup>[32]</sup>等文献则更为直接地将银行存活率作为显示金融不稳定的指标之一. 为了考察金融稳定对经济系统的影响, 本研究以商业银行存活率  $\gamma_t$  为金融不稳定性的代表变量. 为简化起见, 与主流文献的做法一致, 假定银行存活率满足如下 AR(1) 过程

$$\ln\left(\frac{\gamma_t}{\gamma_{ss}}\right) = \theta_\gamma \ln\left(\frac{\gamma_{t-1}}{\gamma_{ss}}\right) + e_t^\gamma \quad (17)$$

其中  $\gamma_{ss}$  表示存活率的稳态值. 从作用机制来看, 根据式 (16), 当银行存活率下降 (即当商业银行数量减少) 时, 银行的资本相应减少, 这会使银行的放贷能力降低, 从而导致贷款规模收缩, 最终影响到实体经济的生产, 而由此导致的经济下行又会反过来恶化金融条件, 从而形成负反馈的循环.

### 2.1.3 中央银行

在基准模型中, 假设货币政策遵循标准的泰勒规则

$$R_t = \left[ R_{ss} \left( \frac{\pi_t}{\pi_{ss}} \right)^{\phi_\pi} \left( \frac{y_t}{y_{ss}} \right)^{\phi_y} \right]^{1-\phi_R} (R_{t-1})^{\phi_R} \exp(e_t^R) \quad (18)$$

其中  $R_t$  为名义利率,  $\phi_R$ 、 $\phi_\pi$  和  $\phi_y$  分别为货币政策惯性系数、通胀反应系数和产出反应系数,  $e_t^R$  代表利率冲击.

同时, 根据实际利率的定义

$$r_t = R_t - E_t(\pi_{t+1}) \quad (19)$$

图 1 显示, 商业银行贷款领先于社会总产出, 信贷政策对商业银行贷款实行逆周期调节机制, 本研究将该机制体现为中央银行对商业银行贷款价值比的调控

$$m_t^b = m_{ss}^b \left( \frac{b_t}{b_{t-1}} \right)^{-\rho_b} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^{-\rho_{by}} \quad (20)$$

其中  $m_{ss}^b$  代表商业银行贷款价值比的稳态值,  $\rho_b$ 、 $\rho_{by}$  分别为贷款价值比对贷款增速和总产出增速的敏感系数.

## 2.2 拓展模型 I: 包含影子银行、不考虑影子银行监管

### 2.2.1 中间厂商

本研究假设信贷市场存在二元化现象, 商业银行向低风险企业提供低成本融资, 影子银行承接被信贷配给行为挤出的高风险贷款. 影子银行贷款需求同样需要遵循信贷约束条件

$$b_t^s \leq E_t \frac{m_t^s q_{t+1} k_t}{r_t^s} \quad (21)$$

其中  $b_t^s$  代表影子银行贷款,  $m_t^s$  为影子银行贷款价值比,  $r_t^s$  表示影子银行贷款利率. 因此, 企业还需将影子银行贷款纳入生产决策过程

$$\max_{\{l_t, k_t, b_t, b_t^s\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Pi_t^c \quad (22)$$

$$\Pi_t^c = \frac{y_t}{x_t} + b_t + b_t^s - q_t k_t - w_t l_t + q_t (1 - \delta) k_{t-1} - r_{t-1}^b b_{t-1} - r_{t-1}^s b_{t-1}^s \quad (23)$$

根据以上设定, 分别对  $l_t$ 、 $k_t$ 、 $b_t$  和  $b_t^s$  求一阶导数, 企业资本需求方程 (7) 转变为如下形式

$$E_t \left[ \frac{m_t^b}{r_t^b} + \frac{m_t^s}{r_t^s} - \beta_e m_t^b - \beta_e m_t^s + \beta_e (1 - \delta) \right] q_{t+1} = q_t - (1 - \alpha) \frac{y_t}{x_t k_t} \quad (24)$$

### 2.2.2 影子银行

影子银行借助商业银行获得渠道资金, 并且将渠道资金用于购买高风险企业提供的贷款资产. 影子银行最优化问题表述如下

$$\max_{\{r_t^s\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (r_t^s - r_t) \Pi(r_t^s) \quad (25)$$

其中  $\Pi(r_t^s)$  代表影子银行贷款总量, 是影子银行贷款利率  $r_t^s$  的函数. 设定  $\eta_t^s$  为影子银行贷款利率

弹性,式(25)对  $r_t^s$  的求导可得

$$r_t^s = \frac{\eta_t^s}{\eta_t^s - 1} r_t^b \tag{26}$$

$\frac{\eta_t^s}{\eta_t^s - 1}$  为影子银行贷款利率相对于商业银行贷款利率的加成,式(26)两边同时减去  $r_t^b$  得到影子银行贷款利差

$$r_t^s - r_t^b = \frac{1}{\eta_t^s - 1} r_t^b \tag{27}$$

由上式可知,影子银行贷款利差与利率弹性负相关,利率弹性越大,影子银行利率越低. 宏观数据显示,当 GDP 增速上升时,影子银行贷款利率反而降低,由此推知利率弹性与总产出增速正相关,即社会总产出增速越大,影子银行贷款利率越低,利率弹性越高,故  $\eta_t^s$  可表示为如下形式

$$\eta_t^s = \eta_{ss}^s \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^{\rho_y} \tag{28}$$

其中  $\rho_y$  为贷款利率弹性对产出增速的敏感系数.

与商业银行不同的是,影子银行贷款价值比未受到中央银行逆周期反馈机制的约束,贷款条件的变化取决于商业银行贷款规模和经济增长情况. 因此,本研究将影子银行视为一种“特殊”的金融企业,影子银行调整贷款价值比是出于企业利润最大化的考虑,而不是为了维持宏观经济和金融体系的稳定.

$$m_t^s = m_{ss}^s \left( \frac{b_t}{b_{t-1}} \right)^{\rho_{sb}} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^{\rho_{sy}} \tag{29}$$

其中  $m_{ss}^s$  表示影子银行贷款价值比的稳态值,  $\rho_{sb}$  和  $\rho_{sy}$  分别为影子银行贷款价值比对商业银行贷款增速和产出增速的反应系数. 经济条件向好时,商业银行贷款扩张,影子银行利率弹性上升,贷款利差缩小. 在式(29)调节机制的作用下,影子银行自发地放宽贷款条件来避免过多的贷款流向商业银行,具有顺周期特征.

存在影子银行的情况下,社会融资规模  $\zeta_t$  由商业银行贷款和影子银行贷款两部分构成

$$\zeta_t = b_t + b_t^s \tag{30}$$

### 2.3 拓展模型 II: 包含影子银行、考虑影子银行监管

由于影子银行贷款分布广泛且难以统一协调,本研究假设央行通过商业银行调节社会融资

增速. 据此,泰勒规则式(18)和商业银行贷款价值比的调控规则式(20)变更为如下形式

$$R_t = \left[ R_{ss} \left( \frac{\pi_t}{\pi_{ss}} \right)^{\phi_\pi} \left( \frac{y_t}{y_{ss}} \right)^{\phi_y} \left( \frac{\zeta_t}{\zeta_{ss}} \right)^{\phi_\zeta} \right]^{1-\phi_R} \times (R_{t-1})^{\phi_R} \exp(e_t^R) \tag{31}$$

$$m_t^b = m_{ss}^b \left( \frac{\zeta_t}{\zeta_{t-1}} \right)^{-\rho_{b\zeta}} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^{-\rho_{by}} \tag{32}$$

其中  $\phi_\zeta$ 、 $\rho_{b\zeta}$  均为社会融资规模的政策反应系数.

## 3 参数校准与数值模拟

### 3.1 模型参数估计

#### 3.1.1 估计方法与数据处理

为了提高估计的有效性和准确性,本研究选用总产出、通胀率、名义利率和商业银行贷款作为贝叶斯估计的观察变量. 其中,总产出用实际 GDP 对数值表示,通胀率由 CPI 计算得到. 参照主流文献的做法,名义利率选用了市场化程度较高的银行间市场 7 天同业拆借加权平均利率. 商业银行贷款选用本外币贷款存量表示. 为了匹配线性方程中的变量含义,本研究对所有数据均进行了 X12 季节性调整、取对数和 HP 滤波处理,将波动项乘以 100 作为最终样本. 上述数据均来源于 Wind,时间跨度为 2007 年一季度到 2019 年四季度.

#### 3.1.2 参数先验分布与估计结果

实体部门方面,家庭和企业的季度折现因子  $\beta_h$  和  $\beta_e$  分别设定为 0.997 5 和 0.975<sup>[15]</sup>. 与主流文献的相关设定一致,资本折旧率  $\delta$  确定为 0.025,劳动产出弹性  $\alpha$  为 0.7. 金融部门方面,参考温信祥和苏乃芳<sup>[13]</sup> 的设定,将商业银行存活比率  $\gamma_{ss}$  确定为 0.95,银行启动资金比例  $\varepsilon$  确定为 0.002. 参考林琳等<sup>[24]</sup>,本研究将存款准备金率  $\mu$  校准为 0.15. 根据高然等<sup>[15]</sup>,商业银行和影子银行 LTV 稳态值为 0.9,由此推导得到影子银行贷款占社会融资规模的比重约为 0.494. 根据 2007 年至 2019 年的宏观数据可知,劳动稳态值由劳动人口数量占总人口数量之比的平均值表示,约为 0.564. 商业银行杠杆率由金融机构总资产和总负债数据计算得到,其平均值约为 7.064,根据银行贷款和资产数据计算得到银行存贷比的平均值为 1.01.

表 1 模型结构参数的校准

Table 1 Calibration of structural parameters

参数	参数经济含义	校准值	来源
$\beta_h$	家庭季度折现因子	0.997 5	高然等 <sup>[15]</sup>
$\beta_e$	中间厂商季度折现因子	0.975	高然等 <sup>[15]</sup>
$\delta$	资本折旧率	0.025	Gertler 和 Karadi <sup>[26]</sup>
$\alpha$	劳动产出弹性	0.7	李建强等 <sup>[16]</sup>
$\gamma_{ss}$	商业银行存活概率的稳态值	0.95	温信祥和苏乃芳 <sup>[13]</sup>
$\varepsilon$	启动资金比例	0.002	温信祥和苏乃芳 <sup>[13]</sup>
$\mu$	存款准备金率	0.15	林琳等 <sup>[24]</sup>
$m_{ss}^b$	商业银行抵押率的稳态值	0.9	高然等 <sup>[15]</sup>
$m_{ss}^s$	影子银行抵押率的稳态值	0.9	高然等 <sup>[15]</sup>

本研究基于变量含义对参数分布进行先验判断,采用 Matlab 中的 Metropolis-Hastings 算法(抽样十万次并舍去前 45%)来模拟参数的后验分布特征.实体经济部门方面,家庭部门的消费惯性参数  $h$ 、风险厌恶系数  $\sigma$ 、劳动供给弹性的逆  $\eta$  的先验分布主要参考了 Mouabbi 和 Sahuc<sup>[33]</sup>、庄子罐等<sup>[34]</sup>、Liu 和 Ou<sup>[8]</sup> 的设定,厂商部门的通胀粘性系数  $\chi$ 、投资调整成本参数  $\phi_I$ 、Calvo 价格粘性参数  $\rho$  与 Carvalho 和 Castro<sup>[35]</sup>、Gerali 等<sup>[36]</sup>、Smets 和 Wouters<sup>[37]</sup> 的设定保持一致.对于政策部门而言,本研究综合参考 Mouabbi 和 Sahuc<sup>[33]</sup>、Zubairy<sup>[38]</sup>、Gelain 和 Ilbas<sup>[39]</sup>、Pariès 等<sup>[40]</sup> 的研究,假设货币政策的利率平滑系数  $\phi_R$  服从均值为 0.7、标准差为 0.2 的贝塔分布,通胀系数  $\phi_\pi$  遵循先验均值为 2、标准差为 0.25 的伽马分布,产出反应系数  $\phi_y$  服从均值为 0.125、标准差为 0.05 的伽马分布.对于其他政策参数而言,现有文献并未给出统一的先验分布设定,大多是直接将之校准为 0.5<sup>[32, 41]</sup>,以便进行敏感性分析.对此,本研究假设其他政策系数统一遵循均值为 0.5、标准差为 0.1 的伽马分布<sup>[38, 42]</sup>.类似地,已有研究对贷款利率弹性稳态值  $\eta_{ss}^s$  的设定不尽相同<sup>[8, 11]</sup>,出于模型稳健性的考虑,本研究对之进行贝叶斯估计.在确定先验分布时,本研究参考了主流文献对弹性系数的设定方法,认为该参数遵循伽马分布,且将其标准差确定为 5<sup>[36, 38]</sup>.由于

本研究的模型与 Liu 和 Ou<sup>[8]</sup> 较为相似,故先验均值设定为 50 附近的值有助于提高模型可解性.技术冲击、存活率冲击和货币政策冲击的持久性系数参考 Mouabbi 和 Sahuc<sup>[33]</sup> 的分布设定.关于外生冲击的标准差先验分布来源于 Bhattarai 和 Trzeciakiewicz<sup>[42]</sup>.

### 3.2 脉冲模拟结果分析

本研究将在不同信贷和监管环境下模拟经济遭受外生冲击的情形,并通过反事实分析得到影子银行及其监管的宏观经济效应.根据 DSGE 模型的设定,外生冲击来源于生产技术进步、物价上涨、银行数量减少和名义利率上调,分别对应于技术冲击、成本推动冲击、银行存活率冲击和货币政策冲击.从历史来看,生产技术进步往往是促进经济转型的主要内在因素,引导社会生产达到一个更高的均衡水平.成本推动冲击反映了商品供给端成本的变化,垄断竞争的企业为了维持利润最大化,采用提高商品价格的手段抵消成本增加带来的盈利压力,进而导致价格总水平上升.名义利率上调是中央银行泰勒规则以外的货币政策因素,不仅强调了货币政策的“价格”传导渠道,也能将货币政策冲击抽象化.商业银行数量变化直接地影响了银行资本规模,可能引发宏观经济的“债务—通缩”现象.

表2 模型参数先验分布和贝叶斯估计结果

Table 2 Prior distributions and Bayesian estimation of parameters

参数	参数经济含义	先验分布*	后验均值	90%置信区间	来源
$h$	家庭消费惯性系数	$B(0.7, 0.1)$	0.82	[0.73, 0.91]	Mouabbi 和 Sahuc <sup>[33]</sup>
$\sigma$	风险厌恶系数	$N(2, 0.5)$	2.34	[1.64, 3.08]	庄子罐等 <sup>[34]</sup>
$\eta$	劳动供给弹性的逆	$G(0.5, 0.1)$	0.47	[0.34, 0.62]	Liu 和 Ou <sup>[8]</sup>
$\phi_I$	投资调整成本系数	$G(2.5, 1)$	5.34	[3.87, 6.70]	Gerali 等 <sup>[36]</sup>
$\rho$	价格粘性系数	$B(0.5, 0.1)$	0.84	[0.79, 0.89]	Smets 和 Wouters <sup>[37]</sup>
$\chi$	通胀指数	$B(0.5, 0.2)$	0.83	[0.73, 0.97]	Carvalho 和 Castro <sup>[35]</sup>
$\eta_{sa}^*$	贷款利率弹性的稳态值	$G(50, 5)$	43.75	[35.15, 50.57]	Liu 和 Ou <sup>[8]</sup>
$\phi_R$	货币政策的平滑系数	$B(0.7, 0.2)$	0.94	[0.92, 0.96]	Zubairy <sup>[38]</sup>
$\phi_\pi$	货币政策的通胀系数	$G(2, 0.25)$	2.23	[1.76, 2.62]	Gelain 和 Ilbas <sup>[39]</sup>
$\phi_y$	货币政策的产出系数	$G(0.125, 0.05)$	0.10	[0.05, 0.14]	Mouabbi 和 Sahuc <sup>[33]</sup>
$\phi_\zeta$	货币政策的社融系数	$G(0.5, 0.1)$	0.40	[0.27, 0.51]	Zubairy <sup>[38]</sup>
$\rho_{by}$	LTV(商行)的产出系数	$G(0.5, 0.1)$	0.43	[0.32, 0.57]	Zubairy <sup>[38]</sup>
$\rho_{bz}$	LTV(商行)的社融系数	$G(0.5, 0.1)$	0.31	[0.24, 0.38]	Zubairy <sup>[38]</sup>
$\rho_{sb}$	LTV(影子)的贷款系数	$G(0.5, 0.1)$	0.48	[0.30, 0.66]	Zubairy <sup>[38]</sup>
$\rho_{sy}$	LTV(影子)的产出系数	$G(0.5, 0.1)$	0.53	[0.39, 0.70]	Zubairy <sup>[38]</sup>
$\rho_y$	利率弹性的产出系数	$G(0.5, 0.1)$	0.40	[0.26, 0.54]	Zubairy <sup>[38]</sup>
$\theta_A$	技术冲击平滑系数	$B(0.5, 0.2)$	0.23	[0.12, 0.36]	Mouabbi 和 Sahuc <sup>[33]</sup>
$\theta_\pi$	成本推动冲击平滑系数	$B(0.5, 0.2)$	0.96	[0.93, 0.99]	Mouabbi 和 Sahuc <sup>[33]</sup>
$\theta_\gamma$	存活率冲击平滑系数	$B(0.5, 0.2)$	0.55	[0.39, 0.68]	Mouabbi 和 Sahuc <sup>[33]</sup>
$\sigma^A$	技术冲击的标准差	$IG(0.01, inf)$	12.22	[6.34, 18.32]	Bhattarai 和 Trzeciakiewicz <sup>[42]</sup>
$\sigma^\pi$	成本推动冲击的标准差	$IG(0.01, inf)$	0.12	[0.06, 0.19]	Bhattarai 和 Trzeciakiewicz <sup>[42]</sup>
$\sigma^\gamma$	存活率冲击的标准差	$IG(0.01, inf)$	5.68	[3.55, 7.69]	Bhattarai 和 Trzeciakiewicz <sup>[42]</sup>
$\sigma^R$	货币政策冲击的标准差	$IG(0.01, inf)$	0.14	[0.12, 0.18]	Bhattarai 和 Trzeciakiewicz <sup>[42]</sup>

注：\* 括号中的数字分别为先验均值和标准差。

### 3.2.1 影子银行对宏观经济稳定的影响

本部分主要分析在各种不同类型的冲击下,当经济体中存在和不存在影子银行两种状态下,主要宏观经济和金融变量的表现.为此,模拟场景的设置分别对应前文包含影子银行的模型系统(记为“有影子银行”)和不包含影子银行的模型系统(记为“无影子银行”).

首先,本研究在“无影子银行”和“有影子银行”场景下模拟了发生正向技术冲击的情形.图2展示了主要经济和金融变量的变化情况,可以从3个方面予以说明.一是宏观经济方面,产出迅速扩张刺激消费和投资,资本规模逐渐集聚达到峰值.生产技术改进降低了边际生产成本,通胀率向下偏离稳态.二是货币政策方面,由于泰勒规则中通胀敏感系数 $\phi_\pi$ 大于产出敏感系数 $\phi_y$ ,央行对

通胀波动的容忍度更低,因此会调低名义利率以便平滑物价波动.三是金融部门方面,在技术进步和流动性宽松的刺激之下,资产价格上涨,抵押品价值增加,银行吸储成本降低,这表明企业融资需求上升、银行风险偏好改善,进而带动社会融资扩张、银行杠杆抬升.显然,当经济中存在影子银行体系时,影子银行风险偏好改善更明显:1)因商业银行贷款利率下跌,影子银行负债成本降低,叠加经济繁荣导致影子银行贷款利率弹性上升的因素,影子银行主动下调贷款利率,此为风险偏好在“价”上的改善;2)影子银行贷款价值比上调,此为风险偏好在“量”上的改善.上述变化通过资本需求方程(24)将技术进步的积极效应传递至实体经济部门,产出和投资的扩张趋势增强.值得注意的是,通胀水平和名义利率的调整幅度略有减

小,这是因为影子银行环境下经济繁荣程度提高使得中央银行并不会像此前(仅存在正规贷款渠道的情况下)那样放宽货币条件.此外,商业银行

净资本积累速度超过贷款扩张速度,使得影子银行环境下的银行杠杆不增反降,且回归稳态的速度明显低于无影子银行环境.

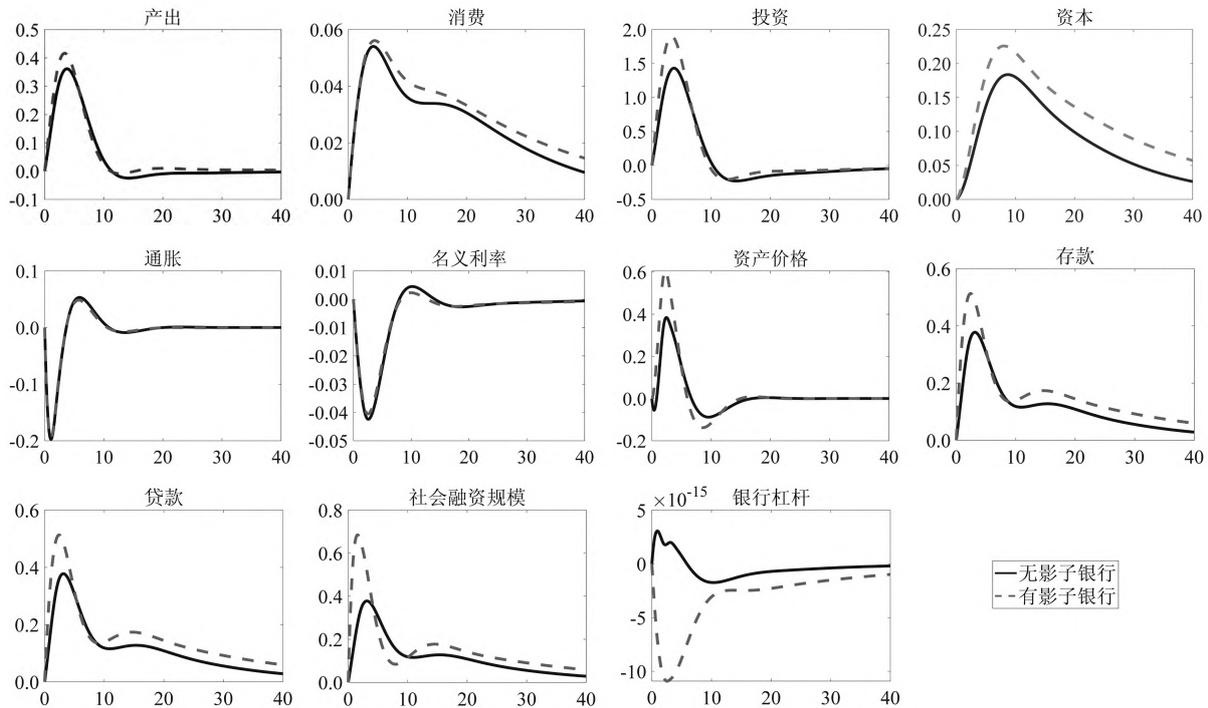


图2 正向技术冲击对宏观经济和金融部门的影响

Fig. 2 The impact of positive technology shock on macroeconomic and financial sectors

其次,本研究考察了正向成本推动冲击对两类经济金融体系的影响.图3显示,过度通胀引发产出减少、信用紧缩等经济衰退现象.从宏观经济的角度看,通货膨胀导致实际利率下跌,根据欧拉方程,这一变化暗示未来消费的边际效用将有所上调,进而推知家庭消费减少.同时,成本上涨抑制了社会生产,劳动供给和投资规模显著减少.由生产函数(1)可知,社会生产每减少1单位,最多能导致社会资本出现  $1/(1-\alpha)$  单位的负向缺口,由于  $\alpha$  在  $[0,1]$  之间,故社会资本规模的削减程度高于家庭消费.从金融部门的角度上看,投资萎缩导致资产价格下跌,抵押品价值减小,银行风险偏好下沉,造成银行贷款收缩压力上升、杠杆率下降.“金融加速器”机制通过风险偏好“价”和“量”两条传导渠道,致使包含影子银行的经济体系持续负向波动,其作用机理如下:当产出减少、资产价格下滑时,影子银行贷款弹性减小,贷款利率上升,LTV条件收缩,进而扩大了企业融资缺口,由此导致的信用紧缩进一步巩固了经济的衰

退趋势.与图2不同的是,图3中除了资产价格之外,其他变量的最大变化幅度均减小,这是两类冲击之下利率波动的不同状态所造成的.在技术冲击之下,商业银行贷款利率先增后减,带动影子银行贷款率先增后减.将方程(3)和方程(21)代入方程(24)可知,产出与影子银行贷款利率正相关,故社会生产在初期出现了迅速扩张的趋势.在成本推动冲击之下,虽然实际利率一直低于稳态值,但由于产出波动较大,影子银行利率反而有所上调.从影子价格的角度考虑,贷款利率上调表明影子银行贷款的影子价格下跌,带入企业资本需求方程得到式(24),使得生产资本的未来价值下降,故企业减少当期投资而增加未来投资,以期同时实现节约当期成本和增加未来资本积累的目标.因此,企业生产的收缩趋势有所减小,名义利率在后期的上调幅度也相应地增大.以上过程也导致资产价格变得更低、银行杠杆不降反升,金融风险状况不容乐观.

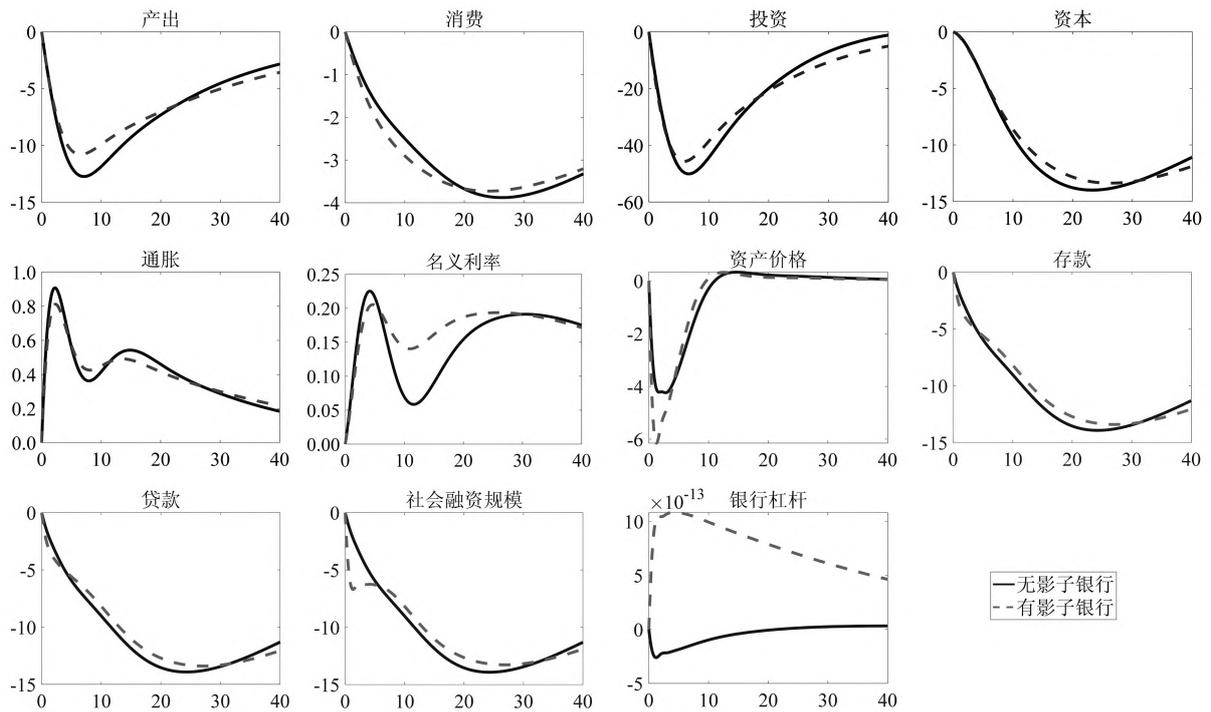


图3 正向成本推动冲击对宏观经济和金融部门的影响

Fig. 3 The impact of positive cost push shock on macroeconomic and financial sectors

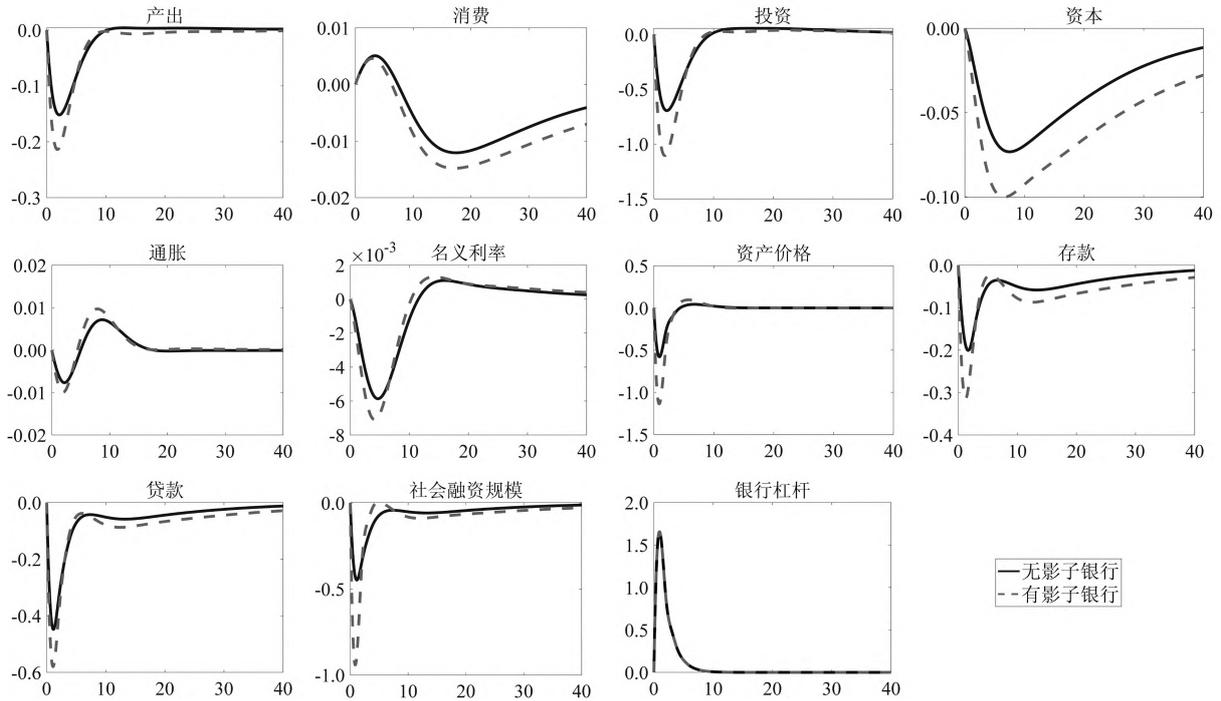


图4 负向存活率冲击对宏观经济和金融部门的影响

Fig. 4 The impact of negative survival rate shock on macroeconomic and financial sectors

第三,为分析金融稳定性降低给经济和金融体系造成的影响,本研究以存活率  $\gamma_i$  为商业银行稳定性的代理指标,分析在一单位负向标准差的存活率冲击下主要经济和金融变量的变化情况。

由图4可知,每期留在金融市场上的银行数量减少时,一方面银行资本存量降低、杠杆水平攀升,另一方面商业银行调高贷款利率、资产价格下跌,致使正规信贷市场的供给端和需求端同时收缩。

上述变化传导至实体经济时,融资不足导致社会资本被进一步消耗,企业生产低于稳态值.在冲击发生的初期,由于产出波动幅度小于投资收缩幅度,故家庭消费“趁机”挤入.不过,随着产出收缩引发劳动需求和劳动报酬的下沉,家庭收入减少,消费支出转而低于稳态值.在该过程中,消费边际效用先减后增,结合欧拉方程和费雪方程可知通胀水平先减后增.因此,在产出收缩和物价下跌的共同作用下,央行需要执行宽松的货币政策来提振经济.由于存活率冲击源自金融体系,故其对金融部门稳定性的影响程度大于对宏观经济的影响.此外,影子银行体系形成的冲击传导机制也异于图2、图3:影子银行资金成本上升,叠加LTV顺周期下调,两者通过方程(24)直接影响社会资本,而不是总生产.因社会资本与影子银行贷款率负相关,故影子银行环境下社会资本被更多地消耗,致使宏观经济和金融部门波动加剧.

最后,本研究还考察了货币政策紧缩对经济体系的影响,这主要由一单位正向的货币政策冲击来予以描述.如图5所示,就实体经济而言,由费雪方程和欧拉方程可知,一方面消费边际效用预期上调,表明未来家庭消费水平将有所降低,社会总需求疲弱,进而影响投资意愿,另一方面物价下跌引发通货紧缩,实际利率上浮.就金融部门而言,经济萧条使得央行放松商业银行LTV约束,同时负债成本升高引导商业银行上调贷款利率.尽管如此,LTV升高未能抵消抵押品价值下降和融资成本上升的负面影响,商业银行贷款依然负向波动.不过,由于利差收益的支撑,银行资本收缩速度小于资产,故银行杠杆水平降低.当企业将部分贷款压力向影子银行信贷渠道转移时,反而造成产出的进一步萎缩.这是因为影子银行贷款利率上升加速了资产价格的下跌,进而压制社会投资和生

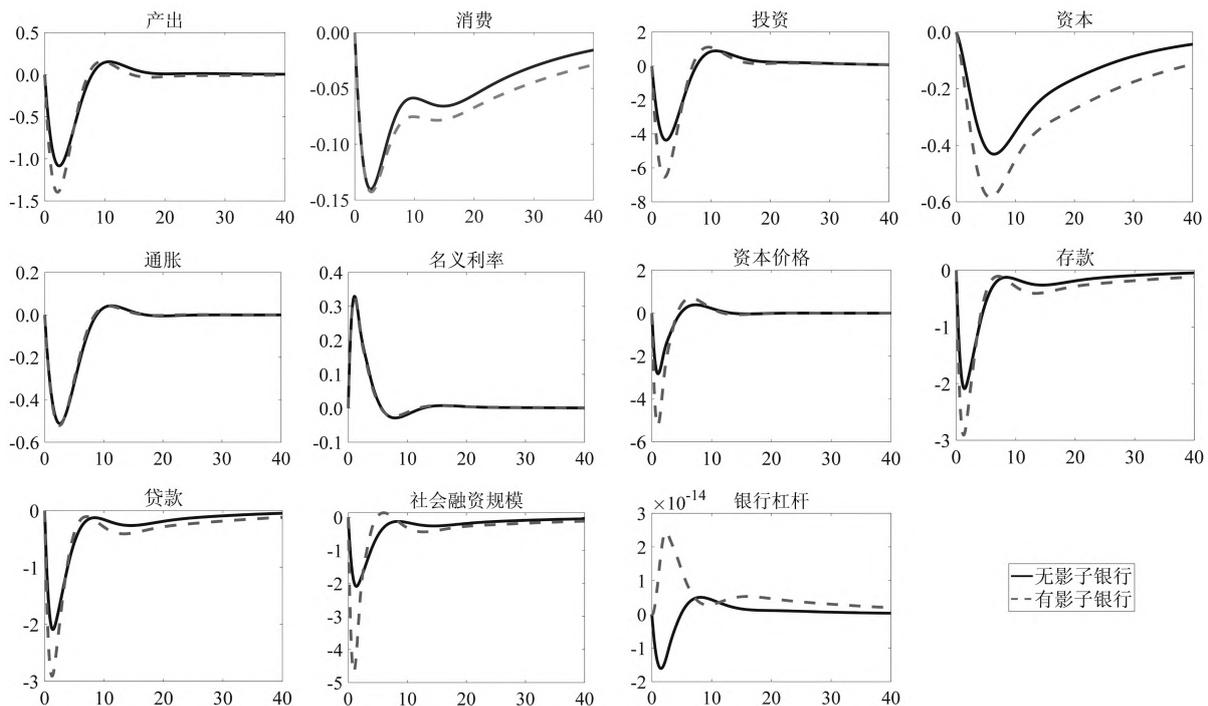


图5 正向利率冲击对宏观经济和金融部门的影响

Fig. 5 The impact of positive interest rate shock on macroeconomic and financial sectors

综合对比有无影子银行情形下外生冲击的经济效应,不难发现上述脉冲响应结果主要具备四项基本特征.首先,由于商品价格存在粘性,变量对给定扰动做出的短期反应超过了其波动幅度,从而发生一个相反方向的调节,这种“超调”现象在经济变量中更为明显.其次,影子银行对宏观经

济和金融部门会产生扰动效应,这主要是因为,在“金融加速器”的量价传导渠道下,影子银行信贷渠道通过LTV约束方程(21)、企业一阶条件(24)和风险溢价方程(27),对社会融资、资本积累和企业生产造成直接影响,进而将自身冲击延伸至整个经济金融体系,增加宏观不稳定性.商业

银行开拓影子银行信贷渠道的初衷是减少银行资本占用,从而提升授信能力和经营持续性,但由于影子银行业务的对象主要是信用级别不高、缺少抵押物的中小企业,这使得影子银行贷款更易出现大幅波动.同时,影子银行和传统商业银行的信贷行为交叉影响,风险相互累积,最终会放大负反馈循环<sup>[16]</sup>.此外,在不同的信贷环境之下,通胀波动路径取决于外生冲击类型,在技术冲击和成本推动冲击之下,菲利普斯曲线在影子银行环境中更为平滑,而在存活率冲击和货币政策冲击中,物价在影子银行环境中的偏移量会更大.最后,在经济遭受外生冲击后,影子银行对银行数量减少冲击的放大效果更为明显,说明影子银行强化了金融周期的经济效应.

### 3.2.2 影子银行监管的稳定效应

在本部分,本研究分析了当监管环境发生变化时,主要宏观经济和金融变量的波动情况.本研究考虑了3种情景,包括:存在影子银行但不进行影子银行监管的情景(记为“仅监管商业银行”)、存在影子银行并实施影子银行监管的情景(记为“同时监管影子银行”)、存在影子银行并实施更严格的影子银行监管(记为“加强监管影子银行”).在此情景设定的基础上,本研究通过

对比主要经济金融变量的波动程度来分析影子银行监管所产生的稳定效应.

2017年以来,央行和银监会对商业银行的影子银行信贷行为实施全方位的监管,不仅将同业存单和表外理财纳入MPA,而且禁止资产管理和银行理财相互嵌套.央行此举虽然对影子银行规模形成了有效控制,但同时也显著影响了商业银行的资产增速和流动性分配,将中国经济置于流动性分层和生产增速减缓的两难时期,货币政策不确定性日益上升.据此,本研究通过修改泰勒规则和商业银行LTV条件来反映近期政策当局监管行为的变化,影子银行相关变量的敏感系数大小代表了监管强度,式(31)和式(32)分别改写为如下形式

$$R_t = (R_{t-1})^{\phi_R} \left[ R_{ss} \left( \frac{\pi_t}{\pi_{ss}} \right)^{\phi_\pi} \left( \frac{y_t}{y_{ss}} \right)^{\phi_y} \times \left( \frac{b_t}{b_{ss}} \right)^{\phi_{\zeta} \frac{b_{ss}}{\zeta_{ss}}} \left( \frac{b_t^s}{b_{ss}^s} \right)^{\phi_{\zeta^s} \frac{b_{ss}^s}{\zeta_{ss}^s}} \right]^{1-\phi_R} \exp(e_t^R) \quad (33)$$

$$m_t^b = m_{ss}^b \left( \frac{b_t}{b_{t-1}} \right)^{-\rho_{bg} \frac{b_{ss}}{\zeta_{ss}}} \left( \frac{b_t^s}{b_{t-1}^s} \right)^{-\rho_{bs} \frac{b_{ss}^s}{\zeta_{ss}^s}} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^{-\rho_{by}} \quad (34)$$

其中 $\phi_{\zeta}$ 和 $\rho_{bs}$ 均为影子银行监管指标的政策敏感系数, $\phi_{\zeta^s} > \phi_{\zeta}$ 和 $\rho_{bs} > \rho_{bg}$ 表示央行对影子银行施加更严格的总量和增速调控.

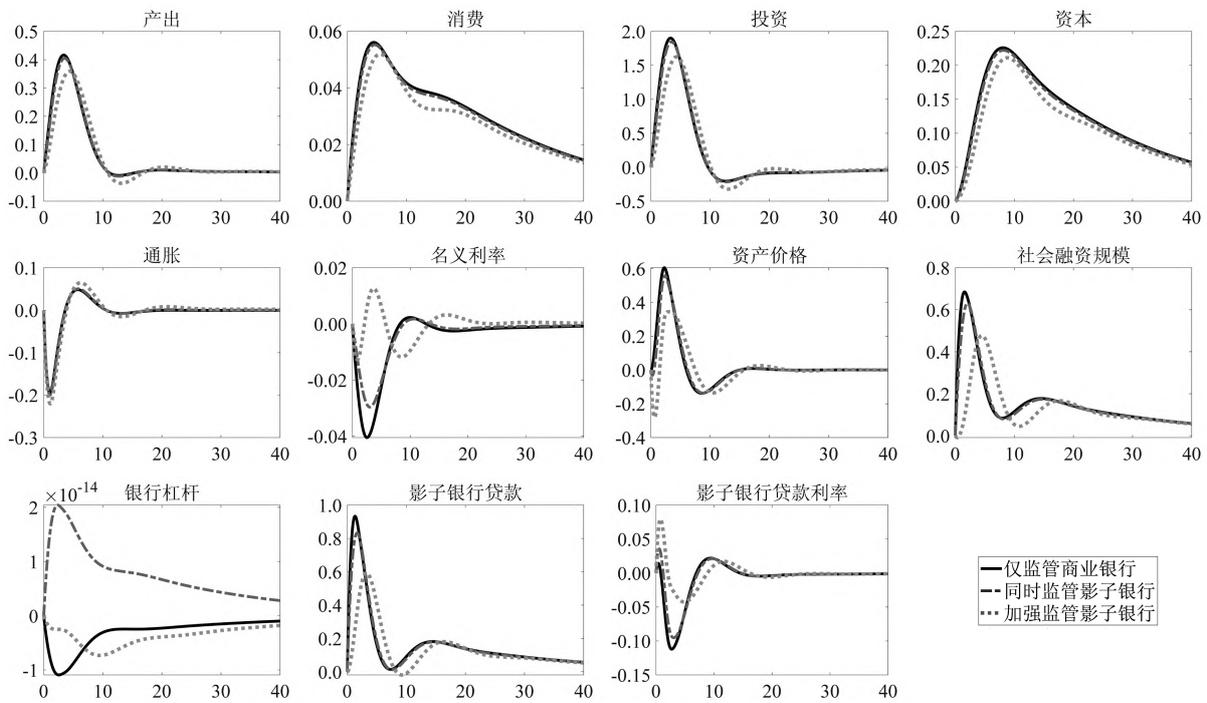


图6 影子银行监管对技术冲击经济效应的影响

Fig. 6 The impact of shadow banking regulation on the economic effects of technology shock

图6至图9展示了在包含影子银行体系的经济中,不同监管环境下四种外生冲击的经济效应.由于央行政策盯住的宏观变量增多,名义利率需要基于政策系数的相对大小和政策目标的波动情况做出动态调整.当发生正向技术冲击时,社会融资规模呈现扩张趋势,故货币政策并不会达到原政策(未纳入社会融资规模的货币政策)的宽松程度,名义利率下调幅度减小,这进一步带动贷款利率曲线向上移动.因此,基于商业银行和影子银行的LTV条件,本研究可以推测利率曲线的上调将减缓社会融资规模的增长速度.同时,根据企业资本需求方程(24)可知,资本规模和资产价格的上涨幅度也会因此减小.本研究也可以从影子价格的角度来理解此项变化:利率曲线上移表明贷款影子价格和生产资本的未来价值的增幅收缩,故企业减少当期资本的购买量.社会生产扩张程度减小,影响了居民消费,综合欧拉方程和费雪方程可知,以上过程将加剧通货紧缩.可以推断,正向技术冲击之下,实施影子银行监管将压低物价

曲线.随着央行对影子银行贷款的监管力度增强,货币政策取向受影子银行贷款影响的趋势更为明显,故名义利率曲线向上移动的幅度增大,实体经济和金融部门的扩张趋势继续减弱.

当发生正向成本推动冲击时,社会融资规模收缩压低了名义利率在冲击发生初期的上调幅度,故实际利率和商业银行贷款利率下降幅度增大,影子银行利率上升幅度也随之降低.以上过程改善了传统贷款和影子银行贷款的LTV条件,进而缓解了社会融资规模的收缩压力.类似地,通过资本需求方程(24),本研究得知影子银行贷款利率的微调将改善企业生产收缩和资产价格下滑的状况.需要注意的是,总产出的回升对物价水平上涨存在积极效应,通胀水平高于无监管状态下的情况,这也是名义利率在后期出现较大幅度上调的原因.当央行加强影子银行监管时,金融监管在稳定社会生产方面的积极作用进一步扩大,存款利率和贷款利率再次向负区间延伸,从而造成社会融资规模出现短期扩张的趋势.

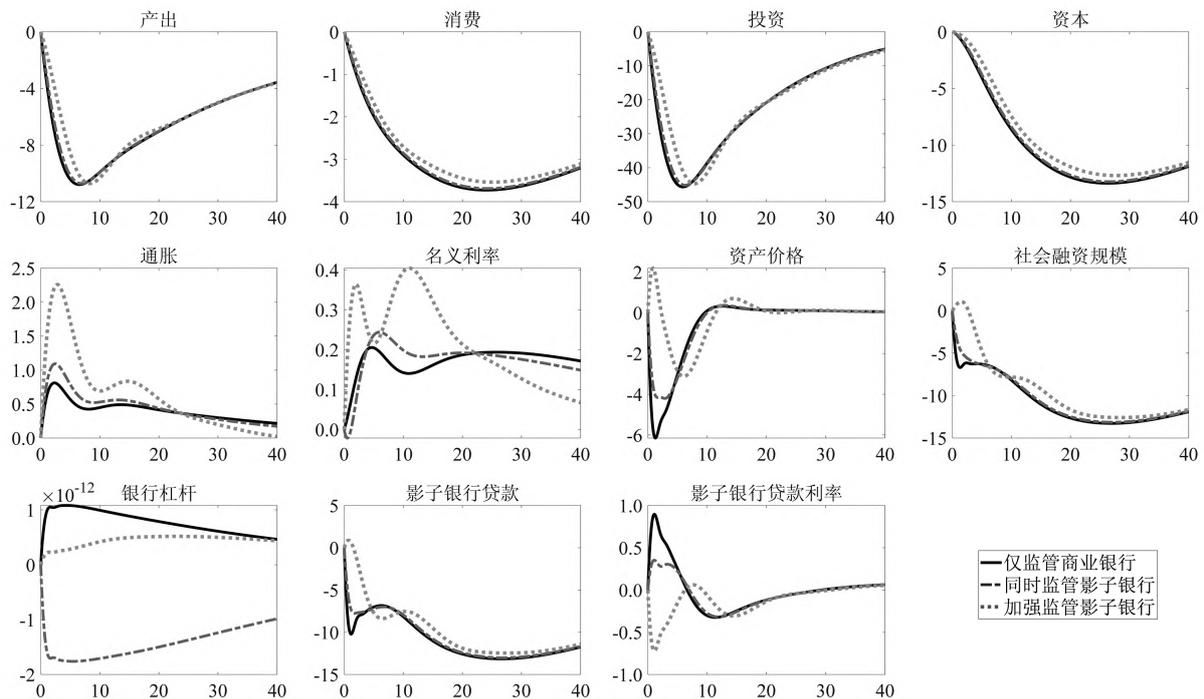


图7 影子银行监管对成本推动冲击经济效应的影响

Fig. 7 The impact of shadow banking regulation on the economic effects of cost push shock

负向存活率冲击之下,产出、通胀和社会融资规模均低于均衡水平,因此纳入金融稳定目标的货币政策也扩大了名义利率的调整区间.如前文所述,与技术冲击、成本推动冲击不同的是,商业

银行在存活率降低的情况下主动调高贷款利率来减少资本消耗.因此,当名义利率显著降低时,商业银行为维持必要信贷利差而提高贷款利率的倾向减弱,商业银行和影子银行贷款利率的上升幅

度减小, LTV 条件放松, 资产价格回调, 产出改善. 不过, 这也扩大了通胀的波动幅度, 使名义利率波动的“超调”现象愈发明显. 出现此现象的主要原因在于, 存活率降低意味着银行数量减少, 信贷市场竞争程度上升, 叠加中央机构监管加强的因素,

垄断竞争机制对商品定价的影响更为显著, 价格粘性引发的名义利率“超调”现象也愈加明显. 上述结果表明, 影子银行监管具有“两面性”, 在降低企业生产波动的同时, 忽略了货币政策和物价的稳定性.

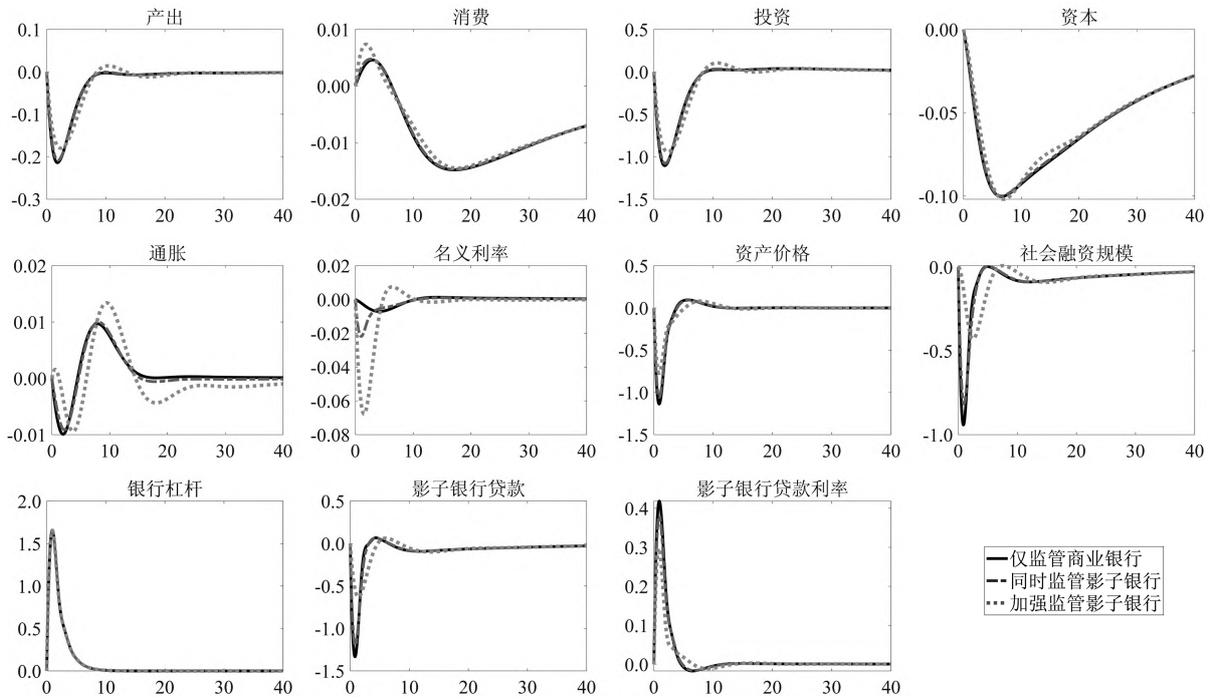


图8 影子银行监管对存活率冲击经济效应的影响

Fig. 8 The impact of shadow banking regulation on the economic effects of survival rate shock

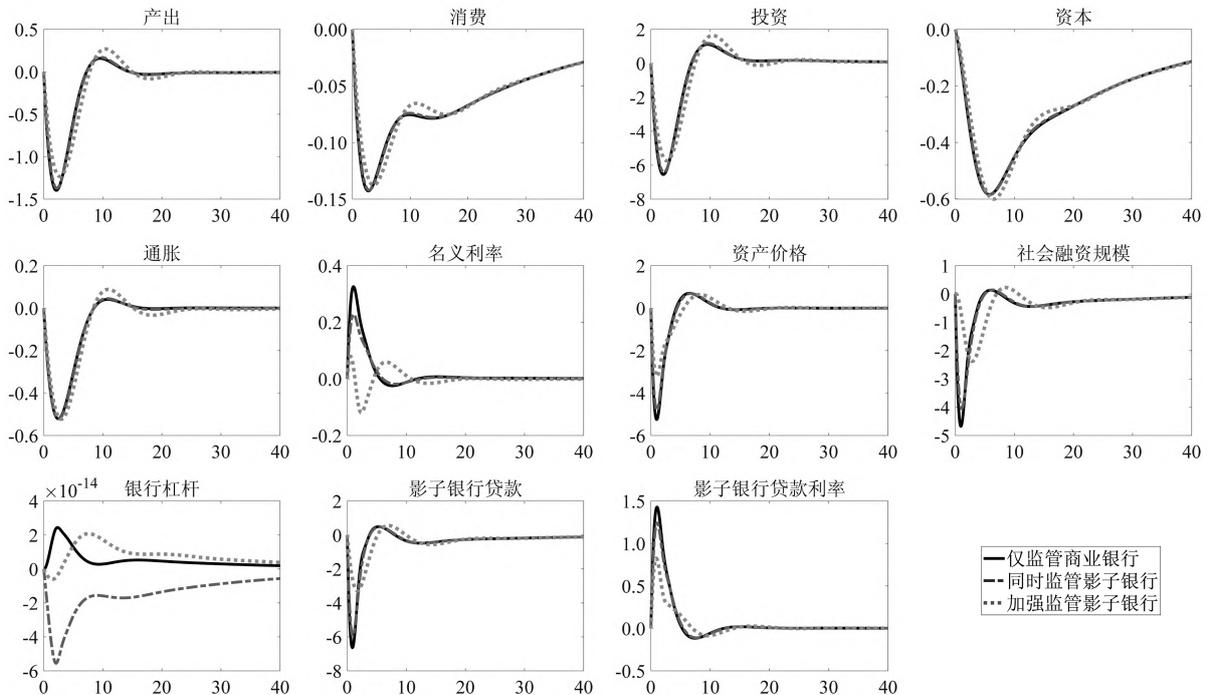


图9 影子银行监管对利率冲击经济效应的影响

Fig. 9 The impact of shadow banking regulation on the economic effects of interest rate shock

当经济遭遇一单位正向标准差的利率冲击时,产出、物价和社会融资规模同向变化,与名义利率的变化方向正好相反,故货币政策会降低名义利率增幅,外生冲击的经济效应减弱。同时,信贷政策力度增强显著改善了LTV条件,资本需求小幅回升,社会生产和居民消费逐渐恢复,商品价格下降幅度也随之减小。

上述模拟结果表明,除了利率冲击之外,影子银行监管虽然能够起到保护实体经济和金融稳定的作用,但却无法保证宏观政策和物价水平的稳定。深究影子银行监管对物价和名义利率的影响后,本研究发现,这基本符合近年来金融市场发生动荡的事实,也与长期以来信贷市场借助影子银行渠道传导流动性的内在缺陷有关。宏观数据显示,严监管和金融去杠杆政策造成了金融部门流动性收紧,增加了经济稳增长的压力<sup>[19]</sup>,叠加控制影子银行规模增速的政策目标,人民银行调整7天逆回购利率水平的频率更高,名义利率波动区间扩大。特别地,在以金融稳定为主要政策目标的情况下,大幅释放或回收市场流动性可能会造成长期的物价波动。此外,排除存活率冲击,其他3种外生冲击下的银行杠杆具有一致性:1)相较于其他变量,银行杠杆整体波动幅度几乎为0,可见银行体系之外的外生冲击并不会显著影响银行杠杆水平的稳定性;2)“同时监管影子银行”情形下,银行杠杆的波动方向与无影子银行情况下的一致,且波动幅度小于后者;3)影子银行受到的监管强度明显增大时,银行杠杆波动继续减小,由此可知影子银行监管可能有利于降低系统性风险。

## 4 福利分析

作为政策效果评估的标准方法,本研究设定如下形式的社会福利损失函数

$$W = \frac{1}{2} \left[ \left( 1 + \frac{U_{cc}}{U_c} c_{ss} \right) \text{var}(c_t) + \frac{U_l l_{ss}}{U_c c_{ss}} \left( 1 + \frac{U_{ll}}{U_l} l_{ss} \right) \text{var}(l_t) \right] \quad (35)$$

其中  $c_{ss}$ 、 $\text{var}(c_t)$ 、 $U_c$  和  $U_{cc}$  依次对应消费稳态值、方差、效用函数对消费的一阶导数和二阶导数,  $l_{ss}$ 、 $\text{var}(l_t)$ 、 $U_l$  和  $U_{ll}$  分别表示劳动稳态值、方差、

效用函数对劳动的一阶导数和二阶导数。依照模型设定,本研究考察了4种信贷环境下,外生冲击对经济造成的福利损失情况。

1)情形1:经济中仅存在商业银行的信贷行为,央行仅对商业银行贷款进行逆周期调控。此情形对应于我国影子银行在2008年前的萌芽阶段,其业务形式较为单一,规模较小,对经济和金融稳定的影响不大。

2)情形2:经济中同时存在商业银行和影子银行的信贷行为,央行仅对商业银行贷款进行逆周期调控。这主要对应影子银行在2008年至2010年期间采取表外理财、信托贷款等银信合作形式的阶段,当时“四万亿刺激计划”启动,货币政策取向宽松,商业银行的风险偏好明显上升,影子银行乘势而起,其对宏观经济的影响日益增大,但由于监管改革的相对滞后性,影子银行在这一阶段基本游离于监管范畴之外。

3)情形3:经济中同时存在商业银行和影子银行的信贷行为,央行同时对商业银行和影子银行贷款进行逆周期调控。2010年至2015年期间,政策当局对影子银行采取了规模限制措施,但此举并未完全阻塞影子银行的非正规扩张渠道。与此同时,金融体系“资产荒”、经济进入新常态等多重因素引导货币政策再次转向宽松,商业银行借助同业操作和非银机构绕开监管政策,利用宽松政策带来的资金福利,依旧保持了影子银行渠道的高速增长。

4)情形4:经济中同时存在商业银行和影子银行的信贷行为,央行加强对影子银行贷款逆周期调控力度,影子银行监管的强度不断上升。特别是进入2015年后,影子银行长期积聚的金融风险集中爆发,在金融“去杠杆”的大幕下,影子银行监管的力度也随之加强:一方面,MPA扩大对商业银行资产的监管范围,商业银行利用同业交易开展影子银行活动的空间被压缩;另一方面,以“资管新规”为代表的监管措施规范了商业银行和非银机构间的投资和交易模式,通道业务和金融嵌套规模显著减少。

### 4.1 影子银行及其监管的福利效应

基于上述情景设定,本研究将综合考虑社会福利损失和主要经济金融变量的方差,对影子银行及其监管的福利效应做出客观评价。本研究假

设各外生冲击大小均为 1% 个标准差,表 3 展示了相关模拟结果. 其中,  $var(y_t)$ 、 $var(c_t)$ 、 $var(\pi_t)$ 、 $var(R_t)$ 、 $var(\zeta_t)$  和  $var(\psi_t)$  分别对应产出、消费、通胀、名义利率、社会融资规模和银行杠杆的方差. 产出、消费和通胀代表了实体经济的运行情况,名义利率反映了央行政策的稳定性,社会融资规模和银行杠杆分别表示金融体系的规模和风险状况. 表 3 上半部分第 1 行、第 2 行的结果表明,仅实施商业银行监管的体系中,社会福利损失水平略有上升,除了产出、通胀和银行杠杆率之外,其余变量的波动加剧. 其中,产出波动减小的结果似乎与已有文献的结论相悖,但在对比观察不同外生冲击之下经济金融体系的动态特征后,可以发现:只有成本推动冲击能够减小影子银行环境下的产出波动. 据此可知,在不考虑成本推动冲击的情况下,产出的方差就会大于未纳入影子银行的情况,这进一步验证了前文的相关分析.

第 3 行至第 12 行的结果显示,影子银行监管强度与福利损失存在负相关关系,而对于大部分变量而言,增强影子银行监管也有利于抑制宏观波动. 需要注意的是,随着影子银行监管强度加倍,通胀的波动持续加剧,而名义利率的方差在监管强度超过四倍后开始反弹. 影子银行监管“成本”和“收益”共存的现象在现有文献可以得到证实. 比如,Fève 等<sup>[6]</sup>发现,拓宽宏观审慎政策的监管范围后,产出和投资波动减小,但是信用利差和资本积累的波动幅度显著提升. 在胡利琴等<sup>[19]</sup>的研究中,将影子银行纳入监管后,物价不稳定性与福利损失程度均有所提高. 由前文分析可知,以上“矛盾”现象反映了我国经济金融发展现状,即监管框架改变导致金融稳定目标和经济稳定目标的不一致性,商品价格和名义利率变量被迫扩大调整区间. 由于直接受到商品价格涨跌情况的影响,通胀水平的波动幅度远高于名义利率.

表 3 不同信贷环境下福利损失和变量波动

Table 3 Welfare losses and variable fluctuations under different credit scenarios

信贷环境	福利损失与变量方差						
	$W$	$var(y_t)$	$var(c_t)$	$var(\pi_t)$	$var(R_t)$	$var(\zeta_t)$	$var(\psi_t)$
无影子银行	345.1	23.1	5.5	0.085	0.017	67.4	0.04
仅监管商业银行	357.9	20.4	5.8	0.084	0.019	74.8	0.04
$\phi_{\xi s} = \phi_{\xi}, \rho_{bs} = \rho_{b\xi}$	352.0	20.0	5.7	0.106	0.017	73.2	0.04
$\phi_{\xi s} = 2\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 2\rho_{b\xi}$	349.1	19.8	5.7	0.119	0.016	72.5	0.04
$\phi_{\xi s} = 3\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 3\rho_{b\xi}$	346.2	19.6	5.6	0.136	0.016	71.8	0.04
$\phi_{\xi s} = 4\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 4\rho_{b\xi}$	343.3	19.5	5.6	0.154	0.016	71.2	0.04
$\phi_{\xi s} = 5\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 5\rho_{b\xi}$	340.5	19.3	5.5	0.175	0.016	70.5	0.04
$\phi_{\xi s} = 6\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 6\rho_{b\xi}$	337.6	19.1	5.5	0.198	0.017	70.0	0.04
$\phi_{\xi s} = 7\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 7\rho_{b\xi}$	334.9	19.0	5.4	0.223	0.018	69.4	0.04
$\phi_{\xi s} = 8\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 8\rho_{b\xi}$	332.1	18.8	5.4	0.250	0.019	68.8	0.04
$\phi_{\xi s} = 9\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 9\rho_{b\xi}$	329.5	18.7	5.3	0.280	0.021	68.3	0.04
$\phi_{\xi s} = 10\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 10\rho_{b\xi}$	326.9	18.5	5.3	0.312	0.023	67.8	0.04
信贷环境	社会福利改进程度*						
	$W$	$var(y_t)$	$var(c_t)$	$var(\pi_t)$	$var(R_t)$	$var(\zeta_t)$	$var(\psi_t)$
仅监管商业银行	-	-	-	-	-	-	-
$\phi_{\xi s} = \phi_{\xi}, \rho_{bs} = \rho_{b\xi}$	1.66%	1.98%	1.64%	-26.23%	10.18%	2.18%	0.0%
$\phi_{\xi s} = 2\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 2\rho_{b\xi}$	2.47%	2.88%	2.44%	-42.77%	13.44%	3.15%	0.0%
$\phi_{\xi s} = 3\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 3\rho_{b\xi}$	3.27%	3.76%	3.24%	-62.00%	15.08%	4.05%	0.0%
$\phi_{\xi s} = 4\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 4\rho_{b\xi}$	4.07%	4.61%	4.04%	-83.95%	15.26%	4.92%	0.0%
$\phi_{\xi s} = 5\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 5\rho_{b\xi}$	4.87%	5.44%	4.84%	-108.65%	13.93%	5.74%	0.0%
$\phi_{\xi s} = 6\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 6\rho_{b\xi}$	5.66%	6.24%	5.63%	-136.10%	10.90%	6.54%	0.0%
$\phi_{\xi s} = 7\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 7\rho_{b\xi}$	6.43%	7.02%	6.40%	-166.29%	5.87%	7.30%	0.0%
$\phi_{\xi s} = 8\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 8\rho_{b\xi}$	7.19%	7.77%	7.17%	-199.22%	-1.44%	8.04%	0.0%
$\phi_{\xi s} = 9\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 9\rho_{b\xi}$	7.94%	8.50%	7.91%	-234.82%	-11.32%	8.75%	0.0%
$\phi_{\xi s} = 10\phi_{\xi}, \rho_{bs} = 10\rho_{b\xi}$	8.67%	9.21%	8.65%	-273.05%	-23.96%	9.42%	0.0%

注: \* 福利改善程度是指相对于基准情况(央行仅监管商业银行),社会福利损失水平减小的百分比.

表3下半部分以“仅监管商业银行”为基期,对社会福利改进程度进行了量化。整体上看,影子银行监管显著提高了社会福利水平,并减小了宏观变量的波动。在央行对影子银行施加双倍监管的情况下,社会福利的边际改进程度为0.81个百分点,此后影子银行监管加强对福利改善的边际提升逐渐减小。与此类似,产出、消费、名义利率和银行贷款的边际改进程度在 $\phi_{\xi_s} = 2\phi_{\xi}$ ,  $\rho_{bs} = 2\rho_{b\zeta}$ 时达到极大值。需要特别提到的是,通胀变化与整体福利改善趋势相悖,由 $\phi_{\xi_s} = \phi_{\xi}$ ,  $\rho_{bs} = \rho_{b\zeta}$ 转换为 $\phi_{\xi_s} = 2\phi_{\xi}$ ,  $\rho_{bs} = 2\rho_{b\zeta}$ 时,通胀平均波动幅度增加了16.54%左右,为考察区间内的最小值,此后通胀方差的边际增长幅度逐渐递升到38.23%。以上结果说明,影子银行监管能够改善社会福利水平,但需要牺牲物价的稳定性。因此,在保持物价不出现剧烈波动的前提下,综合考虑社会福利改善和政策效率,央行对影子银行的监管强度不宜超过商业银行监管强度的两倍。

#### 4.2 社会融资结构改善的稳定效应

基于“脉冲结果分析”的结果,结合中国金融市场的现实情况,本研究对通胀和名义利率波动加剧的原因进行合理推测,即影子银行贷款相对规模过高对物价稳定和政策效率形成干扰。为了检验通胀波动是否与社会融资结构有关,本研究进一步讨论在给定影子银行监管强度下,影子银行贷款相对规模减小是否会带来社会福利的改善。该情景与2018年银行表外理财规模减小的事实相对应。本研究将影子银行贷款价值比的稳态值校准为0.9<sup>[15]</sup>,对应于影子银行贷款占社会融资规模的49.4%,商业银行贷款占比为50.6%。在此基础上,逐渐减小影子银行贷款价值比的稳态值,得到的影子银行贷款相对规模也随之减小,直至降低为0。同时,为了排除影子银行监管力度变化对福利水平的影响,此处将影子银行监管强度设置为商业银行监管的两倍。表4显示,在影子银行贷款价值比由0.9降至0的过程中,影子银

行贷款占比自49.4%回归到零点,福利损失程度呈“U”型变化,在贷款价值比等于0.2时达到极小值,此时的福利水平略优于对影子银行施加五倍监管时的情况,说明改善社会融资结构能够缓解金融监管压力。对于经济金融变量而言,除产出之外,其他变量福利损失减少,福利损失达到极小值时,产出方差约为21.5,而当影子银行占比为0时,产出方差仅增长至22.7,这两种情况均好于完全不考虑影子银行的情况(见表3第1行)。此结果表明,在影子银行规模为0的情况下,前瞻性地考虑影子银行的经济效应,并且在监管层加以预防,对于社会福利水平的提升具有积极作用。对于通胀而言,随着影子银行相对规模减小至0.2,通胀方差由0.119降低至0.113,可见社会融资规模改善在一定程度上降低了金融监管的经济成本。

在相关研究中,Rubio<sup>[4]</sup>、马亚明和胡春阳<sup>[22]</sup>也得出了类似结论。Rubio<sup>[4]</sup>发现影子银行贷款的相对规模越大,社会融资规模的方差越大。马亚明和胡春阳<sup>[22]</sup>发现影子银行规模占比对极端风险关联度呈U型影响。在本研究的模型设定中,影子银行贷款的规模占比越小,货币信贷政策对其规模变动的反应越不敏感,导致商业银行贷款价值比的变动幅度小于单独盯住商业银行贷款的波动幅度,通过式(24)传导至实体部门,物价波动得以减小。对产出波动而言,以正向技术冲击为例,信贷政策调整幅度降低导致资本影子价格上升、未来价值上升,引导企业增加当期资本积累以节约跨期资本购置成本,这对劳动需求形成挤出效应。这样一来,劳动市场的萧条,叠加劳动的产出弹性较高( $\alpha = 0.7$ ),造成以产出为代表的部分变量方差增大。据此可知,维持影子银行规模的适度不仅有助于提高社会福利水平,而且能在一定程度上兼顾政策效果和经济成本。上述结果印证了本部分先前的判断,即融资结构的改善可以在有效维护社会福利的前提下,显著减缓通胀水平和名义利率的整体波动。

表 4 不同融资结构下福利损失和变量波动

Table 4 Welfare losses and variable fluctuations under different financing structures

影子银行 LTV	影子银行贷款 相对规模	福利损失与变量方差						
		$W$	$var(y_t)$	$var(c_t)$	$var(\pi_t)$	$var(R_t)$	$var(\zeta_t)$	$var(\psi_t)$
$m_{ss}^s = 0.9$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.49$	349.1	19.8	5.7	0.119	0.016	72.5	0.036
$m_{ss}^s = 0.8$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.46$	346.7	20.0	5.6	0.119	0.016	71.5	0.036
$m_{ss}^s = 0.7$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.43$	344.6	20.1	5.6	0.118	0.016	70.5	0.036
$m_{ss}^s = 0.6$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.39$	342.6	20.3	5.5	0.117	0.016	69.5	0.036
$m_{ss}^s = 0.5$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.35$	341.0	20.5	5.5	0.116	0.015	68.7	0.036
$m_{ss}^s = 0.4$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.30$	339.7	20.8	5.5	0.115	0.015	67.9	0.036
$m_{ss}^s = 0.3$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.24$	338.8	21.1	5.5	0.114	0.015	67.3	0.036
$m_{ss}^s = 0.2$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.17$	338.5	21.5	5.4	0.113	0.015	66.7	0.036
$m_{ss}^s = 0.1$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.09$	338.8	22.0	5.4	0.112	0.015	66.4	0.036
$m_{ss}^s = 0$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0$	340.1	22.7	5.4	0.110	0.015	66.3	0.036
影子银行 LTV	影子银行贷款 相对规模	社会福利改进程度*						
		$W$	$var(y_t)$	$var(c_t)$	$var(\pi_t)$	$var(R_t)$	$var(\zeta_t)$	$var(\psi_t)$
$m_{ss}^s = 0.9$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.49$	-	-	-	-	-	-	-
$m_{ss}^s = 0.8$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.46$	0.67%	-0.70%	0.77%	0.60%	1.58%	1.42%	0.00%
$m_{ss}^s = 0.7$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.43$	1.29%	-1.52%	1.50%	1.23%	3.17%	2.78%	0.00%
$m_{ss}^s = 0.6$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.39$	1.84%	-2.49%	2.16%	1.90%	4.76%	4.06%	0.00%
$m_{ss}^s = 0.5$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.35$	2.31%	-3.64%	2.76%	2.63%	6.33%	5.25%	0.00%
$m_{ss}^s = 0.4$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.30$	2.68%	-5.02%	3.27%	3.41%	7.81%	6.31%	0.00%
$m_{ss}^s = 0.3$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.24$	2.93%	-6.68%	3.67%	4.29%	9.16%	7.22%	0.00%
$m_{ss}^s = 0.2$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.17$	3.03%	-8.71%	3.94%	5.28%	10.25%	7.94%	0.00%
$m_{ss}^s = 0.1$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.09$	2.93%	-11.22%	4.02%	6.42%	10.91%	8.40%	0.00%
$m_{ss}^s = 0$	$b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0$	2.55%	-14.37%	3.87%	7.79%	10.80%	8.53%	0.00%

注：\* 福利改善程度是指相对于基准情况 ( $b_{ss}^s/\zeta_{ss}^s = 0.49$ )，社会福利损失水平减小的百分比。

### 5 结 束 语

近年来,影子银行对宏观经济和金融活动的影响及其有效监管的问题持续受到理论界和政策当局的重视.本研究通过构建包含影子银行的DSGE模型,对影子银行活动、金融监管行为和宏观经济金融稳定之间的关系进行了研究.较之已有文献,本研究模型在贷款的需求端(企业)和供给端(商业银行和影子银行)同时引入了金融摩擦因素,并着重刻画了影子银行的顺周期特征.本研究的相关分析结果显示了以下3个方面的主要结论:一是影子银行可以借助“金融加速器”的量价传导渠道,对社会融资规模和资本积累产生直接影响,进而将自身带来的额外冲击延伸至整个经济金融体系,从而增加经济和金融体系的不稳定性;二是影子银行对银行存活率冲击的放大倍

数更高,说明影子银行强化了金融不稳定性冲击对经济体系的负面影响;三是强化对影子银行的监管总体上具有稳定经济和金融体系的作用,但为避免管制过度所可能带来的负面影响(如削弱物价稳定效应),政策当局可以考虑通过改善社会融资结构等措施予以缓解.

根据上述分析结论,本研究得到以下几个方面的政策建议:一是由于影子银行在机制上主要是通过放大社会融资规模来影响社会生产和资本积累,因此,在考虑了影子银行的信用创造活动之后,中央银行的货币信贷政策应考虑盯住社会融资规模的变动,而不仅仅是考虑货币供应量和银行贷款等狭义货币信贷指标;二是由于影子银行对接的通常是信用水平较低和缺乏抵押品的高风险企业,因此,从防范系统性经济和金融风险的角度,适时和适度加强对影子银行的监管是非常必要的;三是在加强影

子银行监管的过程中,为避免社会融资规模下降过快和过猛所带来的负面冲击,监管部门在实施逆周期调控的同时,可考虑通过多种渠道

增加正规信贷供应,以减轻实体经济融资对影子银行贷款的依赖,从而缓解影子银行规模下降所可能造成的紧缩效应。

### 参 考 文 献:

- [1] Moreira A, Savov A. The macroeconomics of shadow banking[J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72(6): 2381–2431.
- [2] Ferrante F. A model of endogenous loan quality and the collapse of the shadow banking system[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2018, 10(4): 152–201.
- [3] Lubello F, Rouabah A. Capturing macroprudential regulation effectiveness: A DSGE approach with shadow intermediaries[J]. *Estabilidad Financiera*, 2019, (37): 153–192.
- [4] Rubio M. Shadow Banking, Macroprudential Regulation and Financial Stability[R]. Helsinki: SUERF the European Money and Finance Forum, 2017.
- [5] Buchak G, Matvos G, Piskorski T, et al. Fintech, regulatory arbitrage, and the rise of shadow banks[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 130(3): 453–483.
- [6] Fève P, Moura A, Pierrard O. Shadow banking and financial regulation: A small-scale DSGE perspective[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2019, (101): 130–144.
- [7] Chen Z, He Z, Liu C. The financing of local government in China: Stimulus loan wanes and shadow banking waxes[J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 137(1): 42–71.
- [8] Liu C, Ou Z. What determines China's housing price dynamics? New evidence from a DSGE-VAR[J]. *International Journal of Finance and Economics*, 2021, 26(3): 3269–3305.
- [9] Feng X, Lu L, Xiao Y. Shadow banks, leverage risks, and asset prices[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2020, (111): 103816.
- [10] Yang L, Wijnbergen S, Qi X, et al. Chinese shadow banking, financial regulation and effectiveness of monetary policy[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2019, (57): 101169.
- [11] 裘翔, 周强龙. 影子银行与货币政策传导[J]. *经济研究*, 2014, 49(5): 91–105.  
Qiu Xiang, Zhou Qianglong. Shadow banking and monetary policy transmission[J]. *Economic Research Journal*, 2014, 49(5): 91–105. (in Chinese)
- [12] 胡志鹏. “影子银行”对中国主要经济变量的影响[J]. *世界经济*, 2016, 39(1): 152–170.  
Hu Zhipeng. The impact of shadow banking on main economic variables of China[J]. *The Journal of World Economy*, 2016, 39(1): 152–170. (in Chinese)
- [13] 温信祥, 苏乃芳. 大资管、影子银行与货币政策传导[J]. *金融研究*, 2018, (10): 38–54.  
Wen Xinxiang, Su Naifang. Asset management, shadow banking system and monetary policy transmission[J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (10): 38–54. (in Chinese)
- [14] 方先明, 权威. 信贷型影子银行顺周期行为检验[J]. *金融研究*, 2017, (6): 64–80.  
Fang Xianming, Quan Wei. Study on the pro-cyclical behavior of the credit-type shadow banking[J]. *Journal of Financial Research*, 2017, (6): 64–80. (in Chinese)
- [15] 高然, 陈忱, 曾辉, 等. 信贷约束、影子银行与货币政策传导[J]. *经济研究*, 2018, 53(12): 68–82.  
Gao Ran, Chen Chen, Zeng Hui, et al. Credit constraint, shadow banking and monetary policy transmission in China[J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(12): 68–82. (in Chinese)
- [16] 李建强, 张淑翠, 袁佳, 等. 影子银行、刚性兑付与宏观审慎政策[J]. *财贸经济*, 2019, 40(1): 83–97.  
Li Jianqiang, Zhang Shucui, Yuan Jia, et al. Shadow banking, rigid payment and macro prudential policy[J]. *Finance and Trade Economics*, 2019, 40(1): 83–97. (in Chinese)
- [17] 刘贯春, 刘媛媛, 闵敏. 经济金融化与资本结构动态调整[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(3): 71–89.

- Liu Guanchun, Liu Yuanyuan, Min Min. Financialization and dynamic adjustment of capital structure: Evidence from China[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(3): 71–89. (in Chinese)
- [18] 赵 静, 郭 晔. 存款保险制度、影子银行与银行系统性风险[J]. *管理科学学报*, 2021, 24(6): 22–41.  
Zhao Jing, Guo Ye. Deposit insurance, shadow banking and bank systemic risk[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(6): 22–41. (in Chinese)
- [19] 胡利琴, 王安东, 常 月. 影子银行、宏观审慎政策和金融监管[J]. *金融经济研究*, 2018, 33(6): 22–35.  
Hu Liqin, Wang Andong, Chang Yue. Shadow banking, macroprudential policy, and financial regulation[J]. *Financial Economics Research*, 2018, 33(6): 22–35. (in Chinese)
- [20] 彭俞超, 何 山. 资管新规、影子银行与经济高质量发展[J]. *世界经济*, 2020, 43(1): 47–69.  
Peng Yuchao, He Shan. Asset management regulation, shadow banking and high-quality economic growth[J]. *The Journal of World Economy*, 2020, 43(1): 47–69. (in Chinese)
- [21] 纪 敏, 李宏瑾. 影子银行、资管业务与货币调控方式转型——基于银行表外理财数据的实证分析[J]. *金融研究*, 2018, (12): 1–8.  
Ji Min, Li Hongjin. Shadow banking, asset management and monetary policy transformation: Empirical study based on the data of OWM[J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (12): 1–8. (in Chinese)
- [22] 马亚明, 胡春阳. 金融强监管与非银行金融机构极端风险的演化[J]. *管理科学学报*, 2021, 24(2): 75–98.  
Ma Yaming, Hu Chunyang. Strong financial supervision and evolution of extreme risk of non-bank financial institutions[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(2): 75–98. (in Chinese)
- [23] Verona F, Martins M M F, Drumond I. (Un)anticipated monetary policy in a DSGE model with a shadow banking system [J]. *International Journal of Central Banking*, 2013, 9(3): 73–117.
- [24] 林 琳, 曹 勇, 肖 寒. 中国式影子银行下的金融系统脆弱性[J]. *经济学(季刊)*, 2016, (3): 1113–1136.  
Lin Lin, Cao Yong, Xiao Han. The fragility of financial system under the growing shadow banking system in China[J]. *China Economic Quarterly*, 2016, (3): 1113–1136. (in Chinese)
- [25] 马亚明, 徐 洋. 影子银行、货币窖藏与货币政策冲击的宏观经济效应——基于 DSGE 模型的分析[J]. *国际金融研究*, 2017, (8): 54–64.  
Ma Yaming, Xu Yang. Shadow banking, money hoarding and the macroeconomic effects of monetary policy shock: Based on the analysis of DSGE model[J]. *Studies of International Finance*, 2017, (8): 54–64. (in Chinese)
- [26] Gertler M, Karadi P. A model of unconventional monetary policy[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2011, 58(1): 17–34.
- [27] Liu K. Bank equity and macroprudential policy[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2016, (73): 1–17.
- [28] Miao J, Wang P, Xu Z. A Bayesian DSGE model of stock market bubbles and business cycles[J]. *Quantitative Economics*, 2015, (6): 599–635.
- [29] 马 勇. DSGE 宏观金融建模及政策模拟分析[M]. 北京: 中国金融出版社, 2017.  
Ma Yong. *Macro-Financial Modeling within DSGE Framework and Policy Simulation Analysis*[M]. Beijing: China Financial Publishing House, 2017. (in Chinese)
- [30] Liu Z, Wang P, Zha T. Land-price dynamics and macroeconomic fluctuations[J]. *Econometrica*, 2013, 81(3): 1147–1184.
- [31] 陈雨露, 马 勇. 大金融论纲[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2013.  
Chen Yulu, Ma Yong. *A General Theory of Macrofinance*[M]. Beijing: China Renmin University Press, 2013. (in Chinese)
- [32] Taylor W, Zilberman R. Macroprudential regulation, credit spreads and the role of monetary policy[J]. *Journal of Financial Stability*, 2016, (26): 144–158.
- [33] Mouabbi S, Sahuc J G. Evaluating the macroeconomic effects of the ECB's unconventional monetary policies[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2019, 51(4): 832–858.
- [34] 庄子罐, 贾红静, 刘鼎铭. 居民风险偏好与中国货币政策的宏观经济效应——基于 DSGE 模型的数量分析[J]. 金

- 融研究, 2020, (9): 40–58.
- Zhuang Ziguan, Jia Hongjing, Liu Dingming. Risk preference and macroeconomic effects of China's monetary policy: Quantitative analysis based on a DSGE model[J]. *Journal of Financial Research*, 2020, (9): 40–58. (in Chinese)
- [35] Carvalho F A, Castro M R. Macroprudential policy transmission and interaction with fiscal and monetary policy in an emerging economy: A DSGE model for Brazil[J]. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 2017, 10(3): 215–259.
- [36] Gerali A, Neri S, Sessa L, et al. Credit and banking in a DSGE model of the Euro area[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42(S1): 107–141.
- [37] Smets F, Wouters R. Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach[J]. *The American Economic Review*, 2007, 97(3): 586–606.
- [38] Zubairy S. On fiscal multipliers: Estimates from a medium scale DSGE model[J]. *International Economic Review*, 2014, 55(1): 169–195.
- [39] Gelain P, Ilbas P. Monetary and macroprudential policies in an estimated model with financial intermediation[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2017, (78): 164–189.
- [40] Pariès M D, Sørensen C K, Palenzuela D R. Macroeconomic propagation under different regulatory regimes: Evidence from an estimated DSGE model for the Euro area[J]. *International Journal of Central Banking*, 2011, 7(4): 49–113.
- [41] Bailliu J, Meh C, Zhang Y. Macroprudential rules and monetary policy when financial frictions matter[J]. *Economic Modelling*, 2015, (50): 148–161.
- [42] Bhattarai K, Trzeciakiewicz D. Macroeconomic impacts of fiscal policy shocks in the UK: A DSGE analysis[J]. *Economic Modelling*, 2017, (61): 321–338.

## Shadow banking, financial regulation and macro stability

MA Yong<sup>1, 2</sup>, LÜ Lin<sup>1\*</sup>

1. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. China Financial Policy Research Center, Beijing 100872, China

**Abstract:** This paper studies the relationship between shadow banking activities, financial supervision, macroeconomic and financial stability by extending the Gertler and Karadi model. Compared with the existing literature, our model introduces financial frictions on the demand side (enterprises) and supply side (commercial banks and shadow banks) of loans, and focuses on the procyclical behavior of shadow banking. The results show that macroeconomic and financial instability are amplified by the existence of shadow banking when the economy and financial system suffer from exogenous shocks. Meanwhile, shadow banking regulation can not only reduce the overall volatility of macroeconomic and financial variables, but also significantly improve social welfare. Further, shadow banking regulation may lead to more fluctuations in nominal interest rates and inflation under some shocks. For this reason, apart from countercyclical adjustment, the regulatory authorities should also adopt measures such as increasing the supply of formal credit and reducing the dependence on shadow banking loans to avoid excessive economic and financial fluctuations.

**Key words:** shadow banking; economic volatility; financial regulation