

# 金融发展二重效应与货币政策传导

战明华<sup>1,2</sup>, 李 帅<sup>1,2</sup>, 吴周恒<sup>1,3</sup>

(1. 广东外语外贸大学 金融学院, 广东 广州 510006;

2. 广州市人文社科重点研究基地 广州华南财富管理中心研究基地, 广东 广州 510006;

3. 广东省普通高校人文社科重点研究基地 金融开放与资产管理研究中心, 广东 广州 510006)

**摘要:** 基于推动动力特殊性所导致的金融发展功能异化, 文章提出了中国金融发展具有规模化和市场化二重效应的新观点。文章据此结合中国数字金融发展的新特征拓展了传统金融发展指标, 并对金融发展指标从功能上进行了二重性区分, 通过构建一个动态一般均衡模型尝试打开金融发展二重性对货币政策差异化影响的机理“黑箱”, 提出了三个非竞争性命题, 并对命题进行了实证检验。研究发现: 第一, 金融发展总体上提高了货币政策的效果, 但这主要是通过金融发展市场化效应实现的。第二, 从传导机理来看, 金融发展市场化效应强化利率渠道而弱化信贷渠道; 规模效应Ⅱ则反之。第三, 在企业抵押能力存在系统异质性的条件下, 金融发展市场化效应和规模效应Ⅱ还会分别通过利率渠道和信贷渠道产生金融资源配置的非均衡效应。第四, 货币政策不同传导渠道的相对作用内生于金融发展的阶段、结构和功能, 而且这一相对作用还会被实体经济的系统异质性放大。文章对于如何进一步优化货币政策传导机制和提高货币政策调控能力具有重要的政策意义。

**关键词:** 金融发展二重性; 金融摩擦; 利率和信贷渠道; 实体经济系统异质性

中图分类号: F822.0 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2023)03-0064-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20221014.203

## 一、引言

完善货币政策的传导机制, 是实现党的二十大报告提出的建设现代中央银行制度和健全宏观经济治理体系的重要路径, 也是国家“十四五”规划的重要战略任务。特别在当前国际政治经济形势大变局的背景下, 传导机制的完善还赋予了提高货币政策熨平复杂冲击能力的重要现实意义。理论上, 作为“中介介质”, 金融结构以及与其密切相关的金融摩擦程度对货币政策传导具有极为重要的影响, 而根据 Levine(1997)的研究, 金融结构和金融摩擦程度构成了金融发展的基本条件。因此, 从金融发展的角度考察货币政策传导机制的构建及其传导效果, 是健全货币政策调控体系的基本逻辑。那么, 新时期我国的金融发展具有什么样的特点呢?

收稿日期: 2022-06-17

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(21AZD113); 国家社会科学基金重点项目(20AZD026); 国家自然科学基金项目(71703029); 广东省基础与应用基础研究基金项目(2022A1515010953); 广州市社科基金项目(2022GZZK16)

作者简介: 战明华(1971-), 男, 山东莱西人, 广东外语外贸大学金融学院教授、广州市人文社科重点研究基地华南财富管理中心主任, 博士生导师;

李 帅(1995-), 男, 山东青岛人, 广东外语外贸大学金融学院博士研究生、广州市人文社科重点研究基地华南财富管理中心研究员;

吴周恒(1984-)(通讯作者), 女, 福建福州人, 广东外语外贸大学金融学院副教授、广东省普通高校人文社科重点研究基地金融开放与资产管理研究中心研究员, 硕士生导师。

Levine(1997)认为,金融发展源自弱化金融摩擦所产生的激励,是促进金融市场不断向阿罗-德布鲁无摩擦状态依赖的完全市场经济不断收敛的过程,因此金融发展和金融市场机制的完善是同义词。但是,改革开放以来,我国的金融发展不仅内生于减小金融摩擦的需求,而且还受到原有制度激励结构所决定的非市场化扩张动力的驱动(张杰,2007;陈雨露,2014)。这两种不同的动力类型,决定了转型时期我国金融发展具有二重效应:一是改善金融功能的市场化效应(包括规模效应 I);二是对提高金融功能助益不大而主要体现为政府强制外生干预下的金融规模无序扩张效应(规模效应 II)。容易理解,金融发展的这种二重效应必然衍生出转型时期我国特殊的金融结构,且这种金融结构蕴含的金融摩擦含义也会具有自身的特殊性。由此产生了如下重要问题:与一般意义上的金融发展相比,金融发展的二重性对货币政策效果是否产生了不同影响?从货币政策传导优化的角度来看,金融发展的二重性对货币政策传导机制的重构赋予了什么样的内在规定性?

鉴于金融摩擦是诱致金融结构和金融发展的根本动因,因此考察金融摩擦与货币政策效果之间的关系,是理解金融发展与货币政策效果之间关系的逻辑起点。金融摩擦对货币政策传导的重要性之所以引起人们的关注,源自传统新古典利率渠道难以解释货币政策的效果。最早提出这一问题的是 Bernanke(1983),他在研究 20 世纪 30 年代美国大萧条产生的原因时发现,除了意外的货币增长外,金融混乱所导致的信贷分配效率降低也对工业产出下降具有显著的解释力,这对传统的 *IS-LM* 模型提出了挑战。Bernanke 和 Blinder(1988)通过一个包含信贷市场的拓展 *CC-LM* 模型进一步发展了这一思想。较早对此进行系统研究的是 Bernanke 和 Gertler(1995),他们给出了关于货币政策冲击下的经济响应的四个事实:一是虽然货币政策仅对利率有短期的影响,但是紧缩性货币政策会带来产出和价格的持续下降。二是存货的变化解释了 *GDP* 变化的大部分比例。三是最终消费中下降最早和下降比例最大的是住宅投资,然后是耐用消费品。四是固定资产投资最后也会下降,但是在住宅投资和耐用消费品之后。由于存货、房地产和耐用消费品的投资与长期利率有关,而货币政策影响的是短期利率,因此上述四个事实说明传统利率渠道无法充分解释货币政策的效果。Bernanke 和 Gertler(1995)将其归结为三个谜团:放大之谜(*magnitude puzzles*)、时滞之谜(*timing puzzles*)和结构之谜(*composition puzzles*)。

关于金融摩擦对货币政策效果的影响,Bean 等(2002)通过一个简单的 *DSGE* 模型分析发现,当不存在金融摩擦时,央行只要渐进地改变货币政策工具就可以通过预期渠道而自动地调整产出与通胀;而当存在金融摩擦时,这一渠道因企业面临融资约束而消失,经济的不确定性和波动性都会增大,因此央行应采取更积极的政策。Aysun 等(2013)利用 56 个国家的面板数据进行对比分析后发现,金融摩擦与货币政策信贷渠道的效果成正比。其他研究也得到了类似的结果(姚余栋和李宏瑾,2013;董华平和干杏娣,2015;方意和陈敏,2019)。不过,虽然基于金融摩擦角度的研究揭示了金融发展影响货币政策效果的机理,但显然更为直观的研究应该是考察金融发展对货币政策效果所产生的直接影响。关于这一方面的文献,直接相关的研究相对较少,其中以 Ma 和 Lin(2016)的研究最具代表性。他们利用 41 个国家的跨国数据研究发现,金融发展会弱化货币政策的效果。另外,还有一些研究则是从广义的金融结构变化或金融制度演进等角度考察了货币政策效果的变化。例如,一些研究剖析了影子银行对货币政策传导效果和操作方式选择等的影响(高然等,2018;Chen 等,2018;高蓓等,2020),另一些研究则关注了货币市场与证券市场发展对货币政策效果的影响(冯科和何理,2011;刘伟,2011;郭豫媚等,2018)。相较于这些文献,本文的关注重点在于货币政策对产出的影响随着金融发展发生了怎样的改变。考虑到本文的研究样本和背景与现有文献存在较大差别,因此本文可视作这些研究的拓展。

综上可知,虽然金融发展所决定的金融结构对于货币政策传导具有基本作用,但现有研究仍存在两个缺憾:一是研究碎片化,金融发展对货币政策效果的系统研究尚付之阙如。二是相关研究要么只关注信贷渠道,要么是将传导渠道视为“黑箱”,而实际上金融发展对货币政策效果的总体影响是其对不同传导渠道影响的叠加,且不同的传导渠道对于货币政策的操作有着不同的含义。此外,更为重要的是,与标准理论不同,我国的金融发展不仅内生于金融市场摩擦,而且内生于从计划向市场转型的经济制度,这就决定了标准的金融发展指标在我国有着不同含义。相对于已有研究,本文的主要贡献如下:一是区分了我国金融发展规模效应的两种类别,并识别了它们与金融发展市场化效应之间的关联。二是利用宏观与微观相结合的样本数据,全面考察了金融发展规模效应和市场化效应对货币政策效果的总影响,以及它们各自对利率渠道和信贷渠道传导的影响,尝试打开金融发展影响货币政策的“黑箱”。本文后面部分结构安排如下:一是构建金融发展影响货币政策效果的动态一般均衡模型并提出相关假说;二是对假说进行实证检验;最后是结论与政策含义。

## 二、理论模型与研究假说

本部分构建包含企业抵押贷款约束、银行业规模内生性增长、银行杠杆约束机制的理论模型,其中银行杠杆约束与企业抵押贷款约束形成双重金融摩擦机制,放大货币政策对实体经济的影响。该模型以银行信贷风险管理、杠杆管理能力与市场势力的变化来描述金融发展的市场化效应(包括规模效应 I),以政府外生干预对银行进入市场选择与信贷市场中均衡银行数量与银行资本规模的影响来描述金融发展的规模效应 II,进而分析金融发展二重性对货币政策传导的利率渠道与信贷渠道的影响,以及异质性企业特征在这些影响渠道中的边际作用。

### (一)模型构建

1. 家庭部门。假设家庭*i*选择消费 $C_t(i)$ 、劳动供给 $L_t(i)$ 和银行存款 $D_t(i)$ 进行效用最大化,公式表示如下:

$$\max_{\{C_t(i), L_t(i), D_t(i)\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \log C_t(i) - \chi \frac{L_t(i)^{1+\phi}}{1+\phi} \right] \quad (1)$$

$$\text{s.t. } C_t(i) + D_t(i) \leq W_t L_t(i) + [1 + R_{t-1,h}^D(i)] D_{t-1}(i) + \Pi_t(i) \quad (2)$$

式(1)中, $\beta$ 为主观贴现率, $\chi$ 为劳动供给的效用规模参数, $\phi$ 为Frisch劳动供给弹性的倒数。式(2)为预算约束,其中 $W_t$ 为实际工资率, $R_{t,h}^D(i)$ 为家庭*i*存款利率, $\Pi_t(i)$ 为家庭*i*的股息收入。求解家庭*i*的一阶最优条件得到欧拉方程与劳动供给函数分别表示为: $1/C_t(i) = \beta E_t \left\{ [1 + R_{t,h}^D(i)] / C_{t+1}(i) \right\}$ 与 $W_t = \chi L_t(i)^\phi C_t(i)$ 。

2. 生产部门(信贷需求)。生产部门分为三个层次:资本品生产商选择最优投资量进行资本积累,企业家生产中间品,零售商生产最终品并选择零售定价。

第一,企业家*j*使用资本与劳动力生产中间品: $Y_t(j) = A_t K_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha}$ 。企业家追求企业净值最大化,企业净值为企业利润的净现值,企业存活率为 $\gamma$ ,最优化问题表示如下:

$$\max_{\{V_t^E(j), B_t(j), L_t(j), K_t(j)\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\gamma \beta_E)^t \log V_t^E(j) \quad (3)$$

$$\text{s.t. } V_t^E(j) + [1 + R_{t-1,e}^L(j)] B_{t-1}(j) + W_t L_t(j) + Q_t(j) K_t(j) \leq \frac{Y_t(j)}{X_t} + B_t(j) + Q_t(j) (1 - \delta) K_{t-1}(j) \quad (4)$$

$$B_t(j) \leq \frac{m_t(j) E_t [Q_{t+1}(j) K_t(j) (1-\delta)]}{1 + R_{t,e}^L(j)} \quad (5)$$

式(3)中,企业家贴现率 $\beta_E < \beta$ 。企业家同时受到预算约束[式(4)]和抵押贷款约束[式(5)]的限制。 $R_{t,e}^L(j)$ 为贷款利率, $Q_t(j)$ 为实际资本价格, $X_t$ 为零售商品的平均价格加成。 $m_t(j)$ 为银行设定的贷款价值比,即信贷政策变量。企业家的一阶最优条件表示如下:

$$\frac{1}{V_t^E(j)} = \gamma \beta_E E_t \left[ \frac{1 + R_{t,e}^L(j)}{V_{t+1}^E(j)} \right] + s_t^E(j) \quad (6)$$

$$W_t = (1-\alpha) \frac{Y_t(j)}{L_t(j) X_t} \quad (7)$$

$$\frac{Q_t(j)}{V_t^E(j)} = E_t \left\{ \frac{\gamma \beta_E}{V_{t+1}^E(j)} \left[ \frac{\alpha Y_{t+1}(j)}{K_t(j) X_{t+1}} + Q_{t+1}(j) (1-\delta) \right] + \frac{s_t^E(j) m_t(j) Q_{t+1}(j) (1-\delta)}{1 + R_{t,e}^L(j)} \right\} \quad (8)$$

式(6)与式(8)中, $s_t^E(j)$ 为最抵押贷款约束的拉格朗日乘数。

第二,在资本积累过程中,资本品生产商选择最优投资量追求利润最大化,资本品生产商从企业家部门那里以当期资本价格购入上期折旧后剩余资本,从最终品零售商那里以当期零售价格购入新资本品,生产的资本以当期资本价格出售给企业家部门。企业资本积累方程表示如下:

$$K_t(j) = (1-\delta) K_{t-1}(j) + \left\{ 1 - \frac{\xi(j)}{2} \left[ \frac{I_t(j)}{I_{t-1}(j)} - 1 \right]^2 \right\} I_t(j) \quad (9)$$

式(9)中, $\xi(j)$ 为投资调整成本系数。资本品生产商的一阶最优条件为托宾 $Q$ 方程,体现了实际资产价格波动与投资波动之间的关系,其对数线性化形式表示如下:

$$\hat{Q}_t(j) = \xi(j) \left\{ \left[ \hat{I}_t(j) - \hat{I}_{t-1}(j) \right] - \beta E_t \left[ \hat{I}_{t+1}(j) - \hat{I}_t(j) \right] \right\} \quad (10)$$

第三,零售商以实际边际成本 $mc_t = 1/X_t$ 购买中间品 $Y_t(j)$ ,生产最终品并销售给家庭部门,最终品需求函数为 $Y_t(j) = [P_t(j)/P_t]^{-\mu} Y_t$ ,其中 $\mu$ 为需求价格弹性。引入 Rotemberg(1982)黏性定价,设 $\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$ , $\psi$ 为价格调整成本系数。由零售商利润最大化得到菲利普斯曲线表示如下:

$$(1-\mu) + \mu mc_t - \psi(\pi_t - 1)\pi_t + \beta E_t \left[ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \psi(\pi_{t+1} - 1)\pi_{t+1} \frac{Y_{t+1}}{Y_t} \right] = 0 \quad (11)$$

为了进一步明确抵押贷款约束对信贷需求方的影响,令 $\chi_t^E(j) \equiv B_t(j)/K_t(j)$ , $\chi_t^E$ 越大则企业杠杆程度越高。在模型均衡处, $\chi_t^E = m_t(j)(1-\delta)E_t Q_{t+1}(j)/[1 + R_{t,e}^L(j)]$ ,可见企业杠杆程度与信贷政策的贷款价值比 $m_t$ 正相关,与贷款利率负相关。联立式(6)与式(8),得到企业的即期净值与企业资产表示如下:

$$\begin{aligned} NW_t(j) &\equiv Q_t(j)(1-\delta)K_{t-1}(j) - [1 + R_{t-1,e}^L(j)]B_{t-1}(j) + \frac{\alpha Y_t(j)}{X_t} \\ &= \left\{ Q_t(j)(1-\delta) - [1 + R_{t-1,e}^L(j)]\chi_{t-1}^E(j) + \frac{\alpha Y_t(j)}{K_{t-1}(j)X_t} \right\} K_{t-1}(j) \end{aligned} \quad (12)$$

$$K_t(j) = \frac{\gamma \beta_E}{Q_t(j) - \chi_t^E(j)} NW_t(j) \quad (13)$$

根据式(13),企业资产是企业即期净值的时变线性函数,表示企业增加杠杆的乘数效应。信贷政策收紧或货币政策紧缩均会使得乘数效应降低,将迫使企业资产规模缩减。联立式(12)和式(13),得到对数线性化的信贷需求函数表示如下:

$$\begin{aligned} \hat{R}_{t,e}^L(j) &= -(1-\chi^E)\hat{B}_t(j) + E_t \hat{Q}_{t+1}(j) - \delta \hat{Q}_t(j) \\ &+ \gamma \beta_E \left\{ (1-\delta)\hat{K}_{t-1}(j) - (1+R_e^L)\chi^E \left[ \hat{R}_{t-1,e}^L(j) + \hat{B}_{t-1}(j) \right] + \frac{\alpha Y}{XK} \left[ \hat{Y}_t(j) - \hat{X}_t(j) \right] \right\} \end{aligned} \quad (14)$$

根据式(14), 贷款需求弹性为  $E^D = -1/(1-\chi^E) < 0$ 。贷款需求弹性  $|E^D|$  与稳态企业杠杆程度正相关, 即稳态企业杠杆程度越高, 贷款需求对贷款利率变动越敏感。

3. 银行部门(信贷供给)。银行部门分为三个层次: 银行家的市场进入决策、银行批发部门的资本管理决策、银行零售部门的存款与贷款利率定价决策。首先, 银行家的信贷市场准入决策影响信贷市场规模(长期均衡); 其次, 银行批发部门选择最优存款与贷款总量对银行资本进行管理; 最后, 假设银行零售部门具有卖方与买方市场势力, 每一家零售分行根据其所面对的家庭存款需求与企业贷款需求进行存款利率与贷款利率定价。

第一, 我们采用外生性退出、内生性进入描述信贷市场规模变化。假设银行在每一期存活概率为  $1-p^B$ ; 同时, 新银行选择进入信贷市场, 新银行的信贷市场进入成本为  $c$ 。假设银行破产概率  $p_t^B \equiv p^B(g_t)$  与新银行市场准入成本  $c_t \equiv c(g_t)$  为政府外生干预变量  $g_t$  的函数。在每期期初, 上期剩余银行数量为  $N_{t-1}$ , 新银行家根据其对未来利润现值的预期选择是否进入市场, 若未来利润现值大于或等于市场进入成本(即  $V_t^B \geq c$ ), 则数量为  $N_t^e$  的新银行家选择在期初进入市场。因此, 期初银行数量为  $N_{t-1} + N_t^e$ , 期末  $p^B$  比例的银行破产退出市场, 期末银行数量(未来期初银行数量)  $N_t$  为:  $N_t = (1-p^B)(N_{t-1} + N_t^e)$ 。在长期均衡处,  $V_t^B = c$  成立, 得到银行净现值的贝尔曼方程为:  $V_t^B = \Pi_t^B + \Lambda_{t,t+1}(1-p^B)V_{t+1}^B = c$ , 其中  $\Pi_t^B$  为  $t$  期银行利润。市场进入条件可进一步表示为:  $\Pi_t^B = [1 - \Lambda_{t,t+1}(1-p^B)]c$ , 由此可见银行存活率提高、市场进入成本降低或银行利润提高, 都将增加进入市场的新银行数量, 产生信贷市场规模扩张。

第二, 银行批发部门在资产负债表约束 [式(16)] 下最大化银行净现值  $V_t^B$ , 表示如下:

$$V_t^B = \max_{\{B_t^B, D_t^B\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_{0,t} \left[ R_t^L B_t^B - R_t^D D_t^B - \frac{\theta}{2} \left( \frac{K_t^B}{B_t^B} - \kappa \right)^2 K_t^B \right] \quad (15)$$

$$\text{s.t. } B_t^B = D_t^B + K_t^B \quad (16)$$

式(15)中,  $B_t^B$  为银行资产,  $D_t^B$  为银行负债,  $K_t^B$  为银行资本。定义银行杠杆为  $\chi_t^B \equiv B_t^B/K_t^B$ 。  $\kappa$  为目标杠杆率的倒数, 目标杠杆率也是长期稳态杠杆率, 与银行部门的长期资本管理能力有关, 受到资金获取效率与风险管理能力的影响。当银行的杠杆水平偏离目标杠杆率时, 将产生二次运营成本, 参数  $\theta$  反映了信贷市场效率水平。信贷市场效率越高, 银行的信息获取成本越低, 信贷风险规模越小,  $\theta$  取值越小。  $R_t^L$  为批发部门贷款利率。  $R_t^D$  为批发部门存款利率。银行批发部门的一阶最优条件表示如下:

$$spr_t \equiv R_t^L - R_t^D = -\theta \left( \frac{K_t^B}{B_t^B} - \kappa \right) \left( \frac{K_t^B}{B_t^B} \right)^2 \quad (17)$$

根据式(17), 二次运营成本形成批发部门存贷利差  $spr_t$ , 是银行杠杆水平的非线性函数, 反映了信贷供给方的金融风险。信贷市场效率越低 ( $\theta$  越大), 存贷利差越大。

第三, 每一个零售分行  $k (k \in [0, 1])$  以利率  $R_t^L$  从批发部门获得贷款资金, 并向企业家提供银行贷款合约  $B_t(k)$ 。零售分行  $k$  向所有企业家提供的贷款合约总额为  $B_t(k) \equiv \int B_{t,j}(k) dj$ 。同时, 零售分行  $k$  向家庭提供存款合约  $D_t(k)$ , 并以利率  $R_t^D$  为批发部门提供存款资金。零售分行  $k$  向所有家庭提供的存款合约总额为  $D_t(k) \equiv \int D_{t,i}(k) di$ 。总存款需求与总贷款需求采用 CES 函数进行加总, 即  $D_t^B \equiv \left( \int_{k \in N_t} D_t(k)^{(\varepsilon^H - 1)/\varepsilon^H} dk \right)^{\varepsilon^H/(\varepsilon^H - 1)}$ ,  $B_t^B \equiv \left( \int_{k \in N_t} B_t(k)^{(\varepsilon^L - 1)/\varepsilon^L} dk \right)^{\varepsilon^L/(\varepsilon^L - 1)}$ , 其中  $\varepsilon^H (\varepsilon^H < -1)$  为存款需求替代弹性,  $\varepsilon^L (\varepsilon^L > 1)$  为贷款需求替代弹性。由此得到零售分行所面对的存款需求函数 [式(19)] 与贷款需求函数 [式(20)], 以及总零售存款利率  $R_{t,h}^D = \left[ \int_{k \in N_t} R_{t,h}^D(k)^{1-\varepsilon^H} dk \right]^{1/(1-\varepsilon^H)}$  与总零售贷款利率  $R_{t,e}^L = \left[ \int_{k \in N_t} R_{t,e}^L(k)^{1-\varepsilon^L} dk \right]^{1/(1-\varepsilon^L)}$ 。零售部门选择存款利率  $R_{t,h}^D(k)$  与贷款利率  $R_{t,e}^L(k)$  进行利润最大化, 表示如下:

$$\max_{\{R_{t,h}^D, R_{t,e}^L\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_{0,t} \left\{ [R_{t,e}^L(k) - R_t^L] B_t(k) - [R_{t,h}^D(k) - R_t^D] D_t(k) \right\} \quad (18)$$

$$\text{s.t. } D_t(k) = \left[ \frac{R_{t,h}^D(k)}{R_{t,h}^D} \right]^{-\varepsilon^D} D_t^B \quad (19)$$

$$B_t(k) = \left[ \frac{R_{t,e}^L(k)}{R_{t,e}^L} \right]^{-\varepsilon^E} B_t^B \quad (20)$$

假设对称性均衡为  $R_{t,h}^D(k) = R_{t,h}^D$  和  $R_{t,e}^L(k) = R_{t,e}^L$ ，求得最优零售存款利率定价为  $R_{t,h}^D = \varepsilon^D R_t^D / (\varepsilon^D - 1)$ ，最优零售贷款利率定价为  $R_{t,e}^L = \varepsilon^E R_t^L / (\varepsilon^E - 1)$ 。可见，银行部门的市场势力进一步加大存贷利差，降低货币市场利率的传导程度。对信贷市场均衡描述如下：家庭存款总需求等于银行存款总供给  $D_t = N_t D_t^B$ ，其中  $D_t \equiv \int_0^1 D_t(i) di$ ， $D_t^B \equiv \int_0^1 D_t^B(i) di$ ；企业贷款总需求等于银行贷款总供给  $B_t = N_t B_t^B$ ，其中  $B_t \equiv \int_0^1 B_t(j) dj$ ， $B_t^B \equiv \int_0^1 B_t^B(j) dj$ 。信贷市场规模取决于均衡存贷款利率下每个银行选择的存款量与贷款量以及选择进入市场的银行数量。假设银行新增资本来自银行利润的留存收益，银行资本积累方程表示为  $K_t^B = K_{t-1}^B (1 - \delta_t^B) + \omega^B \Pi_t^B$ ，其中  $\delta_t^B$  为银行资本金折旧率， $\omega^B$  为留存收益占银行利润的比例， $\Pi_t^B$  为零售部门与批发部门利润的总额。由于  $\delta_t^B$  受到银行资本管理能力与政府外生干预的影响，因此设  $\delta_t^B \equiv \delta_t^B(g_t)$  为关于政府外生干预的函数。

为了进一步明确银行杠杆约束与金融市场发展对信贷供给方的影响，我们将存贷利差进行对数线性化，表示如下：

$$\hat{R}_{t,e}^L = \hat{R}_t^D + \left( \frac{\varepsilon^E}{\varepsilon^E - 1} \right) \left( \frac{\theta \kappa^3}{1 + R_t^L} \right) \hat{\chi}_t^B \quad (21)$$

式(21)为贷款供给曲线。贷款供给弹性为  $E^S = (1 + R_t^L)(\varepsilon^E - 1) / \theta \kappa^3 \varepsilon^E > 0$ ，贷款供给弹性同时受到利率定价渠道与信贷渠道的影响：其一，在利率传导方面，银行部门垄断势力越小 ( $\varepsilon^E$  越大)，竞争程度越高，货币市场利率对贷款利率传导越完全，贷款供给量对贷款利率变动的反应程度就越大。其二，在信贷渠道方面，贷款供给弹性与信贷风险规模  $\theta$ 、银行杠杆约束  $\kappa$  负相关，即银行信贷风险越大或银行杠杆约束越大，信贷供给对贷款利率变动的反应程度就越小。此外，银行资本上升将使得贷款供给增加，这意味着银行利润的上升将使得下一期的贷款供给增加。若货币政策紧缩，货币市场利率上升所引起的实体经济衰退将引起银行利润的降低，银行利润的降低在短期会通过银行杠杆约束引起贷款供给进一步减少，而在长期也将对银行业规模存在负面影响，使得长期贷款供给潜力降低。

4. 中央银行与市场出清。假设货币市场为完全竞争，则货币市场利率等于存款利率。中央银行采用利率作为(价格型)货币政策工具，货币政策利率服从泰勒规则，表示如下：

$$\ln(1 + R_t^D) = \rho \ln(1 + R_{t-1}^D) + (1 - \rho) \{ \ln(1 + R^D) + [\mu_\pi (\pi_t - \pi^*) + \mu_Y (Y_t - Y^*)] \} + \varepsilon_t \quad (22)$$

式(22)中， $\pi^*$  为通胀目标， $Y_t - Y^*$  为产出缺口， $\varepsilon_t$  为货币政策冲击， $\mu_\pi$  和  $\mu_Y$  分别为通胀目标和产出目标的政策权重参数。在模型均衡处，产品市场、信贷市场、资本市场与劳动力市场出清。经济体资源约束表示如下：

$$Y_t = C_t + V_t^E + I_t + N_t \left[ \delta_t^B K_{t-1}^B + \frac{\theta}{2} \left( \frac{K_{t-1}^B}{B_{t-1}^B} - \kappa \right)^2 K_{t-1}^B \right] + \frac{\psi}{2} \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \right)^2 Y_t \quad (23)$$

## (二) 机制分析与假说提出

1. 金融发展二重性对货币政策效果的异质性影响。模型中，金融发展二重性的市场化效应体现为银行资本管理效率的提高使得银行信贷风险降低、银行杠杆约束程度改善，以及银行在



存款与贷款市场上竞争程度的提高使得存款人储蓄收益提高与贷款人借款成本降低,与之相关的参数为银行信贷风险 $\theta$ 、银行杠杆约束 $\kappa$ 和银行竞争程度 $\varepsilon^E$ 。金融发展二重性的规模效应 II 体现为政府外生干预对银行的市场进入选择、银行数量 $\hat{N}_t$ 以及银行资本规模 $\hat{K}_t^B$ 的影响,与规模效应 II 相关的变量为政府外生干预影响下的银行业准入成本 $c_t$ 、银行存活概率 $1-p_t^B$ 和银行资本金折旧率 $\delta_t^B$ 。根据贷款需求函数式(14)、贷款供给函数式(21)与贷款市场均衡,可求解贷款市场的均衡贷款利率与均衡贷款量,表示如下:

$$\hat{R}_{t,e}^L = \frac{1}{(E^S - E^D)} (E^S \hat{R}_t^D - E^D \hat{A}_t - \hat{K}_t^B - \hat{N}_t) \quad (24)$$

$$\hat{B}_t = \frac{E^S E^D}{(E^S - E^D)} \hat{R}_t^D - \frac{E^S E^D}{(E^S - E^D)} \hat{A}_t - \frac{E^D}{(E^S - E^D)} (\hat{K}_t^B + \hat{N}_t) \quad (25)$$

其中, $\hat{A}_t = E_t \hat{Q}_{t+1} - \delta \hat{Q}_t + \gamma \beta_E [(1 - \delta) \hat{K}_{t-1} - (1 + R_t^L) \chi^E (\hat{R}_{t-1,e}^L + \hat{B}_{t-1}) + \alpha (Y/XK) (\hat{Y}_t - \hat{X}_t)]$ 是对数线性化的企业净值。根据式(24)可知,货币政策利率对贷款利率的传导程度为 $\partial \hat{R}_{t,e}^L / \partial \hat{R}_t^D = E^S / (E^S + |E^D|) > 0$ 。根据式(25)可知,货币政策利率对均衡贷款量的边际影响为 $\partial \hat{B}_t / \partial \hat{R}_t^D = -E^S |E^D| / (E^S + |E^D|) < 0$ 。当银行竞争度提高、银行信贷风险下降、银行杠杆约束放松时,贷款供给弹性上升,货币政策利率的边际效果提高。因此,金融发展的市场化效应能够提高货币政策效果。金融发展的规模效应 II 可体现为:政府外生干预提高银行存活概率与降低银行业准入成本而引起信贷市场银行数量 $\hat{N}_t$ 的增加;政府外生干预注入银行资本金而引起银行资本规模 $\hat{K}_t^B$ 的扩张。规模效应 II 直接影响贷款供给,但并不影响贷款供给函数的斜率,贷款供给增加使得均衡贷款利率下降,即规模效应 II 降低贷款利率以及增加信贷市场贷款量,但并不影响货币政策的边际效果。基于此,我们可以提出理论假说 1 如下:

假说 1: 我国的金融发展总体上提高了货币政策的效果,且这种效果的提高是通过金融发展的市场化效应和规模效应 II 实现的,其中市场化效应强化了货币政策效果,但规模效应 II 的影响并不显著。

2. 金融发展二重性对利率渠道与信贷渠道的异质性影响。货币政策传导可分为利率渠道与信贷渠道,其中利率渠道主要通过利率传导对实体经济产生影响,而信贷渠道则受到信贷市场摩擦的影响。在模型中,以银行的存款利率与贷款利率垄断定价结构所影响的利率传导程度来反映利率渠道,相关参数取值决定了利率渠道的传导效应;与企业抵押贷款约束、银行资产负债表约束与杠杆约束相关的结构则反映了信贷渠道,与这些机制相关的参数与变量取值则决定了信贷渠道的传导效应。

首先,金融发展的市场化效应通过提高贷款供给弹性,从而改善货币政策边际效果。市场化效应提高银行竞争度,进而使得利率渠道的传导更加通畅;同时,数字金融发展等市场化效应能够降低信贷风险、放松银行杠杆约束,从而弱化信贷渠道。因此,根据 $E^S = (1 + R_t^L) (\varepsilon^E - 1) / \theta \kappa^3 \varepsilon^E$ ,贷款供给弹性同时体现利率渠道与信贷渠道的影响,并且利率渠道的强化与信贷渠道的弱化均使得贷款供给弹性提高,从而改善货币政策的边际效果。其次,金融发展的规模效应 II 则直接影响贷款供给而并不影响货币市场利率的传导效率,因此,规模效应对利率渠道不存在直接影响。从长期来看,信贷规模扩张甚至可能造成经济体中企业稳态杠杆率的普遍增高,贷款需求弹性增大,降低货币市场利率传导效率。换言之,规模效应 II 可能强化信贷渠道而弱化利率渠道。基于此,我们可以提出理论假说 2 如下:

假说 2: 金融发展的市场化效应和规模效应 II 对于货币政策利率渠道和信贷渠道有着不同的影响。市场化效应强化利率渠道而弱化信贷渠道,规模效应 II 则反之。

3. 企业异质性抵押能力的边际影响。货币政策通过企业融资成本途径对企业贷款需求产生影响。货币政策对实体经济的影响通过信贷市场双方的金融加速器机制放大, 并且货币政策对不同企业的边际影响取决于企业资产负债结构特征。

首先, 根据 $|E^p| = 1/(1-\chi^p)$ , 企业稳态杠杆率越高, 贷款需求弹性越大。根据式(24), 贷款需求弹性越大, 货币市场利率至贷款利率的传导性越低。那么, 拥有较强抵押能力的大规模企业由于具有较高的稳态杠杆率, 受到利率传导的影响可能较小; 反之, 抵押能力欠缺的中小企业由于稳态杠杆率较低, 其外部融资成本受到货币市场利率的影响较大。

其次, 根据式(25), 企业净值 $\hat{A}_i$ 越高, 可获得的贷款量越多, 企业净值对贷款量的边际影响为 $\partial \hat{B}_i / \partial \hat{A}_i = E^s |E^p| / (E^s + |E^p|) > 0$ , 即企业净现值较高的大规模企业能够获得较多的贷款量。同时, 企业净现值对贷款量的边际影响受到贷款需求弹性与贷款供给弹性的影响。贷款需求弹性越大, 该边际影响越大。如前所述, 拥有较强抵押贷款能力的企业由于具有较大的贷款需求弹性, 其企业净现值对贷款量的边际影响较大。换言之, 拥有较强抵押贷款能力的企业在绝对量与边际量上均具有优势, 即拥有较强抵押能力的大规模企业能够获得更多的贷款量, 不仅在于其资产规模, 而且在于其能获得更高的杠杆。因此, 企业异质性资产负债特征引起信贷资金在不同规模特征的企业之间形成结构性非均衡配置。

金融发展的市场化效应通过利率渠道进一步加强企业异质性抵押能力的边际影响。企业净现值对贷款量的边际影响 $\partial \hat{B}_i / \partial \hat{A}_i$ 与贷款供给弹性正相关。如前所述, 金融发展的市场化效应使得贷款供给弹性增大。贷款供给弹性越大, 拥有较高净现值的企业获得贷款的边际增量越高, 即利率定价过程越市场化, 越有利于拥有优质或规模资产的企业获得更优惠的外部融资。因此, 金融发展的市场化效应强化了资金的结构非均衡配置。

金融发展的规模效应 II 通过信贷渠道也进一步强化了企业异质性抵押能力的边际影响。银行业规模对贷款量的边际影响为 $\partial \hat{B}_i / \partial \hat{K}_i^b = \partial \hat{B}_i / \partial \hat{N}_i = |E^p| / (E^s + |E^p|) > 0$ , 该边际影响与贷款需求弹性正相关。也就是说, 由于银行对有优质抵押能力的企业具有更高的边际信贷配置倾向, 信贷资金总规模的增长也更多地流向高抵押能力的企业。基于此, 我们可以提出理论假说 3 如下:

假说 3: 在企业存在抵押能力系统异质性条件下, 货币政策会产生结构效应。当面临货币政策冲击时, 金融发展的市场化效应和规模效应 II 分别会通过利率渠道和信贷渠道强化资金的结构非均衡配置。

### 三、经验证据

#### (一) 关于假说 1 的经验证据

1. 研究设计。出于内生性问题的考虑, 关于货币政策效果的总量研究大多采用的是 VAR 技术, 并且早期相关研究主要是利用 SVAR 技术来测算货币政策的作用效果。不过, 虽然这一方法将简约型 VAR 萃取样本信息的技术和经济理论信息相结合, 从而提高了对货币政策结构性冲击的识别能力, 但其通常只能通过货币政策与其他内生变量间的脉冲响应结果来反映货币政策的相关传导效果, 而无法有效识别外部制度或结构环境变化对货币政策传导效果的影响。因此, 为了解决这一问题, 我们借鉴 Ma 和 Lin(2016)的做法, 运用条件脉冲响应 IVAR 技术来探究我国货币政策的作用效果以及金融发展对其产生的影响。具体而言, 我们参考 Ülke 和 Berument(2015)的研究, 将条件脉冲响应 IVAR 系统设定如下:

$$\text{基准模型: } A_0 X_t = C + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (26)$$



$$\text{拓展模型: } A_0 X_t = C + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + DZ_t + \sum_{i=1}^p B_i Z_t X_{t-i} + u_t \quad (27)$$

内生向量  $X$  中的元素由系统中内生变量组成,包括价格  $\pi$ 、产出  $y$ 、储蓄  $sa$ 、投资  $in$ 、民间投资  $pin$  和货币政策  $mp$ 。 $Z$  是影响货币政策的机制变量,其为金融发展  $FD_j(j=1,4)$ 。<sup>①</sup>此部分使用的是季度频率的时间序列数据,样本时段从 2007 年第 1 季度至 2020 年第 4 季度。为消除周期性因素的影响,部分序列已做了 *Census X-12* 季节调整和差分处理,以确保进入模型中的均为平稳变量。部分缺失数据采用考虑预测误差动态调整的指数平滑方法进行补充。所有数据均来自国家统计局和 *Wind* 资讯。

2. 实证结果。图 1 和图 2 分别给出了基准模型以及加入不同金融发展指标  $FD_j(j=1,4)$  的 *IVAR* 模型中产出关于货币政策冲击的脉冲响应结果。由图中结果可以获得如下结论:第一,金融发展的市场化效应对货币政策效果的强化作用很明显,这与假说 1 的结论一致。具体而言,观察和对比图 2 中的结果可知,在基准模型和加入  $FD_4$  的拓展模型中,产出关于 1 单位标准差货币政策冲击的脉冲响应值之差始终为正且十分明显。这说明金融市场化改革通过优化资源配置功能而提升货币政策效果的作用相当明显。第二,金融发展的规模效应 II 对货币政策作用效果的影响明显更小,这也与假说 1 的结论一致。具体而言,由图 1 可知,在基准模型和拓展模型中,产出关于货币政策冲击的脉冲响应值之差虽大多为正但更接近 0。这说明即便没有带来显著市场化水平提高的金融规模扩张,也可能通过货币化所带来的储蓄向投资转化的“导管效应”以及便利结算等途径,强化金融对实体经济的影响,并为货币政策影响力的提升创造条件。不过,如果金融发展缺失了市场化效应,那么家庭和企业就无法多样化地选择金融资产或融资方式,从而导致货币政策无法通过这些机制调控经济,这将使得货币政策作用效果的提升是有限的。

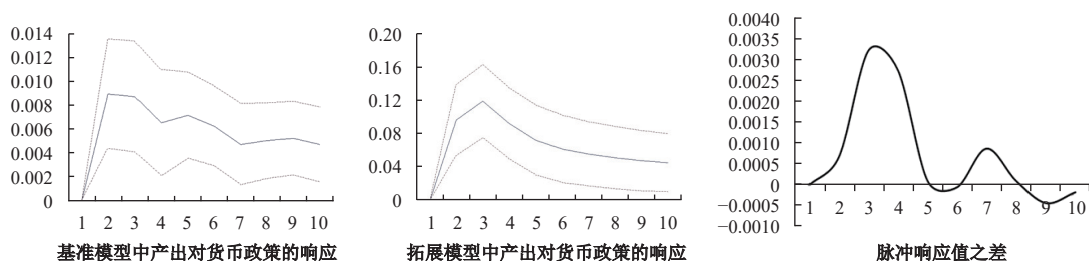


图 1 金融发展规模效应的影响

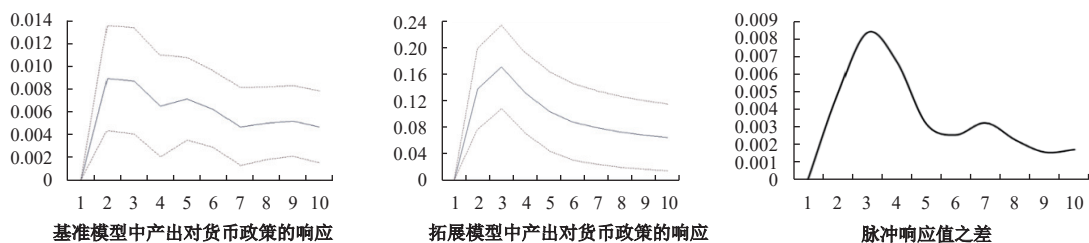


图 2 金融发展市场化效应的影响

<sup>①</sup> 本文利用“金融深度= $M2/GDP$ ”(即  $FD_1$ )和“直接融资比重=(股票融资+债券融资)/ $GDP$ ”(即  $FD_2$ )两个指标来反映金融发展的规模效应,利用“银行竞争度= $lerner$  指数”(即  $FD_3$ )和“数字金融发展=(第三方互联网支付+移动支付)/支付系统业务金额”(即  $FD_4$ )两个指标来反映金融发展的市场化效应。

## (二)关于假说2的经验证据

1. 研究设计。在 Sakai(2020)等考虑调整成本和融资约束的欧拉方程投资函数的基础之上,我们将检验假说2的计量模型设定如下:

$$(I/K)_{it} = c + \phi_1(I/K)_{i,t-1} + \phi_2(I/K)_{i,t-1}^2 + \beta_{11}IR_t + \beta_{12}LR_t + \beta_{13}FD_{3,t} + \beta_{14}IR_t \times FD_{3,t} + \beta_{15}LR_t \times FD_{3,t} + \delta_1ESI_t + \delta_2SB_t + \omega_k Z_{it}^k + \gamma_i + \varepsilon_{it}, j = 3, 4 \quad (28)$$

$$(I/K)_{it} = c + \phi_1(I/K)_{i,t-1} + \phi_2(I/K)_{i,t-1}^2 + \beta_{21}IR_t + \beta_{22}LR_t + \beta_{23}FD_{3,t} + \beta_{24}IR_t \times FD_{3,t} + \beta_{25}LR_t \times FD_{3,t} + \eta_1FD_{3,t} + \eta_2FD_{4,t} + \delta_1ESI_t + \delta_2SB_t + \omega_k Z_{it}^k + \gamma_i + \varepsilon_{it}, j = 1, 2 \quad (29)$$

$$BS_{it} = c + \phi_1BS_{i,t-1} + \beta_{31}MP_t + \beta_{32}FD_{3,t} + \beta_{33}MP_t \times FD_{3,t} + \delta_1ESI_t + \delta_2SB_t + \omega_k Z_{it}^k + \gamma_i + \varepsilon_{it}, j = 3, 4 \quad (30)$$

$$BS_{it} = c + \phi_1BS_{i,t-1} + \beta_{41}MP_t + \beta_{42}FD_{3,t} + \beta_{43}MP_t \times FD_{3,t} + \eta_1FD_{3,t} + \eta_2FD_{4,t} + \delta_1ESI_t + \delta_2SB_t + \omega_k Z_{it}^k + \gamma_i + \varepsilon_{it}, j = 1, 2 \quad (31)$$

其中,  $I/K$  为企业投资与总资产之比,  $BS$  为企业信贷融资占比,  $IR$  为货币政策利率,  $LR$  为长端利率,  $ESI$  为宏观经济状况,  $SB$  为影子银行,  $Z^k$  为企业层次的各种控制变量组成的向量,  $\gamma_i$  为个体效应;  $\varepsilon$  为随机扰动项。其余变量的定义与之前相同。本部分所使用的数据是时间频率为季度的面板数据, 样本截面为沪深两市 A 股和中小板的部分企业, 样本区间为 2007 年第一季度至 2020 年第四季度。

2. 实证结果。表 1 报告了式(28)和式(29)的实证结果, 表 2 报告了式(30)和式(31)的实证结果。根据表中结果可以得到以下结论。第一, 以  $FD_3$  为代表的传统金融市场的完善发展显著强化了利率渠道的作用, 但对于信贷渠道却无明显影响。由表 1 中的结果可知, 当  $j=3$  时,  $IR$  和  $LR$  的系数在 1% 的水平上联合显著, 交互项  $IR \times FD_j$  与  $LR \times FD_j$  的系数则分别在 1% 的水平上显著。而表 2 中的结果却显示, 当  $j=3$  时,  $MP \times FD_j$  的系数则并不显著。上述结果与以银行竞争度提高为代表的传统金融市场完善有助于健全货币政策的利率传导走廊和强化利率在资源配置中作用的理论预期相一致, 即传统金融市场完善对于货币政策利率传导机制的构建具有决定性作用。因而通过完善传统金融市场来激励信息的生产和强制信息披露, 以及健全法制来解决借贷合约的不完备性问题, 仍是解决金融市场严重摩擦问题的重要环节。不过, 伴随着传统金融市场的完善, 现实中的中小企业融资对银行贷款的依赖度并未显著降低。这一点从直至 2020 年底银行贷款占全社会融资规模的比例仍达 67% 左右可以看出。

第二, 以  $FD_4$  为代表的金融技术创新显著弱化了信贷渠道的作用, 而对于利率渠道的作用虽存在但明显较弱。由表 1 中的结果可知, 当  $j=4$  时,  $IR$  和  $LR$  的系数在 5% 的水平上联合显著, 交互项  $IR \times FD_j$  与  $LR \times FD_j$  的系数则仅在 1% 的水平上联合显著。而表 2 中的结果却显示, 当  $j=4$  时,  $MP \times FD_j$  的系数在 1% 的水平上显著为负。并且, 即便是在相关模型中控制了  $FD_3$  的影响后, 上述实证结果仍基本保持不变。上述结果说明相较于传统金融, 近年来迅速发展的数字金融凭借新型金融技术在边际上具有弱化金融摩擦的作用, 但其作用可能主要表现在促进货币市场基金的发展等“鲶鱼效应”方面, 从而在一定程度上弱化了信贷渠道在各环节中的传导。但是, 以金融技术创新为主要表征的数字金融仍无法取代传统金融在金融市场中的重要地位, 因而其在健全货币政策的利率传导走廊方面并不具有十分强烈的影响。

第三, 金融发展规模效应 II 对于信贷渠道具有较为显著的强化作用, 而对于利率渠道的影响则较不显著, 这说明假说 2 的判断也得到了一定程度的支持。由表 1 中列(4)和列(5)的结果可知,  $IR \times FD_2$  与  $LR \times FD_2$  的系数均为正, 但非联合显著; 而  $IR \times FD_1$  与  $LR \times FD_1$  的系数均为负, 但也非

联合显著。显然  $FD_2$  的系数估计结果更符合假说 2 的预期, 而  $FD_1$  的系数估计结果则不符合假说 2 的预期。对于  $FD_1$  的估计结果, 一个现实角度的可能解释是, 对于发展中国家来说, 即便没有金融体系市场化改革的单纯数量式金融扩张,  $M2/GDP$  的增加也可通过扩大金融在经济中的渗漏范围而增加微观经济主体, 尤其是家庭部门的金融市场参与度。因而金融发展可通过货币传导效应改变家庭部门资金使用的机会成本选择集合, 从而放大家庭部门对利率的敏感性, 在一定程度上提高货币政策利率渠道的效应。 $FD_2$  的估计结果则表明, 政府强制干预下的证券市场规模扩张, 虽然通过财富效应可能会改变家庭部门的财富分配结构, 但并不会改变家庭部门整体对利率的敏感度, 也不会改变企业部门对利率的敏感度, 因而对货币政策利率渠道的影响不显著。而由表 2 中列(4)和列(5)的结果可知,  $MP \times FD_1$  和  $MP \times FD_2$  的系数均为正, 但前者显著而后者不显著。这说明从  $FD_1$  和  $FD_2$  的含义来看, 金融发展的纯粹数量化扩张, 主要是通过银行贷款扩张衍生出的货币增加导致的, 这强化了企业融资对银行贷款的依赖性, 而企业对银行的依赖性并未受证券市场扩张的显著影响。关于这一点, 也可从中小企业一直对银行贷款具有强依赖性, 以及证券市场融资始终在企业总融资中占比很低得到印证。

表 1 金融发展影响货币政策利率渠道的实证结果

变量	(1) $j=3$	(2) $j=4$	(3) $j=4$	(4) $j=1$	(5) $j=2$
$IR$	-0.0259*** (0.00282)	-0.000591** (0.000280)	-0.000527** (0.000251)	-0.00315** (0.00148)	-0.000294** (0.000132)
$LR$	-0.00962 (0.00615)	-8.12e-05 (8.93e-05)	-7.58e-05 (8.02e-05)	-1.25e-05 (1.12e-05)	-0.000118* (6.44e-05)
$FD_j$	0.00412*** (0.000546)	-0.000134* (7.24e-05)	-0.000122* (6.77e-05)	-0.000114 (8.72e-05)	-0.000135 (0.000341)
$IR \times FD_j$	0.00216*** (0.000340)	-0.00415*** (0.00135)	-0.00383*** (0.00104)	-5.70e-06 (1.62e-05)	0.000124 (0.000568)
$LR \times FD_j$	0.00739*** (0.000522)	-0.000391 (0.000336)	-0.000350 (0.000327)	-5.81e-05 (0.000192)	4.35e-06 (1.32e-05)
$FD_3$			0.00347*** (0.000612)	0.00619*** (0.00163)	7.61e-05** (3.38e-05)
$FD_4$				-5.82e-05** (2.71e-05)	-0.000415*** (9.08e-05)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
$AR(1)$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$AR(2)$	0.619	0.572	0.571	0.605	0.710
$Hansen\ Test$	0.291	0.380	0.328	0.419	0.176

注: (1)括号内为稳健标准误, \*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著; (2) $AR(1)$ 和 $AR(2)$ 检验分别列出了模型残差项一阶差分的一阶和二阶自相关检验的P值,  $Hansen$ 检验列出了工具变量过度识别的P值; (3)限于篇幅, 省略了联合显著性水平检验结果(备案)。下同。

表 2 金融发展影响货币政策信贷渠道的实证结果

变量	(1) $j=3$	(2) $j=4$	(3) $j=4$	(4) $j=1$	(5) $j=2$
$MP$	0.0491*** (0.00372)	0.0143*** (0.00278)	0.0128*** (0.00259)	0.0471*** (0.0106)	0.0118*** (0.00219)
$FD_j$	-0.0282*** (0.00319)	0.0166*** (0.00271)	0.0153*** (0.00248)	0.218*** (0.0127)	0.276*** (0.0369)
$MP \times FD_j$	0.0125 (0.00971)	-0.0139*** (0.00263)	-0.0121*** (0.00254)	0.0161*** (0.00353)	0.0268 (0.0307)
$FD_3$			-0.0206** (0.00952)	-0.00389** (0.00183)	-0.00142*** (0.000266)
$FD_4$				0.00461*** (0.00116)	0.00271** (0.00128)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
$AR(1)$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$AR(2)$	0.461	0.539	0.527	0.596	0.648
$Hansen\ Test$	0.682	0.470	0.491	0.511	0.427

## (三)关于假说3的经验证据

1. 研究设计。根据假说3的理论逻辑,如果实体经济具有系统性的结构异质性特征,那么货币政策冲击会通过利率渠道和信贷渠道产生金融资源的结构性非均衡配置,而金融发展的两种效应则会分别通过不同的传导渠道强化这一结果。对于我国来说,转型时期实体经济的异质性特征主要体现在规模异质性方面,其能够直观地体现企业的抵押能力差异。因而,此处我们通过式(28)至式(31)中添加虚拟变量交互项的方式来检验上述判断。

2. 实证结果。根据表3和表4可以得到以下结论。第一,以 $FD_3$ 为代表的传统金融市场的完善发展更显著地影响了利率渠道对中小企业的作用,但对于信贷渠道的影响却不显著,这与假说3的判断保持一致。表3和表4中的结果显示,当 $j=3$ 时,交互项 $D_1 \times IR \times FD_j$ 与 $D_1 \times LR \times FD_j$ 的系数分别在1%的水平上显著, $D_1 \times MP \times FD_j$ 的系数却并不显著(当企业为小型企业时, $D_1=1$ ;否则为0)。这意味着传统金融市场的完善发展确实在整体上提高了中小企业对利率的敏感性,从而在企业存在规模异质性的条件下,增强了货币政策利率渠道的效果。上述结果表明,虽然传统金融市场的完善发展可以优化利率定价过程从而提高中小企业的利率敏感度,但其在金融资源结构优化配置方面的作用仍相对有限。由此可见,从构建价格型货币政策调控体系以提高资源的优化配置、促进经济供给侧结构改革的角度来看,仅进行金融市场化改革是不够的。实际上,如果不同时辅之以实体经济的市场化改革,那么就货币政策传导而言,单独的金融市场化改革不仅不会优化金融资源的配置,而且会强化货币政策冲击所产生的金融资源配置非均衡结果。

表3 企业规模异质性与货币政策利率渠道

变量	(1) $j=3$	(2) $j=4$	(3) $j=4$	(4) $j=1$	(5) $j=2$
$IR$	-0.00726*** (0.00128)	-0.00591** (0.00286)	-0.00542** (0.00251)	-0.0918*** (0.00712)	-0.00157* (0.000862)
$LR$	-0.00439*** (0.000681)	-0.00336** (0.00151)	-0.00382** (0.00185)	-0.00216* (0.000117)	-0.0874*** (0.00683)
$FD_j$	0.00515*** (0.00116)	-0.00372*** (0.00103)	-0.00326*** (0.000924)	-4.81e-05*** (1.35e-05)	-6.19e-05*** (1.72e-05)
$IR \times FD_j$	0.00192*** (0.000284)	-0.00486*** (0.000619)	-0.00391*** (0.000728)	-6.28e-06 (1.71e-05)	-7.13e-05 (0.000158)
$LR \times FD_j$	0.00371*** (0.00104)	-0.00927*** (0.00248)	-0.00870*** (0.00215)	-4.29e-05 (5.26e-05)	-5.10e-05 (0.000271)
$D_1 \times IR \times FD_j$	0.00131*** (0.000337)	-0.00426 (0.00310)	-0.00391 (0.00286)	-0.000418 (0.000463)	-0.000438 (0.000519)
$D_1 \times LR \times FD_j$	0.00392*** (0.00104)	-0.00510 (0.00349)	-0.00472 (0.00303)	-0.000271 (0.00328)	-0.00129 (0.00210)
$FD_3$			0.00406*** (0.00103)	0.000261** (0.000127)	0.000320*** (0.0000872)
$FD_4$				-0.00391*** (0.00105)	-0.00338*** (0.00101)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制

第二,以 $FD_4$ 为代表的金融技术创新相对较弱地影响了利率渠道对中小企业的作用,而对于信贷渠道对中小企业的作用同样无显著影响,这部分支持了假说3的判断。表3和表4中的结果显示,当 $j=4$ 时,交互项 $D_1 \times IR \times FD_j$ 与 $D_1 \times LR \times FD_j$ 的系数仅在1%的水平上联合显著, $D_1 \times MP \times FD_j$ 的系数则不显著。并且,即便在相关模型中控制了 $FD_3$ 的影响后,上述实证结果仍基本保持不变。上述结果说明,相较于传统金融,数字金融在边际上对于中小企业融资约束的作用没有像理论预期那样强烈,这可能与当前我国中小企业的主要融资来源仍为银行,而数字金融的普惠性金融功能尚不能完全发挥等现实相关。

第三,金融发展规模效应II主要影响了信贷渠道而非利率渠道对中小企业的作用,这进一步支持了假说3的判断。首先,由表3中的结果可知,无论 $j=1$ 还是 $j=2$ , $D_1 \times IR \times FD_j$ 与 $D_1 \times LR \times FD_j$ 的系数均不显著。这一结果说明金融发展规模效应II不会通过利率渠道而对不同类型的企业的投资决策产生显著差异性的影响,这与企业投资取决于成本收益边际最优决策,但金



融发展规模效应 II 对资金价格体系完善助益不大的逻辑相一致。其次,由表 4 中的结果可知,无论  $j=1$  还是  $j=2$ ,  $D_1 \times MP \times FD_j$  的系数均显著为正。这说明对于不同类型的企业来说,金融发展规模效应 II 会对它们的融资约束产生系统性的差异影响,中小企业因金融规模效应 II 所遭受的外部融资约束会显著大于大型企业,从而导致金融体系中的信贷资金也更多地流向具有高抵押能力的企业。

表 4 企业规模异质性与货币政策信贷渠道

变量	(1) $j=3$	(2) $j=4$	(3) $j=4$	(4) $j=1$	(5) $j=2$
$MP$	0.0152*** (0.00189)	0.0210*** (0.00247)	0.0245*** (0.00318)	0.0129*** (0.00351)	0.00938** (0.00436)
$FD_j$	-0.0318** (0.0142)	0.0193*** (0.00217)	0.0168*** (0.00269)	0.172*** (0.0359)	0.228*** (0.0451)
$MP \times FD_j$	0.0726*** (0.00291)	-0.0117*** (0.00135)	-0.0102*** (0.00148)	0.0129*** (0.00276)	0.0313*** (0.00488)
$D_1 \times MP \times FD_j$	-0.000127 (0.000306)	0.00159 (0.00238)	0.00117 (0.00185)	0.00166*** (0.000451)	0.000831** (0.000405)
$FD_3$			0.0286*** (0.00714)	-0.00822*** (0.00139)	-0.00673** (0.00310)
$FD_4$				0.0268*** (0.00714)	0.0127*** (0.00311)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制

#### 四、结论与政策启示

基于我国的金融发展并非仅衍生自金融摩擦,且还内生于计划向市场的制度变迁过程的双重性效应事实,本文首先构建了一个解释金融发展影响货币政策传导的动态一般均衡模型,并提出了三个非竞争性假说,接着利用宏观与微观相结合的样本数据,对三个假说进行了实证检验。研究发现:第一,金融发展整体上提高了货币政策的效果,虽然这是金融发展规模效应和市场化效应共同作用的结果,但是市场化效应起主要作用,而且市场化效应的作用随着金融发展水平的提高而越发重要。第二,金融发展的两种效应对于货币政策的不同传导渠道有着不同的影响,市场化效应主要强化了利率渠道,而规模效应 II 则强化了信贷渠道。此外,文中所构建的市场化效应和规模效应的不同指标也显示出了两者对于各传导渠道的不同影响效果。第三,金融发展对货币政策的影响还与实体经济系统异质性有关,而且这种异质性强化了金融发展的两种效应对各传导渠道的敏感性,并导致货币政策作用效果的非均衡性。根据上述研究结论,本文提出如下政策启示。

第一,通过调控方式创新和市场化改革的有机耦合,实现货币政策传导效率的提高。货币政策调控效果的提高是实现经济高质量发展和对冲各种内外复杂冲击的重要途径,但货币政策的调控需要经过金融体系这一“中介介质”的传导,因此货币政策的调控优化应当采取系统论的观点,将调控工具和调控方式创新的短期优化过程与进一步推进金融体系市场化改革的长期举措有机结合。

第二,将货币政策调控工具的创新与调控渠道的优化选择内生于金融发展的具体阶段。政策工具的有效性取决于政策工具类型是否与传导渠道类型相耦合,价格型和数量型的传导渠道所要求的政策工具必须有所不同。根据本文的研究,价格型传导渠道和数量型传导渠道的相对有效性与金融发展所处的阶段密切相关。因此,应当坚持“金融发展阶段—价格型和数量型传导渠道相对有效性—货币政策调控工具创新和组合”的逻辑链条,具体分析金融发展所处的阶段,并结合内外冲击的特征,通过创新货币政策调控工具和有效组合各种政策工具,以有效应对新形势下的各种经济冲击。

第三, 货币政策调控传导机制的优化完善, 还需结合实体经济市场化改革的协同推进。货币政策调控传导机制的优化与完善, 必须依赖于金融和实体经济市场化改革的协同推进。这就要求通过贯彻党的二十大报告提出的构建高水平社会主义市场经济体制的战略方针, 提高金融发展的市场化效应和弱化因规模异质性导致的金融资源配置非均衡问题, 内生性地诱致货币政策利率传导渠道的完善和重构。

#### 参考文献:

- [1]陈雨露. 金融发展中的政府与市场关系[J]. 经济研究, 2014, (1): 16-19.
- [2]董华平, 干杏娣. 我国货币政策银行贷款渠道传导效率研究——基于银行业结构的古诺模型[J]. 金融研究, 2015, (10): 48-63.
- [3]方意, 陈敏. 经济波动、银行风险承担与中国金融周期[J]. 世界经济, 2019, (2): 3-25.
- [4]冯科, 何理. 我国银行上市融资、信贷扩张对货币政策传导机制的影响[J]. 经济研究, 2011, (S2): 51-62.
- [5]高蓓, 陈晓东, 李成. 银行产权异质性、影子银行与货币政策有效性[J]. 经济研究, 2020, (4): 53-69.
- [6]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, (12): 68-82.
- [7]郭豫媚, 戴贻, 彭俞超. 中国货币政策利率传导效率研究: 2008-2017[J]. 金融研究, 2018, (12): 37-54.
- [8]刘伟. 经济发展的特殊性与货币政策的有效性[J]. 经济研究, 2011, (10): 20-21.
- [9]姚余栋, 李宏瑾. 中国货币政策传导信贷渠道的经验研究: 总量融资结构的新证据[J]. 世界经济, 2013, (3): 3-32.
- [10]张杰. 中国金融改革的“市场化悖论”——基于海南案例的分析[J]. 金融研究, 2007, (8): 64-75.
- [11]Aysun U, Brady R, Honig A. Financial frictions and the strength of monetary transmission[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013, 32: 1097-1119.
- [12]Bean C, Larsen J D J, Nikolov K. Financial frictions and the monetary transmission mechanism: Theory, evidence and policy implications[R]. Working Paper Series 113, 2002.
- [13]Bernanke B S. Nonmonetary effects of the financial crisis in propagation of the great depression[J]. *American Economic Review*, 1983, 73(3): 257-276.
- [14]Bernanke B S, Blinder A S. Credit, money, and aggregate demand[J]. *American Economic Review*, 1988, 78(2): 435-439.
- [15]Bernanke B S, Gertler M. Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 27-48.
- [16]Chen K J, Ren J, Zha T. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(12): 3891-3936.
- [17]Levine R. Financial development and economic growth: Views and agenda[J]. *Journal of Economic Literature*, 1997, 35(2): 688-726.
- [18]Ma Y, Lin X K. Financial development and the effectiveness of monetary policy[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2016, 68: 1-11.
- [19]Rotemberg J J. Sticky prices in the United States[J]. *Journal of Political Economy*, 1982, 90(6): 1187-1211.
- [20]Sakai H. Did financing constraints cause investment stagnation in Japan after the 1990s?[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64: 101673.
- [21]Ülke V, Berument H. Effectiveness of monetary policy under different levels of capital flows for an emerging economy: Turkey[J]. *Applied Economics Letters*, 2015, 22(6): 441-445.



# The Dual Effects of Financial Development and Monetary Policy Transmission

Zhan Minghua<sup>1,2</sup>, Li Shuai<sup>1,2</sup>, Wu Zhouheng<sup>1,3</sup>

(1. School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China; 2. Key Research Base of Humanities and Social Sciences in Guangzhou, Institute of Fortune Management Research, Guangzhou 510006, China; 3. Key Research Base of Humanities and Social Sciences in Guangdong Province, Institute of Financial Openness and Asset Management, Guangzhou 510006, China)

**Summary:** It is an important strategic task for China at this stage to complete the interest rate transmission mechanism of monetary policy and enhance macroeconomic regulation to promote high-quality economic development. Theoretically, the financial structure and the related financial friction degree are fundamental elements of financial development, and also an important “intermediary” of monetary policy transmission. As the Chinese financial development initiated from a planned-economy institution, financial development is not only induced by the need to reduce financial frictions, but also subject to the non-market force of expansion caused by original institutional features. The two incentive structures determine the dual effects of financial development in the Chinese transitional period: One is the marketization effect that improves financial functions; the other is the scale effect that expands the size of financial market without enhancing financial functions. Hence, this paper aims to study the impact of the dual effects of financial development on the transmission mechanism and effect of monetary policy.

This paper proposes a new perspective on the dual effects of Chinese financial development in the transitional period, and accordingly expands the traditional financial development indicator by adding new features of Chinese digital finance development. By constructing a theoretical model, this paper attempts to open the “black box” of the impact mechanism of the duality of financial development on the differentiation of monetary policy, puts forward three non-competitive propositions, and conducts an empirical test on them. The result shows that: First, financial development enhances the monetary policy effect mainly through the marketization effect of financial development. Second, from the perspective of transmission mechanism, the marketization effect of financial development consolidates the interest rate channel and weakens the credit channel, while the scale effect is opposite. Third, under the condition of the systematic heterogeneity of firm mortgage capacity, the marketization and scale effects of financial development will also produce the disequilibrium effect of financial resource allocation through interest rate channels and credit channels respectively. Fourth, the relative role of different transmission channels of monetary policy is endogenous in the stage, structure and function of financial development, and this relative role will be amplified by the systematic heterogeneity of the real economy.

This paper draws policy implications on how to improve the mechanism of monetary policy transmission in the new era and enhance the ability of monetary policy regulation while preventing new resource allocation distortion caused by policy shocks.

**Key words:** dual effects of financial development; financial frictions; interest rate and credit channels; systematic heterogeneity of the real economy

(责任编辑 景 行)