

结构性货币政策可以缓解金融 资源错配吗？*

张菡洺 代 伟

【摘 要】 本文构建了信贷分配模型，从理论上探究货币政策对金融资源错配的影响，并使用 2013—2021 年的货币政策数据和 A 股上市企业数据进行了实证检验。研究发现，传统货币政策会加剧金融资源错配，而结构性货币政策能够弥补传统货币政策的不足，缓解金融资源错配。结构性货币政策可以引导资金从低效率企业流向高效率企业、从国有企业流向非国有企业、从大型企业流向中小型企业，进而提高金融资源配置效率。而且，价格型结构性货币政策在金融资源错配程度越高时缓解效应越强，数量型结构性货币政策则相反。中央银行应谨慎使用传统货币政策，避免加剧金融资源错配，并根据金融资源错配程度的不同，相机使用不同的结构性货币政策，以提高金融资源配置效率。

【关键词】 金融资源错配 结构性货币政策 金融资源配置效率

【作者简介】 张菡洺，经济学博士，中国社会科学院大学商学院执行院长、教授、博士生导师，中国社会科学院大学中国资本市场研究中心主任；代伟，中国社会科学院大学应用经济学院 2021 级博士研究生。

【中图分类号】 F822.0 **【文献标识码】** A

【文章编号】 2097 - 1125 (2024) 02 - 0064 - 24

一、引言及文献回顾

转型经济体普遍实行人工压低实际利率、政府干预信贷配置的金融抑制

* 本文系中国社会科学院大学校级科研专项重大项目“数字经济：工商管理学科数字经济人才培养基地”（校 20220103）、河南省重点研发与推广专项（软科学）一般项目“河南省科技贷实施效果与优化路径研究”（232400410312）的阶段性成果。

政策，^①即通过干预信贷资金配置来支持特定部门和特定产业的发展，扩大经济规模，然而这种干预会阻碍资金及其他生产要素流向效率更高的部门，扭曲经济结构，造成效率损失。^②资源的最优配置是经济体在有限的资源条件下获得最大产出时的配置，金融资源配置偏离最优配置状态即产生了金融资源错配。^③金融资源错配在微观层面上会影响企业绩效和创新模式的选择以及企业投资和转型升级；^④在宏观层面上会导致全要素生产率的降低，对经济增长产生抑制作用。^⑤无疑，深入研究如何缓解金融资源错配具有重要意义。

部分文献研究了货币政策对金融资源错配的影响，但没有得出一致的结论。一些学者认为货币政策会加剧金融资源错配，如马草原等发现货币政策调控存在国有经济渠道依赖，导致“投资结构效应”，从而削弱了货币政策的“总量效应”，最终影响货币政策的有效性，并且，在宽松货币政策下，金融资源错配效应更容易被放大。^⑥另一些研究得出了不同的结论，如González等发现货币扩张使高生产率企业的金融投资增加，挤出低生产率企业的金融投资，从而缓解了金融资源错配。^⑦还有部分文献对结构性货币政策的实施效果进行了研究。例如，马理等认为定向降准能够收窄不同经济部门的信贷利差，具有“调结构”的功能，但其政策效果受到贷款利率需求弹性、管理成本等多种因素的影响。^⑧彭俞超等发现结构性货币政策在支持

① 参见 Ronald I. McKinnon, *Money and Capital in Economic Development*, Washington, D. C. : The Brookings Institution, 1973; Edward Stone Shaw, *Financial Deepening in Economic Development*, New York: Oxford University Press, 1973。

② 参见黄益平、王勋：《读懂中国金融：金融改革的经济学分析》，人民日报出版社2021年版，第94页。

③ 参见 Chang-Tai Hsieh and Peter J. Klenow, Misallocation and Manufacturing TFP in China and India, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124 (4), 2009, pp. 1403 - 1448。

④ 参见林东杰、崔小勇、龚六堂：《金融摩擦异质性、资源错配与全要素生产率损失》，《经济研究》2022年第1期，第89~106页；于泽、陆怡舟、王闻达：《货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束》，《管理世界》2015年第9期，第52~64页。

⑤ 参见鲁晓东：《金融资源错配阻碍了中国的经济增长吗》，《金融研究》2008年第4期，第55~68页。

⑥ 参见马草原、李成：《国有经济效率、增长目标硬约束与货币政策超调》，《经济研究》2013年第7期，第76~89页。

⑦ 参见 Beatriz González, Galo Nuño and Dominik Thaler et al., Firm Heterogeneity, Capital Misallocation and Optimal Monetary Policy, *Banco de Espana Working Paper*, No. 2145, 2022。

⑧ 参见马理、娄田田、牛慕鸿：《定向降准与商业银行行为选择》，《金融研究》2015年第9期，第82~95页。

创新型企业发展的同时，抑制了落后产能，有利于新常态下经济结构的转型。^① 欧阳志刚等认为结构性货币政策能够实现信贷资金的定向调控，但不同的结构性货币政策工具的政策效应不同，应根据其特征差异进行选择操作。^② 总的来看，既有文献存在两方面的不足：一是关于货币政策是否具有金融资源错配的缓解效应仍未得出一致的结论；二是没有深入研究结构性货币政策是否有助于缓解金融资源错配。鉴于此，本文主要检验传统货币政策对金融资源错配的缓解效应，以及结构性货币政策对金融资源错配的缓解效应与影响机制。

本文主要做了以下工作：一是将信贷分配引入不完全信息隐藏行动分析框架，构建了信贷分配模型，探讨货币政策对金融资源错配的影响；二是使用2013—2021年的货币政策数据和A股上市企业数据，实证分析了传统货币政策和结构性货币政策对金融资源错配的影响，并进行了内生性检验和稳健性检验；三是从体制歧视、规模偏好的视角，探究了结构性货币政策对金融资源错配的缓解效应；四是进行异质性分析，研究了在存在生产率异质性和金融资源错配程度异质性的情形下，结构性货币政策对金融资源错配的不同影响；五是基于研究结论提出政策建议。

本文可能的贡献有三。一是丰富了金融资源错配的相关研究。本文将结构性货币政策与金融资源错配联系起来，研究了结构性货币政策对金融资源错配的缓解效应。二是提供了新的研究框架。本文将信贷分配引入不完全信息隐藏行动分析框架，揭示了中央银行和商业银行之间的委托—代理关系，为后续相关研究提供了新的研究框架。三是具有明确的政策含义。本文研究发现结构性货币政策对金融资源错配具有缓解效应，而且价格型结构性货币政策和数量型结构性货币政策的缓解效应存在异质性，这对缓解企业面临的金融资源错配以及提高金融资源配置效率具有一定的政策启示。

二、理论分析与研究假设

本文参考 Freixas 等的不完全信息隐藏行动分析框架，^③ 将信贷分配引入其中并构建了信贷分配模型，属于不完全信息隐藏行动分析框架在信贷分配

① 参见彭俞超、方意：《结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定》，《经济研究》2016年第7期，第29~42页。

② 参见欧阳志刚、薛龙：《新常态下多种货币政策工具对特征企业的定向调节效应》，《管理世界》2017年第2期，第53~66页。

③ 参见 Xavier Freixas and Jean-Jacques Laffont, *Optimal Banking Contracts*, in Paul Champsaur, ed., *Essays in Honor of Edmond Malinvaud: Vol. 2: Macroeconomics*, Cambridge, Mass. and London: MIT Press, 1990, pp. 33–61。

决策问题上的应用。

(一) 模型设定

1. 经济环境

假定经济体由中央银行、商业银行和企业部门构成。经济体面临一个仁慈的中央政府，实施结构性货币政策的主要目的是最大化金融资源配置效率 δ_n 。商业银行追求利润最大化。在经济体中有两类企业部门：一类是结构性货币政策支持的企业部门 F_i （以下简称定向企业部门），共有 I 家，如民营企业等；另一类不是结构性货币政策支持的企业部门 F_j （以下简称非定向企业部门），共有 J 家，如国有企业等。令 $I > J$ ， ω 为定向企业部门在企业部门中的比例，即 $\omega \stackrel{\text{def}}{=} \frac{I}{I+J} \in (\frac{1}{2}, 1)$ ；两类企业部门的全要素生产率为 $e \in \{e_i, e_j\}$ ，有 $e_i > e_j$ ，令 γ 为高生产率企业的比例，生产率在两类企业部门之间均匀分布。

2. 金融资源错配

参考 Hsieh 等的研究，^① 本文从贷款数量和贷款利率两个角度定义金融资源错配，分别称为贷款比例法和信贷成本法。

(1) 贷款比例法。金融资源错配 η_n 是金融资源配置效率 δ_n 的损失，即 $\eta_n = 1 - \delta_n$ ，其中，金融资源配置效率是高生产率企业获得信贷的比例，假定定向企业部门获得信贷的比例为 $\pi_{nb} = \frac{\sum_{i=1}^I L_i}{\sum_{i=1}^I L_i + \sum_{j=1}^J L_j}$ ， L_i 为定向企业部门贷款数量， L_j 为非定向企业部门贷款数量，则金融资源配置效率 δ_n 可以表示为：

$$\delta_n = \gamma\omega(1 - \pi_{nb}) + \gamma\pi_{nb}(1 - \omega) \quad (1)$$

金融资源错配 η_n 可以表示为：

$$\eta_n = 1 - \gamma\omega(1 - \pi_{nb}) - \gamma\pi_{nb}(1 - \omega) \quad (2)$$

(2) 信贷成本法。本文使用企业部门承担的信贷成本 r_i 与平均信贷成本 \bar{R} 的差值来定义金融资源错配。金融资源错配可以写为：

$$\eta_n = \left| \frac{r_i - \bar{R}}{\bar{R}} \right| = \left| \frac{r_i}{\bar{R}} - 1 \right| \quad (3)$$

(二) 商业银行行为

商业银行从企业部门吸收存款 D ，将存款的一部分作为存款准备金存

^① 参见 Chang-Tai Hsieh and Peter J. Klenow, Misallocation and Manufacturing TFP in China and India, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124 (4), 2009, pp. 1403 - 1448。

入中央银行，法定存款准备金率为 α ，存款准备金利率为 $r_a = 0$ ；将存款的另一部分用于向两类企业部门发放贷款。商业银行利润最大化问题可表示为：

$$\begin{aligned} \max_{\{L_i, L_j\}} \pi = & \left(\sum_{i=1}^I L_i r_i + \sum_{j=1}^J L_j r_j \right) + r_a \left(D - \sum_{i=1}^I L_i - \sum_{j=1}^J L_j \right) \\ & - \bar{r} \left(\sum_{i=1}^I L_i + \sum_{j=1}^J L_j \right) - \left[\sum_{i=1}^I L_i c_i(L_i) + \sum_{j=1}^J L_j c_j(L_j) \right] \end{aligned} \quad (4)$$

其中， L_i 、 L_j 的设定同前文， r_i 为定向企业部门贷款利率， r_j 为非定向企业部门贷款利率， r_a 为存款准备金或超额存款准备金利率， \bar{r} 为银行间市场利率（存款利率）， D 为存款总额， $c_i(\cdot)$ 为向定向企业部门 i 的单位信贷管理成本， $c_j(\cdot)$ 为向非定向企业部门 j 的单位信贷管理成本。右边第一项为商业银行的贷款总收益，第二项为存款准备金收益，第三项为贷款资金成本，第四项为信贷管理成本。

商业银行资金约束条件为：

$$L \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{i=1}^I L_i + \sum_{j=1}^J L_j = (1 - \alpha) D \quad (5)$$

构建拉格朗日函数求解最优化问题，一阶条件为：

$$r_i - c_i(L_i) = r_j - c_j(L_j) \quad (6)$$

即两类企业部门的贷款利率与单位信贷管理成本之差相等。信贷管理成本可以理解为广义上的贷款成本，既包括银行在发放贷款过程中的人工、征信、运营等管理成本，也包括由坏账风险造成的成本以及占用银行资本金带来的成本。通常，非定向企业部门多为大型企业、国有企业、有充足抵押品的企业，征信系统健全，贷款管理成本相对较小；而定向企业部门多为中小型企业、民营企业、抵押品匮乏的企业，征信系统不健全，银行向其发放一单位贷款需付出的管理成本相对较高，^① 即：

$$c_i(\cdot) \geq c_j(\cdot) \quad (7)$$

故而

$$r_i \geq r_j \quad (8)$$

由公式（3）可知

① 参见王卫星、赵刚：《“长三角”中小企业融资困境及其破解路径》，《管理世界》2012年第12期，第175~176页；吕劲松：《关于中小企业融资难、融资贵问题的思考》，《金融研究》2015年第11期，第115~123页。

$$\eta_i \geq \eta_j \quad (9)$$

即在银行利润最大化条件下，定向企业部门面临的金融资源错配大于等于非定向企业部门面临的金融资源错配。

假设中央银行通过降低银行间市场利率 \bar{r} 和法定存款准备金率 α 来实施宽松的传统货币政策，由于 \bar{r} 和 α 并未进入商业银行的均衡条件，故而宽松的传统货币政策对金融资源错配没有影响。

由于国有企业承担稳定就业、服务国计民生的重要职能，故而政府通常会为其提供担保和信用背书；而民营企业由于体量小、风险高，故而往往没有政府担保。同时，大型企业具有充足的抵押品而中小企业通常抵押品不足。因此，商业银行普遍存在体制歧视和规模偏好，会通过设置区别利率和信贷配给将金融资源配置到国有企业和大型企业，从而导致定向企业部门可以获得的资金减少。

为了看清楚这一点，在公式（2）中求 π_{nb} 的偏导数，可得：

$$\frac{\partial \eta_n}{\partial \pi_{nb}} = \gamma\omega - \gamma(1 - \omega) = \gamma(2\omega - 1) < 0 \quad (10)$$

由于 $\omega \in (\frac{1}{2}, 1)$ ，故而 $\frac{\partial \eta_n}{\partial \pi_{nb}} < 0$ ，即定向企业部门贷款比例越高，金融资源错配程度越低，所以，宽松的传统货币政策会加剧金融资源错配。

假设 1：宽松的传统货币政策加剧金融资源错配。

（三）中央银行行为

假设经济体面临一个仁慈的中央银行，实施结构性货币政策的主要目的是最大化金融资源配置效率 δ_n ，但中央银行无法观测商业银行是否将金融资源分配给高生产率企业。假设商业银行的行为有两种，将行为 a 定义为将资金分配到非定向企业部门，将行为 b 定义为将资金分配到定向企业部门，商业银行的行为会影响信贷资金分配效率， π_{nb} 表示信贷资金分配到定向企业部门的比例。具体贷款流向不可观测，中央银行只能观测到商业银行每日上报的具体贷款头寸。为了提高金融资源配置效率 δ_n ，需要通过机制设计，引导定向降准释放的资金进入高生产率企业。

假设商业银行选择了行为 b ，其激励函数 s_n 是线性的，有：

$$s_n = \phi a_n + \beta \bar{r} + \varepsilon_s \quad (11)$$

$$\frac{\partial s_n}{\partial a_n} \leq 0, \frac{\partial s_n}{\partial \bar{r}} \leq 0$$

其中， a_n 是商业银行 n 面临的存款准备金率， \bar{r} 为银行间市场利率， ϕ 、 β 为系数。

当商业银行选择行为 b 时，中央银行的期望效用为：

$$\sum_{n=1}^N [u_{cb}(\delta_n) - s_n] \pi_{nb} \quad (12)$$

其中， u_{cb} 为中央银行的效用， π_{nb} 为信贷资金分配到定向企业部门的比例。

如果商业银行选择行为 b ，需要满足约束条件：

$$\sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{nb} - \sum_{n=1}^N c_{nb} \geq \bar{u}, \pi'_n(s_n) > 0 \quad (13)$$

其中， c_{nb} 为商业银行选择行为 b 时的新增成本， \bar{u} 为商业银行的保留利润。左边第一项为中央银行的激励带来的利润、第二项为新增加的成本，右边是商业银行的保留利润，如开展自营业务、银行间市场及其他中间业务所获利润。参与约束意味着如果让商业银行选择行为 b ，中央银行的激励带来的收入与新增加的成本之差就要大于等于商业银行的保留利润。

激励相容条件为：

$$\sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{nb} - \sum_{n=1}^N c_{nb} \geq \sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{na} - \sum_{n=1}^N c_{na} \quad (14)$$

左边第一项是在中央银行的激励下行为 b 带来的利润、第二项为商业银行 n 选择行为 b 时新增加的成本 c_{nb} ，右边第一项是在中央银行的激励下行为 a 带来的利润、第二项是商业银行 n 选择行为 a 时新增加的成本 c_{na} ，激励相容条件表示中央银行在追求自身效用最大化时提供的激励对商业银行而言也是最优的。

接下来考虑最优激励方案。假设商业银行只有 a 、 b 两种行为，令 $V(b)$ 表示中央银行引导商业银行选择行为 b 时中央银行的效用，中央银行面临的问题如下：

$$V(b) = \max_{\{s_n\}} \sum_{n=1}^N [u_{cb}(\delta_n) - s_n] \pi_{nb} \quad (15)$$

激励相容约束为：

$$\sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{nb} - \sum_{n=1}^N c_{nb} \geq \sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{na} - \sum_{n=1}^N c_{na} \quad (IC)$$

构建拉格朗日函数：

$$\begin{aligned} L = & \sum_{n=1}^N [u_{cb}(\delta_n) - s_n] \pi_{nb} - \lambda \left[\sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{nb} - \sum_{n=1}^N c_{nb} - \bar{u} \right] \\ & - \mu \left[\sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{nb} - \sum_{n=1}^N c_{nb} - \sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{na} + \sum_{n=1}^N c_{na} \right] \end{aligned} \quad (16)$$

使用库恩 - 塔克条件，一阶条件为：

$$\pi_{nb} = \lambda \pi_{nb} \pi'_n(s_n) + \mu [\pi_{nb} \pi'_n(s_n) - \pi_{na} \pi'_n(s_n)] \quad (17)$$

将上式两边同时除以 $\pi_{nb} \pi'_n(s_n)$ ，得到的激励方案满足：

$$\frac{1}{\pi'_n(s_n)} = \lambda + \mu \left(1 - \frac{\pi_{na}}{\pi_{nb}} \right) \quad (18)$$

由于保留利润约束是紧的，必然有 $\lambda > 0$ 。

同样，可以证明激励相容约束是紧的。假设激励相容约束不是紧的，那么 $\mu = 0$ ， $\lambda = \frac{1}{\pi'_n(s_n)}$ ，意味着商业银行的边际利润是一个常数，由此 $s_n = \bar{s}$ ，带入激励函数：

$$\sum_{n=1}^N \pi_n(\bar{s}) \pi_{nb} - \sum_{n=1}^N c_{nb} > \sum_{n=1}^N \pi_n(\bar{s}) \pi_{na} - \sum_{n=1}^N c_{na} \quad (19)$$

化简有：

$$\sum_{n=1}^N c_{na} > \sum_{n=1}^N c_{nb} \quad (20)$$

这与定向企业部门的信贷管理成本高于非定向企业部门的信贷管理成本相矛盾。

如果激励相容约束是紧的，那么最优激励方案取决于两类企业部门贷款的比值 $\frac{\pi_{nb}}{\pi_{na}}$ ，假设中央银行规定，定向降准的标准是某家商业银行对定向企业部门的贷款余额占全部贷款余额的比例不低于某一参数值，即：

$$\frac{\pi_{nb}}{\pi_{na} + \pi_{nb}} \geq \frac{h}{1 + h} \quad (21)$$

化简得：

$$h \leq \frac{\pi_{nb}}{\pi_{na}} \quad (22)$$

即需要降低非定向企业部门的贷款比例、提高定向企业部门的贷款比例。那么，最优激励方案要求信贷资源分配给定向企业部门获得的利润大于等于分配给非定向企业部门获得的利润，即：

$$\sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{nb} - \sum_{n=1}^N c_{nb} \geq \sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{na} - \sum_{n=1}^N c_{na} \quad (23)$$

由于

$$\sum_{n=1}^N c_{na} < \sum_{n=1}^N c_{nb} \quad (24)$$

因而

$$\sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{nb} > \sum_{n=1}^N \pi_n(s_n) \pi_{na} \quad (25)$$

即需要满足贷款给定向企业部门的激励大于贷款给非定向企业部门的激励。由公式(11)可知,当商业银行将金融资源分配给定向企业部门时,需要更优惠的利率和更低的准备金率,即实施定向降准和定向降息可以引导商业银行选择行为**b**,提高定向企业部门的信贷占比,缓解金融资源错配。

假设2:宽松的结构性货币政策对金融资源错配具有缓解效应。

三、实证研究设计

(一) 数据来源与样本选择

本文从CEIC数据库选取了2013年1月至2021年12月的货币政策数据,从CSMAR数据库选取了同期我国A股上市企业的财务数据作为研究样本,两类数据按季度进行匹配。参考于泽等的方法,^①本文对研究样本做了如下处理:(1)在现行会计准则下,金融企业与其他企业采用不同的会计准则,按照《上市公司行业分类指引》(2012年修订)行业分类标准,剔除金融企业样本;(2)剔除ST、PT和已经退市的企业样本;(3)剔除信贷数据缺失的企业样本;(4)剔除考察期间从国有企业变更为民营企业、从民营企业变更为国有企业的样本;(5)考虑到离群值对回归结果的扰动,对主要变量进行1%、99%的缩尾处理。经过上述处理后,共选取3809家上市企业作为研究对象,时间序列数据为36个(季度数据),为非平衡面板数据,共计86205个观测值。

(二) 模型与变量

当前行为会受到过去行为的影响,参考邓宏图等的方法,^②本文加入了被解释变量的滞后项,估计方程如下:

$$fm_{i,t} = \alpha + \beta_1 mp_t + x'_{i,t-1} \gamma + \rho_1 fm_{i,t-1} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (26)$$

其中, $fm_{i,t}$ 是企业*i*在*t*期的金融资源错配水平; mp_t 是*t*期的货币政策,包括传统货币政策和结构性货币政策; $x'_{i,t-1}$ 为滞后一期的控制变量向量,包括企业层面的控制变量和其他控制变量; α 、 β_1 、 γ 、 ρ_1 为待估计参数; λ_t 表示不随个体变化的时间特征, μ_i 表示不随时间变化的个体特征, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰

① 参见于泽、陆怡舟、王闻达:《货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束》,《管理世界》2015年第9期,第52~64页。

② 参见邓宏图、徐宝亮、邹洋:《中国工业化的经济逻辑:从重工业优先到比较优势战略》,《经济研究》2018年第11期,第17~31页。

动项。变量设定如下（具体描述见表1）。

1. 被解释变量为 fm ，即金融资源错配水平。参考王艳丽等的研究^①，本文使用资本成本偏离法来测度企业面临的金融资源错配水平。具体测算方程为：

$$fm_{i,t} = \left| \frac{\frac{I_{i,t}}{L_{i,t} - A_{i,t}} - \bar{R}_t}{\bar{R}_t} \right| \quad (27)$$

其中， $I_{i,t}$ 为企业 i 在 t 期的财务费用，代表资金成本，既包括利息支出，也包括为获得资金的其他支出； $L_{i,t}$ 为总负债； $A_{i,t}$ 为企业 i 在 t 期的应付账款； \bar{R}_t 为企业 i 所在行业在 t 期的平均利息。 $fm_{i,t}$ 数值越大，代表金融资源错配水平越高。

2. 解释变量包括：（1）M2 的增速（ $M2G$ ），参考殷兴山等的做法^②，本文使用广义货币 M2 的同比增长率（ $M2G$ ）作为数量型传统货币政策的代理变量；（2）银行间拆借利率的增速（ ibg ），使用银行间拆借利率 IB007（7 天，年利率）的变化率作为价格型传统货币政策的代理变量；（3）中期借贷便利（ mlf ），参考战明华的做法^③，本文使用中期借贷便利余额的虚拟变量（ mlf ）作为价格型结构性货币政策的代理变量，实施中期借贷便利的季度 mlf 取值为 1，否则取值为 0；（4）存款准备金率的优惠率（ $msrate$ ），使用中小型金融机构存款准备金率（ SDR ）相较大型金融机构存款准备金率（ DR ）的优惠率（ $msrate$ ）作为数量型结构性货币政策的代理变量。

3. 本文将控制变量分为两部分：一是影响企业信贷的企业特征变量；二是企业的规模、地域等其他控制变量。

企业特征变量包括：（1）全要素生产率（ tfp ），参考 Wooldridge 的方法^④，计算每个企业的全要素生产率，并设置虚拟变量，若企业 i 在 t 期的全要素生产率高于所在行业 t 期的平均全要素生产率，则 $tfp_{i,t}$ 取值为 1，否

① 参见王艳丽、类晓东、龙如银：《绿色信贷政策提高了企业的投资效率吗？——基于重污染企业金融资源配置的视角》，《中国人口·资源与环境》2021 年第 1 期，第 123 ~ 133 页。

② 参见殷兴山、易振华、项燕彪：《总量型和结构型货币政策工具的选择与搭配——基于结构性去杠杆视角下的分析》，《金融研究》2020 年第 6 期，第 60 ~ 77 页。

③ 参见战明华：《金融摩擦、货币政策银行信贷渠道与信贷资源的产业间错配》，《金融研究》2015 年第 5 期，第 1 ~ 17 页。

④ 参见 Jeffrey M. Wooldridge, On Estimating Firm-Level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables, *Economics Letters*, Vol. 104 (3), 2009, pp. 112 - 114.

则取值为0；(2)总资产净利润率(ROA)，参考方军雄的做法^①，本文选择总资产净利润率(ROA)作为企业经营能力的代理变量；(3)资产负债率(DebtAsRatio)，作为企业风险的代理变量；(4)现金比率(CashRatio)，作为企业资金流动性的代理变量。

其他控制变量包括：(1)省份(prvnc)，参考Rajan等的研究^②，不同金融发展程度的地区的企业获得信贷的能力和资金成本不同，本文选取省份的虚拟变量(prvnc)作为不同地区金融发展差异的代理变量；(2)企业所有权(SOE)，参考Allen等的研究^③，国有企业融资渠道通畅，而非国有企业面临严重的融资障碍，本文用企业实际控制人所有制的虚拟变量(SOE)对企业所有权加以控制；(3)营业总收入(Grorev)，根据刘畅等的研究^④，企业规模影响企业的信贷成本和信贷能力，本文参考国家统计局《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》，依据企业营业总收入规模将研究样本划分为大型企业、中型企业和小型企业三类。

表1 变量说明

变量名称	变量符号	变量类型	预期影响	变量含义
金融资源错配水平	<i>fm</i>	被解释变量		企业信贷成本对行业平均信贷成本的偏离程度
M2的增速	<i>M2G</i>	解释变量	+	货币和准货币(M2)的同比增长
银行间拆借利率的增速	<i>ibg</i>	解释变量	+	银行间拆借利率(1B007)的增速
中期借贷便利	<i>mlf</i>	解释变量	-	虚拟变量，实施中期借贷便利的季度 mlf 取值为1，否则取值为0
存款准备金率的优惠率	<i>msrate</i>	解释变量	-	$msrate = (DR - SDR) / DR$
全要素生产率	<i>tfp</i>	控制变量		虚拟变量，若企业 <i>i</i> 在 <i>t</i> 期的全要素生产率高于所在行业 <i>t</i> 期的平均全要素生产率，则 $tfp_{i,t}$ 取值为1，否则取值为0
总资产净利润率	<i>ROA</i>	控制变量		总资产净利润率(ROA)

① 参见方军雄：《所有制、制度环境与信贷资金配置》，《经济研究》2007年第12期，第82~92页。

② 参见Raghuram G. Rajan and Luigi Zingales, Financial Dependence and Growth, *The American Economic Review*, Vol. 88 (3), 1998, pp. 559 - 586。

③ 参见Franklin Allen, Jun Qian and Meijun Qian, Law, Finance and Economic Growth in China, *Journal of Financial Economics*, Vol. 77 (1), 2005, pp. 57 - 116。

④ 参见刘畅、刘冲、马光荣：《中小金融机构与中小企业贷款》，《经济研究》2017年第8期，第65~77页。

续表

变量名称	变量符号	变量类型	预期影响	变量含义
资产负债率	<i>DebtAsRatio</i>	控制变量		负债合计/资产总计
现金比率	<i>CashRatio</i>	控制变量		现金及现金等价物期末余额/流动负债
省份	<i>prvnc</i>	控制变量		虚拟变量
企业所有权	<i>SOE</i>	控制变量		虚拟变量，国有企业 $SOE = 1$ ，其他企业 $SOE = 0$
营业总收入	<i>Grorev</i>	控制变量		各项收入之和

（三）描述性统计

1. 不同货币政策的变化趋势。我国从 2008 年 8 月开始，对大型金融机构和中小型金融机构实行差额准备金率，2018 年 4 月进一步将中小型金融机构差额准备金率拆分为中型金融机构存款准备金率和小型金融机构存款准备金率，从图 1 来看，中小型金融机构存款准备金率呈持续下降的趋势。我国从 2014 年第三季度开始实施中期借贷便利政策，并且一直保持较大的实施力度。总体来看，我国的货币政策从数量型向价格型转变，从传统货币政策向传统货币政策与结构性货币政策相协调转变（见图 1）。

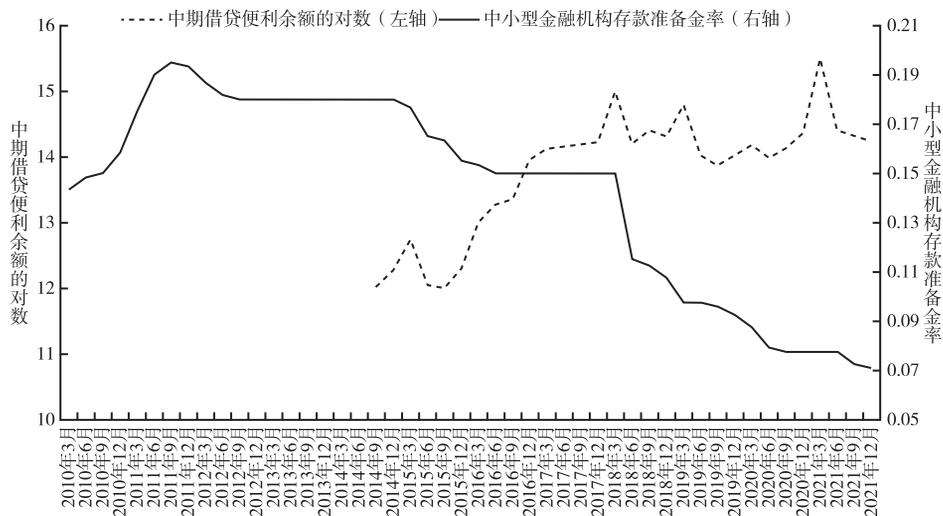


图 1 我国不同货币政策的变化趋势

资料来源：CEIC 数据库。

2. 金融资源错配水平的测度。图 2 描述了我国金融资源错配水平及变化趋势，2013 年以来，我国金融资源错配水平震荡下行，从 2013 年 3 月的 0.57 下降至 2021 年 12 月的 0.50。

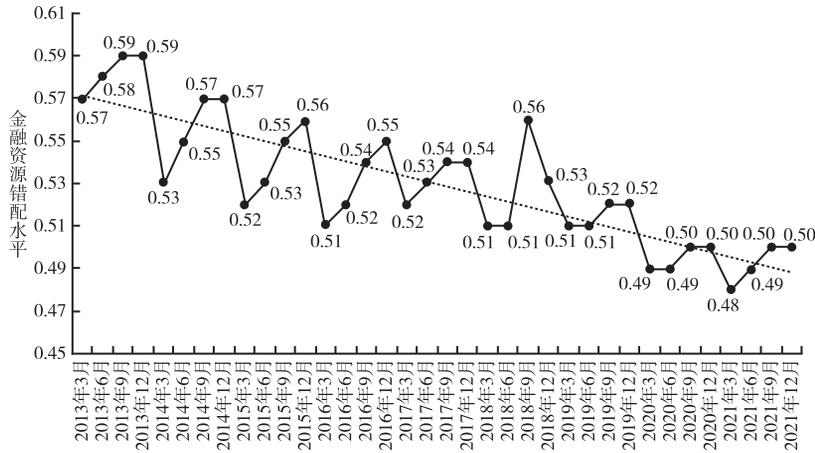


图2 我国金融资源错配水平及变化趋势

资料来源：CSMAR 数据库。

图3描述了样本期间我国各行业的金融资源错配水平，其中租赁业、装卸搬运和运输代理业、教育业、林业的金融资源错配水平较高，管道运输业、非金属矿采选业的金融资源错配水平较低。

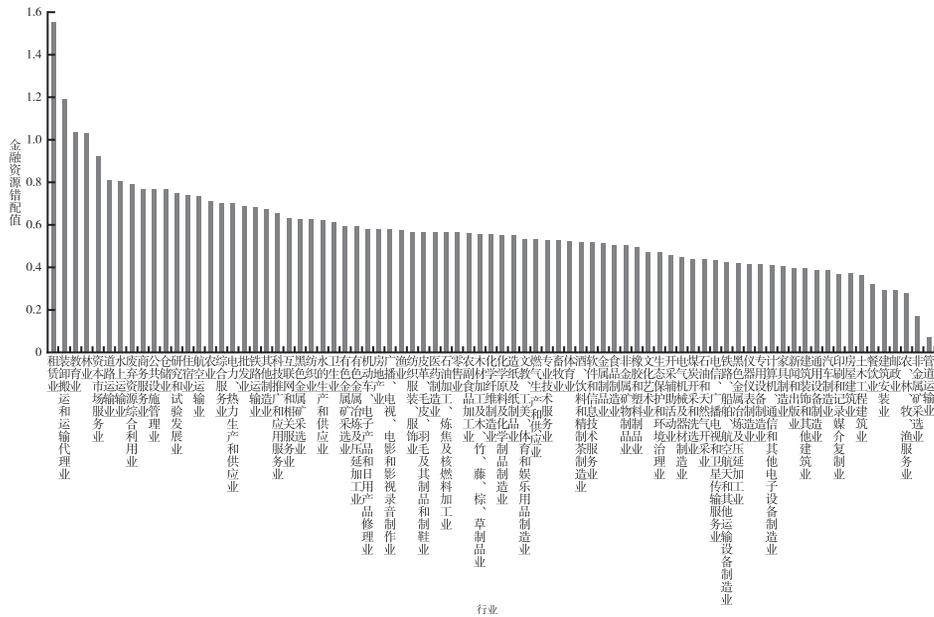


图3 我国各行业的金融资源错配水平

资料来源：CSMAR 数据库。

3. 企业特征的描述性统计。研究发现，企业普遍存在金融资源错配，金融资源错配水平 (fm) 的平均值为 0.51；全要素生产率 (tfp) 的平均值为 0.55；资产回报率 (ROA) 的平均值为 0.03；资产负债率 ($DebtAsRatio$) 的平均值为 0.43；现金比率 ($CashRatio$) 的平均值为 0.72；国有企业 (SOE) 占比的平均值为 34%；营业总收入 ($Grorev$) 的平均值为 69.91 亿元。

表 2 企业特征的描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	25 分位	50 分位	75 分位
fm	0.51	0.41	0.01	2.39	0.21	0.43	0.71
tfp	0.55	0.50	0.00	1.00	0.00	1.00	1.00
ROA	0.03	0.04	-0.10	0.16	0.01	0.02	0.04
$DebtAsRatio$	0.43	0.20	0.05	0.89	0.26	0.42	0.58
$CashRatio$	0.72	1.15	0.02	8.96	0.18	0.35	0.74
SOE	0.34	0.47	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00
$Grorev$ (亿元)	69.91	517.49	-3.61	29661.93	3.86	10.23	30.19
样本量	86205						

资料来源：CSMAR 数据库。

四、实证结果分析

(一) 传统货币政策与金融资源错配

为了考察传统货币政策对金融资源错配的影响，本文将传统货币政策分为数量型传统货币政策和价格型传统货币政策，用公式 (26) 进行回归，回归结果见表 3。

列 (1) 至列 (3) 为数量型传统货币政策 ($M2G$) 的回归结果。列 (1) 采用混合回归模型进行基准回归，结果显示， $M2G$ 的回归系数为 0.0009，并且在 1% 的水平上显著，表明数量型传统货币政策加剧了金融资源错配。列 (2) 控制了个体固定效应和时间固定效应，考虑到银行信贷会参考前期的企业经营业绩进行信贷决策，本文使用滞后一期的数据进行控制 (下同)。结果显示， $M2G$ 的回归系数为 0.0046，并且在 1% 的水平上显著，同样表明数量型传统货币政策加剧了金融资源错配。列 (3) 在列 (2) 的基础上控制了企业特征变量和其他控制变量，结果显示， $M2G$ 的回归系数为 0.0043，并且在 1% 的水平上显著，依然表明数量型传统货币政策加剧了金融资源错配。

列(4)至列(6)为价格型传统货币政策(*ibg*)的回归结果。列(4)采用混合回归模型进行基准回归,结果显示,*ibg*的回归系数为0.0277,并且在1%的水平上显著,表明价格型传统货币政策加剧了金融资源错配。列(5)控制了时间固定效应和个体固定效应,结果显示,*ibg*的回归系数为0.1752,并且在1%的水平上显著,同样表明价格型传统货币政策加剧了金融资源错配。列(6)在列(5)的基础上控制了企业特征变量和其他控制变量,结果显示,*ibg*的回归系数为0.1651,并且在1%的水平上显著,依然表明价格型传统货币政策加剧了金融资源错配。

可见,无论是数量型传统货币政策还是价格型传统货币政策,在控制了时间固定效应、个体固定效应、企业特征变量和其他控制变量后,都加剧了金融资源错配,并且均在1%的水平上显著,从而验证了假设1,这同马草原等的研究结论一致。^①可能的解释是,传统货币政策没有改变金融资源配置的体制歧视和规模偏好,当实施宽松货币政策时,国有企业和大型企业获得了更多的信贷资源,挤出了生产效率较高的民营企业和中小企业的信贷供给,从而加剧了社会整体的金融资源错配。

表3 传统货币政策的回归结果

变量	数量型传统货币政策			价格型传统货币政策		
	(1) OLS	(2) FE	(3) FE	(4) OLS	(5) FE	(6) FE
<i>M2G</i>	0.0009*** (0.0004)	0.0046*** (0.0011)	0.0043*** (0.0011)			
<i>ibg</i>				0.0277*** (0.0062)	0.1752*** (0.0407)	0.1651*** (0.0421)
<i>fm</i> 滞后项	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	是	否	是	是
个体固定效应	否	是	是	否	是	是
企业特征变量	否	否	是	否	否	是
其他控制变量	否	否	是	否	否	是
观测值	86205	86205	86205	86205	86205	86205
调整 R ²	0.730	0.429	0.429	0.730	0.429	0.429

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;(2)括号内数值为稳健标准误;(3)限于篇幅,*fm*滞后项及控制变量的系数均未汇报,感兴趣的读者可以联系作者索取。下同。

^① 参见马草原、李成:《国有经济效率、增长目标硬约束与货币政策超调》,《经济研究》2013年第7期,第76~89页。

（二）结构性货币政策与金融资源错配

欧阳志刚等认为，结构性货币政策的动机是将信贷资金引导至特定部门、特定行业，故中央银行的结构性货币政策具有定向调节效应，^① 本部分将检验结构性货币政策对金融资源错配的影响。同传统货币政策一样，本文将结构性货币政策分为数量型结构性货币政策和价格型结构性货币政策，用公式（26）进行回归，回归结果见表4。^②

列（1）至列（3）为数量型结构性货币政策（*msrate*）的回归结果。列（3）采用混合回归模型进行基准回归，结果显示，*msrate* 的回归系数为 -0.3372，并且在1%的水平上显著，表明数量型结构性货币政策缓解了金融资源错配。列（2）控制了 *fm* 滞后项、时间固定效应、个体固定效应，结果显示，*msrate* 的回归系数为 -0.2348，并且在1%的水平上显著，同样表明数量型结构性货币政策对金融资源错配具有缓解效应。列（3）在列（2）的基础上控制了企业特征变量和其他控制变量，结果显示，*msrate* 的回归系数为 -0.2212，并且在1%的水平上显著，依然表明数量型结构性货币政策对金融资源错配具有缓解效应。

列（4）至列（6）为价格型结构性货币政策（*mlf*）的回归结果。列（4）采用混合回归模型进行基准回归，结果显示，*mlf* 的回归系数为 -0.0431，并且在1%的水平上显著，表明价格型结构性货币政策缓解了金融资源错配。列（5）控制了 *fm* 滞后项、时间固定效应、个体固定效应，结果显示，*mlf* 的回归系数为 -0.0263，并且在1%的水平上显著，同样表明价格型结构性货币政策对金融资源错配具有缓解效应。列（6）在列（5）的基础上控制了企业特征变量和其他控制变量，结果显示，*mlf* 的回归系数为 -0.0248，并且在1%的水平上显著，依然表明价格型结构性货币政策对金融资源错配具有缓解效应。

可见，无论是价格型结构性货币政策还是数量型结构性货币政策，都缓解了金融资源错配，并且均在1%的水平上显著，从而验证了假设2。可能的解释是，中央银行通过实施结构性货币政策，弱化商业银行在信贷分配过

① 参见欧阳志刚、薛龙：《新常态下多种货币政策工具对特征企业的定向调节效应》，《管理世界》2017年第2期，第53~66页。

② 本文对混合回归模型和固定效应模型进行了对比，在不加稳健标准误时使用固定效应模型的回归结果中汇报了F检验值，在价格型结构性货币政策工具（*mlf*）和数量型结构性货币政策工具（*msrate*）中，P-Value = 0.0000，均拒绝没有个体固定效应的原假设，故使用固定效应模型进行回归，未列示混合回归的结果。另外，本文在固定效应模型和随机效应模型之间进行了回归，并进行了Hausman检验，P-Value = 0.0000，拒绝解释变量与个体不相关的原假设，故只汇报固定效应模型的回归结果。

程中的体制歧视和规模偏好，引导信贷资金流向民营企业 and 中小型企业，从而缓解了社会整体的金融资源错配。

表4 结构性货币政策的回归结果

变量	数量型结构性货币政策			价格型结构性货币政策		
	(1) OLS	(2) FE	(3) FE	(4) OLS	(5) FE	(6) FE
<i>msrate</i>	-0.3372*** (0.0485)	-0.2348*** (0.0545)	-0.2212*** (0.0567)			
<i>mlf</i>				-0.0431*** (0.0081)	-0.0263*** (0.0061)	-0.0248*** (0.0063)
<i>fm</i> 滞后项	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	是	否	是	是
个体固定效应	否	是	是	否	是	是
企业特征变量	否	否	是	否	否	是
其他控制变量	否	否	是	否	否	是
观测值	86205	86205	86205	86205	86205	86205
调整 R ²	0.001	0.429	0.429	0.001	0.429	0.429

(三) 内生性检验及稳健性检验

1. 内生性检验

第一，本文探讨的是企业层面的金融资源错配，而核心解释变量是宏观层面的货币政策工具，基本不会存在反向因果导致的内生性问题；第二，由于当期的金融资源错配很难影响到上一期的企业特征变量，本文使用滞后一期的企业特征变量，以确保货币政策不会通过影响企业特征变量进而影响企业的金融资源错配；第三，其他控制变量都是基于国家相关制度划分的，企业层面的金融资源错配很难对这些变量产生影响；第四，面板数据模型可以消除不可观测变量导致的内生性问题。

2. 稳健性检验

本文通过替换被解释变量和核心解释变量的方法来检验模型的稳健性。

(1) 替换被解释变量。主要做法是变更企业财务成本的范围，将公式(27)中的行业平均成本替换为所有样本的平均成本，更换后企业的金融资源错配(*abfm*)比原有取值范围更大。用公式(26)估计*abfm*，回归结果见表5。列(1)是数量型传统货币政策(*M2G*)的回归结果，列(2)是价格型传统货币政策(*ibg*)的回归结果，结果显示，*M2G*的回归系数为

0.3953, *ibg* 的回归系数为 7.9813, 并且均在 1% 的水平上显著, 表明传统货币政策对金融资源错配的影响具有稳健性, 即无论是数量型传统货币政策还是价格型传统货币政策, 都加剧了金融资源错配; 列 (3) 是价格型结构性货币政策 (*mlf*) 的回归结果, 列 (4) 是数量型结构性货币政策 (*msrate*) 的回归结果, 结果显示, *mlf* 的回归系数为 -1.2662, *msrate* 的回归系数为 -9.1632, 并且均在 1% 的水平上显著, 表明结构性货币政策对金融资源错配的缓解效应具有稳健性。

(2) 替换核心解释变量。本文使用金融机构总贷款的同比增长率 (*SNG*) 替换广义货币同比增长率 (*M2G*), 用银行间拆借利率的对数 (*lnIB007*) 替换银行间拆借利率的增速 (*ibg*), 用中小型金融机构存款准备金率的相反数 (*msdr*) 替换中小型金融机构存款准备金率的优惠率 (*msrate*), 用中期借贷便利余额的对数 (*lnMLF*) 替换中期借贷便利的虚拟变量 (*mlf*), 利用公式 (26) 进行回归, 回归结果见表 5。

列 (5) 和列 (6) 分别是数量型和价格型传统货币政策的回归结果, 列 (7) 和列 (8) 分别是数量型和价格型结构性货币政策的回归结果。回归结果表明主回归具有稳健性, 即传统货币政策加剧了金融资源错配, 而结构性货币政策缓解了金融资源错配。

表 5 稳健性检验

变量	被解释变量: <i>abfm</i>				被解释变量: <i>fm</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>M2G</i>	0.3953 *** (0.0802)							
<i>ibg</i>		7.9813 *** (2.946)						
<i>mlf</i>			-1.2662 *** (0.6756)					
<i>msrate</i>				-9.1632 *** (3.4035)				
<i>SNG</i>					0.0434 *** (0.0095)			
<i>lnIB007</i>						0.1059 *** (0.0185)		
<i>msdr</i>							-0.0066 *** (0.0010)	

续表

变量	被解释变量: <i>abfm</i>				被解释变量: <i>fm</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>lnMLF</i>								-0.0326*** (0.0048)
被解释变量滞后项	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	86205	86205	86205	86205	86205	86205	86205	86205
调整 R ²	0.016	0.016	0.013	0.014	0.018	0.025	0.025	0.019

五、进一步的探讨：机制分析与异质性分析

(一) 机制分析

1. 缓解体制歧视

从既有文献看，国有企业普遍存在预算软约束，导致商业银行在向国有企业和民营企业贷款的过程中面临不同的贷款管理成本，在金融资源分配中表现出明显的国企偏好，^①即金融市场存在体制歧视现象。如果结构性货币政策对民营企业金融资源错配的缓解效应比对国有企业的缓解效应强，那么可以推测结构性货币政策具有体制歧视缓解效应。本文按照企业的实际控制人将企业分为国有企业和民营企业，国有企业取值为1，民营企业取值为0，用公式(26)进行回归，回归结果见表6。

列(1)和列(2)是数量型结构性货币政策(*msrate*)的回归结果，其中，列(1)是国有企业，列(2)是民营企业；列(3)和列(4)是价格

^① 参见鲁晓东：《金融资源错配阻碍了中国的经济增长吗》，《金融研究》2008年第4期，第55~68页；战明华：《金融摩擦、货币政策银行信贷渠道与信贷资源的产业间错配》，《金融研究》2015年第5期，第1~17页。

型结构性货币政策 (*mlf*) 的回归结果, 其中, 列 (3) 是国有企业, 列 (4) 是民营企业。结果显示, 无论是价格型结构性货币政策还是数量型结构性货币政策, 都缓解了两类企业的金融资源错配, 但缓解效果存在差异。从系数上看, 列 (1) 中数量型结构性货币政策的回归系数为 -0.1828 , 列 (2) 中数量型结构性货币政策的回归系数为 -0.2808 , 表明数量型结构性货币政策对民营企业金融资源错配的缓解效应大于其对国有企业的缓解效应; 列 (3) 中价格型结构性货币政策的回归系数为 -0.0205 , 列 (4) 中价格型结构性货币政策的回归系数为 -0.0314 , 表明价格型结构性货币政策对民营企业金融资源错配的缓解效应大于其对国有企业的缓解效应。由此可以推断, 结构性货币政策通过缓解商业银行的体制歧视进而缓解全社会的金融资源错配。

表 6 国有企业与民营企业的缓解效应比较

变量	数量型结构性货币政策		价格型结构性货币政策	
	(1) 国有企业	(2) 民营企业	(3) 国有企业	(4) 民营企业
<i>msrate</i>	-0.1828^{**} (0.0074)	-0.2808^{***} (0.0780)		
<i>mlf</i>			-0.0205^{**} (0.0098)	-0.0314^{***} (0.0087)
<i>fm</i> 滞后项	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
企业特征变量	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是
观测值	30883	55322	30883	55322
调整 R^2	0.451	0.406	0.451	0.406

2. 弱化规模偏好

商业银行在金融资源配置过程中, 存在显著的企业规模偏好。具体而言, 大型企业往往面临更多的投资机会, 而中小型企业则面临更多的融资约束。那么, 结构性货币政策是否可以通过弱化商业银行的规模偏好进而缓解金融资源错配?

本文参考国家统计局《统计上大中小微型企业划分办法 (2017)》, 依据企业营业总收入规模将研究样本划分为大型企业、中型企业和小型企业三类, 用公式 (26) 进行回归, 回归结果见表 7。

列(1)至列(3)是数量型结构性货币政策(*msrate*)的回归结果,列(4)至列(6)是价格型结构性货币政策(*mlf*)的回归结果。结果显示,结构性货币政策对所有企业的金融资源错配均具有缓解效应,但缓解效果存在差异。从数量型结构性货币政策的回归系数来看,小型企业为-0.3267、中型企业为-0.2512、大型企业为-0.1402,由此可以推断,在数量型结构性货币政策的缓解效应中,小型企业的缓解效应最强,中型企业的缓解效应次之,大型企业的缓解效应最差;从价格型结构性货币政策的回归系数来看,小型企业为-0.0366、中型企业为-0.0281、大型企业为-0.0157,由此可以推断,在价格型结构性货币政策的缓解效应中,小型企业的缓解效应最强,中型企业的缓解效应次之,大型企业的缓解效应最差。

可见,结构性货币政策通过弱化商业银行的规模偏好进而缓解全社会的金融资源错配。

表7 大型、中型、小型企业的缓解效应比较

变量	数量型结构性货币政策			价格型结构性货币政策		
	(1) 小型企业	(2) 中型企业	(3) 大型企业	(4) 小型企业	(5) 中型企业	(6) 大型企业
<i>msrate</i>	-0.3267* (0.1719)	-0.2512*** (0.0971)	-0.1402* (0.0748)			
<i>mlf</i>				-0.0366* (0.0193)	-0.0281*** (0.0109)	-0.0157* (0.0084)
<i>fm</i> 滞后项	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
企业特征变量	是	是	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	25280	29180	31745	25280	29180	31745
调整 R ²	0.399	0.416	0.433	0.399	0.416	0.433

(二) 异质性分析

1. 生产效率异质性

考察当企业生产效率存在差异时,结构性货币政策的缓解效应是否存在差异。

本文使用 Wooldridge 的方法^①计算每个企业的全要素生产率,然后计算

① 参见 Jeffrey M. Wooldridge, On Estimating Firm-Level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables, *Economics Letters*, Vol. 104 (3), 2009, pp. 112 - 114.

每个行业的平均全要素生产率，如果企业 i 的全要素生产率大于等于所在行业的全要素生产率的平均值，则为高效率企业，反之，则为低效率企业。用公式 (26) 进行回归，回归结果见表 8。

列 (1) 和列 2 分别是数量型结构性货币政策 ($msrate$) 对高效率企业和低效率企业进行回归的结果，列 (3) 和列 (4) 分别是价格型结构性货币政策 (mlf) 对高效率企业和低效率企业进行回归的结果。结果表明，数量型结构性货币政策对高效率企业的金融资源错配具有显著的缓解效应，而对低效率企业的回归结果不显著；同样，价格型结构性货币政策也对高效率企业的金融资源错配具有显著的缓解效应，而对低效率企业的回归结果不显著。因此，结构性货币政策缓解了高效率企业面临的金融资源错配，表明结构性货币政策可以引导资金从低效率企业流向高效率企业，解决高效率企业的金融资源错配问题。

表 8 高效率企业与低效率企业的缓解效应比较

变量	数量型结构性货币政策		价格型结构性货币政策	
	(1) 高效率企业	(2) 低效率企业	(3) 高效率企业	(4) 低效率企业
$msrate$	-0.2181** (0.0694)	0.0800 (0.1523)		
mlf			-0.0244*** (0.0078)	0.0090 (0.0171)
fm 滞后项	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
企业特征变量	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是
观测值	47761	38444	47761	38444
调整 R^2	0.441	0.432	0.441	0.432

2. 金融资源错配程度异质性

当企业面临不同程度的金融资源错配时，结构性货币政策的缓解效应是否存在异质性？本部分将对此进行研究。分位数回归可以捕捉结构性货币政策对不同程度的金融资源错配的影响，根据数据结构，本文选取 25 分位、50 分位和 75 分位，使用面板分位数回归模型进行回归，回归结果见表 9。

列 (1) 至列 (3) 是数量型结构性货币政策 ($msrate$) 的回归结果，结

果显示,数量型结构性货币政策对25分位和50分位的金融资源错配具有缓解效应,并且均在1%的水平上显著,从系数上看,金融资源错配程度越低,缓解效应越强。列(4)至列(6)是价格型结构性货币政策(*mlf*)的回归结果,结果显示,价格型结构性货币政策对25分位、50分位和75分位的金融资源错配具有缓解效应,并且均在1%的水平上显著,从系数上看,金融资源错配程度越高,缓解效应越强。由此可知,缓解较重的金融资源错配,应该使用价格型结构性货币政策工具;缓解较轻的金融资源错配,应该使用数量型结构性货币政策工具。

表9 分位数回归结果

变量	数量型结构性货币政策			价格型结构性货币政策		
	(1) 25分位	(2) 50分位	(3) 75分位	(4) 25分位	(5) 50分位	(6) 75分位
<i>msrate</i>	-6.6461*** (0.4305)	-2.5415*** (0.5785)	1.4589 (0.9658)			
<i>mlf</i>				-0.0231*** (0.0004)	-0.0265*** (0.0005)	-0.0298*** (0.0008)
<i>fm</i> 滞后项	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
企业特征变量	是	是	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	86205	86205	86205	86205	86205	86205

六、研究结论与政策建议

本文将信贷资源分配引入不完全信息隐藏行动分析框架,构建了信贷分配模型,从理论上探究货币政策对金融资源错配的影响,并基于2013—2021年的货币政策数据与上市企业数据进行了实证检验。研究发现:(1)数量型传统货币政策和价格型传统货币政策都加剧了金融资源错配;(2)价格型结构性货币政策和数量型结构性货币政策均对金融资源错配具有缓解效应,并且在控制相关变量和排除内生性后,结论依然稳健;(3)结构性货币政策通过缓解商业银行在信贷过程中的体制歧视和弱化其规模偏好,引导

金融资源从国有部门流向非国有部门、从大型企业流向中小型企业，从而缓解了社会整体的金融资源错配；（4）结构性货币政策可以引导资金从低效率企业流向高效率企业，解决高效率企业的金融资源错配问题；（5）在不同的金融资源错配程度下，价格型结构性货币政策和数量型结构性货币政策对金融资源错配的缓解效应存在异质性，即金融资源错配程度越低，数量型结构性货币政策的缓解效应越强，而金融资源错配程度越高，价格型结构性货币政策的缓解效应越强。

根据上述研究结论，提出以下政策建议。

第一，谨慎使用传统货币政策。传统货币政策是中央银行通过调节货币供应量和利率等手段来影响宏观经济运行的政策工具。然而，传统货币政策可能会加剧金融资源错配。例如，当中央银行采取宽松货币政策时，信贷规模会扩大，但这往往会导致信贷资金更多地流向国有企业和大型企业，而那些真正需要资金支持的民营企业和中小型企业难以获得足够的信贷支持。这就会导致金融资源错配，从而产生结构性问题。

第二，积极利用结构性货币政策。结构性货币政策是一种更为注重结构调整和定向支持的政策工具。与传统的总量调控不同，结构性货币政策通过定向信贷支持、调整利率和信贷政策等手段，引导资金流向那些真正需要资金支持的领域和企业。因此，应积极利用结构性货币政策，引导资金从低效率企业流向高效率企业，从而提高金融资源配置效率。

第三，相机使用不同的结构性货币政策。在不同的金融资源错配程度下，价格型结构性货币政策和数量型结构性货币政策的缓解效应存在异质性。因此，应该根据实际情况采用不同的结构性货币政策，以实现最佳效果。当金融资源错配程度较低时，数量型结构性货币政策的缓解效应更强，此时，中央银行可以使用差别存款准备金率等数量型结构性货币政策工具来缓解金融资源错配；当金融资源错配程度较高时，价格型结构性货币政策的缓解效应更强，此时，中央银行可以使用差别存贷款利率等价格型结构性货币政策工具来缓解金融资源错配。

篇幅所限，本文未对每一种结构性货币政策对金融资源错配的影响进行深入分析，虽然已经对模型进行稳健性检验，但仍不排除结论有偏差的可能性。另外，当企业金融资源错配得到缓解后企业经营行为有哪些变化，以及银行在实施结构性货币政策时其自身效率是否得到提高、是否加剧了金融风险，这些问题都有待进一步研究与探讨。

（责任编辑：任朝旺）