

银行主导型金融对制造业企业技术进步的影响

——基于技术距离的视角

杨娟¹, 杨波²

(1. 云南大学 发展研究院, 昆明 650000; 2. 云南大学 经济学院, 昆明 650000)

摘要: 制造业企业的技术发展离不开适宜类型的金融支持。我国以商业银行为主导的金融体系对其具有怎样的影响? 本文从技术距离视角出发, 通过构建熊彼特内生增长模型探究银行主导型金融体系对制造业企业技术进步的影响效应及作用机理, 并运用中国工业企业数据库与城市数据库的匹配数据进行实证检验。研究发现: 当制造业企业远离技术前沿时, 银行主导型金融对其技术进步具有明显的促进作用, 但随着企业接近技术前沿, 该作用将由正转负。相较于国有和抵押资产丰富的制造业企业, 银行主导型金融对技术进步的负向作用在非国有和抵押资产匮乏企业中出现较早。机制检验表明, 在远离技术前沿阶段, 银行主导型金融能够激励制造业企业创新从而促进其技术进步, 但在接近技术前沿后, 银行主导型金融难以通过激励企业创新驱动其技术进步。研究结论对如何深化金融供给侧结构性改革、增强金融服务制造业之功效具有一定的指导意义。

关键词: 银行主导型金融; 制造业企业; 技术进步; 技术距离

中图分类号: F832; F425 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)7—0052—13

一、引言

党的二十大报告明确指出:“要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上, 加快建设制造强国”。尽管我国制造业与世界前沿的技术距离正在逐步缩小, 但总体技术水平仅达到世界技术前沿的1/2左右(黄先海和宋学印, 2017), 技术进步速度自2008年全球金融危机以来也呈大幅下降趋势(田友春等, 2021)。如何加快制造业企业技术进步步伐, 以推动制造业技术发展、实现其由大到强跃迁, 是当前面临的重要议题。

金融是企业技术进步的重要影响因素(Schumpeter, 1912)。金融结构理论指出, 金融发展的本质在于金融结构的变化(Goldsmith, 1969), 且一国越富裕, 其金融体系越倾向于市场主导型(德米尔古克-肯特和莱文, 2006; 赵瑞政等, 2020)。然而, 我国金融体系具有稳定的银行主导型特征。根据中国人民银行数据, 2015—2021年我国人民币贷款占社会融资规模的比例均在60%以上^①。现有研究表明, 商业银行天然的谨慎性偏好、风险管理内部化行为及获取固定本息、难以分享创新超额回报等制度特性, 不利于企业自主创新(徐飞, 2019)。而自主创新是制造业企业技术升级的重要路径, 且随着企业与前沿技术距离的缩小对技术进步的贡献趋增(Acemoglu et al, 2006; Aghion et al, 2013; 王林辉等, 2022)。那么, 我国银行主导型金融体系是否会对制造业企业技术进步形成阻滞?

对此, 当下研究着墨甚少。众多学者从宏观层面探究了金融结构对技术创新的影响, 认为“引进+模仿”式创新的风险较低且收益稳定, 适宜由商业银行为其提供资金支持, 但自主创新在不确定性较强的非标准市场环境中进行, 需要资本市场适配其融资需求(徐明和刘金山, 2017; 马薇和惠宁, 2018; 千慧雄和安同良, 2020; 司秋利和张涛, 2022), 并未直接考察银行主导型金融与技术进步的关系。一些学者基于宏观数据实证检验了金融结构对技术进步的影响, 或发现银行中介发展对产业技术进步具有更为显著的正向作用(Tadesse, 2005), 或认为资本市场更有利于推动一国技术进步(景光正等, 2017; 张莹莹, 2022), 所得结果大异其趣。究其原因, 技术引进、模仿与自主创新均为企业技术进步的重要方式, 但银行主导型金融对不同方式具有差异化影响, 以致其与技术进步的关系难以确定或并不稳定。Acemoglu等(2006)、Aghion等(2013)

收稿日期: 2023-03-09

基金项目: 云南省教育厅科学研究基金研究生项目“基于技术距离的我国创新驱动路径动态选择研究”(2022Y073); 云南省科技厅基础研究计划专项“数字金融、短贷长投与中小企业僵尸化: 形成机制与化解路径”(2060206)

作者简介: 杨娟, 云南大学发展研究院博士研究生, 研究方向: 金融结构、经济增长; 杨波, 博士, 云南大学经济学院助理研究员, 研究方向: 金融科技。

① 参见中国人民银行发布的2015—2021年社会融资规模存量统计表。

指出,技术距离是企业最优技术进步方式的决定因素。在远离技术前沿阶段,企业可通过引进和模仿现有技术获得比自主创新更快的技术进步;但在接近技术前沿后,企业应选择自主创新以弥合与前沿最后的技术差距。由此,一些学者从技术距离视角出发,探究了银行主导型金融对技术进步影响,但多集中于宏观层面的理论分析(Lin et al, 2020; Lin et al, 2022)与实证检验(林志帆和龙晓旋, 2015),缺乏对微观企业的考察。少数学者基于中国上市企业数据,实证考察了银行主导型金融发展对不同技术距离的制造业企业全要素生产率增长的影响(连旭蓓等, 2020),但并未探究其内在机制,且以上市企业为研究样本易产生样本选择偏误问题。

据此,本文从现实需求和文献不足出发,基于技术距离视角探究银行主导型金融对制造业企业技术进步的影响效应及作用机理。这不仅可以全面了解银行主导型金融体系在制造业企业技术发展中的作用变化,也有助精确识别制造业企业技术进步的促进机制,破解其技术进步滞缓困境。本文首先通过构建熊彼特内生增长模型进行理论分析,然后运用中国工业企业大样本数据进行实证检验。

与现有研究相比,本文的边际贡献可能包括:第一,本文将金融结构与技术进步的相关研究拓展至微观领域,结合当前我国金融体系以商业银行为主导及制造业技术进步滞缓的现实,探究银行主导型金融体系对制造业企业技术进步的影响,切合我国金融供给侧结构性改革及制造强国建设需要。第二,银行主导型金融对接近技术前沿的制造业企业技术进步具有显著的负向作用,该结论有助理解我国制造业在接近技术前沿过程中出现的技术进步放缓现象。第三,本文采用覆盖面更广、样本量更大的中国工业企业数据进行实证检验,避免了采用上市企业数据可能产生的样本选择偏误问题,并提高了估计的准确性。

二、理论模型与研究假设

本文借鉴 Acemoglu 等(2006)及 Lin 等(2022)的研究思路,构建包含金融部门的熊彼特内生增长模型,以探究不同技术距离下银行主导型金融对制造业企业技术进步的影响效应及作用机理。首先假设经济体存在数量固定为 $L+K$ 、风险中性且生存两期的世代交叠个体。年轻个体缺乏财富但拥有劳动禀赋,每人每期可无弹性地供给 1 单位劳动且生产率相同。每期有 K 个不参与产品生产但拥有可提升中间品质量创新计划的年轻个体,他们在融获资金后便可成为企业家。年长个体既不参与生产也不担任企业家,其职能为消费最终品并用工资积蓄为年轻企业家的创新项目提供资金支持。

(一)最终品部门

假设经济体存在唯一的最终品且为计价物,最终品生产函数具有如下形式:

$$Y_t = \frac{1}{\alpha} L^{1-\alpha} \left[\int_0^1 A_t(v)^{1-\alpha} x_t(v)^\alpha dv \right] \quad (1)$$

其中: Y 为总产出; L 为投入最终品部门的劳动数量且在各期保持不变; $x_t(v)$ 和 $A_t(v)$ 分别为 t 期中间品 v 的投入量及生产率; α 为中间品投入在总产出中所占比重, $\alpha \in [0, 1]$ 。假设最终品市场为完全竞争市场,因此中间品 v 的反需求函数为

$$p_t(v) = \frac{\partial Y_t}{\partial x_t} = \left[\frac{A_t(v)L}{x_t(v)} \right]^{1-\alpha} \quad (2)$$

其中: p 为中间品价格。

(二)中间品部门

假设任意一个中间品部门存在一个垄断企业和若干边缘企业,中间品部门实行以最终品为唯一投入要素的转换式生产。其中,垄断企业可通过投入 1 单位最终品获得 1 单位中间品,而边缘企业则需投入 χ 单位最终品才可获得 1 单位中间品,两类企业具有相同的生产率 $A_t(v)$ 。中间品市场实行伯川德竞争,据此垄断企业的最优定价为

$$p_t(v) = \chi \quad (3)$$

其中: $1 < \chi \leq \frac{1}{\alpha}$ 。

将式(3)代入式(2)可得: $x_t(v) = \chi^{-\frac{1}{1-\alpha}} A_t(v)L$ 。因此,中间品部门垄断企业的利润为

$$\pi_t(v) = [p_t(v) - 1] x_t(v) = \delta A_t(v)L \quad (4)$$

其中： $\delta = (\chi - 1)\chi^{-\frac{1}{1-\alpha}}$ 。市场均衡工资等于劳动的边际生产力，因此可表示为

$$w_t(v) = (1 - \alpha)\alpha^{-1}\chi^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}}A_t \tag{5}$$

其中： $A_t = \int_0^1 A_t(v)dv$ 。

假设年轻企业家有两类创新项目：“引进+模仿”式创新(下文简称模仿创新)与自主创新。二者均有助于提升企业生产率，且其实施均需支付沉没成本 $\sigma\bar{A}_{t-1}(v)$ ， σ 表示获得单位生产率需支付的沉没成本，但风险收益特征不同。在模仿创新项目中，企业可通过学习前沿现有成熟技术实现技术升级，风险收益较低。但在自主创新项目中，企业没有先行者可供学习，其创新绩效依赖自身原有技术水平，面临高度不确定性，但也蕴含潜在的高收益。中间品部门 v 的企业生产率^②可表示为如下形式：

$$A_t(v) = \eta\bar{A}_{t-1}(v) + \gamma A_{t-1}(v) \tag{6}$$

其中： $\bar{A}_{t-1}(v)$ 为技术前沿的生产率； η 为模仿创新效率，假设各行业企业的模仿效率相同； γ 为自主创新效率，其大小与企业自主创新项目是否成功实施有关。若项目成功，则 $\gamma = \bar{\gamma}$ ；若项目失败，则 $\gamma = 0$ ，假设自主创新项目成功的概率为 φ 。

假设各中间品部门技术前沿的生产率增速相同且均为 g ，则各部门的前沿生产率具有如下演化形式：

$$\bar{A}_t(v) = (1 + g)^t \bar{A}_0(v) \tag{7}$$

在式(6)两边同时除以 $A_{t-1}(v)$ 可得：

$$\frac{A_t(v)}{A_{t-1}(v)} = \eta \frac{\bar{A}_{t-1}(v)}{A_{t-1}(v)} + \gamma \tag{8}$$

定义 $a_t(v) = A_t(v)/\bar{A}_t(v)$ 表示各中间品行业企业与前沿的技术距离，该指标为二者技术差距的反向测度，即企业与世界前沿技术差距越大， $a_t(v)$ 越小，反之则反之。由式(8)可知：当企业远离技术前沿时， $a_t(v)$ 较小， $\bar{A}_{t-1}(v)/A_{t-1}(v)$ 较大，模仿创新更有助其技术进步；但随企业接近技术前沿， $a_t(v)$ 递增， $\bar{A}_{t-1}(v)/A_{t-1}(v)$ 递减，模仿创新对其技术进步的贡献越来越低，自主创新 γ 的作用则日益凸显。

(三)金融部门

如前所述，年轻企业家拥有创新计划但缺乏启动资金，需要向拥有积蓄的年长者融资。前者即为金融市场的融资者，后者则为金融市场的投资者。假设投资者事先并不知晓创新项目的具体类型，且对项目成功的概率无共同先验。同时，投资者对相同的市场信息存在不同解读，从而对同一创新项目持有不同信念。由此，金融市场同时存在乐观投资者与悲观投资者。悲观投资者认为项目前景黯淡而不愿对其投资，即使在获知项目具体信息后亦是如此；乐观投资者对信息的解读则截然相反，他们认为项目值得投资，愿为其提供资金支持。假设投资者在期初对项目的盈利性具有对称信念，其在正式投资前均支付成本 $C_t(v)$ 获取有关项目盈利性的更多信息，信息成本 $C_t(v)$ 具有如下形式：

$$C_t(v) = c\bar{A}_{t-1}(v) \tag{9}$$

其中： c 为获得单位生产率需支付的信息成本， $c > 0$ 。在支付信息成本并进一步获得项目信息后，投资者既可能成为乐观投资者，也成为悲观投资者。

在金融市场中，年轻企业家可以通过如下两种方式融资：一是向金融中介，主要为商业银行融资。在该融资方式下，金融市场的投资者将资金汇集于商业银行并由银行代理投资，只有银行了解待投资项目，投资者对其一无所知，因此存在较高的代理成本(Allen and Gale, 1999)。但由于投资者组成财团，信息成本 $C_t(v)$ 可在其间分摊，因此对投资者而言信息成本较低。二是直接向金融市场的投资者，即资金持有者融入资金。在此方式下，投资者独立支付信息成本并进行投资决策，可获知创新项目的具体信息，因此信息成本较高但代理成本较低。投资者愿意通过何种方式为年轻企业家提供资金支持，取决于各融资方式下项目预期净收益的相对大小。项目收益将按如下方式在工人、企业家和投资者之间进行分配：由于劳动力市场为竞争性市场，工人将按其劳动的边际生产力获得工资报酬；企业家获得与生产工人同等的劳动报酬^③；金融市场投资

② 前文假设垄断企业与边缘企业具有相同的生产率 $A_t(v)$ ，因此 $A_t(v)$ 既可表示中间品行业的生产率，也可反映行业内企业的生产率。

③ 原因在于：一方面，若企业家回报低于工人工资，所有年轻个体只愿从事生产活动而不愿成为企业家；另一方面，由于企业家缺乏资金，相互间存在较大竞争，投资者出于自身利润最大化考虑仅愿使其获取竞争性回报。

者获得剩余收益。据此,每位投资者可从模仿创新项目收获的平均净收益为

$$R_i^m(v) = \delta \eta \bar{A}_{i-1}(v) - \frac{w_i}{L} - \frac{\sigma \bar{A}_{i-1}(v)}{L} \quad (10)$$

自主创新项目的人均净收益为

$$R_i^z(v) = \delta [\eta \bar{A}_{i-1}(v) + \bar{\gamma} A_{i-1}(v)] - \frac{w_i}{L} - \frac{\sigma \bar{A}_{i-1}(v)}{L} \quad (11)$$

比较式(10)和式(11)可知, $R_i^z(v) > R_i^m(v)$, 其中, 上标 z 表示项目为自主创新, 上标 m 表示项目为模仿创新, 即自主创新项目的收益高于模仿创新项目。为简化分析, 后文假设 $R_i^z(v) > 0 > R_i^m(v)$ 。

投资者在支付成本 $C_i(v)$ 并进一步了解项目后可能改变其初始信念, 假设初始乐观投资者在获取项目信息后仍持乐观态度的概率为 ϕ 。在直接融资方式下, 投资者独自支付信息成本并独立进行投资决策: 若最终持乐观态度, 由于 $R_i^z(v) > 0 > R_i^m(v)$, 投资者将投资于自主创新项目; 而若持悲观态度, 投资者投资于模仿创新项目获得负收益不如不投资以获得 0 回报, 因此不愿为任何项目提供资金支持。由此, 在直接融资方式下, 每位投资者的预期净收益为

$$V_i^M(v) = \phi R_i^z(v) + (1 - \phi) \cdot 0 - C_i(v) \quad (12)$$

其中: V_i^M 为直接融资的净收益; M 为直接融资。

在银行信贷融资中, 投资者组成财团并由商业银行代理投资, 故 ϕ 反映的是商业银行在获取项目信息后仍持乐观态度的概率。作为资金代理人, 商业银行的信贷决策除与自身信念有关, 也受投资者信念影响。具体而言, 当商业银行为乐观投资者时, 若投资者也持乐观态度, 银行愿意为风险更高的自主创新项目提供资金支持; 若投资者持悲观态度, 银行则选择为风险相对较低的模仿创新项目提供信贷支持。但当商业银行为悲观投资者时, 无论投资者信念如何, 其均不愿为任何项目提供资金支持, 此时项目投资的收益为 0。据此, 在银行信贷融资下, 每位投资者的预期净收益为

$$V_i^B(v) = \phi [\beta R_i^z(v) + (1 - \beta) R_i^m(v)] + (1 - \phi) \cdot 0 - C_i(v)/L \quad (13)$$

其中: $V_i^B(v)$ 为银行信贷融资的净收益; B 为银行信贷融资; β 为在金融市场中任意选择一位投资者, 其与乐观投资者持有相同态度的概率, 即 $\beta = \text{prob}(Y \text{ 是一个乐观投资者} | X \text{ 是一个乐观投资者})$, $0 < \beta < 1$ 。

将式(5)及 $\delta = (\chi - 1)\chi^{-\frac{1}{1-\alpha}}$ 分别带入式(10)和式(11)可得:

$$R_i^m(v) = (\eta\theta - \sigma/L)\bar{A}_{i-1}(v) \quad (14)$$

$$R_i^z(v) = (\eta\theta - \sigma/L)\bar{A}_{i-1}(v) + \theta\bar{\gamma}A_{i-1}(v) \quad (15)$$

其中: $\theta = \chi^{-\frac{1}{1-\alpha}}[\chi - 1 - (1 - \alpha)\chi^\alpha/\alpha L]$ 。将式(14)、式(15)及式(9)分别带入式(12)和式(13)可得:

$$V_i^M(v) = [\phi(\eta\theta - \sigma/L) - c]\bar{A}_{i-1}(v) + \phi\theta\bar{\gamma}A_{i-1}(v) \quad (16)$$

$$V_i^B(v) = [\phi(\eta\theta - \sigma/L) - c/L]\bar{A}_{i-1}(v) + \phi\beta\theta\bar{\gamma}A_{i-1}(v) \quad (17)$$

由式(16)和式(17)可知, 在直接融资方式下, 模仿创新的效率为 $[\phi(\eta\theta - \sigma/L) - c]$, 自主创新的效率为 $\phi\theta\bar{\gamma}$; 而在银行信贷融资方式下, 模仿创新的效率为 $[\phi(\eta\theta - \sigma/L) - c/L]$, 自主创新的效率为 $\phi\beta\theta\bar{\gamma}$ 。由于 $[\phi(\eta\theta - \sigma/L) - c/L] > [\phi(\eta\theta - \sigma/L) - c]$ 且 $\phi\beta\theta\bar{\gamma} < \phi\theta\bar{\gamma}$, 银行信贷融资在企业模仿创新方面具有比较优势, 而在自主创新方面具有比较劣势。

金融市场投资者选择以何种方式为创新项目提供资金支持, 取决于两种融资方式下预期净收益大小, 即式(16)和式(17)的相对大小, 而这与企业技术距离 $a_i(v)$ 有关。令 $V_i^B(v) = V_i^M(v)$ 并对等式两边同时除以 $\bar{A}_{i-1}(v)$, 可得:

$$[\phi(\eta\theta - \sigma/L) - c/L] + \phi\beta\theta\bar{\gamma}a_{i-1}(v) = [\phi(\eta\theta - \sigma/L) - c] + \phi\theta\bar{\gamma}a_{i-1}(v) \quad (18)$$

可以看出, 融资方式的选择与企业技术距离有关, 进一步求解 $a_{i-1}(v)$ 得到使两种融资方式无差异的技术距离临界值:

$$a_{i-1}^*(v) = \frac{c(1 - 1/L)}{\phi\bar{\gamma}\theta(1 - \beta)} \quad (19)$$

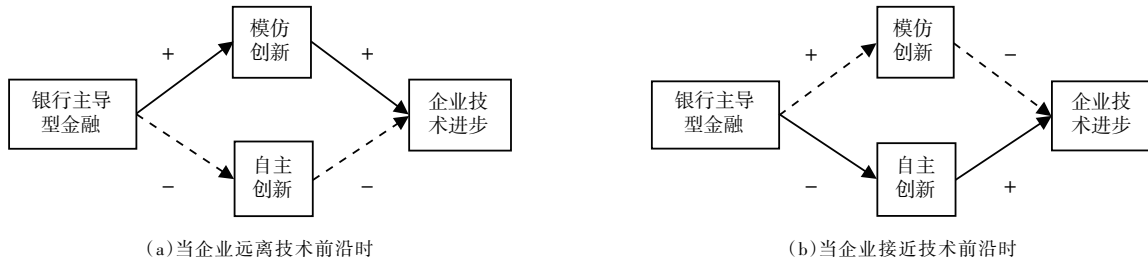
当 $a_{i-1}(v) < \frac{c(1 - 1/L)}{\phi\bar{\gamma}\theta(1 - \beta)}$ 时, $V_i^B(v) > V_i^M(v)$, 投资者更愿意通过商业银行向企业家提供资金支持, 此时企

业更容易获得银行信贷融资。

当 $a_{i-1}^*(v) > \frac{c(1-1/L)}{\phi\bar{\gamma}\theta(1-\beta)}$ 时, $V_i^B(v) < V_i^M(v)$, 投资者更偏好直接为企业家提供资金支持, 此时企业更容易

获得直接融资。

综上所述, 技术距离决定了制造业企业的最佳技术进步方式, 进而决定与其适配的最佳融资方式。当企业远离技术前沿时, 模仿创新有助其实现快速的技术进步, 而银行信贷融资对此具有比较优势, 有助企业实现快速的技术进步。但随着企业接近技术前沿, 其技术进步更依赖于自主创新, 银行信贷融资难以适配其融资需求, 将对其技术进步形成阻滞。该理论逻辑如图 1 所示。



“+”表示有利于, 符号“-”表示不利于, 实线表示最优技术进步路线
图 1 银行主导型金融对制造业企业技术进步的影响路径

据此, 本文提出如下研究假设:

银行主导型金融对不同技术距离制造业企业的技术进步存在差异化影响, 当企业远离技术前沿时, 银行主导型金融可对其技术进步产生促进作用; 但当企业接近技术前沿, 银行主导型金融将阻碍其技术进步(H1)。

由图 1 可进一步看出, 当企业远离技术前沿时, 若其选择模仿创新, 由于银行信贷融资与该创新类型较为匹配, 且企业可凭借技术后发优势获得较快的技术进步, 银行主导型金融可通过激励企业创新促进其技术进步。但当企业接近技术前沿, 若其选择模仿创新, 由于该创新类型与企业最优技术进步方式并不匹配, 银行主导型金融不能通过创新驱动其技术进步; 若其选择自主创新, 由于银行信贷融资难以适配自主创新的资金需求, 银行主导型金融亦不能通过创新驱动其技术进步。

因此, 本文提出如下研究假设:

当制造业企业远离技术前沿时, 银行主导型金融可通过激励企业创新促进其技术进步; 但随着制造业企业接近技术前沿, 银行主导型金融不能通过创新驱动其技术进步(H2)。

三、实证研究设计

(一) 模型设定

首先, 本文借鉴连旭蓓等(2020)的研究, 构建如式(20)调节效应模型考察不同技术距离下银行主导型金融对制造业企业技术进步的动态影响。

$$Tfpgrowth_{ijct} = \beta_0 + \beta_1 Bank_{c,t-1} + \beta_2 Distance_{ij,t-1} + \beta_3 Bank_{c,t-1} \times Distance_{ij,t-1} + \lambda X + \mu_c + \nu_j + \eta_t + \varepsilon_{ijct} \quad (20)$$

其中: 下标 i 为企业; j 为行业; c 为城市; $Tfpgrowth_{ijct}$ 为隶属城市 c 、行业 j 的制造业企业 i 在第 t 期的技术进步; $Bank_{c,t-1}$ 为城市 c 在第 $t-1$ 期的银行主导型金融发展水平; $Distance_{ij,t-1}$ 为企业 i 与同一行业 j 的技术前沿在第 $t-1$ 期的距离; X 为控制变量向量; β 和 λ 为分别为变量的回归系数; μ_c 为城市固定效应; ν_j 为行业固定效应; η_t 为年份固定效应; ε 为随机误差项。考虑到银行主导型金融对企业技术进步的影响存在一定滞后, 本文对银行主导型金融及技术距离变量进行了滞后一期处理, 该处理也可在一定程度上缓解由反向因果引起的内生性问题。

其次, 为考察不同技术距离下, 银行主导型金融能否通过激励制造业企业创新驱动其技术进步, 本文借鉴李平和李蕾蕾(2014)、杨子荣和张鹏杨(2018)的研究方法, 构建如式(21)的面板门限模型进行实证检验。面板门限模型最早由 Hansen(1999)提出, 可通过对数据特征的自动识别内生地划分技术距离区间, 从而规避人为分组的主观性与随意性, 降低估计偏误。

$$\begin{aligned}
Tfpgrowth_{j,c,t} = & \beta_0 + \beta_1 Innovation_{j,c,t} \times Bank_{c,t-1} \times I(Distance_{j,t-1} \leq \gamma_1) + \\
& \beta_2 Innovation_{j,c,t} \times Bank_{c,t-1} \times I(\gamma_2 < Distance_{j,t-1} \leq \gamma_1) + \dots + \\
& \beta_n Innovation_{j,c,t} \times Bank_{c,t-1} \times I(Distance_{j,t-1} \geq \gamma_n) + \\
& \lambda X + \varphi_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{21}$$

其中： $Innovation_{j,c,t}$ 为隶属城市 c 、行业 j 的企业 i 在第 t 期的创新水平； $I(\cdot)$ 为示性函数，括号内事件为真则取值1，否则取值0； γ 为技术距离的门槛值； φ_i 为个体固定效应； η_t 为年份固定效应。

(二) 变量度量

1. 制造业企业技术进步

本文借鉴林志帆和龙晓旋(2015)的研究，以制造业企业全要素生产率的增长衡量其技术进步，并采用Akerberg等(2015)的方法(简称ACF方法)测算企业全要素生产率。该方法可克服Olley和Pakes(1996)的方法(简称OP法)及Levinsohn和Petrin(2003)的方法(简称LP法)在估计上的不可识别性及内生性问题，提高了估计的准确性。为进行稳健性检验，本文同时采用OP法及LP法测度了制造业企业的全要素生产率。

在全要素生产率的测算过程中，进行了如下处理：首先，将企业生产函数形式设定为柯布道格拉斯函数。其次，考虑到企业具有异质性，其技术水平难由统一的生产函数刻画，借鉴杨汝岱(2015)的研究，假设同一两位码行业企业具有相似的生产模式，分行业估算生产函数中的劳动和资本系数。再次，参考鲁晓东和连玉君(2012)的研究，按如下方式度量全要素生产率测算中所需的关键指标：①产出采用企业工业增加值衡量；②劳动投入采用企业职工人数衡量；③固定资本存量采用企业固定资产合计指标衡量，各年固定资产投资计算方式为： $I_t = K_t - K_{t-1} + D_t$ ，其中： I_t 为投资额； K_t 为固定资产总值； D_t 为固定资产折旧；④中间投入采用工业中间投入合计指标衡量；⑤将以上名义变量按如下方式平减为以2003年为基期的实际值：以企业所在省份的工业品出厂价格指数对工业增加值指标进行平减，以固定资产投资价格指数对资本存量和投资额指标进行平减，以工业品购进价格指数对中间投入指标进行平减。

2. 银行主导型金融

本文借鉴叶德珠等(2020)的研究，采用制造业企业所在城市年末金融机构各项贷款余额占名义GDP的比重衡量银行主导型金融体系的发展水平。

3. 技术距离

本文借鉴Alder(2010)及张海玲等(2018)的研究，以同一个两位码行业中生产率最高的企业为技术前沿，采用非前沿企业生产率与前沿企业生产率的比值衡量其技术距离。该指标为企业与前沿技术差距的负向指标，即企业与技术前沿的差距越小，指标值越大。本文并未计算制造业企业与国际前沿的技术距离，其原因在于：第一，各国资本存量的核算方法存在较大差异，这使得跨国全要素生产率缺乏可比性。第二，以所在行业生产率最高的企业为技术前沿计算所得的技术距离，与企业的技术模仿空间和技术发展策略更为相关，具有更强的现实意义(Alder, 2010)。

4. 企业创新

考虑到专利数量等产出指标具有较强的滞后性，且缺乏价值可比性，本文借鉴徐飞(2019)的研究，采用制造业企业研发投入与营业收入的比值即研发强度衡量其创新水平。

5. 控制变量

为提高研究精度，本文在回归模型中加入了企业、行业 and 地区层面的控制变量。其中，企业层面的控制变量包括：企业规模、企业年龄、资产负债率、固定资产比率、所有权性质、销售毛利率和补贴收入；行业层面的控制变量包括：两位码行业的平均技术水平；地区层面的控制变量包括：各城市GDP增长率及市场规模。各变量的详细说明见表1。

(三) 数据与来源

本文采用中国工业企业数据库与城市数据库的匹配数据进行实证检验。由于城市层面数据的最早起始年份为2003年，且中国工业企业2008—2013年数据中，用于测算全要素生产率的关键指标缺失较多，本文将研究的样本区间设定为2003—2007年。其中，工业企业数据源自EPS数据平台的中国微观经济数据查询系统，城市层面数据均源自EPS数据平台的中国城市数据库。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量含义
被解释变量	制造业企业技术进步	<i>Techprogress</i>	企业全要素生产率的增长
解释变量	银行主导型金融	<i>Bank</i>	企业所在城市金融机构年末贷款余额/GDP
调节变量(门限变量)	技术距离	<i>Distance</i>	企业的全要素生产率/同行业生产率最高企业的全要素生产率
中介变量	企业创新	<i>Inovation</i>	研发投入/营业收入
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	ln(企业总资产)
	企业年龄	<i>Age</i>	ln(当前年份-企业成立年份)
	资产负债率	<i>Debt</i>	总负债/总资产
	固定资产比例	<i>Fix</i>	固定资产/总资产
	所有权性质	<i>State</i>	国有企业取值 1, 否则取值 0
	销售毛利率	<i>Profit</i>	(销售收入-销售成本)/销售收入
	补贴收入	<i>Subsidy</i>	补贴收入/工业销售产值
	行业平均技术水平	<i>Meantfp</i>	各二位数行业平均全要素生产率的对数
	地区 GDP 增长率	<i>GDPgrowth</i>	各城市 GDP 的增长率
地区市场规模	<i>Mscale</i>	各城市年末人口数的对数	

本文借鉴聂辉华等(2012)、鲁晓东和连玉君(2012)研究,对工业企业数据做出如下处理:①仅保留制造业企业;②剔除职工人数少于 8 人的观测值;③剔除关键指标如销售额、职工人数、总资产、固定资产净值和工业总产值缺失的数据;④剔除不满足规模以上标准的企业;⑤剔除一些明显不符合会计原则的观测值,包括:总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值或累计折旧小于当期折旧的观测值;实收资本小于或等于 0 的观测值;⑥剔除关键指标的前后 1%^④;⑦剔除工业增加值、中间投入等计算全要素生产率的关键指标缺失的数据,由于此类指标在 2008—2013 年均存在缺失,故将其剔除后样本区间变为 1998—2007 年;⑧保留至少连续三年均在数据库内的企业。

对于城市层面数据,由于新疆和西藏地区城市级数据缺失较多,故将该地区相关数据予以剔除。经以上处理,最终获得 271601 个观测样本。相关指标描述性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Techprogress</i> (ACF)	271601	0.025	0.104	-0.238	0.021	0.345
<i>Techprogress</i> (OP)	271601	0.023	0.092	-0.216	0.019	0.307
<i>Techprogress</i> (LP)	271601	0.020	0.075	-0.177	0.017	0.242
<i>Bank</i>	271601	0.976	0.487	0.321	0.845	2.349
<i>Distance</i> (ACF)	271601	0.663	0.090	0.468	0.657	0.900
<i>Distance</i> (OP)	271601	0.700	0.084	0.512	0.696	0.914
<i>Distance</i> (LP)	271601	0.750	0.075	0.599	0.746	0.942
<i>Age</i>	271601	2.019	0.560	1.099	1.946	3.401
<i>Size</i>	271601	9.683	0.865	7.236	9.669	14.04
<i>Debt</i>	271601	0.559	0.263	0.010	0.575	1.304
<i>Fix</i>	271601	0.470	0.270	0.007	0.428	1.597
<i>Profit</i>	271601	0.141	0.100	-0.066	0.119	0.561
<i>Subsidy</i>	271601	0.002	0.010	0	0	0.069
<i>State</i>	271601	0.112	0.316	0	0	1
<i>GDPgrowth</i>	271601	0.185	0.083	-0.873	0.180	9.329
<i>Meantfp</i>	271601	1.661	0.084	1.302	1.642	1.873
<i>Mscale</i>	271601	6.267	0.591	2.819	6.336	8.082
<i>Inovation</i>	228242	0.001	0.006	0	0	0.050

注:为避免离群值的影响,本文对主要连续变量在 1% 和 99% 分位进行了缩尾处理。

四、银行主导型金融对制造业企业技术进步的影响效应

(一)基准回归结果

表 3 的(1)列考察了银行主导型金融对制造业企业技术进步的影响效应。结果显示,*Bank*的系数为 0.005 但并不显著,表明银行主导型金融对制造业企业整体技术进步无显著的促进作用。但该模型调整后的 R^2 较低,模型的拟合效果欠佳。表 3 的(2)列~(4)列加入了技术距离及其与银行主导型金融的交互项,其中,(2)列不含控制变量,(3)列加入控制变量,(4)列进一步加入固定效应项。可以看出:第一,随着控制变量和固定效应的加入,模型调整后的 R^2 依次递增,其拟合效果逐步改善。第二,无论在何种设定下,*Bank*的系数均为正,*Bank*和 *Distance* 交互项的系数均在 1% 水平显著为负,表明随着企业与前沿技术差距缩小,银行主导型金融对其技术进步的促进作用逐步递减^⑤。第三,*Distance*的系数均在 1% 水平显著为负,表明企业与前沿的技术差距越大,其技术进步越快,符合后发优势理论。基于(4)列结果,本文计算了银行主导型金融对制造业企业技术进步的边际影响如式(22)所示。

④ 由于此前职工人数少于 8 人的观测值已被剔除,故对职工人数这一指标仅进行右截尾处理。

⑤ *Distance* 为企业与前沿技术差距的反向测度指标,即 *Distance* 越大,企业与前沿的技术差距越小。

$$\frac{\partial Techprogress_{ijt}}{\partial Bank_{c,t-1}} = 0.029 - 0.045Distance_{i,t-1} \quad (22)$$

由式(22)计算可知,使得银行主导型金融的作用由正转负的技术距离临界值约为0.644^⑥。这也就意味着,当制造业企业与前沿的技术距离小于0.644时,银行主导型金融可显著促进其技术进步,但当制造业企业与前沿的技术距离大于0.644后,银行主导型金融将抑制其技术进步,假设1由此得证。

模型中控制变量的回归结果基本符合预期:①企业年龄越大,其技术进步越慢。从仿生学角度看,随着年龄增加企业会逐渐老化,以致其成长速度变慢(Yasuda, 2005)。②企业规模越大,其技术进步越快,这可能与大企业拥有较强的博弈能力、能够获取更多外部资源并且更容易凭借自身规模优势发挥规模经济效应等有关。③企业资产负债率越高、固定资产比重越大,其技术进步越慢。这可能因为企业财务风险和经营风险越高,越难融获外部资金以满足技术发展需要。④企业销售毛利率越高,其技术进步越快。这可能因为经营收益的提升有助增加企业内源性资金,缓解其技术创新的资金约束,从而促进其技术进步。⑤企业获得补贴收入越高,其技术进步越慢,这可能与研发资源的错配有关。König等(2022)研究发现,我国工业企业存在明显的研发资源错配问题,一些生产率较低企业更容易获得政府补贴,以致企业补贴收入与其技术进步呈现负相关关系。⑥相较于民营企业,国有企业技术进步较为缓慢,这可能与国有企业存在治理结构不完善、具有政策性负担等因素有关。

(二)稳健性检验

1. 内生性处理

本文面临的内生性问题主要包括以下方面:第一,反向因果问题,即企业技术进步越快,越容易获得银行信贷支持。本文被解释变量为企业层面的技术进步,核心解释变量为企业所在城市层面的银行主导型金融发展水平,由于企业技术进步作为微观层面因素对地区金融发展水平影响较弱,这可在一定程度缓解反向因果关系。同时,在实证模型中对核心解释变量进行了滞后一期处理,这进一步削弱了反向因果的可能性。第二,遗漏变量问题,尽管在回归方程中加入了企业、行业和地区各层面的控制变量并控制了行业、城市和年份等多维度的固定效应,但仍无法完全排除遗漏变量的可能。为规避内生性问题对研究结论的干扰,本文借鉴连蓓旭等(2020)的研究,以除去企业所在城市后同一省份其余城市银行主导型金融的平均发展水平为工具变量,并采用两阶段最小二乘法进行回归。从相关性角度看,企业所在城市的金融发展水平与同一省份其他城市金融发展的平均水平具有正向关联。从排他性角度看,同一省份其他城市的金融发展水平较难通过其他途径影响当地制造业企业的技术进步。

工具变量回归结果呈现于表4的(1)列和(2)列。可以看到,在第一阶段回归中,工具变量与企业所在城市银行主导型金融水平的回归系数为0.359且在1%水平显著,说明企业所在城市的银行主导型金融水平与同一省份其余城市银行主导型金融高度正相关。同时,第一阶段回归的F为18.52,P为0.000,表明不存在弱工具变量问题。第二阶段回归结果显示,银行主导型金融Bank与技术距离Distance交互项的估计系数在1%水平显著为负、主项Bank的估计系数显著为正、Distance的估计系数显著为负,这与基准回归结果一致。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Techprogress	Techprogress	Techprogress	Techprogress
Bank	0.005 (0.44)	0.019 (1.14)	0.014 (0.85)	0.029* (1.84)
Distance		-0.353*** (-14.11)	-0.431*** (-17.50)	-0.521*** (-23.85)
Bank×Distance		-0.051** (-2.37)	-0.050** (-2.14)	-0.045*** (-2.70)
Age	-0.003*** (-8.19)		-0.005*** (-6.62)	-0.004*** (-8.28)
Size	-0.001*** (-2.79)		0.003** (2.38)	0.006*** (4.82)
Debt	-0.001 (-0.43)		-0.023*** (-9.61)	-0.022*** (-13.21)
Fix	-0.006*** (-5.93)		-0.028*** (-9.20)	-0.040*** (-16.00)
Profit	0.021*** (4.20)		0.047*** (4.49)	0.043*** (3.70)
Subsidy	-0.278*** (-13.68)		-0.395*** (-13.74)	-0.337*** (-15.40)
State	-0.003*** (-4.03)		0.001 (0.53)	-0.002** (-2.36)
GDPgrowth	0.008 (0.98)		0.040*** (2.67)	0.010 (1.44)
Meantfp	0.821*** (8.07)		0.174*** (22.44)	1.049*** (11.27)
Mscale	0.047 (1.09)		0.011*** (4.91)	-0.058 (-1.64)
常数项	-1.732*** (-4.51)	0.274*** (15.38)	-0.038 (-1.16)	-1.157*** (-4.87)
城市、行业和年份固定效应	控制	不控制	不控制	控制
观测值个数	271601	271601	271601	271601
调整后的R ²	0.017	0.125	0.158	0.197

注:括号内为经由聚类到城市层面的稳健标准误调整后的t值;*,**,***分别表示在10%、5%、1%水平显著。

⑥ 令式(22)等于0即可得到Distance=0.644。

2. 更换技术前沿

前文以同一行业中生产率最高的企业为技术前沿,测度了各企业的技术距离。为排除极端值对研究结论的影响,以同行业中生产率前 10 位企业的平均全要素生产率为技术前沿,测度各企业的技术距离,并采用基准模型进行回归分析,回归结果呈现于表 4 的(3)列。结果表明,随着制造业企业接近技术前沿,银行主导型金融对其技术进步的作用呈“先促进,后抑制”趋势,因此基准回归结果较为稳健。

3. 更换全要素生产率的测度方法

除 ACF 方法外,企业全要素生产率常用测算方法还包括 OP 法和 LP 法。为排除生产率测算方法对研究结论的影响,分别采用 OP 法和 LP 法测算了制造业企业的全要素生产率,并据此计算了其全要素生产率增长及技术距离^⑦。基于 OP 法和 LP 法的稳健性检验结果分别呈现于表 4 的(4)列和(5)列。可以看到 *Bank*、*Distance* 及二者交互项无论在系数估计值、系数符号抑或显著性水平方面均与基准回归结果较为接近,因此本文研究结论较为稳健。

4. 更换回归模型

为验证银行主导型金融对制造业企业技术进步的非线性影响,本文进一步以企业技术距离为门限变量,构建面板门限模型进行稳健性检验。面板门限模型可利用样本数据自动识别技术距离的一个或多个门槛值,客观、全面地获取不同技术距离区间内银行主导型金融对企业技术进步的影响效应。

首先检验银行主导型金融与制造业企业技术进步之间是否存在门限效应,其结果如表 5 所示。可以看到,在 1% 置信水平下,银行主导型金融与制造业企业技术进步之间存在双重门槛效应。在确定门限数量及其估计值后,本文采用基于聚类标准误的固定效应模型进行门限回归,其结果如表 6 所示。结果显示:当制造业企业远离技术前沿时,银行主导型金融对其技术进步具有明显的促进作用;但随着制造业企业接近技术前沿,银行主导型金融对其技术进步的作用将由正转负,这与前文研究结论一致,并且,此处使得银行主导型金融对技术进步的作用由正转负的技术距离门槛值为 0.663,这与基准回归中的临界值 0.644 较为接近,由此表明本文基准回归结果具有较强的稳健性。

(三) 异质性分析

前述研究结论建立在所有企业同质的假设之上,并未考虑制造业企业在融获银行信贷资金方面的难易差异。我国商业银行对国有企业具有较强的信贷偏好,且因其普遍运用抵押品实行信贷配给,即根据项目风险设置一个抵押品价值的下限,并将抵押资产规模小于银行抵押品价值最低要求的企业排除在银行信贷配给之外(王霄和张捷,2003),对抵押资产丰富的企业也较为偏爱。因此,本文将从制造业企业产权性质及抵押资产规模两个方面进行异质性分析。

首先,考察企业所有权性质的影响。为此,将样本企业按其所有权性质划分为国有制造业企业组和非国

表 4 稳健性检验:工具变量法及指标替换

变量	工具变量回归		更换技术前沿	更换生产率测度方法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Bank</i>	<i>Techprogress</i>	<i>Techprogress</i>	<i>Techprogress</i>	<i>Techprogress</i>
<i>Bank</i>		0.073** (2.14)	0.026 (1.62)	0.027* (1.78)	0.026* (1.74)
<i>Instru</i>	0.359*** (3.29)				
<i>Distance</i>		-0.431*** (-10.55)	-0.502*** (-22.96)	-0.499*** (-24.03)	-0.439*** (-23.32)
<i>Bank</i> × <i>Distance</i>		-0.103*** (-2.89)	-0.040** (-2.43)	-0.041*** (-2.69)	-0.039** (-2.56)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市、行业和年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值个数	141585	141585	271601	271601	271601
调整后的 R ²	0.988	0.183	0.202	0.198	0.191

注:括号内为经由聚类到城市层面的稳健标准误调整后的 *t* 值,*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。

表 5 稳健性检验:门限效应检验

模型类型	门限估计值	<i>P</i>	95% 置信区间
单一门限模型	0.634	0.000	[0.633, 0.635]
双重门限模型	0.553, 0.663	0.000	[0.551, 0.554]、[0.662, 0.664]
三重门限模型	0.744	0.484	[0.743, 0.745]

注:*P*用于检验门槛值的显著性,bootstrap 次数设定为 500 次。

表 6 稳健性检验:面板门限回归

变量	系数估计值	<i>t</i>
<i>Bank</i> (<i>Distance</i> <0.553)	0.131***	29.74
<i>Bank</i> (0.553< <i>Distance</i> <0.663)	0.021***	5.10
<i>Bank</i> (<i>Distance</i> >0.663)	-0.070***	-16.78
控制变量	控制	
个体和时间固定效应	控制	
观测值个数	90924	
组内 R ²	0.251	
<i>P</i>	0.000	

注:“*”、“**”、“***”分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。

⑦ 此处以同一个二位码行业中全要素生产率最高的企业为技术前沿。

有制造业企业组^⑧,并采用基准模型进行回归。分组回归结果呈现于表7的(1)列和(2)列。可以看到,无论对国有制造业企业抑或非国有制造业企业而言,随着企业接近技术前沿,银行主导型金融将对其技术进步的作用均呈“先促进、后抑制”的变化趋势。进一步计算可知,国有制造业企业的技术距离临界值为0.656^⑨,而非国有制造业企业的技术距离临界值为0.636,前者略高于后者,表明随着制造业企业接近技术前沿,银行主导型金融对其技术进步的抑制作用在国有企业中出现较晚。这可能因为国有制造业企业在接近技术前沿后,可凭借政府信誉、政治关联等优势融获更多信贷资金,从而缓解由信贷约束引发的技术进步阻滞问题。但随着企业与前沿技术差距进一步缩小,其创新的颠覆性与不确定性增加,银行主导型金融与企业创新的错配程度加剧,从而导致其对企业技术进步产生抑制作用。

其次,考察企业抵押资产规模的影响。为此,我们以企业固定资产占总资产比例的中位数为基准,将样本企业划分为抵押资产较多组与抵押资产较少组,并采用基准模型进行回归。由于我国企业主要采用不动产抵押方式向商业银行融入资金(范小云和董二磊,2015),企业固定资产数量可较好的表征其抵押资产规模。分组回归结果见表7的(3)列和(4)列所示。可以看出,无论制造业企业抵押资产多寡,随着企业接近技术前沿,银行主导型金融对其技术进步的作用将由促进转为抑制。但从技术距离的临界值看,抵押资产较多组为0.686,而抵押资产较少组为0.529,前者高于后者,说明随着制造业企业接近技术前沿,银行主导型金融对其技术进步的负向作用在抵押资产丰富企业中出现较晚。这可能因为在接近技术前沿后,抵押资产丰富企业更容易获得商业银行的信贷支持,以此缓解资金约束技术进步的不利影响。但随着与前沿技术距离进一步缩小,技术创新风险趋高、资金需求加大但抵押资产数量相对有限,企业终将被排斥在银行信贷配给之外,以致银行主导型金融对其技术进步产生阻滞效应。

表7 异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	非国有企业	抵押资产较多	抵押资产较少
<i>Bank</i>	0.042***(2.66)	0.028*(1.68)	0.059***(2.65)	0.018(1.22)
<i>Distance</i>	-0.460***(-16.41)	-0.531***(-23.82)	-0.492***(-20.46)	-0.548***(-22.05)
<i>Bank × Distance</i>	-0.064***(-3.20)	-0.044**(-2.57)	-0.086***(-3.39)	-0.034**(-2.12)
城市、行业和年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值个数	30527	241074	135767	135834
调整后的R ²	0.1774	0.2011	0.2001	0.2050

注:括号内为经由聚类到城市层面的稳健标准误调整后的*t*值;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平显著。

五、作用机制检验：企业创新

本文借鉴李平和李蕾蕾(2014)、杨子荣和张鹏杨(2018)的做法,在面板门限模型中引入银行主导型金融与企业创新的交互项,以此衡量银行主导型金融对制造业企业技术创新的拉动效应,并以技术距离为门限变量,考察在不同技术距离区间内,银行主导型金融能否通过激励制造业企业创新驱动其技术进步。在回归前,本文对是否存在门限效应进行了检验,结果如表8所示。可以看出,在1%置信水平下,银行主导型金融与制造业企业技术创新的交互项同企业技术进步之间存在双重门限效应。

基于门限效应检验结果,本文进一步采用固定效应模型进行双重门限回归,结果见表9。可以看到,当制造业企业与前沿的技术距离小于0.591时,银行主导型金融与企业创新交互项的估计系数为2.910且在1%

表8 作用机制检验：门限效应检验

模型类型	门限估计值	<i>P</i>	95% 置信区间
单一门限模型	0.591	0.000	[0.590, 0.593]
双重门限模型	0.591, 0.671	0.000	[0.590, 0.593]、[0.669, 0.672]
三重门限模型	0.495	0.800	[0.489, 0.499]

注:*P*值用于检验门阈值的显著性,bootstrap次数设定为500次。

⑧ 考虑到在中国工业企业数据库中,企业注册类型无法准确反映其所有制情况(聂辉华等,2012),参考杨汝岱(2015)的做法,将国有与集体资本占实收资本比例超过50%的界定为国有企业,其余界定为非国有企业。

⑨ 根据国有企业组的回归结果, $\frac{\partial Techprogress_{ijt}}{\partial Bank_{e,t-1}} = 0.042 - 0.064Distance_{i,t-1}$,令该式等于0既可得到技术距离的临界值为0.656,其余组别技术距离临界值的计算方法与此相同。

水平显著,说明银行主导型金融可通过激励制造业企业创新驱动其技术进步。当技术距离介于 0.591~0.671,二者交互项系数为 0.354 且在 1% 水平显著,表明银行主导型金融仍可通过激励企业创新促进其技术进步,但该效应已有所减弱。当企业与前沿的技术距离大于 0.671 时,银行主导型金融与制造业企业创新的交互项系数为在 1% 水平显著为负,表明银行主导型金融不能通过激励制造业企业创新驱动其技术进步。由此,假设 2 得以验证。

表 9 作用机制检验:面板门限回归

变量	系数估计值	t
$Bank \times Innovation(Distance < 0.591)$	2.910***	15.14
$Bank \times Innovation(0.591 < \Delta Distance < 0.671)$	0.354***	3.04
$Bank \times Innovation(Distance > 0.671)$	-1.200***	-11.68
控制变量	控制	
个体和时间固定效应	控制	
观测值个数	102051	
F	80.37	
P	0.000	
组内 R ²	0.188	

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。

六、结论与启示

本文从技术距离视角出发,通过构建一个包含金融部门的熊彼特增长模型,探究了银行主导型金融对制造业企业技术进步的影响效应及作用机理,并运用中国工业企业与城市级银行信贷的匹配数据进行了实证检验,主要得到以下结论:第一,银行主导型金融对制造业企业技术进步的影响效应与企业技术距离有关:当企业远离技术前沿时,银行主导型金融对其技术进步具有明显的促进作用;但随着企业接近技术前沿,该作用将由正转负。定量分析表明,其对应的技术距离临界值为 0.644,即企业全要素生产率达到技术前沿的 64.4%。

第二,无论企业所有权性质为国有抑或非国有,也无论其抵押资产多寡,随着制造业企业接近技术前沿,银行主导型金融对其技术进步的影响效应均呈“先促进,后抑制”的变化趋势,但对非国有及抵押资产匮乏企业而言,该抑制作用出现较早。

第三,从作用机理看,在远离技术前沿阶段,银行主导型金融可通过激励企业创新促进其技术进步,但在接近技术前沿后,银行主导型金融难以通过激励企业创新驱动其技术进步。

基于以上结论,本文具有如下政策启示:

第一,考虑到我国尚有部分制造业企业远离技术前沿,银行主导型金融对其发挥技术后发优势具有显著的促进作用,应继续深化商业银行改革、提升银行服务实体经济的效率,以助后发企业实现快速的技术追赶。

第二,随着我国制造业整体接近技术前沿,准前沿及前沿企业占比趋增,银行主导型金融愈加难以满足制造业企业技术进步的金融需求,即使以政府信誉或抵押资产进行信用增级亦不能逆转其对企业技术进步的抑制作用。因此,应加快推进金融供给侧结构性改革,提高直接融资在总体金融规模中的占比,助推前沿企业技术升级。

第三,鉴于银行主导型金融对制造业企业技术进步的阻滞作用在非国有及抵押资产较少企业中出现较早,而二者为突破性创新的重要参与者,应大力发展科创板、风险资本、私募股权投资及天使投资等包容性较强的投资市场,拓宽金融市场融资入口。

参考文献

- [1] 埃斯里·德米尔古克-肯特, 罗斯·莱文, 2006. 金融结构和经济增长: 银行、市场和发展的跨国比较[M]. 北京: 中国人民大学出版社.
- [2] 范小云, 董二磊, 2015. 银行信贷、商业信用与企业出口——基于联立方程模型的经验分析[J]. 中国经济问题, (1): 36-49.
- [3] 黄先海, 宋学印, 2017. 准前沿经济体的技术进步路径及动力转换——从“追赶导向”到“竞争导向”[J]. 中国社会科学, (6): 60-79, 206-207.
- [4] 景光正, 李平, 许家云, 2017. 金融结构、双向 FDI 与技术进步[J]. 金融研究, (7): 62-77.
- [5] 李平, 李蕾蕾, 2014. 基础研究对后发国家技术进步的影响——基于技术创新和技术引进的视角[J]. 科学学研究, 32 (5): 677-686.
- [6] 连旭蓓, 龚强, 刘冲, 2020. 金融发展、技术前沿距离与追赶型增长[J]. 经济与管理研究, 41(3): 37-52.
- [7] 林志帆, 龙晓旋, 2015. 金融结构与发展中国家的技术进步——基于新结构经济学视角的实证研究[J]. 经济学动态, (12): 57-68.

- [8] 鲁晓东, 连玉君, 2012. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 11(2): 541-558.
- [9] 马微, 惠宁, 2018. 金融结构对技术创新的影响效应及其区域差异研究[J]. 经济科学, (2): 75-87.
- [10] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱, 2012. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 35(5): 142-158.
- [11] 千慧雄, 安同良, 2020. 中国金融结构与创新结构的适应性研究[J]. 经济学家, (2): 88-98.
- [12] 司秋利, 张涛, 2022. 金融结构、创新模式与技术创新效率[J]. 金融评论, 14(1): 80-98, 123-124.
- [13] 田友春, 卢盛荣, 李文溥, 2021. 中国全要素生产率增长率的变化及提升途径——基于产业视角[J]. 经济学(季刊), 21(2): 445-464.
- [14] 王林辉, 王辉, 董直庆, 2022. 技术创新方向、均衡技术差距与技术追赶周期[J]. 世界经济, 45(3): 28-55.
- [15] 王霄, 张捷, 2003. 银行信贷配给与中小企业贷款——一个内生性抵押品和企业规模的理论模型[J]. 经济研究, (7): 68-75, 92.
- [16] 徐飞, 2019. 银行信贷与企业创新困境[J]. 中国工业经济, (1): 119-136.
- [17] 徐明, 刘金山, 2017. 何种金融结构有利于技术创新——理论解构、实践导向与启示[J]. 经济学家, (10): 54-64.
- [18] 杨汝岱, 2015. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 50(2): 61-74.
- [19] 杨子荣, 张鹏杨, 2018. 金融结构、产业结构与经济增长——基于新结构金融学视角的实证检验[J]. 经济学(季刊), 17(2): 847-872.
- [20] 叶德珠, 谢陈昕, 黄允爵, 2020. 中国最优金融结构的动态特征研究——基于技术水平升级的考察角度[J]. 金融经济研究, 35(4): 19-34.
- [21] 张海玲, 张宗斌, 闫付美, 2018. 基于技术距离的环境治理对企业全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 28(10): 121-130.
- [22] 张莹莹, 2022. 金融发展、研发投入与绿色全要素生产率——基于不同维度金融发展的视角[J]. 华东理工大学学报(社会科学版), 37(6): 127-145.
- [23] 赵瑞政, 王文汇, 王朝阳, 2020. 金融供给侧的结构性问题及改革建议——基于金融结构视角的比较分析[J]. 经济学动态, (4): 15-32.
- [24] ACEMOGLU D, AGHION P, ZILIBOTTI F, 2006. Distance to frontier, selection, and economic growth[J]. Journal of the European Economic Association, 4(1): 37-74.
- [25] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G, 2015. Identification properties of recent production function estimators[J]. Econometrica, 83(6): 2411-2451.
- [26] AGHION P, AKCIGIT U, HOWITT P, 2013. What do we learn from Schumpeterian growth theory?[J/OL]. NBER Working Paper, No. W18824, Available at <http://www.nber.org/papers/w18824>.
- [27] ALDER S, 2010. Competition and innovation: Does the distance to the technology frontier matter?[J/OL]. IEW Working Paper, No. 493, Available at <https://www.econ.uzh.ch/apps/workingpapers/wp/iewwp493.pdf>.
- [28] ALLEN F, GALE D, 1999. Diversity of opinion and financing of new technologies[J]. Journal of Financial Intermediation, 8: 68-89.
- [29] GOLDSMITH R W, 1969. Financial structure and development[M]. New Haven, Conn: Yale University Press.
- [30] HANSEN B E, 1999. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 93(2): 345-368.
- [31] KÖNIG M, STORESLERREN K, SONG Z, et al, 2022. From imitation to innovation: Where is all that Chinese R&D going?[J]. Econometrica, 90(4): 1615-1654.
- [32] LEVINSOHN J, PETRIN A, 2003. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 70(2): 317-341.
- [33] LIN J Y, WANG W, XU V Z, 2020. Distance to frontier and optimal financial structure[J/OL]. Working Paper Series of New Structural Economics, No. E2020005, Available at <https://www.nse.pku.edu.cn/docs/2020-05/20200504170031020398.pdf>.
- [34] LIN J Y, WANG W, XU V Z, 2022. Distance to frontier and optimal financial structure[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 60: 243-249.
- [35] OLLEY S, PAKES A, 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica, 64(6): 1263-1297.
- [36] SCHUMPETER J, 1912. The theory of economics development[M]. Cambridge: Harvard University Press.
- [37] TADESSE S, 2005. Financial development and technology[R]. Michigan: William Davidson Institute Working Paper.
- [38] YASUDA T, 2005. Firm growth, size, age and behavior in Japanese manufacturing[J]. Small Business Economics, 24(1): 1-15.

The Impact of Bank-leading Financial System on Technological Progress of Manufacturing Enterprises: In the Perspective of Technology Distance

Yang Juan¹, Yang Bo²

(1. Development institute, Yunnan University, Kunming 650000, China;

2. School of Economics, Yunnan University, Kunming 650000, China)

Abstract: The appropriate financial system is needed to support the technological development of manufacturing enterprises. How does our bank-leading financial system work? From the perspective of technology distance, a schumpeterian growth model was made to explore the effect and mechanism of bank-leading financial system on technological progress of manufacturing enterprises, and an empirical test was made by using the matching data of China Industrial Enterprise Database and City Database. It finds that bank-leading financial system has a differential impact on the technological progress of manufacturing enterprises with different technology distances. When enterprises are far from the technology frontier, bank-leading financial system has an obvious promoting effect on their technological progress, but this effect will turn from positive to negative as enterprises approach the frontier. As the manufacturing enterprises approach the frontier, the negative effect of Bank-leading on their technological progress appears earlier in enterprises which are non-state-owned or lack of mortgage assets. In terms of the mechanism, when manufacturing enterprises are far away from the technology frontier, bank-leading financial system can stimulate enterprises to innovate. However, as manufacturing enterprises approach the frontier, bank-leading financial system cannot drive their technological progress through innovation. These conclusion can help us deepening the structural reform of financial supply side and enhancing the effect of financial system on manufacturing industry.

Keywords: bank-leading financial system; manufacturing enterprises; technological progress; technology distance