

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2025.01.003

金融开放对企业全要素生产率的影响

高慧清, 翟亚新

(郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001)

摘要:金融开放为国内金融体系带来“资金供给”和“效率提升”的双重改进,能够在改善企业资金状况的同时促进企业技术创新,进而提高企业的全要素生产率。采用 2011—2023 年沪深 A 股上市公司和地级市的数据分析发现:金融开放显著促进了企业全要素生产率增长,并可以通过缓解融资约束和促进技术创新两条路径来提升企业全要素生产率;相比吸收能力较低企业和中小企业,吸收能力较高企业和大型企业的全要素生产率较高,且金融开放的全要素生产率提升效应也较强;市场竞争程度的加剧、资源错配程度的降低、金融发展水平的提高有助于企业全要素生产率提升,并能强化金融开放的企业全要素生产率提升效应;金融开放对企业全要素生产率的促进作用在经济衰退期较弱,而在经济复苏期较强。因此,应稳步推进金融高水平开放,让金融开放的红利惠及各类企业,并不断改善企业发展环境,提升企业吸收能力,助力企业做大做强,驱动企业全要素生产率持续提升。

关键词:金融开放;全要素生产率;融资约束;技术创新;吸收能力;资源错配;经济周期

中图分类号:F832.6;F270.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2025)01-0036-15

引用格式:高慧清, 翟亚新. 金融开放对企业全要素生产率的影响[J]. 西部论坛, 2025, 35(1): 36-50.

GAO Hui-qing, ZHAI Ya-xin. Impact of financial openness on firm-level total factor productivity[J]. West Forum, 2025, 35(1): 36-50.

一、引言

发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点,新质生产力以全要素生产率的大幅

* 收稿日期:2024-05-05;修回日期:2024-09-07

基金项目:教育部人文社会科学研究青年项目(21YJC790032);河南省软科学研究计划项目(242400410070)。

作者简介:高慧清(1983),女,河南郑州人;副教授,博士,主要从事国际金融研究;E-mail:gaohuiqing@zzu.edu.cn。

翟亚新(1999),通信作者,女,山西长治人;硕士研究生,主要从事国际金融研究;E-mail:zyx_0824@163.com。

提升为核心标志。因此,提高全要素生产率是发展新质生产力和推动高质量发展的首要方向,全要素生产率也成为近年来学术界研究的热点话题之一。企业是经济发展的微观主体,必须提高企业全要素生产率才能实现全社会全要素生产率的增长。大量文献探讨了影响企业全要素生产率的各种因素,以寻求促进企业全要素生产率提升的有效路径。相关实证研究主要从企业自身特征和发展环境两个方面来考察影响企业全要素生产率的因素,其中,在企业的发展环境方面,金融是一个重要因素。除了金融发展(陈志刚等,2012;罗良文等,2020)^[1-2]外,金融地理结构(陶锋等,2017;吴虹仪,2024)^[3-4]、金融科技(巴曙松等,2020;宋敏等,2021)^[5-6]、金融政策(刘少波等,2022;陈小运等,2024)^[7-8]、金融摩擦(高伟生,2018;史小坤等,2023)^[9-10]、金融分权(何美玲等,2019)^[11]、金融改革(闫永生等,2022)^[12]、供应链金融(周易等,2023)^[13]和银行价格竞争(江康奇等,2023)^[14]等企业全要素生产率的影响也受到学者们的关注,数字金融(陈中飞等,2021;左晓慧等,2024)^[15-16]和绿色金融(张小勇等,2024)^[17]对企业全要素生产率的影响更是成为近期的研究热点。

然而,总体上看,目前关于金融开放对企业全要素生产率的影响研究相对不足,而且相关文献大多基于金融开放的某一方面或某项金融开放政策展开分析。比如:李青原和章尹赛楠(2021)^[18]探讨了金融开放对资源配置效率的影响,尽管以中国工业企业数据为研究样本,但主要考察的是外资银行进入对城市-行业层面全要素生产率的影响;杨胜刚等(2022)^[19]以1999—2019年中国A股上市公司为研究样本分析发现,资本市场开放水平的提高能够通过缓解融资约束的渠道显著提升企业全要素生产率;戴鹏毅等(2021)^[20]以“沪港通”的实施作为资本市场开放的准自然实验,研究发现“沪港通”的实施有助于促进企业全要素生产率提升。

作为高水平对外开放的重要领域,金融开放不仅能够扩张资本市场、增加资本供给,还可以促进本市场的制度完善和结构升级,是加快发展新质生产力和推动经济高质量发展的重要突破口。2018年以来,我国金融开放的步伐明显加快,资金流入的限制以及外资持股比例、准入条件、经营业务等方面的限制进一步放宽。在此背景下,金融开放能否推动企业全要素生产率提升?其中的作用机制是什么?怎样才能更好利用金融开放带来的资源和契机促进企业全要素生产率增长?对这些问题的回答,无疑有助于进一步深化金融开放和推进经济高质量发展。鉴于目前在这方面研究的不足,本文采用2011—2023年沪深A股上市公司和地级市的数据,通过构建城市金融开放水平的综合评价指标来考察地区金融开放对企业全要素生产率的影响及其机制。

相比已有文献,本文的边际贡献主要在于:第一,拓展和深化金融开放与全要素生产率之间的关系研究,并为城市金融开放的企业全要素生产率提升效应提供经验证据。第二,基于资金投入和技术进步这两大影响企业全要素生产率的关键因素,探究金融开放通过缓解企业融资约束和促进企业技术创新来提升企业全要素生产率的传导机制,有助于深入认识金融开放的微观经济效应和正确把握提升企业全要素生产率的有效路径。第三,进一步从多维度考察金融开放影响企业全要素生产率的异质性,包括企业自身特征层面的吸收能力和规模异质性,企业发展环境层面的行业竞争程度、资源配置状况、金融发展水平异质性,以及发展阶段层面的经济周期异质性,为在深化金融开放过程中有效促进各地各类企业的全要素生产率增长提供借鉴和启示。

二、理论分析与研究假说

1. 金融开放对企业全要素生产率的影响

企业生产的数量和质量取决于其要素的投入和组合效率,技术进步和组织优化带来的要素生产率

提升为企业发展提供了源源不断的动力。伴随着经济发展质量的提高,传统要素投入对经济增长的贡献度下降,通过提高要素生产率来提升产出水平成为推动经济长期稳定增长的重要路径。金融是国民经济的血脉,金融体系的不完善会导致金融资源供给不足和供给效率低下等问题,并阻碍实体经济的高质量发展。因此,金融的高质量发展会有效促进企业全要素生产率提升。在开放经济体系下,深化金融开放是金融高质量发展的重要内容和有效路径,而金融开放能够为企业提高全要素生产率提供更多的资源和机会。金融开放包括资本市场开放、国内金融开放和股票市场开放等(陈雨露等,2007;李青原等,2021)^{[21][18]},有助于更多更高质量的外资进入国内金融市场,为国内金融体系提供“资金供给”和“效率提升”的双重改善。在资金供给方面,金融开放通过吸引外资参与本国金融市场增加了有效金融供给,有助于弥补国内金融市场发展过程中的资本积累不足问题。国际资本的进入和集聚增加了国内市场的资金来源,拓展了企业的融资渠道,有效缓解了企业面临的融资约束问题,使得企业有更多的资金进行技术创新和生产扩张,进而通过技术进步和规模经济促进全要素生产率增长。在效率提升方面,金融开放有助于学习借鉴国外先进的金融治理机制和工具,进而通过不断完善金融体系缓解国内市场的金融抑制现象,促使实际利率趋近于市场均衡利率,降低企业的融资成本并提高资本的使用效率。同时,跨境资本流动限制的减少以及金融市场准入要求的降低会激励外资银行进入并开设分支机构,这将有利于形成有效竞争的金融市场环境,优化金融市场结构,缓解信息不对称等金融摩擦,提高金融系统的运行效率,进而更好地助力企业全要素生产率提升(Singh et al., 2023)^[22]。

基于上述分析,本文提出假说1:金融开放显著促进了企业全要素生产率提升。

在完美市场下,资源会通过市场机制以均衡价格在各经济主体间实现合理分配,从而推动经济逼近帕累托最优。然而,在现实经济中,金融发展水平不均衡、市场摩擦、政府干预以及信息不对称等都可能直接导致企业面临的生产要素和产品价格出现扭曲。融资约束和技术创新不足会直接对企业全要素生产率的提升形成制约,而金融开放能够优化企业融资环境、释放企业创新动力,进而有效促进企业全要素生产率增长。因此,本文主要从融资约束和技术创新两个方面来探讨金融开放影响企业全要素生产率的机制。

2. 金融开放、融资约束与企业全要素生产率

在现代经济体系中,金融发挥着至关重要的作用,而融资则是企业成长和扩张的基石。然而,资本的稀缺性使得融资约束成为一种普遍现象,限制了企业的进一步发展。当面临较为宽松的融资环境时,企业能够更容易地从外部市场获取资金,并将其用于扩展业务、研发新产品或技术、提升生产能力等。相反,如果企业面临严重的融资约束,融资成本高、融资难度大会显著增加企业的财务负担,限制其在关键领域的投资能力,不利于企业的生产扩张和效率提升(解维敏等,2011)^[23]。因此,融资约束是制约企业全要素生产率增长的关键因素之一。

金融开放可以有效缓解企业的融资约束,进而推动企业全要素生产率的提升。第一,金融开放为国内企业和金融机构进入国际金融市场提供了更多更好的机会,拓宽了企业的融资渠道,不仅增加了具备“硬信息”的大企业的资金供给,也显著改善了以中小企业为主的“软信息”借款主体的融资约束状况(程新生等,2024)^[24]。第二,外资银行进入会加剧国内金融系统的竞争,促使金融体系不断完善,金融发展水平不断提高,有助于降低金融市场不完备所造成的资源错配。第三,金融开放会使国内金融机构逐渐与世界金融市场融合,这将缓解信息不对称问题,提高信息披露质量,有助于完善企业的内部治理

和外部监管 (Varela, 2018; Igan et al., 2020; Calomiris et al., 2021)^[25-27], 从而提高企业的融资能力, 拓宽企业的融资渠道。融资约束的缓解则有利于企业全要素生产率的提升。一方面, 充足的资金为企业招聘高层次专业人才提供了有力支持, 并为员工培训提供了资金保障, 有助于企业人力资本水平和结构的提升, 进而显著提高劳动生产率; 另一方面, 充足的资金使企业能够开展更多的技术研发和成果转化活动, 促进其技术进步和效率提升。

基于上述分析, 本文提出假说 2: 金融开放能够通过缓解融资约束的路径来提升企业全要素生产率。

3. 金融开放、技术创新与企业全要素生产率

根据内生增长理论, 技术创新是驱动经济长期增长的关键因素 (Shahbaz et al., 2022)^[28]。通过技术创新, 企业开发出新的生产设备、方法、产品和服务, 能够提高生产效率和产品质量, 从而实现全要素生产率的快速增长; 而技术创新不足会导致企业发展停滞, 并引发生产效率降低、生产成本上升、市场竞争力减弱等一系列问题, 严重阻碍企业的全要素生产率增长 (唐未兵等, 2014)^[29]。因此, 技术创新是企业全要素生产率增长的主要来源之一。

金融开放能够促进企业技术创新, 从而提高企业全要素生产率。第一, 资金短缺是制约企业技术创新的主要因素之一, 而金融开放提高了企业对金融资源和金融服务的可得性, 有利于企业增加技术创新投入。第二, 金融开放带来的资本流动和风险分散降低了资本的风险溢价, 这将提高企业的风险承担水平和技术创新意愿, 并有助于企业在面对市场不确定性时做出更加灵活的创新决策。第三, 金融开放推动了国际合作, 加速了先进技术、人才等的流动 (Jiang et al., 2021)^[30], 有利于企业通过知识溢出效应提高自身的创新能力 (艾育红等, 2021; 庄毓敏等, 2023)^[31-32]。企业技术创新水平的提高则有助于其全要素生产率提升 (苟琴等, 2018)^[33]。一方面, 技术创新成果的应用会直接推动全要素生产率提升; 另一方面, 企业间的技术溢出使得企业可以利用其他企业的技术创新来提高自身的全要素生产率 (黄勃等, 2019)^[34]。

基于上述分析, 本文提出假说 3: 金融开放能够通过促进技术创新的路径来提升企业全要素生产率。

三、实证检验设计

1. 基准模型设定

为了检验城市金融开放对企业全要素生产率的影响, 本文构建如下计量模型:

$$TFP_{i,c,d,t} = \beta_0 + \beta_1 FinOpen_{c,t} + \beta X_{i,c,d,t} + \delta_t + \omega_d + \varepsilon_{i,c,d,t}$$

其中, i 、 c 、 d 和 t 分别表示企业、城市、行业 and 年份。被解释变量 ($TFP_{i,c,d,t}$) “企业 TFP” 为 t 年 c 城市 d 行业 i 企业的全要素生产率, 核心解释变量 ($FinOpen_{c,t}$) “城市金融开放” 为 t 年 c 城市的金融开放水平, $X_{i,c,d,t}$ 表示控制变量, δ_t 和 ω_d 代表年份固定效应和行业固定效应, $\varepsilon_{i,c,d,t}$ 为随机误差项。

(1) “企业全要素生产率”的测度。本文借鉴鲁晓东和连玉君 (2012)^[35]、曹伟等 (2022)^[36] 的研究, 采用 OP 法估计企业的全要素生产率 (TFP_{OP}), 并使用 LP 法 (TFP_{LP}) 和 ACF 法 (TFP_{ACF}) 的测算结果进行稳健性检验。

(2) “城市金融开放”的测度。参考谢寿琼等 (2022)^[37] 的研究, 本文基于“引进来”和“走出去”两个

方面估计样本城市的金融开放度, 计算公式为: $FinOpen_{c,t} = \alpha_1 \times FO_{(F-H)c,t} + \alpha_2 \times \frac{FDL_{c,t}}{TDL_{c,t}} + \alpha_3 \times \frac{FDI_{c,t} + OFDI_{c,t}}{GDP_{c,t}}$ 。

其中, $FinOpen_{c,t}$ 为金融开放水平, $FO_{(F-H)c,t}$ 为金融开放深度^①, $FDL_{c,t}$ 为金融机构外币存贷款总额, $TDL_{c,t}$ 为金融机构本外币存贷款总额, $FDI_{c,t}$ 、 $OFDI_{c,t}$ 和 $GDP_{c,t}$ 分别为外商直接投资存量、对外直接投资存量和国内生产总值(GDP)。考虑到金融开放深度指标的次优性以及国际直接投资与 GDP 之比相较于金融机构外币存贷款占比更能反映金融开放进程, 设定参数 $\alpha_1 = \alpha_2 = 0.25$ 、 $\alpha_3 = 0.5$ 。所用存量指标的测算公

式为: $S_{t_0} = \frac{F_{t_0}}{\tau + \alpha}$, $S_t = (1 - \alpha) \times S_{t-1} + F_t$ 。其中, S_{t_0} 为基期存量, F_{t_0} 为基期流量, τ 为样本期间城市人均 GDP 增长率, α 表示折旧率(设定为 6%)。此外, 将所有以美元计价的数据根据当年汇率转换为以人民币计价的数据。

(3) 控制变量的选取。参考李青原和章尹赛楠(2021)^[18]、Li 和 SU(2022)^[38] 的研究, 从企业、行业、城市 3 个层面选取以下控制变量: 企业层面包括“企业年龄”(当年年份与企业成立年份之差加 1 后取自然对数)、“资本密集度”(总资产与员工人数之比)、“现金流比率”(经营活动产生的现金流量净额与总资产之比)、“两职合一”(同一人兼任董事长与总经理取值为 1, 否则取值为 0)、“董事会规模”(董事会董事数量取自然对数)、“管理层持股比例”(董监高持股数量占总股数量的百分比)6 个变量, 行业层面包括“行业管理费用率”(行业管理费用与行业营业收入之比)、“行业固定资产比率”(行业固定资产净额与行业总资产之比)、“行业集中度”(基于营业收入计算的赫芬达尔指数)3 个变量, 城市层面包括“人力资源水平”(普通高等院校在校学生数取自然对数)、“工业化程度”(第二产业增加值占 GDP 的百分比)、“政府支出”(政府财政支出占 GDP 的百分比)3 个变量。

2. 样本选择与数据处理

本文以 2011—2023 年沪深 A 股上市公司为研究样本, 并参考现有研究的做法进行样本筛选: 剔除金融业样本, 剔除 ST 和 *ST 类样本, 剔除资产负债率大于 1 的样本, 剔除当年新上市和已退市或暂停上市的样本, 并删除样本 IPO 年份及以前的数据。微观层面的数据主要来自同花顺金融数据终端(iFinD)、Wind 经济数据库(EDB)和中国证券市场与会计研究(CSMAR)数据库, 宏观层面的数据主要来自样本城市的国民经济和社会发展统计公报、统计年鉴以及统计局和政府网站等。根据上市公司的注册地, 将企业层面的数据与城市层面的数据进行匹配, 在匹配过程中删除了缺失数据的样本, 剔除了 14 个不符合本文要求(2011—2023 年均为地级市)的地级市^②。经过筛选, 本文最终得到 29 979 个观测值。为减少异常值对实证结果的影响, 对所有连续变量进行 1% 的缩尾处理, 主要变量的描述性统计结果见表 1。

① 通过修正的 F-H 法(储蓄率—投资率法)计算: 首先, 测算各城市每年的储蓄率与投资率, 储蓄率以金融机构人民币各项存款余额与 GDP 之比衡量, 投资率以金融机构人民币各项贷款余额与 GDP 之比衡量; 然后, 计算各城市整个样本期间储蓄率与投资率的相关系数 γ_0 , 并利用递归法估计各城市每年储蓄率与投资率的相关系数 γ_t ; 最后, 通过公式 $FO_{(F-H)c,t} = 1 - \gamma_t$ 计算各城市的金融开放深度(储蓄率与投资率的相关性越高, 则金融开放深度越低)。

② 根据中国国家统计局(CNBS)的数据, 我国目前有 299 个地级市(不包括港澳台地区), 本文剔除了其中 14 个地级市。剔除的城市包括: 巢湖市(2011 年调整为县级市, 划归合肥市管理), 莱芜市(2019 年撤销), 三沙市(2012 年成为地级市), 儋州市(2015 年成为地级市), 日喀则市(2014 年成为地级市), 昌都市(2014 年成为地级市), 宁池市(2015 年成为地级市), 山南市(2016 年成为地级市), 那曲市(2017 年成为地级市), 海东市(2013 年成为地级市), 吐鲁番市(2015 年成为地级市), 哈密市(2016 年成为地级市), 毕节市(2011 年 11 月成为地级市), 铜仁市(2011 年 10 月成为地级市)。

表 1 主要变量的描述性统计结果

	变 量	观测值	均值	方差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	企业 TFP(OP 法)	29 979	5.446 0	0.844 0	1.287 2	5.329 9	10.472 3
	企业 TFP(LP 法)	29 979	8.449 2	1.072 9	4.290 9	8.335 0	12.942 6
	企业 TFP(ACF 法)	29 979	4.801 1	0.835 9	0.507 9	4.686 0	9.885 8
解释变量	城市金融开放	29 979	0.213 5	0.101 2	0.025 9	0.186 1	0.528 4
控制变量	企业年龄	29 979	3.009 5	0.303 6	2.079 4	3.044 5	3.583 5
	资本密集度	29 979	14.612 7	0.905 5	12.718 2	14.512 8	17.548 9
	现金流比率	29 979	1.396 4	3.963 8	-11.808 2	0.913 2	24.043 4
	两职合一	29 979	0.293 0	0.455 2	0	0	1
	董事会规模	29 979	2.228 4	0.175 1	1.791 8	2.302 6	2.708 1
	管理层持股比例	29 979	13.595 0	19.319 6	0.000 0	0.821 6	67.309 1
	行业管理费用率	29 979	0.055 1	0.028 1	0.011 7	0.050 0	0.164 5
	行业固定资产比率	29 979	0.207 4	0.119 4	0.014 7	0.181 6	0.603 2
	行业集中度	29 979	0.094 6	0.097 8	0.018 9	0.066 5	0.668 5
	人力资源水平	29 979	12.430 9	1.097 8	9.434 1	12.887 7	14.160 9
	工业化程度	29 979	38.498 8	11.420 6	14.912 0	39.860 0	62.200 0
	政府支出	29 979	0.152 6	0.045 7	0.078 0	0.142 8	0.296 5

四、实证检验结果分析

1. 基准回归

表 2 为基准模型回归结果, 无论是否加入控制变量、是否控制年份和行业固定效应, “城市金融开放”的回归系数均在 1% 的水平上显著为正, 表明城市金融开放水平的提高对企业全要素生产率具有显著的正向影响, 即金融开放显著促进了企业全要素生产率提升, 假说 1 得到验证。此外, 从控制变量来看, 企业的年龄越大、资本密集度越强、现金流比率越高、董事会规模越大、所在行业管理费用率越低, 其全要素生产率越高。

表 2 基准回归结果

变 量	企业 TFP	企业 TFP	企业 TFP	企业 TFP
城市金融开放	0.107***(0.007)	0.036***(0.007)	0.087***(0.007)	0.035***(0.007)
企业年龄		0.011(0.201)		0.685***(0.217)
资本密集度		0.617***(0.007)		0.670***(0.007)
现金流比率		0.673***(0.145)		0.725***(0.141)
两职合一		-0.010***(0.001)		-0.010***(0.001)
董事会规模		0.505***(0.034)		0.525***(0.033)
管理层激励		-0.575***(0.032)		-0.563***(0.032)
行业管理费用率		-1.068***(0.022)		-1.096***(0.031)
行业固定资产比率		-0.979***(0.050)		0.058(0.069)
行业集中度		0.047(0.059)		0.001(0.066)

续表 2

变 量	企业 TFP	企业 TFP	企业 TFP	企业 TFP
人力资源水平		1.280*(0.711)		0.834(0.702)
工业化程度		-0.248*** (0.077)		-0.237*** (0.080)
政府支出		0.187(0.169)		-0.004(0.168)
常数项	1.832*** (0.002)	0.912*** (0.018)	1.758*** (0.009)	0.782*** (0.020)
年份固定效应	未控制	未控制	控制	控制
行业固定效应	未控制	未控制	控制	控制
观测值	29 979	29 979	29 979	29 979
R ²	0.008	0.375	0.178	0.411

注:括号内数值为标准差,*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著,下表同。

2. 稳健性检验和内生性处理

为验证基准模型分析结果的可靠性,本文进行以下稳健性检验:(1)解释变量滞后处理。考虑到金融开放对企业全要素生产率的影响可能存在滞后性,对“城市金融开放”进行滞后 1~3 期处理后重新进行检验,回归结果见表 3 的 Panel A。(2)替换被解释变量。考虑到 OP 法存在一定缺陷,采用 LP 法和 ACF 法估计样本企业的全要素生产率,将其作为被解释变量分别进行检验,回归结果见表 3 的 Panel B。(3)重复随机抽样检验。为缓解样本选择偏差问题,使用 Bootstrap 方法进行重复随机抽样检验(将样本抽取设定为 10 000 个,重复随机抽样 500 次),回归结果见表 3 的 Panel C。上述检验结果显示,“城市金融开放”及其滞后项对“企业 TFP”的回归系数均在 1%的水平上显著为正,表明本文的分析结果是稳健的。

表 3 稳健性检验和内生性处理结果

变 量	Panel A:解释变量滞后处理			Panel B:替换被解释变量	
	企业 TFP	企业 TFP	企业 TFP	企业 TFP(LP)	企业 TFP(ACF)
城市金融开放				0.022*** (0.007)	0.035*** (0.007)
L1. 城市金融开放	0.038*** (0.007)				
L2. 城市金融开放		0.045*** (0.008)			
L3. 城市金融开放			0.049*** (0.009)		
观测值	25 287	21 648	18 516	29 979	29 979
R ²	0.407	0.395	0.377	0.237	0.509
变 量	Panel C:重复随机抽样检验			Panel D:工具变量法(2SLS)	
	企业 TFP			第一阶段	第二阶段
	OP 法	LP 法	ACF 法	城市金融开放	企业 TFP
城市金融开放	0.035*** (0.007)	0.022*** (0.007)	0.035*** (0.007)		0.142*** (0.013)
工具变量				0.799*** (0.008)	
观测值	29 979	29 979	29 979	29 979	29 979
R ²	0.411	0.237	0.509	0.502	0.406
内生性检验				100.649***	100.649***
弱工具变量检验(F)				11 276.34***	
不可识别检验(LM)					8 202.723***

注:模型均控制了控制变量和年份、行业固定效应,限于篇幅,控制变量和常数项估计结果略,下表同。

为缓解基准模型可能存在的遗漏变量和反向因果关系等内生性问题对回归结果的干扰,本文采用工具变量法进行内生性处理。参考程新生和刘振华(2024)^[24]的研究,采用与样本企业所在城市接壤城市的平均金融开放水平作为“城市金融开放”的工具变量。一方面,金融发展和开放具有空间溢出效应,相邻城市之间的金融开放水平具有一定的相关性;另一方面,其他城市的金融开放水平不太可能直接影响特定企业的全要素生产率。因此,该变量满足工具变量的相关性和外生性要求。运用两阶段最小二乘法(2SLS)的检验结果见表3的Panel D。第一阶段的回归结果显示工具变量与“城市金融开放”显著正相关,第二阶段的回归结果显示工具变量拟合的“城市金融开放”对“企业TFP”回归系数在1%的水平上显著为正的,且不存在弱工具变量和不可识别问题。可见,在缓解内生性问题后,金融开放显著提升了企业全要素生产率的结论依然成立。

3. 机制检验

融资约束是制约企业全要素生产率提升的重要因素之一。在资金匮乏的情况下,企业通常会放弃一些有利的投资机会,甚至可能会中断正常的生产经营活动,从而导致生产效率难以持续提升(任曙明等,2014)^[39],因此融资约束的缓解有助于促进企业全要素生产率的提高(Ayyagari et al., 2010)^[40]。技术进步则是企业全要素生产率提升的关键驱动力。技术创新有助于企业生产设备、技术和流程的改进,并促进企业的人力资本增长和知识积累,能够在降低生产成本的同时提高产品质量与性能,进而提升企业的全要素生产率(任英华等,2023)^[41]。基于此,本文参照江艇(2022)^[42]提出的检验方法,通过分析金融开放对企业融资约束和技术创新的影响来进行机制检验。构建如下计量模型:

$$M_{i,c,d,t} = \beta_0 + \beta_1 FinOpen_{c,t} + \beta X_{i,c,d,t} + \delta_t + \omega_d + \varepsilon_{i,c,d,t}$$

其中, M 为机制变量。根据前文理论分析,选取以下机制变量:一是“KZ指数”,用以检验金融开放能否缓解企业的融资约束。参考冯永琦等(2024)^[43]的方法,采用KZ指数来衡量样本企业受到的融资约束程度,KZ指数越大则融资约束程度越高。二是“研发投入”“发明专利申请量”“专利申请总量”3个变量,用以检验金融开放能否促进企业的技术创新。技术创新包括创新投入和创新产出两个方面(黄勃等,2022)^[34],分别采用研发费用与总资产之比、发明专利申请量的自然对数值、三类专利申请总量的自然对数值来衡量样本企业的创新投入和创新产出。

机制检验结果见表4,“城市金融开放”对“KZ指数”的回归系数在1%的水平上显著为负,对“研发投入”“发明专利申请量”“专利申请总量”的回归系数在1%的水平上显著为正,表明金融开放显著缓解了企业的融资约束、促进了企业的技术创新,进而提升了企业的全要素生产率。由此,假说2和假说3得到验证。

表4 机制检验结果

变 量	KZ 指数	研发投入	发明专利申请量	专利申请总量
城市金融开放	-0.451 *** (0.159)	0.008 *** (0.001)	0.410 *** (0.070)	0.523 *** (0.098)
观测值	29 979	29 979	29 979	29 979
R ²	0.161	0.121	0.057	0.073

五、进一步的讨论:异质性分析

不同的企业具有不同的资源禀赋和生产经营模式,且所处的发展阶段和市场环境也各不相同,因而

金融开放对企业全要素生产率的影响可能表现出多样化的异质性。本文从企业的自身特征、企业的发展环境、宏观经济周期 3 个方面进行异质性分析,并采用调节效应模型来进行实证检验,即在基准模型中引入调节变量及其与“城市金融开放”的交乘项。

1. 企业特征异质性:吸收能力与规模

(1)企业吸收能力异质性。吸收能力不仅是影响企业全要素生产率的重要因素,还会影响金融开放对企业全要素生产率的作用。吸收能力较强的企业能够更有效地识别、整合和利用金融开放带来的各种资源和机会(如融资渠道、投资机会以及先进的管理等),充分吸收金融开放的技术溢出和经济红利,从而有效提高全要素生产率(Jiang et al., 2021)^[30]。相反,吸收能力较低的企业可能会由于缺乏有效的学习和创新机制而不能很好地识别、整合和利用金融开放带来的相应资源和机会(李史恒等, 2024)^[44]。因此,金融开放的全要素生产率提升效应在吸收能力较高的企业中更强。企业的人力资本结构反映了其知识储备深度,企业员工对新知识的掌握速度以及将知识应用于实践的能力往往与其学历正相关,因而企业高学历的人才越多则其吸收能力越强。基于此,本文参考李凡等(2022)^[45]的研究,采用本科及以上学历员工占比来衡量样本企业的吸收能力,根据其均值设置调节变量“高吸收能力”(高于均值取值为 1,否则取值为 0),进行调节效应检验,回归结果见表 5 的 Panel A。“城市金融开放”“高吸收能力”“城市金融开放×高吸收能力”对“企业 TFP”的回归系数均显著为正,这说明:相比吸收能力较低的企业,吸收能力较高的企业具有较高的全要素生产率,而且金融开放对吸收能力较高企业全要素生产率的提升作用更强。

表 5 企业特征异质性分析结果

变 量	Panel A:吸收能力异质性	Panel B:规模异质性
	企业 TFP	企业 TFP
城市金融开放	0.024*** (0.008)	0.020*(0.012)
高吸收能力	0.009*** (0.001)	
城市金融开放×高吸收能力	0.022*(0.011)	
大型企业		0.072*** (0.001)
城市金融开放×大型企业		0.029** (0.013)
观测值	29 979	29 979
R ²	0.412	0.464

(2)企业规模异质性。不同规模企业的资源禀赋、风险管理能力以及获得的政策优惠等存在显著差异,因而金融开放对不同规模企业全要素生产率的影响可能不同。大型企业一般处于行业领先地位,拥有丰富的资源、较高的信誉度、强劲的市场竞争力以及成熟的风险管理机制,且更易于获得相关政策支持,从而能够更有效地利用金融开放的机遇,通过低成本融资扩大生产规模和增加技术创新投资,并积极吸收外部先进技术和管理经验,显著提升全要素生产率。相比之下,中小型企业可能会因规模较小而难以获得同等条件的融资,加上缺乏有效的风险管理机制,面对市场波动和外部冲击时应对能力较弱,这将制约其全要素生产率的稳定和增长。因此,金融开放对大型企业全要素生产率的提升作用要强于对中小企业的提升作用。本文参考崔惠玉等(2022)^[46]的研究,根据企业资产规模构建调节变量“大型

企业”(年末资产总额位于前 25%的样本取值为 1,其他样本取值为 0),进行调节效应检验,回归结果见表 5 的 Panel B。“城市金融开放”“大型企业”“城市金融开放×大型企业”对“企业 TFP”的回归系数均显著为正,这说明:相比中小企业,大型企业具有较高的全要素生产率,而且金融开放对大型企业全要素生产率的提升作用更强。

2. 发展环境异质性:行业竞争程度、资源配置状况与金融发展水平

(1)行业竞争异质性。企业面临的市场竞争状况是影响其全要素生产率的重要因素,竞争越激烈,企业越会积极地追求效率提升。金融开放导致的资本流动性和投资机会增加为企业技术进步和提高生产效率提供了条件和动力。然而,在竞争不足的市场竞争环境中,企业可能由于创新动力不足而不会充分利用金融开放带来的资源和机会,金融机构也可能偏向于保守投资,加上较高的市场准入壁垒限制了新竞争者的进入,致使金融开放对企业全要素生产率的提升作用受限(Antoniades, 2015; Flach, 2016; 陈爱贞等, 2022)^[47-49]。因此,企业所在行业的竞争程度越高,金融开放对其全要素生产率的提升效应越大。本文参考宋敏等(2021)^[6]的研究,采用行业主营业务利润率的标准差来测度行业竞争程度,其值越大表明行业竞争程度越小。为了易于理解,将该逆指标通过取相反数转变为正指标“行业竞争程度”,以其为调节变量进行调节效应检验,回归结果见表 6 的 Panel A。“城市金融开放”“行业竞争程度”“城市金融开放×行业竞争程度”对“企业 TFP”的回归系数均显著为正,这说明:相比行业竞争程度较低的企业,行业竞争程度较高的企业具有较高的全要素生产率,而且金融开放对行业竞争程度较高企业全要素生产率的提升作用更强。

(2)资源配置异质性。资源错配是阻碍企业全要素生产率提升的重要羁绊,而金融开放有利于国内外资本的自由流动,从而改善资源配置状况。资源错配程度较低反映出资源配置机制较为合理高效,此时金融开放能够有效地促进资本流向效率较高的企业,提高资源配置效率,从而推动企业全要素生产率显著增长。而当资源错配程度较高时,资源配置机制往往存在不畅和低效等问题,低效率企业可能通过政府补贴或关系网络获得额外的资源,高效率企业则可能因为融资壁垒或市场失灵而难以获得足够的支持,此时金融开放可能会加剧资源分配的非效率,从而对企业全要素生产率的提升产生阻碍。因此,当资源错配程度较低时,金融开放对企业全要素生产率的提升作用会更强。本文参考李青原和章尹赛楠(2021)^[18]的研究,根据“城市-行业-年份”对企业进行分组,计算出每组企业全要素生产率的 90%分位值和 10%分位值,采用这两个分位值之差(即全要素生产率的离散度)来衡量资源错配程度,该值越大则资源错配程度越大,以其为调节变量“资源错配程度”进行调节效应检验,回归结果见表 6 的 Panel B。“城市金融开放”对“企业 TFP”的回归系数显著为正,而“资源错配程度”和“城市金融开放×资源错配程度”对“企业 TFP”的回归系数显著为负,这说明:相比资源错配程度较高时,当资源错配程度较低时企业具有较高的全要素生产率,而且金融开放对企业全要素生产率的提升作用也更强。

(3)金融发展异质性。根据金融自由化理论,金融抑制会造成市场失灵和储蓄不足,而金融体系的成熟则会带动利率下降、优化资本配置、激励消费和投资,进而促进经济增长。一方面,随着经济增长,金融服务的需求增大,金融体系不断完善,金融发展水平不断提高;另一方面,金融发展水平的提高和金融开放的深化会促进企业全要素生产率的提升,进而推动经济增长(Singh et al., 2023)^[22]。在金融发展水平较低的地区,金融体系较为脆弱,金融的不稳定会增加企业运营成本,降低资源配置效率,对企业生产率增长造成负面影响。同时,金融服务的不足也会限制企业获取和利用金融开放带来的资源和机会,不利于企业的技术进步和生产效率提升。因此,在金融发展水平较高的地区,金融开放对企业全要素生

产率的促进作用会更强。本文以金融机构本外币存贷款总额与实际 GDP 之比来衡量城市的金融发展水平,并以其为调节变量“金融发展水平”进行调节效应检验,回归结果见表 6 的 Panel C。“城市金融开放”“金融发展水平”“城市金融开放×金融发展水平”对“企业 TFP”的回归系数均显著为正,这说明:相比金融发展水平较低城市的企业,金融发展水平较高城市的企业具有较高的全要素生产率,而且金融开放对金融发展水平较高城市企业全要素生产率的提升作用更强。

表 6 发展环境异质性分析结果

变 量	Panel A:行业竞争异质性	Panel B:资源配置异质性	Panel C:金融发展异质性
	企业 TFP	企业 TFP	企业 TFP
城市金融开放	0.033 *** (0.007)	0.037 *** (0.007)	0.039 *** (0.007)
行业竞争程度	0.031 *** (0.006)		
城市金融开放×行业竞争程度	0.164 *** (0.045)		
资源错配程度		-0.021 *** (0.006)	
城市金融开放×资源错配程度		-0.191 *** (0.052)	
金融发展水平			0.002 *** (0.000)
城市金融开放×金融发展水平			0.023 *** (0.002)
观测值	29 979	29 979	29 979
R ²	0.412	0.412	0.413

3. 经济周期异质性:繁荣期、衰退期、萧条期与复苏期

金融体系的稳健发展须根植于实体经济的稳固根基。目前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,同时,伴随着高水平对外开放的持续深化,全球经济周期变化对我国经济活动和金融稳定性的影响不容忽视。那么,在经济周期的不同阶段,金融开放对企业全要素生产率的影响是否存在差异?对此,本文参考王超等(2020)^[50]、Ma 和 Zhang(2021)^[51]的研究,将经济周期划分为繁荣期、衰退期、萧条期和复苏期 4 个阶段,具体划分方法为:以城市实际 GDP 增长率作为周期性成分,遵循“从峰到谷”的方法,使用 Hodrick-Prescott(HP)滤波计算周期值,再计算周期值的标准差,当周期性成分高于其标准差的 80%时(经济增长的局部顶峰)处于繁荣期,当周期性成分低于其标准差的 70%时(经济增长的局部低位)进入衰退期,当周期性成分低于其标准差的 95%时进入萧条期,当周期性成分从萧条期的低谷反弹超过一个标准差时进入复苏期。基于上述划分构建调节变量“繁荣期”“衰退期”“萧条期”“复苏期”(属于对应周期时取值为 1,不属于时取值为 0),分别进行调节效应检验,回归结果见表 7。“城市金融开放×繁荣期”和“城市金融开放×萧条期”的回归系数不显著,“城市金融开放×衰退期”的回归系数显著为负,“城市金融开放×复苏期”的回归系数显著为正,这说明:在经济衰退期金融开放对企业全要素生产率的促进作用较弱,而在经济复苏期金融开放对企业全要素生产率的促进作用较强。其原因可能是:在经济衰退期,金融机构收缩信贷规模,导致企业尤其是中小企业融资困难,并且企业的风险偏好降低,对创新活动的投入减少,限制了企业全要素生产率的提升;当经济进入复苏期后,市场信心恢复,投资需求和信贷规模增加,企业生产和创新的积极性也提高,因而金融开放能够更好地促进企业生产效率提升。

表 7 经济周期异质性分析结果

变 量	繁荣期	衰退期	萧条期	复苏期
	企业 TFP	企业 TFP	企业 TFP	企业 TFP
城市金融开放	0.036 ^{***} (0.007)	0.045 ^{***} (0.007)	0.033 ^{***} (0.008)	0.025 ^{***} (0.007)
繁荣期	-0.007 ^{**} (0.003)			
城市金融开放×繁荣期	-0.010(0.014)			
衰退期		-0.005 ^{**} (0.003)		
城市金融开放×衰退期		-0.038 ^{***} (0.013)		
萧条期			0.005 ^{***} (0.001)	
城市金融开放×萧条期			0.000(0.011)	
复苏期				-0.002(0.002)
城市金融开放×复苏期				0.048 ^{***} (0.014)
观测值	29 979	29 979	29 979	29 979
R ²	0.411	0.412	0.412	0.412

六、结论与启示

金融开放是建设金融强国的重要组成部分,也是加快发展新质生产力的内在要求。随着金融开放的不断深化,其对于实体经济高质量发展的影响越来越成为学术界关注的焦点问题。金融开放不仅会增加资本供给、促进资本流动,还会推动金融制度完善和市场升级,为国内金融体系带来“资金供给”和“效率提升”的双重改进,强化金融服务实体经济的质效,并在改善企业资金状况的同时促进企业技术创新,进而提高企业的全要素生产率。本文采用 2011—2023 年沪深 A 股上市公司和地级市的数据分析表明:(1)城市金融开放水平的提高显著提升了企业全要素生产率,该结论在经过一系列稳健性检验和内生性处理后依然成立;(2)城市金融开放水平的提高可以显著降低企业受到的融资约束程度、增加企业的研发投入和创新产出,从而形成金融开放通过缓解融资约束和促进技术创新两条路径来提升企业全要素生产率的传导机制;(3)从企业特征异质性来看,吸收能力较高企业和大型企业具有较高的全要素生产率,而且金融开放对其全要素生产率的提升作用更强,这说明吸收能力提高和规模扩大有助于企业全要素生产率提升,并能强化金融开放的企业全要素生产率提升效应;(4)从发展环境异质性来看,当行业竞争程度较高、资源错配程度较低、金融发展水平较高时,企业具有较高的全要素生产率,而且金融开放对企业全要素生产率的提升作用更强,这说明市场竞争加剧、资源配置改善、金融发展水平提高有助于企业全要素生产率提升,并能强化金融开放的企业全要素生产率提升效应;(5)从经济周期异质性来看,金融开放对企业全要素生产率的促进作用在经济衰退期较弱,而在经济复苏期较强。

根据上述研究结论,本文得到以下启示:第一,稳步推进金融高水平开放,充分利用金融开放的融资约束缓解效应和技术创新促进效应,驱动企业全要素生产率持续提升。一方面,要坚持“稳中求进、以进促稳”原则,适当加大金融开放深度和广度,通过吸引国际资本增强资金流动性,改善资金供给状况,缓解企业的融资约束难题。另一方面,要从资金供需两端着手,鼓励和引导资金流向技术研发和成果转化等创新活动,有效激励企业加大研发投入,促进企业创新能力和水平不断提高。第二,充分发挥金融开放的积极效应,促使各类企业更好更及时地识别和利用金融开放带来的各种资源、机会和便利。一方面,要着力于提升企业的吸收能力,鼓励和支持企业积极参与国际竞争、交流与合作,并充分利用知识和技术溢出效应提高生产效率。另一方面,要助力企业做大做强,并采取差异化的政策措施让金融开放的

红利惠及各类企业,推动企业全要素生产率的整体提升。第三,不断改善企业发展环境,有效助力企业高质量发展。要通过完善市场机制激发企业间的良性竞争,并建立健全市场监管体系,为企业发展营造良好的市场竞争环境;既要使市场在资源配置中起决定性作用,也要更好发挥政府作用,不断提高资源配置效率;要加快金融高质量发展,并以开放促发展,逐步完善金融体系,推动金融结构升级,提高金融机构效率,减少资源错配,推动企业全要素生产率稳步提升。此外,还应密切关注经济周期,及时调整宏观调控政策,引导金融更好地服务于实体经济,助力经济高质量发展。

参考文献:

- [1] 陈志刚,郭帅.金融发展影响全要素生产率增长研究述评[J].经济学动态,2012(8):129-136.
- [2] 罗良文,孙小宁.金融发展对工业企业全要素生产率的影响——基于研发创新投入的分析[J].江汉论坛,2020(1):31-39.
- [3] 陶锋,胡军,李诗田,等.金融地理结构如何影响企业生产率?——兼论金融供给侧结构性改革[J].经济研究,2017,52(9):55-71.
- [4] 吴虹仪.中国银行业金融空间结构与工业企业全要素生产率[J].上海经济研究,2024(3):89-109.
- [5] 巴曙松,白海峰,胡文韬.金融科技创新、企业全要素生产率与经济增长——基于新结构经济学视角[J].财经问题研究,2020(1):46-53.
- [6] 宋敏,周鹏,司海涛.金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J].中国工业经济,2021(4):138-155.
- [7] 刘少波,吴玥.科技金融政策是否提升了企业全要素生产率?[J].产经评论,2022,13(2):117-132.
- [8] 陈小运,黄婉.绿色金融政策与绿色企业全要素生产率——基于《绿色信贷指引》实施的证据[J].财经论丛,2024(4):60-69.
- [9] 高伟生.金融摩擦、资本误配与全要素生产率[J].中国经济问题,2018(2):58-71.
- [10] 史小坤,辛子辰.金融摩擦对企业全要素生产率的影响——基于金融数字化发展视角[J].金融经济研究,2023,38(2):97-111.
- [11] 何美玲,刘忠,马灿坤.金融分权与制造业企业全要素生产率[J].山西财经大学学报,2019,41(9):30-44.
- [12] 闫永生,李凌飞,邵传林.金融改革对民营企业全要素生产率的影响——基于国家设立金融综合改革试验区的准自然实验[J].经济体制改革,2022(3):142-148.
- [13] 周易,王晓亮,吴金柯.供应链金融会提升企业全要素生产率吗?[J].经济问题,2023(11):57-64.
- [14] 江康奇,陈中飞,梁家欣.银行价格竞争与企业全要素生产率——异质性、机制与数字金融下的效应差异[J].金融论坛,2023,28(3):60-69.
- [15] 陈中飞,江康奇.数字金融发展与企业全要素生产率[J].经济学动态,2021(10):82-99.
- [16] 左晓慧,钱鹏程.数字金融发展、金融错配度与企业全要素生产率[J].经济问题,2024(11):51-59.
- [17] 张小勇,郭爱君,雷中蒙.绿色金融提高企业全要素生产率了吗?——基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验[J].济南大学学报(社会科学版),2024,34(2):86-100.
- [18] 李青原,章尹赛楠.金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J].中国工业经济,2021(5):95-113.
- [19] 杨胜刚,戴鹏毅,袁礼,等.资本市场开放与全要素生产率:基于国内金融市场与机制转换的双重逻辑[J].世界经济研究,2022(12):88-100+132+134.
- [20] 戴鹏毅,杨胜刚,袁礼.资本市场开放与企业全要素生产率[J].世界经济,2021,44(8):154-178.
- [21] 陈雨露,罗煜.金融开放与经济增长:一个述评[J].管理世界,2007(4):138-147.
- [22] SINGH S, Arya V, YADAV M P, et al. Does financial development improve economic growth? The role of asymmetrical relationships[J]. Global Finance Journal, 2023, 56: 100831.
- [23] 解维敏,方红星.金融发展、融资约束与企业研发投入[J].金融研究,2011(5):171-183.
- [24] 程新生,刘振华.金融开放、融资约束与企业创新投资[J].南开经济研究,2024(2):64-82.
- [25] VARELA L. Reallocation, competition, and productivity: evidence from a financial liberalization episode[J]. The Review of Economic Studies, 2018, 85(2): 1279-1313.

- [26] IGAN D, KUTAN A M, MIRZAEI A. The real effects of capital inflows in emerging markets[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2020, 119: 105933.
- [27] CALOMIRIS C W, LARRAIN M, SCHMUKLER S L. Capital inflows, equity issuance activity, and corporate investment[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2021, 46: 100845.
- [28] SHAHBAZ M, SONG M, AHMAD S, et al. Does economic growth stimulate energy consumption? The role of human capital and R&D expenditures in China[J]. *Energy Economics*, 2022, 105: 105662.
- [29] 唐未兵,傅元海,王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. *经济研究*, 2014, 49(7): 31-43.
- [30] JIANG Y, WANG H, LIU Z. The impact of the free trade zone on green total factor productivity: evidence from the shanghai pilot free trade zone[J]. *Energy Policy*, 2021, 148: 112000.
- [31] 艾育红,彭迪云. 自主创新、对外开放和高技术产业全要素生产率——基于吸收能力视角的研究[J]. *金融与经济*, 2021(9): 68-75.
- [32] 庄毓敏,储青青. 金融开放与技术创新:理论与实证[J]. *国际金融研究*, 2023(9): 16-28.
- [33] 苟琴,蔡辉,徐建国. 资本账户开放与经济增长——长短期效应及渠道研究[J]. *经济科学*, 2018(2): 45-59.
- [34] 黄勃,李海彤,江萍等. 战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升[J]. *管理世界*, 2022, 38(10): 195-212.
- [35] 鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. *经济学(季刊)*, 2012, 11(2): 541-558.
- [36] 曹伟,冯颖姣,余晨阳,等. 人民币汇率变动、企业创新与制造业全要素生产率[J]. *经济研究*, 2022, 57(3): 65-82.
- [37] 谢寿琼,胡德,韩健. 我国金融开放空间关联性的实证分析[J]. *中国软科学*, 2022(2): 184-192.
- [38] LI X, SU D. Total factor productivity growth at the firm-level: the effects of capital account liberalization[J]. *Journal of International Economics*, 2022, 139: 103676.
- [39] 任曙明,吕镛. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. *管理世界*, 2014, (11): 10-23+187.
- [40] AYYAGARI M, DEMIRGÜÇ-KUNT A, MAKSIMOVIC V. Formal versus informal finance: evidence from China[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(8): 3048-3097.
- [41] 任英华,刘宇钊,李海彤. 人工智能技术创新与企业全要素生产率[J]. *经济管理*, 2023, 45(9): 50-67.
- [42] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 100-120.
- [43] 冯永琦,张浩琳,倪娟. 实体企业金融资产投资动机:货币政策异质性影响与数字金融调节效应[J]. *中国工业经济*, 2024(2): 118-136.
- [44] 李史恒,屈小娥. 中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的绿色生产率增长效应——基于吸收能力和制度环境的实证检验[J]. *经济问题探索*, 2024(1): 121-137.
- [45] 李凡,代永玮,张迪. 出口活动、吸收能力、研发合作与创新绩效[J]. *科研管理*, 2022, 43(3): 125-133.
- [46] 崔惠玉,田明睿,王倩. 增值税留抵税款抑制了企业研发投入吗[J]. *财贸经济*, 2022, 43(8): 59-73.
- [47] ANTONIADES A. Heterogeneous firms, quality, and trade[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95(2): 263-273.
- [48] FLACH L. Quality upgrading and price heterogeneity: evidence from Brazilian exporters[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 102(9): 282-290.
- [49] 陈爱贞,赵冬颜. 出口目的地、市场竞争与资本品质量[J]. *中国工业经济*, 2022(9): 140-158.
- [50] 王超,陈乐一,李玉双. 中国金融周期特征及其宏观经济效应[J]. *中国管理科学*, 2020, 28(12): 12-22.
- [51] MA Y, ZHANG H. Finance and productivity growth: evidence from China[J]. *Global Economic Review*, 2021, 50(3): 273-292.

Impact of Financial Openness on Firm-Level Total Factor Productivity

GAO Hui-qing, ZHAI Ya-xin

(School of Business, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, Henan, China)

Summary: The substantial increase in total factor productivity is the core indicator of new quality

productive forces. Financial openness, as an important part of China's high-level opening up to the outside world, plays a crucial role in accelerating the formation of new quality productive forces and promoting the high-quality development of the economy. In this context, whether the increase in the level of financial openness can promote the improvement of total factor productivity and contribute to the high-quality development of the economy is a key question that needs to be answered urgently.

Based on the panel data of 4010 enterprises from the A-share listed companies database of China's Shanghai and Shenzhen stock markets from 2011 to 2023, this paper empirically examines the impact and mechanism of financial openness on the total factor productivity of enterprises. The results show that financial openness can significantly enhance the total factor productivity of enterprises. The mechanism test indicates that financial openness drives the improvement of total factor productivity of enterprises through alleviating financing constraints and improving the level of technological innovation. Heterogeneity analysis shows that the promotion effect of financial openness on the total factor productivity of enterprises with high absorption capacity and large scale, as well as those in highly competitive markets, areas with low resource misallocation and high financial development levels, is more significant. Moreover, the promoting effect of financial openness on total factor productivity varies at different stages of the economic cycle, weakening in recession periods and strengthening in recovery periods.

Compared with previous literature, the main contributions of this paper are: First, it helps to enrich the literature on the microeconomic consequences of financial openness. By using enterprise-level data in China to study the impact mechanism of financial openness on the total factor productivity of enterprises, this paper enriches the related research on financial openness and economic development, as well as financial markets and productivity growth by Larrain et al. (2017) and Yang Shenggang et al. (2022). Second, in terms of research content, this paper considers the heterogeneous effects at both the enterprise level and the external environment level, providing micro empirical evidence for China's financial openness to support the development of the real economy. In addition, in terms of indicator measurement, this paper uses the level of financial openness obtained by multi-variable dimension reduction and the total factor productivity calculated in multiple ways (including the OP method, LP method, and ACF method), which effectively alleviates the endogeneity problem caused by the mutual causality between financial openness and total factor productivity, making the research conclusions more credible.

This paper reveals to some extent the internal logic of how financial openness affects the total factor productivity of enterprises, which helps to understand the micro mechanism of how financial openness affects the efficiency of the real economy, emphasizes the role of alleviating financing constraints and improving the level of technological innovation, and considers the impact of enterprise characteristics and external environmental factors on the positive effects of financial openness, providing theoretical and policy insights for promoting high-level financial openness and improving the quality and efficiency of economic development.

Keywords: financial openness; total factor productivity; financing constraints; technological innovation; absorption capacity; resource misallocation; economic cycle

CLC number: F832.6; F270.3

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2025)01-0036-15

(编辑:刘仁芳;朱 艳)