

数字金融发展如何促进企业对外直接投资

季建文¹ 徐芊骅² 薛 军³

(1. 延边大学, 吉林 延吉 133002; 2. 中国人民大学, 北京 100872; 3. 南开大学, 天津 300071)

摘 要: 前沿文献在研究数字金融发展对企业经营活动的影响时, 忽视了传统金融机构数字化转型或银行金融科技对企业的作用。通过构建地级市层面的传统金融机构数字金融发展指标, 并结合 2010~2019 年 A 股上市公司对外直接投资 (OFDI) 数据, 考察数字金融发展对企业 OFDI 的影响。主要发现如下: 数字金融发展显著提升企业 OFDI 水平; 数字金融提高银行信贷配置能力, 通过缓解企业融资约束、增强企业全要素生产率等机制, 提升企业 OFDI 积极性, 且对民营企业 and 信息透明度较高的企业促进作用更为显著; 东部地区企业和制造业企业受上述机制影响更为明显。综上, 企业应借助传统金融机构数字化转型契机, 充分发挥数字金融发展对实体经济的助推作用, 为企业 OFDI 注入新动能, 进一步推动企业高质量“走出去”。

关键词: 数字金融; 对外直接投资; 融资约束; 银行金融科技

中图分类号: F752.62/F832.3

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2026) 02-0088-16

一、引言

2025 年中国对外直接投资 (OFDI) 净额为 1,743.8 亿美元, 稳居全球前三。2012~2025 年, 中国 OFDI 快速增长, 已成为企业国际化经营的重要途径和高水平国内国际双循环的关键抓手。与此同时, 人工智能、大数据、区块链等数字技术迅猛发展, 推动基于金融科技的数字金融成为中国金融业发展的新动能, 相关研究随之成为热点 (黄益平和黄卓, 2018)。围绕数字金融, 现有研究多采用“北京大学数字普惠金融指数”衡量数字金融发展水平, 并与上市公司或工业企业数据匹配进行分析, 但该指数侧重个人及小微商户的互联网金融, 难以准确反映传统金融的数字化转型, 与上市公司和工业企业数据存在匹配偏差, 可能影响结论的可靠性 (郭峰和熊云军, 2021)。本研究借鉴谢绚丽和王诗卉 (2022) 构建的“北京大学中国商业银行数字化转型指数”, 聚焦传统金融数字化转型, 以衡量传统金融机构的数字化程度。通过直接汇总和按资产规模加权两种方式, 将该指数转换为地级市层面指标, 用以刻画区域数字金融发展水平, 并将其与 2010~2019 年 A 股上市公司 OFDI 数据匹配, 实证检验传统金融机构数字化转型对企业 OFDI 的影响及其作用机制, 从而丰富和拓展银行金融科技在企业层面影响的研究。

本研究的边际贡献体现在以下 3 个方面。第一, 改进了传统金融数字化转型的衡量指标。采用“北京大学中国商业银行数字化转型指数”、地级市金融机构分支数量及银行资产规模数据, 构建地级市数字金融发展水平指标, 避免了既有文献的测量误差, 丰富了研究视角, 并为数字金融对企业行

作者简介: 季建文, 延边大学区域国别研究院讲师, 博士, 研究方向: 空间经济、对外直接投资; 徐芊骅, 中国人民大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 国际金融; 薛军, 南开大学经济学院教授, 博士生导师, 研究方向: 对外直接投资、亚太经济。

基金项目: 中国科学技术协会 2024 年度科技智库青年人才计划“供应链安全背景下供应链效率促进企业创新的机制研究” (项目编号: XMSB20240711033); 教育部人文社会科学研究青年项目“金融地理结构驱动制造业链主企业减污降碳的机制与路径研究” (项目编号: 25YJCZH161)。

为影响的后续研究提供了更多空间。第二，在数字金融经济影响的视角上，侧重传统金融的数字化转型对企业 OFDI 的影响，丰富了关于数字金融主体的研究。第三，拓展分析了数字金融发展对民营企业 and 国有企业 OFDI 的异质性影响，有利于分析中国民营企业 OFDI 的内在动因。

二、文献综述

随着中国 OFDI 的迅猛增长，现有文献主要从东道国或母国政治经济视角展开分析，重点考察母国政策、双边投资协定、东道国市场规模以及营商环境等因素的影响（洪俊杰和张宸妍，2020；吕越等，2019；周超等，2017）。在企业异质性层面，鉴于 OFDI 具有资金需求量大、资本输出风险较高的特征，诸多学者探讨了融资约束对企业 OFDI 行为的影响，认为融资能力较强的企业更倾向于实施“走出去”战略并实现跨国多元化投资（李磊和包群，2015）。相关研究进一步发现，金融发展水平能够显著促进企业 OFDI，且对外部融资依赖度较高的行业而言，这种促进效应更为突出（申韬和曹孟真，2020；Desbordes and Wei，2017）。金融发展不仅通过提供外部融资渠道促进企业 OFDI，还可借助投资保险与信息咨询等服务机制降低企业海外投资风险（杜思正等，2016）。因此，母国金融发展水平与企业 OFDI 意愿之间存在密切关联（Buch et al.，2014）。

伴随着人工智能、大数据、区块链等新兴技术的迅猛发展，金融与科技的融合不断深化。金融科技的应用有助于提升银行绩效（郭丽虹和朱柯达，2021），银行金融科技通过缓解信息不对称、强化内部控制等方式显著降低不良贷款率（鲍星等，2022；Cheng and Qu，2020），但鲜有文献系统考察银行金融科技对企业经营行为尤其是 OFDI 的影响。现有数字金融相关研究主要聚焦互联网普惠金融的经济效应（张勋等，2020；彭澎和徐志刚，2021）。在企业层面，数字普惠金融有助于缓解企业融资约束（王馨，2015）、激发企业研发创新（万佳彧等，2020），并对企业出口等国际化活动产生积极作用。然而，上述企业层面的研究普遍存在指标与数据匹配不当的问题（郭峰和熊云军，2021）。

为克服前述数据匹配不当的局限，并基于数字金融服务对象异质性的理论分析，本研究聚焦传统金融机构数字化转型对企业 OFDI 的影响机制，同时对相关数字化转型指数进行必要调整，以实现与企业层面数据的更好匹配。

三、理论分析和研究假说

（一）数字金融发展、融资约束与企业 OFDI

由于 OFDI 风险大、周期长，且面临进入新市场的高固定成本，因此融资约束情况会直接影响企业的 OFDI 选择（王碧珺等，2015）。在以银行为主体的金融体系中，银行是企业获得外部融资的主要途径。本研究将从风险控制、信息不对称和融资歧视 3 个视角论述数字金融发展如何通过缓解企业融资约束，进而促进企业 OFDI。

从风险控制视角看，数字金融有助于提升银行风险控制水平，更好服务实体经济，同时降低企业财务风险、增强财务稳定性，为企业 OFDI 提供可靠支撑。对银行而言，基于大数据和人工智能的智能风控体系可实时监测客户企业异常经营行为与资金流动，实现信用风险和合规风险的有效筛查与监控，其预测准确度和稳健性均优于传统人工打分模式（黄益平和邱晗，2021）。金洪飞等（2020）发现，金融科技应用显著降低商业银行风险水平。此外，互联网金融冲击加剧银行业竞争（吴桐桐和王仁曾，2021），利润空间压缩倒逼银行提高风险容忍度，更多关注高风险高收益企业的海

外投资项目（李学峰和杨盼盼，2021），为企业提供更多资金支持。对企业而言，金融数字化有助于构建完善财务数据收集与监控体系，及时识别潜在风险。同时，数字金融减弱企业对抵押担保的依赖，转而注重企业财务健康状况，督促企业作出合理财务决策，提升可持续性（王竹泉和季丁筠，2024），为企业 OFDI 奠定坚实财务基础。

从信息不对称角度看，数字金融有助于银行准确识别企业融资需求，并有效缓解银企信息不对称问题。第一，数字金融加强银企信息沟通，帮助银行及时发现企业融资需求。第二，依托大数据的信贷业务可实现企业多维度数据采集与分析，将银行决策信息基础从传统银行流水、财务报表及抵押担保，扩展至征信、税务、工商、舆情、司法等第三方海量数据，实现企业精准画像（赵丹丹，2020）。这有助于减轻民营企业因财务数据不完善、不规范带来的贷款评估负面影响，并提升缺乏抵押担保企业的获贷概率。第三，基于区块链的数字供应链金融通过确保链上信息不可篡改并对交易各方数据流进行交叉验证，提升信息真实性，增强银行信息甄别能力，使信贷服务更好覆盖供应链上下游企业，从而降低企业融资约束（龚强等，2021）。融资约束缓解有助于减少企业非效率投资中的投资不足现象，使具备对外投资机会的企业及时抓住机遇实现扩张。

在“数字金融发展—降低信息不对称—缓解企业融资约束—促进 OFDI”这一机制路径中，企业信息透明度在很大程度上影响该机制传导的通畅度和有效性（Buckley et al., 2016; Bharadwaj et al., 2013）。如果能够验证该机制对信息透明度较高企业的作用更为显著，则可从侧面佐证其逻辑合理性。企业信息透明度的提升有助于增强金融市场的有效性，从而保障数字金融发展，促进企业 OFDI 的机制有效发挥作用。基于上述分析，提出如下假说。

假说 1：数字金融发展能够促进企业 OFDI。

假说 2：数字金融发展通过缓解企业融资约束促进企业 OFDI。

假说 3：数字金融发展促进企业 OFDI 的作用在信息透明度高的企业中更明显。

从资本要素市场扭曲和融资歧视的角度看，数字金融有助于改善资本要素市场的扭曲，尤其能够显著缓解民营企业的融资约束，促进其 OFDI。国有企业不仅享有更多的政策优惠和资金倾斜，还因政府的隐性担保而更容易获得银行贷款，导致民营企业往往面临更为严峻的融资约束（张纯和吕伟，2007）。这种状况阻碍了资本向回报率更高的行业和项目自由流动，降低了资本配置效率。而在数字金融的支撑下，银行能够获取更多关于企业经营状况和资金用途的信息，从而对企业的预期收益和偿债能力进行更为精准的评估，进而降低对政府隐性担保的依赖，有针对性地缓解民营企业的融资约束，提高其 OFDI 的可能性（解维敏等，2021）。基于上述分析，提出如下假说。

假说 4：数字金融发展促进企业 OFDI 的作用在民营企业中更明显。

（二）数字金融发展、企业全要素生产率与企业 OFDI

企业全要素生产率水平直接影响企业的 OFDI 决策，即生产率最高的企业倾向于 OFDI，生产率次之的企业选择出口，而生产率最低的企业则难以拓展海外市场。金融资源错配显著阻碍了企业全要素生产率的提升，抑制了企业的 OFDI 行为。数字金融的发展能够促进企业全要素生产率的提高，推动企业开展 OFDI（王道平和刘琳琳，2021）。数字金融促进企业 OFDI 的机制主要体现在 4 个方面。第一，数字金融发展有助于缓解信息不对称，提高贷款匹配精准度，帮助有潜力的企业缓解融资约束，提升企业生产能力，降低金融资源错配（赵晓鸽等，2021）。第二，数字金融的发展能够促进企业创新，提升企业竞争力（张佳佳，2023）。第三，数字金融还有助于深化企业对数字化重要性的认知，促使企业加大数字基础设施建设，加快数字化转型进程（潘艺和张金昌，2023）。第四，数字化程度较高的企业通过降低成本黏性，优化供应链上下游信息传导，提高企业全要素生产率，促进企业

OFDI（张宝友等，2023）。据此，提出以下研究假说。

假说 5：数字金融发展通过提升企业全要素生产率促进企业 OFDI。

四、研究设计

（一）基准计量模型

基于前文所述，以地级市商业银行数字化转型程度衡量数字金融发展。针对数字金融发展对企业 OFDI 规模的影响，构造如下双向固定效应模型：

$$\ln OFDI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln DF_{jt} + \alpha X_{ijt} + \eta_i + \gamma_j + \lambda_t + \mu_{ijt} \quad (1)$$

其中， $\ln OFDI_{ijt}$ 表示企业 i 在 t 年的 OFDI 规模的对数值；核心解释变量 DF_{jt} 表示地区 j 第 t 年的数字金融发展水平的对数值； X_{ijt} 表示控制变量集合； η_i 和 γ_j 、 λ_t 分别控制了企业层面不可观测的异质性与地区和年份层面的冲击； μ_{ijt} 为随机扰动项。在稳健性检验中，使用企业是否开展 OFDI（*ofdidum*）和企业当年 OFDI 次数（*ofdinum*）替换被解释变量，并分别使用 Logit 模型和 Poisson 模型进行估计。

（二）变量说明

1. 被解释变量

被解释变量 $\ln OFDI_{ijt}$ 表示沪深 A 股上市企业的 OFDI 规模（人民币）对数值，具体计算参考宿晓和王豪峻（2016）、杨连星等（2020）的做法，即将企业 t 年所投资的海外子公司注册资本和持股比例的乘积进行加总，再根据世界银行数据库的各国货币年度官方平均汇率转化成人民币得到。

2. 解释变量

解释变量 DF_{jt} 为地区 j 第 t 年的数字金融发展水平，基于“北京大学中国商业银行数字化转型指数”计算得到。为了保证文章结果的稳健性，采用了两种构造方式计算地区数字金融发展水平，具体计算公式分别为：

$$DF_{jt} = \frac{\sum_m (N_{jm} \times DT_{mt})}{100} \quad (2)$$

$$DF'_{jt} = \frac{\sum_m \left(\frac{A_{mt}}{A_t} \times \sum_{N_{jm}} DT_{mt} \right)}{100} = \frac{\sum_m \left(\frac{A_{mt}}{A_t} \times N_{jm} \times DT_{mt} \right)}{100} \quad (3)$$

其中， A_{mt} 为银行 m 第 t 年的资产规模， A_t 为当年所有银行的总资产规模，数据来自国泰安数据库的银行年报信息； N_{jm} 指 2022 年 j 市银行 m 的分支机构数量，数据来自国家金融监督管理总局的金融许可证信息； DT_{mt} 指银行 m 第 t 年的数字化转型指数。因此第一种构造方式计算的地区数字金融发展指数 DF_{jt} 等于当地所有银行的数字化转型指数之和，第二种方式计算的 DF'_{jt} 等于地级市所有银行的数字化转型指数按照资产规模进行加权平均，再除以 100 以降低指数标准误。

以 DF'_{jt} 指数为例，其包含 3 个部分信息。其一是银行的数字化转型指数。其二是 2022 年地级市的银行数量，以体现银行在不同地区的分布差异，虽然指数中包含了 2022 年本地银行的分支机构数量，但是，由于下文回归时均控制了地区固定效应或企业固定效应（或同时控制两者），所以相当于控制了各地银行数量的差异，避免了 DF_{jt} 回归系数仅体现银行数量影响而非银行数字化转型的影响。其三是银行的相对资产规模。由于银行的资产规模会影响其发放贷款的能力，从而影响银行对地区数字金融发展的贡献程度，因此本指数对资产规模大的银行赋予更大的权重。本文报告以

DF_{jt} 代表地级市数字金融发展指数的回归结果,使用 DF'_{jt} 的回归结果视为稳健性检验(由于篇幅限制,文中不呈现,备索)。为保证回归结果的稳健性,进行分析时均对 DF_{jt} 进行对数化处理。图 1 显示了 2010 年和 2021 年加总到省级层面的数字金融发展指数,可以直观地看出 10 年间各省的数字金融发展程度均有显著提升。

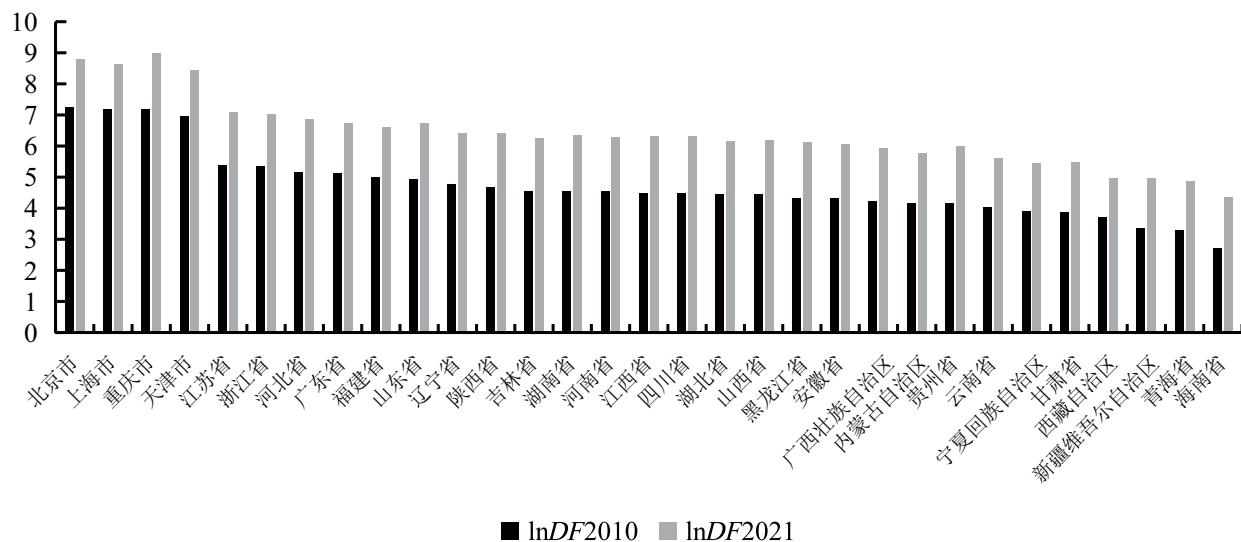


图 1 2010 年和 2021 年省级层面数字金融发展指数

数据来源:作者整理。

3. 控制变量

根据刘莉亚等(2015)、Jin 等(2023)文献对相关控制变量的选择,进行如下变量的选取:在地区层面,选取经济发展水平($\ln PGDP$)、产业结构(ind_struc)、互联网普及率($internet$)、外商直接投资水平($\ln FDI$)、市场化程度($market$);在企业层面,选取企业规模($\ln SCA$)、资产负债率(RAL)、资本密集度($\ln CA$)、总资产净利润率(ROA)、企业成立年龄($\ln AGE$);在行业层面,控制企业所在行业 OFDI 的平均水平($\ln IOFDI$)。

4. 中介变量

衡量融资约束的中介变量选择 SA 指数作为衡量标准。SA 指数仅包含企业总资产和企业年龄指标,能更好避免内生性,因此选择国泰安数据库的 SA 指数衡量企业融资约束情况,SA 指数的绝对值越大,说明企业的融资约束越严重。具体变量如表 1 所示。

(三) 数据来源与处理

核心解释变量数字金融发展指标的原始数据来源于“北京大学中国商业银行数字化转型指数”,这一指数基于 2010~2021 年 221 家商业银行的年报及专利信息,构建了包含战略数字化、业务数字化和管理数字化 3 个维度的数字化转型指标。在具体分析中,按照前文所述将其转化到地区层面,以此衡量地级市传统金融数字化转型的发展程度。

被解释变量企业 OFDI 数据来自国泰安数据库,其中包含沪深两市上市公司进行海外并购、设立海外子公司等信息和上市公司基本财务信息等数据。选择数据库 2010~2019 年沪深 A 股中设立过海外子公司的上市企业数据,并按照惯例进行了如下处理:剔除存在财务异常状况的 ST 企业;剔除海外子公司注册地为英属维尔京群岛、开曼群岛、百慕大群岛等避税地的样本;剔除子公司注册地位于港澳台地区的样本数据;剔除上市公司持股小于 10% 的样本;剔除金融保险类上市公司。

表 1 变量说明

类型	变量	符号	测度	来源
被解释变量	企业 OFDI 金额	lnOFDI	企业对外投资金额加 1 取对数	国泰安数据库
解释变量	数字金融发展水平	lnDF	银行数字化转型指数与银行数量乘积取对数	作者整理计算
控制变量	经济发展水平	lnPGDP	地级市人均 GDP 对数值	城市统计年鉴
	产业结构	ind_struc	第二产业 GDP 占比	城市统计年鉴
	互联网普及率	internet	当年国际互联网用户数占比	城市统计年鉴
	外商直接投资水平	lnFDI	当年实际使用外资金额取对数	城市统计年鉴
	市场化程度	market	市场化指数	中国分省份市场化指数数据库
	企业规模	lnSCA	企业营业收入对数值	国泰安数据库
	资产负债率	RAL	总资产与总负债之比	国泰安数据库
	企业年龄	lnAGE	企业年龄对数值	国泰安数据库
	资本密集度	lnCA	固定资产净额除以员工人数后取对数	国泰安数据库
	总资产净利润率	ROA	净利润除以总资产	国泰安数据库
	行业 OFDI 水平	lnIOFDI	行业平均对外投资额加 1 取对数	国泰安数据库
中介变量	融资约束	sa	SA 指数	国泰安数据库

将 OFDI 数据与满足上述条件的 2010~2019 年沪深上市 A 股公司财务数据相匹配后，共得到包含 2,547 家企业、19,671 个年度观测值的非平衡面板数据，其中共有 1,574 条开展过 OFDI 的年度数据，涉及 849 家企业。其余城市层面控制变量来自 2010~2019 年中国城市统计年鉴数据和中国分省份市场化指数数据库。分行业 OFDI 统计次数及占比见表 2。

在检查变量异常值后，对于存在异常值的连续变量即地级市商业银行数字化转型指数、资产负债率和 ROA 进行了 1% 的缩尾处理。主要连续变量的基本统计特征如表 3 所示。在基准回归前，对所有变量进行了方差膨胀因子检验，所得 VIF 均小于 10，说明不存在严重的多重共线性。

表 2 分行业 OFDI 次数及占比

行业名称	次数（次）	占比（%）
制造业	1,215	77.19
信息传输、软件和信息技术服务业	81	5.15
采矿业	76	4.83
建筑业	41	2.61
批发和零售业	38	2.41
租赁和商务服务业	22	1.4
交通运输、仓储和邮政业	20	1.27
房地产业	17	1.08
电力、热力、燃气及水生产供应业	15	0.95
农林牧渔业	10	0.64
文化、体育和娱乐业	9	0.57
科学研究和技术服务业	9	0.57
综合	9	0.57
水利、环境和公共设施管理业	6	0.38
住宿和餐饮业	3	0.19
卫生和社会工作	2	0.13
居民服务、修理和其他服务业	1	0.06
总计	1,574	100

表 3 统计性描述

变量	对外投资的企业（1,574 条数据）				未对外投资的企业（18,097 条数据）			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
lnOFDI	15.40	3.458	1.82	29.45	0.00	0.000	0.00	0.00
lnDF	6.78	1.067	4.07	8.74	6.75	1.103	4.07	8.74
lnSCA	21.84	1.675	13.46	28.55	21.44	1.594	11.05	28.72
RAL	0.43	0.203	0.05	0.96	0.43	0.217	0.05	0.96
lnAGE	2.66	0.440	0.00	3.81	2.75	0.406	0.00	3.95
ROA	0.05	0.060	-0.35	0.21	0.04	0.071	-0.35	0.21
lnCA	12.42	1.165	7.46	18.51	12.42	1.223	3.67	19.53
lnIOFDI	15.31	2.202	0.61	25.67	12.56	5.795	0.00	25.67
lnPGDP	11.43	0.553	9.09	13.06	11.37	0.551	8.77	13.06
ind_struc	42.89	11.384	16.16	76.99	42.38	11.128	14.74	89.75
internet	0.54	0.466	0.02	3.68	0.51	0.439	0.00	3.68
market	8.51	1.637	0.81	11.11	8.30	1.740	-0.30	11.11
lnFDI	12.59	1.499	4.91	14.94	12.40	1.679	1.10	14.94
sa	-3.68	0.275	-4.92	-2.18	-3.75	0.276	-5.24	-0.48

五、实证分析

（一）基准回归结果

表 4 展示了数字金融发展对企业 OFDI 规模的基准回归结果。列（1）仅考虑了核心解释变量的影响，结果显示数字金融发展能显著促进企业 OFDI 规模的提升。列（2）纳入地区层面的控制变量，并控制地区和年份固定效应。列（3）继续纳入企业层面控制变量，并控制企业固定效应，核心解释变量的符号和显著性未发生变化。列（4）继续纳入行业层面变量，结果依然稳健，说明在剔除多重影响因素后，数字金融发展对企业 OFDI 仍有显著促进作用。在经济意义方面，以列（4）结果为例，地级市数字金融发展指数每提高 1%，企业 OFDI 上升约 1.13%，假说 1 得证。

（二）稳健性检验

为了验证稳健性，采用替换被解释变量的方式对相关回归结果进行检验（表 5），分别使用企业是否开展 OFDI（*ofdidum*）和当年 OFDI 次数（*ofdinum*）替换被解释变量。对于企业是否开展 OFDI，使用 Logit 模型进行估计，列（1）显示了随机效应 Logit 估计结果，列（2）报告了固定效应面板 Logit 估计结果，由于此时企业分组后，在 2010~2019 年是否开展 OFDI 虚拟变量中有 1,814 组全是 0 或者全是 1，所以被舍去，因此固定效应回归只剩 5,589 个观测值。从估计结果来看，随机效应 Logit 模型的系数在 1% 的水平上显著为正，固定效应 Logit 模型的系数在 5% 的水平上显著为正，均说明数字金融发展对企业 OFDI 决策有正向影响。同时，进一步进行豪斯曼检验的 p 值为 0.0000，强烈拒绝原假设，显示固定效应模型优于随机效应模型。同时将被解释变量替换为企业 OFDI 次数（*ofdinum*），由于企业当年的 OFDI 次数属于计数变量，适用 Poisson 回归模型，列（3）报告了 Poisson 回归结果，列（4）进一步加入年份、地区和企业固定效应，回归结果均表明数字金融发展对企业 OFDI 有正向影响。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnOFDI	lnOFDI	lnOFDI	lnOFDI
lnDF	0.126*** (0.040)	1.359** (0.601)	1.005** (0.477)	1.127** (0.481)
lnPGDP		0.138 (0.369)	0.221 (0.260)	0.128 (0.259)
ind_struc		0.002 (0.021)	0.009 (0.017)	0.011 (0.017)
internet		0.271* (0.154)	0.262** (0.112)	0.227** (0.113)
market		-0.490*** (0.167)	-0.464*** (0.130)	-0.436*** (0.130)
lnFDI		0.054 (0.100)	0.073 (0.084)	0.031 (0.083)
lnSCA			0.366*** (0.062)	0.389*** (0.063)
RAL			1.158*** (0.357)	1.134*** (0.358)
lnAGE			-0.606 (0.443)	-0.577 (0.444)
ROA			-1.809*** (0.640)	-1.570** (0.647)
lnCA			0.125** (0.052)	0.1127** (0.053)
lnIOFDI				0.131*** (0.013)
cons	2.021*** (0.271)	-4.707 (5.850)	-12.181** (4.747)	-14.151*** (4.782)
年份固定	否	是	是	是
地区固定	否	是	是	是
企业固定	否	否	是	是
N	19,671	17,059	16,873	16,873
adj. R ²	0.000	0.054	0.534	0.540

注：括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；下表同。

表 5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ofdidum	ofdidum	ofdinum	ofdinum
	随机效应	固定效应	面板 Poisson 回归	面板 Poisson 回归
lnDF	0.408*** (0.152)	0.633** (0.313)	0.839** (0.364)	0.714** (0.305)
控制变量	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
地区固定	是	是	否	是
企业固定	否	是	否	是
N	17,017	5,589	15,625	6,119
伪 R ²		0.137	0.217	0.383

（三）内生性问题

1. 工具变量法

在基准回归中，控制年份、地区和企业固定效应可部分缓解遗漏变量引起的内生性问题。然而，除遗漏变量外，还可能存在双向因果导致的内生性问题：OFDI 较多的地区通常经济发展水平更高、数字基础设施更完善，这些因素也有利于数字金融发展。为此，主要采用工具变量法处理内生性问题（表 6），并以双重差分法进行稳健性检验。借鉴吴海涛和秦小迪（2022）的做法，构造企业所在地级市到杭州的球面距离与当年全国平均数字金融发展水平（排除本地级市）的交互项作为工具变量（*iv1*）。其合理性如下。第一，满足相关性。杭州系支付宝发源地，数字金融发展领先，技术外溢使距离杭州越近的城市数字金融发展越好。地级市到杭州的球面距离已被广泛用作数字金融发展的工具变量（傅秋子和黄益平，2018）。第二，满足外生性。该地理距离不会直接影响企业 OFDI 决策，且作为纯粹地理变量，不受经济发展水平等因素影响。为适应面板固定效应模型需工具变量具备时间变动性的要求，进一步引入全国层面数字金融指数作为交互项，以提供必要的动态特征。

表 6 列（1）报告了两阶段最小二乘的第一阶段回归结果，主要变量系数在 1% 的水平上显著，说明距离杭州球面距离越远，数字金融发展水平就越低，满足工具变量相关性，且第一阶段 F 统计值为 55.77，大于经验值 10。不可识别检验报告的 Anderson canon. corr. LM 统计量和弱工具变量检验报告的 Cragg-Donald Wald F 统计量均在 10% 水平上拒绝原假设，证明了工具变量的有效性。列（2）的回归结果显示，工具变量处理后数字金融系数在 5% 水平上显著为正，说明数字金融发展对企业 OFDI 的促进作用稳健。

表 6 工具变量法

变量	(1)	(2)
	lnDF	lnOFDI
lnDF		13.159** (5.381)
<i>iv1</i>	-0.023*** (0.003)	
控制变量	是	是
年份固定	是	是
地区固定	是	是
企业固定	是	是
第一阶段 F 值	55.77	
Anderson canon. corr. LM 统计量		65.69
Cragg-Donald Wald F 统计量		55.77
N	14,279	14,279

2. 双重差分法

本研究以 2011 年和 2016 年实施的促进科技和金融结合试点政策为准自然实验，使用双重差分方法进一步缓解内生性问题。此试点政策 2011 年确定天津市、上海市和江苏省等 17 个地区为试点地区，2016 年确定在郑州市、厦门市等 9 个城市进行第二批试点。

先前研究使用国务院颁布的《推进普惠金融发展规划（2016~2020 年）》作为促进数字金融发展的政策冲击，但其存在以下两点问题。第一，这一政策的影响范围为全国层面，因此需要假定此

政策对原本数字金融发展水平低的地区促进作用大，再验证数字金融发展程度低的地级市在受到政策冲击之后，企业 OFDI 水平的提升高于原来数字金融发展程度高的地区，最终论证数字金融发展会促进企业 OFDI，但是这种前提假定具有一定主观性。第二，《推进普惠金融发展规划（2016~2020 年）》更侧重推进普惠金融发展，其主要服务群体为小微企业、低收入人群、农民和老年人等“长尾群体”，而促进科技和金融结合试点政策则指出要“深刻把握科技创新和金融创新的客观规律”，推动科技创新和金融创新的相互促进。魏蓉蓉和王梅玲（2023）认为，上述科技与金融结合试点政策对试点地区金融科技创新水平有显著推动作用，因此选择将其作为促进传统金融业数字化转型创新的外生政策冲击。从企业层面检验科技与金融结合试点对企业 OFDI 的影响，具体设定为：

$$\ln OFDI_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + AX_{ijt} + \phi_i + \gamma_j + \lambda_t + \mu_{ijt} \tag{4}$$

其中，被解释变量仍为企业 OFDI；核心解释变量 DID_{it} 表示 t 年企业 i 所在城市是否实施了试点政策，若是，取值为 1，否则为 0； ϕ_i 和 γ_j 、 λ_t 分别表示企业和地区、年份固定效应。由于两期试点政策分别于 2011 年和 2016 年实施，将前文的样本扩展到 2001~2019 年的 A 股上市公司 OFDI 数据，从而留出足够的时间区间进行政策实施前的平行趋势检验。其余控制变量及数据处理均与前文一致。

表 7 双重差分法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln OFDI$	$\ln OFDI$	$\ln OFDI$	$\ln OFDI$
DID	0.592*** (0.070)	0.165* (0.092)	0.185** (0.092)	0.283** (0.143)
$cons$	1.625*** (0.034)	-14.955*** (1.090)	-17.981*** (1.120)	-14.616*** (2.293)
控制变量	否	是	是	是
年份固定	否	否	是	是
地区固定	否	否	是	是
企业固定	否	否	否	是
N	39,170	25,723	25,722	25,720
adj. R ²	0.013	0.059	0.089	0.113

注：时间区间拓展导致样本数量增加。

表 7 结果显示，在依次添加相关控制变量及年份、地区和企业固定效应后，科技与金融结合政策试点均对所试点城市的企业 OFDI 有积极影响，列（4）结果显示，相较于非试点区域的企业，试点区域企业的 OFDI 额平均上升约 28.34%。

（1）平行趋势检验。平行趋势假设是渐进双重差分模型的关键前提，即在政策实施前，处理组和对照组的企业 OFDI 变化趋势应该是平行的，使用事件研究法进行平行趋势检验，具体公式为：

$$\ln OFDI_{ijt} = \alpha_3 + \sum_{t=-8}^6 \delta_t D_{it} + AX_{ijt} + \phi_i + \gamma_j + \lambda_t + \mu_{ijt} \tag{5}$$

其中， D_{it} 是一组虚拟变量，若企业 i 所在城市第 t 年实施了试点政策，取值为 1，反之为 0；系数 δ_t 反映了在科技与金融结合试点政策实施的第 t 年，试点城市与非试点城市企业的 OFDI 数量差异。图 2 平行趋势检验结果表明，科技与金融结合政策试点前的各期系数均不显著，试点城市和非试点城市企业 OFDI 在政策实施前并无显著差异，研究样本通过平行趋势检验。而政策实施后系数开始增大，并在第二期显著，说明政策效果有一定时滞。

（2）时间安慰剂检验。为了避免实验组企业和对照组企业的 OFDI 差异是由时间变化导致的，

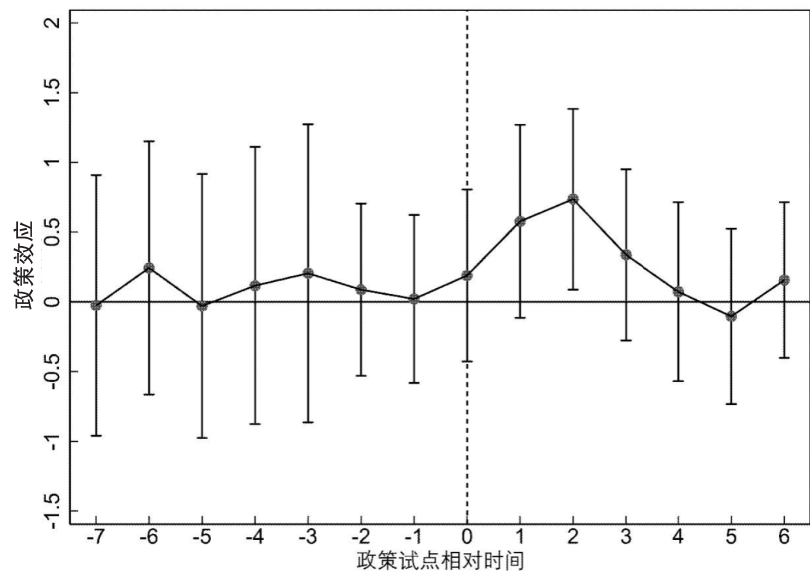


图 2 平行趋势检验

表 8 时间安慰剂检验

变量	(1)	(2)	(3)
	提前 1 年	提前 2 年	提前 3 年
<i>did_1</i>	0.256 (0.161)		
<i>did_2</i>		0.276 (0.180)	
<i>did_3</i>			0.223 (0.181)
<i>cons</i>	-14.720*** (2.307)	-14.795*** (2.314)	-14.719*** (2.318)
控制变量	是	是	是
年份固定	是	是	是
地区固定	是	是	是
企业固定	否	是	是
N	25,720	25,720	25,720
adj. R ²	0.113	0.113	0.113

构建虚拟政策时间,分别将试点时间提前 1 年、2 年和 3 年,以 *did_1*、*did_2* 和 *did_3* 表示,并对式(4)进行回归,结果显示其系数均不显著,说明实验组企业和对照组企业的 OFDI 规模在时间趋势上没有系统性差异。

(3) 城市安慰剂检验。参考马述忠等(2023)的方法进行城市安慰剂检验,具体操作为随机产生一个试点城市的名单作为虚拟的实验组,从而估计一个虚拟的 δ_t ,并将上述过程重复 500 次,得到 500 个回归系数,并绘制其核密度分布图(图 3),并将真实的回归系数用竖直虚线表示,可以看出虚拟系数集中分布在 0 值附近,且实际估计系数明显属于异常值,因此可以排除基准估计结果是由不可观测因素导致的,说明样本通过了城市安慰剂检验。

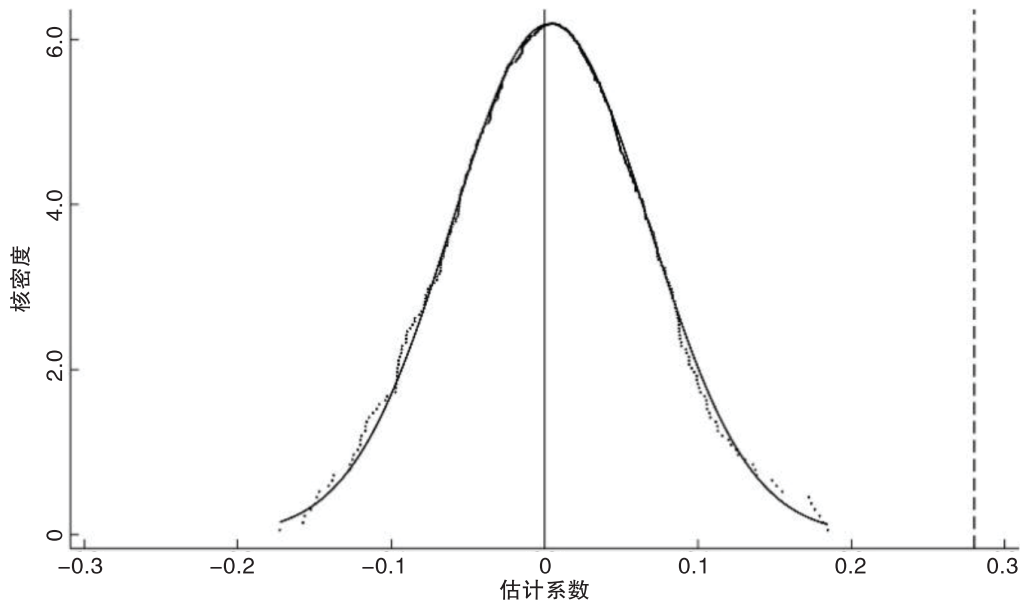


图3 城市安慰剂检验结果

（四）传导机制检验

上文理论分析指出数字金融发展通过缓解企业融资约束和提升企业全要素生产率两种方式促进企业 OFDI。由于江艇（2022）指出传统的三步法中介效应模型存在内生性偏误等问题，因此通过考察核心自变量对中介变量的影响进行机制检验，具体公式如下：

$$\ln OFDI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln DF_{jt} + AX_{ijt} + \eta_i + \gamma_j + \lambda_t + \mu_{ijt} \tag{6}$$

$$Mid_{ijt} = \nu_0 + \nu_1 \ln DF_{jt} + AX_{ijt} + \eta_i + \gamma_j + \lambda_t + \mu_{ijt} \tag{7}$$

其中， Mid_{ijt} 为相关中介变量，其他变量与前文一致。

表9 融资约束机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln OFDI$	sa	$\ln DF$	sa
$\ln DF$	1.127** (0.481)	-0.013* (0.007)		-0.256*** (0.067)
$iv2$			0.003*** (0.0002)	
控制变量	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是
第一阶段 F 值			218.81	
Anderson canon. corr. LM 统计量				254.96
Cragg-Donald Wald F 统计量				218.81
N	16,873	16,873	13,672	13,672
adj. R ²	0.540	0.940		

表9列（1）结果与基准回归一致，列（2）为数字金融发展指标及相关控制变量对企业融资约束（ sa ）指标的回归结果，说明在10%的显著性水平上，数字金融发展能缓解企业融资约束，这一

结果与过往文献结果一致。此外，考虑到在检验数字金融发展影响企业融资约束这一机制时可能存在的内生性问题，参考陈贵富等（2022）的研究，选取1984年各城市人均邮电业务总量与全国层面（除本区县）数字金融发展指数的交互项作为工具变量（*iv2*）。人均邮电业务总量是1984年每万人邮电业务量，单位为万元，其可以衡量历史上该城市信息通信业务的发展程度和基础设施情况，影响了该城市后期互联网的发展，因此与数字金融发展水平具有相关性。同时，历史上该城市的邮电业务量难以影响当前城市上市企业的融资约束程度，因此在一定程度上满足外生性。列（3）说明工具变量与数字金融发展水平有显著相关性，列（4）表明工具变量回归后的结果证明数字金融发展对缓解企业融资约束的机制仍然成立。以往研究已经有大量文献证明企业融资约束的缓解能促进其OFDI（李磊和包群，2015；宫旭红和任颀，2017），因此可以认为数字金融发展、企业融资约束缓解和企业OFDI增加的机制通路成立。假说2得证。

此外，在机制分析中提出数字金融对企业OFDI的促进作用对民营企业 and 信息透明度高的企业更为明显，检验如下。

表 10 信息透明度和所有制差异检验

变量	信息透明度差异				所有制差异	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	信息披露质量高	信息披露质量低	信息披露质量低	信息披露质量高	国企	非国企
	分析师关注度高	分析师关注度低	分析师关注度高	分析师关注度低		
$\ln DFI$	1.729* (-0.950)	1.922 (-1.506)	0.267 (-1.146)	-1.229 (-1.262)	0.780 (-1.098)	1.606** (-0.798)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
N	5,900	2,064	3,608	3,478	5,757	10,554
adj. R ²	0.541	0.604	0.650	0.584	0.580	0.516

1. 企业信息透明度异质性

企业信息透明度可以从企业信息披露质量和上市公司分析师关注度两个角度进行刻画，其中，企业信息质量反映了企业主动的信息披露是否真实、全面和及时，分析师关注度则衡量了资本市场对特定上市公司信息数据的挖掘程度和更新速度。根据企业的信息披露质量和分析师关注度将企业分为4个类别，列（1）~列（4）的回归结果显示，对于信息披露质量和分析师关注度均高的上市公司，数字金融对企业OFDI的促进作用显著。这说明信息质量和数量对数字金融发挥作用有较大影响，上市公司应进行高质量的信息披露，并与资本市场进行高效率的沟通。假说3得证。

2. 所有制异质性

相较于国有企业，民营企业的融资约束更为严峻，因此数字金融发展通过缓解民营企业的融资约束，对民营企业OFDI的促进作用应更为显著。分组回归的结果显示， $\ln DFI$ 在国有企业的回归中不显著，在非国有企业的样本回归中显著为正。因为国有企业受到各类政策倾斜，其融资约束较小，民营企业面临更严峻的贷款歧视，因此数字金融的发展更有利于通过降低搜寻成本和交易成本缓解民营企业融资约束，从而促进民营企业OFDI。分组回归结果除了证实数字金融对不同所有制企业的异质性影响，也侧面证实了通过缓解企业融资约束促进OFDI的机制。假说4得证。

3. 全要素生产率机制分析

为进一步验证数字金融发展通过提升企业全要素生产率促进企业 OFDI，利用前文中中介效应模型进行机制检验。

表 11 全要素生产率机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnOFDI</i>	<i>TFP-OP</i>	<i>lnDF</i>	<i>TFP-OP</i>
<i>lnDF</i>	1.127** (0.481)	0.079** (0.033)		0.281** (0.140)
<i>iv2</i>			0.005*** (0.002)	
控制变量	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是
第一阶段 F 值			719.37	
Anderson canon. corr. LM 统计量				809.83
Cragg-Donald Wald F 统计量				719.37
N	16,873	15,343	14,696	14,696
adj. R ²	0.540	0.938		

表 11 列（1）和列（2）显示了数字金融发展提升全要素生产率（*TFP-OP*）进而促进 OFDI 这一机制的检验结果，数字金融发展对全要素生产率的提升作用在 5% 水平上显著；列（3）和列（4）同样使用 1984 年各城市人均邮电业务总量与全国层面（除本区县）数字金融发展指数的交互项作为工具变量（*iv2*），对内生性进行处理后，结论依然成立。假说 5 得证。

（五）进一步分析

本部分将检验企业的区域异质性和行业异质性对数字金融促进 OFDI 的影响。在区域异质性方面，由于中国东部、中部和西部地区的经济发展水平有所差异，银行数字化转型的发展程度和银行网点的覆盖密度也不尽相同，因此不同地区数字金融发展对企业 OFDI 的促进作用存在较大差异。从表 12 可以发现，东部地区数字金融发展能显著促进企业 OFDI，中西部地区这一效果并不显著。原因如下：东部地区经济发达，金融资源丰富，银行数字化转型程度高且银行密度大，数字金融对实体经济的正向影响较为明显；中西部地区数字金融基础设施不完善，影响了数字金融对实体经济的作用效果。

在行业异质性方面，由于制造业的资本密集属性，其 OFDI 尤其是进行海外生产基地建设时会产生大量固定资产投资，因此对资金的需求大于非制造业企业，数字金融发展对制造业企业对外投资更为有利，表 12 列（4）和列（5）相关结果也佐证了这一结论。

表 12 异质性分析

变量	区域异质性			行业异质性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部	制造业	非制造业
<i>lnDF</i>	1.555* (0.880)	0.772 (1.504)	-0.827 (1.281)	1.899*** (0.639)	0.213 (0.841)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是
N	12,695	2,370	1,798	10,961	5,891
adj. R ²	0.538	0.536	0.511	0.540	0.547

六、结论与启示

本文使用 2010~2019 年沪深 A 股上市公司的 OFDI 数据和“北京大学商业银行数字化转型指数”，研究了以传统金融机构数字化转型为主体的数字金融发展对企业 OFDI 的影响及其作用机制。数字金融发展能通过降低银企财务风险、减轻银企信息不对称、减少融资歧视等途径提高银行信贷配置能力，缓解企业面临的融资约束，增强企业全要素生产率，促进其 OFDI。实证检验表明，数字金融发展指数上升 1%，企业当年 OFDI 规模增加 1.13%。同时中介效应模型验证了数字金融发展通过缓解企业融资约束促进企业 OFDI，且对民营企业 and 信息透明度更高企业的 OFDI 促进作用更为显著。异质性分析表明，数字金融发展对提升东部地区企业和制造业企业的 OFDI 更明显。

基于上述研究结论，在“金融支持实体经济”的背景下，提出以下政策启示：在政府层面，政府应积极推动以银行为代表的传统金融机构数字化转型，优化信贷资源配置效率，提升企业融资便利性，构建风险防范机制，确保金融风险可控，促进金融业高质量发展，更好服务当地企业“走出去”；在银行层面，银行应从战略、人才、管理和产品等多维度推进数字化转型，建立高效数字服务流程，提升需求识别与定制化服务能力，深度融合数字技术与金融业务，打通银企信贷“最后一公里”，以支持企业高质量发展与国际化；在企业层面，企业应增强对银行数字金融产品的认知，加速自身数字化转型，积累高质量经营数据，提升信息披露透明度，增强信贷可得性，在利用外部融资开展 OFDI 时，企业需强化风险管理，降低经营风险。

参考文献：

- [1] 鲍星,李巍,李泉.金融科技运用与银行信贷风险——基于信息不对称和内部控制的视角[J].金融论坛,2022(1).
- [2] 陈贵富,韩静,韩恺明.城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业[J].中国工业经济,2022(8).
- [3] 杜思正,冼国明,冷艳丽.中国金融发展、资本效率与对外投资水平[J].数量经济技术经济研究,2016(10).
- [4] 傅秋子,黄益平.数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J].金融研究,2018(11).
- [5] 龚强,班铭媛,张一林.区块链、企业数字化与供应链金融创新[J].管理世界,2021(2).
- [6] 宫旭红,任颀.融资约束、信贷支持与民营企业对外直接投资[J].产业经济研究,2017(5).
- [7] 郭峰,熊宇军.中国数字普惠金融的测度及其影响研究：一个文献综述[J].金融评论,2021(6).
- [8] 郭丽虹,朱柯达.金融科技、银行风险与经营业绩——基于普惠金融的视角[J].国际金融研究,2021(7).
- [9] 洪俊杰,张宸妍.产业政策影响对外直接投资的微观机制和福利效应[J].世界经济,2020(11).
- [10] 黄益平,黄卓.中国的数字金融发展：现在与未来[J].经济学(季刊),2018(4).
- [11] 黄益平,邱晗.大科技信贷：一个新的信用风险管理框架[J].管理世界,2021(2).
- [12] 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).
- [13] 金洪飞,李弘基,刘音露.金融科技、银行风险与市场挤出效应[J].财经研究,2020(5).
- [14] 李磊,包群.融资约束制约了中国工业企业的对外直接投资吗?[J].财经研究,2015(6).
- [15] 李学峰,杨盼盼.银行金融科技与流动性创造效率的关系研究[J].国际金融研究,2021(6).
- [16] 刘莉亚,何彦林,王照飞,等.融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?——基于微观视角的理论和实证分析[J].金融研究,2015(8).
- [17] 吕越,陆毅,吴嵩博,等.“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于 2005—2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验[J].经济研究,2019(9).
- [18] 马述忠,吴鹏,房超.东道国数据保护是否会抑制中国电商跨境并购[J].中国工业经济,2023(2).
- [19] 潘艺,张金昌.数字金融对企业数字化转型的影响和机制研究——来自中国 A 股制造业上市企业的经验证据[J].工业技术经济,2023(3).
- [20] 彭澎,徐志刚.数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗?[J].经济评论,2021(1).
- [21] 申韬,曹梦真.金融发展何以影响对外直接投资——基于行业外部融资依赖视角的机制检验[J].金融经济研究,2020(5).
- [22] 宿晓,王豪峻.高管海外背景、政治关联与企业对外直接投资决策——基于中国上市公司的实证分析[J].南京财经大学学报,2016(6).

- [23] 万佳贱,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020(1).
- [24] 王碧珺,谭语嫣,余森杰,等.融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资[J].世界经济,2015(12).
- [25] 王道平,刘琳琳.数字金融、金融错配与企业全要素生产率——基于融资约束视角的分析[J].金融论坛,2021(8).
- [26] 王馨.互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J].金融研究,2015(9).
- [27] 王竹泉,季丁筠.数字普惠金融能否降低中小企业财务风险——基于信息披露与创新驱动视角[J].财会月刊,2024(6).
- [28] 魏蓉蓉,王梅玲.数字新基建背景下科技和金融结合试点政策的效应评估[J].统计与信息论坛,2023(3).
- [29] 吴海涛,秦小迪.数字金融、家庭创业与城乡财富不平等[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2022(6).
- [30] 吴桐桐,王仁曾.数字金融、银行竞争与银行风险承担——基于149家中小商业银行的研究[J].财经论丛,2021(3).
- [31] 解维敏,吴浩,冯彦杰.数字金融是否缓解了民营企业融资约束?[J].系统工程理论与实践,2021(12).
- [32] 谢绚丽,王诗卉.中国商业银行数字化转型:测度、进程及影响[J].经济学(季刊),2022(6).
- [33] 杨连星,张方,张皞.融资约束与企业对外直接投资二元边际[J].世界经济研究,2020(2).
- [34] 张宝友,范榕榕,孟丽君.企业数字化转型、知识产权保护与对外直接投资——来自中国服务业上市公司的经验证据[J].国际贸易问题,2023(5).
- [35] 张纯,吕伟.机构投资者、终极产权与融资约束[J].管理世界,2007(11).
- [36] 张佳佳.数字金融、技术创新与企业竞争力——来自中国A股上市企业的实证证据[J].南方金融,2023(1).
- [37] 张勋,杨桐,汪晨,等.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020(11).
- [38] 赵丹丹.我国商业银行普惠金融数字化转型研究[J].西南金融,2020(12).
- [39] 赵晓鸽,钟世虎,郭晓欣.数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J].科研管理,2021(4).
- [40] 周超,刘夏,辜转.营商环境与中国对外直接投资——基于投资动机的视角[J].国际贸易问题,2017(10).
- [41] Bharadwaj, A., El Sawy, O. A., Pavlou, P. A., et al. Digital Business Strategy: Toward a Next Generation of Insights[J]. Management Information Systems Quarterly, 2013, 37(2).
- [42] Buch, C. M., Kesternich, I., Lipponer, A., et al. Financial Constraints and Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence[J]. Review of World Economics, 2014, 150.
- [43] Buckley, R., Arner, D., Barberis, J. The Evolution of Fintech: A New Post-crisis Paradigm[J]. Georgetown Journal of International Law, 2016, 47(4).
- [44] Cheng, M., Qu, Y. Does Bank FinTech Reduce Credit Risk? Evidence from China[J]. Pacific-basin Finance Journal, 2020, 63.
- [45] Desbordes, R., Wei, S. J. The Effects of Financial Development on Foreign Direct Investment[J]. Journal of Development Economics, 2017, 127.
- [46] Jin, L., Dai, J., Jiang, W., et al. Digital Finance and Misallocation of Resources among Firms: Evidence from China[J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2023, 66.

How Does Digital Finance Development Promote Foreign Direct Investment

Ji Jianwen XU Qianhua XUE Jun

Abstract: Existing literature examining the impact of digital finance development on corporate operations has overlooked the role of traditional financial institutions' digital transformation or bank fintech in influencing enterprises. This study constructs a digital finance development index for traditional financial institutions at the prefecture-level city level and combines it with foreign direct investment (OFDI) data from A-share listed companies between 2010 and 2019 to investigate the effect of digital finance development on corporate OFDI. Key findings include: (1) Digital finance development significantly enhances corporate OFDI levels. (2) Digital finance enhances banks' credit allocation capabilities. By alleviating corporate financing constraints and boosting total factor productivity, it increases firms' OFDI willingness, with more pronounced effects on private enterprises and those with higher information transparency. (3) Enterprises in eastern regions and manufacturing firms exhibit more pronounced effects from these mechanisms. In summary, enterprises should leverage the digital transformation of traditional financial institutions to fully harness the catalytic role of digital finance in the real economy. This will inject new momentum into foreign direct investment and further advance high-quality corporate "going global".

Keywords: digital finance; OFDI; financing constraints; banking fintech

(责任编辑:梁丽华)