

数字金融如何影响企业双向投资*

谢 谦

内容提要:本文试图从金融市场供给和企业融资约束双重视角,全面探究数字金融对企业双向投资的影响。基于数字金融指数和国泰安微观企业数据库,本文采用多种估计方法进行研究发现,数字金融能够显著促进企业双向投资,但其在数字金融不同维度、企业规模、所在行业方面存在异质性影响,数字金融对小微型企业、技术密集型企业 and 高新技术企业双向投资的促进作用更为显著。进一步,在影响机制方面,数字金融能够通过降低城市资本错配程度、提高金融产品生态多样性以及缓解企业融资约束等途径提升企业双向投资水平。此外,本文还通过一系列稳健性检验验证了数字金融对企业双向投资的显著促进效果。基于此,在强化金融科技以及构建新发展格局的过程中,需要重视数字金融发展优势,完善信贷策略,创新金融服务方式,依托大数据技术进行精准风控,提升数字金融的业务承载能力和交易效率,以此促进企业双向投资增长。

关键词:数字金融 企业双向投资 金融科技 资本错配

作者简介:谢 谦,中国社会科学院经济研究所副研究员,100836。

中图分类号:F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2024)05-0086-17

一、引言

企业双向投资作为新发展格局的重要载体,对增强经济发展的内生动力、驱动经济高质量发展具有重要意义。作为实体经济的重要组成部分,企业对外投资与引进外资共同构成了企业的双向投资,有助于畅通国内国际双循环,促进生产要素自由流动并优化资源配置,确保经济运行的总量平衡与结构协调,极大地提升国民经济循环效率。构建新发展格局的核心是“循环”,党的二十大报告指出,要推进高水平对外开放,依托我国超大规模市场优势,以国内大循环吸引全球资源要素,增强国内国际两个市场两种资源联动效应;“十四五”规划纲要也强调,新发展格局的实施路径包括促进内需和外需、进口和出口、引进外资和对外投资协调发展。新发展格局下畅通企业双向投资,对应对外部环境与发展条件变化、主动调整参与全球分工合作方式、促进经济高质量发展具

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“国际生产网络视角下技术创新促进产业升级的机制和路径研究”(72173132);国家自然科学基金面上项目“数字贸易开放对出口竞争力的影响:理论研究、实证检验与政策建议”(72373161)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。谢谦电子邮箱:hbuxq@163.com。

有重要的现实意义。

金融供给侧结构性改革与健全现代金融体系在促进企业双向投资中发挥着极其重要的作用。近年来,依托国内市场连接国外市场,国民经济形成良性循环,数字金融的发展能够促进供给侧结构性改革深化,提升金融服务质量和效率,极大地改善企业信贷期限结构与融资结构(郭峰等,2020)。数字金融能够加快金融机构数字化转型,推动构建金融有效支持实体经济的体制机制,有助于将外资企业“引进来”。同时,金融等生产性服务业的发展也有助于加速中国企业“走出去”。基于此,国家应注重提升数字金融服务实体经济的能力,支持企业高水平双向投资,助力本土企业更好地融入全球价值链、产业链和创新链,推动新发展格局的构建进程。

传统金融在我国实体经济发展过程中发挥了重要作用,但不容忽视的是,领域错配、期限错配、属性错配等结构性问题也非常突出(唐松等,2020),这在一定程度上阻碍了要素资源的流通与国民经济的持续稳定发展。双循环新发展格局的构建离不开金融部门、金融服务的有力支撑(陆江源等,2022)。依托数字技术赋能传统金融,数字金融应运而生。与传统金融部门相比,数字金融将大数据、云计算及移动互联网等数字技术应用到金融领域,借助互联网的可达性有效扩大了金融服务的覆盖面,降低了信息不对称程度,为市场参与主体提供了更为安全便捷、成本更低廉的金融服务,健全了金融基础设施。此外,数字金融也有助于提高产品研发效率,衍生出大量现代金融产品,培育多元化金融生态体系,拓宽企业融资渠道,为企业经营提供更精准的金融服务。但是,聚焦数字金融新业态,数字金融与企业双向投资存在何种影响,以及这种影响能否在一定程度上缓解传统金融存在的结构性问题,目前既有相关研究较少,使得当前在金融供给侧结构性改革中,如何更好地发挥数字金融对企业双向投资的促进效应缺乏一系列微观经验证据。

以往关于数字金融影响效应的研究针对企业融资、企业创新与企业收益等多个方面进行了实证检验。在微观层面影响的研究中,数字金融的影响大多聚焦企业自身特征因素、居民消费信贷等视角,较少关注其对外向型经济发展的影响,影响效应集中在微观企业绩效、企业创新等方面,鲜有涉及企业双向投资方面(万佳彧等,2020),并且缺乏对相关理论机制与作用途径的探究。对数字金融宏观层面影响的研究集中在居民消费、产业结构、城乡差距、区域创新等方面(易行健、周利,2018)。基于上述研究基础,本文着重从数字金融多维指标体系全面厘清其对微观企业双向投资的影响。

基于新发展格局下数字金融与企业双向投资的现实背景,本文着重从企业“引进来”与“走出去”两个视角进行实证估计,可能的创新及贡献主要体现在以下三个方面。(1)本文从数字金融角度透视双循环新发展格局构建,突破性地从数字金融引入企业双向投资这一微观层面,着重从数字金融多维指标体系全面厘清其对微观企业双向投资的影响,补充并拓展了既有研究。(2)本文的指标设计凸显了数字金融的优势,以展示数字金融的作用。相较于传统金融,数字金融的可获得性更高、覆盖范围更广、成本更低。本文分别对数字金融总指数的3个二级指标——覆盖广度、使用深度、数字化程度进行分析,全面分析数字金融对企业双向投资的影响。(3)本文补充并拓展了数字金融与企业双向投资的影响机制,如城市资本错配、金融产品生态多样性、企业融资约束等角度,并进一步考虑企业规模、所在行业等差异,全面揭示了数字金融对企业双向投资的异质性影响,相关研究结论为数字金融、实体经济与金融市场的健康稳定发展提供了重要的政策支持。

二、文献综述

(一)数字金融对微观企业的影响效应

目前对数字金融^①影响效应的研究大多聚焦数字金融“普惠性”特质,即数字金融的发展如何缓解区域间、城乡间、不同规模企业间的不平衡、不充分发展问题,包括宏观经济影响和微观企业影响两个方面。在宏观经济影响方面,数字金融对居民消费、产业结构升级、缩小城乡差距、促进区域创新等均存在较为一致的促进效应(易行健、周利,2018);在微观企业影响方面,数字金融能够提高企业生产率(田巍、余森杰,2012)、拓宽金融服务广度和降低金融服务门槛。数字金融通过简化企业授信程序、缓解信息不对称、提升企业盈利能力来降低企业融资成本、缓解企业融资约束(陈中飞、江康奇,2021)。在已有研究中,黄锐等(2021)分别从宏观和微观层面分析了数字金融缓解企业融资约束的实现路径。在宏观层面,主要通过改善融资结构和提高市场化水平的方式来实现;在微观层面,则侧重于通过降低企业融资费用和杠杆水平来实现。从区域异质性角度来看,梁榜和张建华(2018)认为数字金融对中西部城市和传统金融覆盖不足的城市具有更强的创新激励效应,有助于缓解中西部地区企业的融资约束;从企业异质性角度来看,万佳彧等(2020)通过分组检验发现,数字金融的覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度都会对企业创新产生积极影响,且其对中小企业和民营企业的激励效应更强。梁榜和张建华(2018)解释了产生这一现象的原因,他们认为数字金融对中小企业的创新促进作用与中小企业现金流敏感性有关。数字金融的发展与企业创新显著正相关,主要体现在内部治理质量较差、信息不对称程度较高的企业。

从既有研究来看,数字金融影响效应的研究主要聚焦国内企业融资约束、信息不对称以及企业杠杆水平等方面,鲜有涉及数字金融影响企业双向投资的研究。此外,宏观层面缺乏对数字金融在双循环新发展格局中重要影响的探究,这使已有微观和宏观层面的研究对相关政策的实践价值存在局限性。

(二)数字金融对企业双向投资的影响研究

企业双向投资分为企业对外投资和企业吸引外资。现有研究发现,在影响企业跨境投资的诸多因素中,企业面临的融资约束程度是其中最关键的因素。一国的金融市场发展程度主要通过利率水平和融资渠道竞争等直接影响企业的融资成本,进而影响企业的投资方向、风险管理等投资决策行为。因此,利率市场化水平、金融创新和金融监管体系的健全等因素均会影响企业的对外投资和吸引外资决策。部分文献主要聚焦投资目的国的经济发展水平、贸易水平、治理水平以及企业自身的发展水平等(Calvo等,1996;刘粮、陈雷,2018)。随着研究的深入,相关文献则侧重研究一国的制度环境,包括双边政治关系、企业融资约束、区位优势(Dunning,1973),以及企业自身特质,如企业创新能力、生产率等方面的影响(Buch等,2014;王碧珺等,2015;万佳彧等,2020)。

数字金融能够提升金融市场运行效率,降低企业融资成本,进而缓解企业融资约束。金融市场供给方的投资决策受客观地理距离和金融行业地理结构的限制,可以将金融服务地理距离带来的影响分为两类:一类是金融交易中的市场摩擦带来的交易成本(Buch等,2014;王碧珺等,2015);另一类是信息不对称带来的市场风险。在市场摩擦方面,对于金融发展落后的地区来说,企业为

^① 根据G20普惠金融全球合作伙伴(GPFI)的定义,数字金融泛指一切通过数字金融服务促进普惠金融的行动。《二十国集团数字普惠金融高级原则》提出,数字金融的具体内容包括各类金融产品和服务。数字金融具有缩短金融服务地理距离、缓解金融服务歧视,以及丰富金融服务产品种类三个特点。

获得更好的融资服务,需要付出更高的使用成本。例如, Degryse 和 Ongena(2005)研究发现,银行会对位于不同距离的客户采取不同定价,且借款人偏好近距离的金融服务。在信息不对称方面,与之密切相关的是金融交易中的风险问题(Guiso等,2004),当资本市场不够完善时,融资者会会使用外部资金支付溢价,风险性投资活动更依赖于准确的信息,所以本地资金就会优于外地资金(Guiso等,2004)。而对于数字金融而言,一方面,相较于传统金融,数字金融克服了地理空间的限制(陈永胜等,2023),从而具有“普惠性”的特质,可得性高、成本低(魏志华等,2014;唐松等,2020;聂秀华等,2021),进而丰富金融产品种类,拓宽融资渠道,提高融资可获性,有效拓展企业资金来源,促进企业价值的长期提升;另一方面,数字金融具有“数字化”特征,可依托数字科技,降低金融摩擦与融资成本,提高金融市场效率,改善要素配置扭曲状况,进而促进绿色全要素生产率的提升,促进经济高质量发展,提升环境敏感企业投资效率,从而激励金融市场良性发展。

此外,外商直接投资存在技术溢出效应已是学术界的共识,通过技术转让和技术溢出等方式进一步推动本国企业形成竞争优势,并为本土跨国企业的对外投资奠定资本和产业基础。同时,对外投资的逆向技术溢出效应也非常明显,在很大程度上推动了母国的生产技术革新和产业结构升级,促进其经济高质量发展,从而成为母国吸引外资的重要推动力。当前,全球经济已经步入数字经济时代,数字金融的快速发展为外商直接投资正向技术溢出效应的发挥提供了更为便利的平台,更加便捷灵活的融资渠道和融资方式在很大程度上缓解了企业的融资约束,支持企业开拓国际市场、投资国外高新技术产业,进一步强化了对外投资的逆向技术溢出效应。从长期来看,这一良性的反馈机制对形成更加开放的经济格局发挥了重要作用。

(三)数字金融影响企业双向投资的理论机制

从已有研究来看,数字金融能够在一定程度上促进企业双向投资。数字金融对企业双向投资的影响途径和理论机制可以分为两个方面。

1. 数字金融对企业对外投资的影响

企业开展对外投资,无论是股权投资还是债权投资都需要充足的资金储备,同时还要考虑投资目的国的政治、法律风险等不确定性因素(Buch等,2014;王碧珺等,2015)。对外投资的主要资金来源为本国金融市场,因此融资的可得性和便利性成为企业开展对外投资的关键因素。金融市场的发展和金融科技的进步为企业开展对外投资提供了更为丰富的融资方式与融资渠道,融资能力越强的企业越倾向于开展对外投资(张先锋等,2017;万佳彧等,2020)。数字经济时代,以数字金融为代表的金融新业态、新应用不断涌现,金融服务呈现数字化、普惠化、便利化趋势(赵绍阳等,2022)。数字金融借助大数据、区块链、云计算等先进数字技术,在提高金融资源配置效率的同时,扩大了金融服务范围,拓展了金融交易的可能性边界。数字金融的快速发展在很大程度上拓宽了企业外部融资渠道,有效降低了企业融资成本,从而为企业开展对外投资提供了资金支持。此外,数字金融通过发挥其信息优势,能够降低信贷过程中的信息不对称程度,精准配置金融资源,为贷款需求更大、投资前景更广阔的企业提供更为便捷高效的金融支持,有效解决了传统金融中信贷资源错配问题(Gomber等,2017)。同时,数字金融降低了商业银行的运营成本,审批速度也随之加快,进而降低了企业的融资成本。由此,数字金融通过拓展资金来源和提升金融机构服务质效两个渠道有效缓解了企业融资约束(万佳彧等,2020)。此外,数字金融为企业投资提供了安全高效的支付环境,有效降低了企业对外投资的交易风险、管理风险和支付风险,而融资成本的降低也缓解了企业投资收益波动风险,激励企业进行规模扩张和对外投资。

数字金融存在生产率提升效应。现有研究发现,企业的生产率越高,其对外投资的概率越大,

并且投资的规模也越大(田巍、余森杰,2012)。生产率高的企业不仅在国际贸易中占据比较优势,而且较高的生产率可以补偿企业开拓国际市场的固定成本,使其具有更强的对外投资动机(万佳彧等,2020;陈中飞、江康奇,2021)。数字金融通过缓解融资约束提高企业的创新投入和创新效率,进而提升企业的全要素生产率(Song和Wu,2015)。与此同时,企业生产率的提高也会促进企业人力资本提升,企业用工成本上升是必然趋势(何小钢等,2019)。工资水平的提高致使本国劳动力比较优势下降,导致本国企业前往劳动力成本较低的国家进行投资,劳动力成本成为推动企业开展对外投资的重要因素。此外,数字金融与传统金融的融合发展降低了传统金融体系的资本错配程度,有效提升了企业全要素生产率,进而激励企业开展对外投资。

2. 数字金融对企业吸引外资的影响

从企业吸引外资的角度来看,数字金融能够有效克服外部环境恶化、融资境况欠佳、内部治理不善的负面影响。同时,数字金融通过改善信息不对称和市场预期、提升企业创新产出绩效和财务稳定性等渠道提高企业股票流动性水平,进而吸引外资流入(吴非等,2021)。数字金融具有高效、便捷、低成本、低门槛等特征,能够极大地优化信贷资源配置,缓解资本错配,增强跨国企业投资效率寻求动机,吸引外资流入(唐松等,2020;聂秀华等,2021)。

数字金融缩短了区域间的地理距离,加速了区域间资本、信息等要素的空间流动(陈永胜等,2023)。数字金融延伸了传统金融的服务范围,大大削减了投资活动的信息成本和储存成本,数字金融的发展提高了地区整体的金融发展水平,缓解了企业支付过程中可能面临的金融摩擦,降低了企业交易成本(王碧珺等,2015),增强了投资吸引力。与此同时,数字金融的高效性、广覆盖等特点降低了“长尾”客户群的融资门槛,拓宽了跨国公司的融资渠道,提高了跨国公司的资源利用率,促进了企业吸引外资流入。

从企业融资约束和双向投资的角度来看,企业融资需求理论中的代理理论、产品生命周期理论以及融资顺序理论均支持数字金融对企业双向投资的促进效应。可以发现,数字金融对企业对外投资和吸引外资影响的理论机制存在众多相似之处,即数字金融可通过降低城市资本错配程度、提高金融产品生态多样性以及缓解企业融资约束等路径影响企业双向投资。由此,本文构建了数字金融影响企业双向投资的路径与机制。一方面,数字金融能够缓解信息不对称带来的金融摩擦,提高金融中介效率,大幅提升资源要素跨地区整合能力,促进地区全要素生产力的提高,进而降低城市资本错配程度,提高资源配置效率,促进企业双向投资(Song和Wu,2015)。另一方面,数字金融能够提高金融产品研发效率,实现精准投放,为企业提供更多选择,有助于培育多元化的金融生态体系,拓宽企业融资渠道(万佳彧等,2020),进而促进企业双向投资。此外,数字金融还可以提升金融产品和服务的覆盖率及可得性,通过金融服务环境的改善来降低企业交易成本和信息不对称程度,缓解企业融资约束,从而推动企业双向投资。

三、计量模型与指标设计

(一)模型构建

现有文献表明,一方面,数字金融能够扩大金融服务覆盖面并降低服务成本,缓解企业融资约束,丰富企业现金流,激励企业规模扩张和扩大投资,同时有效降低企业交易风险和支付风险,促进企业对外投资;另一方面,数字金融能够有效克服外部融资环境和内部治理环境恶化的负面影响,提升企业股票流动性水平和企业价值稳定性,吸引外资流入。基于此,本文设定如下基准回归

方程:

$$Invest_{i,j,c,t} = \delta_0 + \delta_1 Index_{i,c,t} + X\nu_1 + \theta_j + \theta_c + \theta_t + \varepsilon_{i,j,c,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $Invest_{i,j,c,t}$ 用以衡量 i 企业(处于 j 行业,位于 c 城市)在 t 年的双向投资,包括企业对外直接投资(OFDI)和外商直接投资(FDI)两个方面。解释变量 $Index_{i,c,t}$ 是 i 企业在 t 年对应城市 c 的数字金融指数,包括数字金融总指数和3个细分指标(覆盖广度、使用深度和数字化程度)。 δ_1 表示数字金融对企业双向投资的影响系数,是本文所关注的核心参数。

参照郭峰等(2020)的研究,构建数字普惠金融指标体系不仅应考虑到数字金融覆盖的人群和地域,而且要考虑其被使用的深度以及数字金融服务的多层次和多元化特性,这样才能真正刻画出数字金融的普惠价值。由此,本文从数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度构建数字普惠金融指标体系。其中,覆盖广度是数字金融普惠性的前提条件,使用深度代表实际使用情况,而数字化程度可以被看作潜在条件(聂秀华等,2021)。(1)覆盖广度(*Breadth*)。由于互联网的新金融模式具有极强的地理穿透性,该维度指标利用每万人拥有支付宝账号数量、支付宝绑卡用户比例以及平均每个支付宝账号绑定银行卡数量来表示账户的覆盖水平。(2)使用深度(*Depth*)。该指标分别从这一新型金融服务涵盖类型及其使用情况两个层面衡量互联网金融服务的实际使用状况。其中,数字金融服务涵盖支付、货币基金、信贷、保险、投资、信用等诸多服务类型。(3)数字化程度(*Digital*)。该指标分别从移动化、实惠化、信用化、便利化四个维度考量互联网金融数字化程度,且这四个维度均在一定程度上展现出数字金融服务的普惠内涵。

数字金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度指标体系能够从宏观层面体现数字金融对区域金融市场环境的改善以及金融服务能力的提升情况,并从微观层面反映数字金融服务的可得性和便利性。总体上看,该指标体系能够相对科学全面地度量中国数字金融发展水平,因此本文基于该指标体系,采用2011—2018年省级总指数和二级指数定量描述中国数字金融发展现状,测度数字金融发展所面临的问题并剖析其发展的内在情境。

控制变量 X 为其他影响企业双向投资的因素,其中微观企业层面的变量具体如下。(1)企业规模(*Size*,企业总资产)。企业规模越大,其经营能力与综合实力越强,受到的融资约束越小。(2)企业成立时长(*Inage*)。中小微型企业特别是高新技术企业一般成立年限较短,经营数据等财务信息较少,银行对其进行资信评估时存在较严重的信息不对称和较大的“融资难”问题。(3)净利润率(*Npro*)。净利润率反映了企业的成长性,进而体现出其可持续增长能力。(4)现金流率(*Cfp_win*)。现金流率体现了企业资产的流动性,合理的现金流率代表企业拥有较强的偿债能力、资产变现能力等。(5)股权性质(*State*,国有企业取值为1,其他股权性质企业取值为0)。对于国有企业而言,由于其政策背景而在获取银行融资时具有优势;而对于非国有性质的企业而言,银行在对其进行资金配置时具有一定的歧视性。(6)资产收益率(*Roa_win*,净利润/平均资产总额)。企业资产收益率越高,表明企业能够用单位资产创造更多的净利润,企业资产利用效果就越好。(7)资本存量(*Invest_1*,被解释变量 $Invest$ 的一阶滞后项)。企业投资决策受最优资本存量的影响。(8)现金持有水平 [*Cashflow*, 现金以及现金等价物/(总资产-现金以及现金等价物)]。现金等价物即货币资金与短期投资,现金持有水平决定了企业自有现金流量及抵押能力,对企业双向投资存在正向影响。此外,本文还借鉴魏志华等(2014)的做法,控制了权益收益率(*Roe_win*,净利润/平均股东权益)、杠杆收益率(*Levv*)、股权集中度(*Fsharerate*,第一大股东股权占比;*Tsharerate*,前十大股东股权占比)等变量。宏观经济层面控制了市级人均GDP水平($\ln Gdp$,GDP取自然对数)、金融效率(*Ef*) (张晓

燕、姬家豪, 2023)、对外开放程度(Deo, 进出口总额/GDP, 对外开放程度越高, 城市企业对外投资和吸引外资的门槛越低, 投资成本就越低)及全要素生产率(Tfp)。本文还控制了行业、城市 and 年份固定效应, θ_j 为行业固定效应, θ_c 为城市固定效应, θ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,j,c,t}$ 为误差项。

(二) 中介变量设定

本文的中介变量选择城市资本错配、金融产品生态多样性和企业融资约束三个角度分别进行设定。

1. 城市资本错配指数的计算

参照胡善成等(2022)的研究, 首先假设生产函数为规模报酬不变的柯布-道格拉斯函数:

$$Y_{c,t} = A \times K_{c,t}^\beta \times L_{c,t}^{1-\beta} \tag{2}$$

对式(2)两边取对数得 $\ln\left(\frac{Y_{c,t}}{L_{c,t}}\right) = \ln A + \beta \times \ln\left(\frac{K_{c,t}}{L_{c,t}}\right) + \mu_c + \gamma_t + \varepsilon_{c,t}$

其中, $Y_{c,t}$ 表示 t 年 c 城市的产出水平, 用 c 城市的 GDP 来衡量; $K_{c,t}$ 表示 t 年 c 城市的资本投入水平, 用固定资本存量来衡量; $L_{c,t}$ 表示 t 年 c 城市的劳动投入水平, 用 c 城市的年末单位从业人员数来衡量。 μ_c 表示地区固定效应, γ_t 表示时间固定效应, $\varepsilon_{c,t}$ 为误差项。

特别地, $K_{c,t} = \frac{I_{c,t}}{P_{c,t}} + (1 - \delta_{c,t}) \times K_{c,t-1}$ 。其中, $I_{c,t}$ 为 t 年 c 城市的名义固定资本总额, $P_{c,t}$ 为 t 年 c 城市的固定资产投资价格指数, $\delta_{c,t}$ 表示折旧率, $K_{c,t-1}$ 为上一年该城市的固定资本存量。所有数据皆以 2011 年为基期, 数据来源于《中国城市统计年鉴》。

在估计出 β 之后, 计算资本贡献率 $\beta_{K_{c,t}} = \frac{\beta \times (\Delta K_{c,t} / K_{c,t})}{\Delta Y_{c,t} / Y_{c,t}}$ 。

测算城市资本错配程度需要先计算资本要素价格绝对扭曲系数, 由于测算过程过于复杂, 本文采用资本要素价格相对扭曲系数进行替代。

$$\omega_{c,t} = \frac{K_{c,t}}{K_t} / \frac{\theta_{c,t} \times \beta_{K_{c,t}}}{\beta_{K_t}} = \frac{K_{c,t}}{K_t} / \frac{\theta_{c,t} \times \beta_{K_{c,t}}}{\sum \theta_{c,t} \times \beta_{K_{c,t}}} \tag{3}$$

其中, $\frac{K_{c,t}}{K_t}$ 表示 t 年 c 城市的资本存量占比, $\theta_{c,t}$ 表示 t 年 c 城市的产出贡献率, $\beta_{K_{c,t}}$ 表示 t 年 c 城市的资本贡献率, β_{K_t} 表示加权状态下 t 年的资本贡献率。

将 $\omega_{c,t}$ 代入公式 $\omega_{c,t} = \frac{1}{1 + Abstauck_{K_{c,t}}}$ 即可得到城市资本错配指数($Abstauck_{K_{c,t}}$)。

2. 金融产品生态多样性指数的计算

参照张俊芳和苏牧(2022)的研究, 本文借鉴生物学中衡量生物多样性的 Simpson 指数创新性地构造了金融产品生态多样性指数(Diversity)。

$$Diversity = \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{v_{c,j,t}}{v_{c,t}} \right)^2 \right]^{-1} \tag{4}$$

其中, $v_{c,j,t}$ 表示 t 年 c 城市第 j 类金融产品的数量, $v_{c,t}$ 表示 t 年 c 城市所有金融产品的数量。 $\frac{v_{c,j,t}}{v_{c,t}}$ 表示第 j 类金融产品占有所有金融产品数量的比重。 n 表示金融产品的分类数, 这里采用收益类型(保本浮动收益、保证收益、非保本浮动收益)、运作模式(封闭式非净值型、封闭式净值型、开放式

非净值型、开放式净值型)、风险等级(一至五级)进行分类, $n = 3 \times 4 \times 5 = 60$ 种。*Diversity* 的值越大,表明金融产品生态多样性越高。

3. 企业融资约束指数的计算

本文使用企业融资约束指数(KZ)作为中介传导变量,其余设定与上文一致。 $KZ_{i,t}$ 用以衡量公司*i*在第*t*期面临的融资约束程度。KZ指数首次由Kaplan和Zingales(1997)提出,魏志华等(2014)在实证检验中使用KZ指数测度企业融资约束情况。

$$KZ_{i,t} = \theta_1 \times \frac{CF_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \theta_2 \times \frac{DIV_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \theta_3 \times \frac{CASH_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \theta_4 \times LEV_{i,t} + \theta_5 \times Q_{i,t} \quad (5)$$

其中, $KZ_1 = \frac{CF_{i,t}}{TA_{i,t-1}}$ 为经营性现金流/上期总资产, $KZ_2 = \frac{DIV_{i,t}}{TA_{i,t-1}}$ 为现金股利/上期总资产, $KZ_3 = \frac{CASH_{i,t}}{TA_{i,t-1}}$ 为现金持有量/上期总资产, $KZ_4 = LEV_{i,t}$ 为负债程度, $KZ_5 = Q_{i,t}$ 为托宾Q值。

具体而言,本文按照以下步骤构建KZ指数:(1)对 $KZ_l(l = 1, 2, 3, 4, 5)$ 进行分类,如果 KZ_l 小于中位数取1,否则取0;(2)令 $KZ = \sum_{l=1}^5 k_{z_l}$;(3)采用有序逻辑回归(Ordered Logistic Regression),将KZ指数作为因变量对 KZ_l 进行回归,估计出各变量的回归系数;(4)运用上述模型的估计结果,可以得到每一家上市公司的KZ指数。企业的KZ指数越大,表明其所受的融资约束程度越高。与理论预期一致,KZ指数与负债程度、托宾Q值正相关,与其他变量负相关,这与其他文献相一致。

(三)数据来源及描述性统计

企业2011—2018年的对外直接投资、外商直接投资数据来自国泰安数据库与上市公司关联交易研究数据库,对外直接投资用对外投资额的对数($\ln ofdi$)衡量,外商直接投资用外商合同投资额的对数($\ln fdi$)衡量。

核心解释变量数字金融指数由北京大学数字金融研究中心、上海新金融研究院和蚂蚁金服集团联合课题组共同编制,涵盖2011—2018年中国31个省份337个地级市约2800个县域的数据。除数字金融总指数外,还包含覆盖广度、使用深度与数字化程度3个二级指标。

二级指标中的财政收支比[一般公共预算收入(万元)/一般公共预算支出(万元)]、地区生产总值增长率(%)、职工平均工资(元)、年末单位从业人数(万人)、普通高等学校在校学生数(人)、民间融资效率(年末金融机构存款余额,万元)、总体融资效率(年末金融机构各项贷款余额,万元)、公共交通水平(每万人拥有公共汽车数量,辆)、供电水平(工业用电量,万千瓦时)、医疗卫生服务[医院、卫生院床位数(张)/年末总人口数(万人)]、人均地区生产总值(元)、固定资产投资总额(万元)、当年实际使用外资金额(万美元)、社会消费环境(社会消费品零售总额,万元)、科学技术支出(万元)、教育环境(每万人专任教师数,人)、市民文化水平(每百人公共图书馆藏书数,册)数据均来自EPS全球统计数据/分析平台中的“中国城市数据库”;人均道路面积(平方米)、供水水平(生产运营用水量,万立方米)、供气水平(供气总量,万立方米)数据均来自EPS全球统计数据/分析平台中的中国城乡建设数据库。

其他控制变量数据来源于国泰安数据库中的“公司研究系列”及Wind资讯金融数据库,若有缺失值,则从上市公司年报中获取。市级控制变量数据来自《中国城市统计年鉴》及国家统计局。为保证数据的有效性,消除异常样本的影响,剔除2011—2018年处于ST或*ST状态的上市公司样本以及财务数据缺失的样本,将上市公司样本按照企业所在地级市和所处年份与地级市层面

的数字金融指标相匹配,最终构建企业-地级市-年份层面的面板数据,得到有效观测值 16545 个。考虑到各企业存在异质性,采用箱式图识别出异常值,并通过精确缩尾以保证结果合理可靠。

表 1 为本文构建的指标的描述性统计结果。可以看出,对外直接投资和外商直接投资的均值均大于 0.5,数字金融总指数、覆盖广度、使用深度和数字化程度的均值均大于 1.5,其中使用深度的均值略低,表明数字金融服务水平有待提升。其他变量的描述性统计结果与以往研究大体类似,说明研究样本具有一定的代表性。

表 1 指标描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
对外直接投资	<i>lnofdi</i>	16545	0.5578	2.2871	0.0000	17.1113
外商直接投资	<i>lnfdi</i>	16545	0.6774	2.5846	0.0000	14.7710
数字金融总指数	<i>Index</i>	16545	1.5935	0.6857	0.1488	3.0298
覆盖广度	<i>Breadth</i>	16545	1.6496	0.6345	0.1603	2.9032
使用深度	<i>Depth</i>	16545	1.5625	0.7246	0.0092	3.2568
数字化程度	<i>Digital</i>	16545	1.5935	0.8690	0.1047	3.2900
城市资本错配指数	<i>Abstauk</i>	16545	0.6880	0.2770	-0.4712	0.9993
金融产品生态多样性指数	<i>Diversity</i>	16545	3.7090	1.2106	1.8357	6.3047
企业融资约束指数	<i>KZ</i>	16545	0.7429	1.6876	-8.3128	5.6939

四、实证分析

(一)数字金融对企业双向投资的影响

本文首先对上述计量模型进行豪斯曼检验,并根据被解释变量的零值分布情况,采用Tobit固定效应模型进行回归估计。表 2 结果显示,数字金融总指数每提高 1 个单位,企业对外直接投资将提高 43.63%,企业吸收外商直接投资将提高 9.10%,即数字金融可以显著促进企业双向投资。数字金融在扩大金融服务覆盖面、降低服务成本等方面能够发挥重要作用,由此增强企业引资的意愿与可得性。

表 2 数字金融与企业双向投资的基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnofdi</i>	<i>lnofdi</i>	<i>lnfdi</i>	<i>lnfdi</i>
<i>Index</i>	0.6050*** (0.0447)	0.4363*** (0.1045)	0.7698*** (0.0770)	0.0910** (0.0443)
控制变量	No	Yes	No	Yes
年份、行业、城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16545	16545	16545	16545
<i>R</i> ²	0.8646	0.9092	0.8885	0.9125

注: *、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内为聚类至企业层面的稳健标准误。下同。

(二)内生性问题:工具变量法

为了避免计量识别中的内生性问题,本文采用工具变量法加以缓解。第一,借鉴陈中飞和江康奇(2021)的方法,选取历史上(1984年)的人均邮电业务量(元)作为工具变量,理由如下。一方面,我国宽带和互联网技术的发展肇始于固定电话的普及,由于邮局是铺设固定电话的执行部门,因此邮电业务可能影响数字金融的发展程度;另一方面,历史上的人均邮电业务量对当前的企业双向投资几乎没有影响,即便是当今的人均邮电业务量对企业双向投资的影响也较小,因而满足相关性和排他性要求,适合作为工具变量。

第二,借鉴何宗樾和宋旭光(2020)、张勋等(2020)的方法,本文选取家庭所在地区与杭州的球面距离作为工具变量,原因在于:首先,该工具变量与本地区的数字金融发展程度显然具备相关性,以支付宝为代表的数字金融的发展起源于杭州,因此杭州的数字金融发展处于领先地位,可以预期,在地理上距离杭州越近,数字金融的发展程度越高;其次,该工具变量也具备外生性,即不会通过可能的遗漏变量影响企业双向投资,满足排他性约束,本文通过加入年份、行业、城市固定效应以及企业层面和地级市层面的控制变量,尽可能地减少遗漏变量,消除地理距离与企业双向投资之间可能存在的联系,从而使地理距离变量更加外生。进一步地,考虑到数字金融发展是随年份变化的变量,但该工具变量并不随时间变化,这使得通常的第二阶段估计失效。因此,本文将工具变量与全国层面(除本市外)数字金融总指数的均值进行交互,作为新的具有时间变化效应的工具变量。

第三,借鉴易行健和周利(2018)等的方法,本文构建数字金融的 Bartik 工具变量,具体公式为:

$$Bartik_{i,t} = Index_{i,c,t-1} \times \Delta Index_{i,t-1} \tag{6}$$

其中, $Index_{i,c,t-1}$ 表示数字金融总指数的一阶滞后项, $\Delta Index_{i,t-1}$ 表示数字金融总指数在时间上的一阶差分,原因是 Bartik 工具变量与地级市的数字金融发展直接相关,但数字金融总指数来自 100 多个地级市,不会明显受到某个地级市企业双向投资的影响,因此是相对外生的。本文将构建好的工具变量进行两阶段最小二乘法估计,结果见表 3。可以看出,在控制了一系列相关影响因素以及采用工具变量法来解决潜在内生性问题的前提下,估计结果与本文基准回归结果一致。此外,工具变量不可识别检验结果显示,LM 统计量和 p 值均在 1% 的统计水平下显著,强烈拒绝工具变量不可识别的原假设,说明不存在弱工具变量问题。

表 3 工具变量估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnofdi	lnofdi	lnofdi	lnfdi	lnfdi	lnfdi
<i>Index</i>	0.2981** (0.1377)	0.2591** (0.1216)	0.5052*** (0.0855)	0.0796** (0.0394)	0.0602** (0.0272)	0.0784*** (0.0263)
控制变量&年份、行业、城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
LM 统计量	581.058	560.783	977.258	563.136	559.552	958.374
p 值	0.0002	0.0001	0.0003	0.0001	0.0000	0.0001
N	16545	16545	16545	16545	16545	16545
R ²	0.9070	0.9061	0.9079	0.9047	0.9047	0.9047

(三)数字金融指标异质性

数字金融总指数包含覆盖广度、使用深度与数字化程度 3 个二级指标。其中,覆盖广度

(*Breadth*)是指账户覆盖率,通过地区电子账户数等具体指标反映;使用深度(*Depth*)主要包括互联网金融服务的实际使用人数以及人均交易笔数和金额;数字化程度(*Digital*)方面,移动化、实惠化、信用化和便利化都能在一定程度上体现普惠的内涵。基于此,本文针对数字金融异质性指标,探究数字金融细分指标对企业双向投资的影响。

表4的回归结果显示,数字金融的不同维度对企业双向投资的影响作用不尽相同。具体而言,数字金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度每提高1个单位,企业吸收外商直接投资将分别提高13.03%、6.84%和9.94%,企业对外直接投资将分别提高48.78%、44.05%和35.39%。其中,数字金融使用深度对企业吸引外资的影响系数仅在10%的统计水平下显著为正。数字金融覆盖广度打破了传统金融的可触达性,能够在最大程度上惠及各类受金融要素扭曲限制的“尾部”企业,具有包容性影响,因此对企业双向投资的影响更显著。同样地,数字化程度侧重体现数字金融服务低成本和低门槛的“普惠”优势,对企业双向投资的影响程度较高。而数字金融使用深度反映了用户对金融服务类型多样性的需求,可能涉及金融产品和服务的知识产权保护问题,对企业吸引外资的影响较小。

表4 数字金融覆盖广度、使用深度、数字化程度对企业双向投资的回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnfdi</i>	<i>lnfdi</i>	<i>lnfdi</i>	<i>lnofdi</i>	<i>lnofdi</i>	<i>lnofdi</i>
<i>Breadth</i>	0.1303** (0.0558)			0.4878*** (0.1141)		
<i>Depth</i>		0.0684* (0.0384)			0.4405*** (0.1033)	
<i>Digital</i>			0.0994** (0.0436)			0.3539*** (0.0822)
控制变量&年份、行业、城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16545	16545	16545	16545	16545	16545
<i>R</i> ²	0.9125	0.9124	0.9126	0.9078	0.9098	0.9092

(四)企业规模异质性

银行体系存在的“规模歧视”使金融资源往往优先分配给大规模企业,而金融市场化可以通过拓宽企业融资渠道、降低交易成本等有效配置资源,缓解小企业融资约束(林毅夫、李永军,2001)。数字金融也能够通过提高资本配置效率增加对小企业的资金供给。本文按照工业和信息化部等四部门联合发布的《关于印发中小企业划型标准规定的通知》划分企业规模并进行分组回归,回归结果见表5。可以看出,数字金融对中型企业吸引外商投资以及小微型企业双向投资的影响更显著,对大型企业双向投资的影响不明显,这也印证了前文的中介效应机制,即数字金融能够推动信息共享,提高信息透明度,减少信息不对称,降低企业经营成本,缓解企业融资约束。实际上,数字金融不仅具有“普惠”的本质,而且更加关注中小微型企业,并且能够通过数字技术减少金融机构与中小微型企业的信息不对称问题,降低融资成本,提高信贷可得性,进而增强中小微型企业的可持续经营能力。数字金融能够真正惠及中小微型企业,有效解决中小微型企业因规模小、缺少抵押品等而面临的更显著的“融资难”问题,通过筛选处理中小微型企业财务和信用评价等大型银行批量交易所需的标准化信息,为中小微型企业分配更多的信贷资源,从而为其发展提供更多支撑和助力。

表 5 基于不同企业规模的回归估计结果

变量	大型企业		中型企业		小微企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnfdi	lnofdi	lnfdi	lnofdi	lnfdi	lnofdi
<i>Index</i>	-0.0365 (0.0416)	0.0146 (0.2332)	0.0403* (0.0219)	0.0056 (0.0584)	0.0980** (0.0425)	0.3133** (0.1575)
控制变量&年份、行业、城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7891	7891	5506	5506	3123	3123
<i>R</i> ²	0.9491	0.3391	0.8989	0.1197	0.8989	0.1198

(五)行业异质性

不同行业在融资需求和融资服务方面存在显著的异质性,本文聚焦能源安全、科技安全等国家战略性新兴产业进行行业异质性分析。表6的回归结果显示,数字金融对技术密集型企业 and 高新技术企业双向投资的促进作用更显著。数字金融能够通过改善企业融资环境、拓宽企业融资渠道、缓解企业融资约束来优化企业资本结构,促进创新投资增加,提高技术创新水平,提升企业经营效率。同时,由于数字金融存在技术溢出效应,技术溢出的积极交互能够促进产业结构升级,以及整个行业、产业链的技术进步和生产率提升。由此可见,数字金融助力国家战略性新兴产业发展的作用效果显著。

表 6 基于不同行业企业的回归估计结果

变量	技术密集型企业		非技术密集型企业		高新技术企业		非高新技术企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnfdi	lnofdi	lnfdi	lnofdi	lnfdi	lnofdi	lnfdi	lnofdi
<i>Index</i>	0.1039*** (0.0290)	0.3989*** (0.0814)	0.0766 (0.0544)	0.2770** (0.1203)	0.0877*** (0.0199)	0.5652*** (0.0636)	0.1034 (0.0831)	0.5514*** (0.1404)
控制变量&年份、行业、城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	4061	4061	12484	12484	8808	8808	7737	7737
<i>R</i> ²	0.8419	0.1136	0.9089	0.2685	0.8087	0.1044	0.9464	0.1889

(六)稳健性检验^①

1.省市层面的稳健性估计

各企业双向投资共同构成了省市整体的双向投资。为保证结果的稳健性,本文从宏观角度验视数字金融对企业双向投资的促进作用,采用地级市面板数据(被解释变量为地级市外商直接投资,核心解释变量为地级市数字金融指数)、省级面板数据(被解释变量为省级对外直接投资,核心解释变量为省级数字金融指数),利用固定效应模型进行稳健性检验。地级市外商直接投资、省级对外直接投资数据来源于《中国城市统计年鉴》及国家统计局,涵盖2011—2018年30个省份(除西藏自治区外)175个地级市,并分别与省级数字金融指数、地级市数字金融指数数据集按照省份-年份、地级市-年份进行匹配,最终构建包含1400个观测值的地级市面板数据和240个观测值的省级面板数据。其他控制变量数据来源于EPS全球统计数据/分析平台中的“中国城市数据库”及“中国城乡建设数据库”。当被解释变量为地级市外商直接投资时,估计结果与企业个体的回归结果差别不大,可见数字金融的作用效果具有一定的稳健性和趋势发展的一致性。数字金融的总体数据

① 受篇幅所限,稳健性检验的回归结果未列示,留存备索。

特征对外商直接投资具有显著的正向影响,数字金融覆盖广度(*Breadth*)的估计系数显著为正,说明数字金融打破了传统金融空间布局的局限性,扩展了金融服务的广度和深度,为各类企业提供了高效便捷、成本相对较低的金融支持,因此对地级市外商直接投资的影响更显著。

进一步分析数字金融对省级对外直接投资的影响发现,数字金融对省级对外直接投资具有显著的促进作用,其中数字金融覆盖广度和数字化程度的影响更显著,这表明在省级区域数字金融还需通过其内部结构的调整 and 内容的优化来巩固对外直接投资的积极影响,着力发展目前影响作用较强的覆盖广度和数字化程度,并在使用深度方面进一步探索创新。

2. 替换核心解释变量

本文采用文本分析法,从《“十三五”国家科技创新规划》《大数据产业发展规划(2016—2020年)》等文件,以及相关重要新闻和会议中提取与金融科技相关的关键词共48个,并将这些关键词进行处理得到总搜索量(*SumFinTech*)。由于这一指标分布存在显著的右偏性,进一步对该指标做对数变换,作为衡量该地级市或直辖市层面金融科技发展水平(*FinTech*)的指标。最后采用金融科技发展程度作为衡量数字金融发展程度的指标进行稳健性检验,发现数字金融能够显著促进企业双向投资,检验结果支持了本文的研究结论。

3. 基于动态面板模型的稳健性检验

考虑到数字金融总指数的连续性,利用静态面板模型进行回归存在估计误差,同时企业层面的控制变量还可能在内生性问题,因此采用动态面板模型进行回归估计,以减少内生性对回归结果的影响。由于差分广义矩估计(DIFF-GMM)存在弱工具变量等问题,忽略了部分数据的重要信息,因此最终采用系统广义矩估计(SYS-GMM)对方程进行回归估计,根据AR(2)结果判断扰动项是否存在自相关,并使用Sargan统计量验证工具变量的有效性。结果显示,企业对外直接投资对吸引外资的影响显著为正,再次验证了数字金融对企业双向投资确实具有显著的促进作用。

五、影响机制的估计检验

(一) 城市资本错配的估计检验

本文采用城市资本错配指数(*Abstauk*)作为中介变量进行机制检验。表7结果显示,数字金融总指数每提高1个单位,企业所在城市的资本错配指数将下降24.91%,即数字金融能够显著降低城市资本错配指数,促进企业双向投资。这是因为基于大数据的数字金融能够缓解信息不对称带来的金融摩擦,提高金融中介效率,迅速将不同空间的资源要素根据供给、需求进行联结重组,大幅提升资源要素跨地区整合能力。进一步通过数字金融的技术溢出效应提升区域全要素生产率,从而降低资本错配程度,提高资源配置效率,推动资源配置结构的合理化。

表7 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Abstauk</i>	<i>Diversity</i>	<i>KZ</i>
<i>Index</i>	-0.2491*** (0.0356)	0.0373** (0.0167)	-1.4186*** (0.2027)
控制变量&年份、行业、城市固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16545	16545	16545
<i>R</i> ²	0.9312	0.8859	0.9312

(二)金融产品生态多样性的估计检验

本文从仿生学角度,采用金融产品生态多样性指数(*Diversity*)作为中介变量进行机制检验。表7结果显示,数字金融总指数每提高1个单位,企业所在城市的金融产品生态多样性指数将提高3.73%,即数字金融能够显著提高金融产品生态多样性,促进企业双向投资。具体而言,基于人工智能和大数据的数字金融能够提高金融产品研发效率,实现精准投放,为企业提供更多选择,有助于培育多元化的金融生态体系,拓宽企业融资渠道,更好地促进企业双向投资。

(三)企业融资约束的估计检验

本文以企业融资约束为中介机制,使用企业融资约束指数(*KZ*)作为中介变量以衡量企业面临的融资约束程度,探究数字金融对企业双向投资的影响机制。表7结果显示,企业融资约束指数的回归系数为负且高度显著,并且此模型的Sobel检验具有显著性。数字金融可以提升金融产品和服务的覆盖率与可得性,通过改善金融服务环境和缓解融资约束来降低企业交易成本与信息不对称程度,解决“融资难”问题,从而推动企业双向投资。

六、结论和启示

为探究数字金融对企业双向投资的影响,本文从微观企业层面出发,选取2011—2018年上市企业的微观数据,按照地级市数字金融总指数进行实证回归,并分别从城市资本错配、金融产品生态多样性和企业融资约束视角构建中介变量,以检验数字金融对企业双向投资的影响机制,进一步按照企业规模及行业异质性进行分样本回归,以厘清数字金融对不同规模、不同行业企业的差异化影响。本文的主要结论如下。

第一,总体来看,数字金融对企业双向投资具有显著的促进作用,但在数字金融不同维度、企业规模以及企业所在行业等方面存在一定差异。其中,数字金融显著促进了小微企业的双向投资,对大型企业的的影响较小,这在一定程度上表明数字金融能够真正惠及中小微型企业。此外,包括数字金融总指数、金融科技发展水平在内的多维度指标体系均证明了数字金融对企业双向投资具有显著的促进作用。

第二,针对双向投资中外源融资依赖度高的技术密集型行业和高技术行业,数字金融对上述行业的双向投资具有显著的促进作用。这说明数字金融能够通过改善企业融资环境、拓宽企业融资渠道、缓解企业融资约束来优化企业资本结构,促进创新投资增加,提高技术创新水平,提升企业经营效率,助力国家战略性新兴产业高水平发展。

第三,在影响机制方面,数字金融主要通过降低城市资本错配程度、提高金融产品生态多样性以及缓解企业融资约束等途径促进企业双向投资。本文结果表明,数字金融能够缓解信息不对称带来的金融摩擦,大幅提升资源要素跨地区整合能力,进而显著降低城市资本错配程度,提高资源配置效率,以此促进企业双向投资。同时,数字金融能够提高金融产品研发效率,有助于培育多元化的金融生态体系,拓宽企业融资渠道,通过提升金融产品和服务的覆盖率与可得性来降低企业交易成本与信息不对称程度,缓解企业融资约束,进而促进企业双向投资。

本文可能的政策启示主要包括以下几个方面。

第一,应进一步优化金融空间布局,提升金融服务质效,发挥数字金融的优势,对于重点领域、重点产业,出台有针对性的政策。同时,全面依托大数据技术进行精准风控,助力融资服务体系推陈出新。本文的异质性检验表明,数字金融对小微企业的双向投资具有显著的促进作用,针对

中小微型企业面临的“融资难”问题,政府应继续加大数字金融支持力度,加强金融基础设施建设,以金融科技为抓手,推动传统金融机构的数字化转型。企业自身也需加快数字化转型,积极利用数字赋能建立投资竞争新优势。此外,金融机构应积极利用科技手段完善风控方式,通过大数据收集、清洗、筛选,精准捕捉潜在风险,实现金融与企业的精准对接;健全企业融资服务体系,完善信贷奖补政策,优化风险分担机制。

第二,针对双向投资中外源融资依赖度高的技术密集型行业和高新技术行业,政府应适时调整双向投资布局,鼓励技术密集型产业与先进地区的人才、技术、产业布局相结合,充分利用外资带动经济发展,实现国内有限资源的最优化配置,进而实现国内整体产业链、价值链的升级。在政策实施过程中,应在金融监管方面深耕区块链网络,加强功能监管,提高监管靶向性。由于目前数字金融审批制度缺乏柔性,数字金融对企业双向投资的促进效应受到一定约束。对此,相关机构应利用大数据和人工智能将审批流程模拟成决策树,通过大数据训练得到高准确率、高精确率、高召回率的人工智能算法,提高审批智能化与变通性。数字金融的良性发展离不开配套的监管措施。一方面,应注重监管政策的靶向性,加强功能监管,引导数字金融为企业双向投资注入动能;另一方面,可利用区块链技术共享数据信息,构建包括企业和金融机构等节点在内的区块链网络,通过企业数据上传和机构数据获取提供更多参考,实现基于大数据的智能监管和智能预警,提高及时性和有效性,切实防范化解金融风险。

第三,在数字金融供给侧方面,要积极完善信贷策略,创新金融服务方式,吸纳新融资主体创新载体,增强金融评价体系的包容性。本文研究发现,数字金融主要通过降低城市资本错配程度、提高金融产品生态多样性以及缓解企业融资约束等途径促进企业双向投资,而当前企业多样化需求存在供给缺位,数字金融引致效应亟待提升。因此,政府与金融机构应拓展融资渠道,推进数字金融产品特色化、多元化,填补投融资缺口,助力新兴企业、科技企业等主体双向投资。具体而言,一方面,应鼓励互联网企业、股权基金等数字融资主体丰富服务方式,完善服务内容;另一方面,在评估体系中应考虑知识产权等无形资产,为科创行业提供专项服务,在细分领域开发针对性产品,综合运用多种授信方式和产品组合,使资金流向战略性新兴产业。

第四,在双循环新发展格局构建方面,应进一步设立针对性强、作用范围广的开放基金,搭建技术先进、数据广聚的服务平台,提升数字金融的业务承载能力和交易流转效率,使其成为优化金融服务体系、连接国际产业资源、促进国际资金双向流动的“高速公路”。设立开放基金助推双向投资,提升对外开放水平;针对企业双向投资设立“数字金融开放基金”,发挥政府兜底及监管作用,提高对外开放水平。数字经济与实体经济的深度融合,对我国构建现代产业体系、提升国际竞争力并在未来国际竞争中赢得主动具有战略性意义。数字金融加速了技术创新与金融创新的融合,扩大了金融服务的覆盖面,进一步提升了资金配置效率。因此,以数字金融为基础支撑,建立以促进企业双向投资为主要目标的公共信息服务平台,以利用数字金融服务企业双向投资为导向,内容可涵盖投资合作促进、政策法规及业务指南、在线办事及咨询、安全风险防范等板块,从信息资讯、企业培训、专业服务、双向投资合作等多角度提供服务,进一步推动我国更快、更好地融入全球产业链,提高国际地位。

参考文献:

1. 陈永胜、龚征旗、王艳苹:《数字金融对外商直接投资的影响》,《金融发展研究》2023年第1期。
2. 陈中飞、江康奇:《数字金融发展与企业全要素生产率》,《经济学动态》2021年第10期。

- 3.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》2020年第4期。
- 4.何宗樾、宋旭光:《数字金融发展如何影响居民消费》,《财贸经济》2020年第8期。
- 5.何小钢、梁权熙、王善骞:《信息技术、劳动力结构与企业生产率——破解“信息技术生产率悖论”之谜》,《管理世界》2019年第9期。
- 6.胡善成、张彦彦、张云矿:《数字普惠金融、资本错配与地区间收入差距》,《财经科学》2022年第5期。
- 7.黄锐、赖晓冰、赵丹妮、汤子隆:《数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估》,《中国经济问题》2021年第1期。
- 8.刘粮、陈雷:《外部冲击、汇率制度与跨境资本流动》,《国际金融研究》2018年第5期。
- 9.林毅夫、李永军:《中小金融机构发展与中小企业融资》,《经济研究》2001年第1期。
- 10.梁榜、张建华:《中国普惠金融创新能否缓解中小企业的融资约束》,《中国科技论坛》2018年第11期。
- 11.陆江源、相伟、谷宇辰:《“双循环”理论综合及其在我国的应用实践》,《财贸经济》2022年第2期。
- 12.聂秀华、江萍、郑晓佳、吴青:《数字金融与区域技术创新水平研究》,《金融研究》2021年第3期。
- 13.田巍、余森杰:《企业生产率和企业“走出去”对外直接投资:基于企业层面数据的实证研究》,《经济学(季刊)》2012年第2期。
- 14.唐松、伍旭川、祝佳:《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,《管理世界》2020年第5期。
- 15.魏志华、曾爱民、李博:《金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究》,《会计研究》2014年第5期。
- 16.万佳彧、周勤、肖义:《数字金融、融资约束与企业创新》,《经济评论》2020年第1期。
- 17.吴非、胡慧芷、林慧妍、任晓怡:《企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据》,《管理世界》2021年第7期。
- 18.王碧瑁、谭语嫣、余森杰、黄益平:《融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资》,《世界经济》2015年第12期。
- 19.易行健、周利:《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》,《金融研究》2018年第11期。
- 20.张俊芳、苏牧:《科技金融生态系统指标构建与国际比较研究》,《中国软科学》2022年第7期。
- 21.张晓燕、姬家豪:《金融科技与金融监管的动态匹配对金融效率的影响》,《南开管理评论》2023年第1期。
- 22.张先锋、杨栋旭、张杰:《对外直接投资能缓解企业融资约束吗——基于中国工业企业的经验证据》,《国际贸易问题》2017年第8期。
- 23.张勋、杨桐、汪晨、万广华:《数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践》,《管理世界》2020年第11期。
- 24.赵绍阳、李梦雪、余楷文:《数字金融与中小企业融资可得性——来自银行贷款的微观证据》,《经济学动态》2022年第8期。
25. Buch, C., Kesternich, I., Lipponer, A., & Schnitzer, M., Financial Constraints and Foreign Direct Investment: Firm-Level Evidence. *Review of World Economics*, Vol.150, No.2, 2014, pp.393-420.
26. Calvo, G. A., Leiderman, L., & Reinhart, C. M., Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s. *Journal of Economic Perspectives*, Vol.10, No.2, 1996, pp.123-139.
27. Degryse, H., & Ongena, S., Distance, Lending Relationships, and Competition. *The Journal of Finance*, Vol.60, No.1, 2005, pp.231-266.
28. Dunning, J. H., The Determinants of International Production. *Oxford Economic Papers*, Vol.25, No.3, 1973, pp.289-336.
29. Gomber, P., Koch, J., & Siering, M., Digital Finance and FinTech: Current Research and Future Research Directions. *Journal of Business Economics*, Vol.87, No.5, 2017, pp.537-580.
30. Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L., Does Local Financial Development Matter?. *Quarterly Journal of Economics*, Vol.119, No.3, 2004, pp.929-969.
31. Kaplan, S. N., & Zingales, L., Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.112, No.1, 1997, pp.169-215.
32. Song, Z., & Wu, G.L., Identifying Capital Misallocation. Working Paper of the University of Chicago, 2015.

How Does Digital Finance Affects Two-way Enterprise Investment?

XIE Qian (Chinese Academy of Social Sciences, 100836)

Summary: As an important carrier of the double development dynamic, two-way enterprise investment is of great significance in enhancing the endogenous momentum of economic development and driving high-quality economic development. In supporting the development of the real economy, traditional finance has structural problems such as domain mismatch, maturity mismatch and attribute mismatch, and empowered by the digital economy, it has given birth to digital finance. Digital finance applies digital technology to the field of inclusive finance, effectively expanding the coverage of financial services, reducing information asymmetry, and also helping to diversify financial products.

How does digital finance affect two-way enterprise investment? Based on the digital finance index and the Cathay Pacific microenterprise database, this paper finds that digital finance significantly promotes two-way enterprise investment, but the promotion effect varies by enterprise size, breadth of coverage, depth of use and degree of digitization. For example, digital finance promotes two-way enterprise investment more significantly for micro, small and medium-sized enterprises (MSMEs), technology-intensive and high-tech enterprises. Further, in terms of the impact mechanism, the development of digital finance can enhance the two-way enterprise investment level of enterprises by reducing capital mismatch, improving the diversity of financial products and alleviating financing constraints. In addition, the significant promotion effect is verified by replacing the digital finance index and fintech development index.

Based on the real problems and against the background of digital finance development and two-way enterprise investment under the double development dynamic, the possible innovation and main contribution of this paper are reflected in the following three aspects. Firstly, this paper looks at the construction of the double development dynamic from the perspective of digital finance, introduces digital finance into the micro level of two-way enterprise investment, and comprehensively clarifies its impact on individual enterprises' investment, which is complementary to existing research. Secondly, this paper comprehensively demonstrates the promotion effect of digital finance on two-way enterprise investment through the three secondary indicators of the total digital finance index—breadth of coverage, depth of use, and degree of digitization. Thirdly, this paper adopts various analytical methods to supplement and expand the influence mechanism of digital finance on two-way enterprise investment, such as resource mismatch, financial product diversity, and financing constraints. It also takes into account the financial development status, the degree of marketization, industry heterogeneity and other differences, to comprehensively reveal the impact of digital finance on two-way enterprise investment. The research conclusions provide important policy support for the healthy and stable development of digital finance, the real economy and the financial market.

Keywords: Digital Finance, Two-way Enterprise Investment, Financial Technology, Capital Mismatch

JEL: D21, G32

责任编辑:非同