

数字经济发展赋能企业对外直接投资：来自中国上市公司的经验证据

史政政

江苏大学财经学院，江苏 镇江

收稿日期：2023年10月31日；录用日期：2023年12月22日；发布日期：2023年12月29日

摘要

数字经济不仅是经济高质量发展的重要引擎，也是企业“走出去”的关键推动力。本文基于2011~2020年A股上市公司数据，探究数字经济发展水平对企业对外直接投资的影响。研究发现，数字经济发展水平对企业对外直接投资有着显著的促进作用。机制检验表明，数字经济发展水平可以通过缓解信息不对称和提高技术创新两条路径加快企业“走出去”。异质性分析显示，数字经济发展对企业对外直接投资的促进作用在政策制度、行业竞争程度以及CEO信息科技背景和企业金融化方面存在一定的差异。相关研究为数字经济发展影响企业对外直接投资提供了新的视角，对数字经济时代“双循环”格局的形成有所启示。

关键词

数字经济，对外直接投资，技术创新，信息不对称

Digital Economy Development Empowers Corporate Outward Foreign Direct Investment: Empirical Evidence from Chinese Listed Companies

Zhengzheng Shi

School of Finance and Economics, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu

Received: Oct. 31st, 2023; accepted: Dec. 22nd, 2023; published: Dec. 29th, 2023

Abstract

Digital economy is not only an important engine for high-quality economic development, but also

a key driving force for enterprises to “go global”. Based on the data of A-share listed companies from 2011 to 2020, this paper explores the impact of the development level of digital economy on enterprises’ outward foreign direct investment (OFDI). It is found that the level of digital economy development has a significant role in promoting the OFDI of enterprises. The mechanism test shows that the level of digital economy development can accelerate enterprises’ “going out” through two paths: alleviating information asymmetry and improving technological innovation. Heterogeneity analysis shows that there are some differences in the promotion effect of digital economy development on OFDI in terms of the policy system, the degree of competition in the industry, as well as the CEO’s IT background and the financialization of the enterprise. This study provides a new perspective on the impact of digital economy development on OFDI, and sheds light on the formation of the “double-cycle” pattern in the era of digital economy.

Keywords

Digital Economy, Outward Foreign Direct Investment, Technological Innovation, Information Asymmetry

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着中国特色社会主义进入新时代，全球经济合作和竞争局面正在发生深刻变化，经济治理体系和规则也面临重大调整。为了应对国际经贸摩擦、维护国家经济安全，党的十九大报告指出，坚持“引进来”与“走出去”并重，推进国际产能合作，鼓励中国企业根据国际环境、自身发展战略和需求而合理选择对外直接投资(简称为 OFDI)。中国企业竞争力以及国际化经营意识的提高，促使越来越多的企业通过 OFDI “走出去”。据《2022 年度中国对外直接投资统计公报》统计，中国对外直接投资流量在 2022 年达到 1631.2 亿美元，位居全球第二，连续十一年位列全球前三。作为构建和连接国内国际“双循环”的桥梁，对外直接投资不仅是企业参与全球产业链、实现“双循环”格局的重要着力点，还是促进资源合理配置，推动经济高质量发展的动力之一(李雪松等，2017) [1]。

数字经济不仅作为推动经济发展质量变革、效率变革以及动力变革的重要驱动力，更是抢占全球新一轮产业竞争制高点的新动能。十九届五中全会和二十大报告均提出，发展数字经济，推动数字经济和实体经济深度融合，以数字之力赋能高质量发展。根据中国信通院发布的《中国数字经济发展白皮书(2023)》，2022 年我国数字经济规模达到 50.2 万亿元，同比名义增长 10.3%，占 GDP 比重达到 41.5%，这一比重与第二产业占国民经济的比重相当。数字经济以大数据、人工智能、云计算、区块链等数字技术为底层技术，深刻地影响了企业组织分工、生产经营模式、战略选择和投资行为。

数字经济发展作为我国经济高质量发展的重要引擎，是链接“双循环”中的“内循环”。企业对外直接投资则是我国走向国际、提高全球价值链地位的重要途径，是链接“双循环”中的“外循环”。那么，作为链接“双循环”的两个重要节点的数字经济与企业对外直接投资，是否会有联系呢？理论上，数字经济发展能够有效推动企业对外直接投资。首先，数字经济自身的信息效应。一方面，数字技术的创新和应用一定程度上能够突破时空壁垒，提高经济主体间信息交互效率，缓解两者之间信息不对称程度，增加企业资金来源有效纾解融资约束(杨名彦和浦正宁，2022) [2]，为对外直接投资提供资金支持。

另一方面,企业异地的搜寻成本及沟通成本伴随信息传递效率的提升得到一定程度的降低(马光荣等, 2020) [3],缓解企业对外直接投资的机会约束。其次,数字经济具有创新拉动效应(王桂军等, 2022) [4],进而提高企业生产率(郭丰等, 2022) [5]。生产率是竞争力的重要体现(Porter & Heppelmann, 2014) [6],也是影响企业跨国路径选择的重要方式(Melitz, 2003) [7],生产率越高的企业对外直接投资的概率越大(田巍和余淼杰, 2012) [8]。

随着数字技术的强势崛起和对外直接投资规模的不断增加,国内外学者开始从数字经济发展的角度探讨对外直接投资问题(Bae, 2019; Gharagozloo *et al.*, 2022) [9] [10]。遗憾的是,既有文献主要从东道国数字经济发展水平的角度基于国家层面的数据探讨了对外直接投资的区位选择问题(董有德和米筱筱, 2019; 齐俊妍和任奔达; 2020; 张明哲, 2022) [11] [12] [13],缺乏从母国数字经济发展视角对企业对外直接投资影响机理展开深入分析。鉴于此,本文以“数字经济发展——企业对外直接投资”为逻辑主线,在分析数字经济发展影响企业对外直接投资行为的经济逻辑基础上,以母国数字经济发展的视角为切入点,深入考察其对企业对外直接投资的影响路径及潜在异质性。

本文的边际贡献为:第一,不同于齐俊妍(2020) [12]、张明哲(2022) [13]基于“一带一路”沿线国家数据从东道国数字经济发展的角度研究其对中国对外直接投资的影响,本文利用企业层面样本研究母国数字经济发展水平与企业对外直接投资的联系,以新视角对两者进行探讨。第二,基于母国视角,更深入了解数字经济发展对企业对外直接投资的发展路径。研究发现,缓解信息不对称程度和提升将技术创新水平是数字经济发展推动企业“走出去”的两种重要作用渠道。第三,进一步探讨了在企业特征、政策制度环境等多维度情况下,母国数字经济发展对企业对外直接投资的异质性影响,不仅能够更细致地挖掘母国数字经济发展与企业对外直接投资的内在关系,还能够为“双循环”新发展格局的形成以及企业高质量发展提供依据。

2. 文献综述

随着数字经济的重要性日益凸显,国内外学者从多角度对数字经济发展的经济效应展开研究。就对企业而言,数字经济能够通过纾解企业融资压力促进技术创新(胡山和余泳泽, 2021) [14],提高企业绩效(Martinez *et al.*, 2020) [15],提升企业实体投资和金融投资(江红莉等, 2022; 杨名彦和浦正宁, 2022) [2] [16],提高企业风险承担水平(陈小辉和张红伟, 2021) [17],降低企业价格加成(柏培文和喻理, 2021) [18]。宏观层面,数字经济能够促进产业结构升级和创业(刘翠花, 2022; Ghazy *et al.*, 2022) [19] [20],改善就业质量(Autor, 2015; Juyoung *et al.*, 2020) [21] [22],提高经济发展质量(赵涛等, 2020; Pan *et al.*, 2021) [23] [24]。

自党的十七大报告明确提出“走出去”战略后,各界对企业对外直接投资的热点话题展开如火如荼的探究。微观层面,融资约束会抑制企业对外直接投资(Maeseneire *et al.*, 2012) [25];企业使用邮箱或网址接入互联网均可以增加企业对外直接投资的概率和次数(戴金平和韩丰泽, 2021) [26];劳动力流转率上升、老龄化程度的上升、用地成本上涨均会提高企业对外直接投资的倾向与强度(Yoon, 2020; 李方静等, 2022; 冯志艳和贾海彦, 2022) [27] [28] [29]。宏观层面,人民币汇率波动、经济、贸易政策不确定性的上升不仅会减少中国企业对外直接投资的可能性,也会抑制投资规模(陈琳等, 2020; 陈胤默等, 2019; 李真和刘永清, 2021) [30] [31] [32];余淼杰和高恺琳(2021) [33]研究发现,进口中间品可以提升生产率以及降低对外投资固定成本,进而积极推动企业对外直接投资。母国政策和制度也会影响企业对外直接投资,如服务业开放(苏二豆和薛军, 2022) [34]、国际投资保护(余官胜等, 2020) [35]等。

东道国数字经济发展水平是影响对外直接投资的因素之一(董有德和米筱筱, 2019) [11]。齐俊妍和任奔达(2020) [12]、张明哲(2022) [13]基于“一带一路”沿线国家数据研究发现,东道国数字经济发展水平

显著影响了对外直接投资区位选择。Bae (2019) [9]研究发现, 信通技术(ICT)的运用会导致外国直接投资流入量的增加。东道国的数字化准备程度越高, 则对该国进行国际并购的概率就越高(Gharagozloo *et al.*, 2022) [10]。

通过对既有文献的梳理不难发现, 现有文献缺乏从母国数字经济视角出发探究其与企业对外直接投资的之间的联系。理论上, 数字经济的信息效应能够削减企业对外直接投资的搜寻成本, 提高市场经济主体之间信息透明度; 数字经济的技术创新效应可以提高企业生产率, 均有助于推动企业“走出去”。本文立足于母国视角, 实证分析数字经济发展与企业对外直接投资的内在联系及作用渠道, 为“双循环”格局的形成以及数字经济与实体经济的融合发展提供理论依据和政策启示。

3. 研究假设

现有文献表明融资约束是影响企业对外直接投资的重要因素之一(Yan *et al.*, 2018) [36]。融资约束不仅会影响企业对外直接投资的倾向和规模(杨连星等, 2020) [37], 还会影响企业对外直接投资模式(蒋冠宏和曾靓, 2020) [38]。数字经济发展能够有效纾解企业资金短缺压力, 缓解融资约束, 解决融资困境。第一, 数字经济发展能够拓宽企业融资渠道。除银行信贷等正规金融外, 商业信用这一非正规金融也是重要的企业融资方式。既有研究表明, 社会信任显著提升了企业商业信用融资水平(Wu *et al.*, 2014) [39]。数字经济发展能够提高社会信任水平。一方面, 大数据、区块链技术等数字技术本身就能够建立信任, 即计算系统的信任和算法信任(Filippi *et al.*, 2020) [40]。另一方面, 数字技术的应用使得供应链上下游以及第三方服务机构之间的联系更加紧密, 提高了信息透明度和信息传播效率, 有助于弥合商业信用供需双方信任缺失, 进而构建稳健的信任关系(Song *et al.*, 2021) [41]。第二, 在金融市场存在摩擦的情形下, 企业进行外源性融资需要承担补偿信息不对称的风险溢价(Almeida *et al.*, 2004) [42]。信息不对称越严重, 企业融资成本越高。借助大数据、人工智能等新一代数字技术, 各金融机构均能从多渠道、多角度获取融资企业在产业链中所处的位置, 与产业链上核心企业的关联度、潜在的盈利增长等除企业财务状况之外的相关信息, 提高经济主体之间信息透明度, 不仅能够增加金融机构提供信贷资金的意愿, 还能够降低融资成本。既有研究发现, 数字经济发展能够显著纾解企业融资约束(陈小辉和张红伟, 2021; 杨名彦和浦正宁, 2022) [2] [17]。

此外, 数字经济发展有利于企业掌握东道国消费市场实时多变的需求信息, 从而提供个性化服务, 抢占市场先机, 帮助企业开拓海外市场。消费者已逐渐从商品接受者转变为商品信息提供者, 企业利用大数据分析等先进数字技术可以及时掌握国际市场消费者以及竞争对手的信息动态, 有助于企业实现关联性发现和价值挖掘, 增强产品在国际市场上的竞争优势。竞争优势是推动企业进行海外投资的关键因素, 竞争力越强的企业更倾向于对外直接投资(葛顺奇等, 2022) [43]。据此, 本文提出:

假设 1: 数字经济发展能够促进企业对外直接投资。

信息对企业投资决策具有重要影响。由于存在地理距离、文化制度等差异, 信息壁垒是影响企业进行海外投资的严重阻碍。信息不对称会增加企业搜寻成本, 加重企业的外来者劣势, 造成投资决策失误, 降低收益率(黄友星等, 2021) [44]。数字经济发展能够降低企业搜寻成本, 增加产品种类, 提高产品质量和竞争优势, 扩大市场份额(李三希和黄卓, 2022) [45]。数字经济提高了国与国之间的互联互通, 缓解了跨国交易主体之间的信息不对称。首先, 数字经济有助于企业及时获取国际市场上消费者的需求信息、目的国的贸易和制度等信息, 减少企业跨国投资时的信息不对称。其次, 数字经济发展的底层驱动力是数字技术, 数字经济发展有助于企业利用先进的数字技术快速搜集整合东道国的信息资源, 提高信息筛选效率, 降低搜寻成本。即, 数字发展能有效促进跨国交易主体之间的信息交流, 提高信息透明度, 加快企业“走出去”的步伐。据此, 本文提出:

假设 2: 数字经济发展通过缓解信息不对称程度, 进而促进企业对外直接投资。

Porter (1990) [46]认为, 跨国公司在国际市场上获得成功的关键在于其具备竞争优势, 而竞争优势来源于创新。该观点暗示, 技术创新能够促进企业对外直接投资。新新贸易理论指出, 全要素生产率是推动企业进行对外直接投资的关键驱动力, 选择通过对外直接投资进入国际市场的企业通常拥有高生产率, 生产率低的企业则会选择出口或者内销(Helpman *et al.*, 2004) [47]。无论是基于发达国家的数据, 还是基于发展中国家的数据, 均发现全要素生产率越高的企业对外直接投资的概率和投资水平越高, 投资的目的地越多(Yeaple, 2009; 田巍和余淼杰, 2012) [8] [48]。全要素生产率能够减弱融资约束对企业对外直接投资产生的束缚(刘莉亚等, 2015) [49], 也会影响企业对外直接投资模式选择(周茂等, 2015) [50]。创新是提升企业全要素生产率的核心动力, 大量的文献研究证实, 创新能够提升企业全要素生产率(Varoudakis & Plane, 2019) [51]。既有研究发现, 数字经济发展能够促进企业技术创新, 缓解融资约束、促进产学研合作是重要的作用渠道(胡山和余泳泽, 2022) [14]。据此, 本文提出:

假设 3: 数字经济发展可以促进技术创新来推动企业对外直接投资。

4. 研究设计

4.1. 模型构建

为检验假设 1, 本文构建以下回归模型:

$$OFDI_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Digec_{ct} + \sum \gamma X_{ict} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 、 c 和 t 分别代表企业、地区和年份; $OFDI_{ict}$ 表示 c 地区 i 企业在第 t 年进行了对外直接投资; $Digec_{ct}$ 为 c 地区第 t 年的数字经济发展水平, X 为本文研究的控制变量, $\sum Year$ 为时间固定效应, $\sum Ind$ 为行业固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

在式(1)的基础上, 检验假设 2 和假设 3, 构建式(2)和式(3):

$$Med_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 Digec_{ct} + \sum \alpha_j X_{jit} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$OFDI_{ict} = \lambda_0 + \lambda_1 Digec_{ct} + \lambda_2 Med_{ict} + \sum \lambda_j X_{jit} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Med 表示中介变量, 分别代表信息不对称(Asy)、技术创新(Innovate), 式(2)和式(3)中的控制变量保持不变。另外, 借鉴温忠麟和叶宝娟(2014) [52]中介效应检验法。

4.2. 变量选取

1) 被解释变量: 对外直接投资(OFDI)。如果企业 i 在第 t 年进行了对外直接投资, 则 OFDI 取值为 1, 否则为 0。参考朱荃和张天华(2015) [53]的做法, 如果企业当年新投资设立海外关联公司, 代表企业进行了对外直接投资, 否则无。本文将上市公司中投资目的地为“开曼、维尔京群岛、百慕大群岛和处女群岛”等避税地以及对海外关联公司持股比例低于 10%之外的关联关系为“上市公司的子公司”、“上市公司的联营公司”以及“上市公司的合营公司”的公司定义为上市公司发生一次对外直接投资。

2) 解释变量: 数字经济发展水平(Digec)。参考赵涛等(2020) [23]构建的衡量数字经济发展的指标体系¹, 采用熵权法对指标进行集成, 得到城市数字经济发展水平。

3) 控制变量。借鉴韩丰泽等(2022) [54]的做法, 选择如下控制变量: 企业规模(Size)、固定资产比重(Fixdtrate)、总资产收益率(Roa)、资产负债率(Lev)、企业年龄(Age)、产权性质(State)、企业成长性(Growth)、

¹该指标体系包含 5 个指标: 数字普惠金融发展水平、互联网普及率、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量、百人中移动电话用户数。

股权集中度(Large)、两职合一(Dual)、独立董事比例(Indep)。具体定义见表 1。

4) 中介变量。a) 信息不对称(Asy), 采用上市公司分析师关注度加 1 取自然对数来衡量信息不对称(李小林等, 2022) [55]。一般而言, 分析师关注度越高, 企业信息不对称程度越低。b) 技术创新(Innovate)。参考顾夏铭等(2018) [56]的做法, 以上市公司及其关联公司(子公司、联营公司和合营公司)的发明专利申请量加 1 取自然对数衡量技术创新(Innovate)。

Table 1. Variable names and quantification

表 1. 变量名称及量化

变量类型	变量名称	符号	变量的量化
因变量	对外直接投资	OFDI	是否进行对外直接投资, 是为 1, 否为 0
自变量	数字经济发展水平	Digec	基于熵值法计算
中介变量	信息不对称程度	Asy	分析师关注度加 1 取自然对数
	技术创新	Innovate	当年发明专利申请数量加 1 取自然对数
控制变量	企业规模	Size	总资产的自然对数
	固定资产比重	Fixdrate	企业固定资产/总资产
	总资产收益率	Roa	企业年末净利润/总资产
	资产负债率	Lev	公司总负债与总资产之间的比率
	企业年龄	Age	公司成立年限
	产权性质	State	国有企业时为 1, 否则为 0
	企业成长性	Growth	营业收入增长率
控制变量	股权集中度	Large	第一大股东持股比例
	两职合一	Dual	若董事长兼任总经理取值为 1, 否则为 0
	独立董事比例	Indep	独立董事人数/董事会人数

4.3. 数据来源和样本选择

本文选取 2011~2020 年中国 A 股上市公司为初始研究样本, 在此基础进行以下筛选: 1) 对金融保险类公司予以剔除; 2) 对 ST、*ST 类公司样本予以剔除; 3) 对投资目的地在“开曼、维尔京群岛和百慕大群岛”等避税天堂的公司予以剔除; 4) 对上市公司对海外关联公司持股比例低于 10%的公司予以剔除; 5) 对存在数据缺失的观测值予以剔除。并对所有连续变量进行首尾各 1%和 99%的缩尾处理。

上市公司对外直接投资的数据以及其他企业层面数据均来源于 CSMAR 数据库。数字经济发展水平相关数据来源于 CNRDS 数据库、EPS 数据库以及北京大学数字金融研究中心公布的“数字普惠金融指数”。相关变量的描述性统计结果如表 2。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
OFDI	22,722	0.3	0.458	0	1
Digec	22,722	0.168	0.105	0.034	0.476
Asy	17,332	2.048	0.893	0.693	3.85
Innovate	22,722	1.264	1.382	0	5.565
Size	22,722	21.847	1.288	19.691	25.696
Fixdrate	22,722	0.207	0.152	0.003	0.675
Roa	22,722	0.051	0.039	0.002	0.186
Lev	22,722	0.406	0.198	0.055	0.849
Age	22,722	19.285	5.673	8	36
State	22,722	0.357	0.479	0	1
Growth	22,722	0.183	0.362	-0.415	2.208
Large	22,722	35.23	14.846	8.89	74.96
Dual	22,722	0.279	0.449	0	1
Indep	22,721	0.375	0.053	0.333	0.571

5. 实证分析

5.1. 基准回归

表 3 报告了模型(1)的估计结果。列(1)只考虑数字经济发展的影响，列(2)在列(1)的基础上控制行业和年份固定效应，列(3)在列(1)的基础上加入控制变量，列(4)在列(3)的基础上控制行业和年份固定效应。由列(1)~(4)的结果可知，在 1%水平下，*Digec* 的系数均显著为正，即数字经济发展能够显著促进企业对外直接投资，数字经济发展水平越高，企业对外直接投资的倾向越高，假设 1 得到验证。以人工智能、大数据、云计算、区块链等为底层技术驱动的数字经济发展，能够降低投融资的信息不对称，缓解传统金融服务中信贷配给的歧视行为，提高金融资源配置效应，增加融资渠道，缓解融资约束，从而加快企业“走出去”的步伐。

从其他控制变量来看，资产负债率(*Lev*)系数显著为正，资产负债率高的企业一般拥有较好的资金融资能力，对外直接投资的可能性就越大。企业规模(*Size*)系数显著为正，表明大规模企业更倾向于对外直接投资。一般来说，企业规模越大，其拥有更多的资源以及更强的融资能力去进行对外直接投资。两职合一(*Dual*)系数显著为正，表明董事长与总经理两职合一能够提高企业决策效率，有利于对外直接投资战略的实施。股权集中度(*Large*)和产权性质(*State*)的系数均显著为负，可能原因，股权过度集中时，股权持有人倾向于自身利益而非整体利益，对外直接投资的高不确定性会阻碍股权持有人的投资决策；由于政策福利与资源倾斜，以及资源和土地等要素市场的扭曲，使得国有企业缺乏“走出去”的动力，对外直接投资的意愿也随之下滑。

Table 3. Baseline regression
表 3. 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OFDI	OFDI	OFDI	OFDI
Digec	0.399*** (0.029)	0.340*** (0.030)	0.254*** (0.029)	0.277*** (0.029)
Size			0.114*** (0.003)	0.119*** (0.003)
Roa			0.067 (0.085)	0.024 (0.084)
Lev			-0.041** (0.020)	0.062*** (0.020)
Age			-0.001 (0.001)	-0.001** (0.001)
Growth			-0.007 (0.008)	-0.003 (0.008)
Indep			0.186*** (0.055)	0.129** (0.054)
Dual			0.041*** (0.007)	0.029*** (0.007)
Large			-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
State			-0.166*** (0.007)	-0.124*** (0.007)
Fixdrate			-0.066*** (0.020)	-0.134*** (0.023)
Constant	0.232*** (0.006)	0.242*** (0.006)	-2.140*** (0.062)	-2.294*** (0.064)
Year-FE	No	Yes	No	Yes
Ind-FE	No	Yes	No	Yes
Obs.	22,370	22,370	22,369	22,369
R2	0.008	0.060	0.095	0.149

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著，括号内为 t 值；Year-FE、Ind-FE 分别为年份和行业固定效应。下同。

5.2. 稳健性检验

1) 更换被解释变量的测度。参考朱荃和张天华(2015) [53]的做法, 将企业海外关联公司个数定义为企业对外直接投资, 记为 OFDI_Num, 式(1)估计结果如表 4 列(1)所示。1%显著水平下, *Digec* 系数显著为正。

2) 更换解释变量的测度。本文采用主成分分析法重新测度数字经济发展水平(*Edigec*), 重新估计式(1)。根据表 4 列(2), 1%显著性水平下, *Edigec* 的系数依旧显著为正。

3) 更换模型。考虑到对外直接投资 OFDI 是二元离散型变量, 构建 Probit 模型(式(4))重新验证数字经济发展对企业对外直接投资的回归结果, 回归结果如表 4 列(3)所示, *Digec* 系数依然在 1%水平下显著为正。

$$probit(OFDI_{ict} = 1) = \beta_0 + \beta_1 Digec_{ct} + \alpha X_{it} + \lambda_c + \lambda_i + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

Table 4. Robustness check
表 4. 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OFDI_Num	OFDI	OFDI	OFDI	OFDI	OFDI
Digec	0.852*** (0.220)		0.911*** (0.095)	0.187** (0.086)	0.386*** (0.047)	0.276*** (0.029)
Edigec		0.017*** (0.002)				
Fin				-0.021* (0.011)		
Hum				-0.000 (0.000)		
Wage				0.129*** (0.026)		
Treat × post						0.002 (0.007)
Constant	-17.185*** (0.487)	-2.269*** (0.064)	-9.226*** (0.238)	-3.833*** (0.294)	-2.333*** (0.065)	-2.295*** (0.064)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year-FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Ind-FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Province#Year-FE	no	no	no	no	yes	no
Obs.	22,369	22,369	22,369	7470	22,368	22,369
R2	0.105	0.148		0.155	0.169	0.149

4) 加入更多的宏观控制变量。在式(1)中加入宏观控制变量：传统金融发展水平(Fin)、城市人力资本(Hum)以及在岗职工平均工资(Wage)。其中，Fin 采用年末金融机构人民币各项贷款余额与 GDP 之比来衡量；Hum 采用普通本专科在校学生人数与年平均人口之比衡量；以 2000 年为基期的 CPI 指数对 Wage 进行平减以消除通货膨胀的影响，并取对数。加入宏观控制变量后回归结果如表 4 列(4)所示。虽然 *Digec* 系数有所下降，但仍然在 1%的水平下显著为正。

5) 控制高阶固定效应。为减少因遗漏变量引致的内生性问题，进一步控制省份与年份固定效应，估计结果如表 4 列(5)所示。1%显著水平下，*Digec* 系数依然显著为正。

6) 剔除其他政策的影响。既有研究发现，对外直接投资在“一带一路”倡议下有显著促进作用(戴翔和王如雪, 2022) [57]。为了排除“一带一路”的影响，在式(1)中加入 $Treat \times Post$ (如果企业所处的省份为“一带一路”的试点省份，则 $Treat = 1$ ，否则为 0；如果年份大于等于 2014 年，则 $Post = 1$ ，否则等于 0)。根据表 4 列(6)可知，1%显著水平下，假设 1 仍然成立。

5.3. 内生性问题处理

为了解决因潜在遗漏变量等导致的内生性问题，本文采用工具变量法估计式(1)。首先，借鉴易行健和周利(2018) [58]的做法，构建“Bartik instrument”工具变量(IV1)，回归结果如表 5 的列(1)与列(2)所示。其次，借鉴赵宸宇等(2021) [59]的做法，采用城市互联网宽带接入用户数作为数字经济发展的工具变量(IV2)。互联网是数字经济基础载体，与数字经济发展存在一定关联性，且互联网宽带接入用户数反映了公众对现代信息技术的接受和应用水平以及信息技术在居民中的扩散和普及程度。基于 IV-2SLS 方法估计式(1)，结果如表 5 的列(3)和列(4)所示。由表 5 可知，经过工具变量法处理潜在的内生性问题后，1%显著水平下，*Digec* 系数仍然显著为正。对 IV1 和 IV2 进行“弱工具变量”检验，Cragg-Donald Wald F statistic 都远大于 10，拒绝“弱工具变量”的原假设。

Table 5. Estimation results based on instrumental variable method

表 5. 基于工具变量法估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Digec</i>	OFDI	<i>Digec</i>	OFDI
IV1	65.081*** (0.539)			
<i>Digec</i>		0.223*** (0.049)		1.397*** (0.275)
IV2			0.016*** (0.001)	
Constant	0.059*** (0.012)	-2.400*** (0.079)	-0.080*** (0.017)	-2.334*** (0.072)
Controls	yes	yes	yes	yes
Year-FE	yes	yes	yes	yes
Ind-FE	yes	yes	yes	yes
Obs.	18,026	18,026	22,369	22,369
R2	0.520	0.148	0.153	0.092

5.4. 机制分析

本文进一步探讨数字经济发展对企业对外直接投资的发展路径,即检验假设 2 与假设 3,在估计式(1)的基础上,继续估计式(2)和式(3),回归结果如表 6 所示。根据列(1),1%显著水平下,数字经济发展显著降低信息不对称程度,数字经济发展水平提升一个百分点,信息不对称程度将降低 0.401%。信息通信技术、大数据和云计算改变了信息的存储与传播方式,信息传播效率与筛选速度均得到大幅度提高,突破对外直接投资的信息资源束缚。根据列(2),数字经济和信息不对称程度的降低均能够显著提升企业对外直接投资。信息不对称程度降低说明企业可以掌握更多关于东道国的市场信息,能够减少跨国投资的不确定性(祝继高等, 2020) [60],促进企业对外直接投资。根据温忠麟和叶宝娟(2014) [52]提出的中介效应判别方法,数字经济发展通过降低信息不对称程度来推动企业进行对外直接投资。初步检验假设 2。借助于数字技术,压缩时空距离,增加企业间信息交流频率,提高信息透明度,消除“信息孤岛”阻碍,推动企业对外直接投资。为了进一步验证结果的稳健性,参考李小林等(2022) [55]的做法,将分析师研报关注度作为信息不对称的另一衡量指标(Asy1),重新估计式(2)与(3),结果如表 6 列(3)与列(4)所示,假设 2 依然成立。

Table 6. Information channels through which digital economy development affects enterprises' foreign direct investment
表 6. 数字经济发展影响企业对外直接投资的信息渠道

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Asy	OFDI	Asy1	OFDI
Digec	0.401*** (0.056)	0.213*** (0.033)	0.469*** (0.070)	0.211*** (0.033)
Asy		0.019*** (0.005)		
Asy1				0.018*** (0.004)
Constant	-6.492*** (0.130)	-2.330*** (0.082)	-8.654*** (0.164)	-2.286*** (0.083)
Controls	yes	yes	yes	yes
Year-FE	yes	yes	yes	yes
Ind-FE	yes	yes	yes	yes
Obs.	17,051	17,051	17,101	17,101
R2	0.345	0.160	0.352	0.160

式(2)和式(3)的回归结果如表 7 所示。由列(1)可知,1%显著水平下,数字经济显著促进了企业技术创新。数字经济发展催生出大量公共创新平台,促进资源与技术的集聚与扩散,有助于企业内部之间创新信息交流与传递,提高企业创新意愿和能力。由列(2)可知,数字经济发展水平和技术创新均能显著提高企业对外直接投资。根据中介效应判断准则,数字经济发展通过提高技术创新进而推动企业对外直接

投资。假设 3 初步得到验证。

为了减少因反向因果关系引致的内生性问题，将式(3)中的技术创新和控制变量均滞后一期，估计结果如表 7 列(3)，技术创新仍然显著提升了企业对外直接投资。为了使结果更加稳健，采取上市公司及其关联公司当年专利申请量衡量技术创新(Innovate)。由列(4)和列(5)可知，数字经济发展仍然提高了技术创新，进而促进企业对外直接投资，假设 3 仍然得到验证。

Table 7. Innovation channels through which digital economy development affects enterprises' foreign direct investment
表 7. 数字经济发展影响企业对外直接投资的创新渠道

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Innovate	OFDI	OFDI	Innovate1	OFDI
Digec	0.823*** (0.081)	0.247*** (0.029)	0.248*** (0.033)	0.693*** (0.093)	0.255*** (0.029)
Innovate		0.037*** (0.002)			
L.Innovate			0.038*** (0.003)		
Innovate1					0.031*** (0.002)
Constant	-4.439*** (0.179)	-2.130*** (0.065)	-2.125*** (0.074)	-3.973*** (0.206)	-2.169*** (0.064)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes
Year-FE	yes	yes	yes	yes	yes
Ind-FE	yes	yes	yes	yes	yes
Obs.	13,611	13,611	18,025	22,369	22,369
R2	0.158	0.068	0.154	0.313	0.157

5.5. 异质性影响研究

5.5.1. 宏观层面的异质性影响

1) 经济政策不确定性的异质性影响

经济政策不确定性是影响企业对外直接投资的重要影响因素(杨栋旭等, 2019) [61]。较高的经济政策不确定性对企业“走出去”产生一定的“推力”作用，提升企业对外直接投资的概率(杨永聪和李正辉, 2018) [62]。本文借鉴 Baker 等(2016) [63]构建的经济政策不确定性(EPU)指数作为中国经济政策不确定性程度的衡量指标，并将样本依据均值划分为低经济政策不确定性和高经济政策不确定性。分组回归的结果如表 8 列(1)和(2)所示。数字经济在高经济政策不确定性和低经济政策不确定性下均显著促进企业对外直接投资。对此，本文进一步对其进行费舍尔检验，P 值小于 0.01，说明当国内经济政策不确定性较高时，数字经济更能促进企业“走出去”。企业面临国内经济政策不确定性增加时，基于经济下行的风险

规避及对公司长期利益考虑，会在全球范围内寻找新的投资机会，增加了企业对外直接投资的意愿。

2) 行业竞争程度的异质性影响

企业进行对外直接投资不仅与自身经济实力相关，还会受到行业竞争程度的影响(司登奎等, 2022) [64]。行业竞争程度越激烈，市场份额与产品的边际利润的下跌迫使企业通过国际扩张寻求新的利润增长点，从而促进企业“走出去”。因此，本文采用赫芬达尔指数衡量行业竞争程度。并将高于均值的样本定义为低行业竞争，低于均值的样本则为高行业竞争，对其分组回归检验。回归结果如表 8 列(3)和(4)所示。高行业竞争与低行业竞争的回归系数均显著为正，故进一步对组间系数差异进行费舍尔检验，P 值小于 0.01，说明在高行业竞争程度下，数字经济促进企业对外直接投资的效果更加显著。行业竞争程度上升，企业为规避国内竞争压力，倾向于海外扩张增加市场份额，有助于企业“走出去”。

Table 8. Heterogeneous impact of economic policy uncertainty and industry competition
表 8. 经济政策不确定性、行业竞争程度的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低经济政策不确定性	高经济政策不确定性	高行业竞争程度	低行业竞争程度
Digec	0.215*** (0.033)	0.447*** (0.061)	0.309*** (0.034)	0.209*** (0.058)
Constant	-2.245*** (0.078)	-2.458*** (0.112)	-2.364*** (0.078)	-2.196*** (0.114)
Control	yes	yes	yes	yes
Year-FE	yes	yes	yes	yes
Ind-FE	yes	yes	yes	yes
Obs.	14,715	7,654	15,543	6,826
R2	0.134	0.151	0.161	0.139

注：列(1)、(2)和(3)、(4)的系数差异通过了费舍尔检验。

5.5.2. 企业特征的异质性影响

1) 企业金融化的异质性影响

陈享光和汤龙(2022) [65]研究表明，实体企业金融化可以减轻杠杆压力及融资压力，补充现金流，推动企业对外直接投资。本文基于企业金融化水平²将样本分为低金融化和高金融化两组，分别进行回归，结果如表 9 列(1)和列(2)所示。回归系数均在 1%水平下显著为正，故而对组间系数进行费舍尔检验，P 值小于 0.01，因此，相比于低金融化水平，高金融化水平下数字经济更能显著促进企业对外直接投资。企业过多投资金融资产，不仅会弱化主业业绩(杜勇等, 2017) [67]，还会增加财务风险(黄贤环等, 2018) [68]。若企业欲在短期内突破自有资源约束并提高竞争力，对外直接投资获取国外的优质生产要素、专利技术等资源，对外直接投资是一种可行选择(Kohli & Mann, 2012) [69]。故，企业金融化程度越深，数字经济发展对企业对外直接投资的提升效应越强。

² 金融化的衡量方法参考张成思等(2016) [66]的做法，以非金融企业投资收益、公允价值变动损益以及其他综合收益等金融渠道获利加总占营业利润的比例作为指标衡量企业金融化。

2) CEO 科技背景的异质性影响

作为继农业经济、工业经济之后的一种主要经济形态，数字经济发展深刻影响着企业组织分工、生产经营管理模式，是企业转型升级的重要动力。根据高阶梯队理论，高管团队的教育背景、职业经历等特征会影响企业战略决策。不同职能高管对同一问题的分析往往依赖于自身职业经历中所获经验，关注点往往聚焦于自己所擅长的领域。CEO 是高管团队的核心成员，在企业战略制定和实施过程中占有重要地位，拥有最终的执行权力，对企业战略决策具有直接的重要影响。具有信息技术背景的 CEO 对数字技术与企业生产经营管理的融合有着更清晰的、深入的认知，有助于促进企业将数字化转型提升至战略高度，也能够充分发挥自己的专业技能优势，提高企业实施数字化转型战略的成功率。一个潜在的推论是，数字经济发展对企业对外直接投资的影响因 CEO 是否有信息技术背景而异。根据企业 CEO 是否有信息技术背景³，将样本分为两组，回归结果如表 9 列(3)和(4)所示。无论 CEO 是否有信息技术背景，数字经济发展均显著促进了企业对外直接投资。对组间系数差异进行费舍尔检验，费舍尔检验 P 值小于 0.01，说明该提升效应在 CEO 有信息技术背景的企业样本中更强。

Table 9. Corporate financialization and the heterogeneous impact of CEOs
表 9. 企业金融化和 CEO 的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低金融化	高金融化	CEO 无科技背景	CEO 有科技背景
Digec	0.251*** (0.031)	0.460*** (0.078)	0.248*** (0.031)	0.425*** (0.092)
Constant	-2.315*** (0.070)	-2.115*** (0.159)	-2.211*** (0.067)	-3.177*** (0.236)
Control	yes	yes	yes	yes
Year-FE	yes	yes	yes	yes
Ind-FE	yes	yes	yes	yes
Obs.	18,991	3378	20,636	1732
R2	0.143	0.204	0.145	0.206

注：列(1)、(2)和(3)、(4)的系数差异通过了费舍尔检验。

6. 研究结论与对策建议

数字经济作为促进经济高质量发展的新动力，对企业生产经营活动以及投资模式均产生了重要影响。实现高水平的“走出去”是我国对外开放的重要目标之一，有助于“双循环”格局的顺利形成。本文基于 2011~2020 年中国 A 股上市公司样本，研究表明，数字经济显著促进企业对外直接投资，在经过替换核心解释变量、加入宏观控制变量、控制高阶固定效应一系列稳健性检验，以及基于工具变量法处理可能存在的内生性问题后，该结论依然成立。机制分析表明，技术创新和缓解信息不对称是两个重要机制途径。异质性检验结果表明，高经济政策不确定性和高行业竞争程度的情况下，数字经济发展对企业对外直接投资的促进作用更加明显，此外，企业金融化程度越高以及 CEO 拥有信息技术背景的企业在数字

³CEO 的信息技术背景界定如李瑞敬等(2022)[70]一致。

经济发展对外直接投资的促进作用方面更为显著。

以上研究结论具有一定的政策含义。第一，鉴于数字经济发展有效推动企业对外直接投资，相关部门应大力发展数字经济。政府应该加强完善信息化建设，对原有的数字基础设施进行更新升级，另外，制定相关政策促进数字经济与实体经济融合发展。第二，降低信息不对称程度和提升技术创新水平是数字经济发展促进企业对外直接投资的关键发力点。就企业而言，应主动顺应数字经济的浪潮，拥抱数字技术，实施数字化转型战略。一方面，数字化转型能够打破沟通壁垒，降低信息搜寻成本，提高信息搜寻效率；另一方面，数字化转型能够加强企业内外部知识溢出，通过协同研发促进技术创新，增强自身竞争优势。这两方面均能够促进企业对外直接投资。就政府而言，应完善国内创新创业环境，对于涉及到数字芯片、人工智能等核心数字技术攻关的企业，给予大力支持，以期突破关键核心技术“卡脖子”难题。第三，虽然国内经济政策不确定性的提升会促使企业增加前往海外投资避险的动机，从而加大企业对外直接投资的概率，但是长此以往，会造成国内资产的流失，对国内经济造成危害，因此，国家应该对此进行监管和引导，提供适当的政策支持与鼓励。此外，企业层面也应积极利用数字技术对内部资源进行优化重组，合理配置，提高资源的利用效率。

参考文献

- [1] 李雪松, 赵宸宇, 聂菁. 对外投资与企业异质性能利用率[J]. 世界经济, 2017, 40(5): 73-97.
- [2] 杨名彦, 浦正宁. 数字经济对经济“脱实向虚”的影响: 来自上市公司的证据[J]. 经济评论, 2022(3): 110-126.
- [3] 马光荣, 程小萌, 杨恩艳. 交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J]. 中国工业经济, 2020(6): 5-23.
- [4] 王桂军, 李成明, 张辉. 产业数字化的技术创新效应[J]. 财经研究, 2022, 48(9): 139-153.
- [5] 郭丰, 杨上广, 金环. 数字经济对企业全要素生产率的影响及其作用机制[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(9): 20-36.
- [6] Porter, M.E. and Heppelmann, J.E. (2014) How Smart, Connected Products are Transforming Companies. *Harvard Business Review*, **92**, 64-88.
- [7] Melitz, M. (2003) The Impact of Trade on Intraindustry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, **71**, 1695-1725. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00467>
- [8] 田巍, 余淼杰. 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[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 383-408.
- [9] Bae, Y.H. (2019) Does ICT Diffusion Increase FDI Inflow? 2SLS for Panel Data Model. *The Journal of Internet Electronic Commerce Research*, **19**, 81-97. <https://doi.org/10.37272/JIECR.2019.04.19.2.81>
- [10] Gharagozloo, M., Chen, C. and Nair, A. (2022) A Digitalized Global Economy: Studying the Effect of Digital Readiness of Countries on International Merger and Acquisition Flows. *Journal of Global Information Technology Management*, **25**, 159-187. <https://doi.org/10.1080/1097198X.2022.2062994>
- [11] 董有德, 米筱筱. 互联网成熟度、数字经济与中国对外直接投资——基于 2009 年-2016 年面板数据的实证研究[J]. 上海经济研究, 2019(3): 65-74.
- [12] 齐俊妍, 任奕达. 东道国数字经济发展水平与中国对外直接投资——基于“一带一路”沿线 43 国的考察[J]. 国际经贸探索, 2020, 36(9): 55-71.
- [13] 张明哲. “一带一路”数字经济对中国对外直接投资区位选择的影响研究[J]. 当代财经, 2022(6): 111-122.
- [14] 胡山, 余泳泽. 数字经济与企业创新: 突破性创新还是渐进性创新? [J]. 财经问题研究, 2022(1): 42-51.
- [15] Martínez-Caro, E., Cegarra-Navarro, J.G. and Alfonso-Ruiz, F.J. (2020) Digital Technologies and Firm Performance: The Role of Digital Organisational Culture. *Technological Forecasting and Social Change*, **154**, Article ID: 119962. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2020.119962>
- [16] 江红莉, 侯燕, 蒋鹏程. 数字经济发展是促进还是抑制了企业实体投资——来自中国上市公司的经验证据[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(5): 78-94.
- [17] 陈小辉, 张红伟. 数字经济如何影响企业风险承担水平[J]. 经济管理, 2021, 43(5): 93-108.

- [18] 柏培文, 喻理. 数字经济发展与企业价格加成: 理论机制与经验事实[J]. 中国工业经济, 2021(11): 59-77.
- [19] 刘翠花. 数字经济对产业结构升级和创业增长的影响[J]. 中国人口科学, 2022(2): 112-125+128.
- [20] Ghazy, N., Ghoneim, H. and Lang, G. (2022) Entrepreneurship, Productivity and Digitalization: Evidence from the EU. *Technology in Society*, **70**, Article ID: 102052. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2022.102052>
- [21] Autor, D.H. (2015) Why Are There Still So Many Jobs? The History and Future of Workplace Automation. *The Journal of Economic Perspectives*, **29**, 3-30. <https://doi.org/10.1257/jep.29.3.3>
- [22] Kim, J., Kim, K.-Y., Lee, D., et al. (2020) Employment and Labor in the Franchise Industry in the Smart Digital Era, and Competitiveness. *Journal of Franchising*, **6**, 55-79.
- [23] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [24] Pan, W.R., Xie, T., Wang, Z.W. and Mal, S. (2021) Digital Economy: An Innovation Driver for Total Factor Productivity. *Journal of Business Research*, **139**, 303-311. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2021.09.061>
- [25] Maeseeneire, W. and Claeys, T. (2012) Foreign Direct Investment and Financial Constraints: The Case of Belgium. *International Business Review*, **21**, 408-424. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2011.03.004>
- [26] 戴金平, 韩丰泽. 互联网可以促进对外直接投资吗——基于微观企业视角的实证检验[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(10): 83-97.
- [27] Yoon, S.-H. (2020) Demographic Change and Its Impact on International Investment. *Ordo Economics Journal*, **23**, 101-118. <https://doi.org/10.20436/OEJ.23.1.101>
- [28] 李方静, 唐韬, 夏伦. 劳动力流转与企业对外直接投资: 来自中国私营企业的经验证据[J]. 世界经济研究, 2022(9): 94-108+137.
- [29] 冯志艳, 贾海彦. 用地成本与中国企业对外直接投资[J]. 世界经济研究, 2022(6): 35-49+135.
- [30] 陈琳, 高燕丽, 王捷. 人民币汇率、进(出)口依存度与对外直接投资[J]. 财贸研究, 2020, 31(8): 52-64.
- [31] 陈胤默, 孙乾坤, 文雯, 黄雨婷. 母国经济政策不确定性、融资约束与企业对外直接投资[J]. 国际贸易问题, 2019(6): 133-144.
- [32] 李真, 刘永清. 贸易政策不确定性是否影响中国企业的对外直接投资概率[J]. 经济理论与经济管理, 2021, 41(12): 69-78.
- [33] 余淼杰, 高恺琳. 进口中间品和企业对外直接投资概率——来自中国企业的证据[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(4): 1369-1390.
- [34] 苏二豆, 薛军. 服务业开放、外资管制与企业对外直接投资模式[J]. 世界经济研究, 2022(3): 109-122+136.
- [35] 余官胜. 国际投资保护与我国对外直接投资波动——基于东道国政府治理水平调节作用的实证研究[J]. 经济社会体制比较, 2020(5): 149-156.
- [36] Yan, B., Zhang, Y., Shen, Y. and Han, J. (2018) Productivity, Financial Constraints and Outward Foreign Direct Investment: Firm-Level Evidence. *China Economic Review*, **47**, 47-64. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2017.12.006>
- [37] 杨连星, 张方, 张峰. 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): 83-96+136-137.
- [38] 蒋冠宏, 曾靓. 融资约束与中国企业对外直接投资模式: 跨国并购还是绿地投资[J]. 财贸经济, 2020, 41(2): 132-145.
- [39] Wu, W., Firth, M. and Rui, O.M. (2014) Trust and the Provision of Trade Credit. *Journal of Banking & Finance*, **39**, 146-159. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.11.019>
- [40] Filippi, P.D., Mannan, M. and Reijers, W. (2020) Blockchain as a Confidence Machine: The Problem of Trust & Challenges of Governance. *Technology in Society*, **62**, Article ID: 101284. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2020.101284>
- [41] Song, H., Li, M. and Yu, K. (2021) Big Data Analytics in Digital Platforms: How Do Financial Service Providers Customise Supply Chain Finance? *International Journal of Operations & Production Management*, **41**, 410-435. <https://doi.org/10.1108/IJOPM-07-2020-0485>
- [42] Almeida, H., Campello, M. and Weisbach, M.S. (2004) The Cash Flow Sensitivity of Cash. *The Journal of Finance*, **59**, 1777-1804. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00679.x>
- [43] 葛顺奇, 陈江滢, 罗伟. 知识资本和中国企业国际投资的模式选择[J]. 南开经济研究, 2022(2): 3-20.
- [44] 黄友星, 韩婷, 赵艳平. 东道国知识产权保护与中国对外直接投资: 直接效应与空间溢出效应的分析[J]. 世界经济研究, 2021(9): 81-98+135-136.
- [45] 李三希, 黄卓. 数字经济与高质量发展: 机制与证据[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(5): 1699-1716.

- [46] Porter, M.E. (1990) *The Competitive Advantage of Nations*. Free Press, New York. <https://doi.org/10.1007/978-1-349-11336-1>
- [47] Helpman, E., Melitz, M.J. and Yeaple, S. (2004) Export versus FDI with Heterogeneous? *The American Economic Review*, **94**, 300-316. <https://doi.org/10.1257/000282804322970814>
- [48] Yeaple, S.R. (2009) Firm Heterogeneity and the Structure of U.S. Multinational Activity. *Journal of International Economics*, **78**, 206-215. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2009.03.002>
- [49] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 程天笑. 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): 124-140.
- [50] 周茂, 陆毅, 陈丽丽. 企业生产率与企业对外直接投资进入模式选择——来自中国企业的证据[J]. 管理世界, 2015(11): 70-86.
- [51] Veganzones-Varoudakis, M.A. and Plane, P. (2019) Innovation, Exports, Productivity and Investment Climate; a Study Based on Indian Manufacturing Firm-Level Data. *Applied Economics*, **51**, 4455-4476. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1591606>
- [52] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [53] 朱荃, 张天华. 中国企业对外直接投资存在“生产率悖论”吗——基于上市工业企业的实证研究[J]. 财贸经济, 2015(12): 103-117.
- [54] 韩丰泽, 戴金平. 金融科技与对外直接投资——基于企业金融化与生产率视角的研究[J]. 国际经贸探索, 2022, 38(4): 68-86.
- [55] 李小林, 宗莹萍, 司登奎, 孙越. 非金融企业影子银行业务的反噬效应——基于企业风险承担的视角[J]. 财经研究, 2022, 48(7): 124-137.
- [56] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 109-123.
- [57] 戴翔, 王如雪. “一带一路”倡议与对外直接投资: “五通”作用机制分析[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 79-93.
- [58] 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[J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [59] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [60] 祝继高, 梁晓琴, 王春飞. 信息透明度如何影响“一带一路”倡议下中国企业对外直接投资区位选择[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2020(6): 46-61.
- [61] 杨栋旭, 徐硕正, 魏泊宁. 经济政策不确定性与企业对外直接投资: 抑制还是促进?[J]. 当代财经, 2019(2): 108-119.
- [62] 杨永聪, 李正辉. 经济政策不确定性驱动了中国 OFDI 的增长吗——基于动态面板数据的系统 GMM 估计[J]. 国际贸易问题, 2018(3): 138-148.
- [63] Baker, S.R., Bloom, N. and Davis, S.J. (2016) Measuring Economic Policy Uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, **134**, 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- [64] 司登奎, 刘云, 刘喜华. 人民币汇率变动影响企业跨国并购的微观机理及经验证据[J]. 国际金融研究, 2022(3): 67-76.
- [65] 陈享光, 汤龙. 实体企业金融化对其 OFDI 的影响研究[J]. 世界经济研究, 2022(8): 10-25+135.
- [66] 张成思, 张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016, 51(12): 32-46.
- [67] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017(12): 113-131.
- [68] 黄贤环, 吴秋生, 王瑶. 金融资产配置与企业财务风险: “未雨绸缪”还是“舍本逐末” [J]. 财经研究, 2018, 44(12): 100-112+125.
- [69] Kohli, R. and Mann, B. (2012) Analyzing Determinants of Value Creation in Domestic and Cross Border Acquisitions in India. *International Business Review*, **21**, 998-1016. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2011.11.006>
- [70] 李瑞敬, 党素婷, 李百兴, 袁蓉丽. CEO 的信息技术背景与企业内部控制质量[J]. 审计研究, 2022(1): 118-128.