

DOI:10.3876/j.issn.1671-4970.2025.03.010

数字经济对外投资合作与新质生产力发展

——来自中国微观企业的证据

冯帆,李芳芳

(南京大学商学院)

摘要:随着新一轮科技革命和产业变革的深入推进,数字经济正逐步发展为助力全球经济增长的新引擎,如何通过数字经济对外投资合作赋能新质生产力发展,已成为我国实现高质量发展的重要议题。基于新质生产力的理论内涵与现实要求,使用变系数生产函数模型重构了 TFP 的测度体系,以科学衡量企业新质生产力,在此基础上采用 2009—2022 年我国沪深 A 股上市企业的面板数据,使用多时点 DID 模型实证探讨了数字型对外直接投资(数字型 OFDI)对企业新质生产力的影响。研究发现,企业开展数字型 OFDI 显著促进了其新质生产力发展,该结论在经过内生性问题处理和多种稳健性检验后依然成立。并且,这一效应在不同投资动机下的数字型 OFDI 中无明显差异,在高数字化转型程度企业、高技术行业企业中表现更为明显。机制检验表明,企业数字型 OFDI 通过创新能力提升机制和供应链管理优化机制赋能新质生产力发展,其中创新能力提升体现为创新增量提质和关键核心技术突破,供应链管理优化体现为供应链管理效率提高和供应链韧性增强。进一步分析发现,现阶段数字型 OFDI 主要从科技和效能增进路径影响企业新质生产力,其深度和广度的增加均能显著促进企业新质生产力的发展。

关键词:新质生产力;数字型对外直接投资;变系数生产函数模型;创新能力;供应链管理

2023 年,习近平总书记提出要整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业和未来产业,加快形成新质生产力^[1]。2024 年,习近平总书记进一步明确指出新质生产力以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合实现的跃升为基本内涵,以全要素生产率大幅提升为核心标志,强调新质生产力是创新起主导作用,摆脱传统经济增长模式、生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征^[2]。新质生产力理论,既是对马克思主义生产力理论的继承和发展,也是马克思主义中国化时代化的理论创新,为我国新时代新征程推动高质量发展提供了科学理论

指引。从发展路径来看,新质生产力呈现多维度交织特征:科技创新锻造驱动内核、要素优化重构底层逻辑、产业升级提供载体支撑。在科技创新方面,原创性、前沿性、颠覆性技术的突破,具有超前性、探索性和结果不确定性等特点,能催生新产业、新模式、新动能,是新质生产力以及高质量发展的内生动力^[3-4];在要素优化方面,基础教育投入、人力资本升级以及数据要素有助于促进新质生产要素的创新和优化配置,进而实现生产力的飞跃^[5-7];在产业升级方面,推动产业向智能化、绿色化、融合化方向转型,积极布局新能源、新材料、先进制造和电子信息等前沿产业,构

引用本文:冯帆,李芳芳.数字经济对外投资合作与新质生产力发展——来自中国微观企业的证据[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2025,27(3):109-122.

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地项目(22JJD790072)

作者简介:冯帆(1976—),女,教授,博士,主要从事国际贸易研究。E-mail:fengfan@nju.edu.cn

建与新质生产力相契合的现代化产业体系,是发展新质生产力的重要支撑^[8-9]。

当前,新一轮科技革命和产业变革加速演进,为我国从传统生产力向新质生产力的跨越式发展提供了新的契机。以数据要素、云计算、大数据、人工智能、区块链等为代表的数字技术,不仅是全球科技革命和产业变革的前沿,还是新一轮国际竞争的焦点,成为推动新质生产力发展的重要引擎^[4,7,10-11]。从经济一体化视角来看,生产力发展历程与全球开放水平提升高度协同。随着世界交流交融的深度、广度、强度不断深化拓展,生产力传导延伸的场域得以扩大,生产力演变迭代的周期也显著缩短^[6]。因此,扩大高水平对外开放是实现全球要素优化配置、推动生产力变革的重要条件。2021年,《数字经济对外投资合作工作指引》(以下简称《指引》)明确提出,加快推动数字经济对外投资合作,培育经济发展新动能,赢得未来发展新空间。数字经济对外投资合作有助于促进跨国数据要素流动、数字技术扩散和数字生态共建。在数字经济蓬勃发展和我国新旧动能转换的关键时期,数字经济有望成为我国今后一段时间内对外直接投资的重点。然而,目前学界尚未针对数字经济对外投资合作与新质生产力的发展展开研究。数字经济对外投资合作在微观层面表现为企业数字型对外直接投资(以下简称数字型 OFDI)^①,企业数字型 OFDI 能否有效赋能新质生产力提升,进而助力中国现代化产业体系建设,值得深入探讨。科技创新是发展新质生产力的核心要素,创新能力的综合提升不仅体现在创新数量增长,还体现在创新质量提升,尤其是关键核心技术突破,即原创性、颠覆性科技创新成果的竞相涌现。此外,产业链供应链是创新的保障,近年来,逆全球化趋势加剧,国内外环境复杂,部分发达国家对我国外循环的断供断链,造成我国产业链供应链“卡脖子”,阻碍新质生产力发展。因此,有必要进一步探讨数字型 OFDI 影响企业新质生产力提升的关键作用机制。

本研究从理论和实证两个层面系统考察数字型 OFDI 对企业新质生产力发展的影响及其作用机制,以期为我国发展新质生产力提供启示。第一,在研究视角上,立足于微观企业,系

统揭示企业数字型 OFDI 对新质生产力的赋能效应,企业开展数字型 OFDI 有助于其获取全球先进数字技术、优化全球优质生产要素配置,进而加快培育和发展新质生产力。本研究拓展了数字经济国际合作对生产力变革关系的研究边界,为在全球数字化竞争中推动新质生产力从微观到宏观的发展提供了新的理论视角和政策指引。第二,在指标测算上,使用基于变系数生产函数模型测度的全要素生产率(total factor productivity,TFP)作为企业新质生产力的代理变量。TFP 是总产出增长中不能由要素投入增加所解释的“剩余”部分^[12],是科学评估企业新质生产力的重要指标。然而,采用 LP、OP 等方法测度 TFP 时假设要素产出弹性固定,无法体现生产函数形式的不断变化和生产要素质量的动态提升,尚不足以准确刻画并反映新质生产力的核心内涵。为此,使用变系数生产函数模型重构了企业 TFP 的测度体系,该方法不仅为客观准确评估新质生产力提供了方法借鉴,也为理解其驱动逻辑和形成机制开辟了新的解析视角,切实回应了高质量发展的现实需要。第三,在机制探讨上,从创新能力提升和供应链管理优化两个角度,精准剖析了数字型 OFDI 通过促进企业创新增量提质与关键核心技术突破,提高供应链效率与韧性,赋能企业新质生产力发展的内在逻辑,为深入理解数字经济对外投资合作与新质生产力的关系提供了理论与经验证据。

一、理论分析与研究假说

2024 年政府工作报告指出要“以科技创新推动产业创新”^[13],并提出要“推动产业链供应链优化升级”^[13]。科技创新是发展新质生产力的核心要素,供应链是实现新质生产力的必然途径。因此,本研究从创新能力提升和供应链管理优化两个角度,深入分析数字型 OFDI 影响企业全要素生产率的作用机制。

1. 创新能力提升

科技创新是推动生产力构成要素及其组合

① 根据《指引》,微观角度,数字经济(领域)对外投资合作主要包括推动数字经济企业“走出去”和鼓励传统企业参与全球产业链数字化进程,本研究将企业层面的数字经济对外投资合作定义为数字型对外直接投资。

跃升、推动产业迈向高端化的核心动力,为新质生产力发展注入强劲动能。当前,以大数据、云计算、物联网、区块链、人工智能为代表的信息技术快速发展,已全面渗透人们的生产生活方式,并深刻变革科学研究范式,成为新科技革命和产业变革的战略先导力量。企业通过数字型 OFDI,能够直接获取全球领先的数字技术和创新知识,且这些技术和知识具有可重编译性和自我参考性^[14-15],在企业内部经过吸收和再创新,进一步提升了企业技术水平和创新能力。例如,企业通过收购拥有先进数字技术的海外公司,可以迅速掌握并应用该技术于自身产品和服务的开发中,从而提升产品的创新性和市场竞争力。

更为重要的是,新质生产力的培育本质上要求对传统创新和生产要素配置范式进行突破性变革。由于技术、人才、数据与资本等新质生产力发展核心要素呈现全球化非均衡分布特征,其发展路径必须区别于传统的依靠要素规模扩张模式,需要构建异质性创新和生产要素的全球协同配置机制^[16]。企业数字型 OFDI 的作用体现在两个层面。第一,从创新资源集聚与核心技术攻关来看,跨国公司是全球创新网络的核心节点,企业通过数字型 OFDI 融入全球创新网络,能够整合全球数字经济相关技术、人才、数据等先进优质创新和生产要素,实现技术和方法的更新迭代,有效破解数字技术、人才梯队及数据资源的空间锁定难题。这不仅有助于促进企业创新增量提质,还能推动稀缺性、异质性资源向关键技术领域集聚,催生企业颠覆性的关键核心技术创新。在数字经济引领世界科技革命和产业变革的背景下,企业通过开展数字经济国际投资合作,如共建数字联合实验室,可以聚焦重点领域技术突破,构建国际数字合作“微生态”,加快关键核心技术攻关,加速新质生产力发展。第二,从创新网络知识溢出和吸收来看,一方面,企业通过数字型 OFDI 的方式设立海外子公司或并购东道国企业,有助于突破数字贸易壁垒等限制措施、快速获取国际市场的数据资源,提高资源整合和配置效率;另一方面,宽带网络、陆海光缆、卫星通信等通信网络基础设施对外投资建设具有显著的正外部性,使得信息传输速度空前迅疾、交流成本大幅

降低,有利于提高创新网络成员间沟通交流、信息传递和协同创新效率,从而强化企业对多样化异质性资源的获取能力,实现全球创新资源特别是数字技术知识的整合与共享,加速企业技术创新过程中对复杂知识的整合与重组^[17-19]。

2. 供应链管理优化

打破产业边界与部门壁垒,实现产业链上下游深度协同与高效联动,是培育新质生产力的内在要求。当前,国际形势错综复杂,优化供应链管理直接关系企业与产业的整体联动。供应链管理优化能够高效整合资源与信息,聚合形成开放融合发展的合力,是构建新型生产关系和培育新质生产力的关键领域^[6]。

一方面,平台型数字企业作为数字经济领域对外直接投资的先行者与引领者^[20],在“出海”过程中通过在投资东道国建设数字平台、数据中心、智能物流与仓储中心,实施 ERP、PLM、MES 等数字化管理模式,实现供应链的可视化和智能化管理。这不仅能促进全球供应链的信息实时共享、业务流程协同、资源优化配置,还能降低供应链整体的库存运输成本和协调成本,提高供应链整体的响应速度和管理效率^[21-23]。

另一方面,在地缘政治风险加剧的背景下,推进供应商多元化配置、强化供应链韧性和安全,已成为企业降低生产经营风险、提高生产效率的关键举措,这对于突破发达国家技术依赖、巩固产业体系安全性、筑牢新质生产力产业根基具有至关重要的战略意义^[24]。无论是数字经济主导型 OFDI(投资方属于数字经济行业)还是数字经济导向型企业 OFDI(投资主体属于数字经济行业),均能促进企业全球供应链韧性提升。从理论层面来看,交易成本理论认为,信息不确定性和契约不完备性可能导致企业在供应链面临“敲竹杠”风险。数字企业通过对外直接投资能够快速搭建全球数字网络,高效获取可靠的信息资源,快速识别、筛选和匹配优质的供应商,建立多元化供应商网络,减少对单一供应商的依赖,有效抵御供应链风险,增强供应链弹性与抗风险能力。从实践层面来看,当海外投资主体本身属于数字经济行业时,该类数字型 OFDI 能够直接整合数字经济产业资源和产业链生态,推动相关产业数字化转型,增强

企业在全球价值链中的话语权与竞争优势,进一步提升供应链安全性与稳定性。

基于上述分析,提出假设:

数字型 OFDI 显著促进企业新质生产力发展(假设 H1);数字型 OFDI 通过创新能力提升机制促进企业新质生产力发展(假设 H2);数字型 OFDI 通过供应链管理优化机制促进企业新质生产力发展(假设 H3)。

二、实证研究设计

1. 变量定义

(1) 企业新质生产力

生产力指人类在生产过程中利用自然、改造自然和生产物质资料的能力,属于马克思主义政治经济学和历史唯物论的最基本范畴,其既是人类历史的物质基础,也是推动历史前进和社会进步的决定力量。Tinbergen 首次提出的“全要素生产率”是总产出增长中不能由要素投入增加所解释的“剩余”部分^[25],反映了经济增长质的变化,被认为是目前为止最能准确、全面地反映生产力水平的指标。习近平总书记提出了全要素生产率大幅提升是新质生产力核心标志的科学论断^[2]。因此,本研究从新质生产力的理论内涵出发,结合现实需求,使用变系数生产函数模型重构了 TFP 的测度体系,基于高科技、高效能、高质量维度精准刻画和量化分析新质生产力。

传统柯布-道格拉斯生产函数为

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + e_{it} \quad (1)$$

式中: i 为企业; t 为年份; y_{it} 、 k_{it} 、 l_{it} 分别为企业 i 在第 t 年的产出、资本投入和劳动投入的自然对数; β_1 、 β_2 分别为资本产出弹性、劳动产出弹性; β_0 为 TFP 的自然对数; e_{it} 为不可观测的纯技术冲击和测量误差。

传统生产函数与增长核算法的一个重要假设是要素产出弹性不变,即式(1)中 β_1 和 β_2 不变。然而,新质生产力要求对生产要素进行重新组合或引入新的生产函数。因此,这种假设与新质生产力的理论现实存在一些矛盾。

要素产出弹性代表生产要素对产出的贡献程度,往往受科技创新、管理水平、生产要素质

量等多种因素影响。其一,科技创新。科技创新不仅能直接推动生产力跃升,还能优化生产要素配置、促进生产方式升级,提高要素利用效率和生产效率。随着科学技术的不断进步,要素产出弹性将发生动态变化、各类要素也将进行优化组合。企业科技创新不仅体现在创新数量的增加,还体现在创新质量的整体提升,尤其是对关键核心技术的突破。关键核心技术作为行业技术制高点,具有不可替代、较难攻克、难以超越的特征^[26],对于强化科技创新引领作用、助力生产力跃迁意义重大。其二,管理水平。管理水平的差异可能导致生产要素配置和组织方式发生变化。企业通过优化组织架构、管理模式和业务流程,能更加灵活地调整生产要素投入结构、促进生产要素间有效协作,实现资源创新性配置,进而提高生产运营效率,这正是企业新质生产力“高效能”的重要体现^[27]。特别地,企业数据资产化将数据转化为新型生产要素,可以发挥其他要素生产效率的倍增放大效应以及要素间资源配置的叠加聚变效应,在企业组织管理变革和新质生产力形成中发挥重要作用。其三,生产要素质量。一方面,新型生产要素如数据资产的嵌入和优化为生产系统注入高质量的数字资源,拓展了企业的要素结构与技术边界。另一方面,传统生产要素的质量提升同样重要,高素质劳动者作为创新活动的核心载体,其能力水平直接影响生产要素的边际产出与配置效率。劳动者受教育程度与技能水平越高,其适应性和创造性越强,能够更好地适应生产环境、高效使用技术设备,推动要素技术组合方式发生根本性变革。

内生增长理论提出,产业内存在明显的“干中学”知识溢出效应^[28],即企业 i 在 t 年的产出不仅取决于自身的资本和劳动投入,还与产业整体资本存量密切相关。基于规模报酬不变假设,微观层面的生产函数可表示为 $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \lambda k_{jt} + (1 - \beta_1) l_{it} + e_{it}$,其中 λ 代表产业知识溢出对企业产出的贡献程度。企业在科技创新、组织管理和要素质量等方面的异质性决定了其吸收外部知识与技术的能力,从而影响了 λ 的实际作用大小, λ 的变化又会反馈至各要素的边际产出弹性,体现新质生产力对要素组

合方式的动态重塑。

本研究参考 Gong 等的做法^[29-30],突破生产函数中固定系数假设,基于高科技、高效能、高质量维度,使用半参数变系数生产函数模型重新构建 TFP 测度体系。该模型能够有效捕捉新质生产力所蕴含的生产要素技术组合方式根本改变,以及生产要素质量持续提升的核心要义,为精准刻画和量化分析新质生产力提供新的视角。变系数生产函数模型为

$$y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}k_{it} + \beta_{2it}l_{it} + \varepsilon_{it} = h_0(\theta_{it}) + h_1(\theta_{it})k_{it} + h_2(\theta_{it})l_{it} + e_{it} \quad (2)$$

其中 $\theta_{it} = (\text{Inno_qty}_{it}; \text{Inno_qy}_{it}; \text{Key_inno}_{it};$

$\text{Mana}_{it}; D_asset_{it}; \text{Labor_struc}_{it})$

式中: $h_0(\theta_{it})$ 、 $h_1(\theta_{it})$ 、 $h_2(\theta_{it})$ 均为 θ_{it} 的非参数函数; Inno_qty_{it} 为创新数量,用企业发明专利申请数量加1取自然对数衡量; Inno_qy_{it} 为创新质量,用企业发明专利的知识宽度衡量^[31]; Key_inno_{it} 为关键核心技术突破,用企业同一申请年份同一技术类别中被引用次数排名前10%的发明专利数量加1后取自然对数衡量; Mana_{it} 为管理效率,用企业管理费用率(管理费用/营业收入)衡量; D_asset_{it} 为数字资产占比,用企业数字化相关资产与无形资产总额的比值衡量; Labor_struc_{it} 为劳动者质量,用企业人力资本结构(本科及以上人数占比)衡量。本研究使用非参数方程估计模型中的变系数 $h_0(\theta_{it})$ 、 $h_1(\theta_{it})$ 、 $h_2(\theta_{it})$ 。该变系数生产函数模型能够更好捕捉生产要素组合方式的动态变化、生产要素质量的优化和企业的异质性特点,有助于基于理论和现实情况,准确反映新质生产力动力变革、效率变革、质量变革的鲜明特征。

在 TFP 增长中,有一部分体现为生产要素的质量提升和技术进步。由于传统柯布-道格拉斯生产函数的系数 β_1 、 β_2 固定,生产要素质量提升的 TFP 只能被包含于索罗余值中。而系数可变时,这种生产要素嵌入型 TFP 会被转移到 $\beta_{1it}k_{it}$ 和 $\beta_{2it}l_{it}$ 中。基于此,在利用传统柯布-道格拉斯生产函数估计出产出弹性 $\hat{\beta}_1$ 和 $\hat{\beta}_2$ 后,可将式(1)扩展为

$$y_{it} = \hat{\beta}_1 k_{it} + \hat{\beta}_2 l_{it} + (\beta_{1it} - \hat{\beta}_1)k_{it} + (\beta_{2it} - \hat{\beta}_2)l_{it} + \beta_{0it} + e_{it} \quad (3)$$

由此,构建新的全要素生产率对数表达式:

$$\ln TFP_new = (\beta_{1it} - \hat{\beta}_1)k_{it} + (\beta_{2it} - \hat{\beta}_2)l_{it} + \beta_{0it} \quad (4)$$

式中: $\ln TFP_new$ 为企业新质生产力($NPro$)的代理变量; $(\beta_{1it} - \hat{\beta}_1)k_{it}$ 为资本要素质量增进型新质生产力; $(\beta_{2it} - \hat{\beta}_2)l_{it}$ 为劳动要素质量增进型新质生产力; β_{0it} 为科技和效能增进型新质生产力,反映未嵌入生产要素的技术进步和效率提升等。

(2) 企业数字型 OFDI

在企业层面,数字对外投资合作体现为数字型 OFDI,因此本研究的核心解释变量为企业数字型 OFDI($DOFDI_{it}$)。 $DOFDI_{it}$ 赋值为1时,表示样本企业*i*在*t*年及之后开展了数字型 OFDI; $DOFDI_{it}$ 赋值为0时,表示样本企业未开展数字型 OFDI。企业数字型 OFDI 的具体识别方法为:首先,以国家统计局公布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》(以下简称《数字经济分类》)作为数字经济产业的划分依据。该分类方法既参考了经济合作与发展组织(OECD)和美国经济分析局(BEA)的数字经济发展实际,还结合了国内外数字经济发展实际需求,是目前较为全面、科学和具有前瞻性的分类标准。其次,针对《数字经济分类》、BvD-Zephyr 数据库和 fDi Markets 数据库三者所使用的行业分类标准不一致的问题,本研究将《数字经济分类》分别与后两者中的数字经济行业进行一一对照和匹配。BvD-Zephyr 数据库提供了并购方和被并购方的主要行业类型,fDi Markets 数据库则提供了企业绿地投资标的的行业类型。最后,依据《指引》,本研究将以下两类对外直接投资界定为数字型 OFDI:一是跨国并购的并购方、绿地投资的投资方所属行业为数字经济行业的 OFDI;二是跨国并购的被并购方、绿地投资的投资标的所属行业为数字经济行业的 OFDI。

(3) 控制变量

为了准确识别数字型 OFDI 对企业新质生产力的影响,避免遗漏变量带来的估计偏误,参考史丹等的做法^[11,32],进一步引入其他控制变量,变量具体名称、符号、定义如表1所示。

表 1 其他控制变量名称、符号及说明		
变量名称	变量符号	变量说明
企业规模	<i>lnScale</i>	企业期末员工人数的自然对数
企业年龄	<i>lnAge</i>	企业成立时间的自然对数
总资产净利润率	<i>Roa</i>	息税前利润/平均资产总额
营业收入增长率	<i>Growth</i>	(本期营业收入-上期营业收入)/本期营业收入
资产负债率	<i>LEV</i>	总资产/总负债
流动比率	<i>LIQ</i>	流动资产/流动负债
股权集中度	<i>Concen</i>	企业第一大股东持股比例
所有权性质	<i>SOE</i>	国有企业取值为 1,非国有企业取值为 0

2. 模型构建

使用多时点双重差分模型评估数字型 OFDI 对企业新质生产力的影响效应,尽可能减少内生性偏差。构建的计量模型为

$$NPro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DOFDI_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \varphi_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

式中: $NPro_{it}$ 为企业新质生产力; $Controls_{it}$ 为一系列控制变量的集合; φ_i 为个体固定效应; λ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

3. 样本和数据来源

本研究以 2009—2022 年中国 A 股上市公司为初始研究样本,原始数据来源有:企业数字型对外直接投资数据整合自 BvD-Zephyr 数据库的跨国并购数据和 fDi Markets 数据库的绿地投资数据;企业财务数据来源于 CSMAR 和 Wind 数据库;企业专利数据来源于国家知识产权局和 CNRDS 数据库。为保证研究质量,对初始样本进行如下处理:剔除非正常上市状态与财务状况异常的样本;剔除金融行业的样本;剔除数据严重缺失的样本;对样本主要连续变量进行上下 1%缩尾处理。

三、实证结果分析

1. 基准回归结果

表 2 为数字型 OFDI 对企业新质生产力影响的基准回归估计结果。其中,第(1)列为加入核心解释变量、控制企业和时间固定效应的估计结果, $DOFDI$ 系数为 0.194 5,并在 1%水平下显著。第(2)列为加入核心解释变量和其他控制变量的估计结果, $DOFDI$ 系数为 0.196 1,在 1%水平下显著。第(3)列为加入核心解释变量、其他控制变量,并控制企业和时

间固定效应的估计结果, $DOFDI$ 系数为 0.165 5,仍在 1%水平下显著。这说明,相较于未开展数字型 OFDI 的企业,数字型 OFDI 对企业新质生产力的提升具有显著正向影响,假设 H1 得以验证。

表 2 基准回归估计结果

变量	(1) <i>NPro</i>	(2) <i>NPro</i>	(3) <i>NPro</i>
<i>DOFDI</i>	0.194 5*** (0.041 7)	0.196 1*** (0.035 5)	0.165 5*** (0.040 2)
<i>lnScale</i>		0.395 2*** (0.026 4)	0.263 6*** (0.079 9)
<i>lnAge</i>		0.175 1*** (0.010 9)	0.119 9*** (0.013 9)
<i>Roa</i>		2.259 7*** (0.120 6)	1.496 9*** (0.084 0)
<i>Growth</i>		0.073 6*** (0.011 9)	0.115 3*** (0.008 9)
<i>LEV</i>		1.232 4*** (0.074 0)	0.443 6*** (0.061 2)
<i>LIQ</i>		0.014 6*** (0.004 7)	-0.003 4 (0.003 4)
<i>Concen</i>		0.005 7*** (0.000 7)	0.001 5* (0.000 8)
<i>SOE</i>		0.054 8** (0.022 7)	-0.015 6 (0.029 9)
<i>Constant</i>	6.723 4*** (0.003 5)	3.321 3*** (0.105 8)	4.722 0*** (0.245 1)
企业固定效应	是	否	是
年份固定效应	是	否	是
观测值	28 345	27 914	27 838
R^2	0.785 8	0.336 7	0.813 6

注:括号内为聚类到企业层面的标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。下同。

2. 内生性问题处理

考虑到数字型 OFDI 并非完全随机,具备较高生产效率或技术优势的企业可能更倾向于开展数字型 OFDI,因此,企业是否开展数字型 OFDI 可能存在自选择偏误。为解决这一内生性问题,采用 PSM-DID 模型,通过匹配与处理组企业特征相似、未开展数字型 OFDI 的企业进行修正。在具体操作中,采用截面 PSM 和逐年 PSM 两种方法处理。首先,选取企业规模、企业年龄、总资产净利润率、营业收入增长率、资产负债率、流动比率、股权集中度和所有权性质设定作为匹配变量;其次,采用面板数据转化法和逐期匹配法分别对样

本进行匹配,并对两套匹配数据进行平衡性检验;最后,对匹配后的样本数据分别再次进行回归。估计结果如表 3 所示,两种方法下的 *DOFDI* 系数仍均显著为正,表明本研究的研究结论稳健。

表 3 PSM-DID 检验结果

变量	(1) <i>NPro</i>	(2) <i>NPro</i>
<i>DOFDI</i>	0.165 2*** (0.040 1)	0.164 0*** (0.040 3)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	27 834	27 723
<i>R</i> ²	0.813 7	0.814 1

3. 稳健性检验

(1) 平行趋势检验和动态效应分析

采用 DID 方法的前提是在开展数字型 OFDI 前,处理组和对照组企业的新质生产力具有相同的变化趋势。因此,参考 Clarke 等的做法^[33],采用事件研究法将开展数字型 OFDI 的相对时期作两端缩尾处理并将相对首期作为基期,构建如下模型进行平行趋势检验:

$$NPro_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-7}^8 \alpha_k DOFDI_{it+k} + \theta Controls_{it} + \varphi_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

(6)

图 1 的估计结果显示,开展数字型 OFDI 前的相对时间虚拟变量的系数在 0 值附近波动,且均未表现出显著性,平行趋势假设成立。而在企业开展数字型 OFDI 后,所有系数均大于 0,且存在明显的上升趋势,表明数字型 OFDI 对于 *NPro* 的影响具有较强的持续性。

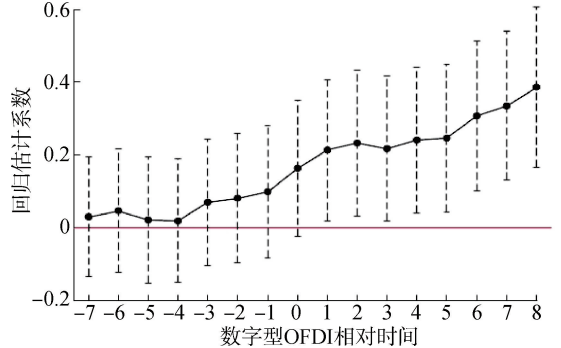


图 1 平行趋势检验

(2) 安慰剂检验

为排除其他随机性因素和遗漏变量对回归结果的干扰,本研究进行安慰剂检验:随机选取开展数字型 OFDI 的企业,并随机产生投资时间,构建企业-年份层面随机实验,并将该过程重复 1 000 次,绘制 *DOFDI* 的估计系数核密度及 *P* 值分布图。图 2 结果显示,虚假实验中生成的 *DOFDI* 的估计系数集中分布于 0 附近,且 *P* 值大多高于 0.1,基准估计系数(=0.165 5)几乎远离虚假实验估计系数的主要分布区间,这在一定程度上表明其他不可观测因素对本研究估计结果不存在显著影响,基本结论仍成立。

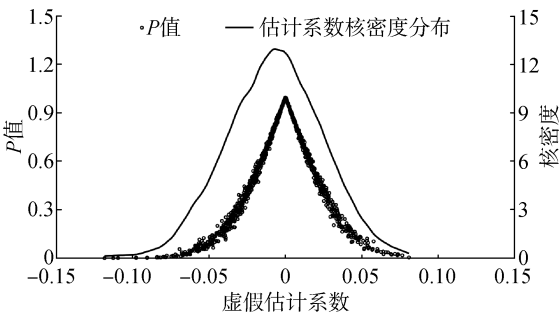


图 2 安慰剂检验

(3) 异质性处理效应检验

传统基于双向固定效应的多时点双重差分模型的估计系数本质为组别-时间处理效应的加权平均^[34-35]。然而,由于不同年份的 *DOFDI* 估计系数对处理组的影响可能不同,即在组别和时间维度上的处理效应存在异质性,即使满足平行趋势假设,*DOFDI* 的估计系数也存在偏误。为此,采用组别-时间估计量^[36](图 3)和堆叠估计量^[37](图 4)进行异质性-稳健估计,无论是使用“组别-时间估计量”还是“堆叠估计量”,估计的处理效应均显著为正且满足平行趋势假设,表明本研究基准回归结果较为稳健。

(4) 被解释变量前置一期

由于企业数字型 OFDI 对新质生产力的提升效应可能存在时滞,将被解释变量前置一期以控制数字型 OFDI 对企业新质生产力的滞后影响和逆向因果导致的内生性。结果如表 4(1)列所示,*DOFDI* 系数的显著性和符号均与基准回归中无实质性差异。

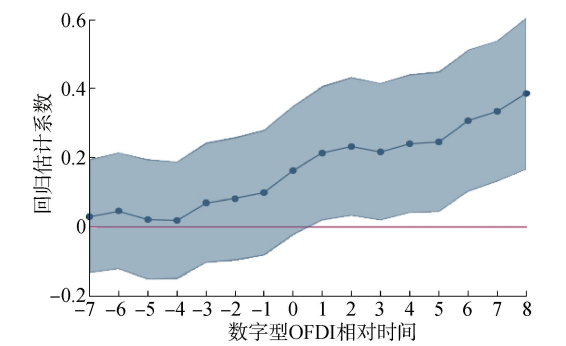


图3 基于组别-时间估计量的异质性稳健 DID

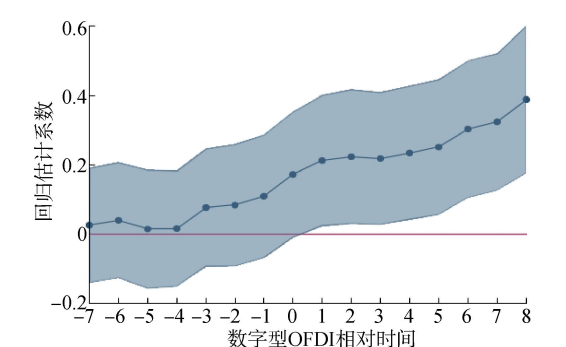


图4 基于堆叠估计量的异质性稳健 DID

(5) 替换被解释变量的测度

为进一步确保研究结论的准确性,使用以下方法对被解释变量进行重新测度:使用传统的 LP 法重新测度了企业全要素生产率作为替代变量($\ln TFP_LP$);基于生产力“三要素论”,分别采用张秀娥等的不同做法^[32,38],从劳动者、劳动资料和劳动对象 3 个维度构建企业新质生产力的综合评价体系;使用熵权法测算得到替代变量 $NPro_r_1$ 、 $NPro_r_2$,重新对模型(5)进行回归,结果如表 4 列(2)(3)(4)所示, $DOFDI$ 的系数均与基准回归结果无实质差异,说明本研究主要结论保持不变。

(6) 控制联合固定效应

进一步控制行业-年份、省份-年份固定效应,以排除随时间变化的行业层面、随时间变化的地区层面不可观测因素的影响。回归结果如表 4 列(5)(6)所示, $DOFDI$ 的系数均显著为正,与基准回归结果一致。

4. 异质性分析

(1) 企业投资动机异质性

前文提及,本研究的数字型 OFDI 包含两种类型,这两类数字型 OFDI 本质上体现了数字经济与传统产业深度融合的发展趋势,有利于企业更好嵌入全球创新网络与供应网络,对培育与发展新质生产力具有重要的推动作用。为检验两类不同动机的数字型 OFDI 对企业新质生产力可能存在的异质性影响,将实验组分为数字经济主导型 OFDI 和数字经济导向型 OFDI 两类,重新估计模型(5)。表 5 的估计结果显示,无论是数字经济主导型 OFDI 组还是数字经济导向型 OFDI 组, $DOFDI$ 的估计系数均显著为正,这表明两种类型的数字型 OFDI 均对企业的新质生产力具有积极作用,从而进一步验证了本研究的核心观点。

(2) 企业自身数字化转型程度异质性

数字化转型程度高的企业容易从数字型对外直接投资中受益,原因主要体现在两方面:一是数字化转型程度高的企业通常具备更强的数据分析和应用能力,能够更有效地利用大数据和人工智能等技术中从更复杂的全球创新网络和供应网络中获益;二是数字化转型往往伴随着企业管理模式和经营理念的扁平化、网络化、柔性化变革,数字化转型程度更高的企业能够更迅速地适应外部环境变化和技术更新,从而

表 4 稳健性检验

变量	(1) $F.NPro$	(2) $\ln TFP_LP$	(3) $NPro_r_1$	(4) $NPro_r_2$	(5) $NPro$	(6) $NPro$
$DOFDI$	0.132 0*** (0.041 6)	0.220 4*** (0.050 3)	0.012 4*** (0.004 7)	0.011 8*** (0.003 5)	0.100 4** (0.040 5)	0.164 0*** (0.040 3)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	否	否	否	否	是	否
省份-年份固定效应	否	否	否	否	否	是
观测值	25 448	27 838	21 861	24 527	27 757	27 838
R^2	0.817 6	0.921 6	0.707 8	0.680 8	0.831 2	0.818 5

表 5 异质性分析

变量	(1) <i>NPro</i> (数字经济主 导型 OFDI)	(2) <i>NPro</i> (数字经济导 向型 OFDI)	(3) <i>NPro</i> (低数字化 转型程度)	(4) <i>NPro</i> (高数字化 转型程度)	(5) <i>NPro</i> (非高技术行业)	(6) <i>NPro</i> (高技术行业)
<i>DOFDI</i>	0.160 7 *** (0.047 5)	0.171 1 *** (0.041 9)	0.019 1 (0.109 7)	0.188 7 *** (0.047 7)	0.078 0 (0.059 4)	0.077 3 ** (0.034 3)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	26 958	27 593	10 990	16 273	15 596	9 742
<i>R</i> ²	0.812 5	0.813 5	0.828 5	0.856 8	0.842 0	0.850 7

提升运营管理效能。因此,数字型 OFDI 更能促进数字化程度更高的企业新质生产力提升。为检验数字型 OFDI 对不同数字化转型程度企业新质生产力的异质性影响,本研究参考吴非等^[39]的方法,采用文本分析法衡量企业自身数字化转型程度,并按数字化转型水平的中位数将研究样本分为低数字化转型程度组与高数字化转型程度组企业,重新估计模型(5)。表 5 的估计结果显示,高数字化转型程度组 *DOFDI* 的系数显著为正而低数字化转型程度组不显著,这表明企业加速数字化转型更能充分发挥数字型 OFDI 对企业新质生产力的提升效应。

(3)行业特征异质性

高技术行业的企业容易从数字型对外直接投资中受益,原因主要体现在两方面:一是高技术行业本身具有高技术密集度和创新驱动的特性,企业在这些行业中进行 OFDI 更需要获取异质性和多样性的知识,也更容易获取、吸收和整合先进技术和创新成果,从而突破技术瓶颈、快速提升其技术水平和生产效率;二是在高技术行业中,政府往往给予更大力度的政策支持,鼓励数字经济企业加快布局海外研发中心、产品设计中心,汇聚全球创新要素,实现资源共享和协同创新。因此,数字型 OFDI 更能促进高技术行业的企业新质生产力提升。为检验数字型 OFDI 对不同技术特征企业新质生产力的异质性影响,根据《高技术产业(制造业)分类(2017)》,将研究样本分为非高技术行业组与高技术行业组企业,重新估计模型(5)。表 5 的估计结果显示,高技术行业组 *DOFDI* 的系数显著为正而非高技术行业组不显著,因此,在推进数字型 OFDI 进程中,针对不同行业应实施差异化策略。

四、作用机制检验与进一步分析

1. 作用机制检验

(1)创新能力提升机制检验

理论分析认为,通过数字型 OFDI,企业能够快速获取全球领先的数字技术和创新知识,并深度融入全球创新网络,不仅有助于实现多样化的资源共享、知识交互和能力组合,还能有效引导稀缺性、异质性资源向关键技术领域集聚,从而促进企业创新的增量提质和关键核心技术突破,显著提升企业的新质生产力。因此,分别从创新数量(*Inno_qty*)、创新质量(*Inno_qly*)和关键核心技术突破(*Key_inno*)^①三方面,系统检验企业数字型 OFDI 的创新能力提升机制。

表 6 为数字型 OFDI 的创新能力提升机制的回归估计结果。*Inno_qty*、*Inno_qly*、*Key_inno* 作为被解释变量的估计结果时,*DOFDI* 的估计系数分别为 0.224 8、0.037 3、0.016 7,均显著为正,说明企业通过数字型 OFDI,能够有效促进异质性技术和资源的汇集、共享与整合,优化创新要素配置,进而推动企业创新增量提质和关键核心技术突破,增强企业的综合创新能力,对发展新质生产力起到了重要作用,假设 H2 得以验证。

表 6 创新能力提升机制的检验结果

变量	(1) <i>Inno_qty</i>	(2) <i>Inno_qly</i>	(3) <i>Key_inno</i>
<i>DOFDI</i>	0.224 8 *** (0.038 3)	0.037 3 *** (0.010 4)	0.016 7 ** (0.008 3)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	27 596	27 596	27 596
<i>R</i> ²	0.795 9	0.341 7	0.531 5

① 具体测度方法见“变量定义”部分。

(2)供应链管理优化机制检验

理论分析认为,企业通过数字型 OFDI,不仅可以构建数字平台,实现供应链的可视化和智能化管理,显著提升供应链管理效率,还能搭建更广泛的供应链网络、整合供应链资源、增强供应链韧性,进而促进新质生产力发展。因此,本研究从供应链管理效率和供应链韧性两方面来检验企业数字型 OFDI 的供应链管理优化机制。一方面,基于货物流和资金流角度,分别使用企业存货周转率 (*Inven*) 和管理费用率 (*Mana_exp*) 来度量供应链管理效率;另一方面,使用企业供应商集中度 (*Sup_concen*) 来度量供应链韧性,供应商集中度越低,说明该企业的供应商配置越多元化,其供应链韧性越强。

表 7 为数字型 OFDI 的供应链管理优化机制的回归估计结果,列(1)(2)分别以 *Inven*、*Mana_exp* 作为被解释变量的估计结果,*DOFDI* 的估计系数分别为 4.554 8、-0.009 1,分别在 1% 的水平下显著为正、为负,说明企业通过数字型 OFDI,提高了供应链存货周转速度、降低了协调管理成本,从而提高了供应链管理效率。当以 *Sup_concen* 为被解释变量时,*DOFDI* 的估计系数为-1.672 8,在 5% 的水平下显著为负,这说明数字型 OFDI 通过促进供应商多元化配置提高了企业供应链韧性和安全性。上述结果表明,数字型 OFDI 的确能促进企业供应链管理效率和韧性提升,对企业新质生产力发展产生积极影响,假设 H3 得以验证。

表 7 供应链管理优化机制的检验结果

变量	(1) <i>Inven</i>	(2) <i>Mana_exp</i>	(3) <i>Sup_concen</i>
<i>DOFDI</i>	4.554 8*** (1.557 0)	-0.009 1*** (0.002 1)	-1.672 8** (0.782 9)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	27 596	27 596	23 715
<i>R</i> ²	0.620 6	0.687 8	0.597 1

2. 进一步分析

(1)数字型 OFDI 影响企业新质生产力路径分析

进一步将企业新质生产力分解为科技和效能增进型新质生产力、资本要素质量增进型新质

生产力、劳动要素质量增进型新质生产力,以检验数字型 OFDI 影响企业新质生产力的路径。表 8 的估计结果表明,当被解释变量为科技和效能增进型新质生产力时,*DOFDI* 的系数在 1% 的水平下显著为正,而当被解释变量为资本要素质量增进型新质生产力和劳动要素质量增进型新质生产力时,*DOFDI* 的系数均不显著,这说明现阶段数字型 OFDI 对企业新质生产力的积极效应,主要通过促进科技创新和管理创新实现,而并非直接带来生产过程中资本和劳动要素的质量改进,因此,企业在开展数字型 OFDI 过程中,需同步推进相关配套政策体系,加快高效能数智化生产设备的投入与应用,重点强化员工数字化技能培训,以促进资本、劳动要素的协同优化升级,充分发挥数字型 OFDI 的潜在效应,全面培育企业新质生产力,增强企业长期竞争力。

表 8 数字型 OFDI 影响企业新质生产力
 路径的估计结果

变量	(1) 科技和效能 增进型新质 生产力	(2) 资本要素质 量增进型新 质生产力	(3) 劳动要素质 量增进型新 质生产力
<i>DOFDI</i>	0.339 7*** (0.103 8)	-0.015 8 (0.084 7)	-0.139 7 (0.094 6)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	27 593	27 593	27 593
<i>R</i> ²	0.625 6	0.509 5	0.466 7

(2)数字型 OFDI 广度和深度对企业新质生产力的影响

进一步探讨数字型 OFDI 的广度和深度对企业新质生产力的影响。在广度方面,理论上市场多元化能够帮助企业有效结合不同区位优势、充分利用各国优质资源,进而汇聚和整合多元化、异质性和独特性的知识与资源,从而促进企业创新发展。但较为分散的投资布局及各国经济、政治、文化差异可能会增加传统跨国企业在资源评估、整合和转移方面的难度与成本^[40-41]。相比之下,数字型 OFDI 能够帮助企业在不同国家建立数字平台,将分散的生产和经营活动通过统一的、结构化的数字模式进行管理和协调,有助于削弱地理距离及经济文化情境差异对异质性知识管理的负面影响,缩小

投资广度增加带来的成本,从而对企业提高创新能力和管理效率产生积极影响。在深度方面,数字型 OFDI 深度的增加意味着企业能够掌握更多的消费者、供应商、竞争对手以及市场特征等信息,并能同时利用数字技术有效建立、维持和深化与当地网络的关系,有助于企业缓解外来者劣势,以更好掌握当地知识、更充分整合异质性资源,并提高企业在东道国生产经营特别是在数据采集、处理、应用与交易上的合法性与合规性^[42],进而促进企业新质生产力增长。

在变量的测度上,使用企业数字型 OFDI 目的地个数的存量加 1 取自然对数表示其数字型 OFDI 广度(*DOFDI_width*),使用企业对每个目的地数字型 OFDI 平均投资金额存量加 1 取自然对数表示其数字型 OFDI 深度(*DOFDI_depth*),估计结果如表 9 所示。表 9 列(1)(2)中,数字型 OFDI 广度和数字型 OFDI 深度的估计系数均在 1%的水平下显著为正,说明无论是数字型 OFDI 本身,还是其投资广度或深度的持续增加,都能显著促进企业新质生产力的发展。

表 9 数字型 OFDI 广度和深度对企业新质生产力影响的估计结果

变量	(1) <i>NPro</i>	(2) <i>NPro</i>
<i>DOFDI_width</i>	0.171 7*** (0.031 0)	
<i>DOFDI_depth</i>		0.010 1*** (0.002 5)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	27 593	27 593
<i>R</i> ²	0.813 8	0.813 5

五、结论与建议

发展新质生产力是我国在新发展阶段打造经济发展新引擎、增强发展新动能、构筑国家新优势的关键着力点。在当前数字技术和数字经济迅猛发展的背景下,如何通过数字经济对外投资合作赋能新质生产力发展成为我国实现高质量发展的重要议题。全要素生产率的大幅提升是新质生产力的核心标志,本研究立足于新质生产力的理论内涵和现实要求,使用变系数生产函数模型重构了 TFP 的测度体系,基于

2009—2022 年我国沪深 A 股上市企业数据,从微观层面考察了数字经济对外投资合作对新质生产力的影响及其作用机制。研究发现:

第一,数字型 OFDI 能显著促进企业新质生产力发展,该结论在内生性处理和平行趋势检验、安慰剂检验、异质性处理效应检验等稳健性检验后依旧成立,这表明数字经济对外投资合作是我国加快培育新质生产力的重要推动力量。

第二,数字型 OFDI 对企业出口能力提升的促进作用在不同投资动机下的数字型 OFDI 中无明显差异,在数字化转型程度更高的企业和属于高技术行业的企业中更加明显。

第三,数字型 OFDI 通过创新能力提升机制和供应链管理优化机制助力企业新质生产力发展,其中创新能力提升机制体现为数字型 OFDI 能促进企业创新数量增加、创新质量升级和关键核心技术突破,供应链管理优化机制体现为数字型 OFDI 有助于企业供应链管理效率提高和供应链韧性增强,进而对企业新质生产力发展产生积极影响。

第四,现阶段数字型 OFDI 主要由科技和效能增进型新质生产力路径提升其新质生产力,而在要素质量增进型新质生产力路径上的作用相对较弱。此外,数字型 OFDI 深度和广度的提升均能显著促进其新质生产力发展,说明发展新质生产力仍需持续拓展数字经济国际合作层次与范围。

基于上述结论,提出以下政策建议:

第一,加快推动企业数字经济对外投资合作,构建与新质生产力相匹配的全球资源配置体系。具体而言,其一,鼓励企业依托数字经济国际合作平台,全面推动动力变革、效率变革和质量变革。对于数字企业,应鼓励其把握海外数字基础设施建设机遇,积极投资布局陆海光缆、大数据中心等,提升其全球连接力与数字控制力;对于传统企业,应支持其结合自身基础,通过跨国并购等方式高效获取和整合全球先进的数字技术、数据要素与高端人才,将数字技术嵌入研发、运营和生产环节,推动实体经济与数字经济的深度融合。其二,针对数字型 OFDI 当前主要促进科技与效能增进型新质生产力提升、而对要素质量增进型新质生产力的带动相对较弱的现实,应进一步引导企业将数字投资

拓展至智能制造等高端领域,推动设备升级和组织优化,加强数字人才跨国协作与自主培训体系建设,增强其对劳动要素素质的长期赋能。其三,应着力破除制度障碍,进一步释放数字经济国际合作的潜力与空间。一方面,要深化与主要经济体在数字规则、标准互认与平台对接等方面的协调,提升制度兼容性与政策协同性;另一方面,应完善数字经济对外投资管理体系,优化备案程序,营造透明、可预期的国际合作制度环境,切实增强数字型 OFDI 的动力。

第二,鼓励企业积极融入数字经济全球产业链,促进创新链和产业链供应链的协同与联动发展。在创新链方面,应支持企业设立海外研发中心、产品设计中心与技术联盟,与境外科技企业在大数据、人工智能、区块链等数字技术领域开展合作,构建互联互通的全球创新网络,集聚、吸收、整合与共享全球创新资源,提升企业原始创新能力与关键技术突破能力。在产业链供应链方面,针对当前全球产业链供应链区域化、短链化趋势,应引导企业通过数字经济合作强化对全球供应链的控制力与响应力。不仅要发挥平台型数字企业在对外投资中的引领作用,还要鼓励其他企业参与进来,积极搭建产业数字化平台体系,以数字经济新业态、新模式打通上下游的业务流、资金流与数据流,促进产业链供应链数智化、可视化和协同化,提高全球供应链的协同能力和运转效率,构建更高韧性、更强适应力、更安全的数字化供应链体系。

第三,推动数字经济对外投资应因企制宜、因业制宜、精准施策。一方面,相较于低数字化转型程度企业,数字型 OFDI 更能促进高数字化转型程度企业新质生产力发展,因此,在企业开展数字型 OFDI 的过程中,应大力支持其加快数字化转型,以提升数字连接能力与系统整合能力,从而更加充分和高效地融入全球创新网络和供应网络。另一方面,相较于非高技术行业企业,数字型 OFDI 更能促进高技术行业企业新质生产力发展。因此,政府要积极引导科技企业向海外投资,建设数字经济领域国际化领军企业,聚焦核心科技和创新链短板,大力培育新质生产力;政府还应给予适当的政策倾斜,鼓励非高科技企业“走出去”,引导其在绿

色低碳、节能环保、智能物流等新兴业务场景中探索数字型 OFDI 路径,推动我国数字经济对外投资高水平、全方位、多领域发展。

参考文献:

[1] 习近平. 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[J]. 求是,2024(11):4-8.

[2] 加快发展新质生产力 扎实推进高质量发展[N]. 人民日报,2024-02-02(1).

[3] 周文,许凌云. 再论新质生产力:认识误区、形成条件与实现路径[J]. 改革,2024(3):26-37.

[4] 肖峰,赫军营. 新质生产力:智能时代生产力发展的新高度[J]. 南昌大学学报(人文社会科学版),2023,54(6):37-44.

[5] 焦方义,杜瑄. 数据要素加快新质生产力发展的政治经济学分析[J]. 现代经济探讨,2024(8):1-13.

[6] 黄群慧,盛方富. 新质生产力系统:要素特质、结构承载与功能取向[J]. 改革,2024(2):15-24.

[7] 钞小静,王灿,王宸威. 数字革命周期下新质生产力培育的机制和路径[J]. 浙江工商大学学报,2024(4):87-97.

[8] 鞠晓生. 推进产业智能化绿色化融合化 大力推动现代化产业体系建设[J]. 红旗文稿,2023(17):34-36.

[9] 任保平. 生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J]. 经济研究,2024,59(3):12-19.

[10] 李建军,吴周易. 机器人使用的税收红利:基于新质生产力视角[J]. 管理世界,2024,40(6):1-15.

[11] 洪名勇,张西凤. 数据赋能新质生产力的作用机理与实现路径研究[J]. 经济问题,2024(10):32-40.

[12] SOLOW R M. Technical change and the aggregate production function[J]. The Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3):312-320.

[13] 李强. 政府工作报告——2025年3月5日在第十四届全国人民代表大会第三次会议上[EB/OL]. (2024-03-12)[2024-08-08]. https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202403/content_6939153.htm.

[14] YOO Y, HENFRIDSSON O, LYYTINEN K. Research commentary—the new organizing logic of digital innovation: an agenda for information systems research [J]. Information Systems Research, 2010, 21(4):724-735.

[15] ABRRELL T, PIHLAJAMAA M, KANTO L, et al. The role of users and customers in digital innovation: insights from B2B manufacturing firms[J]. Information

- & Management, 2016, 53(3): 324-335.
- [16] ZOBEL A K, HAGEDOORN J. Implications of open innovation for organizational boundaries and the governance of contractual relations[J]. *Academy of Management Perspectives*, 2020, 34(3): 400-423.
- [17] 杨震宁,侯一凡,李德辉,等. 中国企业“双循环”中开放式创新网络的平衡效应——基于数字赋能与组织柔性的考察[J]. *管理世界*, 2021, 37(11): 184-205.
- [18] 洪银兴,任保平. 数字经济与实体经济深度融合的内涵和途径[J]. *中国工业经济*, 2023(2): 5-16.
- [19] 李瑞琴,赵心然. 人工智能对企业出口产品多元化的影响——基于中国上市公司的实证研究[J]. *贵州大学学报社会科学版*, 2024, 42(6): 56-71.
- [20] 李潇,韩剑. 数字型跨国公司国际直接投资的区位选择:理论变革、新型特点与中国因应[J]. *经济学家*, 2023(10): 65-75.
- [21] 巫强,姚雨秀. 企业数字化转型与供应链配置:集中化还是多元化[J]. *中国工业经济*, 2023(8): 99-117.
- [22] TOORAJIPOUR R, SOHRABPOUR V, NAZARPOUR A, et al. Artificial intelligence in supply chain management: a systematic literature review[J]. *Journal of Business Research*, 2021, 122: 502-517.
- [23] QUEIROZ M M, PEREIRA S C F, TELLES R, et al. Industry 4.0 and digital supply chain capabilities: a framework for understanding digitalisation challenges and opportunities [J]. *Benchmarking: An International Journal*, 2021, 28(5): 1761-1782.
- [24] 陶锋,王欣然,徐扬,等. 数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J]. *中国工业经济*, 2023(5): 118-136.
- [25] TINBERGEN J. Zur theorie der langfristigen wirtschaftsentwicklung [J]. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1942: 511-549.
- [26] 胡旭博,原长弘. 关键核心技术:概念、特征与突破因素[J]. *科学学研究*, 2022, 40(1): 4-11.
- [27] BLOOM N, SADUN R, VAN REENEN J. Management as a technology? [M]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2016.
- [28] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [29] GONG B. Agricultural reforms and production in China: changes in provincial production function and productivity in 1978—2015 [J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 132: 18-31.
- [30] 刘晓光,龚斌磊. 面向高质量发展的新增长分析框架、TFP 测度与驱动因素[J]. *经济学(季刊)*, 2022, 22(2): 613-632.
- [31] 张杰,郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么? [J]. *经济研究*, 2018, 53(5): 28-41.
- [32] 张秀娥,王卫,于泳波. 数字化转型对企业新质生产力的影响研究[J]. *科学学研究*, 2025, 43(5): 943-954.
- [33] CLARKE D, TAPIA-SCHYTHE K. Implementing the panel event study[J]. *The Stata Journal*, 2021, 21(4): 853-884.
- [34] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [35] BAKER A C, LARCKER D F, WANG C C Y. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(2): 370-395.
- [36] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [37] CENGIZ D, DUBE A, LINDNER A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(3): 1405-1454.
- [38] 李心茹,田增瑞,常培塋. 新质生产力、资源利用与企业组织韧性[J]. *西部论坛*, 2024, 34(4): 35-49.
- [39] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等. 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[J]. *管理世界*, 2021, 37(7): 130-144.
- [40] GUPTA A K, GOVINDARAJAN V. Knowledge flows within multinational corporations[J]. *Strategic Management Journal*, 2000, 21(4): 473-496.
- [41] 黄远浙,钟昌标,叶劲松,等. 跨国投资与创新绩效——基于对外投资广度和深度视角的分析[J]. *经济研究*, 2021, 56(1): 138-154.
- [42] HURTADO-TORRES N E, ARAGÓN-CORREA J A, ORTIZ-DE-MANDOJANA N. How does R&D internationalization in multinational firms affect their innovative performance? the moderating role of international collaboration in the energy industry [J]. *International Business Review*, 2018, 27(3): 514-527.

(责任编辑:余迪)

The Foreign Investment and Cooperation of the Digital Economy and the Development of New Quality Productive Forces: Evidence from Firm-level Data in China /FENG Fan, LI Fangfang
(Business School, Nanjing University)

Abstract: With the in-depth advancement of a new round of technological revolution and industrial transformation, the digital economy has become a new driver for global economic growth. Enabling the development of new quality productive forces through foreign investment and cooperation in the digital economy is an important issue for China to achieve high-quality development. Based on the theoretical connotation and practical requirements of new quality productive forces, this paper reconstructs the measurement system of firms’ total factor productivity (TFP) using a varying coefficient production function model to evaluate their new quality productive forces scientifically. On this basis, this paper uses panel data from China’s A-share listed companies from 2009 to 2022 and employs a multi-period difference-in-differences (DID) model to empirically investigate the impact of digital-type outward foreign direct investment (OFDI) on firms’ new quality productive forces. This paper finds that firms’ digital-type OFDI significantly promotes the development of their new quality productive forces, and this conclusion still holds after dealing with endogeneity problems and conducting robustness tests. Moreover, this effect has no obvious difference in digital-type OFDI under different investment motivations, and is more significant in firms with high digital transformation and those in high-tech industries. Mechanism tests show that firms’ digital-type OFDI enables the development of new quality productive forces by improving innovation capability and optimizing supply chain management. Specifically, innovation capability improvement is reflected in the increase of innovation quantity, enhancement of innovation quality, and breakthroughs in key core technologies; and supply chain management optimization is manifested in improved efficiency and increased resilience of supply chains. Further analysis indicates that digital-type OFDI develops firms’ new quality productive forces mainly through technology and efficiency improvement paths. Additionally, the increase in the depth and breadth of digital-type OFDI significantly promotes the development of firms’ new quality productive forces.

Key words: new quality productive forces; digital-type OFDI; variable coefficient production function model; innovation capability; supply chain management