

企业对外直接投资对新质生产力的影响研究

刘 宏,吴若楠,何 旺

(首都经济贸易大学 经济学院,北京 100070)

摘要:基于全球创新网络与创新增量提质的视角,使用2009—2022年中国A股上市企业数据,系统考察企业OFDI对新质生产力的影响、内在机制及多维异质性。研究发现:企业OFDI显著提升新质生产力,主要表现为促进新质劳动者与新质劳动对象发展,但对新质劳动资料的促进作用尚不显著;异质性分析表明,非国有企业、高技术行业企业及研发型OFDI的新质生产力促进效应更为突出;机制分析表明,提升全球创新网络嵌入广度和深度、促进创新增量提质,是企业OFDI促进新质生产力发展的重要渠道;进一步分析表明,绿地投资对新质生产力的促进效果优于跨国并购;拓宽投资广度对新质生产力的促进效果优于提升投资深度。

关键词:对外直接投资;新质生产力;全球创新网络;创新数量;创新质量

DOI:10.13956/j.ss.1001-8409.2025.12.11

中图分类号:F832.51;F125

文献标识码:A

文章编号:1001-8409(2025)12-0085-08

Impact of Enterprises' Outward Foreign Direct Investment on New Quality Productive Forces

LIU Hong, WU Ruo-nan, HE Wang

(School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070)

Abstract:From the perspective of the global innovation network and quantity and quality of innovation, this paper examines how enterprises' outward foreign direct investment (OFDI) influences new quality productive forces (NQPF). Using data from Chinese A-share listed companies between 2009 and 2022, the empirical analysis shows that enterprises' OFDI significantly enhances NQPF and promotes the development of new quality labor and labor objects, the promotion of new quality labor materials is not yet obvious. Heterogeneity analysis reveals that OFDI by non-state-owned firms, firms in high-technology industries and research and development-oriented OFDI play a more significant role in promoting NQPF. Mechanism analysis indicates that enhancing the breadth and depth of integration into the global innovation network and increasing the quantity and quality of innovation are important channels through which enterprises' OFDI can promote the development of NQPF. Further analysis shows that greenfield investment has a stronger promotional effect on NQPF than cross-border mergers and acquisitions, and that investment breadth has a stronger promotional effect than investment depth.

Key words: outward foreign direct investment; new quality productive forces; global innovation network; quantity of innovation; quality of innovation

引言

新质生产力在引领产业升级、应对外部冲击、赢得国际竞争优势等方面发挥重要作用^[1],是构建新发展格局和推动高质量发展的重要着力点。创新驱动是新质生产力的关键引擎,企业作为最具创新活力的微观主体,是培育壮大新质生产力的重要参与者和有力推动者。因此,如何提升企业新质生产力成为各界广泛关注的议题。

信息技术的飞速发展缩短了产品迭代周期,加剧了市场竞争^[2]。企业仅依靠内部资源独立开展研发创新活动已无法适应复杂多变的外部环境^[3]。在此背景下,大量企业跨组织跨区域搜索知识和资源,开展国际研发合作,催生了全球创新网络(Global Innovation Network, GIN)^[4]。这一开放式创新网络模式为中国企业获取、整

合、利用全球创新资源,突破技术发展瓶颈提供了有效途径^[2,3,5~7]。因此,如何高质量融入全球创新网络对中国企业发展新质生产力具有重要意义^[1]。改革开放以来,中国企业通过参与发达国家跨国企业主导的全球创新网络提升了自身生产力^[7]。但这种“技术引进-模仿创新”的模式难以激发高质量的原始创新,导致中国企业在关键核心技术领域屡遭“卡脖子”威胁^[6,7]。对此,习近平总书记指出:“要更加主动地融入全球创新网络,在开放合作中提升自身科技创新能力。”面对外部技术封锁,主动融入全球创新网络,促进创新增量提质已成为中国企业突破发展困境、推动生产力跃迁的关键^[7]。

对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)是中国企业主动融入全球创新网络的重要途

收稿日期:2025-01-01

基金项目:国家社会科学基金项目(21BJY241)

作者简介:刘 宏(1960—),男,河南新乡人,博士、教授,研究方向为跨国公司与对外直接投资;吴若楠(1994—),女,河北邢台人,博士研究生,研究方向为跨国公司与对外直接投资(通讯作者);何 旺(1995—),女,山东济南人,博士研究生,研究方向为跨国公司与对外直接投资。

径^[3,6~8]。2023年,中国OFDI流量达1772.9亿美元,连续12年位居全球前三,且连续8年占全球份额超过10%;2023年末,中国OFDI存量达29554亿美元,连续7年位居全球前三。这些数据表明,中国OFDI规模持续扩大,对全球直接投资格局的影响力稳步提升。研究表明,OFDI具有逆向技术溢出效应,后发企业可以利用OFDI获取国际先进技术和经验,快速提升创新能力^[9~13]。那么,不断扩大的OFDI规模能否增强中国企业对全球创新网络的影响力,并帮助中国企业摆脱创新低质困境?更进一步地,中国企业能否通过OFDI推动生产力向先进质态跃迁?异质性企业OFDI行为对新质生产力的影响有何不同?科学回答上述问题,不仅能为培育壮大新质生产力提供新思路,也能为企业OFDI高质量发展提供新方向。

与本文相关的文献主要有以下三类。第一,企业新质生产力的驱动因素研究。现有文献从企业内生动力与外部政策赋能两个层面展开分析。内生动力层面,企业数智化转型通过提升管理效率、创新能力和供应链协同推动生产力跃迁^[14,16],企业环境-社会-治理(ESG)表现则通过优化资源配置、激励颠覆性创新及改善利益相关者关系促进新质生产力发展^[17,18]。外部政策赋能层面,制度型开放战略(如跨境电商综试区^[19]、自由贸易试验区^[20]、高质量共建“一带一路”^[21])与数智化政策试点(如供应链创新与应用试点^[21]、国家人工智能试验区^[23]、“宽带中国”试点^[24])均有利于提升企业新质生产力。现有研究虽已开始关注开放经济背景下企业新质生产力的驱动因素,但其分析侧重外部政策赋能层面,尚未将OFDI纳入内生动力分析框架,尤其缺乏对企业通过OFDI主动整合全球新质要素的微观机制研究。第二,OFDI对母公司的影响效应研究。既有文献证实,OFDI通过逆向技术溢出提升母公司创新能力^[9~13]和生产率^[25,26],促进母公司绿色化、数智化转型^[27~29]。然而这些研究多聚焦单一生产要素,并未系统考察企业OFDI对新质生产力的影响。最新的文献从风险承担视角初步探讨了OFDI如何影响企业新质生产力^[30],却未深入分析异质性企业OFDI行为的差异化影响。第三,全球创新网络的嵌入方式和影响效应研究。股权式嵌入和契约式嵌入是企业嵌入GIN的主要方式^[31],前者指企业以新建、并购或战略联盟的方式与国际创新节点建立连接^[3,6~8];后者则依托共同研究合同、技术交换及许可协议等实现跨国创新互动^[31]。数字经济背景下,通过在线平台开展跨国研发协作成为企业嵌入GIN的新路径^[2,3,8]。GIN的网络化、开放式特征显著增强了企业整合全球创新资源的能力,提升了企业创新绩效^[2,3,5~7]。然而,鲜有研究实证分析企业如何高质量嵌入GIN,也较少探讨这种嵌入对新质生产力的影响。

为弥补已有研究的不足,本文基于全球创新网络与创新增量提质的视角,使用2009—2022年中国A股上市公司数据,系统考察企业OFDI对新质生产力的影响、内在机制及多维异质性。研究发现:企业OFDI显著提升了新质生产力,主要表现为促进新质劳动者与新质劳动对象发展,但对新质劳动资料的促进作用尚不显著;异质性分析表明,非国有企业、高技术行业企业及研发型OFDI的新质生产力促进效应更为突出;机制分析表

明,OFDI提升了企业嵌入全球创新网络的深度和广度,促进了企业创新增量提质,从而推动企业新质生产力发展;进一步分析显示,绿地投资对新质生产力的促进效果优于跨国并购,拓宽投资广度对新质生产力的促进效果优于提升投资深度。

本文边际贡献为:①在研究视角上,基于开放经济背景,实证检验了企业OFDI对新质生产力及其三要素的影响,充实了新质生产力影响因素的研究框架。②在机制分析上,创新性地从全球创新网络和创新增量提质的视角出发,系统剖析了企业OFDI影响新质生产力的内在机制,证实了全球创新网络嵌入广度和深度、创增量提质协同提升是企业OFDI提升新质生产力的重要渠道,为企业高水平“走出去”赋能新质生产力发展提供了理论依据。③在实践层面,本文进一步从企业所有制、行业技术水平、投资动机、进入模式和投资布局多维度分析了企业OFDI对新质生产力的异质性影响,为相关政策制定提供了丰富的经验支撑。

1 研究假设

1.1 企业OFDI与新质生产力

相较于传统生产力,新质生产力强调劳动者、劳动对象和劳动资料的提质升级与优化组合^[1]。研究表明,OFDI通过获取、转移和吸收实现逆向技术溢出^[11,13]。在此过程中,企业OFDI对新质生产力的影响可解构为以下3个层面。

第一,促进新质劳动者发展。与新质生产力相匹配的劳动者是知识型、技能型、创新型劳动者^[1]。企业OFDI既可通过“人员流动”效应直接吸收东道国人力资本溢出^[12,29],增加新质劳动者比例;亦可凭借内部信息传递渠道,将海外先进技术经验逆向转移至母公司^[11],促进母公司劳动者知识技能升级。既有研究也证实OFDI显著提升了企业人力资本水平^[12,29]。第二,促进新质劳动对象发展。相比于传统劳动对象,新质劳动对象蕴含更多技术要素,更强调绿色发展理念^[1]。OFDI帮助企业便捷高效地获取国际市场信息,扩大高技术中间产品的进口和投入^[12],提升劳动对象的技术含量。此外,国际市场激烈的绿色竞争也会倒逼OFDI企业加大绿色创新投入^[27],推动劳动对象的绿色化转型。第三,促进新质劳动资料发展。劳动资料涉及有形(高精尖设备)与无形(技术、管理经验和数据)两种形态^[16,17]。企业既可以新建或并购的方式直接获取海外高精尖设备,增加新质劳动资料供给;亦可与东道国企业共享设备、联合研发,低成本获取新质劳动资料^[13]。根据内部化理论,OFDI有利于企业规避外部市场交易风险,促进数据、技术、管理经验等无形劳动资料的跨境流动和高效配置^[30]。相关研究也证实中国企业OFDI显著提升了企业数字化水平^[29]。

然而,外来者劣势、挤出效应、管理协调问题可能会削弱OFDI的逆向技术溢出效应^[3,11,13],阻碍企业新质生产力发展。作为外来者,合法性缺失与信息不对称增加了海外投资风险^[3]。为了帮助海外子公司克服外来者劣势,母公司需持续投入资金,从而挤占国内研发投入^[3]。此外,OFDI过度扩张会增加管理协调成本,分流国内创新资源^[11]。但总体来说,随着中国企业OFDI的经验积累、策略优化和对新质生产要素的重视,现阶段中

国企业 OFDI 的逆向技术溢出效应较为显著^[13],即对新质生产力的促进作用大于不利影响。综上,本文提出假设:

- H1:企业 OFDI 能够促进新质生产力发展;
- H1a:企业 OFDI 能够促进新质劳动者发展;
- H1b:企业 OFDI 能够促进新质劳动对象发展;
- H1c:企业 OFDI 能够促进新质劳动资料发展。

1.2 企业 OFDI、嵌入全球创新网络与新质生产力

新质生产力的发展需要原创性、颠覆性技术引领。但是随着技术加速迭代、系统复杂度攀升以及外部不确定性加剧,企业独立开展研发创新的难度与日俱增^[2]。在此背景下,封闭式创新已无法满足新质生产力发展的需求,开放式创新成为企业实现技术突破和生产力跃迁的必然选择^[2,3]。在开放式创新模式下,企业打破组织内外边界,跨组织、跨区域整合利用分散的创新资源,形成全球创新网络^[4]。基于网络嵌入理论,企业与各细分技术领域的关键节点建立创新链接,可以获取异质性知识溢出降低创新试错成本、促进关键核心技术创新^[2,3,5~7]。此外,嵌入全球创新网络有助于企业利用各国要素禀赋优势,提高资源配置效率^[3]。例如,企业可以在人力资本丰富的国家聘请高技术人员,增加新质劳动力;在研发要素丰富的国家建立研发中心,实现研发活动的降本增效^[5]。因此,企业嵌入全球创新网络有利于提升新质生产力。

OFDI 是企业嵌入全球创新网络的重要途径^[3,6~8]。一方面,研发型 OFDI 通过新建研发中心、并购高科技企业或缔结国际研发联盟等方式,与海外创新节点建立连接^[3,6~8]。另一方面,全球创新网络的形成是不同主体间持续互动、广泛合作的动态过程^[2],要求企业与所有利益相关者保持良好关系,以寻求更多的创新合作机会。基于此,非研发型 OFDI 虽不以技术获取为主要目的,依然有利于企业链接全球资源,拓展关系网络,提升企业嵌入全球创新网络的广度和深度^[3]。综上,本文提出假设:

- H2:企业 OFDI 通过嵌入全球创新网络促进新质生产力发展。

1.3 企业 OFDI、创新增量提质与新质生产力

创新驱动是新质生产力的关键引擎。OFDI 的逆向技术溢出效应能够促进创新增量提质^[9~13],进而提升企业新质生产力。商贸服务、当地生产、资源开发和技术研发是中国企业 OFDI 的主要动机^[26~28]。商贸服务型 OFDI 主要负责产品销售、市场开发和售后服务等业务,拓展东道国市场。根据需求引致创新理论,海外市场规模扩张可以分摊母公司研发投入成本,提升研发创新的预期收益,从而激励企业创新^[9]。当地生产型 OFDI 将部分生产环节转移至要素成本较低的国家,优化资源配置的同时提升经营利润,使母公司腾出更多资源用于研发创新^[27],进而提升企业新质生产力。资源开发型 OFDI 通过垂直整合资源供应链,提升原材料供应稳定性,补充国内比较劣势资源^[28],从而缓解资源短缺对发展新质生产力的制约。技术研发型 OFDI 通过设立海外研发中心或并购当地高科技企业直接吸纳海外研发要素,提升母公司创新能力^[10,12,26],驱动企业新质生产力发展。综上,本文提出假设:

- H3:企业 OFDI 通过促进创新增量提质驱动新质生产力发展。

企业 OFDI 影响新质生产力的机制框架如图 1 所示。

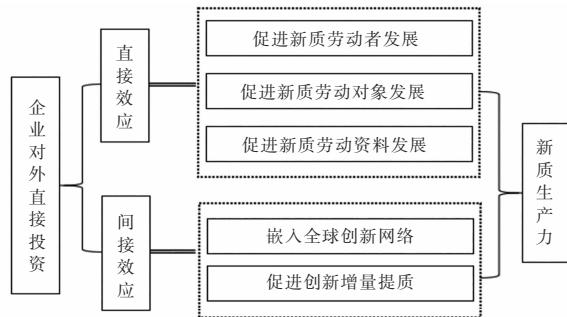


图 1 企业 OFDI 影响新质生产力的机制框架

2 研究设计

2.1 模型构建

为了考察企业 OFDI 对新质生产力的影响,以上市企业新质生产力为被解释变量,以该企业的 OFDI 为核心解释变量,构建如下双向固定效应模型:

$$NQP_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \ln OFDI_{it} + \gamma_1 Control_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标 i 代表企业,t 代表年份。NQP_{it} 表示 i 企业 t 年的新质生产力;ln OFDI_{it} 表示 i 企业 t 年的对外直接投资;Control_{it} 为控制变量; μ_i 和 θ_t 分别为企业、年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

2.2 指标选取

2.2.1 被解释变量

企业新质生产力(NQP)。借鉴已有研究的做法^[14~17],本文从生产力三要素维度选取指标构建企业新质生产力指标体系。第一,新质劳动者包括劳动者能力与效率^[16]。知识型、技能型和创新型是新质劳动者的重要特征^[11],故使用高学历人员占比和研发人员占比两个二级指标测度劳动者能力^[15,17]。劳动者效率使用研发人员薪酬占比度量^[15,17],反映劳动投入-产出情况。第二,新质劳动对象涉及生产型和自然型两种。生产劳动对象的二级指标结合张秀娥等^[14]、刘敦虎等^[15]的研究包括固定资产占比、制造费用占比和机器人渗透率。自然劳动对象的二级指标借鉴张秀娥等^[14]的做法,使用企业环境绩效测度。第三,新质劳动资料包含有形与无形两种形态^[16,17]。有形劳动资料使用研发投入占比度量^[15,17]。无形劳动资料的二级指标在宋佳等^[17]的基础上,加入数字资产占比。上述指标的具体衡量方式如表 1 所示。在此基础上,本文使用熵权法测算上市企业新质生产力,同时考虑数量级问题,将其扩大 1000 倍用于实证分析。

2.2.2 核心解释变量

企业对外直接投资(ln OFDI)。已有文献多使用二值虚拟变量考察企业 OFDI 决策的影响效应^[26~29],但该方法忽略了不同企业 OFDI 的规模差异^[25]。本文采用企业 OFDI 存量的对数值作为核心解释变量(无 OFDI 的企业取值为 0),以更准确地识别企业 OFDI 规模变化对新质生产力的影响。

2.2.3 控制变量

借鉴已有研究,本文选取以下控制变量:(1)企业规模(SIZE),以企业总资产的对数值来衡量。(2)资产负债率(LEV),以总负债与总资产的比值来衡量。(3)总

资产收益率(ROA),以净利润与总资产的比值来衡量。

(4) 员工规模(EMP),以员工人数的对数值来衡量。

(5) 企业年龄(AGE),以企业成立年限的对数值来衡量。

(6) 两职合一(DUAL),董事长兼任总经理,赋值为1,否则为0。(7) 机构持股比例(INST),以机构投资者持股总数除以总股本数量来衡量。

表1 企业新质生产力指标体系

| 准则层面 | 一级指标 | 二级指标 | 具体衡量方式 |
|--------|--------|----------|---|
| 新质劳动者 | 劳动者能力 | 高学历人员占比 | 本科学历以上人员数/员工人数 |
| | 劳动者能力 | 研发人员占比 | 研发人员数/员工人数 |
| | 劳动者效率 | 研发人员薪酬占比 | (研发费用 - 职工薪酬)/营业收入 |
| 新质劳动对象 | 生产劳动对象 | 固定资产占比 | 固定资产/资产总额 |
| | | 制造费用占比 | (现金流出 + 固定资产折旧 + 无形资产摊销 + 减值准备 - 劳动支付 - 职工工资)/(现金流出 + 固定资产折旧 + 无形资产摊销 + 减值准备) |
| | 自然劳动对象 | 机器人渗透率 | 企业层面工业机器人渗透率 |
| 新质劳动资料 | 有形劳动资料 | 环境绩效 | 华证ESG评分体系中的环境得分 |
| | | 研发投入占比 | (研发投入 - 折旧摊销)/营业收入 |
| | | 研发租赁费占比 | (研发投入 - 租赁费用)/营业收入 |
| | 无形劳动资料 | 研发投入占比 | (研发投入 - 直接投入)/营业收入 |
| | | 无形资产占比 | 无形资产/总资产 |
| | | 资产周转率 | 营业收入/资产总额平均余额 |
| | 无形劳动资料 | 权益乘数倒数 | 所有者权益/资产总额 |
| | | 数字资产占比 | 数字资产/无形资产 |

2.3 数据来源与数据说明

本文选取2009—2022年中国A股上市企业进行研究。企业新质生产力各项指标、控制变量数据来自Wind上市企业数据库。对于部分缺失数据,使用插值法补全。为使研究结论更准确,剔除以下异常样本:被标记为ST、*ST和PT的样本;主要变量信息缺失的样本;违背会计准则的样本。最终获得14年3026家上市企业的30573条观测值。

企业OFDI的数据来源有两个。一是Bvd-Zephyr全球并购数据库。该数据库记录了并购双方的企业名称、主并方证券代码、并购日期、被并方所在地、被并方经营范围、交易金额与交易状态等信息。二是FDI Markets绿地投资数据库。该数据库记录了对外绿地投资的母公司英文名称、投资日期、投资来源地、投资目的地、海外项目经营范围、投资额等信息。借鉴薛军和苏二豆的做法^[9]对数据进行如下处理:(1)基于上市公司证券

代码匹配Wind上市企业数据库和Bvd-Zephyr全球并购数据库,获得上市企业跨国并购数据;(2)基于上市企业英文名称匹配Wind上市企业数据库和FDI Markets绿地投资数据库,获得上市企业对外绿地投资数据;(3)剔除投资目的地为避税天堂的样本;(4)将第(1)和第(2)步得到的数据在企业-年份层面进行加总,最终获得2009—2022年上市企业OFDI数据。为避免异常值干扰,所有连续变量均经过双侧1%的缩尾处理。

主要变量的描述性统计见表2。企业新质生产力(NQP)的均值为43.4593,最小值为3.4357,最大值为162.9179,标准差为16.9206,说明目前A股上市企业的新质生产力水平差异较大,大部分企业新质生产力水平偏低,存在较大提升空间。企业对外直接投资(lnOFDI)的均值为1.6855,最小值为0,最大值为14.9762,标准差为3.5622,可以看出A股上市公司OFDI存量规模差异较大。

表2 描述性统计

| 变量名称 | 变量符号 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|--------|-------|---------|---------|---------|----------|
| 新质生产力 | NQP | 30573 | 43.4593 | 16.9206 | 3.4357 | 162.9179 |
| 企业对外直接投资 | lnOFDI | 30573 | 1.6855 | 3.5622 | 0.0000 | 14.9762 |
| 企业规模 | SIZE | 30573 | 22.3736 | 1.3565 | 14.9416 | 28.6365 |
| 资产负债率 | LEV | 30573 | 0.4486 | 0.2036 | 0.0071 | 0.9976 |
| 总资产收益率 | ROA | 30573 | 0.0379 | 0.0690 | -1.1296 | 1.2848 |
| 员工规模 | EMP | 30573 | 7.8157 | 1.3092 | 1.9459 | 13.2535 |
| 公司年龄 | AGE | 30573 | 2.9109 | 0.3656 | 0.0000 | 4.1744 |
| 两职合一 | DUAL | 30573 | 0.2416 | 0.4280 | 0.0000 | 1.0000 |
| 机构持股比例 | INST | 30573 | 48.6861 | 24.7842 | 0.0000 | 157.0978 |

3 实证分析

3.1 基准回归分析

基准回归结果见表3,其中列(1)不加入固定效应和控制变量,列(2)、列(3)依次加入双向固定效应和控制变量。所有结果中核心解释变量的估计系数均显著为正。列(3)中的估计系数为0.0999,且在5%水平上显著,说明上市公司OFDI显著提升了新质生产力,H1初步得证。

本文进一步检验企业OFDI对新质劳动者(NQP_W)、新质劳动对象(NQP_O)、新质劳动资料(NQP_M)

的影响,回归结果分别见表3列(4)、列(5)和列(6)。列(4)、列(5)中的系数显著为正,说明上市公司OFDI显著提升了新质劳动者指数和新质劳动对象指数,H1a和H1b得证。列(6)中,lnOFDI的系数为正但不显著,说明当前上市公司OFDI对新质劳动资料的提升作用尚不明显,H1c并未得证。各国制度差异可能阻碍新质劳动资料的跨境流动与高效配置^[3];同时企业需投入大量资源对海外先进劳动资料进行本土化改造^[13],致使其升级速度显著滞后于劳动者和劳动对象。

表3 基准回归

| 变量 | (1) NQP | (2) NQP | (3) NQP | (4) NQP_W | (5) NQP_O | (6) NQP_M |
|----------------|-------------------------|-----------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|----------------------------|
| lnOFDI | 0.3001 *** (11.3688) | 0.1055 ** (2.5009) | 0.0999 ** (2.3589) | 0.0767 *** (2.6885) | 0.7368 * (1.8645) | 0.0243 (0.4036) |
| | | | 1.0910 *** (4.2243) | 3.6331 *** (18.9967) | -7.6031 *** (-3.8177) | 0.2817 (0.6713) |
| SIZE | | | -2.3368 *** (-2.7746) | -1.4074 *** (-2.6251) | 75.0324 *** (10.9206) | -13.2629 *** (-9.9464) |
| | | | 10.1699 *** (5.9979) | -4.3161 *** (-3.6986) | 128.8678 *** (8.6935) | 3.4742 (1.3659) |
| LEV | | | -1.0220 *** (-4.4521) | -2.4315 *** (-13.4642) | 11.0358 *** (6.6188) | -1.5874 *** (-4.2450) |
| | | | 9.3804 *** (7.4997) | 9.8590 *** (12.5440) | 107.0737 *** (9.7344) | -4.0347 ** (-2.1107) |
| ROA | | | -0.6123 ** (-2.3766) | -0.4489 *** (-2.6643) | -4.2096 * (-1.8454) | -0.1691 (-0.4460) |
| | | | -0.0178 ** (-2.3476) | -0.0200 *** (-3.6494) | -0.2166 *** (-3.3862) | 0.0092 (0.8046) |
| EMP | | | 42.8879 *** (414.7971) | 43.2145 *** (442.1302) | 1.1404 (0.1994) | -77.4536 *** (-19.1999) |
| | | | | | 155.9656 *** (3.2294) | 42.8382 *** (4.8105) |
| 固定效应 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 30573 | 30573 | 30573 | 30573 | 30573 | 30573 |
| R ² | 0.0042 | 0.5613 | 0.5642 | 0.7747 | 0.3104 | 0.5984 |

注：回归控制了企业和年份固定效应；括号内为稳健t统计值；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；下表同。

3.2 内生性检验

3.2.1 工具变量法

新质生产力水平更高的企业可能更倾向于进行OFDI，即二者存在双向因果关系。为解决该问题，本文采用工具变量法(IV)进行估计。第一，构建“地区-行业维度的OFDI均值”作为企业OFDI的工具变量(IV_1)^[12]。地区-行业层面的“同群效应”会影响单个企业的OFDI，符合相关性假设；且该层面的OFDI均值不受特定企业新质生产力的反向影响也很难通过其他渠道直接影响企业新质生产力，满足外生性与排他性假设。第二，使用企业OFDI的一阶滞后项(IV_2)作为工具变量^[12]。由于存在“战略惯性”，企业上一期的投资额会影响当期投资额，

满足相关性假设。同时，企业上一期的投资额不受当期新质生产力的反向影响且很难通过其他渠道直接影响当期新质生产力，满足外生性与排他性假设。

第一阶段回归结果如表4列(1)、列(3)所示， IV_1 和 IV_2 均在1%水平显著为正，说明所选工具变量与企业OFDI显著正相关。第二阶段回归结果如表4列(2)、列(4)所示，lnOFDI的估计系数均显著为正。此外，Kleibergen-Paap rk LM统计量分别为2642.558和2236.787，表明不存在不可识别问题；Kleibergen-Paap rk Wald F统计量分别为3730.836和4546.020，表明不存在弱工具变量问题。这说明，使用IV估计处理内生性问题后，企业OFDI仍显著提升新质生产力，H1依然成立。

表4 内生性检验

| 变量 | 工具变量法 | | | 倾向得分匹配法 | | 熵平衡法 | |
|---------------------------------------|-------------------------|---------|------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) lnOFDI | (2) NQP | (3) lnOFDI | (4) NQP | (5) NQP | (6) NQP | |
| IV ₁ | 0.3791 *** (61.0806) | | | 0.7562 *** (67.4242) | | | |
| IV ₂ | | | 0.2687 *** (3.4026) | | 0.1303 ** (2.2528) | 0.1024 ** (2.4152) | 0.1675 *** (3.8955) |
| lnOFDI | | | 2642.5580 | | 2236.7870 | | |
| Kleibergen - Paap rk LM statistic | | | [0.000] | | [0.000] | | |
| Kleibergen - Paap rk Wald F statistic | | | 3730.8360 | | 4546.0200 | | |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | |
| 观测值 | 30573 | 30573 | 27129 | 27129 | 30553 | 30573 | |
| R ² | | 0.0064 | | 0.0063 | 0.5645 | 0.5686 | |

3.2.2 匹配法

企业OFDI决策的非随机性会造成自选择偏误^[33,34]。首先使用倾向得分匹配法(PSM)缓解该问题。

将发生OFDI的上市企业作为处理组，其余作为控制组，以全部控制变量作为协变量，通过最近邻1:2匹配获得30,553个有效样本并重新回归，结果见表4列(5)。为

了不损失样本信息同时实现协变量在多维度的平衡性,本文还采用熵平衡法(EBM)^[35],对控制组施加一阶、二阶、三阶矩约束,基于调整后的权重重新回归,结果见表4列(6)。两种方法的结果均显示,lnOFDI的系数显著为正,表明在控制自选择偏误后,企业OFDI仍显著提升新质生产力,H1依然成立。

3.3 稳健性检验

本文还进行了如下稳健性检验:(1)替换被解释变量,使用LP方法计算的全要素生产率(TFP_LP)代替新质生产力指数重新回归^[14]。(2)替换核心解释变量,使用企业-年份层面累计OFDI项目数加1取对数(lnOFDI_num)测度企业OFDI重新回归。(3)考虑滞后性,由于企业OFDI对新质生产力的影响可能存在时滞,使用解释变量的一阶滞后项(lnOFDI_1)重新回归。(4)增加固定效应,在回归中进一步加入城市、行业固定效应,以排除城市、行业层面因素的干扰。如表5所示,核心解释变量的系数均显著为正,表明基准回归结果是稳健的,H1仍成立。

表5 稳健性检验

| 变量 | 替换被解释 变量 | 替换核心 解释变量 | 滞后 一期 | 增加固定 效应 |
|----------------|---------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|
| | (1) TFP_LP | (2) NQP | (3) NQP | (4) NQP |
| lnOFDI | 0.0077 *** (5.5637) | | | 0.0906 ** (2.1448) |
| lnOFDI_num | | 0.8651 *** (2.9114) | | |
| lnOFDI_1 | | | 0.0968 ** (2.2112) | |
| Constant | -3.9512 *** (-17.9137) | 1.4181 (0.2481) | 19.3128 *** (2.9854) | 10.5169 * (1.7936) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 28292 | 30573 | 27127 | 30572 |
| R ² | 0.915 | 0.564 | 0.590 | 0.575 |

3.4 异质性分析

3.4.1 企业所有制异质性

研究表明,不同所有制企业OFDI动机与创新绩效存在差异^[3,6,7,10]。除追求经济效益外,国有企业OFDI还兼顾政治社会目标,这可能会削弱其创新绩效;同时母国政府的支持使其更易违反“竞争中立”规则,加大投资壁垒和风险,阻碍国际研发合作^[3,6,10]。而非国有企业以利润最大化为导向,能及时调整OFDI策略以实现更高的创新绩效;且非国有企业对母国政府依赖度低,更易获得东道国经营合法性,从而高效整合海外新质生产要素^[10]。据此,OFDI可能更有利于提升非国有企业的新质生产力。本文构建交互项对此进行检验。若A股上市企业的实际控制人为非国有企业,则取值为1,否则取值为0。如表6列(1)所示,交互项的估计系数显著为正,表明非国有企业OFDI的新质生产力促进效果优于国有企业。

3.4.2 行业技术水平异质性

不同技术水平行业的OFDI逆向技术溢出存在差异^[10,12]。与中低技术行业相比,高技术行业因知识技术密集度高、吸收能力强,能更高效整合海外创新资源反

哺国内创新;同时,激烈的市场竞争使其更注重OFDI的技术获取功能,以谋求更高的创新绩效^[10]。因此,高技术行业OFDI的新质生产力促进效应可能更强。本文构建交互项对此进行检验。若A股上市公司所在行业为高技术行业则取值为1,否则取值为0。如表6列(2)所示,交互项的估计系数显著为正,表明相比于非高技术行业,高技术行业企业的OFDI更有利提升新质生产力。

表6 异质性分析

| 变量 | (1) NQP | (2) NQP | (3) NQP |
|----------------|----------------------|------------------------|-----------------------|
| lnOFDI × NSOE | 0.1236 * (1.6773) | | |
| lnOFDI × TEC | | 0.2319 *** (3.2951) | |
| lnOFDI × RD | | | 0.2634 ** (2.5641) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 30573 | 30573 | 30573 |
| R ² | 0.5643 | 0.5649 | 0.5643 |

3.4.3 投资动机异质性

商贸服务、当地生产、资源开发和技术研发是中国企业OFDI的主要动机^[26~28]。相比其他动机,研发型OFDI的逆向技术溢出效应更直接,能够产生更高的创新绩效^[10,12,26],对新质生产力的促进效应可能更突出。本文构建交互项lnOFDI × RD对此进行检验。若A股上市公司海外子公司的经营范围涉及研发活动,则RD取值为1;否则取值为0。如表6列(3)所示,交互项的估计系数显著为正,说明相较于其他投资动机,研发型OFDI更有利提升企业新质生产力。

3.5 机制分析

为检验企业OFDI影响新质生产力的作用机制,本文在基准模型(1)的基础上设定以下模型:

$$M_{it} = \alpha_2 + \beta_2 \ln OFDI_{it} + \gamma_2 Control_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$NQP_{it} = \alpha_3 + \beta_3 \ln OFDI_{it} + \beta_4 M_{it} + \gamma_3 Control_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)、式(3)中,M为机制变量,其余变量含义与模型(1)保持一致。

企业OFDI通过嵌入全球创新网络促进新质生产力发展。本文借鉴于越倩和王佳希^[32]的做法,将上市公司作为网络节点,以专利联合申请作为网络连接,构建上市企业的全球创新网络,对该机制进行检验。数据来自USPTO美国专利商标局专利文本信息数据库。首先,利用Python技术爬取2009—2022年中国A股上市公司在USPTO申请的所有专利文本信息,共计82834条。其次,提取专利号、申请时间、申请人名称等信息,对专利申请人多于1个的专利记为联合申请,即存在网络连接。然后,将这些信息汇总到企业-年份层面,获得上市公司USPTO专利申请数、联合申请数、合作者数等信息。最后,借鉴李文鹤等^[36]的做法,使用嵌入广度(GINW)和深度(GIND)对企业嵌入全球创新网络进行刻画,GINW以A股上市公司联合申请专利的外部组织数测度,GIND以A股上市公司与每个外部组织联合申请专利的平均个数测度。如表7所示,列(1)和列(3)中,lnOFDI的系数均在1%水平显著为正,说明OFDI显

显著提升了企业嵌入 GIN 的广度和深度;同时列(2)中 lnOFDI、GINW 的系数均显著为正,列(4)中 lnOFDI、GIND 的系数均显著为正,说明 OFDI 提升了企业嵌入 GIN 的广度和深度,进而提升企业新质生产力,H2 得证。

表 7 企业 OFDI、嵌入全球创新网络与新质生产力

| 变量 | (1) GINW | (2) NPQ | (3) GIND | (4) NPQ |
|----------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| lnOFDI | 0.6209 *** (2.6123) | 0.0987 ** (2.3288) | 0.6189 *** (2.6041) | 0.0987 ** (2.3293) |
| GINW | | 0.0019 * (1.7105) | | |
| GIND | | | 0.0018 * (1.6914) | |
| Constant | 16.0156 * (1.9279) | 1.1106 (0.1942) | 16.0706 * (1.9360) | 1.1109 (0.1943) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 30573 | 30573 | 30573 | 30573 |
| R ² | 0.619 | 0.564 | 0.619 | 0.564 |

企业 OFDI 通过促进创新增量提质推动新质生产力发展。本文使用 A 股上市公司发明专利授权数加 1 取对数来测度创新数量 (IN)^[5], 使用 A 股上市公司全部专利的他引次数加 1 取对数来测度创新质量 (IQ)^[5,12], 对该机制进行检验。数据来自 CNRDS 中国研究数据服务平台。如表 8 所示,列(1)和列(3)中,lnOFDI 的系数均显著为正,说明 OFDI 显著提升了企业创新数量和质量;同时列(2)中 lnOFDI、GINW 的系数均显著为正,列(4)中 lnOFDI、GIND 的系数均显著为正,说明 OFDI 促进了企业创新增量提质,进而提升企业新质生产力,H3 得证。

表 8 企业 OFDI、创新增量提质与新质生产力

| 变量 | (1) IN | (2) NPQ | (3) IQ | (4) NPQ |
|----------------|---------------------------|------------------------|----------------------------|-----------------------|
| lnOFDI | 0.0078 *** (2.7227) | 0.0958 ** (2.2628) | 0.0083 ** (2.4536) | 0.0927 ** (2.1879) |
| IN | | 0.4254 *** (4.2988) | | |
| IQ | | | 0.8627 *** (9.6771) | |
| Constant | -7.1265 *** (-20.7644) | 3.9263 (0.6807) | -10.9014 *** (-25.5560) | 10.5447 * (1.8153) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 30550 | 30550 | 30573 | 30573 |
| R ² | 0.7551 | 0.5645 | 0.8183 | 0.5659 |

4 进一步分析

4.1 差异化进入模式

绿地投资(GREEN)和跨国并购(MA)是企业 OFDI 的主要方式^[9,25,26]。研究表明,差异化进入模式下 OFDI 的创新绩效存在差异^[9,26]。那么,绿地投资和跨国并购对企业新质生产力影响是否不同?本文将绿地投资额较大的 A 股上市公司划分到绿地组,其余则归入并购组^[25],对此进行检验。如表 9 列(1)、列(2)所示, GREEN 和 MA 的系数均显著为正,且前者(0.1035)大于后者(0.0826),说明绿地投资对新质生产力的促进效

果优于跨国并购。跨国并购使企业直接获得海外创新成果,易滋生创新惰性;而绿地投资使企业获得创新资源而非创新成果,能够激励企业自主研发^[9],从而更大幅度提升新质生产力。

4.2 投资二元边际

企业 OFDI 的投资布局存在差异,部分企业在多个市场分散投资,部分企业集中投资于少数市场^[11,12,25]。差异化投资布局对企业新质生产力的影响可能不同。本文构建投资广度(lnOFDI_W)和深度(lnOFDI_D)指标对此进行检验。投资广度以 A 股上市公司累计投资的东道国数量加 1 取对数来衡量^[11,12],反映 OFDI 的分散程度。投资深度以 A 股上市公司对每个东道国的平均投资存量加 1 取对数来衡量^[25],反映 OFDI 的集中程度。如表 9 列(3)、列(4)所示,lnOFDI_W 和 lnOFDI_D 的系数均显著为正,且前者(0.9530)大于后者(0.0953),说明拓宽投资广度对新质生产力的促进效果优于提升投资深度。企业在多个市场分散投资能够获取更多种类和数量的技术溢出,且可规避单一市场风险,持续提升新质生产力^[11,12,25]。

表 9 企业 OFDI 进入模式与二元边际对新质生产力的影响

| 变量 | 绿地投资 (1) NQP | 跨国并购 (2) NQP | 投资广度 (3) NQP | 投资深度 (4) NQP |
|----------------|-----------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|
| GREEN | 0.1035 ** (1.9846) | | | |
| MA | | 0.0826 * (1.7428) | | |
| lnOFDI_W | | | 0.9530 *** (2.7078) | |
| lnOFDI_D | | | | 0.0953 ** (2.1633) |
| Constant | 0.5965 (0.1046) | 0.7728 (0.1349) | 1.3189 (0.2309) | 1.0007 (0.1751) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 30573 | 30573 | 30573 | 30573 |
| R ² | 0.5642 | 0.5642 | 0.5642 | 0.5642 |

5 研究结论与对策建议

5.1 研究结论

在培育壮大新质生产力和高水平“走出去”背景下,对外直接投资为推动企业新质生产力发展提供了新动力。本文基于全球创新网络与创新增量提质的视角,使用 2009—2022 年中国 A 股上市公司数据,系统考察企业 OFDI 对新质生产力的影响、内在机制及多维异质性。研究发现:企业 OFDI 显著提升新质生产力,主要表现为促进新质劳动者与新质劳动对象发展,但对新质劳动资料的促进作用尚不显著;异质性分析表明,非国有企业、高技术行业企业及研发型 OFDI 的新质生产力促进效应更为突出;机制分析表明,提升全球创新网络嵌入广度和深度、促进创新增量提质,是企业 OFDI 提升新质生产力的重要渠道;进一步分析表明,绿地投资对新质生产力的促进效果优于跨国并购,拓宽投资广度对新质生产力的促进效果优于提升投资深度。研究结论为对外直接投资高质量发展和提升企业新质生产力水平提供了政策启示。

5.2 对策建议

对政府来讲,应构建“分类施策-精准发力”的OFDI赋能体系。从企业所有制来看,应加大对非国有企业的财税金融支持与信息服务,鼓励其通过新建、并购、战略联盟、共建实验室等灵活模式融入全球创新网络,实现关键技术逆向溢出;同时鼓励国有企业通过与民营企业“抱团出海”、第三方市场合作、海外投资联合体等方式突破投资壁垒,获取全球新质要素。从行业来看,政府应设立专项资金支持高技术行业海外研发,同步加强国内知识产权保护,形成“国际研发-本地转化”协同体系,抢占全球创新网络枢纽位置。进一步地,各级政府可通过政企圆桌会、问卷调查和实地调研等途径,跟踪了解不同企业的海外分支机构在全球新质要素获取、吸收和转化过程中的实际需求与具体障碍,因企制宜精准施策,更好赋能新质生产力发展。

对企业来讲,一方面应提升嵌入全球创新网络的深度和广度。企业应实施海外研发投资优先战略,围绕关键核心技术节点进行投资布局。在持续扩大OFDI规模以巩固欧美日等传统网络链接的同时,企业应加大对东南亚、中东欧等新兴创新节点的投资力度,从而形成“核心-卫星”式节点布局,降低对单一节点的依赖,增强嵌入全球创新网络的韧性。另一方面,企业应优化投资策略组合,提升OFDI创新绩效。例如,在技术壁垒较高领域,采用“绿地投资+多节点布局”模式,通过多区位设立全资研发中心,既能保持核心技术控制力,又可分散地缘政治风险;在成熟技术领域,采用“跨国并购+本地转化”模式,通过跨国并购整合存量技术资源,配套建设成果转化实验室,加速海外技术国内落地。

参考文献:

- [1] 周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2023,356(10):1-13.
- [2] 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+12.
- [3] 李雪松,党琳,赵宸宇.数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J].中国工业经济,2022(10):43-61.
- [4] Ernst D. Innovation Offshoring and Asia's Electronics Industry - the New Dynamics of Global Networks [J]. International Journal of Technological Learning, Innovation and Development, 2009, 1 (4): 551-576.
- [5] 成程,王一出,田轩,等.对外开放制度创新、全球创新网络嵌入与中国科技国际影响力[J].管理世界,2024,40(10):16-43.
- [6] 冯启良,安琪,方炜.企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响研究[J].科研管理,2025,46(1):155-163.
- [7] 杨君,巫红玉,蒋墨冰,等.融入全球创新网络、外部技术封锁与中国企业创新[J].财贸经济,2025,46(4):165-180.
- [8] 高瑞,杜晓君,祁乔.企业数字化水平对融入全球创新网络速度的影响研究[J].管理学报,2025,22(4):681-689.
- [9] 薛军,苏二豆.服务型对外直接投资与企业自主创新[J].世界经济研究,2020(4):60-76+136.
- [10] 谷克鉴,李晓静,向鹏飞.解构中国企业对外直接投资的创新效应——基于速度、时间和经验的视角[J].经济理论与经济管理,2020(10):83-98.
- [11] 黄远渐,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.
- [12] 蒋纳,李晓静.海外子公司地理布局、地区知识产权保护与企业创新[J].世界经济研究,2023(2):50-65+135.
- [13] 王哲兵,郗慧妍,韩立岩.技术寻求型OFDI的逆向技术溢出效应及其影响机制[J].管理科学,2024,37(2):138-154.
- [14] 张秀娥,王卫,于泳波.数智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.
- [15] 刘敦虎,易敏轩,唐国强,等.数字化转型对制造企业新质生产力影响机理研究[J].软科学,2025,39(1):31-39.
- [16] 陈凯鸣,黄庆华,时培豪.人工智能应用驱动企业新质生产力涌现——来自中国上市公司的微观证据[J].科研管理,2025,46(4):34-43.
- [17] 宋佳,张金昌,潘艺.ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J].当代经济管理,2024,46(6):1-11.
- [18] 孙娜,曲卫华.“双碳”目标下ESG表现赋能企业新质生产力[J].统计与信息论坛,2024,39(10):24-41.
- [19] 张夏恒.数字贸易赋能企业新质生产力发展:基于跨境电商综试区的经验[J].贵州师范大学学报(社会科学版),2025(3):99-115.
- [20] 吴开亚,胡金,李启元.制度型开放对企业新质生产力的影响研究[J/OL].科研管理,1-14[2025-06-17].
- [21] 陈瑞华,张杭,田瑞泽.高质量共建“一带一路”助力企业新质生产力发展——基于中国制造业上市公司的微观证据[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2025,46(4):52-64.
- [22] 谢家平,郑颖珊,董旗.供应链数智化建设赋能制造企业新质生产力——基于供应链创新与应用试点城市建设的准自然实验[J].上海财经大学学报,2024,26(5):15-29.
- [23] 欧阳金琼,魏德强,王雨濛.人工智能对新质生产力的影响——基于新一代人工智能创新发展试验区的政策效应[J].软科学,2025,39(3):28-36.
- [24] 陈彦霖,阳镇,梅亮.“数字基建”与企业新质生产力——基于“宽带中国”试点政策的评估[J/OL].科学学与科学技术管理,1-18[2025-05-25].
- [25] 张海波.对外直接投资能促进我国制造业跨国企业生产率提升吗——基于投资广度和投资深度的实证检验[J].国际贸易问题,2017(4):95-106.
- [26] 白洁.对外直接投资特征对高科技企业生产率的异质性影响[J].科研管理,2022,43(7):200-208.
- [27] 范红忠,刘洋,魏新彦.对外直接投资的动机差异如何影响母公司绿色创新[J].南方经济,2024(06):120-137.
- [28] 聂飞.价值链重塑视角下的中国企业对外直接投资和智能化[J].国际贸易问题,2023(1):108-123.
- [29] 于津平,夏文豪.对外直接投资推动企业数字化转型了吗——来自中国上市公司的经验证据[J].国际经贸探索,2024,40(5):58-74.
- [30] 彭程,陈元胜.企业海外投资风险承担与新质生产力发展[J].广东财经大学学报,2025,40(1):61-76.
- [31] 马荣康.国际化视角的企业创新网络嵌入机制及效应[D].大连理工大学,2014.
- [32] 干越倩,王佳希.美国对华出口管制对中国企业创新的影响与应对——基于全球创新网络的视角[J].南方经济,2023(9):140-160.
- [33] Helpman E, Melitz M J, Yeaple S R. Export Versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. American Economic Review, 2004, 94 (1):300-316.
- [34] Bernard A B, Jensen J B. Firm Structure, Multinationals, and Manufacturing Plant Deaths [J]. The Review of Economics and Statistics, 2007, 89(2):193-204.
- [35] Hainmueller J. Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies [J]. Political Analysis, 2012, 20(1):25-46.
- [36] 李文鹤,吴思远,修勤绪,等.企业生命周期视角下创新开放度与探索式创新[J].科学学研究,2024,42(2):427-436.

(责任编辑:秦颖)