

数字化转型、研发国际化与企业创新绩效

温 科^{1,2,3}, 李常洪¹, 曾建丽⁴

(1.山西大学 经济管理学院, 太原 030006; 2.邯郸学院 经济管理学院, 河北 邯郸 056003;

3.燕山大学 河北省公共政策评估研究中心, 河北 秦皇岛 066004; 4.天津城建大学 经济与管理学院, 天津 300384)

摘要:数字化转型不仅改变了国际创新网络的创新分工,也影响了企业研发国际化战略的价值布局,是企业创新的主要动力来源。以2006—2021年的A股制造业上市公司为研究对象,通过运用Heckman两阶段模型实证分析了数字化转型背景下研发国际化与企业创新绩效的关系机制。研究发现,数字化转型有利于促进企业展开研发国际化;数字化转型有助于释放研发国际化对企业创新绩效的积极作用;研发国际化战略布局的多元化更有利于企业创新绩效的提升;异质性分析中,研发国际化对国有企业、高技术产业样本企业及低创新资源城市样本企业的创新绩效展现出更强的提升效应;环境不确定性、供应链集中度在研发国际化与企业创新绩效的关系中具有正向调节作用,而分析师关注则具有负向调节作用。研究结论对于深入推进产业数字化,营造繁荣有序的产业国际协同创新生态,构建具有抗冲击能力、较强韧性的国际创新网络,发挥数字化转型在研发国际化与企业创新间的积极作用具有重要意义。

关键词:数字化转型; 研发国际化; 创新绩效; 国际创新网络

中图分类号: F061.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)10—0049—19

一、引言

随着经济全球化及产业变革的逐步深化,创新已经成为全球企业保持并扩大竞争优势的重要手段。现阶段发达国家的众多跨国企业不仅向国外转移生产或销售环节,并且也开始将研发环节向全球转移,最大限度地自身技术优势与东道国丰富的创新资源进行结合,开展研发国际化,实现企业资源在全球的优势配置。而以中国、巴西、印度等国家为代表的新兴经济体也在逐步成为经济全球化的主要驱动者,其国内的后发企业为了实现对国外跨国企业的快速赶超,也纷纷通过“走出去”的方式,加大对外直接投资的规模,基于技术引进与模仿,获取海外先进的生产方式与创新资源,并获得了阶段性的成功。根据2019—2021年《中国对外直接投资统计公报》,2019年中国对外直接投资1369.1亿美元,流量规模仅次于日本,蝉联全球第二;2020年中国对外直接投资流量1537.1亿美元,同比增长12.3%,首次位居全球第一,占全球份额20.2%;2021年,中国对外直接投资流量1788.2亿美元,比上年增长16.3%,连续十年位列全球前三。而据国家商务部、外汇局统计,2022年,我国对外全行业直接投资9853.7亿元人民币,较上年增长5.2%。但随着中国的不断崛起及国内企业创新能力的不断提升,以美国为首的西方国家开始对中国实行严格的出口管制与技术封锁,海外企业对于先进技术转让的态度趋于保守,仅靠技术引进与模仿会让国内的后发企业陷入“追赶-落后-再追赶-再落后”的怪圈。党的二十大报告指出,扩大国际科技交流合作,加强国际化科研环境建设,形成具有全球竞争力的开放创新生态。为了从根本上摆脱西方国家的科技限制,获取竞争优势,打造世界品牌,在立足自主创新的基础上及数字经济大发展的背景下,国内的一些先进企业逐步采取研发国际化策略,采用开放式创新模式构建国际创新网络,塑造开放创新生态,集聚全球创新要素,努力打破制约知识、技术、人才等创新要素流动的壁垒,力图将国外先进技术与国内创新资源相结合,形成自主创新与开放式创新的有效互动,实现创新赶超。

收稿日期: 2023-05-14

基金项目: 河北省资助博士后科研项目“我国创新型企业创新生态韧性演化机制与路径研究”(B2021001051);河北省省级科技计划项目“科技支撑县域特色产业高质量发展的路径研究”(225576165D);国家社会科学基金重大项目“雄安新区创新生态系统构建机制与路径研究”(18ZDA044);河北省社会科学发展研究课题“工业互联网创新驱动雄安新区传统产业转型升级的机制、路径、模式及对策研究”(20230102008)

作者简介: 温科,山西大学经济管理学院博士后,博士,邯郸学院经济管理学院副教授,研究方向:企业与区域创新发展;李常洪,博士,山西大学经济管理学院院长,教授,研究方向:组织生态创新;曾建丽,博士,天津城建大学经济与管理学院讲师,研究方向:人工智能产业。

基于以上背景,研发国际化及企业创新绩效间的关系已成为学者们研究的焦点。首先,对于研发国际化是否促进了企业创新绩效方面,学术界存有争议。大多数学者认为研发国际化有利于促进企业创新绩效的提升,例如,Iwasa和Odagiri(2004)、Löf(2009)及Grimes和Miozzo(2015)、李梅等(2022)及刘娟等(2022)认为母国公司通过研发国际化,一是可以与东道国企业建立创新联盟,建立国际创新网络,获取多样化的创新资源,将新开发的东道国知识转移到国内,进而促进创新绩效;二是可以将部分研发工作外包到市场规模大、技术水平低的国家,重新配置企业目前的研发模式,集中有限资源发展优势技术,提升创新效率。少数学者认为研发国际化负向影响企业创新绩效,甚至基于研究对象的异质性得出两者的非线性特征关系。例如,Singh(2008)与张利飞等(2021)认为研发国际化可能会引发国内创新资源分流,智力资本外流,核心技术泄露及外来者劣势造成的创新网络治理成本提升等问题,从而对母国公司的创新绩效产生不利影响。Hurtado-Torres(2018)与李梅等(2020)分别以跨国能源公司及中国沪深两市的知识密集型高技术行业上市企业为研究对象,发现研发国际化与创新绩效呈现倒U型关系。以上研究主要是以发达国家或地区的跨国公司为样本,其研发国际化的主要动因在于充分利用自身的创新优势,通过拓展其技术在全球市场的应用边界,实现技术的规模经济效应,而作为新兴经济体的中国的跨国公司开展研发国际化与创新绩效之间可能会呈现不同特点;此外,以上研究也忽略了研发国际化的内生性与选择偏差问题,前者表现为企业创新绩效对研发国际化的反作用,后者则表现为如果研发国际化所带来的成本高于企业创新绩效,则企业可能会放弃“走出去”战略。此外,党的二十大报告中进一步提出,加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合。近年来,以大数据及云计算等数字技术的应用为基础的新一轮科技革命也在我国逐步兴起,中国信息通信研究院发布的《2022数字经济发展报告》中显示,2021年,我国数字经济规模达到45.5万亿元,同比名义增长16.2%,高于GDP名义增速3.4个百分点,占GDP比重达到39.8%,其中,数字产业化规模为8.35万亿元,同比名义增长11.9%,产业数字化规模达到37.2万亿元,同比名义增长17.2%。随着各行业逐步认识到数字经济的重要性,数字化转型正在成为撬动产业发展,释放数字经济创新活力,有效驱动企业创新加速的有力举措。那么在当今社会数字化转型不断深入的大趋势下,研发国际化对企业创新绩效会呈现怎样的影响,数字化转型对研发国际化又是否会产生某种作用呢?有关这方面的问题,现阶段国内外研究较少涉及。

本文可能的边际贡献包括:①将数字化转型、研发国际化及企业创新绩效等核心变量纳入到同一研究框架。理论方面,提出企业通过数字化转型推动研发国际化是成本效应带来的选择;方法方面,通过Heckman两阶段模型分析核心变量的关系,缓解了研发国际化所带来的内生性问题,提升了基准回归结果的稳健性。②论证了研发国际化宽度与厚度对企业创新绩效的提升效应。这表明在当前世界经济陷入衰退、传统国际循环弱化、国际经济结构不断发生重构调整的情况下,坚持更高质量、更深层次、更大规模的对外开放是企业融入全球创新体系,实现高质量创新发展的必由之路。③城市环境方面的异质性研究表明,与高创新资源城市相比,低创新资源城市中,研发国际化对企业创新绩效的促进效应更强。这为创新发展水平落后地区的企业实现跨越式创新发展开辟了新的路径,也为国内创新网络与国际创新网络之间的互动开辟了新的空间。④基于经营风险、信息对称、市场监管及供应链关系等视角,发现环境不确定性及供应链集中度负向调节研发国际化与企业创新绩效间的关系,分析师关注则正向调节该关系。以上结论表明经营风险提升及供应链关系紧密会削弱研发国际化对企业创新绩效的促进效应,而信息完全性及市场监管力度的加强会增强研发国际化对企业创新绩效的促进效应。该结论为揭示研发国际化与企业创新绩效的关系机制提供了实证依据。

二、理论分析及假设提出

(一)开放式创新与研发国际化

研发国际化表现为技术、知识、资本及人力在不同国家或地区间的跨境流动(Cantwell and Janne, 1999),是开放式创新的典型表现。开放式创新最早是由Chesbrough等(2003)在2003年提出的,即企业应充分利用企业的内部和外部资源进行技术开发和创新活动,并采取内部和外部两种渠道将技术成果进行商业化(Chesbrough, 2003),其最终目标是降低创新主体的交易成本,缩短创新成果的转化周期,提高创新活动的效率。与开放式创新相对的概念为封闭式创新,通过两者比较,可以更好地理解开放式创新(表1)。可见,在开放式创新的概念框架中,企业内外部的知识与市场同等重要。随着全球市场竞争的加剧及信息技术的飞

速发展,企业生存的内外环境不确定性逐步加强,产品技术升级速度快速提升,产品生命周期也在逐步缩短,创新人才外流严重,这将导致企业新产品开发及自主研发活动的成本上升。因此,特别是对于作为新兴经济体的中国的企业来说,仅依靠自身力量开展技术创新的难度日益增加并难以持续,创新策略必须由“封闭式创新”向“开放式创新”转变。

表1 开放式创新与封闭式创新

比较内容	开放式创新	封闭式创新
创新资源的来源	企业内部和外部	企业内部
创新活动的过程	通过将内部创新资源外部化,利用外部创新主体实现创新成果转化;通过外部创新资源内部化,实现内部创新,进而获得创新成果	在企业内部运用自身创新资源,获得创新成果
商业模式	积极整合内外部创新资源并尽快转化为创新成果,进入市场	不与外部资源进行整合,严格保密内部创新活动并使其转化为新产品,进入市场
知识产权	购买其他创新主体的知识产权为己所用的同时,也将自身的知识产权转给其他创新主体	严格保护自身的知识产权
合作意愿	有条件地进行合作	完全不进行合作
企业文化	最好的创新资源同时存在于企业的内部和外部	最好的创新资源只存在于企业内部

在数字化转型的背景下,研发国际化已成为企业参与国际创新网络及进行开放式创新的重要途径。企业展开研发国际化的主要目标之一在于通过高效布局全球范围内的创新资源,实现创新资源的跨境利用及逆向转移,获取境外各国的互补性资产及异质性技术,形成内外部互联互通的知识共享体系,为企业创新赋予新场景与新动能(王展硕和谢伟,2018)。例如,我国上市公司“浪潮信息”与美国Inter公司合作研发新一代基因一体机;“东旭光电”与澳大利亚卧龙岗大学下属超导电子材料研究所签订战略合作协议;“同方股份”与美国戴尔公司合作推出系列模块化服务器产品。数字经济的发展不仅推动技术产品更新迭代及技术创新的全球分工,而且也为企业等创新主体间的信息、知识及技术的互通互联创造条件(张国胜和杜鹏飞,2022),进而催生出研发国际化的新场景、新业态。研发国际化作为全球数字经济产业创新生态的重要组成部分,已成为在全球范围内获取创新资源并实现开放式创新的重要途径。

(二)研发国际化的成本效应

尽管对于作为新兴经济体的中国企业来说,研发国际化是充分利用国外异质性与互补性创新资源进而提高企业价值与核心竞争力的重要途径,但研发国际化的过程并非“一帆风顺”,企业在获得国际创新网络所带来的协同创新红利的同时,也面临诸多障碍所带来的成本。

外来者劣势成本。在研发国际化初期,由于企业无法迅速嵌入东道国的文化及制度,研发国际化行为经常会遭到东道国政府及企业的抵制,这使得企业识别及吸收嵌入于东道国文化的技术的过程更加困难,相关知识的正外部性无法有效发挥,研发国际化效率下降(李梅和余天骄,2020)。

学习成本。在研发国际化的过程中,基于东道国技术及知识自身的隐性与黏性特征,企业需要不断提升知识搜索与学习能力及探索式创新能力,将东道国先进技术进行重构、内化及吸收,增加企业知识存量,提升研发国际化的效能(Singh,2008)。

组织管理成本。随着研发国际化进程的不断深入,企业可能会在多个东道国开展具有关联的研发国际化项目,不同东道国的地理、文化及制度差异增加了研发国际化项目间的创新资源流动成本。为了提升不同海外研发项目间的资源配置效率及有效推进海外研发项目的进程,付出众多的协调及监督成本也在所难免(Asakawa,2001)。此外,为了获取必需的创新资源,企业可也会付出对外部知识的过度搜索成本。

(三)数字化转型与研发国际化

企业家在进行决策选择时,往往从理性经济人的视角并基于成本效益比,从备选决策方案中作出较为满意的决策。是否展开研发国际化关系到企业是否在海外开展跨国研发联盟活动、建立海外研发中心及并购或新建海外子公司等一系列决策,是事关企业能否增强自主研发能力、嵌入国际创新网络的重要战略。因此,企业家也往往需要根据成本效益原则决定是否进行研究国际化。正如上文中所分析的那样,尽管已有的大部分研究表明研发国际化很可能会带来创新绩效的提升,但研发国际化产生的一系列成本有可能会高于其所带来收益,因此,部分研究也表明研发国际化有可能会造成创新绩效下降,进而迫使企业放弃研发国际化。当然,已有大部分研究由于忽略了实证分析的选择偏差及内生性问题,实证结论的可靠性值得商榷,但研发国际化所产生的成本效应也的确为企业是否进行该决策的过程设置了障碍。

随着数字化转型浪潮的到来,数字经济环境的强互动性、无边界性及不确定性等数字化情景推动了创新主体间知识共享,带来了包容性的知识创造,这有利于拓展企业开放性创新所带来的价值,企业在研发国际化进程中所遇到的成本效应可能会随着数字化转型的深入而得到有效遏制。首先,数字化转型有利于降低企业研发国际化进程中所面临的外来者劣势成本(杨震宁等,2021)。数字化转型的推进可以帮助企业在东道国建立数字化运营平台,该平台通过数字孪生技术全面提升产品的跨地域全价值链数据流转效率,提供全面的应用开发接口用来链接 product lifecycle management (PLM)、model-based systems engineering (MBSE)、community automatic exchange (CAX) 等系统,打通创新链、供应链中的数据孤岛,推动各个彼此之间的工具、产线及人员的高效对齐,实现企业与东道国合作伙伴间异构数据的高效流通及跨专业、跨组织及跨地域的全面协同,提升企业对于东道国知识和技术的查看能力、浏览能力、搜索能力及吸收能力,全面释放东道国技术的正外部性,缓解企业的外来者劣势。其次,数字化转型有利于降低企业研发国际化进程中所面临的学习成本。在数字化转型的过程中,企业通过借助大数据、云搜索等数字化技术,可以与东道国合作伙伴共同构建“数据提炼-价值信息-知识沉淀-知识应用”的数据价值创造模式,这有利于企业准确而又迅速地捕捉东道国合作伙伴的业务数据信息,并深度挖掘与加工其技术知识,提升企业对东道国合作伙伴技术知识的学习能力,减少企业由于重复学习所带来的机会成本。此外,数字技术作为一种新的信息编码方式,可以促进原本书面化的技术手段及黏性较强的隐性知识在企业与东道国合作伙伴间进行传递,推动彼此之间建立基于知识的相互信任与紧密合作关系。最后,数字化转型有利于降低企业研发国际化进程中所面临的组织管理成本。数字化转型可以推动企业利用智能技术与大数据结合自身的行业特点,在已有知识结构化的基础上,将数字化与知识管理系统有效结合,使企业自动进行知识识别与知识整合,减少企业对外部知识搜索的盲目性,这有利于推动企业与东道国各个合作伙伴之间克服空间及资源的限制,建立有效的知识流动渠道(王墨林等,2022)。此外,为了满足企业国际化业务对数据的要求,数字化转型可以帮助企业建设提纯加工后的标准数据资产体系,这也推动了复杂技术的标准化及复杂技术全球分工网络的建立,借助该网络,企业可以更好地与东道国各个伙伴建立数字技术创新生态系统,形成稳定的产业与创新链条,避免由于信息不对称所造成的组织管理成本上升等问题。基于以上分析,本文提出假设1:

数字化转型有利于推动企业展开研发国际化决策(H1)。

(四)数字化转型背景下研发国际化与企业创新绩效的关系

通过上文的文献与理论分析,认识到数字化转型的开展有利于推动企业进行研发国际化,研发国际化的成本效应也会得到遏制,这在一定程度上也释放了研发国际化对企业创新绩效的促进效应。除此之外,在数字化转型的作用下,研发国际化对企业创新绩效的作用机制还有哪些表现呢?首先,从价值创造的角度来看,通过数字化转型战略会为企业运营过程带来异质性价值,进而释放研发国际化对企业创新绩效的促进效应。一方面,数字化转型可以促进企业与其东道国合作伙伴之间进行新思想、新技术及新知识的交流,这有利于推动企业对相关的业务流程及产品进行革新,提升创新绩效;另一方面,数字化转型不仅赋能企业的生产与制造环节,而且也贯通于销售与消费环节(袁淳等,2021)。数字化技术可以使企业围绕自身业务架构与流程,使企业产品精准并且动态匹配海外客户需求,帮助企业建立柔性的供应链并提升创新绩效。其次,从平台建设的角度来看,数字化转型可以发挥其跨界产业融合的作用(洪银兴和任保平,2023),通过 information and communications technology (ICT) 搭建国内外创新资源共享平台,进而释放研发国际化对企业创新绩效的促进效应。数字技术的应用催生了数字协同创新云平台的诞生,打破了企业研发国际化过程中“线下”协同创新的时空界限,这使得企业与东道国合作伙伴间的实时协同研发及国外引领性技术逆向跨国界流动到我国的可能性大大提升(Rabbiosi and Santangelo, 2013)。最后,从企业文化的角度看,数字化转型背景下的研发国际化有利于为企业带来新的企业文化,改变了员工的创新思维和行为方式,进而释放研发国际化对企业创新绩效的促进效应。数字化转型带来的“平等,开放,共享,协作”的互联网思维,让企业员工能够跟上数字技术的发展速度,不仅推动员工之间及上下级之间在企业内部形成了平等互助的创新合作关系,并且也促使员工在企业研发国际化的过程中形成开放共享的创新思维(张志朋等,2023),提升了人力资本水平,促进企业创新。基于以上分析,本文提出假设2:

数字化转型背景下,企业展开研发国际化有利于促进其创新绩效(H2)。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选取

本文以2006—2021年的制造业A股上市公司作为研究对象,样本范围涵盖《中国上市公司分类指引(2012修订)》及《国民经济行业分类(GB/T4754-2017)》中划分的31个制造业行业。考虑到数字化转型及研发国际化战略对企业创新绩效的滞后性影响,创新绩效数据的样本期间为2006—2020年,数字化转型及研发国际化数据的样本期间为2007—2021年。之后,一是剔除由于年报文本格式问题无法通过Python大数据爬虫功能抓取数字化转型信息的企业观测值;二是剔除special treatment(ST)、*ST类上市公司的观测值;三是剔除资产负债率大于1的上市公司的观测值;四是消除异常值的影响,对连续变量进行了1%和99%的缩尾处理(winsorize)。最终,构建了2006—2021年的19216个观测值。其中,创新绩效数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS);数字化转型的相关数据资料来源于上市公司年报文本;其他控制变量数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。

(二)模型设计

从逻辑上看,回归分析中较为常用的普通最小二乘法(OLS)及工具变量法(IV)无法深入体现数字化转型如何作用于创新国际化进而影响企业创新绩效;从参数估计准确性上看,企业是否展开创新国际化活动主要基于成本效益的分析结果,该选择受到众多主客观因素的影响,如果通过OLS及IV等传统回归分析方法展开研究,则不能有效解决回归模型的内生性问题,也很难得到参数的相合估计结果。因此,通过借鉴张莹莹(2021)的研究及基于验证研究假设的需要,采用Heckman两阶段模型分析数字化转型及创新国际化对企业创新绩效的影响。为分析数字化转型与研发国际化对企业创新绩效的效应,构建模型如式(1)所示。

$$Inno_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{i,t-1} + \alpha_2 RD_inter_{i,t-1} + \alpha_3 Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $Inno$ 为企业创新绩效; Dig 为企业数字化转型; RD_inter 为企业创新国际化,该变量为虚拟变量, $RD_inter=1$ 表示企业进行了研发国际化, $RD_inter=0$ 表示企业未进行研发国际化; $Control$ 为一系列控制变量; α 为回归估计系数; ε 为随机扰动项; i,t 分别为企业个体及年份。由于 RD_inter 属于内生变量,其取值取决于企业对于研发国际化所带来成本效益的考量,因此存在众多不可观测因素可能会同时影响企业研发国际化及创新绩效,因此构建如式(2)决策选择方程模型。

$$RD_inter_{i,t}^* = \beta_0 + \beta_1 Z_{i,t} + \mu_{i,t}, \quad RD_inter_{i,t} = 1(RD_inter_{i,t}^* > 0) \quad (2)$$

其中: RD_inter^* 为企业研发国际化所带来的净收益; β 为回归估计系数; μ 为随机扰动项; Z 为对企业研发国际化决策选择产生影响的一系列外生变量,即排他性约束变量。基于排他性约束要求,该系列变量不包括式(1)中的 Dig 及 $Control$ 等变量,这些变量对 RD_inter 具有解释力,但对 $Inno$ 无影响。企业是否进行研发国际化可能会对创新绩效产生不同影响,如式(3)与式(4)所示。

$$Inno_{yi,t} = \alpha_{y0} + \alpha_{y1} Dig_{yi,t-1} + \alpha_{y2} RD_inter_{yi,t-1} + \alpha_{y3} Control_{yi,t-1} + \varepsilon_{yi,t}, \quad RD_inter = 1 \quad (3)$$

$$Inno_{ni,t} = \alpha_{n0} + \alpha_{n1} Dig_{ni,t-1} + \alpha_{n2} RD_inter_{ni,t-1} + \alpha_{n3} Control_{ni,t-1} + \varepsilon_{ni,t}, \quad RD_inter = 0 \quad (4)$$

其中: $Inno_{yi}$ 与 $Inno_{ni}$ 分别为企业进行与未进行研发国际化的创新绩效。由于随机扰动项 ε 和 μ 相关(相关系数 $\rho \neq 0$),因此, $E(\varepsilon | RD_inter) \neq 0$,式(1)的OLS估计系数 α_2 有偏,而Heckman两阶段模型方法可通过式(2)构造逆米尔斯比率(Imr, η)控制此偏差。假设 $\sigma_\mu^2 = \text{var}(\mu)$, $\sigma_{y\mu} = \text{cov}(\varepsilon_y, \mu)$, $\sigma_{n\mu} = \text{cov}(\varepsilon_n, \mu)$,将 σ_μ^2 标准化为1,则 ε_y 及 ε_n 的条件期望如式(5)与式(6)所示。

$$E(\varepsilon_{yi} | RD_inter_i = 1) = E(\varepsilon_{yi} | \beta_{y0} + \beta_{y1} Z_{yi} + \mu_{yi} > 0) = \sigma_{y\mu} \frac{\theta(\beta_1 Z_i)}{\psi(\beta_1 Z_i)} = \sigma_{y\mu} \eta_{yi} \quad (5)$$

$$E(\varepsilon_{ni} | RD_inter_i = 0) = E(\varepsilon_{ni} | \beta_{n0} + \beta_{n1} Z_{yi} + \mu_{ni} < 0) = \sigma_{n\mu} \frac{-\theta(\beta_1 Z_i)}{1 - \psi(\beta_1 Z_i)} = \sigma_{n\mu} \eta_{ni} \quad (6)$$

其中:假设 $\theta(\cdot)$ 和 $\psi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的密度函数与类似分布函数。在进行以上模型分析的基础上,运用最大似然估计法(MLE)对式(2)进行Probit回归,估计出 β_1 并计算 η_{yi} 和 η_{ni} ;在控制了OLS估计系数 α_2 选择性偏差的情况下,得到了 α_2 的一致性估计,如式(7)所示。

$$Inno_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{i,t-1} + \alpha_2 RD_inter_{i,t-1} + \alpha_3 Control_{i,t-1} + \rho \sigma \eta_{i,t-1} + \xi_{i,t} \quad (7)$$

其中:如果 η 显著,则估计系数 α_2 的选择性偏差存在; ρ 为 ε 和 μ 的相关系数; ξ 为随机扰动项。在 $RD_inter=1$ 及 $RD_inter=0$ 的情况下,分别通过式(8)与式(9)得到式(3)与式(4)中 α_{y2} 、 α_{n2} 、 α_{y3} 及 α_{n3} 一致性估计系数。

$$Inno_{yi,t} = \alpha_{y0} + \alpha_{y1}Dig_{yi,t-1} + \alpha_{y2}RD_inter_{yi,t-1} + \alpha_{y3}Control_{yi,t-1} + \sigma_{y\mu}\eta_{yi,t-1} + \varepsilon_{yi,t}, \quad RD_inter = 1 \quad (8)$$

$$Inno_{ni,t} = \alpha_{n0} + \alpha_{n1}Dig_{ni,t-1} + \alpha_{n2}RD_inter_{ni,t-1} + \alpha_{n3}Control_{ni,t-1} + \sigma_{y\mu}\eta_{yi,t-1} + \varepsilon_{ni,t}, \quad RD_inter = 0 \quad (9)$$

(三)变量测度

1. 创新绩效(Inno)

测量企业创新绩效的常用指标主要包括新产品销售收入、专利申请量及专利授权量等创新产出指标。其中,新产品销售收入主要体现企业产品创新的能力,却忽视了企业等创新主体知识创造的表现,此外,各地政府会针对新产品销售收入给予一定补贴,这就会造成部分企业为获得更多新产品销售收入而向政府采取寻租行为,进而引起该指标内容的失真。专利授权过程容易受到审批程序等官僚行政体制方面的影响,并且审核周期较长,具有较强的不确定性,相比而言,专利申请量指标更能直接并且及时体现企业创新的效果。根据专利法规定,专利分为发明、实用新型和外观设计三种,相对于产品的升级改造等策略性创新方面,企业更加关注数字化转型与研发国际化决策对方法创新等实质性创新方面的影响,因此,参照白俊红和卞元超(2016)的研究方法,分别对发明、实用新型和外观设计相关数据赋予0.5、0.3和0.2的权重并加和,集成新的专利申请数指标。此外,考虑到诸多样本企业的年度专利申请数量为0及该指标存在右偏态分布等问题,本文将集成后的专利申请数量加1并取自然对数作为创新绩效的衡量指标。

2. 数字化转型(Dig)

借鉴杨金玉等(2022)的研究,首先,基于与企业数字化转型相关的人工智能、区块链、云计算、大数据及数字应用等维度,一是从政府及相关部门网站检索国家相关顶层制度文件,如党的二十大报告等;二是从我国高校、研究机构、企业及全国性协会的网站检索相关研究报告,如清华大学全球产业研究院推出的《中国企业数字化转型研究报告(2020)》;三是从中国知网检索与数字化转型相关的Chinese Social Sciences Citation Index(CSSCI)期刊论文;在检索以上资料基础上,构建企业数字化转型关键词词谱。其次,依据词谱,通过文本分析法并利用Python分词处理功能从样本企业年报中对关键词进行筛选,统计各个关键词的出现频次,采用熵值法构建客观形态下的数字化转型指数(Dig_obj)。再次,借助专家对各个关键词在年报中出现的频次及企业生产经营资料综合判断,在专家打分的基础上构建主观形态下的数字化转型指数(Dig_sub)。最后,将Dig_obj及Dig_sub标准化处理后,分别赋予0.5的权重并加和,集成新的数字化转型指数并以此衡量数字化转型。

3. 研发国际化(RD_inter)

借鉴李梅和余天骄(2016)的研究,将企业研发国际化设置为“企业是否展开研发国际化”的虚拟变量。若样本企业与海外公司开展跨国研发联盟活动、建立海外研发中心及并购或新建海外子公司涉及技术研发活动,则被视为展开了研发国际化活动,是为1,否则为0。

4. 排他性约束变量(Ecv)

借鉴刘修岩(2014)及淦未宇和刘曼(2022)的研究,式(2)中的Heckman第一阶段决策模型中,Z变量主要包括“企业所在城市距离海岸线距离”(Coastline)与“董监高海外背景”(Overseas)。首先,企业所在城市距离海岸线越近,其进行海外业务的可能性就越大,该企业实施研发国际化决策的概率就越高,该变量可通过城市所在经纬度与海岸线的最短距离并取自然对数进行表示。其次,企业的决策层与管理层对于研发国际化决策的制定与实施起着较为重要的作用,而决策层与管理层的人员如果具有海外生活、工作及留学等经历,其将更具有国际视野,这有利于其作出研发国际化的决策,可将“董监高海外背景”设置为“董监高是否具有海外背景”的虚拟变量,是为1,否则为0。

5. 控制变量(Control)

借鉴郑帅和王海军(2022)及万源星等(2021)的研究,本文加入了一系列控制变量,包括企业性质(EN)、企业年龄(Age)、企业规模(Size)、股权集中度(Herf)、企业托宾Q值(TobinQ)、企业成长性(Gro)、净营运资本(Nwc)、负债比率(DR)、盈利能力(Pro)、净现金流量(Ncf)。各变量具体定义见表2。

表2 变量定义表

变量代码	变量名称	变量定义
<i>Inno</i>	创新绩效	$\ln(\text{发明、实用新型和外观设计数据赋予}0.5、0.3\text{和}0.2\text{的权重并加和集成新的专利申请量指标}+1)$
<i>Dig</i>	数字化转型指数	对基于文本分析法与专家打分法构建的数字化转型指数赋予0.5的权重并加和
<i>RD_inter</i>	研发国际化	设置“企业是否展开研发国际化”的虚拟变量,是为1,否则为0
<i>Coastline</i>	企业所在城市距离海岸线距离	$\ln(\text{城市所在经纬度与海岸线的最短距离})$
<i>Overseas</i>	董监高海外背景	设置“董监高是否具有海外背景”的虚拟变量,是为1,否则为0
<i>EN</i>	企业性质	国有企业取1,否则为0
<i>Age</i>	企业年龄	$\ln(\text{企业成立年度至观测年度经历时间})$
<i>Size</i>	企业规模	$\ln(\text{企业总资产})$
<i>Herf</i>	股权集中度	公司第一大股东的持股比例
<i>TobinQ</i>	托宾Q值	$[\text{总负债}+\text{流通股数} \times \text{年末收盘价} + \text{非流通股数} \times (\text{所有者权益}/\text{总股数})]/\text{总负债}$
<i>Gro</i>	企业成长性	$(\text{当年主营业务收入}-\text{前一年主营业务收入})/\text{前一年主营业务收入}$
<i>Nwc</i>	净营运资本	$(\text{流动资产}-\text{流动负债}-\text{现金})/\text{总资产}$
<i>DR</i>	负债比率	$(\text{短期借款}+\text{一年内到期的非流动负债}+\text{长期借款}+\text{应付债券})/\text{总资产}$
<i>Pro</i>	盈利能力	净利润/总资产
<i>Ncf</i>	净现金流量	经营活动现金流量净额/总资产

四、实证分析

(一)描述性分析

表3列出了全样本下主要变量的描述性统计结果。从中可以看到,创新绩效、数字化转型与研发国际化的均值分别为2.487、0.294与0.368,相对于最大值水平差距较大,这表明样本企业的创新绩效、数字化转型与研发国际化水平总体不高;样本企业所在城市距离海岸线距离的平均值与最大值分别为1.554与6.923,这表明大部分样本企业所在城市位置与距离海岸线较近;董监高海外背景变量的平均值与最大值分别为0.618与1.000,这表明大部分样本企业的董监高都具有海外背景;此外,约49%的供应商企业为国有企业,股权集中度均值约为34%,企业成长性均值约为15%,净营运资本均值约为2%,负债比率均值约为43%,总资产收益率均值约为3%,现金流量占比均值约为5%。

表3 变量描述性统计结果

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值	变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Inno</i>	19216	2.487	1.922	0.000	8.582	<i>Herf</i>	19216	0.339	0.147	0.022	0.893
<i>Dig</i>	19216	0.294	0.187	0.000	0.677	<i>TobinQ</i>	19216	2.045	0.893	1.634	11.383
<i>RD_inter</i>	19216	0.368	0.479	0.000	1.000	<i>Gro</i>	19216	0.151	0.309	-0.478	1.723
<i>Coastline</i>	19216	1.554	1.754	0.000	6.923	<i>Nwc</i>	19216	0.018	0.198	-0.922	0.739
<i>Overseas</i>	19216	0.618	0.485	0.000	1.000	<i>DR</i>	19216	0.428	0.233	0.016	0.989
<i>EN</i>	19216	0.488	0.512	0.000	1.000	<i>Pro</i>	19216	0.034	0.065	-0.231	0.218
<i>Age</i>	19216	2.591	0.442	1.384	3.389	<i>Ncf</i>	19216	0.046	0.068	-0.143	0.232
<i>Size</i>	19216	22.727	1.519	19.133	26.529						

此外,依据中国证券监督管理委员会2012年公布的《中国上市公司分类指引(2012修订)》及国家质检总局、国家标准委2017年发布的《国民经济行业分类(GB/T4754-2017)》,并基于2006—2021年A股制造业上市公司的专利申请数据、年报文本信息及涉及技术研发的海外投资活动资料,测算了31个制造业行业(C13~C43)样本期内的企业创新绩效与数字化转型的行业平均水平,以及截止2021年各行业内企业展开研发国际化活动的占比情况,初步分析了数字化转型、研发国际化及企业创新绩效的关系。图1展示了研发国际化与企业创新绩效的关系。可以发现,除皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业(C19)及黑色金属冶炼和压延加工业(C31)的研发国际化占比与企业创绩则无相关关系外,其他行业则呈现出一定的正相关关系,如专用设备制造业(C35)、汽车制造业(C36)、电气机械和器材制造业(C38)、计算机、通信和其他电子设备制造业(C39)等技术密集型行业的研发国际化企业占比达到了40%左右,并且其企业创新绩效在所有行业中也居于较高水平。图2展示了数字化转型与研发国际化转型的关系。可以发现,除皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业(C19)等行业外,其他行业的企业创新绩效基本与数字化转型行业平均水平呈正相关关系。与西方发达国家相比,我国企业在全球创新竞争中处于弱势地位,尤其在半导体设备等方面的技术上,依然依赖进口。通过开展研发国际化,我国企业可以在加强产业链弹性、优化对外投资结构布局的基础上,嵌入国际创

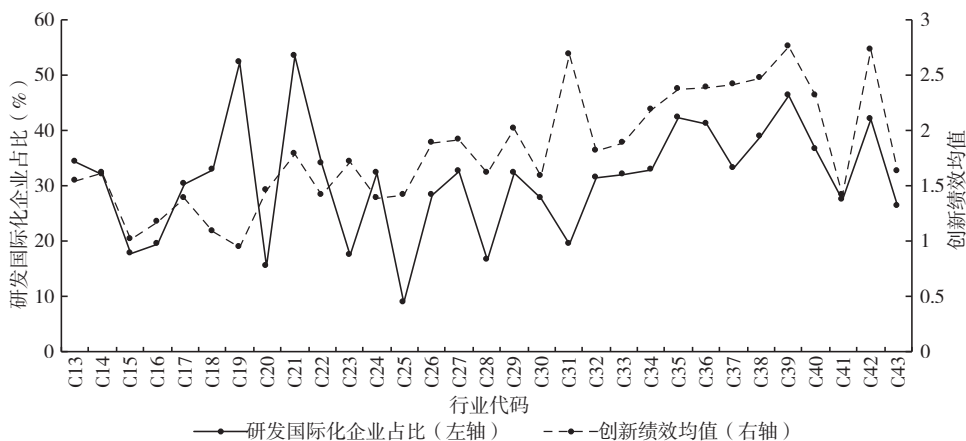


图1 研发国际化与企业创新绩效

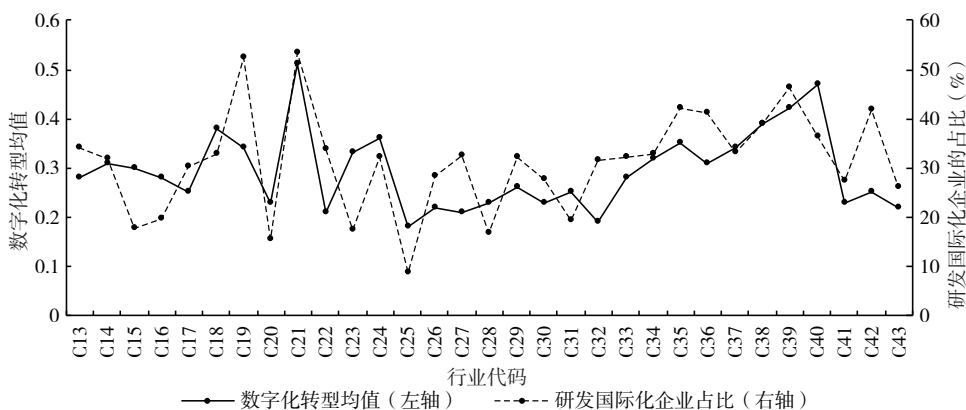


图2 数字化转型与研发国际化

新网络,进一步提升自主研发能力。但近年来,全球贸易保护主义逐步抬头,新一轮“逆全球化”浪潮袭来,这使得我国企业在开展研发国际化的过程中面临诸多挑战。数字经济是数字时代推进中国式现代化的重要引擎,是构筑国家竞争新优势的有力支撑,而数字化转型也是当今企业持续创新发展过程中所要面临的时代场景。数字化转型中的数字孪生、大数据及云平台技术促进了企业间数据共享开放及企业内部与用户的开放连接,推动了开放式产业创新生态系统的构建,因此,数字化转型中蕴含的开放式创新理念无疑会为破除研发国际化过程中遇到的障碍创造条件。

基于数据初步分析,是否就可以说明数字化转型背景下,研发国际化对企业创新绩效具有显著促进效应呢?数字化转型又能否会推动企业研发国际化的进程呢?本文将对以上问题展开具体分析。

(二)基准回归

表4展示了数字化转型、研发国际化与企业创新绩效间的回归结果。(1)列为Heckman第一阶段决策选择模型,因变量为研发国际化,并采用Probit回归方法进行分析。结果显示,数字化转型的参数估计值为0.602,且在1%的统计水平显著为正,说明数字化转型对企业创新绩效存在正向影响,H1得到证实。数字化转型与研发国际化对企业创新绩效的回归结果见表4的(2)列所示,采用普通最小二乘法(OLS)回归方法进行分析,数字化转型与研发国际化的参数估计值分别为1.493与0.622,且皆在1%的统计水平显著为正,初步证实H2成立。考虑到可能存在其他因素会影响企业研发国际化进而产生的内生性问题,此时研发国际化指数不能体现与企业创新绩效的回归结果。按照Heckman两阶段模型的惯常做法及借鉴李唐等(2020)的研究,选取Heckman第一阶段决策选择模型所预测的决策概率作为工具变量,并采用二阶段最小二乘法(2SLS)估计研发国际化与企业创新绩效间的回归结果,见表4的(3)列所示,数字化转型与研发国际化的参数估计值分别为1.341与1.283,且皆在1%的统计水平显著为正,在考虑内生性问题后,H2仍然成立。考虑到OLS回归分析过程中可能出现的样本自选择偏差问题,采用Heckman第二阶段结果模型估计数字化转型

与研发国际化对企业创新绩效的回归结果。见表4的(4)列所示,加入 η 后,数字化转型与研发国际化的估计值依然显著为正,H2再次得到证实;而此时 η 显著为负,样本自选择偏差问题存在,这表明受自身特征影响,不同企业的研发国际化决策选择机制有所不同,如果不考虑样本偏差问题,将无法获得无偏且一致的回归结果。表4的(5)列、(6)列中,无论企业是否实施研发国际化决策选择($RD_inter=1$ 或 $RD_inter=0$),数字化转型都会促进企业创新绩效。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Heckman 第一阶段 决策选择模型	OLS	2SLS	Heckman 第二阶段结果模型		
	RD_inter	$Inno$	$Inno$	$Inno$	$Inno(RD_inter=1)$	$Inno(RD_inter=0)$
Dig	0.602*** (9.75)	1.493*** (26.03)	1.341*** (20.63)	1.349*** (21.17)	1.509*** (14.43)	1.189*** (14.74)
RD_inter		0.622*** (30.37)	1.283*** (9.86)	1.239*** (10.58)		
$Coastline$	0.139*** (7.53)					
$Overseas$	0.418*** (18.82)					
EN	-0.219*** (-2.97)	0.117 (1.22)	0.134 (1.39)	0.139 (1.47)	0.182 (1.75)	0.103 (1.17)
Age	-0.069** (-2.06)	0.056* (1.94)	0.077** (2.53)	0.082*** (2.68)	0.319*** (6.02)	-0.075*** (-2.08)
$Size$	0.121** (2.16)	0.787*** (21.28)	0.905*** (21.72)	0.937*** (22.44)	1.511*** (27.06)	0.862*** (18.81)
$Herf$	-0.288*** (-3.91)	0.082 (1.19)	0.142** (1.98)	0.134** (1.96)	0.323*** (2.78)	-0.082 (-0.94)
$TobinQ$	0.205*** (7.72)	0.078*** (3.26)	0.096*** (3.93)	0.116*** (4.27)	0.286*** (5.41)	0.133*** (3.57)
Gro	0.229*** (3.26)	-0.498*** (-3.94)	-0.447*** (-2.82)	-0.388*** (-3.23)	-0.265*** (-3.81)	-0.361*** (-3.14)
Nwc	-0.182*** (-2.13)	-0.336* (-1.88)	-0.443* (-1.93)	-0.414** (-2.26)	-0.353*** (-2.49)	-0.418 (-1.52)
DR	1.403*** (23.82)	1.467*** (27.48)	1.162*** (14.75)	1.191*** (16.34)	2.063*** (15.39)	0.773*** (8.84)
Pro	0.982*** (5.24)	2.699*** (16.01)	2.463*** (14.49)	2.482*** (14.71)	3.767*** (12.78)	1.846*** (8.95)
Ncf	0.092*** (5.39)	0.056*** (3.41)	0.035*** (2.19)	0.037*** (2.14)	0.085*** (3.75)	0.029 (1.45)
η				-0.383*** (-5.41)		
η_s					-0.245*** (-2.19)	
η_a						-0.302*** (-3.12)
$Industry/Province/Year$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19216	19216	19216	19216	7018	12198
C-D Wald F			458.128***			
Adj- R^2		0.303	0.107	0.307	0.298	0.213

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内的值为 t 统计量。

(三)反事实分析

为了更加清晰地表现研发国际化与企业创新绩效的关系,基于基准回归制订一个反事实框架,回答以下问题:展开研发国际化的企业如果没有实施该决策,创新绩效有何变化?没有展开研发国际化的企业如果实施该决策,创新绩效有何变化?已经展开研发国际化的企业与后续实施研发国际化决策的企业,何种情况的创新绩效提升效应更强?针对以上问题,首先,列出展开研发国际化与未展开研发国际化情况下企业创新绩效及相应的反事实状态下企业创新绩效的密度函数分布图(图3)。可以发现,已展开研发国际化的企业如果没有展开研发国际化,则创新绩效将会下降;未展开研发国际化的企业如果展开研发国际化,则创新绩效将会上升。

其次,建立模型如式(10)与式(11)所示。

$$\begin{aligned}
 YAPE &= E(Inno_{yi,t} | RD_inter = 1) - E(Inno_{ni,t} | RD_inter = 1) \\
 &= (\alpha_{y1} - \alpha_{n1})Dig_{yi,t-1} + (\alpha_{y2} - \alpha_{n2})RD_inter_{yi,t-1} + (\alpha_{y3} - \alpha_{n3})Control_{yi,t-1} + (\sigma_{y\mu} - \sigma_{n\mu})\eta_{yi,t-1}
 \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned}
 NAPE &= E(Inno_{yi,t} | RD_inter = 0) - E(Inno_{ni,t} | RD_inter = 0) \\
 &= (\alpha_{y1} - \alpha_{n1})Dig_{ni,t-1} + (\alpha_{y2} - \alpha_{n2})RD_inter_{ni,t-1} + (\alpha_{y3} - \alpha_{n3})Control_{ni,t-1} + (\sigma_{y\mu} - \sigma_{n\mu})\eta_{ni,t-1}
 \end{aligned} \quad (11)$$

其中: $YAPE$ 与 $NAPE$ 分别为企业开展研发国际化后所获得创新绩效的平均处理效应及未开展研发国际化后所获得创新绩效的平均处理效应。经过估计之后,发现 $YAPE$ 与 $NAPE$ 分别为1.37与1.14,这表明实施研发国际化决策样本企业的创新绩效提升效应高于未实施研发国际化决策样本企业开展研发国际化后所获得的创新绩效提升效应。

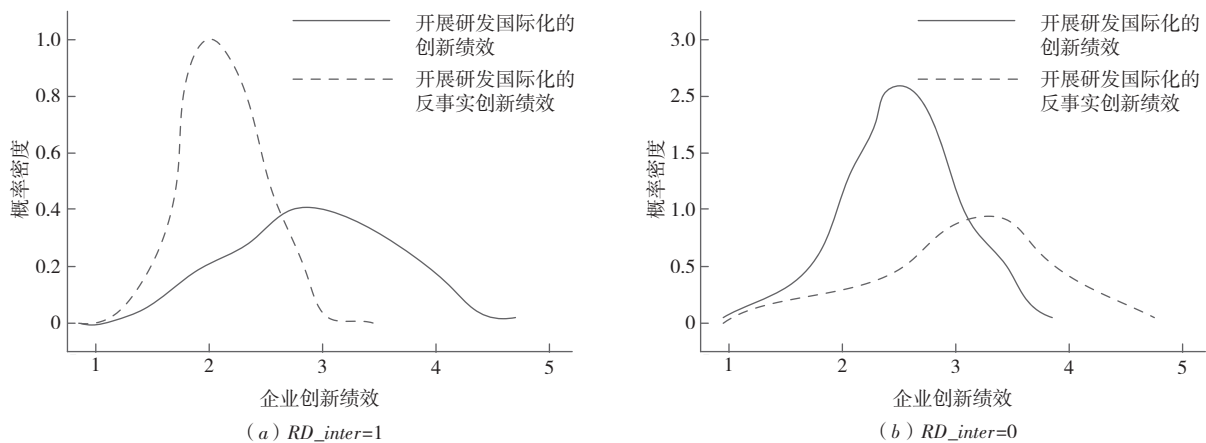


图3 事实与反事实创新绩效

因此,以上反事实分析结果再次印证了研发国际化对企业创新绩效的提升效应。

五、稳健性检验

(一)替换变量

1. 替换创新绩效变量

借鉴唐要家等(2022)、杨金玉等(2022)的研究,由于我国《专利法》规定专利包括发明专利、实用新型专利、外观设计专利三种类型,因此将发明专利申请数(*Inno_inv*)、实用新型专利申请数(*Inno_uti*)及外观设计专利申请数(*Inno_des*)分别加1取自然对数作为被解释变量进行回归分析;此外,还分析了数字化转型与研发国际化对企业自主创新及协同创新的影响,其中,以企业独立申请的专利数量加1取自然对数表示自主创新能力(*Inno_ind*),以企业联合其他创新主体申请的专利数量加1取自然对数表示协同创新能力(*Inno_col*)。以上替换变量都是从创新数量视角度量创新绩效,借鉴 Kaiser等(2018)的研究,从创新质量视角采用年度专利申请数量加上后续3年内被引用次数之和并取自然对数(*Inno_qua*)度量创新绩效。表5中,分别将发明专利申请数、实用新型专利申请数及外观设计专利申请数作为被解释变量进行回归,数字化转型与研发国际化对创新绩效的促进效应依然显著;数字化转型与研发国际化对企业自主创新能力及协同创新能力的提升具有促进作用;此外,核心解释变量对企业创新质量的提升也具有推动作用。

表5 替换创新绩效变量后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Inno_inv</i>	<i>Inno_uti</i>	<i>Inno_des</i>	<i>Inno_ind</i>	<i>Inno_col</i>	<i>Inno_qua</i>
<i>Dig</i>	0.167*** (5.89)	0.151*** (5.34)	0.172*** (7.58)	1.451*** (21.77)	0.757*** (13.19)	0.287*** (2.94)
<i>RD_inter</i>	0.572*** (6.44)	0.549*** (6.58)	0.585*** (6.17)	0.989*** (8.07)	0.887*** (8.26)	0.622*** (6.93)
η	-0.481*** (-6.62)	-0.503*** (-6.56)	-0.464*** (-6.81)	-0.233*** (-3.15)	-0.308*** (-4.82)	-0.384*** (-6.09)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry/Province/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	12898	19216	19216	19216	19216	19216
<i>Adj_R²</i>	0.774	0.782	0.731	0.328	0.133	0.487

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内的值为*t*统计量。

2. 替换数字化转型变量

借鉴吴非等(2021)、杨金玉等(2022)的研究,分别采用“企业年报文本中出现的数字化转型关键词数量加1取自然对数”(*Dig_num*)、“是否进行数字化转型的虚拟变量(“是”取1,“否”则取0)”(*Dig_vir*)、“同行业中所有企业年报文本中出现的数字化转型关键词频率的平均数”(*Dig_ave*)作为解释变量,并采用 Heckman 两阶段回归分析方法进行研究。表6中,采用替换后的数字化转型变量进行回归,结果显示数字化转型的替换变量对研发国际化具有显著的促进作用,数字化转型的替换变量与研发国际化对企业创新绩效具有显著的促进效应。

表6 替换数字化转型变量后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	决策选择模型	结果模型	决策选择模型	结果模型	决策选择模型	结果模型
	<i>RD_inter</i>	<i>Inno</i>	<i>RD_inter</i>	<i>Inno</i>	<i>RD_inter</i>	<i>Inno</i>
<i>Dig_num</i>	0.003*** (3.71)	0.012*** (16.22)				
<i>Dig_vir</i>			0.203*** (6.51)	0.294*** (11.03)		
<i>Dig_ave</i>					0.069*** (7.93)	0.189*** (6.47)
<i>RD_inter</i>		1.275*** (10.87)		1.393*** (11.99)		1.312*** (11.28)
η		-0.389*** (-5.49)		-0.461*** (-6.51)		-0.419*** (-5.95)
<i>Ecv</i>	Yes		Yes		Yes	
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry/Province/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	19216	19216	19216	19216	19216	19216
Adj_ R^2		0.292		0.286		0.304

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号内的值为*t*统计量。

3. 替换研发国际化变量

借鉴李梅等(2020)研究,分别采用研发国际化宽度(*RD_inter_wid*)与研发国际化厚度(*RD_inter_thi*)作为作为本文研发国际化的替代变量进行 Heckman 两阶段回归分析,验证研发国际化对企业创新绩效的效应。研发国际化宽度表示企业在国外设立研发子公司或机构的地理分散程度;本文根据中国商务部2006—2021年公布的《境外投资企业(机构)名录》,通过“我国企业在国外设立研发子公司或机构的数量”表示研发国际化宽度。研发国际化厚度表示企业在国外实施研发战略的投入程度;本文基于 Wu 等(2016)的测量方法,首先通过“中国与境外研发子公司或机构所在国家的地理距离集聚程度”构建赫芬达尔指数,然后以“1-赫芬达尔指数”表示研发国际化厚度,如式(12)所示。

$$RD_inter_thi = 1 - \sum_{i=1}^n \left(\frac{G_i}{G} \right)^2 \quad (12)$$

其中: G_i 为中国与某个样本企业在国外设立的研发子公司或机构所在国家*i*的地理距离; G 为中国与某个样本企业在国外设立的全部研发子公司或机构所在国家的地理距离之和。其中地理距离数据可以通过世界贸易数据库(CEPII BACI数据库)获取。表7中的回归结果显示,H1与H2的结论稳健,并且通过与基准回归结果比较,发现研发国际化宽度对企业创新绩效的促进效应更强。

(二) 替换样本

近年来,以美国为首的西方国家“技术民族主义”日益盛行,针对中国展开科技竞争,推动其他国家与中国间的“技术脱钩”,通过了旨在压制中国科技力量的“中国专项”“清洁网络”“非对称竞争”及“小院高墙”等机制或策略(赵明昊,2021),这为我国企业“绿地投资、跨国战略合作和跨国并购”等研发国际化战略的实施带来了不确定性。为了更好更快地实现“高精尖”技术的突破,推动“科学赶超”与“技术赶超”的并进,我国企业在实施研发国际化战略的同时,要尽可能提升海外研发投资的地理分散性,规避个别国家技术堡垒政策的影响。因此,本文剔除了在单一国家展开研发国际化的企业样本展开 Heckman 两阶段回归分析,以验证在多个国家实施研发国际化的企业样本的回归结果。表8结果显示,在1%的显著性水平下,企业数字化转型有利于推动我国企业在多个国家实施研发国际化战略,而该决策也推动了企业创新绩效的提升。此外,通过对比表4的(4)列与表8的(2)列可以发现,相对于“包括在单一国家与多个国家实施研发国际化战略的企业样本”而言,“在多个国家实施研发国际化战略的企业样本”中,研发

表7 替换研发国际化变量后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	决策选择模型	结果模型	决策选择模型	结果模型
	<i>RD_inter_wid</i>	<i>Inno</i>	<i>RD_inter_thi</i>	<i>Inno</i>
<i>Dig</i>	0.413*** (3.86)	1.583*** (25.62)	0.353*** (4.19)	1.221*** (21.17)
<i>RD_inter_wid</i>		1.068*** (4.29)		
<i>RD_inter_thi</i>				0.744*** (3.78)
η		-0.348*** (-2.78)		-0.225*** (-2.91)
<i>Ecv</i>	Yes		Yes	
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry/Province/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	19216	19216	19216	19216
Adj_ R^2		0.269		0.242

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号内的值为*t*统计量。

国际化战略对企业创新绩效的提升效应更强。因此,提升海外研发投资的地理分散性,有利于规避个别国家的技术封锁,使我国企业更好地发挥数字化、智能化技术改造在提升企业创新绩效中的作用。

(三)内生性问题分析

基于数字化转型在 Heckman 两阶段回归分析过程中可能存在的内生性问题,本文将选取合适的工具变量,通过 2SLS 进一步对基准回归结果的稳健性进行检验。

决策选择模型方面。一是考虑到企业展开研发国际化可能会有利于其获取国外先进的数字化生产方式与技术,进而提升自身的数字化转型能力;二是考虑到研发国际化中所面临的国外技术封锁有可能会倒逼企业进行数字化转型。首先,借鉴 Goldsmith-Pinkham 等(2020)的思路,运用份额移动法构建工具变量,具体思路为:计算每家样本企业所属行业内其他样本企业滞后一期的数字化转型均值(*share*),表示分析单元初始的份额构成;计算所有样本企业的数字化转型均值的年增长率(*shift*),表示样本总体的增长率;计算 $share \times shift$ 作为数字化转型的工具变量,表示数字化转型模拟增长量。其次,借鉴 Lewbel(1997)的思路,采用同一年度每家样本企业的数字化指数与 $share \times shift$ 离差的三次方作为数字化转型的工具变量。表 9 的(1)列中,数字化转型变量的估计系数显著性与基准回归结果基本一致,并且 *F* 统计量大于 10,拒绝了弱工具变量假说,工具变量满足相关性。因此, H1 的结论依然稳健。

结果模型方面。表 4 的基准回归结果表明无论企业是否展开研发国际化,数字化转型对企业创新绩效都具有显著提升作用。尽管 Heckman 第二阶段结果模型主要揭示研发国际化与企业创新绩效的关系,但数字化转型作为重要的控制变量,会对模型回归结果产生影响,因此在模型分析过程中,为避免数字化转型变量内生性对回归结果的干扰作用,继续应用上述决策选择模型中的工具变量展开结果模型分析。表 9 的(2)~(4)列中, Sargan 检验与 Basman 检验的卡方值不显著,工具变量满足外生性;在考虑了数字化转型变量的内生性后,数字化转型与研发国际化对企业创新绩效仍具有显著的促进作用。因此, H2 的结论依然稳健。

(四)变更模型设定

一是控制遗漏变量的检验。尽管基准回归中纳入了众多的可能影响企业创新绩效的控制变量,但仍可能会遗漏某些重要的控制变量。首先,考虑到本文的创新绩效变量为创新产出类指标,而创新投入对创新产出具有影响,因此将企业研发强度作为控制变量进行 Heckman 两阶段回归分析。其中,研发强度通过“R&D 投入与主营业务收入的比值”($R\&D_inten$)进行衡量。其次,进一步纳入“年份-省份”($Year \times Province$)及“年份-行业”($Year \times Industry$)的交互固定效应,进而有效控制了省份层面的动态宏观环境及异质性行业环境;二是运用聚类稳健标准误。本文分别对检验的标准误差在行业层面与省份层面进行聚类调整。表 10 的(1)列、(2)列中,加入研发强度等控制变量及交互固定效应后,数字化转型与研发国际化的估计系数依然显著为正;表 10 的(3)~(6)列中的结论也验证了基准回归结果的稳健性。

表 8 替换样本后的回归结果

变量	(1)	(2)
	决策选择模型	结果模型
	<i>RD_inter</i>	<i>Inno</i>
<i>Dig</i>	0.771*** (11.12)	1.302*** (18.53)
<i>RD_inter</i>		1.427*** (12.71)
η		-0.401*** (-5.68)
<i>Ecv</i>	Yes	
<i>Control</i>	Yes	Yes
<i>Industry/Province/Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	15915	15915
Adj- <i>R</i> ²		0.327

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内的值为 *t* 统计量。

表 9 内生性问题检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Heckman 第一阶段决策 选择模型 2SLS	Heckman 第二阶段 结果模型 2SLS		
	<i>RD_inter</i>	<i>Inno</i>	<i>Inno</i> (<i>RD_inter</i> =1)	<i>Inno</i> (<i>RD_inter</i> =0)
<i>Dig</i>	0.502*** (6.71)	1.297*** (18.03)	1.386*** (11.81)	1.179*** (12.25)
<i>RD_inter</i>		1.236*** (8.74)		
η		-0.382*** (-4.47)		
η_y			-0.297** (-2.12)	
η_n				-0.283** (-2.39)
<i>Ecv</i>	Yes			
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry/Province/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	15193	15193	5938	9255
Adj- <i>R</i> ²		0.151	0.146	0.117
<i>F</i>	1603.68			
Sargan chi (<i>p</i> -value)		0.802 (0.373)	0.523 (0.461)	0.769 (0.378)
Basman chi (<i>p</i> -value)		0.762 (0.384)	0.493 (0.479)	0.725 (0.396)

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内的值为 *t* 统计量。

表 10 变更模型设定后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	控制遗漏变量		行业层面的聚类调整		省份层面的聚类调整	
	决策选择模型	结果模型	决策选择模型	结果模型	决策选择模型	结果模型
	<i>RD_inter</i>	<i>Inno</i>	<i>RD_inter</i>	<i>Inno</i>	<i>RD_inter</i>	<i>Inno</i>
<i>Dig</i>	0.529*** (8.55)	1.184*** (18.98)	0.603*** (6.79)	1.351*** (9.47)	0.596*** (5.83)	1.358*** (11.39)
<i>RD_inter</i>		1.082*** (9.06)		1.238*** (4.64)		1.245*** (6.34)
η		-0.317*** (-4.33)		-0.385** (-2.48)		-0.391*** (-3.45)
<i>Inno_inten</i>	1.197*** (3.43)	7.042*** (20.59)				
<i>Year</i> × <i>City</i>	Yes	Yes				
<i>Year</i> × <i>Industry</i>	Yes	Yes				
<i>Ecv</i>	Yes		Yes		Yes	
<i>Other Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry/Province/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	19216	19216	19216	19216	19216	19216
Adj- R^2		0.315		0.302		0.307

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号内的值为*t*统计量。

六、异质性分析

(一) 产权性质的异质性检验

基于产权性质可将全样本分为国有企业样本组(SOE)与非国有企业样本组(Non-SOE)。表11的(1)列、(3)列汇报了国有企业、非国有企业两个样本组的Heckman第一阶段回归结果,数字化转型显著促进了两个样本组的研发国际化;国有企业、非国有企业两个样本组在Heckman第一阶段Probit模型下对应的数字化转型的样本均值处边际效应(marginal effects of means, MEM)分别为0.23与0.11,这表明相较于非国有企业样本组,国有企业样本组下的数字化转型对研发国际化的促进效应更强。表11的(2)列、(4)列汇报了国有企业、非国有企业两个样本组的Heckman第二阶段回归结果,研发国际化显著促进了两个样本组的企业创新绩效;基于似无相关模型的检验方法(Suest)进行组间系数差异检验后发现,研发国际化的组间回归系数差异性检验的*P*值为0.02,根据两个样本组中研发国际化的估计系数,可以发现相较于非国有企业样本组,国有企业样本组下的研发国际化对企业创新绩效的促进效应更强。尽管国有企业在研发国际化方面具有一定的劣势,例如,如果意在国际化的国有企业与母国政府的关系较为密切,则东道国政府可能会为国有企业设置众多的市场堡垒,但国有企业在研发国际化中也具有较为明显的优势,一是国有企业基于母国政府的资源和信息支持,可以有效克服在研发国际化过程中所遇到的壁垒和障碍;二是国有企业拥有较为雄厚的科研、人才与技术积累,能够在与产业链中上下游企业及同行业公司进行协同创新的过程中产生科技研发的规模效应,发挥产业链与创新链有效融合所带来的积极效应,实现国内的企业创新生态系统与国外的创新网络有效互动,进而有效推动企业的研发国际化进程。

(二) 行业性质的异质性检验

依据《上市公司行业分类指引(2012年修订)》及2017年和2018年国家统计局先后制定的《高技术产业(制造业)分类(2017)》和《高技术产业(服务业)分类(2018)》,基于行业性质将全样本分为高技术产业样本组(High-tech)与非高技术产业样本组(Non-high-tech)。高技术产业涉及电子及通信设备制造、计算机及办公设备制造、医疗仪器设备及仪器仪表制造等行业。表12的(1)列、(3)列汇报了高技术产业、非高技术产业两个样本组的Heckman第一阶段回归结果,数字化转型显著促进两个样本组的企业研发国际化,并且两个样本组数字化转型的MEM分别为0.28和0.16,这表明相对于非高技术产业样本组,高技术产业样本组下的数字

表 11 基于产权性质的异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SOE		Non-SOE	
	决策选择模型	结果模型	决策选择模型	结果模型
	<i>RD_inter</i>	<i>Inno</i>	<i>RD_inter</i>	<i>Inno</i>
<i>Dig</i>	0.873*** (6.62)	1.363*** (2.65)	0.459*** (6.57)	1.278*** (18.92)
<i>RD_inter</i>		1.698*** (8.63)		1.216*** (8.93)
η		-0.604*** (-4.92)		-0.419*** (-5.05)
<i>Ecv</i>	Yes		Yes	
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry/Province/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	5328	5328	13888	13888
Adj- R^2		0.454		0.281

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号内的值为*t*统计量。

化转型对研发国际化的促进效应更强;表 12 的(2)列、(4)列中,通过 Suest 方法进行组间系数差异检验,发现研发国际化的组间回归系数差异性检验的 P 值为 0.00,而 Heckman 第二阶段回归结果中,两个样本组的数字化转型估计系数都显著,因此,高技术产业样本组下的研发国际化对企业创新绩效的促进效应更强。基于行业性质的异质性分析表明,相对于非高技术行业类企业,数字化转型策略更能够有效赋能高技术行业类企业,使其有效感知和应对多变的国际科技竞争环境,实现高质量“走出去”,发挥研发国际化对企业创新绩效的促进作用。

(三)城市环境的异质性检验

自从 2008 年科技部将深圳作为全国第一个国家创新型试点城市以来,截至 2022 年底,已有 103 个城市纳入到试点中;2023 年 2 月科技部、中国科学技术信息研究所分别发布《国家创新型城市创新能力监测报告 2022》和《国家创新型城市创新能力评价报告 2022》中显示,103 个创新型城市已占全国 51% 的人口,汇聚全国 85% 的 R&D 经费投入和 72% 的地方财政科技投入,培育全国 85% 的高新技术企业,产出全国 81% 的高新技术企业营收。借鉴白俊红等(2022)的研究,可将国家创新型试点城市归为高创新资源城市,将其他城市归为低创新资源城市。基于以上归类及样本企业所在城市,本文将全样本分为高创新资源城市样本组(High-res)与低创新资源城市样本组(Low-res),表 13 汇报了相应的异质性分析结果。Heckman 第一阶段回归结果表明[见(1)列、(3)列],数字化转型显著促进了两个样本组下的企业研发国际化进程,高创新资源城市样本组与低创新资源城市样本组对应的 MEM 分别为 0.22 和 0.19,这表明两个样本组中,数字化转型对研发国际化的影响并无明显差异。Heckman 第二阶段回归结果表明[见(2)列、(4)列],两个样本组下的研发国际化对企业创新绩效都具有显著促进作用;通过 Suest 方法进行组间系数差异检验发现研发国际化的组间回归系数差异性检验的 P 值为 0.02,因此,相对于高创新资源城市样本组,低创新资源城市样本组下的研发国际化对企业创新绩效的提升效应更加明显。通常情况下,创新资源丰富的城市内部,区域、产业及企业创新生态系统的发展更加完善,由此产生的创新惯性更强,产业链间的专有性资产规模也较大,这在一定程度上削弱了城市内企业通过研发国际化策略进而追求异质性创新资源及多样性技术的动力。

七、研发国际化与企业创新绩效间的调节效应

为更加深入揭示数字化转型作用下研发国际化对企业创新绩效的作用机制,本文参考申慧慧等(2012)、余明桂等(2017)及杨金玉等(2022)的研究,进一步考察环境不确定性、分析师关注及供应链集中度在研发国际化与企业创新绩效间的调节效应,并在式(1)的基础上建立相关模型进行检验,如式(13)所示。

$$Inno_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{i,t-1} + \alpha_2 RD_inter_{i,t-1} + \alpha_3 Adj_{i,t-1} + \alpha_4 RD_inter_{i,t-1} \times Adj_{i,t-1} + \alpha_5 Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中:Adj 为调节变量。调节变量方面,环境不确定性(EU)可通过“经过经营范围调整的样本企业过去 5 年销售收入变异系数”进行确定;分析师关注(Ana)表示企业在资本市场受到的关注程度,可通过“完整年度中对样本企业做出盈利预测的分析师数量加 1 并取自然对数”表征;供应链集中度(CC)通过客户集中度与供应商

表 12 基于行业性质的异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	High-tech		Non-high-tech	
	决策选择模型	结果模型	决策选择模型	结果模型
	RD_inter	$Inno$	RD_inter	$Inno$
Dig	0.516*** (5.84)	1.144*** (4.89)	0.434*** (4.19)	1.416** (2.48)
RD_inter		1.529*** (8.82)		1.217*** (7.42)
η		-0.587*** (-4.55)		-0.336*** (-4.81)
Ecv	Yes		Yes	
$Control$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry/Province/Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	13451	13451	5765	5765
Adj_R^2		0.426		0.257

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内的值为 t 统计量。

表 13 基于城市环境的异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	High-res		Low-res	
	决策选择模型	结果模型	决策选择模型	结果模型
	RD_inter	$Inno$	RD_inter	$Inno$
Dig	0.547*** (7.69)	1.451*** (19.63)	0.756*** (6.04)	1.068** (8.33)
RD_inter		1.068*** (7.58)		1.962*** (9.35)
η		-0.291*** (-3.43)		-0.767*** (-6.16)
Ecv	Yes		Yes	
$Control$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry/Province/Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	13076	13076	6140	6140
Adj_R^2		0.292		0.358

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内的值为 t 统计量。

集中度的均值表示,其中,客户集中度表现为“样本企业对其客户企业销售额的赫芬达尔-赫希曼指数”,后者表现为“样本企业从其前5大供应商的采购额占所有采购额的比重”。调节变量计算所需数据来自于国泰安数据库(CSMAR)、CNRDS及万得数据库(Wind)。

(一)环境不确定性

表14的(1)列的结果显示,环境不确定性负向调节研发国际化与企业创新绩效间的关系,这表明随着环境不确定性的增强,研发国际化对企业创新绩效的促进效应有所减弱。环境不确定性意味着企业无法获得从外部足够资源进行战略决策,并且很难计算出各种战略决策的风险及成本,这会加剧企业间资源竞争的激烈程度。资源基础理论认为,环境不确定性的增强,会形成“因果关系含糊”,即企业很难知晓其活动与企业租金的准确关系,即便获得某种创新资源或竞争优势,也具有一定的偶然性(张琳等,2021),这就使得企业在自主创新方面具有一定的路径依赖性,在模仿创新方面所获得的收益也不足以补偿成本。因此不确定性较强的环境有可能会使企业坚持固有的知识及技术,而忽略新知识及新技术的培育及获取。动态能力理论及组织学习理论则认为,环境不确定性不仅会给企业带来风险,也可能会为企业带来创新契机(高洋等,2017)。随着环境不确定性的增强,企业原有的知识与产品价值会快速下降,市场产品生命周期也会缩短,这会促使企业增强动态能力,适应不断变化的市场需求及技术方向,重构创新资源,获得知识更新。表14的(1)列的结果印证了资源基础理论的观点,首先,环境不确定性的增强提升了企业通过研发国际化获得异质性创新资源的难度,这使企业花费巨大成本所建立的国际创新网络运行效率低下。其次,不断变化的外部环境会造成企业经营业绩不稳定,这使得企业无法正确预期未来的战略方向,不愿承担数字化转型等创新行为所带来的巨大成本。最后,基于所面临的生存压力与信息披露压力,即便面临较强的环境不确定性,企业也可能会坚持进行产品创新或过程创新;而相对于机会成本较高的实质性创新,企业可能更倾向于展开策略性创新,这样既可以使产品紧跟市场需求,又可以在年报文本中展示企业的创新业绩,增强投资者信心,但基于研发国际化所建立起来的国际创新网络则无法有效发挥其在实质性创新上的作用。因此,环境稳定性对于充分发挥研发国际化对企业创新绩效的作用十分重要。

(二)分析师关注

表14的(2)列的结果显示,分析师关注正向调节研发国际化与企业创新绩效间的关系,这表明随着分析师关注的增强,研发国际化对企业创新绩效的促进效应有所增强。基于委托代理理论与信息不对称理论的信息揭示假说与业绩压力假说中关于分析师关注对企业创新绩效影响机理问题存在截然不同的观点。信息揭示假说认为,企业创新内在不确定性导致的创新活动信息不对称程度较高,投资者需要更多有关创新的有效信息作为是否进行创新投资的依据;“分析师关注”作为市场信息的主要生产者,能够对企业起到监督作用,使投资者能够了解企业创新战略的价值与作用,缓解企业与投资者之间的信息不对称,进而有助于管理层选择适宜的创新型项目,提升创新效率(张琳等,2021)。业绩压力假说认为,当分析师过度关注企业短期效益时,“分析师关注”有可能会引发企业的委托代理矛盾,导致管理层短视行为并迎合分析师的业绩预测,过分重视短期业绩变化(陈文强等,2021);而企业创新具有财务收益不确定性强、活动周期长等特点,因此,“分析师关注”就有可能使企业为了短期业绩而牺牲创新活动所带来的长期收益。表14的(2)列的结果印证了信息揭示假说的观点,这可能是由于中国资本市场的特点削弱了业绩压力假说的适用性,首先,不同于美国等西方国家大多数上市公司股权分散的特点,我国大多数上市公司股权较为集中,这一方面有助于减少管理者基于粉饰短期业绩需要而形成的机会主义行为;另一方面也会避免部分投资者基于企业短期业绩下滑的预判而减持股票造成的企业股价下降。其次,我国上市公司的众多高层管理者一部分是由国家委派(国有企业)、另一部分则由家族委任(民营企业),这在一定程度上减少了职业经理人的声誉机制对其造成的干扰,弱化了委托代理矛盾。最后,由于我国上市公司的投资者结构较为集中,一般散户很难发挥对企业的监督作

表14 调节效应分析

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Adj=EU</i>	<i>Adj=Ana</i>	<i>Adj=CC</i>
	<i>Inno</i>	<i>Inno</i>	<i>Inno</i>
<i>Dig</i>	1.572*** (21.61)	1.202*** (21.64)	1.288** (22.41)
<i>RD_inter</i>	0.718*** (19.48)	0.213*** (7.12)	0.785*** (18.89)
<i>Adj</i>	-0.682*** (-5.04)	0.288*** (26.75)	-0.011*** (-15.87)
<i>RD_inter×Adj</i>	-0.065*** (-3.03)	0.167*** (11.16)	-0.006*** (-5.82)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry/Province/Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	12527	19216	19216
<i>Adj_R²</i>	0.338	0.366	0.329

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内的值为*t*统计量。

用,因此,分析师的关注提升了有关企业信息的透明度,强化了投资者的监督效能。而数字化转型与研发国际化等创新领域一直是资本市场关注的焦点,分析师对该领域的高度重视则能将相关项目的价值信息有效专递给众多投资者,降低企业融资成本,发挥企业创新战略的积极效应。

(三)供应链集中度

表14的(3)列的结果显示,供应链集中度负向调节研发国际化与企业创新绩效间的关系,这表明随着供应链集中度的提升,研发国际化对企业创新绩效的促进效应有所减弱。产生这一负向调节效应的原因可能包括以下方面:首先,随着数字技术迭代创新、网络基础设施持续升级及信息通信技术(ICT)产业持续发展,产业中的数据价值持续释放提升了企业与其供应链各环节进行数据交换的效率,增加了企业与更多供应商企业及其客户企业进行创新交流的机会,供应链上的数据资源日益丰富(王静,2022)。其次,较高的供应链集中度会降低企业与供应商及客户的讨价还价能力,提升企业的交易成本,压缩了企业的盈利空间,进而迫使企业减少创新投入。再次,数字化技术使得企业能够更好地把握多个客户的需求变化,即在数字化转型的作用下,客户的多元化可以使企业更加全面地相应客户需求,拓展了企业的创新空间。第四,国内大多数样本企业都会与其供应商和客户形成国内创新生态系统,较低的供应链集中度可以增加企业创新生态系统的生态位,企业从中获取的创新资源也更多;而数字化转型不仅能够通过数字化技术将企业与国内创新生态系统中的创新主体紧密联系起来,在研发国际化策略的策动下,也有助于将企业与国外创新主体形成创新生态系统,进而促进国内创新生态系统与国外创新生态系统的耦合与协作,推动了国内外创新资源的自由流动与交换。因此,较低的供应链集中度有助于发挥研发国际化在推动企业创新绩效中的作用。

八、结论与启示

(一)研究结论

本文以2006—2021年的制造业A股上市公司为研究对象,通过对企业的年报文本信息进行挖掘,构建数字化转型指标,研究数字化转型背景下研发国际化与企业创新绩效的关系机制,并分析环境不确定性、分析师关注及供应链集中度在其中的调节作用。研究发现:①企业数字化转型推动企业展开研发国际化进而促进其创新绩效。②增强企业在国外设立研发子公司或机构的地理分散程度有利于更深层次地释放研发国际化对企业创新绩效的促进效应。③异质性检验表明,相对于非国有企业与非高技术产业,研发国际化对国有企业及高技术产业样本企业的创新绩效促进效应更强;相对于高创新资源城市,研发国际化对低创新城市样本企业创新绩效的促进效应更强。④随着环境不确定性及供应链集中度的不断加强,研发国际化对企业创新绩效的促进效应有所减弱;分析师关注程度的不断加强,则有利于加强研发国际化对企业创新绩效的促进效应。

(二)实践启示

结合本文研究结论,可以得到以下启示:

(1)深入推进产业数字化、网络化、智能化,营造繁荣有序的产业国际协同创新生态。首先,加强企业数字化转型升级。引导企业强化数字化思维,提升员工数字技能,系统推动企业研发、生产、销售等全价值链数字化转型,加快全价值链业务协同;支持企业建立一体化数字化平台,整合企业内部信息系统,推动全流程数据贯通,加强数据驱动的智能决策能力,提升企业运行效率。其次,提高企业数字技术应用能力。鼓励企业以数字技术与各行业融合为导向,推动自身与数字技术服务企业跨界创新,补齐关键技术短板,强化优势技术供给,加快数字技术的工程化与产业化。最后,积极构建良好的数字经济国际合作环境。借助我国政府及相关部门努力营造的数字经济发展创新的全球开放环境,例如,“2022年上合组织成员国元首峰会《撒马尔罕宣言》提出关于发展数字经济的倡议,为扩大区域数字经济与科技创新合作提供指南”,我国企业在与海外企业建立国际协同创新关系的过程中应发挥制造量产、海量数据和应用场景等优势,主动出击,融入、团结、引领全球产业链上下游企业,建立产业国际协同创新生态。

(2)在通过研发国际化融入全球市场并获取东道国异质化创新资源的同时,发挥数字化转型在研发国际化与企业创新的积极作用。首先,通过研发国际化帮助企业展开跨国合作、整合全球创新资源、开展多元化创新及降低研发成本,提升企业创新绩效。推动企业与不同国家和地区的企业、研究机构开展跨国创新合作,促进企业家与不同文化及行业的专家进行交流,共同探讨创新问题的解决方案;整合全球的人才、技术及

市场的信息及时把握产品创新方向;利用不同国家和地区的市场和文化特点,打破传统思维方式,开拓新市场和新品;在全球范围内分担研发成本,进而提升企业自主创新的专注力。其次,发挥数字化转型在建设国际创新网络中的作用,使企业在研发国际化的进程中与全球创新链精准对接,提升企业创新绩效。通过云计算、大数据分析及物联网等数字化技术的应用,了解全球市场需求和趋势,制订研发国际化战略,并加速研发过程,降低研发成本,在提高企业研发国际化水平的基础上,提升研发质量与创新能力;通过数字化技术,推动企业打破传统的封闭式创新模式,开展更加开放的协同创新方式,形成跨地域的创新合作,推动企业持续性创新。

(3)进一步拓展企业研发国际化的宽度,构建具有抗冲击能力、较强韧性的国际创新网络。近年来,在全球新冠疫情、俄乌冲突、中美贸易战余波及西方诸国对我国出口商品实施各种关税和非关税壁垒的作用下,全球创新链调整重塑加快,区域化、本土化趋势增强,我国企业在争夺全球创新链主导权的过程中,必须认识到所嵌入国际创新网络安全可靠的重要性,避免对其过度依赖,应积极从以往创新链条高度集中、地区跨度较大、单一的全球布局向分散集中化、局部区域化、多元的区域性布局转变,避免低水平重复、同质化的创新竞争,推动关键中间产品多元化供给,着力提高创新链韧性,增强国际创新网络的抗冲击能力。

(三)局限与未来研究

首先,基于资源禀赋、政策措施及产业基础的差异,不同国家的研发国际化与企业创新绩效关系的影响因素很可能会有所不同,因此,数字化转型在不同国家环境下影响研发国际化与企业创新的机制有待进一步检验,以此作为我国提供实践上的启示和借鉴。其次,后续也可研究研发国际化与企业所嵌入国内创新生态系统之间的耦合关系,并分析在数字化转型背景下,该关系对企业创新绩效的影响。

参考文献

- [1] 白俊红,卞元超,2016.要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失[J].中国工业经济,(11):39-55.
- [2] 白俊红,张艺璇,卞元超,2022.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,(6):61-78.
- [3] 陈文强,谢乔昕,王会娟,等,2021.行权业绩考核与企业研发投入:“治理”还是“压力”?——来自中国上市高科技企业的经验证据[J].经济管理,43(11):137-155.
- [4] 淦未宇,刘曼,2022.海归高管与企业创新:基于文化趋同的视角[J].上海财经大学学报,24(1):92-106.
- [5] 高洋,葛宝山,蒋大可,2017.组织学习、惯例更新与竞争优势之间的关系——基于不同环境不确定水平的研究[J].科学学研究,35(9):1386-1395.
- [6] 洪银兴,任保平,2023.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,(2):5-16.
- [7] 李梅,余天骄,2016.研发国际化是否促进了企业创新——基于中国信息技术企业的经验研究[J].管理世界,33(11):125-140.
- [8] 李梅,余天骄,2020.研发国际化和母公司创新绩效:文献评述和未来研究展望[J].管理评论,32(10):106-119.
- [9] 李梅,朱韵,李竹波,2020.研发国际化与企业创新绩效:国有股权的调节作用[J].经济管理,42(11):73-91.
- [10] 李梅,朱韵,赵乔,等,2022.研发国际化、动态能力与企业创新绩效[J].中国软科学,(6):169-180.
- [11] 李唐,李青,陈楚霞,2020.数据管理能力对企业生产率的影响效应——来自中国企业-劳动力匹配调查的新发现[J].中国工业经济,(6):174-192.
- [12] 刘娟,曹杰,张建宇,2022.独占还是共享?研发国际化与企业创新价值获取——来自上市企业专利引用数据的证据[J].国际贸易问题,(9):157-174.
- [13] 刘修岩,2014.空间效率与区域平衡:对中国省级层面集聚效应的检验[J].世界经济,37(1):55-80.
- [14] 申慧慧,于鹏,吴联生,2012.国有股权、环境不确定性与投资效率[J].经济研究,47(7):113-126.
- [15] 唐要家,王钰,唐春晖,2022.数字经济、市场结构与创新绩效[J].中国工业经济,(10):62-80.
- [16] 万源星,魏紫莹,王怡舒,2022.中美贸易摩擦影响中国企业研发国际化吗[J].科学学研究,40(5):796-807.
- [17] 王静,2022.我国制造业全球供应链重构和数字化转型的路径研究[J].中国软科学,(4):23-34.
- [18] 王墨林,宋渊洋,阎海峰,等,2022.数字化转型对企业国际化广度的影响研究:动态能力的中介作用[J].外国经济与管理,44(5):33-47.
- [19] 王展硕,谢伟,2018.研发国际化对企业创新绩效的作用过程及结果分析[J].外国经济与管理,40(9):55-70.
- [20] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等,2012.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,37(7):130-144,10.
- [21] 杨金玉,彭秋萍,葛震霆,2022.数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J].中国工业经济,(8):156-174.
- [22] 杨震宁,侯一凡,李德辉,等,2021.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, 37(11): 184-205, 12.
- [23] 余明桂, 钟慧洁, 范蕊, 2017. 分析师关注与企业创新——来自中国资本市场的经验证据[J]. 经济管理, 39(3): 175-192.
- [24] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等, 2021. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, (9): 137-155.
- [25] 张国胜, 杜鹏飞, 2022. 数字化转型对我国企业技术创新的影响: 增量还是提质?[J]. 经济管理, 44(6): 82-96.
- [26] 张利飞, 符优, 虞红春, 2021. 技术引进还是合作研发? ——两种研发国际化模式的比较研究[J]. 科学学研究, 39(3): 471-480.
- [27] 张琳, 席酉民, 杨敏, 2021. 资源基础理论 60 年: 国外研究脉络与热点演变[J]. 经济管理, 43(9): 189-208.
- [28] 张莹莹, 2021. 人民币货币锚效应及其影响因素研究: 基于 Heckman 两阶段模型的新证据[J]. 世界经济研究, (7): 93-106, 137.
- [29] 张志朋, 李思琦, 朱丽, 2023. 人力资源服务企业数字化转型中的组织协同管理与创新——资源编排视角的单案例纵向研究[J]. 科学学与科学技术管理, 44(2): 143-164.
- [30] 郑帅, 王海军, 2022. 数字化转型何以影响枢纽企业创新绩效? ——基于模块化视角的实证研究[J]. 科研管理, 43(11): 73-82.
- [31] ASAKAWA K, 2001. Organizational tension in international R&D management: The case of Japanese firms[J]. Research Policy, 30(5): 735-757.
- [32] CANTWELL J, JANNE O, 1999. Technological globalization and innovative centers: The role of corporate technological leadership and location hierarchy[J]. Research Policy, 28(2/3): 119-144.
- [33] CHESBROUGH H, 2003. Open innovation, the new imperative for creating and profiting from technology [M]. Boston: Harvard Business School Press.
- [34] GOLDSMITH-PINKHAM P, SORKIN I, SWIFT H, 2020. Bartik instruments: What, when, why, and how[J]. American Economic Review, 110(8): 2586-2624.
- [35] GRIMES S, MIOZZO M, 2015. Big pharma's internationalization of R&D to China[J]. European Planning Studies, 23(9): 1873-1894.
- [36] HURTADO-TORRES E, ARAGÓN-CORREA A, ORTIZ-DE-MANDOJANA N, 2018. 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, 27(3): 514-527.
- [37] IWASA T, ODAGIRI H, 2004. Overseas R&D, knowledge sourcing, and patenting: An empirical study of Japanese R&D investment in the US[J]. Research Policy, 33(5): 807-828.
- [38] KAISER U, KONGSTED H, LAURSEN K, et al, 2018. Experience matters: The role of academic scientist mobility for industrial innovation[J]. Strategic Management Journal, 39(7): 1935-1958.
- [39] LEWBEL A, 1997. Constructing instruments for regressions with measurement error when no additional data are available, with an application to patents and R&D[J]. Econometrica, 65(5): 1201-1213.
- [40] LÖÖF H, 2009. Multinational enterprises and innovation: Firm level evidence on spillover *via* R&D collaboration[J]. Journal of Evolutionary Economics, 19(1): 41-71.
- [41] RABBIOSI L, SANTANGELO D, 2013. Parent company benefits from reverse knowledge transfer: The role of the liability of newness in MNEs[J]. Journal of World Business, 48(1): 160-170.
- [42] SINGH J, 2008. Distributed R&D, cross-regional knowledge integration and quality of innovative output[J]. Research Policy, 37(1): 77-96.
- [43] WU J, WANG C Q, HONG J J, et al, 2016. Internationalization and innovation performance of emerging market enterprises: The role of host-country institutional development[J]. Journal of World Business, 51(2): 251-263.

Digital Transformation, R&D Internationalization and Enterprise Innovation Performance

Wen Ke^{1,2,3}, Li Changhong¹, Zeng Jianli⁴

(1. School of Economics and Management, Shanxi University, Taiyuan 030006, China;

2. School of Economics and Management, Hadan University, Handan 056003, China;

3. Hebei Public Policy Evaluation and Research Center, Yanshan University, Qinhuangdao 066004, Hebei, China;

4. School of Economics and Management, Tianjin Chengjian University, Tianjin 300384, Hebei, China)

Abstract: Digital transformation not only changes the innovation division of the global innovation network, but also affects the value layout of enterprises' R&D internationalization strategy. It is the main source of innovation for enterprises. Taking A-share listed manufacturing companies from 2006 to 2021 as the research object, Heckman two-stage model was used to empirically analyze the relationship between R&D internationalization and enterprise innovation performance in the context of digital transformation. The results are as follows. Digital transformation is conducive to promoting enterprises to carry out R&D internationalization. Digital transformation helps to release the positive effect of R&D internationalization on enterprise innovation performance. The diversification of R&D internationalization strategic layout is more conducive to the improvement of enterprise innovation performance. In heterogeneity analysis, the internationalization of research and development shows a stronger improvement effect on the innovation performance of state-owned enterprises, high-tech industry sample enterprises, and low innovation resource city sample enterprises. Environmental uncertainty and supply chain concentration ratio have a positive moderating effect on the relationship between R&D internationalization and enterprise innovation performance, while analyst attention has a negative moderating effect. The research conclusion is of great significance for further promoting industrial digitalization, creating a prosperous and orderly international collaborative innovation ecosystem, building an international innovation network with impact resistance and strong toughness, and giving full play to the positive role of digital transformation between R&D internationalization and enterprise innovation.

Keywords: digital transformation; R&D internationalization; innovation performance; international innovation network