

通向可持续发展之路：数字化转型与企业异地合作创新*

王 巍¹, 姜智鑫²

(1. 甘肃政法大学 经济学院, 甘肃 兰州 730070; 2. 广东理工学院 会计学院, 广东 肇庆 526000)

摘要:在新一轮科技革命深入推进的大背景下,数字化转型是企业实现可持续发展的有效路径。数字技术的应用对企业生产和创新模式将产生巨大影响。文章以中国工业和信息化部在全国制造业企业中推行的“两化”融合试点工作为背景,通过匹配国家知识产权局专利数据与上市公司数据,利用多期双重差分模型识别数字化转型的异地合作创新效应。实证结果显示:相较于未进行“两化”融合的制造业企业,试点企业的异地联合申请专利数量明显增加。异质性检验显示:数字化转型对企业异地合作创新的影响效应在边缘城市、市场竞争程度较低、研发背景高管占比较高以及国有企业组别中更加明显;机制分析显示:数字化转型主要通过压缩时空距离和流程再造两个方面影响企业异地合作创新;扩展研究显示:数字化转型带来的合作创新效应对不同类型的专利申请活动都存在正面影响;同时,数字化转型能有效促进异地不同知识背景的主体相互合作,有效发挥了知识匹配效应。基于实证结果,本文提出积极把握企业数字化转型机遇,加强数字化场景建设,降低企业合作成本促进企业合作创新等政策建议。

关键词:数字化转型;双重差分法;异地合作创新;流程再造

中图分类号:F270 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2023)01-0079-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20221118.302

一、引言

创新是提高社会生产力和经济发展水平的关键动力,也是提升企业生产效率和竞争能力的核心因素。目前中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,以创新推动经济转型升级和可持续发展成为现阶段我国发展的重要战略任务。创新活动是异质性知识的重新组合,而能够契合企业创新需求的异质性知识通常散落在不同地区(Mattes, 2012)。为提高创新活动的绩效和产出,异地合作创新成为企业创新过程中的一种重要模式。基于价值增值和知识外溢,异地合作创新能够通过不同组织之间的协作实现重大科学发明和技术突破(Chen 和 Xie, 2018)。然而,企业之间的异地合作创新面临较大的隐形约束。一方面,异地信息不对称造成供需不匹配,使得合作创新想法难以落实;另一方面,时空距离带来过高的交易成本使得创新专利交易溢出效应有限(Andersson 等, 2021)。创新不能闭门造车,上述壁垒使得异地合作创新陷入困境,企业需要通

收稿日期:2022-08-02

基金项目:教育部人文社会科学青年基金项目(19YJC790143);甘肃省社会科学规划一般项目(20YB071);国家自然科学基金青年基金项目(72003010)

作者简介:王 巍(1984-),男,甘肃兰州人,甘肃政法大学经济学院副教授、副院长,硕士生导师;
姜智鑫(1997-)(通讯作者),男,福建武夷山人,广东理工学院会计学院助教。

过扩大搜索范围不断交换知识并匹配需求。数字技术的快速发展为企业构筑沟通桥梁、扩展合作空间和促进创新发展提供了坚实的技术基础。

近年来,以新一代信息技术为支撑的产业数字化转型已成为企业实现创新和可持续发展的有效路径。已有研究显示:制造业企业推进数字化建设能够有效提升劳动生产率,优化运营流程,提高决策质量,重塑客户价值(Gust 等, 2017; 赵宸宇等, 2021)。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》强调:要加快数字化发展,推进数字产业化和产业数字化,推动数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群。数字技术的有效应用已成为企业转型升级成功与否的关键。但值得注意的是,国内多数企业仍将数字化转型理解为互联网化的简单延伸,使得数字技术仅仅成为其业务流程优化和效率提升的工具。实际上,数字化转型是以数据处理为基础,利用人工智能、云计算和工业互联网等新一代信息技术,对企业业务场景、组织架构和发展战略进行重塑的过程。在数字化场景中,一方面,企业与客户形成生态交互系统,数字场景使企业对合作创新流程信息的反馈更加敏捷;另一方面,新一代信息技术通过对数据的挖掘和应用将企业的业务流程和管理模式智能化,有利于企业进行合作创新。从这一角度看,尽早探索数字化转型的深层价值显得尤为重要。

数字化转型本身具有创新基因。数字技术对企业供应链、生产链、价值链进行全面改造,通过挖掘数据要素的潜能提升了企业的价值创造能力,对价值链中企业间的合作创新也起到了极大的促进作用。数字技术的应用通过构建虚拟空间为企业与价值链上下游伙伴搭建了新的沟通桥梁。在新一代信息技术的支持下,不同区域客户能主动参与到产品设计和创新中,其差异化的个性需求也能得到及时满足。另外,地区间的时空距离是制约企业开展异地合作创新的重要因素(Cassi 和 Plunket, 2015; Steinmo 和 Rasmussen, 2016)。但在数字化时代,虚拟协作空间有效拉近了创新主体间的距离,提高了主体间的沟通效率,降低了交易成本,从而可以促进跨地区的合作创新(种照辉等, 2022)。可以看出,在市场环境日趋复杂的背景下,数字化转型为企业异地合作创新奠定了基础,破除了合作壁垒,拓展了合作空间。

在新一轮科技革命深入推进的大背景下,推动企业数字化转型对我国产业优化升级和重塑国际竞争新优势具有重大战略意义。早在“十三五”期间,我国政府就开始通过推进信息化与工业化深度融合工作(下文简称“两化”融合)帮助企业提升数字化水平。本文主要以我国“十三五”期间大力推进的“两化”融合工作为背景,将此政策视为准自然实验考察数字化转型对企业合作创新的影响。实证研究发现:数字化转型能够有效提高企业异地联合申请专利的数量;并能通过压缩时空距离和流程再造促进企业开展合作创新。与已有研究相比,本文可能的边际贡献有以下三方面:首先,研究视角方面,已有研究主要关注数字化转型对企业运营管理和自身创新产出的影响(陈剑等, 2020; 陈晓红等, 2022)。本文从合作创新视角研究数字化转型对企业创新行为的影响,拓展了数字经济对创新影响的研究。其次,研究方法上,已有研究主要根据企业年报中的数字化词频度量企业数字化转型程度(赵宸宇等, 2021; 吴非等, 2021),由于年报词频分析有一定主观性,可能会导致不同研究结论存在较大差异。本文基于“两化”融合试点的准自然实验,利用双重差分模型对数字化转型和企业异地合作创新的因果关系进行推断。最后,研究数据创新方面,已有研究主要使用地区专利加总数量度量区域间企业合作创新行为,对企业微观层面的研究不够。本文基于国家知识产权局的企业专利申请数据,并结合天眼查和企查查等企业信息平台识别专利申请主体所处的地理区位来度量企业异地合作创新行为,拓展了企业创新研究的内涵。

二、文献综述与研究假设

(一)时空地理约束与企业合作创新。时空地理距离是阻碍企业开展异地合作创新的重要因素(Cassi 和 Plunket, 2015; Steinmo 和 Rasmussen, 2016)。知识在街道中传递比跨越大陆和海洋更为容易,企业间的信息交流一般具有本地化特征(Bottazzi 和 Peri, 2003)。一方面,搜索创新伙伴依赖人际接触,距离邻近能增加合作主体见面的概率,同处一地的企业更易建立关系网络(Ferretti 等, 2022)。在同一社会环境下,供应链、社交和商业协会等网络关系将合作创新企业联系在一起,合作主体通过第三方建立创新合作关系(Elfenbein, 2007)。随着时空地理距离增加,关系网络趋于分散化,企业难以通过社会网络有针对性地搜索创新合作伙伴,增加企业在目的地合作主体的搜索成本。另一方面,合作创新聚焦企业间的核心知识,企业需对合作过程进行及时评估与反馈。距离邻近能够降低企业面对面沟通的难度,双方能在频繁交流中建立信任机制,推动核心知识互惠传递(Feldman, 1994)。因此,距离邻近有利于企业进行合作创新,企业更倾向与邻近个体建立合作关系。也有观点认为邻近并不必然促进企业合作创新,合作企业更关注组织间知识的互补性(Giuliani 和 Bell, 2005; Boschma, 2005)。但从企业创新实践看,即使考虑组织间的知识差异,地理因素依然在组织合作创新中扮演着重要角色(Heringa 等, 2016)。时空地理约束引致的搜索、沟通和协调成本使企业无法完全基于知识互补性原则寻找合作对象,合作创新陷入距离主导而非知识互补的逆向选择之中。创新主体需要突破时空距离限制,充分利用外部资源开展创新合作。

在破除时空限制方面,现有研究主要从交通基础设施视角分析地区间时空压缩对企业创新行为的影响,尤其以高速铁路为代表的快速交通系统具有明显的时空压缩效应,有利于提升高铁沿线城市间合作创新的数量与质量(Wang 等, 2022; Hanley 等, 2022)。从异质性看,高铁开通带来的合作创新效应在边缘城市(Hanley 等, 2022)、制度距离较远地区更为突出(Yao 和 Li, 2022)。另外,也有研究关注信息基础设施建设对合作创新的影响。种照辉等(2022)基于宽带中国试点政策研究发现,信息基础设施建设能够促进城市间合作创新。但从各国发展实际看,大规模基础设施建设是较为昂贵的政策举措,并不是所有企业都能够借助基础设施建设突破时空约束。基础设施建设属于国家层面的长期规划,企业只能被动等待外部环境变化带来的创新契机。当外部环境不支持企业合作创新时,企业需要主动从自身内部开展技术变革。

(二)数字化转型与企业合作创新。数字信息技术的应用能打破时空地理因素对企业跨地区合作的限制。在现实中,企业只能在特定的时间和空间范围中与合作者开展创新合作。数字信息技术将企业经营活动映射至虚拟平台,虚拟平台的强连接能力加速企业跨界融合和协同生产(陈晓红等, 2022)。不同地区合作主体可以在虚拟空间中共同参与从产品设计至销售的各个环节,打破企业与异地合作伙伴之间的地理壁垒(陈剑等, 2020),合作创新主体不再受时空因素限制。企业利用数字平台连接虚拟与现实,支持异地合作创新全流程运作管理(Hansen 和 Sia, 2015)。线下关系中,由于存在搜索成本,企业只能维持有限的社会关系网络。而在数字空间中,众多同类企业形成虚拟集聚(王如玉等, 2018),创新伙伴搜索成本下降,企业更容易接触到新的合作伙伴,创新合作数量呈爆发式增长。庞大的创新协作网络可以令企业与合作伙伴进行充分的思想碰撞,并利用数字平台完成创新网络各节点数据的实时共享(Hansen 和 Sia, 2015)。而在线下合作关系中,嵌入在研发人员经历中的缄默知识难以编码转换,只能通过面对面交流。数字化转型使企业创新过程虚拟化,企业能在线上平台精确模拟产品的各种生产参数数据(陈剑等, 2020)。数据客观记录了产品从概念模型到最终落地的全过程,较缄默知识更能反映合作主体的

具体想法。异地合作主体之间的交流从缄默知识转向数据交换,在虚拟空间中即可完成思想和数据的分享。数字化场景下,合作创新不再受地理因素制约,合作主体身处两地也能通过数据了解产品设计的最新进展,有效降低了异地合作主体之间的沟通成本。

另外,数字化转型为企业跨地区协调合作提供了新手段。企业应用数字技术能够获取潜在合作对象的运营风险,对合作方经营数据、社交网络数据、利益相关者数据等多维数据来源进行交叉验证(Newell 和 Marabelli, 2015),可以掌握潜在合作对象的清晰图谱。此时,合作风险管理从事后预防为主转至事前监督与事后预防并重。同时,随着数字技术的应用,以现场管理为主的面对面协调机制将逐步被数字虚拟空间取代(Goldfarb 和 Tucker, 2019)。在合作创新中,数字技术为企业获取充分信息提供可能,并能有效助力企业监控生产运营全流程。合作主体彼此之间形成互联互通的关系网络,进而改变传统线下模式中企业合作受制于相互信任的约束。智能合约、分布式账户等数字技术能有效督促合作主体执行履约义务,数字信用技术完成了对现场管理的有效替代,能降低合作创新的监督成本。上述分析显示:数字化转型既能削弱地理距离对企业跨地区合作伙伴搜索的限制,又满足了企业管理中沟通和协调的需求。数字化情境下,创新不再是单个企业的闭门造车,需要企业利用外部资源开展合作创新。据此,提出如下假说:

H₁:数字化转型能够有效提高企业的异地合作创新水平。

H₂:数字化转型能通过降低合作创新搜索成本和沟通协调成本而促进企业的异地合作创新。

(三)流程再造与企业合作创新。企业数字化转型也是对业务流程进行重塑的过程,业务流程改进能为异地合作主体带来新的合作创新机遇。在传统生产流程中,企业可能受信息不对称和决策时滞的影响而导致效率低下和失误,丧失与外界合作创新的机遇。在数字化场景下,企业各个流程上的生产组织都在充分的数据支撑下运转,数字技术的引入有效提升了组织对外界信息的反应速度。对于复杂的生产运营工作,数字技术也能促进人与机器共同参与,进而减少劳动力冗余,重塑组织架构(Gust 等, 2017)。此时产品设计与决策之间的链条缩短,企业能够实时响应外界合作需求,并抢抓市场机遇。合作创新流程转变为点对点的精准对接,有效提升了企业创新灵活性,从而出现更多的异地合作创新机会。与此同时,智能化设备也在人机互动的执行过程中探索出组织最优化的业务流程模块。新一代人工智能技术具备生物智能的自学习和自适应属性(王林辉等, 2022),能从海量数据中不断修正决策生产模型,优化现有业务流程(Porter 和 Heppelmann, 2014)。不同组织节点间责任权利更加明确,各个节点都能够独立与外界主体展开创新合作,改变了传统合作创新流程。企业在优势模块自主攻坚,而在其他业务上与外界主体展开合作(戚聿东和肖旭, 2020),能为企业带来更多的异地合作创新契机。综上所述,数字化转型能通过流程再造调整组织架构和优化业务流程,进而为合作创新奠定组织基础。据此提出如下假说:

H₃:数字化转型能通过业务流程再造效应促进企业异地合作创新。

三、研究设计

(一)制度背景。党的十八大以来,党中央高度重视“两化”融合工作,相关顶层设计逐步加强,发展成效不断显现,为制造强国建设奠定了坚实基础。国务院及工业和信息化部等相关部委先后出台《中国制造 2025》《关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》《关于深化制造业与互联网融合发展的指导意见》《国家信息化发展战略纲要》《信息化和工业化融合发展规划(2016—2020)》等系列文件,持续推动“两化”融合工作。企业的信息化环境逐渐完善,信息技术应用日渐深入。

在此背景下,企业数字化转型工作受到前所未有的重视。相关部门通过政策制定、标准推广、工程实施、试点示范等系列举措推动新一代信息技术在制造业中广泛应用。2013年,国家标准化管理委员会发布《工业企业信息化和工业化融合评估规范》(下文简称《规范》)。《规范》重点强调企业数字化建设的含义、标准及侧重点,指出数字化建设应贯穿于企业设计、生产、销售和管理等各个环节。为了帮助制造业企业深入理解《规范》,2014年起工业和信息化部在全国开展“两化”融合贯标试点工作。试点工作将符合《规范》标准的制造业企业认定为贯标试点企业。从试点企业的数字化转型流程看,“新型能力实施与运行”阶段是企业数字化转型从“规划”转向“执行”的分界点。贯标试点企业在完成“贯标启动→现状调研及诊断→文件体系策划及发布→新型能力(体系)策划”等事前预热工作后,正式开展“两化”融合管理体系试运行工作(新型能力实施与运行阶段)。“两化”融合管理体系试运行标志着企业在设计、生产、销售和管理等各个流程实地进行信息技术改造与应用。如表1结果所示,“两化”融合管理体系试运行后,试点企业数字化在建工程项目均值显著高于非“试点”企业,“两化”融合政策有效促进了新一代信息技术与制造业企业的深度融合。

表1 两化融合“试点”与“非试点”企业数字化应用差异

是否参与试点	购入与自建数字化资产(余额)			购入与自建数字化资产(账面价值)		
	子样本数	均值	组间差异	子样本数	均值	组间差异
“非试点”企业	18 599	0.9431	-1.8704***	18 599	0.9415	-1.8718***
“试点”企业	1 760	2.8136	(0.1013)	1 760	2.8133	(0.1012)

注:***、**、*分别为在1%、5%、10%的水平上显著,括号中为标准误,下表统同。

(二)模型设定。基于工业和信息化部主导的“两化”融合试点工作,本文主要采用多期双重差分模型(DID)分析数字化转型对企业异地合作创新的影响,具体模型设定如下:

$$\text{Incro}_{i,t} = B_0 + B_1 DT_{i,t} + B_2 \text{Controls}_{i,t} + \gamma_i + \eta_t + \eta_t \lambda_i + \eta_t \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $\text{Incro}_{i,t}$ 为第 i 个企业第 t 年的异地合作创新情况,以企业拥有异地联合申请专利数的自然对数度量。 $DT_{i,t}$ 代表第 i 个企业第 t 年是否进行“两化”融合管理体系试运行,如果第 t 年“两化”融合管理体系处于试运行状态则认为企业处于数字化转型中,当年及以后年份均取值为1,否则取值为0。 $\text{Control}_{i,t}$ 为部分影响企业合作创新的控制变量集合, γ_i 为企业固定效应, η_t 为时间固定效应, $\eta_t \lambda_i$ 为时间×行业固定效应, $\eta_t \theta_i$ 为时间×城市固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。若系数 B_1 大于零且显著,则表明数字化转型能够有效促进企业开展合作创新。

(三)变量设定。

1. 被解释变量:异地合作创新(Incro)。异地合作创新主要指多个不同地区主体共同参与的企业创新活动。已有研究主要根据企业专利申请主体识别企业合作创新活动(Yao和Li,2022)。因此本文在上市公司专利申请数据基础上,进一步通过识别联合申请专利主体所处的地理区位度量企业异地合作创新情况。具体处理步骤如下:第一,将国家知识产权局专利申请数据与上市公司数据匹配,识别归属于上市公司当年的专利申请活动;第二,根据专利申请人信息,判断专利是否属于多主体共同参与;第三,检索专利申请主体地址信息(个人以外的专利主体),如果专利申请主体处于不同地级市,则判定专利合作主体跨地区展开合作;第四,考虑部分企业未参与异地合作创新,本文对异地联合申请专利数加1后取自然对数。

2. 解释变量:数字化转型(DT)。数字化转型指企业利用新一代信息技术,对企业业务场景、组织架构、生产运作和发展战略进行重塑的过程。结合企业实践来看,数字化转型过程是渐进式

的(Furr 和 Shipilov, 2019), 大部分企业优先在一个部门或一个产品中进行数字化改造, 而后逐步推广至全部门。本文基于过程管理视角, 利用“两化”融合贯标工作定义企业数字化转型过程。“两化”融合管理体系试运行后, 企业通过“两化”治理体系建设、匹配规范化与协调优化等具体工作开展数字化转型, 数字技术逐渐融入设计、生产、销售和管理等各个流程。因此本文以“两化”融合管理体系试运行时间定义企业数字化转型。如果第 t 年上市公司自身或其子公司开启“两化”融合管理体系试运行, 则当年及以后年份赋值为 1, 否则赋值为 0。此外, 本文参考吴非等(2021)的研究, 根据上市公司年报中数字化转型词频的自然对数与主成分值构建 DT_1 、 DT_2 进行稳健性检验。

3. 控制变量。参考已有文献, 主要控制以下变量: 企业规模($Scale$), 以企业资产的自然对数表示; 研发投入(RD), 以企业研发投入加 1 后取自然对数表示; 研发人员(RDP), 以企业研发人员数加 1 后取自然对数表示; 供应链商业信用融资($Business$), 用(应付账款+预收款项-应收账款-预付款项)/资产表示; 销售增长率($Sale$), 用(当年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入表示; 企业绩效(ROA), 用营业收入除以资产表示。信息质量($Transparence$), 以年报评估结果度量; 治理结构(HHI), 用前十大股东持股比例平方后加总求和表示; 稳定型机构投资者(IST), 以稳定型机构投资者数量的自然对数度量; 董事长持股比例($Share$), 用董事长持股数量除以普通股总股数表示。

(四)数据来源与描述性统计。本文以沪深 A 股上市公司为研究对象, 企业层面数据来自于国泰安和万得数据库。“两化”融合管理体系试运行数据主要来源于工业和信息化部“贯标工作跟踪服务系统”。上市公司专利申请数据来源于国家知识产权局中国专利公布公告网站。由于“两化”融合试点主要针对制造业企业, 故本文研究对象为 2010—2020 年 A 股上市公司中的制造业企业。此外, 本文对数据进行了如下处理: 第一, 为避免极端值引致的估计偏误, 对所有连续型变量在 1% 及 99% 分位数上进行双侧缩尾处理; 第二, 剔除企业注册地位于海外以及在观察期内地行政区划发生过重大调整的企业。经过上述处理后得到 2 884 家企业时间跨度为 11 年的面板数据, 共计 20 359 条观测值, 主要变量描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 描述性统计

变量名称	变量释义	观测值	均值	最大值	最小值	标准差
$Incro$	异地创新合作	20 359	0.4899	4.4998	0	0.9733
DT	“两化”管理体系是否试运行	20 359	0.0864	1	0	0.2810
DT_1	数字化词频加 1 取自然对数	20 359	1.0194	20.2297	0	2.0347
DT_2	主成分法计算后的数字化词频	20 359	1.0634	4.8520	0	0.9858
$Scale$	企业规模	20 359	21.8898	26.0450	19.1919	1.1850
RD	研发投入	20 359	16.2178	21.3846	0	5.2358
RDP	研发人员数量	20 359	5.2322	15.1775	0	1.6065
$Business$	商业信用	20 359	-0.0423	0.3752	-0.3597	0.1093
$Sale$	销售增长率	20 359	0.2537	4.1609	-0.7057	0.6337
ROA	资产收益率	20 359	0.0570	70.5361	-64.8177	0.9695
$Transparence$	年报评估结果	20 359	0.5569	1	0	0.4968
HHI	治理结构	20 359	0.0766	0.4564	0	0.0971
IST	稳定型机构投资者数量	20 359	1.2742	2.8904	0	0.7014
$Share$	董事长持股比例	20 359	9.8312	54.2100	0	14.9066

四、实证分析

(一)基准回归。表3为数字化转型对企业异地合作创新影响的基准回归结果。其中列(1)、列(2)为双重差分模型的回归结果。结果显示:不论是否加入控制变量,核心解释变量的估计系数始终显著为正。加入控制变量后,数字化转型的估计系数为0.1353,且在1%的水平上显著;说明相较于未进行数字化转型的制造业企业,“两化”融合管理体系运行可使企业异地合作创新水平提高13.53%。列(3)、列(4)为异地合作创新对数字化转型词频自然对数及主成分值的回归结果,表明数字化转型与企业异地合作创新的正向关系十分稳健,假说1得以验证。基准回归的经济意义在于:企业数字化转型打破了地理因素对企业异地合作创新的限制,降低了事前创新伙伴的搜索成本和事后合作创新协调的难度,合作主体间地理邻近的必要性随之下降,企业能在更广阔的范围内开展合作创新。

表3 基准回归

变量名称	(1)未纳入控制变量	(2)纳入控制变量	(3)自然对数	(4)主成分法
<i>DT</i>	0.1577 ^{***} (0.0279)	0.1353 ^{***} (0.0278)		
<i>DT</i> ₁			0.2352 [*] (0.1364)	
<i>DT</i> ₂				0.0502 [*] (0.0261)
控制变量	不控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 298	19 298	19 298	19 298
<i>R</i> ²	0.707	0.711	0.711	0.711

注:括号内为聚类到企业层的标准误;限于篇幅,控制变量与常数项估计结果未予列出,详细内容可见工作论文版本;下表统同。

(二)稳健性检验。

1. *PSM-DID*。数字化转型是企业主动顺应数字时代发展,应用先进信息技术降本增效的过程。试点的企业其本身对新事物具有更高的敏感度,不依赖试点帮扶也可能实现良好的合作创新绩效。当试点企业与非试点企业具有较为明显的组间差异时,基准回归可能高估数字化转型带来的合作创新效应。为此本文采用*PSM-DID*进行稳健性检验,如表4列(1)估计结果所示:数字化转型的估计系数为0.1466,较基准回归而言并未发生明显改变。

表4 稳健性检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>PSM-DID</i>	<i>Heckman</i>	宽带中国	城市群试点	纳入控制组	剔除未通过
<i>DT</i>	0.1466 ^{***} (0.0497)	0.1161 [*] (0.0646)	0.1351 ^{***} (0.0278)	0.1355 ^{***} (0.0278)	0.1417 ^{***} (0.0279)	0.1431 ^{***} (0.0279)
<i>Broadband Agglomeration</i>			0.0930(0.3240)	-0.2155(0.2676)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	不控制	控制	控制	控制	控制
观测值	5 811	19 260	19 298	19 298	19 298	19 199
<i>R</i> ²	0.809		0.711	0.711	0.711	0.709

2. 样本选择问题。从中国企业合作创新的实践看,并不是所有企业都曾参与异地合作创新。在本文研究的样本观测期内,部分企业的异地合作创新行为无法被有效观测,因变量受限可能使双重差分模型难以得到一致的估计结果。已有研究通常使用*Heckman*二阶段估计模型解决

样本选择产生的内生性问题。然而当使用面板数据进行估计时,传统 Heckman 模型会因为忽略面板相关性而提供低效的估计。Wooldridge(2014)认为,上述问题可以利用准有限信息极大似然法(QMLE)进行估计。因此本文也使用 QMLE-Heckman 样本选择模型(Wooldridge, 2014; Rios-Avila 和 Canavire-Bacarreza, 2018)解决基准回归可能存在样本选择问题。根据 Heckman 模型的理论要求,本文使用合作主体所在地区的空气质量(污染天数)作为排他性约束。微观个体偏好舒适的工作环境,污染问题导致合作主体间的合作意愿下降,从而最终影响合作双方的专利产出。表 4 列(2)QMLE-Heckman 模型的估计结果表明:核心解释变量对企业异地合作创新依然存在显著的正向影响。

3. 排除其他政策影响。除数字化转型以外,样本观测期内其他同时期出台的政策也可能会影响企业参与异地合作创新。一是通信基础设施建设政策。良好的通信基础设施能够提高合作创新主体间的沟通效率(种照辉等, 2022),通过线上知识传递替代面对面交流(薛成等, 2020)。二是区域市场一体化政策。市场一体化能提升地区间创新知识的溢出效应,助力企业跨地区开展合作创新(李建成等, 2022)。本文分别以宽带中国示范城市与国家级城市群试点度量通信基础设施建设政策(Broadband)与区域市场一体化政策(Agglomeration)。经控制上述政策重新回归后,基准回归中的相关结论依然稳健。

4. 重新构建控制组。值得注意的是,企业“两化”融合贯标试点工作需经过外界机构评审才能获得“两化”融合管理体系证书(以下简称“证书”),试点企业在机构评审阶段也存在没通过的可能性。在样本观察期内,仅有少部分上市公司因资质未达标或缺乏参与意愿等原因未获得证书。尽管这部分企业在现实中仍进行数字化转型,但未获得证书可能反映了这部分企业数字化转型程度不足,政策处理效应在这部分企业中可能存在差异,进而影响 DID 模型的估计效果。为此,先将这部分企业纳入控制组,然后在样本中剔除这部分企业进行验证。如表 4 列(5)、列(6)结果显示:数字化转型依然对异地合作创新具有显著的促进效应。

5. 平行趋势检验。现有研究通常基于事件研究法,通过设置试点前后若干年的虚拟变量来检验平行趋势假设。然而在多期 DID 模型中,早期试点的地区会成为后续试点地区的控制组,从而可能带来估计偏误。考虑到处理效应异质性对动态效应影响,本文根据 Sun 和 Abraham(2021)改进后事件研究法检验试点政策的平行趋势。该方法选取“从未参与试点个体(never-treated units)”作为控制组,并根据通过给予不同时期的政策组不同的权重来缓解处理效应异质性问题,从而提高平行趋势检验的有效性,具体模型设定如下:

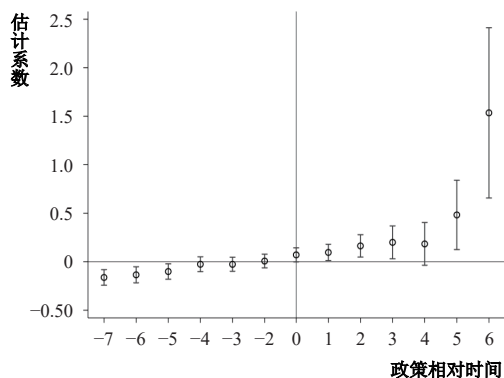


图 1 平行趋势检验图

$$Incor_{i,t} = B_0 + \sum_e \sum_{l=1} \delta_{e,l} (1\{E_i = e\} \cdot D'_{i,t}) + \gamma_i + \eta_l \lambda_i + \eta_l \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $D'_{i,t}$ 为试点前后若干年的虚拟变量,根据样本研究范围,本文主要衡量“两化”融合管理体系试运行前 10 年以及试点后 6 年合作创新的变化趋势,并对 $t < -7$ 的时间点合并至 -7 年; $1\{E_i = e\}$ 为处理时间是否大于 e 的指示变量, $\delta_{e,l}$ 为处理时间大于 l 的权重。如图 1 所示,数字化转型对企业异地合作创新的促进效果明显,体系试运行后,除当年以及第四年,数字化转型在其余年份的估计系数皆显著为正。结果表明:考虑试点政策处理效应异质性后,结论满足平行趋势假设。此

外,为排除随机因素对结论的不利影响,本文采用随机改变1 000次政策处理组进行置换检验,检验结果表明基准回归结论并未受随机因素的影响。^①

(三)异质性检验。

1. 城市异质性。不同城市资源禀赋存在较大差异,企业位于不同城市可能会开展异质性的异地合作创新行为。区域中心城市经济发展水平较高,高质量的科研机构与创新主体往往集聚于此,中心城市地区企业可能在城市内部形成更为紧密的合作创新网络;而对于边缘城市企业而言,区域内部可能缺乏高质量的合作创新主体,企业更倾向通过异地合作搜索高质量的合作创新主体。边缘城市企业更依赖异地合作创新,从而可能对数字化转型带来的异地合作创新契机更为敏感。本文根据企业注册地是否属于直辖市、省会城市、计划单列市与副省级城市将样本区分为中心城市组与边缘城市组,采用交互效应模型检验数字化转型带来的合作创新效应是否存在中心—边缘的二元结构差异。^②表5列(1)结果显示:交互项的估计系数显著为负,表明相较于中心城市,数字化转型对边缘城市企业的异地合作创新具有明显的促进作用。因此数字化转型显著改善了边缘城市企业的创新困境。

表5 异质性检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	中心城市	行业竞争	高管背景	产权性质
$DT \times M$	-0.1377** (0.0558)	0.9928* (0.5454)	0.0345*** (0.0088)	0.1230** (0.0575)
M			0.0012 (0.0028)	-0.0236 (0.0406)
DT	0.1975*** (0.0365)	0.0692 (0.0467)	0.0020 (0.0421)	0.0930*** (0.0329)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 298	19 298	19 298	19 298
R^2	0.711	0.711	0.712	0.711

2. 市场竞争异质性。不同市场结构下,企业异地合作创新可能存在差异。新古典创新理论强调市场机制对创新的推动作用,企业技术创新来源于市场竞争。同时,市场过度竞争也可能使企业经营如履薄冰,企业在退出边缘挣扎会挤占企业家的创新意愿。因此不同的竞争态势可能影响企业的创新行为。本文通过企业营业收入占比构建行业赫芬德尔指数(HHI_c),检验市场竞争格局是否影响试点企业的异地合作创新行为。如表5列(2)结果所示:交互项的估计系数显著为正,激烈的市场竞争态势会降低“试点”企业的异地合作创新行为。可能的原因在于:高度竞争的市场环境中企业整体收益率较低,企业相对缺乏剩余资源更新数字化设备,从而降低数字化转型带来的异地合作效应。

3. 高管职业背景异质性。不同职业背景的高管对异地合作创新具有异质性的影响。研发、设计出身的高管相对了解创新实践中需要进行异地合作的创新流程,能对异地合作创新活动发表专业建议。并且异地合作创新与研发背景高管的个人职业发展相关,当企业高管团队由更多的研发专业背景高管组成,企业可能更频繁开展异地合作创新。如表5列(3)结果显示:在研发、设计职业背景高管占比更高的企业中,数字化转型带来的异地合作创新效应更为明显。因此,数字化业务流程与高管团队自身专业背景能够发挥一定协同效应。

4. 产权性质异质性。国有产权赋予国有企业合作创新优势,不同产权间企业合作创新行为可能存在显著差异。根据工信部《关于推荐2014年信息化和工业化融合管理体系贯标试点企业和服务机构的通知》,在试点早期,试点企业主要由地方工业和信息化主管部门、中央企业、全国性行业协会或部机关相关司局推荐。这些推荐机构更有可能推荐与自身关系紧密的国有企业,

^① 限于篇幅,安慰剂检验结果不予展示,详见工作论文版本。

^② M 为新纳入的交互变量,由于模型纳入了时间×城市固定效应,城市特征被固定效应吸收,所以无法单独列示交互变量的估计系数。表5列(2)同理。

提高国有企业的数字技术应用程度,从而导致异地合作创新存在组间差异。本文根据企业实际控制人背景度量企业产权性质,对上述猜想进行实证检验。如列(4)所示:相较于民营企业,国有企业在数字化转型后获得了更多的异地合作创新增量。

(四)机制检验。数字化转型能够通过削弱时空限制,降低企业合作创新主体搜索、沟通和协调成本,以及通过流程再造影响企业异地合作创新。以下将对上述机制进行具体检验。

1. 合作创新主体搜索成本。供应链伙伴是企业合作创新的重要参与主体,本文主要利用供应链集中度识别合作创新伙伴搜索成本。《2020 年中国专利调查报告》指出:52.1%的企业专利权利人与供应链伙伴开展过合作创新。企业持续搜索契合自身创新需求的供应链合作伙伴能为创新活动带来异质性知识补充。然而,当供应链集中度较高时,搜索新的合作伙伴需承担较高的转换成本(陈胜蓝和刘晓玲,2020),从而降低了企业搜索新合作伙伴的可能。现有研究发现,企业在交易过程中会依交易需求进行关系专用性投资(Hui 等,2012)。当供应链集中度较高时,寻找新的供应链伙伴将产生较高的投资损失。因此,高供应链集中度会形成锁定效应(Hui 等,2012),增加合作创新主体的搜索难度。根据企业供应链上下游关系,本文通过区分供应商集中度与客户集中度,^①检验数字化转型能否降低企业供应商(客户)集中度,从而减少合作伙伴搜索成本。

结果如表 6 列(1)所示:数字化转型的估计系数在 1% 的水平上显著为负,表明数字化转型后企业与更多的供应商开展了商业合作,从而为创新活动提供了潜在合作主体,降低了企业创新伙伴的搜索成本。列(2)客户集中度对数字化转型的估计结果显示:数字化转型并不能削弱客户集中带来的合作创新主体搜索成本。上述结果表明,数字化转型能够降低企业合作伙伴搜索成本,为企业与供应商伙伴开展合作创新提供更多空间。

表 6 机制检验:削弱时空限制

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	供应商	客户	真实盈余管理	应计盈余管理
	supplier	customer	REM	DD
DT	-1.9971*** (0.4567)	0.4582 (0.3755)	-0.0130*** (0.0036)	-0.0076*** (0.0028)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 298	18 481	18 947	18 927
R ²	0.676	0.836	0.589	0.439

2. 合作创新沟通和协调成本。合作主体间较高的沟通、协调成本往往源于合作主体有意提供虚假信息等问题。盈余管理是企业信息操纵的方式之一,内部人为获得超额收益通常会事先进行盈余管理,从而向市场传递自身“利好”信息(Beneish 等,2012)。企业盈余管理时,会通过调整会计估计、变更会计政策或通过有意调整经营活动等方式传递虚假信息,企业信息存在失真风险。本文通过应计盈余管理与真实盈余管理指标衡量合作双方的沟通、协调成本。数字技术能够帮助组织实时监控经营活动,在运营系统中实施安全控制,数字化情境下的信息反馈流程能够减少内部主体信息操纵空间(舒伟等,2021)。如表 6 列(3)、列(4)结果所示:数字化转型的估计系数在 1% 的水平上显著为正,表明数字化显著降低了企业的盈余管理行为,该结论与聂兴凯等(2022)研究结论一致。数字化转型能够抑制企业信息操纵行为,降低合作创新主体间的沟通、协调成本,提高组织间知识传递效率。

3. 流程再造。数字化转型过程中对组织业务流程的改造为企业创新提供了诸多契机。依托新型数字技术,企业基于核心竞争力对业务流程进行重构,企业业务架构较以往可能发生明显的变革。与此同时,数字化转型过程中大量智能化设备的应用使得企业日常重复工作能自动完成,能够替代组织中的低技能劳动力,使人员配备发生变化。基于数字场景的组织构架加快了企业对外界信息的响应速度,为合作创新奠定了基础。本文根据企业业务收入明细采取赫芬德尔

^① 前五大供应商(客户)购货(销售)额占比(supplier、customer)。

指数与熵指数度量企业内部不同业务配置架构(st_HHI 、 st_entro),再以不同年份业务结构指数的差值取绝对值后除以上年的业务配置架构度量企业业务架构调整程度(st_HHI1 、 st_entro1)。表7列(1)、列(2)结果显示:数字化转型还不能显著改变企业的业务架构,该路径效果不明显。进一步模型以硕士及以上学历员工数量为基础度量企业高技能人员占比以及中低技能人员占比(H_skill 、 L_skill),检验数字化转型对中低技能劳动力的替代效应。列(3)、列(4)结果显示:数字化转型存在明显的替代人工效应,企业高技能劳动力占比上升,中低技能劳动力占比下降。此时简单工作自动化完成,改变了传统合作创新各节点信息的反馈流程,企业能够第一时间掌握合作创新的最新动态,并抢抓创新机遇。

表7 机制检验:流程再造

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	业务架构变革 st_HHI	业务架构变革 st_entro1	替代人工 H_skill	替代人工 L_skill
DT	0.0070 (0.0073)	0.0206 (0.0965)	0.0085* (0.0045)	-0.3741*** (0.0860)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	17 170	9 350	13 483	13 483
R^2	0.216	0.357	0.871	0.863

五、扩展研究

(一)创新质量效果检验。出于持续发展的考虑,企业可能通过合作创新提升长期竞争优势。而象征性管理的相关文献指出:企业管理者存在营造外在形象的策略性偏好(朱斌,2015)。数字场景增加了企业信息释放渠道,企业经营的利好消息更容易通过网络辐射至更广的区域。此时企业可能采取重数量、轻质量的策略性创新活动操纵其资本市场表现。那么数字化转型过程中,企业倾向于采取高质量的实质性创新,还是装裱门面的策略性创新行为呢?从专利细分来看,发明专利主要指新产品与新技术的研发,科技含量与创新性较高;而实用新型与外观设计专利主要在原有产品基础上对产品的形状和外观进行改造,技术含量相对较低。本文根据不同类型的异地联合申请专利数对数字化转型重新进行回归,如表8结果所示:数字化转型对三种类型的异地联合申请专利都存在正面影响,从估计系数来看数字化转型对异地联合申请发明专利的促进效果最强,数字化转型带来的异地合作创新效应并非装裱门面的策略性创新行为。

表8 扩展性检验:创新质量效果

变量名称	(1)	(2)	(3)
	发明 $invent$	实用新型 $utility$	外观设计 $appearance$
DT	0.1195*** (0.0229)	0.0886*** (0.0221)	0.0464*** (0.0151)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	19 298	19 298	19 298
R^2	0.709	0.660	0.624

(二)知识匹配效应检验。

1. 跨学科知识匹配。创新是异质性知识的重新组合,异质性知识通常散落在不同地区,限于时空距离的约束,企业通常难以基于知识互补原则就近匹配合作创新对象。那么企业数字化转型后能否通过异地合作创新匹配到异质性知识?为此,本文根据专利IPC分类号对因变量进行分解,通过识别IPC分类是否涉及多个学科,判断异地联合申请专利是否融入不同学科背景的异质性知识($lnheter$)。同时,研究根据跨学科程度将跨学科异地联合申请专利数区分为学科内部不同细分学科(小学科)的合作以及学科之间(大学科)的合作,从而构建 $lnheter_1$ 、 $lnheter_2$ 、 $lnheter_3$ 指标。^①如表9列(1)至列(4)结果所示:数字化转型的估计系数显著为正,表明数字化转型能有效促进异地不同知识背景主体的相互合作,发挥了知识匹配效应。

^① $lnheter_1$ 与 $lnheter_2$ 为不同计量方式度量的跨小学科异地联合申请专利总数。 $lnheter_1$ 为不包含大学科的跨小学科联合专利申请总数, $lnheter_2$ 为包含大学科的跨小学科联合专利申请总数。

表 9 扩展性检验:知识匹配效应

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	跨学科 \lnheter	跨小学科 \lnheter_1	跨小学科 \lnheter_2	跨大学科 \lnheter_3	产学研合作 $U-I$	科教欠发达 $U-I$	科教发达 $U-I$
DT	0.1187*** (0.0184)	0.0726*** (0.0120)	0.1206*** (0.0175)	0.0831*** (0.0163)	0.0868*** (0.0192)	0.0666** (0.0267)	0.0998*** (0.0280)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	19 298	19 298	19 298	19 298	19 298	10 328	8 946
R^2	0.640	0.556	0.626	0.614	0.568	0.585	0.572

2. 产学研知识匹配。高等院校、科研院所是企业合作创新的重要伙伴,其能提供基础性研究和互补性知识,进而解决企业知识困境。由于各高校、科研院所的优势学科不尽相同,能够契合企业知识结构的科教资源通常分布在不同地区。数字化转型能否通过压缩时空距离促进企业与异地高校或科研院所开展创新合作呢?本部分进一步构建异地产学研专利合作($U-I$,异地产学研联合申请专利数加 1 后取自然对数)指标^①检验上述猜想。如表 9 列(5)所示:数字化转型后,企业异地产学研合作专利数明显增加。在此基础上,本文进一步通过分组回归检验数字化转型是否削弱了科教资源分配不均对企业合作创新的负面影响。^②列(6)显示:数字化转型后,科教资源欠发达地区企业也能在异地匹配产学研合作主体,有助于缓解该地区企业的合作创新困境。

六、结论与启示

在新一轮科技革命深入推进的大背景下,数字化转型成为企业实现可持续发展的必由之路。本文以中国工业和信息化部在全国制造业企业中推行的“两化”融合试点工作为背景,并以此作为企业数字化转型的准自然实验,采用多期双重差分模型识别数字化转型的合作创新效应。主要研究结论如下:第一,相较于未运行“两化”融合管理体系的制造业企业,试点企业的异地联合申请专利数量明显增加。第二,受所处地区、市场竞争水平、高管职业背景、产权性质的异质性影响,在边缘地区,低市场竞争行业、有研发背景高管占比较高、国有企业组中,数字化转型的异地合作创新效应更为明显。第三,数字化转型主要通过压缩时空距离和业务流程再造两个方面影响企业合作创新。第四,数字化转型带来的合作创新效应对发明、实用新型以及外观设计专利都具有明显的促进效应。第五,数字化转型打破了地理因素对企业选择知识邻近主体的限制,数字化企业更容易与异质性知识主体开展创新合作。

实证研究带来的政策启示如下:第一,充分把握企业数字化转型机遇,大力促进企业开展合作创新。数字经济时代合作创新能够有效降低单一企业的创新风险,并帮助企业抢抓市场机遇。地方政府应积极顺应数字技术迅猛发展的趋势,加大政策倾斜,鼓励企业利用新技术、新平台进行合作,助力企业高质量发展。第二,准确把握企业合作创新的差异性,充分利用数字化转型的溢出效应。企业在数字化转型过程中,应准确把握地区禀赋、市场特征、高管专业背景以及产权特征等因素,合理利用数字化技术积极寻找一条符合自身需求的差异化合作创新路径。第三,合理利用数字技术的虚拟特征,有效降低企业的合作成本。数字化转型主要通过拉近时空距离降低企业合作创新成本,数字技术的应用可以有效降低企业的搜索和协调成本。各级政府应

① 当异地联合专利申请主体包含大学、学院、科学院、研究院、研究所时,认定该专利为产学研合作。

② 企业所在地市是否拥有“985”或“211”工程建设高校。

积极构建数字空间,鼓励企业在生产运营的各个环节开展合作创新,降低合作壁垒和成本。第四,有效借助数字化转型东风,培养高技能人才促进企业合作创新。借助数字化转型,企业应利用智能设备削减繁琐流程,引导职工专注业务难点、痛点,以数字化驱动员工专业水平增长。未来企业应积极依托数字技术优化业务流程,以人才培养为导向进行流程再造,提高企业价值增值能力。第五,积极建立数字化合作场景,促进合作企业精准匹配。地方政府应加强区域数字化平台建设,建立多元化合作创新场景,提高合作企业的匹配识别效率,助力企业与多样化的合作主体开展高质量的合作创新。

* 感谢审稿专家和编辑提出的宝贵意见。

参考文献:

- [1]陈剑,黄朔,刘运辉.从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理[J].*管理世界*,2020,(2):117-128.
- [2]陈胜蓝,刘晓玲.中国城际高铁与公司客户集中度——基于准自然实验的证据[J].*南开经济研究*,2020,(3):41-60.
- [3]陈晓红,李杨扬,宋丽洁,等.数字经济理论体系与研究展望[J].*管理世界*,2022,(2):208-224.
- [4]李建成,程玲,吴明琴.政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择[J].*世界经济*,2022,(4):187-216.
- [5]聂兴凯,王稳华,裴璇.企业数字化转型会影响会计信息可比性吗[J].*会计研究*,2022,(5):17-39.
- [6]戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].*管理世界*,2020,(6):135-152.
- [7]舒伟,曹晶,曹健,等.企业信息化投入能够抑制盈余管理吗?——基于中国A股上市公司的经验证据[J].*苏州大学学报(哲学社会科学版)*,2021,(5):115-127.
- [8]王林辉,姜昊,董直庆.工业智能化会重塑企业地理格局吗[J].*中国工业经济*,2022,(2):137-155.
- [9]王如玉,梁琦,李广乾.虚拟集聚:新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态[J].*管理世界*,2018,(2):13-21.
- [10]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,(7):130-144.
- [11]薛成,孟庆玺,何贤杰.网络基础设施建设与企业技术知识扩散——来自“宽带中国”战略的准自然实验[J].*财经研究*,2020,(4):48-62.
- [12]赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].*财贸经济*,2021,(7):114-129.
- [13]种照辉,高志红,覃成林.网络基础设施建设与城市间合作创新——“宽带中国”试点及其推广的证据[J].*财经研究*,2022,(3):79-93.
- [14]朱斌.自私的慈善家——家族涉入与企业社会责任行为[J].*社会学研究*,2015,(2):74-97.
- [15]Andersson D, Berger T, Prawitz E. Making a market: Infrastructure, integration, and the rise of innovation[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2021: 1-44.
- [16]Beneish M D, Press E, Vargus M E. Insider trading and earnings management in distressed firms[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2012, 29(1): 191-220.
- [17]Boschma R. Proximity and innovation: A critical assessment[J]. *Regional Studies*, 2005, 39(1): 61-74.
- [18]Bottazzi L, Peri G. Innovation and spillovers in regions: Evidence from European patent data[J]. *European Economic Review*, 2003, 47(4): 687-710.
- [19]Cassi L, Plunket A. Research collaboration in Co-inventor networks: Combining closure, bridging and proximities[J]. *Regional Studies*, 2015, 49(6): 936-954.
- [20]Chen H J, Xie F J. How technological proximity affect collaborative innovation? An empirical study of China's Beijing-Tianjin-Hebei region[J]. *Journal of Management Analytics*, 2018, 5(4): 287-308.

- [21]Elfenbein D W. Publications, patents, and the market for university inventions[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2007, 63(4): 688–715.
- [22]Feldman M P. *The geography of innovation*[M]. Dordrecht: Springer, 1994.
- [23]Ferretti M, Guerini M, Panetti E, et al. The partner next door? The effect of micro-geographical proximity on intra-cluster inter-organizational relationships[J]. *Technovation*, 2022, 111: 102390.
- [24]Furr N, Shipilov A. Digital doesn't have to be disruptive: The best results can come from adaptation rather than reinvention[J]. *Harvard Business Review*, 2019, 97(4): 94–103.
- [25]Giuliani E, Bell M. The micro-determinants of meso-level learning and innovation: Evidence from a Chilean wine cluster[J]. *Research Policy*, 2005, 34(1): 47–68.
- [26]Goldfarb A, Tucker C. Digital economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 2019, 57(1): 3–43.
- [27]Gust G, Neumann D, Flath C M, et al. How a traditional company seeded new analytics capabilities[J]. *MIS Quarterly Executive*, 2017, 16(3): 215–230.
- [28]Hanley D, Li J C, Wu M Q. High-speed railways and collaborative innovation[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2022, 93: 103717.
- [29]Hansen R, Sia S K. Hummel's digital transformation toward omnichannel retailing: Key lessons learned[J]. *MIS Quarterly Executive*, 2015, 14(2): 51–66.
- [30]Heringa P W, Hessels L K, van der Zouwen M. The influence of proximity dimensions on international research collaboration: An analysis of European water projects[J]. *Industry and Innovation*, 2016, 23(8): 753–772.
- [31]Hui K W, Klasa S, Yeung P E. Corporate suppliers and customers and accounting conservatism[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 53(1-2): 115–135.
- [32]Mattes J. Dimensions of proximity and knowledge bases: Innovation between spatial and non-spatial factors[J]. *Regional Studies*, 2012, 46(8): 1085–1099.
- [33]Newell S, Marabelli M. Strategic opportunities (and challenges) of algorithmic decision-making: A call for action on the long-term societal effects of ‘datification’[J]. *The Journal of Strategic Information Systems*, 2015, 24(1): 3–14.
- [34]Porter M E, Heppelmann J E. How smart, connected products are transforming competition[J]. *Harvard Business Review*, 2014, 92(11): 64–88.
- [35]Rios-Avila F, Canavire-Bacarreza G. Standard-error correction in two-stage optimization models: A quasi-maximum likelihood estimation approach[J]. *The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata*, 2018, 18(1): 206–222.
- [36]Steinmo M, Rasmussen E. How firms collaborate with public research organizations: The evolution of proximity dimensions in successful innovation projects[J]. *Journal of Business Research*, 2016, 69(3): 1250–1259.
- [37]Sun L Y, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175–199.
- [38]Wang Y M, Cao G H, Yan Y L, et al. Does high-speed rail stimulate cross-city technological innovation collaboration? Evidence from China[J]. *Transport Policy*, 2022, 116: 119–131.
- [39]Wooldridge J M. Quasi-maximum likelihood estimation and testing for nonlinear models with endogenous explanatory variables[J]. *Journal of Econometrics*, 2014, 182(1): 226–234.
- [40]Yao L, Li J. Intercity innovation collaboration and the role of high-speed rail connections: Evidence from Chinese Co-patent data[J]. *Regional Studies*, 2022, 56(11): 1845–1857.

The Road to Sustainable Development: Digital Transformation and Enterprise Inter-regional Collaborative Innovation

Wang Wei¹, Jiang Zhixin²

(1. School of Economics, Gansu University of Political Science and Law, Lanzhou 730070, China;

2. School of Accounting, Guangdong Technology College, Zhaoqing 526000, China)

Summary: Under the background of the new trend of scientific and technological revolution, digital transformation is an effective path for enterprises to achieve sustainable development. The application of digital technology will have a great impact on the production and innovation mode of enterprises. Based on the pilot work of “industrialization and informatization” implemented by the Ministry of Industry and Information Technology of China in manufacturing enterprises across China, this paper regards this event as a quasi-natural experiment. By matching the patent data of the State Intellectual Property Office with the data of listed companies, the multi-stage DID model is used to identify the inter-regional collaborative innovation effect of digital transformation.

The empirical results show that compared with manufacturing enterprises that did not carry out the trial operation of the integrated information and industrialization management system, the number of joint patent applications in different regions of pilot enterprises has increased significantly; The impact of digital transformation on enterprises' inter-regional collaborative innovation is more obvious in underdeveloped cities, low market competitiveness, high proportion of senior executives with R&D background and state-owned enterprises. The mechanism analysis shows that the digital transformation mainly affects the inter-regional collaborative innovation of enterprises through compressing the space-time distance and business process reengineering; Shortening the space-time distance can reduce the search and communication cost of enterprise collaborative innovation; Process reengineering can enable enterprises to carry out collaborative innovation based on core competitiveness. Further research shows that the cooperative innovation effect brought by digital transformation has influence on all types of patents; At the same time, digital transformation breaks the restriction of geographical factors on enterprises' selection of knowledge proximity subjects, which is conducive to inter-regional collaborative innovation between enterprises and different knowledge subjects.

Based on the empirical results, this paper puts forward some policy suggestions, such as grasping the opportunities of enterprise digital transformation, strengthening the construction of digital scene, reducing the cost of enterprise cooperation, and promoting enterprise collaborative innovation.

Key words: digital transformation; DID model; inter-regional collaborative innovation; process reengineering

(责任编辑 石头)