

# 数字经济、创新环境与合作创新绩效

党琳<sup>1</sup>, 李雪松<sup>2</sup>, 申烁<sup>1</sup>

(1. 中国社会科学院大学商学院, 北京 102488; 2. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732)

**[摘要]** 基于2016—2018年城市层面的数字经济指数与企业层面的专利申请数据, 证实了数字经济对制造业企业合作创新绩效的提升效应。进一步分析表明, 数字经济主要通过改善创新环境这一渠道影响制造业企业的合作创新绩效, 外来投资与VC/PE活跃度是这一影响机制的具体表现形式。异质性检验表明: 在企业维度, 上述提升效应在中、高资产专用性企业以及中、低股权集中度企业更为显著; 在行业维度, 上述提升效应仅存在于资本密集型行业与中、高ICT强度行业; 在地区维度, 上述提升效应具有很强的普遍性, 且相对弱势地区的提升效应更大。

**[关键词]** 数字经济; 合作创新绩效; 创新环境; 外来投资; 风险投资

**[中图分类号]** F424; F49

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1007-9556(2021)11-0001-15

## Digital Economy, Innovation Milieu and Cooperative Innovation Performance

DANG Lin<sup>1</sup>, LI Xue-song<sup>2</sup>, SHEN Shuo<sup>1</sup>

(1. School of Business, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488; 2. Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

**Abstract:** Based on the city-level digital economy index and the firm-level patent application data from 2016 to 2018, the paper has confirmed the promoting effect of digital economy on the cooperative innovation performance of manufacturing enterprises. Further analysis showed that, the improvement of innovation milieu was the main influencing channel, and the influencing mechanism mainly reflected as outside investment and the activeness of VC/PE. Heterogeneity test showed that, from the corporate dimension, the promoting effect was more significant in the enterprises with medium and high asset specificity and those enterprises with medium and low ownership concentration. And from the industry dimension, the promoting effect mainly existed in capital-intensive industries and some industries with medium and high ICT intensity. Besides, from the area dimension, the promoting effect had strong universality, which was more stronger in relatively disadvantaged areas.

**Key Words:** digital economy; cooperative innovation performance; innovation milieu; outside investment; venture capital

### 一、引言

建设制造强国、质量强国、网络强国、数字中国是“十四五”时期的重要战略部署。当前, 中国制造业正处于由大转强的攻坚时期, 要突破全球价值链低端锁定, 实现高质量发展, 必须深入贯彻实施创新驱

动发展战略, 全面塑造发展新优势。“十四五”规划纲要提出, 要“强化企业创新主体地位, 促进各类创新要素向企业集聚”和“推动产业链上中下游、大中小企业融通创新”。李克强总理在2021年政府工作报告中指出, 要“发展工业互联网, 促进产业链和创新

**[基金项目]** 国家社科基金重大项目“新发展阶段、新发展理念与新发展格局研究”(2021MZD005)

**[作者简介]** 党琳(1992—), 女, 陕西富平人, 中国社会科学院大学商学院博士研究生, 主要研究方向是数字经济与数字金融; 李雪松(1970—), 男, 江苏宿迁人, 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所研究员, 博士生导师, 主要研究方向是宏观政策与评价, 本文通讯作者; 申烁(1991—), 女, 河南郑州人, 中国社会科学院大学商学院博士研究生, 主要研究方向是经济政策效应评估。

链融合,搭建更多共性技术研发平台,提升中小微企业创新能力和专业化水平”。长期以来,我们高度重视企业自主创新能力的培育和提升,如今,合作创新正在受到越来越多的关注,并将成为制造业转型升级的重要动力源泉。

美国、德国相继部署实施了“先进制造伙伴关系”计划和“工业4.0”战略。党的十九大提出要“推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”,“十四五”规划再度强调要加强关键数字技术创新应用,加快推动数字产业化,推进产业数字化转型,可见数字经济发展对制造业转型升级的现实意义不言而喻。在数字经济的上半场,以资讯平台、搜索引擎、社交网络、电子商务、共享经济等为代表的消费互联网模式深刻地改变了人类的生活方式。如今,5G、大数据、人工智能、云计算、区块链等数字技术的迭代式演进令万物互联互通成为可能,数字经济正在加速迈入以产业互联网为载体的下半场。数字经济的上半场为制造业企业提供了海量的数据要素,极大地降低了企业的交易成本,提升了企业的运营效率与研发效率。随着数字基础设施的日趋完善与企业供应链敏捷性、协同性的显著提升,数据要素的价值得以更加充分释放,创新要素的汇聚与流动逐渐突破层层束缚,企业依托各类创新生态系统开展研发创新活动将是大势所趋。因此,如何把握数字经济所蕴含的巨大机遇,在合作创新的浪潮中实现研发创新能力质的飞跃,顺利完成转型升级目标,是摆在所有制造业企业面前的重要议题。

在已有研究的基础上,本文将深入考察数字经济发展与制造业企业合作创新绩效之间的关系,可能的边际贡献表现在四个方面。(1)有关数字经济与企业创新能力的实证研究中,区域的数字经济发展水平或者企业自身的数字化转型对其自主创新能力的影 响是关注的重点。不少学者证实了“互联网+”、大数据分析对企业自主创新绩效的促进效应(沈国兵、袁征宇,2020;谢康等,2020)<sup>[1,2]</sup>。也有一些研究以企业的出口活动为切入点,发现了互联网与人工智能的使用对企业全球价值链参与的影响(耿伟、杨晓亮,2019;吕越等,2020)<sup>[3,4]</sup>。还有一些文献探究了互联网发展、数据管理能力与企业生产率的关系(黄群慧等,2019;李唐等,2020)<sup>[5,6]</sup>。但是,置身于数字经济时代,企业仅凭自主创新能力是远远不够的,互联网思维强调企业要运用创新精神充分整合外部的思想资源、资金资源和业务资源(李海舰等,2014)<sup>[7]</sup>。融入创新平台、创新生态系统和积极参与各类开放式创

新合作是企业建立动态竞争优势的重要途径,在此背景下,本文将分析视角拓展至数字经济发展对制造业企业合作创新的影响。(2)已有实证研究多着眼于组织学习、信息成本、研发投入、要素替代、生产率等企业层面的指标,剖析ICT提升企业创新能力的间接效应(谢康等,2020;耿伟、杨晓亮,2019;吕越等,2020)<sup>[2-4]</sup>,而本文则将城市层面的创新环境指标作为中介变量,尝试发掘数字经济提升企业合作创新绩效在地区层面的作用机制。(3)诚然,数字经济在很大程度上直接或间接地促进了企业合作创新绩效的提升,但数字经济的发展无法为企业创新发展战略的实施扫清所有障碍。对此,本文进一步揭示了数字经济发展提升企业合作创新绩效在企业、行业层面的异质性与适用范畴,以便为业界实践与政策制定领域提供更具针对性的建议。(4)在深入贯彻创新驱动发展战略的过程中,国家出台了相关的区域规划政策,以期优化制度环境、营商环境与创新环境,进而持续激发企业的创新活力,已有经验研究证实了此类政策对创新的促进效应(李政、杨思莹,2019;杨仁发、李胜胜,2020;翟士运等,2019)<sup>[8-10]</sup>。考虑到数字经济提升企业合作创新绩效的间接效应与一些区域规划政策存在相似性,本文通过分样本回归的方式检验数字经济与国家创新型试点城市、国家级城市群规划政策在促进企业合作创新中的互动机制。

## 二、理论分析与假设提出

### (一)数字经济与合作创新

构建支撑工业数字化转型的自主创新体系,打造完整的先进制造产业创新链(彭刚、赵乐新,2020)<sup>[11]</sup>,是实现制造业高质量发展的重要途径。近年来,不少学者开始关注企业数字化转型与其自主创新能力之间的关系,并形成了丰富的理论图景与经验证据。首先,数字技术降低了信息的通信与复制成本,消除了信息传递的障碍,增强了知识的传播力并强化了知识的外溢性,而学习外界知识与经验的能力恰恰是创新主体提高创新效率的重要途径(Akcigit et al., 2018)<sup>[12]</sup>。其次,企业借助信息技术手段增加了自身的知识存量,为下一步创新做好了充分的知识积累。同时,互联网加速了知识在企业内部的扩散,使得知识向创新成果转化的效率因此得到提升。再次,现代信息技术与智能制造设备的使用有助于加速制造业的服务化进程(彭刚等,2021)<sup>[13]</sup>。“互联网+”能够将消费者纳入到产品的设计、研发环节中,在增强用户粘性的同时,便于企业掌握更多有关消费者需求的

信息,从而更高效地获取问题的解决方案,提高研发效率。最后,信息技术会将高技能劳动力从程序化任务中解放出来,使其可以抽出更多的工作时间来完成更能发挥自身比较优势的非程序化任务(Autor et al., 2003)<sup>[14]</sup>。

转变发展模式、优化经济结构、转换增长动力的重要前提在于增强自主创新能力。与此同时,创新活动的高度复杂性与不确定性凸显了合作创新的必要性。20世纪90年代以来,基于网络合作的创新已渐成为全球企业组织发展的通用模式(鲁若愚等, 2021)<sup>[15]</sup>。企业与竞争对手、科研机构、政府机构、上下游企业等组织在相互作用中合作创新,是开放式创新的重要方式(郑玮, 2020)<sup>[16]</sup>。合作创新涉及创新活动的全过程,包括前期研发、中期开发以及后期商业化。在此过程中,企业通过持续搜索外部知识、源源不断地获取来自不同渠道的创新资源以及实现知识与资源的互补令研发成本与创新风险得以降低。可以说,网络创新模式在很大程度上改变了技术型企业的创新方式与路径,创新由简单的原子式过程转变为一个协同合作的过程(钱锡红等, 2010)<sup>[17]</sup>。现如今,数字技术迭代式发展,新型商业模式层出不穷,数字化情境的无边性、互联性与不确定性极大地扩展了合作创新的参与主体,改变了创新网络的结构,并催生了网络治理模式的重大变革。毫无疑问,在数字经济时代,合作创新的理念与模式正在获得越来越广泛的认可与接纳。

数字经济为合作创新的发展破除了诸多障碍。其一,网络主体间较高的协调程度是合作创新取得良好绩效的关键前提,因此,企业在选择创新合作伙伴时既要考虑合作伙伴与自身能力及需求的适配性,也要兼顾外部环境与组织的兼容性(Baum et al., 2010)<sup>[18]</sup>。良好的网络基础设施能够通过提高信息传播速度、降低信息交流成本、缓解信息不对称(罗珉、李亮宇, 2015)<sup>[19]</sup>为创新主体间协调性的提升提供重要的技术保障。其二,云计算的出现极大地扩展了数据存储能力,3G技术使得瞬时信息处理与传输成为可能,算力的提升与大数据分析技术的不断进步令企业得以从Web日志、社交媒体、移动通信、传感器、金融交易等缺少预定义模型的非结构化数据集中低成本地提取出潜在有价值的信息。换言之,知识传播的效率得到了极大提升,知识传播的场景也得到了极大扩展。在此背景下,作为信息、知识高效传递与交流的平台,互联网能够令创新主体的思路与成果实现最大程度的分享与碰撞,合作创新的潜力

也因此得到了最大程度释放。其三,知识外溢通常伴随着研发要素的流动(白俊红等, 2017)<sup>[20]</sup>,地理距离是其重要障碍(薛成等, 2020)<sup>[21]</sup>,而现代通信技术的发展则在很大程度上扫除了这一障碍。产业互联网平台的搭建令遍及供应链各个节点的数据实时分享与网络知识溢出成为可能,合作创新不再受地理距离的约束。其四,数字化情境强化了企业在创新网络中的弱连接状态,网络结构趋于松散,网络规模与异质性趋于扩大(鲁若愚等, 2021)<sup>[15]</sup>,创新平台甚至更为复杂的企业创新生态系统开始出现,企业间的价值共创共享将合作创新的广度、深度推向更高层次。

数字经济加剧了市场竞争,为企业创新的外部环境带来了更多变数。一方面,互联网为企业提供了更高质量也更透明的信息,这些信息结合数字化连接,在极大程度上淡化了产业边界、降低了行业进入壁垒、加快了要素流通速度(肖旭、戚聿东, 2019)<sup>[22]</sup>。降维打击、跨界竞争的现象比比皆是,在位企业的市场地位面临被颠覆的可能。另一方面,网络环境下,企业在创新过程中面临着更高的不确定性、风险性、虚拟性以及动态性特征(陈剑等, 2020)<sup>[23]</sup>。可见,数字技术与数字经济的迅速发展正迫使企业间深化创新合作,积极构建高效的创新网络平台,从而抵御外部竞争压力并进一步巩固自身的竞争优势。综上所述,本文提出假设1。

H1:数字经济的发展有利于提升企业的合作创新绩效。

## (二)数字经济、创新环境与合作创新

数字经济通过降低信息交流成本、改善信息不对称问题、增强知识外溢效率、弱化地理距离限制以及强化市场竞争机制等方式,促成了企业间更为广泛、深入的创新合作,并提升了合作创新绩效。除了上述直接效应外,数字经济对企业合作创新的影响还存在地区层面的间接效应。

数字经济的发展为产业发展创造了良好的信息基础设施条件,有利于改善城市的创新环境。近年来,数字经济的发展重心正在由以搜索、资讯、电商、社交为主要载体的消费互联网向产业互联网转移。随着云计算、大数据、人工智能算法的不断突破,产业互联网对供给端的运行模式与效率的影响正在逐步显现。首先,信息技术设施通过降低交易成本提高了高技术产业的创新效率。完善的信息技术设施便于企业充分把握高技术产品的供需动态,提高研发活动与市场需求的匹配度,降低研发风险,提高创新的投入产出比(孙早、徐远华, 2018)<sup>[24]</sup>。其次,ICT基

基础设施强化了信息技术的扩散效应。作为一种重要的通用目的技术与赋能技术,数字技术驱动了传统产业效率提升,推动了产业跨界融合,重构了产业组织的竞争模式(李晓华,2019)<sup>[25]</sup>,进而通过赋能产业升级的方式提高了区域创新水平。再次,智慧交通的出现进一步提升了交通基础设施的运行效率,便捷的物流环境进一步提高了生产端的运营效率与服务水平。最后,ICT基础设施向教育、医疗等公共服务领域延伸,极大地改善了城市的公共服务水平,进而增强了对高素质创新人才的吸引力。

数字经济的发展优化了营商环境,进而改善了城市的创新环境。时效性强、研发周期长、风险高的产品与技术往往对营商环境有较高的要求,而审批时间的缩短与审批流程的简化能够为企业开展创新活动节省大量的制度性交易成本,便于企业及时把握市场信息,快速响应需求变化。而且,良好的营商环境会显著降低企业进入市场的门槛,提高资源配置效率(夏后学等,2019)<sup>[26]</sup>。数字政务的发展令营商环境建设过程中的诸多痛点与难点迎刃而解。近年来,各级地方政府推出的公众号、APP、小程序几乎涵盖了政务服务项目的各个方面,政务服务的便利度与效率不断提高,加之政务云设施的快速普及,政府部门的IT成本、政府部门系统间的互联互通程度进一步提升。简政放权、创新监管等制度改革的红利在数字经济环境下得到了最大程度的释放。

数字经济有力地提升了城市的ICT基础设施条件,优化了城市的营商环境,进而促进了城市整体的创新发展。产业集聚是城市创新环境影响企业合作创新绩效的一个重要渠道。良好的创新环境有助于吸引大量的外来投资与风险投资,在此过程中,资本要素、人才要素、研发要素的集聚导致了产业的集聚,进一步,产业集聚又通过学习效应、合作效应和竞争效应推动了企业的合作创新。其一,产业集聚触发了知识和技术的溢出效应,这一溢出效应恰好为企业的创新活动创造了知识供给(杨仁发、李胜胜,2020)<sup>[9]</sup>。其二,尽管数字技术的发展在很大程度上消除了地理距离对创新合作网络的限制,但是,产业集聚所引发的合作效应不容忽视,产业集聚所增加的信任感有助于降低合作创新活动的交易成本与风险。其三,外来投资的不断涌入势必会强化区域内部的市场竞争机制,而市场竞争与外部环境的不确定性恰恰是倒逼企业合作创新的重要推动力。综上所述,本文提出假设2。

H2:数字经济的发展有利于优化城市的创新环

境,进而提升企业的合作创新绩效。

### 三、研究设计

#### (一)变量定义与测度

1.被解释变量。测度企业合作创新绩效的指标主要包括专利申请数量、专利授权数量、研发经费、研发人数、新产品的销售额等。其中,研发投入强度用于衡量企业的创新投入力度,专利数据与新产品销售额用于衡量企业的创新产出能力。本文聚焦于产出层面探讨企业的合作创新绩效,并结合相关数据的可获取性,选取特定的专利数据作为被解释变量。首先,专利授权容易受到来自官僚因素的影响(Tan et al.,2014)<sup>[27]</sup>,存在相当程度的不确定性和不稳定性(黎文婧、郑曼妮,2016)<sup>[28]</sup>,并且专利技术对企业绩效的影响在专利申请过程中已有一定程度的显现,但专利授权却需要经历漫长的审核周期,因此相比较而言,专利申请数量能够更为恰当地反映企业的资源投入力度与使用效率,也能够更加有效地衡量企业真实的技术创新能力。其次,不同类别的专利具有不同的创新属性:实用新型专利和外观设计专利的申请更多体现了企业创新的“量变”,在某种程度上属于对政策与监管的迎合,是一种策略性创新(黎文婧、郑曼妮,2016)<sup>[28]</sup>;发明专利的申请是企业创新“质变”的象征,反映了企业的核心竞争力与创新质量。参考Brockman等(2018)<sup>[29]</sup>的思路,本文以上市公司与其他经济实体的联合发明专利申请数量度量企业的合作创新绩效,相关数据来源于中国研究数据服务平台(CNDRS)。

2.解释变量。数字技术飞速发展,数字经济方兴未艾,目前官方尚未披露市级、省级层面的数字经济发展水平综合指数。学术界多通过以下两种方式构建反映地区ICT水平的指标:其一,直接采用各省份注册的网站数量,各省互联网普及率与光缆线路长度,各地级市人均互联网用户数、人均邮政和电信业务收入等客观指标;其二,基于类似的来自于统计年鉴的客观指标构造综合指数。尽管这些指标能够在一定程度上反映地区层面的信息化水平、互联网发展水平,但这些指标所能准确捕捉的仅仅是地区层面发展数字经济的基础设施条件或网络基础条件,而非数字经济的实际发展水平,平台经济、电子政务、企业在数字化转型方面的组织管理实践等数字经济发展的模式均无法在这些指标中得到很好测度。为了更准确地反映数字经济的实际含义,有效捕捉数字经济的内核与外延,本文选取了腾讯研究院发布的全国351个城市的数字

中国指数。<sup>①</sup>2015年起,腾讯联合京东、滴滴、美团点评、拼多多、携程、快手、猫眼电影、阅文集团等机构,基于包括微信、支付、城市服务、众创空间等重要互联网平台的全样本数据构建了数字中国指数。尽管数据的采集范围未能完全覆盖国内的互联网企业或互联网平台,但无论是市场份额还是业务类型,上述企业均具有相当程度的代表性,能够基于产业、文化、政务、生活等多个维度综合反映一个城市的真实数字经济发展水平。此外,在确保指数数据连续性、可比性的前提下,研究团队在不同年份也会对既定的指数测定框架进行细微调整并丰富数据来源,以便更加精确、全面地反映数字化发展的总体态势与阶段性特点。

3.控制变量。创新是一项复杂的系统性工程,涉及多方面的因素。除了企业所在城市的数字经济发展水平外,本文对可能会影响企业合作创新绩效的其他因素进行了控制。第一,规模较大的企业通常拥有较强的生产能力与较高的声誉,出于持久发展的考量,企业更倾向于进行长期投资,并且具备较强的创新动机(李春涛等,2020)<sup>[30]</sup>。本文参考相关文献的做法(黎文婧、郑曼妮,2016;李春涛等,2020;顾夏铭等,2018)<sup>[28,30,31]</sup>,以年末总资产衡量企业规模。第二,相对合理的杠杆率水平能够为企业持续的研发创新活动提供支持,借鉴顾夏铭(2018)<sup>[31]</sup>等学者的处理,本文用资产负债率度量企业的资本结构与杠杆率水平。第三,高管团队是制定组织战略决策、决定企业发展方向的核心群体,其管理者能力与企业的经营绩效、创新效率高度相关(姚立杰、周颖,2018;朱焱、张孟昌,2013)<sup>[32,33]</sup>。高学历管理者通常具备较强的前瞻性思维能力,且往往会对研发创新活动给予高度关注。基于上述认识,我们将上市公司管理层的平均学历作为衡量企业家能力的指标纳入模型。第四,研发人员数量在一定程度上代表了企业在人力资本结构方面对研发创新活动的投入程度,本文选取上市公司研发人员数量占其员工总数的比例来衡量其创新投入力度。上述四个控制变量的数据全部来源于国泰安(CSMAR)数据库。

4.影响机制变量。区域创新环境是沟通区域数字经济发展与技术扩散视角下企业研发创新的重要桥梁。本文以北京大学企业大数据研究中心发布的中国区域创新创业指数衡量区域创新环境,该指数基于中国大陆全部行业、全部规模企业的创新产出数据编制而成。除了区域创新创业总指数,本文还将外来投资、VC/PE投资两项分指数作为影响机制变量纳入模型。

#### (二)模型设定与描述性统计

本文构建多维固定效应回归模型,研究在技术扩散视角下数字经济发展对制造业企业合作创新绩效的影响,具体模型如式(1)所示。

$$Patent_{ijkt} = \beta_0 Digital_{jt} + \gamma Control_{ijkt} + \zeta_i + \eta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

其中, $Patent_{ijkt}$ 表示j城市k制造业行业所属下的i企业在t年的合作创新绩效; $Digital_{jt}$ 表示j城市在t年的数字经济发展水平; $Control_{ijkt}$ 表示j城市k制造业行业所属下的i企业在t年的控制变量,包括企业资产规模、企业杠杆率、企业高管平均学历、研发人员数量占比; $\zeta_i$ 、 $\eta_j$ 和 $\theta_k$ 分别代表来自企业、城市和行业维度的固定效应; $\varepsilon_{ijkt}$ 为随机误差项。

鉴于一些样本企业的发明专利申请数量为0,并考虑到企业专利申请数据的分布特征,本文参照李春涛等(2020)<sup>[30]</sup>的做法,以上市公司联合发明专利申请数量加1后取对数的形式来表示企业合作创新绩效。企业资产规模与后续稳健性检验过程中所涉及的专利数据也进行了相应的对数化处理。

为了确保数字经济指数的跨时可比性,<sup>②</sup>本文将样本期间确定为2016—2018年。因为中国区域创新创业指数不包含北京、上海、天津、重庆四个城市的数据,同时考虑到四个直辖市在行政等级、科研资源等方面的特殊性,本文剔除直辖市范围内的上市公司样本,以确保样本数据的代表性。本文对样本期间内制造业上市公司的平衡面板数据进行了双侧1%的缩尾处理,以降低异常值对实证结果的干扰。经过上述处理,最终得到2016—2018年间4113个制造业上市公司-年度观测值。各变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 变量的描述性统计

变量类别	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
解释变量	数字经济	5.251	7.360	0.225	28.430
	数字经济_工具变量	2.316	2.282	0.228	11.327
被解释变量 <sup>③</sup>	企业联合申请的发明专利	0.609	1.002	0.000	4.277
	企业联合申请的实用新型专利	0.460	0.931	0.000	4.190

(续表1)

被解释变量 <sup>③</sup>	企业联合申请的外观设计专利	0.101	0.428	0.000	2.708
	企业联合申请的专利总量	0.814	1.229	0.000	4.920
	企业研发效率	0.431	0.182	0.048	0.776
控制变量	企业资产规模	22.100	1.095	20.061	25.194
	企业杠杆率	0.391	0.189	0.066	0.925
	企业高管平均学历	3.292	0.452	2.000	4.214
	企业研发人员数量占比	0.142	0.093	0.006	0.484
影响机制变量	创新环境	83.838	19.835	14.334	100.000
	VC/PE	83.186	21.121	8.191	100.000
	外来投资	80.673	22.445	7.167	100.000

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 基准回归

从核心解释变量、被解释变量的构造方式与实际含义来看, 本文的实证模型基本不可能存在逆向因果问题, 因为数字经济发展水平作为一个宏观变量, 受到的单个企业合作创新绩效的影响极小。但是, 可能会存在一些不可观测的因素同时影响城市的数字经济发展与企业的创新行为, 可见, 遗漏变量会导致模型估计出现偏误, 从而产生内生性问题。此外, 主要变量的测量误差或许也是模型内生性的一个来源。为确保实证结论的稳健性, 本文利用工具变量法下的两阶段回归来弱化这一潜在的内生性, 并汇报相应的估计结果。本文稳健性检验、影响机制检验、异质性检验部分均利用工具变量进行两阶段回归。本文将某城市接壤城市数字经济发展水平的平均值确定为该城市数字经济发展水平的工具变量。原因是, 接壤城市的数字经济发展水平与该城市的数字经济发展水平高度相关, 同时它与误差项之间不存在明显的相关关系, 而且, 接壤城市数字经济发展水平的变化不会对该城市的创新环境造成直接影响, 进而不会影响该城市制造业企业的创新行为, 因此上述工具变量可同时满足相关性 with 外生性要求。

表2的第(1)和(2)列汇报了相应的基准回归结果。其中, 第(2)列是基于上述工具变量的2SLS结果, 该结果表明数字经济的发展能够有力地提升区域内制造业企业的合作创新绩效, 假设1得到证实。具体地, 在1%的显著性水平下, 数字经济发展水平每增加一个单位, 以联合发明专利申请数量所表示的合作创新绩效将提升0.0315%。而且, Kleibergen-Paap rk LM、Cragg-Donald Wald F、Kleibergen-Paap rk Wald F检验结果证明其并非弱工具变量。

控制变量与企业合作创新绩效的关系与理论预期保持一致。以总资产水平衡量的企业规模每提升一个百分点, 在1%的显著性水平下, 企业的合作创新绩效将随之提升0.1693%。“熊彼特假设”认为, 较之小企业, 大企业在规模经济、融资约束、风险分担等方面存在显而易见的优势, 因而其创新能力也相对较强。鉴于不同的制造业行业面临着不同的研发创新成本与风险水平, 企业规模、市场地位对其合作创新绩效的影响可能会表现出异质性, 但基于制造业整体视角, 企业规模与合作创新绩效呈显著正相关关系。

企业杠杆率对其合作创新绩效的影响在5%的显著性水平下为负。资本结构与企业合作创新绩效间的关系是相关领域的研究热点。杠杆率对企业创新的促进论认为, 当企业内源性资金不足时, 债权融资可用于补充研发资金。此外, 高杠杆率还会倒逼企业提高在高风险技术领域的投资, 进而增强企业的创新能力。抑制论则指出, 来自技术与环境的不确定性决定了创新的高风险特征, 而债务资本往往会表现出较高的风控要求, 两种相互矛盾的风险偏好导致杠杆率对创新产生负向调节作用。表2的实证结果证实了后者的观点。

企业高管的平均学历每增加一个单位, 在1%的显著性水平下, 合作创新绩效将相应提升0.2374%。高学历的管理团队更具战略性投资眼光, 其承担创新风险的意愿更强, 且更有能力甄别投资项目, 从而降低创新失败的概率。企业研发人员的数量占比每增加一个单位, 在1%的显著性水平下, 合作创新绩效将随之提升0.9759%。可见, 研发人员的数量占比越高, 意味着企业在研发创新方面的人力资本投入越高, 相应的创新产出也就越高。

表2 基准模型回归与工具变量外生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利
	OLS	2SLS		数字经济 q10 以下	数字经济 q10 以上
数字经济	0.0256*** (0.0057)	0.0315*** (0.0088)	0.0223*** (0.0069)		
数字经济_工具变量			0.0094 (0.0110)	0.0200 (0.1399)	0.0285*** (0.0095)
企业资产规模	0.1848*** (0.0518)	0.1693*** (0.0563)	0.1789*** (0.0530)	-0.0719 (0.1282)	0.2221*** (0.0623)
企业杠杆率	-0.3192** (0.1495)	-0.3398** (0.1501)	-0.3269** (0.1493)	-0.0334 (0.5059)	-0.3320** (0.1655)
企业高管平均学历	0.2425*** (0.0719)	0.2374*** (0.0722)	0.2377*** (0.0721)	0.5234* (0.2712)	0.2733*** (0.0795)
企业研发人员数量占比	1.0058*** (0.3336)	0.9759*** (0.3368)	0.9800*** (0.3369)	-2.4384* (1.3337)	1.2086*** (0.3711)
固定效应	是	是	是	是	是
K-P rk LM 统计量		606.259 [0.0000]			
C-D Wald F 统计量		1496.585 {16.38}			
K-P rk Wald F 统计量		849.953 {16.38}			
R <sup>2</sup>	0.8208	0.8207	0.8209	0.8083	0.8278
N	4113	4113	4113	260	3624

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; () 内数值为稳健标准误; [ ] 内数值为 P 值; {} 内数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值

为了确保基准回归结果的稳健性,本文进一步验证工具变量的外生性。首先,参考李唐等(2020)<sup>[6]</sup>的处理,将工具变量加入基准计量模型进行回归。此时,如果工具变量不显著,则表明控制内生变量后,工具变量将不再显著影响被解释变量,即工具变量仅通过作用于城市数字经济发展水平这一渠道影响该城市制造业企业的合作创新绩效。表2第(3)列的结果显示,工具变量满足排他性约束要求。其次,本文借助一个证伪机制来验证工具变量的外生性(Angrist, 1990; Nunn and Wantchekon, 2011)<sup>[34,35]</sup>。样本中一些城市的数字经济发展水平极低,如果工具变量仅通过城市的数字经济发展水平影响制造业企业的合作创新绩效,那么,某些数字经济发展水平很低的城市对其周边城市数字经济发展水平的敏感性也相应很低,此时,工具变量便不会显著影响制造业企业的合作创新绩效。表2第(4)和(5)列显示,在数字经济发展水平 q10 以下的样本中,工具变量对制造业企业合作创新绩效的影响不显著,而在城市数字经济发展水平 q10 以上的样本

中,工具变量在 1% 的显著性水平下提升了制造业企业的合作创新绩效。

## (二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。联合发明专利的申请数量反映了企业进行高质量创新的能力,是其研发创新能力“质变”的象征,本文主要对这一维度的合作创新绩效进行了深入分析。考虑到其他类别的联合专利申请数量也可以在不同程度上展示企业的合作创新绩效,并且有助于捕捉其创新能力的“量变”特征,为了扩展分析视野,并对数字经济发展与企业合作创新绩效间的关系提供稳健性证据,本文还分别将上市公司联合实用新型专利申请数量、联合外观设计专利申请数量以及全部联合专利申请数量作为被解释变量,进行了相应的回归分析。表3第(1)~(3)列的结果表明,数字经济的发展显著提升了企业联合专利的申请总量与企业联合实用新型专利的申请数量,但并未显著提升企业联合外观设计专利的申请数量。此外,本文还基于企业研发人员数量、研发投入金额、专利申请总量进行了随机前沿分析,计算

得到了企业的研发效率,并以此为被解释变量做了回归结果进一步证实了本文基本结论的稳健性。相应的稳健性检验,结果如表3第(4)列所示。可见,

表3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	专利总量	实用新型专利	外观设计专利	企业研发效率	发明专利	发明专利
					非国企样本	替换工具变量
数字经济	0.0396*** (0.0109)	0.0290*** (0.0091)	0.0067 (0.0049)	0.0060*** (0.0017)	0.0274*** (0.0093)	0.0356*** (0.0080)
企业资产规模	0.2175*** (0.0692)	0.1095* (0.0578)	0.0225 (0.0213)	0.0002 (0.0116)	0.1516** (0.0639)	0.1674*** (0.0590)
企业杠杆率	-0.4355** (0.1787)	-0.3082** (0.1333)	-0.1463** (0.0596)	-0.0203 (0.0343)	-0.2442 (0.1628)	-0.3873** (0.1620)
企业高管平均学历	0.2740*** (0.0821)	0.1171* (0.0611)	0.0342 (0.0322)	0.0147 (0.0161)	0.1585** (0.0740)	0.2656*** (0.0764)
企业研发人员数量占比	1.0244** (0.4005)	0.6446* (0.3327)	-0.0887 (0.1479)	-0.2213** (0.0894)	0.9209** (0.3655)	1.0230*** (0.3456)
固定效应	是	是	是	是	是	是
K-P rk	606.259	606.259	606.259	606.259	491.720	730.977
LM 统计量	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
C-D	1496.585	1496.585	1496.585	1496.585	1137.073	1185.041
Wald F 统计量	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}
K-P rk	849.953	849.953	849.953	849.953	694.554	855.325
Wald F 统计量	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}
Hasen J 统计量						1.156 [0.2824]
R <sup>2</sup>	0.8304	0.8084	0.7890	0.7781	0.8214	0.8215
N	4113	4113	4113	4113	3123	3741

注:同表2

2.非国有企业样本。为进一步验证基准结论的可靠性,本文替换样本进行了相应的稳健性检验。具体而言,对占比较高的非国有企业样本(在本文样本范围内这一占比接近76%)进行单独回归,如表3第(5)列所示,可见解释变量的系数符号、显著性水平与基准回归结果保持一致。

3.使用其他工具变量。为确保基本结论的稳健性,本文还使用其他工具变量进行了两阶段回归。借鉴已有文献的做法(黄群慧等,2019;赵涛等,2020)<sup>[5,36]</sup>,本文将各城市在1984年的固定电话数量、邮电局数量分别作为数字经济发展水平的工具变量。鉴于上述工具变量数据均为横截面形式,此处参考Nunn和Qian(2014)<sup>[37]</sup>的处理,引入一个随年度变化的指标构造面板工具变量。具体地,引入上年度全国互联网宽带接入用户数,分别与1984年的固定电话数量、邮电局数量构造交乘项,作为可用于面板数据计量分析的工具变量。表3第(6)列汇报了相应

的回归结果,很显然,替换工具变量后本文基本结论依然成立。

## 五、影响机制分析

### (一)城市创新环境

前文已证实了数字经济发展对企业合作创新绩效的正向促进效应,为了进一步探讨其中的作用机制,本文以企业所处的创新环境为切入点,基于公式(2)~(4)所示的模型进行相关检验。其中, $M_{jt}$ 表示城市层面的影响机制变量,主要包括城市创新环境、城市外来投资、城市VC/PE,其余变量的设定同公式(1)。公式(2)的回归结果参照表2第(2)列。

$$Patent_{ijkt} = \beta_{01} Digital_{jt} + \gamma Control_{ijkt} + \zeta_i + \eta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

$$M_{jt} = \beta_{11} Digital_{jt} + \gamma Control_{ijkt} + \zeta_i + \eta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (3)$$

$$Patent_{ijkt} = \beta_{21} Digital_{jt} + \beta_{22} M_{jt} + \gamma Control_{ijkt} + \zeta_i + \eta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (4)$$

城市数字经济的发展水平体现在数字产业、数字文化、数字生活、数字政务等诸多方面。数字化资

源正在通过多种形式向产业链的各个环节加速渗透,在此背景下,供应链协同水平不断提升,技术扩散的潜力充分释放,生产端的运营效率与服务水平持续改善。此外,数字政务的发展极大地改善了区域内部的营商环境,降低了区域内部创新的制度性交易成本。正如表4第(1)列的回归结果所示,数字经济

的发展显著提升了城市的创新环境,创新环境的边际改善又在很大程度上激发了企业的创新热情,并为企业间合作创新网络的搭建提供了良好的现实基础。表4第(2)列的回归结果显示,城市创新环境的改善在1%的显著性水平下提升了企业的合作创新绩效。综上所述,假设2得到证实。

表4 影响机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	创新环境	发明专利	VC/PE	发明专利	外来投资	发明专利
数字经济	0.1068*** (0.0235)	0.0301*** (0.0088)	0.2648*** (0.0737)	0.0301*** (0.0088)	0.1100** (0.0511)	0.0309*** (0.0088)
企业资产规模	-0.0815 (0.1919)	0.1704*** (0.0560)	0.3380 (0.5917)	0.1676*** (0.0563)	-0.3979 (0.4989)	0.1713*** (0.0558)
企业杠杆率	0.1015 (0.6805)	-0.3411** (0.1495)	-0.3665 (2.0740)	-0.3379** (0.1496)	0.7787 (1.5741)	-0.3437** (0.1504)
企业高管平均学历	-0.1761 (0.2989)	0.2397*** (0.0722)	0.8285 (0.8872)	0.2331*** (0.0721)	-1.0379 (0.7724)	0.2427*** (0.0724)
企业研发人员数量占比	1.0344 (1.4485)	0.9625*** (0.3358)	2.9780 (4.1649)	0.9605*** (0.3375)	8.2524** (3.4324)	0.9339*** (0.3348)
创新环境		0.0129*** (0.0037)				
VC/PE				0.0052*** (0.0015)		
外来投资						0.0051*** (0.0020)
固定效应	是	是	是	是	是	是
K-P rk LM 统计量	606.259 [0.0000]	605.816 [0.0000]	606.259 [0.0000]	606.014 [0.0000]	606.259 [0.0000]	605.247 [0.0000]
C-D Wald F 统计量	1496.585 {16.38}	1498.713 {16.38}	1496.585 {16.38}	1500.543 {16.38}	1496.585 {16.38}	1495.015 {16.38}
K-P rk Wald F 统计量	849.953 {16.38}	843.230 {16.38}	849.953 {16.38}	838.994 {16.38}	849.953 {16.38}	848.221 {16.38}
R <sup>2</sup>	0.9909	0.8214	0.9356	0.8215	0.9695	0.8211
N	4113	4113	4113	4113	4113	4113

注:\*\*和\*\*\*分别表示5%和1%的显著性水平;()内数值为稳健标准误;[]内数值为P值;{}内数值为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值

## (二)拓展性分析:城市外来投资与风险投资

至此,城市创新环境的中介效应得以证实,本部分将进一步细化城市创新的不同维度来探究数字经济提升企业合作创新绩效的影响机制。数字基础设施的改善、制度性交易成本的降低提高了城市的投资吸引力,因而VC/PE与外来投资力度将随之加大。风险投资通过缓解企业融资约束并为企业提供诸如监督治理、资源获取、管理咨询等增值服务,促进企业创新绩效提升,表4第(3)和(4)列就提供了相应的证据。外来投资的扩张通过学习效应、竞争效应提升企业的合作创新绩效:一方面,高生产率企业

的进入有助于创新知识和技术的积累与扩散,其溢出效应为产业链上下游企业创造了相应的创新知识供给,并产生了更多的合作创新机会;另一方面,外来投资的进入增加了区域内部的市场竞争主体,而激烈的竞争会提高资源配置效率,从而倒逼企业加大研发投入力度并积极寻求外部创新合作。表4第(5)和(6)列显示,城市外来投资的增加在1%的显著性水平下提升了企业的合作创新绩效。

## 六、异质性分析

### (一)企业异质性检验

1.企业股权集中度异质性。本文根据企业前十

大股东的持股比例,按照三分位数将其平均划分为高、中、低股权集中度三个样本组。股权集中度的上升凸显了大股东与中小股东之间的第二类代理问题。在一些企业中,掌握控制权优势的大股东可能会通过资金占用、资源转移及现金股利等方式“侵占”利益,从而削弱创新投入的可持续性。此外,鉴于创新活动的高度不确定性,理性经理人存在风险规避心理。对于高股权集中度的企业而言,少数大股东的

资产流动性会受到较大限制,在创新活动中承担着较大的资金贬值风险(杨建君、盛锁,2007)<sup>[38]</sup>,因而其创新动机更容易被弱化。基于上述原因,随着股权集中度的上升,数字经济发展对企业合作创新绩效的提升效应趋于弱化。表5第(1)~(3)列证实了这一观点,当前十大股东的持股比例超过65%后(对应高股权集中度组),数字经济发展对企业合作创新绩效的影响不再显著。

表5 企业异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利
	低股权集中	中股权集中	高股权集中	低资产专用性	中资产专用性	高资产专用性
数字经济	0.0364** (0.0172)	0.0358* (0.0216)	0.0203 (0.0139)	0.0088 (0.0144)	0.0605*** (0.0196)	0.0438* (0.0234)
企业资产规模	0.2028* (0.1225)	0.0835 (0.1538)	0.3067** (0.1221)	0.1815 (0.1455)	0.0603 (0.1291)	0.2417 (0.1480)
企业杠杆率	-0.2426 (0.3204)	-0.1692 (0.3347)	-0.7355*** (0.2841)	-0.5104* (0.2914)	0.0513 (0.3607)	-0.4592* (0.2639)
企业高管平均学历	-0.0081 (0.1307)	0.2462 (0.1600)	0.3513*** (0.1288)	0.3339** (0.1638)	-0.0260 (0.1135)	0.3428** (0.1418)
企业研发人员数量占比	-0.0498 (0.6362)	1.6516** (0.6462)	0.6667 (0.5955)	1.2656** (0.5223)	-0.1144 (0.6447)	1.6343* (0.8612)
固定效应	是	是	是	是	是	是
K-P rk	177.554	146.309	193.602	198.043	140.434	148.491
LM 统计量	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
C-D	468.352	312.315	450.079	370.949	356.569	322.224
Wald F 统计量	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}
K-P rk	240.116	182.624	253.206	248.432	187.319	154.316
Wald F 统计量	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}
R <sup>2</sup>	0.8108	0.8245	0.8417	0.8605	0.8355	0.7962
N	1288	1232	1282	1270	1155	1244

注:同表2

2.企业资产专用性异质性。互联网时代的巨型平台促进了企业间横跨线上线下的合作,此时,企业可以轻松获取来自外部的各项要素资源,其面临的资产专用性约束得以缓解(肖旭、戚聿东,2019)<sup>[22]</sup>。因此,数字经济的发展有助于激发具有较高资产专用性企业的开放式创新行为并提升其创新绩效,表5第(4)~(6)列所示的检验结果证实了这一观点。本文借鉴赵璨等(2020)<sup>[39]</sup>的做法,以固定资产净额、在建工程、无形资产与长期待摊费用之和占总资产的比重来衡量企业的资产专用性(ASD)程度,并按照三分位数将其平均划分为高、中、低资产专用性三个样本组。在中资产专用性、高资产专用性企业样本下,数字经济的发展显著提升了企业的合作创新绩效,而

在低资产专用性企业样本下则未发现明显的提升效应。

## (二)行业异质性检验

1.区分要素密集形式的异质性。参照韩燕和钱春海(2008)<sup>[40]</sup>的行业分类方式,将样本范围内的29个制造业细分行业区分为资本密集型与劳动密集型两个类别,<sup>④</sup>表6第(1)和(2)列汇报了分样本检验的结果。在资本密集型行业,数字经济的发展显著提升了企业的合作创新绩效,而在劳动密集型行业却收效甚微。数字经济与高技能劳动力的互补效应以及与普通资本的替代效应有助于解释资本密集型与劳动密集型行业间的这一差异。一般而言,资本密集型行业的劳动力素质相对较高,且存在大量可被ICT

资本替代的机器设备,因而更有可能触发数字经济效应的发生条件。  
与高技能劳动力的互补效应以及与普通资本的替代

表6 行业异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利
	资本密集型	劳动密集型	低 ICT 强度	中 ICT 强度	高 ICT 强度
数字经济	0.0349*** (0.0097)	0.0109 (0.0206)	0.0395 (0.0318)	0.0309* (0.0165)	0.0316*** (0.0110)
企业资产规模	0.1327** (0.0595)	0.4276** (0.1713)	0.5086*** (0.1699)	0.1758 (0.1119)	0.0939 (0.0698)
企业杠杆率	-0.4081** (0.1610)	-0.1938 (0.4090)	-0.1260 (0.4635)	-0.3311 (0.2156)	-0.4523** (0.2154)
企业高管平均学历	0.2258*** (0.0816)	0.2680* (0.1486)	0.3073* (0.1663)	0.2754** (0.1329)	0.1715 (0.1044)
企业研发人员数量占比	0.8599** (0.3624)	1.7207* (0.8903)	1.2843 (1.1257)	0.8563* (0.5167)	0.9948** (0.4362)
固定效应	是	是	是	是	是
K-P rk LM 统计量	495.000 [0.0000]	123.109 [0.0000]	92.130 [0.0000]	173.053 [0.0000]	343.826 [0.0000]
C-D Wald F 统计量	1249.506 {16.38}	234.610 {16.38}	174.738 {16.38}	425.295 {16.38}	837.777 {16.38}
K-P rk Wald F 统计量	740.554 {16.38}	125.179 {16.38}	86.600 {16.38}	204.131 {16.38}	573.339 {16.38}
R <sup>2</sup>	0.8231	0.8031	0.7461	0.8255	0.8354
N	3324	789	678	1329	2106

注:同表2

2.区分行业 ICT 使用强度的异质性。行业的 ICT 技术基础或许也是影响企业合作创新绩效的重要因素。在 ICT 基础良好的情境下,企业间的供应链协同效应更易于实现,数据要素也更易于转化为现实的生产要素,进而提升企业的创新效率,尤其是合作创新绩效。本文基于 2017 年全国投入产出表计算各行业的 ICT 投入强度,然后根据其数值大小将 29 个制造业细分行业划分为高、中、低 ICT 使用强度三个子样本。<sup>⑤</sup>表 6 第(3)~(5)列的检验结果证实了上述观点,即行业的 ICT 使用强度越高,企业的合作创新从数字经济发展中获益的可能性越大。具体地,数字经济分别在 1%、10%的显著性水平下促进了中 ICT、高 ICT 使用强度行业的企业合作创新绩效,而在低

ICT 使用强度行业的影响则不显著。

(三)地区异质性检验

1.区分地理位置的异质性。本文区分企业所处的地理位置,考察数字经济发展对企业合作创新绩效的影响,表 7 汇报了相应的检验结果。具体而言,尽管不同区域的数字经济发展水平各异,且呈现出不尽相同的发展模式与变化趋势,但在提升企业合作创新绩效方面,都具有显著的正向作用。相较于经济相对发达、数字经济发展水平相对较高的南方地区、东部地区以及沿海地区,<sup>⑥</sup>数字经济发展对北方地区、中西部地区以及非沿海地区制造业企业的合作创新绩效的提升效应更大。

表7 地区异质性检验(区分地理位置)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利
	南方	北方	东部	中西部	沿海	非沿海
数字经济	0.0280*** (0.0095)	0.0642** (0.0283)	0.0286*** (0.0094)	0.0695*** (0.0252)	0.0250** (0.0113)	0.0488*** (0.0140)

(续表7)

企业资产规模	0.1808** (0.0725)	0.1099 (0.0830)	0.1274* (0.0712)	0.1712* (0.0944)	0.1821** (0.0906)	0.1411** (0.0699)
企业杠杆率	-0.3195* (0.1717)	-0.3566 (0.3205)	-0.2833 (0.2005)	-0.4885** (0.2238)	-0.4886** (0.2380)	-0.2661 (0.1924)
企业高管学历水平	0.2710*** (0.0860)	0.1120 (0.1337)	0.3049*** (0.0906)	0.0775 (0.1183)	0.2586** (0.1197)	0.2160** (0.0891)
企业研发人员数量占比	1.0540*** (0.4079)	0.6143 (0.5471)	1.3418*** (0.4485)	0.3533 (0.4593)	1.1489** (0.5796)	0.8895** (0.4029)
固定效应	是	是	是	是	是	是
K-P rk LM 统计量	495.274 [0.0000]	287.169 [0.0000]	477.615 [0.0000]	284.535 [0.0000]	301.800 [0.0000]	432.571 [0.0000]
C-D Wald F 统计量	1103.323 {16.38}	326.484 {16.38}	1242.022 {16.38}	184.614 {16.38}	668.374 {16.38}	795.266 {16.38}
K-P rk Wald F 统计量	697.254 {16.38}	304.920 {16.38}	730.082 {16.38}	155.056 {16.38}	444.424 {16.38}	1029.547 {16.38}
R <sup>2</sup>	0.8184	0.8247	0.8317	0.7953	0.8355	0.8061
N	3093	1020	2688	1425	1803	2310

注:同表2

2.区分区域规划政策的异质性。数字经济提升企业合作创新绩效的重要机制在于,其优化了外部创新环境并提升了企业获取外部资源的能力。在实施创新驱动发展战略的过程中,国家创新型试点城市和国家级城市群的规划建设也旨在通过各种政策效应优化区域制度环境、营商环境与创新环境,以及借助城市、企业的集聚效应实现创新活动的循环积累。可见,在一定程度上数字经济与重大区域规划政策在提升企业创新绩效方面具有某种共性。在此背景下,本文以国家创新型试点城市、国家级城市群的规划建设为例,探索数字经济与区域规划政策的互动机制。根据所在城市是否隶属于国家发展和改革委员会、科技部批准的国家创新型试点城市(区),将所有企业划分为创新试点、非创新试点两个子样本。根据所在城市是否隶属于2016年前获批的国家级城市群,<sup>②</sup>将所有企业划分为城市群、非城市群两个子样本。

表8汇报了相应的分样本回归结果,可见相较于国家创新型试点城市与国家级城市群城市,数字经济发展对非国家创新型试点城市与非国家级城市群城市企业合作创新绩效的提升效应更大。换言之,在促进企业合作创新绩效提升的过程中,数字经济发展与重大区域规划政策之间表现为一定程度的互补关系。一些实证研究基于A股上市公司样

本,分析了重大区域规划政策对企业创新水平的提升效应。杨仁发和李胜胜(2020)<sup>[9]</sup>利用双重差分法证实了国家创新型城市试点政策对企业创新的正向促进效应。翟士运等(2019)<sup>[10]</sup>发现,相较于区域级城市群与非城市群,国家级城市群内同行业和跨行业的企业创新投入间存在更为显著的关联关系。上述研究探讨的均为重大区域规划政策对企业自主创新能力的影 响,如果将研究视角转向合作创新,反倒是重大区域规划政策较少惠及城市的制造业企业的合作创新更易于从数字经济的发展中获益。这说明,在数字经济迅速发展的背景下,相对弱势地区深入开展合作创新、积极融入创新网络的必要性更强,上述区分地理位置的异质性检验结果也从侧面印证了这一结论。因此,为充分释放不同地区的发展潜力并形成区域发展合力,以及缓解区域间发展不平衡不充分的问题,后发城市应加倍努力,做好充分准备来应对数字化发展进程中的模式转换问题,打造完善的数字基础设施环境,把握数字化发展的重大机遇。此外,为了最大程度释放数字经济发展对企业合作创新绩效的促进效应,还应加快城市群和都市圈轨道交通网络化建设,提高区域内部的交通通达深度,系统布局各项数字基础设施,形成创新资源要素的集聚地,充分发挥中心城市与城市群的辐射带动作用,加强协同创新。

表8 地区异质性检验(区分区域规划)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	发明专利	发明专利	发明专利	发明专利
	创新型试点城市	非创新型试点城市	国家级城市群	非国家级城市群
数字经济	0.0255*** (0.0096)	0.0728*** (0.0251)	0.0295*** (0.0096)	0.0676** (0.0275)
企业资产规模	0.1206 (0.0796)	0.2246*** (0.0795)	0.1515** (0.0720)	0.1704* (0.0951)
企业杠杆率	-0.4383** (0.2069)	-0.2915 (0.2184)	-0.4315** (0.1913)	-0.2063 (0.2405)
企业高管平均学历	0.3477*** (0.1007)	0.0978 (0.1037)	0.2529*** (0.0874)	0.1852 (0.1312)
企业研发人员数量占比	1.3168*** (0.4229)	0.3057 (0.5627)	0.9804** (0.3960)	0.9823 (0.6756)
固定效应	是	是	是	是
K-P rk LM 统计量	420.903 [0.0000]	332.352 [0.0000]	472.395 [0.0000]	382.778 [0.0000]
C-D Wald F 统计量	877.452 {16.38}	768.035 {16.38}	963.854 {16.38}	508.670 {16.38}
K-P rk Wald F 统计量	563.854 {16.38}	703.166 {16.38}	654.812 {16.38}	471.928 {16.38}
R <sup>2</sup>	0.8295	0.8011	0.8230	0.8139
N	2475	1638	2850	1263

注:同表2

## 七、结论与启示

### (一) 研究结论

推动数字经济和实体经济深度融合,充分发挥数字经济的创新驱动作用,是实现制造业高质量发展的重要途径。本文基于2016—2018年地级市层面的数字经济指数与上市公司层面联合申请的发明专利数量,在充分考虑内生性问题的前提下,运用多维固定效应模型深入研究了数字经济发展对制造业企业合作创新绩效的影响,得出四点主要结论。第一,数字经济的发展提升了制造业企业的合作创新绩效,这为“发展数字经济,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”奠定了理论与事实基础。第二,数字经济通过改善城市创新环境间接提升了制造业企业的合作创新绩效。数字基础设施与数字政务的建设极大提升了城市的运行效率,降低了制度性交易成本,为产业升级、创新提供了必要的硬件与软件支撑。第三,数字经济发展对企业合作创新绩效的影响在不同类型的企业、行业间表现出不同的特征。因此,在推动制造业数字化转型的过程中,业界实践与政策制定都必须充分考虑现实情境与适用范畴,不宜盲目实施各类数字化转型项目,切忌本末倒置。第四,数字经济发展对制造业

企业合作创新绩效的提升效应具有很强的普遍性,而且,无论是在地理区位还是政策区位方面,处于相对弱势地区制造业企业的合作创新绩效从数字经济发展中获益更多。这一结论强调,在数字经济蓬勃发展的背景下,经济发展相对滞后、区域规划政策红利不足的地区有很大必要深入开展合作创新,积极融入创新生态网络。

### (二) 对策建议

现阶段,消费互联网的红利逐渐见顶,随着数字基础设施的不断完善与数字化资源向产业链各个环节的持续渗透,数字经济的发展重心正在由需求端向供给端转移。积极拥抱产业互联网、加速融入创新生态网络是制造业企业实现高效创新、转型升级的必然选择。但是,众所周知,不同于消费互联网,高效、完善的工业互联网平台的搭建对传感器、数据存储设施以及数据分析能力等的要求都更高,而且还需要大量与工业场景、行业经验等紧密结合的高端工业软件作为互补投入。对此,政府与企业要迎难而上,着力做好以下三个方面的工作:首先,在“新基建”浪潮下,各个城市应不断加大信息基础设施建设方面的投资力度,加紧布局5G、云计算、人工智能、大数据等数字基础设施,积极培育数字化发展的新

动能;其次,在工业领域注重补短板、强弱项、固优势,破除产业互联网发展的工业基础障碍;最后,政府应为各类创新创业平台、创新生态网络提供完备的公共服务资源,破除一切制度障碍,促进创新要素自由、高效流动。

为了进一步释放数字经济提升制造业企业合作创新的间接效应,除了加大数字基础设施建设力度之外,政府还应对两个方面给予适当关注。其一,重视数字政务建设。进一步拓宽数字服务的广度与深度,加快线上服务向医疗、税务、公积金、不动产登记、出入境办理等高价值领域下沉,并形成相应的服务闭环。提高政务云设施的普及程度,实现不同层级、不同部门间的数据流通与信息共享,推动云网融合、云数联动,尽快建成智慧城市。其二,重视数字文化、数字生活建设。繁荣的数字文化与便捷的数字生活有助于激发消费端的多样化需求,实现产品与服

务在供需双方的双向交换流动,从而倒逼企业加大研发创新力度。此外,良好的数字文化与数字生活环境有助于提高城市宜居度,进而吸引大量的高素质人才,为创新活动提供必要的人才基础。

### (三)研究不足与展望

本文研究提供了数字经济发展驱动制造业企业合作创新绩效提升的探索性经验证据,但中介效应检验部分所展示的机制变量可能并不充分,或许还存在其他影响机制,要彻底打开数字经济发展与企业创新能力之间的机制黑箱,还有赖于更广泛、更深层次的探索。此外,囿于数据因素,本文对合作创新的研究尚无法区分国内合作创新与跨国合作创新,未来如果可以在相关数据的支撑下进一步探讨数字经济与上述两类合作创新的互动机制,将有助于拓宽现阶段研究的视野。

### 注释:

① 样本期间的其他年份,该指数也称“互联网+”指数、“互联网+”数字经济指数,尽管名称略有不同,但实质相同。

② 腾讯自2015年开始发布数字中国指数(或其他名称),本文选取2016年、2017年、2018年三个数据量纲一致的年度作为分析对象。

③ 表3至表8中将企业联合申请的发明专利、企业联合申请的实用新型专利、企业联合申请的外观设计专利、企业联合申请的专利总量依次简称为发明专利、实用新型专利、外观设计专利、专利总量。

④ 资本密集型行业包括专用设备制造业,仪器仪表制造业,化学原料及化学制品制造业,化学纤维制造业,医药制造业,文教、工美、体育和娱乐用品制造业,有色金属冶炼和压延加工业,橡胶和塑料制品业,汽车制造业,电气机械和器材制造业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,计算机、通信和其他电子设备制造业,通用设备制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,黑色金属冶炼及压延加工业,其余归属于劳动密集型行业。

⑤ 根据各制造业行业(基于产品属性,将全国投入产出表的产品归并至证监会行业分类标准下的制造业行业)所消耗的计算机、通信设备、广播电视设备和雷达及配套设备、视听设备、电子元器件、其他电子设备、电信、广播电视及卫星传输服务、互联网和相关服务、软件服务、信息技术服务等中间投入占其总中间投入的比重计算得出。其中,高ICT使用强度行业包括文教、工美、体育和娱乐用品制造业,汽车制造业,其他制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,专用设备制造业,通用设备制造业,电气机械和器材制造业,仪器仪表制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业;中ICT使用强度行业包括纺织服装、服饰业,化学原料及化学制品制造业,皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业,金属制品业,食品制造业,酒、饮料和精制茶制造业,橡胶和塑料制品业,废弃资源综合利用业,印刷和记录媒介复制业,医药制造业;其余为低ICT使用强度行业。

⑥ 本文基于省份维度划分东部地区与中西部地区,基于城市维度划分沿海地区与非沿海地区。

⑦ 粤港澳大湾区城市群于2019年获得国务院批复,因其下辖的内陆城市范围与珠江三角洲城市群高度重合,因此本文将珠江三角洲城市群视作粤港澳大湾区城市群的前身,将其下辖城市纳入城市群子样本。

### [参考文献]

- [1] 沈国兵,袁征宇.企业互联网化对中国企业创新及出口的影响[J].经济研究,2020,55(1):33-48.
- [2] 谢康,夏正豪,肖静华.大数据成为现实生产要素的企业实现机制:产品创新视角[J].中国工业经济,2020(5):42-60.
- [3] 耿伟,杨晓亮.互联网与企业出口国内增加值率:理论和来自中国的经验证据[J].国际经贸探索,2019,35(10):16-35.
- [4] 吕越,谷玮,包群.人工智能与中国企业参与全球价值链分工[J].中国工业经济,2020(5):80-98.
- [5] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [6] 李唐,李青,陈楚霞.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,2020(6):174-192.

- [7] 李海舰,田跃新,李文杰.互联网思维与传统企业再造[J].中国工业经济,2014(10):135-146.
- [8] 李政,杨思莹.创新型城市试点提升城市创新水平了吗[J].经济学动态,2019(8):70-85.
- [9] 杨仁发,李胜胜.创新试点政策能够引领企业创新吗——来自国家创新型试点城市的微观证据[J].统计研究,2020,37(12):32-45.
- [10] 翟士运,古朴,安毅.城市群与企业创新行为:联动效应及路径分析[J].科学学与科学技术管理,2019,40(7):31-42.
- [11] 彭刚,赵乐新.中国数字经济总量测算问题研究——兼论数字经济与我国经济增长动能转换[J].统计学报,2020,1(3):1-13.
- [12] Akcigit U, Caicedo S, Miguelez E, et al. Dancing with the Stars: Innovation through Interactions [R].CEPR Discussion Papers,2018.
- [13] 彭刚,林旭东,翟铭阳.智能制造与全球价值链分工地位——机理分析与实证检验[J].统计学报,2021,2(1):26-35.
- [14] Autor D H, Levy F, Murnane R J. The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(4): 1279-1333.
- [15] 鲁若愚,周阳,丁奕文,等.企业创新网络:溯源、演化与研究展望[J].管理世界,2021,37(1):217-233+14.
- [16] 郑玮.国际化对开放式创新的影响——来自中国制造业上市公司的经验证据[J].国际贸易问题,2020(10):51-66.
- [17] 钱锡红,徐万里,杨永福.企业网络位置、间接联系与创新绩效[J].中国工业经济,2010(2):78-88.
- [18] Baum J A, Cowan R, Jonard N. Network-Independent Partner Selection and the Evolution of Innovation Networks [J]. Management Science, 2010, 56(11): 2094-2110.
- [19] 罗珉,李亮宇.互联网时代的商业模式创新:价值创造视角[J].中国工业经济,2015(1):95-107.
- [20] 白俊红,王钺,蒋伏心,等.研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J].经济研究,2017,52(7):109-123.
- [21] 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,2020,46(4):48-62.
- [22] 肖旭,戚聿东.产业数字化转型的价值维度与理论逻辑[J].改革,2019(8):61-70.
- [23] 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,2020,36(2):117-128+222.
- [24] 孙早,徐远华.信息基础设施建设能提高中国高技术产业的创新效率吗——基于2002—2013年高技术17个细分行业面板数据的经验分析[J].南开经济研究,2018(2):72-92.
- [25] 李晓华.数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制[J].改革,2019(11):40-51.
- [26] 夏后学,谭清美,白俊红.营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据[J].经济研究,2019,54(4):84-98.
- [27] Tan Y, Tian X, Zhang C X, et al. Privatization and Innovation: Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China [R]. Kelley School of Business Research Paper, 2014.
- [28] 黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016,51(4):60-73.
- [29] Brockman P, Khurana I K, Zhong R I. Societal Trust and Open Innovation [J]. Research Policy, 2018, 47(10): 2048-2065.
- [30] 李春涛,闫续文,宋敏,等.金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,2020(1):81-98.
- [31] 顾夏铭,陈勇民,潘士远.经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J].经济研究,2018,53(2):109-123.
- [32] 姚立杰,周颖.管理层能力、创新水平与创新效率[J].会计研究,2018(6):70-77.
- [33] 朱焱,张孟昌.企业管理团队人力资本、研发投入与企业绩效的实证研究[J].会计研究,2013(11):45-52.
- [34] Angrist J D. Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security [J]. The American Economic Review, 1990, 80(3): 313-336.
- [35] Nunn N, Wantchekon L. The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa [J]. American Economic Review, 2011, 101(7): 3221-3252.
- [36] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.
- [37] Nunn N, Qian N. U.S. Food Aid and Civil Conflict [J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [38] 杨建君,盛锁.股权结构对企业技术创新投入影响的实证研究[J].科学学研究,2007(4):787-792.
- [39] 赵璨,曹伟,姚振晔,等.“互联网+”有利于降低企业成本粘性吗[J].财经研究,2020,46(4):33-47.
- [40] 韩燕,钱春海.FDI对我国工业部门经济增长影响的差异性——基于要素密集度的行业分类研究[J].南开经济研究,2008(5):143-152.

[责任编辑:陈冬博]