

数字产业集群政策是否推动了区域创新合作?

——基于生产性与非生产性关联视角

朱世婧

摘要:推动区域创新合作是应对未来全球科技与产业竞争、提升国家创新体系整体效能的关键举措。本文以数字产业集群政策为切入点,使用2009—2023年跨城联合申请专利数量衡量地区间创新合作水平,并从生产性关联与非生产性关联两个维度分析数字产业集群政策对区域创新合作的影响及其作用机制。研究结果表明,数字产业集群建设能够有效推动区域创新合作。机制分析发现,生产性关联通过商品贸易深化分工合作,依托数字技术加速资本流动以支撑创新合作;非生产性关联则通过增强正式制度协同与非正式制度联系降低合作不确定性,并推动人才集聚、知识溢出以提升创新资源配置效率,共同强化区域创新合作成效。异质性分析结果显示,数字产业集群建设对区域创新合作的正向作用在整体上有助于突破地理限制,促进边缘地区和中西部地区更广泛地融入区域创新网络。本文的研究为深入理解城市发展的动力活力,贯彻落实中央城市工作会议精神,推动城市发展取得新成就提供有益启示。

关键词:数字产业集群政策 创新合作 非生产性关联 区域创新 知识溢出

中图分类号:F420;F061.5

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2026)08-0136-16

一、问题提出

当前,新一轮科技革命与产业变革在全球范围内加速演进,创新活动的复杂性与系统性日益凸显,科技竞争已由单一区域内的技术突破转向多主体协同、跨区域联动的创新网络竞争^[1]。在这一背景下,党的二十届三中全会明确提出“构建跨行政区合作发展新机制”,旨在通过跨区域协作整合不同地区的技术专长、产业优势与制度资源,实现对要素配置与研发流程的系统性优化。此类合作不仅有助于规避创新主体同质化竞争,而且能够有效突破知识溢出的地理限制。根据王巍和姜智鑫的测算,自2019年以来,企业异地联合专利申请量已持续超越企业独立申请量,其中发明专利占比达到57%^[2]。由此可见,跨区域联动与集成式创新正日益成为新时期科技创新的重要特征。

为推动区域创新合作,有效发挥数字技术和产业集群的协同优势,中国持续部署推进数字产业集群建设,以强化跨区域创新网络的协同效能与发展动力(如表1所示)。中国在2011年首次提出并启动创新型产业集群建设工程时,便明确了“有效整合区域创新主体和要素”和“推进区域创新”的总体思路。考虑到数字产业集群的数字平台支撑优势,2013年,科技部出台《创新型产业集群试点认定管理办法》,在保定、惠州

收稿日期:2025-09-27;修回日期:2026-03-15

基金项目:国家社会科学基金重点项目“生态位视域下现代化城市发展动力及空间形态演化研究”(24AJY018)

作者简介:朱世婧 南开大学经济学院博士研究生,通信作者,天津,300071。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

和无锡等地认定首批数字产业集群试点,强调集群建设要通过分工合作和协同创新,实现跨区域带动作用。2013—2017年,科技部相继启动实施了第三批创新型产业集群试点工程,共认定61个国家级创新型产业集群,其中24个被明确界定为数字产业集群。2022年,党的二十大报告提出“打造具有国际竞争力的数字产业集群”。在数字经济全面重塑经济社会发展新格局的背景下,各地政府积极配套数字基础设施,逐步构建以数字产业集群为核心载体的数字经济发展新体系,为跨区域创新合作提供了制度支撑和环境保障。

表 1 数字产业集群政策实施历程

出台时间	政策文件	相关政策内容
2011年7月	《关于印发〈创新型产业集群建设工程实施方案〉并组织开展集群建设试点工作的通知》(国科火字〔2011〕153号)	强调建设创新型产业集群能够有效整合区域创新主体和要素,是推进区域创新的重要途径
2012年4月	《国务院关于进一步支持小型微型企业健康发展的意见》(国发〔2012〕14号)	明确提出要开展创新型产业集群试点建设工作
2013年2月	《科技部关于印发〈创新型产业集群试点认定管理办法〉的通知》(国科发火〔2013〕230号)	评定时要求纳入集群的建设与发展规划,并强调通过分工合作和协同创新形成跨行业跨区域带动作用
2013年7月	《科技部关于认定第一批创新型产业集群试点的通知》(国科发火〔2013〕505号)	组织实施第一批创新型产业集群试点建设工程,认定6个数字产业集群试点
2014年12月	《科技部关于认定第二批创新型产业集群试点的通知》(国科发火〔2014〕371号)	组织实施第二批创新型产业集群试点建设工程,新增认定7个数字产业集群试点
2017年12月	《科技部关于开展第三批创新型产业集群试点的通知》(国科发火〔2017〕374号)	组织实施第三批创新型产业集群试点建设工程,新增认定11个数字产业集群试点
2020年4月	《关于印发〈关于深入推进创新型产业集群高质量发展的意见〉的通知》(国科火字〔2020〕85号)	强调通过创新型产业集群打造技术创新合作网络和利益共同体
2020年11月	《关于印发〈创新型产业集群评价指引(试行)〉的通知》(国科火字〔2020〕183号)	进一步明确着力推动产学研用协同创新,打造区域现代化经济体系

数字产业集群政策并非传统产业政策的简单延续,而是在数字经济背景下,旨在培育以数据为关键生产要素、数字技术和平台为核心组织方式的新型产业生态。值得注意的是,尽管数字产业集群政策的实施具有正式划定的地理边界,但其往往能够在指定边界之外促进创新合作。这一效应的实现主要源自数字产业集群政策的三个方面特征。第一,该政策具有鲜明的数字化与智能化特征。在继承传统产业集群空间集聚优势的基础上,数字产业集群进一步融入了数据、平台、算法等新型要素,借助数字基础设施与信息网络,有效吸引并整合更广泛地理范围内的相关创新主体,从而突破物理边界的限制。第二,该政策强调通过需求侧规模经济获得内生动力。传统产业集群主要依靠供给侧规模经济,即通过区域协作提高生产效率和供给能力;而数字产业集群在保留供给侧规模经济的基础上更加注重以用户需求为导向来实现供需精准匹配,这种需求侧内生动力提高了区域创新合作的积极性。第三,该政策具有较强的网络化协同与知识溢出效应。数字平台作为信息交互与资源共享的载体,能够促进集群内外企业、高校、研究机构等多方主体间的知识流动与技术合作,形成开放式的协同创新网络,从而在更广范围内推动创新资源的优化配置与能力整合^[3]。

基于此,本文将数字产业集群政策视为一项准自然实验,将286个地级及以上城市以两两交叉组合的方式形成城市对,构建城市对-年份维度的非平衡面板数据,运用多期双重差分(DID)模型分析数字产业集群政策对区域创新合作的影响,并重点探讨以下问题:数字产业集群政策能否促进区域创新合作?若存在促进效应,其内在机制是什么?该效应是否因城市特征不同而存在异质性?在传统产业集群竞争乏力的现实背景下,本文的研究不仅有助于探索传统生产力向新质生产力跃升的新路径,也有利于贯彻落实中央城市

工作会议精神,为推动城市发展由增量扩张向存量提质增效的模式转变提供理论支撑与实践参考。

二、文献综述

本文涉及的核心文献主要涵盖区域创新与产业集聚两个领域。第一类文献关注区域创新动力。相关研究大多聚焦于城市内部,探讨产业结构^[4]、制度环境^[5]和政策工具^[6]等因素对区域创新能力的影响。随着技术复杂性的提升与知识分布的高度分散化,创新模式逐步由区域内独立创新转向跨区域协同合作。这一转变主要归因于两方面:其一,城市内部的知识基础与资源配置能力难以满足重大项目的研发需求,而整合异质性知识成为提升创新质量的关键;其二,长期局限于区域内部的合作网络易形成创新路径锁定,不利于产生突破式创新,反而可能积累冗余知识。在跨区域创新合作的研究中,相关文献从城市群政策^[7]、高铁开通^[8]、数据交易平台设立^[9]等方面证实了跨区域创新合作的优势。然而,作为推动数字经济发展的关键制度安排,数字产业集群政策对区域创新合作的影响尚未得到充分探讨,并且缺乏从跨域知识整合与社会网络重构等深层机制出发的系统性检验。

第二类文献聚焦于产业集聚的经济效应。大量研究证实,产业集聚能够通过提升搜寻匹配效率、促进知识溢出、强化学习效应等途径对创新产生积极影响^[3,7,10]。具体而言,地理上的集中降低了创新要素的搜寻成本,同时增加了创新主体之间的互动频次,从而加速了隐性知识的传播与扩散。随着数字经济的发展,传统产业聚集逐渐暴露出资源承载力有限、受地理距离限制等问题。一方面,当集群规模扩张至一定程度后,复杂的交易任务可能导致沟通与议价成本上升,反而制约要素匹配效率;另一方面,若知识溢出的外部性缺乏有效的产权保护机制,可能抑制原始创新积极性,容易引发“搭便车”问题。在此背景下,数字产业集群通过虚拟集聚与地理集聚的有机结合,既遵循科技创新活动的空间集聚规律,又依托数字技术突破物理边界,为探索差异化、高效率的创新路径提供新范式^[3]。然而,现有关于数字产业集群政策的研究多集中于政策内涵阐释、发展路径探讨和战略定位评述等方面,缺少基于实证方法的政策效果评估。尽管少数文献已开始关注该政策对突破式创新^[3]、新质生产力^[11]以及供应链协同创新^[12]等方面的影响,但在区域创新合作方面的研究仍显不足,尤其缺少跨地区层面的实证探讨。

基于上述两类研究的不足,本文可能的边际贡献主要体现在三个方面。第一,相较于以往研究多采用区位熵等指标衡量产业集聚^[13],易混淆地理集聚与产业集聚效应并引发内生性问题,本文借助准自然实验设计,为识别数字产业集群政策的因果效应提供了更可靠的识别策略,有助于形成新的竞争优势。第二,相比现有文献多聚焦于基础设施、制度安排或要素配置等因素对区域内部创新的影响^[7-8,14],本文转向城市对层面,关注创新的跨城溢出效应,拓展了创新合作的研究边界,并为新形势下推进创新城市的规划与建设提供了经验证据。第三,相比以往关于数字经济影响创新的机制分析多侧重于单一路径而缺少系统性的理论框架,本文借鉴刘维刚等^[15]提出的生产性-非生产性关联统一框架,从商品贸易、资本流动、制度关联与技术融合四个维度系统性阐释了数字产业集群政策促进跨区域创新合作的作用机制,在增强机制研究的系统性与解释深度的基础上,凸显了当前和未来一段时期加强数字产业集群建设对于突破关键核心技术“卡脖子”困境和塑造国家竞争新优势的重要意义。

三、理论分析和研究假设

(一) 数字产业集群政策对区域创新合作的影响

跨区域创新合作有助于各地各展所长、各尽所能,能够实现创新资源的优化配置和高效利用,但当前也面临着市场分割和创新要素配置失衡等现实挑战。其一,行政壁垒制约创新要素跨区域流动。尽管要素跨区域流动有助于提升资源利用效率,但不同地区技术环境、人文环境、市场环境和法治环境的差异加大了跨区域创新合作的难度。以长三角 G60 科创走廊为例,其建设初衷是推动长三角一体化发展,但实

际辐射能力受制于地理和交通条件。已有研究表明,距离上海较远的金华、宣城等地未能有效吸纳创新要素;而邻近上海的嘉兴,虽承接了部分产业,但在创新合作方面受益有限^[16]。其二,要素趋利性流动与区域整体发展之间存在错配。在缺乏有效的区域协调机制或在要素集聚的初期,人才、资本、技术等要素往往更倾向于流向边际收益较高或创新成本较低的地区,但这些地区可能面临产业配套不足、用地约束较强、市场距离较远等问题,导致要素集聚未必能带来创新效率提升,反而可能削弱创新合作成效^[17]。以京津冀协同发展中的非首都功能疏解和产业转移为例,部分制造业企业受更低的运营成本和政策红利驱动,由北京迁至河北,但由于产业梯度落差大、迁入地配套基础薄弱,企业面临生产与研发环节分离的困境^[18],进而削弱区域创新合作的成效。

数字产业集群政策兼具数字化和集群化的双重优势,既能依托地理集聚带来知识溢出、规模经济与产业链协同等传统正外部性,也能通过数字平台提升信息透明度与要素流动性,从而在一定程度上矫正创新资源配置中的市场失灵。首先,该政策着力构建以高水平科创中心、联合研究中心和数字共性技术平台为核心的新型基础设施,不仅提供开放共享的科研设备与中试平台,更借助云平台与工业互联网实现远程接入,降低跨地区创新合作门槛。其次,通过跨区域协调机构和数字化管理平台,数字产业集群政策促进人才、资金、数据等要素在更大范围内有序流动,并依托区块链和智能合约技术构建可信的创新成果共享和利益分配机制,形成“研发—转化—应用”良性循环的协同创新生态。最后,数字产业集群政策通过设立院士工作站、博士后创新实践基地等方式推动人才双向流动和联合培养,为地区创新合作提供人力资本和知识存量。

基于以上分析,本文提出假设 1:数字产业集群政策推动了区域创新合作。

(二) 数字产业集群政策影响区域创新合作的作用机制

当传统产业群演变为数字产业集群时,空间边界约束的根本性变化有助于创新要素跨时空融合,催生出创新合作的新形式。本文基于知识基础观和产业组织理论,从生产性与非生产性关联视角出发,对数字产业集群的创新合作效应进行系统剖析。

1. 增强地区间生产性关联

在生产性关联机制方面,本文基于新古典经济学的理论框架,探究数字产业集群如何通过影响商品市场的生产分工和要素市场的资本流动作用于地区创新合作。其一体现在商品贸易方面。商品贸易促进了地区间分工协作和产业链连接,这种专业化分工能够提高新产品研发速度,为了获取这种创新优势,各地区在专业化生产中不断加强创新合作^[19]。然而,商品贸易的发展不仅受到自然地理因素的阻隔,还存在地方体制和人为因素造成的市场分割障碍,不利于商品流动,进而影响基于资源禀赋的地区创新合作。对此,以数据要素为核心的数字产业集群建设通过改变传统商品贸易模式削弱了地理因素和制度因素的影响:一方面,数字产业集群政策以数据形式匹配供需信息,实现零成本跨时空传播;另一方面,数字产业集群政策拓宽了传统物流的可达范围,为商品贸易提供渗透率更高的物流支持^[20]。其二体现在资本流动方面。资本要素流动通常伴随先进技术的转移,这种流动红利形成“资本—创新—再投资”的正反馈循环,为地区创新合作提供充足的资金支持。然而,资本要素存在“逆回报流动”现象^[21],即更多的资本流向回报率更低的地区,导致地区研发重复、低效。对此,数字产业集群凭借数字技术大幅提升市场信息透明度和传递效率,缓解了资本跨区域流动的信息不对称性,充分实现研发资源优势互补共享,为地区创新合作提供资金保障。

基于以上分析,本文提出假设 2:数字产业集群政策通过推动商品流动和加快资金流动,增强地区间生产性关联,从而促进区域创新合作。

2. 增强地区间非生产性关联

地区间除了投入产出形成的生产性关联外,也可能因制度联系或技术融合等非生产性关联达成创新合作^[22]。在非生产性关联机制方面,本文基于知识创新能力模型构建显性和隐性知识研究框架,系统考察数

字产业集群政策如何通过制度协同和技术融合推动创新合作。其一,在制度协同方面。依据新制度经济学理论,制度可划分为正式制度与非正式制度两类:前者涵盖法律法规、政策文件和合同契约等具有明确约束效力的规则体系,后者则包括文化传统、价值观念、风俗习惯、关系网络等潜移默化影响行为的社会规范。有效的制度协同能够为创新合作提供稳定可预期的环境,降低搜寻合作伙伴、谈判缔约合同、监督执行、解决纠纷等方面的成本,从而增强企业对外寻求技术移植或合作交流的意愿和信心^[23]。然而,传统制度协同在实践中面临如下困境:一方面,正式制度具有刚性约束,无法灵活应对快速变化的创新活动;另一方面,本地文化、熟人关系等非正式制度容易削减市场规则的权威性与执行力,增加创新合作的不确定性^[24]。为破解上述困境,数字产业集群政策通过技术赋能,构建起相辅相成的制度体系:一方面,集群内企业基于大数据匹配创新伙伴,建立数字化和契约化的战略联盟,并利用区块链存证,打破地域壁垒,解决创新合作中的利益分配和知识产权问题,建立起清晰、合法的正式制度保障^[24];另一方面,数字化沟通工具不仅助力构建融合地缘乡情与行业信息的异地商会等信任网络,还依靠异地网民的广泛关注和口碑传播,形成具有社会监督功能的声誉机制,促使企业注重创新质量和合作诚信,有效促进集群内外的创新合作^[25-26]。其二,在技术融合方面。按照知识基础观和知识重组理论,创新型人才是知识的载体,多元知识交流有助于碰撞出新想法,并促进创新合作关系的形成^[7]。然而,随着地区间技术联系不断增强,技术结构趋同现象日益凸显,容易导致创新资源重叠和协同困难^[27]。针对这一问题,数字产业集群凭借其开放协同、互联互通的平台特性,构建起地区间技术互补能力:一方面,通过打破创新活动的物理和组织边界,增进区域内主体的身份认同感,为高技能人才提供更广阔的工作和交流空间,进而在多样化人才的交流学习中碰撞出更多新想法;另一方面,借助数字技术促进跨学科、跨机构、跨地区知识交流,增强知识溢出能力,从而推动建立跨区域的创新合作关系。

基于以上分析,本文提出假设3:数字产业集群政策通过提高制度协同和促进技术融合,增强地区间非生产性关联,从而推动区域创新合作。

四、实证设计

(一) 样本选择与数据来源

本文的研究样本为2009—2023年中国286个地级及以上城市组成的城市对。考虑到样本期内部分城市经历了行政区划调整,本文剔除了海南省三沙市、儋州市等城市的观测值;同时为保证数据的完整性,剔除西藏自治区日喀则市等数据缺失较为严重的城市样本。城市层面的控制变量主要来源于历年《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》,少量缺失数据则通过查阅各省份统计年鉴及相关统计公报进行手动补充。专利数据来源于国家知识产权局和北京合享智慧科技有限公司 incoPat 数据库,每项专利包含专利名称、申请日期、申请地址和申请人信息。由于个人申请者的专利地址无法有效解析,本文仅保留申请人地理位置可被识别的专利样本。在构建城市间合作关系时,依据专利申请人所在城市,采用两两交叉组合的方式形成城市对,最终按城市对维度加总,构建城市对-年份面板数据集,共包含114 610个观测值。

(二) 模型设定

本文将三批数字产业集群试点作为外生冲击,利用多期双重差分模型检验数字产业集群政策对区域创新合作的影响,设定如下模型:

$$\ln CityInno_{ijt} = \alpha + \beta DID_{ijt} + X'_{ijt}\theta + \delta_{ij} + \tau_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $\ln CityInno_{ijt}$ 表示城市 i 和城市 j 在 t 年的区域创新合作水平; DID_{ijt} 是核心解释变量,以创新合作双方城市 i 和城市 j 均设立数字产业集群的年份作为政策冲击时点,并将该城市对纳入实验组。 X'_{ijt} 表示城市对层面的控制变量向量。参考刘秉镰^[28]的做法,使用城市 i 和城市 j 的社会经济指标的算术平均值构建城

市对层面的控制变量。 δ_{ij} 和 τ_t 分别为城市对固定效应和年份固定效应, ε_{ijt} 是随机扰动项。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

本文使用跨城专利联合申请数量的自然对数来衡量区域创新合作水平($\ln CityInno$)。测算方法如下:首先,根据专利申请人信息筛选具有2~10位共同非个人申请者的专利;其次,使用地理解析法确定申请人地址;最后,对于申请人地址为3个及以上不同城市的专利进行拆解,每构造一对专利合作的城市对则意味着增加一次创新合作(研究期限内没有共同申请专利行为的城市对未包含在内)。为控制国际金融危机对研究估计可能带来的混杂效应,同时贴合中国创新发展的关键转折点,本文将研究起点设定为2009年;为了减少未公开的专利申请对研究结果造成截断偏误,将研究时段截至2023年^[29]。

2. 解释变量

面对国内外双重压力,培育本土高科技产业发展已成为一项紧迫而艰巨的任务。为实现这一目标,科技部在2013—2017年分三批启动实施了创新型产业集群试点工作。本文参考师磊等^[31]的做法,基于数字经济关键词词库,从科技部公布的三轮创新型产业集群试点中筛选出24个数字产业集群试点,并基于数字产业集群试点所在地构造核心解释变量(DID):如果合作申请专利的两座城市均设有数字产业集群试点,则该城市对视为实验组,否则为对照组。实验组和对照组分别为8 938个和18 082个城市对样本。

3. 控制变量

除上述变量外,本文控制了城市层面的控制变量。(1)经济发展水平($\ln Pgdp$)。经济发展水平通常反映地区的经济规模和资源禀赋,经济体量较大的城市更利于推动创新要素的流动和重组,进而影响地区创新合作水平。本文采用人均地区生产总值(单位为万元)的自然对数来衡量。(2)人口规模($\ln Pop$)。人口规模是影响区域人力资本积累和创新活动的重要基础,本文采用地区年末户籍人口(单位为万人)的自然对数来衡量。(3)产业结构($Third$)。地区产业结构反映地区资源禀赋基础与发展阶段,现代服务业与金融业的发展能够为创新活动提供关键的技术支撑和资本保障。本文采用第三产业增加值占地区生产总值的比值来衡量。(4)工资水平($\ln Wage$)。工资水平直接影响创新的劳动力成本,较高的工资可能抑制研发投入,也可能吸引高素质人才集聚。本文采用城市在岗职工平均工资(单位为万元)的自然对数来衡量。(5)消费水平($\ln Consum$)。消费能力较强的地区拥有较大的市场需求,能够为创新提供更广阔的试错空间,有利于开展创新活动。本文采用城市社会消费品零售总额(单位为亿元)的自然对数来衡量。(6)财政水平($\ln Gov$)。地区财政水平直接影响地区创新的支持力度和制度供给,本文用地方一般公共预算支出(单位为亿元)的自然对数来衡量。(7)金融水平($\ln Infu$)。金融资源是支持创新活动的重要外部资金来源,本文采用年末金融机构各项贷款余额(单位为亿元)的对数来衡量。(8)对外开放程度($Open$)。对外开放有助于促进知识溢出和技术交流,是推动区域创新合作的重要渠道。本文以外商直接投资金额占地区生产总值的比重来衡量。(9)教育水平($\ln Edu$)。为了衡量地区在教育领域的资源投入,本文采用地区教育支出(单位为亿元)的自然对数来衡量。

(四) 变量描述性统计

表2报告了主要变量的描述性统计结果。其中,区域创新合作水平($CityInno$)的均值为18.677 2,标准差为52.396 4,最小值为1,最大值为387,表明不同城市间的创新合作水平存在较大差异。数字产业集群政策虚拟变量(DID)的均值为0.372 1,意味着约有37.21%的样本观测值受到该政策的影响。其余控制变量的描述性统计结果均在合理范围之内,各地区在经济发展、人口规模、产业结构等方面存在较大差异。为缓解极端值以及潜在异方差问题对回归结果的影响,本文在后续实证分析中对部分标准差较大的连续型变量取自然对数后纳入回归模型。

表 2 描述性统计结果

变量类型	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>CityInno</i>	114 610	18. 677 2	52. 396 4	1	387
解释变量	<i>DID</i>	114 610	0. 372 1	0. 483 4	0	1
控制变量	<i>Pgdp</i>	114 610	8. 544 1	4. 318 6	1. 845 1	19. 840 4
	<i>Pop</i>	114 610	649. 543 1	465. 139 5	63. 000 0	3 371. 840 0
	<i>Third</i>	114 610	50. 457 3	11. 469 6	25. 990 0	81. 670 0
	<i>Wage</i>	114 610	8. 458 7	3. 520 2	2. 737 0	21. 207 5
	<i>Consum</i>	114 610	6 621. 511 7	8 643. 005 0	51. 477 8	27 136. 070 0
	<i>Gov</i>	114 610	1 149. 329 0	1 549. 741 0	95. 458 4	8 102. 112 0
	<i>Infra</i>	114 610	13 745. 190 0	18 600. 910 0	317. 421 2	89 263. 110 0
	<i>Open</i>	114 610	0. 330 6	0. 374 9	0. 004 1	1. 777 8
	<i>Edu</i>	114 610	183. 733 1	226. 690 1	14. 261 9	1 138. 289 5

五、实证结果与分析

(一) 基准回归

为探究数字产业集群政策对跨地区创新合作的影响,本文使用包含双向固定效应的多期双重差分法对模型(1)进行回归,表 3 报告了基准回归结果。其中,列(1)为仅加入核心解释变量和所有控制变量的回归结果,列(2)和列(3)依次加入城市对固定效应和年份固定效应。结果表明,数字产业集群政策能够促进跨地区创新合作,并且与其他非试点城市相比,数字产业集群政策试点地区的创新合作水平高出 18. 82%。综上,假设 1 得到初步验证。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	0. 220 2 *** (0. 018 3)	0. 211 5 *** (0. 020 5)	0. 188 2 *** (0. 022 1)
<i>lnPgdp</i>	0. 520 9 *** (0. 045 3)	-0. 017 4 (0. 044 4)	-0. 146 2 *** (0. 050 8)
<i>lnPop</i>	0. 347 6 *** (0. 038 2)	0. 521 4 *** (0. 121 3)	0. 629 9 *** (0. 128 3)
<i>Third</i>	2. 560 0 *** (0. 181 6)	0. 025 6 (0. 164 6)	-0. 414 9 * (0. 215 4)
<i>lnWage</i>	-0. 406 7 *** (0. 030 9)	0. 636 2 *** (0. 039 2)	0. 336 6 *** (0. 068 3)
<i>lnConsum</i>	0. 027 7 * (0. 014 6)	0. 007 0 (0. 010 7)	0. 011 0 (0. 010 8)

表3(续)

变量	(1)	(2)	(3)
lnGov	-0.853 8 *** (0.045 2)	-0.287 1 *** (0.043 0)	-0.276 1 *** (0.045 1)
lnInfra	0.299 6 *** (0.030 5)	0.098 5 *** (0.032 3)	-0.027 3 (0.040 3)
Open	0.739 0 *** (0.048 7)	0.011 7 (0.061 9)	0.050 9 (0.071 5)
lnEdu	0.834 4 *** (0.038 6)	0.518 5 *** (0.034 9)	0.383 5 *** (0.038 2)
城市对固定效应	未控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	未控制	控制
观测值	114 610	114 610	114 610
R ²	0.202 6	0.209 5	0.214 7

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号内为聚类到城市对层面的稳健标准误,后表同。

(二) 平行趋势假设评估

基于双重差分法进行研究的重要前提在于政策实施前实验组和对照组不存在系统性差异。本文设定如下模型,以相对于政策实施时点的时间差距构造虚拟变量,进行平行趋势假设评估:

$$\ln CityInno_{ijt} = \alpha + \sum_{\sigma=-5}^5 \beta_{\sigma} DID_{ijt}^{\sigma} + X'_{ijt} \theta + \delta_{ij} + \tau_t + \varepsilon_{ijt}$$

(2)

其中, DID_{ijt}^{σ} 表示一系列政策虚拟变量,当城市对均为实验组,且处于数字产业集群建设前后的 σ 年时, DID_{ijt}^{σ} 取值为1,否则取值为0。其余变量定义与模型(1)一致。将窗口期设定为政策实施前5期至政策实施后5期,并以政策实施的前一年作为基准组,绘制实验组和对照组的创新合作变化趋势。从图1中可以看出,政策实施前的各期估计系数均分布在0附近且未通过显著性检验,表明实验组和对照组的创新合作情况不存在事前显著差异;在政策实施后,各期估计系数呈波浪式上升趋势,验证了政策的有效性,即数字产业集群的设立提升了区域创新合作水平。

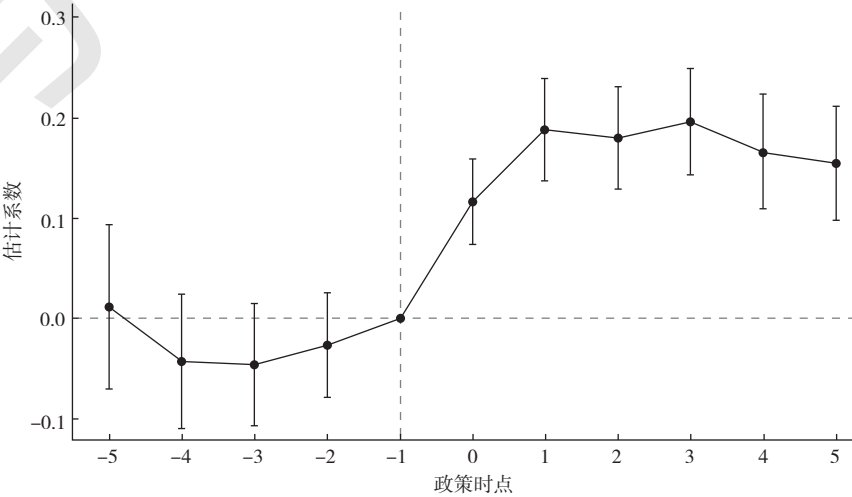


图1 平行趋势假设评估结果

(三) 内生性分析

数字产业集群政策可能存在样本自选择问题,即数字产业集群政策试点更可能选在基础设施相对完

善的地区,而这类地区通常创新活力更高,这会导致回归结果存在内生性偏误。为此,本文借鉴刘秉镰等^[28]和陶锋等^[30]的做法,使用1984年各地区邮局总数与滞后一期全国互联网端口数的交乘项作为工具变量(IV)。一方面,邮局部署时间早于数字产业集群建设年份,且规划目标旨在解决城市通信问题而非创新合作,因此能够较好满足工具变量的外生性要求;另一方面,各地邮局是早期信息基础设施,后续互联网建设往往沿用或依赖已有的通信设备和线路管道,因此当一个地区邮局分布较多时,意味着该地区后期发展部署数字产业集群的可能性较高,从而满足工具变量的相关性要求。由表4第一阶段回归结果可知,Kleibergen-Paap rk LM统计值在1%水平下显著,拒绝工具变量识别不足的原假设;Kleibergen-Paap rk Wald F统计值大于Stock-Yogo弱工具变量检验在10%水平下的临界值16.3800,拒绝弱工具变量假设。同时,第二阶段回归结果表明,核心解释变量的回归系数仍然在1%水平下显著为正,证明基准回归结果具有稳健性。

表4 内生性分析回归结果

变量	第一阶段	第二阶段
IV	0.012 4*** (0.001 1)	
DID		0.257 6*** (0.022 4)
控制变量	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	104 620	104 620
Kleibergen-Paap rk LM	4 195.063 ***	
Kleibergen-Paap rk Wald F	1 042.132	

并非由随机因素驱动,研究结论通过了安慰剂检验。

2. 异质性处理效应检验

当政策冲击对不同个体的影响存在异质性时,传统双向固定效应模型可能导致处理效应估计偏误。为确保结论稳健,本文参考已有研究^[31-34],采用多种异质性处理效应的稳健估计量进行再检验。表5汇报了堆叠型双重差分、交互加权估计双重差分、插补型双重差分和多时段双重差分四种方法的回归结果。其中,解释变量的回归系数均显著为正,进一步说明基准回归结论稳健。

(四) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为排除其他不可观测因素对区域创新合作的影响,本文从实验组选择和政策冲击时点两个维度进行随机抽样回归,通过每次随机抽样的结果构造虚拟解释变量。图2报告了安慰剂检验中各次回归的估计系数和P值的分布图,其中抽样回归的估计系数核密度呈现近似均值为0的正态分布,且大多数估计系数的P值大于10%的统计显著性水平,所有估计系数均未超过基准回归系数(0.1882)。上述结果表明,数字产业集群政策的跨区域创新合作效应

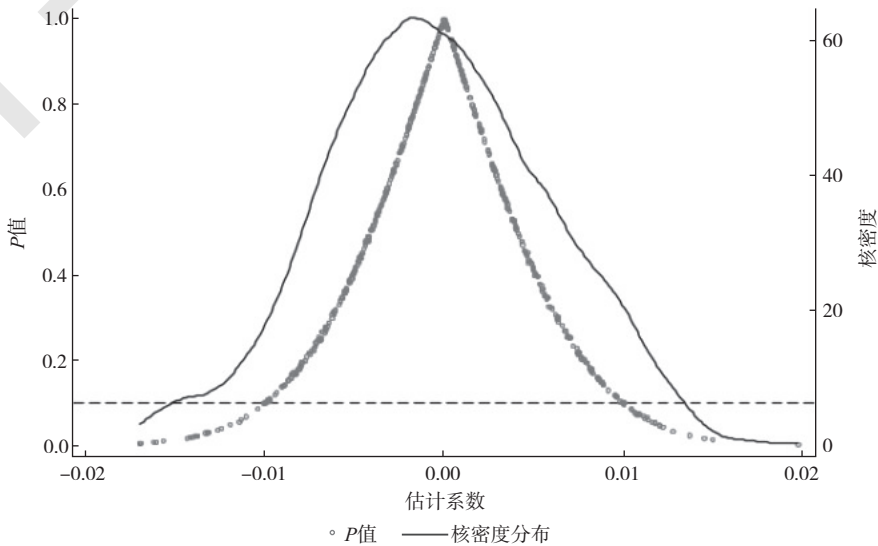


图2 安慰剂检验结果

表 5 异质性处理效应检验回归结果

变量	堆叠型双重差分	交互加权估计双重差分	插补型双重差分	多时段双重差分
<i>DID</i>	0.129 4 **** (0.022 6)	0.138 4 *** (0.027 1)	0.193 1 *** (0.020 1)	0.121 6 *** (0.036 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	101 148	105 410	101 148	64 700

3. 其他稳健性检验^①

为进一步检验基准结论的可靠性,本文开展了一系列稳健性检验,包括排除同期其他政策干扰、排除大城市等特殊样本的干扰、替换被解释变量测算方式等。上述稳健性检验结果均表明,数字产业集群政策对跨地区创新合作的促进作用仍然存在,说明本文核心结论具有较强的稳健性,假设 1 得到充分验证。

(五) 机制检验

根据前文的理论分析,数字产业集群政策可能通过生产性关联与非生产性关联影响区域创新合作,本文设定如下模型进行机制检验:

$$Med_{ijt} = \alpha + \beta DID_{ijt} + X'_{ijt}\theta + \delta_{ij} + \tau_t + \varepsilon_{ijt}$$

(3)

其中, *Med* 代表机制变量,从生产性关联和非生产性关联两个方面进行机制检验。其他变量的含义与模型(1)一致。

1. 生产性关联机制

数字产业集群是传统产业应用数字技术实现转型升级的产物,其内部仍保留了类似传统产业集群的特征^[17],即关联产业基于投入产出关系吸引其他地区进行创新合作,从而形成生产性关联。

(1)商品市场。本文基于中国碳核算数据库(CEADs)发布的中国城市间投入产出表,利用其中的中间使用矩阵和最终使用矩阵来度量城市间商品贸易往来,分别表征中间品贸易流动和最终品贸易流动。对比表 6 第一列和第五列回归结果可以发现,数字产业集群政策对最终品贸易流动的边际效应高于中间品贸易流动,这一现象符合需求拉动理论^[12]。参考已有研究^[26],将最终品贸易流动分解为农村居民消费、城镇居民消费和政府消费。表 6 中间三列回归结果表明,数字产业集群对最终品贸易的拉动主要来源于居民消费端,尤其是对城镇居民消费的影响更大。这一发现契合数字经济的发展特征:电子商务、数字平台等业态更直接地作用于居民消费市场,而政府消费行为受市场化和数字化渗透的影响相对有限,因而在统计上未呈现显著影响。以上结果证明了数字产业集群政策能够通过推动商品流动增强地区间生产性关联,从而促进区域创新合作。由此,假设 2 得到部分验证。

表 6 机制检验回归结果:商品市场

变量	最终品贸易流动				中间品贸易流动
	最终品消费	农村居民消费	城镇居民消费	政府消费	
<i>DID</i>	0.105 0 *** (0.025 7)	0.071 8 *** (0.023 4)	0.102 9 *** (0.023 9)	0.109 5 (0.073 4)	0.083 0 *** (0.019 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

① 限于篇幅,其他稳健性检验回归结果未在文中报告,留存备索。

表6(续)

变量	最终品贸易流动				中间品贸易流动
	最终品消费	农村居民消费	城镇居民消费	政府消费	
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	17 402	17 402	17 402	17 402	17 402
R^2	0.248 4	0.288 4	0.281 8	0.114 3	0.243 8

(2)要素市场。借鉴二元边际结构性分解方法^[7],本文将资本流动分解为广延边际和集约边际,分别采用地区间异地设立子公司数量和该地区每家企业异地设立子公司的平均数量来衡量。表7第一列和第四列回归结果显示,数字产业集群政策对区域创新合作的促进作用主要通过驱动地区间资本合作、促进资本集聚来实现。进一步地,借鉴邹薇和黄仁豪^[26]的做法,用中国城市间投入产出表中的存货衡量非固定资本流动,用固定资本形成总额衡量固定资本流动。表7中间两列回归结果表明,数字产业集群建设中的资本配置呈现“轻”资产化特征,资本更多向流动性较强的非固定资本领域倾斜。以上结果证明了数字产业集群政策能够通过加快资金流动增强地区间生产性关联,从而促进区域创新合作。由此,假设2得以验证。

表7 机制检验回归结果:要素市场

变量	资本流动的广延边际			资本流动的集约边际
	资本流动	非固定资本流动	固定资本流动	
<i>DID</i>	1.708 1*** (0.249 3)	0.162 9*** (0.044 6)	0.103 7*** (0.037 0)	0.002 6 (0.005 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	106 537	17 402	17 402	106 537
R^2	0.156 6	0.043 0	0.156 7	0.054 9

2. 非生产性关联机制

本文将不因生产投入产生的交流关系称为非生产性关联。特别地,即使两个地区不存在生产性关联,但仍可能因非生产性关联而产生创新知识交流,从而影响创新合作。

(1)制度关联。为探究数字产业集群政策影响地区创新合作的制度关联机制,本文从正式与非正式两个维度分析。在正式制度关联方面,一方面,司法协同能够为跨地区创新活动提供稳定、可预期的司法环境,降低制度性交易成本,从而激发地区间的创新合作意愿。本文归类整理了中国裁判文书网关于异地委托执行的裁定书,并筛选出案由为“知识产权竞争”或“知识产权与竞争纠纷”的案件,将委托法院与受委托法院所在地不同的案件记为一次跨地司法协同^[23]。另一方面,战略联盟作为各主体通过协议形成的优势互补、风险共担的合作组织,已被广泛证明能够有效促进研发创新。本文通过搜集上市公司公告,提取涉及战略联盟合作关键词的记录,将合作双方位于不同地区的联盟界定为跨地战略联盟,最终在地区层面加总为跨地战略联盟数量指标^[23]。

在非正式制度关联方面,一方面,异地商会凭借其商道文化和社会网络双重属性能够促进企业创新^[25]。基于天眼查网站,本文以“注册地级市+原籍地级市+商会”为关键词(如“北京上海商会”)进行检索,按照商会最早成立日期,将成立当年及之后的年份赋值为1,否则为0,构建城市层面的异地商会变量。另一方面,互联网作为现代信息平台极大降低了市场搜寻与匹配成本,某地区在网络中的搜索热度成为一种重要的非

正式信号,反映了潜在的合作可能性。本文通过加权汇总地区间百度网页搜索频次,构建百度搜索指数,以此衡量两地间网络关注度。该指数越高,表明信息流动速度越快,地区间的隐性连接越强^[26]。

表 8 展示了数字产业集群政策影响区域创新合作的制度关联机制检验结果。前两列回归结果显示,数字产业集群政策促进了跨地司法协同与战略联盟发展,通过提供高效的信息交互与协同平台,有效降低了建立正式合作关系的协商与缔约成本,进而推动基于共同战略目标与法治保障的创新合作。后两列回归结果表明,数字产业集群政策推动了异地商会的建立,这源于数字技术增强了企业互信,激发了企业群体获取外部资源的需求;同时,数字产业集群政策也提升了地区间网络关注度,即一地的经济活动更能吸引另一地网民的自发关注,这种“数字足迹”构成了大数据时代一种新型的非正式制度连接,激发了潜在的创新合作可能。综上,假设 3 得到部分验证。

表 8 机制检验回归结果:制度关联

变量	正式制度		非正式制度	
	跨地司法协同	跨地战略联盟	异地商会	网络关注度
<i>DID</i>	0.044 2** (0.020 1)	0.067 9*** (0.021 0)	0.014 5*** (0.0049)	0.034 1*** (0.004 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	114 610	114 610	114 610	58 082
<i>R</i> ²	0.745 1	0.035 9	0.165 0	0.736 4

(2)技术融合。根据前文的理论分析,本文从人才集聚效应和知识溢出效应两方面探究数字产业集群的技术融合机制。其一,在人才集聚方面,本文基于中国流动人口动态监测调查(CMDS)数据,筛选出高技能创业人才样本,并在城市层面加总作为人才集聚程度的代理变量;其二,在知识溢出方面,本文细化为跨机构、跨学科和跨地区的知识溢出三个维度,并分别构建如下指标:首先,基于专利申请人信息识别企业与高校、科研院所的异地合作专利,并在地区层面加总以衡量跨机构知识溢出情况;其次,根据国际专利分类(IPC)号信息所包含的类别测算知识宽度,以考察跨学科知识溢出情况;最后,本文以地区技术互补能力衡量跨地区知识溢出情况^[27]。由表 9 可知,数字产业集群建设有利于构建高技能人才跨地区社交网络,促进跨学科与跨机构之间的知识交流与融合,并最终通过增强地区间技术互补能力,为更高效、更协同的区域创新合作奠定技术基础。综上,假设 3 得以验证。

表 9 机制检验回归结果:技术融合

变量	人才集聚	知识溢出		
		跨机构溢出	跨学科溢出	跨地区溢出
<i>DID</i>	0.034 0*** (0.007 9)	0.084 3*** (0.023 2)	0.001 7*** (0.000 3)	0.010 4*** (0.000 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	44 952	58 328	114 610	114 610
<i>R</i> ²	0.609 1	0.500 3	0.061 1	0.380 8

(六) 异质性分析

1. 距离异质性

数字产业集群建设主要影响地区间“线上”交流,但创新合作不是简单地用“线上”替代“线下”,而是需要“线上”与“线下”融合、虚拟与实体协同。对此,本文将地区间地理距离(按600千米以下、600千米~1200千米、1200千米以上进行分组)和高铁接入情况(按均未接入高铁、一方接入高铁、双方均接入高铁进行分组)引入异质性分析框架,探究数字产业集群政策能在多大程度上克服地理衰减效应,并探究物理连通性如何赋能数字产业集群政策下的创新合作。表10前三列回归结果显示,不同距离分组的解释变量回归系数均显著为正,但是随着城市间距离的增加,创新合作效应呈现倒U型变化趋势。表10后三列回归结果表明,当合作双方处于高铁网络之外时,数字产业集群政策的作用无法显现,这揭示了交通基础设施对于释放数字经济潜力的重要性;同时,资源会优先向交通枢纽城市集聚,产生强大的规模效应。因此,数字产业集群建设并非简单依靠降低地理距离的影响,而是要与交通基础设施政策协同发力,共同塑造新型创新合作模式。

表 10 距离异质性分析回归结果

变量	地理距离异质性			时间距离异质性		
	600 千米以下	600 千米~ 1 200 千米	1 200 千米以上	均未接入高铁	一方接入高铁	双方均接入高铁
<i>DiD</i>	0.091 5 *** (0.036 0)	0.296 2 *** (0.036 9)	0.274 2 *** (0.039 1)	-0.224 8 (0.159 1)	0.304 8 *** (0.037 6)	0.167 7 *** (0.030 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	39 828	38 556	36 226	3 490	28 248	82 872
<i>R</i> ²	0.305 7	0.179 7	0.166 6	0.0738	0.138 3	0.210 0
<i>P</i>	0.204 7 ***	0.182 7 ***	0.192 2 ***	0.112 5 ***	0.137 1 ***	0.529 6 ***

注:*P*值表示基于似无关模型检验方法(Suset 检验)进行组间系数差异检验对应的结果,后表同。

2. 城市对异质性

在地区间创新合作的过程中,一部分学者认为边缘地区或者欠发达地区因区位优势导致创新活力不足^[35];另一部分学者则认为,边缘地区及欠发达地区的创新劣势是认知偏差,这些地区通过补偿和开发战略,能够在创新合作中突破区位和经济发展限制^[36]。例如,太阳能热水器产业早期发展受限于大城市环保消费政策、能源基础设施和用户习惯,反而在农村和中小城市获得较大发展^[35]。为了探究数字产业集群政策推动地区创新合作的过程中是否出现地理转向和区域转向,本文将直辖市、省会城市界定为核心城市,其余城市界定为边缘城市,划分核心-核心、核心-边缘、边缘-边缘三类城市组合;按照城市所处区域划分东部-东部、东部-中西部、中西部-中西部三类城市组合。

表11前三列回归结果展示了数字产业集群政策对核心和边缘地区创新合作的影响。第一列回归结果表明,数字产业集群政策在核心区的合作中放大了原有的资源、人才和技术优势,形成了“强强联合”的局面。第二列回归结果证实了扩散效应的存在,即数字产业集群能够通过核心区带动边缘地区的创新活力。第三列回归结果表明,边缘区的内生合作创新动力是有限的。需要说明的是,“边缘-边缘”城市对联结的负向效应,并不意味着政策未惠及边缘地区。相反,结合第二列的回归结果可知,边缘城市更倾向于与资源丰富的核心城市建立连接,而不是与其他同样资源匮乏的边缘城市合作。该负向结果揭示了政策在促进边缘地区间横向直接合作方面存在短板,数字产业集群政策的创新合作效应更多来自“核心辐射”而非“边缘崛起”。上述研究内容有助于加强战略腹地建设,优化区域经济布局,促进区域协调发展。

表 11 后三列回归结果表明,数字产业集群政策对东部地区创新合作的影响有限,同时极大地促进了东部-中西部地区以及中西部地区内的跨城合作。这意味着数字产业集群政策有助于改变固有的创新分布模式,推动创新要素向中西部流动,助力实现全国统一大市场 and 区域协调发展的战略目标。

表 11 城市对异质性分析回归结果

变量	地理转向			区域转向		
	核心-核心	核心-边缘	边缘-边缘	东部-东部	东部-中西部	中西部-中西部
<i>DID</i>	0.423 9 *** (0.061 9)	0.179 6 *** (0.029 2)	-0.096 7 ** (0.042 4)	0.037 2 (0.037 8)	0.154 4 *** (0.045 7)	0.349 6 *** (0.031 9)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10 436	61 186	42 988	34 038	28 240	52 332
<i>R</i> ²	0.493 9	0.226 9	0.106 7	0.270 7	0.226 8	0.178 4
<i>P</i>	0.520 7 ***	0.244 4 ***	0.276 3 ***	0.117 2 ***	0.312 4 ***	0.195 2 ***

六、结论与建议

本文运用多期双重差分方法,选取 2009—2023 年城市对-年份非平衡面板数据,探讨数字产业集群政策对区域创新合作的影响。研究发现,数字产业集群建设能够推动城市创新合作,且该效应并非简单地以“线上”协作替代“线下”互动,而是与交通基础设施政策协同发挥作用,削弱地理距离对合作的衰减效应,并有效带动边缘地区和中西部地区融入优势区域的创新网络。从作用机制来看,在生产性关联方面,数字产业集群政策通过促进地区间商品贸易和增强资本流动的广延边际效应,强化区域创新合作;在非生产性关联方面,数字产业集群不仅推动司法协同、战略联盟等正式制度关联,也促进异地商会、网络关注度等非正式制度联结,同时加速人才流动与知识溢出,提升地区间知识互补能力,从而系统性地推动创新合作。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,深化数字产业集群建设,强化生产性与非生产性关联协同机制。应充分发挥数字平台在商品贸易中的信息匹配与物流支撑作用,促进中间品贸易与最终品消费协同发展,尤其要着力激发居民消费端潜力,积极响应中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《提振消费专项行动方案》,有效提振消费,全方位扩大国内需求。

第二,优化城市群与交通基础设施布局,推动“线上+线下”融合的创新合作模式。应积极落实《中共中央 国务院关于推动城市高质量发展的意见》,将“促进城市间定位错位互补、设施互联互通、治理联动协作”作为“优化现代化城市体系”的关键举措,使其更好地服务于高质量发展和高水平安全的战略目标。在城市群内部,构建“核心-边缘”协同发展机制,推动核心城市的技术与资源向边缘地区扩散,同时支持边缘地区通过补偿性战略融入区域创新网络,培育壮大城市发展新动能,破解边缘地区合作动力不足的难题。

第三,构建跨区域一体化创新治理体系,强化制度协同与要素市场整合。一方面,应在京津冀、长三角、粤港澳等数字产业集群高地,探索建立跨区域科创金融综合服务平台,利用数字技术降低投融资信息不对称,促进资本、人才、数据等要素在更大范围内有序流动;另一方面,完善全国统一的创新合作服务平台,推动知识产权保护、司法协同、战略联盟等正式制度跨区域对接,同时注重破除非正式制度壁垒,通过文化交流、异地商会等形式积累社会资本,提升合作效率。

参考文献:

- [1]王群勇,武文杰. 与星同行:突破式创新、网络结构与技术扩散[J]. 经济与管理研究,2026,47(2):55-71.
- [2]王巍,姜智鑫. 市场一体化与企业异地创新合作:基于城市群发展规划的实证研究[J]. 财经研究,2024,50(4):49-63.
- [3]师磊,阳镇,钱贵明. 数字产业集群政策与关键核心技术突破式创新[J]. 中国工业经济,2025(1):100-117.
- [4]赵佳丽,吴榕. 数字产业与制造业协同集聚对区域创新效率的影响研究[J]. 管理学报,2024,37(5):113-127.
- [5]朱文涛,顾乃华,余壮雄,等. 市场一体化何以驱动城市创新:远亲不如近邻的350公里[J]. 暨南学报(哲学社会科学版),2025,47(12):145-165.
- [6]唐川,王婉婧,徐婧,等. 政策工具驱动下的区域科技协同创新模式研究[J]. 创新科技,2025,25(8):41-53.
- [7]柯蕴颖,张青霄,王光辉. 城市群政策推动区域合作创新:在交流中寻求融合、在集聚中走向扩散[J]. 经济学(季刊),2025,25(2):343-359.
- [8]王雨飞,王云辉,许可,等. 高铁连通对企业跨区域合作创新的影响及作用机制[J]. 中国人口·资源与环境,2024,34(5):149-161.
- [9]张贵,钱钰. 数据要素市场化配置与城市间创新合作:基于数据交易平台设立的准自然试验[J]. 现代经济探讨,2025(6):1-15.
- [10]鲁玉秀,方行明. 生产性服务业集聚对新质生产力发展的影响和机制研究[J]. 创新科技,2025,25(5):1-18.
- [11]王宏鸣,孙鹏博,黄巍巍. 数字产业集群建设对企业新质生产力的影响研究[J/OL]. 科学学研究,2025-10-21. <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20251020.005>.
- [12]张贵,朱世婧. 数字产业集群与企业合作创新:基于供应链协同创新视角[J]. 云南财经大学学报,2025,41(10):72-93.
- [13]屠西伟,史丹. 数字产业集群与企业能源效率改进[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(10):70-89.
- [14]陈博潮,王贤彬. 创新网络、关键核心技术与研发资源配置:基于跨区域跨技术知识溢出网络模型[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(9):157-179.
- [15]刘维刚,张鹏杨,贾锐宁. 创新知识、网络传递与企业技术进步:生产-非生产性关联统一分析框架[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(2):69-89.
- [16]胡航军,张京祥. 创新要素的跨域重组:机制、困境与路径创新[J]. 城市规划学刊,2024(1):74-81.
- [17]王薇,胡力中. 创新要素错配对中国城市群经济高质量发展的影响研究[J]. 管理学报,2023,36(5):60-75.
- [18]孙久文,邢晓旭. 京津冀产业协同发展的成效、挑战和展望[J]. 天津社会科学,2024(1):48-57.
- [19]褚敏,吕飞鸿,杨淋. 省际贸易推动了中国制造业提质升级吗:基于出口技术复杂度视角[J]. 国际贸易问题,2025(4):158-174.
- [20]张立栋,马晓钰,韩芳芳. 数字基建、虚拟集聚与共同富裕[J]. 首都经济贸易大学学报,2025,27(6):3-15.
- [21]赵扶扶,王都,戴若尘,等. 跨地投资扭曲、产品市场分割与资本的空间配置效率:基于量化空间均衡模型的研究[J]. 管理世界,2025,41(6):20-43.
- [22]Buera F J, Oberfield E. The global diffusion of ideas[J]. Econometrica,2020,88(1):83-114.
- [23]谢莉娟,谭学通,严玉珊,等. 协同优化营商环境与资本跨区域流动[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(10):5-26.
- [24]谢佳松,林建浩. 双边信任与创新扩散[J]. 世界经济,2025,48(9):59-88.
- [25]余毅翔,郭萌萌. 正式社会网络与劳动力跨省流动:基于异地商会的视角[J]. 世界经济,2024,47(5):203-232.
- [26]邹薇,黄仁豪. 非对称网络关注、国内市场整合与城市间收入差距[J]. 财贸经济,2025,46(5):24-39.
- [27]郑江淮,冉征,陈喆. 地区间技术互补与创新驱动型经济增长[J]. 经济研究,2025,60(4):34-51.
- [28]刘秉镰,袁博,刘玉海. 数字基础设施如何畅通区域间资本要素流动:基于企业注册大数据的证据[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(1):72-92.
- [29]杨震宇,袁梓晋. 数字创新网络嵌入与关键核心技术攻关[J]. 中国工业经济,2025(5):156-173.
- [30]陶锋,翟少轩,王峤. 数字经济政策与传统企业跨界数字创新[J]. 中国工业经济,2025(2):118-136.
- [31]Borusyak K, Jaravel X, Spiess J. Revisiting event-study designs: robust and efficient estimation[J]. The Review of Economic Studies,2024,91(6):3253-3285.
- [32]Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[Z]. Journal of Econometrics,2021,225(2):200-230.
- [33]Cengiz D, Dube A, Lindner A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. The Quarterly Journal of Economics,2019,134(3):1405-1454.
- [34]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.
- [35]任建辉,裴彬杰,覃成林. 核心到边缘:区域创新研究的地理转向[J]. 区域经济评论,2025(3):143-152.
- [36]Meili R, Shearmur R. Diverse diversities: open innovation in small towns and rural areas[J]. Growth and Change,2019,50(2):492-514.

Has the Digital Industrial Cluster Policy Boosted Regional Innovation Cooperation? —From the Perspective of Productive and Non-Productive Linkages

ZHU Shijing

(Nankai University, Tianjin 300071)

Abstract: Promoting regional innovation cooperation is a critical measure for addressing future global competition in technology and industry and enhancing the overall efficiency of national innovation systems. From 2013 to 2017, the Ministry of Science and Technology of China launched three batches of Innovative Industrial Cluster pilots, among which 24 clusters were explicitly designated as digital industrial clusters (DIC). A comparison between pilot and non-pilot regions reveals that the number of patent cooperation applications in both regions has shown a continuous upward trend over time. However, the gap between pilot and non-pilot regions has been widening, providing preliminary evidence of the promoting effect of the DIC policy on regional innovation cooperation.

This paper treats the implementation of the DIC policy as a quasi-natural experiment and employs a difference-in-differences (DID) approach to evaluate the impact of the policy on regional innovation cooperation. The empirical results indicate that the DIC policy enhances regional innovation cooperation.

Then, this paper explores the underlying mechanisms based on a productive – non-productive integration framework. The analysis of productive linkages covers two dimensions: commodity markets and factor markets. In commodity markets, the DIC policy expands commodity trade to deepen the division of labor and collaboration, ultimately supporting innovation cooperation. In factor markets, the policy prioritizes rapid linkages and flexible allocation of highly mobile capital across cities, effectively supporting high-risk and highly uncertain innovation cooperation. The analysis of non-productive linkages focuses on institutional and technological linkages. For institutional linkages, the DIC policy strengthens inter-regional institutional connections through the construction of both formal and informal institutions, thereby enhancing the willingness for regional innovation cooperation. Regarding technological linkages, the DIC policy improves the efficiency of innovation resource allocation by promoting talent aggregation, knowledge spillovers, and technological complementarity, collectively strengthening the outcomes of regional innovation cooperation.

In the heterogeneity analysis, this paper examines both distance heterogeneity and city-pair heterogeneity. The analysis of distance heterogeneity suggests that the DIC construction coordinates with the transportation infrastructure policy to shape new models of innovation cooperation. The analysis of city-pair heterogeneity indicates that the DIC policy helps transform established patterns of innovation distribution, break geographical constraints, and enhance core radiation, enabling greater participation of the peripheral, central, and western regions.

This paper provides valuable insights for grasping the intrinsic requirements of urban development vitality, implementing the guiding principles of the Central Urban Work Conference, and achieving new accomplishments in urban development.

Keywords: digital industrial cluster policy; innovation cooperation; non-productive linkage; regional innovation; knowledge spillover

编校:姜 莱;蒋 琰