

高新技术产业集聚对数字经济发展的影响

——基于空间计量模型的实证研究

张华平,任圆圆

(华北水利水电大学 管理与经济学院,河南 郑州 450046)

摘要:基于2013—2020年中国30个省级面板数据,通过构建不同空间权重矩阵,运用空间杜宾模型,实证研究高新技术产业集聚对数字经济发展的空间溢出效应。研究发现,高新技术产业集聚和数字经济发展具有正向相关性;动态模型、静态模型在地理邻接矩阵和地理距离矩阵下均表明,高新技术产业集聚对数字经济发展具有显著正向溢出效应,但动态模型在经济距离矩阵下则具有显著负向溢出效应;短期内高新技术产业集聚对本地区数字经济发展具有显著正向影响,对邻近地区数字经济发展的影响因空间权重矩阵设定不同而有所不同;三大经济区域的高新技术产业集聚对数字经济发展的空间溢出效应与直接效应大体一致,东、西部地区长期内呈现正向促进效应,中部地区呈现负向抑制效应。应利用高新技术产业集聚对数字经济发展的短期正向效应,发挥高新技术产业集聚创新优势,推动高新技术产业均衡发展,以优化数字经济发展生态。

关键词:高新技术产业集聚;数字经济发展;空间溢出效应;空间计量模型

中图分类号:F49;F276.44 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2023)03-0055-12

一、引言

高新技术产业的发展是我国深入实施创新驱动发展战略、巩固壮大实体经济根基的重点内容。据科技部公布的数据显示,截至2020年底,我国高新区总数达169家,自主创新示范区有21家。2021年,我国高新技术企业数量达到33万家,其拥有有效发明专利121.3万件,占国内企业有效发明专利总量的63.6%,科技成果正在加速转换为现实生产力。因此,推动高新技术产业集聚不仅是贯彻我国实施创新驱动发展战略的重要体现,也是支持我国打造优质数字产业集群的现实需要。

数字经济在大数据、云计算、人工智能等新一代数字技术的推动下得到快速发展。据《中国互联网发展报告2022》显示,2021年我国数字经济规模达到45.5万亿元,占GDP比重达到39.8%。数字经济高质量发展的内生驱动力主要来源于技术进步,而高新技术产业作为知识、技术、资本密集型产业,其集聚发展具有促进技术创新、带动知识技术溢出以及完善新型基础设施等作用,对解决我国数字经济发展短板以及打造高质量数字经济产业集群具有重要意义。

收稿日期:2022-12-02;**修回日期:**2023-10-20

基金项目:国家社会科学基金一般项目“中国上市实体企业脱实向虚的资本市场效应研究”(19FGLB040);河南省高校科技创新人才(人文社科类)支持计划项目“数字金融创新应用”(2021-CX-006);河南省研究生教育改革与质量提升工程项目“战略管理及高级财务管理”(YJS2022SZ03、YJS2022JC03)

作者简介:张华平(1980—),男,山东东营人,经济学博士,华北水利水电大学管理与经济学院教授,博士生导师,研究方向为资本市场治理及金融创新、技术创新管理;任圆圆(1997—),女,河南三门峡人,华北水利水电大学管理与经济学院硕士研究生,研究方向为技术创新与产业发展。

基于以上背景,高新技术产业集聚能否促进数字经济发展?这种促进作用是否具有空间溢出效应和区域异质性?对于这些问题,目前缺少具有说服力的研究,本文拟构建空间计量模型来实证检验高新技术产业集聚对数字经济发展的影响效应,以期为我国高新技术产业合理布局及促进数字经济发展提供事实依据和政策启示。

二、文献综述

对高新技术产业集聚的影响研究一直是国内外学者研究的重点内容,主要涉及三个方面:一是创新效应,高新技术产业集聚不仅能吸引优秀人才进入企业,而且集聚区内的优质氛围能够促进企业团队创新效率,提升经济效益^[1];当高技术产业集聚水平低于临界值时,对区域创新效率具有促进作用,反之则具有阻碍作用^[2]。二是溢出效应,集聚产生的知识溢出效应,吸引更多优质企业集聚,强化集聚区要素竞争优势^[3-4];另外我国产业集聚对经济发展具有空间溢出效应^[5-6]。三是经济增长效应,高新技术产业集聚为科技人才提供良好的研究平台以及优质的工作岗位和薪酬,带动人才集聚,形成竞争合力和规模效应^[7]。进一步研究发现,产业集聚与区域经济增长存在显著倒“U”型特征^[8-9]。

早期对数字经济的研究主要涉及数字经济的内涵、测度指标、发展趋势或以数字经济为背景探究经济发展规律。随着数字经济快速发展,学者们对其研究逐步扩展到影响因素及影响效应方面。目前关于数字经济发展影响因素的研究相对较少,主要涉及三个方面:一是硬件要素投入,以5G、人工智能和大数据中心为代表的数字基础设施建设和普惠宽带网络基础设施建设对数字经济可持续发展具有推动作用^[10-11]。二是软件要素投入,核心通信技术可以降低运输成本,广泛应用这些技术可以推动流程和产品的数字化,产生丰富的在线内容,扩大数字经济规模^[12-14]。三是政府行为,产业政策对数字经济行业技术创新具有长期均衡影响,能够推动数字经济行业技术创新水平的提升^[15-17]。

基于此,本文主要创新点和边际贡献在于:第一,研究视角上,现有文献对数字经济影响因素研究主要涉及硬软件要素投入及政府行为角度,而本文从产业集聚角度分析高新技术产业集聚对数字经济发展影响;第二,研究机理上,国内外学者多侧重研究高新技术产业的直接影响效应,而本文侧重从空间层面分析高新技术产业集聚对数字经济发展的影响;第三,研究方法上,目前对数字经济发展影响因素的研究多采用理论性、统计性方法,而本文在理论研究的基础上,运用空间计量方法实证研究高新技术产业集聚对数字经济发展的影响。

三、影响机理及研究假设

(一) 高新技术产业集聚对数字经济发展的直接影响效应

短期内高新技术产业集聚对数字经济发展具有正向促进作用,主要体现在:一是推动技术创新。数字经济发展得益于互联网普及和以5G、大数据等为代表的新一代信息技术“赋能”^[18]。高新技术产业集聚可以带动人才、知识、技术等要素流动和聚集,产生知识技术溢出效应,推动人才交流与合作,加深对隐性知识的掌握,提高科研成功率及成果转化效率,降低创新风险^[19],同时优化完善数字技术创新网络,激发数字经济创新活力,倒逼低端落后产业进行数字化转型升级^[20]。二是完善数字基础设施。高新技术产业集聚有助于搭建信息技术交流与合作平台,推动数字化要素在市场内流动和扩散^[21],带动其他产业数字化发展。三是降低成本。集聚区内具有生产要素共享、产业链上下游高效配合等良好营商环境,有利于降低数字产品生产、交易成本及学习应用成本^[22-23],且集聚区内汇集大量金融机构,方便为企业数字化发展提供贷款,降低企业融资成本^[6]。四是规模经济效应。高新技术产业集聚能够突破时空限制,使企业联系变得更为紧密,形成一个分工有序的数字创新团体,有利于将数字成果转化成为整个产业集群的共同行为,增强整体创新优势^[24];另外,信息网络设施及数字技术的优化,可以增强对有效信息的把握,降低不确定风险^[25];还可以避免数字要素重复投资、同质化竞争,提高资源配置效率,促使集聚区内形成优质数字产业和集聚模式^[26],实现数字经济规模化发展。

但随着高新技术产业集聚长期发展,其对数字经济发展的负外部效应逐渐凸显,主要体现在:一是产生拥挤效应,由于集聚区内企业数量不断增多,加剧各类要素配置的难度,导致资源紧张、要素成本扭曲、生产效率降低等问题凸显。二是存在路径依赖,集聚将各类要素集中于区域内,可能形成空间封闭系统,

阻碍技术扩散和变革,加剧技术创新惰性^[27],降低产业集群整体创新能力,使企业对新知识、新技术的吸收能力退化,导致产业布局及发展层次锁定在中低端价值链^[28],不利于数字经济效益提升。三是引发恶性竞争,集聚区内激烈的市场竞争使企业为获取更多有利数字资源而吞并中小企业及其创新成果,并形成数字行业垄断,阻碍技术扩散和变革,不利于数字经济均衡发展。因此,本文提出假说1。

假说1:高新技术产业集聚对数字经济发展短期内具有促进效应,长期内则具有抑制效应。

(二) 高新技术产业集聚对数字经济发展的空间溢出效应

地区间要素流动使高新技术产业集聚对数字经济发展产生空间溢出效应,这种效应可能来自相邻省份、不相邻但距离近的省份或经济发展水平相近的省份。一方面,集聚减弱地理距离与行政壁垒对要素流动的束缚,加快技术、人才等生产要素流动速度,产生知识技术溢出效应,提升区域内及邻近地区数字知识技术存量^[20]。同时集聚区内不断涌现出与数字产业相关的新型数字技术,不仅加强区域之间数字技术的交流与合作,还促使不同要素跨区域重组,提升邻近地区数字技术及应用水平^[10]。另一方面,根据累计因果过程思想,集聚促进了本地区基础设施、技术水平、制度环境等改善,使优质生产要素流入该地区,而邻近地区由于缺少发展数字经济相关的硬件设施和技术人才,导致资本和劳动力等资源大量外流^[6],加大区域之间数字经济发展差距。此外,信息传递的滞后性及搜集信息成本较高,使落后地区过度依赖发达地区的创新及投资主体,同时发达地区为获取竞争优势地位,展开技术封锁或吞并落后地区企业及其创新成果,不利于落后地区数字技术的研发与应用。因此,本文提出假说2。

假说2:高新技术产业集聚对数字经济发展具有空间溢出效应。

四、研究设计

(一) 研究方法

1. 空间自相关检验

本文采用全局莫兰(Moran's I)指数检验对高新技术产业集聚和数字经济发展水平的空间相关性进行分析,全局 Moran's I 指数计算公式如下:

$$\text{全局 Moran's I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} = 1W_{ij} \quad (1)$$

其中, $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n}$, $\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$, S^2 为方差, n 表示区域总数, X_i 表示第 i 个区域的观测值, W_{ij} 表示空间权重矩阵。全局 Moran's I 指数的取值介于 $[-1, 1]$, 其值大于 0 表示具有正向空间相关性, 小于 0 表示具有负向空间相关性, 等于 0 说明不具有空间相关性。

2. 空间权重矩阵

在进行空间自相关检验过程中需要确定空间权重矩阵, 本文构建空间权重矩阵的方式主要有: 第一, 地理邻接矩阵(W_1)。若区域 i 与区域 j 相邻, 则其元素赋值为 1, 若区域 i 与区域 j 不相邻, 则其元素 w_{ij} 赋值为 0。第二, 地理距离矩阵(W_2)。其元素 w_{ij} 由区域 i 与区域 j 之间地理距离的倒数来组成, 具体用不同省会城市之间直线距离的倒数来衡量。第三, 经济距离矩阵(W_3)。用区域 i 与区域 j 在考察期内人均 GDP 之差的倒数来衡量。

3. 空间计量模型

由于空间计量模型可以衡量解释变量空间层面的影响, 故本文采用空间计量模型来实证研究高新技术产业集聚对数字经济发展的空间溢出效应。常见的空间计量模型有空间误差模型、空间滞后模型以及空间杜宾模型, 一般形式如下:

$$\begin{cases} Y_{it} = \lambda Y_{i,t-1} + \rho W_{ij} Y_{it} + \alpha X_{it} + \beta W_{ij} X_{it} + \rho_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = \varphi W_{ij} \varepsilon_{it} + v_{it} \end{cases} \quad (2)$$

其中, Y_{it} 、 $Y_{i,t-1}$ 为被解释变量及其一阶滞后项, X_{it} 为解释和控制变量, W_{ij} 为空间权重矩阵; 若 $\lambda = 0$, 式(3) 为静态空间面板模型, 否则为动态空间面板模型; ρ 为空间自回归系数, α 为解释变量及控制

变量的回归系数, β 为解释变量及控制变量空间滞后项的影响系数, ρ_i, μ_i 分别为个体、时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项, λ 为随机误差项的空间滞后项系数。 $\varphi = 0$ 且 $\alpha, \beta \neq 0$ 时, 该模型则为空间杜宾模型 (SDM); $\varphi = 0$ 且 $\beta = 0, \theta \neq 0$ 时, 该模型则为空间自回归模型或空间滞后模型 (SAR 或 SLM); $\lambda = \theta = \beta = 0$ 时, 该模型则为空间误差模型 (SEM)。

(二) 变量选取

1. 解释变量

表 1 我国省级数字经济发展水平综合指标体系

主指标	一级指标	权重	二级指标	权重	三级指标	单位	权重	指标属性		
数字 经济 发展 水平	信息基础 设施水平	15.47%	基础设施投入	6.15%	光缆线路长度	公里	3.16%	+		
					移动电话基站数	万户	2.99%	+		
			基础设施产出	9.32%	移动电话普及率	部/百人	3.11%	+		
					电信业务总量	亿元	6.21%	+		
					数字技术投入	6.42%	互联网宽带接入端口	万个	3.19%	+
							互联网域名数	万个	3.23%	+
	数字技术 应用水平	31.81%	数字技术产出	25.39%	网上移动支付水平	—	5.41%	+		
					企业拥有网站数	万个	3.32%	+		
					电子商务销售额	亿元	4.57%	+		
					数字金融指数	—	5.56%	+		
					快递业务收入	亿元	6.53%	+		
					$R\&D$ 人员折合全时当量	人年	4.16%	+		
	科研创新 能力水平	32.91%	科研创新投入	14.07%	$R\&D$ 经费	万元	4.58%	+		
					新产品开发经费支出	万元	5.33%	+		
					专利申请数	万件	5.12%	+		
			科研创新产出	18.84%	专利申请授权数	万件	5.32%	+		
					技术市场成交额	万元	3.67%	+		
					新产品销售收入	万元	4.73%	+		
	数字产业 发展水平	19.81%	数字产业发展投入	13.07%	信息传输、软件和信息技术服务业从业人数	万人	3.64%	+		
					软件和信息技术服务业固定 资产投资额	亿元	4.67%	+		
					信息产业企业数	个	4.76%	+		
					信息技术服务收入	亿元	3.44%	+		
					数字产业发展产出	6.74%	软件业收入	亿元	3.30%	+

数字经济发展水平 (DEI)。目前国内外关于数字经济发展水平的测度尚未形成统一标准, 故本文在参考国家统计局信息中心、国家统计局及不同学者研究成果的基础上, 构建了数字经济发展水平综合指标体系, 如表 1。由于表 1 中 23 个指标来源于不同层次, 其指标值的量纲与数量级均存在显著差异, 需对不同指标做正规化处理, 才具有横向可比性和实用性, 以保证最终估出的指数能精准反映数字经济发展轨迹。本文借鉴刘军等^[29]的方法对数据做标准化处理, 计算方法见式 (3) 和式 (4):

$$\text{正向指标: } X_{it} = \frac{x_{it} - \min\{x_i\}}{\max\{x_i\} - \min\{x_i\}} \quad (3)$$

$$\text{负向指标: } X_{it} = \frac{\max\{x_i\} - x_{it}}{\max\{x_i\} - \min\{x_i\}} \quad (4)$$

其中, t 为测度指标的年份, x_{it} 为测度指标的原始数据, $\max\{x_i\}$ 、 $\min\{x_i\}$ 分别为原始数据所有年份的最大、最小值, X_{it} 为测度指标标准化的结果且取值范围为 0 到 1, 数值越大则该指标水平越高。在指标权重处理上, 主成分分析法以数据自身特征确定权重, 剔除人为判断, 所形成的权重结构更客观反映评价指标体系中各指标对总指标的贡献程度, 故本文采用主成分分析法来确定三级指标权重, 以

此合成数字经济发展水平综合指标(*DEI*),如式(5):

$$DEI_{it} = \sum_{i=1}^{23} (X_{it} \times w_i) (t = 1, 2, \dots, 23) \tag{5}$$

其中, w_i 为第 t 个三级指标相对于数字经济发展水平的权重。

2. 被解释变量

高新技术产业集聚水平(*LQ*)。目前衡量产业聚集水平的方法有行业集中度、赫芬达尔指数、空间基尼系数和区位熵。其中行业集中度和赫芬达尔指数没有考虑企业规模因素,空间基尼系数忽视了企业规模和地区差异,而区位熵能够消除区域间的规模差异,更真实地反映高新技术产业在不同地理空间上的聚集水平,故本文选择区位熵作为衡量高新技术产业聚集水平的方法,如式(6):

$$LQ_{it} = \frac{q_{it} / \sum_{i=1}^n q_{it}}{Q_{it} / \sum_{i=1}^n Q_{it}} \tag{6}$$

其中, q_{it} 表示 i 地区第 t 年高新技术产业产值, $\sum_{i=1}^n q_{it}$ 表示 i 地区第 t 年第二产业产值, Q_{it} 表示第 t 年全国高新技术产业产值, $\sum_{i=1}^n Q_{it}$ 表示第 t 年全国第二产业产值。 LQ_{it} 即为地区 i 第 t 年高新技术产业集聚水平,其值越大,表明 i 地区高新技术产业集聚水平越高。

3. 控制变量

经济增长水平(*PGDP*):经济增长水平会直接影响数字经济发展^[30],用人均地区生产总值表示并对其取对数。城镇化水平(*UR*):城镇化发展是推动经济增长和现代化发展的重要动力^[6],用城镇人口占总人口的比重表示。研发创新水平(*R&D*):技术创新是数字经济发展的动力^[31],用各地区研发人员全时当量占全国研发人员全时当量的比重来表示。产业结构升级水平(*SU*):产业结构优化升级可以及时淘汰落伍产业^[32],用各地区第三产业增加值占第二产业增加值的比重来衡量。外商直接投资(*FDI*):外商投资直接投资有利于本土企业通过模仿创新路径提高经济发展质量^[6],采用国家统计局的人民币对美元汇率的年平均价对 *FDI* 进行转换,用转换后的 *FDI* 与 *GDP* 比值来表示,并对其取对数。政府行为(*GOV*):政府行为会影响数字基础设施建设及数字企业生产活动^[33],用各地区政府经济建设支出占地区生产总值的比重表示。

(三) 数据来源及描述性统计

本文以中国内地 30 个省份为研究对象(由于西藏部分数据缺失严重,未将其纳入统计),原始数据来自 2014—2021 年《中国统计年鉴》《中国电子信息产业统计年鉴》《中国高新技术产业统计年鉴》以及北京大学数字金融研究中心。各变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

变量类型	变量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	数字经济发展水平(<i>DEI</i>)	0.185 0	0.142 3	0.011 6	0.901 4
核心解释变量	高新技术产业集聚水平(<i>LQ</i>)	0.744 9	0.641 2	0.014 5	2.760 4
	经济增长水平(<i>PGDP</i>)	10.910 7	0.411 1	10.039 8	12.013 0
控制变量	城镇化水平(<i>UR</i>)	0.588 4	0.121 4	0.370 9	0.896 0
	研发创新水平(<i>R&D</i>)	0.033 3	0.044 7	0.000 4	0.208 6
	产业结构升级水平(<i>SU</i>)	1.397 1	0.743 8	0.665 3	5.296 8
	外商直接投资(<i>FDI</i>)	0.019 9	0.017 2	0.000 1	0.122 1
	政府行为(<i>GOV</i>)	0.267 0	0.112 8	0.118 8	0.753 4

五、实证分析

(一) 模型检验

1. 空间自相关检验

如表 3 所示,高新技术产业集聚和数字经济发展的全局 Moran's I 指数均大于 0,且绝大多数通过

了5%的显著性水平,表明我国各省高新技术产业集聚和数字经济发展呈现正向空间相关性特征。相比在 W_3 下,高新技术产业集聚在 W_1 和 W_2 下的全局Moran's I指数值略高,说明地理因素和经济因素在影响高新技术产业集聚的正向空间依赖性上分别发挥了增强和减弱两种效应。此外,高新技术产业集聚除了基于 W_1 的全局Moran's I指数值整体呈现波动下降趋势外,基于 W_2 、 W_3 的全局Moran's I指数值整体呈现“U”型趋势,说明高新技术产业集聚的省际空间依赖性呈现出“U”型特征。

表3 高新技术产业集聚与数字经济的全局Moran's I指数

年份	地理邻接矩阵(W_1)		地理距离矩阵(W_2)		经济距离矩阵(W_3)	
	高新技术产业集聚	数字经济	高新技术产业集聚	数字经济	高新技术产业集聚	数字经济
2013	0.226** (2.167)	0.213*** (2.320)	0.134** (1.805)	0.140** (1.904)	0.210*** (2.886)	0.367*** (4.849)
2014	0.207** (2.000)	0.207*** (2.254)	0.126** (1.714)	0.147** (1.969)	0.181*** (2.547)	0.363*** (4.772)
2015	0.209** (2.013)	0.212*** (2.305)	0.110* (1.548)	0.146** (1.969)	0.142** (2.078)	0.338*** (4.479)
2016	0.163** (1.641)	0.218*** (2.366)	0.084* (1.266)	0.151** (2.025)	0.111** (1.718)	0.288*** (3.889)
2017	0.157** (1.637)	0.207*** (2.281)	0.082* (1.280)	0.133** (1.849)	0.110** (1.762)	0.259*** (3.572)
2018	0.139* (1.481)	0.182** (2.072)	0.074 (1.193)	0.121** (1.742)	0.087* (1.479)	0.226*** (3.217)
2019	0.179** (1.812)	0.172** (1.994)	0.130** (1.799)	0.124** (1.790)	0.095** (1.568)	0.201*** (2.938)
2020	0.172** (1.746)	0.178** (2.247)	0.147** (1.975)	0.126** (1.803)	0.106** (1.693)	0.192*** (2.811)

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为Z统计量。

2. 空间计量模型检验

基于表4,首先,可以发现基于 W_2 、 W_3 下,SAR和SEM的LM检验(拉格朗日乘数检验)和稳健LM检验的统计量均在1%的水平下显著,说明被解释变量和随机误差项具有空间自相关。其次,Hausman检验统计量在1%的水平下均显著,表明固定效应模型优于随机效应模型。再者,对SDM的固定效应进行检验,得出时间固定效应优于个体固定效应。最后,LR和Wald检验结果显示,SAR和SEM的LR和Wald检验的统计量均在1%水平下显著,表明SDM模型不能化为SAR或SEM模型。

表4 空间计量模型检验结果

模型检验	地理邻接矩阵(W_1)		地理距离矩阵(W_2)		经济距离矩阵(W_3)	
	Value	P-Value	Value	P-Value	Value	P-Value
LM-lag	23.177***	0.000	70.528***	0.000	85.006***	0.000
Robust LM-lag	2.172	0.141	23.454***	0.000	13.131***	0.000
LM-error	64.542***	0.000	58.667***	0.000	95.143***	0.000
Robust LM-error	43.538***	0.000	11.592***	0.001	23.268***	0.000
Hausman-test	301.08***	0.000 0	301.08***	0.000 0	301.08***	0.000 0
LR-test-ind	6.99	0.430 1	9.68	0.207 4	44.42***	0.000 0
LR-test-time	161.70***	0.000 0	164.68***	0.000 0	199.40***	0.000 0
LR-test(SAR)	34.22***	0.000 1	41.34***	0.000 0	54.34***	0.000 0
LR-test(SEM)	38.86***	0.000 1	40.99***	0.000 0	54.69***	0.000 0
Wald-test(SAR)	95.14***	0.000 0	38.53***	0.000 0	44.18***	0.000 0
Wald-test(SEM)	106.81***	0.000 0	38.39***	0.000 0	54.53***	0.000 0

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

综上,本文选择时间固定效应下的空间杜宾模型(SDM)检验高新技术产业集聚对数字经济的空间作用效果,其具体模型如式(7):

$$\begin{aligned}
 DEI_{it} = & \lambda DEI_{i,t-1} + \rho W_{ij} DEI_{it} + \alpha_1 LQ_{it} + \alpha_2 PGDP_{it} + \alpha_3 UR_{it} + \alpha_4 R\&D_{it} + \alpha_5 SU_{it} + \alpha_6 FDI + \alpha_7 GOV_{it} \\
 & + \beta_1 W_{ij} LQ_{it} + \beta_2 W_{ij} PGDP_{it} + \beta_3 W_{ij} UR_{it} + \beta_4 W_{ij} R\&D_{it} + \beta_5 W_{ij} SU_{it} + \beta_6 W_{ij} FDI + \beta_7 W_{ij} GOV_{it} + \mu_i + v_{it}
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

其中,DEI为数字经济指数,LQ为高新技术产业集聚,PGDP为经济增长水平,UR为城镇化水平,R&D为研发创新水平,SU为产业结构升级水平,FDI为外商直接投资,GOV为政府行为, λ 、 ρ 、 α 、 β 为待估参数,W为空间矩阵, μ_i 、 v_{it} 分别为时间固定效应、随机误差项。还需要注意的是,当 λ 为0时,式(7)为静态空间杜宾模型;当 λ 不为0时,式(7)则为动态空间杜宾模型。

(二) 模型结果分析

1. 全国层面高新技术产业集聚对数字经济发展的空间溢出效应

如表5所示,在 W_1 、 W_2 下,无论是静态模型还是动态模型,高新技术产业集聚的系数均显著为正,由于高新技术产业集聚能够有效带动大量技术、人才等资源集聚有利于提高本地区和邻近地区数字创新生成概率;另外通过合作互动激发邻近企业学习与知识共享,建立长期信任关系,提高其对数字创新主体的模仿、吸收及转化能力,增加数字技术研发和专利产出,推动邻近地区数字经济发展。但动态空间杜宾模型中高新技术产业集聚的空间滞后系数在 W_3 下显著为负,原因为当前我国大部分地区的高新技术产业集聚水平较低,不利于企业之间的分工与合作,同时地区之间存在要素竞争,这种地区间的挤出效应使高新技术产业集聚对相邻地区数字经济发展存在抑制作用,故假说2得到验证。

对于被解释变量,在 W_2 、 W_3 下的动态空间杜宾模型中,数字经济发展的时间滞后项系数 λ 、空间滞后项系数 ρ 均显著为正,说明当期数字经济发展能够正向预测下期数字经济发展水平,说明数字经济发展是一个长期积累的过程;在空间维度上,邻近地区数字经济发展能够正向预测本地区数字经济发展,说明数字经济发展具有空间溢出性,这也侧面说明高新技术产业集聚带动了数字技术、人才等要素集聚,从而对邻近地区数字经济发展起到了示范和引领作用,进一步验证了假说2。

表5 全国在不同空间权重设定下的SDM模型估计结果

变量	静态模型(1)			动态模型(2)		
	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3
$DEI_{i,t-1}(\lambda)$				1.105***	1.140***	1.094***
LQ	0.0157**	0.0169**	0.00741	0.00755***	0.00864***	-0.000936
PGDP	0.0492***	0.0420***	0.0619***	0.0199***	0.0128***	0.00724*
UR	-0.0983*	-0.0224	0.0165	0.0145	-0.0211	0.0141
R&D	2.304***	2.271***	2.639***	-0.0307	-0.0564	-0.263***
SU	0.0415***	0.0262***	0.0261***	-0.00742***	-0.00831***	-0.00780***
FDI	0.0111	-0.171	-0.337**	0.488***	0.380***	0.368***
GOV	-0.174***	-0.102***	-0.0818***	0.0311***	0.0231**	0.0589***
$W \times DEI(\rho)$	0.00185	-0.166	0.0383	0.0353	0.127***	0.278***
$W \times LQ$	-0.0317**	-0.0232	-0.0209	0.000566	0.0165***	-0.0520***
$W \times PGDP$	0.0746**	0.212***	0.0494	0.0362***	0.0451***	0.127***
$W \times UR$	-0.299***	-0.310**	-0.102	-0.0568**	-0.00739	0.189***
$W \times R\&D$	0.0834	-0.409	0.290	0.343***	0.698***	2.317***
$W \times SU$	-0.00576	-0.0331**	-0.0724***	0.00190	0.00959**	0.0137***
$W \times FDI$	-0.522	-1.253***	-1.850***	1.901***	1.445***	2.287***
$W \times GOV$	-0.00116	-0.102	0.284**	0.124***	0.146***	0.350***
R ²	0.771	0.894	0.896	0.988	0.985	0.964
N	30	30	30	30	30	30

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

当空间溢出效应存在时,某个因素的变化不仅会影响本地区数字经济的发展,同时也会影响地理位置邻近或者经济条件相似地区数字经济发展。从表6可知,尽管长期内各效应系数的绝对值较大,但根据显著性水平,短期内高新技术产业集聚对数字经济发展的作用更为有效,原因可能是高新技术产业在地理空间上的集聚短时间内不会发生大规模迁移,经济活动对本地区和邻近地区的影响具有持续性和连贯性。另外,随着高新技术产业集聚长期发展,集聚区内企业数量增多会加剧资源紧缺,知识技术同化倾向也会削弱其正外部性。

对于直接效应,在 W_1 、 W_2 下,高新技术产业集聚对数字经济发展的短期直接效应均显著为正,而在 W_3 下为正却不显著,原因为高新技术产业聚集使得大量的技术、人才、资本等要素在区域上聚集,产生的知识溢出效应和规模效应激发数字经济发展活力,同时优质信息网络平台和技术服务,加强了企业间的信息交流与合作,提升科研成果产出效率,推动数字技术应用范围。延伸至长期来看,高新技术产业集聚对数字经济的直接效应只有在 W_1 下显著为负,说明在长期内高新技术产业集聚抑制数字经济发展,原因为随着各类资源在高新技术产业集聚区内的积累,加剧拥堵效应,另外数字知识同化会导致数字技术创新能力退化,使集聚不经济现象显现,故假说1得到验证。

对于间接效应,在 W_1 、 W_2 下,短期内高新技术产业集聚对数字经济的空间溢出效应均为正,其中仅在 W_2 下显著,原因为本地区产业集聚正向直接效应通过“示范-模仿”机制间接带动了邻近地区数字经济发展;但在 W_3 下,短期内高新技术产业集聚对数字经济的空间溢出效应显著为负,原因为高新技术产业集聚初期存在结构单一、资源错配等问题,邻近地区盲目模仿行为不利于其发展数字经济。随着产业集聚长期发展,其空间溢出效应在 W_1 、 W_3 下均为负,在 W_2 下为正却不显著,原因可能是目前我国高新技术产业处于成长期,集聚水平相对较低,地区之间未形成良好的产业联动。

对于总效应,短期内高新技术产业集聚对数字经济发展的总效应在 W_1 、 W_2 空间权重矩阵下均显著为正,但长期内的总效应在 W_2 、 W_3 下均显著为负,说明随着高新技术产业集聚的长期发展,集聚带来的正向效应完全被地区壁垒以及地区间的“挤出效应”所抵消。

表6 全国在不同空间权重设定下的动态SDM模型溢出效应分解结果

矩阵类型	效应	LQ	PGDP	UR	R&D	SU	FDI	GOV
W_1	短期直接效应	0.007 47***	0.019 2***	0.013 9	0.025 6	-0.007 39***	0.472***	0.029 9***
	短期间接效应	0.000 457	0.033 9***	-0.058 2**	0.336***	0.002 14	1.833***	0.120***
	短期总效应	0.007 92**	0.053 1***	-0.044 2	0.362***	-0.005 25	2.304***	0.149***
	长期直接效应	-0.078 6***	0.244***	-0.049 2	-0.837	0.071 2***	-7.495**	-0.475**
	长期间接效应	-0.080 7	0.743	0.985	-6.613	0.014 9	-36.52	-2.35
	长期总效应	-0.15	0.987	0.936	-7.45	0.086 1	-44.02	-2.825
W_2	短期直接效应	0.008 2***	0.011 5***	-0.021 6	-0.074 2	-0.008 53***	0.351***	0.0197*
	短期间接效应	0.014 2***	0.039***	-0.005 96	0.646***	0.009 75***	1.269***	0.130***
	短期总效应	0.022 4***	0.050 8***	-0.027 6	0.572***	0.001 22	1.619***	0.149***
	长期直接效应	-0.093 6	0.153	0.239	-0.503	0.056 8	-5.331	-0.41
	长期间接效应	0.207	0.609	0.12	7.435	0.045 1	12.83	0.787
长期总效应	0.114	0.762	0.36	6.932	0.102	7.496	0.37	
W_3	短期直接效应	0.000 953	0.002 08	0.006 53	0.175***	-0.008 37***	0.284***	0.0461***
	短期间接效应	-0.042 1***	0.102***	0.151***	1.839***	0.012 8***	1.794***	0.272***
	短期总效应	-0.041 1***	0.104***	0.157***	2.014***	0.004 46	2.077***	0.319***
	长期直接效应	-0.077	0.231	0.275	2.476	0.050 6	2.472	0.363
	长期间接效应	-0.221	0.529	0.87	12.06	-0.020 1	12.65	1.958
长期总效应	-0.298***	0.760***	1.145***	14.54***	0.030 5	15.12***	2.320***	

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

2. 区域层面高新技术产业集聚对数字经济发展的空间溢出效应

由于不同地区的经济发展水平、资源禀赋、地理区位等因素不尽相同,高新技术产业集聚对数字经济发展影响的方向和效果可能存在异质性。对此,本文将中国内地30个省份(除西藏外)划分为东部、中部、西部三大经济区域,并基于 W_2 设定下对该三大经济区域高新技术产业集聚水平以及控制变量对数字经济发展的空间溢出效应进行分解,如表7。

基于表7,直接效应上,东部地区高新技术产业集聚对数字经济发展的直接效应在短期、长期均为正;中部地区的直接效应在短期为正却不显著,而在长期显著为负;西部地区的直接效应在短期显著为负,而在长期显著为正,故假说1得到验证。其原因为东部地区高新技术产业集聚区内的技术人才、创新能力、基础设施等水平相对较高,为数字经济发展提供了许多优质资源;中部地区高新技术产业集聚区容量有限、数字技术人才流失、创新能力退化,不利于数字经济发展;短期内西部地区部分省份数字技术人才、基础设施、制度等方面相对落后,不利于数字经济发展,随着高新技术产业集聚的深入发展,基础设施、制度管理、创新能力逐步提升,推动数字经济发展。间接效应上,东部地区高新技术产业集聚对数字经济发展在短期内空间溢出效应显著为正,中部地区在长短期内均为负且不显著,西部地区在短期显著为负但在长期显著为正。其原因是东部地区硬软设施较完善,地区间的要素流动频繁、合作紧密,也在短期内推动邻近地区数字经济发展;中部地区随着高新技术产业集聚深入发展,集聚区内资源紧缺加剧地区间对各类资源的争夺,激烈的市场竞争加剧地区间的挤出效应,使这种负向效应逐步扩大到邻近地区,抑制邻近地区数字经济发展;西部地区由于高新技术产业集聚长期发展,集聚区内数字技术、基础设施及制度环境逐步改善,加速了来自东部发达地区数字企业和人才的流动,推动数字经济发展。

表7 三大经济区域在地理距离空间矩阵权重设定下的动态SDM模型溢出效应分解结果

地区	效应	LQ	PGDP	UR	R&D	SU	FDI	GOV
东部地区	短期直接效应	0.00795	-0.0698***	0.0923***	0.327***	0.000415	0.718***	-0.128**
	短期间接效应	0.0260***	-0.0805***	0.178***	1.554***	0.0190***	0.736***	0.199*
	短期总效应	0.0339***	-0.150***	0.271***	1.880***	0.0194**	1.454***	0.0713
	长期直接效应	0.0286*	0.146	0.0691	3.297	0.0494	-1.33	1.55
	长期间接效应	0.065	-0.564	0.686	1.838	0.00311	5.338	-1.339
	长期总效应	0.0936***	-0.418***	0.755***	5.135***	0.0525**	4.008***	0.211
中部地区	短期直接效应	0.0508	-0.00486	0.263	-1.421	0.0826	1.028	0.114
	短期间接效应	-0.0866	-0.00879	0.0286	4.996	-0.0393	-0.927	-0.139
	短期总效应	-0.0357***	-0.0136	0.291***	3.575***	0.0433***	0.101	-0.0249
	长期直接效应	-0.0405***	0.0111	-0.234**	2.219***	-0.0771***	-1.232***	-0.0742
	长期间接效应	-0.0249	-0.0367	0.768***	4.275***	0.156***	1.413**	0.0293
	长期总效应	-0.0653***	-0.0255	0.533***	6.493***	0.0785***	0.181	-0.0448
西部地区	短期直接效应	-0.511***	-0.305***	1.048***	20.47***	0.240***	10.80***	0.587***
	短期间接效应	-1.765***	-0.741***	4.909***	97.94***	0.0937***	37.52***	0.787***
	短期总效应	-2.276***	-1.046***	5.958***	118.4***	0.333***	48.33***	1.374***
	长期直接效应	0.349***	0.213***	-0.694***	-13.55***	-0.176***	-7.375***	-0.421***
	长期间接效应	1.184***	0.490***	-3.314***	-66.29***	-0.0489***	-25.18***	-0.505***
	长期总效应	1.533***	0.703***	-4.008***	-79.83***	-0.224***	-32.56***	-0.926***

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

(三) 稳健性检验

由表8可知,基于三种不同的空间权重矩阵下解释变量的系数基本保持一致,总体上证明了空间杜宾模型回归结果稳健可靠。

表 8 在不同空间权重设定下的稳定性检验

变量	静态模型(1)			动态模型(2)		
	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3
$DEI_{i,t-1}(\lambda)$				1.105***	1.140***	1.094***
LQ	0.0157**	0.0169**	0.00741	0.00755***	0.00864***	-0.000936
$W \times DEI(\rho)$	0.00185	-0.166	0.0383	0.0353	0.127***	0.278***
$W \times LQ$	-0.0317**	-0.0232	-0.0209	0.000566	0.0165***	-0.0520***

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

六、结论与政策启示

(一) 结论

本文以2013—2020年中国30个省级面板数据为研究对象,在测算数字经济发展水平综合指数和高新技术产业集聚水平的基础上,构建不同空间权重矩阵,并运用空间杜宾模型实证研究高新技术产业集聚对数字经济发展的空间溢出效应,得出以下结论:(1)在不同空间权重矩阵下,我国高新技术产业集聚和数字经济发展基本呈现正向相关性;(2)动态模型和静态模型在地理邻接和地理距离矩阵下均表明,高新技术产业集聚对数字经济发展具有显著正向溢出效应,但动态模型在经济距离矩阵下则具有显著负向溢出效应;(3)短期内高新技术产业集聚对本地区数字经济发展具有显著正向影响,对邻近地区数字经济发展的影响因空间权重矩阵设定不同而有所不同;(4)三大经济区域高新技术产业集聚水平对数字经济发展水平的空间溢出效应与直接效应大体一致,东、西部地区长期呈现促进效应,中部地区呈现抑制效应。

(二) 政策建议

基于上述研究结论,提出以下政策建议:(1)利用高新技术产业集聚短期正向效应,推动数字经济发展。一是提高集聚区内基础研发投入,鼓励产学研合作,从源头上解决高新技术产业发展动力不足、产品低附加值等问题,增加高新技术企业核心竞争力,推动数字产业高质量发展;二是优化高新技术产业集聚要素,形成高效完整的高新技术产业链,增强高新技术产业集聚的规模经济效应和技术外溢效应。(2)充分发挥高新技术产业集聚创新优势,优化数字创新网络,吸引高端人才和企业入驻,为数字经济发展注入动力。一是搭建开放合作平台,积极开展联合创新和技术攻关,推动创新资源跨区域、跨行业流动,提高数字科研成果转化效率;二是设立创新要素集聚示范区,加强数字科研人才队伍建设,提高科技创新资源配置效率,激发数字经济创新活力。(3)推动高新技术产业均衡发展,缩小地区间数字经济发展差距。一是制定差异化产业发展策略,东部地区应进一步优化数字经济建设生态,中、西部地区应完善数字基础设施、加强知识产权保护、深化技术应用。二是加强各省份之间的合作,先进省份应发挥好模范带头作用,打破地方保护主义,同时邻近省份也应积极参与先进省份高新技术产业链的分工,探索和培育新兴数字产业。

参考文献:

- [1] HART D M. Founder nativity, founding team formation, and firm performance in the US high-tech sector[J]. International entrepreneurship and management journal, 2014, 10(1): 1-22.
- [2] 熊璞,李超民. 高技术产业集聚对区域创新的影响:促进还是阻碍? [J]. 金融与经济, 2020(1): 58-64.
- [3] ALCÁ CER J, CHUNG W. Location strategies for agglomeration economies [J]. Strategic management journal, 2014, 35(12): 1749-1761.
- [4] 李琳, 曾伟平. 高新技术产业集聚提升中国绿色创新效率了吗? [J]. 当代经济管理, 2021, 43(2): 48-56.
- [5] 吴宗杰, 刘帅, 董会忠, 等. 高新技术产业集聚对区域经济增长质量的空间溢出效应[J]. 统计与决策, 2019, 35(21):

126 - 130.

- [6]朱喜安,张秀.高新技术产业聚集与区域经济增长质量的空间溢出效应研究——基于面板空间杜宾模型的研究[J].经济问题探索,2020(3):169-184.
- [7]张欢.京津冀高新技术产业聚集与科技人才集聚研究[J].合作经济与科技,2021(1):14-16.
- [8]史梦昱,沈坤荣.人才集聚、产业聚集对区域经济增长的影响——基于非线性、共轭驱动和空间外溢效应的研究[J].经济与管理研究,2021,42(7):94-107.
- [9]崔祥民,柴晨星.创新人才集聚对经济高质量发展的影响效应研究——基于长三角41个城市面板数据的实证分析[J].软科学,2022,36(6):106-114.
- [10]秦文晋,刘鑫鹏.网络基础设施建设对数字经济发展的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J].经济问题探索,2022(3):15-30.
- [11]王伟玲,吴志刚,徐靖.加快数据要素市场培育的关键点与路径[J].经济纵横,2021(3):39-47.
- [12]MURODOVNA M Z. Features of the use of blockchain technology in the economy[J]. Journal of ethics and diversity in international communication, 2022, 1(8): 109-111.
- [13]袁澍清,王刚.区块链技术与数据挖掘技术对数字经济发展的推动作用研究[J].西安财经大学学报,2022,35(4):54-64.
- [14]毛丰付,高雨晨,魏亚飞.知识产权战略是否提升了城市数字自主化水平?——来自中国知识产权示范城市建设的准自然实验[J].南京财经大学学报,2023(1):76-86.
- [15]夏清华,谭曼庆.产业政策如何影响企业创新?——基于中国信息技术产业的分析[J].软科学,2022,36(1):9-17.
- [16]李玮.产业政策对数字经济行业技术创新的异质性影响[J].技术经济与管理研究,2022(6):8-12.
- [17]XU S, YANG C, HUANG Z, et al. Interaction between digital economy and environmental pollution: new evidence from a spatial perspective[J]. International journal of environmental research and public health, 2022, 19(9): 5074.
- [18]丁志帆.数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J].现代经济探讨,2020(1):85-92.
- [19]徐向龙,侯经川.促进、加速与溢出:数字经济发展对区域创新绩效的影响[J].科技进步与对策,2022,39(1):50-59.
- [20]孙超,王燕.高新技术产业与生产性服务业协同集聚对区域创新效率的影响[J].科技管理研究,2020,40(22):139-147.
- [21]宋晓明,田泽,丁晨辉,等.数字经济驱动中国高技术产业高质量发展——机制与路径研究[J].技术经济与管理研究,2022(6):3-7.
- [22]王智新,郭家琛,朱文卿,等.金融科技创新促进数字经济发展研究综述与展望[J].科学管理研究,2021,39(6):132-138.
- [23]胡宜挺,高雅琪.高技术产业聚集对区域技术吸纳的影响——人力资本与制度环境视角[J].工业技术经济,2020,39(9):153-160.
- [24]梁会君.数字贸易、产业集群与经济高质量发展——基于有调节的中介效应检验[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2022,43(5):109-121.
- [25]郭卫军,黄繁华.高技术产业与生产性服务业协同集聚如何影响经济增长质量?[J].产业经济研究,2020(6):128-142.
- [26]吴心弘,裴平.金融科技、全要素生产率与数字经济增长[J].经济与管理研究,2022,43(7):16-36.
- [27]徐丹,于渤.高技术产业聚集对区域创新能力的影响研究——基于长三角城市群的实证考察[J].软科学,2021,35(10):1-8.
- [28]郭卫军,黄繁华.高技术产业聚集对经济增长质量的影响——基于中国省级面板数据的实证研究[J].经济问题探索,2021(3):150-164.
- [29]刘军,杨渊鋈,张三峰.中国数字经济测度与驱动因素研究[J].上海经济研究,2020(6):81-96.
- [30]樊自甫,吴云.城市数字经济可持续发展的关键影响因素研究[J].重庆邮电大学学报(社会科学版),2021,33(5):106-115.
- [31]温珺,阎志军,程愚.数字经济与区域创新能力的提升[J].经济问题探索,2019(11):112-124.

[32] 纪园园,朱平芳. 数字经济赋能产业结构升级:需求牵引和供给优化[J]. 学术月刊,2022,54(4):63-77.

[33] 布和础鲁,陈玲. 数字时代的产业政策:以新型基础设施建设为例[J]. 中国科技论坛,2021(9):31-41.

(责任编辑:陈春;英文校对:谈书墨)

The Influence of High-tech Industry Agglomeration on the Development of the Digital Economy: Empirical Research Based on A Spatial Econometric Model

ZHANG Huaping, REN Yuanyuan

(School of Management and Economics, North China University of Water Resources
and Electric Power, Zhengzhou 450046, China)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces in China from 2013 to 2020, this paper empirically studies the spatial spillover effect of high-tech industry agglomeration on the development of the digital economy by constructing different spatial weight matrices and using the spatial Dubin model. It is found that high-tech industrial agglomeration is positively correlated with the development of the digital economy. Both dynamic and static models show that high-tech industrial agglomeration has a significant positive spillover effect on the development of digital economy under the geographical adjacency matrix and geographical distance matrix, but the dynamic model has a significant negative spillover effect under the economic distance matrix. In the short term, high-tech industrial agglomeration has a significant positive impact on the development of digital economy in the region, and the impact on the development of digital economy in neighboring regions varies with the setting of spatial weight matrix. The spatial spillover effect and direct effect of high-tech industrial agglomeration on the development of digital economy in the three economic regions are generally consistent, with the eastern and western regions showing a positive promoting effect in the long run, and the central region showing a negative inhibiting effect. Therefore, we should make use of the short-term positive effect of high-tech industry agglomeration on the development of the digital economy, give play to the innovation advantages of high-tech industry agglomeration, promote the balanced development of high-tech industry, and optimize the development ecology of the digital economy.

Key words: high-tech industrial agglomeration; development of digital economy; spatial spillover effect; spatial econometric model