

互联网发展重塑制造业空间集聚的 经济与环境效应研究¹

——来自制造业微观层面的经验证据

甄俊杰² 师博³ 王育宝⁴

摘要 集群的规模优势是地区实体经济长期竞争优势的重要来源,互联网的便捷性、高效性使得企业似乎没有必要融入“空间集体”,如何平衡好区域集群优势与企业的“离群”倾向是新时期地区经济高质量发展的又一重要问题。本文基于互联网时代制造业空间集聚退化的特征事实,采用2013—2019年中国所有制造业企业的经纬度数据对地区制造业企业空间集聚进行重新测算,以231个地级市为研究样本,分析互联网发展对制造业空间集聚的重塑机制,并进一步的探究其引致的经济与环境效应。研究发现:(1)互联网发展对制造业空间集聚具有重塑效应,显著弱化了制造业空间集聚格局。(2)互联网重塑制造业空间集聚存在时间、空间以及行业层面的异质性特征。(3)互联网重塑制造业空间集聚总体上在促进城市全要素生产率提升的同时缓解了环境污染的加剧。本研究从数字经济背景下的空间集聚视角出发,为推动数字经济与实体经济的深度融合、实现区域长期均衡发展提供了政策启示。

关键词 互联网发展;制造业空间集聚;集聚退化;全要素生产率;环境污染

0 引言

地理距离是否已经死亡?这一论点的本质在于:随着互联网发展的不断深

¹ 作者感谢国家社科基金后期资助项目“中国经济高质量发展的机理与路径研究”(基金号:20FJLB026)、教育部人文社科重点研究基地重大项目“数字经济赋能西部城市经济高质量发展的机制与政策研究”(基金号:22JJD790065)、新疆自治区中央引导地方科技发展专项“新疆高碳排放行业碳中和关键技术及工程应用”(基金号:ZYYD2022C16)的资助,文责自负。

² 甄俊杰,西安交通大学经济与金融学院博士研究生,E-mail:zhenjunjie@stu.xjtu.edu.cn。

³ 师博(通信作者),南京大学数字经济与管理学院研究员,E-mail:shibo@nju.edu.cn。

⁴ 王育宝,西安交通大学经济与金融学院教授,E-mail:wzbao@xjtu.edu.cn。

入,企业是否依旧会选择保持原有的集群式发展模式?一般而言,空间集聚格局可以理解为:各企业主体在权衡规模效应与拥挤效应后的均衡空间布局。而互联网的普及本身就是一种非平衡的扩张,企业在非平衡的环境中追逐信息资源很可能会导致企业的非均衡分布,从而重塑传统空间集聚格局(安同良和杨晨,2020)。从地区发展的角度来看,集聚经济容易形成较为稳定的规模优势,是地区长期经济发展不可或缺的推动力。但就企业本身而言,互联网的快速发展让企业能够更容易地参与到市场竞争中,市场化边界也进一步得到延伸与拓展,企业似乎没有必要为融入制造业集聚的“圈子”而增加成本。因此,二者看上去似乎是一对矛盾的存在,厘清数字经济时代下的企业空间集聚问题,对于实现我国区域长期可持续发展、推动数字经济与实体经济的深度融合具有重要理论价值与现实意义。

实际上,前沿研究已经关注到制造业空间集聚下降的特征事实,但关于互联网发展与制造业空间集聚的关系依旧未形成一致意见,目前已经形成了“互联网集聚论”与“互联网扩散论”两种对立观点:“互联网集聚论”认为互联网发展会促进企业空间集聚,正是由于“接入鸿沟”与区域发展不平衡的现实情境,“中心-外围”的经济地理结构得到了进一步的强化。Leamer and Storper(2001)认为,虽然信息技术的发展拉近了企业间的“线上距离”,但在关键项目的合作中,“线上距离”依旧不能取代“线下沟通”,反之“线上距离”的缩小可能会引起更为频繁的“线下沟通”,因此互联网会加剧企业趋向于集聚发展。秦建群等(2021)基于中国285个地级市数据发现,互联网发展可以通过范围经济、交易成本与知识溢出的中介机制显著促进生产性服务业的多样化集聚。而“互联网扩散论”则认为互联网发展会显著抑制制造业空间集聚规模,Cairncross(1997)甚至提出“距离已死”的论断,该种观点主要是基于互联网本身的无边界性、及时性、零边际成本特征展开讨论。王如玉等(2018)认为新一代信息技术与实体经济的深度融合催生出了“虚拟集聚”的新型企业集聚模式,是互联网发展对制造业企业空间集聚的重塑结果,新一代集聚模式的出现无疑从侧面肯定了“距离已死”的论断。安同良和杨晨(2020)基于互联网的“引力机制”与房价的“放大机制”,进一步证实了中国企业“集聚逆转”的事实。

近年来,绝大多数研究学者基于地区经济发展的模式转型,从知识溢出与创新扩散视角对制造业空间集聚退化问题展开了深入分析。当前,我国经济发展模式已经从低成本要素的数量竞争转向高附加值创新驱动的高质量发展模式。与传统的自然资源、物质资本、密集型劳动力等“硬”资产相比,知识整合、创新扩散与数字化应用愈发引起现代制造业转型的关注(曹玉平,2020)。可以确定的是,ICT(信息通信技术)的发展极大降低了知识在企业间传播的时空障

碍,知识获取、加工、传播能够借助互联网顺畅地快速扩散(Hélie and Sun, 2010)。Traxler and Luger(2000)首次界定了互联网背景下的制造业空间集聚与空间经济的内涵,认为互联网可以促使经济活动跨越地理空间的约束限制,并认为现代互联网技术在实现高技术产业发展的同时,也在重塑传统制造业的空间集聚格局,互联网与实体经济的融合必将推动制造业从“地理集聚”向“虚拟集聚”的数字化跃迁。基于此,Baldwin et al. (2011)认为,知识由于ICT的应用能够实现大范围外溢,先进地区的创新成果与成功经验更能够快速扩散到落后地区,因此能够总体上降低空间的集聚程度。陈国亮和唐根年(2016)基于中国城市群视角发现,传统的“中心-外围”空间结构会导致二、三产业在重叠性资源竞争上出现“挤出效应”,互联网的深化使得知识在产业间更容易扩散与溢出,互联网正在使企业的空间边界趋于模糊化,我国长三角地区正在经历由“自选择式”集聚向“空间网络化”过渡的阶段。郭然和原毅军(2022)认为,经济活动中的创新与知识获取成本由于互联网应用得到了大幅度降低,可以在空间无摩擦交易的同时实现经济活动的大面积扩散,企业在扩散浪潮中依旧可以获取到自身发展需要的竞争优势资本。

总的来看,现有研究关于互联网发展与制造业空间集聚的关系做了许多有益探讨(Dai, 2021; Su et al., 2021; Shang and Zhang, 2022),但大多数研究都以宏观视角展开,而制造业的空间集聚本质上是企业空间位置的动态变化,因此从微观企业实际地理位置视角审视制造业空间集聚更加客观合理。基于此,本文对2013—2019年中国制造业企业的经纬度数据进行处理,通过企业实际位置数据对地区制造业企业空间集聚进行重新测算,以231个地级市为研究样本,分析互联网发展对制造业空间集聚的重塑效应,并进一步的探究其引致的经济与环境后果。

本文的边际贡献主要体现在以下方面:第一,有别于传统的空间集聚测算方式,本文采用企业真实的地理位置信息,通过经纬度数据测算地区制造业企业空间集聚水平,以此修正传统经济数据测算空间集聚带来的估计误差。互联网发展作为一种嵌入式影响因素,已经在现实经济社会中产生了广泛而深远的影响,宏观视角下不少学者主要基于经济指标构造的空间集聚指数,如区位熵、基尼系数、赫芬达尔指数等。而地理位置数据本身即具备较强的空间独立性,因此基于企业经纬度数据构造的空间集聚指标,一方面很好地规避了由于指标相互影响而产生的内生性问题,另一方面是对制造业空间集聚测度的又一创新和有益拓展。第二,在厘清互联网发展重塑制造业空间集聚格局的基础上,识别该种重塑效应可能存在的异质性特征,依据“时空分布-行业差异”的逻辑思路,进一步探究了市场化发展对该种重塑效应的异质性特征。现有研究虽然已经认识到我国制造业集聚退化的事实,但较少认识到我国现实发展中可能存在

的异质性问题,本文基于我国目前“东高西低”的区域发展不平衡现状以及制造业本身的行业差异,从时间、空间、行业三大维度,探究了互联网发展重塑制造业空间集聚格局的异质性特征,为实现区域协同发展提出科学的决策参考。第三,现有研究在探究空间集聚外部性时并未同时兼顾可能存在的经济效应与环境效应,本文在明晰互联网发展与制造业空间集聚关系的基础上,探究了互联网重塑制造业空间集聚空间格局所引致的经济与环境效应,这为我国今后一段时期推进数字经济与实体经济的深度融合,打造更具竞争优势的特色产业集群,以期实现经济增长与环境保护协同发展提供了有益参考。

1 理论分析与研究假设

1.1 互联网重塑制造业空间集聚的机制:规模效应与拥挤效应

1.1.1 制造业空间集聚的规模效应与拥挤效应

外部经济理论是研究空间集聚外部性的经典理论,集聚外部性是分析企业间通过自身的外部作用而相互影响的理论基础,主要表现为集聚经济所带来的规模效应与拥挤效应(Greenstone et al., 2010)。新经济地理学认为,正是由于企业出于交易成本与运输成本最小化原则进行选址,因此经济活动存在一定的集聚特征,而“向心力”与“离心力”是解释集聚现象形成的两种核心作用力。其中“向心力”集中表现为以劳动力、中间产出品与知识技能等要素共享而表现出的规模效应;“离心力”是指空间集聚表现出的负外部性,具体而言,包括生产要素价格的持续上涨、企业间竞争掠夺的加剧以及地区间环境污染问题突出等引致的拥挤效应。正是由于空间集聚存在拥挤效应,致使企业在积聚的同时也朝着分散状态发展,而集聚规模的大小取决于不同阶段、不同环境条件下两种效应的实际强弱。图 1 给出了空间集聚形成中规模效应与拥挤效应间的动态权衡关系。

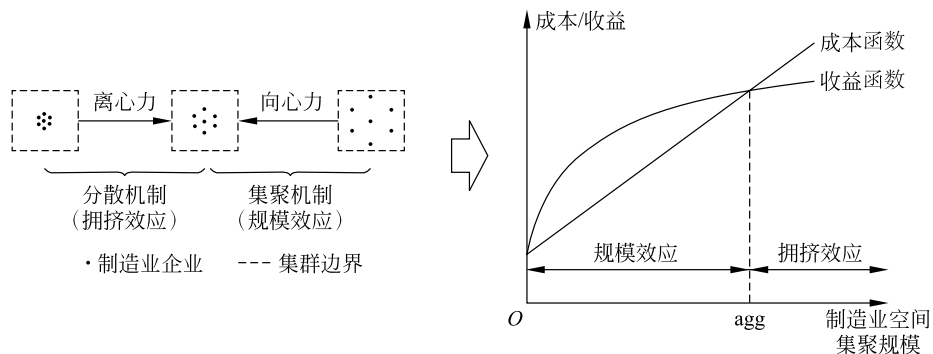


图 1 制造业空间集聚规模的动态权衡

国内外研究表明,集聚的外部性效应有时并不单一,既可能表现出积极的一面,也可能表现出消极的一面(Jannati, 2020; 叶振宇和庄宗武, 2022)。当制造业企业空间集聚收益大于集聚成本时,此时空间集聚的规模效应大于拥挤效应,规模效应所带来的正外部性会驱动企业集聚规模扩大。随着集聚规模的逐渐扩大,空间集聚的负外部性所引致的拥挤效应会制约集聚规模的进一步扩大,以此形成该地区特定时期的最佳集聚规模。现有研究认为,推动制造业空间集聚形成的规模效应机制主要有以要素外溢与专业化生产为代表的马歇尔效应、以不完全竞争市场与实现长期均衡目标的波特效应、以技术、知识外溢与共享学习为代表的雅各布斯效应(叶振宇和庄宗武, 2022)。当然企业的过度进入会导致地区资源与要素过度密集而产生拥挤效应,已有研究关于制造业空间集聚拥挤效应的原因总结为以下几个方面:首先,地区市场容量是有限的;其次,地区要素资源的承载能力约束了空间集聚规模的扩大;最后,考虑到地区的可持续发展,制造业空间集聚势必会导致地区污染集聚问题,地方政府的环境规制力度会进一步限制地区空间集聚规模的扩大(陈阳和唐晓华, 2019)。

1.1.2 互联网发展重塑制造业空间集聚格局

随着信息化、数智化时代的到来,互联网已经以各种方式渗透到生产生活的方方面面,数字化时代的“零边际成本”“边界扩散”等优势使企业重新思考是否依旧有必要加入制造业集聚的“圈子”? 现有研究表明,企业空间集聚规模依赖于集聚经济体中的成本与收益的权衡(Greenstone et al., 2010)。在已有文献的基础上,本文从集聚经济的成本与收益两大视角,论述互联网对制造业空间集聚规模的重塑效应,如图 2 所示。

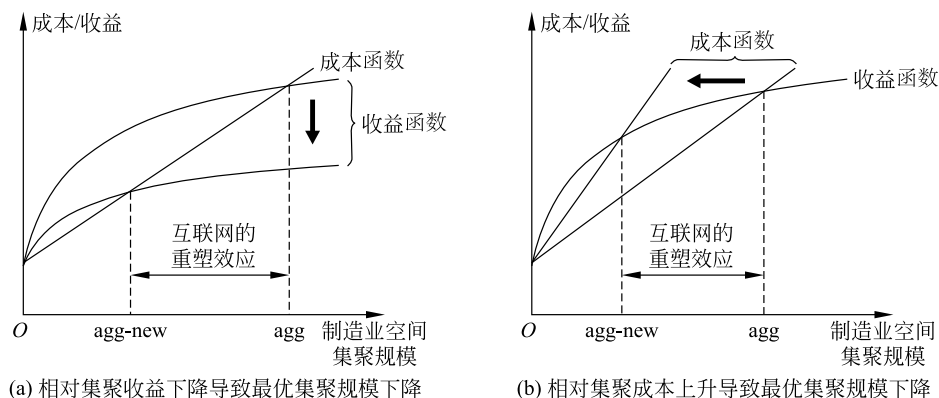


图 2 互联网重塑制造业空间集聚规模

一方面,互联网的普及大大提高了知识溢出的全域性,知识、技能的数字化溢出显著促进了初创制造业企业以及中小微型制造业企业的生产率,这就致使

传统制造业集群的相对集聚收益下降,从而重塑制造业空间集聚规模,显著弱化了制造业空间集聚格局。一方面,随着信息通信技术的进步,技术与知识的获取途径不再显得如此闭塞(郭然和原毅军,2022),原先难以共享的暗默知识随着互联网的普及逐渐转换为常规的、易复制的、可获得的形式知识。另一方面,知识的大规模涌现为传统企业数字化转型以及智能化改造提供了可能,在一定程度上削弱了制造业集群的竞争力,空间集聚的规模效应(集聚收益)随着互联网的发展而弱化。

另一方面,互联网的无边界性、及时性以及零边际成本的特性极大弱化了企业间对于距离的需求,从侧面致使传统空间集聚的相对成本上升,极大弱化了制造业空间集聚规模。相比于传统“中心”集聚式的企业分布而言,在数字化时代企业选址更倾向于相对“外围”的地区,以此规避高昂的固定租金(安同良和杨晨,2020)。除此之外,互联网的普及使得数字虚拟交流平台部分替代了线下实体接触,催生出“线上集聚”“虚拟集聚”等新型数字化集聚模式的发展,相较于传统集聚模式而言近乎“零成本”,这为大多数企业选址提供了一种新的低成本“解决方案”(王如玉等,2018)。

基于此,本文提出如下假说:

假说1:互联网发展对制造业空间集聚具有重塑效应,显著弱化了制造业空间集聚格局。

1.2 互联网重塑制造业空间集聚的异质性

互联网发展理论上弱化了制造业空间集聚格局,但不可否认的是,二者间的负向关系还会受到外部经济环境的影响而呈现出时间、空间、行业上的阶段性与异质性特征。首先,互联网已经成为现代制造业的核心竞争优势,数字技术与现代制造业的深度融合可以在保证企业间快速获取信息的基础上显著降低运营成本。相较于现代制造业而言,传统制造业由于人力资本、技术创新在现代产业体系中并不占优势,一定程度上依旧需要保持集聚经济所带来的规模效应。因此,互联网发展对制造业空间集聚的重塑效应在现代制造业中更为明显。除此之外,由于不同行业间要素密集程度不同,导致不同制造业企业对于自身成本优势与空间集聚的依赖性存在差异,因此不同要素密集的制造业空间集聚存在一定的异质性特征。

基于此,本文提出如下假说:

假说2a:互联网发展对制造业空间集聚的重塑效应存在行业异质性。

其次,就制造业空间集聚本身而言,现有文献已经证实,集聚经济本身就是一个长期动态演进的过程。技术扩散与知识溢出为制造业空间集聚动态效应提供了一个较为直观的分析视角,由于技术与知识本身具备一定的“扩散条

件”,即技术扩散与知识外溢是一个漫长积累的过程。因此对于微观企业而言,不同规模、不同技术水平的知识学习与技术应用也应存在一定的时间阶段特征。

就互联网发展而言,首先,互联网要素影响制造业空间集聚须经历要素注入阶段、要素扩能阶段以及数字化增长阶段。在互联网影响制造业空间集聚初期,数字要素真正为经济系统中的各个主体所接受和采用,成为推动制造业企业发展的重要投入要素。随着“数字红利”的逐渐显现,互联网成果的转化、聚合和扩能显著提升了生产率,成为企业增长的新动力。互联网发展所带来的技术进步使得运输成本与交易成本进一步降低,因此导致传统制造业空间集聚规模的降低。因此,互联网发展与实践应用的阶段性特征可能导致二者间影响关系存在时间异质性特征。

基于此,本文提出如下假说:

假说 2b: 互联网发展对制造业空间集聚的重塑效应存在时间异质性。

最后,基于我国目前各地区的发展现况而言,地区间制造业发展不均衡特征现象依旧突出。已有研究表明,我国制造业集聚规模呈现出“东-中-西”阶梯式下降的特征(郎丽华和李雪亚,2021)。无论是从制造业企业数量,还是从规模以上制造业企业销售产值来看,东部地区依旧是我国制造业最为发达、集聚程度最高的地区,制造业企业东部地区高度集聚已经成为我国经济地理格局的典型特征与客观事实。此外,不同地区互联网发展与数字化应用可能存在着空间上的异质性特征。范合君和吴婷(2020)认为,我国不同地区间互联网发展程度呈现出“东高西低”的特征,就要素层面而言,高技术创新人才存在一定的区域集聚,知识、技术和创新成果也存在不均衡分布特征,且存在一定的空间关联性。

基于此,本文提出如下假说:

假说 2c: 互联网发展对制造业空间集聚的重塑效应存在空间异质性,互联网对制造业空间集聚的弱化作用在东部地区最为明显,中部次之,西部地区尚不显著。

2 模型、变量及数据来源

2.1 计量模型

为了考察互联网发展对制造业空间集聚格局的影响,本文建立了如下计量模型:

$$\text{agg}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{inter}_{i,t} + \sum_{j=2}^n \alpha_j Z_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 表示各个地区, t 表示各个年份。 agg 表示制造业空间集聚水平, inter 是

本文的核心解释变量,表示地区互联网水平; Z 代表一系列控制变量,在下文做详细介绍。 γ_i 为不可观测的城市效应,用以控制不同地区间的固有差异; δ_t 表示不可观测的时间效应,用以控制随时间变化不可观测因素对个体的影响。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项,且服从正态分布。

式(1)表示静态面板模型,但在实际情况下不可忽略系统中可能存在的经济惯性的影响,制造业空间集聚中的企业选址基本可视为“一次性决策”行为,即企业选址短期内不会发生位置变动,当期的空间集聚程度可能依赖于上一年的集聚状况。因此,本文在式(1)的基础上,加入制造业空间集聚的一阶滞后项,以控制可能存在的动态效应(白俊红和刘宇英,2018),动态面板模型如下:

$$\text{agg}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{agg}_{i,t-1} + \beta_2 \text{inter}_{i,t} + \sum_{j=3}^n \beta_j Z_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $\text{agg}_{i,t-1}$ 表示制造业空间集聚水平 $\text{agg}_{i,t}$ 的一阶滞后项,如果地区互联网发展弱化了制造业空间集聚水平, α_1 、 β_2 应显著为负。

2.2 变量选取与说明

2.2.1 制造业空间集聚(agg)

企业的空间集聚现象一直以来都是学者们研究的热点问题,传统空间集聚指标多从宏观视角展开设计,例如区位熵指数、赫芬达尔指数、劳动就业密度等。虽然这些指标可以在一定程度上反映经济活动在地理上的集聚性,但存在明显的局限性:一方面,指标设计过于简单,大多集聚指标以比值结果进行测算,一般来说分母相对稳定(区域大小不会频繁变动),而纯粹分子间数据的信息差异并不能准确反映集聚经济的本质。另一方面,由于大多指标主要以宏观经济数据为基础构建,而经济指标间相互影响,存在较强的内生性,干扰实证结果的准确性。总的来看,现有指标虽然都能够一定程度刻画中国制造业的空间集聚程度,但更多反映的是产值在地理上的相对集中,且容易高估空间集聚对经济发展的正向效应,而并不能够准确衡量现实中企业在地理空间上的集中。

本文认为空间集聚的最直接体现应在微观企业的地理空间分布上,基于企业实际地理分布情况更能够准确地反映出厂商的具体空间集聚情况,正是由于地理信息与其他经济指标的相对独立性,相较于前述相关集聚指标,基于经纬度数据的空间集聚指标更能削弱其与区域人口规模、生产技术效率等经济发展指标的内生性,因此更能客观地反映空间集聚的现实特征。

基于此,参考 Duranton and Overman(2005)以及邵宜航和李泽扬(2017)对空间集聚指标的设计思路,本文尝试挖掘微观企业精确经纬度坐标数据,基于企业地理空间分布构造空间集聚指数,用以衡量不同城市制造业企业空间集聚程度,具体指标测度方式如下:

第一步,确定企业研究样本。本文根据企业实际工商注册状况在企查查官网检索样本企业,为了进一步确保样本企业存在的真实性,本研究筛选出有官网信息的企业作为本文的研究样本企业。样本企业涉及行业为制造业,具体包括国民行业分类中的 31 个细分行业。最终共确定 2011—2019 年全国各地区 354293 个微观企业作为研究样本,其中不包括香港、澳门、台湾省与西藏自治区。

第二步,匹配样本企业经纬度数据。根据获得的企业现实位置信息,本文通过对接百度地图 API(Geocoding API)后台数据库批量抓取各样本企业的经纬度数据,对于部分匹配失败企业,通过百度地图坐标拾取系统人工二次匹配,最终获得所有企业地理经纬度原始数据。

第三步,计算空间集聚指数。首先,对历年各地区所有企业进行城市分类,分别计算出每个城市历年所有样本企业经度变异系数(CV_{lon})与纬度变异系数(CV_{lat})^①,最终计算得出各城市历年制造业空间集聚程度,即 $\ln(\theta) = \ln(CV_{lon} \times CV_{lat})$ 。

2.2.2 互联网发展(inter)

由于我国目前并未形成较为权威的信息产业核算体系,受制于数据可得性的原因,现有关于城市互联网发展的测度主要有以下几个思路:第一,单一维度的测度方式,例如选用地区宽带接入用户数测度互联网发展水平。第二,通过省级层面数据进行城市匹配,例如根据城市 GDP 比重将省级层面互联网普及率等变量匹配到城市层面。以往关于城市层面互联网发展水平的测度并不能完整地反映城市互联网发展水平,根据比例数据的匹配数据使得测度结果与地区经济发展总量密切相关,可能会高估地区互联网发展水平。因此,本文从互联网的应用与产出视角出发,结合城市层面数据的可得性,参考黄群慧等(2019)、赵涛等(2020)人的设计思路,采用互联网综合发展指数对城市互联网发展水平进行度量。具体而言,选用互联网普及率(采用每百人互联网人数代理)、互联网相关从业人数(采用计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重代理)、互联网相关产出(采用人均电信业务总量代理)、移动互联网用户数(采用每百人移动电话数代理)。对所有原始数据标准化后,采用主成分分析法综合后的自然对数衡量地区互联网发展(inter),进一步采用变异系数法测算结果(inter_2)进行稳健性检验。

2.2.3 控制变量

除了核心变量之外,本文还选择了人口规模(peo)、政府财政支持(gov)、金融发展水平(fin)、产业结构(ind)、政府环境关注(gec)、人均 GDP(pgdp)、城镇

^① 变异系数又称“标准差率”,是衡量资料中各观测值变异程度的统计量,可以反映单位均值上的离散程度。用公式表示为: $CV = \sigma/\mu$, 其中, σ 表示样本离散程度, μ 表示样本均值。

化率(urban)、外商直接投资(fdi)作为控制变量。各变量的具体衡量方式如表 1 所示,各变量的描述性统计如表 2 所示。

表 1 主要变量定义

类别	变量	符号	说明
被解释变量	空间集聚	agg	空间集聚指数的自然对数
解释变量	互联网发展	inter	互联网发展指数的自然对数
控制变量	人口规模	peo	年末人口规模的对数
	政府财政支持	gov	政府财政支出占 GDP 的比重
	金融发展水平	fin	各地区贷款总量占 GDP 的比重
	产业结构	ind	各地区第三产业产值占 GDP 的比重
	政府环境关注	gec	各地区政府工作报告中与环境相关的词频数的对数
	人均 GDP	pgdp	各地区平减后的人均 GDP 的对数
	城镇化率	urban	城镇人口占总人口的比重
	外商直接投资	fdi	外商直接投资占 GDP 的比重

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本数	平均值	方差	最小值	中位数	最大值
agg	2079	1.0021	0.1709	0.3544	1.0329	1.5982
inter	2079	12.4152	1.149	0.4972	12.346	16.2491
peo	2079	10.7769	4.4437	1.4816	13.3995	16.9719
gov	2079	0.2198	0.7137	0.0353	0.1815	0.8083
fin	2079	1.0159	0.5879	0.1324	0.8282	4.7679
ind	2079	0.4247	0.0984	0.1436	0.4171	0.883
gec	2079	8.3163	3.0275	0.0000	8.1169	25.8134
pgdp	2079	10.7255	0.5238	8.7235	10.6929	12.2807
urban	2079	0.5598	0.1399	0.2339	0.5359	1.0000
fdi	2078	0.2895	0.2814	0.0000	0.0221	0.2774

2.3 数据来源

本文选择 2011—2019 年中国 231 个城市作为研究样本。制造业空间集聚数据来自企查查企业信息数据库(<https://www.qcc.com/>),该库收集了中国所有制造业企业注册地的地理信息。核心变量数据来自《中国城市统计年鉴》以及各类公开信息。控制变量数据来自于历年《中国城市统计年鉴》、CEIC 数据库,其中政府环境关注数据来自各地级市历年政府工作报告^①。本文对所有价

① 不可否认,我国各地级市历年政府工作报告存在少量缺失,人为填补会改变原始数据所反映的趋势特性。为最大程度避免数据缺失对于研究的干扰,本文剔出了数据缺失严重的地区,以保证最终确定的 231 个地级市政府工作报告数据完整、翔实。在此感谢匿名评审专家的建议。

格型变量均以 2000 年为基期进行平减处理,并采用线性插值法对缺失值予以补齐。

3 实证及结果分析

3.1 基准回归

基于 2011—2019 年中国 231 个城市的面板数据,首先运用静态面板模型对式(1)进行估计,固定效应模型如表 3 第(1)、(2)列所示。在静态面板模型的基础上,本文还考虑制造业空间集聚可能存在的路径依赖(Han et al. , 2019),进一步地本文在静态面板模型的基础上引入制造业空间集聚规模的滞后项,构建动态面板模型对互联网发展与制造业空间集聚的关系进行检验,检验结果如表 3 第(3)、(4)列所示。

表 3 互联网发展对制造业空间集聚的影响检验

	基准回归			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	静态模型		动态模型	
	agg	agg	agg	agg
inter	-0.0163 *** (-3.3050)	-0.0449 *** (-7.1854)	-0.0162 *** (-3.4682)	-0.0342 *** (-5.6614)
inter_2				
L. agg			0.4156 *** (19.9011)	0.3836 *** (18.0711)
peo		0.0038 *** (2.9138)		0.0026 ** (2.0734)
gov		-0.0438 *** (-5.0055)		-0.0328 *** (-3.9497)
fin		-0.0177 (-1.5370)		-0.0114 (-1.0412)
ind		0.1936 *** (2.7714)		0.1298 * (1.9372)
gec		-0.0033 ** (-2.3351)		-0.0021 (-1.5826)
pgdp		-0.0477 *** (-2.9108)		-0.0221 (-1.3636)
urban		0.2881 *** (6.1936)		0.1204 ** (2.5678)

续表

	基准回归			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	静态模型		动态模型	
	agg	agg	agg	agg
fdi		0.0036 (0.2223)		0.0024 (0.1480)
_cons	1.2044 *** (19.6357)	1.5185 *** (19.8179)	0.7907 *** (12.6197)	1.2214 *** (6.5977)
年份/城市/固定效应	控制	控制	控制	控制
N	2079	2079	1848	1848
R ²	0.1089	0.1597	0.2717	0.2910

注：① ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著（双侧），括号内数字为相应的 z 值（双侧）；
② L. agg 代表变量 agg 的滞后一期，下同。

回归结果显示，无论是静态模型还是动态模型，互联网发展对制造业空间集聚的影响均显著为负，表明互联网发展一定程度上弱化了制造业空间集聚，重塑了制造业空间集聚格局。经济意义方面，第（4）列 *inter* 的回归系数为 -0.03，这意味着互联网发展每增加 1%，当地制造业空间集聚下降 0.03%。表 3 的动态模型结果还显示，制造业空间集聚的一阶滞后项均在 1% 的显著性水平上显著为正，表明上一年的制造业空间集聚会加剧未来空间集聚格局，证实了制造业空间集聚存在一定的路径依赖。基准回归的结果说明，互联网发展重塑了制造业空间集聚格局，验证了假说 1。

3.2 稳健性检验

为进一步检验结论的稳健性，本文首先将核心解释变量 *inter* 的算法进行调整，采用变异系数法的计算结果（*inter_2*）替换原有解释变量进行稳健性检验。除此之外，参考卿陶（2023）的研究方法，采用区位熵（EQ）的测算方法替换原有被解释变量进行稳健性检验，结果如表 4 第（1）、（2）列所示。其次，本文进一步通过样本切割^①的方式生成若干子样本，并对回归结果进行拟合检验，进一步验证结论的稳健性，结果如图 3 所示。

根据表 4 第（1）、（2）列的结果显示，替换变量后的稳健性检验进一步证实互联网发展一定程度上弱化了制造业空间集聚，检验结果均与基准回归结果一

① 样本切割的基本原理为：将待切割样本按照空间集聚大小由低到高排列，每次从空间集聚最低处切割掉 1% 分位数下的样本，使用剩余样本进行回归。为保证最后一次切割剩余样本依旧满足大样本假设，本文最后一次切割保留 20% 的样本容量。

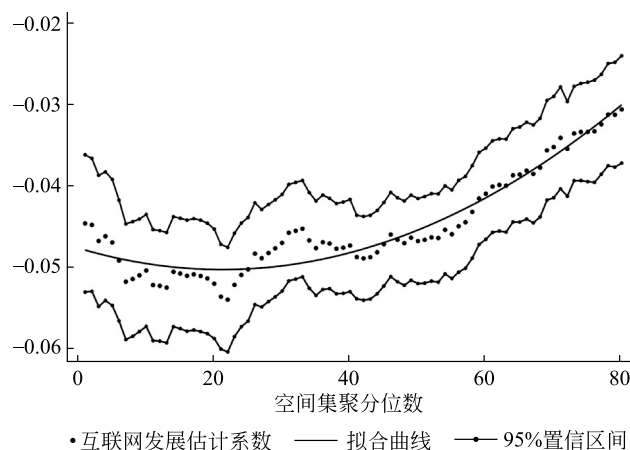


图3 稳健性检验:样本切割的拟合趋势

致。进一步地,本文根据制造业空间集聚水平生成分位数,而后由小到大每次切割 1% 的样本并重复进行 80 次,记录每次切割后样本估计的参数值。由图 3 可知,在不同空间集聚分位数下,互联网发展均显著抑制制造业空间集聚,假设 1 得到了进一步的验证,且这种抑制现象会随着地区集聚程度的上升而增强。

3.3 内生性问题

互联网发展重塑制造业空间集聚格局可能存在内生性关系,进而导致估计结果有偏,较为重要的内生性因素为反向因果问题。制造业企业在地理上的集聚反过来可能会对地区互联网发展产生影响,导致模型解释变量出现非严格外生现象。工具变量法是缓解内生性问题的有效方法,本文采用工具变量法进一步缓解可能存在的内生性问题。工具变量的选择必须同时满足相关性与排他性的要求,借鉴黄群慧等(2019)、郑江淮和师磊(2023)等人的方法,采用 1984 年固定电话历史数据乘以上一年全国互联网投资额的交互项以及各城市地形起伏度乘以宽带用户接入数(IV1 和 IV2)作为工具变量,同时纳入两个工具变量采用两阶段最小二乘法进行内生性检验。首先,固定电话作为历史电信基础设施会从技术发展以及使用习惯等方面影响到后期互联网发展水平,满足相关性;其次,1984 年固定电话的历史数据距离最近的样本时间都有 26 年,其对制造业空间集聚的影响程度会随着使用频率的下降而逐渐降低,满足排他性。选取地形起伏度作为工具变量的合理性在于:一方面,地形起伏度影响互联网基础设施建设的难易程度;另一方面,地形起伏度由海拔高度、地形地貌所决定,是经济体系之外的一种自然地理现状,很好地满足外生性要求。但由于 1984 年固定电话历史数据以及地形起伏度数据为截面数据,不能直接用于面板数据分析。因此,借鉴 Nunn and Qian(2014)的思路,通过引入历年各地市互联网投

资额以及宽带用户接入数进行交乘,从而构造面板数据。为保证工具变量的外生性,要求工具变量个数大于内生变量个数,因此本文将两个工具变量纳入模型再次使用两阶段最小二乘法进行回归,结果如表 44 第(3)、(4)列所示。

表 4 稳健性与内生性检验

	稳健性检验:替换变量		内生性检验:工具变量法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	替换被解释变量	替换解释变量	第一阶段	第二阶段
	EQ	agg	inter	agg
inter	-0.0290 *** (-2.9027)			-0.1314 *** (-4.7573)
inter_2		-0.0468 *** (-7.3539)		
IV1			-0.0342 *** (-4.8753)	
IV2			0.0002 *** (8.0384)	
peo	-0.0104 *** (-4.9495)	0.0039 *** (2.9348)	0.0351 *** (7.6656)	0.0068 *** (3.8020)
fdi	-0.0673 *** (-4.8115)	-0.0442 *** (-5.0497)	-0.2106 *** (-6.7180)	-0.0677 *** (-4.7640)
gov	-0.1360 *** (-7.3741)	-0.0162 (-1.4001)	0.4479 *** (11.3352)	0.0265 (1.3064)
fin	0.2277 ** (2.0382)	0.2029 *** (2.8981)	2.2122 *** (9.1339)	0.3919 *** (3.7103)
ind	0.0013 (0.5922)	-0.0033 ** (-2.3580)	-0.0186 *** (-3.7740)	-0.0050 *** (-3.2986)
gec	0.3796 *** (14.5087)	-0.0467 *** (-2.8550)	0.1038 * (1.7855)	-0.0438 ** (-2.3893)
	-0.3962 *** (-5.3351)	0.2870 *** (6.1756)	0.0619 (0.3800)	0.2973 *** (5.7494)
	0.0865 *** (3.3444)	0.0041 (0.2508)	0.0656 (1.1477)	0.0145 (0.7598)
_cons	-2.7198 *** (-9.2599)	1.8592 *** (10.2762)	10.0337 *** (16.5040)	2.7567 *** (6.7381)
Cragg-Donald Wald F 统计值				32.8030 [19.93]
Kleibergen-Paap rk LM 统计值(P 值)				63.1480 (0.0000)

	续表			
	稳健性检验: 替换变量		内生性检验: 工具变量法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	替换被解释变量	替换解释变量	第一阶段	第二阶段
	EQ	agg	inter	agg
年份/城市 固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2079	2079	2079	2079
<i>R</i> ²	0.6330	0.1607	0.7732	0.0806

注:[]中的数值为 Stock-Yogo 弱工具变量识别检验 10%水平上的临界值,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

表 4 的第(3)和第(4)列的结果表明,在考虑了内生性问题后,依旧证实了互联网发展正在弱化制造业空间格局的事实。同时,工具变量检验的第一阶段 *F* 值为 56.38,大于临界值 16.38,K-P LM 统计量、C-D LM 统计量均大于 Stock-Yogo 弱工具变量识别检验 10%水平上的临界值 19.93,Hansen J 的 *P* 值为 0.82,可以接受“不存在过度识别”原假设,从而验证本文选取工具变量的合理性。

3.4 异质性分析

3.4.1 行业异质性检验

不同行业的体系类别以及要素密集程度存在显著差异,这将导致制造业空间集聚呈现出不同的特点,进而互联网发展对于不同行业制造业空间集聚的影响也呈现出异质性差异。因此,有必要探究互联网重塑制造业空间集聚格局的行业异质性特征。首先,根据国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》以及陈晓东和杨晓霞(2021)的研究,从现代制造业产业体系视角将制造业分为现代制造业与传统制造业,探究互联网发展对两类制造业空间集聚的异质性影响。其次,根据邱爱莲等(2016)的研究,从产业要素密集度视角探究互联网发展对劳动密集型、资本密集型和技术密集型企业的异质性影响,检验结果如表 5 所示。

表 5 行业异质性分析

	现代制造业	传统制造业	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
inter	-0.7118 *** (-9.2842)	-0.4107 *** (-6.4944)	-0.4672 *** (-7.1556)	-0.6504 *** (-9.0891)	-0.5864 *** (-7.1657)
peo	0.0374 ** (2.3146)	0.0410 *** (3.0878)	0.0343 ** (2.5105)	0.0494 *** (3.2866)	0.0121 (0.7079)

续表

	现代制造业 (1)	传统制造业 (2)	劳动密集型 (3)	资本密集型 (4)	技术密集型 (5)
gov	-0.1279 (-1.0080)	-0.4247 *** (-4.7962)	-0.2901 *** (-3.1686)	-0.1965 * (-1.8157)	0.0276 (0.2029)
fin	-0.1931 (-1.3548)	-0.1754 (-1.5023)	-0.1506 (-1.2517)	-0.1274 (-0.9621)	-0.1194 (-0.7935)
ind	1.5095 * (1.7175)	1.4290 ** (2.0217)	0.7684 (1.0580)	0.6422 (0.7919)	0.9774 (1.0396)
gec	-0.0214 (-1.2268)	-0.0343 ** (-2.4141)	-0.0251 * (-1.7202)	-0.0051 (-0.3176)	-0.0607 *** (-3.3176)
pgdp	-0.2700 (-1.3065)	-0.3243 * (-1.9570)	-0.0796 (-0.4669)	-0.1422 (-0.7518)	0.0536 (0.2412)
urban	3.4397 *** (5.6545)	2.6940 *** (5.7235)	2.8975 *** (5.9913)	3.8897 *** (6.8828)	2.1025 *** (3.2394)
fdi	0.1077 (0.5508)	-0.1108 (-0.6758)	-0.0125 (-0.0746)	-0.0022 (-0.0120)	-0.1813 (-0.8748)
_cons	20.3716 *** (8.7191)	17.3960 *** (9.3487)	15.7425 *** (8.2374)	17.9170 *** (8.4619)	16.7489 *** (6.6702)
年份/城市/固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	1913	2078	2054	1970	1901
R ²	0.1282	0.1568	0.1484	0.1437	0.1314

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表5第(1)、(2)列的结果表明,互联网发展对现代制造业与传统制造业空间集聚的影响均显著为负,但对现代制造业空间集聚的重塑效应强于传统制造业,这表明互联网重塑制造业空间集聚格局具有一定的行业异质性。可能的原因在于,现代制造业主要以通信设备、计算机、信息传输、软件和信息技术服务业为主,其主要从事数字技术的研发与应用,互联网与现代制造业融合更容易发挥数字赋能的便捷性和低成本性,现代制造业企业间对于地理距离的要求不高,互联网更能驱使现代制造业往低租金、产业扶持程度高的地区分散。相比于现代制造业,传统制造业需要权衡互联网分散机制所带来的空间集聚规模优势的损失,因此互联网对传统制造业空间集聚的重塑效应弱于现代制造业。

表5第(3)~(5)列更为细致地探究了不同要素密集度下互联网对制造业空间集聚重塑效应的差异性结果。结果表明,互联网发展对资本密集型以及技术密集型制造业空间集聚的弱化作用强于劳动密集型制造业。主要的原因在于,资本密集型与技术密集型企业更具备人才、技术、资本等优势,能够发挥企业禀赋将现有要素资源与数字技术有效融合,企业数字化转型、智能化改造相

对灵活。劳动密集型制造业人力资本水平相对较低,而人力资本转型具有一定的时滞性,需要时间、资本等要素的支持,进而导致企业对数字技术的吸收、转化效果有限,因此相比于技术与资本密集型制造业而言,劳动密集型制造业更需要发挥集聚经济的规模优势。但随着数字经济与实体经济深度融合,互联网在制造业企业中发挥的作用越来越显著,整体来看互联网发展显著弱化了制造业空间集聚,假说 2a 得到证实。

3.4.2 时空异质性检验

前文已经证实对于所有地区平均而言,互联网发展一定程度上弱化了制造业空间集聚。那对于不同时空条件下这种弱化效应依旧存在吗?考虑到我国互联网应用是一个循序渐进的过程,外加不同地区经济发展与区位优势不尽相同,因此不同地区互联网发展对于制造业空间集聚的重塑效应可能存在时空上的异质性差异。为识别互联网重塑制造业空间集聚可能存在的时空异质性差异,本文对样本数据进行时间^①与空间^②维度上的分类回归,检验结果如表 6 所示。

表 6 时空异质性分析

	2013 年前 (1) agg	2013 年后 (2) agg	东部地区 (3) agg	中部地区 (4) agg	西部地区 (5) agg
inter	-0.0170 (-1.1380)	-0.0515 *** (-7.5072)	-0.0657 *** (-7.1134)	-0.0389 *** (-3.8098)	-0.0076 (-0.3850)
peo	0.0021 (0.7267)	0.0042 *** (2.8907)	0.0045 ** (2.4064)	0.0118 *** (3.4364)	-0.0055 (-1.2440)
gov	-0.0140 (-0.5107)	-0.0473 *** (-5.1043)	-0.0434 *** (-3.0373)	-0.0582 *** (-3.7808)	0.0007 (0.0354)
fin	-0.0422 (-1.2137)	-0.0160 (-1.2986)	0.0714 *** (3.6916)	-0.0693 *** (-3.3571)	-0.0413 * (-1.6871)
ind	0.2531 (1.4201)	0.1993 *** (2.6077)	0.0663 (0.5620)	0.1928 * (1.8550)	0.4335 ** (2.5061)
gec	-0.0007 (-0.1944)	-0.0041 *** (-2.6464)	-0.0073 *** (-3.7486)	-0.0006 (-0.2808)	0.0019 (0.4890)

① 在基于时间维度的划分中,为准确识别出互联网发展弱化制造业空间集聚存在异质性差异的时间节点,本文基于经典分类回归思路,从 2010 年开始以一年为时间间隔逐年迭代,最终识别出时间异质性差异出现在 2013 年。在此感谢匿名评审专家的建议。

② 在基于空间维度的划分中,本文根据国家统计局的分类将样本划分为东、中、西三个地区子样本,将北京市、福建省、广东省、海南省、河北省、江苏省、辽宁省、山东省、上海市、天津市及浙江省划分为东部地区;将安徽省、黑龙江省、河南省、湖北省、湖南省、江西省、吉林省及山西省划分为中部地区;将重庆市、甘肃省、广西壮族自治区、贵州省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、青海省、陕西省、四川省及云南省划分为西部地区。

续表

	2013 年前	2013 年后	东部地区	中部地区	西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	agg	agg	agg	agg	agg
pgdp	-0.0482 (-1.3182)	-0.0356* (-1.8795)	-0.0940*** (-4.4607)	0.0174 (0.5880)	-0.0581 (-1.1537)
urban	0.3750*** (3.9142)	0.2194*** (4.0141)	0.3230*** (5.3594)	0.0769 (0.8443)	0.3544** (2.3215)
fdi	0.0536 (1.5904)	0.0001 (0.0051)	0.0519*** (2.6116)	-0.0518* (-1.7852)	-0.2342*** (-3.1633)
_cons	1.4273*** (3.3731)	1.9172*** (9.0395)	2.6439*** (10.9249)	1.2175*** (3.6706)	1.4908** (2.4032)
年份/城市/固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	462	1617	882	864	333
R ²	0.2196	0.1710	0.2252	0.1607	0.2962

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表 6 第(1)、(2)列的结果表明,互联网对制造业空间集聚的重塑效应存在一定的时间异质性,具体表现为:2013 年以后,互联网发展显著抑制制造业空间集聚,而在 2013 年之前表现并不明显,假说 2b 得到证实。该结论反映出极强的现实意义,我国虽于 1994 年正式接入国际互联网,但由于数字基础设施发展的滞后,互联网并未完全融入社会生产与经济发展中。2013 年我国发布了《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》,正式分批次在各城市推进互联网基础设施建设,逐步实现了我国互联网“全面提速”“推广普及”和“优化升级”(田鸽和张勋,2022)。“宽带中国”战略的实施打通了我国互联网基础设施滞后的“最后一公里”,使得互联网与制造业发展深度融合,是数字经济时代制造业空间集聚新趋势形成的重要原因。

根据表 6 第(3)~(5)列的结果不难发现,互联网重塑制造业空间集聚呈现出一定的空间异质性特征,具体表现在:互联网发展显著弱化了东部以及中部地区制造业的空间集聚水平,但对于西部地区的重塑效应却并不显著,假说 2c 得到证实。这也意味着互联网对于制造业空间集聚的重塑仅发生于经济发展水平相对较高的地区,对于经济发展与区位优势并不占优的地区并未起到弱化作用。除此之外,互联网对于东部地区制造业的重塑效应要显著强于中部地区,弱化程度整体上呈现出“东-中-西”阶梯式递减的重塑格局。以上结果与理论分析一致:经济较为发达的东部地区是我国制造业空间集聚较为密集的地区,且互联网发展起步较早,企业较快完成数字化转型阶段。随着互联网发展持续深入,企业在保证基本生产经营的同时会寻求拥挤成本的降低,因此,互联

网发展对东部地区的抑制效应最强。相比于东部地区,西部地区数字化进程尚未完成从“注入”向“融合、转化”的转变,此时互联网主要起到提高企业内部效率的作用,在企业间的互动作用并不显著,加之西部地区制造业企业基数本身较小,地广人稀的地理特征更加需要企业间加强联系,发挥集群优势、规模优势。因此,互联网发展对西部地区制造业空间集聚并未发挥显著的弱化效应。

4 进一步分析:互联网重塑空间集聚的经济与环境效应

上述研究表明,互联网发展对制造业空间集聚具有重塑效应,显著弱化了制造业空间集聚格局。一个自然引申的问题就是:互联网发展对制造业空间集聚的重塑可能会引致何种经济与环境后果?这对于现阶段全面推进经济高质量发展具有重要而深远的意义。本文参考 Kim et al. (2021)、饶贵平等(2022)人的研究思路,通过构建两阶段模型,进一步探究其背后带来的经济与环境效应:

第一阶段,将基准模型(1)转换为差分回归模型,通过计算模型(3)估计的因变量 $\Delta\text{agg}_{i,t}$ 的拟合值 $\overline{\Delta\text{agg}_{i,t}}$ 反映互联网发展对制造业空间集聚变化的影响。

$$\Delta\text{agg}_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 \Delta\text{inter}_{i,t} + \sum_{j=2}^n \theta_j \Delta Z_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

第二阶段,通过构建式(4)、式(5)来检验互联网发展对制造业空间集聚重塑引致的经济与环境后果。

$$\Delta\text{TFP}_{i,t+1} = \tau_0 + \tau_1 \overline{\Delta\text{agg}_{i,t}} + \sum_{j=2}^n \tau_j Z_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\Delta\text{Pol}_{i,t+1} = \omega_0 + \omega_1 \overline{\Delta\text{agg}_{i,t}} + \sum_{j=2}^n \omega_j Z_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $\Delta\text{TFP}_{i,t+1}$ 是 $\text{TFP}_{i,t+1}$ 与 $\text{TFP}_{i,t}$ 的差值,表示城市全要素生产率增长,用以衡量地区经济发展状况; $\Delta\text{Pol}_{i,t+1}$ 是 $\text{Pol}_{i,t+1}$ 与 $\text{Pol}_{i,t}$ 的差值,表示城市三废排放,用以衡量地区环境状况。 $\overline{\Delta\text{agg}_{i,t}}$ 为 $\Delta\text{agg}_{i,t}$ 的拟合值,表示互联网对制造业空间集聚变化的影响。 τ_1 、 ω_1 反映出互联网重塑制造业空间集聚格局下的经济效应与环境效应。这里需要说明的是,如果互联网发展对制造业空间集聚格局的重塑能够实现地区 TFP 增长以及环境污染的改善,则回归系数 τ_1 应显著为正, ω_1 应显著为负。在变量的构建上,为规避传统 DEA 模型(CCR 模型、SBM 模型)在测算地区全要素生产率上的不足(蔡乌赶和周小亮,2017),本文依据 Tone and Tsutsui(2010)的理论,参考张军等(2004)人的研究,采用 EBM 模型测算全要素生产率。除此之外,根据以往研究(石大千等,2018),本文选择工业三废排放衡量城市环境水平,具体包括工业二氧化硫排放量、工业废水排放量和工业固体废弃物排放量。

4.1 互联网重塑空间集聚的经济和环境效应

表 7 报告了互联网重塑制造业空间集聚引致的经济与环境效应回归结果。第(1)、(2)列结果显示,互联网重塑制造业空间集聚显著促进城市 TFP 的增长。因此可以证明,互联网对制造业空间集聚的重塑带来了经济效益。第(3)、(4)列的结果显示,互联网重塑制造业空间集聚总体上缓解了城市污染的加剧。因此可以证明,互联网对制造业空间集聚的重塑缓解了空间集聚引致的污染效应。

表 7 互联网重塑制造业空间集聚的经济与环境效应

	经济效应		环境效应	
	$\Delta TFP_{i,t+1}$	$\Delta TFP_{i,t+1}$	$\Delta Pol_{i,t+1}$	$\Delta Pol_{i,t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta agg_{i,t}$	0.7520 *** (4.3716)	0.5695 *** (2.8603)	-0.0381 (-0.4301)	-0.1427 *** (-7.3842)
$peo_{i,t}$		0.0029 (0.2768)		0.0002 (0.0365)
$gov_{i,t}$		-0.0014 (-0.1569)		-0.0003 (-0.0695)
$fin_{i,t}$		-0.0102 (-0.6922)		-0.0026 (-0.3504)
$ind_{i,t}$		-0.0415 (-0.5888)		-0.0175 (-0.4827)
$gec_{i,t}$		0.0005 (0.5389)		-0.0007 (-1.4824)
$pgdp_{i,t}$		0.0320 (1.3143)		0.0051 (0.4084)
$urban_{i,t}$		-0.0566 (-0.8602)		0.0135 (0.3988)
$fdi_{i,t}$		-0.0278 * (-1.9182)		-0.0270 *** (-3.6140)
_cons	0.0037 * (1.7833)	-0.3047 (-1.0387)	0.0036 *** (3.4160)	-0.0360 (-0.2386)
年份/城市/固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1848	1848	1848	1848
R ²	0.1159	0.1192	0.1758	0.1846

4.2 边际效应分析

现有研究关于企业空间集聚对于城市经济效率与环境污染进行了广泛探

讨,可以确定的是,制造业空间集聚可以发挥“规模效应”,显著促进地区 TFP 的提升。但与此同时,企业空间集聚会不可避免地带来环境污染,空间集聚的经济效应与环境效应似乎难以得兼。随着互联网时代的到来,企业依托互联网先天的低成本、低能耗特性,可以实现“虚拟集聚”“线上集聚”,为解决传统“集聚困境”提供了新的可能性(王如玉等,2018)。为进一步考察在互联网影响下制造业空间集聚对于经济增长与环境污染的动态边际效应的新特征,本文借鉴 Williams(2012)、Royston(2013)的边际效应模型构建方法,对不同互联网发展水平下制造业空间集聚的动态边际效应进行分析,结果如图 4 所示。

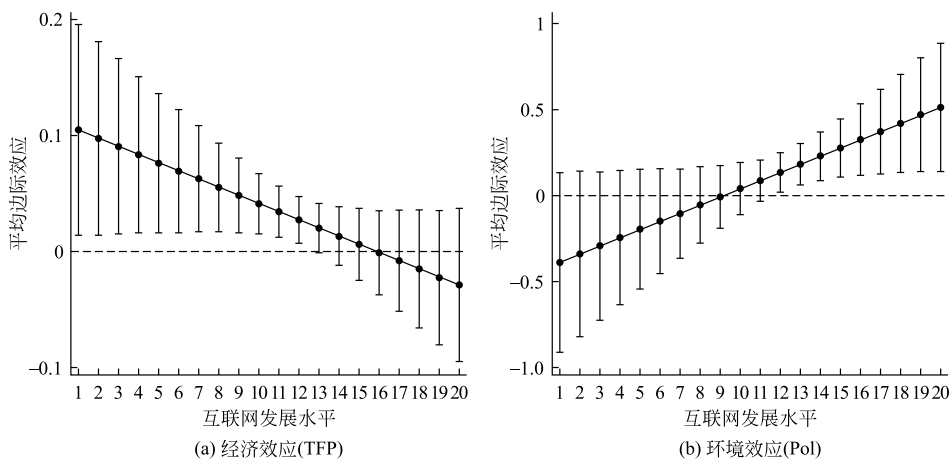


图 4 不同互联网发展水平下制造业空间集聚的动态边际效应

注:①为考察不同互联网发展水平下,本文将互联网发展(inter)等距划分为 20 个区间类别,其包含了 2011—2019 年研究涉及的所有样本。②图中汇报结果区间均为 95%的置信区间。③图中纵坐标正负代表平均边际效应,表示 agg 对 TFP 与 Pol 边际作用的大小与方向,并不表示 agg 对 TFP 与 Pol 的实际影响方向。

由图 4 可以发现,随着互联网发展水平的提升,制造业空间集聚对城市 TFP 影响的边际效应逐渐递减,对于城市污染影响的边际效应逐渐递增。研究结论表明,在考虑了互联网发展的情境下,制造业空间集聚引致的边际效应存在一个阈值(图 2 中为等级 12)。当互联网发展水平低于该阈值时,制造业空间集聚对 TFP 的边际效应逐渐减小,且在统计意义上显著;当互联网发展水平大于该阈值时,制造业空间集聚对 Pol 的边际效应逐渐增大,且在统计意义上显著,即在互联网的影响下,制造业空间集聚先发挥经济增长效应,后发挥环境改善效应。

5 结论与政策启示

本文基于互联网发展重塑制造业空间集聚格局的特征事实,以 2013—2019 年

全国制造业企业与地级市为样本,首先,从规模效应与拥挤效应的传统集聚视角推演互联网发展弱化制造业空间集聚的理论逻辑。其次,采用制造业企业实际地理坐标数据构造区域空间集聚指数,以此修正传统空间集聚指数测算集聚程度中的误差。最后,通过实证分析验证了互联网发展重塑制造业空间集聚新格局,探究其存在的时空异质性特征,并进一步分析互联网发展重塑制造业空间集聚格局所引致的经济效应与环境效应。研究发现,第一,互联网发展对制造业空间集聚具有重塑效应,显著弱化了制造业空间集聚格局,该结果在替换变量、调整样本后依旧稳健。第二,互联网发展重塑制造业空间集聚存在时间、空间以及行业层面的异质性特征。进一步研究表明,互联网重塑制造业空间集聚总体上在促进城市全要素生产率增长的同时缓解了城市污染的加剧。

从实践意义上来看,本文的研究结论对于我国当前构造新型制造业集群、培育数字经济时代集聚新优势具有启示意义,并且具有重要的政策含义。第一,从制造业企业与市场化协同发展视角来看,数字经济时代,企业为规避核心地区高房价的成本劣势,分散已成为企业选址决策中的新趋势。不可否认的是,企业空间集聚在区域经济增长中发挥着关键作用,企业分散趋势势必会削弱集聚经济带来的规模优势,如何权衡好企业成本预算与区域经济发展目标的适配性是未来进一步研究的方向。数字经济时代,知识与信息获取几乎零成本,互联网与信息技术发展应更好服务于制造业转型升级、推动数字技术与实体经济的深入融合,而非驱动企业“逃离”。因此,推动企业数字化转型升级,以数字化红利弥补空间集聚拥挤成本,引导制造业企业适度集聚、优化制造业企业专业化集聚是目前应对空间集聚退化的可取之策。

第二,从互联网发展与集聚创新的循环发展视角来看,研究已经证明,互联网时代已经塑造出较为成熟的新型集聚模式——虚拟集聚(王如玉等,2018)。一方面,互联网发展推动集聚模式的线上化和虚拟化;另一方面,新型集聚模式的先发优势效应进一步为地区发展注入新动力。虽然该种循环模式较为理想,但鉴于我国实际的发展情况而言,更容易出现“强者恒强、弱者恒弱”的区域不均衡发展。正如本文研究所证实的,互联网发展对于不同地区的弱化效应均有显著的异质性特征,且该种异质性影响与我国不均衡的区域发展高度一致。因此,在互联网全面普及的时代,促进东西部地区互联网资源的均衡发展、引导企业“扎根西部”的均衡化布局是推动数字经济与制造业空间集聚协同发展的首要之举。应加大对西部地区数字化转型的财政补贴力度,对于具有特殊资源禀赋的地区,应加大吸引资源型企业力度,借助地区的资源禀赋打造一批具有区域特色的资源型创新产业集群。

参考文献

- 安同良, 杨晨. 2020. 互联网重塑中国经济地理格局: 微观机制与宏观效应[J]. 经济研究, 55(2): 4-19.
- An T L, Yang C. 2020. How the internet is reshaping China's economic geography: micro mechanism and macro effects[J]. *Economic Research Journal*, 55(2): 4-19. (in Chinese)
- 白俊红, 刘宇英. 2018. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, (1): 60-78.
- Bai J H, Liu Y Y. 2018. Can outward foreign direct investment improve the resource misallocation of China[J]. *China Industrial Economics*, (1): 60-78. (in Chinese)
- 蔡乌赶, 周小亮. 2017. 中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应[J]. 经济学家, (9): 27-35.
- Cai W G, Zhou X L. 2017. Dual effect of Chinese environmental regulation on green total factor productivity[J]. *Economist*, (9): 27-35. (in Chinese)
- 曹玉平. 2020. 互联网普及、知识溢出与空间经济集聚——理论机制与实证检验[J]. 山西财经大学学报, 42(10): 27-41.
- Cao Y P. 2020. Internet popularization, knowledge spillover and spatial economic agglomeration-theoretical mechanism and empirical test [J]. *Journal of Shanxi University of Finance and Economics*, 42(10): 27-41. (in Chinese)
- 陈国亮, 唐根年. 2016. 基于互联网视角的二三产业空间非一体化研究——来自长三角城市群的经验证据[J]. 中国工业经济, (8): 76-92.
- Chen G L, Tang G N. 2016. Research on spatial non-integration of manufacturing and producer services based on the perspective of the internet—Evidence from Yangtze River Delta[J]. *China Industrial Economics*, (8): 76-92. (in Chinese)
- 陈晓东, 杨晓霞. 2021a. 数字经济发展对产业结构升级的影响——基于灰关联熵与耗散结构理论的研究[J]. 改革, (3): 26-39.
- Chen X D, Yang X X. 2021a. The impact of digital economic development on the upgrading of industrial structure: based on the research of grey relational entropy and dissipative structure theory[J]. *Reform*, (3): 26-39. (in Chinese)
- 陈晓东, 杨晓霞. 2021b. 数字经济可以实现产业链的最优强度吗? ——基于1987—2017年中国投入产出表面板数据[J]. 南京社会科学, (2): 17-26.
- Chen X D, Yang X X. 2021b. Can the digital economy achieve the optimal strength of the industrial chain? [J]. *Nanjing Journal of Social Sciences*, (2): 17-26. (in

Chinese)

陈阳,唐晓华. 2019. 制造业集聚和城市规模对城市绿色全要素生产率的协同效应研究[J]. 南方经济, (3): 71-89.

Chen Y, Tang X H. 2019. Study on the synergistic effect of manufacturing agglomeration and urban size on urban green total factor productivity [J]. *South China Journal of Economics*, (3): 71-89. (in Chinese)

范合君,吴婷. 2020. 中国数字化程度测度与指标体系构建[J]. 首都经济贸易大学学报, 22(4): 3-12.

Fan H J, Wu T. 2020. Digitalization measure and index system construct in China [J]. *Journal of Capital University of Economics and Business*, 22(4): 3-12. (in Chinese)

郭然,原毅军. 2022. 互联网发展对产业协同集聚的影响及其机制研究[J]. 统计研究, 39(6): 52-67.

Guo R, Yuan Y J. 2022. Research on the influence mechanism of internet development on industrial co-agglomeration [J]. *Statistical Research*, 39(6): 52-67. (in Chinese)

黄群慧,余泳泽,张松林. 2019. 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, (8): 5-23.

Huang Q H, Yu Y Z, Zhang S L. 2019. Internet development and productivity growth in manufacturing industry: internal mechanism and China experiences [J]. *China Industrial Economics*, (8): 5-23. (in Chinese)

郎丽华,李雪亚. 2021. 空间集聚对制造业出口的非线性影响及其异质性分析——基于规模效应与拥挤效应视角[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 23(1): 89-98.

Lang L H, Li X Y. 2021. Analysis of the nonlinear impact of spatial agglomeration on manufacturing exports and its heterogeneity—Based on the perspective of scale effect and crowding effect [J]. *Journal of Beijing Institute of Technology (Social Sciences Edition)*, 23(1): 89-98. (in Chinese)

秦建群,户艳领,李佩. 2021. 互联网发展促进了生产性服务业多样化集聚吗?——中介机制与经验证据[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 41(6): 26-35.

Qin J Q, Hu Y L, Li P. 2021. Does the development of internet promote the diversified agglomeration of producer services? —Intermediary mechanism and empirical evidence [J]. *Journal of Xi'an Jiaotong University (Social Sciences)*, 41(6): 26-35. (in Chinese)

卿陶. 2023. 知识产权保护、集聚差异与企业创新[J]. 经济学报, 10(1): 15-46.

- Qing T. 2023. Intellectual property protection, agglomeration differences, and enterprise innovation [J]. *China Journal of Economics*, 10 (1): 15-46. (in Chinese)
- 邱爱莲, 崔日明, 逢红梅. 2016. 生产性服务进口贸易前向溢出效应对中国制造业 TFP 的影响——基于制造业行业要素密集度差异的角度[J]. 国际商务-对外经济贸易大学学报, (5): 41-51.
- Qiu A L, Cui R M, Pang H M. 2016. Impact of forward spillover effect of productive service trade on TFP of manufacturing industry of China—Empirical test based on factor density difference [J]. *International Business*, (5): 41-51. (in Chinese)
- 饶品贵, 汤晟, 李晓溪. 2022. 地方政府债务的挤出效应: 基于企业杠杆操纵的证据[J]. 中国工业经济, (1): 151-169.
- Rao P G, Tang S, Li X X. 2022. The crowding-out effect of local government debt: evidence from corporate leverage manipulation [J]. *China Industrial Economics*, (1): 151-169. (in Chinese)
- 邵宜航, 李泽扬. 2017. 空间集聚、企业动态与经济增长: 基于中国制造业的分析[J]. 中国工业经济, (2): 5-23.
- Shao Y H, Li Z Y. 2017. Spatial agglomeration, firm dynamics and economic growth: an analysis based on China's manufacturing industries [J]. *China Industrial Economics*, (2): 5-23. (in Chinese)
- 石大千, 丁海, 卫平, 等. 2018. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 中国工业经济, (6): 117-135.
- Shi D Q, Ding H, Wei P, et al. 2018. Can smart city construction reduce environmental pollution [J]. *China Industrial Economics*, (6): 117-135. (in Chinese)
- 田鸽, 张勋. 2022. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界, 38(5): 72-83.
- Tian G, Zhang X. 2022. Digital economy, non-agricultural employment, and division of labor [J]. *Journal of Management World*, 38(5): 72-83. (in Chinese)
- 王如玉, 梁琦, 李广乾. 2018. 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, 34(2): 13-21.
- Wang R Y, Liang Q, Li G Q. 2018. Virtual agglomeration: a new form of spatial organization with the deep integration of new generation information technology and real economy [J]. *Journal of Management World*, 34(2): 13-21.
- 叶振宇, 庄宗武. 2022. 产业链龙头企业与本地制造业企业成长: 动力还是阻力[J]. 中国工业经济, (7): 141-158.
- Ye Z Y, Zhuang Z W. 2022. Industrial chain leading firms and local manufacturing

- firms' growth: driving force or resistance[J]. *China Industrial Economics*, (7): 141-158. (in Chinese)
- 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 2004. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. *经济研究*, 39(10): 35-44.
- Zhang J, Wu G Y, Zhang J P. 2004. The estimation of China's provincial capital stock: 1952—2000 [J]. *Economic Research Journal*, 39 (10): 35-44. (in Chinese)
- 赵涛, 张智, 梁上坤. 2020. 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*, 36(10): 65-75.
- Zhao T, Zhang Z, Liang S K. 2020. Digital economy, entrepreneurship, and high-quality economic development: Empirical evidence from urban China[J]. *Journal of Management World*, 36(10): 65-75. (in Chinese)
- 郑江淮, 师磊. 2023. 本地化创新能力、区域创新高地与产业地理梯度演化路径[J]. *中国工业经济*, (5): 43-60.
- Zheng J H, Shi L. 2023. Local innovation ability, regional innovation highland and gradient evolution of industrial geography[J]. *China Industrial Economics*, (5): 43-60. (in Chinese)
- Baldwin R, Forslid R, Martin P. 2011. *Economic geography and public policy*[M]. Princeton: Princeton University Press.
- Dai W S. 2021. Intelligent environment platform for industrial clusters based on cloud computing technology[J]. *Mobile Information Systems*, 2021: 2858357.
- Duranton G, Overman H G. 2005. Testing for localization using micro-geographic data [J]. *The Review of Economic Studies*, 72(4): 1077-1106.
- Greenstone M, Hornbeck R, Moretti E. 2010. Identifying agglomeration spillovers: Evidence from winners and losers of large plant openings[J]. *Journal of Political Economy*, 118(3): 536-598.
- Han W, Zhang Y, Cai J M, et al. 2019. Does urban industrial agglomeration lead to the improvement of land use efficiency in China? An empirical study from a spatial perspective[J]. *Sustainability*, 11(4): 986.
- Hélie S, Sun R. 2010. Incubation, insight, and creative problem solving: A unified theory and a connectionist model[J]. *Psychological Review*, 117(3): 994-1024.
- Jannati S. 2020. Geographic spillover of dominant firms' shocks[J]. *Journal of Banking & Finance*, 118: 105844.
- Kim Y, Su L X, Wang Z, et al. 2021. The effect of trade secrets law on stock price synchronicity: Evidence from the inevitable disclosure doctrine[J]. *The Accounting Review*, 96(1): 325-348.

- Leamer E E, Storper M. 2001. The economic geography of the internet age[J]. *Journal of International Business Studies*, 32(4): 641-665.
- Nunn N, Qian N. 2014. US food aid and civil conflict[J]. *American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.
- Royston P. 2013. Marginscontplot: Plotting the marginal effects of continuous predictors [J]. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 13(3): 510-527.
- Shang Z M, Zhang L M. 2022. The sustainable digitalization in the manufacturing industry: A bibliometric analysis and research trend [J]. *Mobile Information Systems*, 2022: 1451705.
- Su J Q, Su K, Wang S B. 2021. Does the digital economy promote industrial structural upgrading? —A test of mediating effects based on heterogeneous technological innovation[J]. *Sustainability*, 13(18): 10105.
- Tone K, Tsutsui M. 2010. An Epsilon-based measure of efficiency in DEA—A third pole of technical efficiency [J]. *European Journal of Operational Research*, 207(3): 1554-1563.
- Traxler J, Luger M I. 2000. Businesses and the internet: Implications for firm location and clustering[J]. *Journal of Comparative Policy Analysis*, 2(3): 279-300.
- Williams R. 2012. Using the margins command to estimate and interpret adjusted predictions and marginal effects[J]. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 12(2): 308-331.

Research on the Economic and Environmental Effects of Internet Development on Remolding the Spatial Agglomeration of Manufacturing Industry —Empirical Evidence from Micro-geographic Data of Manufacturing Industry

Junjie Zhen¹ Bo Shi² Yubao Wang¹

(1. School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University;

2. School of Digital Economy and Management, Nanjing University)

Abstract The scale advantage of clusters is an important source of long-term competitive advantage for the real economy of a region, but the convenience and efficiency of the Internet makes it seem unnecessary for enterprises to integrate into the “spatial collective”. How to balance the advantages of regional clusters and the tendency of

enterprises to “leave” is another important issue for the high-quality development of regional economy in the new era.

Based on the fact that the spatial agglomeration of manufacturing industries has degraded in the Internet era, this paper uses the latitude and longitude data of all manufacturing enterprises in China from 2013 to 2019 to re-measure the spatial agglomeration of regional manufacturing enterprises, and takes 231 prefecture-level cities as the research samples to analyse the reshaping mechanism of the Internet development on the spatial agglomeration of manufacturing industries and further explore its resulting economic.

The study finds that: (1) The development of the Internet has reduced the crowding effect of manufacturing spatial agglomeration, thus weakening the scale of manufacturing spatial agglomeration. (2) There is heterogeneity in the reshaping of manufacturing spatial agglomeration by the Internet, and the weakening effect of the Internet on manufacturing spatial agglomeration becomes more significant as the development of the Internet progresses. This weakening effect is most obvious in the eastern region, followed by the central region, and not significant in the western region. (3) The Internet reshapes the spatial agglomeration of manufacturing industries and generally promotes the growth of total factor productivity in cities while mitigating the intensification of environmental pollution.

From the perspective of spatial agglomeration in the context of the digital economy, this study provides policy insights for promoting the deep integration of the digital economy with the real economy and achieving long-term balanced regional development.

JEL Classification O12, O14, O18