

数字技术改变了产业的空间集聚吗?

——基于280个地级市面板数据的考察

李 娅,侯建翔

(云南大学 经济学院,云南 昆明 650500)

摘要:作为一种新的资源配置方式,数字技术正在重塑中国的经济地理空间格局。通过将产业的异质性与数字产业政策纳入分析框架,研究数字技术对产业空间布局的重塑机制和内在机理。基于2011—2019年中国280个地级市的面板数据,采用SDM空间计量模型进行实证分析。结果表明:数字技术显著影响了产业的空间分布,但影响效应在不同行业表现出明显的异质性,即在促进制造业分散的同时强化了农业和生产性服务业的集聚。此外,数字产业政策在促进当地生产性服务业集聚的同时,通过影响地区间生产要素的流动,弱化了数字技术对邻近地区的空间溢出效应。研究结论为数字经济下产业的空间布局提供经验支持,也为数字产业政策的制定提供了新的思路。

关键词:数字技术;集聚;重塑;产业空间布局;数字产业政策

中图分类号:F062.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2023)02-0021-11

一、问题的提出

产业是聚集还是分散?这是经济学理论和实证研究中的经典问题。数字经济时代,当“数据作为一种新的生产要素^①”被纳入生产要素体系后,是否会对这一经典的研究命题赋予新的解释?互联网正在重塑中国的经济地理空间格局^[1],数据和信息作为除了劳动、资本、土地、企业家才能以外的生产要素投入到生产函数当中,实现了对传统企业生产组织方式和空间组织方式的颠覆和冲击^[2]。2020年我国数字经济的规模达到39.2万亿元,占GDP比重为38.6%,对第一、二、三产业的渗透率分别为8.9%、21.0%和40.7%。数字化发展水平在三大产业的非均衡渗透比例,必然导致三大产业的产业技术范式产生差异,使得劳动力、土地、技术、数据等要素组合在不同产业间流动,改变产业的要素聚集和空间聚集。2016年数字经济在GDP中的占比首次突破30%,与此同时,各省三次产业的空间集聚程度均出现了明显的跳跃,制造业在2016年后呈现出由集聚到加速扩散的趋势,而农业和生产性服务业在2016年后加速集聚(图1)。这个“断点”的时间和我国数字经济快速发展时期是吻合的。从这个特征事实引发的思考是:数字技术的运用是否改变了产业的空间聚集模式?

与此同时,围绕数字产业化和产业数字化的中央和地方产业政策在如火如荼地进行。产业政策在产业集聚、转移和扩散的过程中也发挥着重要作用。一方面,地方政府为了获得来自中央的政策资

收稿日期:2023-02-21;修回日期:2023-03-29

基金项目:国家社会科学基金一般项目“供给侧结构性改革背景下产业政策对产业升级的有效性研究”(18BJL052)

作者简介:李娅(1976—),女,云南昆明人,经济学博士,云南大学经济学院教授,研究方向为产业创新和产业政策;侯建翔(1997—),男,云南德宏人,云南大学经济学院博士研究生,研究方向为产业聚集和产业创新。

①参见2019年10月党的十九届四中全会,习近平总书记在中共中央政治局第二次集体学习中的讲话。

源,对中央的产业政策“亦步亦趋”,导致在产业政策选择上越来越偏离自身比较优势^[3],造成了重复建设和产业的分散布局^[4-5]。另一方面,为保护本地产业健康发展,地方政府可能会通过更多增加贸易壁垒,禁锢辖区内生产要素的自由流动,引发恶性竞争^[6]。那么当前的数字产业政策是否加剧了产业同构的现象?数字产业的地方保护主义是否导致了资源空间配置的扭曲与分散?本文将基于数字经济蓬勃发展时期产业差异化的空间动态重构这一特征事实,以数字技术的运用是否改变了产业的空间集聚模式这一问题为主线,并结合中国式产业空间分布的特点,研究数字技术改变产业空间集聚背后的内在机理,以及数字产业政策在此过程中发挥的作用。

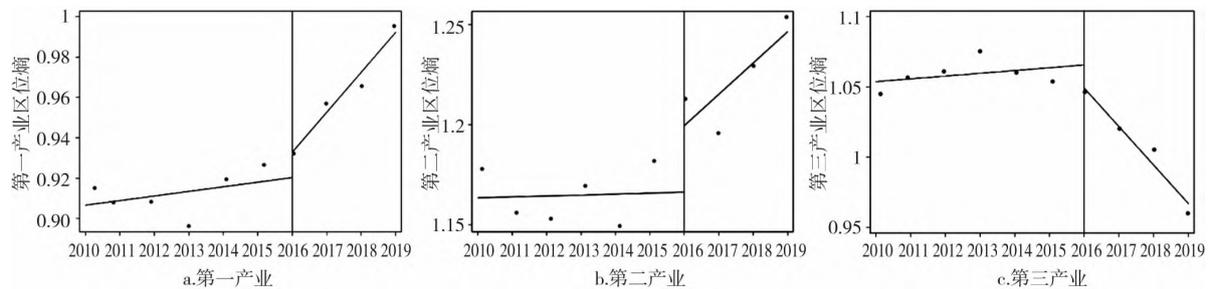


图1 三次产业集聚趋势

二、文献综述

数字要素或数字资本通过改变要素之间的组合方式和连接方式^[7],从根本上改变了经济增长方式和生产函数,也改变了经典的空间经济学生产函数中“地理距离”的重要性。Cairncross^[8]提出了“距离消失”假说,认为信息通用技术能够突破地理空间的束缚,产业集聚区在数字化过程中将不可避免地趋于分散。数字技术可以有效降低企业的交易成本和搜寻成本^[9],上下游企业即使在空间上处于分散,也能通过互联网技术随时随地交流从而产生关联效应,集聚的必要性降低,生产呈现出网络化和离散化的趋势。王如玉等^[10]指出,数字技术极大地改善了信息、知识交流的手段和效率,产业集聚的知识溢出不再依赖于地理空间。安同良和杨晨^[11]观察到互联网快速发展时期中国企业“集聚逆转”的事实,从宏观效应与微观机制两个方面深入研究了互联网重塑中国经济地理格局的内在机理,得出了互联网对企业具有吸引力,而快速上升的房价成为分散企业的力量这一结论。

虽然信息技术能够弱化地理空间,但是市场在地理空间上的邻近仍然在产业布局中起着显著的,甚至是主导性的作用^[11]。数字技术大幅降低了要素的跨区域流动成本和空间聚集成本,网络具有的强外部性和正反馈效应使得互联网用户规模达到临界值后形成规模效应^[12],因此产业会进一步向数字资源丰富的中心城市集聚。此外,由于先进的信息通信技术在空间上分配不均,并存在显著的偏向城市,这将使得地区之间存在明显的数字鸿沟^[13]。发达地区会因数字化信息优势,倒吸邻近欠发达地区的人才和资金,产生极化效应和虹吸效应,导致一些地区和群体被排斥于数字化进程之外^[14]。杜传忠等^[15]对电商产业的实证研究表明,信息技术和交通运输条件是电商产业集聚的基本影响因素,进一步证实信息技术对产业空间集聚的强化作用,所以地理上的集聚仍然是当前主要的空间组织形态。总之,现有关于数字经济对产业空间布局影响的研究仍然聚焦在“产业是趋于分散还是集聚强化”的争论,但是对其作用机制和影响机理的解释已经突破了传统的分析理论和模型的框架。

上述文献并未考虑到两方面的问题。一是由产业异质性导致的数字经济对各产业非均衡渗透的问题。不同产业在产品属性、空间集聚内在机制等方面存在的差异,可能导致数字技术对各产业的空间集聚产生完全相反的两种作用力。二是政府这只“看得见的手”对数字技术、数字资本以及劳动力等流动的调节作用。政府作为参与经济运行的“准市场主体”,通过影响或限制经济资源的自由流动与配置,对产业的集聚和空间分布产生深远的影响^[16-18]。本文的边际贡献在于:(1)通过引入数字技术,构建一个 $2 \times 3 \times 3$ 的新经济地理模型,探究数字技术对产业差异化空间分布的影响和作用机制。

(2) 将产业异质性和数字产业政策纳入分析框架,利用 2011—2019 年中国 280 个地级市的面板数据构建空间计量模型,验证数字经济对产业空间分布有差异化影响这一观点,丰富了相关研究。(3) 运用 2011—2019 年中国 A 股上市企业的数据检验了数字技术重塑产业空间布局的微观机制。

三、影响机制和基础模型

(一) 模型构建

本文以 Berliant and Fujita^[19] 和 Fujita^[20] 的模型为基础模型,参照徐翔和赵墨非^[21] 的方法,将数据 (D)、数据资本 (K) 和数字技术 (q) 引入模型中,构建一个 $2 \times 3 \times 3$ 的新经济地理模型。假定两个地区 ($i = 1, 2$) 的消费者具有相同的偏好,且存在三个部门:农业部门 A 、工业部门 M 和生产性服务业部门 S 。经济系统中存在三种要素:工人 (L)、知识分子 (H)、数据 (D)。农业部门使用工人这一生产要素,制造业部门投入工人和数据这两种生产要素,生产性服务部门投入知识分子这一生产要素。两地区中 L 为不变常数,不能跨地区流动。 H 可以在地区间流动,总数保持不变。数据从生产要素到数据资本的转化效率取决于数字技术应用水平,即大数据的储存、处理、分析等技术。数据通过式(1)的方式转化成数字资本。

$$K_i = q_i D_i (0 < q_i < 1) \tag{1}$$

1. 消费者行为

使用 C-D 函数表示消费者的效用,效用函数为不变替代弹性 (CES) 效用函数:

$$U = M^\mu A^{1-\mu}; 0 \leq \mu < 1; M = \left[\int_0^{n_1+n_2} m_i(v)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dv \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} = \left[\int_0^{n_1+n_2} m_i(v)^\rho dv \right]^{\frac{1}{\rho}} \tag{2}$$

其中 μ 为制成品的消费比重; M 和 A 分别表示消费的制成品和农产品数量; $n_1 + n_2$ 为两地区产品种类数量; σ 为产品间的替代弹性 $\sigma = 1/(1 - \rho)$, σ 越小,制成品的可替代性就越弱,企业的规模经济效应越显著。假设经济体中无储蓄,消费者支出等于收入:

$$E_i = Y_i = w_i^L L_i + w_i^H H_i + w_i^K K_i \tag{3}$$

2. 生产者行为

地区 i 代表制造业的生产函数和利润函数:

$$TC_i(v) = \frac{c}{a_i} w_L x_i + F_i \tag{4}$$

$$\pi_i = p_i x_i - \left(F_i + \frac{c}{a_i} w_L a_m x_i \right) \tag{5}$$

在成本函数(5)中,前半部分 $\frac{c}{a_i} w_L x_i$ 表示制成品的边际成本, $\frac{c}{a_i}$ 表示数字技术对边际生产成本的影响。 F_i 为固定成本,包括数据 D_i 和生产性服务业提供的中间产品知识 θ_i ,两者在固定成本中的占比为 λ 和 $(1 - \lambda)$,即 $\lambda F_i = D_i$, $(1 - \lambda) F_i = \theta_i$ 。为了简化分析,假设生产性服务业是完全竞争的,所有的知识价格相同。 w_L 表示工人工资。设地区 1 和地区 2 的知识分子总量为 1 单位, $H_1 + H_2 = H^w$, 地区 1 的知识分子占比为 s_h , 地区 1 所有的知识量为:

$$N = s_h \eta \tag{6}$$

$$\eta = \left[\int_0^s h(j)^\beta dj + b_1 \int_0^{1-s_1} h(j)^\beta dj \right]^\beta \tag{7}$$

η 为现存知识总量; β 为知识分子异质性,即创新效率; $h(j)$ 为知识分子 j 拥有的知识量; b_1 为地区 1 生产性服务业总体的数字技术应用水平 ($1 > b_1 > 0$)。

3. 冰山运输成本

信息技术能有效降低企业在跨区域贸易中的交易、搜寻等冰山运输成本,因此设冰山运输成本为 $\frac{\tau}{d_i}$, d_i 表示信息技术对冰山运输成本的影响,其中 $\tau > d_i > 1$,如果一种产品在地区 1 生产,其出厂价格

为 p_1 , 地区 2 的消费者支付的价格为: $p_{12} = p_1 \frac{\tau}{d_1}$, 令 $\varphi_{12} = \left(\frac{\tau}{d_1} \right)^{1-\sigma}$ 。

4. 均衡条件

引入地区 1 和地区 2 的相对市场规模:

$$R = \frac{E_1}{E_2} = \frac{s_n q_1 \lambda (\Delta + \varphi_{12} \Delta^* \gamma^{\sigma-1}) + s_h (1 - \lambda) (\Delta + \varphi_{12} \Delta^* \gamma^{\sigma-1}) [s_h + b_1 (1 - s_h)]^{\beta-1}}{(1 - s_n) q_2 \lambda (\varphi_{21} \Delta \gamma^{1-\sigma} + \Delta^*) + (1 - s_h) (1 - \lambda) (\varphi_{21} \Delta \gamma^{1-\sigma} + \Delta^*) [(1 - s_h) + b_2 s_h]^{\beta-1}} \quad (8)$$

其中 $\gamma = \frac{a_1}{a_2}$, $\Delta = \frac{S_E}{s_n + \varphi_{12}(1 - s_n)}$, $\Delta^* = \frac{(1 - S_E)}{\varphi_{21}s_n + (1 - s_n)}$, s_n 和 s_h 为地区 1 制造业和生产性服务业企业份额。

(二) 机制分析

1. 数字技术对产业集聚的影响机制

根据式(8),数字技术通过以下四个微观机制影响产业的空间集聚。一是数字技术提高了企业的利润水平。当 $\gamma > 1$,即地区 1 的数字化水平高于地区 2 时 $\frac{\partial R}{\partial \gamma} > 0$,数字技术实现了消费链和供应链之间的智能互联,资源的智能匹配缓解了信息不对称,减少了生产的可变成本。二是数字技术扩大了企业的数据资本。数据作为一种要素进入到生产函数当中,需要通过数字技术的处理、分析和知识发现才能转化成数据资本,从而形成收益。 $\frac{\partial R}{\partial q_1} > 0$,表明地区数字技术越高,企业数据资本收益越高,从而导致了数字资本的集聚和市场规模的扩大。三是数字技术降低了冰山运输成本,缓解了产品跨区域贸易的信息不对称。 $\frac{\partial R}{\partial d_1} > 0$,表明随着贸易自由度的提高,产品的跨区域销售价格降低,这一竞争优势的提升吸引更多的企业向该地区集聚。四是数字技术增强了产业集聚的外部性。在数字技术的支撑下,生产要素的空间流动成本进一步降低。 $\frac{\partial R}{\partial b_1} > 0$,表明随着数字技术使用次数的增加,信息可以实时的交换和共享,类似于知识分子、知识这些投入要素呈现聚聚的趋势。因此,数字经济的发展提高区域内知识的溢出效应和创新效率,增强产业集聚的技术外部性,产业集聚力进一步强化。

2. 产业的异质性影响机制分析

本文认为,三次产业在产品属性、生产方式和空间集聚内在动力三方面的差异导致数字经济对其空间分布产生了差异化的影响(图 2)。

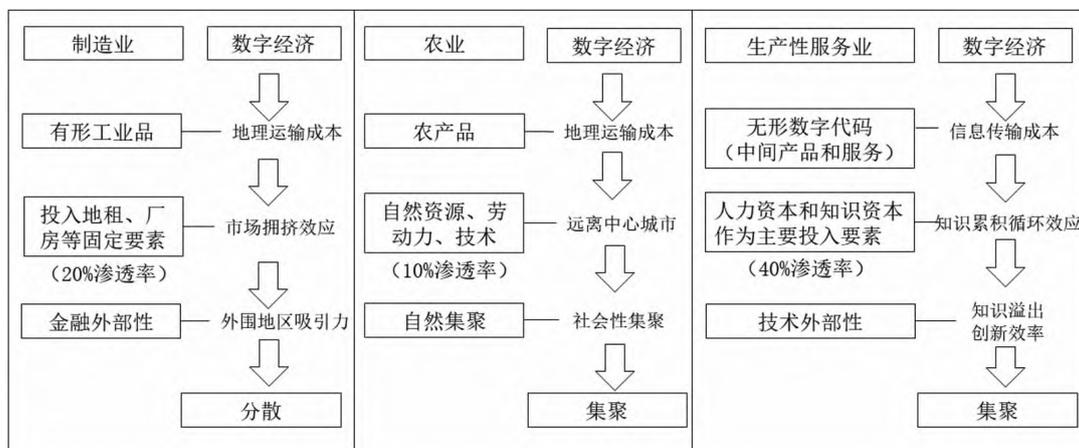


图 2 数字技术作用于三次产业的路径和特征对比

首先,生产性服务业作为仅提供生产资料的产业,其产出的服务大多是无形的数字代码,这种无形商品和服务的传输几乎不需要任何地理运输成本,信息传输成本已经取代地理运输成本成为影响生产性服务业集聚的空间因素。然而,工业制成品和农产品的属性是有形的,其生产和消费可以在空间和时间上

分离。因此,运输成本依然是影响农业和制造业的空间集聚的重要因素。其次,制造业对诸如租金或其他生产要素价格的变动比较敏感,过度集聚带来的市场拥挤效应是制造业集聚的分散力。相比之下,生产性服务业受到房价和市场拥挤效应的影响较小,会向人力资本和知识资本丰富的地区迁移,而这些地区往往数字经济发展水平较高。农业生产过程大多远离中心城市,租金、劳动力等生产要素价格相对较低,市场拥挤效应并不明显。再次,制造业更多的是资本密集型或劳动密集型产业,知识外溢是建立在资本或劳动基础之上,因此制造业的集聚可以主要归因于金融外部性。数字经济产生的技术外部性并不足以抵消拥挤成本带来的分散力。在互联网基础设施对经济欠发达地区覆盖性扩展的情况下,接入鸿沟的迅速填平增加了外围区域对制造业企业的拉力。对于知识密集型的生产性服务业而言,集聚在一个区域时,知识的溢出和创新效率最高,在此过程中,外围地区的基础设施并未对该类型的产业产生吸引力。随着工业化和城市化,自然禀赋条件对农业空间布局的影响不断降低,以社会性集聚为主导的农业产业集群逐渐形成,但这类农业产业具有信息不对称、用户大规模分散、交易成本高等问题。区域内数字经济发展能有效缓解信息不对称和降低交易成本,对农业产业链的解构与再造潜力巨大,吸引外地农业企业迁入。

3. 数字产业政策对产业空间分布的影响

产业政策作为地方政府推动区域数字经济发展的主要手段,可能通过以下两条路径。其一,数字产业政策直接对产业空间布局产生影响。地方政府通过税收等优惠政策吸引相关数字企业入驻,促进了相关的技术、资本以及劳动力向当地集聚。其二,数字产业政策通过提高当地的数字化水平,间接影响产业空间布局。当考虑到各地政府间存在的竞争性行为时,当地的数字产业政策可能会影响到邻近地区的产业空间分布。地方政府一方面可能受到来自政治晋升的激励,在缺乏有效规划的情况下,通过税收等优惠政策吸引相关企业入驻。但这种“遍地开花”式的发展模式较易背离当地比较优势,忽视产业在区域间的优势互补与协同发展,进而加剧地区间产业的同质化趋势,弱化数字技术的空间扩散效应。另一方面,为保护本地产业的健康发展,地方政府可能会通过更多的优惠政策或者限制,对邻近地区设置经济壁垒,使更多的生产要素集中在辖区内,导致贸易自由的下降,阻碍了数字技术通过减少冰山运输成本促进产业集聚的这一机制。

四、研究设计

(一) 计量模型构建

根据数字技术对产业空间布局影响的理论分析,构建空间杜宾模型(SDM):

$$Agg_{ju} = \rho W \cdot Agg_{ju} + \beta Dig_u + \gamma X_u + \theta W Dig_u + \tau W X_u + \varepsilon_u \quad (9)$$

其中, Agg_{ju} 表示 j 产业在 i 地区的集聚程度, Dig 表示数字技术发展水平, X 表示影响产业集聚程度的控制变量, W 是空间权重矩阵。

(二) 变量说明

1. 产业集聚程度

本文采用区位熵指数来测度产业空间集聚水平,其公式为:

$$Agg_{ij} = \frac{q_{ij}/q_i}{q_j/q} \quad (10)$$

其中, Agg_{ij} 表示 i 地区 j 产业的区位熵, q_{ij} 表示 i 地区产业 j 的规模, q_i 表示 i 地区所有产业的规模, q_j 表示全国范围内产业 j 的规模, q 表示全国所有产业的规模。考虑到数据的可得性,本文采用产业就业人数代表产业规模。

2. 数字技术应用水平

考虑到数据的可得性和完整性,本文选取:电信业务收入、信息传输计算机服务和软件从业人员、互联网宽带接入用户数、移动电话用户数和普惠金融指数五个指标,并采用具有代表性的熵值法对280个地级市的数字技术应用水平进行测度。

3. 控制变量

(1) 数字产业政策(Policy)。本文参照吴意云和朱希伟^[4]的研究,采用各省五年规划来测度数字

产业政策。具体而言,在各省五年规划中若将“软件和信息技术服务业”“互联网和相关服务业”“计算机、通信和其他电子设备制造业”等视为“支柱产业”或“重点发展产业”,则判定该省在这五年内有发展数字产业的政策导向。以此生成省级数字产业政策虚拟变量,并匹配到各个城市,同时基于各城市所拥有的上述行业上市公司数量来衡量数字产业政策强度。(2) 全要素生产率(*TFP*)。根据 Baldwin and Okubo^[22]的研究,企业存在区位自选择效应,即高生产率的企业会选择在产业集聚程度较高的中心区。因此本文以 Levinsohn and Petrin^[23]的方法测量各城市的全要素生产率,以控制区位自选择效应。(3) 政府规模(*Gov*)。以各城市财政支出占 GDP 的比重来衡量。(4) 市场规模(*Size*)。城市夜间灯光的强度一定程度上取决于城市人口密度^[24],因此采用城市夜间灯光数据 DN 均值作为市场规模的代理变量。

(三) 数据来源

样本数据主要来源于历年《各省统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和《中国信息产业年鉴》。采用插值法和类推法补充缺失数据。通过数据的收集与处理最终得到 2011—2019 年中国 280 个城市的平衡面板数据。

五、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

本文在构建 SDM 模型前,对产业集聚程度进行空间相关性检验。结果表明三次产业的区位熵都具有显著的空间正相关性。进一步,参照 Elhorst^[25]的方法,利用似然比检验法选择具体固定效应,最终构建了 SDM 双重固定模型。

表 1 中 *Dig* 对生产性服务业的系数显著为正,说明数字技术能够促进地区生产性服务业的集聚。*Dig* 对制造业的估计结果在 1% 的水平下显著为负,这表明数字技术对产业集聚产生了差异化的影响,即促进了制造业分散布局的同时强化了生产性服务业的集聚。然而 *Dig* 对农业的估计系数并未通过显著性检验。基于不同的空间矩阵,进一步测算制造业与生产性服务业模型中各解释变量的直接效应和间接效应(表 2 和表 3)。

表 1 空间计量回归结果

变量	<i>Agg</i> ₁ (1)	<i>Agg</i> ₂ (2)	<i>Agg</i> ₃ (3)
<i>Dig</i>	2.512 (1.24)	-0.482*** (-4.94)	0.922*** (5.57)
<i>Policy</i>	0.339 (1.47)	0.0305*** (3.01)	0.0604*** (3.19)
ρ	3.150***	0.768***	0.319**
控制变量	控制	控制	控制
Log-Like	-4392.342	-1027.587	1981.304
R ²	0.002	0.017	0.121

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著,括号内为 *t* 值,模型基于邻接矩阵。

表 2 数字技术对产业空间集聚的直接效应

变量	经济距离矩阵		地理距离矩阵		邻接矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dig</i>	-0.514*** (-5.06)	0.777*** (4.60)	-0.290 (-1.11)	0.931*** (5.47)	-0.441*** (-4.23)	0.939*** (5.63)
<i>Policy</i>	0.0882*** (9.02)	0.0294* (1.89)	0.0353*** (3.32)	0.0585*** (3.24)	0.116*** (16.36)	0.0181 (1.44)

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著,括号内为 *t* 值,列(1)、列(3)、列(5)的因变量为 *Agg*₂,列(2)、列(4)、列(6)的因变量为 *Agg*₃。

考虑到数字技术对农业影响有限,本文主要考察其对制造业和生产性服务业的影响。总体而言,*Dig* 对制造业空间集聚的直接效应显著为负,间接效应显著为正,说明数字技术应用水平的提高在促进本地区制造业空间分散的同时,对相邻地区产生了正向的空间溢出效应。一方面,数字技术的应用能有效降低制造业的冰山运输成本,形成了产业的分散力;另一方面,我国互联网基础设施对经济欠发达地区覆盖性的扩展一定程度上增加了外围区域对制造业的拉力。因此,制造业趋于加速扩散。这一发现与图一中观察到的特征事实相符。相比之下,*Dig* 对生产性服务业集聚的直接效应显著为正,但间接效应在邻接矩阵中显著为负。说明数字技术可能对邻近地区生产性服务业产生了虹吸或

溢出效应。数字产业政策对制造业和生产性服务业空间集聚的直接效应均显著为正,但却对邻近地区生产性服务业的空间集聚产生了显著的负向空间溢出效应。

表3 数字技术对产业空间集聚的间接效应

变量	经济距离矩阵		地理距离矩阵		邻接矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dig</i>	0.297*** (3.54)	0.494*** (3.78)	48.31 (0.71)	1.195 (0.44)	6.331*** (4.27)	-2.610*** (-3.36)
<i>Policy</i>	0.0234*** (2.91)	-0.0281** (-2.11)	1.342 (0.97)	-0.463*** (-3.35)	0.143*** (5.14)	-0.141*** (-4.15)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Log-Like	-1061.654	1973.706	-1027.587	1981.304	-974.443	1987.073
R ²	0.412	0.173	0.017	0.121	0.345	0.115

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值,列(1)、列(3)、列(5)的因变量为 Agg_2 ,列(2)、列(4)、列(6)的因变量为 Agg_3 。

(二) 稳健性检验与内生性处理

本文采用更换指标的方法进行稳健性检验。具体而言,以空间基尼系数和互联网宽带接入端口数作为产业集聚程度和数字技术应用水平的代理变量。

表4 更换指标的稳健性检验(直接效应)

变量	经济距离矩阵		地理距离矩阵		邻接矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dig</i>	-0.248*** (-2.91)	0.736 (1.43)	-0.293*** (-3.41)	1.176** (2.15)	-0.294*** (-3.46)	1.404*** (13.66)
<i>Policy</i>	0.0002 (0.55)	0.0075*** (8.17)	0.0001 (0.00)	0.0093*** (10.50)	0.0005 (1.40)	0.0006*** (4.70)

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值,列(1)、列(3)、列(5)的因变量为 Agg_2 ,列(2)、列(4)、列(6)的因变量为 Agg_3 。

表5 更换指标的稳健性检验(间接效应)

变量	经济距离矩阵		地理距离矩阵		邻接矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dig</i>	-0.212*** (-3.21)	0.864** (2.27)	-0.223 (-0.23)	3.336 (1.37)	0.0445 (0.19)	-1.001*** (-3.62)
<i>Policy</i>	0.0005 (1.41)	-0.0058*** (-7.75)	0.0044* (1.78)	-0.031*** (-8.93)	0.0016 (1.60)	-0.0001 (-0.20)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Log-Like	10939.877	5019.987	10913.576	5057.592	8967.124	10926.981
R ²	0.073	0.044	0.017	0.0461	0.129	0.046

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值,列(1)、列(3)、列(5)的因变量为 Agg_2 ,列(2)、列(4)、列(6)的因变量为 Agg_3 。

根据表4和表5,核心解释变量的估计系数与基准回归基本一致,说明实证结果具有稳健性。此外,基于OLS估计的回归结果可能存在内生性问题。本文参照Halleck and Elhorst^[26]的方法,以数字技术空间滞后项的滞后一期($W \times Dig_{-1}$)为工具变量进行两阶段最小二乘估计。进一步地,借鉴黄群慧等^[27]、杨慧梅和江璐^[28]的方法采用各城市在1984—1992年的邮电业务总量(Dig_{IV})作为城市数字技术应用水平的工具变量。表6报告了两阶段最小二乘法(2SLS)的估计结果。第一阶段回归的F值

均在1%的水平下显著,说明所选的工具变量与内生解释变量高度相关,并不存在弱工具变量问题。核心变量与前文的估计结果基本一致。

表6 工具变量回归

变量	经济距离矩阵		地理距离矩阵		邻接矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dig</i>	-0.0274 (-0.14)	3.082*** (23.59)	-0.0313 (-0.17)	3.086*** (24.89)	-0.488** (-2.56)	3.252*** (24.77)
$W \times Dig$	0.123** (2.10)	-0.0771** (-2.02)	0.200*** (16.36)	-0.115*** (-14.23)	0.377*** (14.54)	-0.131*** (-7.33)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2157	0.2637	0.351	0.4474	0.2241	0.4944
F 统计量: Dig_{IV}	193.46***	147.78***	147.78***	194.59***	197.65***	148.57***
F 统计量: $W \times Dig_{-1}$	148.33***	34.45***	665.40***	800.20***	527.55***	316.97***
DWH 检验	18.5784***	34.2050***	42.2078***	31.2556***	29.2136***	37.253***

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。列(1)、列(3)、列(5)的因变量为 Agg_2 ,列(2)、列(4)、列(6)的因变量为 Agg_3 。

(三) 数字产业政策与生产性服务业集聚

数字产业政策对生产性服务业的空间集聚具有负向的空间溢出效应。本文将这一发现归因于“遍地开花”式的发展模式以及地方政府保护主义^[29]。因此,在基准回归模型中引入 $Policy \times Dig$ 交互项,进一步验证数字产业政策与数字技术间的交互作用。具体见表7。

表7 加入交互项后数字技术与数字产业对生产性服务业集聚的影响

变量	直接效应			间接效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dig</i>	0.112*** (5.75)	0.0951*** (4.88)	0.191*** (10.71)	0.0923*** (4.97)	0.947*** (5.30)	0.602*** (4.33)
$Policy \times Dig$	0.107*** (17.02)	0.113*** (17.97)	0.0760*** (14.14)	-0.0262*** (-4.91)	-0.293*** (-5.80)	-0.195*** (-6.36)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。列(1)、列(4)为经济距离矩阵,列(2)、列(5)为地理距离矩阵,列(3)、列(6)为邻接矩阵。

$Policy \times Dig$ 的直接效应显著为正,间接效应显著为负,说明数字产业政策强化了数字技术对当地生产性服务业的集聚力,也弱化了数字技术对邻近地生产性服务业的空间溢出效应。说明地方政府为了保护本地区目标产业的健康发展,通常会通过更多的优惠政策或者限制,对邻近地区设置经济壁垒,使更多的生产要素集中在辖区内。对于数字产业支持力度越强,地方保护主义倾向越严重,阻碍了地区之间的生产要素流动,弱化了数字技术对邻近地区的空间溢出效应。

六 数字技术重塑产业集聚的机制检验

本文采用来自CSMAR数据库2011—2019年中国A股上市公司数据,根据公司地址将公司数据和城市数据进行匹配,进一步检验数字技术重塑产业集聚的微观机制。计量模型如下:

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta dig_{ct} + \delta X + \theta_i + \mu_j + T_t + \varepsilon_{icjt} \quad (11)$$

其中, Y_{ijt} 表示*j*行业*t*年*i*企业的利润水平、数据资本和贸易自由度。 dig 表示城市的数字技术应用水平。 X 控制了来自企业个体特征的混淆因素,包括企业年龄(Age)、企业规模($Size$)、企业资产负债率(Lev)和董事长持股比例(Gov)。 θ_i 、 μ_j 、 T_t 分别表示个体、行业、时间固定效应。

(一) 利润水平

本文选取企业营业利润率来衡量企业的利润水平。此外,采用各城市在1984—1992年的邮电业

务总量(Dig_{IV})作为工具变量。根据表8,除了农业企业以外, Dig 的估计系数均显著为正,表明数字技术应用水平的提高能够有效地提高企业的利润水平。

表8 数字技术对企业利润水平的影响

变量	总样本		农业		制造业		生产性服务业	
	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) OLS	(6) 2SLS	(7) OLS	(8) 2SLS
Dig	-0.0001 (-0.00)	0.0208*** (3.09)	-0.0187 (-1.15)	0.0042 (0.15)	-0.029** (-2.13)	0.0238*** (2.19)	0.0047 (0.51)	0.0378*** (7.54)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.3646	0.4047	0.3402	0.3388	0.0640	0.3651	0.0437	0.0694
观测值	20436	19852	470	477	9519	9154	3849	3809

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

(二) 数据资本

地区数字技术应用水平决定了该地区企业拥有的数据资本存量 and 数据资本收益。地区数字技术应用水平提高,数据资本存量和收益增加,形成了新的集聚力。本文采用企业使用数字技术次数乘以全国网民规模作为衡量企业数据资本的指标。使用该指标的原因:一是数字技术运用次数在一定程度上反映了该企业的数字化程度。二是用数字技术使用次数乘以全国网民规模符合式(1)中对数据资本的定义。表9报告了回归结果, Dig 的系数除了列(3)以外,均在1%的水平下显著为正,说明城市数字技术运用水平越高,企业的数据资本存量也更高。

表9 数字技术对企业数据资本的影响

变量	总样本		农业		制造业		生产性服务业	
	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) OLS	(6) 2SLS	(7) OLS	(8) 2SLS
Dig	0.971*** (7.64)	0.902*** (11.75)	1.645 (1.46)	1.856*** (2.87)	1.592*** (3.19)	1.578*** (6.57)	0.7871*** (3.51)	0.7589*** (2.74)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.4550	0.4692	0.2187	0.2204	0.0303	0.3567	0.3812	0.3880
观测值	20620	20033	491	482	9829	9459	3860	3820

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

(三) 贸易自由度

借鉴刘焯和雷平^[30]的研究,采用企业的销售费用率来衡量企业的“冰山”运输成本。企业的“冰山”运输成本越高,说明企业在销售产品过程中产生的费用越高。根据表10,除了农业企业以外,地区数字技术运用水平的提高能显著降低企业的“冰山”运输成本,提高企业的贸易自由度。

表10 数字技术对企业贸易自由度的影响

变量	总样本		农业		制造业		生产性服务业	
	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) OLS	(6) 2SLS	(7) OLS	(8) 2SLS
Dig	-0.0288* (-1.89)	-0.0452** (-2.04)	0.0135 (0.41)	-0.0015 (-0.04)	-0.0836*** (-2.90)	0.0044 (0.29)	-0.0225 (-0.88)	-0.0709*** (-4.64)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.1941	0.2025	0.1326	0.0833	0.0503	0.1612	0.1805	0.1193
观测值	21311	19870	482	504	9757	9388	3847	3807

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

(四) 技术外部性

根据技术外部性的两个来源构建相应的指标来度量区域的技术外部性。式(12)表示区际研发的技术外部性:

$$RE_i = W \times RD_j \quad (12)$$

其中 RE_i 表示 i 城市的研发技术外部性 RD_j 表示 j 城市的科研活动费用支出, W 为地理距离矩阵。式(13)表示专业技能人才的正式和非正式交流产生的知识溢出,用各城市距离加权的人才总数 T_j 除以距离加权的就业总数 E_j 。

$$TE_i = W \times T_j/E_j \quad (13)$$

表11呈现了数字技术对区域技术外部性的回归结果 Dig 的估计系数均显著为正,表明数字技术运用水平越高的地区,技术的溢出效应越高。

七、结论与启示

本文的核心观点表明数字技术具有“重塑”产业空间布局的力量。基于2011—2019年280个地级市的实证研究发现:(1)数字技术的运用显著影响了产业的空间分布,并表现出明显的产业异质性,即促进制造业分散的同时强化了农业和生产性服务业的集聚。(2)数字产业政策在促进当地生产性服务业集聚的同时,阻碍邻近地区生产性服务业集聚。并且,数字产业政策还通过影响当地数字技术应用水平进一步强化对邻近地区生产性服务业的虹吸效应。(3)数字技术的运用能够影响区域内企业的利润水平、数据资本、贸易自由度和技术外部性,吸引企业入驻,重塑产业的空间布局。当前数字技术的应用对我国产业空间布局的影响是复杂多样的,不能简单归结为集聚或分散,更多的是复杂重构。

本文的研究结论具有以下政策含义:(1)各地区应利用数字技术,缓解区域间的信息不对称,积极打破区域贸易壁垒和减少地方保护主义行为,减少政府对企业和劳动力流动的干预,处理好市场与政府的关系。渐进式地改变区域恶性竞争格局,加强各地区间的产业结构优势互补。(2)当前数字经济对三次产业的渗透率依然较低,且表现出“1:2:4”的非均衡渗透规律。因此,政府应大力推进各地区企业,尤其是农业和制造业企业的数字化转型,实现产业活动在空间上的高效布局。

参考文献:

- [1]安同良,杨晨.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,2020(2):4-19.
- [2]冯鹏程.大数据时代的组织演化研究[J].经济学家,2018(3):57-62.
- [3]赵婷,陈钊.比较优势与中央、地方的产业政策[J].世界经济,2019(10):98-119.
- [4]吴意云,朱希伟.中国为何过早进入再分散:产业政策与经济地理[J].世界经济,2015(2):140-166.
- [5]邓慧慧,赵家羚.地方政府经济决策中的“同群效应”[J].中国工业经济,2018(4):59-78.
- [6]杨继东,罗路宝.产业政策、地区竞争与资源空间配置扭曲[J].中国工业经济,2018(12):5-22.
- [7]徐翔,厉克奥博,田晓轩.数据生产要素研究进展[J].经济学动态,2021(4):142-158.
- [8]CAIRNCROSS F. The death of distance[J]. RSA journal,2002,149(5502):40-42.
- [9]GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of economic literature,2019,57(1):3-43.
- [10]王如玉,梁琦,李广乾.虚拟集聚:新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态[J].管理世界,2018(2):13-21.
- [11]KAUFMANN A, LEHNER P, TODTLING F. Effects of the Internet on the spatial structure of innovation networks[J]. Information economics and policy,2003,15(3):402-424.
- [12]STIROH K J. Information technology and the US productivity revival: what do the industry data say? [J]. American eco-

表11 数字技术对区域技术外部性的影响

变量	技术外部性(RE)		技术外部性(TE)	
	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS
Dig	0.0564*	1.654***	1.784***	2.163**
	(1.71)	(2.60)	(2.58)	(2.28)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.8819	0.8864	0.7523	0.8609
观测值	2520	2154	2520	2.23

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

- conomic review ,2002 ,92(5) : 1559 – 1576.
- [13] 杨文溥. 数字经济与区域经济增长: 后发优势还是后发劣势? [J]. 上海财经大学学报 2021(3) : 19 – 31 + 94.
- [14] 彭继增, 陶旭辉, 徐丽. 我国数字化贫困地理集聚特征及时空演化机制 [J]. 经济地理 2019(2) : 169 – 179.
- [15] 杜传忠, 陈维宣, 胡俊. 信息技术、所有制结构与电子商务产业集聚——产业集聚力影响因素的实证检验 [J]. 现代财经(天津财经大学学报) 2018(12) : 82 – 95.
- [16] 陆铭, 张航, 梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资 [J]. 中国社会科学 2015(5) : 59 – 83 + 204 – 205.
- [17] 孟美侠, 曹希广, 张学良. 开发区政策影响中国产业空间集聚吗——基于跨越行政边界的集聚视角 [J]. 中国工业经济 2019(11) : 79 – 97.
- [18] 陈钊. 大国治理中的产业政策 [J]. 学术月刊 2022(1) : 46 – 57 + 82.
- [19] BERLIANT M, FUJITA M. Dynamics of knowledge creation and transfer: the two person case [J]. International journal of economic theory ,2009 ,5(2) : 155 – 179.
- [20] FUJITA M. Towards the new economic geography in the brainpower society [J]. Regional science and urban economics , 2007 ,37(4) : 482 – 490.
- [21] 徐翔, 赵墨非. 数据资本与经济增长路径 [J]. 经济研究 2020(10) : 38 – 54.
- [22] BALDWIN R E, OKUBO T. Heterogeneous firms , agglomeration and economic geography: spatial selection and sorting [J]. Journal of economic geography ,2006 ,6(3) : 323 – 346.
- [23] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. The review of economic studies ,2003 ,70(2) : 317 – 341.
- [24] 卓莉, 陈晋, 史培军, 等. 基于夜间灯光数据的中国人口密度模拟 [J]. 地理学报 2005(2) : 266 – 276.
- [25] ELHORST J P. Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panels [M]. Berlin: Springer ,2014.
- [26] HALLECK V S, ELHORST J P. The SLX model [J]. Journal of regional science ,2015 ,55(3) : 339 – 363.
- [27] 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.
- [28] 杨慧梅, 江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率 [J]. 统计研究 2021(4) : 3 – 15.
- [29] 韩峰, 阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级? ——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架 [J]. 管理世界 2020(2) : 72 – 94 + 219.
- [30] 刘焯, 雷平. 冰山运输成本的衡量及其中国制造业实证应用 [J]. 经济地理 2015(5) : 98 – 104.

(责任编辑: 陈 春; 英文校对: 谈书墨)

Does Digital Technology Change the Spatial Agglomeration of Industries? An Empirical Study Based on 280 Cities

LI Ya , HOU Jianxiang

(School of Economics , Yunnan University , Kunming 650500 , China)

Abstract: As a new method of resource allocation , digital technology is reshaping China's economic geospatial patterns. This paper investigates the mechanism by which digital technology reshapes the spatial layout of industries by incorporating industry heterogeneity and digital industrial policies into the analytical framework. This study employs panel data for 280 cities from 2011 to 2019 to empirically analyze using the Spatial Dubin Model. The results indicate that digital technology significantly affects the spatial distribution of industries , but this impact is heterogeneous across industries. It strengthens the agglomeration of agriculture and productive services but promotes dispersion among manufacturing industries. Additionally , digital industrial policies promote the agglomeration of local productive service industries while weakening digital technology's spatial spillover effects to neighboring regions by influencing the flow of factors of production between regions. This study provides empirical support for the spatial layout of industries in the digital economy and includes a proposal for the formulation of digital industrial policies.

Key words: digital economy; agglomeration; reshape; spatial distribution of industries; digital industry policy