数字时代的城市空间格局:商住“向心发展”与工业“离心演变”

毛丰付[1],高雨晨[2],辛晓睿[1]

(1.浙江工商大学 经济学院,浙江 杭州 310018;
2.浙江万里学院 物流与电子商务学院,浙江 宁波 315100)

摘 要:数字时代的城市会变得更分散还是更集中,一直存在很大争议。基于2003—2021年中国283个城市的土地交易数据与人口动态栅格数据,首次构建了反映城市功能区空间分布变迁的长面板数据集,检验了数字经济对城市三类功能区空间格局演变的影响,及有为政府和有效市场在此过程中的调节作用。研究发现:数字经济显著推动工业功能区“离心演变”,强化商业和住宅功能区“向心发展”。有为政府通过引导效应和规制效应,进一步释放数字经济带来的“离心”动力;而有效市场则通过配置效应与集聚效应,强化数字经济发展引致的“向心”趋势。研究为明确数字化转型背景下城市功能空间格局的演变提供了理论解释和经验证据,也为优化城市结构布局和实现城市高质量发展提供了重要参考。

关键词:数字经济;城市功能区;空间分布;有为政府;有效市场
中图分类号:F290 **文献标志码**:A **文章编号**:1000-2154(2026)07-0075-21
DOI:10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2026.07.006

Urban Spatial Patterns in the Digital Age: Centripetal Development of Commercial and Residential Zones Versus Centrifugal Evolution of Industrial Zones

Mao Fengfu[1], Gao Yuchen[2], Xin Xiaorui[1]

(*1. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;*
2. School of Logistics and E-commerce, Zhejiang Wanli University, Ningbo 315100, China)

Abstract: Whether cities in the digital era tend to become more decentralized or more concentrated remains a subject of considerable debate. Leveraging land transaction data and population dynamics raster data from 283 Chinese cities over the period 2003–2021, we construct for the first time a long-panel dataset that reflects the evolving spatial distribution of different urban functional zones. Using this dataset, we empirically examine the impact of the digital economy on the spatial evolution of three types of urban functional zones, as well as the moderating roles of proactive government and efficient market mechanisms in this process. Our findings indicate that the digital economy significantly promotes the centrifugal evolution of industrial zones while reinforcing the centripetal development of commercial and residential zones. Furthermore, proactive government intervention releases the centrifugal impetus generated by the digital economy through guidance and regulatory effects, whereas efficient market mechanisms strengthen

收稿日期:2026-02-06
基金项目:国家社会科学基金青年项目“产业集群数字化转型的模式、机制和路径优化研究”(22CJY061);浙江省自然科学基金重点项目“数字化转型视角下城市经济韧性研究:浙江经验”(Z24G030005);教育部人文社会科会基金项目“基于机器学习的高潜能未来产业识别与发展路径研究”(24YJA790043)
作者简介:毛丰付,男,教授,博士生导师,经济学博士,主要从事数字经济与城市发展研究;高雨晨,男,讲师,经济学博士,主要从事数字经济与城市空间结构研究;辛晓睿(通信作者),女,讲师,理学博士,主要从事数字经济与区域发展研究。

中国知网 https://www.cnki.net

the centripetal tendency through allocation and agglomeration effects. This study provides both a theoretical framework and empirical evidence for understanding the evolution of urban functional spatial patterns amid digital transformation, offering valuable references for optimizing urban structural layouts and realizing high-quality urban development.

Keywords: digital economy; urban functional zones; spatial distribution; proactive government; efficient market

城市每个发展阶段的功能区布局,既是适应该时期生产和生活功能需求的一个动态均衡结果,也是经济社会活动的重要空间载体[1-2]。随着数字技术不断嵌入城市经济社会活动,数据要素与数字平台的作用日益增强;城市资源配置方式、要素流动机制、产业布局需求以及职住空间关系均随之发生深刻变化。传统工业经济时代受土地租金和运输成本约束的功能区布局逻辑,正逐步受到数字化变革的冲击和挑战[3]。然而,现有研究虽然普遍承认数字经济会重塑城市内部功能空间格局,但其影响方向与作用路径仍存在显著分歧。

部分学者指出,数字经济的发展通过线上化、远程化和虚拟化的广泛应用,削弱了城市活动的地理约束,推动功能区布局呈现出更强的"离心演变"特征[4-5]。中心城区对企业生产活动的集聚效应逐渐降低,居住与消费活动也逐渐向城市外围转移,城市空间结构向"多节点分布"方向演进。也有学者认为,数字经济的发展并未削弱集聚,而是通过网络效应、数据外部性和知识溢出强化了城市中心区的吸引力[6-7]。高密度的信息流与创新资源,使得城市核心区在数字时代仍然是关键生产要素和生产性服务业集中的主要载体[8],部分功能空间"向心发展"趋势明显。

在生产空间方面,不同产业受数字化冲击不同,呈现出显著的差异性。作为数字经济发展的重要组成部分,数字新产业的出现需要与之相应的空间格局。依托数字技术、以数据要素为生产要素的服务型数字产业,通常倾向布局于高校、研究机构等创新高地[9],或人流、信息流密集的城市中心位置[10]。而制造型数字产业尽管具有明显的资源和市场的路径依赖,但集聚区位的选择呈现出郊区化发展趋势[11]。另一方面,数字化赋能是否推动传统产业分布由中心向外围转移存在明显分歧。既有研究认为,传统产业为追求市场规模而不断汇聚城市中心的情况正在转变。数字经济发展让市场、交通和资源区位的约束大大放松,传统工业空间分布呈现"离心演变"特征[12]。也有学者提出,数字化转型对于工业生产服务化的导向、反馈及时性要求的提高,以及物理空间需求的降低,可能反而强化工业生产活动"向心发展"的集聚趋势[13-14]。

在生活空间方面,因数字化程度提升,生产生活新模式、新现象不断涌现,引致居住空间新需求和空间布局新变化[15]。信息社会居住空间的功能边界不断被重构,不再只是传统意义上的单一居住中心,而是居住、工作、游憩等多功能的复合空间,逐渐从邻里模式向复合功能社区演变[16]。数字化、分散化的产业空间和居住空间相互嵌合,增强了居住空间的流动性[17]。职住空间再融合趋势不是居住地与工作点的简单再捆绑,而是信息技术变革将生产集中化转向高层次分散化的结果。然而,也有学者认为,远程办公、平台经济等数字化变革并不能替代传统区位理论强调的市场、交通等因素成为家庭选址的主要因素[18]。甚至对于部分行业来说,数字赋能的城市交通体系改善了城市通勤,加剧了职住分离趋势[19-20]。随着居住空间布局和数字服务新业态之间的联系愈发紧密,数字经济对生活空间的影响表现出复杂性和不确定性。

这种分歧产生的原因可能有二:第一,识别和测度方法的局限性。受限于城市内部各类功能空间精细化分布与长面板数据难以获取,现有研究对于数字时代城市内部空间结构变迁的探讨多停留在基于现实发展特征的定性分析层面[21-22]。第二,研究对象选取的单一性。以单个或几个数字经济先行城市、某一类城市功能区为分析对象,不利于学界对数字时代城市功能区空间分布演变趋势形成共识[23-25]。数字经济对城市功能空间的重塑并非单一技术变量的线性作用,而是技术属性引发的成本降低与要素属性引发的集聚经济共同作用的结果。

为弥补现有研究的不足,本文从数字经济所具有的技术与要素双重属性逻辑出发,探究数字化驱动下城市功能区空间格局的演变规律及不同功能区空间分布的差异化特征。在此过程中,充分考虑到中国土地供给受政府主导的制度特征,强调数字经济通过改变微观主体区位条件选择所产生的需求冲击,精准识别数字经济对城市空间重塑所产生的净效应。具体而言,在有效识别中国2003—2021年283个地级及以上城

中国知网 https://www.cnki.net

市人口中心的基础上,利用180万余条土地市场交易高频微观数据,构建了覆盖工业、商业和住宅三类主要功能区空间布局的长面板数据库。实证检验数字经济发展对城市不同功能空间分布演变趋势及其时空异质性的影响,并进一步探讨有为政府和有效市场在这一过程中的调节作用。主要的边际贡献在于:其一,首次使用了城市内部人口栅格与土地交易数据相结合的方式,实现了城市内部功能空间布局演变的量化和比较,为城市功能空间布局及演变趋势的定量识别提供了新的思路和精细化的数据集。其二,立足数字经济蓬勃发展的中国,为数字经济影响城市功能空间演变趋势提供了“向心发展”与“离心演变”并存的经验证据。这不仅丰富了数字时代城市空间结构演变的理论研究,也为落实中央城市工作会议提出的“结构优化”“内涵式发展”等战略任务,推动数智时代的城市结构重塑、人民城市建设和高质量发展提供了决策参考。

一、理论分析与研究假说

(一) 数字经济驱动城市功能空间布局的演变

数字经济对城市功能区空间格局的影响,既来源于其技术属性,也来源于其要素属性。二者虽相互关联,但作用机制并不相同。前者主要体现为数字技术对信息传递、交易组织与空间协调方式的重塑,其核心在于降低信息搜寻成本、沟通协调成本与空间摩擦,从而改变经济活动对物理邻近的依赖程度;后者更多体现在数据、算法、平台及数字基础设施等新型生产要素对资源配置过程的重构,其核心在于提升不同区位的要素配置效率并改变区位边际回报。两股力量主次有别地改变不同功能区的成本与收益结构,驱动城市内部功能空间呈异质性演化。

1. 数字经济对工业功能区分布的影响。数字经济驱动工业功能区的演化动力,首先源于其技术属性对空间约束的释放。在传统城市经济学框架下,城市工业功能区的空间布局更容易受到土地成本、通勤效率与组织协调等因素的制约,倾向于在物理邻近中寻求规模经济[26]。然而,数字技术的广泛应用不仅降低了生产过程中的搜索、协调与监督成本,形成信息低成本效应,也通过提升物流组织效率和压缩运输时间,形成运输低成本效应[27]。工业生产与组织系统逐步由依赖物理空间强耦合的模式,转向依赖数字连接的网络化协同模式,工业区位选择的半径与自由度大大提升[28-29]。这使得生产环节摆脱对中心城区高昂地租的依赖,向地租更低的外围区域实现梯度转移成为可能。

在技术属性打破空间刚性约束的基础之上,要素属性进一步为工业功能区的离心重构提供了实质性的能力支撑。生产智能化、供应链平台化以及数据要素在工业活动中的广泛嵌入,提高了城市外围区位在供应链协同、生产组织和资源配置方面的效率,使工业活动即使脱离中心区,也能够维持较高水平的协同运行[30]。数字经济的要素属性并不直接决定工业功能区布局是否外迁,而是通过增强城市外围区位的承接能力和比较优势,进一步强化工业功能区向城市外围迁移的可行性[31]。在物流环节占比高、规模经济明显的工业生产活动中,这种由技术释放空间约束、由要素保障协同效率的空间外扩成为一种理性选择,城市中心对工业活动的锁定效应持续削弱。因此,在城市内部拥挤成本与生态规制增强的情况下,数字经济进一步推动了工业功能向郊区扩散。为此,本文提出如下假设:

H1a:数字经济驱动城市工业功能区的“离心演变”。

2. 数字经济对商业和住宅功能区分布的影响。与工业功能区不同,商业和住宅功能区的空间演化更多受到数字经济要素属性的主导,其核心逻辑在于中心区集聚经济与资源吸附能力的进一步强化。商业和住宅功能区的布局更依赖人口密度、服务可达性与人际交互的高频性[32]。数字经济加速经济社会活动去中心化、分散布局的同时,也放大了面对面交流、即时响应与空间邻近所带来的协同优势。作为信息流、资金流和人流的交汇点,凭借更为完善的数字基础设施,城市中心容易形成数字商业生态的超级节点[33-34]。这让本就拥有更强付租能力且具有强烈中心偏好的商业功能区,更倾向于布局在城市中心。数字经济的技术属性则扮演了集聚优势“放大器”的角色。数字平台、智能算法与即时配送体系的广泛应用,大大提升了中心城区复杂场景下的供需匹配效率。技术赋能并未带来商业功能的扁平化扩散,反而通过线上线下的深度

中国知网　https://www.cnki.net

融合,使核心区的服务供给更具规模报酬递增效应[35]。加之,数字化转型压缩了部分商业活动的物理空间需求,并提高了单位空间的交易效率和经济回报[36]。这进一步强化了城市中心区对商业功能布局的吸引力。

对住宅功能区而言,数字经济的要素属性通过重塑就业机会、生活便利性与公共服务可达性,持续增强中心区的居住吸引力。远程办公、灵活就业与线上生活方式的普及,虽提升了居民对职住分离与空间弹性的接受度,但并未削弱城市核心区在就业岗位、教育医疗和消费服务等方面的综合优势[37]。相反,生产活动的小型化、柔性化和数字化,使商业和服务业从业者的就业空间与生活空间重新趋于耦合,逐渐形成以中心区为依托的新型职住再融合关系[38-39]。由此,商业功能的集聚与住宅偏好的回流在城市中心区域形成了"功能叠加、需求协同"的空间格局。这种由要素属性提升资源吸附能力、由技术属性放大服务匹配效率所形成的合力,进一步强化了核心区引力。为此,本文提出如下假设:

H1b:数字经济驱动城市商业和住宅功能区的"向心发展"。

(二) 有为政府和有效市场的调节作用

有为政府往往会在遵循经济社会发展规律的基础上弥补市场不足,侧重资源的公平和有效配置,以实现经济社会综合福利的最大化。而有效市场则通过市场机制、价格信号、自由竞争实现资源的高效配置,以"看不见的手"引导城市土地租金变化,进而达到空间资源的效益最大化。数字经济作为一种系统性冲击,首先改变企业与居民在信息搜寻、组织协同与匹配效率方面的成本结构与收益结构,从而驱动其产生空间位移的潜在意愿。然而,这种微观层面的空间效应能否最终"显化"为宏观功能区布局的变迁,还取决于政府在规划、供地与基础设施上的空间治理方式,以及市场机制在价格信号传导与要素流动配置中的有效程度。因此,本文将有为政府与有效市场的作用理解为数字经济空间效应释放的调节载体,并进一步明晰其作用的方向与潜在机制。通过识别这一调节机制,更客观地评估数字经济驱动功能空间布局演变的净效应。

1. 有为政府的引导效应和规制效应。在数字经济引致的系统性需求冲击下,企业和居民对生产生活的区位权衡会发生调整。然而,这种调整能否转化为可观测的城市功能区布局变化,往往受到政府在规划供地、基础设施与准入规制等方面的"有为"行为的影响。因此,有为政府很可能放大或削弱,甚至改变数字经济对城市功能空间格局的影响表现。其干预逻辑通常指向两类问题,即缓解市场自发演进中可能出现的空间资源配置低效,以及中心城区拥挤成本上升引致的外部性问题。在引导效应上,数字经济降低了生产协同管理与运输交易等诸多成本,使部分工业企业在区位选择上更倾向于地租更低、空间更具弹性的城市外围区域[40]。但在现实中,郊区往往受到交通可达性不足、公共服务供给滞后以及数字基础设施不完善等因素的制约,导致企业即便具有外迁意愿,也难以实现稳定的空间重组。政府通过交通建设和新型基础设施投入,提升了外围区位的基础承载能力,降低了企业外迁过程中的入驻成本与协同成本[41]。从而使数字经济驱动下的工业外迁更容易落地,并在空间上表现为更明显的离心演变。在规制效应上,尽管数字技术降低了部分交易成本,但高端服务业与创新活动对面对面交流的需求并未消失,反而可能推动总部、研发与商务活动继续向中心城区集聚[42]。在土地稀缺约束下,城市中心也容易出现拥挤与用地竞争加剧现象。政府通过限制中心城区高强度用地、提高准入门槛、推动低效用地再开发或引导部分功能疏解等规制工具,相当于提高中心区承载成本并强化退出机制[43],从而改变城市中心与外围相对成本结构与预期收益。在数字经济降低空间摩擦、提升外围连接能力的背景下,有为政府的规制效应也可能促使部分商业和住宅功能区向外围转移,使离心效应更易显化。总之,有为政府通过引导与规制的双重作用,提升了边缘区域的资源承载能力并降低了要素外扩的制度壁垒,从而显著强化了数字经济对功能区"离心演变"的驱动效应。为此,本文提出如下假设:

H2a:有为政府将强化数字经济对城市功能区空间格局"离心演变"的影响。

2. 有效市场的配置效应与集聚效应。有效市场通过形成高效的土地市场反馈机制,降低城市诸要素错配的概率,形成以效率最大化为导向的空间组织格局。在配置效应上,价格作为资源稀缺程度与配置效率

中国知网 https://www.cnki.net

的信号,决定了要素的空间流向[44-45]。数字经济中信息、资本、人才等高流动性要素在市场机制作用下,倾向于向网络节点密度大、回报率高、协同效率高的城市中心流动[46],即在空间层面表现为城市核心区的集聚价值再增强与数字功能再强化,进而放大了数字经济所引致的功能区“向心演变”趋势。在集聚效应上,有效市场更能形成良性的竞争机制与模仿机制[47]。其通过提升市场竞争程度和信息传导效率,降低进入壁垒,加速城市数字化变革过程中诸多要素在中心城区的集聚[48]。而随着中心城区逐渐形成了以总部经济、研发机构、风险投资、政策中介为代表的高阶服务体系,加之数字化赋能对于物理空间需求的降低,进一步支撑了城市各类功能区的“向心发展”。总之,有效市场通过提升城市诸要素配置效率与集聚外部性回报,实质上增强了城市中心在数字经济空间重构过程中的核心地位,从而显著强化了数字经济对城市空间格局“向心发展”的驱动效应。为此,本文提出如下假设:

H2b:有效市场将强化数字经济对城市功能区空间格局“向心发展”的影响。

二、研究设计

(一) 实证模型构建

为识别数字经济发展效应对城市主要功能区(工业、商业以及住宅)空间分布的影响方向和程度,首先借鉴廖信林等(2013)的研究思路[49],设置如下三个虚拟变量用于区分城市不同功能区空间的分布变迁。

$$D_IND_{ij,k=1}=\begin{cases}1 & \text{工业用地}\\ 0 & \text{其他用地}\end{cases};D_COM_{ij,k=2}=\begin{cases}1 & \text{商业用地}\\ 0 & \text{其他用地}\end{cases};D_RES_{ij,k=3}=\begin{cases}1 & \text{住宅用地}\\ & 0\text{其他用地}\end{cases}$$

其次,为了避免出现虚拟变量陷阱,参考沈鸿等(2023)的研究构造如下实证模型[50]:

$$\begin{aligned}\ln Disw_mg_{ijk,t}=\ &\alpha_0+\alpha_1 Digital_{it}+\alpha_2 Digital_{it}\times D_COM_{ij}+\alpha_3 Digital_{it}\times D_RES_{ij}\\ &+\sum\nolimits_c \alpha_c \ln City_Controls_{it}+\delta_i+\sigma_t+\omega_k+\varepsilon_{ijkt}\end{aligned}\tag{1}$$

模型(1)中,i 表示城市,j 表示出让的地块,k 表示地块的用途(工业、商业及住宅),t 表示年份。被解释变量 $Disw_mg$ 表示城市功能区与最近市中心之间的地理距离,关键解释变量是城市数字经济发展水平 $Digital$ 及其与城市商业和住宅功能区虚拟变量的交互项。该模型只将商业功能区(D_COM)和住宅功能区(D_RES)两个虚拟变量以交乘项的形式分别放入模型(1)中,而工业功能区(D_IND)则被视为基础类别。$City_Controls$ 反映了城市层面可能影响功能区空间分布的一系列控制变量,δ 表示不随时间变化的城市固定效应,σ 表示时间固定效应,ω 表示地块用途层面固定效应,ε 为随机扰动项。估计系数 α_1 衡量了基础类别,即工业功能区空间分布受到数字经济的影响程度和方向,α_1 分别与 α_2、α_3 的和表征了数字经济影响商业和住宅功能区分布变迁的净效应。

最后,借鉴熊彬和王志伟(2024)的做法[51],将有为政府(Gov)、有效市场(Mar)两个调节变量及它们与数字经济发展指数的交互项,分别引入模型(1)中,以考察政府和市场在数字经济影响城市功能区空间分布演变过程中的调节作用。而在控制变量中,剔除了财政预算缺口以防止其与调节变量同时放入实证回归模型中可能带来的多重共线性问题。具体回归模型如下:

$$\begin{aligned}\ln Disw_mg_{ijk,t}=\ &\alpha_0+\alpha_1 Digital_{it}+\alpha_2 Digital_{it}\times D_COM_{ij}+\alpha_3 Digital_{it}\times D_RES_{ij}\\ &+\alpha_4 \ln Gov_{it}+\alpha_5 \ln Gov_{it}\times D_COM_{ij}+\alpha_6 \ln Gov_{it}\times D_RES_{ij}\\ &+\alpha_7 \ln Gov_{it}\times Digital_{it}+\alpha_8 \ln Gov_{it}\times Digital_{it}\times D_COM_{ij}+\alpha_9 \ln Gov_{it}\times Digital_{it}\times D_RES_{ij}\\ &+\sum\nolimits_c \alpha_c \ln City_Controls_{it}+\delta_i+\sigma_t+\omega_k+\varepsilon_{ijkt}\end{aligned}\tag{2}$$

$$\begin{aligned}\ln Disw_mg_{ijk,t}=\ &\alpha_0+\alpha_1 Digital_{it}+\alpha_2 Digital_{it}\times D_COM_{ij}+\alpha_3 Digital_{it}\times D_RES_{ij}\\ &+\alpha_4 \ln Mar_{it}+\alpha_5 \ln Mar_{it}\times D_COM_{ij}+\alpha_6 \ln Mar_{it}\times D_RES_{ij}\\ &+\alpha_7 \ln Mar_{it}\times Digital_{it}+\alpha_8 \ln Mar_{it}\times Digital_{it}\times D_COM_{ij}+\alpha_9 \ln Mar_{it}\times Digital_{it}\times D_RES_{ij}\\ &+\sum\nolimits_c \alpha_c \ln City_Controls_{it}+\delta_i+\sigma_t+\omega_k+\varepsilon_{ijkt}\end{aligned}\tag{3}$$

中国知网　https://www.cnki.net

（二）变量设定

1. 被解释变量：城市功能区空间的分布。借鉴和改进韩峰和庄宗武（2023）在研究城市空间结构时对功能区空间分布的测度方法，创新性地使用三类城市用地到城市中心的加权地理距离作为城市功能区空间分布的代理变量[52]。具体分为以下三个步骤：（1）爬取、筛选和地理编码三类功能区。即从中国土地市场网（https://www.landchina.com）中爬取2003—2021年土地出让结果的公告数据后，依据其中的土地用途信息结合《城市用地分类与规划建设用地标准》（GBJ137-90），筛选和整理出研究期内工业用地（样本量621102）、商业用地（样本量325086）、住宅用地（样本量896896），再根据土地坐落信息，使用高德地图地理编码接口解析得到三种功能区的地理坐标系，并校准所在城市信息。（2）通过非参数探索性空间数据（ESDA）分析方法识别城市中心。现有研究多将政府所在地或城市行政区划的质心视为城市中心[53]。尽管有其合理性，但考虑到实际中可能存在规划的行政中心尚未形成区域人口或经济高密度区的情况，故依据王峤等（2021）、程开明等（2024）的研究方法[54-55]，利用高精度且连续年份的 LandScan 人口分布栅格数据，逐期逐地区分析城市内部每个栅格人口分布的局部空间自相关情况，并根据一个城市中心动态人口至少超过10万，且面积大于3平方公里（至少3个彼此相邻栅格）的筛选标准识别出城市真实中心。该阈值设定参考了已有研究普遍认可的处理方式，有效避免将规模较小、持续性不足的局部人口高值区，误识别为具备稳定公共服务功能和产业承载能力的城市中心。依据上述方法，本文识别出的城市中心具有动态性与非唯一性特征。需要指出的是，由于采用连续年份栅格数据逐年分析，城市中心的位置与数量变化已纳入识别模型，该模型会随时间推移动态更新，从而真实捕捉空间格局的演进轨迹。对于单中心城市，识别结果为唯一中心；对于多中心城市，则识别出多个高能级集聚点。考虑到微观主体的空间选址主要受局部极化效应约束，本文遵循“就近匹配”原则，将各地块匹配至空间几何距离最近的城市中心，以反映微观主体对局部中心区位便利性的权衡。在获取城市中心地理坐标的同时，提取最近中心的动态人口，用于后续距离的计算。（3）不同中心的能级差异会导致其对功能区的辐射强度并不同质，若仅使用绝对几何距离，则会把人口规模较小的弱中心与人口规模较大的强中心等权对待，从而低估主中心并高估弱中心对功能区布局的实际影响。基于此，本文在到最近城市中心几何距离的基础上，进一步引入对应最近中心的人口规模进行加权，以综合反映功能区地块与中心之间的空间远近及中心能级差异。具体计算公式如下：

$$\ln Disw_mg = \ln(1 + dist/centerpop) \tag{4}$$

式（4）中，*Disw_mg* 表示功能区地块与最近城市中心的加权距离，而 *dist* 相应为与最近城市中心的地理距离，*centerpop* 则表示最近城市中心的动态人口数量。该指标同时刻画了功能区地块相对于城市中心体系的空间远近与中心能级差异。在实证回归中，本文进一步对加权距离取自然对数，以降低极端值干扰并增强估计结果的稳健性。线性加权形式简洁、透明，能够以较为直接的方式体现中心能级差异与地理距离的联合影响，具有较强的可解释性。加之，线性加权能有效避免因主观设定复杂的非线性函数而放大超大中心的影响，从而降低权重设定本身对结果的额外干预。

2. 核心解释变量：数字经济发展指数。有关数字经济发展水平的度量方式主要有两种：一种是通过构建数字经济指标体系以测算数字经济发展水平；另一种是通过一系列与数字经济相关的政策准自然实验、数字经济政策文本及数字经济相关变量等直接表征方式去衡量数字经济的发展。为此，在基准回归中采用目前学术界普遍认可的综合指标体系度量方式，借鉴赵涛等（2020）的研究[56]，从互联网普及率、移动电话普及率、相关从业人员、相关产出情况和数字普惠金融五个方面构建数字经济发展水平指标体系，并借助熵权法进行赋权组合，最终得到数字经济发展指数（*Digital*）。该指标体系很好地体现了数字经济的技术与要素属性。其中，互联网普及率与移动电话普及率主要表征数字经济的物理接入能力与信息传输底座，体现了数字经济的技术属性。数字普惠金融、相关从业人员及产出情况则体现了数字经济的要素属性，反映了数字化转型对高端劳动力与资本要素的强引力作用。此外，为增强研究结论的稳健性，依据毛丰付等（2022）的研究[9]，从中国工商企业注册数据中筛选和匹配得到城市层面数字经济相关企业数量，表征城市数字产业化水平（*Digital_enterprise*）。参考李言和孙献贞（2024）的研究思路[57]，从中国国家知识产权局专利数据库中筛选得到数字经济相关授权专利数量，表征城市产业数字化水平（*Digital_patent*）。最后，分

中国知网 https://www.cnki.net

别利用数字产业化和产业数字化变量替换数字经济发展指数重新检验。

3. 控制变量:基础推动、内在驱动、外在作用。技术变革的推动、经济社会的驱动以及政策规划和自然约束是影响城市各主体开展经济社会活动空间区位选择的三股重要力量。借鉴大量学者对功能区空间分布演变和土地市场的研究,在实证模型中进一步引入以下一系列城市层面可能影响功能区空间分布的控制变量,以避免可能遗漏变量带来的估计偏差[58]。(1)基础推动力方面:交通基础设施水平(ln*Pinfra*),采用城市公路里程数,其是影响功能区空间分布的基础推动力。(2)内在驱动力方面:城市经济发展水平(ln*Pgdp*),通过地区人均生产总值表示,其反映处于不同发展阶段城市对于功能区分布变迁的内在需求;城区人口密度(ln*Popden*),反映了城市人口和经济集聚情况;固定资产投资(ln*Fixinv*),则体现了功能区用地需求的强度;金融深化程度(ln*Credfin*),借助信贷余额占 GDP 比重来度量,其既体现城市金融市场的发达程度,也反映城市功能区用地变迁的动机和能力。(3)外在作用力方面:一是以城市财政预算支出和收入之差占 GDP 的比重衡量财政预算缺口(ln*Fisgap*),刻画政府能力并反映地方政府驱动城市空间结构演变的需求和动力;二是利用 Yang 和 Huang(2021)的研究提供的城市水域覆盖面积栅格数据[59],表征影响城市功能区空间分布变迁的自然约束(ln*Water*)。在实证回归分析时对所有控制变量均做了对数化的平滑处理。

4. 调节变量:有为政府与有效市场。在有为政府的表征上,本文借鉴新结构经济学框架下对“有为政府”需兼顾效率与公平、修正市场失灵的理论设定,认为其核心在于地方政府在面对数字经济技术冲击与空间重构的过程中,通过因势利导弥补市场失灵、优化资源配置的治理效能。促进经济增长、实现充分就业、稳定物价和保持国际收支平衡作为四大宏观调控目标,不仅是地方政府履行公共治理职能的直接结果表现,更是评价其在复杂环境中维持市场稳定、提供空间公共品以及协调要素布局能力的综合表征。故参考王园园和王亚丽(2023)的研究[60],从经济产出(人均 GDP)、就业水平(失业率)、物价稳定(CPI)以及国际收支平衡(净出口与进出口总额之比)四个维度,运用 CRITIC 赋权法对政府治理能力与效率进行综合测度,以表征有为政府(*Gov*)。

在有效市场的度量上,利用王小鲁等(2021)所测得的研究期内中国省域市场化指数[61],并借鉴黄巧龙(2024)的方法[62],将省域市场化指数通过各城市经济发展水平予以分解,最终得到各地区市场化指数以度量有效市场(*Mar*)。之所以采用这一处理方式,一方面是为了在一定程度上克服省域市场化指数空间尺度较粗的局限,另一方面则是考虑到省域内部制度环境虽然有统一性,但不同城市在市场发育程度与要素配置效率上差异明显。因此,相较于直接采用省域均值,该方法能够更合理地刻画统一省级制度框架下不同城市市场环境有效性的相对差异。回归时,对调节变量做了对数化和均值中心化处理以增强结果的解释力。

(三) 数据来源与描述性统计

研究涉及2003—2021年中国283个地级及以上城市,主要数据涵盖三个层次:一是利用精确到1平方公里空间颗粒度的美国能源部橡树岭国家实验室发布的 LandScan 高分辨率全球人口分布栅格数据集,识别城市中心并提取相应中心的动态人口,为城市功能区空间分布的测度提供支撑;二是利用 Python 代码从“中国土地市场网”获得研究所需要的,包括供地面积、供地方式、出让价格、土地用途和行业分类等地块层面相关数据,以获得城市功能区空间分布相关指标和地块层面相关控制变量;三是收集整理《中国城市统计年鉴》、《中国城乡建设统计年鉴》、《中国分省份市场化指数报告》、各地区历年政府工作报告、CNRDS 数据库、企研科技数据平台等城市层面数据,用于测度数字经济发展水平以及获取调节变量和控制变量的数据。对于其他少量缺失数据,通过统计公报或线性插值法予以补充。从表1的变量描述性统计中可以发现,功能区分布距离(ln*Disw_mg*)的最大值和最小值分别为7.3039和0.0004,说明不同类型功能区空间分布差异较大。城市数字经济发展指数(*Digital*)的均值为0.0876,表明各地区总体的数字经济发展水平仍有较大提升空间。

样本期设定为2003—2021年,主要基于多源数据匹配的一致性与完整性考虑。该时期既覆盖了中国数字经济由起步扩散到加速深化的重要阶段,也能够保证土地交易微观数据、年度人口栅格数据、数字经济指标及相关控制变量在城市层面的连续匹配与口径可比性,从而更有利于识别数字经济对城市功能区空

中国知网　https://www.cnki.net

间格局重塑的结构性影响。与此同时,考虑到疫情冲击及特殊年份可能带来的短期扰动,本文进一步通过剔除特殊年份样本验证了核心结论的可靠性。

表1 主要变量说明和描述性统计

变量名称与符号	观察数	均值	标准差	最小值	最大值
功能区分布距离(ln*Disw_mg*)	1843084	1.5032	1.0719	0.0004	7.3039
数字经济发展指数(*Digital*)	1843084	0.0876	0.0869	0.0015	0.8963
交通基础设施(ln*Pinfra*)	1843084	9.4708	0.6404	5.5134	12.7657
经济发展水平(ln*Pgdp*)	1843084	1.3773	0.6879	-1.4397	3.3689
城区人口密度(ln*Popden*)	1843084	-1.4099	0.7323	-5.1443	0.6978
固定资产投资(ln*Fixinv*)	1843084	7.2226	1.0963	1.5845	10.4078
金融深化(ln*Credfin*)	1843084	-0.1330	0.5383	-2.5860	2.6445
财政预算缺口(ln*Fisgap*)	1789112	-2.7893	1.0805	-9.5438	1.0817
自然约束(ln*Water*)	1843084	5.5152	1.1626	-5.7860	8.0503
有为政府(*Gov*)	1634606	0.4988	0.1268	0.0975	0.7411
有效市场(*Mar*)	1634606	1.1778	1.7794	0.0786	11.3790

三、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表2汇报了数字化驱动下城市工业、商业及住宅三类功能区的空间分布演变的回归结果,逐步添加交通技术变革、经济社会、自然约束和人为干预4个维度一系列城市层面控制变量后的结果[列(4)]显示:就工业用地而言,城市数字经济发展指数(*Digital*)在1%的水平下显著为正,系数值为0.2912,表明工业功能区在数字技术作用下更倾向于向低成本、强承载的外围区位疏解。就商业和住宅用地来说,回归系数均在1%的水平下显著为负,系数大小分别为-0.3209(即0.2912+(-0.6121))和-0.2490(0.2912+(-0.5402))。数字经济发展会推动商业和住宅功能区向城市中心集聚,其中商业功能区响应幅度最大,表明数字经济对中心区消费、服务和流量组织能力的强化作用最为直接;住宅功能区虽也呈向心趋势,但幅度相对较弱,其空间调整更多通过就业机会、公共服务和生活便利性改善等间接渠道实现。基准回归结果表明,数字经济对城市功能区空间格局的影响并非简单表现为整体扩散或整体集聚,而是工业"离心"与商住"向心"并存的差异化重组过程。这不仅初步验证和支持了H1,还为数字化变革中城市功能区分布规律找到了一个基于中国情境的经验证据,进而为数字时代城市内部功能区空间优化布局的顶层设计提供有益参考。

表2 数字经济与城市功能区空间分布:基准回归结果

变量	ln*Disw_mg*			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Digital	0.1553***	0.1419***	0.1498***	0.2912***
	(0.0159)	(0.0159)	(0.0162)	(0.0172)
Digital×*D_COM*	-0.5355***	-0.5412***	-0.5411***	-0.6121***
	(0.0185)	(0.0185)	(0.0185)	(0.0195)
Digital×*D_RES*	-0.5001***	-0.5073***	-0.5032***	-0.5402***
	(0.0140)	(0.0140)	(0.0141)	(0.0149)
ln*Pinfra*		-0.0716***	-0.0729***	-0.0830***
		(0.0043)	(0.0044)	(0.0045)
ln*Pgdp*			0.0217***	0.0083
			(0.0051)	(0.0054)

中国知网 https://www.cnki.net

(续表2)

变量	ln*Disw_mg*			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln*Popden*			0.0082***	0.0046**
			(0.0019)	(0.0020)
ln*Fixinv*			-0.0187***	-0.0178***
			(0.0021)	(0.0021)
ln*Credfin*			0.0505***	0.0447***
			(0.0046)	(0.0047)
ln*Fisgap*				-0.0021
				(0.0016)
ln*Water*				0.0263***
				(0.0073)
_cons	1.5190***	2.1988***	2.3336***	2.2879***
	(0.0014)	(0.0407)	(0.0423)	(0.0548)
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
土地用途固定	是	是	是	是
观察值	1843084	1843084	1843084	1789112
Adj R^2	0.4084	0.4085	0.4086	0.4086

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平,括号内为稳健标准误。下表同。

(二) 稳健性检验

1. 内生性问题的处理。基准回归结果表明,数字经济发展将驱动城市三类功能区空间分布发生变迁,但这一影响的识别也可能受到反向因果、遗漏变量等内生性问题干扰。一方面,数字经济发展的强融合特征和低成本效应的显现改变了城市生产生活方式,即时化、线上化和碎片化等诸多社会经济活动新特征,使工业经济时代的城市功能区布局受到冲击。然而,不容忽视的是不断调整的城市内部空间结构也可能更加符合数字经济空间发展的需求,从而助力城市抓住数字经济发展机遇。因此,无法回避研究可能存在的反向因果问题。另一方面,尽管从影响城市空间结构演变的三个主要驱动力出发,添加了一系列可能影响城市功能区空间分布的控制变量,但基准回归结果仍可能存在部分无法观测的特征,尤其是中国情境下土地供给与规划所具有的显著政府主导性而引致的遗漏变量问题,进而对识别产生干扰。此外,交互项的引入使内生性结构更加复杂。多维工具变量集合提供了更充足的外生变异,提高了第一阶段的预测强度,缓解了估计偏误。

本文试图寻找一些合适的工具变量,并通过工具变量法来缓解潜在内生性问题。由于模型(1)涉及数字发展经济指数及其两个交互项共3个内生变量,根据模型识别的阶条件,需引入至少3个工具变量以实现因果识别。为此,本文构建了涵盖历史、趋势及政策维度的3个工具变量集合,并进行过度识别检验。具体包括:一是根据与数字经济发展相关的历史数据构造工具变量。参考赵涛等(2020)的做法[56],利用1984年各地区邮局历史数据与上一年全国互联网宽带接入数量的交互,构建工具变量(*IV*1),以解决内生性问题。邮局在早期互联网发展中起关键作用,因此历史邮局数量与城市数字经济发展可能正相关。同时,该工具变量不会直接影响城市功能区分布,满足外生性要求。二是利用数字经济发展指数本身去构造 Bartik IV,即借鉴Goldsmith-Pinkham(2020)的做法[63],采用滞后一阶的城市数字经济发展指数与全国层面均值的一阶差分交互项来构造 Bartik IV(*IV*2),该工具变量反映地区数字经济按全国增长率增长的预测值,符合相关性要求,且对城市功能区分布格局无系统性影响,保证了外生性。三是参考李万利等(2023)的研究[64],使用“宽带中国”和“智慧城市”试点政策作为工具变量(*IV*3和 *IV*4),若城市在研究期内被选为试点城市,则工具变量取值为1,否则为0。这些政策为入选城市提供了数字经济发展机遇,对城市数字经济发展有着重要影响,同时对功能区空间分布影响较小,保证了外生性。

中国知网　https://www.cnki.net

表3报告了工具变量法两个阶段的回归结果。其中,第一阶段回归结果显示,所有工具变量与数字经济发展均有着显著的正相关关系,这与理论预期相符。无论是弱工具变量检验的 *Cragg-Donald Wald F* 统计量,还是识别不足检验的 *Kleibergen-Paap rk LM* 统计量,抑或是过度识别的 p 值结果,均证实了工具变量选取的合理性。第二阶段回归结果显示,使用工具变量后工业功能区数字经济发展回归系数依旧显著为正,商业和住宅功能区则显著为负,表明基准回归研究结论是稳健、有效的。数字经济并不只是伴随城市空间重构而同步演进,而是在较大程度上对城市功能区布局调整发挥了独立而稳定的推动作用。

表3 基于工具变量的检验结果

变量	*Digital*	ln*Disw_mg*
	(1)	(2)
IV1	0.0040***	
	(0.0000)	
*IV*2	0.3279***	
	(0.0035)	
*IV*3	0.0195***	
	(0.0001)	
*IV*4	0.0225***	
	(0.0001)	
Digital_IV		9.4215***
		(0.8220)
Digital_IV × *D_COM*		−23.3485***
		(2.2700)
Digital_IV × *D_RES*		−11.5618***
		(1.0914)
Cragg-Donald Wald F	91.824	
Kleibergen-Paap rk LM	179.366	
控制变量	是	是
城市固定	是	是
年份固定	是	是
土地用途固定	是	是
观察值	1528895	1475336

注:过分识别检验的 p 值为0.3401。

2.考虑替换被解释和解释变量再检验。在替换被解释变量方面,为排除基准模型中利用 ESDA 方法识别城市中心时,设定特定识别阈值(人口与面积)可能带来的测量偏误与敏感性担忧,本文采取了变更城市中心识别方式的检验策略。该策略分别利用当地市政府所在地以及城市地理空间质心作为城市中心,重新测算三类城市功能区距中心的人口加权距离作为被解释变量的替代指标 ln*Disw_gov*、ln*Disw_uce*,进行稳健性检验,以确保研究结论的稳健可靠。从表4列(1)和(2)的回归结果来看,估计系数的显著性和符号均与基准回归保持一致。可见,在变换城市中心定义方式后,尽管中心识别口径与权重基准均发生了变化,但本文核心结论依然稳健。研究发现其并不依赖于单一城市中心识别口径或特定的权重形式设定,因而在较大程度上缓解了识别方法与阈值设定可能引致的测量偏误。

在替换解释变量方面,鉴于数字产业化发展很大程度上直接体现当地数字经济发展水平,而产业数字化转型是数字经济赋能效应发挥的重要载体,数字化转型渗透可以间接地体现出当地数字经济的发展情况,故将数字经济发展指数替换为数字产业化(*Digital_enterprise*)和产业数字化(*Digital_patent*)进行稳健性检验。表4中列(3)和(4)的结果表明,无论是估计系数的符号还是显著性水平,均与基准回归保持一致。这意味着,数字经济对城市功能区空间格局的重塑并非仅由某一种特定指标体系所识别,而是在数字产业

中国知网 https://www.cnki.net

化和产业数字化两个维度上均表现出较为一致的方向性影响。换言之,工业功能区向外围疏解、商业和住宅功能区向中心集聚的空间演变规律,具有较强的指标稳健性和现实可靠性。

表4　稳健性检验:替换被解释与解释变量

变量	替换被解释变量		替换解释变量	
	ln*Disw_gov*	ln*Disw_uce*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*
	(1)	(2)	(3)	(4)
Digital	0.4142***	0.0346***		
	(0.0166)	(0.0109)		
Digital × *D_COM*	−0.7954***	−0.3196***		
	(0.0197)	(0.0122)		
Digital × *D_RES*	−0.6435***	−0.2405***		
	(0.0145)	(0.0097)		
Digital_enterprise			0.0199***	
			(0.0023)	
Digita_enterprisel × *D_COM*			−0.0469***	
			(0.0030)	
Digital_enterprise × *D_RES*			−0.0398***	
			(0.0028)	
Digitall_patent				0.0084***
				(0.0017)
Digita_patentl × *D_COM*				−0.0543***
				(0.0020)
Digital_patent × *D_RES*				−0.0505***
				(0.0017)
_cons	2.9710***	2.7345***	2.2520***	2.4719***
	(0.0585)	(0.0311)	(0.0541)	(0.0551)
控制变量	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
土地用途固定	是	是	是	是
观察值	1789112	1789112	1789112	1789112
Adj R^2	0.2983	0.5302	0.4083	0.4086

3.其他稳健性检验。在剔除样本稳健性方面:(1)尽管在城市功能区空间分布度量时,已经考虑到了城市规模差异而使用了距城市中心的加权地理距离,但为了进一步排除城市行政等级差距过大对识别结果的潜在干扰,将直辖市、省会和副省级城市样本进行剔除后重新检验。(2)城市工业、商业和住宅功能区是基于土地用途的划分而获得的,其中可能存在土地用途和行业分类不一致的情况,导致数字经济作用效果的识别存在偏误。故将工业、商业和住宅用地分别直接对应的制造业、服务业和房地产业保留,即剔除土地用途与行业不一致样本后重新回归。(3)考虑到2006年之前土地交易市场样本的非人为因素缺失过多,以及2019年末暴发的新冠疫情对土地交易市场、社会经济发展等诸多方面的影响,为此,剔除2006年之前和2019年之后的特殊年份样本重新回归。表5列(1)至(3)结果显示,剔除样本,其他稳健性检验结果与基准回归保持一致。这表明,本文所揭示的工业功能区“离心演变”以及商业、住宅功能区“向心发展”格局,并非由特殊城市样本、土地用途与行业归属不一致或疫情等短期扰动所驱动,而是具有较强普遍性的城市空间演化规律。

在进一步控制稳健性方面:(1)尽管城市功能区空间分布的其他驱动力主要来自城市层面,尤其是针对本章所使用的土地市场交易数据进行表征时更是如此,但考虑到中国的强行政等级关系实际情况,进一

中国知网　https://www.cnki.net

步引入省份—年份的固定效应交互项,以控制来自省份层面随时间变化的不可观测差异。(2)考虑到土地面积、土地金额等地块层面因素对影响程度和方向的干扰,进一步引入地块层面的多个控制变量进行再回归。(3)为进一步排除政府干预与增长竞争的干扰,借鉴韩峰和庄宗武(2023)的研究[52],收集和整理2003—2019年中国283个城市政府工作报告中有关经济增长目标的数据,并通过该城市经济增长目标与所在省份经济增长目标的比值去体现该城市政府可能的增长竞争与干预力度(*GovGDP*)。结果如表5列(4)至(6)所示,三类功能区的数字经济效应估计系数的显著性和符号均与基准回归一致,也说明研究结论是稳健、可信的。这说明,所识别的工业"离心"与商住"向心"格局,并非主要由省级层面遗漏因素、地块异质性或地方政府短期增长导向所致,而是在更严格控制条件下依然成立的数字经济空间重组净效应。

表5 其他稳健性检验:剔除样本与进一步控制

变量	剔除高行政等级城市	剔除用途与行业不一致	剔除特殊年份样本	引入省份—年份交互固定	引入地块层面固定	控制政府经济增长压力
	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Digital	0.1847***	0.3285***	0.3169***	0.3678***	0.0744***	0.4087***
	(0.0228)	(0.0197)	(0.0188)	(0.0201)	(0.0182)	(0.0185)
Digital × *D_COM*	−0.4001***	−0.6272***	−0.6319***	−0.5788***	−0.5164***	−0.6698***
	(0.0280)	(0.0246)	(0.0208)	(0.0195)	(0.0200)	(0.0203)
Digital × *D_RES*	−0.5571***	−0.5105***	−0.6052***	−0.4199***	−0.4925***	−0.6182***
	(0.0191)	(0.0166)	(0.0159)	(0.0154)	(0.0154)	(0.0155)
ln*GovGDP*						−0.0598***
						(0.0062)
land_area					−0.0189	
					(0.0134)	
land_price					−0.0003***	
					(0.0001)	
land_way					0.0506***	
					(0.0024)	
_cons	3.5518***	1.8539***	1.9389***	3.8246***	2.9233***	
	(0.0607)	(0.0602)	(0.0810)	(0.0820)	(0.0784)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
土地用途固定	是	是	是	是	是	是
省—年交互固定	否	否	否	是	否	否
观察值	1558591	1373019	1468698	1789110	1595195	1586164
Adj R^2	0.4033	0.4064	0.4133	0.4211	0.3957	0.4183

(三) 异质性分析

数字经济对城市功能区空间格局的影响并非均质发生,而是随城市所处的发展阶段、既有空间结构以及区域联系条件的不同而呈现出显著差异。具体而言,发展阶段决定数字经济空间效应是更多体现为增量扩张还是存量优化,空间结构决定功能外迁与集聚重组的承载条件、调整成本与扩散路径,区域联系则影响数字经济空间效应的扩散范围、传导效率与协同方式。基于此,本文从发展阶段、空间结构、区域联系3个维度出发,对数字经济驱动城市功能区空间演变的异质性进行系统检验。

1. 发展阶段异质性。(1)数字经济发展阶段异质性。数字经济对城市空间的塑造并非一蹴而就,而是具有显著的技术演进特征。识别数字经济从早期的信息工具属性向深层要素属性演变过程中,其空间重塑

中国知网 https://www.cnki.net

力是否存在跨越阈值的动态变化,将有助于厘清技术成熟度如何改变微观主体的空间偏好。为此,本文依据数字经济在中国的发展所呈现出的明显阶段特征,参考毛丰付等(2025)的研究[7],将样本划分为2007年及之前、2008至2012年、2013至2016年、2017年及之后4个数字经济发展存在明显差异的阶段进行分组重新估计回归,以检验数字经济效应对于城市功能区空间分布变迁的时期变化。表6结果显示,2007年及之前,数字经济发展对城市商业和住宅功能区影响的估计系数均显著为负,而对工业功能区并不显著。2008至2012年,数字经济对商业和住宅功能区显著为负的影响持续,但对工业区开始显现显著为正的影响。2013至2016年,数字经济发展则显著影响城市三大功能区的空间分布,且影响的方向与上一阶段保持一致,影响幅度的变化主要表现在住宅功能区空间分布方面。2017年及以后,数字经济的乘数效应凸显,对城市各类功能区的影响均显著为正。这说明,随着数字化影响的广泛渗透,各类功能区的分布均不再执着于城市中心,而是利用数字技术实现更优区位的选择。背后原因除了数字技术的发展、数字化渗透各类功能区的速度和程度,还可能源于数字经济发展带来生产和生活组织方式、思维方式的革新,以及平台等数字空间对城市物理空间的互补效应。

表6　数字经济阶段性异质性结果

变量	2007年及之前	2008至2012年	2013至2016年	2017年及之后
	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*
	(1)	(2)	(3)	(4)
Digital	0.4919	0.2104***	0.1404**	0.3960***
	(0.5097)	(0.0373)	(0.0562)	(0.0337)
Digital × *D_COM*	−5.5931***	−0.7833***	−0.7982***	−0.3385***
	(0.2463)	(0.0400)	(0.0351)	(0.0339)
Digital × *D_RES*	−1.8574***	−0.3993***	−0.8202***	−0.1326***
	(0.1717)	(0.0281)	(0.0296)	(0.0277)
_cons	−1.9506***	2.7108***	2.0965***	3.5849***
	(0.3779)	(0.2555)	(0.3218)	(0.2217)
控制变量	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
土地用途固定	是	是	是	是
观察值	219718	591928	478035	499431
Adj R^2	0.4784	0.4191	0.4164	0.4347

(2)城市产业发展阶段异质性。城市功能区的空间分布也是产业演进的映射,在工业化与后工业化阶段,土地边际产出与功能需求的差异决定了数字经济是作为增量扩张的工具,还是存量优化的动力。为此,本文依据工业化和后工业化城市的概念内涵[65],将第一产业、第三产业增加值小于第二产业的城市视为工业化城市组,将第一产业、第二产业增加值小于第三产业的城市视为后工业化城市组,探讨不同产业基底在数字化重塑空间过程中的异质作用。表7列(1)和(2)结果显示,后工业化城市的工业离心效应(0.3467)显著强于工业化城市(0.0640),证实了在服务业主导阶段,中心城区高昂的级差地租倒逼工业部门利用数字技术向外围扩散,数字化作为“去中心化工具”的效率释放更充分。同时,后工业化城市的商业向心效应净系数(−0.3066)同样强于工业化城市(−0.1729),反映了数字经济强化高端服务业集聚的乘数效应随产业层级提升而增强;而工业化城市更显著的住宅向心效应(−0.3086)则揭示了数字化配套在转型初期对人口分布强烈的空间锁定作用。

(3)产业结构特征异质性。产业结构作为城市经济活动的空间载体,其构成特征直接决定了数字经济对生产与生活要素的重组效率。在不同的产业结构下,数字技术对传统功能的“挤出效应”与对新兴功能的“吸附效应”存在本质差异。为此,本文借鉴李亚茹等(2024)的研究[66],以研究期城市的产业结构高级

中国知网　https://www.cnki.net

化水平中位数为划分标准，将城市划分为产业结构高值组与低值组，以探讨不同产业结构特征下，数字经济驱动功能区布局效应释放的异质作用。表7列(3)和(4)结果显示，高值组城市的工业离心效应显著强于低值组，表明在服务业占比更高的结构下，数字经济效应能更有效地引导制造业向城市外围扩散；同时，高值组的商业向心效应净系数(-0.2411)也强于低值组(-0.1388)，验证了数字化转型对高端服务业集聚红利的释放。而低值组城市表现出更为剧烈的住宅向心效应，反映了在制造业占比较高的结构下，数字经济通过提升生活便利性对居住人口产生了更强的空间锁定作用。

表7 城市产业发展阶段和产业结构特征异质性结果

变量	工业化城市	后工业化城市	产业结构高级化高值组	产业结构高级化低值组
	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*
	(1)	(2)	(3)	(4)
Digital	0.0640**	0.3467***	0.5046***	0.2359***
	(0.0321)	(0.0325)	(0.0226)	(0.0332)
Digital × *D_COM*	-0.2369***	-0.6533***	-0.7457***	-0.3747***
	(0.0382)	(0.0280)	(0.0228)	(0.0403)
Digital × *D_RES*	-0.3726***	-0.3938***	-0.5345***	-0.5436***
	(0.0243)	(0.0249)	(0.0190)	(0.0259)
_cons	1.3392***	-3.2031***	1.8382***	2.1323***
	(0.0925)	(0.1712)	(0.0974)	(0.0861)
控制变量	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
土地用途固定	是	是	是	是
观察值	593120	320213	954504	834608
Adj R^2	0.4870	0.3532	0.3981	0.4410

2. 空间结构异质性。(1)城市等级结构异质性。不同等级城市在资源禀赋与空间效率上处于不同均衡点。高等级城市面临高昂的拥挤成本与地租，数字经济可能更多作为“减压阀”驱动功能疏解；而低等级城市仍处于规模收益递增阶段，数字化可能起到“效率补偿”作用以强化中心集聚。因此，利用2020年第一财经新一线城市研究所以商业资源、城市枢纽以及城市活跃度等为评选指标划分的城市等级，[①]对283个城市样本进行多个等级划分，剖析数字经济效应对不同等级城市功能区空间分布演变的影响。表8列(1)至(3)的结果显示：一线城市的三类功能区空间分布在数字化驱动下均呈现出显著的“离心”趋势；二线城市工业功能区回归系数显著为正，而商业和住宅功能区则显著为负；三线城市三类功能区分布却呈现显著“向心”之势。究其原因可能是，一线城市数字化响应程度和发展阶段更为成熟，而三线城市由于城市规模相对较小，城市集聚经济仍有较大发挥空间，数字经济效应在优化城市功能区空间分布时可能会更加倾向于集聚产生的规模效应。

(2)城市内部形态结构异质性。对于逐步迈入后城镇化发展阶段的中国来说，城市发展正加快从规模扩张型向结构优化型、功能协调型转变。城市既有的物理形态是数字经济作用于空间的现实载体，其结构类型决定了功能区外迁的空间承载力与转换摩擦成本。多中心城市拥有的次级节点能够为工业“离心”提供低租金且具备基建配套的承载空间，而单中心结构可能因缺乏缓冲地带而对空间重塑产生限制。为此，本文基于识别的城市中心，将城市中心数量大于等于2的城市视为多中心城市，剩余城市归为单中心城市，考察空间形态约束如何影响数字经济对功能区分布的塑造效应。表8列(4)和(5)结果显示：无论单中心城市还是多中心城市，数字经济的发展都将显著驱动商业和住宅功能区分布的“向心发展”；但对于工业功

①来源网站：https://www.yicai.com/brief/100648804.html。

中国知网 https://www.cnki.net

能区来说,多中心城市显著为正,而单中心城市的影响却并不显著。出现上述结果的原因可能是,多中心城市一个或多个要素汇集的次中心放大了数字经济对物理距离削弱的作用,且很可能提供了更加符合工业企业布局的地租条件和环境规制要求。故数字经济对工业功能区分布的“离心”效应更为显著。

表8　城市等级结构与内部形态结构异质性结果

变量	一线	二线	三线	单中心	多中心
	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Digital	0.9439***	0.2311***	−0.7148***	0.0140	0.3144***
	(0.0291)	(0.0390)	(0.0499)	(0.0401)	(0.0197)
Digital × *D_COM*	−0.5694***	−0.3448***	−0.5050***	−0.3949***	−0.6726***
	(0.0286)	(0.0392)	(0.0551)	(0.0455)	(0.0214)
Digital × *D_RES*	−0.6163***	−0.2697***	−0.3078***	−0.0998***	−0.5916***
	(0.0224)	(0.0291)	(0.0408)	(0.0343)	(0.0165)
_cons	−5.1048***	1.7994***	2.1899***	5.1052***	1.0310***
	(0.1431)	(0.1606)	(0.0979)	(0.1040)	(0.0772)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
土地用途固定	是	是	是	是	是
观察值	245895	314161	511623	443247	1336778
Adj R^2	0.3776	0.2049	0.2782	0.4784	0.3826

3. 区域联系异质性。(1)城市群网络联系异质性。数字经济的核心特征在于网络外部性,而区域一体化水平通过打破行政壁垒,显著降低了跨区域要素流动的协调成本。在一体化程度较高的地区,数字经济效应能更有效地发挥“时空压缩”作用,加速功能区间的功能置换与梯度转移。为此,依据中国“十四五”规划纲要中所提及的19个主要城市群,将283个城市样本中属于城市群城市的视为一组,其余为非城市群组,探讨空间关联度与要素流动性对数字经济效应释放的异质作用。表9列(1)至(2)的结果显示,城市群与非城市群城市的三类功能区的回归系数均显著为正,但影响的相对幅度并不相同。城市群城市商业功能区具有更加明显的“向心发展”趋势,而非城市群则是住宅功能区。此外,与非城市群城市相比,城市群城市的商业功能区布局受到数字经济发展的影响更为明显。这背后的原因可能是:区域一体化发展程度更高的城市群城市,城市之间的经济、社会、文化等多方面的差距相对较小,数字经济效应的释放更加充分,对于城市功能区空间分布的优化调整可能更多体现在直接相关的商业功能区空间分布塑造上。

(2)南北区域联系条件异质性。除城市群网络联系外,区域联系条件还会通过市场环境、路径依赖和发展基础差异影响数字经济空间效应的显化方式。南北地区在区域联系条件、市场发育程度和数字化响应特征等方面存在系统差异,这可能进一步改变数字经济对功能区空间分布的作用强度。南方地区较高的市场化水平使得数字经济能更有效地通过竞租机制驱动空间要素置换;而北方地区较强的工业路径依赖则可能对数字化驱动的空间重构产生结构性锁定。从数字经济发展阶段和特征看,南方地区的城市数字化响应时间更早、范围更广,表现出多点开花、广辐射态势,北方城市则侧重于核心圈层的集聚效应[67]。故依据许宪春等(2021)基于“秦岭—淮河”一线对于中国南北区域的划分方法[68],将研究样本划分为中国南方和北方两组城市,以检验数字化影响城市功能区空间分布演变可能表现出来的南北区位异质性。表9列(3)和(4)结果显示:北方城市工业功能区回归系数符号为正,但并不显著;南方城市则显著为正。这意味着南方城市更易利用数字技术突破空间约束,驱动工业“离心”演变。而商业和住宅功能区南北方城市的回归系数均显著为负,但影响幅度北方明显大于南方。这反映了在北方核心集聚的增长范式下,数字经济的效率补偿作用进一步强化了中心城区的要素吸附力。

中国知网　https://www.cnki.net

表9 区域联系异质性结果

变量	城市群	非城市群	北方地区	南方地区
	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*	ln*Disw_mg*
	(1)	(2)	(3)	(4)
Digital	0.1743***	0.9210***	0.0430	0.3560***
	(0.0175)	(0.1130)	(0.0332)	(0.0204)
Digital × *D_COM*	−0.5717***	−0.9784***	−0.8296***	−0.5330***
	(0.0195)	(0.1263)	(0.0347)	(0.0236)
Digital × *D_RES*	−0.4586***	−1.4258***	−0.3262***	−0.6857***
	(0.0150)	(0.0988)	(0.0310)	(0.0170)
_cons	0.7039***	9.3706***	1.1447***	3.3701***
	(0.0568)	(0.1961)	(0.0718)	(0.0861)
控制变量	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
土地用途固定	是	是	是	是
观察值	1439832	349280	609645	1179467
Adj R^2	0.3978	0.3295	0.3645	0.4332

四、进一步分析:有为政府与有效市场的调节作用

在数字经济深刻重塑城市空间格局的过程中,其空间效应并非自发形成,而是受到政府调控与市场机制的共同影响。在“十五五”规划更加强调政府和市场协同作用的背景下,制度引导与市场机制如何作用于数字时代城市内部空间要素配置和布局优化值得思考。为此,进一步从“有为政府”与“有效市场”视角出发,探讨两者在数字经济驱动下城市空间演化过程中的调节机制及其差异化作用。

表10呈现了有为政府和有效市场的调节作用检验结果,整体上无论是工业、商业还是住宅功能区,数字经济与有为政府交互项、数字经济与有效市场交互项对城市功能区空间分布影响的回归系数均十分显著。这说明,数字经济对城市功能区空间格局的影响并非自动显化,而是会受到政府治理能力与市场环境有效性的显著调节。不同制度条件下,数字经济推动工业“离心”与商住“向心”的空间效应会以不同强度和方向表现出来。具体来说:

有为政府调节结果显示:(1)工业功能区数字经济发展回归系数显著为正,且其与有为政府交互项的估计系数也显著为正。这意味着,在数字经济降低协同与交易成本的基础上,地方政府治理能力越强,越能够通过园区建设、基础设施供给和外围承接区配置,将工业外迁意愿转化为现实的空间疏解路径。(2)商业功能区数字经济与有为政府交互项的估计系数为1.2466(即0.1959 + 1.0507),这与商业功能区数字经济发展回归系数符号相反,且有为政府的回归系数显著为负。这表明,政府治理能力提升并不必然强化中心区商业集聚,反而可能通过空间规制、功能疏解和公共资源再配置,抑制商业功能在核心区的过度集中,从而对数字经济带来的商业“向心”形成一定替代效应。(3)住宅功能区交互项系数显著为负的同时,其数字经济发展对于功能区分布距离的回归系数也显著为负。这说明,在中国快速城镇化和公共服务仍需完善的现实背景下,地方政府在住房供给、公共资源配置和中心区功能优化中的积极作为,会进一步强化数字经济推动住宅功能向中心集聚的趋势。上述结果在一定程度上验证了有为政府将强化数字经济对城市功能区空间格局的“离心演变”。

有效市场调节结果显示:(1)工业功能区数字经济发展与有效市场交互项的回归系数为 −0.1321,但

中国知网 https://www.cnki.net

数字经济发展、有效市场对于工业功能区分布的估计系数均显著为正。这意味着,在市场机制更有效的地区,工业功能区布局更多受价格信号和效率所引导,数字经济带来的外围疏解动力并不会被无限放大,而是会被中心区规模经济和市场回报优势部分抵消。(2)商业功能区交互项的估计系数和数字经济对于商业功能区分布距离的回归系数均显著为负。这表明,有效市场能够强化中心区在高端消费、信息服务和商业流量组织上的资源配置优势,从而使数字经济更容易在商业功能区表现为中心强化效应。(3)住宅功能区数字经济发展回归系数显著为负的同时,交互项系数显著为0.0286[即(-0.1321)+0.1607]。这说明,在住房市场投资属性较强、土地调控仍较明显的中国情境下,市场机制并未完全按照理论预期强化住宅向心,反而可能因价格分化、居住成本上升和职住分离等因素,对数字经济带来的住宅中心集聚形成一定约束。上述结果部分验证了有效市场将强化数字经济对城市功能区空间格局的“向心发展”。

值得注意的是,中国晚起步、快发展且差距较大的城镇化进程,使城市公共服务供给和基础设施完善程度仍存在明显差异,地方政府在优化住宅功能区布局时普遍具有较强的“向心”动力。与此同时,快速扩张的城市空间、较强的土地市场调控以及住房市场的投资属性,也使有效市场的作用未能如理论预期那样进一步强化数字时代住宅功能区的“向心发展”。这表明,有为政府与有效市场对数字经济空间效应的调节并非单一方向上的线性强化,而是呈现出明显的功能区差异化特征,尤其在住宅功能区上表现出较强的中国情境依赖性。

表10　有为政府和有效市场调节作用的检验结果

有为政府		有效市场	
变量	(1)	变量	(2)
Digital	0.2902***	*Digital*	0.3636***
	(0.0177)		(0.0214)
Digital × *D_COM*	-0.5333***	*Digital* × *D_COM*	-0.3689***
	(0.0194)		(0.0256)
Digital × *D_RES*	-0.5943***	*Digital* × *D_RES*	-0.6608***
	(0.0146)		(0.0182)
ln*Gov*	-0.0907***	ln*Mar*	0.0377***
	(0.0098)		(0.0093)
ln*Gov* × *D_COM*	-0.0250**	ln*Mar* × *D_COM*	-0.0301***
	(0.0102)		(0.0031)
ln*Gov* × *D_RES*	0.1450***	ln*Mar* × *D_RES*	-0.0190***
	(0.0078)		(0.0025)
Digital × ln*Gov*	0.1959***	*Digital* × ln*Mar*	-0.1321***
	(0.0564)		(0.0127)
Digital × ln*Gov* × *D_COM*	1.0507***	*Digital* × ln*Mar* × *D_COM*	-0.0894***
	(0.0838)		(0.0193)
Digital × ln*Gov* × *D_RES*	-0.6060***	*Digital* × ln*Mar* × *D_RES*	0.1607***
	(0.0678)		(0.0160)
_cons	1.1589***	*_cons*	1.3079***
	(0.0612)		(0.0616)
控制变量	是	控制变量	是
城市固定	是	城市固定	是
年份固定	是	年份固定	是
土地用途固定	是	土地用途固定	是
观察值	1634606	观察值	1634606
Adj R^2	0.4178	*Adj* R^2	0.4177

中国知网　https://www.cnki.net

五、结论与启示

数字化重构不仅是推动经济转型的技术过程,更是实现以人民为中心的城市空间再平衡与优化过程。本文以数字经济对功能空间布局的重塑为切入点,系统分析了数字化进程中“离心”与“向心”双重力量的空间效应,旨在回应数字经济如何影响城市功能区空间分布,以及这一影响在何种条件下发生变化。基于2003—2021年中国283个城市的高频土地市场交易数据,创新性地构建了城市内部三类主要功能区的空间分布长面板数据集,并从整体趋势、时空差异与机制作用3个维度识别了数字经济对城市内部空间结构演化的综合影响及其调节机制。研究发现:

(1)数字经济发展对城市功能区空间分布有着显著的影响,但不同功能区分布演变趋势却不尽相同。其中,工业功能区呈现出“离心演变”趋势,而商业和住宅功能区则更多地表现为“向心发展”规律。这一结论通过一系列稳健性检验后依旧稳健可信,说明数字经济既打破了工业区的中心依赖,也强化了生活与消费空间的中心集聚。

(2)功能区空间分布演变在发展阶段、空间结构与区域联系3个维度呈现显著的异质性。在发展阶段上,随着数字技术由早期接入向深层要素赋能演进,以及城市产业基础由工业化向后工业化转型,数字经济推动各类功能区实现更优区位选择的作用逐步增强。在空间结构上,宏观城市等级与微观空间形态共同构成了空间要素置换的推拉力。一、二线城市较高的拥挤成本叠加多中心结构较强的承接能力,使工业功能区“离心演变”更为显著;而商业和住宅功能区的“向心发展”趋势则在不同类型城市中普遍存在,并在二、三线城市中更为突出。在区域联系上,拥有更强网络外部性的城市群内部城市,以及市场化经营更为成熟的南方城市,能够有效降低要素跨区域流动成本,受数字化驱动的空间重塑效应更为明显。

(3)有为政府和有效市场在城市功能区布局演变中均发挥了重要调节作用,但方向有所差异。有为政府在加强数字时代工业功能区的“离心”分布和住宅功能区的“向心”发展的同时,弱化了商业功能区的“向心”分布演变趋势,而有效市场的调节作用却恰恰相反。

上述研究发现为“十五五”时期城市在数字经济驱动下实现空间结构优化与高质量发展提供了有益启示:

(1)适配数字化竞租规律,实施基于城市能级与类型的差异化空间调控路径。数字经济驱动下,不同等级和类型城市的功能区演化方向并不一致,因而不宜采取“一刀切”的空间治理方式。在一线及新一线城市,应有序引导竞租能力较低的工业向外围承载区梯度疏解,为高附加值生产性服务业和创新功能优化存量空间。二、三线城市则应更加注重提升中心城区数字基础设施与公共服务水平,增强其集聚和承载能力,防止空间无序蔓延。对于多中心城市,应强化次中心在产业承接、人口分担和公共服务供给中的节点作用。对于城市群内部城市,则应依托区域一体化条件,优化中心城区与周边节点城市之间的功能分工与空间协同,提升商业服务功能的组织效率与辐射能力。

(2)顺应工业功能区离心疏解趋势,强化外围承载区的综合支撑能力。依托工业互联网、远程协作平台和数字基础设施建设,降低外围区域在信息协同和组织管理上的距离约束。同时,加快完善综合交通、物流节点、标准厂房和生产性服务设施,提升外围承载区的产业配套成熟度与空间吸引力,从而实现非核心制造环节和空间需求较大的生产活动向外围组团有序转移,避免工业外迁演变为无序扩张和低效率蔓延。

(3)缓解商业与住宅功能区向心压力,提升中心城区的服务能级。商业与住宅功能区持续向心发展的态势,意味着中心城区在数字经济背景下面临更强的人口、消费与服务集聚压力。对此,应充分利用城市大数据资源,依托城市大脑等智慧治理平台,优化交通组织、社区服务和公共资源配置,缓解高密度环境下的拥堵与空间供给紧张。通过增加保障性住房、教育医疗和便民服务供给,提高土地产出强度与空间复合利用水平,引导中心城区由规模扩张转向品质提升。

此外,还应统筹发挥政府引导、市场配置与数字技术赋能作用,构建城市空间治理的动态感知、精准决策与柔性调节能力,为差异化空间调控、工业有序疏解和中心区品质提升提供坚实的制度与技术保障。

中国知网 https://www.cnki.net

需要进一步指出的是,本文虽然将工业功能区“离心演变”与商业、住宅功能区“向心发展”分别置于不同模型中进行识别,但这并不意味着不同功能区的空间演变彼此孤立。相反,在现实城市空间重构过程中,工业功能区向外围疏解,可能释放中心区土地资源和空间容量,为商业升级与住宅需求回流创造条件;而商业和住宅功能持续向心,又会进一步强化中心区在消费、服务、就业与公共资源配置上的综合优势,并提升工业活动外迁的相对收益。数字经济驱动下的城市空间重构,并非不同功能区独立演进的简单加总,而是工业疏解与商住回流相互耦合、互为条件的系统过程。鉴于本文当前识别重点在于刻画数字经济对不同功能区空间分布的差异化净效应,故未对上述动态反馈关系作进一步量化识别,这也指明了后续研究可继续深化的方向。

参考文献:

[1]Tung C L, He S W, Mei L, et al. Exploring the influence of transportation on urban spatial structure using the spatial Durbin model: evidence from 265 prefecture-level cities in China [J]. Computational Urban Science, 2024, 4(1): 1-12.

[2]孙久文,王潜. 面向“十五五”时期的区域经济发展:成效、挑战与路径探索[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版),2025(5):5-14.

[3]Dadashpoor H, Yousefi Z. Centralization or decentralization? A review on the effects of information and communication technology on urban spatial structure [J]. Cities, 2018, 78: 194-205.

[4]Afradi K, Nourian F. Understanding ICT's impacts on urban spaces: a qualitative content analysis of literature [J]. GeoJournal, 2022, 87(2): 701-731.

[5]段巍,王兵,韩婕. 数字经济重塑产业布局:理论机制与中国实践[J]. 南京社会科学,2025(3):46-57.

[6]Yousefi Z, Dadashpoor H. How do ICTs affect urban spatial structure? A systematic literature review [J]. Journal of Urban Technology, 2020, 27(1): 47-65.

[7]毛丰付,高雨晨,侯玉巧. 数字经济如何影响城市规模空间分布:扁平化还是中心化[J]. 经济经纬,2025(4):45-58.

[8]Zhu W J, Chen J J. The spatial analysis of digital economy and urban development: a case study in Hangzhou, China [J]. Cities, 2022, 123: 103563.

[9]毛丰付,高雨晨,周灿. 长江经济带数字产业空间格局演化及驱动因素[J]. 地理研究,2022(6):1593-1609.

[10]Hellwig V. Tech hubs within cities-determinants and dynamics [J]. The Annals of Regional Science, 2024, 73(4): 1885-1916.

[11]赵放,李文婷,马婉莹. 数据要素市场化能否促进数字产业集聚——来自准自然实验的证据[J]. 浙江学刊,2024(3):143-152.

[12]迟远英,姚兴佳,张彦钊,等. 数字经济重塑首都都市圈产业空间布局:宏观效应与微观机理[J]. 经济与管理评论,2025(2):5-17.

[13]Davidson R, Poor N. Location, location, location: how digital platforms reinforce the importance of spatial proximity [J]. Information, Communication & Society, 2019, 22(10): 1464-1478.

[14]黄经南,于光平,杨石琳,等. 从工业城市、后工业城市到人工智能城市——由当前机器代人引发的城市产业空间演变思考[J]. 城市发展研究,2023(3):98-105.

[15]Occhini G, Wolf L J, Tranos E. Not so “placeless” after all. Understanding the spatial implications of the digital economy [J]. Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science, 2026, 53(1): 68-89.

[16]孙逸渊,冯健. 信息通信技术影响下日常生活与空间互动研究框架[J]. 地理学报,2025(8):2055-2071.

[17]刘一丝. 数字经济背景下城市空间演化与治理路径探析[J]. 中州学刊,2022(6):21-27.

[18]Cuerdo-Vilches T, Navas-Martín M Á, Oteiza I. Working from home: is our housing ready? [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2021, 18(14): 7329.

[19]Ceder A. Urban mobility and public transport: future perspectives and review [J]. International Journal of Urban Sciences, 2021, 25(4): 455-479.

[20]冯健,沈昕. 信息通讯技术(ICT)与城市地理研究综述[J]. 人文地理,2021(5):34-43,91.

[21]李晓华. 新工业革命对产业空间布局的影响及其表现特征[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2021(2):1-10.

[22]牛强,吴宛娴,伍磊. 信息时代城市活动与空间的演变与展望——基于线上线下的视角[J]. 城市发展研究,2022(10):

中国知网　https://www.cnki.net

96-106.
[23]Grodach C, Taylor E, Hurley J, et al. Industrial district transitions: agglomeration and gentrification in urban industrial zones [J]. International Journal of Urban and Regional Research, 2026, 50(1): 170-190.
[24]张宏韫,席广亮,甄峰.南京都市圈数字技术产业空间集聚特征及影响机制研究[J].现代城市研究,2025(11):60-67.
[25]钟雨妮,罗震东,乔艺波.大都市数字化日常消费的时空特征——以杭州市外卖 O2O 消费为例[J].地理科学,2024(10):1747-1757.
[26]Fan P L, Yue W Z, Zhang J M, et al. The spatial restructuring and determinants of industrial landscape in a mega city under rapid urbanization [J]. Habitat International, 2020, 95: 102099.
[27]Veile J W, Schmidt M C, Voigt K I. Toward a new era of cooperation: how industrial digital platforms transform business models in Industry 4.0 [J]. Journal of Business Research, 2022, 143: 387-405.
[28]谭洪波,夏杰长.数字贸易重塑产业集聚理论与模式——从地理集聚到线上集聚[J].财经问题研究,2022(6):43-52.
[29]钟昌标.论数字经济与资源空间配置理论创新[J].学术交流,2025(1):88-96.
[30]张强,赵爽耀,蔡正阳.高端装备智能制造价值链的生产自组织与协同管理:设计制造一体化协同研发实践[J].管理世界,2023(3):127-140.
[31]Goldfarb A, Tucker C. Digital economics [J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3-43.
[32]Formánek T, Sokol O. Location effects: geo-spatial and socio-demographic determinants of sales dynamics in brick-and-mortar retail stores [J]. Journal of Retailing and Consumer Services, 2022, 66: 102902.
[33]邓智团.元宇宙与城市发展:逻辑阐释与规划应对[J].城市规划学刊,2022(3):44-49.
[34]Wang S G, Zhai C C, Zhang Y X. Evaluating the impact of urban digital infrastructure on land use efficiency based on 279 cities in China [J]. Land, 2024, 13(4): 404.
[35]梅国平,何珏,汪寿阳,等.AI 重塑经济高质量发展:“节约型”与“增强型”技术的双重逻辑[J].系统工程理论与实践,2025(11):3532-3553.
[36]Sadowski J. Cyberspace and cityscapes: on the emergence of platform urbanism [J]. Urban Geography, 2020, 41(3): 448-452.
[37]Qin X, Zhen F, Zhang S Q. Housing space and ICT usage: a cross sectional case study in the Netherlands [J]. Cities, 2021, 114: 103208.
[38]徐伟,张庆禧,武前波.后工业时代全球城市转型与城市更新:以加拿大多伦多为例[J].世界地理研究,2026(1):1-17.
[39]王嵩,黄经南,王存颂,等.人工智能影响下的城市空间演变设想:基于城市未来学的视角[J].城市发展研究,2023(12):1-8.
[40]李国正,郑宏林,张彦钊.数字经济能提升超大特大城市承载力吗?——以北京市为例[J].中国人口·资源与环境,2023(6):116-127.
[41]袁晓玲,郗继宏,李朝鹏,等.为城市发展定标:科学内涵、基本框架与核心问题[J].城市发展研究,2021(6):17-24.
[42]Storper M, Venables A J. Buzz: face-to-face contact and the urban economy [J]. Journal of Economic Geography, 2004, 4(4): 351-370.
[43]秦蒙,杜聪,刘修岩.地方政策不连续与容积率规制——来自城市土地出让的证据[J].经济学(季刊),2024(3):1014-1030.
[44]Song W J, Zhao M Y, Yu J. Price distortion on market resource allocation efficiency: a DID analysis based on national-level big data comprehensive pilot zones [J]. International Review of Economics & Finance, 2025, 102: 104128.
[45]陶晓慧,刘天悦,黄琪翔.区块链赋能政府引导基金管理研究——基于政府与市场关系有效融合的视角[J].财政科学,2025(4):67-78.
[46]陈宇斌,王森.数字经济空间集聚结构驱动共同富裕——基于区域创新与产业结构升级的作用机理[J].经济问题探索,2024(12):176-190.
[47]Han D R, Li M M, Lu K. Digital platforms enabling carbon neutral technology innovation: based on market incentives and government constraints [J]. Humanities and Social Sciences Communications, 2025, 12(1): 1-17.
[48]袁晓玲,王书蓓,贺斌.中国城市多中心发展格局演化及驱动因素研究[J].城市问题,2023(12):60-69.
[49]廖信林,顾炜宇,王立勇.政府 R&D 资助效果、影响因素与资助对象选择——基于促进企业 R&D 投入的视角[J].中国

中国知网 https://www.cnki.net

工业经济,2013(11):148-160.
[50]沈鸿,范剑勇,刘胜. 开发区升级、土地配置结构与产业分工地位[J]. 经济学动态,2023(7):110-131.
[51]熊彬,王志伟. 数字经济“双试点”政策对创业活跃度影响效应研究——有为政府与有效市场协同视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2024(6):36-53.
[52]韩峰,庄宗武. 城市空间结构优化与企业创新[J]. 商业经济与管理,2023(11):68-86.
[53]陆铭,向宽虎,李鹏飞,等. 分工与协调:区域发展的新格局、新理论与新路径[J]. 中国工业经济,2023(8):5-22.
[54]王峤,刘修岩,李迎成. 空间结构、城市规模与中国城市的创新绩效[J]. 中国工业经济,2021(5):114-132.
[55]程开明,张海阳,高东东. 城市人口多中心化影响土地空间错配的机制及效应[J]. 中国土地科学,2024(12):67-78.
[56]赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020(10):65-76.
[57]李言,孙献贞. 数字技术发展能否推动产业协调发展?[J]. 新疆社会科学,2024(1):85-96.
[58]Henderson J V, Su D L, Zhang Q H, et al. The costs of political manipulation of factor markets in China [J]. CEPR Discussion Paper, 2020: 15247.
[59]Yang J, Huang X. The 30 m annual land cover dataset and its dynamics in China from 1990 to 2019 [J]. Earth System Science Data, 2021, 13(8): 3907-3925.
[60]王园园,王亚丽. 数字经济能否促进产业结构转型?——兼论有效市场和有为政府[J]. 经济问题,2023(3):35-44.
[61]王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2021.
[62]黄巧龙. 数字乡村建设赋能农村高质量发展[J]. 东南学术,2024(5):160-172.
[63]Goldsmith-Pinkham P, Sorkin I, Swift H. Bartik instruments: what, when, why, and how [J]. American Economic Review, 2020, 110(8): 2586-2624.
[64]李万利,刘虎春,龙志能,等. 企业数字化转型与供应链地理分布[J]. 数量经济技术经济研究,2023(8):90-110.
[65]贺舒琪,穆恩怡,戴晓冕,等.“鸟起巢中,水出源头”:区域产业动态的碳排放效应[J]. 地理研究,2024(3):535-557.
[66]李亚茹,杨文博,张海浪. 数字经济对产业结构高级化的促进作用——基于消费与投资需求端的分析[J]. 商业经济研究,2024(14):92-96.
[67]赵放,刘雨佳. 中国数字经济的联系强度、空间结构与发展策略[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版),2021(4):99-108.
[68]许宪春,雷泽坤,窦园园,等. 中国南北平衡发展差距研究——基于“中国平衡发展指数”的综合分析[J]. 中国工业经济,2021(2):5-22.

(责任编辑　郭宝才　王　权)

中国知网　https://www.cnki.net