

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2025.12.003

# 互联网对城市内部经济布局的重塑效应研究： 基于去中心化的视角<sup>①</sup>

季 鹏<sup>1</sup>, 袁莉琳<sup>2\*</sup>

(1. 北京建筑大学城市经济与管理学院, 北京 100044; 2. 北京工业大学经济与管理学院, 北京 100124)

**摘要:** 互联网对经济地理格局的重塑发挥了重要作用, 互联网如何影响城市内部经济布局值得进一步探索。本文通过将互联网这一外生因素引入单中心城市企业区位选择模型, 理论推演互联网重塑城市内部经济布局的内在机理, 并利用夜间灯光数据、工商企业注册数据、工业企业数据等多源微观数据实证检验互联网对中国城市去中心化的影响及作用机制。研究发现: 互联网能够显著促进城市去中心化布局。机制检验表明, 互联网通过影响企业区位进而促进城市经济活动去中心化布局, 并通过降低中心城区企业的人工成本强化城市中心的集聚力, 通过降低企业管理成本和交易成本扩大城市中心的分散力。进一步研究发现, 互联网在促进城市去中心化的同时, 推动了城市多中心空间结构的形成。

**关键词:** 互联网; 城市内部经济布局; 去中心化; 多中心空间结构

**中图分类号:** F429.9    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1007-9807(2025)12-0031-15

## 0 引言

以现代信息网络为主要载体的新经济形态, 正推动生产方式、生活方式和治理方式深刻变革。习近平总书记曾在 2016 年网络安全和信息化工作座谈会上指出, “我国经济发展进入新常态, 新常态要有新动力, 互联网在这方面可以大有作为”, 互联网将为新常态下的中国经济发展提供新动力, 加速区域经济增长的新旧动能转换<sup>[1]</sup>。根据中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的第 55 次《中国互联网络发展状况统计报告》显示, 截至 2024 年 12 月, 中国网民规模达 11.08 亿, 互联网普及率达 78.6%, 相比于 21 世纪初不足 5% 的互联网普及率, 中国互联网在 20 余年间实现了飞速发展。当下中国形成了全球最为庞大、生机勃勃的数字社会, 互联网已经嵌入到人们生产、生活的

方方面面, 网络空间已然成为人类活动的“第五疆域”。

在中国经济发展进入新常态, 资本和劳动力等传统资源驱动经济增长乏力的情况下, 地理空间作为一种重要的生产要素逐渐成为经济提质增效的重要途径。人类历次工业革命都带来了地理空间格局的重大变革, 蒸汽机时代产业向动力源周围集聚、电气化时代铁路扩展了产业的分布范围。在互联网时代, 经济地理格局是否也发生了深刻变革? 伦敦政治经济学院的经济学家 O'Brien 曾发表“地理的终结(The end of geography)”论断, 即随着互联网和现代化通讯技术的大规模应用, 人、物、资金和信息的分布和流动将倾向于平均化和扁平化, 地理差异将初步消失。这一论断在现实中的中国初现端倪, 在互联网快速发展时期, 中国企业在空间上出现了“集聚逆转”<sup>[2]</sup>, 产业空

① 收稿日期: 2024-10-24; 修订日期: 2025-04-17.

基金项目: 国家自然科学基金资助青年项目(72203018); 国家社会科学基金资助青年项目(22CJL031); 北京社会科学基金资助青年项目(23GLC053).

通讯作者: 袁莉琳(1991—), 女, 福建宁德人, 博士, 副研究员. Email: yuanll@mail.nankai.edu.cn

间集聚程度呈现下降趋势<sup>[3]</sup>.

在城市内部,集聚的空间结构同样愈发不稳定,无论是西方发达国家还是国内城市都出现了去中心化(decentralization)的现象<sup>[4-7]</sup>. 以 21 世纪以来中国城市内部经济布局演化特征为例,本文利用局部加权回归(LOWESS)的非参数拟合方法对城市夜间灯光密度与到城市 CBD 距离进行拟合发现(如图 1),尽管灯光密度值随着到 CBD 距离递减,但比较 2001 年、2010 年和 2023 年三条拟合线可知,城市核心区(图中竖直虚线以左)灯光密度随时间递减,即 2023 年的拟合线低于 2010 年和 2001 年的拟合线,而城市外围地区(图中竖直虚线以右)的灯光密度随时间增加. 这说明,城市内部经济布局依然遵循从中心到外围随距离衰减的规律,但随着时间的推移,中国城市内部经济空间的中心—外围结构正在逐步弱化,出现扁平化趋势. 同一时期,中国互联网得到了飞速发展,对城市去中心化布局的演变可能发挥了重要作用.

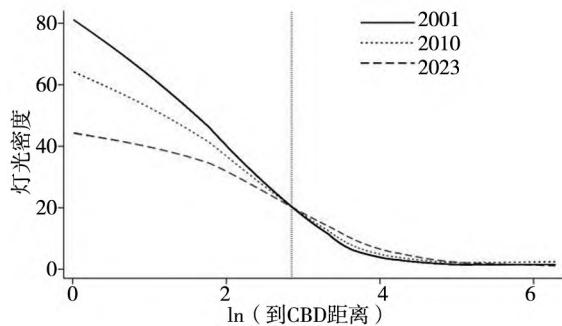


图 1 城市灯光密度与到 CBD 距离的 LOWESS 拟合

Fig. 1 LOWESS fitting of nighttime light density and distance to CBD

因此,本文聚焦于城市内部,一方面将互联网引入单中心城市企业区位选择模型,推演互联网重塑城市内部经济布局的内在机理;另一方面,将多源微观数据与空间数据进行整合,实证检验互联网对城市去中心化的影响及作用机制. 本文可能的边际贡献为:1)从城市内部视角,将互联网这一外生变量引入企业区位选择模型,从引力机制和扩散机制两方面推演互联网影响城市去中心化的内在机理,拓展了数字经济背景下互联网重塑城市内部经济布局的理论框架;2)利用城市内部乡镇级夜间灯光数据,引入距离矩阵构建城市去中心指标,衡量城市内部经济布局情况,并实证检验互联网对中国城市去中心化的影响,补充了

互联网重塑城市内部经济布局的中国经验;3)在机制检验方面,利用多源微观企业数据,检验互联网发展影响企业区位选择进而促进城市经济活动去中心化布局的作用机制,并分别从互联网降低中心城区企业人工成本角度验证互联网强化城市中心集聚力的引力机制,从互联网降低企业管理成本和交易成本角度验证互联网扩大城市中心分散力的分散机制,剖析了互联网重塑城市内部经济布局的作用机制“黑箱”.

## 1 文献综述与理论假说

### 1.1 文献综述

互联网的发展与广泛应用对经济布局造成了剧烈冲击,一方面,互联网本身在空间上的分布差异会加剧空间的不平衡程度;另一方面,互联网通过影响人们生产、生活、消费方式间接造成经济布局重塑. 本文主要探讨互联网间接造成的经济布局重塑,相关研究主要涉及以下三种观点:

1) 互联网促进了经济活动的分散化布局<sup>[8, 9]</sup>. 该种观点认为,互联网使得企业更容易分解部门功能,并降低管理、研发部门与生产车间空间分离产生的信息传递成本<sup>[10]</sup>,促进企业内部空间组织的最优布局;在行业层面,传统工业经济时代因专业化分工带来的报酬递增往往被交易费用抵消,互联网的出现增加了企业空间选址的自由度<sup>[11]</sup>,不仅降低了企业迁出中心城区的机会成本,也放大了拥挤成本的分散力<sup>[2]</sup>. 此外,互联网的普及打破了信息孤岛,提高了企业信息的透明度和外界对企业的感知度,缩短了将新产品不可观察到的知识变成共同知识的时间,降低了企业发现和被发现的成本<sup>[12]</sup>,从而降低了经济活动的空间集聚程度.

2) 互联网促使经济活动分布更加集聚<sup>[13, 14]</sup>. 该种观点认为信息技术和面对面交流是互补而非完全替代关系<sup>[15, 16]</sup>,尽管互联网能够有效减少形式知识(explicit knowledge)的传播障碍,降低远距离的信息传递成本<sup>[17]</sup>,但暗默知识(tacit knowledge)、制度因素的存在,协作、商誉和信任等关系管理的需要,使得地理距离和经济集聚力不会消亡<sup>[18]</sup>. 互联网的普及提高了企业间的信息传输频率,信息的数量、种类和复杂性随之增加,使得处

理这些复杂事务所需的暗默知识数量在不断提升, 空间邻近知识发源地的面对面互动交流显得尤为重要<sup>[19]</sup>. 而且, 随着互联网应用不断嵌入生产、生活, 增加了企业单位时间的业务量, 运输成本的重要性不断让位于时间成本的重要性, 更加突出企业向中心集聚的重要性<sup>[20]</sup>. 此外, 互联网的应用能够通过“协同效应”和“效率效应”等多种渠道降低企业的生产成本<sup>[21, 22]</sup>, 从而抵消过度集聚产生的拥挤效应, 利润增加吸引企业进驻.

3) 互联网对经济布局的重塑呈现集聚和分散的双重特点. 该种观点认为互联网对经济布局的影响是一个需要具体分析和经验研究的问题. 首先, 在互联网冲击下, 不同空间尺度出现集聚与分散同时存在的空间形态<sup>[23]</sup>. 其次, 互联网对不同地区经济活动分布的影响是不同的, 例如, Sohn 等<sup>[24]</sup>的研究发现, 信息技术能够促进芝加哥地区企业的集聚, 而使得首尔地区的企业分散化布局. 此外, 互联网对经济布局的影响是非线性的<sup>[25, 26]</sup>, 当拥挤成本较低时, 互联网促进空间集聚, 当拥挤成本较高时, 互联网推动空间扩散<sup>[2]</sup>.

通过以上文献梳理, 本文认为有几个问题值得进一步探索和挖掘: 1) 互联网的空间重塑效应仍没有达成一致认识, 特别是在不同空间尺度上, 互联网重塑经济布局的内在机理和宏观表现是不同的, 当前研究更多的从宏观尺度上探索互联网重塑经济布局的理论与现实证据, 而针对互联网如何影响城市内部经济布局的研究仍较为缺乏; 2) 经济布局演变的宏观表现是微观企业区位选择行为的结果, 但目前对于互联网重塑城市内部经济布局的研究缺乏微观层面的机制分析与实证检验; 3) 当前对于城市内部经济布局的研究大多聚焦于集聚或分散等传统话题, 利用基尼系数、区位商、赫芬达尔指数等测算城市经济活动的均匀分布程度, 而缺少对城市内部区位的刻画. 鉴于信息技术的飞速发展, 城市内部经济活动分布出现去中心化、郊区化和多中心化等复杂现实形态, 从城市内部区位角度更加细致刻画经济布局值得深入探索. 因此, 本文聚焦于城市内部视角, 理论推演互联网重塑城市经济布局的内在机理, 并构建指标测度城市去中心化程度, 实证检验互联网对城市去中心化布局的影响与机制.

## 1.2 理论假说

本文将互联网引入 Fujita 等<sup>[27]</sup> 构建的单中心城市企业区位选择模型. 在该模型中, 消费者既是商品和服务的需求者, 又是为企业提供劳动力的工人, 企业集中在城市中心 CBD, 工人居住在 CBD 周围.

### 1.2.1 消费者行为

消费者效用函数为  $U(Z, S)$ , 其中  $Z$  代表商品组合,  $S$  代表土地消费, 为简化分析, 假定每个消费者的土地消费是固定的并标准化为 1. 代表性消费者居住在  $x$ , 工作在  $x_w$ , 从而得到消费者面临的预算约束为

$$Z + \frac{t}{B} |x - x_w| + R(x) = W(x_w) \quad (1)$$

其中  $t$  为单位距离的往返通勤成本, 考虑到互联网大幅降低了工人的通勤成本<sup>[28]</sup>, 本文以  $\frac{t}{B}$  表征互联网对工人通勤成本的影响,  $B$  为大于 1 的常数;  $R(x)$  为  $x$  处的土地租金;  $W(x_w)$  为  $x_w$  处的工资率.

在单中心城市模型中, 大量企业位于 CBD, 因此  $x_w = 0$ , 选择居住在  $x$  处代表性工人的均衡条件为

$$\bar{Z} + \frac{t}{B}x + R(x) = W \quad (2)$$

其中  $\bar{Z}$  为效用最大化条件下的商品消费量, 不失一般性, 假定土地的机会价值(opportunity value)为 0, 从而得到工人的居住区边界扩大到  $\hat{x} = \frac{(W - \bar{Z})B}{t}$ .

如图 2 所示, 在 CBD 以外没有任何企业的情况下, 均衡地租为

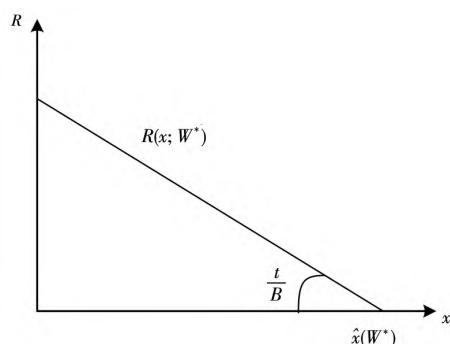


图 2 互联网影响下的城市结构

Fig. 2 The urban configuration under the influence of the Internet

$$R(x; W) = \begin{cases} W - \bar{Z} - \frac{t}{B}x, & x \leq \hat{x}(W) \\ 0, & x > \hat{x}(W) \end{cases} \quad (3)$$

由于模型中城市是从 CBD 向两边扩张, 每单位土地上只有一个工人, 所以劳动的供给函数为

$$N^s(W) = 2\hat{x}(W) = \frac{2B(W - \bar{Z})}{t} \quad (4)$$

另外, 假定位于 CBD 企业的劳动需求函数是线性的, 且  $N^d(W) = \frac{A - W}{\theta}$ , 其中  $A$  和  $\theta$  为正的常数, 由此, 得到劳动力市场出清时的均衡工资为

$$W^* = \frac{At + 2B\theta\bar{Z}}{t + 2B\theta} \quad (5)$$

由于  $A - \bar{Z} > A - W > 0$ , 故在劳动力市场均衡条件下

$$\frac{dW^*}{dt} > 0, \frac{dW^*}{d\theta} < 0, \frac{dW^*}{dB} < 0 \quad (6)$$

从而得到在劳动力市场均衡条件下, 互联网能够降低企业人工成本 ( $W^*$ ), 进而强化城市中心的集聚力.

### 1.2.2 生产者行为

代表性企业  $e$  的利润由收益和成本的差额构成, 成本包括与到 CBD 距离 ( $x_e$ ) 相关的人工成本 ( $W_e$ )、企业单位产品离开 CBD 生产造成知识溢出损失的“临近成本”( $b$ ) 以及与企业位置无关

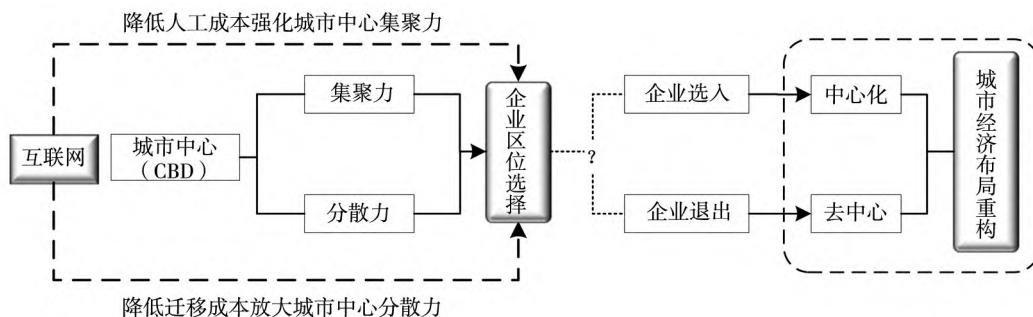


图 3 互联网重塑城市经济布局的内在机理

Fig. 3 Intrinsic mechanisms of the Internet in reshaping the urban economic layout

## 2 研究设计与数据说明

### 2.1 变量设置与数据说明

鉴于中国互联网自进入 21 世纪快速发展起

的所有其他固定投入的边际成本 ( $c$ ). 考虑到互联网改变了传统信息传递方式, 提高了形式知识的传递效率, 一方面降低了企业跨地区协调各部门工作的管理成本, 另一方面降低了当地企业获取信息和进行跨区交易的成本, 进而抵消企业离开 CBD 生产的“临近成本”. 本文用  $b/D$  表征互联网对临近成本的影响, 其中  $D$  为大于 1 的常数. 互联网能够降低企业离开 CBD 的“临近成本”, 促进企业向城市外围迁移, 即放大城市中心的分散力.

最后, 代表性企业  $e$  的利润函数可以扩展为

$$\Pi_e = \tilde{P}\tilde{Q} - W_e(x_e)\tilde{L} - \left(\frac{b(x_e)}{D} + c\right)\tilde{Q} \quad (7)$$

追求利润最大化的企业最终区位选择是互联网外生因素影响下城市中心集聚力和分散力相互作用的结果<sup>[29]</sup>, 而微观企业区位选择的宏观表现即为城市内部经济布局的演变. 然而, 互联网是否促进了城市去中心化布局, 取决于两种相对力量的叠加结果, 需要现实证据加以检验, 如图 3 所示. 基于上述分析, 本文提出三个理论假说.

**假说 1** 互联网能够影响企业区位选择, 进而重塑城市内部经济布局.

**假说 2** 互联网能够降低中心城区企业的人工成本, 强化城市中心的集聚力.

**假说 3** 互联网能够降低企业管理成本和交易成本, 放大城市中心的分散力.

来, 本文以 2001 年—2023 年为研究期, 中国 280 个地级及以上城市为研究对象, 搜集和整理互联网发展相关数据测度城市互联网发展水平. 基于越小的空间单元, 对城市内部经济布局的刻画越精确, 因此, 本文尝试采用乡、镇、街道级(简称乡

镇)空间单元刻画城市内部经济布局。但是目前国内城市统计数据中并没有长时间段乡镇尺度的经济社会数据,本文参照 Henderson 等<sup>[30]</sup>和李强等<sup>[31]</sup>将夜间灯光数据作为经济发展的代理指标。在机制分析中,用到的微观企业数据分别来自于中国工业企业数据库和全国工商企业注册数据库。城市层面的其他数据来源于历年《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》以及各地方统计局。变量的构建与数据处理方式如下:

### 2.1.1 被解释变量

本文构建城市去中心化指数作为被解释变量。具体地,借鉴 Garcia-López 和 Moreno-Monroy<sup>[32]</sup>、Ji 和 Yuan<sup>[7]</sup>的思路,通过引入空间距离,测算城市内部经济活动与 CBD 之间的距离关系,以此来衡量城市去中心化布局特征。具体设计如下

$$ADC = \frac{\sum_i s_i \times D_i}{\sqrt{\frac{area}{\pi}}} \quad (8)$$

其中等式左边  $ADC$  为城市去中心化指数,等式右边分子测度了城市内部经济活动分布到 CBD 的加权平均距离,权重  $s_i$  为乡镇  $i$  夜间灯光总值占该城市夜间灯光总值的比重,  $D_i$  为乡镇  $i$  距离城市 CBD 的距离<sup>②</sup>。为便于指标的计算结果在不同城市之间进行比较,本文借鉴 Harari<sup>[33]</sup>的思路,将计算得到的结果除以该城市半径进行标准化处理。

### 2.1.2 核心解释变量

本文的核心解释变量为城市互联网发展指数 ( $Int$ ),具体地,借鉴黄群慧等<sup>[34]</sup>的方法,从互联网应用和产出角度,选择互联网普及率、互联网相关从业人员、互联网相关产出和移动互联网用户数四个维度的指标进行综合测算。其中,互联网普及率采用户均互联网宽带接入数代理,互联网相关从业人员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收入代理,移动互联网用户数采用户均移动电话数代理。在具体计算过程中,先将四个指标进行标准化处理,为保证指标测算的客观性,本文采用熵权法确定各个指标的权重,并综合成一个指标代理互联网发展水平。

### 2.1.3 控制变量

本文分别从城市自然地理因素和经济地理因素两个方面选取控制变量。其中,自然地理因素包括城市的河流密度 ( $river$ ) 和地理坡度 ( $slope$ ) 两个变量。是否临近水源是影响人类经济活动分布的重要因素<sup>[35]</sup>,河流密度越大的城市,经济活动往往越分散;相反,地理坡度较大的城市越不利于经济活动的扩散,因此可能会抑制城市去中心化布局。此外,鉴于两个自然地理变量不随时间变化,本文借鉴刘修岩等<sup>[36]</sup>的方法,引入人民币对美元汇率进行自然地理变量的时变处理。

本文选取的经济地理因素包括:1)路网密度 ( $road$ )。交通基础设施的发达程度直接影响企业的运输成本和工人的通勤成本,进而影响城市内部经济布局。鉴于该变量短期内不随时间变化,本文同样采取引入汇率的方法进行时变处理;2)人口密度 ( $pop$ )。建成区人口密度高的城市往往地租成本较高,从而构成城市中心分散力的重要因素。本文采用年末户籍人口数与城市建成区面积的比值进行测算;3)经济发展水平 ( $gdp$ )。经济发展水平较高的城市往往工业化比较成熟,更容易形成去中心化和郊区化布局。本文采用人均 GDP 衡量经济发展水平,并进行对数化处理。鉴于《中国城市统计年鉴》部分年份中人均 GDP 数据存在缺失,本文参照王林辉等<sup>[37]</sup>的方法,利用各城市 GDP 与年末人口数的比值进行替代,并以 2000 年为基期,对各城市 GDP 进行平减;4)产业结构 ( $str$ )。本文采用第二产业占 GDP 的比重衡量;5)对外开放度 ( $fdi$ )。本文采用各城市外商直接投资占 GDP 的比重衡量。变量的描述性统计如表 1 所示。

<sup>②</sup> 由于中国目前尚未有一致的标准划定城市 CBD,因此,本文在计算到 CBD 的距离时,均以城市夜间灯光密度最高值点为参考点。

表 1 变量的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of variables

变量类型	符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度
被解释变量	<i>ADC</i>	去中心化指数	6 440	0.612	0.197	2.271	0.228	1.926	13.226
核心解释变量	<i>Int</i>	互联网发展指数	6 440	0.016	0.024	0.649	0.000	14.221	338.312
控制变量	<i>river</i>	河流密度	6 440	0.011	0.010	0.120	0.000	4.924	41.156
	<i>slope</i>	地理坡度	6 440	4.808	5.397	31.571	0.008	1.702	6.072
	<i>road</i>	路网密度	6 440	0.182	0.160	1.388	0.015	2.407	11.800
	<i>pop</i>	人口密度	6 440	43.345	35.114	330.321	0.441	2.165	12.346
	<i>gdp</i>	人均 GDP	6 440	14.950	0.936	18.067	12.350	0.429	3.240
	<i>str</i>	产业结构	6 440	0.456	0.113	0.910	0.107	0.035	3.499
	<i>fdi</i>	对外开放度	6 440	0.008	0.010	0.146	0.000	2.378	13.715

### 2.1.4 内生性与工具变量

本文借鉴黄群慧等<sup>[34]</sup>的思路,选取历史上各城市 1984 年每百人固定电话数量作为互联网发展水平的工具变量,对模型进行两阶段最小二乘估计(2SLS)处理内生性问题。但由于该工具变量非时变,可能被模型中城市固定效应消除,因此,本文构造了各城市 1984 年每百人固定电话数量与上一年全国互联网投资额<sup>(3)</sup>(与时间相关)的交乘项,作为城市互联网发展水平的工具变量。对于 1984 年城市区划变更导致的数据缺失问题,本文采取城市所属省份的平均值进行填补。

### 2.2 模型设定

为检验互联网对城市去中心化布局的影响,本文设计基准回归模型如下

$$ADC_{it} = \beta_0 + \beta_1 Int_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中  $ADC_{it}$  为城市  $i$  在  $t$  年的去中心化指数;  $Int_{it}$  为城市  $i$  在  $t$  年的互联网发展指数;  $X_{it}$  为城市层面的其他控制变量;  $\lambda_i$  为城市固定效应,  $\mu_t$  为年份固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

## 3 实证结果分析

### 3.1 基准回归结果

根据前文模型设定,本文将数据带入模型检验了互联网对城市去中心化布局的影响,基准回归结果如表 2 所示。表 2 第(1)列仅考虑核心解释变量的直接影响,表 2 第(2)列和第(3)列为依次加入自然地理因素和经济地理因素控制变量的回归结果,互联网发展系数均在 1% 的置信水平

下显著为正,表 2 第(3)列考虑了所有控制变量以及城市、年份固定效应后,互联网对城市去中心化布局的影响系数约为 0.12,说明互联网显著促进了城市去中心化布局。

表 2 基准回归结果

Table 2 Benchmark regression results

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ADC</i>	<i>ADC</i>	<i>ADC</i>
<i>Int</i>	0.118 *** (0.034)	0.118 *** (0.034)	0.117 *** (0.035)
<i>river</i>		-0.338 (0.592)	-0.215 (0.598)
<i>slope</i>		-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)
<i>road</i>			0.014 (0.043)
<i>pop</i>			0.000 *** (0.000)
<i>gdp</i>			-0.002 (0.004)
<i>str</i>			0.027 * (0.014)
<i>fdi</i>			-0.246 *** (0.092)
<i>Constant</i>	0.610 *** (0.001)	0.619 *** (0.007)	0.622 *** (0.055)
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 400	6 400	6 400
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.949	0.949	0.950

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内的值为标准差。以下各表同。

<sup>(3)</sup> 信息传输、软件和信息技术服务业全社会固定资产投资(亿元)。

### 3.2 内生性处理

本文以各城市 1984 年每百人固定电话数量与上一年全国互联网投资额的交乘项构建城市互联网发展水平的工具变量, 并利用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归分析, 结果如表 3 所示, 在第一阶段回归中, 工具变量(*IV*)的系数在 1% 的置信水平下显著为正, 证实了工具变量与核心解释变量的相关性, 满足了工具变量的相关性假设。而且弱工具变量检验的 F 统计值大于 10% 的阈值, 排除了弱工具变量的可能性, 识别不足检验 LM 统计量的 *p* 值为 0, 拒绝了工具变量识别不足的假设, 进一步验证了工具变量的有效性。第二阶段的模型回归结果显示, 互联网发展系数在 1% 的置信水平下显著为正, 说明互联网显著促进了城市去中心化布局, 在进行内生性处理之后模型估计结果与基准回归结果一致。

表 3 两阶段最小二乘法回归结果

Table 3 2SLS regression results

第一阶段		第二阶段	
变量	<i>Int</i>	变量	<i>ADC</i>
<i>IV</i>	3.73e - 7 *** (7.83e - 08)	<i>Int</i>	3.600 *** (0.932)
<i>river</i>	-0.777 *** (0.217)	<i>river</i>	2.427 ** (1.196)
<i>slope</i>	-0.001 (0.000)	<i>slope</i>	0.001 (0.002)
<i>road</i>	0.142 *** (0.016)	<i>road</i>	-0.494 *** (0.153)
<i>pop</i>	-0.000 (0.000)	<i>pop</i>	0.000 *** (0.000)
<i>gdp</i>	0.011 *** (0.001)	<i>gdp</i>	-0.041 *** (0.012)
<i>str</i>	-0.044 *** (0.005)	<i>str</i>	0.183 *** (0.047)
<i>fdi</i>	0.117 *** (0.033)	<i>fdi</i>	-0.633 *** (0.181)
<i>City FE</i>	Yes	<i>City FE</i>	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	<i>Year FE</i>	Yes
		<i>N</i>	6 440
		<i>R</i> <sup>2</sup>	-1.589
过度识别 检验 LM 值 ( <i>P</i> 值)	23.754 (0.000)	弱工具变量 检验 F 值 (10% 阈值)	22.695 (16.38)

### 3.3 稳健性检验

为增强模型估计结果的可信度, 本文分别采用替换被解释变量、滞后核心解释变量、剔除政策影响、外生冲击检验等方式进行稳健性检验。

#### 3.3.1 替换被解释变量

借鉴刘修岩等<sup>[38]</sup>的方法, 构建城市中心性指数作为城市去中心化的反向指标, 具体计算公式如下

$$mono_u = \frac{\text{城市 CBD 3 km 以内的夜间灯光亮度总值}}{\text{城市夜间灯光亮度总值}} \quad (10)$$

其中城市中心性指标 *mono<sub>u</sub>* 的取值范围在 0 ~ 1 之间, 数值越接近 0, 说明城市去中心化程度越高。为避免缓冲区选取的任意性导致的误差, 本文同时以距离 CBD 3 km 和距离 CBD 5 km 缓冲区进行指标计算。模型估计结果如表 4 第(1)列和第(2)列所示, 结果表明, 互联网对城市中心性的影响均在 1% 的置信水平下显著为负, 这一结论与基准回归一致。

#### 3.3.2 滞后核心解释变量

考虑到互联网对城市内部经济布局的重塑并非一蹴而就, 互联网对于经济活动的影响可能由于研究初期城市内部网络基础设施不完善而发生时滞。该部分分别将核心解释变量滞后一期、三期和五期, 考察互联网对城市去中心化布局的影响, 结果如表 4 第(3)列 ~ 第(5)列所示, 互联网发展的系数仍在 1% 的置信水平下显著为正, 且考虑滞后期的系数更大, 间接证实了互联网发挥作用存在时滞。

#### 3.3.3 剔除政策影响

本文通过纳入各城市每年度开发区管委会到 CBD 的平均距离<sup>④</sup> (*Dsez*) 分析开发区政策的影响, 还剔除了北京市、上海市、广州市三个有明确疏解中心城区政策的城市进行分析, 结果如表 4 第(6)列 ~ 第(7)列所示, 剔除政策因素后回归结果依然稳健。

<sup>④</sup> 为保持一致性, 该距离同样用城市半径进行了标准化。本文研究期内各城市不断有新的开发区设立, 有多个开发区设立则取平均距离。在早期, 特别是 2006 年以前, 很多城市并没有开发区设立, 那么平均距离则为 0。

表 4 稳健性检验结果(2SLS)  
Table 4 Robustness test results (2SLS)

变量	替换被解释变量		滞后核心解释变量			剔除政策影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	mono 3 km	mono 5 km	ADC	ADC	ADC	ADC	ADC
Int	-10.222 *** (3.307)	-17.206 *** (4.255)	2.941 *** (0.665)	2.369 *** (0.468)	2.378 *** (0.418)	3.500 *** (0.902)	4.002 *** (1.134)
Dsez						0.017 ** (0.007)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
过度识别检验 LM 值 ( <i>p</i> 值)	23.754 (0.000)	23.754 (0.000)	38.923 (0.000)	81.346 (0.000)	289.586 (0.000)	24.488 (0.000)	18.537 (0.000)
弱工具变量检验 <i>F</i> 值 (10% 阈值)	22.695 (16.38)	22.695 (16.38)	37.205 (16.38)	78.020 (16.38)	288.646 (16.38)	23.394 (16.38)	17.695 (16.38)
N	6 440	6 440	6 160	5 600	5 040	6 440	6 371
R <sup>2</sup>	-0.572	-1.881	-0.950	-0.402	-0.053	-1.497	-1.963

注：限于篇幅，文中不再报告控制变量结果。以下各表同。

### 3.3.4 外生冲击检验

为了更加稳健地评估互联网对城市去中心化布局的影响，本文参照赵涛等<sup>[39]</sup>的方法，将“宽带中国”试点城市作为外生政策冲击，构建多期 DID 模型检验互联网对城市去中心化布局的影响。首先，对模型的平行趋势假设进行了检验，如图 4 显示，在“宽带中国”试点政策实施前，实验组和对照组城市去中心化程度并无显著差异，满足平行趋势假设。进一步从动态效应来看，在“宽带中国”试点当年，政策效应并不显著，在“宽带中国”试点推行 3 年之后，政策效应开始显著影响城市去中心化布局。模型的估计结果如表 5 第(1)列

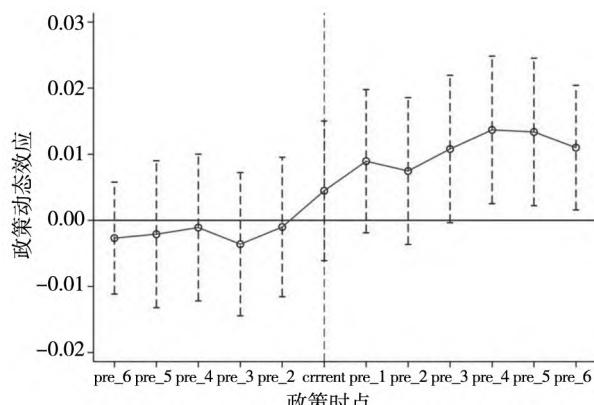


图 4 平行趋势检验结果

Fig. 4 Results of the parallel trend test

和第(2)列所示，结果表明，“宽带中国”试点政策对城市去中心化布局具有正向影响，且在 1% 置信水平下显著。此外，本文采用倾向得分匹配法 (PSM) 进一步剔除政策自选择效应的影响，结果如表 5 第(3)列和第(4)列所示，模型估计结果依然稳健。

表 5 “宽带中国”影响城市去中心化布局的效应检验

Table 5 Examining the effect of “Broadband China” on the urban decentralization

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ADC	ADC	ADC	ADC
BC	0.012 *** (0.002)	0.011 *** (0.002)	0.009 *** (0.003)	0.008 *** (0.003)
控制变量	No	Yes	No	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	6 440	6 440	4 830	4 830
R <sup>2</sup>	0.949	0.950	0.954	0.955

## 4 机制检验

### 4.1 互联网对企业区位的影响

本文机制部分旨在检验互联网是否影响了企业区位选择，进而促进城市经济活动去中心化布

局。具体地,采用 CBD 5 km 范围内新生企业数量占当年城市新生企业数量的比重衡量中心城区的企业进入情况。新生企业数据来源于全国工商企业注册数据库,本文利用 ArcGIS 软件将企业注册地址信息进行空间矢量化处理,获得企业在城市内部的空间位置信息。为了进一步检验互联网对不同产业类型企业区位选择的影响,本文将新生企业样本划分为第二产业和第三产业两个子样本。

回归结果如表 6 所示,模型第(1)列显示了互联网发展的系数在 1% 的置信水平下显著为负,说明互联网显著降低了中心城区企业的进入,从而促进了城市去中心化布局。模型第(2)列和

第(3)列分别展示了互联网对中心城区第二产业和第三产业新生企业进入的影响,只有模型第(3)列的系数在 1% 的置信水平下显著为负,说明互联网对第二产业去中心化布局的影响不明显,而显著促进了第三产业的去中心化布局。这一结果与现实中部分城市产业“退二进三”的演变趋势不同,这是因为互联网的分散机制主要通过降低信息传输成本来抵消了地理距离造成的“临近成本”,然而前提 是企业有较高的信息化水平和灵活的生产方式,这对于需要大规模厂房设备生产的第二产业来说,互联网抵消“临近成本”的作用不够明显。

表 6 互联网对企业区位的影响

Table 6 The impact of the Internet on firm location

变量	(1)	(2)	(3)
	新生企业比重	第二产业新生企业比重	第三产业新生企业比重
<i>Int</i>	-1.143 ** (0.530)	2.114 (1.590)	-1.664 *** (0.500)
控制变量	Yes	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
过度识别检验 LM 值 ( <i>p</i> 值)	51.891 (0.000)	51.891 (0.000)	51.891 (0.000)
弱工具变量检验 <i>F</i> 值 (10% 阈值)	49.818 16.38	49.818 16.38	49.818 16.38
<i>N</i>	6 400	6 400	6 400
<i>R</i> <sup>2</sup>	-0.078	-0.048	-0.230

## 4.2 互联网的引力机制

由前文的理论分析可知,互联网对城市中心集聚力的强化来自于降低中心城区企业的人工成本,进而形成引力机制。该部分将检验互联网是否降低了中心城区企业的人工成本。现有开放的微观企业数据库中,中国工业企业数据库“应付工资薪酬总额”这一指标能够作为衡量企业人工成本的代理指标,但该数据库仅公开至 2014 年。因此,本文利用 2001 年—2014 年的工业企业数据进行引力机制检验。首先,将代表企业人工成本的应付工资薪酬总额以 2000 年为基期,按各省份消费者价格指数进行平减,并进行对数化处理。以 CBD 5 km 以内企业的人工成本(*wage*)作为被解释变量,互联网发展指数(*Int*)为核心解释变量,

控制变量中加入人均 GDP、产业结构、对外开放度等三个变量,并分别控制城市固定效应、行业固定效应、企业固定效应和年份固定效应进行 2SLS 回归。此外,为探究互联网对不同技术水平企业人工成本的影响,本文按照企业的 4 位行业码根据国家统计局发布的《高技术产业(制造业)分类(2013)》进行高技术制造业和一般制造业企业的划分,并进行分样本回归分析。

模型估计结果如表 7 所示,表 7 第(1)列为互联网发展对中心城区企业人工成本的影响,结果显示互联网发展的系数在 1% 的置信水平下显著为负,说明互联网能够显著降低中心城区企业的人工成本,从而强化城市中心的集聚力,验证了互联网的引力机制。表 7 第(2)列和第(3)列显示,

互联网对中心城区高技术制造业企业人工成本的影响显著为正,而对一般制造业企业人工成本的影响显著为负,说明尽管互联网降低了中心城区

企业的整体人工成本,但仍促进了高技术企业对高技能、高成本劳动力的需求,而通过替代效应降低了低技能劳动力的用工成本<sup>[40]</sup>.

表 7 互联网强化城市中心集聚力的引力机制

Table 7 Gravitational mechanisms of the Internet to enhance the agglomeration power of urban centers

变量	(1) 制造业	(2) 高技术制造业	(3) 一般制造业
	wage	wage	wage
<i>Int</i>	-11.680 9 *** (0.948 7)	22.450 4 *** (7.128 7)	-9.384 0 *** (0.780 7)
控制变量	Yes	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
过度识别检验 LM 值 ( <i>p</i> 值)	1 655.333 (0.000 0)	29.330 (0.000 0)	2 557.637 (0.000 0)
弱工具变量检验 <i>F</i> 值 (10% 阈值)	1 173.918 (16.38)	20.523 (16.38)	1 806.284 (16.38)
<i>N</i>	270 495	20 884	247 752
<i>R</i> <sup>2</sup>	-0.139 6	-0.905 8	-0.078 8

#### 4.3 互联网的分散机制

互联网的快速发展一方面降低了企业跨地区协调各部门工作的管理成本,另一方面降低了当地企业获取信息和进行跨区交易的成本,进而抵消企业离开 CBD 生产的“临近成本”.本文借鉴孙浦阳等<sup>[41]</sup>利用工业企业数据库中相关指标,计算企业人均管理费用和人均销售费用衡量企业离开 CBD 的“临近成本”,并进行模型估计.结果如表 8 所示,互联网发展在 1% 的置信水平下显著

表 8 互联网扩大城市中心分散力的分散机制

Table 8 Decentralization mechanisms of the Internet to expand the dispersal power of urban centers

变量	(1)	(2)
	管理成本	交易成本
<i>Int</i>	-1.238 *** (0.341)	-0.991 *** (0.240)
控制变量	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
Observations	2 772 888	2 736 468
<i>R</i> <sup>2</sup>	-0.000	-0.000

降低了企业的管理成本和交易成本,说明互联网发展的能够降低企业迁出 CBD 的“临近成本”,增强了企业区位选址的灵活性,从而验证了互联网扩大城市中心分散力的分散机制.

#### 5 进一步分析

前文验证了互联网能够影响企业区位进而促进城市经济活动去中心化布局.然而,经济活动退出城市中心后,在局部区域是以什么样的形态存在呢?多数研究指出,在退出中心城区之后,经济活动会在郊区重新集聚形成产业(就业)次中心,而产业次中心促进了城市多中心结构的形成<sup>[5, 42]</sup>,但也有研究指出,在退出中心城区之后,经济活动以一般分散的形态分布,而不是形成次中心<sup>[43]</sup>.那么,互联网在促进城市去中心化布局的同时,是否也促进了局部区域次中心的形成?该部分根据 Anas 等<sup>[44]</sup>提出的城市多中心空间结构的定义<sup>⑤</sup>,并借鉴 Pereira 等<sup>[45]</sup>、Ji 和 Yuan<sup>[7]</sup>的方法,在城市去中心化指数(ADC)的基础上,控

⑤ 根据 Anas 等定义,城市多中心空间结构满足两个条件:一是经济活动到 CBD 有一定距离;二是在局部区域有次中心集聚.

制局部区域经济活动的集聚程度, 构建衡量城市多中心结构的指标。首先, 引入空间区位系数(location coefficient,  $LC$ )衡量城市经济活动的集聚程度, 具体公式如下

$$LC = \frac{1}{2} \sum_i^n \left| s_i - \frac{1}{n} \right| \quad (11)$$

其中  $n$  表示城市内部空间单元(乡镇)个数,  $s_i$  表示乡镇夜间灯光数值占城市夜间灯光总值的比重。 $LC$  的取值在  $0 \sim 1 - 1/n$  之间,  $LC$  越接近于 0, 说明经济活动极端分散在城市内每个乡镇,  $LC$  越

接近于  $1 - 1/n$  说明经济活动集中于一个或少数几个乡镇。

其次, 构建去中心指数与空间区位系数的交叉项, 得到本文的多中心结构指数, 即

$$PI = ADC \times LC \quad (12)$$

其中  $PI$  数值越大, 说明城市多中心空间结构越明显, 如图 5 所示, 三种情形下有相同的空间集聚程度, 即  $LC$  数值相同, 但随着  $PI$  值的增加, 表现出不同的空间布局特征, 即从图 5 的(a)~(c) 多中心空间结构愈加明显。

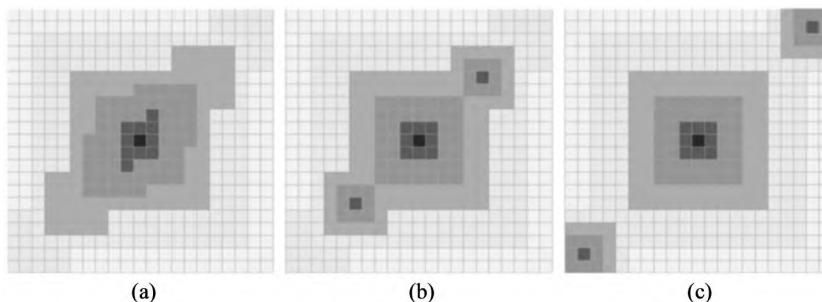


图 5 城市空间结构的演化

Fig. 5 Evolution of urban polycentric spatial structure

资料来源: Pereira 等<sup>[45]</sup>

分别将构建的空间区位系数( $LC$ )和多中心结构指数( $PI$ )作为被解释变量代入前文设定的计量模型进行回归分析, 结果如表 9 所示。表 9 第(1)列和第(2)列显示了互联网对城市经济活动集聚程度( $LC$ )的影响, 互联网发展系数均显著为正向。表 9 第(3)列和第(4)列为互联网对城市多中心空间结构( $PI$ )的影响显示, 互联网发展的系数均在 1% 的置信水平下显著为正, 说明互联网在促进城市去中心化布局的同时, 并不是简单的使城市经济活动分布更加分散化, 而是促进了城

市多中心空间结构的形成。

综合前文结论, 本文认为在城市整体层面, 由于传统中心城区聚集了大量企业和人口, 导致拥挤效应发挥主要作用, 互联网扩大城市中心的分散力占据主导地位, 从而起到促进城市去中心化布局的作用;而在城市局部区域, 大量退出中心城区的企业重新集聚, 互联网强化次中心的集聚力占据主导地位, 从而加快了城市边缘区次中心的形成。最终, 互联网促进了城市内部“中心—外围”空间结构的动态演化, 形成城市多中心空间结构。

表 9 互联网对城市多中心空间结构的影响

Table 9 Impact of the Internet on the urban polycentric spatial structure

变量	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	$LC$	$LC$	$PI$	$PI$
<i>Int</i>	0.067 ** (0.032)	4.285 *** (1.035)	0.085 *** (0.024)	3.506 *** (0.824)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
过度识别检验 LM 值 ( $p$ 值)		23.754 (0.000)		23.754 (0.000)
弱工具变量检验 $F$ 值 (10% 阈值)		22.695 (16.38)		22.695 (16.38)
$N$	6 400	6 400	6 400	6 400
$R^2$	0.898	-2.941	0.918	-2.360

## 6 结束语

本文将互联网作为外生变量引入企业区位选择模型,尝试对互联网重塑城市内部经济布局的微观机理做出理论解释,并结合夜间灯光数据和多源微观企业数据,构建实证模型检验互联网对城市去中心化布局的影响及作用机制。研究发现:1)互联网能够显著促进城市去中心化布局,运用多种稳健性检验和内生性处理之后结果依然成立;2)机制研究发现,互联网能够影响企业区位进而促进城市去中心化布局,并且通过降低中心城区企业的人工成本强化城市中心的集聚力,通过降低企业管理成本和交易成本扩大城市中心的分散力,最终在两种相对作用力下重塑城市内部经济布局;3)互联网在促进城市去中心化布局的同时,推动了城市多中心空间结构的形成。基于研究结论,本文提出以下建议:

1)以互联网为纽带,促进城市内部区域均衡发展。互联网通过放大中心城区的分散力,缓解中心城区过度集聚产生的拥挤成本,也为城市边缘区吸引企业进驻提供了机会,最终可以起到促进

城市内部区域均衡发展的重要作用。然而,充分发挥互联网这一作用的前提是城市整体网络基础设施的完善,需要地方政府的配套支持,加强互联网等信息基础设施投入,扩大企业空间选址的自由度。

2)进一步鼓励企业信息化、数字化发展。充分发挥互联网重塑城市内部经济布局的作用,需要推动企业对互联网技术的广泛应用。对于传统工业来说,由于信息化程度不高,互联网对其地理区位的影响有限,因而难以通过互联网解决集聚经济与拥挤成本的矛盾。因此,信息化、数字化发展是企业降低成本、提质增效的重要途径,政府应积极布局城市内部区域性创新高地,以信息化、数字化不断推动产业升级,进而优化城市产业布局,提高生产效率。

3)互联网并非主导城市内部经济布局向更加分散的形态演化,而是在降低拥挤效应的同时,促进了城市多中心空间结构的形成。因此,在城市空间规划中,政府不能一味地以城市建成区蔓延的方式来安排土地供给、功能区布局和基础设施配套,而应更科学的遵循城市产业的发展规律,有序引导各类产业在城市外围重新集聚。

## 参 考 文 献:

- [1] 龚维进, 倪鹏飞, 徐海东, 等. 互联网驱动中国区域经济增长: 时空效应与复合机制[J]. 管理科学学报, 2021, 24(11): 1–25.  
Gong Weijin, Ni Pengfei, Xu Haidong, et al. Internet drives China's regional economic growth: Spatiotemporal effect and compound mechanism[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(11): 1–25. (in Chinese)
- [2] 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, 55(2): 4–19.  
An Tongliang, Yang Chen. How the Internet is reshaping China's seconomic geography: Micro mechanism and macro effects [J]. Economic Research Journal, 2020, 55(2): 4–19. (in Chinese)
- [3] 贺灿飞, 胡绪千. 1978 年改革开放以来中国工业地理格局演变[J]. 地理学报, 2019, 74(10): 1962–1979.  
He Canfei, Hu Xuqian. Evolution of Chinese industrial geography since reform and opening-up[J]. Acta Geographica Sinica, 2019, 74(10): 1962–1979. (in Chinese)
- [4] Angel S, Blei A M. The spatial structure of American cities: The great majority of workplaces are no longer in CBDs, employment sub-centers, or live-work communities[J]. Cities, 2016, (51): 21–35.
- [5] Sun T, Lv Y. Employment centers and polycentric spatial development in Chinese cities: A multi-scale analysis[J]. Cities, 2020, (99): 102617.
- [6] Wu W, Wang G. Shifting residential and employment geography: Shanghai's bifurcated trajectory of spatial restructuring [J]. Cities, 2021, (113): 103142.

- [7] Ji P, Yuan L. Does geographical decentralisation harm the total factor productivity of firms in China? [J]. *Regional Studies*, 2024, 58(3): 537 – 551.
- [8] Ioannides Y M, Overman H G, Rossi-Hansberg E, et al. The effect of information and communication technologies on urban structure[J]. *Economic Policy*, 2008, 23(54): 201 – 242.
- [9] Zhang T, Sun B, Li W, et al. Information communication technology and manufacturing decentralisation in China[J]. *Papers in Regional Science*, 2022, 101(3): 619 – 638.
- [10] Bloom N, Garicano L, Sadun R, et al. The distinct effects of information technology and communication technology on firm organization[J]. *Management Science*, 2014, 60(12): 2859 – 2885.
- [11] 姚常成, 宋冬林. 数字经济与产业空间布局重塑: 均衡还是极化[J]. 财贸经济, 2023, 44(6): 69 – 87.  
Yao Changcheng, Song Donglin. The digital economy and the reshaping of industrial spatial layout: Balance or polarization [J]. *Finance & Trade Economics*, 2023, 44(6): 69 – 87. (in Chinese)
- [12] 张其仔, 伍业君, 王 磊. 互联网、创新与经济复杂度? ——基于产品空间视角[J]. 财贸经济, 2023, 44(7): 108 – 123.  
Zhang Qizi, Wu Yejun, Wang Lei. How does internet use increase the economic complexity level?: A study from the perspective of the product space[J]. *Finance & Trade Economics*, 2023, 44(7): 108 – 123. (in Chinese)
- [13] Hong J, Fu S. Information and communication technologies and the geographical concentration of manufacturing industries: Evidence from China[J]. *Urban Studies*, 2011, 48(11), 2339 – 2354.
- [14] Battiston D, Blanes I, Vidal J, et al. Is Distance Dead? Face-to-Face Communication and Productivity in Teams[R]. London: London School of Economics and Political Science, 2017, No. 1473.
- [15] Craig S G, Hoang E C, Kohlhase J E. Does closeness in virtual space complement urban space? [J]. *Socio-Economic Planning Sciences*, 2017, (58): 22 – 29.
- [16] 韩 峰, 姜竹青. 集聚网络视角下企业数字化的生产率提升效应研究[J]. 管理世界, 2023, 39(11): 54 – 77.  
Han Feng, Jiang Zhuqing. Research on the productivity enhancement effect of enterprise digitization from the perspective of agglomeration network[J]. *Journal of Management World*, 2023, 39(11): 54 – 77. (in Chinese)
- [17] Forman C, Van Zeebroeck N. Digital technology adoption and knowledge flows within firms: Can the internet over-come geographic and technological distance? [J]. *Research Policy*, 2019, 48(8): 103697.
- [18] 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.
- [19] Gokan T, Kichko S, Thisse J F. How do trade and communication costs shape the spatial organization of firms? [J]. *Journal of Urban Economics*, 2019, (113): 103191.
- [20] Storper M, Leamer E. The economic geography of the Internet age[J]. *Journal of International Business Studies*, 2001, 32(4): 641 – 665.
- [21] Afuah A. Redefining firm boundaries in the face of the Internet: Are firms really shrinking? [J]. *The Academy of Management Review*, 2003, 28(1): 34 – 53.
- [22] 于斌斌. 互联网如何驱动制造业结构升级: 理论与证据[J]. 管理科学学报, 2025, 28(7): 1 – 21.  
Yu Binbin. How the internet drives the upgrading of the manufacturing structure: Theory and evidence[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2025, 28(7): 1 – 21. (in Chinese)
- [23] 刘修岩, 王雨昕. 数字基础设施与中国城市的空间重构[J]. 经济地理, 2024, 44(4): 55 – 63.  
Liu Xiuyan, Wang Yuxin. Digital infrastructure and the spatial restructuring of Chinese cities[J]. *Economic Geography*, 2024, 44(4): 55 – 63. (in Chinese)
- [24] Sohn J, Kim T J, Hewings G J. Information technology and urban spatial structure: A comparative analysis of the Chicago and Seoul regions[J]. *The Annals of Regional Science*, 2003, 37(3): 447 – 462.
- [25] Wu S, Wang P, Sun B. Internet, transportation infrastructure and the spatial structure of urban employment in China[J]. *Regional Studies*, 2023, 58(5): 1033 – 1046.
- [26] Ren M, Zhou T, Wang C. How does information flow in the urban network reshape agglomeration externalities? Considering

- non-linear effects, proximity mechanisms, and industrial heterogeneity[J]. Cities, 2024, (152) : 105247.
- [27] Fujita M, Thisse J, Zenou Y. On the endogenous formation of secondary employment centers in a city[J]. Journal of Urban Economics, 1997, 41(3) : 337 – 357.
- [28] Kuhn P, Mansour H. Is Internet job search still ineffective? [J]. Economic Journal, 2014, 124(581) : 1213 – 1233.
- [29] 周 剑, 刘宇浩. 数字经济发展如何重塑产业空间分布: 基于新经济地理视角[J]. 财经科学, 2023, (12) : 116 – 131.  
Zhou Jian, Liu Yuhao. How does the development of digital economy reshape the industrial spatial distribution: From the perspective of new economic geography[J]. Finance & Economics, 2023, (12) : 116 – 131. (in Chinese)
- [30] Henderson J V, Storeygard A, Weil D N. Measuring economic growth from outer space[J]. American Economic Review, 2012, 102(2) : 994 – 1028.
- [31] 李 强, 丁春林, 宋国豪. 城市蔓延与生产率: 促进还是抑制? ——基于夜间灯光数据的分析[J]. 管理科学学报, 2021, 24(3) : 45 – 62.  
Li Qiang, Ding Chunlin, Song Guohao. Urban sprawl and productivity: Promotion or suppression?: Analysis based on night light data[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(3) : 45 – 62. (in Chinese)
- [32] Garcia-López M, Moreno-Monroy A L. Income segregation in monocentric and polycentric cities: Does urban form really matter? [J]. Regional Science and Urban Economics, 2018, (71) : 62 – 79.
- [33] Harari M. Cities in bad shape: Urban geometry in India[J]. American Economic Review, 2020, 110(8) : 2377 – 2421.
- [34] 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.  
Huang Qunhui, Yu Yongze, Zhang Songlin. Internet development and productivity growth in manufacturing industry: Internal mechanism and China experiences[J]. China Industrial Economics, 2019, (8) : 5 – 23. (in Chinese)
- [35] Bosker M, Buringh E. City seeds: Geography and the origins of the European city system[J]. Journal of Urban Economics, 2017, (98) : 139 – 157.
- [36] 刘修岩, 李松林, 陈子扬. 多中心空间发展模式与地区收入差距[J]. 中国工业经济, 2017, (10) : 25 – 43.  
Liu Xiuyan, Li Songlin, Chen Ziyang. Polycentric development and its effect on regional income disparity[J]. China Industrial Economics, 2017, (10) : 25 – 43. (in Chinese)
- [37] 王林辉, 姜昊, 董直庆. 工业智能化会重塑企业地理格局吗[J]. 中国工业经济, 2022, (2) : 137 – 155.  
Wang Linhui, Jiang Hao, Dong Zhiqing. Will industrial intelligence reshape the geography of companies[J]. China Industrial Economics, 2022, (2) : 137 – 155. (in Chinese)
- [38] 刘修岩, 李松林, 秦蒙. 城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择[J]. 管理世界, 2017, (1) : 51 – 64.  
Liu Xiuyan, Li Songlin, Qin Meng. Urban spatial structure and regional economic efficiency: Discussing the model choice of China's urbanization development paths[J]. Management World, 2017, (1) : 51 – 64. (in Chinese)
- [39] 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, 36(10) : 65 – 76.  
Zhao Tao, Zhang Zhi, Liang Shangkun. Digital economy, entrepreneurship, and high-quality economic development: Empirical evidence from urban China[J]. Management World, 2020, 36(10) : 65 – 76. (in Chinese)
- [40] 傅十和, 洪俊杰. 企业规模、城市规模与集聚经济——对中国制造业企业普查数据的实证分析[J]. 经济研究, 2008, 43(11) : 112 – 125.  
Fu Shihe, Hong Junjie. Firm size, city size, and agglomeration economics: Evidence from China manufacturing census [J]. Economic Research Journal, 2008, 43(11) : 112 – 125. (in Chinese)
- [41] 孙浦阳, 杨易擎, 许茜. 产业链分工、商标申请与服务专业化——基于企业数据的理论与经验分析[J]. 经济学(季刊), 2024, 24(5) : 1604 – 1621.  
Sun Puyang, Yang Yiqing, Xu Qian. Industrial chain division of labor, trademark application and service specialization: Theoretical and empirical analysis based on enterprise data[J]. China Economic Quarterly, 2024, 24(5) : 1604 – 1621.

(in Chinese)

- [42] Sweet M N, Bullivant B, Kanaroglou P S. Are major Canadian city-regions monocentric, polycentric, or dispersed? [J]. *Urban Geography*, 2017, (38) : 445 – 471.
- [43] Garcia-López M A, Muniz I. Employment decentralisation: Polycentricity or scatteration? The case of Barcelona[J]. *Urban Studies*, 2010, (47) : 3035 – 3056.
- [44] Anas A, Arnott R, Small K A. Urban spatial structure[J]. *Journal of Economic Literature*, 1998, 36(3) : 1426 – 1464.
- [45] Pereira R, Nadalin V, Monasterio L, et al. Urban centrality: A simple index[J]. *Geographical Analysis*, 2013, 45(1) : 77 – 89.

## The Internet's reshaping effect on intra-city economic distribution: A decentralization perspective

JI Peng<sup>1</sup>, YUAN Li-lin<sup>2\*</sup>

1. School of Urban Economics and Management, Beijing University of Civil Engineering and Architecture, Beijing 100044, China;
2. School of Economics and Management, Beijing University of Technology, Beijing 100124, China

**Abstract:** The Internet has played an important role in reshaping economic geography, and the way it affects the economic layout within cities deserves further exploration. The study theoretically deduces the intrinsic mechanism by which the Internet reshapes the internal economic layout of cities, introducing it into the enterprise location choice model of monocentric cities. It then empirically examines the impact and mechanism of the Internet on the decentralization of Chinese cities by using multi-source microdata, such as nighttime lighting data, industrial and commercial business registration data, and industrial enterprise data. It is found that the Internet can significantly contribute to the decentralized layout of cities. Mechanism tests show that the Internet promotes the decentralized layout of urban economic activities by influencing enterprise location, strengthens the agglomeration power of urban centers by lowering the labor costs of enterprises in the central city, and expands the decentralization power of urban centers by lowering the management costs and transaction costs of enterprises. Further research found that the Internet has facilitated the formation of polycentric spatial structures in cities while promoting urban decentralization.

**Key words:** Internet; intra-city economic distribution; decentralization; polycentric spatial structure