

# 数字基础设施对城市市场潜力的影响研究—— 基于数字产业技术进步视角\*

管欣<sup>1,2</sup>, 曹朋亮<sup>3,4</sup>, 许超<sup>5</sup>, 赵秀玲<sup>2</sup>, 韩兆祥<sup>6</sup>

(1.上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200030;

2.自然资源部东海发展研究中心, 上海 200136;

3.上海国际港务(集团)股份有限公司, 上海 200080;

4.同济大学 交通学院, 上海 201804;

5.山东理工大学 经济学院, 山东淄博 255000;

6.上海南洋万邦软件技术有限公司, 上海 201722)

**摘要** 数字基础设施建设为挖掘城市潜在需求提供了新机遇。然而, 现有研究忽视了城市范围的市场潜力, 更缺少数字产业技术进步对城市市场潜力的梯度影响研究。本文探讨了数字基础设施对城市市场潜力的影响, 并特别关注了技术进步的梯度效应。基于 2006 年至 2019 年城市面板数据, 研究发现: ①城市市场潜力水平随时间波动, 数字基础设施对市场潜力有显著正向影响; ②数字产业技术进步的门槛调节作用存在, 呈“驱动型”。

**关键词** 数字基础设施, 产业技术进步, 城市市场潜力, 门槛效应

**中图分类号** F062.9; F062.5

## 1 引言

市场潜力是经过贸易成本调整后的产出需求的度量指标, 可以客观反映地区潜在市场需求和消费者的购买力情况。数字基础设施建设能够有效降低交易成本, 增强企业间的互联互通, 不仅有助于优化资源配置, 还能开拓新的市场, 挖掘市场潜力。数字基础设施的发展使城市更具吸引力, 吸引了企业、人才和投资, 安全可控的智能化综合性数字信息基础设施, 能够打通经济社会发展的信息“大动脉”。数字经济作为新一轮科技革命和产业变革的新型经济形态, 正成为全球产业发展与变革的重要引擎<sup>①</sup>。高速互联网、智能交通系统、电子支付平台等数字基础设施, 在加速城市现代化转型的同时, 也提高了市场的竞争力和活力, 进一步推动了产业升级和经济增长, 对城市市场潜力具有深刻的影响。首先, 从数字基础设施与市场潜力的关系角度来看, 互联网技术通过提高效率和降低成本, 直接影响市场活动。沈丽珍等从小微企业角度出发, 认为互联网有助于提高小微企业的创新开放度, 为市场创造了新的商业机会<sup>[1]</sup>。孙晋云等的研究强调互联网技术引领了技术变革, 提高了区域的创新水平, 为市场带来了更多的创新产品和服务。数字互联网技术可以提高经济活动的效率, 提升地区潜在产出水平<sup>[2]</sup>。陈斌和何思

\* 基金信息: 上海交通大学文科青年人才培养计划项目“新质生产力赋能经济韧性的多维机制及政策体系研究”(2024QN043)。

通信作者: 管欣, 上海交通大学安泰经济与管理学院, 博士后, 自然资源部东海发展研究中心, 工程师, E-mail: 18113021@bjtu.edu.cn。

① 新华网, 全球数字经济呈现三极格局 夯实数字底座加速数实融合, [http://www.xinhuanet.com/2024-01/11/c\\_1212326359.htm](http://www.xinhuanet.com/2024-01/11/c_1212326359.htm)。

思进一步阐释了互联网技术能够提高全要素生产率,有效激发市场活力<sup>[3]</sup>。郑国强和万孟泽的研究强调,互联网技术的渗透可以减少资源错配,提高制造业的效率,有助于培育新的市场商业生态,增强城市创业活力和经济活动效率<sup>[4]</sup>。

此外,数字技术的发展使中国不同城市的企业更具国际竞争力,能更好地融入全球市场,更好地拓展业务,参与全球价值链分工,对城市产业升级起到助推作用<sup>[5]</sup>。数字新型基础设施的发展也有助于提升企业的生产效率和价值,促进企业升级,进一步增强有效匹配市场需求的能力<sup>[6]</sup>。这一系列的影响路径表明,数字基础设施为市场的发展创造了更多的机遇和可能性,数字经济对中国城市产业效率提升、有效激发市场潜在活力的推动作用具有多维特征。数字基础设施与市场潜力之间的互动关系,推动了经济和社会的全面发展。

纵观现有研究,数字基础设施与城市市场相关研究主要聚焦在:①数字基础设施与城市化。随着数字化基础设施的普及,城市成为吸引人口和企业的磁力中心<sup>[2]</sup>。这种城市化趋势增加了城市市场的规模,集聚了更多的消费者和企业,创造了更大的市场机会和需求。②数字基础设施与市场信息的透明度。通过数字化平台和电子商务,市场参与者可以更容易地获取产品和服务的信息,减少了信息不对称,促进了市场的正常运作,有利于企业更精确地了解市场需求,提供符合消费者期望的产品和服务<sup>[3]</sup>。此外,高效的数字基础设施提供了更多的商机和创新可能性,企业投资意愿的提升进一步吸引了人才的涌入,大量人口迁移至城市,从而为市场提供了巨大的潜力。③数字化基础设施与数字化金融和支付体系。数字支付和金融服务的普及使消费者更容易进行在线交易,同时为企业提供了多元化的支付和融资渠道<sup>[7]</sup>。这有助于扩大市场规模和流动性,增加市场的吸引力。高速互联网和先进的通信网络使创新者能够更迅速地获取信息、进行合作、测试新产品和服务,培育了新兴产业,推动了市场不断涌现新的商机。④数字基础设施与产业的互联互通。通过物联网、大数据分析等技术,不同产业之间能够更加紧密地合作和整合资源,实现产业链的优化<sup>[4]</sup>。这种互联互通为跨行业的创新和市场扩展提供了更多可能性,进一步提升了城市市场潜力。

综合考虑,尽管现有数字产业技术进步相关研究已经取得了显著成果,但仍存在以下研究局限:①现有研究多侧重短期内的技术发展,如分析数字基础设施建设对人口涌入的影响,基于历史趋势,更多的研究关注对企业生产效率的提升作用,而较少分析对潜在消费需求的挖掘作用;②尽管已有文献提出了数字产业技术进步在市场规模扩张、产业集聚和贸易往来等方面的积极作用,考察的视角也涉及了潜在市场需求方面,但多从理论或经验的角度确定这种关系,详细的机制分析和经实际数据论证的结论也较为宏观,缺乏更细粒度的城市分析框架;③虽然关注了数字技术发展在不同城市的影响,但仍需要探究不同地区数字技术发展对潜在需求挖掘的异质性;④虽然谈及数字基础设施对产业进步的多维影响,但仍缺乏数字基础设施建设对梯度影响的深入分析。本文将着重进行城市市场潜力的细粒度分析,基于城市市场潜力演进趋势,进一步研究数字基础设施对城市市场潜力的影响机制,以更深入地探究数字经济对潜在市场需求的影响。

## 2 理论分析与研究假设

数字基础设施的广泛应用对塑造市场潜能产生了深刻而重要的影响,其影响在多个层面展现出卓越的效果,为市场发展开辟了崭新的前景。

首先,数字基础设施的迅猛发展无疑消除了传统市场在地理时空上的限制,将市场界限拉伸至全球范围,为企业创造了国际化的发展机遇,加速了全球市场的连接与融合,从而强有力地推动市场的国际

化趋势。金飞和徐长乐研究了电子商务对城市市场潜力的影响。电子商务的发展可以扩大市场规模、降低交易成本,并促进市场的多样性,从而提升市场的潜力<sup>[8]</sup>。胡西娟等探讨了信息技术如何推动服务创新并提升城市市场潜力<sup>[9]</sup>。他们研究发现,信息技术的应用可以促进服务创新、提高市场参与度,并受到不同国家的制度环境影响,从而影响城市市场潜力的释放。

其次,数字技术的创新应用不仅催生了新兴市场,也极大地丰富了市场的内涵。付文字等探讨了数字基础设施对地区竞争力的影响。他们研究发现,数字基础设施的发展可以促进创新、提高生产率,并加强地区的市场连接性,从而提升地区的城市市场潜力<sup>[10]</sup>。数字化市场的兴起引领了商业模式的变革,推动了创新产品和服务的涌现,进一步激发市场的创新潜力,为市场的可持续增长奠定了坚实基础。唐要家等分析了宽带互联网的经济影响。研究发现,宽带互联网的普及可以促进创新,创造就业机会,并提高企业的市场参与度,提升市场的活力和潜力<sup>[11]</sup>。吴丹丹等探讨了数字基础设施对旅游业的影响。研究发现,数字化技术的应用可以提升旅游体验、拓展市场渠道,并促进旅游业的创新发展,从而提高了城市市场潜力<sup>[12]</sup>。

最后,数字基础设施为市场创造了全新的互动机制,赋予消费者更多的决策权和个性化选择,从而催生了更为灵活和多元的市场格局,为市场潜能的发掘注入了新的生机<sup>[10]</sup>。在此背景下,市场参与者能够更为精准地掌握市场趋势、需求动态以及竞争态势,进而更有针对性地调整经营策略,以更好地满足不断变化的市场需求<sup>[13]</sup>。综上所述,数字基础设施的蓬勃应用为市场潜能的释放注入了源源不断的创新活力,为市场的持续繁荣和发展带来了无限机遇。

数字基础设施对城市市场潜力的影响源于多种复杂互动因素交织,这些因素的相互作用在市场演进过程中呈现出不同阶段的影响效应。首先,随着数字基础设施的不断发展和应用,市场中技术标准和应用逐渐趋同,可能引发技术协同效应。这种情形下,市场规模的突然扩大可能诱发集群创新与投资,进而触发城市市场潜力水平提升<sup>[14]</sup>。其次,数字化市场对消费者行为的影响导致消费者习惯发生变化<sup>[4]</sup>。数字基础设施为定制化和便利性的消费体验奠定了基础。初始时期,消费者可能需要适应新的购物方式,但一旦习惯形成,会导致市场需求突然大幅增加,从而推动城市市场潜力增长。进一步地,市场创新的爆发在市场生命周期中的某些时点可能显现,新产品和服务的涌现可能引发市场的瞩目和资本涌入,从而使城市市场潜力发生变化<sup>[10]</sup>。网络效应的形成亦影响城市市场潜力水平,市场规模的扩大可能导致产品或服务的价值迅速上升,政府可通过激励政策支持数字化创新和市场扩张,推动市场规模快速扩大。基于此,本文提出如下假设。

H1: 数字基础设施对城市市场潜力的影响存在且为正。

数字基础设施建设并非一蹴而就,这使得技术进步存在不均衡性,市场参与者的能力也存在差异<sup>[3]</sup>。首先高度发展的数字基础设施可能需要市场参与者具备一定的技术能力和资源,以适应和应用相关技术<sup>[11]</sup>。较低技术水平的市场参与者可能面临技术门槛,难以有效地利用数字基础设施。因此,高技术水平的市场参与者在数字化市场中更容易受益,而低技术水平者则可能受到限制,形成了技术门槛调节效应。

其次,数字基础设施的影响往往与创新密切相关,高技术水平的市场参与者更有可能开发出创新产品和服务,从而获得更多的市场份额和竞争优势<sup>[14]</sup>。相反,低技术水平的参与者可能无法充分利用数字基础设施的潜力,难以参与市场创新,导致市场潜力受到限制。

再次,数字基础设施的建设和应用需要资金、技术和人才等资源的投入。高技术水平的市场参与者可能更容易获取到足够的资源,这些资源是技术水平和市场潜力水平提升的关键因素<sup>[9]</sup>。然而,低技术水平的参与者可能面临资源匮乏的问题,限制了他们在数字化市场中的发展,进而影响了城市市场潜力的挖掘作用。

最后,高技术水平的市场参与者往往具有更强的市场参与动力,他们能够更充分地利用数字基础设

施的优势，主动参与市场竞争，从而扩大城市市场潜力<sup>[7]</sup>。相比之下，低技术水平的参与者可能对数字化市场的前景有所怀疑，缺乏充分的动力参与市场竞争，限制了城市市场潜力。基于此，本文提出如下假设。

H2：数字基础设施对城市市场潜力的影响，存在“驱动型”拐点。<sup>①</sup>

## 3 数据与模型

### 3.1 变量与数据

#### 3.1.1 被解释变量

城市市场潜力（marketpotential）为本文的被解释变量。本文基于 Redding 和 Venables 的研究<sup>[15]</sup>，使用城市层面数据研究城市劳动力流动与城市市场潜力的空间互动情况。企业在特定地区面临的竞争水平，与城市市场潜力密切相关。当企业面临同一行业的本地公司越多，竞争压力普遍越大。本文结合研究实际和数据可得性，从本地行业竞争、城市开放程度差异等角度<sup>[15-17]</sup>，推导城市市场潜力公式，将平均收入和贸易流，转换为产业竞争和经济发展水平，试图以更符合中国实际的方式衡量城市市场潜力，形成符合中国国内经济现状的城市市场潜力的指标<sup>②</sup>。

#### 3.1.2 主要解释变量

本文将从通信设施和网络设施建设的角度构建指标，深入分析数字基础设施对城市市场潜力的影响。其中，移动信息网络的广度和质量直接影响着市场参与者之间的信息流动和交流<sup>[2, 5]</sup>，使用移动电话基站数（万个）衡量。互联网通信设施方面的指标构建是基于现代市场中信息传递的重要性，使用互联网宽带接入端口数（万个）和长途光缆线路长度（万公里）衡量，采用无量纲化处理的方式，运用最小-最大值规范法，等权重合成数字基础设施指标（Digital）。上述数据主要来源于《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》及各省统计公报。

#### 3.1.3 门槛变量

数字产业技术进步水平指标体系涉及多个方面，参考已有学者对产业技术水平的相关研究，本文从技术创新、技术转移、技术引进和技术扩散四个方面测度数字产业技术进步水平。具体为：

（1）在技术创新方面将关注研发投入、创新人才数量和新技术产出，评估创新能力和新技术的涌现<sup>[10]</sup>。其中包括：数字产业新产品产值，衡量了数字产业在创新方面的成果，反映了其能否持续推出具有创新性和竞争力的新产品；数字产业技术专利申请量和授权数，反映了数字产业在知识产权保护方面的表现，体现了数字产业在技术创新方面的活跃度；数字产业在技术市场中的成交金额，表明了数字产业技术在市场中的受欢迎程度，以及技术的商业化能力；数字产业技术研发强度，体现了数字产业在研发投入上的付出，与技术创新潜力关系密切。

（2）技术转移方面将考察跨领域合作、技术合作和技术转化率，了解技术创新成果在产业间的传递和应用情况<sup>[11, 13]</sup>。其中包括：数字产业人才流动率和技术流动，高技术人才流动率和技术流动有助于知识的跨界传递，促进不同领域之间的创新合作和知识交流；数字产业是否采用某类新技术，体现了数字

① “驱动型”拐点指的是在特定条件下，由某一关键因素的变化引发的市场或经济体系的显著转折点。

② 限于文章篇幅，指标构建的具体解析，可参见作者城市市场潜力相关论文。

产业对新技术的接受程度, 以及是否持续更新和应用最新的技术; 数字产业出口总额, 反映了数字产业在国际市场的竞争力, 高出口额可能意味着技术和产品较高的国际认可度。

(3) 在技术引进方面主要包括: 数字产业专利转让数量、技术转让签订合同数和技术转让收入和费用<sup>[12]</sup>, 能够揭示数字产业在技术转移方面的表现, 体现了创新成果应用到其他产业中的影响。

(4) 在技术扩散方面将评估数字技术普及率、培训和教育以及技术协同创新, 判断技术在产业内部的普及程度和影响力<sup>[13]</sup>。主要包括: 数字产业外商直接投资相关指标, 能够表示国际资本对数字产业技术水平的认可和投资信心。

基于数据可得性考虑, 本文剔除了港澳台数据, 选择我国 31 个省区市在 2006 年至 2019 年的面板数据作为研究样本。这些数据主要来源于《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》、历年专利统计年报、incoPat(专利数据库)以及世界发展指标(World Development Indicators, WDI)数据库。缺失的数据, 本文采用插值法和类推法进行数据补齐。

在评估数字产业技术进步水平时, 各项指标的重要性和贡献度可能存在差异。为了应对这种差异, 本文采用了熵权 TOPSIS 法<sup>①</sup>。该方法通过将每个决策矩阵元素与相应的权重相乘, 从而生成了归一化的决策矩阵。与此同时, 运用等权重法, 将不同指标的权重和效应结合起来, 采用加权平均或其他合成方法, 对各指标的值进行综合汇总。这样的方法组合能够处理不同指标量纲不同问题, 确保我国数字产业技术进步指数(Tech\_Province)的定性结果保持一致。

### 3.1.4 控制变量

本文从产业结构协调、公共设施建设及人力资本水平等角度选取控制变量。产业结构角度, 使用《中国统计年鉴》中的第二产业占 GDP 比重(secondindustry)和第三产业占 GDP 比重(tertiaryindustry)来测度产业结构状况。政府财政支持角度, 选取政府支出占 GDP 的比重(govexpense/gdp), 反映环境保护、社会保障就业、交通运输等方面支出对总产出的影响。本文使用《中国统计年鉴》中的人均 GDP 平减指数(pgdp\_index)代替。文化设施建设水平角度, 使用每万人公共图书馆藏书数(librarybooks)作为代理指标。人力资本状况对城市整体创新能力和劳动生产率产生影响, 本文选取高等学校在校生成人数占城市总人口的比重作为人力资本水平(higheducation/people)的代理变量。

数字基础设施的影响在多个地区和领域存在差异, 去中心化处理有助于捕捉到这些分散的影响, 提高研究的全面性。此外, 不同地区或城市存在各种异质性, 包括市场条件、经济环境和产业结构差异, 去中心化处理考虑了这些异质性, 使研究更贴近实际情况, 避免了集中偏差, 提高了研究结果的普适性。因此, 本文为明晰数字产业技术进步水平对城市市场潜力的门槛影响, 对变量进行了去中心化处理。

## 3.2 模型构建

### 3.2.1 双重差分(difference-in-differences, DID)模型

数字基础设施建设通常伴随着技术的改进和采用率的增加。新的数字技术和设施的引入可以提高效率、扩大市场范围, 因此在建设前后会出现明显的差异。市场的变化通常也需要时间, 因为企业和市场参与者不会立刻对数字基础设施的变化做出反应。他们可能需要一些时间来识别新的商机, 制定战略, 并将其付诸实践。此外, 数据的积累和分析也需要一定的时间。因此, 本文将考察数字基础设施建设滞后三期的影响。

<sup>①</sup> technique for order preference by similarity to an ideal solution, 逼近理想解排序法, 又称双基点法。

$$\log(\text{marketpotential})_{it} = \beta_1 + \gamma_1 \log(\text{Digital})_{it+k} + \sum_{j=2}^n \beta_j X_{ij} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I), k \in N$$

其中,  $\beta_1$  表示截距;  $i$  和  $j$  表示不同的地理区域;  $t$  表示年份;  $\text{marketpotential}$  表示城市市场潜力;  $\text{Digital}$  表示数字基础设施建设情况;  $\gamma_1$  可衡量数字基础设施对城市市场潜力的影响;  $\beta_j$  表示其他变量的影响;  $X$  表示影响城市市场潜力的控制变量,  $\sum_{j=2}^n \beta_j X_{ij}$  表示控制变量集合;  $N$  表示多元正态分布;  $\sigma$  表示一个标量, 代表方差;  $I$  表示单位矩阵, 其对角线元素为 1, 非对角线元素为 0;  $k$  表示数字基础设施建设的滞后效应;  $\varepsilon_{it}$  表示  $i$  城市  $t$  年正态独立同分布的随机扰动项。

### 3.2.2 调节效应模型

本文主要检验数字基础设施是否会影响城市市场潜力, 以及影响过程中是否受数字产业技术进步的调节影响, 为递进性地研究数字基础设施对城市市场潜力影响, 选取空间误差固定效应和空间滞后固定效应模型进一步考察<sup>①</sup>, 空间滞后固定效应模型的表达式为

$$\begin{aligned} \log(\text{marketpotential})_{it} = & \beta_1 + \lambda \sum_{i \neq j, j=1} W_{ji} \log(\text{marketpotential})_{jt} + \beta_2 \log(\text{Digital})_{it} \\ & + \beta_3 \log(\text{Digital})_{it} \times \log(\text{Tech\_Province})_{it} \\ & + \sum_{n>2} \beta_n x_{it} + \theta_i + e_{it} \end{aligned}$$

其中,  $\beta_1$  表示截距;  $\beta_2$  可衡量数字基础设施建设对城市市场潜力的影响;  $\beta_3$  表示调节变量在自变量对因变量影响中的调节效应;  $\beta_n$  表示其他变量的影响;  $\theta_i$  表示不随时间变化的截面个体效应;  $x_{it}$  表示  $i$  城市  $t$  年其他控制变量;  $W_{ji}$  表示城市间距离矩阵;  $\lambda$  表示影响系数;  $e_{it}$  表示  $i$  城市  $t$  年正态独立同分布的随机扰动项。其他变量与上文保持一致。

### 3.2.3 门槛模型

本文聚焦于数字基础设施对城市市场潜力的影响, 旨在探究其中的复杂动态关系。本文使用 Hansen<sup>[16]</sup>提出的非动态面板回归模型进行门槛效应的进一步验证, 以指标函数二重非动态面板门槛回归模型为例, 指标函数分别如下:

$$\begin{aligned} \log(\text{marketpotential})_{it} = & \beta_1 + \theta_1 \log(\text{Digital})_{it} \times I(\text{Tech\_Province}_{it} \leq \gamma_1) \\ & + \theta_2 \log(\text{Digital})_{it} \times I(\gamma_1 < \text{Tech\_Province}_{it} \leq \gamma_2) \\ & + \theta_3 \log(\text{Digital})_{it} \times I(\text{Tech\_Province}_{it} > \gamma_3) \\ & + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned}$$

其中,  $I$  表示指标函数;  $\gamma$  表示对应门槛值, 需要分别对应不同指标函数的门槛值。其他变量与上文保持一致。

## 4 城市市场潜力时空演进趋势分析

为了更全面、准确地了解城市市场潜力的演变规律, 本文针对城市市场潜力的空间分布和时间演变特征进行了研究, 探究了城市周边腹地对城市市场潜力水平的影响。本文将中国划分为八个综合经

<sup>①</sup> 注: 在实证阶段作者也规避了不同时间点上的不可观测的共同因素对因变量的影响。

济区板块,研究了城市市场潜力的均值情况:首先,总体来看,城市市场潜力呈逐渐下降后平稳延伸发展的趋势。其次,按照综合经济区分类来看,在2006年至2018年期间,除东北综合经济区外,各综合经济区的城市市场潜力均值呈现平稳递减的趋势。在2018年至2019年期间,东北、西南、北部沿海、东部沿海和黄河中游综合经济区呈现平稳发展的趋势。最后,各综合经济区的城市市场潜力水平存在明显差异,其中东部沿海综合经济区的城市市场潜力均值水平最高,其次是南部沿海和北部沿海综合经济区,而东北综合经济区则最低。其余综合经济区的城市市场潜力水平处于中间水平且绝对值接近<sup>①</sup>。

#### 4.1 城市市场潜力的时间演进分析

为了更直观地刻画我国城市市场潜力的整体形态,并揭示城市市场潜力空间分布的演进特征,本文采用核密度函数进行分析。该方法是一种概率论中用于估计未知随机变量密度函数的重要非参数估计方法,通过使用连续的密度曲线来描述随机变量的分布形态。它对模型的依赖性较弱,具有较强的稳定性,因此已成为研究不均衡分布的常用方法。假设随机变量  $X$  的密度函数为  $f(x)$ , 在点  $x$  处的概率密度如式(1)所示,  $N$  为观测值的个数,核函数  $K(\cdot)$  是一个加权函数,依据各经济区数据的紧密程度进行选择,  $X_i$  是独立同分布的观测值,  $x$  为均值;  $h$  为一个平滑参数,称为带宽,带宽越小,估计函数曲线越不平滑,估计精度越高,最优带宽的计算公式为:  $\hat{h} = 1.06\sigma n^{-\frac{1}{5}}$ , 本文选取高斯核对城市市场潜力的分布动态演进进行估计,如式(2)所示。

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (1)$$

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (2)$$

我们以2006年、2009年、2012年、2015年及2019年时间节点为例,运用核密度分析方法,分析城市市场潜力核密度曲线的分布位置、分布形态、分布延展性和极化特征。

第一,从我国城市市场潜力的总体分布演进趋势可以了解到,在观测的时间范围内,中国城市总体城市市场潜力分布曲线呈略右偏现象,说明我国城市市场潜力的总体水平较高,分布曲线的中心,呈现逐年略左移趋势,主峰峰值呈“上升—下降—平稳”趋势,主峰宽度呈先缩小后扩张的趋势。2019年主峰分布的正态趋势明显。城市市场潜力分布不均衡程度呈扩张趋势,但双峰现象逐渐淡化,说明近年来极化情况有所缓解。随着时间的推移,总体城市市场潜力分布的延展性呈收敛趋势,但还未呈现出明显的右拖尾现象。

第二,分综合经济区来分析:

(1) 中国东北综合经济区城市市场潜力分布曲线呈现出先下降后跌宕波动的趋势,主峰峰值呈现出迅速下降、平稳、迅速上升、下降的趋势,主峰宽度则呈现出尖而窄、扁而平、尖而窄、微扁平的趋势,区域发展内部不平衡程度逐渐缩小。部分年份出现双峰或多峰现象,侧峰峰值偏低且宽度较大,表明该年份存在分区域间的极化现象,总体离散程度有扩张趋势。分布的延展性仍呈现出波动态势。

(2) 中国北部沿海综合经济区城市市场潜力分布曲线呈现先左移后右移再左移的趋势,说明总体城市市场潜力水平呈先下降,上升后再次下降的趋势。主峰峰值呈“下降—速升—骤降—急速上升”的趋

<sup>①</sup> 具体分析图示可联系作者按需获取。

势。部分年份也出现双峰或多峰现象，但绝对差异有缩小趋势。近年来，分布曲线右侧的延展性呈收敛趋势，但考察期内并未呈现出明显的右拖尾现象。

(3) 中国东部沿海综合经济区城市市场潜力分布曲线中心呈先右移后左移趋势，主峰峰值呈“下降—速升—骤降—略升”的趋势，且主峰形态由趋于“扁平”变“尖而窄”再变“线性扁平”后恢复小幅波动趋势。各年份存在不同峰高的双峰现象，且存在极化现象。2012年主峰两侧存在高度近似的侧峰，说明东部沿海综合经济区城市市场潜力的极化现象明显，但离散程度缩小。2015年之后侧峰峰值与主峰峰值间的差距变小，宽度拓宽，说明城市市场潜力存在区域差异，但差异绝对值较小，有扩张趋势。

(4) 南部沿海综合经济区城市市场潜力的2012年和2019年的曲线表现出明显的左移趋势，中心分别位于6.4和6.2左右。2015年的分布曲线则展现出显著的极化特征，中心高度集中在6.7左右，曲线呈现出陡峭的峰值，几乎无明显拖尾。2019年的曲线拖尾现象较为显著，表明部分城市的市场潜力指数分布在低值区间出现拉长，分布的尾部较长，极化趋势呈现先高后低特征。

(5) 中国黄河中游综合经济区城市市场潜力分布曲线近年来呈现先右移后左移趋势，主峰峰值逐渐上升后略有降低。2015年和2019年出现平台现象，2006年和2012年出现单峰极化现象，说明城市市场潜力存在绝对差异和高值区间的离散程度较高。随着时间推移，分布曲线呈现收敛趋势，但尚未出现右拖尾现象。

(6) 中国长江中游综合经济区城市市场潜力分布曲线呈现逐年左移后缓慢右移的趋势，主峰峰值呈下降后缓慢回升的趋势。2006年、2009年和2019年出现双峰现象，主峰峰值较侧峰峰值高。2012年主峰形态呈拓宽趋势，2012年和2019年主峰“扁而平”的分散分布态势最为明显。分布的延展性呈收敛趋势，波动性减弱。

(7) 中国西南综合经济区的城市市场潜力分布曲线显示出该地区城市市场潜力的动态变化。总体趋势是城市市场潜力中心先右移再左移，2019年的双峰态势最为明显。主峰峰值的变化趋势呈现略升、骤升、骤降、骤升的特征，且2012年和2019年出现了极化现象。城市市场潜力的分布相对发散，特别是2006年。城市市场潜力分布的延展性呈现明显的收敛趋势，波动性逐渐减弱，但2019年仍存在差异。

(8) 中国西北综合经济区城市市场潜力分布曲线中心变化趋势显示，2006年、2012年和2015年城市市场潜力水平稳步增长。主峰呈现“略升—骤升—骤降—骤升”趋势，形态为“扁而平”变“尖而窄”再变“扁而平”再变“尖而窄”。2006年、2009年和2015年，城市市场潜力水平存在离散现象，但2019年得到缓解，近似正态分布。2012年和2019年出现双峰极化现象，但2019年极化的绝对差异有缩小趋势。各年间未出现收敛趋势，波动明显<sup>①</sup>。

## 4.2 城市市场潜力的空间集聚特征分析

上节考察了我国城市市场潜力的空间分布特征，研究结果显示，城市及其腹地的城市市场潜力存在空间关联特征，且该特征存在空间分布非均衡现象。由于城市本身受其他城市的影响呈衰减状态，为进一步确定城市市场潜力的空间相关关系，本文选取城市间地理距离构建出空间矩阵，建立本城市与邻近城市的

邻域关系。使用 ArcGis 软件，获取城市间距离数据，采用距离平方的倒数构建矩阵： $w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d^2}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}$ 。

引入全局莫兰指数检验其间的相关关系。全局莫兰指数的计算公式为

<sup>①</sup> 上述分析具体可视化结果可联系作者按需获取。

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (3)$$

其中,  $x_j$  表示第  $j$  个城市的城市市场潜力数据;  $n$  表示城市总个数;  $w_{ij}$  表示城市  $i$  和  $j$  之间的空间邻接距离;  $S^2$  表示观测样本的方差。若高值和高值聚集在一起, 低值和低值聚集在一起, 则为正的空间自相关 ( $I$  取值将显著大于 0); 若高值和低值聚集, 则为负的自相关 ( $I$  取值将显著小于 0); 若高值和低值的分布情况存在随机性 ( $I$  取值将不显著或趋近 0), 则不存在空间自相关性。

为考查本城市与其他城市的空间聚集态势, 本文还选取了局部莫兰指数进行检验, 以更好地展现城市单元的空间相关性。局部莫兰指数的计算公式为

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (4)$$

本文使用 R 语言测度了我国城市市场潜力的空间相关性, 发现在考察期范围内, 全局莫兰指数的  $p$  值均为 0, 说明城市市场潜力存在正向空间相关性和空间集聚现象。其中, 2006~2011 年, 全局莫兰指数出现较大幅度波动态势, 2011 年后空间关联性呈逐渐上升趋势。

本文使用全局莫兰指数和局部莫兰指数, 研究我国城市市场潜力的空间分布特征, 发现城市市场潜力存在正向空间相关性和空间集聚现象。同时, 加入平减后的人均 GDP 数据, 考察了不同经济状况城市的集聚差异。结果显示, 高-低 (第 IV) 集聚现象最不明显, 表明城市自身市场潜力水平较高, 周边城市市场潜力水平为低水平状态的现象比较少。

### 4.3 城市市场潜力的空间可视化

本文分析了不同综合经济区城市市场潜力水平的空间演进趋势, 并进行了城市市场潜力空间分布的可视化分析。观测时间为 2006 年至 2019 年, 将城市市场潜力分为四类: 高城市市场潜力 ((898~3402])、中高城市市场潜力 ((723~898])、中低城市市场潜力 ((373~723]) 和低城市市场潜力 ((0~373]) 四类, Missing (缺失) 空白区域为样本未覆盖区域。中国城市市场潜力在不同年份均表现出明显的空间异质性和集聚性特征<sup>①</sup>。对比不同时间节点的城市市场潜力, 沿海区域以山东省、江苏省、上海市、浙江省、福建省、广东省为代表, 呈现向内陆城市逐渐拓展和融合的趋势, 中部地区的城市市场潜力集聚趋势非常明显。

分情况来看: ①在 2006 年, 中国的城市市场潜力处于高水平区间的城市最多, 形成了东起连云港、西至阿拉山口的运输大通道和长江通道两条横道, 以沿海、京哈京广、包坤通道为三条纵道的全国城市化战略格局。这些通道的建设和运营依赖于先进的数字基础设施, 包括信息网络和智能交通系统, 这些设施提升了物流效率和市场信息传播速度, 推动了这些城市的市场潜力水平达到高水平区间。②在 2009 年和 2012 年, 这个经济发展格局仍然存在, 城市群中高城市市场潜力地区主要分布在成渝城市群、哈长城市群、长三角城市群、京津冀城市群和珠三角城市群。③2015 年和 2019 年, 东部沿海综合经济区和京津冀城市群持续表现出较高的市场潜力, 而其他城市大多处于中低水平。这部分地区可能面临数字基础设施建设不足或应用不均衡的问题, 导致市场信息流通不畅, 物流效率低下, 以及市场消费需求挖掘能力不足的局面。因此, 数字基础设施的发展水平直接影响了不同地区城市市场潜力的实际表现, 对提升全国城市市场潜力和促进经济均衡发展, 进一步完善和推广数字基础设施显得尤为关键。

多个城市的消费者零售商品总额较低, 其中景德镇市等城市出现了城市市场潜力下降趋势。这可能

① 可依具体需求联系作者获得具体地图图片。

是由于消费“疲软现象”在中国城市普遍存在，教育、文娱、交通及医疗等领域的消费总体水平与潜在增长趋势之间存在较大差距，以及中心城市的“虹吸”效应限制了城市潜在市场需求的挖掘。观测时间点上，中国城市的城市市场潜力水平存在明显的空间关联性，部分城市呈现出空间集聚特征。

## 5 实证结果与分析

### 5.1 数字基础设施建设影响的双重差分估计

第一，数字基础设施能够扩展市场边界，使企业能够触及更广泛的受众，从而创造更多销售机会和潜在收入增长。第二，数字化环境激发了创新活力，使企业更易于获取新技术和市场洞察，提高了其竞争力，使其保持领先地位<sup>[13]</sup>。第三，数字基础设施提升了市场运作效率，降低了企业的成本，提高了整体生产力，促进了市场的发展。第四，数字化鼓励了市场的多样性和多元化，吸引了不同类型的消费者和投资者，增加了市场的韧性。它还提高了市场的信息透明度，有助于减少信息不对称，推动市场的正常运作。第五，数字基础设施的全球化性质使企业更容易拓展国际市场，吸引国际投资，进一步扩大了市场的规模和机会。总之，数字基础设施在现代经济中扮演着至关重要的角色，成为市场发展和扩展的关键推动力。

从表 1 的结果可以推断出：数字基础设施建设在当年及后两年对城市市场潜力的正向影响最大，而第三年开始逐渐减弱。可能归因于多个关键因素：首先，初期投资的效应在数字基础设施建设初期非常显著，大规模的资金投入使得城市的数字化水平快速提升，促进了城市市场潜力的增长<sup>①</sup>。其次，市场参与者可能需要一定时间来适应新的数字化环境，在适应期内城市市场潜力达到高峰，使得市场各方能够充分利用新设施和技术。再次，技术效益在建设初期通常积累迅速，技术创新和效率提升推动城市市场潜力的迅猛增长。但是，一旦这些效益得以实现并积累，后续的增长速度可能会减缓。最后，市场可能会在一定程度上达到饱和，意味着市场已经充分利用了数字基础设施提供的潜力，进一步的增长受到市场容量的限制。因此，随着时间的推移，数字基础设施的影响会逐渐趋于稳定，城市市场潜力的增长速度也会逐渐减缓。

表 1 数字基础设施建设对城市市场潜力影响的双重差分检验

	因变量: Log (marketpotential)			
	DID	DID	DID	DID
	(1)	(2)	(3)	(4)
secondindustry		-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.001 (0.001)
tertiaryindustry		-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.004** (0.002)
$I$ ( govexpense/gdp )		-0.112*** (0.029)	-0.111*** (0.029)	-0.185*** (0.030)
log ( pgdp_index )		0.268*** (0.019)	0.267*** (0.019)	0.270*** (0.020)
log ( librarybooks )		0.333*** (0.008)	0.333*** (0.008)	0.312*** (0.010)

① 《智慧城市发展研究报告》，<https://www.100ec.cn/detail--6255267.html>。

续表

	因变量: Log (marketpotential)			
	DID	DID	DID	DID
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>I</i> (higheducation/people)		-0.004*** (0.0004)	-0.030*** (0.004)	-0.010*** (0.004)
Log (Digital) + 0	0.457*** (0.021)	0.245*** (0.019)	0.243*** (0.014)	0.366*** (0.013)
Log (Digital) + 1		0.114*** (0.037)	0.017*** (0.005)	0.029*** (0.006)
Log (Digital) + 2			0.091** (0.029)	0.087** (0.028)
Log (Digital) + 3				0.084** (0.024)
Individual	Yes	Yes	Yes	Yes
Time	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	4004	4004	4004	4004
$R^2$	0.116	0.387	0.700	0.710
调整 $R^2$	0.116	0.386	0.697	0.701
$F$ 值 (df = 8; 3995)	54.426***	61.029***	57.210***	80.555***

注：表中圆括号（）中的数值为相应系数显著性检验的标准差；Individual 和 Time 分别为固定城市和固定时间选项

\*\*表示  $p < 0.05$ ；\*\*\*表示  $p < 0.01$

为了确保本文研究结果的稳健性，需要排除政策和城市异质性对城市市场潜力的影响。因此，本文采用安慰剂检验方法，重复 500 次实验，目的在于在考虑了潜在的政策干预和不同城市特征的情况下，确认数字基础设施对城市市场潜力的影响仍然具有统计学显著性。观察基准回归系数的分布趋势，可以分析出，基准回归系数的均值趋近于零，这表明数字基础设施对城市市场潜力的影响并非源于常规的随机因素或不可观测的因素，验证了数字基础设施对提升城市市场潜力水平的影响在各种背景条件下均具有统计学显著性，H1 得到验证。

此外，为增强本文的检验效果，本文还进行了 MatchingFrontier（构造匹配边界）稳健性检验，排除可能存在的选择性偏倚，可以评估不同匹配策略的影响，有助于确保研究结果的可靠性和稳健性，从而更准确地理解数字基础设施对城市市场潜力的影响，为政策制定和决策提供了更可信的依据。结果发现随着抽样样本的减少，数字基础设施对城市市场潜力的影响较为平滑，验证了数字基础设施对城市市场潜力存在正向影响的结论。

## 5.2 基于“宽带中国”的进一步论证

由于“宽带中国”建设是推动数字基础设施发展的核心组成部分，对于推动国家经济数字化转型和社会现代化具有至关重要的作用。“宽带中国”建设通过大规模铺设高速互联网网络，提供了覆盖广泛、速度快捷的网络服务，是实现信息化社会的基础设施保障。这一建设不仅显著提升了互联网的普及率，还优化了网络质量，降低了信息传输的延迟，促进了数据的快速流动和应用。“宽带中国”政策的实施，可以改善互联网连接速度和覆盖范围，促进数字技术的广泛应用，提高信息传输效率，降低通信成本，增强数字经济的发展和创新能力<sup>[7]</sup>。“宽带中国”政策的成功实施通常伴随着数字化产业的壮大，包括电

子商务、云计算、物联网等领域的迅速发展，这些领域对城市市场潜力和经济增长产生积极影响<sup>[18]</sup>。为更深入地探究数字经济对我国城市市场潜力的影响并确保研究结果的鲁棒性，本文使用面板模型、空间滞后以及空间误差固定效应模型，引入“宽带中国”政策作为外部冲击因素，并将其纳入研究模型的构建中，表2为进一步验证研究结果，其中SPM(spatial panel model)为空间面板模型，SAR-FE(spatial autoregressive model with fixed effects)为空间滞后固定效应模型，SEM-FE(spatial autoregressive model with fixed effects)为空间误差固定效应模型，BDChina代表宽带中国变量， $\lambda$ 为误差项的空间依赖，表示邻近城市的随机冲击（如未观测因素）对本城市误差项的影响，Rho为空间滞后效应，表示邻近城市的被解释变量对本城市的直接影响。

表2 “宽带中国”对城市市场潜力影响的回归结果

	因变量: Log ( marketpotential )					
	SPM	SPM	SAR-FE	SAR-FE	SEM-FE	SEM-FE
	( 1 )	( 2 )	( 3 )	( 4 )	( 5 )	( 6 )
secondindustry		0.005*** ( 0.001 )		0.005*** ( 0.001 )		0.004*** ( 0.001 )
tertiaryindustry		0.010*** ( 0.002 )		0.010*** ( 0.002 )		-0.0005 ( 0.002 )
$I$ ( govexpense/gdp )		-0.183*** ( 0.033 )		-0.183*** ( 0.033 )		-0.105*** ( 0.029 )
log ( pgdp_index )		0.079*** ( 0.022 )		0.078*** ( 0.020 )		0.070*** ( 0.019 )
log ( librarybooks )		0.486*** ( 0.010 )		0.486*** ( 0.010 )		0.331*** ( 0.008 )
$I$ ( higheducation/people )		0.030*** ( 0.005 )		0.030*** ( 0.004 )		0.040*** ( 0.004 )
Log ( BDChina )	0.005*** ( 0.001 )	0.034*** ( 0.002 )	-0.030*** ( 0.004 )	0.002 ( 0.020 )	0.040*** ( 0.004 )	0.095*** ( 0.018 )
$\lambda$			-0.005 ( 0.233 )	0.155 ( 0.274 )		
Rho					0.158 ( 0.114 )	0.224* ( 0.123 )
Individual				Yes		Yes
Time				Yes		Yes
Observations	2016	2016	2016	2016	2016	2016
$R^2$	0.366	0.666	0.387	0.674		
调整 $R^2$	0.314	0.664	0.383	0.673		
$F$ 值 ( df = 8; 2007 )	97.768***	92.012***				

注：表中圆括号 ( ) 中的数值为相应系数显著性检验的标准差

\*表示  $p < 0.1$ ；\*\*\*表示  $p < 0.01$

值得指出的是，“宽带中国”示范区域的选择并不是完全随机的，而是需要满足一定的基础条件。因此，为了更加准确地评估政策的影响，本文引入产业比重、政府投入、教育水平、经济水平等多个因素，采用逐步回归方式以更全面地考虑“宽带中国”建设的影响。结果显示空间误差固定效应模型再次

显现出正向影响,说明实施“宽带中国”战略的示范地区因信息集中优势而挖掘了城市市场潜力,同时,示范区域的建设也带动了周边地区数字经济的发展,促进了市场联动性的积极作用。这一结果再次印证数字基础设施建设是市场潜在需求得以挖掘的重要动力。

### 5.3 数字产业技术进步调节作用分析

从灵活性和适应性的角度看,数字产业技术通常具有较高的灵活性和适应性,可以根据不同的需求和情境进行调整和定制<sup>[19]</sup>。这意味着企业和政府可以根据市场的变化和政策需求,调整和重新配置数字技术的应用方式,以更好地满足特定目标。此外数字技术可以更好地捕捉市场反馈,包括消费者偏好、供应链状况和竞争态势等信息。这些反馈可以用于调整产品、服务和政策,以满足市场的需求<sup>[20]</sup>。这意味着企业可以更有效地利用资源,降低成本,并更好地适应市场的波动,通过提高生产效率、创新产品和服务,企业能够在市场中脱颖而出,从而实现市场的动态平衡<sup>[21]</sup>。表 3 显示了加入数字产业技术进步指标(Tech\_Province)的回归结果,从回归结果可以看到,数字基础设施对城市市场潜力水平提升存在正向影响,数字产业技术进步在数字基础设施对城市市场潜力影响中存在正向调节作用(Log(Digital):Tech\_Province 代表调节变量),且该影响持续存在。数字技术的进步使得企业能够更好地竞争。

表 3 数字基础设施、数字产业技术进步与城市市场潜力

	因变量: Log ( marketpotential )								
	SPM	SPM	SPM	SAR-FE	SAR-FE	SAR-FE	SEM-FE	SEM-FE	SEM-FE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
secondindustry	-0.010*** (0.003)	-0.020*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.010*** (0.005)	-0.020*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.020*** (0.003)	-0.010*** (0.003)
tertiaryindustry	0.006 (0.005)	0.006 (0.005)	-0.011*** (0.003)	0.006 (0.005)	0.006 (0.005)	-0.011*** (0.003)	0.006 (0.005)	0.006 (0.005)	-0.011*** (0.003)
I ( govexpense/gdp )	-0.004 (0.007)	0.001 (0.007)	0.006 (0.007)	-0.004 (0.007)	0.001 (0.007)	0.006 (0.007)	-0.004 (0.007)	0.001 (0.007)	0.006 (0.007)
log ( pgdp_index )	0.099*** (0.004)	0.100*** (0.005)	0.093*** (0.004)	0.099*** (0.004)	0.100*** (0.004)	0.093*** (0.004)	0.099*** (0.004)	0.100*** (0.004)	0.093*** (0.004)
log ( librarybooks )	0.067*** (0.002)	0.083*** (0.002)	0.080*** (0.002)	0.067*** (0.002)	0.082*** (0.002)	0.080*** (0.002)	0.067*** (0.002)	0.082*** (0.002)	0.080*** (0.002)
I ( higheducation/people )	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)
Log ( Digital )	0.298*** (0.077)		0.033** (0.016)	0.069*** (0.020)		0.033** (0.016)	0.249* (0.145)		0.033* (0.016)
Tech_Province		0.424*** (0.049)	-0.244 (0.186)		0.140*** (0.025)	0.215*** (0.084)		0.522*** (0.133)	0.200*** (0.084)
Log( Digital ):Tech_Province			0.010*** (0.004)			0.010** (0.004)			0.010** (0.004)
$\lambda$				0.196* (0.109)	0.243** (0.112)	0.280** (0.132)			
Rho							0.002 (0.017)	0.074 (0.606)	0.150 (0.600)
Individual				Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time				Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续表

	因变量: Log ( marketpotential )								
	SPM	SPM	SPM	SAR-FE	SAR-FE	SAR-FE	SEM-FE	SEM-FE	SEM-FE
	( 1 )	( 2 )	( 3 )	( 4 )	( 5 )	( 6 )	( 7 )	( 8 )	( 9 )
Observations	4004	4004	4004	4004	4004	4004	4004	4004	4004
$R^2$	0.590	0.598	0.621	0.642	0.674	0.691			
调整 $R^2$	0.588	0.593	0.618	0.631	0.673	0.681			
$F$ 值 ( df = 8; 3995 )	60.201***	53.761***	55.146***						

注：表中圆括号 ( ) 中的数值为相应系数显著性检验的标准差  
\*表示  $p < 0.1$ ；\*\*表示  $p < 0.05$ ；\*\*\*表示  $p < 0.01$

### 5.4 数字产业技术进步门槛效应探索分析

中国拥有庞大的中产阶级，这为数字基础设施提供了广泛的市场<sup>[22]</sup>。然而，激烈的市场竞争，尤其是大型科技巨头的竞争，使小型企业需要克服更多的市场壁垒，如建立品牌认知度、获取市场份额和赢得客户信任，从而提升了市场进入的门槛，这不仅制约了小型企业的市场进入和竞争，也将限制数字基础设施的广泛应用和城市市场潜力的释放。基于 Hansen 面板门槛模型，本文进行了重叠模拟似然比检验，抽样了 300 次，估计了 Bootstrap 值，查询了通过统计检验的门槛数<sup>[16]</sup>。由表 3 可知，在考虑控制变量的情况下，面板模型 (2)、空间滞后固定效应模型 (5) 以及空间误差固定效应模型 (8) 中数字产业技术进步均在 1% 的显著性水平下，通过显著性检验。本文使用门槛回归模型，增强了研究结果的稳健性。经检验发现，稳健性检验与主回归结果一致，均显示出二重门槛结果，说明本文进行二重门槛实证研究是准确的。因此，本文选择二重门槛回归模型，估计数字产业技术进步的门槛特征。

表 4 为数字产业技术进步门槛检验结果，从中可以看出数字产业技术进步对城市市场潜力的影响梯度变化。数字技术的进步使得不同市场之间的互联互通更加便捷。物联网、大数据分析等技术促进了不同市场的整合和合作，优化了产业链，提高了市场的协同效应。这种市场互联互通使城市市场潜力得以更充分地释放。新的数字技术不仅提高了现有产品和服务的质量和效率，还催生了全新的商业模式和市场机会。这种创新加速导致了城市市场潜力的不断扩大，因为市场可以容纳更多不同领域的创新产品和服务。

表 4 数字产业技术进步门槛自由抽样结果

变量	门槛模型	门槛估计值	$F$ 值	95%置信区间	临界值		
					1%	5%	10%
Log( Digital ): Tech_Province	单一门槛	83.618	716.377***	[82.935, 84.301]	19.202	15.662	13.701
	双重门槛	33.788	328.359***	[33.447, 40.273]	17.558	14.892	13.212

\*\*\*表示  $p < 0.01$

从表 5 的回归结果可以看到，数字产业技术进步对城市市场潜力的提升具有门槛影响，从列 (3) 可以看到，数字产业技术进步对城市市场潜力的影响略呈现逐渐上升的“驱动”影响态势，且在 1% 的显著性水平下通过检验。当门槛值达到 83.618 水平时，数字产业技术进步的影响相对明显。回归结果与

实际情况结合可以推断出,不同城市在数字技术应用和接受度上存在差异。一些大城市或经济发达地区可能更早采纳和应用新兴的数字技术,如人工智能、大数据分析和物联网。这些技术的应用能力和覆盖程度对市场创新和效率提升起到关键作用,使得这些地区在市场潜力上有明显的优势。例如,一些科技创新和数字经济比重较高的城市,由于技术密集型产业和创新企业的聚集,更容易受益于数字产业技术进步,推动市场增长和创新发展。相比之下,传统产业比重较大的地区可能面临技术更新换代的挑战和适应期较长的问题,城市市场潜力的增长速度可能相对较低, H2 得到验证。

表 5 数字产业技术进步门槛回归结果

	因变量: Log ( marketpotential )		
	( 1 )	( 2 )	( 3 )
secondindustry	0.001 ( 0.002 )	0.001 ( 0.001 )	0.002 ( 0.002 )
tertiaryindustry	0.008*** ( 0.031 )	-0.004** ( 0.002 )	0.006*** ( 0.002 )
I ( govexpense/gdp )	-0.089*** ( 0.025 )	-0.182*** ( 0.030 )	-0.071** ( 0.030 )
log ( pgdp_index )	0.045*** ( 0.010 )	0.276*** ( 0.020 )	0.093*** ( 0.025 )
log ( librarybooks )	0.075*** ( 0.002 )	0.311*** ( 0.010 )	0.047*** ( 0.010 )
I ( higheducation/people )	0.000 01 ( 0.000 06 )	-0.001*** ( 0.000 04 )	0.001*** ( 0.000 06 )
Log ( Digital )	0.041** ( 0.018 )	0.088*** ( 0.018 )	0.086*** ( 0.015 )
Tech_Province		0.284** ( 0.115 )	0.403*** ( 0.032 )
Log ( Digital ): ( Tech_Province<33.788 )			-0.016*** ( 0.006 )
Log ( Digital ): ( 33.788< Tech_Province≤83.618 )			0.062*** ( 0.012 )
Log ( Digital ): ( 83.618<Tech_Province )			0.066*** ( 0.012 )

注:表中圆括号( )中的数值为相应系数显著性检验的标准差

\*\*表示  $p < 0.05$ ; \*\*\*表示  $p < 0.01$

从研究结果可知,数字产业技术进步对城市市场潜力的影响具有显著的梯度性。在不同的门槛值区域,影响程度存在差异。尤其是在介于两个门槛值之间的区域,最大化数字产业技术进步对城市市场潜力的推动作用明显。基于现实情况,可以推断出数字产业技术进步在数字基础设施对城市市场潜力的影响中扮演着关键角色,然而,这一影响并非平等分配,而是受到多种门槛的制约。主要原因可能是:①数字技术不断创新,每一轮技术进步都带来更高效、更强大的解决方案<sup>[23]</sup>,不仅创造了新的商业机会,还提升了现有市场的效率,从而对城市市场潜力产生逐步上升的影响。此外,数字技术通常具有网络效应,用户数量越多,价值越大。例如,社交媒体平台随着用户增加,其吸引力和互动性迅速增强,这些网络效应导致城市市场潜力呈指数级增长。②数字基础设施的建设需要大规模资本投入,包括网络基础设施和数据中心建设,这对于财力有限的小企业来说是巨大的挑战,限制了它们在数字经济中的参

与度。技术的成熟，使其可行性和可靠性增加，企业也因此更易采纳和应用这些技术，从而更显著地提升市场潜力。<sup>③</sup>数字化领域需要一定的技术专业知 识，如网络安全、云计算和大数据分析等。企业必须拥有高素质的技术团队以跟上发展步伐，否则将难以在竞争中生存<sup>[24]</sup>。政府和企业可考虑共同努力，采取措施降低技术性门槛，促进数字基础设施的普及和数字经济的发展，从而推动更多企业参与数字经济，促进经济增长和创新<sup>①</sup>。

## 6 结论与启示

本文从行业竞争程度、城市开放程度、企业市场准入和运输成本差异角度，构建更细力度的符合中国城市经济发展实际的市场潜力测算指标，探讨了数字基础设施对城市市场潜力的影响效应，并进一步阐述了数字产业技术进步在其间的门槛调节作用。基于全文的实证分析结果，本文提取了以下几条重要结论。

第一，数字基础设施建设能够有效提升城市市场潜力水平。

数字基础设施建设显著提升了企业挖掘消费者市场需求的能力。在线商务平台、电子支付系统和物流信息化技术使产品和服务能够迅速覆盖全球，扩大市场范围。消费者通过搜索引擎、社交媒体和电子商务平台可以轻松获得产品信息，包括价格、质量和评价，从而改善了市场的信息透明度。企业借助这些技术能够精准地分析消费者需求，并制定更有针对性的营销策略。大数据分析和人工智能进一步优化了需求预测和个性化服务，提升了消费者满意度，推动了市场的智能化和个性化发展。

上述发现回应了数字基础设施建设水平的提升，有利于提升城市市场潜力水平的思辨，即加强数字基础设施建设，能够促进不同产业之间的互联互通。物联网、云计算和大数据分析使各行各业能够更紧密地合作，共享信息和资源，实现产业链的优化。这种互联互通为跨行业的创新和市场扩展提供了更多可能性。

第二，数字产业技术进步在数字基础设施对城市市场潜力影响中存在门槛调节作用，且该影响存在“驱动型”拐点。

从挖掘消费者市场需求的角度来看，数字化技术的高效信息处理和传输能力初期受限于资源、技术和管理条件，导致门槛存在，使得低于门槛的企业或城市难以充分发挥数字基础设施的潜力，因此对城市市场潜力的影响较弱。然而，随着技术演进和应用普及，企业和城市在数字化适应和应用方面积累了经验，门槛提高，数字基础设施的影响逐渐增强。市场体系的动态性和竞争环境的变化进一步推动了数字技术对市场潜力的影响，要求企业和城市不断提升数字化能力以维持竞争力，从而使得数字基础设施在挖掘消费者市场需求方面的作用日益显著。

基于本文的实证研究结果，可能的政策启示有以下几点。

(1) 支持智慧城市建设：推动数字金融服务的发展（如数字支付、在线银行和金融科技），可提升市场流动性和金融包容性。通过引入优惠政策和财政支持，鼓励企业和金融机构创新并普及先进的支付工具和金融服务。提高市场流动性，并为不同收入层次的消费者提供更广泛的金融参与机会。通过补贴和技术支持鼓励企业利用大数据进行市场预测、客户分析和产品优化。此外，政府可考虑鼓励企业使用大数据分析技术，进行市场预测和客户分析，在确保数据安全和隐私保护的基础上，支持“超算中心”建设。

(2) 增强跨行业合作：政府可考虑制定政策以促进产业间的互联互通，特别是在物联网和大数据分析领域，通过建立行业联盟和跨领域合作平台，推动数字基础设施的整合和资源共享，实现创新和产业链优化。同时，设立税收优惠、研发资金支持和知识产权保护等政策激励措施，鼓励企业参与跨行业的数字化创新，并通过创新奖励计划推动跨领域项目的实施，从而加速资源整合和市场需求的挖掘。

<sup>①</sup> 上述分析的可视化结果可联系作者按需获得。

(3) 数字基础设施覆盖普及: 政府可考虑加大对高速互联网、通信网络和数字支付系统的投资, 特别是在偏远和农村地区, 通过专项资金和公私合作模式提升数字基础设施水平, 确保技术均等普及。同时, 可考虑进一步鼓励企业在制造、农业、医疗保健和能源等领域应用物联网技术, 提供技术支持和财政补贴, 以提高效率和资源利用率, 从而更有效地挖掘市场需求。

(4) 支持数字化金融: 数字支付、在线银行和金融科技使企业能够更便捷地获得资金, 数字金融服务的发展有助于提高市场的流动性, 有助于促进企业的发展, 提升市场的活跃程度。推动在线银行和金融科技的发展有助于提供更多元化的金融服务。其中金融科技服务的进一步发展, 为创新金融产品和服务提供了机会, 包括智能投资、区块链技术等, 能够满足不同客户群体的需求, 提高了金融市场的流动性和效率。政府可考虑通过政策支持和市场引导促进在线银行和金融科技的发展, 以提供更多样化的金融服务, 加快资金流通并提高市场活跃度, 从而满足不同客户的需求。同时, 建立有效的法律框架对金融科技进行监管, 以确保金融市场的稳定性和安全性, 防范潜在风险, 并保护消费者权益和数据隐私, 维护市场的公正性。

## 参 考 文 献

- [1] 沈丽珍, 强靖淇, 汪侠, 等. 浙江省数字技术应用业空间集聚演化特征: 基于微观企业数据[J]. 经济地理, 2023, 43(7): 151-160.
- [2] 孙晋云, 白俊红, 王钺. 数字经济如何重塑我国区域创新格局?: 基于研发要素流动的视角[J]. 统计研究, 2023, 40(8): 59-70.
- [3] 陈斌, 何思思. 数字经济时代的虚拟集聚与制造业技术创新: 来自我国城市群的经验证据[J]. 南方经济, 2023, (8): 72-92.
- [4] 郑国强, 万孟泽. 数字经济的生产率增长效应: 红利还是鸿沟[J]. 当代财经, 2023, (12): 3-16.
- [5] 刘宇. 数字经济核心产业产出效应: 供给侧与需求侧的比较[J]. 当代财经, 2023, (8): 108-121.
- [6] 李拓晨, 石孖祎, 韩冬日, 等. 数字经济发展与省域创新质量: 来自专利质量的证据[J]. 统计研究, 2023, 40(9): 92-106.
- [7] 范德成, 肖文雪. 数据要素配置与区域创新: 赋能效果及作用路径[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(20): 30-41.
- [8] 金飞, 徐长乐. 数字经济对区域一体化的影响及其机制研究: 基于长三角 26 个地级市的面板数据[J]. 世界地理研究, 2024, 33(7): 128-138.
- [9] 胡西娟, 师傅, 杨建飞. 数字经济壮大实体经济发展的机制识别和经验证据[J]. 经济问题, 2022, (12): 1-8.
- [10] 付文字, 李彦, 赵景峰. 数字经济如何赋能中国制造业优化升级?[J]. 经济问题探索, 2022, (11): 128-142.
- [11] 唐要家, 王钰, 唐春晖. 数字经济、市场结构与创新绩效[J]. 中国工业经济, 2022, (10): 62-80.
- [12] 吴丹丹, 马仁锋, 郝晨, 等. 数字经济对市域旅游业高质量发展水平的空间效应及机制[J]. 经济地理, 2023, 43(4): 229-240.
- [13] 刘波, 洪兴建. 中国产业数字化程度的测算与分析[J]. 统计研究, 2022, 39(10): 3-18.
- [14] 黄永春, 宫尚俊, 邹晨, 等. 数字经济、要素配置效率与城乡融合发展[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(10): 77-87.
- [15] Redding S, Venables A J. Economic geography and international inequality[J]. Journal of International Economics, 2004, 62(1): 53-82.
- [16] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [17] 咎欣, 欧国立, 吕巍. 交通基础设施如何挖掘我国城市市场潜力: 基于生产要素流动的视角[J]. 经济问题探索, 2023, (7): 76-102.
- [18] 钟文, 郑明贵, 钟昌标. 数字经济、创新力培育与经济高质量发展[J]. 软科学, 2023, 37(7): 25-31.
- [19] 徐伟呈, 周田, 郑雪梅. 数字经济如何赋能产业结构优化升级: 基于 ICT 对三大产业全要素生产率贡献的视角[J]. 中国软科学, 2022, (9): 27-38.
- [20] 李三希, 黄卓. 数字经济与高质量发展: 机制与证据[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(5): 1699-1716.

- [21] 郑国楠, 李长治. 数字鸿沟影响了数字红利的均衡分配吗: 基于中国省级城乡收入差距的实证检验[J]. 宏观经济研究, 2022, (9): 33-50.
- [22] 王德祥. 数字经济背景下数据要素对制造业高质量发展的影响研究[J]. 宏观经济研究, 2022, (9): 51-63, 105.
- [23] 李健, 张金林, 董小凡. 数字经济如何影响企业创新能力: 内在机制与经验证据[J]. 经济管理, 2022, 44(8): 5-22.
- [24] 张志新. 国际化进程中的农村劳动力国内外流动一体化机理与调控研究[M]. 北京: 人民出版社, 2022.

## The Impact of Digital Infrastructure on Urban Market Potential: A Perspective based on Digital Industry Technology Progress

ZAN Xin<sup>1,2</sup>, CAO Pengliang<sup>3,4</sup>, XU Chao<sup>5</sup>, ZHAO Xiuling<sup>2</sup>, HAN Zhaoxiang<sup>6</sup>

(1. Antai College of Economics & Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030, China;

2. Development Research Center of the East China Sea, Ministry of Natural Resources, Shanghai 200136, China;

3. Shanghai International Port (Group) Co., Ltd, Shanghai 200080, China;

4. College of Transportation, Tongji University, Shanghai 201804, China;

5. School of Economics, Shandong University of Technology, Zibo 255000, China;

6. Shanghai Nanyang Wanbang Software Technology Co., Ltd, Shanghai 201722, China)

**Abstract** The construction of digital infrastructure provides new opportunities for exploring urban latent demand. However, existing research often neglects the market potential at the city level and lacks studies on the gradient impact of technological advancements in the digital industry on urban market potential. This paper investigates the impact of digital infrastructure on urban market potential, with a particular focus on the gradient effect of technological progress. Based on panel data from cities from 2006 to 2019, the study finds: ①Urban market potential fluctuates over time, and digital infrastructure has a significant positive impact on market potential; ②The threshold effect of technological progress in the digital industry is present and exhibits a “driving” characteristic.

**Key words** Digital infrastructure, Industrial technological advancement, Urban market potential, Threshold effect

### 作者简介

管欣(1991—),女,河南新乡人,上海交通大学安泰经济与管理学院,博士后,自然资源部东海发展研究中心,工程师,研究方向为数字化基础设施建设。E-mail: 18113021@bjtu.edu.cn。

曹朋亮(1993—),男,河南洛阳人,上海国际港务(集团)股份有限公司博士后工作站,同济大学交通学院博士后流动站,博士后,研究方向为数字化交通,港口集疏运优化。E-mail: dreamcpl@126.com。

许超(1995—),男,山东潍坊人,山东理工大学经济学院,讲师,研究方向为数字经济,时间序列分析。E-mail: 18113017@bjtu.edu.cn。

赵秀玲(1972—),女,上海人,自然资源部东海发展研究中心,正高级工程师,研究方向为智能化观测装备检校方法研究。E-mail: z-x-ling@126.com。

韩兆祥(1990—),男,上海人,上海南洋万邦软件技术有限公司,高工,研究方向为数字化政务管理。E-mail: jshzx@126.com。