

信息消费何以赋能城市活力?

——基于需求侧和供给侧的双重视角

程中海 乔智宏 南楠

内容提要:中国正处于实施城市更新行动与践行人民城市理念的关键时期,信息消费作为重要的新兴消费领域,对满足多样化、高品质的消费需求,提升城市活力、人居品质发挥着重要的作用。本文以国家信息消费试点政策为准自然实验,选取相关统计数据与开源大数据,运用多期双重差分模型实证检验了信息消费赋能城市活力的影响效应。研究结果显示:(1)信息消费试点政策能够提高试点城市的活力水平。这一结论在替换被解释变量、克服内生性问题、排除异质性处理效应与控制国家智慧城市试点政策等一系列稳健性检验后依然成立。(2)信息消费试点政策主要从供需两端推动城市活力提升,需求侧提高消费需求效应,供给侧信息产业集聚、创新促进与信息基础设施建设是影响城市活力的重要途径。(3)信息消费试点政策的城市活力提升效应在行政等级更高、地理区位更具优势、城市规模更大以及经济发展水平更高的城市更为明显。(4)信息消费试点政策对城市活力的提高具有正向空间溢出效应。本文的研究结论为加速释放信息消费潜力,促进信息消费扩容提质,推动城市高质量发展和现代化建设提供了政策依据。

关键词:信息消费 国家信息消费试点 城市活力 开源大数据 产业集聚 创新

中图分类号:F49;F121.3

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)11-0067-19

一、问题提出

中央城市工作会议明确提出,要“建设和谐宜居、富有活力、各具特色的现代化城市”。城市是新时期推动中国高质量发展、高效能治理与高品质生活的重要载体,全面提升城市活力,加快城市内涵化发展是深入实施城市更新行动、全面践行人民城市理念的重要方向与着力点。已有研究表明,城市活力是综合评价城市自身生命机能、生态环境与经济社会的重要依据,表现为城市形态的合理性、功能的多样性以及活动的丰富性^[1],反映了城市运行和发展的效率,事关居民福祉、企业发展和城市竞争力。本文认为在中国式现代化

收稿日期:2023-12-13;修回日期:2024-09-04

基金项目:国家自然科学基金面上项目“双支柱框架下稳定金融的政策协同效应研究”(7216030084);新疆生产建设兵团社会科学基金项目“兵团主动服务和融入新发展格局研究”(23YB04)

作者简介:程中海 石河子大学经济与管理学院教授、博士生导师,石河子,832000;

乔智宏 石河子大学经济与管理学院博士研究生;

南楠 石河子大学经济与管理学院讲师。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

背景下,活力城市建设愈加强调“以人民为中心”的理念,城市活力在很大程度上体现为城市居住、商业使用、公共服务的感受以及容纳不同功能的多样化程度以活跃和丰富社会公共活动的特性。特别是在发展方式转型和构建“双循环”新发展格局的形势下,提升城市活力是推进城市功能完善、品质提升与加快建设宜居韧性智慧化城市的热点与焦点问题。与此同时,以数字技术为核心的信息消费已成为当前增长幅度最大、辐射范围广泛、创新活跃的消费领域之一。信息消费凭借成本低、效率高、实时互动分享等优势在增强家庭消费韧性的同时也为企业降低生产成本提供有利条件。结合当前中国信息消费在最终消费占比不断提升的现状,促进信息消费规模增长,实现消费结构转型升级,对于扩大内需、提高城市核心竞争力与可持续健康发展势在必行。

消费与城市活力之间的关系一直是城市发展研究的重要课题。已有大量研究表明,城市中消费机会增多和消费质量提升是提高城市活力和发展潜力的重要途径^[2],如大力推动数字消费、挖掘文化消费潜力、倡导绿色消费、加快发展夜间经济、营造多元品质生活消费场景等^[3-4],然而信息消费试点政策作为扩大内需、激发市场活力与振兴实体经济的重要抓手,对城市活力是否产生影响以及如何产生影响尚未得到学术界的广泛关注。信息消费进入加速发展新阶段,不仅能够从需求端释放内需潜力,提振消费信心,满足人民美好生活现实需求^[5],而且可以从供给端充分挖掘消费者个性化、高端化的商品和服务需求,从而实现供需两端精准有效匹配,还能够通过不断优化产品结构,有力地促进工业、服务业领域的产业转型升级,在稳增长、促就业、惠民生、激励创新等方面发挥重要作用,而这些方面正是城市活力的重要体现,是城市实现可持续发展的基本前提。因此,本文系统考察信息消费试点政策的城市活力效应,为科学推进信息消费试点工作以及优化以人为本的城市规划发展、提高居民生活品质、增强城市竞争力提供经验证据与政策启示。

自信息消费试点设立以来,学者们重点验证了信息消费对经济高质量发展^[6]、产业结构升级^[7]、数实融合^[8]与创业^[9]等方面的影响,尚未关注到城市活力效应。此外,近年来国内外关于城市活力的研究成果也较为丰富,一方面集中于城市活力的测度与评价。在研究尺度上,宏观研究大多以整个城市为研究对象,从社会、经济、文化、功能、环境等相关维度构建指标体系对城市活力水平进行评估^[10],而更多学者基于城市内部微观尺度刻画人及其活动的空间分布来反映城市活力水平。在研究区域上,集中于单个发达城市或经济活跃的城市群^[11-12]。在研究数据上,早期研究数据因获取受限,其观测范围较窄,样本量偏低,时空精度也较低,可靠性不足。随着多源大数据涌现与发展,为多元化、精细化测度城市活力提供了有力的数据支撑^[13-14]。另一方面,部分研究集中于城市活力的影响因素探讨,主要以城市空间形态或建成环境为切入点^[15-16],重点考察了街道可达性、土地利用、空间结构等对城市活力的影响,同时也有学者关注城市社会管理政策^[17]、空气污染^[18]、交通可达性^[19]等因素对城市活力的作用,然而信息消费对城市活力的影响尚未得到验证。鉴于此,本文选取相关统计数据与开源大数据,构建多期双重差分模型,考察信息消费试点政策对城市活力的影响。

本文的边际贡献主要体现在三个方面:(1)重点关注信息消费试点政策对城市活力的总体影响效应,这为全面、准确地评估信息消费试点政策的实施效果提供了重要的理论依据,同时基于政策效应的研究视角丰富和拓展了中国情境下城市活力影响因素分析的相关研究。(2)利用夜间灯光数据与兴趣点(POI)数据分别衡量白天城市活力指数与夜晚城市活力指数,作为城市活力的替换变量。一方面,夜间灯光数据与POI数据在表征城市活力与居民行为方面具有优势^[20];另一方面,开源大数据的使用有助于补充基于统计数据检验所不能得到的结果。(3)从供需两端深入探析信息消费试点对城市活力的影响机制,并鉴于城市特征差异及发展水平的复杂性,考察信息消费试点城市活力效应的异质性。

二、政策背景与研究假设

(一) 政策背景

为顺应全球数字化与信息消费快速发展态势,应对中国中高端信息产品与服务供给能力偏弱、信息消费需求尚未完全释放等挑战,《国务院关于促进信息消费扩大内需的若干意见》(国发[2013]32号)于2013年出台,提出“推动信息消费持续增长”。同年,工业和信息化部公告首批包括北京等68个信息消费试点城市名单。在此基础上,于2014年公示第二批包括上海等36个信息消费试点城市名单。试点政策要求,以科技创新为支撑,增强信息消费供给能力、挖掘信息消费潜力和改善信息基础设施、引领传统产业转型与加快信息产业优化升级等为主要目标,鼓励与引导信息消费、数字消费等新消费新模式新业态的有序进行、生产效率提升和健康可持续发展,持续强化信息消费对城市活力建设、城市发展质量提升的基础性作用。

(二) 研究假设

国家信息消费试点政策可以从供需两端对城市活力水平产生影响,需求侧主要包括消费需求效应,供给侧主要包括信息产业集聚效应、创新促进效应与信息基础设施建设效应。

1. 需求侧

信息消费试点政策能够通过促进消费需求进而提高城市活力水平,主要体现在三个方面:一是扩展消费者选择行为。传统消费者选择行为是消费者在预算约束下选择一个效用最大化的消费组合^[21]。而试点政策带动企业通过机器学习法深入挖掘消费者行为大数据,预测消费者潜在需求,充分满足消费者定制化的消费诉求,从而拉动城市消费,激发城市活力。二是强化网络外部性。数字经济背景下,网络外部性意味着消费者效用与信息产品数量成正比,产生需求方规模经济^[22]。信息消费试点政策能够加强信息基础设施建设,强化物流体系、产业链等经济社会网络形态,提升信息产品用户规模,从而实现信息产品规模扩张,推动城市信息化与智慧化建设,赋能城市活力。三是激发长尾效应的有效性。信息消费通过互联网平台实现了小众、个性化产品的有效供给,大幅提高了小众产品交易额,提升了长尾市场的活力^[23],创造新的消费增长点,有效促进消费市场需求提升和消费潜力释放,激发城市活力。

据此,本文提出研究假设 H1:信息消费试点政策通过消费需求效应赋能城市活力。

2. 供给侧

(1) 信息产业集聚

信息消费试点政策能够通过促进信息产业集聚进而提高城市活力,主要体现在三个方面。一是共享。国家信息消费试点政策的确立能够有效激励当地政府出台各种优惠政策,提供良好的经营环境,吸引从事信息与数字技术品牌厂商、代工厂商等入驻,并积极培育和发展本地供应商,从而逐步建立本地电子信息产业集群。在此集聚空间内,各企业通过共建共享网络基础设施、信息系统等促进创新要素整合与共享^[24],吸引更多企业入驻,进而不断扩大信息消费产业集聚规模。信息消费产业集聚是助力城市知名度、城市形象提升的重要途径,也是促进区域经济结构转型,赋能城市活力的加速器。二是匹配。试点凭借优惠政策吸引大量信息产业企业集聚,带来上下游供应链间供求匹配效率的提高^[25]。不仅能够带动和引领传统产业数字化转型,而且可以夯实信息消费产业基础,打造知名信息企业,壮大信息消费产业规模和实力,提高城市吸引力,增强城市活力。三是学习。试点政策有利于加速信息消费产业中各主体间知识、信息、资源、技术的共享、合作与交流,推动缄默知识的跨区域扩散^[26],并加快城市技术更新与知识积累,从而提高城市创新能力,带动更大规模

的资源集聚和更高水平的人才集聚,全面激发城市活力,促进城市高质量发展与可持续发展。

(2) 创新促进

信息消费试点政策能够通过创新促进提高城市活力。基于熊彼特创新理论,信息消费试点政策是一项“政府创造、市场运作”的制度创新,对城市活力提升效应主要表现在五个方面。一是产品创新。信息消费试点政策鼓励信息产业加大研发投入与科研创新,推动智能电脑、智能电视、数字家庭等智能终端新产品研发,有效增强智慧化信息产品的供给能力与创新能力^[27],通过提高城市居民生活质量,营造宜居、创新、智慧的城市环境并提升城市活力品质。二是技术创新。试点政策鼓励市场化投融资、鼓励企业设立移动应用开发创新基金、积极推动云计算服务商业化运营,推动新型显示器件、集成电路、软件等关键技术研发进程,大力发展信息化产业,推动智慧城市建设,助推城市活力提升。三是市场创新。试点政策能通过积极培育与发展信息消费市场,为消费者提供更丰富、更创新的业态模式、消费产品和服务供给,更大程度地激发消费新增量,实现经济稳定健康增长,增强城市活力。四是资源配置创新。信息消费试点政策伴随着智慧交通、智慧社区、智慧医疗等场景孵化与应用,不断推动资源的高效优化配置,有效降低企业的交易成本,改善企业生产经营效率与资源配置效率^[28],实现更强外部性的知识溢出。这不仅可以降低能源消耗,还能减少污染排放,从而提高城市人居生活品质,促进城市活力提升。五是组织创新。试点政策通过利用数字技术优化和革新传统组织方式和管理模式,进而精准监测和捕捉消费者市场需求,提高企业配置与调度生产要素效率的能力,长期可缓解城市产品要素配置不合理的供给结构性矛盾^[29],从而构建集约化、低能耗、高效率的城市要素高效配置体系,促进城市产业布局与发展模式更趋合理有序,推动城市增长动力由投资驱动为主向创新驱动为主转化,提升城市综合竞争力与宜居性,焕发城市活力。

(3) 信息基础设施建设

信息消费试点能够通过加强信息基础设施建设进而增强城市活力,主要体现在三个方面。首先,智能化的信息基础设施为城市精细化服务提供强大的技术支撑,不仅能够运用大数据技术、人工智能技术等数字技术为城市的医疗、教育、交通等各项公共服务赋能,推进智慧医疗、智慧教育、智慧交通等新场景建设以更好地满足人们对美好生活的需要,而且使人们享受数字科技所带来的生活便利、文化多元、个性解放等福祉。其次,基于理性经济人假定,高层次人才也注重对生活、工作、社交等层面的更高追求。信息基础设施支撑下的智慧城市建设能够更好地服务于人才的更高层次需求,智慧医疗、智慧教育、智慧交通等智慧化服务体系建设将会吸引高质量人才向试点城市集聚^[30]。此外,信息基础设施建设势必会提升城市当地数字化与智能化水平,传统的工作岗位会逐渐被智能化机器承担,进而导致从事常规性工作的中低技能劳动力更容易被机器人替换^[31],这促使人力资本提升自身素质向高层次人才资本转变。最后,信息消费试点政策建设在信息基础设施建设的投入主要集中于信息与通信技术(ICT)方面。技能偏向型技术进步的存在使得企业对高技能劳动力的需求逐年上升,低技能劳动力需求相对减少^[32],这将推动城市人才资本的稳定增长,增加城市竞争力,激发城市活力。

据此,本文提出研究假设 H2:信息消费试点政策能够通过信息产业集聚、消费促进与信息基础设施建设效应赋能城市活力。

3. 空间溢出

信息消费试点政策对城市活力的空间溢出效应,主要体现在三个方面。一是知识溢出效应。试点政策的示范效应能够吸引邻近城市相互追随、模仿、学习知识与商业模式^[33],形成“滚雪球”式良性循环,有利于先进经验和信息技术、数据的跨区域转移、流动和共享,促进新知识交流和空间扩散,优化信息和创新资源要素的空间配置,进而对邻近城市技术创新能力产生较强的知识溢出效应。二是产业溢出效应。邻近城市

会模仿试点城市实施信息产业发展与传统产业转型升级规划,与试点城市开展深度合作,形成同群效应,促进信息产业不断创新的同时,推动传统产业数字化、智能化转型,进而有利于加速城市信息化与数字化进程,优化产业结构,转变经济增长方式,进而提升城市活力。三是经济增长溢出效应。技术溢出效应和产业溢出效应会使得试点城市先进技术、管理经验等多重正外部性因素流向邻近城市,促进邻近城市不断发展壮大信息产业规模与实力,推动其现代化产业体系向高级化与合理化发展,为邻近城市的经济社会注入活力和可持续发展动力。

据此,本文提出研究假设 H3:信息消费试点政策对邻近城市活力水平的提升具有正向空间溢出效应。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文将信息消费试点政策视为信息消费的代理变量进行外生冲击检验,考虑到信息消费试点政策分为两个批次实施,为探究信息消费政策对城市活力的影响效应,本文构建如下多时点双重差分(DID)基准回归模型:

$$Vitality_{it} = \alpha + \beta Icc_policy_{it} + \sum \gamma X_{it} + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 为城市, t 表示年份, $Vitality_{it}$ 表示城市活力, Icc_policy 表示信息消费试点政策的虚拟变量, X_{it} 一系列为控制变量,包括经济发展水平、人口集聚程度、金融效率、财政支出结构、国内旅游需求、交通基础设施, v_t 为年份固定效应, μ_i 为城市固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

此外,为检验信息消费试点建设影响城市活力的机制,构建如下模型:

$$InterVAR_{it} = \alpha + \beta Icc_policy_{it} + \sum \gamma X_{it} + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $InterVAR_{it}$ 为机制变量,分别为消费需求效应、信息产业集聚效应、创新促进效应与信息基础设施建设效应变量。其他变量与模型(1)相同。

为检验信息消费试点建设对城市活力的空间溢出效应,本文构建如下空间杜宾模型:

$$Vitality_{it} = \alpha + \rho \mathbf{W}Vitality + \beta_1 Icc_policy_{it} + \beta_2 \mathbf{W}Icc_policy_{it} + \sum \eta_1 X_{it} + \sum \eta_2 \mathbf{W}X_{it} + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, ρ 为空间自回归系数, \mathbf{W} 分别表示城市邻接矩阵、地理距离矩阵与经济距离矩阵, η_1 为由于空间计量模型误差所引致估计系数的差异。其他变量与模型(1)相同。

(二) 数据来源与变量说明

1. 数据来源

本文的数据包括经济社会数据、夜间灯光数据与 POI 数据。经济社会数据主要来源于中国城市统计年鉴、统计公报、北京福卡斯特信息技术有限公司 EPS 数据库以及《城市建设统计年鉴》等。夜间灯光数据来自美国国防气象卫星计划(DMSP)数据与可见光红外成像辐射仪(VIIRS)数据,将 DMSP 数据进行校正处理,并将 VIIRS 数据进行降噪处理,对两组数据进行敏感度分析,选取最优拟合参数,从而合并出 DMSP2003—2021 年数据。POI 数据来源于百度和高德地图导航平台提供的应用程序开发(API)接口获取,通过筛选去重和空间配准得到餐饮服务、道路附属设施、地名地址、风景名胜、公共设施、交通设施、公司企业等 23 种类型兴趣点。

2. 变量说明

(1)被解释变量:城市活力($vitality$)。新时代提高城市活力是培育壮大现代化建设新动能的内在要求与满足人民美好生活需要的关键着力点。城市活力很大程度上反映了城市高质量发展水平与人居生活品质,涵盖

城市的空间形态、物理环境、生态环境、社会经济状况和文化教育活力等多元维度,因此,从宏观层面全面理解城市活力、构建指标体系衡量城市活力具有重要意义。本文借鉴冯章献等(2023)^[34]的研究,从经济活力、社会活力、空间活力、环境活力和文化活力等维度,运用熵值法构建城市活力综合指标体系,具体指标及权重见表1。

表1 城市活力评价指标体系及权重

| 系统层 | 指标层 | 指标选取说明 | 单位 | 指标属性 | 权重 |
|------------------|------------------------|--------------------------|-------|------|--------|
| 经济活力 (0.2407) | 第三产业占地区生产总值(GDP)的比重 A1 | 地区产业结构的合理性与经济质量 | % | 正向 | 0.0039 |
| | 地方财政收入 A2 | 地方政府对公共产品供给能力 | 万元 | 正向 | 0.0957 |
| | 人均地区生产总值 A3 | 地区社会经济发展水平 | 元 | 正向 | 0.0221 |
| | 当年实际外资使用额 A4 | 地区的对外开放程度 | 万美元 | 正向 | 0.1190 |
| 社会活力 (0.1954) | 医院床位数 B1 | 地区医疗系统服务能力与医疗保障水平 | 张 | 正向 | 0.0329 |
| | 全年公共汽(电)车客运总量 B2 | 地区交通便利程度与公共交通设施的服务能力 | 万人次 | 正向 | 0.0960 |
| | 年末城镇登记失业人数 B3 | 地区城镇居民劳动生活总体震荡程度 | 人 | 反向 | 0.0005 |
| | 社会消费品零售总额 B4 | 一定时期居民商品购买力与购买意愿 | 万元 | 正向 | 0.0660 |
| 空间活力 (0.1605) | 夜间灯光总活力 C1 | 一个地区的经济繁荣程度,是城市夜间活力的直接表现 | | 正向 | 0.0334 |
| | 功能密度 C2 | 城市各功能设施在空间的密集程度 | | 正向 | 0.0627 |
| | 功能混合度 C3 | 城市功能的多样性与均衡性 | | 正向 | 0.0012 |
| | 年末实有道路面积 C4 | 城市的交通可达性与便利性 | 万平方米 | 正向 | 0.0632 |
| 环境活力 (0.1752) | 房地产开发投资额 D1 | 城市开发投资的整体程度 | 万元 | 正向 | 0.0850 |
| | 城市建设用地占市区面积 D2 | 城市开发水平 | % | 正向 | 0.0464 |
| | 人均绿地面积 D3 | 居民生活环境状况 | 人/平方米 | 正向 | 0.0400 |
| | 城镇生活污水处理率 D4 | 城市处理生活污水和环境保护的能力 | % | 正向 | 0.0038 |
| 文化活力 (0.2282) | 每万人公共图书馆藏书 E1 | 人文环境的舒适度 | 册 | 正向 | 0.1006 |
| | 每万人高等学校在校大学生 E2 | 城市人力资本水平 | 人 | 正向 | 0.0460 |
| | 教育从业人数 E3 | 教育资源的丰裕程度 | 万人 | 正向 | 0.0315 |
| | 教育支出占比 E4 | 地区政府对教育事业的投入力度与重视程度 | % | 正向 | 0.0501 |

注:城市活力指标体系中权重为熵值法测算,括号内为系统层权重。

(2)核心解释变量:信息消费试点政策(*lcc_policy*)。本文以试点城市虚拟变量(*Group*)与政策实施时间虚拟变量(*Post*)的交互项(*Group×Post*)来表示。具体地,在试点城市虚拟变量中,本文将信息消费试点城市(实验组)*Group*赋值为1,其余非试点城市(对照组)设置为0。由于本文的样本为地级市层面,本文删除了信息消费试点名单中直辖市的城区和区县;在政策实施前后的时间虚拟变量(*Post*)中,本文将信息消费试点当年及之后赋值为1,其余时间设置为0。由于第一批试点城市的确定时间为2013年12月31日,本文选取2014年为基期;第二批试点城市确定时间为2014年12月17日,故选取2015年为第二批试点基期。试点名单来自工业和信息化部官方网站。鉴于数据可得性,剔除数据缺失严重的城市,最终选取76个信息消费试点城市作为本研究的实验组,其余209个城市作为对照组。

(3)控制变量:经济发展水平(*lnrGDP*),即真实GDP对数;人口集聚程度(*Poc*),即各地区的常住人口数占地区面积的比与全国人口占全国面积的比值;金融效率(*Fin*),即年末金融机构贷款额与存款额的比值;财政支出结构(*Gov*),即科技支出占财政总支出的比值;国内旅游需求(*lnTourism*),即各地区国内旅游总人数取对数衡量;交通基础设施水平(*lnv*),即人均公路里程数。小部分缺失数据利用线性插值法补全。除了以比重或比值衡量的变量外,其余变量均取对数。

各变量的描述性统计见表 2。

表 2 变量描述性统计结果

| 变量类别 | 变量名称 | 变量符号 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------|--------------|-------------------|-------|----------|---------|----------|----------|
| 被解释变量 | 城市活力 | <i>Vitalty</i> | 4 275 | 0.059 4 | 0.053 1 | 0.011 9 | 0.317 0 |
| 解释变量 | 信息消费试点政策虚拟变量 | <i>Icc_policy</i> | 4 275 | 0.136 4 | 0.343 2 | 0 | 1 |
| 控制变量 | 经济发展水平 | <i>lnrGDP</i> | 4 275 | 16.295 3 | 0.971 7 | 14.220 0 | 18.888 1 |
| | 人口集聚程度 | <i>Poc</i> | 4 275 | 3.216 5 | 3.333 4 | 0.153 2 | 22.939 9 |
| | 金融效率 | <i>Fin</i> | 4 275 | 0.670 0 | 0.185 6 | 0.292 1 | 1.215 2 |
| | 财政支出结构 | <i>Gov</i> | 4 275 | 0.015 7 | 0.014 5 | 0.001 4 | 0.078 6 |
| | 国内旅游需求 | <i>lnTourism</i> | 4 275 | 7.473 0 | 1.109 2 | 4.526 1 | 10.028 0 |
| | 交通基础设施水平 | <i>lnv</i> | 4 275 | 0.003 5 | 0.002 0 | 0.000 5 | 0.011 9 |

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 3 报告了基准回归结果。结果显示,无论在何种情形下,信息消费试点政策(*Icc_policy*)的回归系数均显著为正,该结论表明信息消费试点政策是实现城市活力水平提升的重要举措。

表 3 基准回归结果

| 变量 | <i>Vitalty</i> | |
|-----------------------|----------------------------|---------------------------|
| | (1) | (2) |
| <i>Icc_policy</i> | 0.011 8*** (8.399 6) | 0.010 1*** (3.816 0) |
| <i>lnrGDP</i> | 0.026 8*** (34.170 9) | 0.021 0*** (3.252 5) |
| <i>Poc</i> | 0.003 4*** (18.132 0) | 0.008 3*** (4.166 6) |
| <i>Fin</i> | 0.012 2*** (4.805 3) | 0.005 8** (2.314 5) |
| <i>Gov</i> | 0.472 9*** (11.618 2) | 0.316 2*** (3.792 6) |
| <i>lnTourism</i> | 0.004 4*** (7.688 0) | -0.004 9*** (-3.677 2) |
| <i>lnv</i> | -0.782 5*** (-2.894 4) | -1.829 5*** (-3.379 8) |
| 常数项 | -0.436 1*** (-42.095 9) | -0.284 9*** (-2.872 8) |
| 年份 | 未控制 | 控制 |
| 城市 | 未控制 | 控制 |
| 样本量 | 4 275 | 4 275 |
| <i>R</i> ² | 0.711 8 | 0.572 5 |

注:括号内为稳健标准误下对应的*t*值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。后表同。

(二) 平行趋势检验与动态检验

平行趋势检验是能否使用多时点 DID 模型的重要前提。为进一步检验信息消费试点政策实施前后对实验组和对照组城市活力水平是否具有平行趋势与动态效应,本文借鉴贝克等(Beck et al., 2010)^[35]的事件研究法,构建如下模型:

$$Vitalty_{i,t} = \alpha + \sum_{k=-7}^{k=7} \beta_k Icc_policy_{i,t_0+k} + \sum \gamma X_{it} + v_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,*k*表示政策实施的第*k*年, β_k 是本文关注的核心系数,其反映信息消费试点政策实施第*k*年实验组和对照组之间的城市活力水平的差异情况,其他变量含义与模型(1)相同。本文将首期当作基准期(*k*=-8)。图 1 展示了事件发生前 7 期和后 7 期的变动趋势及在 95%水平置信区间下的估计结果。可以发现,当*k*<0时, β_k 在对应年份均不显著,证明处理组和控制组城市活力水平的变化趋势在信息消费试点政策推行前无差异,满足平行趋势假设条件。同时,信息消费试点政策实施后的第三年开始对城市活力产生正的处理效应,在一定程度上说明试点政策对城市活力的影响滞后三年。其原因可能在于:信息消费试点政策的有效实施依赖于信息技术支撑与运行保障,而城市信息化的建设是一项投入高、周期长、难度大的系统工程,因此信息消费试点政策赋能城市活力提升具有滞后性。

(三) 稳健性检验

1. 倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)模型

为克服样本选择性偏误难题,使用多时点 PSM-DID 模型对基准回归结果进行检验。借鉴白俊红等(2022)^[36]的研究,依次使用截面匹配法和逐期匹配法进行倾向得分匹配。具体方法为:(1)利用样本期内设立的 76 个信息消费试点作为实验组,将经济发展水平、人口集聚程度、金融效率、财政支出结构、国内旅游需求、交通基础设施水平设定为匹配变量;(2)使用 1:2 卡尺邻近匹配法,对实验组进行截面匹配和逐期匹配组成新的样本集;(3)进行平衡性检验并分析匹配效果;(4)运用多时点 DID 模型重新估计信息消费试点对城市活力的影响效应。两种方法下多时点 PSM-DID 的回归结果见表 4,结果显示, *Icc_Policy* 的估计系数在 1% 的水平下显著为正,即信息消费试点政策能够促进城市活力水平提升,说明基准回归结论是稳健的。

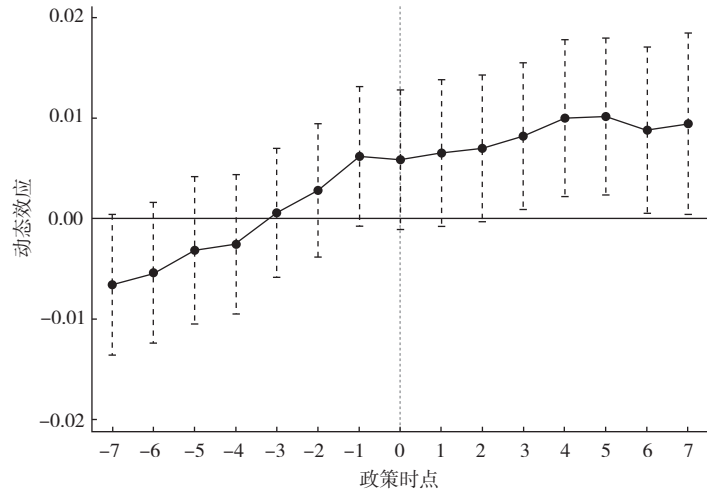


图 1 平行趋势检验

2. 替换城市活力衡量指标

本文使用城市白天活力指数和夜间活力指数替代被解释变量进行检验。首先,借鉴夏等人(Xia et al.,2020)^[37]的研究,以城市活力客体空间及主体人群交互产生的人群活动量作为权重,对 POI 数据、夜间灯光总量进行对数加权处理,分别得到城市白天活力规模和夜间活力规模指标。其次,参考多维和帕夫卡(Dovey & Pafka,2014)^[38]的研究,采用城市白天与夜间活力规模密度作为城市活力指数表征城市活力水平,模型如下:

$$T_{Bi} = NPOI \times P_i \times \ln P_i, T_{Yi} = NYGZL \times P_i \times \ln P_i \quad (5)$$

$$Z_{Bi} = \frac{T_{Bi}}{D}, Z_{Yi} = \frac{T_{Yi}}{D} \quad (6)$$

式(5)中, T_{Bi} 和 T_{Yi} 分别为 i 城市白天活力规模和夜间活力规模, $NPOI$ 和 $NYGZL$ 分别为城市 POI 数量和夜间灯光数量, P_i 为该城市人口数, $P_i \times \ln P_i$ 为 i 城市人口贡献率。式(6)中, Z_{Bi} 和 Z_{Yi} 分别为 i 城市白天活力指数和夜间活力指数。其中, D 为 i 城市市区面积。表 4 的结果显示, *Icc_policy* 的回归系数均显著为正,表明基准回归结果具有稳健性。

3. 对叠加政策的考察

在信息消费试点政策实施期间,同期政策可能会对城市活力水平产生影响。本文主要考虑国家智慧城市试点(*Smart_policy*)、宽带中国战略(*Broadband_policy*)和下一代互联网示范城市试点(*Internet_policy*)三项政策。具体而言,将这三项试点政策的虚拟变量纳入基准回归,以控制同期竞争性政策的影响,再重新估算国家信息消费试点政策对城市活力的影响效应,回归结果见表 4。结果显示, *Icc_policy* 的回归系数始终显著为正,表明信息消费试点政策能够提升城市活力,本文的研究结论具有稳健性。

表 4 稳健性检验回归结果

| 变量 | 截面 PSM | 逐年 PSM | 替换被解释变量(白天城市活力) | 替换被解释变量(夜晚城市活力) | 排除其他政策影响 1 | 排除其他政策影响 2 | 排除其他政策影响 3 |
|-------------------------|---------------------------|---------------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|
| <i>Icc_policy</i> | 0.009 7*** (3.673 0) | 0.007 7*** (3.023 7) | 0.019 1*** (2.712 3) | 0.010 1*** (3.520 3) | 0.010 2*** (3.859 7) | 0.008 9*** (3.281 0) | 0.007 0*** (2.932 0) |
| <i>Smart_policy</i> | | | | | -0.001 6 (-0.806 0) | | |
| <i>Broadband_policy</i> | | | | | | 0.003 9** (2.097 2) | |
| <i>Internet_policy</i> | | | | | | | 0.032 3*** (4.803 1) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市/年份固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -0.782 5*** (-2.894 4) | -3.194 0*** (-3.312 6) | 0.325 1* (1.840 7) | -0.056 3 (-0.506 5) | -0.290 4*** (-2.915 6) | -0.280 9*** (-2.813 0) | -0.368 2*** (3.964 2) |
| 样本量 | 4 275 | 4 275 | 4 275 | 4 275 | 4 275 | 4 275 | 4 275 |
| R^2 | 0.711 8 | 0.568 2 | 0.494 7 | 0.650 8 | 0.573 1 | 0.575 8 | 0.623 4 |

4. 安慰剂检验

为排除其他不可观测因素与遗漏变量对识别假设的干扰,本文通过构造信息消费试点伪处理组和伪政策时间的交互项进行安慰剂检验。具体而言,由于本文研究的 285 个地级及以上城市中有 76 个城市建立信息消费试点,故每次抽取 76 个城市作为伪处理组,其他 209 个城市作为对照组,同时在 2007—2021 年随机抽取政策年份作为伪政策时间虚拟变量,两者相乘形成伪政策虚拟变量 Icc_policy^{random} (即 $Group^{random} \times Post^{random}$),并通过 500 次随机抽取来进行置换检验;然后,将 500 个 β^{random} 的核密度及其 P 值分布呈现在图 2 中。图 2 显示,随机抽取得到的 β^{random} 主要分布于 0 附近,且 P 值大多不显著,而实际政策对城市活力影响的估计系数为 0.010 1,显著异于安慰剂检验中得到的虚拟对应变量的系数平均值。这也在一定程度上表明,信息消费试点政策能够增强城市活力的结果具有稳健性。

5. 考虑多时点 DID 异质性处理效应的稳健性检验

多时点 DID 模型可能因负权重和异质性处理效应问题产生系数估计偏误^[39-40],故本文采用 `twowayfweights` 命令检验模型中可能存在的异质性处理效应。结果显示,所有城市的各年度处理效应均为正,且异质性处理稳健性指标无限接近 1。即信息消费试点增强城市活力的研究结果具有稳健性。

6. 考虑内生性问题:工具变量

为缓解信息消费试点政策的内生性问题,本文选取 1984 年每百人邮局数与时间虚拟变量的交互项作为信息消费试点政策的工具变量。该变量满足相关性检验假设:信息消费可看作是传统通信技术的接续发展,历史邮局数在一定程度上为信息化发展奠定了通信基础;同时,通信技术发展至今,邮政业务已逐渐被取代,几乎无法对城市活力产生直接影响,满足工具变量排他性条件。同理,本文将 1984 年百人固定电话数

与时间虚拟变量的交互项作为信息消费的补充工具变量。此外,本文选取各个城市到杭州的球面距离与年份虚拟变量的交互项作为信息消费的工具变量。一方面,因为信息消费覆盖了以消费互联网为代表的电子商务,数字支付工具等诸多数字产品服务,以支付宝为代表的数字支付工具和以阿里巴巴为代表的电子商务控股集团均兴起于杭州,因此该工具变量满足相关性;另一方面,该工具变量具有外生性,这是因为与杭州的距离越近并不意味着经济发展水平越高。

表5列示了工具变量两阶段最小二乘法的回归结果。结果可知,无论选取何种工具变量,LM检验与F检验分别拒绝了“工具变量不可识别”和“弱工具变量”的假设,满足外生性和相关性。同时,信息消费试点政策虚拟变量与工具变量的回归系数均在1%的水平下显著为正。由此可知,在尽可能缓解内生性问题的情况下,本文核心结论依然成立。

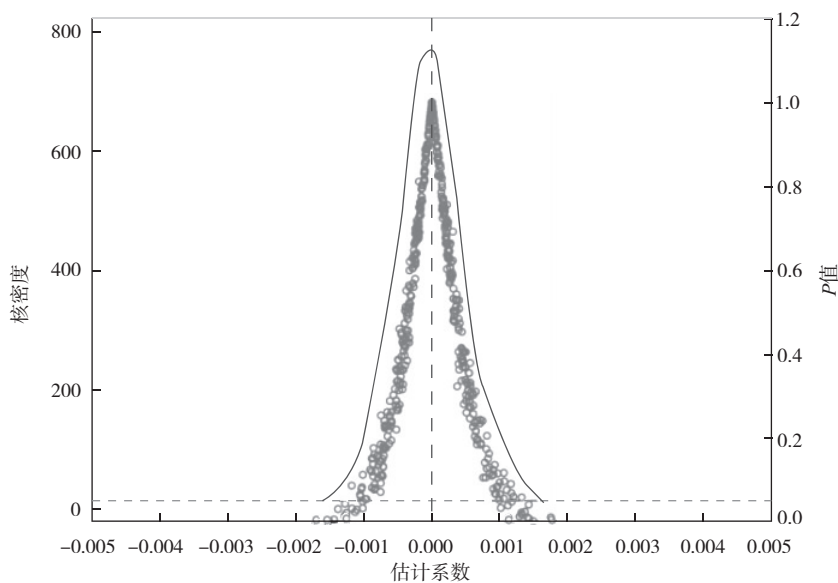


图2 安慰剂检验

表5 内生性检验回归结果

| 变量 | 以1984年邮局数为工具变量 | | 以1984年固定电话数为工具变量 | | 以杭州距离为工具变量 | |
|-----------------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
| <i>IV</i> | 0.6161*** (7.0943) | | 0.0132*** (12.4146) | | 0.0007*** (12.1927) | |
| <i>lcc_policy</i> | | 0.0241*** (3.0067) | | 0.0130*** (3.7838) | | 0.0076** (2.1592) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市/年份固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -3.1653*** (6.6206) | -0.2058*** (-4.3570) | -1.7627*** (-4.2099) | -0.2707 (-4.9277) | -2.4882*** (-3.7346) | -0.3027*** (-5.6835) |
| Kleibergen-Paap Wald rk <i>F</i> | 50.3290 | | 154.1070 | | 148.5670 | |
| Kleibergen-Paap Wald rk <i>LM</i> | 59.8250*** | | 78.5010*** | | 69.2840*** | |
| 样本量 | 4275 | 4275 | 4275 | 4275 | 4275 | 4275 |
| <i>R</i> ² | 0.7988 | 0.9536 | 0.8705 | 0.9554 | 0.7123 | 0.9550 |

五、作用机制与拓展性分析

(一) 作用机制分析

1. 需求侧方面

本文参考何凌云和张元梦(2022)^[41]的研究,采用人均社会消费品零售总额衡量消费需求效应。表6的结果显示,信息消费试点政策对消费需求影响的系数估计值为0.1913,且在1%水平下通过了检验。表明信息消费试点政策有利于增加消费需求。进一步,表6的结果显示,消费需求效应对城市活力影响的估计系数为0.0040,且在5%水平下通过了检验。这表明城市消费需求能力越强,越能够激发与释放消费潜力,增强城市活力。综上,信息消费试点建设能够通过提升消费需求程度来提升城市活力,假设H1得证。

2. 供给侧方面

(1) 信息产业集聚效应

本文借鉴魏亚飞和李言(2021)^[42]的研究,采用信息传输计算机服务业和软件业从业人员数占年末总人数的比重衡量产业集聚效应。表6的结果显示,信息消费试点政策的回归系数估计值为0.0012,且通过了1%显著性水平检验。这表明国家信息消费试点政策的确立能够有效激励当地政府出台相应政策扶持促进信息消费产业集聚。进一步,表6的结果显示,信息产业集聚对城市活力影响的系数估计值为4.4794,且在1%水平下通过了检验,表明信息产业集聚能力越强,越能够增强其城市活力。综上,信息消费试点建设能够通过信息产业集聚程度来提升城市活力,假设H2得证。

表6 机制检验:消费需求效应与信息产业集聚效应检验结果

| 变量 | 消费需求效应 | | 信息产业集聚效应 | |
|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|
| | <i>lnRetail</i> | <i>Vitality</i> | <i>Gather</i> | <i>Vitality</i> |
| <i>lcc_policy</i> | 0.1913*** (5.3361) | | 0.0012*** (4.0515) | |
| <i>lnRetail</i> | | 0.0040** (2.1424) | | |
| <i>Gather</i> | | | | 4.4794*** (5.7015) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市/年份固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 1.5744*** (6.1048) | -0.3612** (-2.4805) | 0.0053 (0.6905) | -0.3819*** (-2.8287) |
| 样本量 | 4275 | 4275 | 4275 | 4272 |
| <i>R</i> ² | 0.6547 | 0.5196 | 0.2315 | 0.6067 |

(2) 创新促进效应

本文参考王儒奇等(2023)^[43]的研究,采用城市每万人专利授权数来衡量创新促进效应。表7显示,信息消费试点政策的回归系数估计值为3.7137,且通过了1%显著性水平检验,这表明信息消费试点政策有

利于增强智能终端企业加快核心技术和产品的研发能力,不断推进市场创新,并且推进企业改变生产模式和管理模式,进行组织创新,进而推动城市创新能力提升。进一步,创新促进效应对城市活力影响的系数估计值为 0.000 7,且在 1%水平下通过了检验。这表明试点城市创新能力越强,越有助于优化与完善城市功能,扩大城市经济与社会效益,释放和激发城市活力。综上,信息消费试点建设能够通过推动创新来提升城市活力,假设 H2 得证。

(3) 信息基础设施建设提升效应

本文沿用李坤望等(2015)^[44]的研究,构建电信网络基础和信息服务水平两个指标来衡量信息基础设施效应。其中,电信网络基础指标采用地区人均互联网用户和人均移动电话用户的平均数测算,信息服务水平指标采用人均邮政和电信业务额的对数平均值测算。在电信网络基础效应方面,信息消费试点政策对电信网络基础效应影响的系数估计值为 0.051 0,且在 1%水平下通过了检验(见表 7),表明信息消费试点建设有利于企业加大电信网络基础设施投入,不断加速迭代升级和布局网络信息技术,从而有效发挥电信网络基础效应。进一步,电信网络基础效应对城市活力效应影响的估计系数为 0.004 2,且在 5%水平下通过了检验,表明电信网络基础设施功能的完善与效率的提升,在一定程度上有利于激发城市活力。在信息服务水平效应方面,表 7 显示,信息消费试点政策对信息服务水平影响的估计系数为 0.019 2,且在 5%水平下通过了检验,表明信息消费试点政策鼓励各试点地区培育壮大电子信息产业,支持信息服务创新,大力推动邮政和电信服务水平发展。进一步,信息服务水平对城市活力影响的估计系数为 0.024 2,且在 10%水平下通过了检验。表明信息服务水平的提高有利于推动城市运转更加精确、高效、便捷,极大地提升了城市数据共享与信息资源的综合利用效率,激发城市活力。综上,信息消费试点建设能够通过推动信息基础设施建设来提升城市活力,假设 H2 得证。

表 7 机制检验:创新促进效应和消费基础设施建设效应检验结果

| 变量 | 创新促进效应 | | 电信网络基础效应 | | 信息服务水平效应 | |
|-----------------------|-------------------------|--------------------------|----------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | <i>Pat</i> | <i>Vitality</i> | <i>Internet</i> | <i>Vitality</i> | <i>Information</i> | <i>Vitality</i> |
| <i>Icc_policy</i> | 3.713 7*** (3.466 3) | | 0.051 0*** (2.994 2) | | 0.019 2** (2.190 3) | |
| <i>Pat</i> | | 0.000 7*** (5.934 4) | | | | |
| <i>Internet</i> | | | | 0.004 2** (2.231 7) | | |
| <i>Information</i> | | | | | | 0.024 2* (1.719 0) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市/年份固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -46.592 2 (-1.074 5) | -0.331 9** (-2.315 1) | -1.722 4*** (-14.066 6) | -0.368 1** (-2.514 2) | -0.751 9** (-1.988 7) | -0.353 7** (-2.392 9) |
| 样本量 | 4 275 | 4 275 | 4 275 | 4 275 | 4 275 | 4 275 |
| <i>R</i> ² | 0.614 4 | 0.568 5 | 0.600 3 | 0.519 8 | 0.178 3 | 0.521 5 |

(二) 异质性分析

1. 城市行政等级的异质性

为考察信息消费试点政策对城市活力的影响在行政等级较高和一般城市之间是否存在差异,本文构建城市等级虚拟变量,将城市等级高^①的城市赋值为1,其他城市赋值为0,并将其与信息消费试点政策虚拟变量的交互项($Rank \times Icc_policy$)加入基准回归模型,城市等级异质性回归结果见表8。结果显示,交互项的回归系数为0.0293,并在1%水平下通过了检验,表明信息消费试点政策赋能城市活力主要体现在行政等级较高的城市。可能的解释是:与一般城市相比,行政等级较高的城市往往在资源禀赋、产业基础与数字技术等方面具有显著优势,通过发展信息消费大力提高城市活力更具备有利条件。

2. 城市区位特征异质性

为分析区位异质性,本文以胡焕庸线为界构建区位特征虚拟变量(Hu_line),将胡焕庸线^②的西北侧城市赋值为1,胡焕庸线通过的城市以及东南侧城市赋值为0,并将其与信息消费试点政策虚拟变量(Icc_policy)的交互项($Hu_line \times Icc_policy$)加入基准回归中,城市区位特征异质性回归结果见表8。结果显示,交互项的回归系数为-0.0136,并在5%水平下通过了检验。表明信息消费试点政策对胡焕庸西北侧城市活力效应要弱于线上及其东南侧。可能的解释是:相较于胡焕庸线东南侧的城市,西北侧的城市对优质要素集聚能力与资源配置效率长期处于相对劣势,在一定程度上造成政策效果的区位差异。

3. 城市人口规模异质性

为探究人口规模异质性,本文依据2014年《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》(国发[2014]51号)的标准,构建超大城市规模的虚拟变量($dsize$)^③,当城市人口规模大于500万时, $dsize$ 记为1,否则记为0,并将其与信息消费试点政策虚拟变量的交互项 $dsize \times Icc_policy$ 纳入基准回归,人口规模异质性的回归结果如表8所示,交互项的回归系数为0.0821,并在1%水平下通过了检验,表明信息消费试点政策对超大规模城市的活力效应促进作用更强。可能的解释是:超大规模城市蕴含着巨大的市场空间与消费潜力,信息消费试点政策建设有助于激发消费需求,充分释放消费潜力,不断增强城市活力。

4. 城市经济发展水平的异质性

一般而言,经济发展水平越高的城市活力水平越高。本文参考庞瑞芝和郭慧芳(2023)^[45]的研究,以各城市人均GDP均值为界设置经济发展虚拟变量($Deconomic$),将人均GDP大于全国人均GDP均值的样本划分为高经济发展水平组,赋值为1,将人均GDP小于或等于全国人均GDP均值的样本划分为低经济发展水平组,赋值为0。在基准回归中加入城市经济发展水平虚拟变量($Deconomic$)与信息消费试点政策虚拟变量(Icc_policy)交互项 $Deconomic \times Icc_policy$,回归结果见表8。交互项的回归系数为0.2382,并在1%水平上通过了检验,表明信息消费试点政策对高经济发展水平的城市产生积极的协同效应。可能的解释是:城市经济是保障城市建设和提升城市活力的重要物质基础。城市经济水平越高的地区往往拥有高度增长的产业、稳定的就业机会与丰富的创新资源等,这些因素对于城市活力至关重要。

① 城市等级高的城市指省会城市、直辖市、计划单列市和经济特区。

② 所考察的285个地级市中,新疆维吾尔自治区、青海省、甘肃省、宁夏回族自治区、内蒙古自治区(除通辽市和赤峰市外)、西藏自治区所包含的城市位于胡焕庸线西北侧。

③ 根据《2022年城市建设统计年鉴》,全国共有超大城市9个,分别为上海、北京、深圳、重庆、广州、成都、天津、武汉、杭州。

表 8 异质性分析结果

| 变量 | 城市等级 | 胡焕庸线 | 人口规模 | 经济发展 |
|-------------------------------|--------------------------|--------------------------|---------------------------|---------------------------|
| <i>Icc_policy</i> | 0.004 5** (2.172 1) | 0.015 4*** (3.926 2) | 0.006 0*** (2.677 1) | 0.001 7** (2.161 6) |
| <i>Rank × Icc_policy</i> | 0.029 3*** (3.217 7) | | | |
| <i>Hu_line × Icc_policy</i> | | -0.013 6** (-2.577 2) | | |
| <i>dsize × Icc_policy</i> | | | 0.082 1*** (6.963 8) | |
| <i>Deconomic × Icc_policy</i> | | | | 0.238 2*** (12.852 1) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市/年份固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -0.324 4** (-2.459 8) | -0.338 4** (-2.408 5) | -0.332 0*** (-3.431 6) | -0.417 1*** (-3.095 9) |
| 样本量 | 4 275 | 4 275 | 4 275 | 4 275 |
| R^2 | 0.583 0 | 0.549 3 | 0.669 9 | 0.591 2 |

(三) 空间溢出效应分析

1. 空间自相关以及空间杜宾模型适用性检验

前文的分析证实了信息消费试点政策对城市活力的影响,然而,由于地区之间存在空间相关性,从而造成估计结果的偏误。因此,本文进一步引入空间杜宾模型(SDM)检验信息消费试点对本地区及邻近地区的影响,即信息消费试点政策在实施中的溢出效应。

空间回归的前提是变量存在空间相关性,本文的莫兰指数检验结果如图 3 所示,可

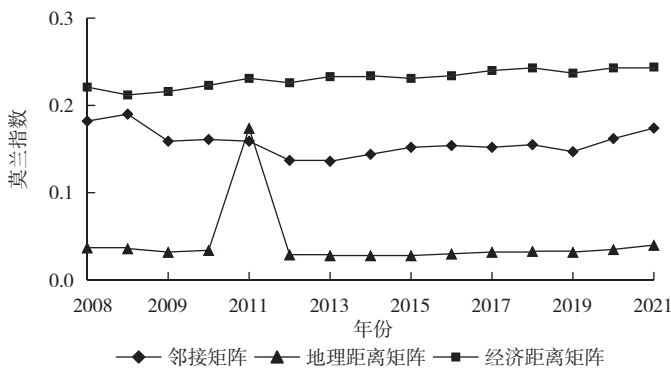


图 3 莫兰指数分布

以看出在邻近矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵 3 种权重矩阵的设定下,莫兰指数(Moran's I)检验结果均大于 0,初步说明城市活力水平存在显著的正向空间自相关性与空间集聚特征。为确保 SDM 的适用性,依次进行似然比(LR)、沃尔德(Wald)检验,表 9 的结果表明该模型是最佳选择。

表 9 空间杜宾模型适用性检验结果

| 矩阵类型 | 检验类型 | 统计量值 | P 值 |
|----------|------------------|--------|---------|
| 邻接矩阵(W1) | Wald_spatial_lag | 19.29 | 0.000 0 |
| | LR_spatial_lag | 103.27 | 0.000 0 |

表9(续)

| 矩阵类型 | 检验类型 | 统计量值 | P 值 |
|------------|--------------------|--------|---------|
| 地理距离矩阵(W2) | Wald_spatial_error | 214.16 | 0.000 0 |
| | LR_spatial_error | 115.57 | 0.000 0 |
| | Wald_spatial_lag | 17.11 | 0.000 0 |
| | LR_spatial_lag | 85.78 | 0.000 0 |
| | Wald_spatial_error | 219.08 | 0.000 0 |
| | LR_spatial_error | 102.45 | 0.000 0 |
| 经济距离矩阵(W3) | Wald_spatial_lag | 31.31 | 0.000 0 |
| | LR_spatial_lag | 98.85 | 0.000 0 |
| | Wald_spatial_error | 178.74 | 0.000 0 |
| | LR_spatial_error | 131.63 | 0.000 0 |

2. 信息消费试点政策的空间溢出效应

表 10 报告了邻近矩阵、地理距离和经济距离三种空间矩阵条件下分别使用空间滞后(SAR)模型和空间杜宾模型的回归结果。结果可见,信息消费试点政策的估计系数与空间相关性系数 ρ 均显著为正,表明信息消费试点政策对城市活力的影响存在空间溢出效应。进一步,通过偏微分方法将总效应分解为直接效应与间接效应。可以看出,无论是直接效应、间接效应还是总效应,信息消费试点政策的估计系数均为正,且通过了 1% 的显著性水平,表明信息消费试点政策不仅能够提升本地城市活力水平,而且能够通过空间溢出效应提升邻近城市活力水平。

表 10 空间溢出效应检验

| 变量 | SAR | | | SDM | | |
|------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 邻接矩阵 | 地理距离矩阵 | 经济距离矩阵 | 邻接矩阵 | 地理距离矩阵 | 经济距离矩阵 |
| ρ | 0.111 2*** (5.799 9) | 0.440 5*** (4.908 8) | 0.158 2*** (6.762 9) | 0.046 1** (2.039 9) | 0.314 4*** (2.676 5) | 0.065 4** (2.474 0) |
| Icc_policy | 0.010 1*** (13.936 0) | 0.010 2*** (13.914 8) | 0.009 5*** (12.971 8) | 0.010 5*** (14.403 4) | 0.011 8*** (15.698 9) | 0.008 4*** (11.196 3) |
| $W \times Icc_policy$ | | | | 0.006 6*** (3.989 1) | 0.075 5*** (4.681 3) | 0.009 4*** (5.130 5) |
| 直接效应 | 0.010 2*** (13.891 7) | 0.010 2*** (13.864 0) | 0.009 6*** (12.958 4) | 0.010 6*** (14.417 9) | 0.012 0*** (15.694 1) | 0.008 5*** (11.377 1) |
| 溢出效应 | 0.001 2*** (5.130 8) | 0.008 2*** (2.688 7) | 0.001 7*** (5.980 8) | 0.003 7*** (4.819 7) | 0.121 4*** (3.869 7) | 0.010 3*** (6.322 8) |

表10(续)

| 变量 | SAR | | | SDM | | |
|-----------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | 邻接矩阵 | 地理距离矩阵 | 经济距离矩阵 | 邻接矩阵 | 地理距离矩阵 | 经济距离矩阵 |
| 总效应 | 0.011 2*** (13.279 3) | 0.018 4*** (5.546 5) | 0.011 3*** (12.808 1) | 0.017 5*** (10.004 2) | 0.133 5*** (4.219 6) | 0.018 8*** (11.178 2) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市/年份固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Log-Likelihood</i> | 13 432.934 4 | 13 429.814 1 | 13 441.614 2 | 13 484.570 8 | 13 399.354 4 | 13 491.040 4 |
| R^2 | 0.540 2 | 0.566 0 | 0.564 4 | 0.576 5 | 0.478 5 | 0.445 4 |

注:括号内为 Z 值。

六、研究结论与政策建议

本文以 2007—2021 年 285 个地级及以上城市作为研究样本,构建多时点双重差分模型,探讨国家信息消费试点对城市活力水平的政策效应与驱动机制。研究结果显示,信息消费试点能够赋能城市活力,且经过稳健性检验后结论依然成立。消费需求效应、信息产业集聚效应、创新促进效应和信息基础设施建设效应是信息消费试点推动城市活力提升的重要影响机制。信息消费试点政策在行政级别高、区位优势好、超大规模城市以及经济发展水平较高的城市提升效应更为明显。信息消费试点政策对城市活力的提高存在正向空间溢出效应。

基于以上研究结论,本文提出以下政策建议。

第一,继续推进与完善信息消费试点建设,加强城市活力方面的制度设计与安排。本文研究表明,作为一项畅通国内国际双循环、加快构建新发展格局的政策,信息消费试点政策有力地增强了城市活力。今后的信息消费试点政策优化中,应进一步扩大和升级信息消费,提高优质信息消费产品和服务的供给,实现供需两端精准有效匹配,更好地满足个性化、多元化的消费需求,促进城市可持续发展与活力提升。空间溢出效应结论表明,信息消费试点政策促进邻近城市活力。这提示在未来试点政策的优化过程中更要加强地区间知识与技术的交流合作,注重邻近地区间资源要素的共建共通共享与产业融合,增强信息产业的竞争能力,通过信息化激发城市消费潜力与活力。

第二,优化信息消费试点政策在助推城市活力提升上的多维渠道。可重点围绕以下几个方面展开。(1)加强有利于移动互联网产业、移动通信产业等信息产业集聚的政策设计,综合运用财政、用地、税收制度等措施形成良好的产业集聚环境,加大对人才引进、园区建设、产业政策等方面的支持力度,推动信息产业集聚化发展,促进城市信息化水平与活力水平提升。(2)构建与完善促进信息产品与信息消费内容创新的制度安排,鼓励企业加大对智能终端产品规模化与高级化的研发、制造,加快新型消费市场培育,不断丰富消费场景,营造消费氛围,提升城市消费活力。(3)增加城乡居民收入,完善鼓励消费与就业的优惠政策,提升消费能力与消费水平,有效扩大消费需求,激发城市活力。(4)加快新型信息基础设施建设,提升创新要

素流动与配置的效率,支持实体经济高质量发展,激发城市创新活力。

第三,通过对国家信息消费试点政策的细化与再规划,倡导建设具有多元化与差异化的国家信息消费试点。本文的异质性检验结果表明,不同城市在地理位置、资源禀赋、经济发展水平等方面存在马太效应。因此,在今后的国家信息消费试点建设过程中应避免单一化、趋同化的发展模式。综合考虑城市发展定位与特色,加强对不同城市间的统筹协调,因地制宜地制定和落实国家信息消费试点体系,实现更具活力的城市发展格局。此外,加大对胡焕庸线的西北侧城市信息消费试点政策类资源的有效供给,推动财政、信息、技术、人才等资源向西北侧倾斜,推进西北地区信息基础设施建设以及信息技术的普及与应用,推动西北地区信息产业的发展,从而增强西北地区信息化与智慧化水平,提升城市活力。

参考文献:

- [1] 雷依凡,路春燕,苏颖,等. 基于多源夜间灯光数据的城市活力与城市扩张耦合关系研究——以海峡西岸城市群为例[J]. 人文地理,2022, 37(2):119-131.
- [2] 徐杨菲,郑思齐,王江浩. 城市活力:本地化消费机会的需求与供给[J]. 新建筑,2016(1):26-31.
- [3] 茹慧超,邓峰. 数字消费的经济增长效应:机制探索与中国经验——来自国家信息消费试点的准自然实验[J]. 中国流通经济,2023,37(11):61-75.
- [4] 王景河,沈洋. 数字普惠金融、夜间经济与家庭消费[J]. 经济纵横,2023(3):87-98.
- [5] 张雅俊,张颖熙. 数字贸易对居民消费提质升级的影响研究[J]. 首都经济贸易大学学报,2024,26(1):66-80.
- [6] 韩律,胡善成,吴丽芳. 信息消费促进了经济高质量发展吗?——来自国家信息消费城市试点政策的经验证据[J]. 经济与管理研究,2023, 44(6):77-96.
- [7] 闫晨,蔡曦,张中华. 国家信息消费试点政策如何影响产业结构优化?——基于供给侧和需求侧的双重视角[J]. 经济与管理研究,2023, 44(7):40-58.
- [8] 陈凯旋,张树山. 信息消费与数实融合——来自国家信息消费试点的经验证据[J/OL]. 软科学,2024[2024-07-09]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20240616.1242.004.html>.
- [9] 王辉,刘翔君. 数字化消费政策的创业效应研究[J]. 财经研究,2024,50(3):49-63.
- [10] 黎中彦,郭妍妍,韩兆洲. 城市活力统计测度比较研究[J]. 调研世界,2021(8):74-80.
- [11] JACOBS J. The death and life of great American cities[M]. New York: Random House, 1961.
- [12] 毛炜圣,钟业喜. 长江中游城市群城市活力水平空间格局及影响因素[J]. 世界地理研究,2020,29(1):86-95.
- [13] 塔娜,曾屿恬,朱秋宇,等. 基于大数据的上海中心城区建成环境与城市活力关系分析[J]. 地理科学,2020,40(1):60-68.
- [14] LI X, LI Y, JIA T, et al. The six dimensions of built environment on urban vitality: fusion evidence from multi-source data[J]. Cities, 2022, 121: 103482.
- [15] MONTGOMERY J. Making a city: urbanity, vitality and urban design[J]. Journal of Urban Design, 1998, 3(1): 93-116.
- [16] 王娜,吴健生,李胜,等. 基于多源数据的城市活力空间特征及建成环境对其影响机制研究——以深圳市为例[J]. 热带地理,2021,41(6): 1280-1291.
- [17] YOKOHARI M, TAKEUCHI K, WATANABE T, et al. Beyond greenbelts and zoning: a new planning concept for the environment of Asian mega-cities[J]. Landscape and Urban Planning, 2000, 47(3/4): 159-171.
- [18] 王波,甄峰,张姗姗,等. 空气污染对城市活力的影响及其建成环境异质性——基于大数据分析[J]. 地理研究,2021,40(7):1935-1948.
- [19] 李文军,曾俊伟,钱勇生,等. 铁路可达性与城市活力的协调发展研究——以关中平原城市群为例[J/OL]. 铁道运输与经济,2024[2024-07-18]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.1949.U.20240531.0902.006.html>.

- [20]何炬,张文忠,曹靖,等.多源数据在城市体检中的有机融合与应用——以北京市为例[J].地理科学,2022,42(2):185-197.
- [21]林晓珊.海外消费、制度成本与扩大内需——消费者选择的制度解释[J].山东社会科学,2015(10):35-41.
- [22]周国富,董子祎,申博.人力资本集聚、数字经济发展与“产业—消费”协同升级[J].山西财经大学学报,2023,45(6):70-84.
- [23]孟涛,王春娟,范鹏辉.数字经济视域下跨境电商高质量发展对策研究[J].国际贸易,2022(10):60-67.
- [24]余文涛,杜博涵,王雅云.数字经济政策对产学研协同创新的影响研究[J].软科学,2024,38(1):83-91.
- [25]HENDERSON J V, THISSE J F. Handbook of regional and urban economics: cities and geography[M]. Amsterdam: Elsevier, 2004.
- [26]赵林,高晓彤,吴殿廷.黄河流域绿色技术创新空间关联网络结构与影响因素[J].人文地理,2023,38(4):102-111.
- [27]王馨,王莹,吕静.信息消费促进企业数字化转型研究[J].国际金融研究,2023(11):87-96.
- [28]陈劲,李根祎.企业员工契约理论的构建——后熊彼特时代现代契约理论的新探索[J].财经问题研究,2023(12):17-30.
- [29]徐金海,夏杰长.以供给侧改革思维推进中国旅游产品体系建设[J].河北学刊,2016,36(3):129-133.
- [30]张所地,闫昱洁,李斌.城市基础设施、人才集聚与创新[J].软科学,2021,35(2):7-13.
- [31]李宏兵,段雪怡.对外直接投资、区域信息化与劳动力市场的就业极化——基于知识产权保护的调节效应研究[J].北京邮电大学学报(社会科学版),2019,21(3):16-24.
- [32]邵文波,匡霞,林文轩.信息化与高技能劳动力相对需求——基于中国微观企业层面的经验研究[J].经济评论,2018(2):15-29.
- [33]李俊杰,周民良,薛飞.信息消费试点政策是否促进城市数字经济发展?——来自国家信息消费试点城市的证据[J].消费经济,2023,39(5):12-25.
- [34]冯章献,李嘉鑫,王士君,等.东北地区收缩城市活力演化及影响因素分析[J].地理科学,2023,43(5):774-785.
- [35]BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [36]白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022(6):61-78.
- [37]XIA C, YEH A G O, ZHANG A Q. Analyzing spatial relationships between urban land use intensity and urban vitality at street block level: a case study of five Chinese megacities[J]. Landscape and Urban Planning, 2020, 193: 103669.
- [38]DOVEY K, PAFKA E. The urban density assemblage: modelling multiple measures[J]. Urban Design International, 2014, 19(1): 66-76.
- [39]DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFŒUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [40]BAKER A C, LARCKER D F, WANG C C Y. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 144(2): 370-395.
- [41]何凌云,张元梦.新型消费如何促进产业结构升级——基于信息消费试点的准自然实验[J].广东财经大学学报,2022,37(5):4-17.
- [42]魏亚飞,李言.网络基础设施与数字经济产业化——来自“宽带中国”政策的准自然实验[J].云南财经大学学报,2021,37(7):1-14.
- [43]王儒奇,陶士贵,刘强.数字经济能否提升城市创新能力——基于双边随机前沿模型的新视角与再测算[J].江苏大学学报(社会科学版),2023,25(3):48-62.
- [44]李坤望,邵文波,王永进.信息化密度、信息基础设施与企业出口绩效——基于企业异质性的理论与实证分析[J].管理世界,2015(4):52-65.
- [45]庞瑞芝,郭慧芳.数字经济能克服服务业“成本病”吗?——来自城市层面的经验证据[J].经济与管理研究,2023,44(10):54-74.

How does Information Consumption Empower Urban Vitality?

—Based on the Dual Perspective of Demand Side and Supply Side

CHENG Zhonghai, QIAO Zhihong, NAN Nan

(Shihezi University, Shihezi 832000)

Abstract: Information consumption is crucial for enhancing urban vitality and the standard of human settlements. This paper uses the national pilot program for information consumption as a quasi-natural experiment to examine the relationship between information consumption and urban vitality by combining statistical data and open source big data and employing a multi-period difference-in-differences (DID) model.

The findings are as follows. (1) Information consumption has the potential to enhance pilot cities' vitality. (2) Urban vitality is primarily influenced by information consumption from both supply and demand sides. (3) Cities with higher administrative levels, better geographic locations, larger scales, and higher levels of economic growth exhibit a greater improvement in urban vitality due to information consumption. (4) The improvement of nearby cities' vitality is impacted spatially by information consumption.

The marginal contributions are threefold. First, this paper expands and enriches the relevant literature on the analysis of the influencing factors of urban vitality in the Chinese context by focusing on the overall impact of information consumption pilot policies on urban vitality. Second, the nighttime light data and point-of-interest (POI) data, as replacement variables of urban vitality, are used to measure the vitality index during the day and at night, respectively. Third, it investigates the heterogeneity of the urban vitality effect of information consumption pilot cities by thoroughly analyzing the impact mechanism of the pilot policy from both supply and demand sides.

This paper offers implications from the following aspects. First, it should boost urban vitality through the system design and arrangements. Specifically, it is essential to further expand and enhance information consumption, augment the supply of high-quality information products and services, and strengthen inter-regional exchanges and cooperation in knowledge and technology. Second, it should optimize the multi-dimensional pathways of information consumption pilot policies to enhance urban vitality. Specific measures include four aspects: (1) strengthen the design of policies that facilitate the aggregation of the mobile Internet, mobile communication, and other information consumption industries; (2) establish and refine institutional frameworks that foster innovation in information products and content related to information consumption; (3) enhance income levels for urban and rural residents by improving preferential policies that promote consumption and employment, thereby increasing overall consumption capacity; and (4) accelerate the development of advanced information infrastructure. Third, it should promote the development of diverse and differentiated national information consumption pilot projects that are adapted to local conditions, while enhancing the effective allocation of policy resources for information consumption initiatives in cities located on the northwestern side of the Hu Huanyong Line, to elevate the levels of information technology and intelligence in the northwestern region and improve urban vitality.

Keywords: information consumption; national information consumption pilot; urban vitality; open source big data; industrial agglomeration; innovation

责任编辑:宛恬伊