

“智”巢何以引凤：智慧城市建设对地区创业活跃度的影响

谭伟杰 胡润哲

内容提要:智慧城市试点政策对培育新型智慧城市、发展平台经济以及促进城市创业活动的影响是值得关注的议题。本文以2012年以来分三批推行的智慧城市试点政策作为准自然实验,借助计算机编程技术(Python)爬取中国工商企业注册数据和北大法宝政策数据库,基于simhash算法和jieba分词等对相关政策文本进行量化分析,并运用多期双重差分法评估试点政策对创业活跃度的影响及其内在作用机理。研究发现,智慧城市试点政策能够提高试点城市的创业活跃度。机制检验结果表明,智慧产业政策通过促进数据要素集聚提升城市创业活跃度,智慧政务和智慧民生政策通过优化营商环境促进了城市创业。异质性分析结果表明,试点政策的创业效应存在于大中城市、高市场潜能、高数字经济发展水平和区位优势较好的城市;试点政策对低污染制造业和服务业的创业活跃度提升发挥效应,但同时也抑制了高污染制造业的创业活跃度。结合机器学习算法进行反事实检验,结果表明试点政策的创业效应应具有阶段性特征,持续性创业效应需要进一步发挥与其他相关措施的协同作用。

关键词:智慧城市 创业活跃度 营商环境 数据要素集聚 机器学习

中图分类号:F292

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)01-0075-19

一、问题提出

长期以来,创业活动都是助力世界各国在保持经济增长的同时增进就业的重要助推器^[1]。创业活动不仅是推动新产品与新技术研发、新模式变革的动力源泉,也是创造就业、拉动投资和提升经济活跃度的重要途径^[2]。从本质上来看,创业活动就是实现当地生产要素重新组合并进行商业化应用与投入生产的过程,从而创造更高的社会价值^[3]。为了应对当前中国就业市场结构性矛盾日益突出等问题,党的二十大报告明确指出,“完善促进创业带动就业的保障制度,支持和规范发展新就业形态”。2023年政府工作报告也强调要“促进平台经济健康持续发展,发挥其带动就业创业、拓展消费市场、创新生产模式等作用”。由此可见,由互联网催生的平台经济与创新创业驱动发展模式已得到广泛关注。然而,创业活动的高风险性和情境依赖性往往直接决定了社会的创业意愿^[4],这或许意味着在促进城市创业活跃度提升的过程中,政府对平台

收稿日期:2023-05-31;修回日期:2023-11-30

基金项目:国家社会科学基金重大项目“粤港澳大湾区数据要素跨境流动路径研究”(21&ZD123)

作者简介:谭伟杰 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生,上海,200433;

胡润哲 中央财经大学经济学院博士研究生,通信作者,北京,102206。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

经济的相关支持政策能够为塑造高质量营商环境生态贡献重要力量。因此,在全球经济不确定性增强和国内平台经济稳步发展的现实背景下,何种政策安排有利于发挥平台经济改善创业环境生态的作用,并有效提升创业者创业热情与区域创业活跃度,释放创业的就业拉动效应,是当前亟须深入研究的重要议题。

针对上述现实问题,已有研究普遍认为政府政策是影响区域创业活跃度的重要制度因素,主要从政府管制^[5]、税收政策激励^[6]、行政审批制度改革^[7]、创新政策驱动^[8]等角度关注了政府政策对地区创业活动的影响。智慧城市试点政策是当前中国推动创新驱动发展以及培育平台经济的重要举措。自2012年起,住房和城乡建设部分三批公布了包含99个城市在内的智慧城市试点名单,旨在依托大数据和云计算等数字技术推动完善城市创新生态系统,营造良好的智慧型创业制度环境,解决要素流动桎梏难题,激发人才活力,促进经济高质量发展。目前大量研究主要集中在智慧城市建设如何影响城市创新能力^[9]、产业结构升级^[10]、城市碳排放^[11]等方面,鲜有研究关注并系统分析该政策对企业创业选址行为的影响。该政策能否有效提升城市的创业活跃度?内在的作用机理又是什么?对于智慧城市建设如何影响地区创业活跃度的研究仍有待进一步拓展。本文试图系统研究智慧城市试点政策与城市创业活跃度的内在逻辑关系,以期为进一步优化中国创新创业政策、创造更多的就业机会和提高市场经济增长活力提供经验借鉴和政策参考。

与现有文献相比,本文可能的边际贡献在于:第一,与以往研究的数据来源不同^[2,7],基于更为客观和全面的全国工商企业注册数据来衡量城市创业活跃度;第二,借助计算机编程技术(Python)的simhash算法和jieba分词等对相关政策文件进行文本量化分析,基于智慧产业推动的数据要素集聚,以及智慧政务和智慧民生政策推动的营商环境优化等两大机制,探索了试点政策发挥创业效应的作用渠道,并且根据城市和行业特征差异细致验证了试点政策影响城市创业的作用情境;第三,运用机器学习算法对分三批选取的99个智慧城市的创业活跃度进行反事实检验与预测,揭示了智慧城市试点政策在阶段性效果与持续性效果方面的异质性特征。

二、文献综述与理论机制

(一)智慧城市试点政策的效果评估

2012年,《住房和城乡建设部办公厅关于开展国家智慧城市试点工作的通知(建办科〔2012〕42号)》的发布,标志着智慧城市试点政策正式实施。智慧城市是依托物联网和大数据等数字信息技术推动城市发展模式的跃升^[11],其环境效应和经济效应成为当前学者重点关注的问题。在环境效应方面,智慧城市建设能够通过城市创新产生的技术、配置和结构三大效应显著降低城市环境污染^[12]。然而,也有研究发现,智慧城市建设减少环境污染的影响程度虽然在不断增强,但可能会存在“回弹效应”^[13]。亦有研究表明,智慧城市建设能够有效降低区域碳排放规模^[11]和带动清洁能源发展^[14],从而促进城市绿色低碳发展。在经济效应方面,智慧城市建设可以显著促进城市创新水平提升,这种促进效应主要通过革新信息科学技术和优化创新环境等作用机制来实现,同时由于人口、经济规模等不同特征而具有异质性^[15]。也有研究发现,智慧城市建设在产业层面能够提升产业结构合理化水平和高度化水平^[10-11],在企业层面可以提升企业创新水平^[16]和促进企业数字化转型^[17]等。此外,部分研究基于国外数据也同样发现了智慧城市的环境与经济效应^[18-19]。由此可见,目前关于智慧城市试点政策的环境和经济效应的研究成果已经颇为丰富,这为后续深入研究智慧城市建设对创业活动的影响效应提供了有益参考和借鉴。

(二) 影响创业活动的相关研究

创业活动是经济增长的内生动力,创业活动的影响因素一直是学术界重点关注的问题。在当前中国人口集聚和数字经济迅猛发展的时代背景下,部分学者研究了人口与数字经济对创业活动的影响:叶文平等(2018)研究发现人口集聚通过扩大市场需求和带动基础设施建设提升了创业活跃度^[2];赵涛等(2020)研究发现数字经济发展可以有效激发大众创业活力^[20]。另外,根据创新学派的观点,创业者本质上就是通过“创造性破坏”将“新组合”引入生产活动的创新者^[21],而创新成果具备的正外溢性往往需要政府进行政策干预^[22],这就使得制度环境、政府政策等同样成为可能影响创业活动的重要因素。政府管制放松^[5]和行政审批制度的优化^[23]有利于降低市场制度的外部交易成本、激励地区企业家精神的培养,从而为潜在创业者提供更多的创业机会,以促进新企业创办与就业增长^[24]。张光利等(2022)研究指出,“撤县设区”政策能够促进劳动力流入并激发市场主体活力,显著提高撤并县城的创业活跃度与创业规模^[25]。以上研究表明制度环境和政府政策能够对创业活动产生显著影响,亦有文献表明智慧城市试点政策的实施可以提升创业水平,但既有文献的探讨不充分且存在分歧。库米塔(Kummitha, 2019)对479篇关于智慧城市的论文和35篇与创业相关的论文使用聚类内容分析法,认为智慧城市会帮助企业探索新机会,并推动社会技术转型,探索智慧城市如何影响创业商业模式具有重要意义^[26]。孔令池和张智(2020)的研究指出智慧城市试点政策能够显著促进企业家精神,并与高铁建设等基础设施升级形成协同效应,共同促进城市创业活跃度的提升^[27]。周文义和陶一桃(2023)发现智慧城市建设可以改善营商环境并促进创业投资,从而提升本地与周边城市的创业水平^[28]。数据已成为当前产品和服务生产过程中的关键要素,并且智慧城市试点政策在产业、政务和民生等领域的集聚效应也能通过不同作用机制对城市创业水平产生影响。因此,智慧城市试点政策能否对城市创业活动产生重要影响?具体通过何种途径产生影响?政策影响是否具有持续性?这些问题值得进一步研究。

综上所述,现有研究成果已经为本文提供了多维度的研究视角和有益借鉴,但是依然存在以下研究领域可进一步拓展:第一,现有研究相对独立地对智慧城市建设与创业活动进行大量研究;然而,智慧城市作为平台经济发展的重要载体,鲜有研究将两者纳入统一的分析框架,并通过推动平台经济的营商环境智慧化、数据要素集聚的视角进一步探究智慧城市建设、平台经济与创业活跃度的关系与内在逻辑。第二,现有研究对智慧城市如何影响创业者这一主体活力的内在机制的探讨仍较为欠缺,需要进一步补充与完善。第三,智慧城市政策作为分批推进的试点政策,较少研究基于机器学习算法对各批次试点城市在影响创业活跃度方面的差异进行科学探讨。

(三) 智慧城市试点政策影响创业活跃度的机理分析

政府为创业者营造创业环境的优劣程度不仅会直接影响创业者的创业积极性和创业成功概率,也会深刻影响新企业的成立与发展^[26]。从创业条件来看,由于创业活动是兼具高风险和正外部性的投资活动,创业投资的完全市场化很可能导致市场创业资源配置效率低下的问题,而政府出台营商环境优化政策能够有效培育社会创业动机、培养创业技能等创业核心要素,进一步优化创业关键资源的市场配置效率,从而实现“创造性破坏”的创业型经济增长^[29]。集聚经济理论指出各种生产要素与经济活动在空间上的集聚,能够降低交易成本,创造与放大知识外溢的机会,从而深刻影响地区市场主体活力。在实践中,智慧城市试点政策本质上是一项为了推动产业发展、政府政务与民生服务等智慧化演变的综合性城市发展政策^[11],一系列相关政策的密集出台所引发的集聚经济是实现城市智慧化转型的重要推动力。因此,本文将基于集聚经济

视角剖析智慧城市试点政策影响城市创业活跃度的作用机理。

智慧试点城市实施的智慧产业政策可以通过驱动数据要素集聚来提升城市创业活跃度。一方面,根据机会学派创业理论的观点,创业机会是创业群体进行创业行为的基础,而机会创造论和机会发现论则提出了两种创业者识别、开发与利用的重要创业机会来源方式^[3,29]。随着试点城市通过一系列产业智慧化相关政策的协同推进,数据成为产业的新型生产要素,能够显著提高企业生产效率与资源利用效率^[30],赋能实体经济数字化转型并推动产业结构优化,从而不断衍生出新产业、新模式与新业态。在智慧产业政策的实施过程中,政府会通过设立专项投资基金、税收优惠与加大投资力度等方式,不断推进数字化基础设施与智慧城市信息云平台的建设,为促进数据要素市场体系的完善、数据要素的流通与发展等提供支持。而在实践中,数据要素集聚往往依附于制造业和服务业等实体经济的集聚,以此进一步发挥数字信息技术集聚效应,进而引致技术套利型创业机会^[28],这有助于创业者发现和识别更多创业机会,从而提高城市创业活跃度。数据要素集聚极大提高了知识外溢效率,为创业者创新思路与技术成果共享创造了更多的机会条件,从而促进了城市创业水平提升。另一方面,根据创新学派创业理论的观点,创业型人才作为城市创业活动的重要微观主体,是实现当地生产要素重新组合的创新者^[3]。智慧产业政策在促进数据要素集聚的同时带动了当地数字信息产业的发展,此时政府为更好支撑其发展会出台具有针对性的人才培养与引进政策,以此形成高人力资本的“蓄水池”效应和人才集聚优势^[11],进而为城市创业活动提供更强大的动能。此外,根据信号传递理论,智慧产业政策能够向各地人才释放出巨大的政策与制度利好信号,有利于吸引更多创新创业人才涌入,形成知识的虹吸效应^[31],有利于进一步推进新型数据生产要素的集约化发展,有效降低创业者的市场交易成本,从而催生大量新产业、新模式与新业态,为城市创造更多创业与就业机会。

智慧试点城市实施的智慧政务政策与智慧民生政策可以通过优化营商环境提升城市创业活跃度。大量研究指出,制度性因素对中国企业发展与创业活动有着重要影响^[4,32]。对于创业者而言,地区制度环境约束以及行政审批效率都可能会束缚市场活力,抑制个人的创业倾向、创业规模与创业概率^[23,33]。一方面,试点城市实施的智慧政务政策与政府进行简政放权改革、提供行政审批程序优化等政务服务密切相关,在建设社会经济各领域协同治理与监督领域发挥着重要作用。智慧政务政策不仅加快了政府职能从管理型向服务型的转变,有效提高了政府行政管理效率,而且还降低了企业家创业活动的制度性交易成本,这为新创企业的市场进入与健康发展、社会就业增长提供了良好的政策与制度环境保障^[34-35]。并且,试点城市通过实施智慧政务政策有效推动了制度体系优化,有效减少了企业进行寻租活动的策略性行为,降低了潜在创业者的沉没成本,从而缓解了创业者面临的信息鸿沟以及环境不确定性问题,助推城市创业活跃度的不断提高。比如,优化行政审批程序、提供一站式服务等系列措施是试点城市为创业活动开辟的“绿色通道”,将会极大地增强市场信心,培养企业家精神,鼓励创业者从事创业活动。另一方面,随着试点城市一系列有关智慧民生政策的密集出台,各类智能平台以及服务系统(如智慧交通、智慧医疗、智能安防等)不仅便利了公众对政府公开信息与行为的了解和监督,还能够缓解政府与公众之间的信息不对称问题,促使政府部门进一步优化公共服务以建设更佳的营商环境。智慧民生政策的实施同样有利于社区公共基础设施水平与民生服务质量的提高,也会为创业主体与数字化科研工作者创造良好的生活与科研环境,这也会引致创业人才资源的虹吸效应,进而使城市表现出更高的市场活力。另外,借助互联网良好的社会互动效应,可以加速地区社会资本的积累,进一步增强本地区与周边地区的创业活跃度^[36]。基于此,本文提出如下研究假设:

H1:智慧城市试点政策有助于鼓励城市创业活动。

H2a:智慧试点城市实施的智慧产业政策可以通过推动数据要素集聚提升城市创业活跃度。

H2b:智慧试点城市实施的智慧政务政策和智慧民生政策可以通过优化营商环境提升城市创业活跃度。

另外,智慧城市试点政策的创业效应可能存在异质性政策效果。首先,由于不同规模和区位的城市资源禀赋差距较大,一方面,大城市往往具有更好的基础设施建设、更优越的营商环境以及更丰富的资源,人才、资源等集聚效应更明显^[36];而小城市则相反,可能由于营商环境、人才储备、资源禀赋等方面具有比较劣势,智慧城市试点政策的实施对地区创业活动的正向效应可能不明显。另一方面,区位优势较好的城市更容易表现出明显的创业要素资源集聚现象^[28],创造出更具优势的创新创业环境,使得智慧城市试点城市发挥出更大的创业效应。其次,城市的智慧化建设与数字经济发展、市场潜能密不可分。数字经济发展推动了数字技术在各个领域内的普及,其带来的良好智慧化营商环境能够更好满足当地企业的数字化、智慧化转型的需求度^[36],提高了创业者快速识别创业机会的可能性;市场潜能较高的城市往往意味着其运输成本较低、规模收益递增效应也更加明显,因此更能够吸引企业入驻^[35]。最后,由于不同类型行业的产业链特点、面临的创业条件和市场环境存在较大的差异,不同行业对内外外部环境的敏感程度也有所不同。因此,尽管在共享区域智慧城市政策红利下,各行业创业者也有可能采取不同的创业行为,从而表现出智慧城市建设的行业异质性特点。基于此,本文提出如下研究假设:

H3:智慧城市试点政策的创业效果由于城市规模、数字经济发展、市场潜能、区位特征和行业特点的不同而呈现异质性。

三、研究设计

(一) 研究模型设定

本文将自2012年起分三批推行的智慧城市试点政策视为准自然实验,采用多期双重差分(DID)模型对试点政策对城市创业活跃度的影响效果进行检验和分析,具体模型设定如下:

$$ETA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 smart_policy_{i,t} + \rho X_{i,t} + \delta_i + \theta_t + u_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $ETA_{i,t}$ 指城市 i 在 t 年的城市创业活跃度,核心解释变量 $smart_policy_{i,t}$ 指智慧城市试点建设的虚拟变量。 $X_{i,t}$ 表示一系列可能会影响城市创业活跃度的控制变量向量集合。 δ_i 和 θ_t 分别表示城市和年份固定效应; $u_{i,t}$ 为随机扰动项。

(二) 变量测度与说明

1. 被解释变量:城市创业活跃度

新创企业数量和创业活跃度是反映地区创业绩效和创业活动积极程度的重要核心指标,目前已被广泛应用于评价宏观层面的区域创业研究^[8,31]。虽然《中国统计年鉴》中的私营企业数据能够在一定程度上反映城市的新创企业数量^[1],但是,一方面由于众多其他类型的企业并未包含其中且仅能获取到省级层面的数据,具有一定的局限性;另一方面,由于不同城市间的资源禀赋条件差异较大,直接采用新创企业数量衡量城市创业水平具有较大的偏误。因此,本文参考白俊红等(2022)^[8]的研究方法,从企查查数据库^①中获取企业信息,得到2004—2018年约1.4亿所有类型的新创企业详细信息,并整理为城市层面的全量面板数据。此外,与以区域已有企业数量作为标准化基数的生态法不同的是,本文采用人口法,以城市人口作为标准化

① 该数据库包含了中国各行各业不同类型的全部规模企业的注册日期、经营范围、详细地址以及经营状态等信息。

基数,计算得到各城市每百人中新创企业数量,以此作为城市创业活跃度的衡量指标(ETA),这能够在一定程度上规避对较大企业占主导的地区创业活跃度的度量偏误。

2. 核心解释变量:创业驱动政策

本文的核心解释变量是智慧城市试点政策($smart_policy$),其回归系数 α_1 揭示了智慧城市试点政策推行对城市创业活跃度的净效应。住房和城乡建设部于2012年、2013年和2014年分三批遴选出99个试点城市作为智慧城市示范点。若城市 i 第 t 年入选智慧城市试点政策名单(当且仅当该城市整体被纳入试点名单),则评定当年及以后 $smart_policy$ 为1,反之则取值为0。此外,本文对比了其他两种政策变量设定,一是将所有层面的试点都放入基准回归进行检验;二是将部分区域性试点的智慧城市从样本中剔除,从而通过比较以上三种方法的估计结果来进行选择。

3. 控制变量

为了尽可能克服遗漏变量的影响,结合现有研究,模型纳入以下可能影响城市创业活跃度的控制变量:

(1) 经济发展水平($agdp$),采用经过价格平减的城市实际人均生产总值(GDP)对数来控制经济发展水平可能存在的非线性影响。

(2) 产业结构($industry$),采用城市产业结构升级指数来衡量,具体公式为 $industry = \sum ind_j \times j (1 \leq j \leq 3)$,其中 ind_j 是指第 j 产业产值在总产值中的比重。

(3) 金融发展水平($finance$),采用年末金融机构各项贷款余额与GDP的比值来表示。

(4) 信息化发展水平($internet$),采用城市每百人互联网用户数来反映。

(5) 市场化水平($market$),采用城市政府财政预算与GDP的比值能够刻画政府对市场经济的干预程度,这能够间接反映当地的市场化水平。

(6) 创新人才支持($talent$),采用科研、技术服务和地质勘查业从业人员数与信息传输、计算机服务和软件业从业人员数之和占城市总从业人员的比重来反映。

(7) 风险投资支持度($vcpe$),采用《中国区域创新创业指数》中的风险投资指数来反映城市的风险投资对当地创业活动的支持力度。

(三) 数据来源与描述性统计

本文的研究样本为2004—2018年280个地级及以上城市的面板数据(4个直辖市、毕节市、铜仁市等12个因在样本期内行政区划进行调整的地级市和数据缺失严重的拉萨市除外),其中包含99个智慧试点城市和181个非试点城市,最终获得“城市-年度”观测值为4200个^①。本文相关数据来自企查查数据库、历年《中国城市统计年鉴》和《中国区域创新创业指数》。表1是本文主要变量的描述性统计结果。结果显示,城市新建企业数量($newfirm$)的最大值和最小值分别为582092和629,标准差为40877.3900,城市创业活跃度(ETA)的均值为0.7938,最小值和最大值分别为0.0232和14.6546,标准差为0.8674,表明不同地区间创业活跃度差异较大。从控制变量上看,不同城市在经济发展水平($agdp$)、产业结构($industry$)、金融发展水平($finance$)、信息化发展水平($internet$)、市场化水平($market$)、创新人才支持($talent$)以及风险投资支持度($vcpe$)等方面均存在明显的差异。

^① 部分样本缺失值经过手工查阅地方统计公报、统计年鉴或者采用线性插值法补齐。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>newfirm</i>	4 200	31 564. 510 0	40 877. 390 0	629	582 092
<i>ETA</i>	4 200	0. 793 8	0. 867 4	0. 023 2	14. 654 6
<i>smart_policy</i>	4 200	0. 143 1	0. 339 7	0	1
<i>agdp</i>	4 200	9. 531 9	0. 701 6	7. 660 7	12. 406 2
<i>industry</i>	4 200	2. 245 0	0. 146 8	1. 820 6	2. 796 9
<i>finance</i>	4 200	0. 832 4	0. 509 4	0. 075 3	7. 450 2
<i>internet</i>	4 200	14. 388 2	16. 332 6	0. 078 4	198. 657 0
<i>market</i>	4 200	7. 501 4	3. 450 8	0. 516 4	24. 699 7
<i>talent</i>	4 200	0. 026 8	0. 015 4	0	0. 146 2
<i>vcpe</i>	4 200	0. 512 2	0. 287 2	0. 003 4	1

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 汇报了智慧城市试点政策影响创业活跃度的基准回归结果。列(1)为仅考虑地级市整体入选的全样本估计结果,核心解释变量智慧城市试点政策(*smart_policy*)的估计系数显著为正,说明智慧城市试点政策促进了市场主体活力的提升。列(2)是在此基础上加入一系列控制变量的估计结果,其中试点政策(*smart_policy*)对城市创业活跃度(*ETA*)的影响系数为正且保持高度显著,一定程度上表明与非智慧试点城市相比,智慧城市试点政策促进了试点城市创业活跃度的提升。从经济意义上来看,在保持其他条件不变的情况下,与非试点城市相比,平均而言,智慧城市试点政策的推行将使得试点城市的创业活跃度提高 0. 236 7,与样本研究期间整体城市创业活跃度的均值 0. 793 8 相比较而言提升了 29. 82%左右(即 $0. 236 7/0. 793 8 \times 100\%$)。列(3)—列(6)则是分别考虑各层面试点和剔除非地级市试点样本的回归结果,可以发现,在三种估计方式下核心解释变量的符号和显著性大体相同,但系数大小有所差异。可见,随着智慧城市试点政策的持续推进,能够增强市场投资者的创业投资信心,为经济活动主体的创业行为提供良好的制度环境支持,进而提高城市的创业活跃度,研究假设 H1 得以验证。

表 2 基准回归结果

变量	仅考虑地级市整体入选		考虑各层面的试点		剔除非地级市入选样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>smart_policy</i>	0. 322 0*** (0. 065 7)	0. 236 7*** (0. 056 2)	0. 261 6*** (0. 088 2)	0. 176 8** (0. 077 2)	0. 255 2*** (0. 073 3)	0. 220 6*** (0. 062 9)
<i>agdp</i>		0. 274 7* (0. 141 8)		0. 297 8** (0. 141 4)		0. 251 1 (0. 157 3)
<i>industry</i>		-0. 532 2*** (0. 178 0)		-0. 549 1*** (0. 186 2)		0. 101 5 (0. 118 8)

表2(续)

变量	仅考虑地级市整体入选		考虑各层面的试点		剔除非地级市入选样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>finance</i>		0.083 0** (0.035 4)		0.088 7** (0.037 7)		0.014 9 (0.018 9)
<i>internet</i>		0.009 6*** (0.003 1)		0.009 9*** (0.003 1)		0.008 9* (0.004 9)
<i>market</i>		-0.021 7** (0.009 0)		-0.024 8*** (0.008 5)		-0.010 0 (0.008 2)
<i>talent</i>		7.073 7*** (1.714 1)		7.484 2*** (1.714 0)		1.501 0** (0.761 7)
<i>vcpe</i>		0.065 0*** (0.022 0)		0.069 0*** (0.022 6)		0.022 9 (0.015 1)
常数项	0.750 9*** (0.008 7)	-0.928 9 (1.274 1)	0.768 3*** (0.008 6)	-1.095 0 (1.254 6)	0.624 7*** (0.005 5)	-2.067 0 (1.388 0)
观测值	4 200	4 200	4 200	4 200	3 360	3 360
$\overline{R^2}$	0.826 1	0.839 9	0.822 3	0.837 7	0.840 7	0.849 9
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内的值为聚类到城市层面的稳健标准误，后表同。列(1)、列(3)、列(5)未加入控制变量，列(2)、列(4)、列(6)加入控制变量。

(二) 稳健性检验

1. 多时点双重差分模型有效性检验

(1) 平行趋势检验。满足平行趋势假设是双重差分实施的重要前提条件，因此，本文建立如下模型：

$$ETA_{i,t} = \beta_0 + \alpha_N \sum_{N=-8}^6 M + \rho X_{i,t} + \delta_i + \theta_t + u_{i,t} \quad (2)$$

其中， M 是指一系列虚拟变量集合，表示试点政策实施前后的年份， α_N 表示智慧城市入选第 N 年试点城市与非试点城市创业活跃度是否存在显著差异，其他变量定义均与基准回归保持一致。检验结果显示，智慧城市试点政策对试点城市创业活跃度的影响在认定年份以前的估计系数均不显著^①。这表明在政策实施之前，试点城市与非试点城市的创业活跃度不存在显著差异，满足平行趋势假设。而在智慧城市试点政策推行 1 年后，试点城市创业活跃度呈显著上升趋势。平行趋势检验见图 1。从图 1 显现的动态性效应角度而言，随着智

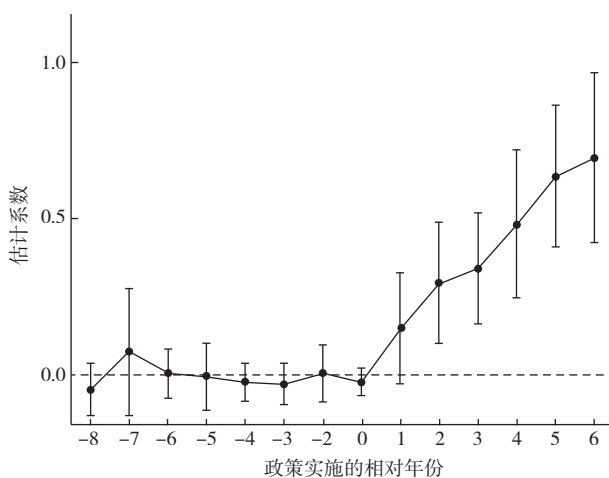


图 1 平行趋势检验

^① 限于篇幅，省略具体检验结果，备索。

智慧城市试点政策不断推进,边际效应递增规律开始显现,这表明试点政策对城市创业活跃度的提升作用呈现出持续增强的动态演变规律。

(2)安慰剂检验。考虑到双重差分法识别假设中随机非观测因素的干扰问题,本文通过间接性的安慰剂检验上述无法观测的因素对本文回归结果的影响。具体而言,在基准回归模型的基础上,随机选择与真实试点城市数等量的城市作为试点实验组,重复随机抽样 1 000 次并进行回归,得到核心解释变量的系数估计值: $\hat{\beta} = \beta + \omega \frac{cov(entre_{policy\ it}, u_{it} | X)}{var(entre_{policy\ it} | X)}$, 其中 ω 是指随机非观测因素的影响,如果 $\hat{\beta}$ 是无偏的则 ω 为 0,最后据此绘制分布图进行观察(图 2)。根据分布图可以发现,估计系数(图中曲线)均在 0 附近,与基准回归结果相差较大,且近似于正态分布,且估计系数对应的 P 值(图中圆圈)大部分均小于 0.10,这说明基准回归结果几乎没有受到其他非观测随机因素干扰,本文结论具有稳健性。

(3)古德曼-培根(Goodman-Bacon)分解。考虑到多时点双重差分估计在双向固定效应下会存在“坏处理组”或负权重等偏误问题。因此,本文借鉴古德曼-培根(Goodman-Bacon, 2021)^[37]的研究方法进行 DID 估计量分解。不合适的处理效应的估计值为-0.245,权重仅为 2.5%,而合适的处理效应权重则为 97.5%。不合适的处理效应的权重较小,因此可以认为本文的核心结论是稳健的。

2. 替换被解释变量

前文借助人口法对城市创业活跃度进行标准化计算,为了更加直观地比较,本文对城市创业活跃度的测量采用如下两种替代指标:一是采用未经标准化处理的城市新增企业数量(*firm*,取对数处理);二是参考董志强等(2012)^[38]的研究方法,以城市就业人员自雇率(*ETR*,即各城市私营企业和个体从业人数与当地总就业人数的比值)作为创业活跃度的替代性指标。核心解释变量(*smart_policy*)的估计系数依然在 1%水平上显著为正,这表明智慧城市试点政策能够吸引大量新创企业的入驻,并提高当地就业人员的自雇率,有利于促进试点城市创业活跃度的提升。

3. 排除其他因素干扰

一方面,在本文的样本考察期内,国家创新型城市试点政策、创业型试点政策和“宽带中国”试点城市政策等均会对本文的回归结果产生干扰;另一方面,城市的交通基础设施建设水平往往关系到企业在生产经营过程中的运输成本,是影响企业选址的重要“硬件”因素^[39]。因此,在基准回归模型的基础上,依次将国家创新型城市试点、创业型试点、“宽带中国”试点等政策以及交通基础设施建设水平^①纳入控制变量,以尽量排除这些因素干扰。在依次控制了上述干扰因素后,核心解释变量(*smart_policy*)的系数仍然为正且保持

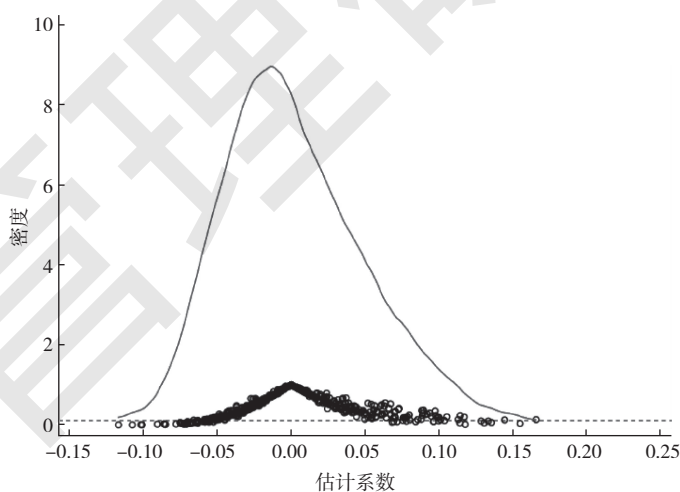


图 2 随机处理后的系数估计值分布

注:曲线表示系数估计值大小的分布密度,圆圈则为估计系数对应的 P 值分布情况。

① 本文以各城市公路与铁路的总运货量来衡量基础设施建设水平。

显著,说明本文的结果是稳健可靠的。此外,本文为了排除部分宏观系统性风险的干扰,在基准回归中进一步将“省份×年份”固定效应进行控制,根据表3的结果,本文结论依然稳健。

表3 更换双重差分估计方法的稳性检验结果

变量	控制省份×年份	最近邻匹配	核匹配	熵平衡匹配	异质性-稳健估计量
<i>smart_policy</i>	0.238 8*** (0.065 7)	0.190 0*** (0.071 7)	0.179 5*** (0.041 7)	0.403 3* (0.227 3)	0.211 3** (0.105 2)
常数项	-1.015 3 (1.730 1)	-0.418 3 (2.995 1)	-2.551 4*** (0.756 3)	5.859 8 (6.567 3)	
观测值	4 200	1 174	3 331	4 200	994
$\overline{R^2}$	0.844 4	0.792 8	0.817 8	0.819 1	0.832 6
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份×年份效应	控制	未控制	未控制	未控制	未控制

4. 更换双重差分估计方法检验

(1)倾向得分匹配(PSM)。由于智慧城市试点名单的确定不是完全随机的,并非严格意义上的自然实验,在政策制定过程中往往会受到众多因素的影响,因此可能会出现样本选择和系统性偏差问题。为了解决上述问题,本文采用卡尺最近邻匹配进行倾向得分匹配。具体步骤为:将前文基准回归中的控制变量作为特征匹配变量,对倾向得分匹配后的数据进行平衡性检验后分析匹配情况,对经平衡性检验后的数据重新进行回归检验^①。平衡性检验结果显示,主要特征匹配变量的偏差都不超过10%且明显小于匹配前的标准误差,都说明了样本数据具有一定的匹配效果,能够在一定程度上降低样本选择偏误的估计偏差。此外,通过观察实验组和对照组在截面卡尺最近邻PSM匹配前后的核密度图结果,匹配后两条核密度曲线更加接近,并且匹配后的核密度曲线偏差和均值线之间的距离都在明显减小,因此可以认为截面PSM能够在一定程度上缓解样本选择偏差所导致的估计偏误问题。从表3可以看出政策变量(*entre_policy*)的估计系数依然显著为正。此外,本文进一步采用核半径匹配法以及熵平衡匹配法重新进行检验,回归结果进一步佐证了智慧城市试点政策具有明显的创业效应。

(2)考虑到多时点双重差分模型的异质性处理效应问题,估计结果可能会产生潜在偏误^[40],故本文进行了以下两种检验。其一是根据卡拉韦和圣安娜(Callaway & Sant'Anna, 2021)^[41]的方法计算“异质性-稳健”(CSDID)估计量,从表3最后一列可以看出*smart_policy*的估计系数依然显著为正,说明在采用更稳健估计量后智慧城市试点政策仍然提高了城市的创业活跃度。其二是使用Stata软件中的*twowayfweighys*命令重新进行检验。结果显示,所有智慧型试点城市的试点处理效应均为正值,得到的异质性处理稳健性指标约为1.304 1,接近于1,说明基准回归模型的异质性检验结果较为稳健,即异质性处理效应对本文核心结论的影响较小。

5. 遗漏变量强度检验

由于城市创业活跃度可能会受到多种其他因素的影响,本文借鉴西内利等(Cinelli et al., 2020)^[42]的敏

① 平衡性检验结果与核密度检验结果备案。

感性分析方法进行遗漏变量强度检验。考虑到在基准回归的控制变量中创新人才支持(*talent*)对城市创业活跃度的影响较大,故本文将其作为潜在遗漏变量的对比变量。检验表明基准回归结果的系数符号和显著性并不会受到遗漏变量的强烈干扰^①。

五、进一步分析

(一) 影响机制检验

前文的研究结果表明,智慧城市试点政策对创业活跃度提升发挥了积极作用,接下来本文将从数据要素集聚和营商环境优化两个角度出发,进一步探讨试点城市实施的智慧产业、智慧政务、智慧民生等政策提升城市经济活动主体创业活跃度的影响机制。鉴于此,本文构建如下模型进行分析:

$$MV_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 smart_policy_{i,t} + \rho X_{i,t} + \delta_i + \theta_t + u_{i,t} \quad (3)$$

$$ETA_{i,t} = \alpha_0 + \beta_2 MV_{i,t} + \rho X_{i,t} + \delta_i + \theta_t + u_{i,t} \quad (4)$$

$$ETA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_2 smart_policy_{i,t} + \beta_3 MV_{i,t} + \rho X_{i,t} + \delta_i + \theta_t + u_{i,t} \quad (5)$$

其中,对于 $smart_policy_{i,t}$, 本文将智慧城市试点政策拆分成智慧产业政策($smart_ind$)、智慧政务政策($smart_gov$)、智慧民生政策($smart_liv$)三大维度,而 $MV_{i,t}$ 是指机制变量,包括营商环境(bus_env)和数据要素集聚程度($digital$)。其他变量定义均与基准回归保持一致。具体而言,本文参考张兵兵等(2022)^[11]的研究思路:(1)在北大法宝政策数据库中以地方性法规规章作为检索的数据来源定位,再以智慧城市试点政策的相关文件形成文本分析数据集。(2)利用 Python 软件对上述政策文件进行 jieba 分词与 simhash 算法去重处理。(3)划分智慧产业、智慧政务、智慧民生等三大政策类型(包括 20 个主题词),统计相应的主题词词频后运用熵值法测度出三类偏向性政策的集聚指数。此外,对数据要素集聚的衡量,本文借鉴李治国和王杰(2021)^[30]的研究做法,通过数据要素配置的多维度指标进行刻画^②。参考张柳钦等(2023)^[43]的研究做法,利用熵值法从政府效率、非国有化、对外开放、金融发展和法治环境等五个维度构建城市层面的营商环境指标。

表 4 和表 5 汇报了机制分析的回归结果。表 4 的回归结果表明,智慧产业($smart_ind$)、智慧政务($smart_gov$)和智慧民生($smart_liv$)的估计系数均在 1% 水平上显著,表明试点城市重视智慧产业、智慧政务和智慧民生等三大政策维度方面的发展,即通过出台智慧产业集聚、行政审批改革以及直面民生诉求等政策优势能够推动智慧城市建设,向全社会释放出鼓励创新创业的积极信号。进一步地,本文探讨智慧城市建设中的三大维度,到底通过何种路径促进了城市创业活跃度的提升。此外,智慧产业政策($smart_ind$)对数据要素集聚的估计系数在 1% 的水平上显著为正,结合表 5 列(1)和列(3)的回归结果表明,试点城市所实施的智慧产业政策有利于吸引数据要素以及数字技术资本的集聚,激发当地的科技创新潜能,能够吸引更多的企业入驻。并且,表 4 的回归结果发现试点城市实施的智慧民生政策($smart_liv$)和智慧政务政策($smart_gov$)对城市营商环境优化都起到了较大的促进作用。表 5 列(2)和列(4)也印证了智慧城市建设能优化营商环境以促进创业。因此,研究假设 H2a 和 H2b 得以验证。综上所述,随着试点城市内一系列促进智慧化发展的相关政策的密集出台,一方面,智慧产业政策能够优化区域数据要素资源的配置效率,重塑数字要素资源的分布格局,发挥集聚经济优势,从而释放城市创业活力;另一方面,智慧民生和智慧政务政策不仅能够有效降

① 遗漏变量强度结果备案。

② 本文对李治国和王杰(2021)^[30]的测度中所涉及的部分省级数据进行了降维处理,具体以各地级市的生产总值在各省份的占比作为权重,将省级数据降维到地级市层面。

低城市内创业者的信息不对称问题和创业过程的制度性交易成本,还有利于提高政府办事效率,多方位优化城市营商环境,从而助推城市创业活跃度的提高。

表 4 机制分析结果 I

变量	智慧产业政策集聚 (<i>smart_ind</i>)	智慧民生政策集聚 (<i>smart_liv</i>)	智慧政务政策集聚 (<i>smart_gov</i>)	数据要素集聚 (<i>digital</i>)	营商环境 (<i>smart_liv</i>)	营商环境 (<i>smart_gov</i>)
<i>smart_policy</i>	0.691 8*** (0.119 0)	0.280 4*** (0.057 0)	0.044 6*** (0.007 7)			
<i>smart_ind</i>				0.225 9*** (0.058 0)		
<i>smart_liv</i>					0.124 3*** (0.023 9)	
<i>smart_gov</i>						2.905 6*** (0.848 5)
常数项	2.517 3 (2.101 5)	1.657 4 (1.288 0)	0.195 0 (0.135 5)	0.237 7 (2.218 0)	0.532 6 (2.451 0)	0.448 2 (2.142 8)
观测值	4 200	4 200	4 200	4 200	4 200	4 200
$\overline{R^2}$	0.637 6	0.681 6	0.637 6	0.725 6	0.712 3	0.732 6
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表 5 机制分析结果 II

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>smart_policy</i>			0.157 9*** (0.040 6)	0.095 4** (0.040 0)
<i>digital</i>	0.129 0*** (0.034 8)		0.113 9*** (0.033 1)	
<i>bus_env</i>		0.553 1*** (0.099 3)		0.457 3*** (0.102 1)
常数项	-1.335 7 (1.140 7)	-1.874 5*** (0.706 1)	-1.215 6 (1.137 3)	-1.799 0** (0.715 0)
观测值	4 200	4 200	4 200	4 200
$\overline{R^2}$	0.644 5	0.664 0	0.846 1	0.864 5
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制

(二) 异质性分析

1. 基于城市规模的异质性分析

一般而言,规模较大的城市意味着拥有更多的机会与发展潜力,能够通过发挥经济集聚效应提高当地的资源配置效率与使用效率。然而,大城市由于行业寡头垄断威胁的存在而往往存在较高的创业成本。据此,本文借助城市总人口的三等分位数将全样本划分为大型、中型和小型城市三个等级重新进行回归检验。从表 6 的估计结果可以看出,智慧城市试点政策对中型城市与大型城市创业活跃度的估计系数均显著为正,

对小型城市则不显著,表明智慧城市试点政策发挥的创业效果在大型和中型城市中发挥的政策效果更加明显。原因可能在于:相较于小规模城市而言,中等规模和大规模城市拥有较为优越的经济发展条件、基础设施和创业资源,创业环境和市场化环境也相对更为完善,当地对要素资源的吸收能力也更高,从而能够更好地发挥创新资源的集聚效应,为提升城市创业活跃度形成发展条件和基础。而在智慧城市试点政策的引导下,小型城市也会对创业活动出台相应的配套政策支持,但是其在创新资源集聚和市场潜力等方面相对较弱,这在一定程度上使得试点政策发挥的创业效果并不明显。

表 6 城市规模异质性的回归结果

变量	小型城市	中型城市	大型城市
<i>smart_policy</i>	0.098 6 (0.082 6)	0.227 6*** (0.083 2)	0.224 1*** (0.048 2)
常数项	-4.569 4** (1.785 5)	-0.617 2 (0.816 9)	1.858 7 (1.465 1)
观测值	1 400	1 400	1 400
$\overline{R^2}$	0.847 5	0.914 4	0.849 1
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制

2. 基于城市数字经济发展的异质性分析

数字经济的发展推动了数字技术在各个领域内的普及,提高了创业者快速识别创业机会的可能性,从而奠定了创业网络形成的基础^[42]。因此,对于创业活动而言,智慧城市试点政策是否会由于城市数字经济发展的差异而表现出不同的创业提升效应?鉴于此,本文借鉴赵涛等(2020)^[20]的研究思路,依据各城市政府工作报告中数字经济相关的词频、互联网发展水平、电信软件服务情况以及数字普惠金融指数等数据,利用熵值法计算出各城市的数字经济发展综合指数,最后依据样本中位数将全样本划分为高数字经济发展城市和低数字经济发展城市分别进行回归分析。从表 7 的回归结果可以看出,智慧城市试点政策建设对数字经济发展水平较高城市的创业活跃度的影响系数在 5% 的水平上显著为正,而对低数字经济发展城市的影响系数则不显著,这表明数字经济发展与智慧城市试点建设具有协同效应。可能的原因在于:一方面,数字平台的广泛应用使得供需双方的紧密互动过程实现了创业者学习、获取资源门槛以及外部交易成本的降低,提高了创业机会的识别度^[43];另一方面,由数字经济衍生的新业态和新商业思维与模式在智慧城市试点政策的支持下,有助于创业者积极抢占商机并促进数字项目的成果转化。

表 7 异质性检验结果

变量	高数字经济发展城市	低数字经济发展城市	高市场潜能城市	低市场潜能城市	胡焕庸线东南侧城市	胡焕庸线西北侧城市
<i>smart_policy</i>	0.176 3** (0.085 2)	0.024 9 (0.041 3)	0.077 5** (0.032 0)	0.165 3 (0.108 5)	0.265 4*** (0.061 6)	-0.028 4 (0.071 0)
常数项	-1.510 0 (2.957 5)	-0.362 2 (0.672 5)	-1.052 5* (0.583 8)	-0.364 3 (3.385 3)	-0.312 0 (1.450 8)	-3.218 4** (1.184 1)

表7(续)

变量	高数字经济 发展城市	低数字经济 发展城市	高市场潜能 城市	低市场潜能 城市	胡焕庸线东南 侧城市	胡焕庸线西北 侧城市
观测值	2 100	2 100	2 090	2 110	3 795	405
$\overline{R^2}$	0.841 7	0.840 4	0.791 8	0.817 3	0.840 0	0.905 0
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

3. 基于城市市场潜能的异质性分析

新经济地理学派的观点认为,运输成本和中间投入品节省等往往是创业者开办企业的重要权衡因素,而在市场潜能较大的地方,其运输成本较低、规模收益递增效应也更加明显,因此更能够吸引企业入驻。因此,本文借鉴陆毅等(Lu et al.,2019)^[44]的研究思路对各城市的市场潜能(*possibility*)进行测算,具体计算公式为:

$$possibility_n = \frac{\sum_{m \in prov} P_m / Q_{mn}}{\sum_{m \in prov} P_m}$$

其中, P_m 是指城市 m 的地区生产总值, Q_{mn} 则是指城市 m 与城市 n 之间的地理距离。据此,本文进一步探究智慧城市试点政策的创业效应是否会因城市市场潜能的不同而产生差异。具体地,本文以各城市市场潜能的中位数对全样本进行分组回归,估计结果如表 7 所示。可以看出,智慧城市试点政策对高市场潜能城市创业活跃度的估计系数在 1% 水平上显著为正,而对低市场潜能城市的创业效应则不明显,而这也说明了智慧城市试点建设对高市场潜能城市的创业活跃度起到了锦上添花的作用。其中的原因可能是:高市场潜能城市具有更加完善的基础配套设施,创业成本也较低,在智慧城市试点政策利好的推动下,有利于进一步拓展开发高市场潜能城市的创业空间。

4. 基于城市区位特征的异质性分析

前文已经考虑了各城市的部分发展基础与资源条件对智慧型城市试点政策效果的影响,然而地理自然条件或历史原因也会影响当地的创业环境。因此,本文拟以胡焕庸线作为区位样本划分依据,进行异质性分析讨论。由表 7 的回归结果可以看出,智慧城市试点建设对胡焕庸线东南侧城市的系数为 0.265 4 且在 1% 的水平上显著,而对胡焕庸线西北侧城市系数则不显著,说明智慧城市试点政策在胡焕庸线上及其东南侧城市中发挥的创业效应。原因可能是:与胡焕庸线西北侧城市相比,东南侧城市的经济发展与人口集聚水平更高,表现为创业要素资源集聚现象,从而创造出更具优势的创新创业环境,使得智慧城市试点城市发挥出更大的创业效应。

5. 基于行业类型的异质性分析

由于不同类型行业的产业链特点、面临的创业条件和市场环境存在较大的差异,各行业创业者也有可能采取不同的创业行为,从而表现出智慧型城市建设的行业异质性特点。因此,本文将全样本划分为制造业与服务业两个子样本,以分析智慧型城市试点政策的创业效应是否存在行业异质性。首先就制造业而言,本文进一步细分为高污染制造业与低污染制造业进行回归检验^①。由表 8 的估计结果可以看出,智慧型城市试点政策能够吸引制造业企业进入,有助于服务业企业创业活跃度的提升,但却降低了制造业企业的创业积极性。并且进一步发现智慧型城市试点政策具有环境清洁效应,即促进了低污染型制造业企业的进

^① 其中,高污染制造业分类标准来自原环境保护部在 2008 年 6 月印发的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,该名录中包含的制造业行业为高污染制造业,不属于该名录的制造业行业则被视为低污染制造业。

入,但提高了高污染制造业企业的进入门槛。可能的解释是,智慧型试点政策在推动经济社会智能化转型的同时,也通过促进产业结构优化与绿色技术创新来推动绿色低碳转型^[12],这可能会提高高污染制造业的生产成本。此外,本文进一步将服务业细分为生产性服务业与非生产性服务业进行分析,从表8的回归结果可以看出,试点政策不仅促进了生产性服务业企业的创业积极性,也提高了非生产性服务业企业的创业活跃度,并且对非生产性服务业的创业效应更大。原因可能在于:服务业特别是非生产性服务业创业的成本与行业垄断威胁较低,创业门槛会得到降低,从而能够发挥更加显著的创业激励效应。综上,本文认为智慧城市建设的创业效果由于城市规模、数字经济发展、市场潜能、区位特征和行业特点而呈现出异质性影响,故H3得证。

表8 行业异质性的回归结果

变量	制造业全样本	高污染制造业	低污染制造业	服务业全样本	生产性服务业	非生产性服务业
<i>smart_policy</i>	0.006 7* (0.003 6)	-0.007 1** (0.003 5)	0.000 4** (0.000 2)	0.237 4*** (0.055 0)	0.061 8*** (0.013 2)	0.175 6*** (0.044 4)
常数项	-0.219 9* (0.118 6)	-1.305 7*** (0.193 3)	-0.022 0** (0.011 1)	-0.332 9 (1.281 1)	0.1695 (0.312 8)	-0.502 3 (0.996 4)
观测值	4 200	4 200	4 200	4 200	4 200	4 200
$\overline{R^2}$	0.846 3	0.657 4	0.834 4	0.826 5	0.656 2	0.825 7
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(三) 拓展性分析

前文的基准回归与稳健性检验初步评估和验证了智慧城市试点政策能够有效激发市场主体的活力。本文进一步结合机器学习算法中的随机森林算法与梯度提升回归树(gradient boosting regression tree, GBRT)对99个试点城市的政策实施效果进行反事实预测评估,以此进一步佐证并深入分析智慧城市试点政策的创业效应。首先,本文借助随机森林算法对特征变量进行选择以获得最优预测模型。具体而言,在对基准回归中的控制变量进行标准化降维处理后,发现各变量系数在回归模型中的显著性较好,故选取经济发展水平(*agdp*)、产业结构(*industry*)、金融发展水平(*finance*)、信息化发展水平(*internet*)、市场化水平(*market*)、创新人才支持(*talent*)和风险投资支持度(*vcpe*)等7个与城市创业活跃度密切相关的指标作为特征变量。其次,本文利用梯度提升回归树算法进行迭代回归拟合,其原理是用损失函数负梯度近似残差,回归树拟合负梯度得到本轮的最小损失函数。具体方法步骤如下:

首先,将初始化函数设置为:

$$f_0(x) = \operatorname{argmin}_{x_i \in R_{mj}} \sum Q(y_i, z) \quad (6)$$

并利用损失函数的负梯度近似估计残差,表示为:

$$r_{mi} = - \left[\frac{\partial Q(y_i, f(x_i))}{\partial f(x_i)} \right]_{f(x) = f_{m-1}(x)} \quad (7)$$

其次,根据 r_{mi} 学习一棵回归树,得到叶节点区域 $R_{mn}, n=1, 2, \dots, N$ 。其中 n 为叶节点个数, m 为第 m 棵回归树。针对每一个叶子节点里的样本,在保证损失函数最小的前提下,得到拟合叶子节点最好的输出值 z_{mi} :

$$z_{mi} = \operatorname{argmin}_{x_i \in R_{mj}} \sum Q(y_i, f_{m-1}(x_i) + z) \quad (8)$$

接下来,为了规避模型过度拟合的问题,本文引入特征缩减技术(shrinkage)参数(用 I 表示),更新的回归树模型为:

$$f_m(x) = f_{m-1}(x) + \sum_{n=1}^N z_{mj} I(x \in R_{mj}) \tag{9}$$

最后,得到最终应用的回归树模型:

$$\hat{f}(x) = f_M(x) = f_0(x) + \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N z_{mj} I(x \in R_{mj}) \tag{10}$$

在构建上述模型后,接下来本文将对比基准情景(假设未实施智慧城市试点政策)以及政策冲击情景下各试点城市的创业活跃度,以两者之差来反映智慧城市政策所产生的冲击效应。其中,本文仅保留试点城市政策实施前年份的特征变量,再结合先知(prophet)模型对政策实施后年份的特征变量进行预测,在此基础上运用GBRT算法拟合出各城市的创业活跃度。本文以试点城市中的A市为例,根据表9的预测结果,可以发现智慧城市试点政策实施当期(2012年)就显现出创业激励效果,并且在政策实施第二年实现创业效应的跃升,随后逐渐开始减弱。但从2017年起该试点城市的创业活跃度又大幅提高。原因可能是政策出台的前两年更多是当地政府向市场释放政策红利的信号,从而形成了第一轮的创业热潮,但是持续强化的作用并不明显。而当地的信息基础设施建设与完善、行政审批改革以及营商环境智慧化等一系列工作的整体功能发挥具有一定的时滞性,随着上述建设工作的进一步完善,经济活动主体的创业意愿也会逐渐稳定与提高,这具体表现在政策实施后的3~4年后迎来了第二轮创业热潮。

表9 A市不同情景下创业活跃度预测及政策冲击效应结果

年份	基准情景	政策冲击情景	政策冲击效应
2012	0.693 2	0.707 0	0.013 9
2013	0.718 7	0.812 5	0.093 8
2014	0.958 2	1.030 4	0.072 2
2015	1.255 5	1.274 9	0.019 3
2016	1.555 1	1.566 7	0.011 6
2017	1.742 1	1.926 0	0.184 0
2018	1.892 5	2.036 4	0.143 8

此外,本文根据三批试点城市的预测结果将其创业效应分为持续性有效与阶段性有效两类进行考察^①。可以发现,从第一批到第三批试点城市确立,创业效应持续性有效城市的占比分别为28.57%、36.36%和43.86%,而阶段性有效城市的占比则分别为35.71%、27.27%和14.29%。即随着批次的推进,智慧型试点城市呈现出持续性有效增长、阶段性有效弱化的趋势。原因可能在于:一方面,后续批次的智慧城市吸取了首批试点城市的建设经验,采用更有针对性的营商环境优化措施,使得创业效果的持续性更强;另一方面,智慧城市试点政策在后续推进的进程中,可能未能较好地与其他相关政策措施形成互补协调效应,导致首批试点城市的创业带动效应以阶段性有效为主,持续性效应难以较好地维持。

境优化措施,使得创业效果的持续性更强;另一方面,智慧城市试点政策在后续推进的进程中,可能未能较好地与其他相关政策措施形成互补协调效应,导致首批试点城市的创业带动效应以阶段性有效为主,持续性效应难以较好地维持。

六、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

智慧城市试点政策对培育新型智慧城市、发展平台经济以及促进城市创业活动的重要影响是值得关注的议题。本文以2012年以来分三批推行的智慧城市试点政策作为准自然实验,运用多期双重差分法评估了

^① 其中,持续性有效指的是创业带动效果从政策冲击之后某年起发挥创业效应并持续到2018年;阶段性有效指的是政策冲击之后某个阶段产生创业带动效果,随后该效果逐渐减弱或者波动不稳定。

试点政策对创业活跃度的影响。并且,借助 Python 技术爬取中国工商企业注册数据和北大法宝政策数据库,基于 simhash 算法和 jieba 分词等对相关政策文本进行量化分析,将智慧城市试点政策推动营商环境智慧化过程具体划分为智慧产业、智慧民生、智慧政务等三大维度,进一步考察试点政策与创业活跃度的内在作用机理。研究发现:第一,智慧城市试点政策提高了试点城市的创业活跃度。第二,机制检验表明试点政策主要通过促进数据要素集聚和营商环境优化来推动城市创业活跃度的提升。第三,异质性分析发现试点政策的创业效应主要表现在大中型城市、高市场潜能、高数字经济发展水平和区位优势较好的城市中,并且对于低污染制造业和服务业创业活跃度的提升更为显著,但却抑制了高污染制造业创业活跃度。第四,结合机器学习算法的反事实验证结果表明,试点政策主要发挥了阶段性创业带动效果,有待与其他相关措施共同发挥协同提升的持续性创业效应。

(二) 政策启示

本文较为系统和准确地评估了智慧城市试点政策的创业效果,得到如下政策启示:第一,政府应该持续优化智慧城市建设相关政策设施的制度设计与安排,充分发挥平台经济发展、创新创业发展战略在推动经济高质量发展和就业保障方面的重要作用。本文研究证明了智慧城市建设有利于城市创业活跃度的提高,并且数据要素集聚和营商环境智慧化是其中的重要机制。因此,各级政府在今后应继续强化营商环境智慧化治理,将数字技术广泛运用在政府监管与市场营商环境优化的各个环节。积极依托智慧城市建设引导数字产业集聚,构建高效透明的民生服务系统与平台,增强企业创新信心。第二,在保持优势试点城市的发展态势的同时,要警惕城市间创业活跃度马太效应和虹吸效应的扩大化,积极协调优势城市发挥示范效应带动其他城市的合理资源配置,因地制宜制定扩大智慧城市试点政策范围。此外,也要关注智慧城市试点政策在高污染制造业中发挥的绿色效果现象,这或许能够启发各地政府在后续的政策制订中,积极结合政策导向,依托智慧城市建设在绿色低碳产业、政府环境在线信息公开、环境规制监管等方面实现突破,在提升城市创业活力的同时协调绿色发展。

参考文献:

- [1] 李宏彬,李杏,姚先国,等. 企业家的创业与创新精神对中国经济增长的影响[J]. 经济研究,2009,44(10):99-108.
- [2] 叶文平,李新春,陈强远. 流动人口对城市创业活跃度的影响:机制与证据[J]. 经济研究,2018,53(6):157-170.
- [3] SCHUMPETER J A. The theory of economic development: an inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.
- [4] LIM D S K, MORSE E A, MITCHELL R K, et al. Institutional environment and entrepreneurial cognitions: a comparative business systems perspective[J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2010, 34(3): 491-516.
- [5] DREHER A, GASSEBNER M. Greasing the wheels? The impact of regulations and corruption on firm entry[J]. Public Choice, 2013, 155(3/4): 413-432.
- [6] BALIAMOUNE-LUTZ M, GARELLO P. Tax structure and entrepreneurship[J]. Small Business Economics, 2014, 42(1): 165-190.
- [7] 毕青苗,陈希路,徐现祥,等. 行政审批改革与企业进入[J]. 经济研究,2018,53(2):140-155.
- [8] 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.
- [9] CARAGLIU A, DEL BO C F. Smart innovative cities: the impact of smart city policies on urban innovation[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2019, 142: 373-383.
- [10] 王敏,李亚非,马树才. 智慧城市建设是否促进了产业结构升级[J]. 财经科学,2020(12):56-71.
- [11] 张兵兵,陈思琪,曹历娟. 城市因“智慧”而低碳吗?——来自智慧城市试点政策的探索[J]. 经济评论,2022(6):132-149.
- [12] 石大千,丁海,卫平,等. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 中国工业经济,2018(6):117-135.
- [13] WU D S, XIE Y, LYU S J. Disentangling the complex impacts of urban digital transformation and environmental pollution: evidence from smart city pilots in China[J]. Sustainable Cities and Society, 2023, 88: 104266.

- [14] CHEN P Y, DAGESTANI A A. Urban planning policy and clean energy development harmony—evidence from smart city pilot policy in China[J]. *Renewable Energy*, 2023, 210: 251–257.
- [15] 姚璐, 王书华, 范瑞. 智慧城市试点政策的创新效应研究[J]. *经济与管理研究*, 2023, 44(2): 94–111.
- [16] 王帆, 章琳, 倪娟. 智慧城市能够提高企业创新投入吗? [J]. *科研管理*, 2022, 43(10): 12–23.
- [17] 赖晓冰, 岳书敬. 智慧城市试点促进了企业数字化转型吗? ——基于准自然实验的实证研究[J]. *外国经济与管理*, 2022, 44(10): 117–133.
- [18] WANG K L, PANG S Q, ZHANG F Q, et al. The impact assessment of smart city policy on urban green total-factor productivity: evidence from China[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2022, 94: 106756.
- [19] CAI M, KASSENS-NOOR E, ZHAO Z Q, et al. Are smart cities more sustainable? An exploratory study of 103 U. S. cities[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2023, 416: 137986.
- [20] 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.
- [21] WOOLLEY J L, ROTTNER R M. Innovation policy and nanotechnology entrepreneurship[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 2008, 32(5): 791–811.
- [22] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5): 1002–1037.
- [23] 张龙鹏, 蒋为, 周立群. 行政审批对创业的影响研究——基于企业家才能的视角[J]. *中国工业经济*, 2016(4): 57–74.
- [24] KAPLAN D S, PIEDRA E, SEIRA E. Entry regulation and business start-ups: evidence from Mexico[J]. *Journal of Public Economics*, 2011, 95(11/12): 1501–1515.
- [25] 张光利, 薛慧丽, 兰明慧, 等. 行政区划调整与地区市场主体活力——基于“撤县设区”政策与创业活动的视角[J]. *经济理论与经济管理*, 2022, 42(4): 84–97.
- [26] KUMMITHA R K R. Smart cities and entrepreneurship: an agenda for future research[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2019, 149: 119763.
- [27] 孔令池, 张智. 基础设施升级能够促进企业家精神成长吗? ——来自高铁开通和智慧城市建设的证据[J]. *外国经济与管理*, 2020, 42(10): 139–152.
- [28] 周文义, 陶一桃. 智慧城市建设能提升创业水平吗? ——基于双重差分模型的检验[J]. *统计研究*, 2023, 40(8): 122–134.
- [29] FRITSCH M, SCHILDER D. Does venture capital investment really require spatial proximity? An empirical investigation[J]. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 2008, 40(9): 2114–2131.
- [30] 李治国, 王杰. 数字经济发展、数据要素配置与制造业生产率提升[J]. *经济学家*, 2021(10): 41–50.
- [31] 曾婧婧, 温永林. 政府创业政策对城市创业的影响及其作用机制——基于国家创业型城市的准自然实验[J]. *经济管理*, 2021, 43(4): 55–70.
- [32] SHANE S, VENKATARAMAN S. Guest editors' introduction to the special issue on technology entrepreneurship[J]. *Research Policy*, 2003, 32(2): 181–184.
- [33] CHE Y K, GALE I. Optimal design of research contests[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(3): 646–671.
- [34] 王春超, 冯大威. 中国乡—城移民创业行为的决定机制——基于社会关系网的分析视角[J]. *经济学(季刊)*, 2018, 17(1): 355–382.
- [35] BRANSTETTER L, LIMA F, TAYLOR L J, et al. Do entry regulations deter entrepreneurship and job creation? Evidence from recent reforms in Portugal[J]. *The Economic Journal*, 2014, 124(577): 805–832.
- [36] 周广肃, 樊纲. 互联网使用与家庭创业选择——来自CFPS数据的验证[J]. *经济评论*, 2018(5): 134–147.
- [37] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254–277.
- [38] 董志强, 周敏丹, 魏下海. 地市级官员交流与地方经济发展——基于广东省(1988–2009)的经验研究[J]. *南方经济*, 2012(10): 32–42.
- [39] 蔡宏波, 钟超, 韩金镛. 交通基础设施升级与污染型企业选址[J]. *中国工业经济*, 2021(10): 136–155.
- [40] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964–2996.
- [41] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200–230.
- [42] CINELLI C, FERWERDA J, HAZLETT C. Sensemakr: sensitivity analysis tools for OLS in R and Stata[Z]. SSRN No. 3588978, 2020.
- [43] 张柳钦, 李建生, 孙伟增. 制度创新、营商环境与城市创业活力——来自中国自由贸易试验区的证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(10): 93–114.
- [44] LU Y, WANG J, ZHU L M. Place-based policies, creation, and agglomeration economies: evidence from China's economic zone program[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, 11(3): 325–360.

How Can “Smart” Nest Attract Phoenixes: Impact of Smart City Construction on Regional Entrepreneurial Vitality

TAN Weijie¹, HU Runzhe²

(1. Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433;

2. Central University of Finance and Economics, Beijing 102206)

Abstract: Smart city pilot policies raise concerns about their impact on fostering new types of smart cities, developing platform economies, and promoting urban entrepreneurial activities. This paper takes the smart city pilot policies implemented in three batches since 2012 as a quasi-natural experiment and crawls the micro-data of enterprise registration information and the policy data from Pkulaw. Then, it conducted quantitative analysis on relevant policy texts using the simhash algorithm and jieba segmentation and employed the multi-period difference-in-differences estimation to assess the influence of pilot policies on entrepreneurial vitality and its intrinsic mechanisms.

The findings indicate that smart city pilot policies significantly enhance entrepreneurial vitality in pilot cities. The mechanism test reveals that these policies boost urban entrepreneurship by promoting data aggregation, while smart government and smart livelihood policies foster urban entrepreneurship by optimizing the business environment. Heterogeneity analysis shows that the entrepreneurial effect of pilot policies is more pronounced in large and medium-sized cities, as well as cities with greater market potential, higher digital economic development, and better location advantages. Additionally, pilot policies significantly enhance the entrepreneurial vitality of low-pollution manufacturing and service industries but suppress that of high-pollution manufacturing industries. The counterfactual testing with machine learning algorithms shows that the entrepreneurial effect of pilot policies has phased characteristics, and sustained entrepreneurial effects require further collaboration with related measures.

The contributions of this paper are as follows. First, it clarifies and expands the relevant literature on the effects of smart city pilot policies. Second, it explores the channels through which pilot policies exert their entrepreneurial effects and verifies the contextual conditions under which these policies affect urban entrepreneurship, enriching related research on market players' vitality. Third, it reveals the heterogeneity of the policies in terms of phased and sustained effects.

Based on these findings, this paper proposes several policy implications. First, the government should continuously optimize the institutional design and arrangement of relevant policy facilities for smart city construction, fully leveraging the critical role of platform economy development in ensuring employment and entrepreneurship. Second, it is essential to actively coordinate superior cities to demonstrate their effects and drive rational resource allocation in other cities. Third, relying on smart city construction, it is necessary to achieve breakthroughs in green and low-carbon industries, online disclosure of government environmental information, and environmental regulation and supervision, and coordinate green development while enhancing urban entrepreneurial vitality.

Keywords: smart city; entrepreneurial vitality; business environment; data aggregation; machine learning

责任编辑:宛恬伊;姜 莱