

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

曾婧婧^{1,2} 温永林³



(1. 中南财经政法大学公共管理学院,湖北 武汉 430073;

2. 中南财经政法大学收入分配与现代财政学科创新引智基地,湖北 武汉 430073;

3. 厦门大学公共事务学院,福建 厦门 361005)

内容提要:创业是促进创新型经济增长的重要动力,也是促进新时期中国经济高质量发展的新引擎。本文以国家创业型城市试点政策为研究对象,基于2005—2017年中国281个地级市的面板数据,采用双重差分模型实证检验政府创业政策对城市创业的影响。研究发现:国家创业型城市试点建设显著促进了城市创业,这一结论在经过一系列假设检验和稳健性检验后仍然显著;异质性检验发现,城市规模大、人力资本水平高、政府财政投入多以及互联网基础设施完善的城市其试点政策效果更为明显;机制研究表明,国家创业型城市试点建设影响城市创业的主要传导机制在于放松政府管制和缓解创业活动的融资难题。研究结论对于创新驱动发展战略背景下认识政府驱动创业政策工具的效果有重要意义,对如何进一步完善政府创业政策体系和促进创新创业型经济发展有着重要启示。

关键词:创业政策 创业型城市 城市创业 制度环境 融资约束

中图分类号:C939 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2021)04—0055—16

一、引言

创业既是推动经济增长的重要动力源泉,也是解决就业难题的重要途径(叶文平等,2018)^[1]。改革开放以来,创业更是被视为中国经济奇迹的助推器,为中国经济高速增长做出了巨大贡献(李坤望和蒋为,2015)^[2]。然而,随着近年来我国经济增速逐步放缓,经济发展正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期。在此背景下,政府提出“大众创业,万众创新”的号召,旨在发挥创新创业在提升市场活力、提高发展质量中的重要作用。与此同时,进一步推动经济体制改革,尤其是聚焦取消和下放与创业相关的行政审批权,成为中国经济体制改革过程中的核心议题之一(张龙鹏等,2016)^[3]。2009年国家推动创业型城市试点建设,旨在通过政策试点先试先行,营造良好的创业制度环境以催生市场新生力量、激发人才活力和解决就业难题,最终实现以创业带动就业和经济高质量发展的政策目标。国家创业型城市试点政策实施多年来,其政策效果究竟如何,是否促进了城市创业?厘清这一问题,对增强新时期中国经济增长活力和促进经济高质量发展具有重要现实意义。

收稿日期:2020-10-12

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“多目标分类下政府科技悬赏策略及其优化研究”(71974203);中央高校基本科研业务经费项目“官员异地交流与城市绿色经济”(2021);高等学校学科创新引智计划(B20084)。

作者简介:曾婧婧,女,副教授,博士生导师,研究领域是环境与能源政策、科技创新与城市创业,电子邮箱:jjzeng@zuel.edu.cn;温永林,男,博士研究生,研究领域是政府规制与城市创业,电子邮箱:493283273@qq.com。通讯作者:温永林。

评估创业型城市试点的政策效果本质上就是评估政府创业扶持政策的作用,人们普遍认为政策支持对积极引导和促进创业活动至关重要,它关系着创业的兴起与成败(朱红根和廖兰媛,2013)^[4]。已有研究从创业补贴和小额创业贷款补贴政策(张若瑾,2018)^[5]、农地抵押贷款政策(苏岚岚和孔荣,2018)^[6]、人才支持(向赛辉和孙永河,2021)^[7]等微观角度关注了政府创业政策的政策效果。本文以国家创业型城市试点政策为研究对象,将该试点政策视为一次“准自然实验”,从城市宏观层面聚焦探讨政府创业试点政策对城市创业的影响及其作用机制。需要说明的是,学界对中国试点政策绩效评估有效性一直存在质疑,其主要原因在于“试点”的非随机性,即“试点”建设存在选择偏差导致因果推断结果有偏。具体而言,选择偏差可能来自对试点地区的选择,不论试点选在条件较好还是条件较差的地方,都会导致政策效应被高估或低估;选择偏差还可能来自试点城市的自我选择,即那些积极参与试点申报的地区和其他地区可能本身存在系统性差异(刘军强等,2018)^[8],这种选择与被选择均会对实际政策效果产生干扰。需要强调的是,国家创业型城市试点建设尽管由人力资源和社会保障部等中央部门发起,但中央政府并未有明文规定对试点城市承担财政转移支付等政策激励责任。也就是说,试点建设责任主要由地方政府承担,出于风险与收益考虑,这会一定程度上弱化地级市政府主动申报试点的积极性。因此可以说,国家创业型城市试点存在的自我选择偏差较小。尽管如此,实际上却很难绝对排除试点城市与非试点城市存在差异的可能,尤其难以排除城市不可观测特征对政策效果的影响,同样,也不可忽视试点城市名单最终确定采用的一套参考“标准”。

有鉴于此,本研究基于地级市层面的面板数据,采用双重差分(DID)模型评估创业型城市试点对城市创业的影响。本文进一步控制了试点建设选择“标准”,并结合PSM-DID、安慰剂检验等多种识别策略以缓解遗漏变量偏差和克服试点政策内生性问题。在国家积极推动创新创业的背景下,本文研究结论为政府驱动创业提供了实证依据,为地方政府出台配套创业政策提供了重要启示。本研究可能的贡献在于:第一,以国家创业型城市试点政策为研究对象,通过政府工商部门网站手工收集并建立我国新创企业数据库,从城市宏观层面考察了政府创业政策的政策效果,是对当前微观层面创业政策研究的有益补充。第二,借助创业型城市试点这一“准自然实验”,采用双重差分方法和一系列因果识别策略,有效缓解了创业政策研究文献中被忽略的内生性问题(张国林和路瑶,2015)^[9]。第三,本研究探索了创业型城市试点的作用情境和作用渠道,即验证了不同城市特征的试点政策效果以及试点政策影响城市创业的渠道机制,这为政府因地制宜推进创业型城市试点建设及出台配套政策措施提供了新的思路。

二、政策背景与理论分析

1. 政策背景

改革开放以来,中国社会创业活动大体经历了个体户创业、互联网创业、大众创业三次大的浪潮,在历次创业热潮实践基础上,政府在其中扮演着迥异的角色。与经济体制改革同步,政府创业政策遵循着从严控到松动、从松动到允许、从允许到鼓励、从鼓励到支持的演进逻辑(林龙飞和陈传波,2019)^[10]。具体而言,十一届三中全会拉开了经济体制改革的帷幕,伴随着经济体制改革的不断深入,政府创业政策开始松动,允许个体经济发展;20世纪90年代初期,邓小平“南方谈话”为中国市场经济体制改革打开了新的局面,越来越多的创业机会吸引了大量体制内人员辞职“下海经商”,这一时期创业热潮得益于政府在解放思想 and 政策松绑方面发挥的作用(滕复,2008)^[11];到了90年代末期,随着个体经济、私营经济的发展壮大,在党的十四届五中全会提出“鼓励和指导非公有制经济的发展”战略指导下,各地方政府开始出台相应的创业扶持政策,总体上,这一时期政府创业政策呈现出某种“改革倒逼”的特点(林龙飞和陈传波,2019)^[10]。

进入 21 世纪以后,随着国内外环境的改变,尤其是受国企改革和加入世界贸易组织冲击,政府创业政策逐渐明晰,政府对待创业的态度也从允许向鼓励支持转变。伴随我国人口红利逐渐消减,劳动力成本上升与失业并存的问题日益突显,如何调整经济结构和解决就业问题成为政府需要面对的巨大挑战。正是在此背景下,2008 年党的十七大提出“实施扩大就业的发展战略,促进以创业带动就业”总体部署,开启了以政府驱动、鼓励为主要特征的又一次创业浪潮。2008 年,人社部印发《关于推动建立以创业带动就业的创业型城市的通知》,开展国家创业型城市创建工作,目的是营造良好营商环境推动创业,发挥创业的就业倍增效应,这成为新时期政府驱动型创业的开端。2009 年,人社部办公厅公布了首批国家创业型城市名单^①,此次创业型城市试点创建名单主要按人社部要求确定,每个省份 1~3 个市,并且北京、天津、上海、重庆四个直辖市不参与试点创建工作。首批国家创业型城市分布情况如表 1 所示,由于存在预期收益与潜在风险考量,各地申报创建创业型城市试点的积极性有高有低,实际上各省份均有试点城市分布且数量为 1~4 个不等。

表 1 国家创业型城市试点分布

省份	城市	省份	城市
安徽	合肥市、淮北市、马鞍山市、芜湖市	江西	南昌市、萍乡市、宜春市
福建	三明市	辽宁	鞍山市、大连市、沈阳市
甘肃	酒泉市、兰州市、庆阳市、天水市	内蒙古	包头市、呼和浩特市、通辽市、乌海市
广东	广州市、深圳市、肇庆市	宁夏	石嘴山市、吴忠市、银川市
广西	桂林市、柳州市、南宁市	青海	西宁市
贵州	贵阳市、遵义市	山东	济宁市、青岛市、泰安市、威海市
海南	海口市、三亚市	山西	晋城市、太原市、阳泉市
河北	承德市、石家庄市、唐山市	陕西	宝鸡市、渭南市、西安市
河南	鹤壁市、新乡市、许昌市	四川	成都市、绵阳市、攀枝花市
黑龙江	大庆市、哈尔滨市、佳木斯市	西藏	拉萨市
湖北	荆门市、荆州市、武汉市	新疆	乌鲁木齐市
湖南	郴州市、湘潭市、长沙市、株洲市	云南	昆明市、曲靖市、玉溪市
吉林	吉林市、辽源市、长春市	浙江	杭州市、湖州市、金华市
江苏	南京市、苏州市、泰州市、无锡市		

资料来源:作者整理

2. 理论分析与研究假设

(1)政府创业政策对创业的影响。政府和市场作为资源配置的两种方式,一般认为自由市场在经济活动中能够实现资源的有效配置(徐恩元和李澜楠,2005)^[12]。然而,创业作为一项开拓新市场、新产品、新技术的风险投资活动,由于其显著的正外部性,完全市场化的创业投资存在信息不对称,可能导致创业资源配置存在失灵问题(陈旭东和和刘畅,2017)^[13]。因此,政府适当的创业扶持对推动“创造性破坏”的创新创业型经济增长、弥补创业资源市场配置失灵就显得尤为必要。事实上,良好的创业环境和政策作为保障创业活动的基础和关键(侯永雄和程圳生,2015)^[14],在催生创业动机、培养创业技能、供给创业机会等创业核心要素方面发挥着重要作用,甚至能够决定创业成败(刘军,2015)^[15]。尤其对处于早期阶段的创业活动来说,政府可以通过营造良好的外部环境以激发创业者创业热情(Fritsch 和 Schilder,2008)^[16]。据《中国青年创业现状报告 2016》数据,受政策激励而选择创业的创业者占比达到 20.9%。因此,就宏观政策环境因素来看,政府活动在创业者行为选择中的作用举足轻重。政府引导创业可以在一定程度上打破自由市场中的垄断和信息

① 《人力资源和社会保障部关于公布首批国家创建创业型城市名单的通知》(人社厅发[2009]14 号)。

壁垒,有助于增强个体创业意愿,调动社会创业积极性(朱红根和廖兰媛,2013^[4];张若瑾,2018^[5])。向赛辉和孙永河(2021)^[7]研究发现,政府政策支持对创业者创业生存和创业成功绩效具有显著的正向影响。国家创业型城市试点建设旨在通过优化城市营商环境,增强市场创业信心,促进社会流动和增加就业,作为提升新时期中国经济增长活力、促进经济高质量发展的一项政策举措,该试点政策理论上有助于调动市场创业积极性,增强创业活力。因此,本文提出如下假设:

H₁:国家创业型城市试点建设有效促进了城市创业。

(2)制度环境与融资约束对创业的影响。国家创业型城市试点建设影响创业者创业行为选择具体表现在制度和融资环境优化两方面。首先,于创业者而言,是否选择创业以及选择进入哪个行业创业深受其所在地区制度环境约束。严格的市场准入和繁杂的创业行政审批会束缚市场活力,抑制企业家的创业活动,不利于创新型经济增长(陈刚,2015)^[17]。当前,大量研究一致表明,政府管制和地区行政审批强度提升可能扭曲市场信号和增加额外成本,降低个人创业倾向、创业规模(张龙鹏等,2016)^[3]和创业概率(陈刚,2015)^[17]。较高的市场和行业准入门槛与繁杂的行政审批程序不仅与致力提升行政效率和政府服务效能的服务型政府建设相违背,还为在位企业维护其垄断利益以及企业从事非生产性寻租腐败活动创造了广阔空间,增加了潜在创业者的沉没成本(黄亮雄等,2019)^[18]。而简化政府行政审批流程是培养地区企业家精神(王效俐和马利君,2019)^[19]、促进新企业的创立和就业增长的重要方面(Kaplan等,2011)^[20];Bruhn,2011;^[21]Branstetter等,2014)^[22]。近年来,政府大力推进简政放权改革和简化行政审批程序,目的就是降低市场制度性交易成本,为市场放权让利,提升市场资源配置效率。清理和消除各种行业性、地区性、经营性壁垒,合理降低创业者资金、人员等准入条件,以及减少行政审批程序和免收部分行政事业性收费等作为国家创业型试点建设的主要政策内容,将刺激以成就事业、增加收入、发现机会等为目的的创业者从事创业活动。试点建设通过为创业开辟“绿色通道”,清理和规范涉及创业的行政审批事项,推行联合审批、一站式服务等,无疑降低了创业成本,增强了市场信心。

此外,创业作为一项前期投入大、投资风险高的不确定性活动,资金约束是阻碍许多创业者创业行为选择的重要因素,较高的融资约束和预期资金风险不利于产生创业(Welter和Smallbone,2014)^[23];宋冬林和姜扬,2017^[24])。一个国家的创业活动是否活跃,深受该国金融系统对创业企业态度的影响(Welter和Smallbone,2014)^[23]。卢亚娟等(2014)^[25]研究证实,金融和风险资金可得性深刻影响创业者创业行为选择;对创业具有显著的促进作用(张龙耀和张海宁,2013^[26];谢绚丽等,2018^[27])。国家创业型城市试点建设对创业予以税收优惠、资金补贴、创设创业投资引导基金等多种政策手段扶持,以及试点城市允许“在原有经济技术开发区、高新技术园区、大学科技园区、小企业孵化园等建设创业孵化基地,为创业者提供创业指导”的政策措施,向市场释放出巨大的制度和政策利好信号。由于创业企业本身创新能力强、市场前景广阔等特征备受资本青睐,加之试点城市制度与政策利好以及资本趋利性,试点建设显然有助于为创业者吸引外部风险资本。由此可知,缓解创业者融资约束是政府驱动创业的重要一环。根据以上理论分析,本文提出如下假设:

H₂:国家创业型城市试点建设通过放宽市场准入管制和简化创业行政审批,降低创业制度性成本来驱动创业。

H₃:国家创业型城市试点建设通过释放制度与政策利好信号,促使政府建立创业投资引导基金、吸引风险投资和外商直接投资等,缓解创业融资约束来驱动创业。

三、研究设计

1. 模型设定

本文将国家创业型城市试点政策视为一次“准自然实验”,采用双重差分法(Difference-in-

Difference, DID) 评估国家创业型城市试点建设的政策效果。本文所选的研究样本涵盖了 2005—2017 年中国 281 个地级市, 其中包括 77 个国家创业型试点城市和 204 个非国家创业型城市^①。

根据双重差分模型设立的一般程序, 本文构建两个虚拟变量用以控制城市和年份层面的差异。第一, 根据是否受试点政策影响设置实验分组虚拟变量 $treated$, $treated = 1$ 为实验组, $treated = 0$ 为控制组; 第二, 根据政策实施时间设置实验分期虚拟变量 $period$, $period = 1$ 为政策实施当年及之后, $period = 0$ 为政策实施之前的年份。据此, 分组虚拟变量和分期虚拟变量的交互项 $treated * period$ 即为本文双重差分法所比较的国家创业型城市试点政策实施的净效应, 后文将直接生成指代政策实施效果的虚拟变量 did 。具体模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta did_{it} + X_{it}\varphi + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示城市, t 表示年份。 did_{it} 为国家创业型城市试点虚拟变量, $did_{it} = 1$ 表示城市 i 在年份 t 属于国家创业型城市试点, 反之, $did_{it} = 0$ 表示城市 i 在年份 t 不属于国家创业型城市试点。 Y_{it} 为本文被解释变量, 表示城市创业。 X_{it} 表示可能影响城市创业的一系列控制变量, 具体包括城市经济发展水平、固定资产投资、居民储蓄、科技教育水平、金融水平、非公有制发展和城市创业服务; η_i 为城市固定效应, 控制城市层面不随时间变化的因素, 如城市传统创业文化、城市地理位置等; γ_t 为时间固定效应, 控制时间层面不随城市变化的因素, 如国家宏观经济因素、宏观政策因素等; ε_{it} 为扰动项。在(1)式中, β 为本文关注的核心系数, 若所得估计值 $\hat{\beta} > 0$ 且在统计上显著, 表明与非国家创业型城市相比, 国家创业型城市建设显著促进了试点城市创业。

2. 变量构造

(1) 被解释变量: 城市创业。反映地区创业效果最直观的度量指标为是否创办企业, 因此, 新创企业数被广泛用于衡量区域创业研究(叶文平等, 2018^[1]; 谢绚丽等, 2018^[27]; 张祥俊, 2018^[28])。然而, 由于中国领土广袤, 各地自然、历史和人文等基础条件差异巨大, 直接采用地区新创企业数衡量城市创业可能存在较大偏误, 因此, 通常的做法是采用一定方法对地区新创企业数进行标准化处理。已有研究对城市创业的测量, 主要采用以下三种方法对地区新创企业数进行标准化处理, 即生态学研究法、人口法和劳动力市场法(叶文平等, 2018^[1]; 张祥俊, 2018^[28]), 三种方法的核心思想均在于通过将观测期内的新创企业数标准化以消除区域差异的影响(Reynolds 等, 2005)^[29]。三种方法的差别主要在于, 生态学研究法以区域内现有企业为标准化基数, 人口法以区域人口数作为标准化基数, 劳动力市场法则以区域内劳动力人口为标准化基数。限于城市层面劳动力数据可得性和完整性, 本文主要采用生态学研究法和人口法来标准化城市新创企业数, 即分别用新创企业数占城市企业总数($ent2$)和城市每万人新创企业数($ent3$)衡量城市创业。因对比需要, 本文也呈现了未经标准化处理的地区新创企业数($ent1$)回归结果。

(2) 核心解释变量: 是否为国家创业型城市。本文的核心解释变量为国家创业型城市试点虚拟变量, 根据《人力资源和社会保障部办公厅关于公布首批国家创建创业型城市名单的通知》(人社厅发[2009]14号)文件公布的城市名单, 结合国家创业型城市试点建设时间, 构建反映试点政策实施效果的核心解释变量 did 。

(3) 控制变量。结合已有研究, 本文还控制了可能影响城市创业的其他变量, 具体包括: 城市经济发展水平 $pgdp$ 、固定资产投资 $asset$ 、居民储蓄 $save$ 、科技教育水平 $tech$ 以及创建国家创业型城

^① 需要说明的是, 根据人社部发[2008]87号文件精神, 北京、天津、上海、重庆四个直辖市不参与国家创业型城市创建活动, 因此将其剔除; 此外, 因囿于数据可得性和部分城市行政辖区调整, 本文还剔除了文昌、日喀则、格尔木、伊宁、哈密以及莱芜、巢湖、毕节、铜仁等城市样本。最终样本涵盖中国 27 个省(自治区)281 个地级市。

市试点过程中对试点城市的选择“标准”^①:金融水平 *finance*、非公有制发展 *lnpri* 和城市创业服务 *base*。城市经济发展水平用城市人均 GDP 度量,并以 2005 年为基期对其进行消胀化处理;固定资产投资用城市固定资产投资额衡量,用以反映城市创业基础条件;居民储蓄用城乡居民储蓄年末余额测度;科技和教育水平用地级市一般公共预算支出中科学技术和教育支出占 GDP 比重测度;金融水平用地级市年末金融机构贷款余额占 GDP 比重衡量;非公有制发展用地级市城镇私营和个体从业人员的对数度量;创业孵化器能够有效度量城市创业服务水平,限于地级市数据可得性,本文使用省级创业孵化器数量,并借鉴范子英和赵仁杰(2019)^[30]对城市环境污染治理水平的处理思路,以地级市政府财政支出占省级财政支出的比重为权重,乘以省级创业孵化器数量,得到地级市创业服务水平指标,省级孵化器数量来自《中国火炬统计年鉴》。各变量描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计结果

变量名称	符号	变量定义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
城市创业	<i>ent1</i>	城市新增企业数(个)	3653	907.586	1308.86	4	15633
	<i>ent2</i>	城市新增企业数/城市企业总数	3653	1.840	5.400	0.004	200.381
	<i>ent3</i>	城市新增企业数/城市人口总数	3653	2.761	5.363	0.011	84.870
创业型城市	<i>treat</i>	是否为创业型城市	3653	0.274	0.446	0	1
人均实际 GDP	<i>pgdp</i>	地级市人均实际 GDP(万元)	3653	3.024	2.358	0.146	38.922
固定资产投资	<i>asset</i>	地级市固定资产投资额(亿元)	3653	981.851	1108.531	20.501	8352.500
居民储蓄	<i>lnsave</i>	地级市居民储蓄额的对数	3653	6.471	1.013	3.316	9.698
科教水平	<i>tech</i>	地级市科学技术与教育支出占 GDP 比重	3653	0.031	0.020	0.001	0.332
金融水平	<i>finance</i>	地级市年末金融机构贷款余额占 GDP 比重	3653	0.821	0.564	0.075	10.959
非公有制	<i>lnpri</i>	地级市城镇私营和个体从业人员的对数	3653	12.496	0.945	9.527	15.655
创业服务	<i>incub</i>	各省孵化器数量 × (市财政支出/省财政支出)	3653	4.550	10.289	0.020	230.340

资料来源:作者整理

本文实证研究选取的是 2005—2017 年中国 281 个地级市的面板数据。其中,新创企业数通过工商部门网站直接获取,这一途径获取的新创企业数据主要包括企业名称、注册地点、注册时间、注册资本、主营业务、目前经营状态等信息,本文共获得研究期间内 3257844 条有效观测数据,根据新创企业注册地点将其整合到城市层面;国家创业型城市名单来自《人力资源和社会保障部办公厅关于公布首批国家创建创业型城市名单的通知》(人社部发[2009]14 号);控制变量数据来自对应年份的《中国城市统计年鉴》和《中国火炬统计年鉴》。对于部分年份存在缺失值的情况,本文利用平均增长率或均值法将其补齐。此外,本文机制分析选择的变量包括是否设立行政审批中心、市场化指数、政府创业投资引导基金数量与金额、风险投资数量以及外商投资金额,其中,行政审批中心数据来自政府官方网站,市场化指数来自《中国分省份市场化指数报告(2016)》,政府创业投资引导基金数据来源于清科私募通数据库,风险投资数据来源于 Thomson one 数据库,外商投资数据来源于《中国城市统计年鉴》。

① 《关于推动建立以创业带动就业的创业型城市的通知》(人社部发[2008]87 号)强调,为更好发挥试点的经验和示范作用,选择一批发展环境较好,非公有制经济发展较快,创业服务较完善的城市作为试点创建城市。

四、实证结果及分析

1. 基准回归结果

本文采用双重差分模型检验国家创业型城市试点建设对城市创业的影响,回归结果见表3。具体而言,模型(1)~(3)列示的是未加入城市层面控制变量的结果,模型(4)~(6)列示的是加入城市层面控制变量的结果。结果显示,不论是否加入控制变量,所有模型中创业型城市的系数均显著为正,表明与非国家创业型城市相比,国家创业型城市试点建设显著促进了试点城市的创业,假设H₁得以验证。从(4)~(6)列具体估计系数来看,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,创业型城市建设使试点城市新创企业数增加了340.34个,使新创企业与城市企业总数和城市每万人口数占比分别增加了1.99、1.63。由于非试点城市新创企业数、新创企业占城市企业总数以及新创企业数占城市每万人口数均值分别为8904、17.36、28.22,这一结果表明,国家创业型城市试点建设增加了新创企业数、新创企业占城市企业总数以及新创企业数占城市每万人口数分别约为3.8、11.4、5.7个百分点。以上结果表明,国家创业型城市试点建设符合国家政策设计初衷,能够在一定程度上提升城市创业水平。

表3 国家创业型城市试点建设对城市创业的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ent1</i>	<i>ent2</i>	<i>ent3</i>	<i>ent1</i>	<i>ent2</i>	<i>ent3</i>
创业型城市	311.254** (120.918)	1.544* (0.841)	1.281** (0.596)	340.335*** (116.877)	1.985** (0.953)	1.626** (0.632)
人均实际GDP				55.729 (33.992)	0.107 (0.073)	0.397** (0.194)
固定资产投资				-0.112** (0.056)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
居民储蓄				97.945 (116.689)	0.613* (0.345)	-0.012 (0.543)
科教水平				302.604 (1212.734)	2.616 (4.406)	1.309 (5.234)
城市/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	590.395*** (37.339)	1.168*** (0.195)	1.635*** (0.193)	-19.573 (627.654)	-2.229 (1.979)	1.349 (2.919)
样本量	3653	3653	3653	3653	3653	3653
R ² -within	0.155	0.049	0.104	0.164	0.065	0.134

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平下显著;括号中的数值是标准误,下同

资料来源:作者整理

2. 假设检验

(1)平行趋势检验。有效运用双重差分法分析试点政策处理效应的前提是满足平行趋势假设,即如果没有实施国家创业型城市试点政策,那么政策处理组和控制组城市创业的变化趋势应该是一致的;如果在试点政策实施前,处理组和控制组城市创业就存在显著差异,那么就不能确认其差异是否由创业型城市试点政策实施所产生。为了检验这一前提,本文借鉴宋弘等(2019)^[31]的做法,利用事件分析法进行平行趋势检验。事件分析法检验的估计式如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-3}^{k=8} \beta_k \times D_{i,t_0+k} + X_{it}\varphi + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, D_{i,t_0+k} 为一系列虚拟变量,测度的是国家创业型城市试点政策实施前后的年份。 t_0 为政

策实施当年,本文平行趋势检验覆盖了试点政策实施前3年和政策实施后8年的数据。平行趋势检验结果如图1所示,可以看到,不论是否经标准化处理,试点政策实施前($k < 0$),城市创业在试点城市和非试点城市变化趋势均不存在显著差异,符合平行趋势假设;在政策实施后($k \geq 0$), β 显著提升,初步表明国家创业型城市试点建设显著促进了试点城市的创业。

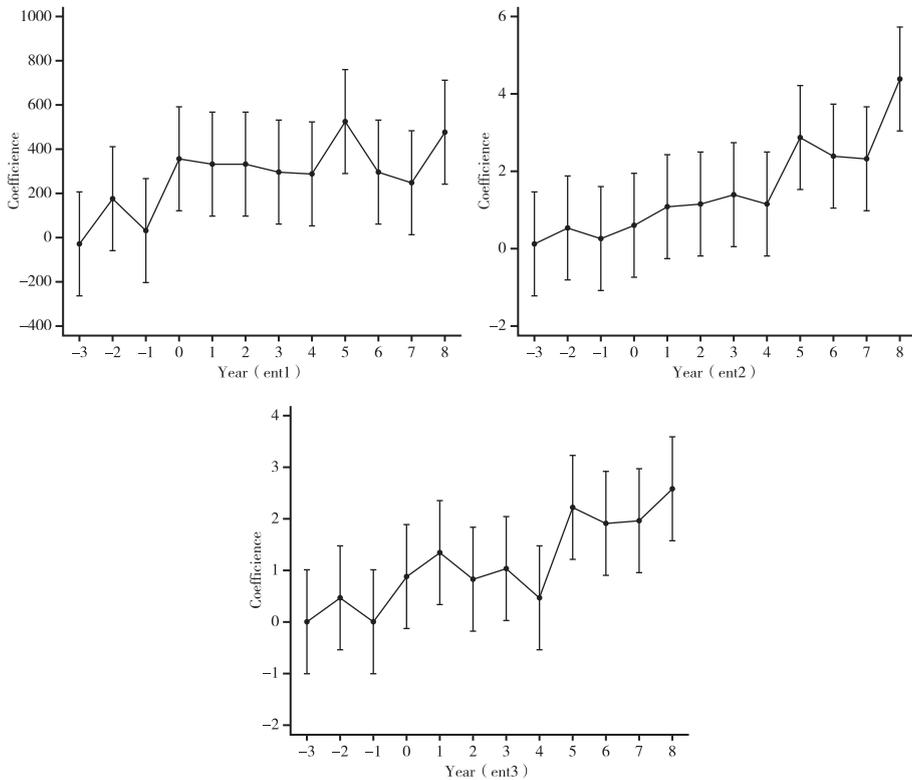


图1 平行趋势检验

资料来源:作者整理

(2)非随机性检验:加入国家创业型城市选择“标准”。采用双重差分方法评估试点政策绩效的理想前提是试点与非试点是随机选择的。然而,实际政策过程中,出于预期收益与潜在风险考虑,不同城市针对试点的申报积极性存在差异,并且中央政府对试点的评定也并非完全随机。国家创业型城市试点建设政策文件明确提到,选择一批“非公有制经济发展较快,税费减免和小额担保贷款政策落实成效较好,公共就业服务体系比较健全,创业培训工作扎实有效”的城市开展创业型城市创建工作,并且试点城市名单显示,中国大陆所有省会城市均入选,因此,本文估计城市行政等级可能是试点选择的重要考虑因素,而以上试点选择的非随机性因素在一定程度上均可识别。为此,本文参考Li等(2016)^[32]和宋弘等(2019)^[31]的做法,在基准模型中加入城市非公有制发展、金融水平、创业服务、是否省会城市与时间线性趋势的交互项^①,从线性角度控制这些城市本身具有的特征优势对创业水平的影响。具体估计模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta did_{it} + X_{it}\varphi + \lambda Z_i \times trend_t + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Z 包括城市非公有制发展、金融水平、创业服务、是否省会城市, $trend$ 表示时间线性趋势。回归结果如表4所示,结果显示,在考虑试点选择“标准”后,所有模型中创业型城市的系数依然显著为正,表明在考虑城市特征优势等非随机性因素干扰后,估计结果依然稳健。

① 为了更加准确地识别试点政策的创业绩效,后文所有回归均加入这些试点选择“标准”。

表 4 控制试点选择“标准”

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ent1</i>	<i>ent2</i>	<i>ent3</i>
创业型城市	225.245** (100.180)	1.485* (0.871)	1.166** (0.554)
人均实际 GDP	54.818* (32.291)	0.097 (0.061)	0.390** (0.187)
固定资产投资	-0.168*** (0.062)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
居民储蓄	204.606 (127.937)	1.638** (0.649)	0.897 (0.761)
科教水平	-1410.994 (1305.233)	-14.095 (9.552)	-14.272* (8.561)
金融水平 × 时间趋势	0.121** (0.054)	0.001** (0.001)	0.001** (0.001)
非公有制 × 时间趋势	0.067** (0.033)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)
创业服务 × 时间趋势	0.001 (0.003)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)
是否省会 × 时间趋势	61.319 (39.944)	0.092 (0.179)	0.103 (0.158)
城市/时间固定效应	是	是	是
常数项	-13735.195* (7414.113)	-33.260 (27.334)	-32.923 (26.854)
样本量	3653	3653	3653
R ² -within	0.191	0.122	0.200

资料来源:作者整理

(3) 基于 PSM-DID 的检验。为了克服创业型城市和非创业型城市本身变化趋势可能存在系统性差异导致基准估计结果偏误,本文进一步使用 PSM-DID 方法控制因选择偏差导致的内生性问题。运用 PSM-DID 方法可以有效控制处理组和控制组在可测变量上的差异,在计算个体倾向得分值时,用以估计是否为创业型城市的可测变量为本文控制变量。表 5 显示了 PSM-DID 回归结果,创业型城市的系数与基准回归结果无太大差异,表明国家创业型城市建设对城市创业的促进效果是相对稳健的。

表 5 PSM-DID 和安慰剂检验

变量	PSM-DID			安慰剂检验		
	<i>ent1</i>	<i>ent2</i>	<i>ent3</i>	<i>ent1</i>	<i>ent2</i>	<i>ent3</i>
创业型城市	306.322*** (110.225)	1.579** (0.769)	1.288*** (0.490)	4.330 (107.009)	-0.382 (0.316)	0.039 (0.484)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-2178.195*** (777.501)	-17.967* (9.731)	-13.916** (6.095)	-2472.765*** (754.527)	-16.851* (8.950)	-14.362*** (5.245)
样本量	3650	3650	3650	3653	3653	3653
R ² -within	0.175	0.125	0.185	0.176	0.113	0.191

资料来源:作者整理

(4)安慰剂检验。不可否认的是,运用双重差分识别试点政策的效应可能还受到遗漏变量和其他不可观测的城市特征的干扰,带来“隐性偏差”问题。因此,为了识别城市不可观测特征和遗漏变量可能导致的估计偏误,本文进一步对实证结果进行安慰剂检验。安慰剂检验的识别策略是构造国家创业型城市邻近城市也为国家创业型城市的反事实(余泳泽和潘妍,2019)^[33],选择这一策略原因在于:一般而言,地理上邻近的城市在可观测和不可观测城市特征方面存在较高的一致性,如拥有类似的经济发展环境和创业文化环境。本文在同一省级行政区域内为国家创业型城市寻找安慰剂城市进行匹配,匹配后的样本回归结果如表5所示,结果显示,创业型城市系数不再显著,表明国家创业型城市试点政策实施后城市创业的提升并非由遗漏变量或其他不可观测的城市特征所致。

(5)其他稳健性检验。第一,排除其他相关政策干扰。通过搜集整理国家创业型城市试点政策实施后中央和地方政府推行的其他相关创业政策,发现“创新型城市”试点政策和“大众创业,万众创新”政策与本文研究密切相关^①。因此在回归方程中加入这两项政策实施及之后年份的虚拟变量,控制其对估计结果的影响。第二,考虑企业家精神的影响。企业家行为具有很强的代际传递效应(Mohapatra等,2007)^[34],不论是过去物质财富积累还是非物质创业文化传承,历史上形成的企业家特质被认为是影响后代创业行为选择的关键因素之一(周敏慧等,2017)^[35]。中国自古以来创业活动存在显著的区域差异,苏南、浙北、闽北和珠三角等地是企业家精神高度活跃的地区(朱盼和孙斌栋,2017)^[36],为克服企业家精神地区差异对本文估计结果的干扰,结合朱盼和孙斌栋(2017)^[36]对中国城市企业家精神时空分布的研究,本文剔除企业家精神异常活跃的江苏、浙江、福建、广东四省城市样本。第三,更改样本时间区间。前文基准回归样本时间区间为2005—2017年,试点政策实施后的时间跨度较大,使本文估计结果受其他因素干扰的可能性增加。为此,本文选择2005—2012年样本再次回归,考察试点政策实施的短期效果。稳健性检验结果在表6中显示,从回归结果可以看出,创业型城市试点建设依然显著促进城市创业,表明本文结果相对稳健。

表6 稳健性检验

变量	其他创业政策			企业家精神			不同时间区间		
	ent1	ent2	ent3	ent1	ent2	ent3	ent1	ent2	ent3
创业型城市	246.671** (104.992)	1.573* (0.876)	1.212** (0.530)	294.429*** (108.372)	1.686* (0.866)	1.360*** (0.509)	255.562*** (80.525)	0.891** (0.349)	0.762** (0.296)
创新型城市	287.255* (157.182)	0.166 (0.595)	0.434 (0.628)						
“双创”	-307.295 (339.060)	0.279 (0.268)	0.071 (0.501)						
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市/时间 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-2233.942*** (704.519)	-16.267* (8.771)	-13.731*** (5.150)	-2183.883*** (749.519)	-16.695* (9.062)	-12.518** (5.401)	-662.594 (485.268)	-4.995* (2.980)	-4.429** (2.145)
样本量	3653	3653	3653	2951	2951	2951	2248	2248	2248
R ² -within	0.191	0.121	0.200	0.245	0.131	0.267	0.158	0.163	0.132

资料来源:作者整理

① “创新型城市”试点自2008年开始在实施,截至2017年全国共有61个城市为创新型城市建设试点,除北京、天津、上海、重庆四个直辖市不在本文研究范围外,本文还剔除了数据缺失的石河子和昌吉,其余55个创新型城市均在文中加以控制;“大众创业,万众创新”于2015年写入政府工作报告后,国务院鼓励地方政府设立创业基金,对众创空间等办公用房、网络等给予优惠,对小微企业、孵化机构等给予税收支持,以及创新投贷联动、股权众筹等融资方式等,为控制可能对创业带来影响的这“一揽子”政策导致本文估计结果偏误,在回归中加入这一宏观创业环境政策虚拟项。

五、进一步分析:试点政策作用情境与作用渠道

前文研究表明,国家创业型城市试点建设显著促进了城市创业,本部分对其具体作用情境和作用渠道进行分析。

1. 作用情境分析

(1)不同城市规模的影响。一般而言,规模较大的城市存在经济集聚效应,往往拥有更高的资源配置和利用效率(石大千等,2018)^[37]。对创业活动而言,大城市蕴藏着更多的创业机会和相对公平的创业环境,与小城市相比,规模较大的城市在创业基础配套设施和创业服务方面更加健全。然而,不能忽视的是,大城市意味着机会和潜力的同时,也面临着昂贵的创业成本和行业巨头的垄断威胁。基于这一考虑,为了更加细致地体现城市规模在国家创业型城市试点建设过程中的调节作用,本文以研究区间内各城市市辖区人口均值为基础,依据2014年国务院“关于调整城市规模划分标准的通知”中的划分标准,将城市划分为三个等级进行考察^①。

表7不同规模城市分组检验的回归结果显示,国家创业型城市试点建设显著促进了大城市的创业,试点政策对I型大城市创业的影响要高于II型大城市,表明城市规模在城市创业过程中确实起重要调节作用,即城市规模越大,创业型城市试点政策的政策效果越明显。试点政策对中小城市创业的影响相对较弱。从以上结果可以看出,创业者对大城市创业资源、创业环境和市场潜力的依赖并未受到大城市行业竞争和潜在垄断行为的影响;反观中小城市,受制于社会经济发展条件,国家创业型城市试点建设的政策效果并不明显。

表7 城市规模异质性的回归结果

变量	中小城市(≤100万人)			II型大城市(100万~300万人)			I型大城市(≥300万人)		
	ent1	ent2	ent3	ent1	ent2	ent3	ent1	ent2	ent3
创业型城市	140.590 (126.513)	2.316 (1.592)	1.944** (0.916)	356.176** (162.530)	1.254*** (0.464)	0.949* (0.532)	1617.450** (708.828)	0.939** (0.392)	2.730** (1.044)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市/时间 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-1577.409** (778.774)	-25.185* (13.884)	-15.298* (7.971)	-3120.226** (1251.346)	-5.165 (3.143)	-10.597** (4.863)	5825.255 (10632.750)	4.226 (5.675)	9.694 (16.988)
样本量	2015	2015	2015	1430	1430	1430	208	208	208
R ² -within	0.313	0.147	0.300	0.191	0.235	0.139	0.211	0.247	0.231

资料来源:作者整理

(2)不同城市特质的影响。本文研究所涵盖的城市样本遍布全国27个省(自治区),各地除自然地理条件和历史创业文化不同外,发展基础和资源条件也千差万别。与以往研究关注城市行政等级或城市地理区位在城市间的差别不同(不可否认,城市行政等级和地理区位分布可能影响创业型城市试点的政策效果,但对历史或自然原因形成的城市特质进行分析,其实际政策意义有限),本文重点关注那些具体可控的城市特质在国家创业型城市试点建设中的调节作用。具体地,要发挥创业型城市试点的创业驱动效果离不开特定资源支持,城市对创业的支撑条件反映在人财物等各个方面。本文分别从城市人力资本水平、政府财政支出水平以及互联网基础设施水平三个

① 《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》(国发[2014]51号)以城区常住人口为统计口径,将城市划分为五类七档,分别为:II型小城市(<20万人)、I型小城市(20万~50万人)、中等城市(50万~100万人)、II型大城市(100万~300万人)、I型大城市(300万~500万人)、特大城市(500万~1000万人)、超大城市(大于1000万人)。为研究便利,本文将其整合为三档,分别为:中小城市(<100万人)、II型大城市(100万~300万人)、I型大城市(>300万人)。

可控的城市特质入手,检验其对国家创业型城市试点建设政策效果的异质性影响。实证过程中具体指标度量为:以每万人高校在校学生数测度城市人力资本水平,以政府一般公共预算支出占GDP比重测度政府财政支出水平,以互联网宽带用户接入数测度城市互联网基础设施水平。本文借鉴彭冲和陆铭(2019)^[38]对城市规模分组的思路并参考石大千等(2018)^[37]在分析智慧城市的减污绩效时对城市特质(人力资本、财政和金融、信息基础设施)分组的做法,将以上三类指标按均值三等分,第一等为低水平组,第二、三等为高水平组。

表8不同城市特质分组的回归结果显示,国家创业型城市试点建设对人力资本水平较高、政府财政投入较多以及互联网基础设施建设水平完善的城市创业具有显著提升作用,在人力资本水平、政府财政投入以及互联网基础设施建设水平低的城市,这一效果并不显著。因此可以发现,国家创业型城市试点的政策效果因城市人力资本水平、政府财政支出水平及互联网发展水平不同体现出显著的差异化特征。

表8 城市特征异质性的回归结果

变量	低互联网水平			高互联网水平		
	<i>ent1</i>	<i>ent2</i>	<i>ent3</i>	<i>ent1</i>	<i>ent2</i>	<i>ent3</i>
创业型城市	-49.384 (87.020)	0.447 (0.738)	1.057 (0.891)	452.714*** (143.884)	2.125** (1.056)	1.429** (0.572)
控制变量/ 城市/时间	是	是	是	是	是	是
常数项	-2245.937** (925.260)	-16.169** (6.768)	-15.824** (6.607)	-2533.033** (1030.379)	-15.813 (12.581)	-11.775** (5.522)
样本量	1222	1222	1222	2431	2431	2431
R ² -within	0.320	0.424	0.410	0.192	0.091	0.165
创业型城市	265.846 (181.266)	0.854 (0.554)	0.669 (0.646)	335.795** (141.079)	2.014 (1.219)	1.659** (0.662)
控制变量/ 城市/时间	是	是	是	是	是	是
常数项	-3174.931* (1773.057)	-20.586 (14.014)	-30.375* (17.428)	-1643.492** (817.924)	-15.933 (10.528)	-9.542** (4.298)
样本量	1222	1222	1222	2431	2431	2431
R ² -within	0.155	0.332	0.221	0.241	0.096	0.224
变量	低人力资源水平			高人力资源水平		
	<i>ent1</i>	<i>ent2</i>	<i>ent3</i>	<i>ent1</i>	<i>ent2</i>	<i>ent3</i>
创业型城市	88.762 (147.663)	1.127 (0.938)	1.137 (0.813)	316.237** (131.426)	1.567** (0.786)	1.099* (0.559)
控制变量/ 城市/时间	是	是	是	是	是	是
常数项	-1487.157 (956.079)	-6.242 (5.189)	-3.977 (2.973)	-2889.499*** (1072.057)	-22.776* (13.286)	-20.103*** (7.520)
样本量	1235	1235	1235	2418	2418	2418
R ² -within	0.321	0.197	0.315	0.181	0.130	0.214

资料来源:作者整理

2. 作用渠道分析

根据试点政策设计和前文理论分析,国家创业型城市试点建设主要通过营造良好营商环境和释放巨大制度与政策红利来驱动城市创业。为此,本文参照宋弘等(2019)^[31]、张华(2020)^[39]、

Chen 等(2020)^[40]的做法,检验试点政策影响城市创业的传导机制。

(1)政府主动“不作为”。国家创业型城市试点建设影响城市创业的机制之一在于政府主动“不作为”,换言之,政府主动减少对市场准入的管制和简化创业行政审批来驱动创业。为检验这一机制,首先参考夏杰长和刘诚(2017)^[41]及毕青苗等(2018)^[42]的做法,采用是否设立行政审批(服务)中心作为城市行政审批改革的衡量指标;其次采用王小鲁等(2017)^[43]编撰的中国各省份市场化指数中政府与市场关系评分作为衡量政府管制的指标^①。政府与市场关系评分越低,说明政府对市场的管制程度越高,该指数可以很好地反映政府放宽市场准入和简政放权问题。受地级市数据限制,本文使用省级政府与市场关系评分指标与地级市数据匹配。该指标在测度市场分配经济资源的比重时,采用省财政支出占 GDP 比重近似衡量,比值越大,得分越低。基于这一逻辑,本文借鉴范子英和赵仁杰(2019)^[30]对城市环境污染治理水平的处理思路,以地级市财政支出占省财政支出的比重为权重,乘以省级政府与市场关系评分的倒数^②,得到地市级层面指标。为使结果更加稳健,本文对市场化总指数进行类似处理。

表9的第(1)~(3)列显示了国家创业型城市试点建设影响政府行政审批改革和政府管制的检验结果,结果显示,在控制了所有控制变量和时间、城市固定效应后,试点建设显著推进了城市行政审批中心的设立,显著降低了政府管制水平,表明国家创业型城市试点政策有助于促进政府优化行政审批服务,放松对市场和社会的管制水平,假设 H₂ 得以验证。

(2)政府主动“有作为”。试点政策影响城市创业的机制之二在于试点建设营造了良好营商环境,向市场释放出巨大的制度和政策利好信号,吸引资本涌入,从而缓解了创业融资难题。本文使用地方政府创业投资引导基金、风险投资和外商直接投资数据验证试点政策的资本效应。回归结果如表9的第(4)~(7)列所示,在控制了控制变量、时间和城市固定效应后,国家创业型城市试点建设有效增加了地方政府创业投资引导基金设立数量和资金规模,吸引了风险资本和外商直接投资进入,假设 H₃ 得以验证。

表9 机制分析的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	行政审批中心	政府管制 1	政府管制 2	政府创业投资引导基金数	政府创业引导基金金额(万元)	风险投资数	外商投资额(亿美元)
创业型城市	0.027* (0.016)	-204.536*** (46.835)	-204.290*** (48.483)	0.083** (0.033)	405.930** (167.883)	3.227*** (1.038)	2.049*** (0.746)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市/时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
常数项	1.042*** (0.156)	232.735 (374.327)	755.022** (325.483)	0.681** (0.284)	5038.727** (2310.760)	11.591 (14.344)	2.053 (6.032)
观测值	3653	3653	3653	3653	3603	3653	3653
R ² -within	0.123	0.676	0.639	0.101	0.053	0.318	0.268

注:第(2)列“政府管制 1”为市财政支出占省财政支出之比除以政府与市场关系评分得到的地市级政府管制指标,第(3)列“政府管制 2”为市财政支出占省财政支出之比除以市场化总指数得到的地市级政府管制指标;控制变量为本文基准回归中的控制变量
资料来源:作者整理

① 王小鲁等(2017)^[43]编撰的市场化指数由政府与市场关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织发育和法律制度环境等五部分构成,各部分指数反映市场化的某一特定方面。其中,政府与市场关系细分指标包括:市场分配经济资源的比重,减轻农村居民的税费负担,减少政府对企业的干预,减轻企业的税负负担,缩小政府规模。

② 需要说明的是,王小鲁等在细分指标处理上,政府与市场关系评分和财政支出占比为负相关关系,为了便于数据匹配和原因解释,本文将政府与市场关系评分做倒数处理,使二者为正相关关系。

六、结论与启示

本文基于2005—2017年中国281个地级市的面板数据,利用双重差分模型探讨了国家创业型城市试点政策对城市创业的影响。研究发现:第一,国家创业型城市建设显著促进了城市创业。第二,异质性检验结果显示,从不同城市规模来看,国家创业型城市建设对大城市创业的促进作用明显,对中小型城市的创业促进较弱;从不同城市特质来看,在人力资本水平高、政府财政投入多以及互联网基础设施建设水平较为完善的城市,国家创业型城市建设对城市创业具有显著促进作用,在人力资本水平、政府财政投入以及互联网基础设施建设水平低的城市,这一效果并不显著。第三,国家创业型城市建设促进城市创业的主要传导机制在于试点建设促使政府优化行政审批服务和放松了政府管制水平,提升了政府创业投资引导基金设立数量和资金规模,吸引了风险投资和外商直接投资。

本文研究结果对政府驱动创业具有以下政策启示:第一,本文实证研究结果证明国家创业型城市建设显著促进了城市创业。近年来,中国面临的国内外环境急剧变化,国内经济下行压力加大,外部风险挑战明显增多,在这一背景下,实施创新发展战略,发挥创新创业在推动国家科技进步、产业结构转型升级和经济高质量发展中的重要作用显得尤为迫切。国家创业型城市建设作为中央政府促进创新创业和保障就业的重要手段,本文实证结果证明这一试点政策符合政策设计初衷,取得良好政策效果,因此,各级地方政府可因地制宜地配套相关政策措施,促进城市创新创业和经济高质量发展。第二,异质性检验结果表明,国家创业型城市建设的政策效果主要表现在城市规模大、人力资本水平高、政府财政投入多以及互联网基础设施建设水平较为完善的城市。中国城市间固有的资源分配格局使得国家创业型城市的政策效果存在显著差异,如何防止城市间“马太效应”和“虹吸效应”的扩大化并发挥优势地区的示范带动效应才是题中之意。一方面,应保持优势试点城市的发展态势,充分发挥大规模城市具有的市场潜力和人力资本优势对创业的激励作用,合理配置政府财政资源引导城市创业发展,继续完善互联网基础设施,提升创业服务能力;另一方面,要充分发挥优势试点城市的先进示范效应,完善政府创业扶持政策,协调推动中小城市和资源分配不足城市的创业发展。第三,机制分析结果表明,国家创业型城市建设的效果来自于政府优化行政审批服务与放松管制,以及政府引导基金、风险投资与外商直接投资。这充分说明,政府新一轮简政放权改革释放了巨大制度红利,减低了创业者创业成本。新创企业作为创新的源泉、增加就业的引擎和经济发展的新动力,是城市经济活力的重要体现,进一步减少创业的制度性障碍,降低创业成本应是未来制度改革的重要组成部分。此外,创业是一项资本依赖型活动,如何为新创企业解决融资难题是试点政策取得应有成效的关键所在。地方政府要因地制宜设立政府创业投资引导基金,降低引导基金申请门槛,为新创企业提供资金保障。同样,政府应该充分发挥国家创业型城市的制度和配套政策红利效应,营造良好的市场环境,吸引更多优质风险投资和外商直接投资来缓解创业融资问题。

参考文献

- [1]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].北京:经济研究,2018,(6):159-172.
- [2]李坤望,蒋为.市场进入与经济增长——以中国制造业为例的实证分析[J].北京:经济研究,2015,(5):48-60.
- [3]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].北京:中国工业经济,2016,(4):57-74.
- [4]朱红根,康兰媛.金融环境、政策支持与农民创业意愿[J].北京:中国农村观察,2013,(5):24-33.
- [5]张若瑾.创业补贴、小额创业贷款政策对回流农民工创业意愿激励实效比较研究——一个双边界询价的实证分析[J].北京:农业技术经济,2018,(2):88-103.
- [6]苏岚岚,孔荣.农地抵押贷款促进农户创业决策了吗?——农地抵押贷款政策预期与执行效果的偏差检验[J].北京:中国软科学,2018,(12):145-161.
- [7]向赛辉,孙永河.政府支持对高层次人才创业绩效影响机制研究[J].武汉:科技进步与对策,2021,网络首发.

- [8] 刘军强, 胡国鹏, 李振. 试点与实验: 社会实验法及其对试点机制的启示[J]. 北京: 政治学研究, 2018, (4): 103 - 116.
- [9] 张国林, 路瑶. 创业型城市建设对创业效果影响研究[J]. 沈阳: 社会科学辑刊, 2015, (2): 102 - 107.
- [10] 林龙飞, 陈传波. 中国创业政策 40 年: 历程回顾与趋向展望[J]. 成都: 经济体制改革, 2019, (1): 9 - 15.
- [11] 滕复. 解放思想与民众主体意识的觉醒——来自浙江经验的一点思考[J]. 杭州: 浙江学刊, 2008, (6): 113 - 118.
- [12] 徐恩元, 李澜楠. 市场经济条件下信息资源有效配置问题初探[J]. 西安: 情报杂志, 2005, (11): 128 - 130.
- [13] 陈旭东, 刘畅. 政府创业投资引导基金带动创业了吗? [J]. 上海: 上海经济研究, 2017, (11): 24 - 34.
- [14] 侯永雄, 程圳生. 我国近三十年来的创业政策回顾与展望[J]. 长沙: 创新与创业教育, 2015, (2): 5 - 8.
- [15] 刘军. 我国大学生创业政策: 演进逻辑及其趋向[J]. 济南: 山东大学学报(哲学社会科学版), 2015, (3): 52 - 59.
- [16] Fritsch, M., D. Schilder. Does Venture Capital Investment Really Require Spatial Proximity? An Empirical Investigation[J]. *Environment and Planning A*, 2008, (9): 2114 - 2131.
- [17] 陈刚. 管制与创业——来自中国的微观证据[J]. 北京: 管理世界, 2015, (5): 97 - 107, 195 - 196.
- [18] 黄亮雄, 孙湘湘, 王资彬. 反腐败与地区创业: 效应与影响机制[J]. 北京: 经济管理, 2019, (9): 5 - 19.
- [19] 王效俐, 马利君. 政府管制对企业家精神的影响研究——基于 30 个省份的面板数据[J]. 上海: 同济大学学报(社会科学版), 2019, (2): 107 - 117.
- [20] Kaplan, D. K., E. Piedra, E. Seira. Entry Regulation and Business Start-ups: Evidence from Mexico[J]. *Journal of Public Economics*, 2011, (1): 1501 - 1515.
- [21] Bruhn, M. License to Sell: The Effect of Business Registration Reform on Entrepreneurial Activity in Mexico[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2011, (1): 382 - 386.
- [22] Branstetter, L., F. Lima, L. J. Taylor, et al. Do Entry Regulations Deter Entrepreneurship and Job Creation? Evidence from Recent Reforms in Portugal[J]. *Economic Journal*, 2014, (1): 805 - 832.
- [23] Welter, F., D. Smallbone. Institutional Perspectives on Entrepreneurial Behavior in Challenging Environments[J]. *Journal of Small Business Management*, 2014, (2): 35 - 50.
- [24] 宋冬林, 姜扬. 政府财政支出与创业行为[J]. 长春: 当代经济研究, 2017, (4): 20 - 26.
- [25] 卢亚娟, 张龙耀, 许玉璠. 金融可得性与农村家庭创业——基于 CHARLS 数据的实证研究[J]. 北京: 经济理论与经济管理, 2014, (10): 89 - 99.
- [26] 张龙耀, 张海宁. 金融约束与家庭创业——中国的城乡差异[J]. 北京: 金融研究, 2013, (9): 123 - 135.
- [27] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 北京: 经济学(季刊), 2018, (4): 1557 - 1580.
- [28] 张祥俊. 人口城镇化及其异质性对创业的影响研究[J]. 太原: 技术经济与管理研究, 2018, (3): 59 - 66.
- [29] Reynolds, P., N. Bosma, E. Autio, et al. Global Entrepreneurship Monitor: Data Collection Design and Implementation 1998—2003[J]. *Small Business Economics*, 2005, (3): 205 - 231.
- [30] 范子英, 赵仁杰. 法治强化能够促进污染治理吗? ——来自环保法庭设立的证据[J]. 北京: 经济研究, 2019, (3): 21 - 37.
- [31] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 北京: 管理世界, 2019, (6): 95 - 108, 195.
- [32] Li, P., L. Yi, W. Jin. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, (1): 18 - 37.
- [33] 余泳泽, 潘妍. 高铁开通缩小了城乡收入差距吗? ——基于异质性劳动力转移视角的解释[J]. 北京: 中国农村经济, 2019, (1): 79 - 95.
- [34] Mohapatra, S., S. Rozelle, R. Goodhue. The Rise of Self-Employment in Rural China: Development or Distress? [J]. *World Development*, 2007, (1): 163 - 181.
- [35] 周敏慧, J. L. Arcand, 陶然. 企业家精神代际传递与农村迁移人口的城市创业[J]. 北京: 经济研究, 2017, (11): 74 - 87.
- [36] 朱盼, 孙斌栋. 中国城市的企业家精神——时空分布与影响因素[J]. 西安: 人文地理, 2017, (5): 111 - 118.
- [37] 石大千, 丁海, 卫平, 刘建江. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (6): 119 - 137.
- [38] 彭冲, 陆铭. 从新城看治理: 增长目标短期化下的建城热潮及后果[J]. 北京: 管理世界, 2019, (8): 44 - 57, 190 - 191.
- [39] 张华. 低碳城市试点政策能够降低碳排放吗? ——来自准自然实验的证据[J]. 北京: 经济管理, 2020, (6): 25 - 41.
- [40] Chen, Y., Z. Y. Fan, X. M. Gu, et al. Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China[J]. *American Economic Review*, 2020, (11): 3393 - 3430.
- [41] 夏杰长, 刘诚. 行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J]. 北京: 管理世界, 2017, (4): 47 - 59.
- [42] 毕青苗, 陈希路, 徐现祥, 李书娟. 行政审批改革与企业进入[J]. 北京: 经济研究, 2018, (2): 142 - 157.
- [43] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.

Effect of Government Entrepreneurship Policy on Urban Entrepreneurship: A Quasi-natural Experiment Based on National Entrepreneurial Cities

ZENG Jing-jing^{1,2}, WEN Yong-lin³

(1. School of Public Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073, China;

2. Institute Income Distribution & Public Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073, China;

3. School of Public Affair, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

Abstract: Since the reform and opening up, China's social entrepreneurship activities have generally experienced three major waves of self-employed entrepreneurship, Internet entrepreneurship, and mass entrepreneurship. Based on the practice of previous entrepreneurial booms, the government has played a different role in them. In keeping with the reform of the economic system, the government's entrepreneurial policy follows the evolution logic from strict control to looseness, from looseness to permission, from permission to encouragement, and from encouragement to support. In recent years, the government has made unprecedented reforms in easing market access and simplifying the administrative approval of entrepreneurship, releasing huge institutions and policy dividends that have not only reduced the entrepreneurs' economic and institutions cost but also beneficial to created a good business environment and strengthen market entrepreneurial confidence. The policy experimentation of national entrepreneurial cities in 2009 was a landmark event for government-driven entrepreneurship, which became the starting point of government policy-driven entrepreneurship. Since then, governments at all levels have introduced a series of policies and measures such as supporting government venture capital guidance funds, tax relief, loan subsidies, site supply and entrepreneurship incubation have triggered to a new wave of entrepreneurship. In order to examination the performance of government-driven entrepreneurship, this study selected the "quasi-natural experiment" of the national entrepreneurial city policy experimentation, based on the panel data of 281 prefecture-level cities from 2005 to 2017 for analysis.

In terms of identification strategies, this study used a difference-in-difference (DID) model to test the entrepreneurial performance of national entrepreneurial cities. As a specific implementation form of China's progressive political reforms and "crossing the river by feeling" policy practice logic, policy experimentation selected may not be "natural experiments" in the full sense, which means that there may be systematic differences between the pilot and non-pilot cities themselves. In order to solve this selection bias, this study also conducted a series of causal identification tests and robustness tests on the basis of benchmark regression. Among them, the causal identification test includes control selection "standard", PSM-DID test, placebo test, based on county-level data testing; the robustness test includes excluding the intervals of the other relevant policies, entrepreneurship, interference from manipulation factors, and considering different sample.

On the basis of systematically overcoming the endogenous of the policy and effectively alleviating the omissions of the biased variables, this study steadily finds that: (1) The policy experimentation of national entrepreneurial cities has significantly improved the entrepreneurial activity of the city. This conclusion is still significant after the PSM-DID test, placebo test, controlling other policy shocks during the same period, and excluding some samples; (2) Heterogeneity tests found that policy experimentation in large cities, high levels of human capital, more government financial input, and better Internet infrastructure have more effective; (3) Mechanism research shows that the main transmission mechanism for the impact of the policy of national entrepreneurial cities on urban entrepreneurial activity is that the experimentation cities have relaxed government regulations and eased financing difficulties for entrepreneurial activities, in other words, the policy experimentation have helped the government to simplify reforms in administrative examination and approval and the establishment of government venture capital guidance funds will help attract venture capital and foreign direct investment. Therefore, this study believes that, from the current point of view, the effect of the policy of national entrepreneurial cities is in line with the original intention of policy design, but it is necessary to pay attention to balancing regional development gaps. The research conclusions of this research are of great significance for understanding the tools of government-driven entrepreneurship policies in the context of the simplified administration and decentralization reform and innovation-driven development strategy in the new period, and have important implications for how to further advance and continue the policy experimentation of national entrepreneurial cities to improve the level of cities' entrepreneurship.

Key Words: entrepreneurship policy; entrepreneurial city; urban entrepreneurship; institutional environment; financing constraints

JEL Classification: O10, P35, R58

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2021.04.004

(责任编辑:闫梅)