

创新政策试点、要素集聚与城市全要素生产率增长

郭金花¹,陈鑫¹,郭檬楠²

(1.山西财经大学工商管理学院,山西太原030006;2.山西财经大学会计学院,山西太原030006)

摘要:创新是高质量发展的动力源泉,从创新要素集聚视角探究创新政策试点影响全要素生产率增长的作用机制,能为助推经济高质量发展提供科学依据。以国家自主创新示范区创新政策试点(简称“创新政策试点”)为准自然实验,选取2006—2017年中国285个城市数据,采用双重差分模型实证检验了创新政策试点对城市全要素生产率增长的影响效应及作用机制。研究表明:创新政策试点能有效促进城市全要素生产率增长;要素集聚是政策试点推动城市全要素生产率增长的重要原因,主要通过促进人才集聚、研发资本集聚和技术集聚等对城市全要素生产率增长产生积极影响。进一步地,受地理区位、行政等级及经济发展水平影响,不同类型城市政策效应有所差异,东部城市、省会城市及一、二线城市等优势特征城市,创新政策试点效果明显,而中西部城市、三线及以下城市的影响效应不显著。

关键词:创新政策试点;全要素生产率;要素集聚;双重差分模型;异质性

中图分类号:F205 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2022)04-0012-11

一、引言

在中国经济转向高质量发展的新阶段,单纯依靠劳动力、资本等传统要素驱动的经济增长模式难以为继,通过创新驱动实现要素投入向结构效率良性转变,促进全要素生产率增长成为经济向高质量发展方式转变的重要路径。国家自主创新示范区创新政策试点(简称“创新政策试点”)作为推进区域创新发展的综合载体与科技创新合作的前沿阵地^[1],是贯彻落实创新驱动发展战略、建设创新型国家的重大战略部署。2021年3月的政府工作报告中明确指出,支持有条件的地方建设国际和区域科技创新中心,增强国家自主创新示范区的带动作用。自2009年北京中关村国家自主创新示范区获批以来,先后批准了21个国家自主创新示范区开展先行先试,其承担着集聚创新资源、培育创新性企业、推进高新技术产业发展等多种角色。目前,随着创新政策试点的推进,大量人才、资本等创新要素向示范区汇聚,激发了试点地区的创新活力与创新潜能,成为带动地区经济高质量发展的重要力量。

国家自主创新示范区作为政府参与和支持创新活动的重要举措^[2],旨在打造高水平创新示范载体,全面推进创新驱动发展战略实施。高质量发展背景下,国家自主创新示范区试点能否在建设创新型国家和实施创新驱动发展战略中发挥创新引领作用,带动全要素生产率增长,对推进经济高质量发

收稿日期:2021-10-12;修回日期:2022-06-04

基金项目:国家自然科学基金青年项目“企业数字化转型、人力资本结构优化影响全要素生产率的效应、机制及治理对策”(72102133);教育部人文社会科学青年项目“数字基础设施影响企业全要素生产率提升的双重效应、多维机制与情境差异研究”(21YJC790040)

作者简介:郭金花(1991—),女,山西朔州人,管理学博士,山西财经大学工商管理学院讲师,研究方向为科技政策评估与数字经济;陈鑫(1997—),女,山西朔州人,山西财经大学工商管理学院硕士研究生,研究方向为数字经济;郭檬楠(1992—),男,山西晋城人,管理学博士,山西财经大学会计学院讲师,研究方向为企业经济高质量发展。

展意义重大。梳理相关研究,学者们在该领域进行了诸多有益探究。一方面,学者们就典型个案示范区的发展模式与战略措施等进行了分析探讨,如陈远燕等^[3]深入考察了中关村国家自主创新示范区内税收优惠政策;解佳龙等^[4]梳理了中关村、光谷和张江等典型国家自主创新示范区的科技人才政策实施效果;张永安和关永娟^[5]发现中关村国家自主创新示范区政策显著促进了创新能力提升进而对北京地区经济增长发挥了重要影响,也有研究指出推动国家自主创新示范区高质量发展应不断完善其产业链布局、建立创新评价体系、吸引并激发创新要素集聚效应发挥^[1],但总体上这些研究仅聚焦于部分典型示范区某类具体政策对当地创新发展的带动效应。另一方面,学者们关注到了国家自主创新示范区试点的经济增长效应、产业结构升级效应以及创新能力提升效应等,如魏丽和卜伟^[6]对国家自主创新示范区政策试点的经济增长促进效应进行整体平均化评估与个案评估发现,该类示范区设立的经济增长效应明显,但也存在地区异质性;顾伟忠和周新苗^[7]采用随机前沿模型对中关村示范区的全要素生产率进行测算以挖掘其波动特征并寻找影响因素;周阳敏和王前前^[8]指出国家自主创新示范区政策试点是促进产业结构优化和完善区域创新系统的重要战略,并实证发现示范区能显著促进产业结构合理化。也有学者从宏微观不同层面重点关注了国家自主创新示范区政策试点的创新驱动效应,如有学者基于“要素—结构—功能”分析范式,从创新投入、创新产出、创新主体及创新环境等维度综合评价典型示范区的创新能力^[9-10];梁向东和阳柳^[11]发现国家自主创新示范区建设提高了地区创新驱动效率,但其创新溢出效应不明显;晏艳阳和严瑾^[12]指出示范区设立带来的“政策效应”和“集聚效应”能够显著促进企业创新;郭金花等^[2]指出创新政策试点可通过加强政策激励、促进良性市场竞争等促进企业创新质量提升。

学者们关注到了部分典型示范区某类具体政策对当地创新发展的带动效应,也有学者从经济增长效应、产业结构升级效应以及创新效应等多方面、多维度对国家自主创新示范区建设的总体政策效应进行评价,但仅有少数学者挖掘政策效应发挥作用的内在机理。高质量发展下,全要素生产率作为衡量地区经济发展质量的重要指标,国家自主创新示范区创新政策试点在助推城市全要素生产率增长方面发挥了怎样的影响效应,具体机理是什么,鲜有研究专门就此议题进行深入探究。

基于此,本文选取2006—2017年中国285个城市样本数据,实证检验国家自主创新示范区创新政策试点对城市全要素生产率增长的政策效应及作用机制。主要贡献在于:(1)以国家自主创新示范区创新政策试点为准自然试验,采用双重差分模型实证检验该创新政策试点对城市全要素生产率增长的政策效果,有效克服了传统估计方法由于遗漏变量等导致的内生性问题;(2)从创新要素集聚视角切入,深入揭示了创新政策试点通过促进人才、资金及技术等要素集聚促进城市全要素生产率增长的作用机制,有助于厘清创新政策试点发挥作用的路径机制;(3)考察了不同地理区位、行政等级及经济发展水平类型城市,创新政策试点影响城市全要素生产率增长政策效应的异质性。

二、理论机制与研究假设

(一) 创新政策试点与城市全要素生产率增长

国家自主创新示范区创新政策试点是引领、带动与辐射各地区开展自主创新活动的综合载体和增长极,包括以单个城市进行试点的自主创新示范区和以城市群为基础单元组成的跨区域自主创新示范区,主要通过发挥创新政策引领者、创新环境营造者和创新活动资助者等角色,对城市全要素生产率增长产生影响。

一是创新政策试点着力在创新体制机制上有所突破,出台实施各种有利于创新活动开展的政策、法规,如开展股权激励试点、深化科技金融改革创新试点、支持新型产业组织参与国家重大科技项目等,着力打破创新资源配置的条块分割,赋予了各创新主体更大自主权积极开展创新活动,能够帮助各主体准确识别创新机会,合理配置创新资源,提高创新的成功率进而促进全要素生产率增长。二是创新政策试点着力营造宽松的创新创业环境,完善创新服务、优化新型基础设施建设等,对推动创新成果加快转化为现实生产力,促进全要素生产率增长发挥了重要作用。如加快科技园区、创新孵化器建设、搭建“双创”平台等,为城市创新活动的开展提供了基础设施条件,能打破科技创新活动的时空

距离障碍,降低科技市场信息不对称,提高城市创新效率^[13],进而对城市全要素生产率增长产生积极影响。三是国家自主创新示范区创新政策试点享有的人才、金融、税收、土地利用等与创新相关的众多优惠政策,为促进自主研发和构建创新生态系统创造了良好的政策环境^[6],特别是对区内企业科技投入、补贴等优惠和扶持,以及政府鼓励高校、科研机构开展基础知识与共性技术开发,会直接推动城市全要素生产率提升。基于此,提出假说1。

假说1:创新政策试点有利于促进城市全要素生产率增长。

(二) 要素集聚是创新政策试点促进城市全要素生产率增长的重要作用路径

创新活动的开展并非依赖于单一类型的创新要素,创新始于技术,重在人才,成于资本,城市创新发展离不开人才、资本、技术等要素的支撑及协同互动^[14-15]。要素集聚是指人才、资金、技术、设备等各类要素的集中与汇合,能够产生“1+1>2”集聚效应,加快创新速度^[16],是驱动城市持续创新发展的核心力量。以人才、资本、技术等为核心的要素集聚引起了各要素在地理空间范围内重新分布与优化配置,有利于促进各类要素间共享、匹配与学习^[17],发挥集聚的规模效应、技术创新效应与知识外溢效应等^[18-19],推动资源高效率配置进而对城市全要素生产率增长发挥了重要作用。

良好的政策福利、创新环境条件等是促进人才、资本、技术等要素集聚的前提^[15]。国家自主创新示范区试点着力在创新体制机制上有所突破,通过优化创新平台与创新服务以及提供各类补贴及特殊政策优惠和扶持等为要素集聚提供了良好的“政策效应”,可吸引各类要素有效集聚。如政府补贴能为各类人才创造较为丰厚的薪资空间、福利待遇和创新奖励^[20],减免税收以减少相关企业的创新活动成本等不断地推进示范区大量创新要素汇聚、形成创新“高地”。具体地,一是集聚区内各创新主体可共享研发设备与创新基础设施等,在减小研发投入成本的同时有利于促进资源要素共享及利用效率提升,进而获得规模经济效率,促进全要素生产率增长;二是人才、资本等要素集聚降低了创新活动供需双方的搜寻成本,促进了各类要素的优化组合,有助于市场匹配效率提升,如人才、资本及技术等要素集聚能凝聚集体智慧、形成创新链条、提供合作机会,优化资源配置效率进而促进全要素生产率增长;三是因地域、知识邻近性等,示范区内多样化创新要素间能保持高频率互相来往和互动,易于形成非正式面对面交流和学习机会使得创新活跃度明显提升,也增强了高技能人才间的交流与学习进而产生知识溢出,推进创新成果数量与质量提升并产生更大的生产收益^[21],促进了全要素生产率增长。基于此,提出假说2。

假说2:人才、资本和技术等要素集聚是创新政策试点促进城市全要素生产率增长的作用路径。

三、模型构建与变量说明

(一) 实证模型构建

基于前文理论分析,为识别创新政策试点对城市全要素生产率增长的影响效应,本文运用双重差分模型(DID)进行政策效果评估。截至2020年,中国先后批设了21家国家自主创新示范区,分布于40多个城市,为本研究提供了一个较好的准自然试验,同时,由于国家自主创新示范区批复设立是分批进行的,而传统双重差分模型仅能对单一时点的政策试点效果进行评估。因此,本文借鉴相关研究的做法^[22-23],构建多期双重差分模型进行实证检验,具体见模型(1)。

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treated_{it} + \varphi X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, TFP 表示城市全要素生产率; $treated$ 表示创新政策试点,其系数反映创新政策试点对城市全要素生产率增长的影响效应; X_{it} 表示控制变量,包括城市化水平、产业结构、政府干预、人力资本等; α_0 为常数项, μ_i 表示个体固定效应, v_t 表示时间固定效应, ε_{it} 表示随机干扰项。

同时,为进一步考察创新政策试点影响城市全要素生产率增长的作用机制,参考温忠麟和叶宝娟^[24]的中介效应模型,本文在模型(1)基础上,依次构建了模型(2)与模型(3)进行检验。

$$agg_{it} = \beta_0 + \beta_1 treated_{it} + \varphi X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$TFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 treated_{it} + \gamma_2 agg_{it} + \varphi X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(2)与模型(3)中 agg 表示要素集集中介变量;模型(2)中 $treated$ 的系数 β_1 表示创新政策试点对要素集聚的影响效应;若模型(2)中 $treated$ 的系数 β_1 与模型(3)中 agg 的系数 γ_2 均显著,表明要素集聚是创新政策试点促进城市全要素生产率增长的重要路径;其余变量同前文定义一致。

(二) 样本选择与变量说明

1. 全要素生产率(TFP)。参考相关研究,本文采用全域 SBM 方向性距离函数构建 Malmquist-Luenberger 指数测算^[25]。其中,期望产出采用城市地区生产总值表征,并以 2005 年为基期选用对应城市所在省份的 GDP 价格指数平减成 2005 年不变价,以消除通货膨胀因素;非期望产出采用城市二氧化硫排放量、烟尘排放量及工业废水排放量三项指标表征。投入指标包括三个方面:劳动力投入采用城市历年单位从业人员数表征;资本投入采用城市固定资产资本存量表征,并借助永续盘存法进行估算,公式为: $K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta) + I_{it}$, 其中,初始资本存量采用基期固定资产投资额除以 10% 表示, δ 折旧率设定为 9.6%;能源投入,采用城市用电量表征。

2. 创新政策试点($treated$)。根据国家自主创新示范区创新政策试点获批与否及获批的时间,设置虚拟变量 $treated$,将获批国家自主创新示范区创新政策试点所在的城市定义为实验组,没有获批的城市定义为控制组。并结合获批时间,将国家自主创新示范区设立当年及以后实验组对应的 $treated$ 变量赋值为 1,设立之前的赋值为 0,其余控制组对应的 $treated$ 变量赋值为 0。

3. 要素集聚(agg)。人才是一个城市创新发展中最具活力的要素,是技术研发活动的直接参与主体;资金是维持创新活动的物质基础,研发活动开展、科技基础设施建设等均离不开资金支撑;而先进管理经验、技术等能为科技研发及成果转化提供良好支撑,三者构成了创新的核心要素。因此,本文采用人才集聚、研发资金集聚与技术集聚三个方面的加权平均值综合反映城市要素集聚水平。其中,人才集聚($talent$),采用从事金融业、计算机服务和软件业、科学研究、教育业、文化体育和娱乐业以及租赁和商业服务业人员的区位熵指数表征;研发资金集聚($capi$),采用科学技术支出占 GDP 比重表征;技术集聚($tech$),采用人均发明专利、实用新型专利与外观设计专利总授权量表征。

4. 控制变量。为了控制其他因素对城市全要素生产率的影响,在梳理相关文献的基础上^[26-28],本文选择了如下控制变量:城市化水平采用城镇从业人员占总人口比重衡量;产业结构采用配第-克拉克产业结构升级系数衡量,其中, $indu = \theta_{1t} + 2\theta_{2t} + 3\theta_{3t}$, θ_{it} 表示在 t 时期第 i ($i = 1, 2, 3$) 产业产值占 GDP 比重;人力资本水平采用城市普通高校在校生人数占总人口比重衡量;对外开放水平采用城市年度实际外商投资额占 GDP 比重衡量,并利用历年人民币年平均汇率进行换算。另外,本文还加入政府干预、信息化水平、市场化水平等变量用以控制其对城市全要素生产率的影响,其中,政府干预采用政府

表 1 描述性统计

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
全要素生产率(TFP)	3 420	1.031	0.359	0.067	11.500
创新政策试点($treated$)	3 420	0.036	0.187	0.000	1.000
要素集聚(agg)	3 420	9.852	12.610	0.513	211.600
人才集聚($talent$)	3 420	1.065	0.383	0.132	9.142
研发资金集聚($capi$)	3 420	20.900	23.100	0.000	631.000
技术集聚($tech$)	3 420	7.593	22.370	0.002	360.300
城市化水平($city$)	3 420	0.121	0.116	0.003	1.473
产业结构($indu$)	3 420	2.252	0.149	1.821	2.801
政府干预(gov)	3 420	0.199	0.051	0.016	1.625
人才资本水平($univ$)	3 420	0.017	0.023	0.000	0.143
对外开放程度(fdi)	3 420	0.041	0.045	0.000	0.653
信息化水平($post$)	3 420	0.028	0.077	0.002	4.192
市场化水平($mark$)	3 420	0.619	0.173	0.185	0.873

科学教育支出占财政总支出比重衡量;信息化水平采用城市年末邮电业务量占 GDP 比重衡量;市场化水平采用省级层面测算的市场化水平与城市数据匹配获得,即“非国有经济占工业总产值的比重、非国有经济在全社会固定资产投资中的比重及非国有经济就业人口占总就业人口比重”三个指标加权平均衡量。本文选取 2006—2017 年中国 285 个地级市面板数据为研究样本,数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》等,变量描述性统计见表 1。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

采用双重差分模型的一个重要前提是政策实施前的实验组与控制组具有共同趋势。为了检验研究问题是否满足这一前提,本文对实验组与控制组政策试点前后的城市全要素生产率增长变化进行了共同趋势检验(见图1)。结合图1可知,在创新政策试点实施的前3年,每个时期的政策变量系数均与0无显著差异,表明满足平行趋势假设,即本文政策效果评估适用于双重差分模型。在创新政策试点实施后的3年,各时期政策变量的系数整体显著大于0,初步验证了创新政策试点对城市全要素生产率增长具有显著的正向影响。

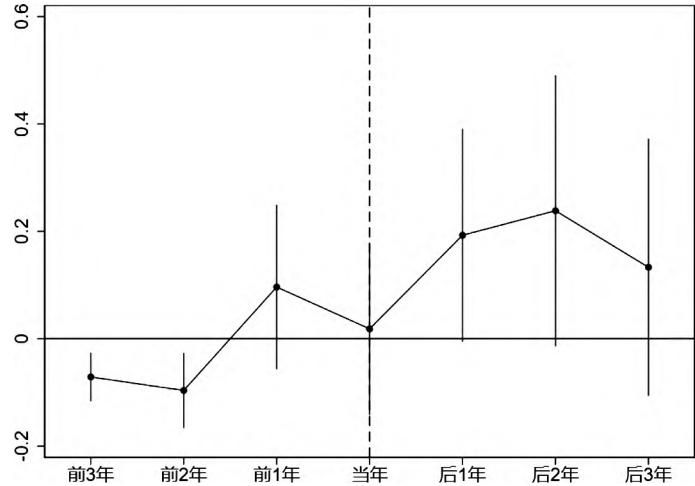


图1 共同趋势检验

基准回归结果显示,表2中列(1)为不加入控制变量的情况下,政策变量(*treated*)的回归系数为0.199,在1%水平下显著;列(2)为不加入控制变量但控制时间和地区效应的情况下,*treated*的回归系数为0.097,在10%水平下显著;列(3)为加入控制变量且控制时间和地区效应的情况下,*treated*的回归系数为0.109,在5%水平下显著,表明创新政策试点能显著促进城市全要素生产率增长,假说1得到验证。

从控制变量看,城镇化水平对城市全要素生产率增长的回归系数在1%水平下显著为负,究其原因,在城镇化过程中,生产资源进一步集聚,其中人口数量集聚和质量提升均会对城市全要素生产率产生影响,负向影响在一定程度上反映了目前我国城镇化更多的是劳动力数量不断向城镇集聚的过程而非质量提升^[29],而劳动力数量高度集聚可能会出现“城市病”等拥挤效应现象^[30],在一定程度上抑制了城市全要素生产率增长。产业结构的回归系数在10%水平下显著为负,表明目前产业结构仍未能有效促进“结构红利”充分释放,对城市全要素生产率增长产生了一定的抑制作用;对外开放程度的回归系数在1%水平下显著为正,表明对外开放有利于吸引外资,特别是先进技术、管理经验的引入有利于促进全要素生产率增长;而其余变量的影响均不显著。

基准回归结果显示,表2中列(1)为不加入控制变量的情况下,政策变量(*treated*)的回归系数为0.199,在1%水平下显著;列(2)为不加入控制变量但控制时间和地区效应的情况下,*treated*的回归系数为0.097,在10%水平下显著;列(3)为加入控制变量且控制时间和地区效应的情况下,*treated*的回归系数为0.109,在5%水平下显著,表明创新政策试点能显著促进城市全要素生产率增长,假说1得到验证。

(二) 稳健性检验

1. 剔除直辖市样本。考虑到北京、天津、上海与重庆四个直辖市在行政等级及经济规模等方面的特殊性,本文将其从研究样本中予以剔除,进行稳健性检验。由表3中列(1)与列(2)可知,创新政策试点变量对城市全要素生产率增长的影响与基准回归结果基本一致,本文研究结论不变。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>treated</i>	0.199*** (3.86)	0.097* (1.76)	0.109** (1.99)
<i>city</i>			-0.290*** (-3.20)
<i>indu</i>			-0.230* (-1.85)
<i>gov</i>			-0.199 (-1.36)
<i>univ</i>			1.098 (1.41)
<i>fdi</i>			0.639*** (2.65)
<i>post</i>			-0.002 (-0.07)
<i>mark</i>			0.092 (0.69)
<i>cons</i>	1.023*** (170.24)	0.942*** (105.13)	1.435*** (4.69)
地区效应	NO	YES	YES
时间效应	NO	YES	YES
N	3 420	3 420	3 420
R ²	0.012	0.048	0.053
F	14.925	21.570	15.630

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

2. PSM-DID 检验。创新政策试点不是随机进行的,而非随机样本直接进行估计将产生样本选择性偏差,同时,对于进行创新政策试点与未进行政策试点的城市而言,其全要素生产率增长的部分差异也可能是由其他不可观测因素导致。倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)可有效克服这些问题,得到一个干净的政策处理效应,因此,采用 PSM-DID 方法再次进行稳健性检验。具体地,采用 Logit 回归及 1:1 邻近匹配得到倾向值得分,并根据得分值对未进行政策试点的城市与进行政策试点的城市进行匹配,将配对成功的样本视为实验组,再次进行回归估计。表 3 中列(3)与列(4)显示,政策变量的回归系数至少在 10% 水平下显著为正,研究结论是稳健的。

3. 基于单一时点 DID 估计。借鉴已有研究^[31],本文通过选择某一时间节点进行创新政策试点的城市为研究对象,进行单一时点双重差分稳健性检验。具体地,以 2009 年第一批国家自主创新示范区创新政策试点为时间节点,

并将 2009 年进行创新政策试点的城市作为实验组,其余城市作为对照组,同时为了避免 2009 年之后进行创新政策试点城市样本对回归结果的干扰,本文剔除了 2009 年之后进行试点的城市并进行回归估计。其中, $treated^0$ 为时间虚拟变量($year$)和组别虚拟变量($test$)的交乘项,表示政策效应,结合表 3 中列(5)与列(6)可知,创新政策试点的回归系数均在 1% 水平下显著为正,研究结论具有稳健性。

4. 安慰剂检验。为排除本研究中城市全要素生产率变化是否受同一时期其他政策或随机因素干扰,本文进一步采用安慰剂检验。具体地,在 285 个城市样本中随机选出 52 个城市作为虚拟实验组,剩余 233 个城市样本作为对照组,随机抽样 100 次按模型(1)回归估计,估计系数的核密度分布见图 2。由图 2 知,100 次抽样中绝大多数估计系数 t 值的绝对值分布在 2 以内,这表明创新政策试点变量估计系数绝大多数在统计上未通过显著性检验,即未被观测到的其他政策或随机因素对结果的影响较小。

五、进一步分析:作用机制与异质性检验

(一) 作用机制检验

为验证“创新政策试点—要素集聚—城市全要素生产率增长”这一作用机制,本文采用中介效应模

表 3 稳健性检验

变量	去掉直辖市样本		PSM-DID		基于单一时点 DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treated$	0.179*** (3.22)	0.105* (1.75)	0.167*** (3.13)	0.122* (1.72)		
$treated^0$					0.240*** (16.62)	0.326*** (8.80)
$year$					0.044*** (5.16)	0.128*** (2.76)
$test$					0.072*** (4.20)	0.148* (1.71)
$city$		-0.308*** (-3.41)		-0.167 (-0.75)		-0.512** (-2.06)
$indu$		-0.164 (-1.40)		0.328 (1.44)		-0.151 (-1.24)
gov		-0.185 (-1.29)		0.343 (0.68)		-0.222 (-1.44)
$univ$		1.335* (1.72)		3.277* (1.79)		-0.444 (-0.52)
fdi		0.610** (2.50)		1.009** (2.12)		0.392 (1.63)
$post$		0.000 (0.00)		3.170* (1.69)		-0.009 (-0.34)
$mark$		0.154 (1.22)		0.0140 (0.05)		0.219 (1.63)
$cons$	1.023*** (168.96)	1.252*** (4.43)	1.031*** (88.71)	-0.0820 (-0.14)	0.991*** (197.66)	1.240*** (4.21)
地区效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES
时间效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES
N	3 372	3 372	740	740	2 940	2 940
R ²	0.008	0.051	0.030	0.060	0.012	0.041
F	10.365	15.096	9.826	3.663	4.636	37.339

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为 t 值。PSM-DID 回归分析中由于删除了找不到匹配对象的样本,因而损失了部分观测值。

型进行检验。结合表4,列(1)与列(2)分别为创新政策试点对要素集聚的回归结果以及创新政策试点、要素集聚对城市全要素生产率的回归结果。列(1)中要素集聚变量的回归系数为7.683,且在1%水平下显著,表明创新政策试点有利于促进城市要素集聚;列(2)中政策变量的回归系数不显著,要素集聚的回归系数为0.004,且在5%水平下显著,要素集聚发挥了完全中介效应,表明创新政策试点通过促进城市要素集聚促进了城市全要素生产率增长,初步验证了假说2。同时,Sobel检验也证实了要素集聚中介效应的存在性,要素集聚的中介效应系数为0.035,约占总效应的21.29%。

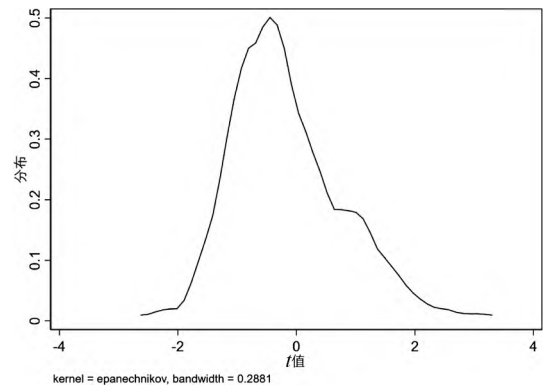


图2 核密度分布

表4 作用机制检验回归结果

变量	要素集聚		人才集聚		研发资本集聚		技术集聚	
	(1) <i>agg</i>	(2) <i>TFP</i>	(3) <i>talent</i>	(4) <i>TFP</i>	(5) <i>capi</i>	(6) <i>TFP</i>	(7) <i>tech</i>	(8) <i>TFP</i>
<i>treated</i>	7.683*** (4.42)	0.081 (1.53)	0.143*** (5.03)	0.101* (1.85)	13.443*** (3.39)	0.100* (1.86)	9.462*** (3.69)	0.070 (1.32)
<i>agg</i>		0.004** (2.43)						
<i>talent</i>				0.053* (1.83)				
<i>capi</i>						0.001** (2.13)		
<i>tech</i>								0.004*** (3.06)
<i>city</i>	23.263*** (5.25)	-0.374*** (-3.67)	-1.507*** (-6.94)	-0.210** (-2.05)	11.110 (1.08)	-0.297*** (-3.28)	60.185*** (8.54)	-0.536*** (-4.17)
<i>indu</i>	-5.397 (-1.51)	-0.211* (-1.75)	-0.126 (-0.77)	-0.224* (-1.81)	-14.525* (-1.67)	-0.220* (-1.80)	-1.540 (-0.31)	-0.224* (-1.85)
<i>gov</i>	21.376 (1.53)	-0.276 (-1.57)	0.135 (1.38)	-0.206 (-1.41)	46.630 (1.49)	-0.231 (-1.47)	17.370 (1.49)	-0.270 (-1.58)
<i>univ</i>	16.449 (0.38)	1.038 (1.34)	6.267*** (5.94)	0.765 (0.95)	-8.030 (-0.09)	1.103 (1.43)	51.110 (0.77)	0.889 (1.10)
<i>fdi</i>	23.181*** (2.84)	0.554** (2.42)	0.088 (0.50)	0.634*** (2.62)	54.539*** (2.78)	0.601** (2.55)	14.916* (1.95)	0.578** (2.52)
<i>post</i>	-0.760 (-0.46)	0.001 (0.04)	0.015 (1.42)	-0.003 (-0.10)	-2.033 (-0.52)	0.000 (-0.02)	-0.260 (-0.23)	-0.001 (-0.03)
<i>mark</i>	-9.213* (-1.73)	0.125 (0.97)	-0.208 (-1.35)	0.103 (0.77)	8.351 (0.75)	0.0860 (0.65)	-35.782*** (-4.84)	0.238* (1.80)
<i>cons</i>	11.948 (1.39)	1.391*** (4.69)	1.521*** (3.89)	1.354*** (4.45)	19.79 (0.97)	1.421*** (4.69)	14.53 (1.16)	1.375*** (4.66)
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	3 420	3 420	3 420	3 420	3 420	3 420	3 420	3 420
R ²	0.332	0.057	0.113	0.054	0.212	0.054	0.364	0.061
F	42.770	14.81	7.526	15.02	42.65	14.94	36.04	14.95
Sobel 检验	0.035 (z = 4.244, p = 0.000)		0.104 (z = 2.770, p = 0.006)		0.023 (z = 3.219, p = 0.001)		0.016 (z = 3.203, p = 0.001)	
间接效应占比(%)	21.290		6.350		14.080		9.940	

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

进一步地,列(3)与列(4)分别为创新政策试点对人才集聚的回归结果以及创新政策试点、人才集聚对城市全要素生产率增长的回归结果。列(3)中人才集聚变量的回归系数为0.143,且在1%水平下显著,表明创新政策试点有利于促进城市人才集聚;列(4)中创新政策试点与人才集聚变量的回归系数依次为0.101与0.053,且均在10%水平下显著,表明创新政策试点通过吸引城市人才集聚,为城市创新发展奠定了良好的人力资本基础,进而促进了城市全要素生产率增长。同时,Sobel检验进一步证实了人才集聚中介效应的存在性,中介效应系数为0.104,约占总效应的6.35%。

列(5)与列(6)分别为创新政策试点对研发资本集聚的回归结果以及创新政策试点、研发资本集聚对城市全要素生产率增长的回归结果。结合列(5)可知,研发资本集聚变量的回归系数为13.443,且在1%水平下显著,表明创新政策试点有利于促进城市研发资本集聚。列(6)中创新政策试点与研发资本集聚变量的回归系数依次为0.100与0.001,且在10%与5%水平下显著,表明创新政策试点能有效促进城市研发资本集聚,为城市创新活动的开展提供了有力的资金支持,进而有利于促进城市全要素生产率增长。同时,Sobel检验进一步证实了研发资金集聚中介效应的存在性,且其中介效应系数为0.023,约占总效应的14.08%。

同理,结合列(7)与列(8)可知,列(7)中技术集聚变量的回归系数为9.462,在1%水平下显著,表明创新政策试点有利于促进城市技术集聚。列(8)中创新政策试点与技术集聚变量的回归系数依次为0.070与0.004,且仅技术集聚变量在1%水平下显著,即存在完全中介效应,表明创新政策试点能有效促进城市技术集聚,为城市科技研发及成果转化提供先进管理经验与技术支撑,进而促进城市全要素生产率增长。同时,Sobel检验进一步证实了技术集聚中介效应的存在性,且其中介效应系数为0.016,约占总效应的9.94%。

(二) 区域异质性检验

由于区域经济非均衡性,各城市在地理区位、经济发展水平等方面差异明显,创新政策试点效果也往往存在一定的差异性。一般而言,具备优势区位条件的城市经济基础、科技创新能力和商业活跃度相对较强,同时,也具有获取要素资源便捷、交易成本较低等特征,因此,这类城市实施创新政策试点有利于促进政策效应发挥;而对于非省会城市、三线及以下城市等缺乏优势特征的城市,其自身经济发展、地缘缺陷及配套产业不完善等导致承载各类要素的配套高技术产业相对缺乏,仍没有形成以创新要素为主导支撑的长效机制,一定程度上不利于政策效应的发挥。因此,为了检验创新政策试点对城市全要素生产率增长影响的区域异质性,本文进一步将研究样本进行细分:依据城市地理区位将样本划分为东部城市、中部城市和西部城市,依据城市行政等级将样本划分为省会城市与非省会城市,依据城市经济发展水平将样本划分为一、二线城市与三线及以下城市,进而深入考察不同类型城市创新政策试点对城市全要素生产率增长影响的区域异质性,结果见表5。

对不同地理区位城市,结合表5,列(1)中东部城市创新政策试点变量的回归系数为0.124,在5%水平下显著,表明东部城市创新政策试点对城市全要素生产率增长的促进作用明显;列(2)显示中西部城市创新政策试点变量的回归系数未通过显著性检验,表明创新政策试点对中西部城市全要素生产率增长的政策效果不明显。究其原因,东部地区城市经济基础较好、以及国家不断加强东部沿海地区对外开放的政策红利等具有一定的区位优势,而中西部地区城市囿于经济基础较弱、科技创新能力不足以及交通基础设施发展滞后等,在一定程度上导致创新政策试点效果在东部地区城市和中西部地区城市差异明显。

对不同行政等级城市,结合表5,列(3)中省会城市创新政策试点变量的回归系数为0.236,在1%水平下显著;列(4)中非省会城市创新政策试点变量的回归系数为0.107,在10%水平下显著,表明相比于非省会城市,省会城市创新政策试点对城市全要素生产率增长的促进作用更明显。究其原因,不同行政等级城市在经济规模、创新资源配置效率等方面具有较大差异,一般而言,省会及副省会城市是各省经济发展的战略中心和先行者,其经济规模、政策优势以及创新资源配置能力等均优于省内其他城市,这种行政等级差异在一定程度上强化了创新政策试点的政策效应发挥。

对不同经济发展水平城市,结合表5中列(5)与列(6)可知,一、二线城市政策变量的回归系数在5%水平下显著为正,三线及以下城市政策变量的回归系数未通过显著性检验,表明一、二线城市创新政策试点对城市全要素生产率增长的促进作用明显,相比较而言,三线及以下城市政策试点效果不明显。究其原因,一、二线城市相比于三线及以下城市而言,在综合经济实力、城市发展水平、科技创新能力等各层面均有较大差距,这在一定程度上有利于强化一、二线城市政策效应的发挥。

表5 不同类型城市异质性回归结果

变量	地理区位异质性		行政等级异质性		经济发展水平异质性	
	东部城市 (1)	中西部城市 (2)	省会城市 (3)	非省会城市 (4)	一、二线城市 (5)	三线及以下城市 (6)
<i>treated</i>	0.124** (2.52)	0.564 (1.52)	0.236*** (2.73)	0.107* (1.70)	0.159** (2.32)	0.081 (1.19)
<i>city</i>	-0.014 (-0.18)	-0.497** (-2.40)	-0.450 (-1.14)	-0.064 (-0.90)	-0.119 (-1.15)	-0.255** (-2.35)
<i>indu</i>	0.199*** (2.75)	0.155* (1.73)	0.528* (1.85)	0.151** (2.53)	0.440** (2.43)	0.152** (2.41)
<i>gov</i>	-0.185** (-1.97)	-0.076 (-0.19)	0.161 (0.25)	-0.119 (-0.97)	0.106 (0.30)	-0.139 (-1.12)
<i>univ</i>	0.027 (0.06)	0.247 (0.37)	0.659 (0.65)	0.097 (0.18)	0.235 (0.31)	0.592 (1.03)
<i>fdi</i>	0.181 (1.39)	-0.226 (-0.59)	0.597 (1.31)	0.080 (0.67)	0.460 (1.49)	0.158 (1.11)
<i>post</i>	0.001 (0.03)	0.952 (1.12)	3.342 (1.07)	-0.009 (-0.39)	1.814 (0.83)	0.003 (0.08)
<i>mark</i>	0.025 (0.57)	-0.056 (-0.32)	0.066 (0.43)	0.004 (0.07)	0.158 (1.34)	-0.026 (-0.38)
<i>cons</i>	0.588*** (3.82)	0.743*** (3.09)	-0.418 (-0.59)	0.710*** (5.65)	-0.215 (-0.54)	0.738*** (5.47)
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	2 412	1 008	360	3 060	588	2 832
R ²	0.029	0.016	0.109	0.007	0.046	0.007
F	4.741	2.734	2.182	1.908	2.941	2.684

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

六、结论与启示

基于2006—2017年中国285个城市面板数据,本文采用双重差分模型实证考察了国家自主创新示范区创新政策试点对城市全要素生产率增长的影响效应及作用机制。研究结果表明:(1)创新政策试点有利于促进城市全要素生产率增长,通过变换城市全要素生产率增长测度指标、PSM-DID方法及单一时点双重差分估计等检验,均表明研究结论具有稳健性。(2)创新政策试点通过要素集聚促进城市全要素生产率增长,具体地,创新政策试点有利于城市吸引人才集聚、研发资金集聚及技术集聚进而推动了城市全要素生产率增长。(3)不同类型城市创新政策试点效果区域异质性明显,创新政策试点显著促进了东部城市全要素生产率增长,但对中西部城市全要素生产率增长的影响不显著;创新政策试点对省会城市全要素生产率增长的促进作用明显高于非省会城市;一、二线城市创新政策试点对城市全要素生产率增长的促进作用明显,三线及以下城市创新政策试点效果不明显。

基于上述结论,本文提出如下对策建议:(1)总结国家自主创新示范区试点城市“先行先试”的成功经验并加以推广,切实推动城市全要素生产率提升。对于已进行政策试点的城市,应持续推进其试

点改革,增强其辐射带动力,更大程度地发挥政策试点城市自主创新的引领示范作用,同时,也要对示范区运行实施实时、有效的监控,定期评估其经济绩效及示范带动作用等,并予以及时反馈与调整,必要时可将试点效果不佳的城市采取退出机制。(2)激发创新要素的潜在增值能量,发挥各示范区要素集聚的“乘数效应”。结合国家自主创新示范区政策试点的政策优势、产业发展目标等,强化政府对科技研发活动的战略引领及科技支出等作用;制定更加宽松的人才引进政策;开展股权激励试点、深化科技金融改革创新试点等,促进示范区人才、金融资本、研发资金、高端技术等创新要素合理集聚,着力建设技术创新体系、制度创新体系和创新创业生态系统,激发市场主体活力,推进城市全要素生产率提升。(3)完善创新政策试点城市建设合理布局,坚持因地制宜的差异化模式,提高政策试点的包容性与灵活性。各城市地理区位、经济发展水平等差异明显,不同类型城市在试点经验推广过程中,应因地制宜地借鉴和汲取试点经验,防止盲目追随、模仿,构建具有地方特色自主创新示范区,使各城市创新体系建设更具包容性、多元性。同时,也可通过政策设计强化对部分示范区的支持和倾斜,借助“互联网+”、数字经济等搭建平台推动创新要素跨区域流动,改善创新环境,优化创新资源配置效率,全面提升各城市全要素生产率,缓减区域创新发展差距。

参考文献:

- [1] 马宗国,张辉. 推进国家自主创新示范区高质量发展的战略思考[J]. 宏观经济管理,2019(7):47-54.
- [2] 郭金花,郭檬楠,郭淑芬,等. 中国创新政策试点能有效驱动企业创新吗?——基于国家自主创新示范区建设的经验证据[J]. 产业经济研究,2021(2):56-70.
- [3] 陈远燕,何明俊,冯文芸. 中关村鼓励创新税收优惠政策效果评估——基于双重差分模型的实证分析[J]. 税务研究,2017(10):56-61.
- [4] 解佳龙,李雯,雷殷. 国家自主创新示范区科技人才政策文本计量研究——以京汉沪三大自创区为例(2009—2018)[J]. 中国软科学,2019(4):88-97.
- [5] 张永安,关永娟. 国家自主创新示范区政策对地区经济的影响研究[J]. 软科学,2021(1):101-107.
- [6] 魏丽,卜伟. 国家自主创新示范区经济增长促进效应研究[J]. 科技进步与对策,2018(18):48-56.
- [7] 顾伟忠,周新苗. 高新技术园区全要素生产率测算与波动研究——以中关村示范区为例[J]. 宏观经济研究,2021(1):117-130.
- [8] 周阳敏,王前前. 国家自创区政策效应、产业结构合理化与高级化实证研究[J]. 中国科技论坛,2020(12):41-53.
- [9] 熊曦,魏晓. 国家自主创新示范区的创新能力评价——以我国10个国家自主创新示范区为例[J]. 经济地理,2016(1):33-38.
- [10] 董微微,蔡玉胜. 我国国家自主创新示范区创新能力评价[J]. 工业技术经济,2018(8):78-85.
- [11] 梁向东,阳柳. 国家自主创新示范区创新驱动效率测度及政策评价[J]. 中国软科学,2021(7):131-142.
- [12] 晏艳阳,严瑾. 国家自主创新示范区建设对企业创新的影响研究[J]. 软科学,2019(6):30-36.
- [13] KE X, CHEN H, HONG Y, et al. Do China's high-speed rail projects promote local economy? New evidence from a panel data approach[J]. China economic review, 2017,44:203-226.
- [14] COOKE P, URANGA M G, ETXEBARRIA G. Regional innovation systems: institutional and organisational dimensions [J]. Research policy, 1997,26(4-5):475-491.
- [15] 肖兴志,徐信龙. 区域创新要素的配置和结构失衡:研究进展、分析框架与优化策略[J]. 科研管理,2019(10):1-13.
- [16] 俞立平,龙汉. 创新:集聚、速度与升级[J]. 上海经济研究,2019(11):5-17.
- [17] DURANTON G, PUGA D. Micro-foundations of urban agglomeration economies [J]. Handbook of regional and urban economics,2004(4):2063-2117.
- [18] 李婧,产海兰. 空间相关视角下 R&D 人员流动对区域创新绩效的影响[J]. 管理学报,2018(3):399-409.
- [19] 孙红军,张路娜,王胜光. 科技人才集聚、空间溢出与区域技术创新——基于空间杜宾模型的偏微分方法[J]. 科学

- 学与科学技术管理,2019(12):58-69.
- [20]卓乘风,邓峰. 创新要素流动与区域创新绩效——空间视角下政府调节作用的非线性检验[J]. 科学学与科学技术管理,2017(7):15-26.
- [21]GLAESER E L, RESSEGER M G. The complementarity between cities and skills [J]. Journal of regional science, 2010, 50(1):221-244.
- [22]BERTRAND M, MULLAINATHAN S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences [J]. Journal of political economy, 2003, 111(5):1043-1075.
- [23]BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. Journal of finance, 2010, 65(5):1637-1667.
- [24]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731-745.
- [25]郭淑芬,郭金花. “综改区”设立、产业多元化与资源型地区高质量发展[J]. 产业经济研究,2019(1):87-98.
- [26]刘瑞明,赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗? ——基于双重差分方法的验证[J]. 管理世界,2015(8):30-38.
- [27]余泳泽,刘大勇,龚宇. 过犹不及事缓则圆:地方经济增长目标约束与全要素生产率[J]. 管理世界,2019(7):26-42+202.
- [28]刘华军,李超,彭莹,等. 中国绿色全要素生产率增长的空间不平衡及其成因解析[J]. 财经理论与实践,2018(5):116-121.
- [29]赵莎莎,张东辉,陈汝影. 中国城镇化水平和人力资本对全要素生产率的影响[J]. 城市问题,2019(7):59-67.
- [30]王静文,王明雁. 我国劳动力集聚红利:区际异质性与区间辨识[J]. 云南财经大学学报,2019(6):22-36.
- [31]SHAW S L, FANG Z, LU S, et al. Impacts of high speed rail on railroad network accessibility in China[J]. Journal of transport geography,2014,40:112-122.

(责任编辑:陈春;英文校对:葛秋颖)

Innovation Policy Pilot, Factor Agglomeration and Urban Total Factor Productivity Growth

GUO Jinhua¹, CHEN Xin¹, GUO Mengnan²

(1. School of Business Administration, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China;

2. School of Accounting, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

Abstract: Innovation is the driving force for high-quality development. Exploring the mechanism of innovative policy pilot affecting total factor productivity growth from the perspective of innovation agglomeration can provide scientific basis for promoting high-quality economic development. Taking the pilot policy of National Independent Innovation Demonstration Zone (NIIDZ) as natural experiment, this paper selects the data of 285 cities in China from 2006 to 2017, and empirically tests the policy effect and mechanism of pilot policy of the NIIDZ on TFP growth of cities by using the multi-phase DID model. The research shows that the innovative policy pilot can effectively promote the growth of TFP in cities, and element agglomeration is an important reason for the pilot policy of the NIIDZ to promote the growth of urban TFP. It can exert a positive impact on the growth of urban TFP by promoting talent agglomeration, R&D capital agglomeration and technology agglomeration. Furthermore, due to influence of geographical location, administrative level and economic development, policy effects of different types of cities are different. Eastern cities, provincial capitals, first-tier and second-tier cities and other dominant cities have obvious effect of innovative policy pilot, while central and western cities, third-tier and lower-tier cities and other cities have no significant effect.

Key words: pilot innovation policy; total factor productivity; element agglomeration; difference-in-differences model; heterogeneity