

区位导向性政策的创新驱动效应*

——基于产业转型升级示范区的证据

佟孟华¹ 李 慧¹ 张国建²

(1. 东北财经大学经济学院, 辽宁 大连 116025;

2. 南京审计大学经济学院, 江苏 南京 211815)



内容提要:为了落实创新驱动发展战略,中央和地方政府实施了大量的区位导向性政策。作为区位导向性政策的实施载体之一,产业转型升级示范区的设立是新时期推动老工业城市和资源型城市产业升级和企业创新的重要举措,但目前尚无研究从微观层面探索示范区政策对企业创新的影响。本文利用A股上市公司2010—2019年面板数据,采用双重差分模型,从创新投入和创新产出视角评估了示范区政策的创新驱动效应。研究发现,示范区设立可以显著提升区域内企业的创新投入水平和创新产出能力,并且政策效应具有一定持续性,该结论在多种识别假定检验和稳健性检验中依然成立。示范区政策的创新驱动效应具有空间异质性,其溢出效应显著带动了周边300~400千米范围内城市所辖企业创新产出的增加;同时,示范区政策对邻近城市创新投入具有负向虹吸效用,但是影响范围仅在周边100~200千米范围内。机制分析表明,示范区政策通过提高企业商业信用、提升城市居民消费活力和促进区域经济增长激励企业创新。本文的研究丰富了区位导向性政策创新驱动效应的相关理论,为未来中国区位导向性政策的改革发展提供了实证依据与思考方向。

关键词: 区位导向性政策 创新驱动效应 空间溢出效应 产业转型升级示范区

中图分类号:F421 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)04—0063—17

一、引言

党的十九届五中全会明确提出,要坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,把科技自立自强作为国家发展的战略支撑,深入贯彻落实创新驱动发展战略,推动经济体系优化升级。企业作为经济活动的重要参与者,其创新水平的提升是国民经济持续增长的重要源泉(吴一平和李鲁,2017)^[1]。由于创新活动具有高投入高风险的特性,仅仅依靠企业自身很难实现转型发展,因此需要政府的政策支持(刘春林和田玲,2021)^[2]。区位导向性政策是由政府主导的,通过税收优惠和政府补贴等方式拉动区域经济高质量发展的重要政策手段。该政策通过与具体区位绑定,结合本地区经济社会发展现状和自然禀赋优势,实现产业集聚和人力资本外溢(孙伟增等,2018)^[3],带动区域经济结构优化升级。

收稿日期:2021-10-27

* 基金项目:辽宁省经济社会发展研究课题“辽中南城市群产业升级、企业创新与区域协调发展研究”(20221slwzkt-004);国家自然科学基金一般项目“人工智能对就业的影响机制与对策研究”(20BJL144);国家自然科学基金一般项目“制造业嵌入双价值链的动力机制、效应与路径研究”(21CJL019)。

作者简介:佟孟华,女,教授,博士生导师,经济学博士,研究领域是经济计量分析与实证金融,电子邮箱:tongmenghua@dufe.edu.cn;李慧,女,博士研究生,研究领域是经济计量分析与政策评估,电子邮箱:dufelh@126.com;张国建,男,讲师,经济学博士,研究领域是宏观经济政策与微观企业行为,电子邮箱:zgj246@nau.edu.cn。通讯作者:李慧。

作为区位导向性政策的一种形式,产业转型升级示范区(以下简称“示范区政策”)是我国产业转型升级发展的新引擎,它的实施是为了促进老工业城市以及资源型城市转型发展,实现产业结构优化升级。

老工业城市和资源型城市为我国工业体系和国民经济体系的形成做出了重要贡献,在国民经济发展中占有重要地位。随着我国经济进入高质量发展阶段,经济发展速度放缓,老工业城市普遍面临发展滞后、转型困难等问题。示范区政策聚焦老工业城市和资源型城市转型困境,深入推进供给侧结构性改革,为老工业城市和资源型城市注入新的发展活力。以地市级老工业城市为例,2020年示范区城市(不含北京市、重庆市有关市辖区)地区生产总值为8.4万亿元,约占全国地市级老工业城市的40%;工业增加值为2.3万亿元,约占全国老工业城市的43%。数量占全国老工业城市约四分之一的示范区城市,创造了全国老工业城市四成的地区生产总值和工业增加值^①。示范区城市作为我国老工业城市的先进典型代表,肩负着引领全国老工业城市转型发展的重要使命。因此聚焦探讨示范区政策的创新驱动效应,对完善示范区建设,带动全国老工业城市调整产业结构,推动经济创新转型具有重要意义。

区位导向性政策对微观企业创新的影响一直是学者关注的热点,现有研究尚未得到一致性的结论。一部分学者认为,区位导向性政策可以通过国家提供的税收优惠(江飞涛等,2021)^[4],利用相邻企业的空间关联性,形成经济集聚效应,带动区域经济增长(曹清峰,2020)^[5]、提升企业的创新能力(王宏伟等,2022)^[6];也有部分学者认为,区位导向性政策仅仅导致了区域经济“量”的积累,并未带来“质”的提升,企业的集聚主要是为了获取政策优惠(蔡庆丰等,2021)^[7],未能带动区域经济高质量发展。那么,示范区的设立对微观企业创新会产生怎样的影响?既有研究主要基于城市层面,探讨了示范区政策对城市转型升级的影响(彭飞和金慧晴,2021)^[8]。在企业创新效用评估方面,目前依然缺乏严格的关于示范区政策因果效应的微观计量评估。与此同时,示范区政策作为完全由政府主导的区位导向性政策,其确定过程中的政治博弈无论多么繁琐复杂,单个企业对于是否设立示范区的影响却微乎其微。因此,示范区政策能够作为一个外生冲击来考察区位导向性政策的创新驱动效应。

鉴于此,本文以示范区政策为切入点,采用双重差分法,从微观企业层面探讨了示范区政策的创新驱动效应,并进一步检验了政策的溢出效应和作用机理。本文的研究不仅为区位导向性政策的创新驱动效应提供了新的经验证据,也有利于丰富关于示范区政策效果评价的相关研究。相较于已有文献,本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,基于微观企业层面,从创新投入和创新产出角度评估了示范区政策创新驱动效应的大小和政策效果的持续性,丰富了示范区政策与微观企业行为的相关研究。现有关于示范区的研究主要聚焦于地区经济总量层面,而本文关注示范区政策对区域内企业创新活动的影响,对相关研究进行了补充。第二,基于空间溢出效应视角,探讨了“虹吸-扩散”效应对企业创新投入水平和创新产出能力的差异性影响,并进一步测算了溢出效应影响的区间范围,加深了对示范区政策对企业创新具体影响的理解与认识,为政府优化示范区的空间布局提供了实证依据。第三,从宏观和微观两个维度,深入分析了示范区政策对企业创新投入水平和创新产出能力的作用机理,有助于厘清政府政策与微观企业行为之间的内在联系与传导途径,梳理企业创新行为的动机与影响因素,为未来示范区政策的完善发展提供理论依据与思考方向。

二、文献综述与理论假说

1. 示范区政策的创新驱动效应

创新驱动发展是老工业城市和资源型城市摆脱“资源诅咒”,实现产业优化升级和经济内生增

^① 刘太平.《“十四五”支持老工业城市和资源型城市产业转型升级示范区高质量发展实施方案》解读之二:系统谋划推动产业转型升级示范区高质量发展[N/OL]. 国家发展和改革委员会, https://www.ndrc.gov.cn/fggz/fgzy/xmtjd/202112/t20211217_1308441.html?code=&state=123,2021。

长的关键。在示范区政策实施的过程中,政府通过税收优惠和财政补贴等非市场手段,直接或间接地为企业提供政策支持,鼓励企业转型发展(蔡庆丰等,2021)^[7];此外,示范区政策的实施,能够吸引目标企业在地理上集聚,集聚形成的规模经济具有正外部性,可以降低生产成本,提升资源使用效率,促使企业创新水平的提升(李贲和吴利华,2018)^[9]。

具体来看,一方面,示范区设立形成的政策效应,可以直接或间接地为企业创新提供资金支持。企业的创新活动具有高风险和高投入的特点,并且很难获得外部资金扶持;此外,创新活动的正外部性也会降低企业创新的积极性。因此,充足的资金和政策支持对企业创新转型十分重要(Howell,2017)^[10]。示范区政策的税收优惠和财政补贴为企业的创新活动提供了资金支持,税收优惠既可以直接提升企业的利润水平,又可以帮助企业获得成本优势,进而提升企业的创新意愿(杨松令等,2019)^[11];同时,示范区政策的实施还可以从侧面向外部投资者传递示范区企业有政府作为隐性担保的信号(徐思等,2019)^[12],促使外部投资者对示范区企业形成良好的市场预期,有效吸引金融机构以及投资者参与示范区建设,从而缓解企业的融资约束,有助于企业增加创新投入水平,进而提高创新产出能力。另一方面,示范区政策的实施不仅能够吸引生产要素的空间集聚,还能够引致目标企业和关联产业在区域内集聚。首先,示范区的设立能够吸引劳动力、资本的空间集聚,为企业创新活动提供充足的人才和资本支持;其次,示范区的设立可以引致上下游企业在空间上集聚,形成规模经济效应,延长了产业链,降低了企业的搜寻成本、交易成本和雇佣成本,促使企业将更多的资金投入研发创新;最后,示范区设立产生的经济集聚效应为知识和技术提供了良好的交流平台,提升了企业整合、利用外部信息和知识的动力,促使企业通过匹配、学习和共享机制在企业层面形成规模报酬递增(Guiso等,2021)^[13],促进企业创新水平的提升。总体而言,示范区政策有利于实现资源高效配置和市场深度融合,为企业创新转型奠定良好的基础条件。因此,本文提出如下假设:

H₁:示范区设立对试点城市内企业的创新投入水平和创新产出能力具有积极正向作用。

2. 示范区政策的溢出效应

示范区的设立引致产业集聚,集聚形成的规模经济具有正外部性和负外部性,同时产业集聚为企业的创新活动和技术扩散创造了条件。因此,示范区政策在促进区域内企业创新水平提升的同时,对周边企业的创新活动产生影响。具体地,一方面,示范区政策的创新驱动效应在带动试点城市内企业创新转型的同时,对周边邻近地区企业形成示范效应。对于示范区周边企业而言,示范区的行政边界并没有阻断示范区企业与非示范区企业的交流学习,并且创新成果具有正向外部性,非示范区企业可以通过学习新技术和模仿高效的管理模式提高自身的生产效率,实现创新转型发展。此外,示范区企业也可以与周边邻近企业建立产业链关系,通过分工与合作,带动区域经济高质量发展。因此示范区设立对周边企业的创新产出具有正向溢出效应。另一方面,示范区的政策优惠促使周围企业和资源向示范区集聚,对邻近区域产生负向虹吸效应,从而形成集聚阴影区(Cuberes等,2021)^[14]。非示范区企业可以通过搬迁或者在示范区建立分公司的方式,来享受示范区的政策优惠,但是这就对非示范区企业的创新投入产生挤出效应。政策环境的差异会影响地区的发展潜力,较差的经济预期会降低企业创新投入的积极性。Kline和Moretti(2014)^[15]的研究发现,美国田纳西河流域的管理计划促进了该区域经济繁荣发展,却使邻近地区的福利水平遭受损失;唐诗和包群(2016)^[16]的研究也表明,开发区政策的实施并没有带动周边区域城市所辖企业的发展。因此,示范区设立对周边企业的创新投入具有负向虹吸效应。此外,值得一提的是,集聚外部性产生的空间溢出效应主要受到距离限制(曹清峰,2020)^[5],随着距离的变化,溢出效应表现出空间异质性。因此,本文提出如下假设:

H₂:示范区政策既可以通过创新成果的正向溢出效应带动周边企业创新产出的增加,也可以

通过政策优惠的负向虹吸效应阻碍周边企业创新投入水平的提升。

3. 示范区政策创新驱动效应的作用机理

理论上,区位导向性政策的经济集聚效应在推动城市发展的同时能够实现人口集聚,拉动内需,形成消费带动效应,为企业创新活动提供人力资本和市场条件;同时相关的税收优惠以及政策红利改善了企业的商业信用水平,为企业创新活动提供了更好的融资环境;政策实施改善了区域的经济环境,为地区经济高质量增长注入新活力,进而带动企业创新转型发展。

首先,示范区的设立引致人口集聚,扩大内需的同时推动企业创新能力的提升。Glaeser等(2001)^[17]最先提出消费城市的理念,认为城市既是生产中心也是消费中心。所有市民的高品质需求是驱动城市发展的最大动力。示范区的政策效应吸引企业空间集聚,进而产生大量就业机会,需求增加会吸引更多高素质人才聚集,必然会引致相关产业的发展,形成消费带动效应(乐茵等,2021)^[18],而人才的集聚又为企业创新转型发展提供动力。具体来看,示范区在适应当地自然禀赋基础上,促进区域经济发展和增加就业,人口集聚形成巨大的消费潜力,在产业集聚和人力资本外溢等共同作用下,促进企业创新水平的提升。以上分析表明,示范区设立可以通过扩大内需来促进企业技术创新。

其次,示范区的政策效应改善了企业的融资环境,为企业创新活动提供了充足的资金支持。已有研究表明,中国金融市场不完善促使大多数企业通过商业信用融资等方式获取信贷资金(姚星等,2019)^[19],商业融资已经成为企业进行技术创新和研发投资的重要资金来源(刘春林和田玲,2021)^[2]。但是由于信息不对称等问题的存在,导致交易伙伴面临企业信用违约风险,从而降低了其提供商业融资的积极性。本文认为,示范区的设立能够传递一种政策信号,使企业获得更高的商业信用。具体而言:一是示范区的政策优惠吸引企业在目标区域集聚,为企业生产发展提供了良好的市场环境,产业集聚可以降低企业与金融机构的信息不对称水平,进而降低道德风险(徐思等,2019)^[12];二是示范区企业可以获得一定的税收优惠和信贷支持,这向供应商提供一种企业具有发展潜力的信号,一定程度上缓解交易公司的顾虑。以上分析表明,示范区设立可以提升企业的商业信用,而商业信用的提升能够有效缓解融资约束进而为企业创新提供资金支持(刘春林和田玲,2021)^[2];李双建等,2020^[20]),这说明示范区政策可以通过改善投资环境来促进企业技术创新。

最后,示范区设立激发了区域经济发展的新活力,为区域实现创新驱动发展提供了新的契机。现有研究表明,区位导向性政策可以改变区域的不利初始条件,带动区域经济高质量发展(曹清峰,2020)^[5];Kline和Moretti(2014)^[21]研究发现,美国在田纳西河流域实施的区位导向性政策对区域经济发展具有长期带动效应。示范区设立形成的政策红利为目标区域的经济环境提供了新的初始环境,有利于老工业城市和资源型城市打破循环累积造成的经济增长滞后等局面,为区域发展提供了新的增长极,经济环境的改善为企业实现创新转型发展奠定了基础。具体来看,示范区政策的经济集聚效应和人才溢出效应拉动区域经济高质量发展,促进基础设施的改善,为企业创新活动奠定基础。以上分析说明,示范区政策可以通过促进区域经济增长来提升企业技术创新水平。因此,本文提出如下假设:

H₃:产业转型升级示范区通过扩大内需、改善投资环境以及促进区域经济增长三个途径作用于企业创新活动。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文选取2010—2019年我国A股上市企业为研究对象。数据来源主要是WIND数据库、中国研究数据服务平台(CNRDS)和《中国城市统计年鉴》,经济发展水平用VIIRS中国各地级市夜间灯

光数据来衡量^①,该数据为月度数据,通过加总获得年度数据。为了保证样本中处理组与控制组的可比性,将2019年设立为示范区城市所辖范围内的上市公司删除,本文的处理组仅包含2017年设立示范区城市所辖范围内的上市公司,未设立示范区城市所辖的上市公司为控制组,同时剔除数据部分缺失的上市公司。最终,用于研究的上市公司总共2046家,共18573个观测值^②。为了减少极端值对研究结论可能造成的影响,本文对企业层面变量做双边1%缩尾处理。

2. 模型设定

为了探讨示范区政策的创新驱动效应,构建基准回归模型如下:

$$Y_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 treats_{cit} + \lambda Control_{cit} + \gamma_{jt} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{cit} \quad (1)$$

其中, Y_{cit} 是城市 c 中企业 i 在 t 年的技术创新水平,分别用创新产出能力(当年独立获得的发明专利数量)和创新投入水平(研发支出)来衡量, $treats_{cit}$ ($treats_{cit} = treat_{ci} \times time_t$)为双重差分估计量, $Control_{cit}$ 是其他影响企业技术创新的控制变量, γ_{jt} 表示行业-年份固定效应,控制不可观测的行业差异, ν_i 表示企业固定效应,控制影响企业创新的非时变个体因素, μ_t 表示时期固定效应,控制随时间变化的不可观测因素对企业创新的影响, ε_{cit} 表示误差项。系数 α_1 反映了政策实施效果,若其显著大于0,表明假设 H_1 揭示的示范区政策的创新驱动效应得到验证。

式(1)主要研究政策的平均处理效应,该研究假设不存在溢出效应,但是区位导向性政策的溢出效应可能存在,借鉴Li等(2016)^[22]、曹清峰(2020)^[5]的研究,根据假设 H_2 ,构建如下模型用于直接检验示范区政策的溢出效应:

$$Y_{cit} = \beta_0 + \beta_1 did1_{cit} \times treat_{ci} + \beta_2 did1_{cit} + \lambda Control_{cit} + \gamma_{jt} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{cit} \quad (2)$$

其中, $did1_{cit} = treat1_{ci} \times time_t$,在样本期内,如果城市 c 与示范区距离小于400千米^③,则城市 c 所辖范围内的上市公司取1,即 $treat1_{ci} = 1$,否则为0。系数 β_2 捕捉示范区政策对周围城市所辖企业技术创新的溢出效应,系数 β_1 衡量了示范区政策对企业技术创新的直接政策效果, $\beta_1 + \beta_2$ 衡量示范区政策的完整政策效果。

根据空间经济学理论,集聚经济的规模效应会随着距离的增加而逐渐减弱,因此集聚外部性产生的溢出效应受到空间距离的限制(曹清峰,2020)^[5]。为了进一步检验示范区溢出效应的区间范围,借鉴Li等(2016)^[22]、曹清峰(2020)^[5]的研究,构建如下模型:

$$Y_{cit} = \delta_0 + \delta_1 treats_{cit} + \sum_{s=100,200,\dots,1100} \varphi_s Dis_{cit}^s + \lambda Control_{cit} + \gamma_{jt} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{cit} \quad (3)$$

式(3)在式(1)的基础上引入一组新的控制变量 Dis_{cit}^s 。其中,参数 s 表示任意非示范区城市到示范区城市间的球面距离(单位是千米, $s \geq 100$)。具体来看,当城市 c 在 $(s-100, s]$ 的空间范围内存在示范区,那么 $Dis_{cit}^s = 1$,否则 $Dis_{cit}^s = 0$ 。系数 φ_s 衡量示范区设立对周边邻近区域的创新驱动效应,在具体回归过程中,本文以100千米为单位^④,分别衡量了 $s = 100, 200, \dots, 1000, 1100 +$ 的估计结果,通过比较不同阈值下系数 φ_s 的经济与统计显著性来检验示范区政策效应的空间异质性。

3. 变量说明

(1)被解释变量。企业技术创新为本文的被解释变量。借鉴段军山和庄旭东(2021)^[23]、胡珺等(2020)^[24]的研究,本文从企业创新产出能力($lninvig$)和企业创新投入水平($lnrdexp$)两个方面探

① VIIRS中国各地级市夜间灯光数据原始数据的下载网址为:VIIRS Nighttime Light (mines.edu)。感谢审稿专家的建议。

② 由于数据缺失,用于衡量企业创新产出的样本共17482个观测值。

③ 中国陆地领土面积约960万平方千米,包含34个省级行政区(包括港、澳、台地区),假设每个省份是圆形的,则可以计算一个省份的半径是300多千米,考虑到省之间面积的差异,本文取最大值400千米为半径。

④ 截至2019年,中国有293个地级市,一个城市平均占地约3万平方千米,假设城市是圆形的,则可以计算一个城市的平均半径约为100千米。

讨示范区政策的创新驱动效用。鉴于很多企业的专利申请数为零,在衡量企业创新产出能力时,将发明专利数量加1,然后取对数。此外,在稳健性检验中,本文还采用专利申请强度(*invent*)和专利投入强度(*input*)来衡量企业技术创新。从相对角度对示范区政策的创新驱动效用进行再检验。

(2)解释变量。解释变量为政策虚拟变量,即 $treats_{cit}$ ($treats_{cit} = treat_{ci} \times time_t$)。在样本期内,如果城市 *c* 被设立为示范区,那么城市 *c* 所辖范围内的企业取1,即 $treat_{ci} = 1$, 否则为0;当 $t \geq 2017$ 时, $time_t = 1$, 否则为0。

(3)控制变量。由于区位导向性政策并不是随机设立的,参考示范区的筛选标准,结合 Liu 等(2021)^[25]、王春杨等(2020)^[26]、曹清峰(2020)^[5]等的研究,本文主要控制变量如下:企业年龄的二次项(*Age2*)、企业规模(*Size*)、资产负债比(*Lev*)、有形资产比例(*Tag*)、总资产净利润率(*Roa*)。

本文变量的具体说明及描述性统计如表1所示。

表1 变量具体说明及描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明	样本量	均值	方差	中位数
被解释变量	创新产出能力	<i>Ininvg</i>	当年独立获得的发明专利数量加1取对数	14289	0.934	1.226	0.693
		<i>invent</i>	专利发明数/营业收入	17004	0.012	0.253	0.000
	创新投入水平	<i>Inrdexp</i>	研发支出的对数值	18566	17.582	1.557	17.615
		<i>input</i>	研发支出/营业收入	18567	0.043	0.154	0.034
机制变量	人均社会消费品零售总额	<i>consum</i>	市辖区社会消费品零售总额/市辖区年末总人口	13226	6.524	5.978	5.398
	企业信用	<i>credit</i>	(应付账款+应付票据+预收账款)/总资产	17826	0.170	0.121	0.140
	经济发展水平	<i>economic</i>	中国各地级市夜间灯光数据来度量区域发展水平	15169	68.390	63.298	45.110
控制变量	企业年龄二次项	<i>Age2</i>	当年年份减去企业成立年份加1,然后取平方	22874	350.351	220.513	324.000
	企业规模	<i>Size</i>	总资产对数值	22861	22.043	1.293	21.891
	资产负债比	<i>Lev</i>	总负债/总资产	22861	0.431	0.424	0.408
	有形资产比例	<i>Tag</i>	固定资产净额/总资产	22861	0.221	0.166	0.187
	总资产净利润率	<i>Roa</i>	净利润/总资产余额	22861	0.045	0.746	0.039

四、实证结果

1. 基准回归

本文的核心问题是示范区政策能否对企业创新产生积极效应。基于此,表2显示了示范区设立对企业创新产出能力与创新投入水平的估计结果。其中第(1)、(5)列仅控制了政策虚拟变量以及企业固定效应和年份固定效应,第(2)、(6)列则显示了控制所有变量的估计结果。为了进一步检验本文估计结论的稳健性,在第(2)、(6)列的基础上分别控制了行业固定效应和行业-年份固定效应,实证结果如表2中第(3)、(7)列和第(4)、(8)列所示。表2第(1)~(4)列的估计结果表明,示范区政策的系数估计值显著为正,说明示范区的设立能够显著提升企业的创新产出能力。具体来看,相对于非示范区企业,示范区企业的创新产出能力提高了16.8%,这说明,示范区政策通过某些途径促进了企业技术创新产出。第(5)~(8)列的估计结果表明,示范区政策与企业创新投

入水平显著正相关,说明在区位导向性政策以及政府的引导下,企业对技术创新的重视与日俱增,示范区的设立使企业创新投入提高了13.8%。综上所述,示范区设立对企业创新产出能力和创新投入水平均具有正向效应,假设 H₁ 得到验证。

表 2 基准估计结果

变量	创新产出能力				创新投入水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>treats</i>	0.191 ** (0.094)	0.197 ** (0.093)	0.188 ** (0.088)	0.168 * (0.088)	0.008 (0.082)	0.112 * (0.068)	0.124 * (0.066)	0.138 ** (0.067)
<i>Age2</i>		-0.001 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)		0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.0004)	0.002 *** (0.000)
<i>Size</i>		0.044 ** (0.017)	0.038 ** (0.018)	0.043 ** (0.018)		0.822 *** (0.034)	0.839 *** (0.032)	0.829 *** (0.031)
<i>Roa</i>		0.005 ** (0.002)	0.008 * (0.004)	0.007 * (0.004)		0.050 (0.154)	0.052 (0.146)	0.014 (0.149)
<i>Lev</i>		0.018 (0.016)	0.016 (0.015)	0.022 (0.015)		-0.186 *** (0.068)	-0.190 *** (0.061)	-0.168 *** (0.060)
<i>Tag</i>		0.108 (0.124)	0.106 (0.126)	0.085 (0.129)		0.324 * (0.179)	0.399 *** (0.145)	0.370 ** (0.148)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应			是				是	
行业-年份固定效应				是				是
常数项	0.932 *** (0.003)	0.227 (0.427)	0.373 (0.413)	0.272 (0.427)	17.586 *** (0.002)	-1.163 (0.779)	-1.553 ** (0.753)	-1.306 * (0.745)
R ²	0.768	0.768	0.771	0.782	0.833	0.864	0.870	0.878
观测值	14077	14042	14042	13980	18330	18321	18320	18246

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,下同

2. 识别假定检验

前文的实证结果表明,示范区政策的实施具有显著的创新驱动效应,但是该结论仍有可能受到样本非随机问题以及遗漏变量的影响。为了验证本文政策识别策略的可靠性,进行了以下识别假定检验。

(1) 动态效应。借鉴 Li 等(2016)^[22]的研究框架,设定如下计量模型来检验示范区政策创新驱动效应的时间异质性:

$$Y_{cit} = \phi_0 + \prod_{k \geq -7, k \neq -1}^2 \phi_k D_{cit}^k + \lambda Control_{cit} + \gamma_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{cit} \quad (4)$$

其中, D_{cit}^k 代表示范区设立这一事件的虚拟变量,假定城市 c 设立示范区的年份为 T , 令 $k = year - T$; 当 $k = -7, -6, \dots, 1, 2$ 时, 相应的 $D_{cit}^k = 1$, 否则为 0。 $k = 0$ 表示政策开始实施年份, k 取负(正)数时, 表示政策推行前(后) k 年。在具体回归分析中, 本文以 $k = -1$ 即示范区设立前 1 年作为基准期。通过比较式(4)中系数 ϕ_k 的统计显著性以及大小即可验证示范区政策效应的时间异质性。

图 1 显示了示范区政策动态效应的估计结果(置信区间为 95%)。可以发现, 在示范区设立之前, 系数估计值较小且不具有统计显著性, 在示范区设立当年及其之后, 系数估计值变得显著, 且逐

渐增大。上述结果表明,随着示范区政策的实施,示范区企业与非示范区企业的创新产出能力和创新投入水平开始出现差异。该结论不仅验证了平行趋势假设,而且表明政策效果随时间呈现逐渐增加的状态并具有一定持续性。

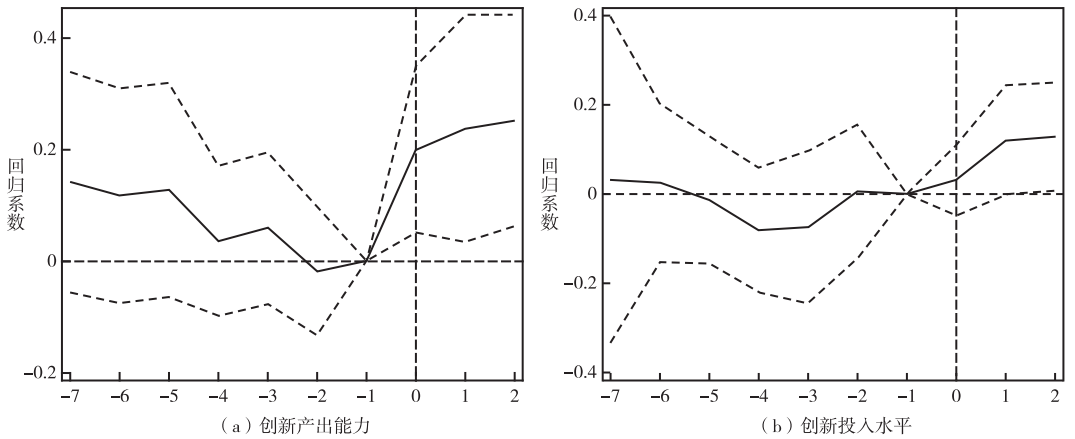


图1 产业转型升级示范区的动态效应

注:垂直虚线表示政策实施年份

资料来源:作者利用 Stata 软件绘制

(2)安慰剂检验。为了检验示范区政策的创新驱动效应是否受到遗漏变量的影响,借鉴 Li 等 (2016)^[22]的研究,进行了安慰剂检验。保持示范区设立时间不变,将原来的处理组企业视为控制组的一部分,在全样本中重新抽取相同数量企业作为处理组,在此基础上利用新样本重新对式(1)进行估计。为了提高安慰剂检验的识别能力,将上述过程重复 1000 次,图 2 显示了估计系数的概率密度分布。可以发现,随机抽取的估计值集中分布在零附近,估计系数均值分别为 -0.015 和 0.000,远小于表 2 的基准估计结果,说明示范区政策的创新驱动效应并未受到未观测到的遗漏变量的干扰。

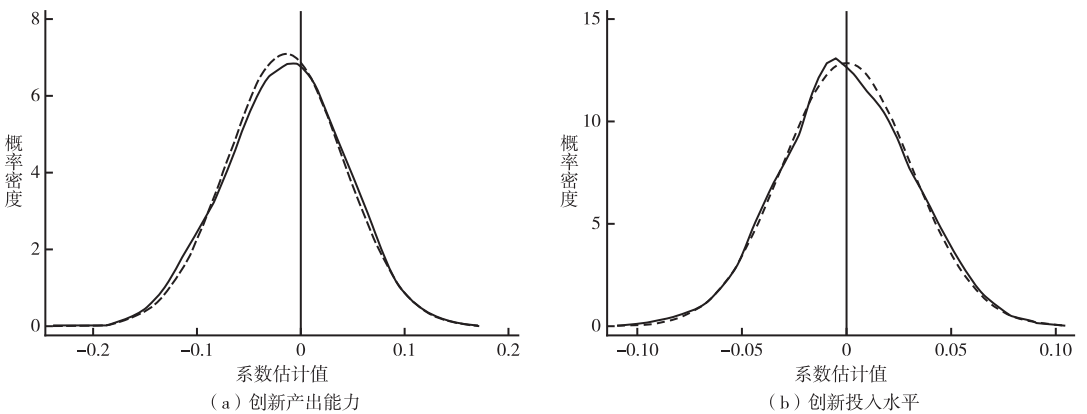


图2 安慰剂检验

资料来源:作者利用 Stata 软件绘制

(3)政策发生时间提前一年。示范区的实施时间是 2017 年,但是区位导向性政策从筹划到落地往往需要多年的时间,那么本文基准估计结果是否受到预期效应的影响?为了检验政策的随机性,本文假设政策实施时间提前一年(2016 年),实证结果如表 3 第(1)、(4)列所示, *treats_1* 的估计系数较小且不显著,这表明,本文的核心结论未受到预期效应的影响。

(4)其他政策。设立示范区的城市作为国家或区域中心城市,往往受到多项国家层面区位导向性政策的影响。为了排除其他区位导向性政策的影响,本文重点考虑国家级新区政策。即主要考察 2010 年设立的重庆两江新区、甘肃兰州新区和 2017 年设立的河北雄安新区。表 3 第(2)、(5)列显示了相应的估计结果。可以发现,国家级新区的系数估计值相对较小且不具有统计显著性,表明本文基准模型中估计的政策效果是由示范区政策产生的,而非其他政策的影响。

(5)包含所有示范区。在基准估计结果中,本文选取 2017 年设立示范区城市包含的企业为处理组,但是示范区在 2019 年进一步推广,在原来基础上又增加了 8 个示范区,前文处理组中并未包含新加入的 8 个示范区。为了检验前文估计的政策效果并非样本选择的结果,本文重新构建政策虚拟变量 $treats_3$,基于式(1)的估计结果如表 3 第(3)、(6)列所示,结果表明,处理组包含 2019 年样本时,估计系数略有上升,但并未使本文实证结论发生实质性变化。

表 3 识别假定检验

变量	创新产出能力			创新投入水平		
	政策发生时间提前一年	其他政策影响	包含所有示范区	政策发生时间提前一年	其他政策影响	包含所有示范区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treats$	0.179* (0.101)	0.155* (0.093)		0.151** (0.075)	0.148** (0.075)	
$treats_1$	-0.107 (0.077)			0.059 (0.059)		
$treats_2$		0.058 (0.127)			-0.051 (0.056)	
$treats_3$			0.169** (0.086)			0.140** (0.066)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份-行业固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.769	0.878	0.782	0.878	0.782	0.879
观测值	14042	18246	13992	18246	13980	18254

注: $treats_1$ 表示政策实施时间为 2016 年的政策虚拟变量; $treats_2$ 表示国家新区虚拟变量; $treats_3$ 表示包含所有示范区城市所辖企业的政策虚拟变量;省略了控制变量以及常数项的估计结果,其中控制变量与表 2 相一致,下同

3. 稳健性检验

前文采用双重差分法尽可能获取更可靠的估计结果。为了保证回归结果的稳健性,本文还进行了以下稳健性检验,检验结果如表 4 所示。

(1)相对分析。借鉴龙小宁和林志帆(2018)^[27]的研究,分别用专利投入强度(研发支出/营业收入)和专利发明强度(专利发明数/营业收入)代替原被解释变量。表 4 第(1)、(4)列的估计结果显示,虽然估计系数有所变化,但统计显著性和系数估计方向与原基准回归模型一致,体现了基准回归模型结论的稳健性。

(2)滞后一期。考虑到专利的研发和申请周期较长,导致示范区政策的创新驱动效应可能存

在滞后效应。鉴于此,选用全部控制变量的滞后一期重新对式(1)进行估计。表4第(2)、(5)列列示了示范区滞后效应的估计结果,系数估计值显著为正,说明示范区政策的创新驱动效应具有稳健性。

(3)短期效应。本文基准估计的样本期是2010—2019年,但是示范区设立时间是2017年,政策实施前的时期可能过长。鉴于此,本文选取样本期为2015—2019年,即政策实施前两年和后两年。实证结果如表4第(3)、(6)列所示,估计系数大小略有波动,但是显著性水平及方向并未发生改变。因此,样本期的缩短没有改变本文的基本结论。

表4 稳健性检验

变量	创新产出能力			创新投入水平		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	专利申请强度	滞后一期	短期效应	研发支出强度	滞后一期	短期效应
<i>treats</i>	0.009* (0.005)	0.060*** (0.011)	0.172** 0.086	0.145* (0.076)	0.248*** (0.064)	0.104* (0.054)
控制变量	控制		控制	控制		控制
<i>L. Control</i>		控制			控制	
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份-行业固定效应	-	是	是	是	是	是
R ²	0.023	0.188	0.802	0.887	0.863	0.928
观测值	14235	18259	11833	15306	7299	11335

注:专利申请强度=发明专利数量/营业收入,研发支出强度=研发支出/营业收入;*L.*为一期滞后算子

五、进一步讨论

1. 溢出效应检验

前文的研究中不允许政策效果从示范区城市向非示范区城市溢出,但这种溢出效应实际上可能发生。示范区的政策优惠可能吸引非示范区企业和资源向示范区集聚,这将对示范区周边企业构成负面虹吸效应;同时,非示范区企业可以向示范区企业学习,形成正向溢出。值得注意的是,溢出效应的存在可能使基准估计出现偏误,为了验证假设H₂,本文通过以下四种方式来检验示范区溢出效应的存在性。

(1)控制组的进一步筛选。本文针对溢出效应的存在性进行初步检验,借鉴张国建等(2019)^[28]的研究,对控制组进行进一步筛选,删除与示范区相同省份①的非示范区城市,基于新样本重新对式(1)进行回归,实证结果如表5第(1)、(4)列所示。可以看出,系数估计值略有波动,分别变动了-0.60%和8.69%②,但是显著性水平和统计方向与基准估计结果一致。造成系数估计值变化的原因可能有:一是区位导向性政策存在溢出效应;二是样本选择导致的。

(2)溢出效应。为了进一步检验溢出效应的存在性,本文利用式(2)直接对城市间溢出效应进行估计,实证结果如表5第(2)、(5)列所示。其中,*did1*的系数估计值直接衡量溢出效应,*did2*是

① 本文将辽宁省、内蒙古自治区、河北省、山西省、山东省、安徽省、湖北省、湖南省、重庆市、四川省、宁夏回族自治区、吉林省的非示范区城市所辖企业删除。

② 系数波动以表2第(4)、(8)列的估计结果为基准计算所得。

对政策效果的直接估计。可以发现,在控制了溢出效应的前提下, $did2$ 的系数估计值显著为正,且数值明显增大,说明示范区政策的创新驱动效应显著,且从侧面反映出示范区政策溢出效应的存在性;此外,在第(2)列中 $did1$ 系数为正,第(5)列中为负,但不具有统计显著性,从经济学角度来看,示范区设立对周边邻近企业的创新产出存在正向溢出效应,但是在创新投入方面,示范区政策对周边邻近区域具有负向虹吸效应^①,假设 H_2 得证。

(3)同心环效应。前文实证结论表明,示范区政策存在溢出效应,那么溢出效应的范围有多大?其影响的取值区间是多少?根据式(3)的估计结果绘制了变量 Dis_{cit} 系数估计值的变化趋势图(置信区间为90%),如图3所示。其中,选择距离示范区600~700千米作为基准。结果显示,与式(2)的估计结果相一致,示范区政策的溢出效应在创新产出和创新投入中有不同体现。具体来看,由图3(a)可以看出,示范区设立对周边区域企业的创新产出具有显著正向溢出效应,随着周边城市与示范区距离的增加,这种溢出效应呈现先变大后变小的趋势。其中,示范区政策对周边300~400千米范围内城市所辖企业具有显著的创新驱动效应,小于300千米或者超过400千米,示范区政策的创新驱动效应又变得不显著。由图3(b)可以看出,示范区政策对企业创新投入具有负向虹吸效应,但示范区政策对周边区域的负向溢出效应只限于其周边100~200千米范围内,随着周边城市与示范区空间距离的增加,示范区政策的负向溢出效应逐渐减弱,并且变得不显著。根据空间经济学理论,中心区域会对周边外围区域资源产生虹吸效应,从而在中心区域周边形成集聚阴影区(曹清峰,2020)^[5],导致示范区政策对距离其较近区域的企业发展产生不利影响。但是,只要超过特定距离、摆脱集聚阴影区以后,示范区设立对周边区域的负向虹吸效应会逐渐减弱。

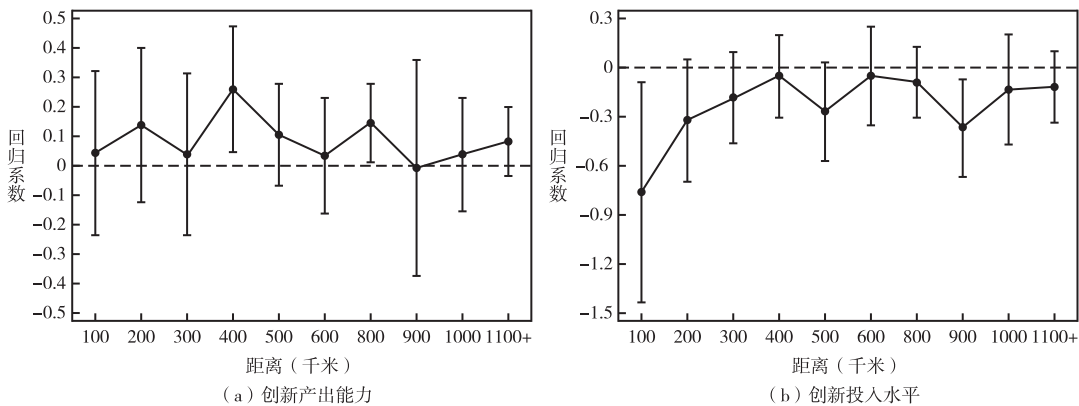


图3 产业转型升级示范区政策效应的空间异质性

注:竖直的线表示90%置信区间

资料来源:作者利用Stata软件绘制

(4)转移效应还是创造效应。针对区位导向性政策进行政策评估的一种担忧是,它可能仅仅是将经济活动从一个地方转移到另一个地方,并没有导致经济总量的增加(陈钊和熊瑞祥,2015)^[29]。具体而言,有可能是示范区设立以后,企业为了获取某些政策优惠,从其他城市,尤其是周围城市转移到了示范区所在城市,若此假设成立,则前文的估计结果可能包含了这种企业的空间转移效应。为了进一步识别示范区政策的创新驱动效应是转移效应还是创造效应,本文对样本再一次筛选,仅保留在示范区成立之前(2017年以前)就已经成立的企业样本进行回归。这样可以有效排除从其他城市因为示范区成立而转移过来的企业,因为企业一般只有在示范区成立后才会转

① 基准估计中区位导向型政策的创新驱动效应存在被略微低估或高估现象,但是示范区的创新驱动效应是毋庸置疑的,并且正如Li等(2016)^[22]所言,在中国背景下,溢出效应并不是政策制定者主要关注的重点问题。

移过来^①。尽管样本量有所下降,但从表 5 第(3)、(6)列可以看出,实证结果与基准估计基本一致,这表明前文的估计结果是创造效应而非转移效应。

表 5 溢出效应检验

变量	创新产出能力			创新投入水平		
	除去同省份控制组	溢出效应	转移效应还是创造效应	除去同省份控制组	溢出效应	转移效应还是创造效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treats</i>	0.167* (0.096)		0.168* (0.088)	0.150** (0.068)		0.139** (0.066)
<i>did1</i>		0.025 (0.101)			-0.062 (0.072)	
<i>did2</i>		0.275* (0.159)			0.310* (0.164)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份-行业固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.777	0.773	0.769	0.610	0.874	0.624
观测值	10424	14349	13878	15769	19118	17020

注:*did1* = *treat1* × *time*;若城市 *c* 与示范区城市的距离小于 400 千米,则 *treat1* = 1,否则为 0;*did2* = *did1* × *treat*

2. 作用机制检验

前文研究发现,示范区的设立具有显著的创新驱动效应和空间溢出效应,那么,影响示范区创新驱动效应的中间机制和传导过程是什么,哪些方面是示范区优化改进的重点?基于前文示范区政策创新驱动效应作用机理的理论分析以及研究假设 H₃,构建如下中介效应检验模型:

$$M_{cit} = \eta_0 + \eta_1 treats_{cit} + \lambda Control_{cit} + \gamma_{jt} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{cit} \quad (5)$$

$$Y_{cit} = \vartheta_0 + \vartheta_1 treats_{cit} + \vartheta_2 M_{cit} + \lambda Control_{cit} + \gamma_{jt} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{cit} \quad (6)$$

其中,*M* 为中介变量,分别表示企业信用、人均社会消费品零售总额和经济发展水平。当式(1)中系数 α_1 显著时,如果系数 η_1 和 ϑ_2 都显著,说明存在间接效应;若 ϑ_1 不显著,则存在完全中介效应,反之,则为部分中介效应。若系数 η_1 和 ϑ_2 至少有一个不显著,则需要构造 Sobel 统计量来检验中介效应的显著性。

(1)是否通过改善投资环境促进企业创新。示范区通过与所在城市有关金融机构合作建立产业投资基金,充分利用基金、债券等融资工具,进行多种渠道融资,支持企业创新。此外,国家开发银行加大对示范区重点项目建设的支持力度,支持符合条件的企业利用多层次资本市场开展直接融资。因此,示范区设立能够传递一种信号,即示范区企业可以获得更多的政策支持,从而提升企业的商业信用,进而获取创新所需市场资源。在前文理论分析的基础上,本文采用式(5)和式(6)对示范区的信号作用机制进行检验,实证结果如表 6 中(1)~(3)列所示。

^① 示范区的设立是需要经国务院批准的,一个城市最终能否设立示范区事先不容易被预期到。即便示范区的设立事先被转移企业预期到,也不会影响估计系数的一致性,除非这些转移企业还事先准确地预期到了“主导产业”。

由第(1)列可知,示范区政策的系数估计值为正且具有统计显著性,第(2)列和第(3)列结果表明,商业信用的系数估计值显著为正,并且商业信用属于部分中介,示范区政策通过提高商业信用对创新产出能力和创新投入水平的中介效用分别是0.32%和1.25%,商业信用对创新投入的中介效用要显著高于创新产出。以上结果表明,示范区设立通过政策效应的信号机制提升了企业的商业信用,商业信用的提升改善了企业的融资环境,有利于企业将更多资源投入创新,进而促使企业创新能力的提高,假设 H_3 得证。示范区的设立能够传递一种政策信号,即示范区企业能够获得更多的政策红利,一定程度上降低了供应商对企业偿债能力的顾虑,缓解信息不对称下企业的道德风险问题,提升交易伙伴的信任度,而商业信用的提升能够有效缓解融资约束进而激发企业的科技创新能力。

(2)是否通过扩大内需促进企业创新。示范区的设立,能否实现产业集中和人口集聚,带动城市居民消费活力的提升,激发消费的反作用,进而实现产业转型升级的目标,成为评估区位导向性政策效果的一个重要指标。城市居民的高品质需求是驱动城市发展的最大动力,市场需求的扩大能够激发企业的创新潜能,促进企业创新转型。

鉴于此,借鉴孙伟增等(2018)^[3]的研究,采用人均消费零售品总额作为中介变量,以此来研究示范区政策能否通过扩大内需,发挥中国巨大的市场优势,提升企业的创新投入水平和创新产出能力。实证结果如表6所示。由第(4)、(6)、(7)列可知,示范区设立带动了居民消费活力的提升,并且人均消费零售品总额对创新投入水平和创新产出能力均具有积极的正向效应。具体来看,扩大内需对创新产出和创新投入的中介效用分别为0.61%和1.19%,说明市场需求扩大可以激发企业发展的内生动力,进而能够获取创新所需市场资源,促进企业创新转型发展,假设 H_3 得证。示范区设立带动经济发展,增加了劳动力的收入,同时可以吸引劳动力在该城市的集聚——消费者数量的增加和个人消费能力的提升是提高城市消费活动的关键,人力资本的积累和市场需求的扩大,为企业创新活动提供了良好的市场环境,激发企业创新潜能,实现创新驱动发展。

(3)能否通过区域经济增长促进企业创新。加快建立健全创新驱动的产业转型升级内生动力机制,是老工业城市资源型城市实现转型发展的关键。示范区设立形成的政策红利能够吸引更多的企业和资本向示范区集聚,激发老工业城市和资源型城市的发展潜力,在实现区域经济增长的同时,提升企业的科技创新水平。

基于前文理论分析,借鉴范子英等(2016)^[30]、张俊(2017)^[31]、Elvidge等(2017)^[32]的研究,采用校正后的VIIRS中国各地级市2013—2019年夜间灯光数据来度量区域发展水平。利用式(5)和式(6)来检验区域经济增长的中介效应。实证结果如表6中(5)~(7)列所示。研究发现,示范区政策与区域经济发展水平的估计系数为正且具有统计显著性,说明示范区的设立显著带动了区域经济繁荣发展。由表6第(6)列和第(7)列的结果可知,经济发展水平与创新投入水平和创新产出能力正相关,即经济发展水平的提升,促使企业在增加创新投入的同时提高了创新产出。总体来看,示范区的设立,可以通过促进区域经济发展,来激励企业创新转型。其中,经济发展水平对创新产出的中介效应为0.43%,系数小且未通过Sobel检验,但是从经济学角度来看,经济发展能够带动企业创新产出能力的提升;经济发展水平对创新投入的中介效应为1.68%,即示范区政策可以通过拉动经济发展来促进企业创新投入的增加。上述结果表明示范区设立可以拉动经济增长,并且激励企业重视创新投入,但是未能带动区域经济由粗放增长向高质量增长转型(Crisuolo等,2019)^[33]。导致上述结论的原因可能有两点:一是区位导向性政策的设立导致新一轮的“投资热”与产能过剩等不符合高质量发展要求的问题(曹清峰,2020)^[5],以及资源配置的不公平等稀释了政策效果,从而产生规模经济的负外部效应,阻碍了企业创新水平的提升。二是示范区的工作重点为加快老工业城市和资源型城市转型升级,实现创新驱动发展是老工业城市和资源型城市结构

调整的关键,但是经济转型需要稳扎稳打,并且企业创新也需要一定的时间周期,短期内很难达到创新驱动发展的目标。因此,示范区在发展过程中应注重培育新的经济增长极,化解过剩产能,发挥市场的调节作用,实现区域经济增长,进而反哺企业,促进企业转型发展。

表 6 机制分析

变量	微观企业层面			宏观城市层面			
	商业信用	发明专利数量	研发支出	人均消费 零售品总额	经济 发展水平	发明专利数量	研发 支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>treats</i>	0.013* (0.008)	0.315*** (0.096)	0.082 (0.075)	0.360* (0.191)	0.358*** (0.066)	-0.144 (0.094)	-0.128 (0.088)
<i>credit</i>		0.243** (0.106)	0.941*** (0.183)				
<i>consum</i>						0.017*** (0.006)	0.033*** (0.006)
<i>economic</i>						0.012 (0.024)	0.047** (0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是				
行业固定效应				是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	-	是				
R ²	0.829	0.183	0.884	0.524	0.401	0.052	0.588
观测值	11228	11545	14059	13087	8576	8377	6638

六、结论与政策建议

本文以产业转型升级示范区设立为研究视角,基于2010—2019年中国A股上市企业数据,从微观企业层面探讨了示范区政策的实施对企业创新投入水平和创新产出能力的具体影响。结果表明,示范区的设立对试点城市内企业的创新活动具有正向影响,能够显著提升企业的创新投入水平和创新产出能力,并且示范区政策的创新驱动效应具有一定持续性。一系列识别假定检验和稳健性检验均证实了本文基准回归结论的可靠性。进一步地,本文检验了示范区政策对企业创新投入水平和创新产出能力空间溢出效应的存在性。示范区政策对周边300~400千米范围内城市所辖企业的创新产出具有显著的空间溢出效应,示范区的设立能够带动周边企业创新产出能力的提升;同时示范区政策对邻近城市100~200千米范围内企业的创新投入具有负向虹吸效用。在机制方面,示范区设立的政策红利能够提升企业的商业信用,为企业创新活动提供充足的资金支持;宏观层面,示范区政策的集聚效应,可以通过拉动内需,激发区域经济发展活力等方式,为企业创新活动提供良好的经济环境。

本文的结论对政府进一步完善示范区政策和企业创新转型具有重要启示。

第一,中央政府要贯彻落实创新驱动发展理念,深刻剖析老工业城市和资源型城市转型发展的需求,进一步加强示范区政策对企业创新转型的引导和激励作用。示范区的设立能够带动企业创新转型,并且政策效果具有一定持续性,因此,中央政府可以从如下方面进行改进:一是

需要继续落实示范区政策,贯彻落实示范区在税收减免、政府补贴、土地规划和融资便利等方面的政策支持,建立完善的年度评估制度和灵活的进入退出机制,鼓励示范区内企业创新的同时,倒逼示范区内企业加大对创新研发的投入、将创新成果积极应用于实践。二是可以适当扩大试点范围,目前示范区政策尚未推广到全部的老工业城市和资源型城市,中央政府可以将试点地区好的经验推广到非试点地区,以政策促创新,带动其他老工业城市和资源型城市转型升级。三是继续推进示范区建设,加快培育完整内需体系,把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,以创新驱动、高质量供给引领和创造新需求,带动全国老工业城市和资源型城市转型发展。

第二,地方政府在统筹建设示范区时不能本位主义,需要考虑相邻地区的比较优势与发展现状,以老工业城市和资源型城市为核心,扩大集群式试点城市,促进老工业城市和资源型城市转型的同时,带动区域经济协调可持续发展。研究发现,示范区政策的创新驱动效应具有空间溢出效应,因而示范区城市的政策红利会通过地理或者经济关联对邻近地区企业创新产生间接影响,这意味着“孤舟独浆”式的政策模式不利于区域协调发展(邵帅等,2022)^[34]。因此,一方面,示范区内地方政府要积极发挥政策对周边邻近地区的正向溢出效应,以邻为伴,将企业创新成果同周边邻近地区的生产实践相结合,发挥规模经济效应和集聚效应的促进作用;另一方面,示范区内地方政府要充分认识到区域协作和政策协同的重要性,坚持创新驱动发展,增强区域的核心竞争力,推动产业集群化发展。

第三,企业要抓住示范区设立的政策机遇,积极转变发展理念,利用好政策优势,突破发展瓶颈,实现创新驱动发展。示范区设立对企业创新驱动的最终效果是政策效应和经济集聚效应的综合,示范区设立的政策红利可以改善企业的融资困境,激发经济活力,为企业发展创造良好的政策环境;如果企业不转变发展方式,仅仅依靠政策效应,就会因“政策租金”的耗散而失去竞争力(李贲和吴利华,2018)^[9]。因此,一方面,示范区内企业基于政策红利,在充分利用基金、债券等融资工具,进行多种渠道融资的同时,要加大对企业创新研发的投入力度,培育自身比较优势,增强自身的核心竞争力,避免成为依赖政策红利发展的僵尸企业;另一方面,积极树立企业自身形象,优化资本结构和股权结构,提高自身商业信用水平,积极发挥好对创新驱动发展的促进作用。

本研究的不足之处在于:首先,政策效果的评估通常会面临“政策同时性”问题,除了示范区政策,同时期可能存在其他区位导向性政策,例如创新城市试点建设等政策的影响,从而导致政策效果估计可能会出现偏误。本文通过加入控制变量、控制了行业和年份的交互效应以及进行了各种识别假定检验和稳健性检验的方式来缓解这一问题,但是仍然难以完全克服。其次,本文深入探讨了示范区政策对企业创新活动的平均处理效应、溢出效应和作用机制,但是示范区政策针对老工业城市和资源型城市的特点,在传统产业改造、营商环境优化、新兴制造业培育、城市活力提升、生态修复治理等方面均实施了一系列的政策措施,针对这些方面的研究需要在以后的工作中逐步展开。

参考文献

- [1] 吴一平,李鲁. 中国开发区政策绩效评估:基于企业创新能力的视角[J]. 北京:金融研究,2017,(6):126-141.
- [2] 刘春林,田玲. 人才政策“背书”能否促进企业创新[J]. 北京:中国工业经济,2021,(3):156-173.
- [3] 孙伟增,吴建峰,郑思齐. 区位导向性产业政策的消费带动效应——以开发区政策为例的实证研究[J]. 北京:中国社会科学,2018,(12):48-68,200.
- [4] 江飞涛,陈强远,王益敏,李建成. 财政补贴与企业技术创新——来自医疗医药行业文本分析的证据[J]. 北京:经济管理,2021,(12):62-78.
- [5] 曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据[J]. 北京:中国工业经济,2020,

(7):43-60.

[6]王宏伟,朱雪婷,李平.政府补贴对光伏产业创新的影响[J].北京:经济管理,2022,(2):57-72.

[7]蔡庆丰,陈熠辉,林海涵.开发区层级与域内企业创新:激励效应还是挤出效应?——基于国家级和省级开发区的对比研究[J].北京:金融研究,2021,(5):153-170.

[8]彭飞,金慧晴.区域产业政策有效性评估——基于中国资源型和老工业城市的证据[J].南京:产业经济研究,2021,(3):99-111.

[9]李贲,吴利华.开发区设立与企业成长:异质性与机制研究[J].北京:中国工业经济,2018,(4):79-97.

[10]Howell S. T. Financing Innovation: Evidence from R&D Grants[J]. American Economic Review,2017,107,(4):1136-1164.

[11]杨松令,牛登云,刘亭立,王志华.实体企业金融化、分析师关注与内部创新驱动力[J].哈尔滨:管理科学,2019,(2):3-18.

[12]徐思,何晓怡,钟凯.“一带一路”倡议与中国企业融资约束[J].北京:中国工业经济,2019,(7):155-173.

[13]Guiso L.,L. Pistaferri, and F. Schivaidi. Learning Entrepreneurship from Other Entrepreneurs? [J]. Journal of Labor Economics, 2021,39,(1):135-191.

[14]Cuberes D.,K. Desmet, and J. Rappaport. Urban Growth Shadows[J]. Journal of Urban Economics,2021,123,(3):1-17.

[15]Kline P., and E. Moretti. People, Places, and Public Policy: Some Simple Welfare Economics of Local Economic Development Policies[J]. Annual Review of Economics,2014,(1):629-662.

[16]唐诗,包群.主导产业政策促进了企业绩效的增长吗?——基于外溢视角的经验分析[J].上海:世界经济研究,2016,(9):97-109.

[17]Glaeser E. L,K. Jed, and S. Albert. Consumer City [J]. Journal of Economic Geography,2001,(1):27-50.

[18]乐茵,黄明,李元旭.地区“人才新政”能否提升创新绩效?——基于出台新政城市的准自然实验[J].北京:经济管理,2021,(12):132-149.

[19]姚星,蒲岳,吴钢,等.中国在“一带一路”沿线的产业融合程度及地位:行业比较、地区差异及关联因素[J].北京:经济研究,2019,(9):172-186.

[20]李双建,李俊青,张云.社会信任、商业信用融资与企业创新[J].天津:南开经济研究,2020,(3):81-102.

[21]Kline,P., and E. Moretti. Local Economic Development, Agglomeration Economic, and the Big Push:100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority[J]. The Quarterly Journal of Economics,2014,129,(1):275-331.

[22]Li P.,Y. Lu, and J. Wang. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics,2016,(123):18-37.

[23]段军山,庄旭东.金融投资行为与企业技术创新——动机分析与经验证据[J].北京:中国工业经济,2021,(1):155-173.

[24]胡珺,黄楠,沈洪涛.市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗?——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J].北京:金融研究,2020,(1):171-189.

[25]Liu Q.,R. Lu, and Y. Lu, et al. Import Competition and Firm Innovation: Evidence from China[J]. Journal of Development Economics,2021,151,(2):1-17.

[26]王春杨,兰宗敏,张超,侯新烁.高铁建设、人力资本迁移与区域创新[J].北京:中国工业经济,2020,(12):102-120.

[27]龙小宁,林志帆.中国制造业企业的研发创新:基本事实、常见误区与合适计量方法讨论[J].厦门:中国经济问题,2018,(2):114-135.

[28]张国建,佟孟华,李慧,陈飞.扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J].北京:中国工业经济,2019,(8):136-154.

[29]陈钊,熊瑞祥.比较优势与产业政策效果——来自出口加工区准实验的证据[J].北京:管理世界,2015,(8):67-80.

[30]范子英,彭飞,刘冲.政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J].北京:经济研究,2016,(1):114-126.

[31]张俊.高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究[J].北京:经济学(季刊),2017,(4):1533-1562.

[32]Elvidge C. D.,K. Baugh, and M. Zhizhin, et al. VIIRS night-time lights[J]. International Journal of Remote Sensing,2017,38,(21):5860-5879.

[33]Crisuolo C.,R. Martin, and H. G. Overman, et al. Some Causal Effects of an Industrial Policy[J]. American Economic Review, 2019,109,(1):48-85.

[34]邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].北京:管理世界,2022,(2):46-69,4-10.

Innovation-Driven Effects of Place-based Policies: Evidence from Industrial Transformation and Upgrading Demonstration Zones

TONG Meng-hua¹, LI Hui¹, ZHANG Guo-jian²

(1. School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, Liaoning, 116025, China;

2. School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu, 211815, China)

Abstract: The fifth Plenary Session of the 19th CPC Central Committee made it clear that innovation must remain at the core of China's modernization drive, that self-reliance in science and technology should provide strategic support for China's development, that the strategy of innovation-driven development should be fully implemented. In order to improve independent innovation capacity and take the lead in an innovative country, the Party and government have been exploring effective economic reform programs. As a form of location-oriented policy, the demonstration area of industrial transformation and upgrading (demonstration area policy for short) is a new engine of China's industrial transformation and development. Its implementation is to promote the transformation and development of resource-based cities and old industrial cities, and achieve industrial transformation and upgrading. As the advanced typical representative of the old industrial cities in China, the demonstration area cities shoulder the important mission of leading the transformation and development of the old industrial cities in China. Therefore, focusing on the innovation-driven effect of the demonstration zone policy is of great significance to improve the construction of the demonstration zone, drive the adjustment of industrial structure in old industrial cities across the country, and promote economic innovation and transformation.

Based on the data of A-share listed companies from 2010 to 2019, this paper evaluates the innovation-driven effect of the demonstration zone policy from the perspective of innovation input and innovation output. It is found that the establishment of demonstration zones can significantly improve the innovation input level and innovation output capacity of enterprises in the region, and the policy effect is persistent. This conclusion is still valid in multiple identification hypothesis tests and robustness tests. The innovation driving effect of the demonstration zone policy has spatial heterogeneity, and its spillover effect significantly drives the increase of enterprises' innovation output in the surrounding 300 ~ 400 km area. At the same time, the demonstration zone policy has a negative siphon effect on the innovation input of neighboring cities, but the influence range is only within the radius of 100 ~ 200 km. The mechanism analysis shows that the demonstration zone policy stimulates enterprise innovation by improving enterprise commercial credit, promoting urban residents' consumption vitality and promoting regional economic growth. The research of this paper has enriched the relevant theories on the innovation-driven effects of location-oriented policies, and provided the empirical basis and thinking direction for the future reform and development of Location-oriented policies in China.

Compared to existing literature, this article possible contribution to the research is mainly manifested in the following three aspects: First, based on micro enterprise level, from the point of view of innovation input and output evaluation of the demonstration zone policy innovation the sustainability of the size of the drive effect and policy effect, enrich the demonstration zone policy and micro enterprise behavior of related research. Existing studies on demonstration zones mainly focus on the level of regional economic aggregate, while this paper focuses on the impact of demonstration zone policies on regional enterprise innovation activities, and expands and supplements relevant studies. Second, based on the perspective of spatial spillover effects, the siphon-diffusion effect on enterprise innovation in the difference influence the level and the productive capacity of innovation and spillover effects and further calculates the impact range, deepened the demonstration zone policy impact on enterprise innovation concrete understanding and understanding, the spatial layout optimization demonstration zone for the government to provide the policy basis. Third, from the macro and micro two dimensions, in-depth analysis of the demonstration zone policy innovation to the enterprise investment level and the mechanism of the innovation output capacity, help to clarify the inner link between government policies and micro enterprise and influence each other, combing the motivation of enterprise innovation behavior and influence, the improvement of the demonstration zone policy for the future development to provide theoretical basis and thinking direction.

Key Words: place-based policies; innovation-driven effect; spatial spillover effect; demonstration zones

JEL Classification: L16, O11, R58

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.04.004

(责任编辑: 闫梅)