

开发区设立、区域偏向与企业绿色创新

邱洋冬

(暨南大学 产业经济研究院, 广东 广州 510632)

摘要: 绿色创新是推进生态文明建设与绿色发展的重要着力点。文章研究开发区设立对企业绿色创新的影响,并结合开发区政策的区域偏向特征,探讨开发区设立对东部地区与中西部地区企业绿色创新影响的差异及其逻辑机理。研究发现,开发区设立从整体上促进了企业绿色创新,并且激励作用的长期效应大于短期效应;开发区设立的中西部偏向有损经济的可持续性,开发区设立对东部地区企业的绿色创新激励效应明显大于中西部地区企业,并且从长期来看对中西部地区企业的绿色创新仍然激励不足。研究还发现,开发区绿色创新激励效应的区域异质性可能主要来源于不同地区之间市场环境、知识产权保护、本地竞争、对外开放度以及外商直接投资的差异。由此可见,开发区设立只有与本地经济特征与外部环境相适应,才能更好地推动绿色创新与环境治理共同发展。

关键词: 开发区设立; 区域偏向; 绿色创新; 多期双重差分

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2020)04-0049-15

一、引言

经济快速增长伴随着严重的环境污染,近年来我国煤烟型污染与水污染状况仍未得到显著改善,特别是从创新结构来看,我国工业企业普遍缺乏特定的清洁生产技术,且绿色创新动力不足。根据国家知识产权局发布的《中国绿色专利统计报告(2014-2017年)》显示,2014-2017年我国绿色专利申请量排名前20位的申请人中,80%属于高校,20%属于大型央企,企业的绿色创新动机明显不足。2019年《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》指出,绿色技术创新日益成为绿色发展的重要动力,成为打好污染防治攻坚战、推进生态文明建设、推动高质量发展的重要支撑,因此,如何提升企业绿色技术创新水平、促进企业清洁生产成为当前以及未来我国推动绿色发展战略实施的重点改革方向。特别地,当下突发新冠肺炎疫情对内部经济发展提出了新的挑战与要求,开发区作为推动内部经济发展的重要平台,其政策实施能否激发新形势下企业绿色创新是当下亟需研究的重大课题。

自2003年7月《国务院办公厅关于暂停审批各类开发区的紧急通知》(国办发明电〔2003〕30号)发布以来,开发区迎来了新一轮撤并整改,在整改过程中,与中西部地区相比,东部地区开发区被显著压缩,开发区政策出现了由东部(沿海)地区优先发展逐步向中西部地区(内陆)推进的发展态势(向宽虎和陆铭,2015)。通过对中国工业企业数据库整理发现,在2003年高强度开发区整改风暴的席卷下,我国开发区政策有较大转变,特别是中共第十五届五中全会将实

收稿日期:2020-02-10

基金项目:国家自然科学基金面上项目“知识溢出影响创新地理的理论机制和实证研究:基于‘新’新经济地理学的视角”(71673114)。

作者简介:邱洋冬(1994-),男,江西赣州人,暨南大学产业经济研究院博士研究生。

施西部大开发、促进地区协调发展作为一项战略任务后,我国开发区政策出现了明显的中西部偏向,其中东部地区开发区企业占全国开发区企业比重显著下滑,下降了约10个百分点,相反,中西部地区开发区企业占全国开发区企业比重则显著上升。此外,从拥有开发区的区县数量来看,东部地区开发区的区县数量占比也明显回落。开发区政策的中西部偏向势必带来资源配置的空间转移,那么这种资源的空间转移能否与地区比较优势以及区位特征相匹配是本文关注的重要问题。

本文通过对中国工业企业数据库与国家知识产权局专利数据进行匹配,构建全新的数据样本对开发区绿色创新激励问题进行探讨。研究发现:第一,开发区设立不仅有助于促进专利价值更低的绿色实用新型专利申请,而且有助于促进更具专利价值的绿色发明专利申请。第二,开发区设立对企业绿色技术创新的长期激励效果大于短期激励效果。第三,开发区设立的中西部偏向有损经济的可持续性,开发区设立对东部地区企业的绿色创新激励效应显著大于中西部地区企业。相对于中西部地区,开发区设立可能与东部地区的区位特征和外部环境更为匹配。第四,从长期来看,开发区设立对东部地区企业的绿色技术创新激励效应显著增强,而对中西部地区企业的绿色创新仍然激励不足,并没有达到预期的政策引导效应。第五,东部地区与中西部地区开发区政策效应的异质性可能主要来源于不同地区之间市场环境、知识产权保护、本地竞争、对外开放度以及外商直接投资的差异,开发区设立只有与本地经济特征与外部环境相匹配,才能更好地发挥绿色创新与环境治理作用。

本文的主要贡献是:第一,异于评估开发区政策的经济绩效研究(郑江淮等,2008;Lu等,2019),本文结合我国开发区政策特征,从绿色技术创新的角度,对开发区设立区域偏向的可持续问题进行探讨,揭示了开发区设立影响企业绿色技术创新的内在机制。第二,本文通过构建中国工业企业数据库与中国知识产权专利数据库的组合库,结合OECD公布的绿色IPC清单,运用丰富的专利数据测度企业绿色技术创新,不仅更好地反映企业绿色技术创新水平,而且拓展了开发区设立与环境治理之间关系的研究边界。第三,研究结论能够为实现产业集聚与生态环境双赢、推动绿色发展战略实施提供新的政策参考。我国开发区整顿后表现出显著的中西部偏向,开发区设立能否促进中西部地区经济的绿色健康发展直接关系到区域分散政策的可持续性,本文从绿色技术创新的视角研究发现,开发区设立的中西部偏向可能导致资源的空间错配甚至整体经济效率的损失。因此,本文认为平衡中西部地区发展应当将目光更多地投射到中西部地区的基础设施与营商环境建设上,以便更好地发挥开发区设立的绿色创新激励作用。

二、文献回顾与研究假设

开发区设立对企业绿色创新的微观影响主要体现在两方面:其一,政府通过制度建设以及优惠政策等非市场力量,给予开发区内企业更多的税收优惠与财政补贴,从而直接或者间接拓宽园区企业的融资渠道,即存在政策效应;其二,开发区设立有助于强化产业集聚的形成,提升园区企业创新资源的可获性,即存在集聚效应。

(一) 开发区设立的政策效应

开发区设立的政策效应主要体现在税收优惠与政府补贴方面。各级政府通过税收优惠、政府补贴等方式吸引企业入驻本地开发区,为产业集群创造条件(吴一平和李鲁,2017;Wang,2013)。一方面,税收优惠有助于缓解微观市场主体的税收负担并降低了企业创新活动的边际成本,从而提高了企业创新投资的期望收入,促进企业资本积累,特别是一些高新技术产业开发区在税收减免、税收补贴方面的政策力度较大,能够有效促进创新型企业加大研发投入,鼓

励技术创新(张同斌和高铁梅, 2012)。另一方面, 与税收优惠一致, 政府补贴作为一种无偿的资金转移, 其本质是以增加企业资金拥有量的方式影响企业的创新决策, 从而提高企业创新投资意愿。为弥补市场失灵, 政府要起到因势利导的作用, 对某些产业第一个“吃螃蟹的人”进行补贴, 帮助企业解决软硬基础设施协调问题(林毅夫等, 2018)。

(二) 开发区设立的集聚效应

开发区设立有助于促进和强化产业集聚的形成, 为目标产业及关联产业的集聚提供了重要载体(李贲和吴利华, 2018)。充分发挥开发区所形成产业集聚的规模经济效益、技术溢出与竞争效应, 有利于激发开发区企业进行绿色技术创新。

1. 产业集聚的规模经济效益。一方面, 开发区设立助推产业集聚的形成, 由此带来的企业空间距离缩短能够发挥规模经济效益。这主要是因为经济活动集中有助于降低交易成本、运输成本、设备使用成本以及用工成本等, 使得企业能够获取更高的经济收益并把更多的资源用于开发新产品和新技术(Fan和Scott, 2003; 刘斌等, 2016; 林伯强和谭睿鹏, 2019)。另一方面, 开发区不单纯是一种企业的空间集聚形式, 从经济生产以及知识生产的角度来看, 更重要的是随之而来的人力资源、金融资源、科研资源等生产要素的空间再配置, 其中专业性劳动力与金融资源是企业从事技术创新的根本要素(孙晓华等, 2018)。众所周知, 绿色技术创新活动离不开长期的人力资本与物质资本投入, 特别是企业内外部融资约束直接影响了企业的创新动机与创新活力(Jaffe, 1989; 鞠晓生等, 2013)。开发区企业不仅可以获取更多的金融与信贷支持, 而且可以共享研发人员、研发基础设施以及研发知识等, 进而激励企业从事绿色技术创新, 提升企业绿色生产效率(范剑勇, 2006; 王如玉等, 2019)。

2. 产业集聚的技术溢出与竞争效应。对于开发区这一集聚产业, 资源环境效率持续改进的本质来源于技术进步与技术外溢(史丹等, 2008)。知识与技术溢出是产业集聚促进企业绿色技术创新的最根本因素, 不同类型、不同国别、不同规模企业的空间集聚不仅能够提升企业之间的交流互动频率, 而且由于知识溢出特别是隐性知识溢出存在地理粘性和社会粘性, 产业集聚为创新主体之间的认知邻近、社会邻近、制度邻近和组织邻近创造了条件, 有助于促进企业间的分工协作, 发挥知识与技术溢出效应(Balland, 2012)。陆铭和冯皓(2014)、Chen等(2019)对开发区这一典型产业集聚形态进行了研究, 发现通过构建良好的投资环境, 吸引大量优质企业集聚在开发区内部, 有助于促进企业间的分工合作与知识溢出, 特别是大量外资企业的进入不仅能够带动国内企业从事清洁生产活动, 而且通过国外清洁生产技术的扩散能够促进区域内污染减排。此外, 当开发区吸纳大量的内外资企业进驻时, 基于竞争效应也能够促进并带动更多的企业从事清洁生产技术研发活动, 加大绿色研发投资力度, 从而提升资源环境效率。

基于上述讨论, 本文提出以下研究假设:

假设1: 开发区设立对企业绿色创新具有促进作用。

(三) 开发区绿色创新激励效应的区域异质性

自2003年开发区大规模整改以来, 伴随着沿海地区土地供应收紧, 开发区政策由起初的东部优先发展逐步向中西部地区倾斜, 导致大量东部地区开发区被关闭。然而, 东部地区资源要素禀赋、基础设施建设、市场化环境、知识产权保护以及营商环境均优于中西部地区, 并且东部地区具有强大的规模经济效益(陆铭等, 2019), 开发区政策显著促进了东部地区企业的全要素生产率, 而对中西部地区企业的全要素生产率的作用效果不显著, 甚至产生阻碍作用(Chen等, 2019)。依此类推, 开发区设立对企业绿色技术创新的作用效果同样可能存在区域异质性。一方面, 市场竞争环境是提升企业创新动力的外部刺激因素, 激烈的本地市场竞争环境

以及良好的市场制度能够激励本地企业加大研发投入,积极提升企业生产效率(张杰等,2011),因此较低的本地竞争和市场化程度可能弱化中西部开发区企业的绿色创新动机,相对于中西部地区,开发区设立可能更有助于促进东部企业的绿色技术创新。另一方面,相对于东部地区,中西部地区的外商直接投资与对外开放程度相对较弱。改革开放以来,中国对外开放程度不断提高,特别是东部沿海地区的自由贸易程度不断加大,使得东部沿海发达城市成为了外商直接投资的重要聚集区(魏后凯,2002)。目前,外资企业仍然是发达经济体向中国转让先进技术与管理理念的最重要渠道(Wei等,2017),因此对外开放程度越强、营商环境越好的地区越容易吸引外资企业的入驻并充分发挥外资企业的绿色技术溢出作用(许和连和邓玉萍,2012)。同时,对外开放程度越高的地区,越容易发挥进出口的学习效应,并且基于行业上下游或者供应链关系倒逼国内企业进行绿色技术创新。此外,中西部地区的知识产权保护力度也相对较弱,薄弱的知识产权保护不仅增加了企业绿色技术创新的被复制风险,而且在一定程度上可能加强了创新主体与外部投资者的信息不对称,从而加剧了企业的融资约束,进一步降低企业绿色技术研发积极性(Li等,2019)。基于此,本文提出以下研究假设:

假设2:相对于中西部地区企业,开发区设立更有助于激励东部地区企业绿色创新。

三、研究设计

(一) 计量识别策略

本文以开发区设立为准实验,通过构建双重差分模型评估开发区设立影响企业绿色创新的净效应。其基本思想是,如果存在其他非开发区企业,并且在时间序列上这些企业可能与开发区企业受到相同因素的影响,结构性变化也可能相似,那么利用这些没有受到政策干预的个体作为控制组,可能会得到比反事实结果更好的估计。考虑企业进入开发区的时间有先后差异,本文利用开发区企业虚拟变量 did 构建多期双重差分模型,以检验开发区设立对企业绿色创新影响的净效应,最终模型设定如下:

$$GreenPatent_{it} = \alpha + \beta_1 did_{it} + \phi Control_{it} + \eta_i + \gamma_j + \nu_k + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i, j, k, t 分别表示企业、行业、地区和时间维度,因变量 $GreenPatent$ 表示企业绿色技术创新指标,包括绿色实用新型专利以及绿色发明专利两种类型,具体测算方法见后文。我们将开发区整顿后进入开发区的企业定义为实验组,而将始终不在开发区的企业设定为控制组。当企业 i 从第 t 年开始进入开发区时,则将 t 年及以后的 did_{it} 赋值为1, t 年之前的 did_{it} 赋值为0; $Control$ 为影响企业绿色技术创新的一系列控制变量。此外,模型还加入了行业、地区和时间固定效应以缓解潜在的行业、城市特性与宏观经济因素对估计结果的扰动。 ε_{it} 为随机干扰项,用以刻画其他非特异因素。本文的估计系数 β_1 可捕捉并刻画开发区设立对企业绿色技术创新的冲击效果。

双重差分法估计必须在满足平行趋势假设的前提下进行,即如果不存在开发区政策,开发区企业与非开发区企业之间的企业绿色创新变动趋势不随时间变化而产生系统性差异。现实中这一条件往往难以得到满足,因此,本文在DID估计前引入了倾向得分匹配方法以改善潜在的样本选择问题。具体匹配思路如下:

(1) 构建一个二元选择模型,被解释变量为处理组与对照组的哑变量,解释变量 X 为构成企业进入开发区的主要影响因素,企业进入开发区的概率可表示为:

$$P = Pr\{group_{it} = 1\} = \Phi(X_{it}) \quad (2)$$

(2) 选择匹配的特征变量。本文参考李贲和吴利华(2018)的做法,选择企业年龄、企业规

模、企业资本密集度、财务杠杆、工资水平、资产收益率、所有制虚拟变量以及行业虚拟变量作为匹配的特征变量。所有特征变量的计算方法见下文。

(3)倾向得分计算与匹配。首先将数据进行随机排序,根据式(2)计算倾向得分;然后借鉴Abadie等(2004)的方法,根据计算的倾向指数,采用 k 近邻匹配方法为每一个干预组个体在控制组中寻找对应的控制组个体,当存在得分 P 值相同的个体,则按照数据出现顺序进行选择。

(二)变量定义与测算

1.绿色创新。本文采用企业绿色专利的相对数量来测算企业绿色创新,以企业当年绿色专利申请数量与总专利申请数量之比衡量。该变量的构建最重要的步骤是绿色专利的识别,Haščič和Migotto(2015)根据国际专利分类号IPC信息识别出七类绿色专利,具体包括运输、节能减排、替代能源生产、废物管理、农业/林业、行政和监管或设计以及核发电七方面。沿用Haščič和Migotto(2015)的做法,本文基于专利的IPC大组信息识别出企业的绿色专利与非绿色专利,并据此计算企业绿色专利申请数量与非绿色专利申请数量。此外,本文在稳健性检验部分还采用企业绿色专利的绝对数量作为绿色创新的替代变量,以不同类型绿色专利申请数量加一的对数值衡量。

2.开发区的识别。企业所在县是否设立开发区、企业地址是否包括开发区相关字样以及企业是否位于开发区边界内是既有研究采用的三种开发区识别方法(王永进和张国锋,2016;Lu等,2019;Chen等,2019)。鉴于开发区边界数据的可获得性较差,本文采用企业地址是否包括开发区相关字样的方法来识别开发区企业,即根据《中国开发区审核公告目录》公布的开发区名单,提取“高新”“开发”“工业园”“园区”“工业区”“出口加工”“边境”“保税”关键词,如果工业企业详细地址字段(包括乡镇、村街、街道办事处、居委会、社区)包含上述关键词则将其识别为开发区企业,反之则为非开发区企业。

3.控制变量。借鉴李贲和吴利华(2018)的研究,本文的控制变量为:企业年龄 age ,以企业实际经营年数表示;企业规模 $size$,以企业真实资产规模的对数值表示;企业财务杠杆 lev ,以企业总负债与总资产之比衡量;企业工资水平 $wage$,以企业年度应付工资总额与企业从业人数的比值衡量;企业资产收益率 roa ,以税后净利润与总资产之比衡量,反映企业盈利能力;企业资本密集度 clr ,以企业固定资产与从业人数之比衡量。

(三)样本选择与数据来源

本研究数据涉及三套数据库:一是国家统计局发布的1998–2009年中国工业企业数据库,该数据库包含所有国有企业以及规模以上非国有企业数据,遵循聂辉华等(2012)的做法,本文对工业企业数据库初始数据进行了相应的检查和处理;二是国家发展改革委、国土资源部、建设部发布的《中国开发区审核公告目录》(2006年版),该名录列示了中国国家级与省级开发区的详细数据,包括开发区核准面积、批准时间等;三是Chinese Patent Data Project(CPDP)数据库和中国国家知识产权局专利数据库,CPDP数据库由He等(2018)建立,包含工业企业名称、专利申请号、申请人、IPC等信息。由于这项匹配工作存在一定的不足,譬如在匹配过程中将stemname中“上海医疗器械”匹配出“上海医疗器械集团有限公司”“上海医疗器械股份有限公司”“上海医疗器械厂”三家企业,但是我们根据国家知识产权局专利检索以及天眼查企业检索发现,三家企业法定代表人均不同,在工业企业数据库里也具有不同的ID,即同一个专利可能匹配到不同的企业,本文筛选出那些匹配精度较低的样本,并对可能匹配出错的样本进行了纠偏。

(四)描述性统计结果

表1报告了主要变量的描述性统计结果。首先,从不同类型的专利数量来看,与非开发区企

业相比,开发区企业更注重发明专利与实用新型专利的申请,说明开发区企业可能整体上更加注重高质量专利申请。其次,从不同类型的绿色专利数量来看,与非开发区企业相比,开发区企业在绿色发明专利与绿色实用新型专利的申请数量上均高于非开发区企业。最后,从不同类型的绿色专利占比来看,与非开发区企业相比,开发区企业在绿色发明专利占比与绿色实用新型专利占比上均高于非开发区企业,初步说明开发区设立有助于促进企业绿色技术创新。

表 1 主要变量的描述性统计结果

| 名称 | 变量 | 控制组 | | 实验组 | | 全样本 | |
|--------|---------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 专利总数 | <i>ma</i> | 1.488 | 0.874 | 1.476 | 0.844 | 1.484 | 0.865 |
| 发明专利总数 | <i>mi</i> | 0.509 | 0.760 | 0.517 | 0.747 | 0.511 | 0.756 |
| 实用专利总数 | <i>mu</i> | 0.813 | 0.825 | 0.815 | 0.813 | 0.813 | 0.821 |
| 绿色专利总数 | <i>lv</i> | 0.199 | 0.493 | 0.205 | 0.494 | 0.201 | 0.493 |
| 绿色发明总数 | <i>ilv</i> | 0.098 | 0.355 | 0.101 | 0.350 | 0.099 | 0.354 |
| 绿色实用总数 | <i>ulv</i> | 0.127 | 0.372 | 0.131 | 0.376 | 0.128 | 0.373 |
| 绿色发明占比 | <i>igreen</i> | 0.060 | 0.216 | 0.065 | 0.226 | 0.062 | 0.219 |
| 绿色实用占比 | <i>ugreen</i> | 0.074 | 0.231 | 0.079 | 0.240 | 0.075 | 0.234 |
| 绿色专利占比 | <i>agreen</i> | 0.101 | 0.263 | 0.108 | 0.273 | 0.103 | 0.266 |

四、实证结果

(一) 开发区设立对企业绿色创新的影响

表2报告了开发区设立影响企业绿色创新的检验结果。首先,我们检验了开发区设立的创新激励效应,结果见第(1)–(3)列,本文感兴趣变量*did*的系数估计值为0.087,在1%的水平上显著为正,说明开发区设立显著促进了企业创新。区分专利类型,无论被解释变量是发明专利数量还是实用新型专利数量,*did*的系数估计值均至少在1%的水平上显著为正,说明在进一步区分专利类型的情况下,开发区设立的创新激励效应仍然存在。第(4)–(6)列为本文基本假说的重点检验结果,从第(4)列结果来看,本文感兴趣变量*did*的系数估计值为0.009,在5%的水平上显著为正,说明开发区设立整体上显著促进了企业绿色技术创新。进一步区分专利类型后发现,无论被解释变量为绿色发明专利占比还是绿色实用新型专利占比,主解释变量*did*的系数估计值均至少在5%的水平上显著为正,说明开发区设立不仅有助于促进专利价值更低的绿色实用新型专利申请,而且有助于促进更具专利价值的绿色发明专利申请。与产业集聚的污染效应观点不同,本文发现开发区的产业集聚有助于提升企业绿色技术创新动机,即存在污染治理效应,支持假设1。

表 2 开发区设立对企业绿色创新的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 专利数量 | | | 绿色专利占比 | | |
| | <i>ma</i> | <i>mi</i> | <i>mu</i> | <i>agreen</i> | <i>igreen</i> | <i>ugreen</i> |
| <i>did</i> | 0.087***(0.000) | 0.046***(0.000) | 0.049***(0.000) | 0.009**(0.040) | 0.009**(0.016) | 0.008**(0.045) |
| <i>age</i> | -0.037***(0.000) | -0.034***(0.000) | -0.003(0.534) | -0.010***(0.000) | -0.007***(0.000) | -0.007***(0.000) |
| <i>roa</i> | 16.634***(0.000) | 13.927***(0.000) | 11.417***(0.001) | -1.885**(0.025) | -0.559(0.375) | -1.368**(0.048) |
| <i>size</i> | 0.184***(0.000) | 0.144***(0.000) | 0.124***(0.000) | 0.003***(0.000) | 0.009***(0.000) | 0.002***(0.004) |
| <i>clr</i> | -0.005***(0.004) | -0.001(0.262) | -0.003**(0.014) | 0.000(0.265) | 0.000(0.176) | 0.000(0.624) |

续表2 开发区设立对企业绿色创新的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|
| | 专利数量 | | | 绿色专利占比 | | |
| | <i>ma</i> | <i>mi</i> | <i>mu</i> | <i>agreen</i> | <i>igreen</i> | <i>ugreen</i> |
| <i>lev</i> | 4.129*** (0.009) | -4.897*** (0.001) | 0.939 (0.490) | -1.123** (0.036) | -2.026*** (0.000) | 0.013 (0.978) |
| <i>wage</i> | 0.024*** (0.003) | 0.005 (0.323) | 0.016** (0.016) | -0.001 (0.391) | -0.002 (0.146) | -0.000 (0.913) |
| Constant | -0.602*** (0.000) | -1.066*** (0.000) | -0.642*** (0.000) | 0.096*** (0.000) | -0.012 (0.109) | 0.066*** (0.000) |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省份固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 46 386 | 46 386 | 46 386 | 46 386 | 46 386 | 46 386 |
| <i>R-squared</i> | 0.161 | 0.211 | 0.241 | 0.035 | 0.037 | 0.037 |

注：***、**与*分别表示通过1%、5%和10%水平的显著性，括号内数值为p值，下同。

(二) 平行趋势与动态效应检验

除了检验开发区设立影响企业绿色技术创新的静态效应，我们还试图检验开发区设立影响企业绿色技术创新的动态效应，以观察开发区设立影响企业绿色技术创新的短期效应与长期效应。本文借鉴Beck等(2010)采用的事件研究方法，在基准模型(1)中引入一系列的哑变量，扩展为式(3)以追踪开发区设立影响企业绿色技术创新的动态轨迹。

$$GreenPatent_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it}^{-4} + \dots + \beta_4 D_{it}^{-1} + \beta_5 D_{it}^1 + \dots + \beta_8 D_{it}^4 + \phi Control_{it} + \eta_t + \gamma_j + v_k + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，被解释变量*GreenPatent*包括企业绿色发明专利占比与绿色实用新型专利占比， D_{it}^{-j} 表示第*t*年为企业*i*在进驻开发区前的第*j*年， D_{it}^j 表示企业*i*在进驻开发区后的第*j*年。考虑到认定前(后)4年以上的样本较少，将此类样本统一界定为认定前(后)4年，其他变量设定与式(1)保持一致。此外，DID有效识别因果关系的基本前提是平行趋势假设成立，通过上述模型估计也能够检验基准模型的平行趋势假定是否成立。

图1为平行趋势与动态效应检验结果图，其中左图为开发区设立影响企业绿色发明专利占比的动态效应图，右图为开发区设立影响企业绿色实用新型专利占比的动态效应图。图1中菱形实心点表示开发区政策效应的系数大小，灰色部分表示置信区间。我们首先观察在进驻开发区之前处理组与控制组的绿色创新水平差异，图1中显示 D_{it}^{-j} (*j*=1,...,4)系数估计值均在统计意义上不显著，说明在开发区设立之前，企业绿色创新水平在实验组与控制组中不存在系统性差

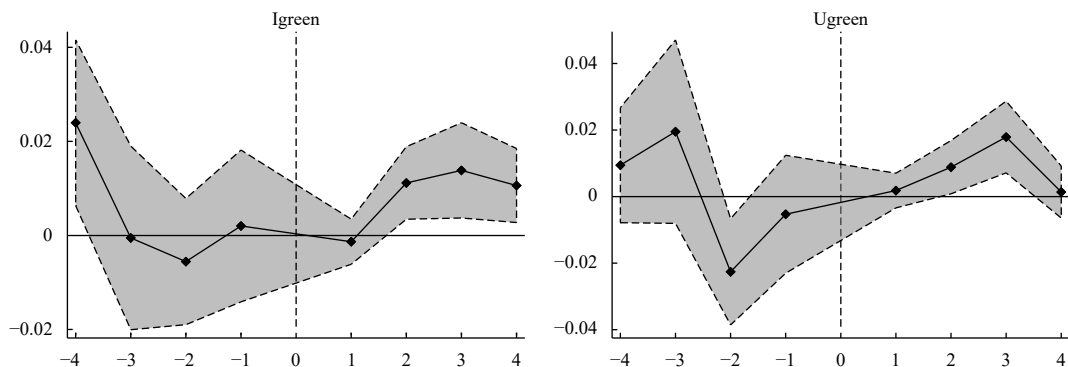


图1 平行趋势与动态效应检验结果

异,即满足平行趋势假设,一定程度上保证了基准结论的可靠性。然后,我们观察政策激励的动态效应,可以发现,随着时间的延长,开发区设立的绿色创新激励效果逐渐增强且越发显著,说明开发区设立对企业绿色创新的长期激励效果大于短期激励效果。

(三) 稳健性检验

1. 更换被解释变量测度方法。被解释变量的测度是否合理决定本文基准结论的准确性,因此本文更换企业绿色技术创新的测算方法,采用企业不同类型绿色专利的绝对数量作为绿

表3 更换被解释变量测算方法的稳健性检验结果

| | (1) | (2) | (3) |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | <i>lv</i> | <i>ilv</i> | <i>ulv</i> |
| <i>did</i> | 0.020** (0.017) | 0.012** (0.046) | 0.013** (0.042) |
| 控制变量 | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y |
| 行业固定 | Y | Y | Y |
| 省份固定 | Y | Y | Y |
| 样本量 | 46 386 | 46 386 | 46 386 |
| <i>R-squared</i> | 0.085 | 0.078 | 0.066 |

色创新的替代变量,以绿色专利申请数量加一的对数值衡量,检验结果如表3所示。表3第(1)列显示,主解释变量*did*的系数估计值为0.020,在5%的水平上显著为正,说明开发区设立从整体上显著促进了企业绿色技术创新。进一步区分专利类型发现,无论被解释变量为绿色发明专利绝对数量还是绿色实用新型专利绝对数量,主解释变量*did*的系数估计值均至少在5%的水平上显著为正,说明开发区设立对园区企业不同类型的绿色专利申请均具有显著的促进作用。可见,本文基准结论不随被解释变量测度方法的变化而发生实质性改变,基准结论稳健。

2. 样本的进一步筛选。本文通过两种方法对研究样本作进一步筛选:第一,考虑到直辖市实施的经济政策可能与其他地区存在系统性差异,本文进一步剔除北京、上海、重庆和天津四个直辖市企业样本进行稳健性检验,如表4第(1)–(3)列所示,无论被解释变量为总绿色专利占比、绿色发明专利占比还是绿色实用新型专利占比,主解释变量*did*的系数估计值均至少在5%的水平上显著为正,基准结论较为稳健。第二,考虑到2007年之后的样本统计范围的突变,1998–2007年之前的数据质量相对可靠(聂辉华等,2012),因此本文进一步将样本区间设置为1998–2007年来判断基准结果是否稳健,结果如表4第(4)–(6)列所示。虽然样本数量减少,但是模型估计结果中主解释变量*did*的系数估计值方向与显著性均未发生实质性改变,说明开发区设立显著促进了企业绿色技术创新,基准结论较为稳健。

表4 基于样本进一步筛选的稳健性检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 剔除直辖市样本 | | | 更换样本区间1998-2007 | | |
| | <i>agreen</i> | <i>ugreen</i> | <i>igreen</i> | <i>agreen</i> | <i>ugreen</i> | <i>igreen</i> |
| <i>did</i> | 0.011** (0.028) | 0.011** (0.015) | 0.012*** (0.005) | 0.011* (0.070) | 0.012** (0.022) | 0.011** (0.024) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省份固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 36 269 | 36 269 | 36 269 | 26 458 | 26 458 | 26 458 |
| <i>R-squared</i> | 0.035 | 0.037 | 0.039 | 0.037 | 0.040 | 0.039 |

3. 更改实验组构建或匹配方法。一方面,考虑到2003–2006年新进驻开发区的企业是开发区整改期间的首批开发区企业,更能够代表开发区整改在提升开发区政策效应中的作用,因此本文将干预样本聚焦于2003–2006年新进驻开发区的企业,然后对基准模型进行检验,结果如

表5第(1)–(3)列所示,与基准回归结果相比,*did*系数大小、方向与显著性大小均未发生实质性改变,基准结论稳健。另一方面,我们进一步更换匹配方法^①,采用马氏匹配法为开发区企业寻找新的对照组,然后根据新的样本匹配结果进行检验,结果如表5第(4)–(6)列所示,与基准结果类似,主解释变量*did*的系数估计值仍然至少在5%的水平上显著为正,基准结论稳健。

表5 更改实验组构建与匹配方法的稳健性检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------|----------------|
| | 更改实验组构建方法 | | | 马氏匹配法 | | |
| | <i>agreen</i> | <i>ugreen</i> | <i>igreen</i> | <i>agreen</i> | <i>ugreen</i> | <i>igreen</i> |
| <i>did</i> | 0.012**(0.013) | 0.011**(0.013) | 0.010**(0.017) | 0.008**(0.048) | 0.007*(0.056) | 0.008**(0.024) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省份固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 30 085 | 30 085 | 30 085 | 45 276 | 45 276 | 45 276 |
| <i>R-squared</i> | 0.035 | 0.038 | 0.038 | 0.036 | 0.039 | 0.037 |

4. 安慰剂检验。通过置换虚假的政策发生时间,本文分别将企业进驻开发区的时间提前2–3期,构建虚拟的政策变量并重复上述回归,结果如表6所示。虚假政策变量的估计系数均不显著,说明虚假的政策确实未给企业绿色技术创新带来显著影响。因此,本文基准模型所得出的结论是可信的。

表6 安慰剂检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
|------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | 提前两期 | | | 提前三期 | | |
| | <i>agreen</i> | <i>ugreen</i> | <i>igreen</i> | <i>agreen</i> | <i>ugreen</i> | <i>igreen</i> |
| <i>did</i> | -0.010(0.198) | 0.001(0.853) | -0.006(0.294) | -0.011(0.215) | -0.001(0.910) | -0.009(0.156) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省份固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 46 386 | 46 386 | 46 386 | 46 386 | 46 386 | 46 386 |
| <i>R-squared</i> | 0.035 | 0.037 | 0.037 | 0.035 | 0.037 | 0.037 |

五、开发区设立的中西部偏向问题

2003年开发区整顿之后,我国开发区政策具有明显的中西部偏向,那么这种政策的区域性偏向是否可持续?能否带来中西部地区的经济可持续发展?需要做进一步的检验与讨论。本文试图从绿色技术创新的视角,检验开发区设立能否带来中西部地区的绿色经济健康发展,即检验开发区政策绿色创新激励效应的区域异质性,并探讨异质性背后的逻辑机制,以便更好地理解与认识开发区设立在地理上分散分布的合理性。

(一) 开发区设立影响企业绿色创新的区域异质性检验

表7报告了开发区设立影响企业绿色创新的区域异质性检验结果,首先观察第(1)–(3)列

^①除此之外,本文还采用卡钳匹配法、核匹配方法、更换k近邻匹配k值的方法为开发区企业寻找新的对照组,然后根据匹配后的样本进行双重差分估计,结果依然稳健。

的结果,从绿色发明专利申请来看,开发区设立对东部地区企业的绿色技术创新激励效应约为0.013,在1%的水平上显著为正,而对中西部地区企业的绿色技术创新激励效应约为-0.009,说明开发区设立对东部地区企业绿色技术创新具有显著的激励作用,而对中西部地区企业则具有抑制作用。为了进一步检验这种区域异质性是否显著,我们在基准模型的基础上加入了东部地区虚拟变量及其与 did 的交乘项,构建三重差分模型对区域异质性进行检验,结果如第(3)列所示,交互项 $dongbu \times did$ 系数估计值在1%的水平上显著为正,说明开发区设立确实引发了绿色技术创新激励效应的区域异质性,即开发区设立对东部地区企业的绿色创新激励效应明显高于中西部地区企业。类似地,我们观察第(4)–(6)列的结果,发现从绿色实用新型专利申请的角度来看,交互项 $dongbu \times did$ 系数估计值也在1%的水平上显著为正,说明开发区设立对东部地区企业的绿色创新激励效应明显高于中西部地区企业,结论支持研究假设2。

表7 开发区设立影响企业绿色创新的区域异质性检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------------------|------------------|----------------|------------------|------------------|----------------|------------------|
| | 东部 | 中西部 | 全样本 | 东部 | 中西部 | 全样本 |
| | $igreen$ | $igreen$ | $igreen$ | $ugreen$ | $ugreen$ | $ugreen$ |
| did | 0.013*** (0.002) | -0.009 (0.249) | 0.008** (0.024) | 0.011*** (0.010) | -0.010 (0.214) | 0.007* (0.062) |
| $dongbu \times did$ | | | 0.023*** (0.007) | | | 0.023*** (0.008) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省份固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 35 858 | 10 528 | 46 386 | 35 858 | 10 528 | 46 386 |
| $R-squared$ | 0.037 | 0.045 | 0.037 | 0.033 | 0.054 | 0.037 |

基准结果显示,开发区设立整体上有助于促进企业绿色创新,但是上述异质性检验结果表明,无论是从绿色发明专利申请还是绿色实用新型专利申请的角度来看,我国开发区设立对东部地区企业的绿色创新激励效应均显著高于中西部地区企业,由此反映的既定事实是,开发区设立能够有效激励东部地区发展绿色经济,但是对中西部地区发展绿色经济的促进作用则不显著,甚至具有阻碍作用。与向宽虎和陆铭(2015)以及Chen等(2019)的研究视角不同,本文从发展绿色经济的视角得出了类似的结论,即开发区设立的区域分散倾向或许并不能达到平衡区域经济发展的根本目的,甚至可能阻碍中西部地区发展绿色经济,进而损害整体经济效率。因此,相对于中西部地区,开发区设立可能与东部地区的区位特征与外部环境更为匹配。

(二) 基于绿色发明专利的分区域动态效应检验

表7静态效应结果显示,开发区设立对东部地区企业的绿色创新激励效应明显大于中西部地区企业。那么,从长期来看,开发区设立对东部地区企业的绿色创新激励作用是否逐步增强?而对于中西部地区企业,开发区设立对企业绿色创新的影响能否从不显著的抑制作用转向显著的促进作用,即逐步引导企业从事清洁生产与绿色技术创新活动?为回答上述问题,本文采用事件研究方法检验了开发区设立影响不同地区企业绿色技术创新的动态效应,同时也通过平行趋势检验为表7中分地区回归结果的可靠性提供了保障,检验结果如图2所示。图2显示, D_{it}^{-j} ($j=1, \dots, 4$)系数估计值均在统计意义上不显著,说明在政策激励之前,企业绿色创新水平在实验组与控制组中不存在系统性差异,本文分组检验中的DID方法满足平行趋势假设,检验结果可靠。进一步观察政策实施后的动态激励效应,我们发现无论从绿色发明专利申请的角度还是绿色实用新型专利申请的角度看,随着政策实施时间的延长,开发区设立对东部地区企业的

绿色技术创新激励效应显著增强,政策激励的长期效应高于短期效应。然而,遗憾的是,即便是从长期来看,开发区设立对中西部地区企业的绿色创新仍然激励不足,并没有达到预期的政策引导效应。上述结果从开发区设立影响企业绿色创新的动态效应角度,再一次验证了开发区这一产业集聚形态更有助于东部地区发展绿色经济。

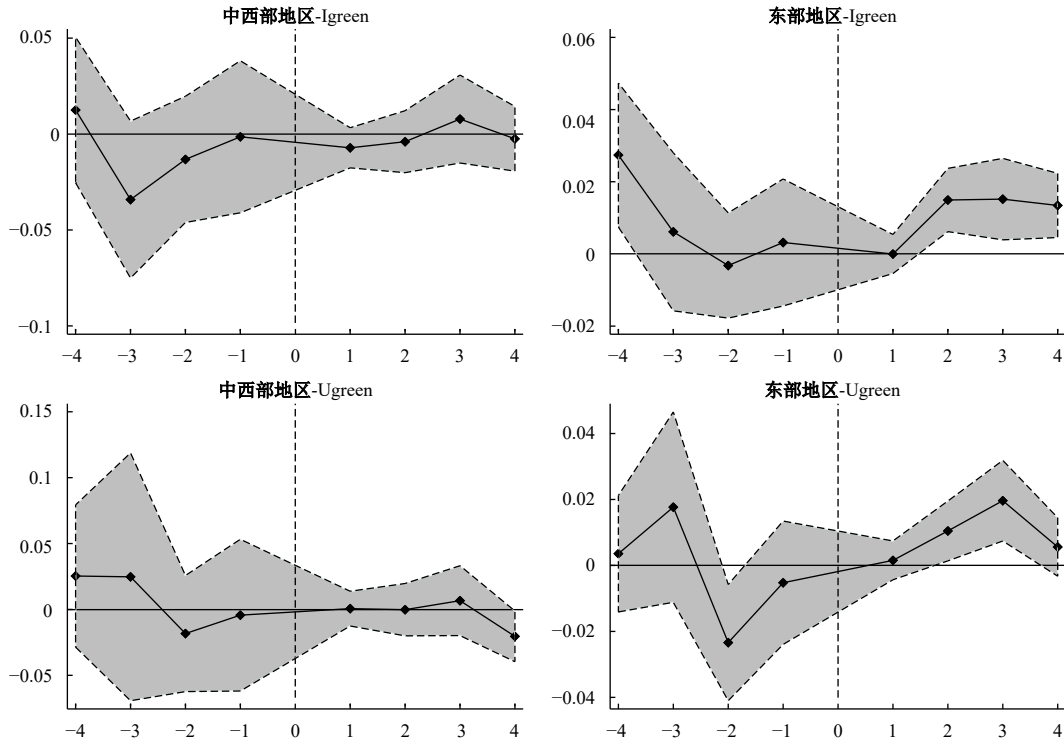


图2 分区域的动态效应检验结果

(三) 区域异质性的机制检验

上述结果从静态效应与动态效应两方面揭示了开发区设立对企业绿色创新的影响存在显著的区域异质性,那么,为什么不同地区的开发区政策导向了不一样的绿色创新激励效果?东部地区开发区设立的激励效果显著优于中西部地区,其背后的机制是什么?本文对此展开进一步分析。如前文所述,东部地区与中西部地区开发区政策效应的异质性可能主要来源于不同地区之间市场环境、知识产权保护、本地竞争、对外开放度以及外商直接投资的差异,因此本文构建三重差分模型对上述机制进行检验,具体模型设定如下:

$$GreenPatent_{it} = \alpha + \beta_1 did_{it} + \beta_2 did_{it} \times X_{it} + \beta_3 X_{it} + \phi Control_{it} + \eta_t + \gamma_j + \nu_k + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, X 表示市场环境、知识产权保护、本地竞争、对外开放度以及外商直接投资。本地竞争指标 hhi 的测算参照Chen等(2019)的做法,以所属地区所属行业的HHI指数衡量;而知识产权保护 cr 的度量主要参考史宇鹏和顾全林(2013)的做法,以专利侵权案例的结案比例衡量;对外开放度的测算主要参考熊灵等(2012)的做法,采取绝对贸易开放度 $open1$ 与相对贸易开放度 $open2$ 两组指标来度量;外商直接投资采用实际利用外资 $fdi1$ 以及工业产值中外商及港澳台商投资工业企业工业产值比重 $fdi2$ 衡量。市场化指数 $market$ 数据来源于王小鲁等(2017)发布的中国各地区市场化进程报告。通过初步的相关性检验发现,相对于中西部地区,东部地区本地竞争(hhi 更低)、市场化程度、对外开放度、知识产权保护程度以及外商直接投资更强。

异质性背后的逻辑机制检验结果如表8所示。市场环境方面, $did \times market$ 的系数估计值为0.005, 在5%的水平上显著为正, 说明相对于市场化指数较低的地区, 开发区设立更有助于市场化程度较高地区企业的绿色技术创新; 与此对应, 相对于中西部地区, 开发区设立更有助于东部地区企业的绿色技术创新。类似地, 知识产权保护方面, $did \times cr$ 的系数估计值不显著为正, 说明知识产权保护程度越高的地区, 开发区设立越有助于促进企业绿色技术创新。本地竞争方面, $did \times hhi$ 的系数估计值为-0.033, 通过5%的显著性水平检验, 说明相对于本地竞争较弱的地区, 开发区设立更有助于促进本地竞争更激烈地区企业的绿色技术创新。外商直接投资方面, $did \times fdi1$ 与 $did \times fdi2$ 系数均至少在5%的水平上显著为正, 说明外商投资水平越高的地区, 开发区设立对企业绿色技术创新的激励作用越大。对外开放方面, $did \times open1$ 与 $did \times open2$ 的系数估计值均至少在5%的水平上显著为正, 说明对外开放程度也是影响开发区绿色创新激励效应的外在机制, 相对于对外开放程度较低的地区, 开发区设立更有助于促进对外开放程度较高地区企业的绿色技术创新。

表8 区域异质性的机制检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---------------------|-----------------|----------------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|
| | 市场化 | 知识产权 | 地区竞争 | 外商投资 | 外商投资 | 对外开放 | 对外开放 |
| | <i>agreeen</i> | <i>agreeen</i> | <i>agreeen</i> | <i>agreeen</i> | <i>agreeen</i> | <i>agreeen</i> | <i>agreeen</i> |
| $did \times market$ | 0.005** (0.029) | | | | | | |
| $did \times cr$ | | 0.032 (0.546) | | | | | |
| $did \times hhi$ | | | -0.033** (0.024) | | | | |
| $did \times fdi1$ | | | | 0.008** (0.030) | | | |
| $did \times fdi2$ | | | | | 0.058*** (0.006) | | |
| $did \times open1$ | | | | | | 0.011** (0.017) | |
| $did \times open2$ | | | | | | | 0.010** (0.014) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省份固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 46 386 | 44 694 | 46 386 | 46 386 | 45 456 | 46 386 | 46 386 |
| <i>R-squared</i> | 0.035 | 0.035 | 0.035 | 0.035 | 0.035 | 0.035 | 0.035 |

六、主要结论与政策启示

开发区设立能否助推园区企业绿色创新? 本文以开发区这一典型的产业集聚形态为例, 利用中国工业企业数据与国家知识产权专利数据的组合数据库为研究样本, 重点探讨了开发区设立对企业绿色创新的影响, 并结合开发区政策的区域偏向特征, 探讨了开发区设立对东部地区与中西部地区企业绿色创新影响的差异及其内在机制, 结论如下: 第一, 开发区设立存在污染治理效应。开发区设立从整体上显著促进了企业绿色技术创新; 进一步区分专利类型后发现, 开发区设立不仅有助于促进专利价值更低的绿色实用新型专利申请, 而且有助于促进更具专利价值的绿色发明专利申请。第二, 开发区设立对企业绿色技术创新的长期激励效果大于短期激励效果。随着企业进驻开发区时间的延长, 开发区设立的绿色创新激励效果逐渐增强且越发显著。第三, 开发区设立对东部地区企业的绿色创新激励效应明显大于中西部地区企业, 因此从发展绿色经济的角度看, 开发区设立的区域分散倾向可能并不能满足平衡区域经济发展

的初心,甚至可能阻碍中西部地区的绿色经济的发展,相对于中西部地区,开发区设立可能与东部地区的区位特征与外部环境更为匹配。第四,从长期来看,开发区设立对东部地区企业的绿色技术创新激励效应显著增强,而对中西部地区企业的绿色创新仍然激励不足,并没有达到预期的政策引导效应。第五,东部地区与中西部地区开发区设立政策效应的异质性可能主要来源于不同地区之间市场环境、知识产权保护、本地竞争、对外开放度以及外商直接投资的差异,开发区这一产业集聚形态只有与本地经济特征与外部环境相匹配,才能更好地发挥绿色创新与环境治理作用。

根据上述研究结论,可能的政策启示为:第一,开发区作为一种重要的产业集聚形态,在绿色创新与环境治理中扮演着重要的角色,因此,在绿色发展战略的驱动下,各级政府应当充分发挥开发区政策的绿色创新激励效应,通过政策激励方式引导企业从事绿色技术研发与清洁生产活动,从源头上防范与治理环境污染问题。第二,虽然开发区设立能够有效促进企业绿色技术创新,但是不可回避的问题是,开发区设立对不同地区企业绿色创新的激励作用存在显著的异质性,特别是在中西部地区,开发区设立甚至抑制企业绿色技术创新,因此我国开发区设立应当更充分地考虑不同地区的实际经济特征与外部环境差异。第三,区域平衡与绿色发展之间并不矛盾,关键在于如何使开发区设立政策与当地经济特征和外部环境相匹配,中西部地区应当积极加快市场化改革进程,提升地区知识产权保护力度,加强外资引进以及扩大对外开放程度,通过创设更优质的营商环境以更好地发挥开发区设立的绿色创新与污染治理作用。

主要参考文献:

- [1] 范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异[J]. 经济研究, 2006, (11).
- [2] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, (1).
- [3] 李贲, 吴利华. 开发区设立与企业成长: 异质性与机制研究[J]. 中国工业经济, 2018, (4).
- [4] 林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率[J]. 经济研究, 2019, (2).
- [5] 林毅夫, 张军, 王勇, 等. 产业政策: 总结、反思与展望[M]. 北京: 北京大学出版社, 2018.
- [6] 刘斌, 魏倩, 吕越, 等. 制造业服务化与价值链升级[J]. 经济研究, 2016, (3).
- [7] 陆铭, 冯皓. 集聚与减排: 城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J]. 世界经济, 2014, (7).
- [8] 陆铭, 李鹏飞, 钟辉勇. 发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学[J]. 管理世界, 2019, (10).
- [9] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, (5).
- [10] 史丹, 吴利学, 傅晓霞, 等. 中国能源效率地区差异及其成因研究——基于随机前沿生产函数的方差分解[J]. 管理世界, 2008, (2).
- [11] 史宇鹏, 顾全林. 知识产权保护、异质性企业与创新: 来自中国制造业的证据[J]. 金融研究, 2013, (8).
- [12] 孙晓华, 郭旭, 王昀. 产业转移、要素集聚与地区经济发展[J]. 管理世界, 2018, (5).
- [13] 王如玉, 王志高, 梁琦, 等. 金融集聚与城市层级[J]. 经济研究, 2019, (11).
- [14] 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.
- [15] 王永进, 张国峰. 开发区生产率优势的来源: 集聚效应还是选择效应? [J]. 经济研究, 2016, (7).
- [16] 魏后凯. 外商直接投资对中国区域经济增长的影响[J]. 经济研究, 2002, (4).
- [17] 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]. 金融研究, 2017, (6).
- [18] 向宽虎, 陆铭. 发展速度与质量的冲突——为什么开发区政策的区域分散倾向是不可持续的? [J]. 财经研究, 2015, (4).
- [19] 熊灵, 魏伟, 杨勇. 贸易开放对中国区域增长的空间效应研究: 1987-2009[J]. 经济学(季刊), 2012, (3).
- [20] 许和连, 邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗? ——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 管理世界, 2012, (2).
- [21] 张杰, 李克, 刘志彪. 市场化转型与企业生产效率——中国的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2011, (2).

- [22] 张同斌, 高铁梅. 财税政策激励、高新技术产业发展与产业结构调整[J]. 经济研究, 2012, (5).
- [23] 郑江淮, 高彦彦, 胡小文. 企业“扎堆”、技术升级与经济绩效——开发区集聚效应的实证分析[J]. 经济研究, 2008, (5).
- [24] Abadie A, Drukker D, Herr J L, et al. Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata[J]. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 2004, 4(3): 290–311.
- [25] Balland P A. Proximity and the evolution of collaboration networks: Evidence from research and development projects within the Global Navigation Satellite System (GNSS) industry[J]. *Regional Studies*, 2012, 46(6): 741–756.
- [26] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637–1667.
- [27] Chen B K, Lu M, Timmins C, et al. Spatial misallocation: Evaluating place-based policies using a natural experiment in China[R]. NBER Working Papers 26148, 2019.
- [28] Fan C C, Scott A J. Industrial agglomeration and development: A survey of spatial economic issues in East Asia and a statistical analysis of Chinese regions[J]. *Economic Geography*, 2003, 79(3): 295–319.
- [29] Hašič I, Migotto M. Measuring environmental innovation using patent data[R]. OECD Environment Working Papers 89, 2015.
- [30] He Z L, Tong T W, Zhang Y C, et al. Constructing a Chinese patent database of listed firms in China: Descriptions, lessons, and insights[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2018, 27(3): 579–606.
- [31] Jaffe A B. Real effects of academic research[J]. *American Economic Review*, 1989, 79(5): 957–970.
- [32] Li L, Chen J, Gao H L, et al. The certification effect of government R&D subsidies on innovative entrepreneurial firms' access to bank finance: Evidence from China[J]. *Small Business Economics*, 2019, 52(1): 241–259.
- [33] 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.
- [34] Wang J. The economic impact of special economic zones: Evidence from Chinese municipalities[J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 101: 133–147.
- [35] Wei S J, Xie Z, Zhang X B. From “Made in China” to “Innovated in China”: Necessity, prospect, and challenges[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(1): 49–70.

Development Zone Establishment, Regional Bias and Enterprise Green Innovation

Qiu Yangdong

(*Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangdong Guangzhou 510632, China*)

Summary: Green innovation is an important focus for promoting the construction of ecological civilization and green development. As China's most typical industrial agglomeration zone, whether development zones can promote park enterprises to carry out green technology innovation is an important topic that needs to be studied urgently. Based on the combination of Chinese industrial enterprise data and patent data, this paper focuses on the impact of development zone establishment on corporate green innovation through building a multi-period DID model, and combined with the regional bias characteristics of development zone policies, it discusses the difference of the impact of development zone establishment on the green innovation

of enterprises in the eastern region and the central and western regions and the logical mechanism behind it. The study finds that the establishment of development zones promotes the green innovation of enterprises as a whole, which not only helps to promote the application of green utility model with lower patent value, but also helps to promote the application of green invention with more patent value. From the results of dynamic effects, the long-term incentive effect of development zone establishment on enterprise green innovation is greater than the short-term incentive effect. After the 2003 rectification of China's development zone policies, there has been a clear central and western bias, but this regional bias may undermine economic sustainability. As a result, the green innovation incentive effect of development zone establishment on enterprises in the eastern region is significantly higher than that on enterprises in the central and western regions. Compared with the central and western regions, the establishment of development zones may more closely match the location characteristics of the eastern region and the external environment. In the long run, the establishment of development zones has significantly enhanced the incentive effect of green technology innovation for enterprises in the eastern region, while the incentive for green innovation for enterprises in the central and western regions is still insufficient, and has not achieved the expected policy guidance effect. The study also finds that the regional heterogeneity of the green innovation incentive effect in development zones may mainly come from the differences in market environment, intellectual property protection, local competition, openness to the outside world, and foreign direct investment between different regions. The establishment of development zones must be consistent with the local economy. Only by adapting the characteristics to the external environment can we better play the role of green innovation and environmental governance. This research not only expands and deepens the relevant research on development zone policies from the perspective of regional bias, but also helps to provide micro level evidence and new test standards for the evaluation on the effect of the implementation of development zone establishment policies from the new perspective of enterprise green innovation. At the same time, the conclusions of this paper can provide new policy insights for achieving a win-win situation of industrial agglomeration and ecological environment, and promoting the implementation of green development strategies.

Key words: establishment of development zones; regional bias; green innovation; multi-period DID

(责任编辑: 王西民)