

促进还是抑制：绿色区位导向性政策的就业效应*

袁华锡 李文清 李钢

内容摘要：就业是最大的民生，党的二十大报告明确提出了“就业优先”战略。在当前严峻的就业形势下，探寻拉动就业的新动能显得尤为重要。然而，对于绿色区位导向性政策与就业之间关系，现有文献还存在较大分歧，且基于微观数据考察发展中国家二者之间关系的文献非常匮乏。鉴于此，本文突破西方集聚经济理论假设，整合微观层面的工业企业数据和宏观层面的开发区数据，借助国家生态工业示范园区设立的准自然实验，系统考察中国绿色区位导向性政策的就业效应，并在此基础上揭示就业效应的实现机制与差异化效果。研究发现，中国绿色区位导向性政策可以提高约 9.70% 的企业就业，尤其表现在经开区和清洁型行业中。机制分析表明，就业增加主要是由于产出效应扩大而非要素效应变化；产出效应扩大主要由考核激励效应和创新补偿效应驱动而非成本效应降低；要素效应中要素替代效应和要素互补效应同时存在，但要素替代效应明显强于要素互补效应。进一步分析发现，中国绿色区位导向性政策可以同时带动企业的经济环境绩效改善，而其就业促进效应存在显著的“虹吸现象”。此外，绿色区位导向性政策的就业促进效应并非没有条件，其政策效果只出现在东部沿海城市。本文的结论意味着不仅发达国家可以通过区位导向性政策促进就业，发展中国家也可以通过区位导向性政策实现稳增长、保就业和守护绿水青山的多重目标。这为新时期推进产业园区高质量发展和落实“就业优先”战略提供了有益的政策启示。

关键词：绿色区位导向性政策 国家生态工业示范园区 就业 产出效应 要素效应

一、引言

党的二十大报告指出“实施就业优先战略”，将实现高质量充分就业作为民生的头等大事。三年疫情冲击和全球经济下行对中国就业市场造成了巨大冲击，突出表现为就业总量压力和结构性矛盾两个方面。国家统计局数据显示，2023 年 5 月份的全国城镇调查失业率为 5.2%，16—24 岁劳动力调查失业率达到 20.8%。在党的二十大报告要求协同推进降碳、减污、扩绿、增长”的背景下，探究协同区域实现“稳增长、保就业和守护绿水青山”的新动能及内在机理，成为了当前政府部门和学术界关注的科学难题。

在全球区域发展实践中，区位导向性政策（Place-Based Policy）是国家或地方政府运用财政、税收、补贴等政策工具支持特定辖区经济发展、提升社会福利的重要政策手段（Tian & Xu, 2022）。不同国家在区位导向性政策目标、原则、和具体措施方面存在显著差异（Zheng et al., 2017）。发达国家通常基于“帮扶”原则，采用工资所得税减免政策或补贴政策来帮助经济衰退地区复兴并增加当地就业机会。发展中国家则一般基于“择优”原则，选择一些经济基础和区位条件比较优越的地区作为政策试点，利用税收、金融、行政等方面的政策优惠支持辖区经济优先发展（董雪兵等，2021）。中国作为全球最大的发展中国家，实施了以开发区为代表的一系列典型的区位导向性政策。截止 2021 年底，中国政府共批复设立 2737 个国家级开发区和省级开发区，遍布全国 31 个省市。与其他发达国家不同的是，中国开发区是在市场机制尚不完善、产权保护相对滞后的历史条件下建立起来的，同时兼具“保增长、保就业”的双重宏观目标，这很可能导致以开发区为代表的中国区位导向性政策的理论逻辑与经验事实显著区别于西方发达国家。

* 袁华锡、李文清，中南财经政法大学经济学院，邮政编码：430073，电子信箱：yuanhuaxi2014@163.com，lcwengqing@163.com；李钢（通讯作者），中国社会科学院工业经济研究所，邮政编码：100006，电子邮箱：lgui@sina.com。本文得到国家自然科学基金青年项目（72103205）、教育部人文社会科学青年基金项目（21YJC790150）和中国博士后基金面上二等资助（2022M710166）的支持。作者感谢审稿专家的认真审阅，并承诺文责自负。

不同于以引领经济增长为主要目标的传统开发区，国家生态工业示范园区（Eco-industrial parks, EIP）作为中国典型的绿色区位导向性政策，至少兼具经济增长和生态环境保护双重任务，是新时代推进开发区绿色转型的重要制度创新（华岳和谭小清，2022）。现有文献虽然尚未直接考察绿色区位导向性政策的就业效应，但是对区位导向性政策的就业效应取得了一批卓越的研究成果，这为本研究奠定了知识基础。总体来看，随着大数据技术和现代计量方法的发展，**区位导向性政策就业效应的研究呈现一些新的发展趋势**：①**亟需进一步丰富发展中国家方面的经验证据**。由于发展中国家的区位导向性政策目标主要在于引领区域经济增长，导致现有文献重点关注区位导向性政策的经济增长效果（Shenoy, 2018; Hasan et al., 2021; 孔令丞和柴泽阳，2021），很少研究发展中国家区位导向性政策的就业效应。国内仅有的一篇文章基于中国 CFPS 数据和县域面板数据，研究开发区设立对本地区就业匹配质量的影响。结果表明，开发区设立可以使本地区的就业匹配程度提高 19%（郑思齐等，2020）。②**亟需确定更加精准的政策区域边界**。早期研究主要通过行政区划和文本信息来划定政策区域边界，比如 Alder et al.（2016）将开发区所在县市的企业认定为开发区内企业，这种方法的不足之处是大量所在县市的非开发区内企业会被错误地识别为开发区内企业，导致系数被严重低估。林毅夫等（2018）将企业邮编与开发区邮编一致的企业认定为开发区内企业，不足之处在于开发区邮编通常与所在行政区重合，甚至出现一个开发区多个邮编问题，导致开发区内企业难以有效识别。李贲和吴利华（2018）将企业地址信息中出现“开发”、“工业园”、“工业区”、“园区”、“高新”等字样的企业认定为开发区内企业，这样处理可能会使得一些地址模糊的企业被忽略，同时无法准确识别企业所在的开发区信息。目前比较前沿的方法是通过地理信息技术绘制开发区边界，利用大数据技术确定企业经纬度，进而精细化识别开发区内企业（刘秉镰和孙鹏博，2023）。③**亟需选定更加干净的控制组**。要正确识别区位导向性政策的效果，解决因变量遗漏造成的内生性问题，控制组的选择是关键。纵观现有文献（Zheng et al., 2017; Lu et al., 2019），比较主流的处理方法主要有四种，一是选择没有实施政策的区域，二是采用倾向匹配方法选择控制组，三是通过地理信息技术选择确定地理边界与缓冲区内对象为控制组，四是利用申请政策试点没有通过的样本作为控制组。以上方法各具优势，但孰优孰劣取决于政策现实情境。

本文创新性地基于国家生态工业示范园区设立这一外生冲击，突破现有文献分析维度，结合中国多套较为翔实的工业企业数据并采用前沿的渐进双重差分模型（Difference-in-Differences, DID），从就业视角揭示了中国绿色区位导向性政策的影响机理和微观效果。同时，通过地理信息技术和大数据技术确定国家生态工业示范园区边界和企业地理位置，识别园区内外企业，克服了过去研究中因开发区政策区域边界模糊和控制组“不干净”造成的系数偏误。研究发现，中国绿色区位导向性政策平均使园区内企业就业水平提高了 9.70%，这种就业效应源自于绿色区位导向性政策带来的产出效应和要素替代效应。此外，绿色区位导向性政策的就业效应对园区周边 3km 的企业存在虹吸效应，但这种效应存在明显的空间衰减特征。

相较于已有文献，**本文的边际贡献主要体现在以下三个方面**：**第一**，区别于既有文献直接从产出效应和要素效应视角揭示就业演化机制，本文不仅构建了绿色区位导向性政策与企业就业之间的逻辑分析框架，而且进一步挖掘了区位导向性政策引起产出效应和要素效应变化的深层次机理。研究发现，绿色区位导向政策的产出效应主要源于官员考核激励和创新补偿而非成本效应，要素效应表现为要素替代强于要素互补，进而引起企业就业变化。这一发现为全面把握绿色区位导向性政策提供了可靠证据，为区位导向性政策目标是“地区繁荣”还是“人民幸福”的争论提供了微观证据。**第二**，采用更加精细的识别策略估计中国绿色区

位导向性政策的就业效应，可以有效缓解因样本选择、主要解释变量测量偏差等因素引发的内生性问题。区别于既有文献简单采用地址信息或所在县市等信息识别开发区内企业的方法，本文利用地理信息技术绘制 80 个国家生态工业示范园区边界，并在此基础上参考天地图的街道地图精细定位园区内企业，避免了因企业定位偏差而导致的系数有偏问题。与此同时，综合采用边界双重差分（BD-DID）、倾向匹配得分 DID（PSM-DID）、异质性—稳健估计等方法，为恰当评估绿色区位导向性政策提供了科学的因果识别方案。**第三**，突破西方集聚经济学理论中关于区位导向性政策只有建立在产权保护、法律制度等条件较为完善地区，才能发挥较好政策效果的假设。本文基于 21 世纪初期中国产权保护制度、法律体系相对较为滞后背景下建立的国家生态工业示范园区，分析中国绿色区位导向性政策的就业效应与成功逻辑，为中国产业园区高质量发展和优化发展中国家区位导向性政策提供了有益的政策启示。

二、文献评述

（一）绿色区位导向性政策的研究进展

与本文密切相关的一支文献是对区位导向性政策的研究，最早量化区位导向性政策效果的经济学文献出现在 20 世纪 90 年代，他们考察了美国新泽西州企业区计划(Enterprise Zones)对就业的影响，结果发现新泽西州的企业区计划并没有改变当地就业机会(Boarnet & Bogart, 1996)。此后，大量研究从经济增长(Ehrlich & Seidel, 2018; 孔令丞和柴泽阳, 2021)、环境质量(Hua et al., 2023; 刘秉镰和孙鹏博, 2023)、技术创新(Tian & Xu, 2022; 蔡庆丰等, 2021)和外资进入(华岳和谭小清, 2022)等方面评估了区位导向性政策的效果。然而，关于绿色区位导向性政策的量化研究目前非常稀少，为数不多的几篇文献主要采用案例分析探讨了国家生态工业示范园区的环境效应(Guo et al., 2016; Butturi et al., 2019; Hu et al., 2020)。例如，田金平等(2012)基于 2011 年以前考核验收的 14 个国家生态工业示范园区为研究对象，分析了国家生态工业示范园建设的环境效果，研究发现 14 个国家生态工业示范园区的 COD 和 SO₂ 分别下降了 19%和 49%。Zeng et al. (2021) 通过调研走访抚州高新区、苏州工业园区等几家国家生态工业示范园区发现，园区建设可以实现经济与环境绩效的“双赢”。

伴随着数据可得性提高与政策评估方法的快速发展，应用大数据技术和先进计量方法考察绿色区位导向性政策效果成为了可能和前沿方向。总体来看，**当前关于区位导向性政策的量化研究呈现以下几个特点：一是研究视角多元化**。许多学者研究发现，以国家生态工业示范园区为代表的绿色区位导向性政策促进了所在地区的经济增长(蒲龙等, 2021)、改善了当地环境质量(华岳和叶芸, 2023)、带动了本地技术创新(Wu et al., 2023)，但是对外商直接投资存在负向影响(华岳和谭小清, 2022)。**二是研究尺度集中在宏观维度**。整体来看，除了华岳和叶芸(2023)基于中国县级面板数据考察了国家生态工业示范园区建设的环境效应以外，其余文献均采用城市面板数据检验了绿色区位导向性政策的效果，并从环境规制、产业结构、技术创新和市场竞争等维度揭示政策效果的宏观机理(Wu et al., 2023; 田金平等, 2012; 蒲龙等, 2021; 华岳和谭小清, 2022)。**三是政策效果的识别策略不够精细**。这个问题主要表现在两个方面，①选取的政策区域边界过大，由于开发区只是行政区范围内的一小块区域，简单将所在县市作为政策冲击对象，存在严重的系数低估问题(Howell, 2019)。②控制组选择不准确可能导致系数估计不一致。区位导向性政策的量化研究均采用 DID 模型进行分析，而 DID 模型估计的前提是选择适宜的控制组并使其与处理组可比。但是，从现有研究来看，绝大部分文献只是将没有设立国家生态工业示范园区的县市作为控制组，这严重违背了国家生态工业示范园区的建设要求。事实上，从历次公布的国家生态工业示范园区名单可知，超过 90%的国家生态工业示范园区是由原来的开发区转变过来的。因此，在评

估国家生态工业示范园区的政策效果时,控制组应该选择其他没有设立国家生态工业示范园区的开发区。很遗憾,这个问题直到华岳和叶芸(2023)在研究绿色区位导向性政策对碳排放影响时才受到重视。

综上,目前关于绿色区位导向性政策的量化研究还十分匮乏,尤其缺少转型国家方面的就业证据。此外,绝大多数文献只是揭示了绿色区位导向性政策的宏观机理和区域效果,对于绿色区位导向性政策的微观机制亟待深入研究。同时,结合大数据技术和更加先进的计量方法更加精细地识别绿色区位导向性政策效果是未来研究的一个新方向。

(二) 绿色区位导向性政策的就业效应研究进展

对区位导向性政策的就业效应研究一直是学术界关注的热点议题,而且主要基于西方发达国家情境展开分析,该研究关系到政策目标到底是“地区繁荣”还是“人民幸福”的争论(Gobillon et al., 2012)。令人遗憾的是,鲜有文献探究绿色区位导向性政策的就业效应。总体来看,对**绿色区位导向性政策就业效应的研究呈现出以下几个特点:一是研究结论存在较大分歧**。主流观点认为,区位导向性政策可以通过促进产业集聚、资本积累、提高企业知名度和声誉、增加企业获得资源的机会来增加就业(Alder et al., 2016; Ji & Lv Wendai, 2022)。O'Keefe(2004)在考察美国加州企业区计划对就业影响时发现,加州企业区计划在政策执行6年内每年以30%的速度增加就业,这一点也在Boarnet & Bogart(1996)的研究中得到证实。类似结论还出现在中国的经济特区和国家级高新区中(Wang, 2013; Tian & Xu, 2022)。但是,有一支文献认为,大部分区位导向性政策是“零和博弈”,可能造成资源配置扭曲,进而导致空间无效率问题(Kline & Moretti, 2013; 张丽华等, 2021)。Neumark & Young(2019)在考察美国企业区计划的就业效应时发现,美国企业区计划并不能有效改善劳动力市场状况,也不会对落后地区居民收入产生影响(Reynolds & Rohlin, 2015)。Ku et al.(2020)甚至在挪威区位税收优惠政策中发现,工资税的优化反而导致当地就业率大幅下降。二是**经验证据主要来自西方发达国家**。从研究对象来看,绝大部分文献在考察区位导向性政策的就业效应时主要基于西方发达国家样本进行分析,具体包括美国1982年实施的州企业区计划(Neumark & Kolko, 2010; Neumark & Young, 2019)、美国1993年启动的联邦授权区计划(Reynolds & Rohlin, 2015)、美国1933年成立的田纳西河流域管理局(Kline & Moretti, 2014)、法国1997年启动的城市自由区项目(Givord et al., 2013)、法国1997年实施的企业区计划(Briant et al., 2015)、挪威2003年执行的区域差异性工资税税率制度(Ku et al., 2020)、英国2004年颁布的搬迁计划等(Faggio, 2019)。由此可见,发展中国家区位导向性政策就业方面的经验证据十分匮乏。

总的来讲,虽然许多学者基于西方发达国家的政策实验分析了区位导向性政策的就业效应,但是几乎没有文献研究绿色区位导向性政策的就业效应。可能的原因是西方发达国家几乎没有大规模启动绿色区位导向性政策的情境,导致政策效果难以估计。目前世界上比较具有代表性的绿色区位导向性政策是中国生态工业示范园区建设,然而,受制于数据可得性低和政策区域边界难以识别等问题,导致政策效应的量化研究比较稀少。田金平等(2012)曾通过定性研究发现,国家生态工业示范区建设对就业具有积极效果。因此,系统厘清绿色区位导向性政策的微观机制与就业效应是本领域的前沿方向。

三、 制度背景与理论分析

(一) 制度背景

20世纪80年代末,产业生态理念开始应用于传统工业园区改造,目的是提高资源利用效率,减少污染排放(Frosch & Gallopoulos, 1989)。丹麦的卡伦堡生态工业园是应用产业

生态理念成名最早的工业园区（Ehrenfeld & Gertler, 1997）。21 世纪初期，中国为了妥善解决开发区带来的严重环境污染问题，引入西方生态工业园区建设理念，并在 2001 年 8 月批准贵港制糖综合企业作为国家第一个生态工业示范园区。政策的初衷是在保证经济增长的同时，降低污染排放。图 1 展示了国家生态工业示范园区设立的全过程。总体来看，国家生态工业示范园区建设大致可以分为三个阶段：（1）2000—2006 年是国家生态工业示范园区的试点探索阶段，颁布了第 1 个《国家生态工业示范园区申报、命名和管理规定（试行）》；（2）2007—2015 年是国家生态工业示范园区的高速发展阶段，这一时期批复了全国近 85% 的国家生态工业示范园区，进一步明确了园区的创建流程、考核评价细则及适用范围等；（3）2016 年至今是国家生态工业示范园区的常规发展阶段，除 2021 年批复 2 个园区以外，其余年份均没有再增设国家生态工业示范园区。

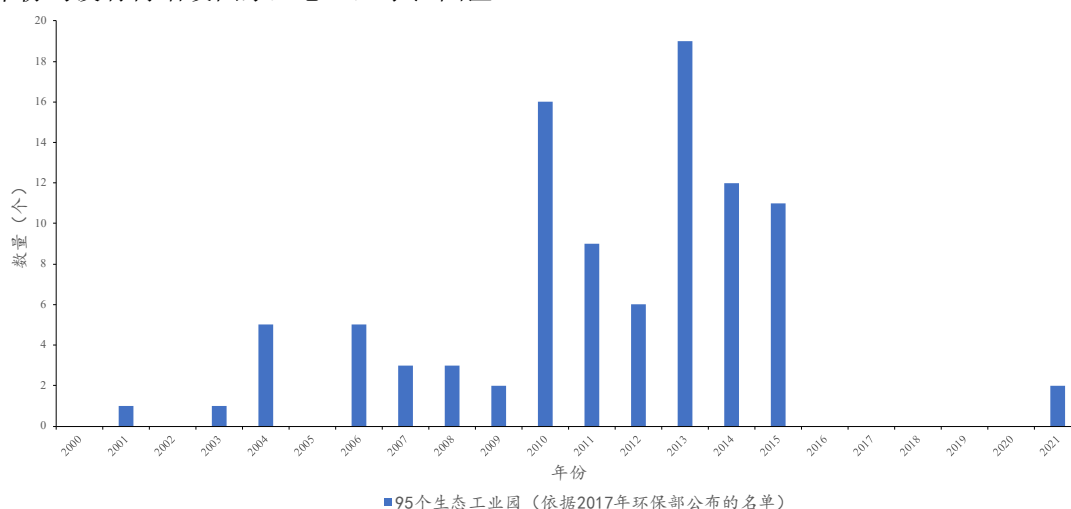


图 1 1984—2021 年国家生态工业示范园建立过程

需要重点提到的是，国家生态工业示范园区主要通过原有国家级开发区转设而来，并以国家级经开区和高新区为主。截止 2021 年底，全国共创建的 95 个国家生态工业示范园区中，97.89% 都是在原有开发区的基础上创建而成。其中，国家级经开区占比 54.74%，国家高新区占比 23.16%。但是，国家生态工业示范园区在政策目标、监管机构等方面又区别于传统国家级开发区。对于国家级经开区和高新区而言，其主要发展目标分别是经济增长和技术创新，而国家生态工业示范园区建设的政策目标则兼具经济增长、技术创新、生态环境保护等多重任务。传统国家级开发区的监管机构是开发区管理委员会，然而，国家生态工业示范园区的直接管辖机构是国家生态工业示范园区建设领导小组，二者在考核指标体系设计和监管机制等方面也存在显著差异。

中国开发区是“稳增长、保就业”的重要载体。仅以 2021 年数据为例，232 家国家级经开区贡献了当年全国 11% 的 GDP、22.8% 的进出口总额、22% 的 FDI^①。另据《2020 年国家高新区创新发展统计分析》^②报告可知，169 家国家高新区生产总值达到 13.6 万亿元，占国内生产总值比重的 13.3%，吸纳就业人数达到 2385.81 万人。国家生态工业示范园区作为经开区或高新区的迭代升级版，其在就业方面的效果如何呢？本文基于 1998—2014 年中国工业企业数据，以国家生态工业示范园区创建较为集中的 2010 年为例，绘制了 2010 年国家生态工业示范园区创建前后，处理组和控制组企业就业的差异。由图 2 可知，在 2010 年国家生态工业示范园区创建之前，处理组企业和控制组企业的就业变化趋势并没有显著差异。但

^①资料来源：中华人民共和国商务部，<http://www.mofcom.gov.cn/article/syxwfb/202301/20230103379178.shtml>。

^②资料来源：中华人民共和国科学技术部，<https://www.most.gov.cn/zxgz/gxjscopyfq/gxjstjbg/>。

是，国家生态工业园区创建之后，处理组企业的就业增长趋势要显著大于控制组企业。因此，本文有理由相信国家生态工业园区设立可能对企业劳动力需求产生影响。

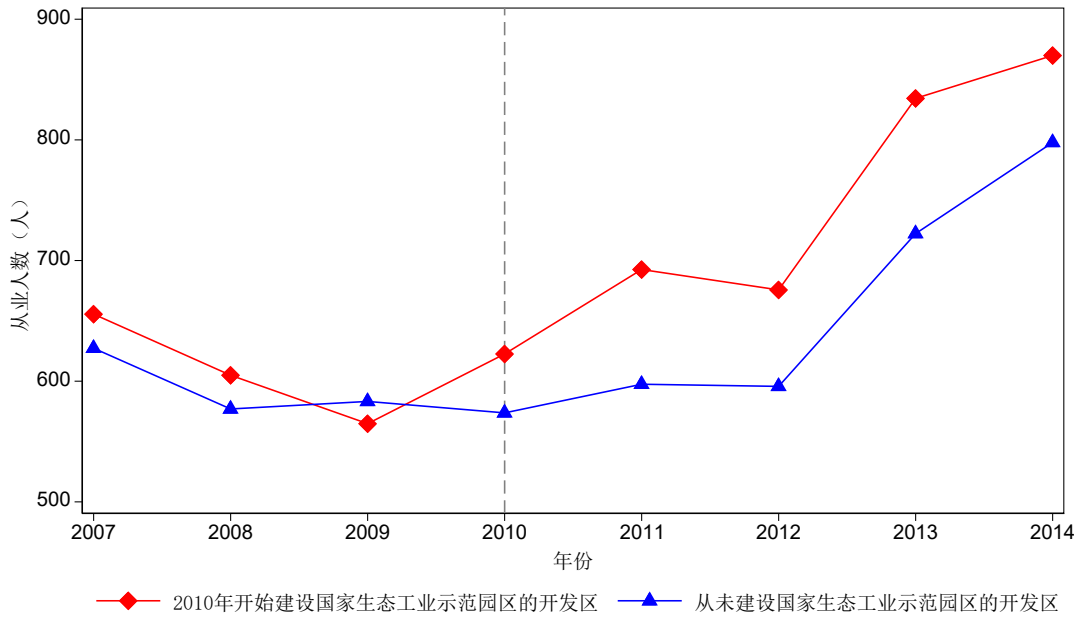


图2 2010年批次处理组与控制组企业平均从业人数趋势图

本文基于国家生态工业园区设立来研究绿色区位导向性政策的就业效应，其合理性体现在三个方面：**第一，中国提供了非常稀有的绿色区位导向性政策实验情境。**据统计，除中国外，当前明确提出绿色区位导向性政策的国家有美国、日本、英国、丹麦、新加坡等，但是这些国家仅在市县辖区内部的个别园区开展生态工业园区建设，而中国截至2021年底，已经建成95个国家生态示范工业园，约占国家级开发区比重的20%。其中，超过90%是由原来的开发区改建而成，横跨中国东部、中部和西部地区，这为开展绿色区位导向性政策的准自然实验提供了优质情境。**第二，中国是全球最具代表性的发展中国家，研究中国绿色区位导向性政策的就业效应有利于丰富并拓展集聚经济学理论的边界和内涵。**传统集聚经济理论认为，只有在市场化水平较高、产权保护较为完善的地区，区位导向性政策才能发挥较好的效果（Kline & Moretti, 2014; Ehrlich & Seidel, 2018）。然而，中国作为全球最大的发展中国家，在21世纪初期开始试验建立国家生态工业园区。彼时中国市场化体系建设相对滞后，产业保护和法律制度尚不完善，但是国家生态工业园区却在经济与环境各维度取得了积极效果（Zeng et al., 2021; 华岳和叶芸, 2023），这似乎存在一个“悖论”。在此背景下，研究中国绿色区位导向性政策的就业效应具有较强的学术价值。**第三，中国是一个兼具经济发展、生态环境保护等多重目标的转型国家，研究中国绿色区位导向性政策的就业效应可以为中国和其他发展中国家推进工业园区绿色化转型及完善就业政策提供政策启示。**根据世界银行统计数据显示，中美人均GDP的差距由1985年的1.8万美元扩大至2021年的5.7万美元。与此同时，中国已经连续多年成为全球最大的温室气体排放和最大的化石能源消费国家。面对经济发展和环境保护的双重压力，研究中国绿色区位导向性政策的就业效应具有较强的政策指导价值。

（二）理论分析

根据历次公布的《国家生态工业园区管理办法》和《国家生态工业园区规划指南》可知，超过90%的国家生态工业园区由原来的开发区改建而成。因此，国家生态工业园区建设不仅要承担经济增长、技术创新等经济维度的任务，还肩负着资源节约和环境保护的重要目标。梳理历次发布的国家生态工业园区考核指标体系可以发现，每套指

标体系均对经济增长目标作出了细致规定,包括对人均工业增加值、园区工业增加值、三年年均增长率等方面提出了明确的要求。同时,对资源节约和环境保护等方面也给出了具体要求,包括对单位工业用地面积增加值、综合能耗弹性系数、可再生能源使用比例、污水集中处理设施、环境管理能力完善度等方面指标提出了明确的目标^①。

不同于西方发达国家,中国国家生态工业示范园区的日常管理由辖区派出的开发区管理委员会负责,同时受国家生态工业示范园区建设领导小组和省级有关单位的监管。由于园区的直接管理者和考核者均是政府官员,这就导致园区建设必然需要体现政府意志并受到政府行为的影响(Wang et al., 2020)。在晋升激励驱动下(赵永辉和罗宇, 2022),政府官员有动力通过税费减免、科创激励、人才政策、融资优惠和环境规制等政策,引导企业达到园区考核目标,这一点在历次颁布的《国家生态工业示范园区管理办法》中都有明确规定。陈强远等(2023)在研究中国开发区招商引资问题时,证实了开发区具备“为发展而竞争”的特征。现有文献研究一致认为,具有绿色区位导向的区域性政策通常主要通过产出效应、要素替代或要素互补效应影响就业(Yip, 2018; 王锋和葛星, 2022)。因此,本文从产出效应和要素效应角度进一步分析绿色区位导向性政策如何影响就业。

绿色区位导向性政策会通过产出效应来影响企业就业。一直以来,发展是党执政兴国的第一要务。在现行的官员考核激励机制下,地方官员都具有强烈的发展责任和意识,无论是出于考核激励还是党员干部的责任,政府官员都具有强烈的经济发展动力(Wu & Cao, 2021)。由此可知,园区负责官员会千方百计努力完成园区经济增长考核目标。在此背景下,地方政府会通过行政、经济、法律等手段引导企业扩大生产规模,提高产品数量和质量,进而提升企业经济产出,引起产品价格下降,消费需求增加,从而扩大企业劳动力需求,给当地增加就业机会。根据遵循成本假说可知,附带环境保护目标的区位导向性政策将会导致企业生产成本增加(华岳和叶芸, 2023),进而降低企业经济产出,最终影响就业。一些文献研究发现,当环保目标与官员考核激励直接挂钩时,辖区环境质量将会得到显著改善(Wu & Cao, 2021)。因此,有理由相信,在园区环境保护目标指引下,园区官员会致力于实现环境考核指标。但是,这可能会造成企业短期生产成本增加,促使企业将增加成本转移至顾客头上(Marin et al., 2018),引致产品价格上升,消费需求下降,进而降低企业经济产出,引起失业问题。当环境考核目标越严格或考核权重越大时,甚至可能引发政府通过行政手段,强制关停或强迫企业削减产能,这也是运动式减排中经常出现的问题(Liu et al., 2021)。这是因为压缩产能是实现污染减排最简单、最有效的途径,但是会对企业长期发展造成深度损害。为了避免出现上述问题,有一支文献提出了创新补偿假说(刘金科和肖翊阳, 2022),认为企业可以通过技术创新来克服因环境规制造成的成本增加,从而提升企业竞争力,增加企业产出,进而增加就业机会。

绿色区位导向性政策会通过要素效应来影响企业就业。具体而言,要素效应包括要素替代效应和要素互补效应两个方面。要素效应是指国家生态工业示范园区内企业为了如期完成各自承担的污染减排任务,通过资源再配置而引发的其他投入要素与劳动力要素之间的替代或互补关系。要素替代效应表现为,由于短期内企业掌握的资源总量相对稳定,面对外生的环境考核目标任务时,企业将被迫调整资源配置方向,从原来的生产性资本中安排一笔资金用于购买专门的污染治理设备,进而对生产性资本产生“挤出效应”(Becker et al., 2013),导致企业产能下降,进而降低企业劳动力需求。这种因环境规制造成的资本“挤出效应”已经被广泛证实(Kneller & Manderson, 2012; Cui et al., 2023)。要素互补效应表现为,一方面,当企业面临外生环境规制时,在生产技术不改变的情况下,如果企业要完成地方政府下达的

^① 限于文章篇幅,本文在附录1中详细展示了部分年份国家生态工业示范园区的考核指标体系。

环保考核目标,就需要安排更多的劳动力来实现生产端的污染控制、过程端的绿色化和末端的治理(Vona et al., 2018)。因此,在产出不变的情况下,企业需要增加更多劳动力,由此引发要素互补效应。另一方面,为了应对环保目标考核,与政府保持良好关系,企业会通过购买污染治理设备、引进绿色生产工艺等方式来降低企业污染减排。根据资本—技能互补性原理可知(Griliches, 1969),增加环保投资可能产生新的劳动需求和新的劳动岗位,这也是当前环境规制领域重点关注的“绿色就业”现象(Martin et al., 2014; 王锋和葛星, 2022)。

综合以上分析,本文提出,绿色区位导向性政策究竟如何影响企业就业,取决于产出效应的就业增加与就业损失大小比较,以及要素效应的就业增加与就业损失大小比较。当总的就业增加大于总的就业损失时,企业最终表现为就业增加。

四、研究设计

(一) 国家生态工业园区企业的界定

准确界定园区内企业是识别中国绿色区位导向性政策就业效应的关键。本文研究期间,中国共批复 82 个国家生态工业园区,其中 2 个是以公司集团集群或某一特定产业设定的园区,缺少官方公布的园区边界范围,无法对其边界进行界定,故予以剔除^①。剩余 80 个国家生态工业园区均是在原有开发区的基础上创建而成,有明确的开发区属性信息。国家生态工业园区企业的界定具体包括以下步骤^②:

1.人工精细化识别 80 个国家生态工业园区的地理边界。由于国家生态工业园区边界的矢量图尚未公布,因此,本文需要重新识别所有园区的地理边界。具体来看,一是根据《国家级开发区四至范围公告目录(2018)》和国家自然资源部网站公布的开发区大致形状及四至范围信息,本文结合天地图的街道地图人工识别出了所有国家生态工业园区的地理边界。需要注意的是,对于道路名称发生变更的情况则通过百度地图重新识别后加以更新。二是通过 ArcGIS 将《中国开发区审核公告目录(2018 年版)》中提供的开发区属性字段链接进入矢量图,包括开发区的批准时间、开发区类型、主导产业、核准面积等信息。三是考虑到开发区成立月份差异,本文将开发区成立时间位于下半年的计入下一年,并将主导产业与 2002 年国家行业代码进行匹配。需要着重说明的是,本文基于国家生态工业园区的边界绘制了 0.3km 的缓冲区,这样做的原因主要有三个:一是 80 个国家生态工业园区中,少量四至边界和位置模糊,同时部分工业企业数据的地址信息中只能定位至街道。为了避免因地址信息模糊造成的估计偏误,本文参考张丽华等(2021)做法,通过构建“边界+缓冲区”的方法来解决以上问题。二是大量文献研究发现,区位导向性政策存在显著的空间溢出效应,为了降低因忽视空间溢出效应而导致的系数低估,本文构建了 0.3km 缓冲区。三是不同于张丽华等(2021)选择 0.5km 的处理办法,本文选择的是 0.3km。原因是在绘制国家生态工业园区边界过程中,本文发现四至边界最短街道长度或宽度约为 0.3km。为了避免因缓冲区范围过大带来的有偏估计,本文最终选择了 0.3km。

2.通过大数据技术识别国家生态工业园区企业。在得到园区矢量边界图后,本文利用中国工业企业数据库中公布的企业地址信息数据,基于“省/自治区/直辖市+地区市/州/盟+乡镇+街道办事处+街村门牌号+详细地址”的组合信息,通过百度地图 API,识别企业经纬度信息;对于部分地址信息缺失样本,本文采用“城市+企业名称”的办法定位其地理坐标。对于以上方法均无法进行定位的企业,将予以剔除,剔除样本量为 38045,占 1998—2014 年工业企业数据的 5.42%。通过前述分析得到的国家生态工业园区矢量

^① 剔除的园区包括:贵港国家生态工业(制糖)建设示范园区、山东鲁北企业集团。

^② 限于文章篇幅,国家生态工业园区的具体识别步骤详见附录 2。

地图和企业经纬度坐标, 本文能够较为准确地识别出样本研究期间位于国家生态工业示范园区内企业, 并将其设定为处理组样本。

值得一提的是, 考虑到国家生态工业示范园区主要是由原有开发区改建而成。最理想的控制组应该选择除国家生态工业示范园区以外的其他开发区企业, 并通过处理组企业识别方法进行精准定位。但是, 采用“园区边界+缓冲区”的识别策略来确定控制组企业存在较大难度。其原因主要有以下几个方面: 一是由于国家自然资源部自 2007 年之后不再公布开发区的边界形状, 大量省级开发区的边界形状不得而知; 二是许多省级开发区四至范围和具体属性信息严重缺失, 且道路更名和街道行政区划调整现象大量存在, 这使得精确绘制所有开发区边界几乎难以实现。这也是目前张丽华等 (2021)、陈强远等 (2023) 选择园区边界至缓冲区内企业、开发区以外所有企业作为控制组的重要原因。尽管无法精确识别所有开发区企业, 但是本文借鉴陈强远等 (2023) 的做法, 基于面积半径法, 通过百度地图 API 定位开发区管理委员会的经纬度, 以该坐标为圆心, 以开发区核准面积对应圆的半径画圆形范围, 绘制出 2256 个开发区的地理边界, 相对较为准确地识别了开发区企业。因此, 本文将除国家生态工业示范园区以外的开发区企业作为控制组样本, 可以进一步增强处理组企业与控制组之间的可比性。此外, 借鉴已有研究处理思路, 采用开发区边界+0.5km 缓冲区、BD-DID 方法、地址信息法、所在县市识别等方法进行了稳健性检验^①。具体以北京经济技术开发区为例, 北京经济技术开发区成立于 1994 年, 在 2009 年被国务院批复允许创建为国家生态工业示范园区, 那么 2009 年对于北京经济技术开发区而言就是本文关注的政策冲击年, 对其边界范围内的企业识别结果如图 3 所示。

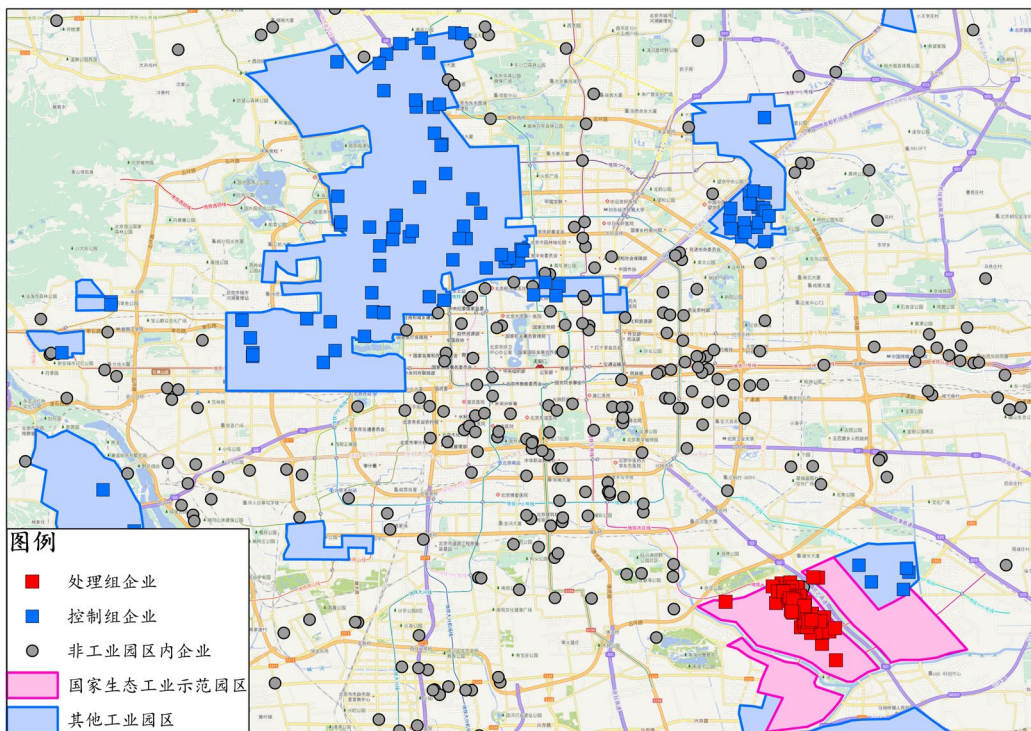


图 3 北京经济技术开发区内企业识别

图 3 红色区块内为国家生态工业示范园区企业, 是本文的处理组企业; 蓝色区块内为没有创建国家生态工业示范园区的其他开发区企业, 是本文的控制组企业; 灰色实心圆标识的是不在开发区内的企业, 在本文的基准回归中剔除, 但在稳健性检验中, 本文将将其纳入控制组样本进行检验。

^① 限于文章篇幅, 不同开发区识别策略的对比以及处理组和控制组企业描述性统计, 详见附录 14、15、16。

表 1 处理组企业与控制组企业数量、比例的变化情况

		1998	1999	2000	2001	2002	2004	2005	2006
处理组	数量 (家)	328	523	643	774	803	976	1053	1223
	比例 (%)	10.5432	12.4940	13.9965	16.2639	16.8414	17.9974	17.8203	18.7836
控制组	数量 (家)	2783	3663	3951	3985	3965	4447	4856	5288
	比例 (%)	89.4568	87.5060	86.0035	83.7361	83.1586	82.0026	82.1797	81.2164
总企业	数量 (家)	3111	4186	4594	4759	4768	5423	5909	6511
		2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	汇总
处理组	数量 (家)	1350	1407	1302	1734	1826	1932	1601	17475
	比例 (%)	17.6840	18.2207	18.4943	18.2009	17.9266	18.9505	21.1997	100
控制组	数量 (家)	6284	6315	5738	7793	8360	8263	5951	81642
	比例 (%)	82.3160	81.7793	81.5057	81.7991	82.0734	81.0495	78.8003	100
总企业	数量 (家)	7634	7722	7040	9527	10186	10195	7552	99117

本文研究主要使用三套较为独特的数据集：中国工业企业数据库、中国企业绿色发展数据库与中国开发区地图数据库。中国工业企业数据库、中国企业绿色发展数据库、中国工业企业专利数据库是目前刻画中国企业最为详尽的微观数据库并被主流文献广泛使用，其准确性和独特性毋庸置疑。本文研究区间限定在 1998—2014 年主要是出于以下考虑：一是 1998—2014 年是国家生态工业示范园区集中建设期，超过 85% 的国家生态工业示范园区在这一时期建成，这为识别政策效果提供了难得窗口期。二是本文使用渐进 DID 准确估计政策效果的前提条件是，政策实施期间不存在其他政策对处理组和控制组的结果变量产生系统性冲击。2016 年，国家生态工业示范园区迎来了重大政策转折，国家生态工业示范园区正式更名为“生态文明建设示范区（生态工业园区）”，进入新的发展阶段^①。三是将样本研究区间限定在 2014 年或之前年份是主流经济学文献的常见做法（陈登科，2020），也是目前能保证数据质量的最新年份。考虑到工业企业原始数据存在遗漏、重复、异常值等问题，本文借鉴 Brandt et al.（2012）的处理思路，对中国工业企业数据库进行清洗，并采用同样方法处理中国工业企业专利数据库和中国企业绿色发展数据库，最终根据法人代码、公司名称等字段进行匹配。同时，为了剔除异常值的影响，本文对所有连续变量进行了 1% 的缩尾处理。此外，由于 2003 年关键变量企业用工人数缺失以及 2010 年数据严重缺失问题，本文参考现有文献常规做法，将 2003 年和 2010 年数据予以剔除。

（二）模型构建

依据以上理论分析，本文基于国家生态工业示范园区建立为准自然实验，构建渐进 DID 模型识别中国区域绿色导向性政策的就业效应。

$$Employ_{it} = \beta_0 + \beta_1 EIP_{it} + \gamma \sum X_{it} + \delta_c \times trend_t + \eta_k \times trend_t + \varphi_i + \mu_t + \phi_{ck} + \varepsilon_{ckit} \quad (1)$$

其中， i 和 t 分别表示企业和年份；被解释变量 $Employ_{it}$ 为企业 i 在 t 年的从业人数，此处，采用工业企业从业人数的对数予以刻画。 EIP_{it} 表示国家生态工业示范园区政策冲击变量，如果企业 i 当年位于国家生态工业示范园区内，则其当年及以后年份赋值为 1，否则为 0。 X_{it} 是企业层面的控制变量， φ_i 、 μ_t 分别代表企业固定效应和时间固定效应。 δ_c 、 η_k 表示城市固定效应和行业固定效应， $trend_t$ 表示时间趋势。通过控制 $\delta_c \times trend_t$ 、 $\eta_k \times trend_t$ 来克服城市层面、行业层面不可观测因素随时间变化趋势对估计结果产生的影响。 ϕ_{ck} 表示城市—行业联合固定效应，用以捕捉城市行业层面的异质性对系数产生的冲击。 ε_{ckit} 为误差项。

^① 根据《国家生态文明建设示范区管理规程（试行）》和《国家生态文明建设示范县、市指标（试）》的通知（http://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content_5076991.htm），国家生态工业示范园区开始进入更名发展的新阶段。

为了更加干净地识别中国绿色区位导向性政策的就业效应,本文参考已有文献和中国情境,在模型(1)中纳入以下控制变量:企业年龄及其平方项、企业规模、资产负债率、资产回报率、行业赫芬达尔指数、是否是国有企业虚拟变量、是否是外资企业虚拟变量^①。主要变量的描述性统计如表2所示。

表 2 变量描述性统计

	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
Panel A 全样本					
EIP	99117	0.076	0.265	0	1
lnEmploy	99117	5.893	1.108	3.258	8.681
lnage	99117	2.328	0.901	0	4.094
lnage ²	99117	6.229	4.235	0	16.764
lnsize	99117	11.697	1.562	8.203	15.495
hhi	99117	0.060	0.092	0.001	1
lev	99117	0.584	0.277	0.029	1.484
roa	99117	0.066	0.153	-0.206	0.931
soe	99117	0.254	0.435	0	1
forgn	99117	0.169	0.375	0	1
Panel B 处理组					
EIP	17475	0.432	0.495	0	1
lnEmploy	17475	6.010	1.117	3.258	8.681
lnage	17475	2.284	0.749	0	4.094
lnage ²	17475	5.776	3.417	0	16.764
lnsize	17475	12.277	1.505	8.203	15.495
hhi	17475	0.066	0.097	0.001	1
lev	17475	0.533	0.266	0.029	1.484
roa	17475	0.064	0.125	-0.206	0.931
soe	17475	0.191	0.393	0	1
forgn	17475	0.337	0.473	0	1
Panel C 控制组					
EIP	81642	0	0	0	0
lnEmploy	81642	5.868	1.104	3.258	8.681
lnage	81642	2.337	0.930	0	4.094
lnage ²	81642	6.326	4.384	0	16.764
lnsize	81642	11.573	1.545	8.203	15.495
hhi	81642	0.059	0.091	0.001	1
lev	81642	0.595	0.278	0.029	1.484
roa	81642	0.067	0.158	-0.206	0.931
soe	81642	0.268	0.443	0	1
forgn	81642	0.134	0.340	0	1

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果

本文基于“园区边界+0.3km 缓冲区”方法识别国家生态工业示范园区企业和控制组企业,并采用渐进 DID 模型估计中国绿色区位导向性政策的就业效应。表3第(1)列和第(2)列汇报了估计结果。在没有纳入城市、行业的时间变化趋势及城市—行业的联合固定效应时,中国绿色区位导向性政策的系数为0.1347,通过了1%的显著性检验。在控制城市、行业的时间变化趋势及城市行业的联合固定效应时,中国绿色区位导向性政策的系数下降至0.0926且在1%的置信水平下显著。由此可知,以国家生态工业示范园区为代表的中国绿色区位导向性政策存在显著的就业促进效应。从系数的经济含义来看,第(1)列和第(2)列结果表

^① 限于文章篇幅,主要变量的定义及测算方法见附录3。

明,中国绿色区位导向性政策每变化 1 个单位,意味着处理组企业平均增加 14.42%^①和 9.70% 的就业。这一发现明显高于美国加州企业区计划和法国企业区计划带来的就业效应,O’Keefe (2004)、Gobillon et al. (2012) 研究发现,美国企业区计划和法国企业区计划均只带来了每年平均 3%的就业。可能的解释有:一是由于国家生态工业示范园区主要由国家经开区改建而成,经济实力、区位条件、地理位置要显著优于美国企业区和法国企业区;二是国家生态工业示范园区不仅享受了原有开发区的优惠政策,而且又叠加了国家生态工业示范园区的优惠政策。总体来看,具有优越发展条件的国家生态工业示范园区,具有更强的资源再配置、技术创新和应对环境规制冲击的能力。

表 3 基准回归结果

变量	被解释变量: Employ						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EIP	0.1347*** (0.0185)	0.0926*** (0.0189)	0.0887*** (0.0182)	0.0698*** (0.0185)	0.0827*** (0.0193)	0.0035 (0.0158)	0.0029 (0.0063)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应 ×时间趋势		YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应 ×时间趋势		YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固 定效应		YES	YES	YES	YES	YES	YES
处理组识别方 法	园区边界 +0.3km 缓冲区	园区边界 +0.3km 缓冲 区	园区边界 +0.5km 缓冲 区	园区边界+缓 冲区 1km	园区边界	园区所在县	园区所在市
处理组			80 个园区			68 个区县	47 个城市
控制组		2513 个未创建园区的其他开发区				290 个其他 有开发区的 区县	144 个其他 有开发区的 城市
观测值	99,117	99,117	99,135	130,917	97,949	110,926	418,163
调整后的 R ²	0.858	0.858	0.865	0.864	0.866	0.873	0.860

注: *、**、***分别表示 10%、5%、1%的水平上显著,括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

鉴于不同开发区企业识别策略下的估计系数存在较大差异,本文使用不同的国家生态工业示范园区企业识别策略,重新估计了中国绿色区位导向性政策的就业效应。由表 3 第(3)列估计结果可知,当缓冲区扩展至 0.5km,绿色区位导向性政策的系数为 0.0887,通过了 1%的显著性检验。这意味着中国绿色区位导向性政策能够带来 9.28%的就业,与本文基准估计结果中的 9.70%比较接近。当采用面积半径法并绘制 1km 缓冲区来识别处理组企业时,此时由表 3 第(4)列可知,绿色区位导向性政策的估计系数为 0.0698 且在 1%的置信水平下显著,说明绿色区位导向性政策可以促进就业平均增加 7.23%,与基准结果无显著差异。观察表 3 第(5)列可知,当仅以园区边界来识别处理组企业时,绿色区位导向性政策的估计系数为 0.0698,通过了 1%的显著性检验,意味着中国绿色区位导向性政策能够带来 8.62%的就业。以上分析表明,选择 0.3km 构建缓冲区来识别处理组企业是相对合理的,此时政策

^①由于解释变量的取值是 0 和 1,因此解释变量每变化一个单位意味着其变化 100%,此时第(1)列中解释变量对被解释变量的影响是 14.42% = (e^{0.1347} - 1)。同理,第(2)列中解释变量对被解释变量的影响是 9.70% = (e^{0.0926} - 1)。

效果最大。表3第(6)列和第(7)列是基于国家生态工业园区所在县市来识别处理组企业,此时估计系数虽然为正,但是都没有通过显著性检验,而且带来的政策冲击效果分别为0.35%和0.29%,远小于前述方法下的估计系数。这再次说明精准识别处理组企业和控制组企业可以显著降低选择偏误对估计结果造成的不利影响。

运用渐进 DID 模型估计的前提条件是处理组和控制组不存在事前趋势。因此,本文采用事件研究法来进行平行趋势检验。模型设定如下:

$$\text{Employ}_{it} = \beta_0 + \beta_t \sum_{-8}^5 \text{EIP}_{it} \times D_t + \gamma \sum X_{it} + \delta_c \times \text{trend}_t + \varphi_i + \mu_t + \phi_{ck} + \varepsilon_{ckit} \quad (2)$$

其中, D_t 为政策相对年份的虚拟变量,此处考虑政策实施前 8 期和政策实施后 5 期, β_t 为历年政策估计系数。本文样本研究期间为 1998—2014 年,将政策实施前 1 年作为基期。其他变量定义与模型(1)相同。

图 4 汇报了平行趋势检验结果。可以发现,不论采用哪种园区企业识别策略,在国家生态工业园区设立之前,处理组企业和控制组企业在就业效应方面都无系统性差异。但是在政策实施之后,处理组和控制组企业的就业效应存在显著区别。相较于控制组企业而言,处理组企业的就业效应逐年增强。总之,上述分析结果支持了 DID 模型的平行趋势假设。

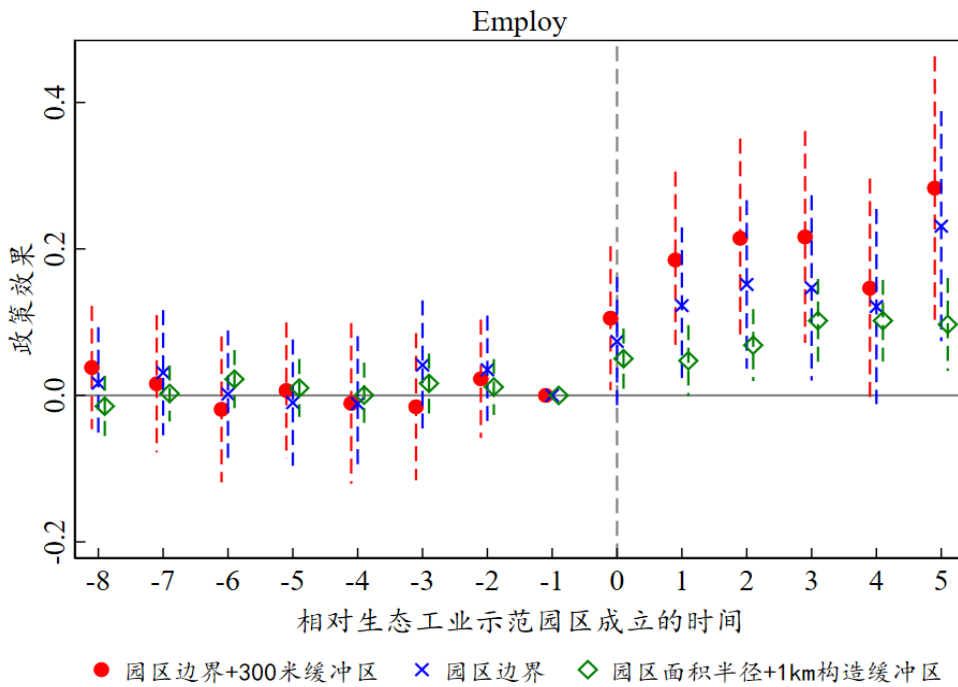


图 4 平行趋势检验

(二) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。尽管本文在基准结果中通过控制丰富的固定效应来缓解变量遗漏造成的不利冲击,但仍然无法在理论上确保因变量遗漏造成的系数估计偏误。因此,本文通过安慰剂检验来考察基准结果的稳健性。具体通过随机抽取 80 个开发区作为伪处理组园区,其余的开发区作为伪控制组。其次,随机选择一年作为伪处理组的政策冲击时间,并根据伪处理组和伪控制组重新划分受政策冲击的企业。最后,利用模型(1)对伪政策效应进行估计,将以上流程重复 3000 次。图 5 报告了安慰剂检验结果。可以看出,3000 次实验的系数近似于正态分布,基准回归的真实估计值位于整个分布的最右端。以上结果表明,中国绿色区位导向性政策的就业效应与其他未知因素之间不具有明显的因果关系。

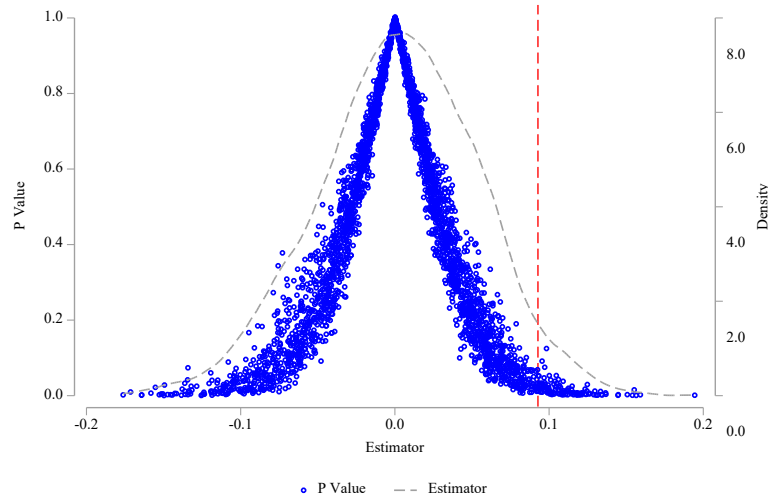


图5 安慰剂检验

注：蓝色空心圆为估计系数的核密度分布，横轴表示 3000 个随机抽样的估计系数，右侧纵坐标为其统计推断 P 值，左侧纵坐标为其核密度值。红色虚线为真实估计值。

2.更换控制组。不同的控制组选择策略一直是干扰开发区政策效果的重要因素，为了进一步检验基准结果的稳健性，本文分别采用三种不同的控制组选择策略重新检验了中国绿色区位导向性政策的就业效应。①为了与现有研究进行对比，本文选取了所有非国家生态工业示范园区内工业企业作为控制组。②为了进一步提高处理组与控制组之间的可比性，本文为每个国家生态工业示范园区筛选其同省市的开发区企业作为控制组。观察表 4 第（1）列至第（2）列可知，无论是采用哪种控制组识别策略，中国绿色区位导向性政策的估计系数均表现为积极影响，其系数值与显著性和基准结果相比，均无明显差异。

表 4 稳健性检验 I

变量	更换控制组		PSM-DID 估计结果		
	非 EIP 内的工业企业	同城开发区企业	最近邻匹配	核密度匹配	广义精确匹配
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
EIP	0.1134*** (0.0180)	0.0743*** (0.0188)	0.0535** (0.0208)	0.0928*** (0.0189)	0.0640** (0.0272)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES
二位数行业固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	498,393	47750	22,646	98,033	11,555
调整后的 R ²	0.8574	0.873	0.863	0.900	0.920

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的水平上显著，括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

3.PSM-DID 估计。为进一步使处理组和控制组更具可比性，使得政策效应更加“干净”。本文使用倾向得分匹配（Propensity Score Matching, PSM）方法，基于最近邻匹配、核匹配和广义精确匹配三种策略，对处理组和控制组进行逐年匹配。然后，采用渐进 DID 模型重新估计。由表 4 第（3）列至（5）列可知，无论采用哪种匹配策略，绿色区位导向性政策对企业就业的估计系数均显著为正，这再次表明本文基准结果较为稳健。

4.BD-DID 估计。鉴于不同政策效应评估方法可能导致估计结果发生改变，本文借鉴 Lu et al. (2019)、张丽华等 (2021) 处理办法，使用当前较为前沿的边界双重差分（BD-DID）模型，重新考察了中国绿色区位导向性政策的就业效应。该模型的核心思想是，地理位置越

接近的企业，其所处的地理环境、宏观经济社会环境越相似，使得企业之间更具可比性。因此，本文基于国家生态工业园区建立 0.5km、1km、2km、3km 的缓冲区^①，将国家生态工业园区地理边界内的企业认定为处理组，边界至缓冲区以内的企业认定为控制组，并采用模型（1）进行估计。由表 5 第（1）列至（4）列的回归结果可知，除 0.5km 以外，无论采用哪种缓冲区距离下的控制组，中国绿色区位导向性政策的估计系数始终显著为正，相比于 1km、2km、3km 范围内的控制组企业，处理组企业在政策实施后平均分别增加了 5.81%、8.38%和 9.61%的企业就业。这一方面说明了基准结果较为稳健，另一方面表明地理距离越近，控制组和处理组企业的特征越相似，其政策效应越小，甚至不显著，这一点与张丽华等（2021）发现一致。

可能的原因是，随着地理范围的逐渐缩小，控制组的数量也在逐渐减少，在控制得最严格的 0.5km 范围内，仅有 3282（16%）的控制组样本，难以有效支撑统计推断。但是，在 3km 范围内控制组样本为 17692（51%），此时的统计推断则相对更加可信，其估计系数也接近基准回归系数。当缓冲区距离由 3km 扩张至 10km 后，绿色区位导向性政策对企业就业的增加幅度基本稳定在 9%左右，与基准结果无明显差异。

表 5 稳健性检验 II

变量	0.5km (1)	1km (2)	2km (3)	3km (4)	城市数据 (5)
EIP	0.0327 (0.0201)	0.0565*** (0.0206)	0.0805*** (0.0203)	0.0918*** (0.0198)	0.1649*** (0.0513)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES
二位数行业固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	20,234	23,173	28,621	34,616	3,506
调整后的 R ²	0.875	0.872	0.874	0.873	0.964

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的水平上显著，括号内数值除第（5）列为城市层面聚类标准误外，其余都聚类到企业层面。

5.宏观层面的经验证据。王锋和葛星（2022）基于城市宏观数据考察发现，低碳城市试点政策可以增加约 7.56%的就业。但是，在企业微观数据中研究发现，低碳试点城市政策平均增加了 5.11%的企业就业，二者相差 2.45 个百分点。换句话说，如果绿色区位导向性政策与就业之间存在真实的因果关系，二者之间既可以在微观层面成立，又可以在宏观层面找到经验证据，但宏观层面的识别可能导致系数有偏。因此，本文利用 2003—2020 年 284 个城市的面板数据，以所在城市是否设立了国家生态工业园区作为外生冲击，从城市维度重新考察绿色区位导向性政策对就业的影响。模型设定如下：

$$Employ_{ct} = \alpha EIP_{ct} + \beta X_{ct} + \varphi_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

其中，下标 c 和 t 分别表示城市和年份； $Employ_{ct}$ 为城市 c 在年份 t 的从业人员数，此处采用城镇年末单位从业人员的对数予以刻画。 EIP_{ct} 表示绿色区位导向性政策的虚拟变量，城市当年设立国家生态工业园区则赋值为 1，否则为 0。对于一个城市设立有多个国家生态工业园区的情况，则以最早设立的年份作为政策冲击时间； X_{ct} 为城市层面的控制变量，包括城市人口规模、城市工资水平、经济发展水平、外商直接投资水平、城市级别和产业结构等^②。 φ_c 和 μ_t 分别是城市固定效应和年份固定效应， ε_{it} 是误差项。

^① 限于篇幅，本文在附录 6 中报告了 BD-DID 识别示意图。

^② 限于篇幅，本文在附录 7 中报告了城市面板数据的变量定义、描述性统计及数据来源。

由表 5 第 (5) 列可知, 绿色区位导向性政策的估计系数为 0.1694, 通过了 1% 的显著性检验。这表明该政策使得处理组城市的就业相较于控制组城市平均增加了 17.93%, 显著高于基准回归结果。这再次说明精确识别国家生态工业示范区政策边界的重要性, 又一次支持了本文基准结论。

6. 排除其他政策干扰。为了控制其他政策对估计结果的造成的干扰, 本文梳理了样本期间可能影响中国绿色区位导向性政策就业效应的四项政策。①新设立开发区的冲击。由于 1998—2014 年新成立的开发区可能会导致控制组与处理组企业产生交叉重叠问题, 进而威胁本文基准结果的准确性。因此, 本部分剔除 1998 年以后新成立的开发区, 从而排除新设立开发区的外生冲击。此时处理组企业和控制组企业均是 1998 年以前成立的开发区内企业。②ISO14000 国家示范区政策。在样本研究期间, 国家为推进经济社会可持续发展, 建立环境保护与治理的长效机制, 基于省级以上经开区、高新区、保税区及风景名胜等试点创建 ISO14000 国家示范区。为了剔除 ISO14000 国家示范区对企业就业产生的影响, 本文手工收集了 1999—2014 年 32 个 ISO14000 国家示范区信息^①, 其中有 26 个 ISO14000 国家示范区是基于原开发区创建而成。鉴于此, 本文剔除了 6 个非开发区的 ISO14000 国家示范区, 构建 26 个 ISO14000 国家示范区的政策虚拟变量。当企业所在园区获批成为 ISO14000 国家示范区, 则自当年及以后年份赋值为 1, 否则为 0, 并将其引入模型 (1) 予以控制。③环保目标责任制。2005 年《国务院关于落实科学发展观加强环境保护的决定》(以下简称“环保目标责任制”) 颁布, 首次明确将环境保护目标与官员考核挂钩, 实行“一票否决制”。大量研究发现 (Shi & Xu, 2018; 韩超等, 2021; 罗知和齐博成, 2021), 环保目标责任制显著提升了官员环境治理的努力程度, 进而改善了地区环境绩效, 并通过产出效应和要素替代效应影响企业劳动力需求。因此, 本文通过构建国有企业与否和 2005 年政策冲击时点虚拟变量的交互项来控制该政策的影响。④国企改革政策。发轫于 1998 年的国有企业改革可能是威胁本文基准结论稳健性的又一重要政策冲击, 本文参照 Chen S (2009) 的常规做法, 在模型 (1) 的基础上加入三位数行业层面的国有企业占比来控制国企改革带来的影响。由表 6 第 (1) 列至第 (5) 列可知, 无论是依次控制上述政策冲击, 还是同时控制所有干扰政策, 绿色区位导向性政策的估计系数均显著为正, 在系数和显著性方面与基准结果不存在较大差异, 这再次说明本文基准结果较为稳健。

表 6 稳健性检验 III: 排除其他政策的干扰

变量	被解释变量: Employ				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
EIP	0.0867*** (0.0231)	0.0869*** (0.0231)	0.0864*** (0.0231)	0.0866*** (0.0231)	0.0866*** (0.0231)
ISO14000 国家示范区		0.0468* (0.0277)			0.0446 (0.0277)
环保目标责任制			0.0775*** (0.0258)		0.0755*** (0.0258)
国企改革政策				0.0078 (0.0336)	0.0058 (0.0336)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES

^① 限于文章篇幅, 本文在附录 8 中详细展示了 32 个 ISO14000 国家示范区信息。

二位数行业固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	49,969	49,969	49,969	49,969	49,969
调整后的 R ²	0.874	0.874	0.874	0.874	0.874

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的水平上显著，括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

7.改变估计方法。考虑到国家生态工业园区批复时间存在差异，此时采用渐进 DID 模型考察其政策效果，可能会因负权重问题而导致估计结果有偏甚至错误（Goodman-Bacon, 2021; Athey & Imbens, 2022）。鉴于此，本文借鉴 Sun & Abraham(2021)、Callaway & Sant’Anna（2021）提出的异质性—稳健估计方法，使用从来没有接受过政策冲击的样本作为控制组，并对每个队列进行估计，在此基础上基于队列规模加权平均得到政策处理效应。由表 7 和图 6 可知，处理组和控制组在事前不存在系统性差异，但在政策实施后存在明显分化。无论采用哪种估计方法，中国绿色区位导向性政策的系数均显著为正，其系数和显著性与基准结果并无显著差别，而且这种正向影响存在连续性。

表 7 稳健性检验 IV 考虑政策处理效应异质性的估计结果

变量	Sun and Abraham (2020)	Callaway and SantAnna (2021)
	(1)	(2)
EIP	0.1794*** (0.0558)	0.1574 *** (0.0610)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	89,483	93,730

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的水平上显著，括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

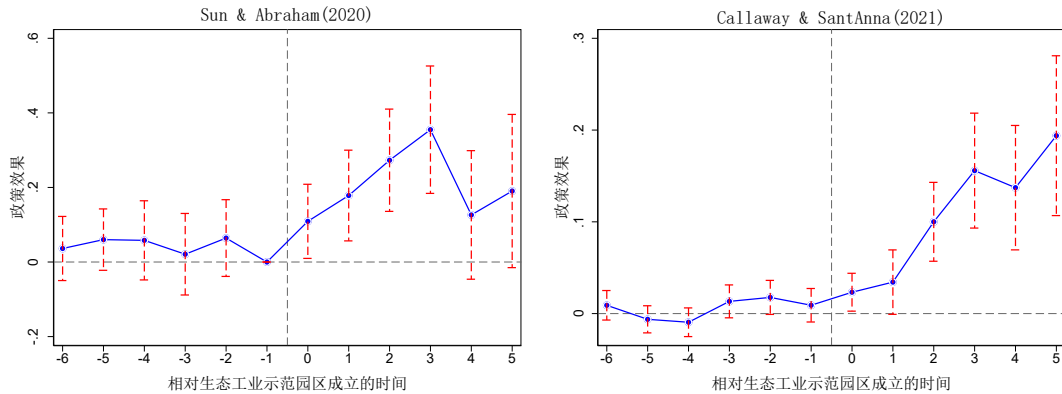


图 6 考虑政策处理效应异质性的平行趋势检验

(三) 机制分析

1.产出效应。根据前述理论分析可知，绿色区位导向性政策可能通过考核激励效应和创新补偿效应扩大生产规模，从而增加就业。同时，绿色区位导向性政策可能通过成本增加导致企业生产规模缩小，从而减少就业。因此，本文利用工业企业总产值的对数来刻画产出效应。然后，利用模型（1）进行考察，此时的被解释变量为上述机制变量。根据表 8 第（1）列估计结果可知，绿色区位导向性政策可以促进处理组企业经济产出提升 3.91%。第（2）列估计系数表明，增加企业经济产出可以带动企业就业，平均就业增幅可以达到 21.63%。以上结果表明，绿色区位导向性政策确实会通过产出效应带动企业就业。这一发现与 Berman & Bui（2001）、Morgenstern et al.（2002）在美国区位导向性政策中的结论一致。

由理论分析可以推测，绿色区位导向性政策通过考核激励效应和创新补偿效应带来的就业增加会大于因成本效应造成的就业损失。鉴于此，本文通过搜集历年各城市政府工作报告

中的经济增长目标数据来刻画地方官员的经济增长压力（考核激励效应），通过搜集各城市历年政府工作报告中的环保词频占报告总词汇的比重来刻画企业面临的环境保护压力，利用工业企业管理费用的对数来度量成本效应，选择工业企业当年是否申请专利的虚拟变量和工业企业实用型专利申请量的对数来刻画企业技术创新水平^①。表8第（3）列和第（4）列结果表明，经济增长压力会增强绿色区位导向性政策的产出效应，即国家生态工业示范园区辖区政府的经济增长压力会通过考核激励效应传导至企业。另外，环保压力会显著削弱绿色区位导向性政策的产出效应，即当环保目标与官员考核绩效挂钩时，地方官员会通过规制手段将环保压力传导至企业身上，导致企业产出下降。由表8第（5）列可知，绿色区位导向性政策对成本效应的系数为正，没有通过显著性检验。最后，观察表8第（6）列和第（7）列发现，中国绿色区位导向性政策中存在创新补偿效应，即绿色区位导向性政策通过促进企业创新，促使企业产出增加，从而提高了就业水平。以上分析表明，中国绿色区位导向性政策会通过考核激励效应和创新补偿效应促进就业增加，没有发现成本效应导致就业损失的证据。

表 8 产出效应检验

变量	产出效应		考核激励效应		成本效应	创新补偿效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EIP	0.0384**		-0.0081	0.0827***	0.0075	0.0188**	0.0295*
	(0.0153)		(0.0198)	(0.0222)	(0.0184)	(0.0096)	(0.0173)
工业产值		0.1958***					
		(0.0065)					
EIP×经济增长压力			0.0194**				
			(0.0095)				
经济增长压力			0.0013				
			(0.0038)				
EIP×环保词频				-10.8471***			
				(3.3507)			
环保词频				0.6679			
				(1.3528)			
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
二位数行业固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	98,724	98,724	75,166	73,446	98,594	98,724	98,724
调整后的 R ²	0.938	0.871	0.941	0.941	0.897	0.456	0.551

注：第（1）、（3）、（4）列的被解释变量为工业企业总产值的对数，第（2）列的被解释变量为工业企业从业人数的对数，第（5）列的被解释变量为工业企业管理费用的对数，第（6）列和第（7）列的被解释变量分别为工业企业当年是否申请专利的虚拟变量和工业企业实用型专利申请量的对数。*、**、***分别表示 10%、5%、1%的水平上显著；括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

2.要素效应。依据理论分析可知，要素效应表现为绿色区位导向性政策通过要素替代或要素互补影响就业。要素互补效应主要表现为绿色就业，要素替代效应主要体现在对生产资本的“挤占效应”。因此，本文利用工业企业固定资产总量和年末固定资产净值的对数值来

^① 限于文章篇幅，本文在附录 9 中报告了产出效应、技术创新的平行趋势检验结果。分析显示，产出效应和技术创新均满足事前平行趋势假设。

刻画要素替代效应（生产资本），选择是否有治污设备的虚拟变量、废气治理设备数量和废水治理设备数量总和的对数以及废气治理设备数量的对数来刻画要素互补效应（污染治理投资）。然后，基于模型（1）对绿色区位导向性政策的要素效应进行检验，此时被解释变量为机制变量^①。由表9第（1）列和第（2）列可知，绿色区位导向性政策确实会挤出处理组企业的固定资产，挤出幅度超过6个百分点。这说明绿色区位导向性政策确实可能存在因环保投入增加而造成生产资本被挤占的现象。类似结论出现在美国和英国的环境规制政策实践中（Gray & Shadbegian, 2003; Kneller & Manderson, 2012）。进一步观察表9第（3）列至第（6）列可知，绿色区位导向性政策对污染治理投资存在显著的正向影响，即中国绿色区位导向性政策确实会倒逼企业通过购买污染治理设备来实现环保规制目标。Fowlie（2010）在考察美国NO_x排放交易计划的政策效果时，也发现加强环境监管可以倒逼企业增加环保投资。对于就业效应而言，要素效应中要素替代效应强度要显著大于要素互补效应强度，即要素效应在中国绿色区位导向性政策的就业效应中主要起着负向作用。

表9 要素效应的检验结果

变量	要素替代效应		要素互补效应			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EIP	-0.0676*** (0.0156)	-0.0830** (0.0373)	0.0264** (0.0104)	0.0302* (0.0168)	0.0316* (0.0191)	0.0129 (0.0087)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
×时间趋势						
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
×时间趋势						
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	98,081	72,474	97,949	97,949	97,949	97,949
调整后的R ²	0.945	0.833	0.667	0.712	0.683	0.731

注：第（1）、（2）列的被解释变量为工业企业固定资产总量和年末固定资产净值对数值，第（3）列至第（6）列的被解释变量为是否有治污设备的虚拟变量、废气治理设备数量和废水治理设备数量总和的对数以及废气治理设备数量的对数。*、**、***分别表示10%、5%、1%的水平上显著，括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

六、进一步分析

（一）经济环境后果分析

考虑到国家生态工业示范园区同时肩负着引领地区经济增长和生态环境高水平保护的重要使命，本文进一步实证检验了绿色区位导向性政策的经济环境后果。具体采用全要素生产率和工业增加值^②来刻画经济后果，利用SO₂排放强度、COD去除量及COD产生量来刻画环境后果，并对以上变量进行对数化处理。然后，基于模型（1）重新估计绿色区位导向性政策的参数。由表10第（1）列和第（2）列可知，绿色区位导向性政策对处理组企业全要素生产率和企业工业增加值的系数均显著为正，相较于控制组企业而言，处理组企业全要素生产率和企业工业增加值平均提高了7.08%和6.29%。观察表10第（3）列至第（5）列可知，绿色区位导向性政策具有显著的污染治理效应，平均可以降低22.69%的SO₂排放强度、

^① 限于文章篇幅，本文在附录10中报告了要素效应的平行趋势检验。检验结果表明，要素效应变量的均通过了平行趋势检验。

^② 由于中国工业企业数据库中工业增加值变量缺失较为严重，本文参考既有文献处理办法，对严重缺失年份的工业增加值进行核算。工业增加值 = 工业总产值 - 工业中间投入 + 本期应交增值税，其中工业中间投入在工业企业数据库中缺失严重，本文用中间投入值 = 产出值 × 销售成本 / 销售收入 - 工资支付 - 折旧值来测算。

36.64%的 COD 去除量、15.42%的 COD 产生量。总体来看，以国家生态工业示范园区为代表的绿色区位导向性政策可以实现经济与环境的“双赢”。

表 10 绿色区位导向性政策的经济环境后果

变量	lnTFP	lnInd	lnISO ₂	lnCOD ₁	lnCOD ₂
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
EIP	0.0684*** (0.0242)	0.0610** (0.0241)	-0.2574*** (0.0873)	-0.4564*** (0.1119)	-0.1675*** (0.0645)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	75,494	71,898	60,590	69,707	69,707
调整后的 R ²	0.8214	0.8947	0.8404	0.6880	0.7290

注：借鉴 Levinsohn & Petrin (2003) 处理方法，计算工业企业全要素生产率 (TFP)；ISO₂ 是指单位工业总产值的二氧化硫排放量，lnCOD₁、lnCOD₂ 分别代表 COD 的去除量和产生量。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

(二) “虹吸效应” 还是 “辐射效应”

政策的外溢一直是现有文献关注的焦点，对于绿色区位导向性政策而言，厘清其对邻近地区究竟是存在“虹吸效应”还是“辐射效应”，对于绿色区位导向性政策的完善具有重要的政策指导价值。本文参照 Cao & Chen (2022) 的处理办法，考察中国绿色区位导向性政策就业效应的空间变化规律。模型设定如下：

$$Employ_{it} = \sum_t \alpha^l \cdot \left(Post_{zt} \times \sum_l Distance_{iz}^l \right) + X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \psi_{ct} + \omega_{kt} + \phi_{ck} + \varepsilon_{ckit} \quad (4)$$

其中， i 表示企业， t 表示时间， z 表示国家生态工业示范园区， c 表示城市， k 表示二位数行业。 $Post_{zt}$ 表示国家生态工业示范园创建与否的虚拟变量； $\sum_l^l Distance_{iz}^l$ 代表企业 i 是否位于国家生态工业示范园 z 周边对应距离尺度 l 的虚拟变量； l 表示企业与国家生态工业示范园区边界之间的距离区间， l 对应 0、(0, 1]、(1, 2]、(3, 4]、(4, 5]……(14, 15]， α^l 捕捉的是不同区间企业的就业变化程度。在本文中，0 表示距离国家生态园区为 0 的企业，即文中处理组企业；(0, 1] 表示的是国家生态工业示范园区外距离边界 1km 以内的企业，以此类推。 X_{it} 为企业的一系列控制变量，设定与式 (1) 相同， φ_i 、 μ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应， ψ_{ct} 为城市与年份的联合固定效应， ω_{kt} 为二位数行业与年份的联合固定效应， ϕ_{ck} 为城市和二位数行业的联合固定效应， ε_{ckit} 为误差项。

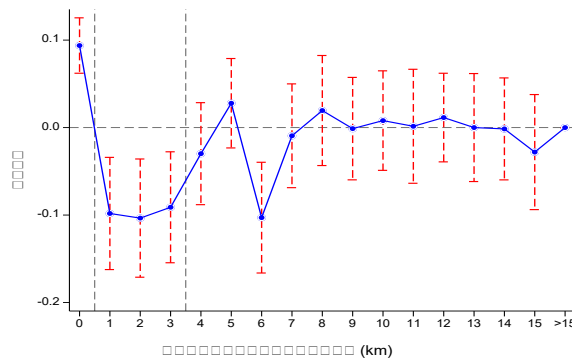


图 7 绿色区位导向性政策就业效应的空间变化规律

本文将国家生态工业示范园区边界 15km 范围内的区域按 1km 间隔划分为 0—1 km、1—2 km、2—3 km 直到 14—15km 共计 15 个区域，分别以这 15 个区间内的企业作为处理组，以 15km 以外的企业作为控制组，并基于模型（4）估计得到 15 个区域的回归系数和置信区间，在此基础上制图展示。观察图 7 可知，中国绿色区位导向性政策的就业效应存在明显的“虹吸效应”。即伴随着空间距离的增加，中国绿色区位导向性政策的就业效应逐渐消失。具体来看，当距离国家生态工业示范园区边界 0km 时，绿色区位导向性政策估计系数显著为正。当距离增加至 1—3km 时，绿色区位导向性政策的估计系数由正转负，通过了 10% 的显著性检验。当距离边界超过 3km 以后，绿色区位导向性政策系数呈现无序变化，基本没有通过显著性检验。总之，中国绿色区位导向性政策的就业效应在 1—3km 内存在显著的“虹吸效应”，且这种在政策效果存在明显的空间衰减特征，没有发现“辐射效应”的经验证据。

（三）迁移企业的就业变化

从理论上讲，绿色区位导向性政策的就业促进效果可能来自于原有企业、迁入企业抑或是迁出企业。为了进一步厘清政策效果的具体来源，本文从时间维度考察了在位企业、迁入企业和迁出企业的就业效应。其中，“在位企业”是指在本文研究样本期间没有发生坐标变更的企业；“新进入企业”是指该企业在样本期第一年在开发区外，但最后一年在开发区内；反之，“迁出企业”则是指该企业在样本期第一年在开发区内，然而最后一年在开发区外。既有文献主要通过工业企业所属区县行政区划代码变化来识别迁入企业或迁出企业（蔡宏波等，2022），这种方法的缺陷在于工业园区只是区县辖区范围的一小块区域，一旦遇到行政区划调整，可能会由此造成严重识别偏差^①。鉴于此，本文通过企业经纬度坐标变化来判定迁入、迁出企业。对于处理组企业而言，若企业在样本期内的第一年不在国家生态工业示范园区内，则认为其是新迁入企业，若企业最后一年不在国家生态工业示范园区边界内，则判定该企业为迁出企业，最终处理组识别出发生了迁移行为的企业样本为 1371，其中新进入的有 1116，迁出的有 255；同理，对控制组的迁移企业进行识别，最终识别出控制组中迁移样本有 10488 个，其中新迁入的有 10233 个，迁出企业的样本有 255 个。在此基础上，本文重新考察了绿色区位导向性政策对在位企业、迁入企业及迁出企业的就业效应。根据表 11 第（1）列至第（3）列可以发现，中国绿色区位导向性政策的就业促进效应主要存在于在位企业中，迁入和迁出企业均不显著，这也从侧面说明了本文基准结果的稳健性。

表 11 迁移企业的就业变化结果

变量	在位企业	新迁入企业	迁出企业
	(1)	(2)	(3)
EIP	0.1053*** (0.0195)	-0.0975 (0.0830)	0.0479 (0.1292)
控制变量	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
城市固定效应×时间趋势	YES	YES	YES
二位数行业固定效应×时间趋势	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES
观测值	87,520	10,829	502
调整后的 R ²	0.8688	0.8426	0.9266

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的水平上显著，括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

^① 如 1999 年北京市撤销昌平区设立昌平区，行政区划代码由 110221 变为 110114；2011 年安徽省撤销地级巢湖市，设立合肥市代管县级市，行政区划代码由 341400 变为 340181。

（四）不同类型开发区

根据统计分析可知，1998—2014年间，国家生态工业示范园区超过60%是由经开区改建而成，超过20%是由高新区改建而成。在中国不同类型开发区的政策目标存在较大差异，经开区主要承担引领地区经济增长的任务，而高新区主要瞄准技术创新的政策目标。那么，由不同类型开发区改建而成的国家生态工业示范园区，其就业效应是否存在差异？这对于完善国家生态工业示范园区政策具有重要的政策指导价值。因此，本文进一步识别了国家生态工业示范园区转换前所属的开发区类型。包括经开区和高新区两种情况，第一种情况是，当国家生态工业示范园区前身属于经开区，则园区内企业赋值为1，此时控制组为其他没有转换为园区的经开区内企业。第二种情况是，当国家生态工业示范园区前身属于高新区，则园区内企业赋值为1，此时控制组为其他没有转换为园区的高新区内企业。根据表12第（1）列和第（2）列可知，由经开区改建而成的国家生态工业示范园区，其就业效应非常显著，平均可以提高9.80%的就业。但是，由高新区创建的国家生态工业示范园区，其政策效果尚未显现。一个可能的原因是，经开区以促进地区经济增长为主要政策目标，其产出效应明显，更能够带动就业。但是，由于高新区关注的政策目标是技术创新，这注定高新区内企业总体投资大、周期长、回报慢，无法比拟经开区的产出优势。

表 12 不同类型开发区下的估计结果

变量	经开区	高新区	重污染行业	非重污染行业
	(1)	(2)	(3)	(4)
EIP	0.0935*** (0.0222)	-0.0265 (0.0427)	0.0754*** (0.0267)	0.0991*** (0.0272)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
城市固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES
二位数行业固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	55,633	25,450	50,556	47,597
调整后的 R ²	0.872	0.861	0.862	0.868

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的水平上显著，括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

（五）不同类型行业

根据理论分析和现有文献可知（Martin et al., 2014; 张彩云等, 2017），附带环境规制目标的区位导向性政策可能会通过创新补偿效应或要素互补效应，增加重污染行业企业的劳动力需求，产生绿色就业。另外，大量文献证实（Li et al., 2023; 王锋和葛星, 2022），环境规制会通过挤出重污染行业企业劳动力等途径来增加清洁行业的劳动力需求，从而显著增加非重污染行业就业机会。鉴于此，本文根据生态环境部印发的《<上市公司环保核查行业分类管理名录>的通知》以及中国证券监督管理委员会2012年修订的《上市公司行业分类指引》，将工业企业行业划分为重污染行业和非重污染行业^①，并基于模型（1）重新考察了中国绿色区位导向性政策就业效应的行业差异。由表12第（3）列和第（4）列估计结果可知，中国绿色导向性政策对重污染行业、非重污染行业企业就业均存在显著的正向影响，估计系数分别是0.0754和0.0991^②。从系数的经济含义来看，中国绿色区位导向性政策实施带动了重

^① 重污染行业包括，火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革和采矿业等16个行业。

^② 限于文章篇幅，本文在附录12中报告了不同类型行业下的平行趋势检验结果。分析表明，在重污染行业和非重污染行业中，处理组和控制组在事前均满足平行趋势假设。

污染行业企业 7.83% 的就业，增加了非重污染行业企业 10.42% 的就业。这表明，中国绿色区位导向性政策的实施既不会对重污染行业企业劳动力需求产生不利冲击，又可以增强清洁行业吸纳就业的能力。在本文中，没有发现成本冲击、要素替代对就业造成不利影响的证据。

（六）不同类型企业

本小节进一步基于企业所有制类型和企业规模研究了中国绿色区位导向性政策对就业的差异化影响。对于企业所有制类型部分，本文分别考察了国有企业、私营企业和外资企业的差异化效果。表 13 第（1）列至第（3）列汇报的结果显示，在国有企业样本中，绿色区位导向性政策的估计系数为 0.1188，通过了 5% 的显著性检验；在私营企业样本中，绿色区位导向性政策的估计系数为 -0.0501，没有通过显著性检验；在外资企业样本中，绿色区位导向性政策的估计系数为 0.0696，通过了 5% 的显著性检验。这表明中国绿色区位导向性政策可以显著带动国有企业和外资企业的就业，但是不能促进私营企业的就业，而且国有企业对就业的促进效应高出外资企业 5.41 个百分点。可能的解释是，一是国有企业主要管理层受考核激励效应影响，主动承担比其他类型企业更多的社会责任，在绿色转型实践中发挥着稳定就业的重要作用（王锋和葛星，2022）。二是外资企业通常具有先进技术、强大的资金实力和先进管理经验，面对规制成本增加，外资企业可以更快通过技术创新和提升管理效率来对冲制度成本（Dong et al., 2022）。但是，私营企业不具有上述优势，在面对较大的合规成本时，企业只能被动选择压缩生产规模来迎合规制要求，从而引发裁员。

表 13 不同类型企业下的估计结果

变量	国有企业	私有企业	外资企业	0-25%	25%-50%	50%-75%	75%-100%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EIP	0.1188** (0.0575)	-0.0501 (0.0410)	0.0696** (0.0280)	-0.0099 (0.0389)	0.0214 (0.0143)	0.0231* (0.0133)	0.0796*** (0.0201)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
二位数行业固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	24,122	30,107	16,061	22,739	21,861	22,540	23,893
调整后的 R ²	0.880	0.825	0.876	0.840	0.893	0.853	0.920

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

由于规模经济效应的存在，绿色区位导向性政策引发的成本效应可能被分摊，从而使得大企业边际成本较小，小企业边际成本增加较多，最终导致不同规模企业的就业效应产生差异。这种环境成本承担的非对称性，会导致大企业的优势地位进一步增强，小企业的遭受的不利冲击更大（王勇等，2019）。为了进一步考察上述猜想，本文分别考察了 25 分位以下企业、25—50 分位企业、50—75 分位企业、75—100 分位企业的差异化影响。根据表 14 第（4）列至第（7）列可知，除 75—100 分位企业样本的估计系数通过 1% 的显著性以外，其他分位企业基本都不显著。换言之，中国绿色区位导向性政策的就业促进效应主要集中于规模较大的企业。可能的原因是，规模较大的企业，研发效率和创新能力较强，应对规制冲击的能力也显著高于中小企业。面对绿色区位导向性政策形成的成本冲击，规模较大企业可以通过创新补偿效应或要素互补效应促进就业增加。

（七）不同类型地区

大量研究表明，区位导向性政策是否有效取决于当地发展条件（Zheng et al., 2017; 陆铭等，2015）。孙伟增和陈斌开（2023）在考察开发区政策与城市平衡发展关系时发现，随着开发区政策的推进，开发区在空间上的分布日趋均衡，但与此同时城市之间的经济差距反而在扩大。这种情况产生的原因是开发区政策在经济欠发达地区的经济增长效果较弱，而其根源在于该地区政策支持度强度低、缺乏产业支撑、创新性不足以及交通基础设施滞后。鉴于此，本文从区域差异视角和城市群维度^①考察了绿色区位导向性政策的异质性影响。从区域差异视角来看，由表 14 第（1）列至第（3）列估计结果可知，东部地区样本中绿色区位导向性政策的估计系数为 0.0837，通过了 1% 的显著性检验，中部和西部地区的绿色区位导向性政策估计系数虽然为正，但是没有通过显著性检验。这表明，绿色区位导向性政策的就业促进效应仅存在于东部地区，中部和西部地区设立的国家生态工业示范园区在就业方面并没有显著效果。从城市群视角来看，由表 14 第（4）列至第（7）列估计结果可知，珠三角城市群和长三角城市群样本中的绿色区位导向性政策估计系数分别为 0.2929、0.0996，都在 1% 的置信水平下显著。但是，中原城市群和关中城市群样本中的绿色区位导向性政策估计系数均没有通过显著性检验。以上分析表明，绿色区位导向性政策的就业促进效应只存在于珠三角城市群和长三角城市群中。总体来看，绿色区位导向性政策的就业促进效应与开发区政策效果较为类似，只存在于经济发达的东部沿海地区，而不是放诸四海皆准。

表 14 不同地区估计结果

变量	东部	中部	西部	珠三角城市群	长三角城市群	中原城市群	关中城市群
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EIP	0.0873*** (0.0189)	0.0601 (0.0934)	0.2469 (0.2861)	0.2929*** (0.0782)	0.0996*** (0.0265)	-0.1526 (0.3887)	0.4619 (0.3396)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
二位数行业固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	66,987	19,509	12,042	5,438	25,644	1,820	1,093
调整后的 R ²	0.8729	0.8578	0.8451	0.875	0.912	0.894	0.913

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的水平上显著，括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

^① 根据国家统计局公布的划分方法（http://www.stats.gov.cn/zt_18555/zthd/sjtjr/dejtjkfr/tjqp/202302/t20230216_1909741.htm），将中国的经济区域划分为东部、中部和西部。东部（10 个）：北京市、天津市、河北省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省。中部（6 个）：山西省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省。西部（12 个）：内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。根据国务院批复的国家级城市群，珠三角城市群（9 个）：广州市、深圳市、珠海市、佛山市、江门市、肇庆市、惠州市、东莞市、中山市。长三角城市群（16 个）：上海市、南京市、无锡市、常州市、苏州市、南通市、扬州市、镇江市、泰州市、杭州市、宁波市、嘉兴市、湖州市、绍兴市、舟山市、台州市。中原城市群（11 个）：郑州市、开封市、洛阳市、平顶山市、新乡市、焦作市、许昌市、漯河市、三门峡市、南阳市、商丘市。关中城市群（6 个）：西安市、铜川市、宝鸡市、咸阳市、渭南市、商洛市。

（八）传统集聚理论再检验

传统集聚经济理论认为，完善的产权保护、健全的法律体系、发达的市场经济水平更加有利于激发集聚经济红利（Kline & Moretti, 2014; Ehrlich & Seidel, 2018; 蔡庆丰等, 2021）。尽管中国开发区是在产权保护、法律体制、市场经济水平相对滞后的条件下建立起来的，但是对中国经济发展起到了至关重要的作用。本文在基准回归中也验证了中国绿色区位导向性政策的就业促进效应。鉴于此，本文试图检验不同产权保护、法律环境和市场经济水平下，发展中国家绿色区位导向性政策的差异化效果。具体采用《中国市场化指数》中减少政府对企业的干预指数、市场中介组织的发育指数、维护市场的法治环境指数、知识产权保护指数来刻画产权保护环境、法治环境和市场环境差异，并将上述指数与 EIP 交乘。根据表 15 第（1）列至第（4）列估计结果可知，四个交互项系数均显著为正，通过了 10% 的显著性检验。尽管其统计显著性并不高，但在一定程度上说明，提高市场化水平、维护市场法治环境、完善产权保护有利于增强绿色区位导向性政策的就业促进效应。

表 15 传统集聚理论检验结果

变量	被解释变量: Employ			
	(1)	(2)	(3)	(4)
EIP	-0.2269 (0.1789)	0.0427 (0.0307)	-0.0492 (0.0805)	0.0152 (0.0380)
EIP×减少政府对企业的干预	0.0363* (0.0205)			
EIP×市场中介组织的发育		0.0117* (0.0066)		
EIP×维护市场的法治环境			0.0204* (0.0111)	
EIP×知识产权保护				0.0123** (0.0056)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
城市固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES
行业固定效应×时间趋势	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	98,694	98,694	98,694	98,694
调整后的 R ²	0.8655	0.8655	0.8655	0.8655

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内数值为聚类到企业层面的稳健性标准误。

七、结论与政策建议

以国家生态工业示范园区为代表的绿色区位导向性政策，是破解当前开发区面临的“经济发展结构性矛盾、资源环境瓶颈约束、产业同质、无序竞争”等问题的重要制度创新性举措。国家生态工业示范园区不仅拥有开发区的优惠政策，而且建立了成体系的“试点→示范→推广”模式及较为系统集成的考核评价体系，被誉为最成功的“开发区模式”。本文以独特的国家生态工业示范园区设立为准自然实验，基于多尺度宏观和微观数据并构建渐进 DID 模型，实证检验中国绿色区位导向性政策的就业效应及其内在机理，并对经济环境后果、溢出效应、开发区特征和行业特征进行了全面细致的考察。研究发现，中国绿色区位导向性政策可以平均增加企业就业的 9.70%。经过安慰剂检验、改变控制组、控制选择偏误、更改识别策略以及改变数据尺度等稳健性检验后，该结论依然成立；机制分析结果显示，中国绿色区位导向性政策主要通过产出效应而非要素效应来促进就业，这种正向产出效应主要来自于考核激励效应和创新补偿；进一步分析表明，中国绿色区位导向性政策对企业经济和环境指标均具有显著积极效果，对邻近地区就业存在明显的“虹吸效应”，政策效果在不同开发区、

不同行业、不同企业和不同地区呈现差异化效果。此外，提升市场化水平、维护法治环境、加强产权保护确实可以增强绿色区位导向性政策的就业促进效应。

本文研究发现具有较强的理论价值和政策指导价值。一方面，研究发现以国家生态工业示范园区为代表的绿色区位导向性政策可以在发展中国家中取得积极效果，而非只有在产权保护和法律制度等软环境较好的发达国家中才能实现。另一方面，研究发现中国绿色区位导向性政策在经济、环境和就业三方面均表现出积极效果，说明传统区位导向性政策中的“地区繁荣”或“人民幸福”的政策目标是可以兼得的，并不是非此即彼的关系。因此，基于以上研究结论，本文提出相关政策建议：

第一，地方政府在推进生态文明建设过程中，可以考虑将国家生态工业示范园区为代表的绿色区位导向性政策作为“稳增长、保就业和守护绿水青山”的重要举措。本文研究发现，绿色区位导向性政策既可以增加就业机会，又能够提高企业经济绩效并促成污染减排的环保目标。换言之，区位导向性政策中经济增长目标、环境保护目标以及就业目标可以实现有机统一，而并非此消彼长的关系。自 2015 以后，中国基本停止了国家生态工业示范园区创建工作，工作中心转为持续巩固和督促示范园区平稳良性发展。建议国家重新考虑适时启动国家生态工业示范园区建设，将开发区转化为国家生态工业示范园区比例由现在的 20%提高至更高水平。

第二，建立基于目标导向的园区考核评价体系、完善监督管理制度，是诱发官员努力、激发创新补偿、促进绿色就业的前提条件。事实上，附带环境规制目标的区位导向性政策并不必然带来成本增加，但是在短期内确实会挤占生产资本，导致产出下降，导致就业损失。但是，这种就业损失可以通过建立基于目标导向的考核评价体系并予以严格监管，激发官员努力、刺激企业技术创新、增加污染治理投资，从而创造新的就业。当就业增加大于就业损失时，就业总和就能增加。因此，下一步需要考虑的是，不断根据园区建设实践，优化政策目标导向，建立健全更加具有操作性的考核评价细则并提供更具针对性的优惠政策，强力驱动官员的主动性、企业的自觉性，释放更大的政策红利。

第三，坚持“在集聚中走向平衡”，不断优化资源配置效率，抓住经济技术开发区这个“牛鼻子”，促进产业结构优化升级。本文研究发现，绿色区位导向性政策存在显著的“虹吸效应”，在经开区和清洁型行业这一政策效果更加显著。在资源稀缺时代，最有效的增长方式总是将资源配置到最优效率的行业或企业。因此，建议政府部门着力为资源要素自由流动、建立全国统一大市场、区域统一大市场创造有利条件，从而提高资源配置效率和经济产出。此外，建议优先选择发展基础较好的经开区改建成为国家生态工业示范园区，并积极推动园区产业结构转型升级，不断提高清洁行业的企业份额。针对绿色区位导向性政策对生产资本产生“挤占效应”的问题，建议政府通过投资税收抵免、适度补贴等方式对冲要素替代造成的不利冲击。

第四，巩固优质企业的就业促进效应，针对私营企业和中小规模企业建立精准性的扶持政策。本文研究结果显示，绿色区位导向性政策的就业促进效应主要存在于国有企业、外资企业中和大规模企业中，而在私营企业、中小规模企业中没有发现就业促进效应的证据。因此，建议政府部门通过不断优化企业创新环境，更大程度激发国有企业、外资企业 and 大规模企业的创新补偿效应。同时，政府部门可以针对私营企业和中小规模企业建立多元化的扶持政策体系，包括提供政府补贴、税收优惠等来帮助企业降低生产成本，增强这类企业应对成本冲击的能力。

第五，国家生态工业示范园区应优先选择建立在一些区位条件较好的东部城市，避免在中西部地区盲目扩张。本文研究结果显示，以国家生态工业示范园区为代表绿色区位导向性

政策，其就业促进效应并非没有条件，而是仅存在于东部沿海地区。因此，建议政府部门在推进国家生态工业示范园区建设过程中，要警惕 21 世纪初期出现的开发区无序扩张的乱象。决策部门必须清醒认识到国家生态工业示范园区并非是一个普适性的政策，其政策效果与所处地区的地理位置与资源禀赋等因素密切相关。从本文的研究结论来看，下一步国家生态工业示范园区试点扩大的方向仍然集中在东部沿海地区。

第六，进一步加强法治环境、产权保护环境和市场环境建设，发挥有效市场和有为政府合力，最大限度释放绿色区位导向性政策的制度红利。本文研究表明，改善法治环境、加强产权保护和提高市场化水平有利于增强绿色区位导向性政策的就业促进效应。国家生态工业示范园区是中国政府推进经济发展实践过程中的重大制度创新，因此，下一步应该立足于发挥有效市场和有为政府合力，重点抓好法治环境、产权保护环境和市场体系建设。

参考文献

- 蔡庆丰、陈熠辉、林海涵，2021：《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》，《金融研究》第 05 期。
- 蔡宏波、韩金镕、钟腾龙，2022：《企业迁移的减排效应——兼论“污染天堂假说”与“波特假说”》，《经济学动态》第 11 期。
- 陈登科，2020：《贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据》，《经济研究》第 12 期。
- 陈强远、赵浩云、叶杨，2023：《中国开发区招商引资：基本逻辑与现实选择》，《数量经济技术经济研究》第 03 期。
- 董雪兵、池若楠、缪彬彬，2021：《中国地本政策的有效性：逻辑、条件与经验》，《山东大学学报(哲学社会科学版)》第 03 期。
- 韩超、王震、田蕾，2021：《环境规制驱动减排的机制：污染处理行为与资源再配置效应》，《世界经济》第 08 期。
- 华岳、谭小清，2022：《绿色区位导向性政策与外商直接投资：来自国家生态工业示范园区的证据》，《国际贸易问题》第 01 期。
- 华岳、叶芸，2023：《绿色区位导向性政策的碳减排效应——来自国家生态工业示范园区的实践》，《数量经济技术经济研究》第 04 期。
- 孔令丞、柴泽阳，2021：《省级开发区升格改善了城市经济效率吗？——来自异质性开发区的准实验证据》，《管理世界》第 01 期。
- 李贲、吴利华，2018：《开发区设立与企业成长：异质性与机制研究》，《中国工业经济》第 04 期。
- 林毅夫、向为、余淼杰，2018：《区域型产业政策与企业生产率》，《经济学(季刊)》第 02 期。
- 刘秉镰、孙鹏博，2023：《开发区“以升促建”如何影响城市碳生产率》，《世界经济》第 02 期。
- 刘金科、肖翊阳，2022：《中国环境保护税与绿色创新：杠杆效应还是挤出效应？》，《经济研究》第 01 期。
- 陆铭、张航、梁文泉，2015：《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》，《中国社会科学》第 05 期。
- 罗知、齐博成，2021：《环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据》，《经济研究》第 02 期。
- 蒲龙、丁建福、刘冲，2021：《生态工业园区促进城市经济增长了吗？——基于双重差分法的经验证据》，《产业经济研究》第 01 期。
- 孙伟增、陈斌开，2023：《开发区政策可以促进城市平衡发展吗？》，《经济学(季刊)》第 1 期。
- 田金平、刘巍、赖玢洁等，2012：《中国生态工业园区发展的经济和环境绩效研究》，《中国人口·资源与环境》第 S2 vo 22 期。
- 王铎、葛星，2022：《低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据》，《中国工业经济》第 05 期。
- 王勇、谢婷婷、郝翠红，2019：《环境成本上升如何影响企业就业增长？——基于排污费修订政策的实证研究》，《南开经济研究》第 04 期。
- 张丽华、甘甜、许政，2021：《开发区的环境溢出效应：基于中国企业的研究》，《世界经济》第 12 期。
- 张彩云、王勇、李雅楠，2017：《生产过程绿色化能促进就业吗——来自清洁生产标准的证据》，《财贸经济》第 03 期。
- 赵永辉、罗宇，2022：《中央绩效考核与地方民生治理：迎风而动还是岿然不动》，《世界经济》第 10 期。
- 郑思齐、宋志达、孙伟增等，2020：《区位导向性政策与高质量就业——基于中国开发区设立的实证研究》，《华东师范大学

学报(哲学社会科学版)》第 05 期。

Alder S., L. Shao, and F. Zilibotti, 2016, “Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities”, *Journal of Economic Growth*, 21(4), 305—349.

Athey S., and G.W. Imbens, 2022, “Design-based analysis in Difference-In-Differences settings with staggered adoption”, *Journal of Econometrics*, (1).

Becker R.A., C. Pasurka, and R.J. Shadbegian, 2013, “Do environmental regulations disproportionately affect small businesses? Evidence from the Pollution Abatement Costs and Expenditures survey”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 66(3), 523—538.

Berman E., and L.T.M. Bui, 2001, “Environmental regulation and labor demand: evidence from the South Coast Air Basin”, *Journal of Public Economics*, 79(2), 265—295.

Boamet M.G., and W.T. Bogart, 1996, “Enterprise Zones and Employment: Evidence from New Jersey”, *Journal of Urban Economics*, 40(2), 198—215.

Brandt L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, 2012, “Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97(2), 339—351.

Briant A., M. Lafourcade, and B. Schmutz, 2015, “Can Tax Breaks Beat Geography? Lessons from the French Enterprise Zone Experience”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(2), 88—124.

Butturi M.A., F. Lolli, M.A. Sellitto, et al., 2019, “Renewable energy in eco-industrial parks and urban-industrial symbiosis: A literature review and a conceptual synthesis”, *Applied Energy*, 255, 113825.

Callaway B., and P.H.C. Sant’Anna, 2021, “Difference-in-Differences with multiple time periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2), 200—230.

Cao Y., and S. Chen, 2022, “Rebel on the Canal: Disrupted Trade Access and Social Conflict in China, 1650–1911”, *American Economic Review*, 112(5), 1555—1590.

Chen Shiyi, 2009: 《Energy consumption, CO2 emission and sustainable development in Chinese industry》, 《Economic Research Journal》第 4 期。

Cui G., Y. Zhang, J. Ma, et al., 2023, “Does environmental regulation affect the labor income share of manufacturing enterprises? Evidence from China”, *Economic Modelling*, 123, 106251.

Dong Y., J. Tian, and Q. Wen, 2022, “Environmental regulation and outward foreign direct investment: Evidence from China”, *China Economic Review*, 76, 101877.

Ehrenfeld J., and N. Gertler, 1997, “Industrial Ecology in Practice: The Evolution of Interdependence at Kalundborg”, *Journal of Industrial Ecology*, 1(1), 67—79.

Ehrlich M.V., and T. Seidel, 2018, “The Persistent Effects of Place-Based Policy: Evidence from the West-German Zonenrandgebiet”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 10(4), 344—74.

Faggio G., 2019, “Relocation of public sector workers: Evaluating a place-based policy”, *Journal of Urban Economics*, 111, 53—75.

Fowle M., 2010, “Emissions Trading, Electricity Restructuring, and Investment in Pollution Abatement”, *American Economic Review*, 100(3), 837—869.

Frosch R.A., and N.E. Gallopoulos, 1989, “Strategies for manufacturing”, *Scientific American*, 261(3), 144—153.

Givord P., R. Rathelot, and P. Sillard, 2013, “Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program”, *Regional Science and Urban Economics*, 43(1), 151—163.

Gobillon L., T. Magnac, and H. Selod, 2012, “Do unemployed workers benefit from enterprise zones The French experience”, *Journal of Public Economics*, 96, 881—892.

Goodman-Bacon A., 2021, “Difference-in-differences with variation in treatment timing”, *Journal of Econometrics*, 225, 254—277.

Gray W.B., and R.J. Shadbegian, 2003, “Environmental Regulation, Investment Timing, and Technology Choice”, *The Journal of Industrial Economics*, 46, 235—256.

Griliches Z., 1969, “Capital-skill complementarity”, *The review of Economics and Statistics*, 465—468.

Guo Y., J. Tian, M. Chertow, et al., 2016, “Greenhouse Gas Mitigation in Chinese Eco-Industrial Parks by Targeting Energy Infrastructure: A Vintage Stock Model”, *Environmental Science & Technology*, 50(20), 11403—11413.

Hasan R., Y. Jiang, and R.M. Rafols, 2021, “Place-based preferential tax policy and industrial development: Evidence from India’s program on industrially backward districts”, *Journal of Development Economics*, 102621.

Howell A., 2019, “Agglomeration, absorptive capacity and knowledge governance: implications for public-private firm innovation in China”, *Regional Studies*, 1—15.

Hu W., J. Tian, X. Li, et al., 2020, “Wastewater treatment system optimization with an industrial symbiosis model: A case study of a Chinese eco-industrial park”, *Journal of industrial Ecology*, 24(6), 1338—1351.

Hua Y., M. Partridge, and W. Sun, 2023, “Pollution effects of place-based policy: Evidence from China’s development-zone program”,

Journal of Regional Science.

- Ji M. and Lv Wendai, 2022, “Demonstration zones reform and corporate philanthropy: Evidence from China”, *Economic Modelling*.
- Kline P., and E. Moretti, 2013, “Local Economic Development, Agglomeration Economies, and the Big Push: 100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority*”, *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 275—331.
- Kline P., and E. Moretti, 2014, “Local Economic Development, Agglomeration Economies, and the Big Push: 100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority*”, *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 275—331.
- Kneller R., and E. Manderson, 2012, “Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries”, *Resource and Energy Economics*, 34(2), 211—235.
- Ku H., U. Schönberg, and R.C. Schreiner, 2020, “Schreiner. Do place-based tax incentives create jobs?”, *Journal of Public Economics*, 191, 104105.
- Levinsohn J., and A. Petrin, 2003, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, 70(2), 317—341.
- Liu M., R. Tan, and B. Zhang, 2021, “The costs of “blue sky”: Environmental regulation, technology upgrading, and labor demand in China”, *Journal of Development Economics*, 150(4), 102610.
- Lu Y., J. Wang, and L. Zhu, 2019, “Place-Based Policies, Creation, and Agglomeration Economies: Evidence from China’s Economic Zone Program”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(3), 325—360.
- Marin G., M. Marino, and C. Pellegrin, 2018, “The Impact of the European Emission Trading Scheme on Multiple Measures of Economic Performance”, *Environmental and Resource Economics*, 71, 551—582.
- Martin R., M. Muûls, L.B. de Preux, et al., 2014, “Industry Compensation under Relocation Risk: A Firm-Level Analysis of the EU Emissions Trading Scheme”, *American Economic Review*, 104(8), 2482—2508.
- Morgenstern R.D., W.A. Pizer, and J.-S. Shih, 2002, “Jobs Versus the Environment: An Industry-Level Perspective”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 43(3), 412—436.
- Neumark D., and J. Kolko, 2010, “Do enterprise zones create jobs? Evidence from California’s enterprise zone program”, *Journal of Urban Economics*, 68(1), 1—19.
- Neumark D., and T. Young, 2019, “Enterprise zones, poverty, and labor market outcomes: Resolving conflicting evidence”, *Regional Science and Urban Economics*, 78, 103462.
- O’Keefe S., 2004, “Job creation in California’s enterprise zones: a comparison using a propensity score matching model”, *Journal of Urban Economics*, 55(1), 131—150.
- Reynolds C.L., and S.M. Rohlin, 2015, “The effects of location-based tax policies on the distribution of household income: Evidence from the federal Empowerment Zone program”, *Journal of Urban Economics*, 88, 1—15.
- Shenoy A., 2018, “Regional development through place-based policies: Evidence from a spatial discontinuity”, *Journal of Development Economics*, 130, 173—189.
- Shi X., and Z. Xu, 2018, “Environmental regulation and firm exports: Evidence from the eleventh Five-Year Plan in China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 89, 187—200.
- Sun L., and S. Abraham, 2021, “Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects”, *Journal of Econometrics*, 225(2), 175—199.
- Tian X., and J. Xu, 2022, “Do Place-Based Policies Promote Local Innovation and Entrepreneurship?*”, *Review of Finance*, (3), 595—635.
- Vona F., G. Marin, D. Consoli, et al., 2018, “Environmental Regulation and Green Skills: An Empirical Exploration”, *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 5(4), 713—753.
- Wang J., 2013, “The economic impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese municipalities”, *Journal of Development Economics*, 101, 133—147.
- Wang Z., Q. Zhang, and L.-A. Zhou, 2020, “Career Incentives of City Leaders and Urban Spatial Expansion in China”, *The review of economics and Statistics*, 102(5), 897—911.
- Wu M., and X. Cao, 2021, “Greening the career incentive structure for local officials in China: Does less pollution increase the chances of promotion for Chinese local leaders?”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 102440.
- Wu J., X. Nie, H. Wang, et al., 2023, “Eco-industrial parks and green technological progress: Evidence from Chinese cities”, *Technological Forecasting and Social Change*, 189, 122360.
- Yip C.M., 2018, “On the labor market consequences of environmental taxes”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 89, 136—152.
- Zeng D.Z., L. Cheng, L. Shi, et al., 2021, “China’s green transformation through eco-industrial parks”, *World Development*, 105249.
- Zheng S., W. Sun, J. Wu, et al., 2017, “The birth of edge cities in China: Measuring the effects of industrial parks policy”, *Journal of Urban Economics*, 100, 80—103.

Promoting or Inhibiting: Employment effect of green place-based policy

Abstract: Employment is pivotal to people's wellbeing. The report to the 20th National Congress of the Communist Party of China clearly put forward the pro-employment policies. Under the severe employment situation, it is of vital importance to find the key driver of employment. However, there are still great differences in the existing studies on the relationship between green place-based policy and employment, and the literature on the relationship between them in developing countries based on micro-data is very scarce. Accordingly, breaking through the hypothesis of western agglomeration economic theory, this paper integrates micro-level industrial enterprise data and macro-level development zone data, takes the establishment of national eco-industrial demonstration park as a quasi-natural experiment, systematically investigates the employment effect of China's green place-based policy, and on this basis reveals the realization mechanism and differentiation effect of employment effect. The results show that the green place-based policy in China can increase the employment of enterprises by about 9.70%, especially in the economic development zone and clean industries. The mechanism analysis demonstrates that the increase of employment is mainly due to the expansion of output effect rather than the change of factor effect; The expansion of output effect is mainly driven by the assessment incentive effect and innovation compensation effect rather than the reduction of cost effect; As for the factor effect, the factor substitution effect and the factor complementarity effect exist simultaneously, but the factor substitution effect is obviously stronger than the factor complementarity effect. Further analysis reveals that China's green place-based policy can improve the economic performance and environmental performance of enterprises at the same time, and its employment promotion effect has a significant "siphon phenomenon". In addition, the employment promotion effect of green place-based policy is not unconditional, and its policy effect only appears in the eastern coastal cities. The conclusion of this paper proves that not only developed countries can promote employment through place-based policy, but developing countries can also achieve multiple goals of "stabilizing growth, ensuring employment and protecting lucid waters and lush mountains" through green place-based policy. This provides useful policy enlightenment for promoting the high-quality development of industrial parks and implementing the pro-employment policies in the new era.

Keywords: Green place-based policy; National eco-industrial demonstration parks; Employment; Output effect; Factor effect