
新能源示范城市建设提升了 城市出口贸易竞争力吗?*

钟 超 蔡宏波

摘要:本研究以我国“新能源示范城市”试点政策为自然实验,基于2000—2022年城市面板数据,采用双重差分法系统考察了该政策对试点城市出口竞争力的影响。研究发现:第一,新能源示范城市政策平均显著提升试点城市出口竞争力,该结论经一系列稳健性检验后依然成立。第二,政策效应呈现显著异质性,对欧盟等发达市场及“一带一路”沿线国家的出口促进效果尤为突出,体现了与高端绿色需求和国家战略的深度协同。第三,机制分析表明,政策通过“创新驱动”与“效率改进”双轮协同路径发挥作用:一方面激发企业绿色技术创新,增加研发投入;另一方面提升城市全要素生产率,优化资源配置与生产过程。第四,调节效应检验揭示,金融深化、人力资本积累、出口导向及数字化基础能够强化政策效果,而宏观经济波动则会抑制政策效能。本研究为“波特假说”的创新补偿逻辑在中国城市绿色转型情境下的适用性提供了支持性证据,表明恰当设计的环境规制能够与贸易竞争力提升相兼容,对完善绿色试点政策设计与推动高水平对外开放具有重要启示。与既有研究相比,本研究的边际贡献在于:将新能源示范城市政策的效应评估从环境治理与本地经济维度拓展至出口贸易竞争力维度,构建了城市层面分目的地市场的出口技术复杂度测度,并在统一框架内识别了“创新驱动”与“效率改进”双路径机制及政策生效的边界条件,为同类综合性绿色试点政策的贸易效应评估提供了新的经验证据。

关键词:新能源示范城市;出口竞争力;双重差分法;绿色创新;试点政策评估

*钟超,中国社会科学院欧洲研究所,邮政编码:100732,电子信箱:v_zhongchao@163.com;蔡宏波(通讯作者),北京师范大学经济与工商管理学院,邮政编码:100875,电子信箱:hongbocai@bnu.edu.cn。

本文系国家自然科学基金青年项目“国际交通基础设施促进贸易绿色化转型的机理与路径研究”(23CJL015)的阶段性成果。

一、引言

随着全球绿色贸易壁垒日益增强和主要经济体纷纷加码绿色产业竞争,我国城市出口正面临传统成本优势弱化与绿色标准趋严的双重挑战。习近平总书记指出:“绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力。”作为“世界工厂”和最大贸易国,我国城市出口竞争力亟需从依赖成本优势转向以绿色技术、产品质量和低碳标准为核心的新竞争优势。传统高耗能、高排放的增长模式已难以为继,如何在实现绿色转型的同时培育出口新动能、提升国际竞争力,成为理论与政策研究的核心关切(孙传旺等,2025)。

在此背景下,国家能源局于2012年启动“新能源示范城市”创建工作,旨在通过规模化发展太阳能、风能、生物质等本地可再生能源,探索可复制、可推广的城市绿色低碳发展路径。^①该政策并非孤立的项目审批,而是嵌入国家能源革命和生态文明建设整体战略的关键一环。其政策意义可贯通至国家对能源结构调整和可持续发展的长期布局,并在《能源发展战略行动计划(2014-2020年)》《“十三五”控制温室气体排放工作方案》等国家顶层设计文件中得到明确支撑与引导。政策通过选定一批具有条件和积极性的城市,在新能源利用、节能环保技术推广、体制机制创新等方面进行系统性先行先试,旨在将这些城市打造为“本地能源生产与消费体系以新能源为主”的样板。那么,这一以“绿色”和“示范”为导向的政策,究竟会对城市的出口竞争力产生何种影响?是如传统“遵循成本”假说(Compliance Cost Hypothesis)所预言,因增加环保约束而削弱成本优势,还是如“波特假说”(Porter Hypothesis)所展望,通过激发“创新补偿”效应而提升产品与产业层次?这一核心问题尚未得到充分解答。

对这一问题的探究具有紧迫的理论与现实意义。从理论层面看,现有关于环境规制与竞争力的研究,多聚焦于国家或行业层面,或针对单一的环保法令(如排污标准)。对于“新能源示范城市”这类综合性、空间嵌入型的“政策包”,其经济效应的理论机制更为复杂,它不仅涉及生产成本,更关联到技术扩散、产业结构重塑、区域品牌价值等多元渠道,亟待基于我国情境的微观机理阐释与宏观效果验证。从现实政策评估层面看,清晰地识别该政策的贸易竞争力效应,是客观评判政策成本收益、优化未来政策设计的关键。如果政策在改善环境的同时,确实能催化出口升级,则意味着绿色发展与传统竞争优势的培育可以实现协同共赢,这将为全球范围内解决“增长与减排”的矛盾提供宝贵的我国经验;反之,则需审慎评估政策的可持续性并思考配套的补偿与支持机制。

鉴于此,本研究的研究动机在于,试图在一个统一的准自然实验分析框架下,严谨地评估

^①国家能源局.(2012年5月25日).关于申报新能源示范城市和产业园区的通知(国能新能[2012]156号).取自国家能源局政府网站:https://zfxgk.nea.gov.cn/auto87/201207/t20120702_1493.htm。

新能源示范城市政策对城市出口竞争力的因果效应,并深入打开其作用机制的“黑箱”。针对上述研究缺口,本研究的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,在研究视角上,实现了新能源示范城市政策评估从“环境—创新”维度向“贸易竞争力”维度的拓展。既有对该政策的评估集中于环境治理、绿色创新与能源效率等本地效应(逯进、王恩泽,2019;程洪飞等,2024),而出口竞争力研究又多聚焦于技术创新、制度开放与数字化转型等驱动因素(孟夏、董文婷,2022;戴魁早等,2023),现有文献鲜有将综合性能源转型试点政策与城市出口竞争力纳入统一因果框架,检验其能否转化为出口优势。第二,在测度方法上,构建了城市层面分目的地市场的出口技术复杂度指标体系。不同于已有政策评估多停留在全国或行业层面的总量测度,本研究在 Hausmann et al.(2007)的测度框架基础上,将城市出口技术复杂度进一步分解至欧盟、东盟、非盟、阿盟、欧亚经济联盟等区域市场以及“一带一路”沿线、发达与新兴经济体等异质性目的地,从而能够识别政策效应的“市场选择”与“梯度差异”特征,弥补了城市层面细分贸易竞争力测度的不足。第三,在机制与边界条件识别上,将“创新驱动”与“效率改进”两条传导路径及政策生效的地方禀赋条件纳入统一分析框架。本研究不仅通过渠道检验验证了政策基于“创新驱动”与“效率改进”的传导作用,还进一步借助调节效应模型识别出金融发展、人力资本、出口依存度、数字化基础与宏观经济稳定性等政策生效的边界条件,为“波特假说”的“创新补偿”逻辑提供了更具情境化特征的中国城市层面证据,也为差异化的政策设计提供了可操作的依据。

为实现上述研究目标,本研究构建了2000–2022年我国城市级面板数据集。研究方法上,以“新能源示范城市”的推广作为外生政策冲击,采用双重差分法进行因果推断。基准模型控制了城市与年份双向固定效应,并通过逐步纳入控制变量、更换模型设定、调整样本范围等多种方式进行稳健性论证,以确保核心结论的可靠性。本研究余下部分的结构安排如下:第二部分为文献综述,系统评述新能源示范城市政策与出口竞争力关系的相关研究;第三部分为研究设计,详细说明模型设定、变量构建与数据来源;第四部分为核心实证结果分析,汇报基准回归结果并展开全面的稳健性检验和异质性分析;第五部分为机制分析;第六部分从调节效应视角进一步分析;第七部分总结全文研究结论,并据此提出有针对性的政策建议。

二、文献综述

新能源示范城市试点政策作为中国推动能源转型与绿色发展的关键举措,其政策效应已引起国内外学术界的广泛关注。本研究基于“波特假说”(Porter & van der Linde,1995),从“创新驱动”与“效率改进”双重视角构建理论分析框架,系统考察该政策对城市出口竞争力的影响及其内在机制。

(一) 新能源示范城市政策的经济效应评估

新能源示范城市政策自2014年实施以来,其政策效果已引起学术界的广泛关注。已有研究从环境治理、绿色创新、能源效率、产业升级等多个维度证实了该政策的积极效应。

在环境治理层面,逯进和王恩泽(2019)基于261个地级市面板数据,发现新能源示范城市建设显著抑制了废水、废气排放。崔立志等(2022)基于240个城市数据,证实该政策通过政府支持、社会投资、技术创新和产业升级渠道降低了城市污染水平。姜浩和邓峰(2025)基于282个城市数据,进一步证实政策促进了减污降碳协同治理,空间溢出边界为700千米。黄漫宇和杨露(2025)发现政策对经济规模大、数字化实力强的城市碳减排效应更明显。程洪飞和李豫新(2025)则验证了政策通过能耗强度限制、资本错配纠正和绿色技术创新推动减污降碳协同治理。在绿色创新层面,李豫新等(2023)基于272个城市数据,发现政策通过改变地方政府激励行为显著提升了城市绿色创新活力。周安华和王赛鸽(2023)利用上市企业数据,证实政策使新能源企业绿色创新提升约14%,研发投入和环境规制是主要传导渠道。韩先锋等(2026)发现政策通过环境治理、绿色投资和能源转型效应促进绿色创新集聚。Xiao et al. (2026)基于282个城市数据,证实政策通过提升能源利用效率显著增强了城市绿色技术创新能力。Yang & Luo(2026)则发现政策通过提升人力资本吸引和环境规制强度来增强城市绿色技术创新能力。

在能源效率与经济增长层面,程洪飞等(2024)验证了政策通过绿色创新补偿与“去”资本错配效应实现降碳与增长兼得。谢地和王灵祎(2025)基于279个城市数据,发现政策通过绿色技术创新中的实质性创新提升了城市绿色全要素生产率。Wang & Li(2025)发现政策通过FDI技术转移和基础设施发展促进了绿色全要素生产率提升。Dong et al.(2025)进一步揭示数字经济政策和环境规制对政策效果具有正向调节作用。在产业升级与投资层面,范玉莹等(2024)发现政策通过财政支持和绿色投资倒逼机制推动工业企业绿色转型。董康银等(2025)基于上市企业数据,证实政策通过数字化转型和碳排放效率改进抑制了高碳企业碳锁定。苏晨晨和柳艳红(2025)发现政策通过政府激励、市场竞争和公众关注促进了企业环境责任履行。王森等(2025)则发现能碳双端约束能够通过优化资源配置、促进技术创新和绿色投资提升制造业企业新质生产力。

(二) 出口竞争力的测度与影响因素

出口竞争力的准确测度是评估新能源示范城市等政策贸易效应的逻辑起点,而识别其关键影响因素则是打开政策作用机制黑箱的前提。围绕这两个主题,学界已形成丰富的研究积累,为本文提供了坚实的理论与实证基础。

出口竞争力的测度方法经历了从宏观总量到微观结构、从单一指标到多维评价体系的演进。早期研究多采用国际市场占有率、贸易竞争力指数等宏观总量指标(Balassa, 1965),这类

方法计算简便,但难以刻画出口产品的质量、技术含量等结构性特征。随着全球价值链分工深化和新贸易理论发展,以 Hausmann et al.(2007)提出的出口技术复杂度为代表的方法得到广泛应用,其核心思想是用出口产品国的平均收入水平来反推产品的技术含量,开辟了从微观产品结构衡量宏观竞争力的新视角。国内学者在此基础上进行了大量应用与拓展,如鲁晓东(2014)利用中国工业企业和高度细分产品数据,从微观向宏观弥合,揭示了中国出口规模激增表象下技术含量提升有限的现实。周茂等(2019)利用高校扩招作为准自然实验,证实人力资本扩张通过要素集聚和技术载体功能显著提升了城市制造业出口技术复杂度。戴魁早等(2023)则检验了创新型城市政策通过科技创新与成果转化对出口技术复杂度的促进效应。与此同时,为克服传统指标因忽略要素禀赋和全球价值链分工可能带来的统计幻象,学术界开始构建多维度、更立体的评价体系。例如,肖皓等(2018)在全球价值链视角下,结合前向后向产业关联、增加值贸易和隐含碳排放,提出了制造业绿色出口竞争力的多维分析方法。陈昌盛等(2022)综合利用市场份额、显示性比较优势、出口技术复杂度、出口质量等多个指标,系统评估了2012年以来中国商品国际竞争力的结构性变化与挑战。此外,以 Zhang 等(2024)为代表的研究,进一步发展了基于贸易增加值的新的显示性比较优势指数,以更准确地衡量一国的实际贸易利得。上述测度方法的精进为本文精准衡量城市出口竞争力提供了重要的方法论参考。

在出口竞争力的影响因素研究上,学界从创新、制度、成本等多重视角展开了深入探讨。技术创新被普遍认为是核心驱动力。Xu 和 Zhan(2023)基于 CEPII-BACI 贸易数据,发现创新投入每增加1%可使中国制造业出口竞争力衰退的风险降低9.3%,而创新强度每增加1%可延长出口竞争力持续时间6.4%,为创新驱动竞争力提供了直接的量化证据。孟夏和董文婷(2022)则利用中国上市公司数据,发现企业数字化转型通过提升生产效率、降低成本和增强供应链集中度等渠道显著增强了出口竞争力。制度与政策环境同样扮演着至关重要的角色。Yang et al.(2025)以中国自由贸易试验区为准自然实验,证实制度型开放通过优化制度环境、赋能创新能力来提升企业出口竞争力。Sui 等(2025)则聚焦于兴边富民这类区域性政策,发现其通过改善制度环境、基础设施和缓解金融危机的渠道,显著提升了边境地区企业的出口竞争力。Feng 和 Zhang(2024)的研究则揭示了地方政府环境目标约束对出口竞争力的双重效应,既存在传统学派的成本效应,也存在波特假说的创新补偿效应,表明环境规制与竞争力之间并非简单的线性关系。姚战琪(2022)的研究表明,数字经济不仅直接提升本地区制造业出口竞争力,还存在显著的空间正溢出效应,但其作用存在基于进口贸易占比的门槛特征。孟夏和董文婷(2022)的研究还发现,目的国设定的数字贸易壁垒会削弱企业数字化转型对出口竞争力的提升效果,提示国际市场制度环境的重要调节作用。

现有研究从环境治理、绿色创新、能源效率、产业升级等多维度证实了新能源示范城市政

策的积极效应,并在出口竞争力的测度上从宏观总量指标转向出口技术复杂度、增加值贸易等多维评价体系,同时揭示了技术创新、制度政策、数字化转型等因素对出口竞争力的复杂影响。但已有研究仍存在三个关键缺口,这也构成了本文的研究切入点。第一,政策效应评估尚未延伸至贸易竞争力维度:既有文献分别考察了该政策的环境治理与创新激励效应,以及各类因素对出口竞争力的影响,但该政策能否将绿色转型压力转化为出口竞争优势,缺乏基于因果识别的直接证据。第二,出口竞争力的测度多停留于国家或行业层面,缺乏对城市层面、特别是分目的地市场的精细刻画,难以揭示政策效应的结构性差异。第三,已有研究分别论证了政策对创新的促进效应以及创新对出口竞争力的正向影响,但尚缺乏将三者完整传导链条纳入统一框架的系统检验。针对上述问题,本文以双重差分法识别新能源示范城市政策的贸易竞争力因果效应,以分市场出口技术复杂度测度刻画其结构特征,并以渠道检验与调节效应模型打开机制“黑箱”、界定政策生效的边界条件,力求在研究视角、测度方法与机制识别三个层面形成边际推进。

新能源示范城市政策兼具环境规制约束与产业培育激励的双重属性,可能通过两条非互斥的路径作用于出口竞争力:一是“创新驱动”路径,政策通过降低绿色技术创新的不确定性和成本,激励研发投入与高质量专利产出,直接提升出口产品技术含量并帮助企业突破绿色贸易壁垒(Costantini & Mazzanti, 2012; Fabrizi et al., 2024);二是“效率改进”路径,政策通过倒逼高耗能企业退出和引导资源向高效率绿色企业流动,提升全要素生产率并优化资本配置方向,夯实出口部门的成本控制与质量基础(贾俊雪等, 2023; Wang et al., 2026)。两条路径相互协同——技术创新为效率改进提供源泉,效率改进则为创新投入腾挪资源空间,共同构成政策影响出口竞争力的传导逻辑(赵振智等, 2021; Lee & Yim, 2025)。

据此,本文提出以下研究假说:

H1:新能源示范城市政策显著提升了试点城市的出口竞争力。

H2:新能源示范城市政策通过“创新驱动”与“效率改进”的双重路径,间接提升城市出口竞争力。

三、研究设计

本部分旨在系统阐述本研究的实证策略,主要包括核心计量模型的设计、研究数据的来源与处理、以及关键变量的选取与度量。本研究聚焦于评估“新能源示范城市”政策对城市出口竞争力的因果效应,为此构建了基于双重差分法的实证框架。

(一)模型设计

为精准识别“新能源示范城市”政策的净效应,本研究采用双重差分法。该政策以2014年为统一的实施年份,处理组城市在同一时点受到政策冲击。本研究将政策虚拟变量嵌入双

向固定效应框架,在控制城市个体异质性与时间趋势的基础上识别政策的净因果效应,构建如下双重差分(DID)基准回归模型:

$$Esi_{it} = \alpha + \beta NED_{it} + \varphi Control_{it} + \mu_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 和 t 表示 i 城市的 t 时期。被解释变量 Esi_{it} 表示第 i 个城市 t 年的城市出口竞争力。核心解释变量 NED_{it} 为政策虚拟变量,反映城市是否在当年受到政策处理。其构造方式为:若城市 i 在 t 年已被批准为“新能源示范城市”,则取值为1;否则取值为0。系数 β 是核心估计量,为政策实施带来的平均处理效应。 $Control_{it}$ 为一组随时间变化的城市层面控制变量,用于控制可能同时影响出口竞争力的混淆因素。 γ_i 表示城市固定效应,用于吸收所有不随时间变化的城市固有特征。 μ_t 表示年份固定效应,用于控制时间特征。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。为缓解可能存在的序列相关与异方差问题,本文在估计中采用稳健标准误。

(二)数据来源

本研究的数据来源于多套权威数据库与官方文件,共同构成了一个覆盖2000–2022年我国地级市层面的面板数据集。首先,核心被解释变量城市出口竞争力的构建,基于我国海关进出口统计数据库、联合国商品贸易统计数据库(UN Comtrade数据库)、中国研究数据服务平台(CNRDS)等。其次,城市层面的社会经济特征控制变量,主要系统性地取自相应年份的《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》等,涵盖了经济发展、产业结构、政府财政、科技教育、人口资源等关键信息。再次,本研究的核心政策信息——“新能源示范城市”的批次、名单及获批年份,是通过系统查阅并核实国家能源局、国家发展和改革委员会等部委发布的官方规划、通知与公告而手工整理获得。

(三)变量选取及描述性统计

1.被解释变量

出口竞争力(Esi)的测度经历了从单一指标到多维指标、从宏观总量到微观结构的演进过程。早期研究多采用国际市场占有率、显示性比较优势指数(RCA)等单一指标(Balassa, 1965),这类指标计算简便,但难以反映出口产品的质量差异和技术内涵。随着全球价值链分工深化,学者们开始关注出口产品的技术含量与附加值。Hausmann等(2007)提出的出口技术复杂度指数成为测度出口竞争力的重要方法,其核心思想是:一种产品的技术含量可由出口该产品的所有国家收入水平加权平均来表征,国家收入水平越高,表明该产品所需的技术能力越强。该指标通过将产品层面的技术复杂度加总至国家或地区层面,能够有效反映出口结构的升级程度。此后,国内学者如周茂等(2019)、戴魁早等(2023)等对该方法进行了拓展和应用。本研究借鉴此方法,从微观产品层面上加总得到城市层面的出口竞争力指数。具体计算分为两步:首先,基于全球贸易数据测算每种产品的技术复杂度;其次,以城市各产品

的出口份额为权重,加权平均得到该城市的出口竞争力。该指数值越高,代表该城市出口的整体技术含量和复杂性越高,是衡量出口竞争力的核心指标。

$$TCE_{kt} = \frac{\sum_{c=1}^m \frac{X_{ckt}/X_{ct}}{\sum_{c=1}^m X_{ckt}/X_{ct}} GDP_{ct}}{GDP_{ct}} \quad (2)$$

在公式(2)中, TCE_{kt} 代表产品 k 第 t 年的出口技术复杂度。 X_{ckt} 表示国家 c 出口产品 k 第 t 年的金额, X_{ct} 为国家 c 第 t 年的总出口额,因此 X_{ckt}/X_{ct} 反映了该产品在国家 c 出口结构中的重要性。 GDP_{ct} 为国家 c 第 t 年的人均GDP,代表该国的整体经济技术水平。参考周茂等(2019)的测算方法,分母 $\sum_{c=1}^m X_{ckt}/X_{ct}$ 是对所有出口该产品的国家的这一比重进行求和,其作用是实现权重的归一化,确保最终加权系数之和为1。 m 则为出口该产品的国家总数。该方法核心理念是,一种产品的技术复杂度可由出口该产品的所有国家的收入水平加权平均来表征,权重即为各国对该产品的出口依赖程度。

$$Esi_{it} = \sum_{k=1}^n (X_{ikt}/X_{it}) * TCE_{kt} \quad (3)$$

在公式(3)中, Esi_{it} 表示城市 i 的第 t 年出口技术复杂度指数,它是城市所有出口产品技术复杂度的加权平均值。 X_{ikt} 是城市 i 出口产品 k 在第 t 年的金额, X_{it} 是城市 i 第 t 年的总出口额,因此 X_{ikt}/X_{it} 衡量了产品 k 在城市 i 第 t 年出口篮子中的份额,并以此作为权重。 TCE_{kt} 是上一步计算得到的产品 k 的技术复杂度。 n 代表该城市出口的产品种类总数。这一加总过程意味着,一个城市的出口技术结构越偏向于高技术复杂度产品,其最终得到的 Esi 指数值就越高。

2.核心解释变量

如上文模型设计部分所述,新能源示范城市政策(NED)是一个二元变量,用以标识城市 i 在年份 t 是否已处于政策处理期。其设定依据为国家能源局于2014年1月8日发布的《关于公布创建新能源示范城市(产业园区)名单(第一批)的通知》(国能新能[2014]14号)。经将试点名单与本研究样本进行匹配,样本中实际属于该批试点城市的共有63个。考虑到通知发布于2014年年初,参照李豫新等(2023)的做法,若地级市入选新能源示范城市,且年份在2014年及以后,核心解释变量赋值为1,否则为0。

3.其他变量选取

为缓解遗漏变量偏误,本研究选取以下城市层面特征作为控制变量。经济发展水平($Pgdp$):以人均地区生产总值的对数衡量。经济发展水平直接反映城市的市场规模、基础设施和消费能力,是影响出口供给与需求的基础性因素(李豫新等,2023)。产业结构(Sec):以第二产业增加值占地区生产总值的比重衡量。工业部门是能源消耗和货物贸易的主体,其比

重高低直接关联城市的出口供给结构、能源依赖度及绿色转型的潜在成本(吴利学,2021)。基础教育投入(*Edu*):以人均教育支出的对数衡量。教育支出是城市长期教育投资的基础指标,反映地区知识积累潜力与创新环境基础,是影响城市技术吸收能力和出口升级的根本性因素(周茂等,2019)。对外开放程度(*FDI*):以人均实际使用外资金额的对数衡量。外商直接投资是国际技术溢出的重要渠道,能够通过示范效应、竞争效应和产业关联影响本地企业的出口竞争力(邱斌等,2008)。数字化基础(*Digi*):以每户互联网用户数(国际互联网用户数除以年末总户数)衡量。数字基础设施通过降低信息成本、促进电子商务与数字贸易,显著影响城市出口竞争力(范鑫,2021)。

为检验“波特假说”所揭示的创新补偿与效率改进机制,本研究选取以下机制变量。研发投入强度(*RDIntensity*):以R&D内部经费支出占地区生产总值的比重衡量。研发投入是创新活动的资源基础,反映了城市在绿色技术领域的自主创新努力。新能源示范城市政策通过创造市场需求和提供政策激励,可能引导企业增加研发投入(Horbach et al.,2012)。人均发明专利授权数(*PatentPerCap*):以发明专利授权数除以年平均人口衡量。发明专利代表高质量的创新产出,是实质性技术突破的重要标志。该指标能够反映政策引致的绿色技术创新成果,为企业开发高技术含量出口产品提供核心知识资产(李青原、肖泽华,2020)。全要素生产率(*TFP*):采用固定效应法(FE)估算的城市全要素生产率,代表扣除资本和劳动投入后由技术进步、组织优化和制度改善带来的综合效率改进。新能源示范城市政策可能通过推动清洁生产技术应用和产业内部结构优化来提升(王亚飞、陶文清,2021) *TFP*。资产配置活力(*InvGrowth*):以人均城市固定资产投资总额的年度增长率衡量。该指标捕捉资本形成的边际动态,其提升可解读为政策引导下资本加速投资的信号,反映资源配置的活力而非静态强度(袁志刚、张冰莹,2020)。

为考察政策效果的异质性条件,本研究引入以下调节变量。金融发展水平(*FinDev*):以年末金融机构各项贷款余额占地区生产总值的比重衡量。绿色转型需要大量长期、专用的前期资本投入,完善的金融市场能够缓解企业融资约束,使政策倡导的绿色投资得以顺利实施(Yu et al.,2021)。人力资本质量(*HumanCap*):以每万人普通高等学校在校学生数的对数衡量。高等教育人口储备是地区技术吸收、扩散与再创新的知识基础,反映城市将政策激励转化为实际生产力的潜在吸收能力,是影响政策效果的关键知识条件(孙文浩,2023)。出口依存度(*ExportIntensity*):以货物出口额占地区生产总值的比重衡量。出口依存度高的城市深度嵌入全球价值链(吕越等,2015),对国际市场的绿色产品需求和标准变化更为敏感,能够更准确地将政策激励与外部市场需求对接。数字化创新(*DigiPatent*):以数字经济相关专利授权数占全部专利授权数的比重衡量。数字经济与绿色技术的融合是当前技术变革的重要趋势,数字化基础强的地区能够通过数字技术优化能源监控、提升工艺效率,从而放大政策的出

口促进效应(李莉等,2024)。宏观经济波动性(*GDPVolatility*):以相邻两年GDP增长率差值的绝对值衡量。绿色投资具有周期长、专用性强的特点,宏观经济不确定性会抑制企业长期投资意愿,从而削弱政策效果(邢斐、唐慧,2023)。

4.描述性统计

表1报告了主要变量的描述性统计结果。样本期为2000—2022年,共包含299个地级及以上城市。被解释变量出口技术复杂度对数(*lnEsi*)均值为10.699,标准差为0.688,城市间差异显著。核心解释变量(*NED*)均值为0.082,约8.2%的观测值处于政策处理期。控制变量中,经济发展水平(*lnPgdp*)均值为10.143,标准差为0.959;产业结构(*Sec*)均值为0.451;基础教育投入(*lnEdu*)均值为6.518;对外开放程度(*lnFDI*)均值为3.571,城市间分化明显;数字化基础(*Digi*)均值为0.427。机制变量中,研发投入强度(*RDIntensity*)均值为0.039;人均发明专利对数(*lnPatentPerCap*)均值为-0.225,标准差达1.616,创新产出差距明显;全要素生产率(*TFP*)均值为0.368;资产配置活力(*lnInvGrowth*)均值为-1.769,标准差为0.950,投资增速在城市间波动剧烈。调节变量中,金融发展(*FinDev*)均值为0.928;人力资本质量(*lnHumanCap*)均值为4.373;出口依存度(*ExportIntensity*)均值为0.197;数字化创新(*DigiPatent*)均值为0.005;经济波动(*GDPVolatility*)均值为0.066。总体而言,各变量统计特征合理。

表1 主要变量描述性统计

变量类别	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>lnEsi</i>	6847	10.699	0.688	9.254	11.922
	<i>NED</i>	6877	0.082	0.275	0.000	1.000
核心解释变量	<i>lnPgdp</i>	6751	10.143	0.959	7.881	12.003
	<i>Sec</i>	6854	0.451	0.130	0.000	0.805
	<i>lnEdu</i>	6787	6.518	1.140	3.993	9.142
	<i>lnFDI</i>	6333	3.571	1.890	-1.566	7.226
控制变量	<i>Digi</i>	6830	0.427	0.359	0.000	1.000
	<i>RDIntensity</i>	5658	0.039	0.121	0.000	0.875
	<i>lnPatentPerCap</i>	4861	-0.225	1.616	-3.892	3.549
	<i>TFP</i>	6532	0.368	0.140	0.077	0.723
机制变量	<i>lnInvGrowth</i>	5753	-1.769	0.950	-9.524	5.219
	<i>FinDev</i>	6854	0.928	0.555	0.101	3.358
	<i>lnHumanCap</i>	6554	4.373	1.222	1.084	7.055
	<i>ExportIntensity</i>	6786	0.197	0.374	0.000	1.730
调节变量	<i>DigiPatent</i>	5638	0.005	0.016	0.000	0.150
	<i>GDPVolatility</i>	6258	0.066	0.072	0.001	0.417

本文还进一步考察了城市出口竞争力在不同目标市场上的结构性特征。从细分市场来

看,城市对欧盟、东盟、非盟、欧亚经济联盟和阿盟的出口技术复杂度均值分别为10.781、10.755、10.751、10.734和10.729。从经济发展水平维度看,城市对发达经济体、新兴经济体和其他国家的出口技术复杂度均值分别为10.752、10.708和10.681。从“一带一路”倡议维度看,城市对沿线国家和非沿线国家的出口技术复杂度均值分别为10.706和10.696。各市场出口技术复杂度的标准差介于0.663至0.718之间,与全样本标准差(0.688)基本接近,表明城市在不同市场上的出口竞争力变异程度相近,不存在某一市场内部城市分化特别突出的现象。上述差异既为识别新能源示范城市政策对出口竞争力的因果效应提供了充分的变异基础,也提示在异质性分析中有必要关注政策效果在不同目标市场上的差异化表现。

四、实证分析

(一)基准回归分析

为检验新能源示范城市政策对出口竞争力的直接影响(H1),本研究基于上述模型进行基准回归。基准回归结果系统性地揭示了新能源示范城市政策对出口产品竞争力的实质性提升作用。结果如表2所示。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NED</i>	0.741*** (0.029)	0.091*** (0.013)	0.017* (0.009)	0.021*** (0.007)
<i>lnPgdp</i>		0.141*** (0.012)	0.349*** (0.011)	0.040*** (0.009)
<i>Sec</i>		-0.568*** (0.038)	-0.696*** (0.037)	0.056* (0.031)
<i>lnEdu</i>		0.472*** (0.008)	0.350*** (0.008)	-0.015* (0.008)
<i>lnFDI</i>		-0.055*** (0.003)	-0.012*** (0.002)	0.005*** (0.002)
<i>Digi</i>		0.085*** (0.019)	0.160*** (0.013)	0.029*** (0.011)
常数项	10.638*** (0.008)	6.623*** (0.073)	5.184*** (0.065)	10.322*** (0.084)
观测值	6847	6259	6258	6258
adj.R ²	0.088	0.841	0.955	0.977
城市固定效应	否	否	是	是
年份固定效应	否	否	否	是

注:①***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;②括号内为稳健标准误。③第(3)—(4)列控制了城市固定效应,第(4)列同时控制了年份固定效应。

通过构建从简到繁的逐步回归模型,本研究逐步剥离了混杂因素的影响,最终在控制城市个体异质性与时间趋势的双向固定效应模型中,得到了政策效应的净影响。具体而言,在未控制任何变量时,新能源示范城市政策的估计系数为0.741,且在1%水平上高度显著;当引入反映城市经济、技术与结构特征的控制变量后,系数调整至0.091,仍保持1%水平的显著性;进一步纳入城市固定效应以吸收不随时间变化的固有差异后,系数降至0.017,在10%水平上显著;最终,在同时控制城市与年份双向固定效应的模型设定下,新能源示范城市政策的估计系数稳定在0.021,且在1%水平上高度显著。该结果具有深刻的政策含义与理论价值。从政策评估视角看,它有力证明了“新能源示范城市”这一国家级试点政策并非仅为环保目标服务,而是成功地将绿色转型的压力与动力转化为试点政策与贸易质量提升的实际成果,实现了环境效益与经济效益的共赢。该发现为在高质量发展背景下协同推进生态文明建设与高水平对外开放提供了直接的经验证据。

(二)稳健性分析

1.平行趋势检验

基准回归结果揭示了新能源示范城市政策与出口竞争力之间的正向关联。然而,这一关系可能受到遗漏变量或模型设定偏误的干扰。为正式检验这一假定并考察政策的动态影响,以政策实施前一年(2013年)为基期,将政策变量与表征各年份的虚拟变量进行交互,对基准模型重新估计。该设定下,交互项系数刻画了政策实施前后各年度,处理组与控制组在出口竞争力上的差异变动轨迹。检验结果如图1所示。

第一,平行趋势假设成立。政策实施前的窗口期(2008—2012年),各期估计系数绝对值均不超过0.012,且 p 值均大于0.57,均未达到10%的显著性水平,系数在零值附近小幅波动。这表明在政策冲击前,处理组与控制组城市出口竞争力的变化趋势无系统性差异,满足平行趋势条件。

第二,政策效果呈现合理的滞后性与持续性。政策实施当年(2014年)的估计系数为-0.0023,统计上不显著($p=0.912$),符合政策从颁布到落地产生实际经济效应需要一定时间的客观规律。实施后第1年系数为正但不显著;第2年在10%水平上边缘显著;第3、4年均达到5%显著性水平,政策效应逐步释放并达到峰值;第5、6年显著性减弱,这与样本中处于政策后期观测值逐渐减少及效应趋于稳态有关。

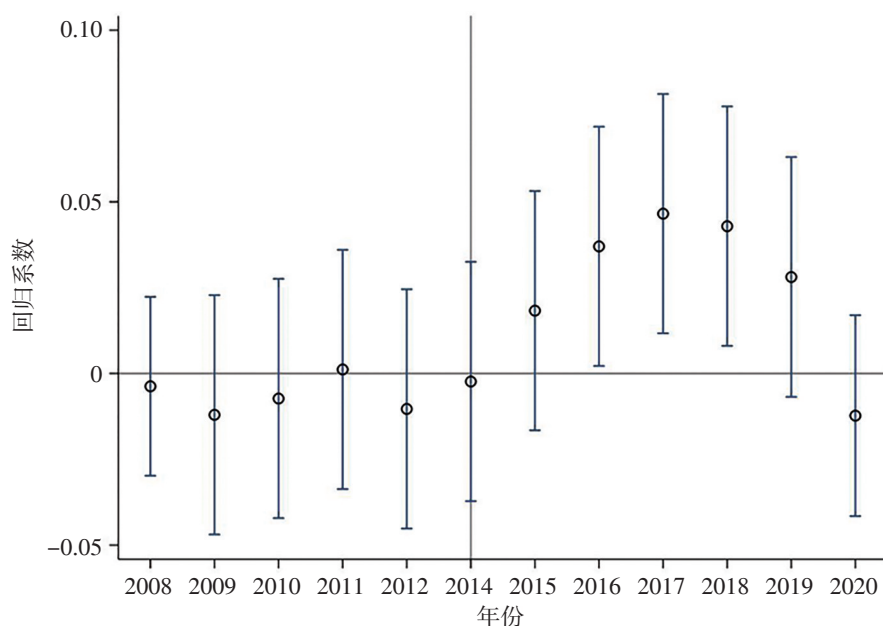


图1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

为进一步排除不可观测的随机因素或模型设定偏误对估计结果的干扰,本文进行两类安慰剂检验。

(1)虚构处理时间检验。在不改变处理组城市构成的前提下,为每个样本随机分配一个年份作为“伪政策冲击时点”,构造伪政策虚拟变量,重复进行基准回归 500 次,获得 500 个伪估计系数。其核密度分布如图 2(左)所示。伪系数集中分布在零值附近,均值为-0.0003,标准差为 0.012,而基准回归所得的真实政策效应估计系数为 0.021,远落在该分布的极端尾部。这一结果说明,在随机时间点无法观测到类似的政策效果,排除了结果由共同时间趋势驱动的可能。

(2)虚构处理组检验。保持政策实施时间固定为 2014 年不变,但随机地从样本中抽取与原处理组数量相同的城市作为“伪处理组”,其余城市为控制组,重新估计 DID 模型,同样重复 500 次。系数分布如图 2(右)所示,同样呈现在零附近集中的正态分布特征,均值为 0.0005,标准差为 0.011。真实估计系数 0.021 显著偏离该分布,在双侧检验下,基于安慰剂分布计算的经验 p 值为 0.004。

两类安慰剂检验一致表明,基准估计结果并非由模型设定或偶然因素驱动,新能源示范城市政策对出口竞争力的提升效应具有统计上的可靠性和因果推断上的可信度。

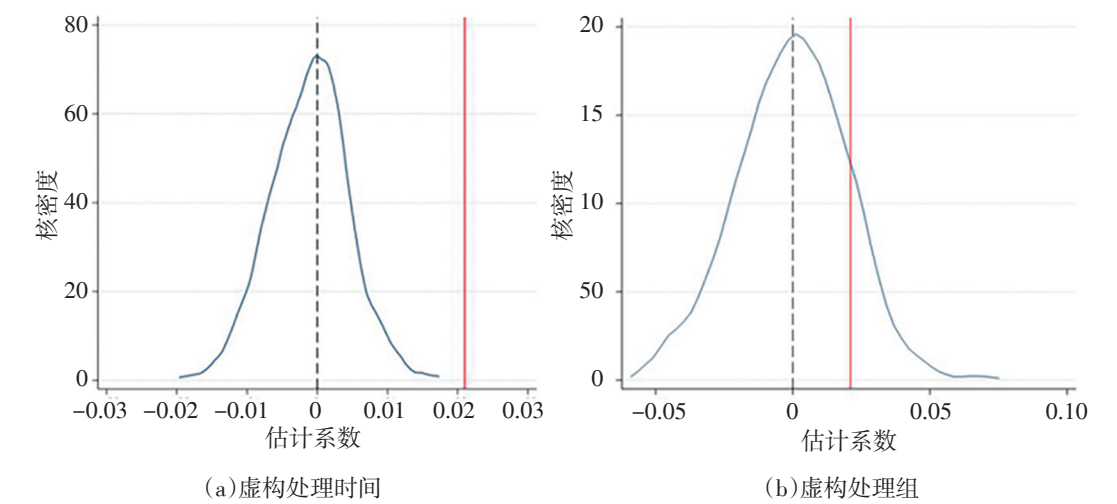


图2 安慰剂检验

3.其他稳健性检验

为进一步增强研究结论的稳健性,除满足平行趋势假设并通过安慰剂检验外,本研究还通过控制其他变量、调整模型设定与处理特殊样本等多种方式进行稳健性分析,以排除其他替代性解释并验证基准回归结果的可靠性。结果见表3。

表3 稳健性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>NED</i>	0.020*** (0.007)	0.021*** (0.007)	0.021*** (0.007)	0.021*** (0.007)	0.024*** (0.007)	0.022*** (0.007)
<i>lnPgdp</i>	0.039*** (0.009)	0.040*** (0.009)	0.039*** (0.009)	0.037*** (0.010)	0.012 (0.012)	0.038*** (0.009)
<i>Sec</i>	0.062** (0.031)	0.056* (0.031)	0.057* (0.031)	0.056* (0.031)	0.084** (0.038)	0.041 (0.031)
<i>lnEdu</i>	-0.016* (0.008)	-0.015* (0.008)	-0.015* (0.008)	-0.017** (0.008)	-0.027*** (0.010)	-0.016** (0.008)
<i>lnFDI</i>	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.005** (0.002)	0.005*** (0.002)
<i>Digi</i>	0.028*** (0.011)	0.028*** (0.011)	0.028*** (0.011)	0.029*** (0.011)	0.040*** (0.012)	0.022** (0.011)
<i>FTZ</i>	-0.035*** (0.006)					
<i>CBEC</i>		-0.003 (0.007)				
<i>FiscalExp</i>			-0.022 (0.037)			
<i>LaborCost</i>				0.018 (0.015)		

续表 3		稳健性回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	10.350*** (0.084)	10.326*** (0.085)	10.336*** (0.087)	10.185*** (0.144)	10.670*** (0.118)	10.362*** (0.085)
观测值	6258	6258	6258	6258	6119	6192
adj.R ²	0.978	0.977	0.977	0.977	0.981	0.977
provxyyear	否	否	否	否	是	否
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

注:①***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;②括号内为稳健标准误;③所有模型均控制了城市与年份固定效应。

(1)控制同期重大贸易政策的影响。被选为新能源示范城市的地区,往往也是国家其他战略性贸易政策的重点区域(如自由贸易试验区、跨境电子商务综合试验区)。若不同步控制这些政策,则估计出的“新能源示范城市政策”效应可能混杂了其他贸易便利化政策的贡献。为此,本研究在模型中分别加入“是否自由贸易试验区”和“是否跨境电子商务综合试验区”的虚拟变量。表3第(1)、(2)列显示,在剥离了这些强势贸易政策的影响后,NED的系数与显著性水平均保持稳定,说明其对出口的促进作用是独立的。

(2)控制地方政府行为与要素成本。试点政策可能引发或伴随地方政府的战略性财政响应,以及区域要素市场的调整。为排除这些渠道的干扰,本研究进一步控制了地方财政一般预算内支出占地区生产总值比重(财政支持力度)和职工平均工资(劳动力成本)。表3第(3)、(4)列的结果表明,即使考虑了地方财政刺激与成本上升的潜在影响,NED的促进效应依然稳健,这暗示其作用机制可能更侧重于通过绿色技术标准、产业转型或国际声誉等“质量”渠道来提升竞争力,而非单纯的要素投入或成本优势。

(3)控制区域性时变冲击。基准模型已控制城市固定效应和年份固定效应,但可能存在一些特定省份在不同年份面临的特有冲击(如省级产业政策变化、区域性环境规制动荡等),这些冲击可能同时影响省内城市的试点选拔和出口表现。为此,本研究在表3第(5)列引入了省份与年份的交互固定效应。这一极为严苛的设定吸收了所有省份层面的时变不可观测因素,相当于将比较范围限定在同一年份、同一省份内部的不同城市之间。在此设定下,NED的系数依然显著,这为政策效果提供了近乎因果推断层面上的强力证据。

(4)处理极端样本。最后,为检验结论是否受到特殊观测值的过度影响,本研究剔除了人口规模处于极端水平的城市样本。这种处理可以防止超大规模或超小规模城市因其独特的经济结构而扭曲估计结果。表3第(6)列显示,在调整后的样本中,NED的系数与基准结果基本一致(0.022),仍在1%水平上显著,这充分证明核心结论具有广泛的样本代表性,而非依赖

于少数异常点。

(三)异质性分析

政策效应的发挥往往依赖于外部市场条件与宏观战略环境。为全面揭示新能源示范城市政策对出口竞争力影响的异质性特征,本研究从三个维度进行划分,每个维度对应不同的理论关切。第一,按区域市场(欧盟、东盟、非盟、阿盟、欧亚经济联盟)划分,旨在检验政策的“市场选择性”特征。不同区域在制度环境、技术标准、产业结构等方面存在显著差异,政策培育的绿色产品和技术在这些市场中的适用性和竞争力可能大相径庭。第二,按目标市场经济发展水平(发达经济体、新兴经济体、其他国家)划分,旨在检验政策的“收入梯度”效应。不同发展水平的市场,其绿色需求强度、环境规制严格度和对绿色产品的支付意愿存在梯度差异,政策效果可能因此呈现由高向低递减的特征。第三,按“一带一路”倡议划分,旨在检验国内试点政策与国家对外战略的协同效应。新能源示范城市政策培育的绿色产能和技术标准,能否借助“一带一路”倡议的政府间合作框架、开发性金融支持等渠道获得放大性市场优势?

1.区域国别市场出口竞争力的测度

为精准识别新能源示范城市政策对差异化国际市场出口竞争力的异质性影响,本研究对核心因变量——出口技术复杂度进行了重构。这一测度方法旨在更细致地刻画城市出口结构在不同目的地市场上的技术含量差异。具体计算遵循以下步骤:

第一步:计算产品层面的出口技术复杂度(TCE_{kt}),见上文公式(2)。

第二步:构建城市对特定区域市场的出口技术复杂度(Esi_{it}^R)。

在获得产品技术复杂度 TCE_t 的基础上,本研究将其与城市对特定市场的出口结构相结合,构建城市层面的指标。城市 i 在第 t 年对目标区域市场 R 的出口技术复杂度 Esi_{it}^R 的计算公式为:

$$Esi_{it}^R = \sum_{k=1}^K (X_{ikt}^R / X_{it}^R) * TCE_{kt} \quad (4)$$

在公式(4)中, Esi_{it}^R 表示城市 i 在第 t 年对区域 R 的出口技术复杂度指数。 X_{ikt}^R 是城市 i 产品 k 在第 t 年出口到区域 R 的产品 k 的金额, X_{it}^R 是城市 i 在第 t 年对区域 R 的总出口额,因此 X_{ikt}^R / X_{it}^R 衡量了产品 k 在城市 i 第 t 年对区域 R 出口篮子中的份额,并以此作为权重。 TCE_{kt} 是上一步计算得到的产品 k 的技术复杂度。这一加总过程意味着,一个城市对某一市场的出口结构越偏向于高技术复杂度产品,其 Esi_{it}^R 指数值就越高。

依据研究设计,按照区域国别对目标区域 R 进行分类,分别计算了城市对“欧盟”、“东盟”、“非盟”、“阿盟”、“欧亚经济联盟”、“一带一路沿线国家”、“发达经济体”及“新兴经济体”

等关键市场的出口技术复杂度^①,并以此为因变量进行后续的异质性回归分析。这一重构的度量方法使本研究能够精确检验新能源示范城市政策是否以及如何差异化地影响了中国城市面向不同特征市场的出口升级路径。

2.对不同区域出口竞争力的影响

在全球化背景下,出口市场的多元化与对不同区域贸易关系的精准把握,是提升贸易韧性与竞争力的关键。本部分进一步探究新能源示范城市政策是否对不同目的地市场的出口竞争力存在异质性影响,以揭示政策的全球化经济效应及其潜在的市场偏好。分析结果如表4所示。

表4 对不同区域出口竞争力的异质性影响

	欧盟	东盟	非盟	阿盟	欧亚经济联盟
<i>NED</i>	0.028*** (0.009)	0.018* (0.011)	-0.017 (0.014)	0.011 (0.010)	-0.016 (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6058	6016	5662	5778	5315
adj.R ²	0.962	0.944	0.914	0.955	0.936
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

注:①***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;②括号内为稳健标准误;③所有模型均控制了城市与年份固定效应。④欧盟(EU)是欧洲政治经济一体化组织,多数成员国使用统一货币欧元并拥有共同市场;东盟(ASEAN)为东南亚十国合作机制,以协商一致原则推进区域经济整合;非盟(AU)系非洲55国联盟,聚焦大陆和平发展与经济一体化;阿盟(LAS)是阿拉伯国家协调政治经济事务的区域组织;欧亚经济联盟(EAEU)为俄罗斯主导的后苏联空间经济一体化机制,实现成员国间要素自由流动。这一分类框架不仅覆盖了不同发展层次和制度标准的市场,还兼顾了与中国具有特殊战略及经济联系的重点区域,能够多维度、系统性地揭示政策发挥作用的边界条件与依赖路径。

为深入探究新能源示范城市政策效果的边界条件,本研究进一步将出口市场细分为欧盟、东盟、非盟、阿盟及欧亚经济联盟五大区域集团进行分析。结果表明,政策效果呈现显著的“市场选择”与“梯度差异”特征,高度依赖于目标市场的需求结构、技术标准与产业互补性。核心发现是,政策对欧盟与东盟的出口竞争力提升效应最为明确且稳健。其中,对欧盟的促进效应最强,证实了政策驱动的绿色创新精准契合了其严苛规制与高端需求,发挥了“绿色通行证”作用;对东盟的积极影响则验证了“产业链协同升级”机制,表明绿色转型通过区域供应链提升了中国中间品的出口质量。相比之下,政策对非盟、阿盟与欧亚经济联盟的影响

①在出口市场划分方面,本文依据联合国商品贸易统计数据库(UN Comtrade)的国别分类,结合研究需要,将出口目的地划分为以下类别:欧盟(27个成员国)、东盟(10个成员国)、非盟(55个成员国)、阿盟(22个成员国)、欧亚经济联盟(5个成员国)、一带一路沿线国家(150余个)、发达经济体(39个,包括美、日、德、英等)、新兴经济体(24个,包括印度、巴西、俄罗斯等),目的地分类不含中国。

均不显著,共同揭示了绿色试点政策存在关键的“需求匹配门槛”。

3.按目标市场发展水平划分的分析

为进一步揭示新能源示范城市政策发挥作用的边界条件,本部分依据经济发展水平将出口目的地划分为发达经济体、新兴经济体与其他国家三类,以检验政策效应是否因目标市场的经济结构与需求层次而异。分析结果如表5所示。

表 5	对不同类型经济体出口竞争力的异质性影响		
	发达经济体	新兴经济体	其他国家
<i>NED</i>	0.024*** (0.008)	0.003 (0.010)	-0.012 (0.009)
控制变量	控制	控制	控制
观测值	6182	6138	6192
adj.R ²	0.970	0.953	0.962
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

注:①***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;②括号内为稳健标准误;③所有模型均控制了城市与年份固定效应。④发达经济体主要包括美、日、德、英、法等传统工业化国家,具有成熟的市场机制、高水平人均收入和完善的制度体系;新兴经济体涵盖印度、巴西、俄罗斯、南非等发展中大国,以高速增长和快速工业化特征,在全球经济治理中的影响力持续上升;其他国家则包括广大低收入发展中国家及最不发达国家,普遍面临基础设施薄弱、产业结构单一等发展挑战,多依赖初级产品出口与国际援助。这种分类有助于分析不同发展阶段经济体在全球化进程中的差异化表现、政策空间及相互依存关系。

根据表5的回归结果,政策的出口竞争力效应呈现出与目标市场经济发展水平高度相关的显著梯度特征。政策对发达经济体出口的促进作用最为强劲,这主要归因于发达市场拥有严苛的环境技术标准、成熟的绿色消费需求以及较高的技术吸收能力,使得我国新能源示范城市通过政策引导所形成的绿色产品与清洁技术优势,能够更有效地转化为市场认可与竞争力。相比之下,政策对新兴经济体的出口虽存在正向影响,但效应强度明显减弱且统计上不显著。这表明,尽管新兴市场可能对绿色产品的价格更为敏感,且相关标准体系尚在发展中,但政策所推动的产业升级与质量提升,未来仍可能部分满足其市场对高性价比产品的需求。值得关注的是,政策对其他国家的出口影响微弱且不显著,这可能反映了这些市场与中国的贸易结构更为多元或传统,绿色因素尚非影响其进口决策的核心变量。因此,新能源示范城市政策的贸易红利并非均匀释放,其效力与目的地市场的经济发展阶段和需求结构紧密相连。

4.按“一带一路”倡议划分的分析

为考察国家重大倡议与地方试点政策的协同效应,本部分进一步将出口目的地划分为“一带一路”沿线与非沿线国家,以检验新能源示范城市政策的贸易效应是否在特定的地缘经济框架下得到强化或削弱。分析结果如表6所示。

表 6 对“一带一路”与非沿线国家出口竞争力的异质性影响		
	一带一路	非一带一路
<i>NED</i>	0.023*** (0.008)	0.002 (0.008)
控制变量	控制	控制
观测值	6214	6215
adj.R ²	0.966	0.965
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是

注:①***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;②括号内为稳健标准误;③所有模型均控制了城市与年份固定效应。④“一带一路”沿线国家涵盖亚欧非大陆及大洋洲的150多个参与国,以基础设施互联互通和产能合作为重点,是中国推动的新型国际合作平台;非“一带一路”国家则主要包括未参与该倡议的发达经济体及部分发展中国家,其对外经济关系多依托传统多边机制或区域安排。这种区分有助于考察不同合作框架下的贸易投资模式、地缘政治经济影响及全球治理体系演变。

如表6所示,基于“一带一路”倡议的异质性分析进一步揭示了新能源示范城市政策的战略性外溢特征。该政策显著提升了中国对“一带一路”沿线国家的出口竞争力,而对非沿线国家的影响则不显著。这一鲜明的对比强烈表明,政策的出口促进效应并非在真空中发生,而是深度嵌入并有效服务于国家对外战略。政策所培育的绿色产能、技术标准与解决方案,与“一带一路”沿线国家在基础设施互联互通与能源转型方面的巨大需求高度协同,能够通过政府间合作框架与开发性金融支持等渠道得到有效对接与放大。相反,在缺乏此类战略性协同机制的非沿线市场,政策效果则更多依赖企业的市场化能力,其净效应因而模糊且不显著。这一发现不仅实证检验了国内新能源示范城市政策与“一带一路”绿色发展的同频共振,也凸显了试点政策在与国家战略形成合力时所能释放的额外动能。

五、机制分析

根据“波特假说”,设计恰当的环境规制能够激发企业创新,从而部分或完全抵消合规成本,提升企业竞争力。新能源示范城市政策作为一种综合性绿色试点政策,其影响城市出口竞争力的机制可从“创新驱动”和“效率改进”两条路径加以阐释。在创新驱动路径上,政策通过设定清晰的绿色产业发展目标、提供财政补贴与制度支持,引导企业增加研发投入,催生高质量绿色技术创新成果,进而为出口产品注入技术优势,提升出口技术复杂度。在效率改进路径上,政策通过推动清洁生产技术应用、优化能源消费结构、引导资源向高效率绿色企业重新配置,提升城市全要素生产率和资产配置活力,从而夯实出口部门的成本控制能力和质量稳定性。两条路径相互促进、协同发力,共同构成政策影响出口竞争力的完整传导逻辑。为揭示政策影响出口竞争力的内在机制,本研究分别检验“创新驱动”路径和“效率改进”路径(H2)。遵循渠道检验思路,本部分考察政策对机制变量的影响,机制变量与出口竞争力的正向关联已由既有文献证实:技术创新能够延长出口竞争力的持续时间、降低衰退风险(Xu & Zhan, 2023),生产效率的

提升能够显著增强产品的出口竞争力(谢建国、张丽,2011)。回归结果见表7。

表 7		机制分析		
变量	创新驱动		效率改进	
	研发投入强度	人均发明专利授权数	全要素生产率	资产配置活力
NED	0.011** (0.006)	0.149*** (0.054)	0.008* (0.004)	0.095* (0.051)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	5191	4508	6158	5466
adj.R ²	0.534	0.840	0.793	0.392
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注:①***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;②括号内为稳健标准误;③所有模型均控制了城市与年份固定效应。

(一)创新驱动机制

新能源示范城市政策通过创造稳定的绿色技术需求预期和提供创新激励,引导企业将更多资源投入研发活动,政策明确的绿色导向降低了企业技术创新的不确定性,使其更愿意进行前瞻性、专用性的绿色技术研发,研发投入的增加直接推动创新产出,尤其是高质量的绿色发明专利,这些创新成果一方面直接应用于出口产品,提高技术含量和附加值,另一方面帮助企业突破发达国家的绿色技术性贸易壁垒,获得绿色认证和市场准入优势。表7第(1)和(2)列的回归结果为此提供了有力支持:新能源示范城市政策对研发投入强度产生了显著的正向影响,表明政策通过设定清晰的绿色发展目标、创造稳定的市场需求预期以及提供潜在的财政与制度支持,形成了强大的政策诱导信号,有效引导地方政府与企业将更多经济资源前置性配置于研发活动;同时,政策对人均发明专利授权数同样具有显著的促进效应,表明政策激励不仅增加了创新的“燃料”,更成功提升了创新的“产出效率”与“成果质量”。发明专利作为表征实质性创新的核心知识产权,其产出的增长标志着地区自主创新能力尤其是绿色技术领域的原创能力得到实质性增强,这种高质量绿色技术知识存量的积累,为企业开发差异化高技术产品、突破国际市场技术性贸易壁垒提供了核心知识资产与竞争优势来源,从而构成政策提升出口技术复杂度的直接技术驱动力。

(二)效率改进机制

新能源示范城市政策通过“淘汰落后”与“引导先进”双重作用优化产业效率:一方面,政策提高能耗和排放标准,倒逼高耗能、低效率企业退出或转型升级,实现资源的“创造性破坏”;另一方面,政策通过绿色信贷、税收优惠等配套措施,引导资本、人才等要素向高效率绿色企业流动,提升资产配置活力,同时清洁生产技术应用和能源管理优化直接提升了城市全要素生产率,使出口企业在保持成本竞争力的同时能够投入更多资源用于质量升级和品牌建设。表7第(3)和(4)列的回归结果验证了这一机制:第(3)列显示政策对全要素生产率具有显著正向影响,表明政策实施后城市产业体系的整体运行效率与综合竞争力得到增强,这源

于清洁生产技术的应用、管理模式的改进以及产业内部结构的优化;第(4)列显示政策对资产配置活力产生了正向影响,表明政策引导金融资源与社会资本从高耗能、低附加值的传统领域向高效、清洁的绿色产业和先进制造业加速转移,这种生产要素的优化重组提高了资本边际报酬率,强化了优势企业的市场竞争力与再投资能力,从微观基础上夯实了出口部门的成本控制能力与质量稳定性。因此,效率改进机制通过提升综合生产率和优化资本配置双路径,为出口竞争力构筑了坚实的效率基础。

总体而言,机制检验表明,新能源示范城市政策并非通过单一渠道,而是通过“创新驱动”与“效率改进”两条并行且协同的路径,共同推动城市出口技术复杂度的提升。前者通过增加创新资源投入和催生高质量知识产权,为出口升级提供了技术可能性;后者通过提升整体生产效率和优化生产要素配置,为技术转化和成本控制提供了效率现实性。这两大机制相互依存、相互促进,共同构成了新能源示范城市政策影响出口贸易竞争力的完整、立体的传导逻辑。

六、进一步分析

为深入探究新能源示范城市政策对城市出口竞争力影响的调节作用,本研究基于异质性分析框架,构建调节效应模型。核心目的在于检验政策效果是否显著依赖于地方结构性特征与制度环境,从而回答“政策在何种条件下更有效”这一重要命题。表8报告了基准模型中依次引入政策变量与五个关键地区特征变量交互项的回归结果。这些调节变量的选择基于严谨的经济学理论,分别对应绿色转型与出口升级所需的资源获取能力、技术吸收能力、外部知识链接、技术融合基础以及投资决策环境。

表8 新能源示范城市政策对出口竞争力的调节效应分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
NED	-0.030* (0.018)	-0.025 (0.030)	-0.011 (0.009)	0.021*** (0.007)	0.040*** (0.009)
NED×FinDev	0.051*** (0.016)				
NED×HumanCap		0.010* (0.006)			
NED×ExportIntensity			0.111*** (0.025)		
NED×DigiPatent				0.353* (0.211)	
NED×GDPVolatility					-0.887*** (0.301)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6258	6149	6258	5328	5750
adj.R ²	0.978	0.978	0.978	0.980	0.973
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

注:①***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;②括号内为稳健标准误;③所有模型均控制了城市与年份固定效应。

(一)金融发展水平

从理论层面看,生产设备的绿色化改造、清洁技术引进以及符合国际绿色标准的产品研发均需要大量、长期且专用的前期资本投入。在金融市场不完善的地区,企业面临严重融资约束,政策倡导的绿色转型可能因无法获得启动资金而停留在纸面。表8列(1)结果显示,政策与金融发展水平的交互项系数显著为正,这一系数结构清晰揭示了动态调节过程:随着地区金融发展水平提升,金融体系能够更有效地将储蓄转化为对绿色项目的信贷支持,使政策从“成本负担”转化为“发展机遇”。因此,发达金融体系是政策红利实现的基础性支撑条件。

(二)人力资本水平

绿色技术通常内嵌于复杂知识体系,其有效应用涉及深刻的学习、适应与本土化改进过程。地区人力资本储备直接决定了其学习和应用新技术的能力。列(2)结果显示,政策变量与人力资本的交互项系数显著为正。在人力资本丰裕地区,高素质劳动力储备能够有效降低绿色技术的学习成本,加速清洁生产模式的扩散与应用,从而将政策信号转化为产品品质与出口附加值的有形提升;反之,在高等教育人口匮乏地区,政策效果则可能受限于“知识吸收瓶颈”而难以充分显现。

(三)出口依存度

地区的出口贸易额占地区生产总值的比重(即出口依存度)是其经济全球化深度与市场经验积累的直接体现。更高的出口依存度意味着当地企业更深度地嵌入全球价值链,更敏锐地感知国际市场对绿色、低碳产品的需求变化与标准升级。表8列(3)显示,政策变量与出口依存度的交互项系数也显著为正。这一结果表明,在出口导向性强的城市,当新能源示范城市政策推行时,这些城市能够更准确地将政策引导与具体的国际市场绿色需求相对接,从而显著放大政策对出口竞争力的提升作用。

(四)数字化创新

数字经济时代,绿色转型与数字化转型呈现深度融合趋势。数字技术能够优化能源消耗监控、提升生产工艺效率,增强绿色技术应用效能。列(4)中交互项系数在10%水平上显著为正,支持数字化基础的积极调节作用:在数字化禀赋较强城市,企业能够通过数字与绿色协同创新,重塑生产模式,创造高附加值出口产品,强化政策提升效果。

(五)宏观经济波动性

新能源投资具有周期长、专用性强、沉没成本高的特点,企业决策高度依赖对未来经济环境的稳定预期。宏观经济波动会显著增加企业面临的风险,使其倾向于推迟长期绿色投资。列(5)结果验证,交互项系数显著为负,表明在经济波动性高的地区,企业进行绿色技术投资的意愿和能力受到抑制,政策效果大打折扣。稳定、可预期的宏观经济环境是政策有效传导的重要保障。

七、研究结论与政策建议

(一)研究结论

本研究以我国“新能源示范城市”这一国家级试点政策为切入点,系统考察了该政策对城市出口竞争力的影响效应、作用边界与内在机制。通过构建2000—2022年我国城市面板数据,并采用双重差分法进行因果识别,主要得出以下结论:

第一,新能源示范城市政策对试点城市的出口竞争力产生了显著且稳健的提升作用。基准回归结果显示,该政策平均而言有利于城市出口竞争力的提升,这一结论经过平行趋势检验、安慰剂检验、控制其他重大政策、考虑地方财政与要素成本、吸收省份时变冲击以及排除极端样本等一系列稳健性检验后依然成立。该发现表明恰当设计的环境规制与试点政策有可能在促进绿色转型的同时,对产业升级与贸易质量产生积极影响。

第二,新能源示范城市政策对出口竞争力的提升效应呈现显著的结构性差异。从目标市场看,政策对欧盟等发达市场出口竞争力的促进效应最为明显,对“一带一路”沿线国家亦存在显著正向影响,而对非盟、东盟等市场影响不显著,表明政策效果高度依赖于目标市场的绿色需求强度、技术标准及与我国的产业互补性。

第三,机制检验表明,政策通过“创新驱动”与“效率改进”两条路径共同作用于出口竞争力。一方面,政策显著激励了企业研发投入并促进了发明专利产出,为出口产品注入绿色技术优势;另一方面,政策提升了城市全要素生产率并增强了资产配置活力,为出口部门的成本控制和质量升级提供了效率基础。两条路径相互协同,共同构成政策影响出口竞争力的传导逻辑。

第四,政策效果的发挥显著依赖于地区的金融发展水平、人力资本积累、出口导向程度、数字化基础以及宏观经济环境的稳定性。调节效应分析表明,金融发展水平较高、人力资本储备更充裕、出口依存度更高的城市,政策对出口竞争力的提升效果更强;数字化创新基础具有一定的正向放大作用;而宏观经济波动性则会抑制政策效能的发挥。

(二)政策建议

基于“新能源示范城市”政策可通过激发创新与提升效率双路径有效增强出口竞争力这一核心结论,以及政策效果高度依赖目标市场特征、地方能力禀赋与宏观环境的研究发现,本研究提出如下更具针对性的政策建议:

第一,构建“市场分层、精准对接”的出口促进体系。对欧盟等绿色标准严苛的发达市场,重点支持企业开展绿色产品认证、碳足迹核算并推动与国际标准对接,将政策培育的绿色技术优势转化为市场准入通行证;对“一带一路”沿线国家,依托基础设施互联互通与产能合作机制,推动新能源装备与绿色技术标准“打包出海”,将政策红利与战略协同转化为出口增量;

对东盟等产业链紧密关联型市场,支持构建跨境绿色供应链,提升中间品出口的绿色附加值。

第二,实施“强基础、补短板”的精准赋能计划。在推广新能源示范城市经验时,依据城市在金融深度、高等教育资源密度和数字化渗透率等方面的条件实施分类施策。对金融基础薄弱的城市,优先设立绿色信贷风险补偿基金,扩大绿色债券发行试点范围;对高等教育资源相对不足的地区,同步部署新能源产业人才专项培养计划,依托地方高校扩大大地高技能劳动力供给;对数字化基础滞后的城市,支持建设“工业互联网+绿色制造”示范项目。通过将宏观政策导向与地方发展短板精准匹配,保障政策效能得到有效发挥。

第三,建立创新活动与效率改进协同驱动的考核机制。在新能源示范城市评估指标中,除可再生能源装机容量和碳排放强度等环境指标外,以同等权重纳入绿色专利数量、绿色全要素生产率和绿色产品出口占比等反映“创新—效率—贸易”联动成效的结果型指标。在激励工具上,将财政奖励、税收优惠等与上述指标的改善挂钩,优先支持在研发转化率、清洁生产效率和出口绿色化程度方面均取得可验证成果的企业和城市,引导各方从“为创新而创新”转向“为竞争力而创新”。

第四,推动试点成功经验向常态化制度转化。一是将试点中形成的绿色产业准入标准、新能源消纳保障机制、绿色项目审批流程等成熟做法,上升为地方性法规或行政规章,实现政策工具的制度化;二是建立“城市绿色竞争力指数”动态监测体系,将试点城市的创新活跃度、效率改进度和出口绿色化程度等纳入常态化评价,作为后续政策资源分配的依据;三是设立经验推广专项,通过经验交流会、标准化案例库和跨区域结对帮扶等方式,将成功模式向条件相近的非试点城市复制推广,确保试点经验能够有序扩散、持续发挥作用。

参考文献

- [1] 陈昌盛,胡翠,许伟.我国出口竞争力评估与结构性挑战——2012年以来我国商品国际竞争力研究[J].管理世界,2022,38(12):26-38+75+39.
- [2] 程洪飞,李豫新,曹梦渊.降碳与增长何以兼得?——基于新能源示范城市政策的经验研究[J].财经研究,2024,50(7):126-140.
- [3] 程洪飞,李豫新.能源转型与减污降碳协同治理——基于新能源示范城市政策的准自然实验[J].华东经济管理,2025,39(12):108-118.
- [4] 崔立志,孙旺,李向前.新能源示范城市建设的环境效应研究[J].华东经济管理,2022,36(2):57-65.
- [5] 戴魁早,黄姿,王思曼.创新型城市政策、要素市场一体化与出口技术复杂度[J].国际贸易问题,2023,(12):114-131.
- [6] 董康银,赵丛雨,董秀成.新能源示范城市试点政策对企业碳锁定的影响[J].中国人口·资源与环境,2025,35(2):41-54.
- [7] 范鑫.数字经济与出口:基于异质性随机前沿模型的分析[J].世界经济研究,2021(2):64-76+135.
- [8] 范玉莹,陈东景,郑浩天.新能源示范城市建设对工业企业绿色转型的影响及机制[J].资源科学,2024,46(9):1685-1698.

-
- [9] 韩先锋,孔琴,徐杰. 新能源示范城市建设的绿色创新集聚机制及效应评估[J]. 数量经济研究,2026,17(2):19-37.
- [10] 黄漫宇,杨露. 新能源示范城市政策碳减排效应的实证检验[J]. 统计与决策,2025,41(12):54-59.
- [11] 贾俊雪,罗理恒,顾嘉. 地方政府环境规制与经济高质量发展[J]. 中国工业经济,2023(5):99-117.
- [12] 姜浩,邓峰. 新能源示范城市建设的减污降碳协同治理效应研究[J]. 软科学,2025,39(7):60-69.
- [13] 李莉,王高森,司梦娜. 数字技术融合、动态技术群落对产业高质量创新的影响[J]. 技术与创新管理,2024,45(4):355-362.
- [14] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究,2020,55(9):192-208.
- [15] 李豫新,程洪飞,倪超军. 能源转型政策与城市绿色创新活力——基于新能源示范城市政策的准自然实验[J]. 中国人口·资源与环境,2023,33(1):137-149.
- [16] 逯进,王恩泽. 新能源示范城市建设对区域环境污染治理的影响[J]. 资源科学,2019,41(11):2107-2118.
- [17] 鲁晓东. 技术升级与中国出口竞争力变迁:从微观向宏观的弥合[J]. 世界经济,2014,37(8):70-97.
- [18] 吕越,罗伟,刘斌. 异质性企业与全球价值链嵌入:基于效率和融资的视角[J]. 世界经济,2015,38(8):29-55.
- [19] 孟夏,董文婷. 企业数字化转型与出口竞争力提升——来自中国上市公司的证据[J]. 国际贸易问题,2022,(10):73-89.
- [20] 邱斌,杨帅,辛培江. FDI技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究:基于面板数据的分析[J]. 世界经济,2008,(8):20-31.
- [21] 苏晨晨,柳艳红. 能源转型与企业环境责任履行——基于新能源示范城市建设的政策实验[J]. 企业经济,2025,44(4):78-88.
- [22] 孙传旺,陈智龙,孙博文. 碳排放权交易制度、产业绿色转型及其外部性[J]. 经济研究,2025,60(6):134-151.
- [23] 孙文浩. 高级劳动力要素阶段性“断点”特征与企业创新——来自吸收能力理论和“威廉姆森”假说的解释[J]. 系统管理学报,2023,32(6):1299-1312.
- [24] 王森,李金叶,曹植源. 能碳双端约束对中国制造业企业新质生产力的影响研究——基于双重机器学习的三重差分检验[J]. 管理学报,2025,38(6):47-62.
- [25] 王亚飞,陶文清. 低碳城市试点对城市绿色全要素生产率增长的影响及效应[J]. 中国人口·资源与环境,2021,31(6):78-89.
- [26] 吴利学. 产业结构、生产率与经济增长[J]. 产业经济评论,2021(6):14-30.
- [27] 肖皓,叶家柏,晏聪. 全球价值链视角下的中国制造业绿色出口竞争力的变化[J]. 环境经济研究,2018,3(2):101-117.
- [28] 谢地,王灵祎. 能源转型政策与城市绿色全要素生产率提升——基于新能源示范城市试点政策的准自然实验[J]. 工业技术经济,2025,44(8):107-117.
- [29] 谢建国,张丽. 投资促进还是效率促进——中国产品出口竞争力影响因素研究[J]. 财经理论与实践,2011,32(4):91-98.
- [30] 邢斐,唐慧. 企业集团的逆周期投资行为研究:基于“稳投资”的视角[J]. 南方经济,2023,(10):1-29.
- [31] 姚战琪. 数字经济对我国制造业出口竞争力的影响及其门槛效应[J]. 改革,2022,(2):61-75.
- [32] 袁志刚,张冰莹. 中国投资结构变化、效率演变及其对增长质量的影响[J]. 东南学术,2020,(6):74-84+248.
- [33] 赵振智,程振,吕德胜. 国家低碳战略提高了企业全要素生产率吗? ——基于低碳城市试点的准自然

实验[J]. 产业经济研究, 2021(6): 101-115.

[34] 周安华, 王赛鸽. 中国新能源示范城市政策对新能源企业绿色创新的影响及其作用机制[J]. 资源科学, 2023, 45(12): 2463-2479.

[35] 周茂, 李雨浓, 姚星, 陆毅. 人力资本扩张与中国城市制造业出口升级: 来自高校扩招的证据[J]. 管理世界, 2019, 35(5): 64-77+198-199.

[36] Balassa, B. Trade Liberalisation and "Revealed" Comparative Advantage[J]. The Manchester School, 1965, 33(2): 99-123.

[37] Costantini, V., M. Mazzanti. On the Green and Innovative Side of Trade Competitiveness? The Impact of Environmental Policies and Innovation on EU exports[J]. Research Policy, 2012, 41(1): 132-153.

[38] Dong, Z., P. Jiang, T. Wang. Impacts of the Construction of New Energy Demonstration Cities on Energy utilization efficiency—Evidence from Chinese cities[J]. Sustainability, 2025, 17(23): 10677.

[39] Fabrizi, A., M. Gentile, G. Guarini, V. Meliciani. The Impact of Environmental Regulation on Innovation and International Competitiveness[J]. Journal of Evolutionary Economics, 2024, 34(1): 169-204.

[40] Feng, Z., L. Zhang. Environmental Target Constraints and Enterprise Export Competitiveness—Exploring the Sustainable Development of China's External Trade[J]. Sustainable Development, 2024, 32(4): 3640-3653.

[41] Hausmann, R., J. Hwang, D. Rodrik. What You Export Matters[J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12(1): 1-25.

[42] Horbach, J., C. Rammer, K. Rennings. Determinants of Eco-innovations by Type of Environmental Impact—The role of Regulatory Push/Pull, Technology Push and Market Pull[J]. Ecological Economics, 2012, 78: 112-122.

[43] Lee, S.-Y., J. Yim. The Porter Hypothesis Revisited: The Cross-border Spillover Effects of Foreign Environmental Regulations on National Competitiveness[J]. Hitotsubashi Journal of Economics, 2025, 66(1): 28-45.

[44] Porter, M. E., C. van der Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.

[45] Sui, H., M. S. Islam, X. Du, S. Zhang. Border Revitalization Policy and Export Competitiveness[J]. Southern Economic Journal, 2025, 92(2): 527-560.

[46] Wang, M., X. Guo, Y. Gu. Greening Through Credit: Green Credit and Polluting Firm Dynamics in China[J]. Economic Modelling, 2026, 156: 107476.

[47] Wang, P., D. Li. New Energy Demonstration Cities Policy and Urban Green Transformation[J]. Finance Research Letters, 2025, 79: 107261.

[48] Xiao, L., J. Jia, Q. Lei, Z. Zhang. Energy Transition and Urban Green Technological Innovation: Evidence from New Energy Demonstration City Policy[J]. Energy, 2026, 350: 140641.

[49] Xu, Z. Y., M. H. Zhan. Technology Innovation and the Duration of Export Competitiveness[J]. Applied Economics Letters, 2023, 30(10): 1381-1384.

[50] Yang, T., L. Luo. The Effects of the New Energy Demonstration City Policy on Regional Green Technological Innovation: Evidence from China[J]. Energy Strategy Reviews, 2026, 63: 102025.

[51] Yang, X., X. Zhu, Z. Yue. Institutional Openness and Enterprises' Export Competitiveness: Evidence from a Quasi-natural Experiment in China[J]. Finance Research Letters, 2025, 85: 108283.

[52] Yu, C. H., X. Wu, D. Zhang, S. Chen, J. Zhao. Demand for Green Finance: Resolving Financing Constraints on Green Innovation in China[J]. Energy Policy, 2021, 153: 112255.

[53] Zhang, Y., H. Li, F. Zhang, H. Zhang. Export Competitiveness Enhancement Strategies for China's Manufacturing Industry Based on Global Value Chains[J]. Applied Mathematics and Nonlinear Sciences, 2024, 9(1): 1-18.

Has the New Energy Demonstration City Construction Enhanced Urban Export Trade Competitiveness?

ZHONG Chao¹, CAI Hongbo²

Institute of European Studies, Chinese Academy of Social Sciences; 2. Business School, Beijing Normal University)

Abstract: Based on China's "New Energy Demonstration City" pilot policy as a natural experiment, this study employs a difference-in-differences approach using city-level panel data from 2000 to 2022 to systematically examine the policy's impact on the export competitiveness of pilot cities. The findings reveal four key insights. First, the policy significantly enhances export competitiveness on average among pilot cities, a conclusion that remains robust across multiple validation tests. Second, the policy effects exhibit substantial heterogeneity, with particularly pronounced promotion effects on exports to developed markets such as the EU and countries along the Belt and Road, reflecting deep synergy with high-end green demand and national strategic priorities. Third, mechanism analysis demonstrates that the policy operates through a dual-pathway of "innovation-driven" and "efficiency-enhancement" synergies: stimulating green technology innovation and R&D investment on one hand, while improving total factor productivity and optimizing resource allocation and production processes on the other. Fourth, moderation tests indicate that financial deepening, human capital accumulation, export orientation, and digital infrastructure strengthen policy effectiveness, whereas macroeconomic fluctuations dampen it. This study provides supportive evidence for the applicability of the innovation compensation logic of the "Porter Hypothesis" in the context of China's urban green transformation, suggesting that well-designed environmental regulation can be compatible with trade competitiveness enhancement, with important implications for refining green pilot policy design and advancing high-standard opening up. Compared with existing studies, the marginal contributions of this study lie in: extending the effect evaluation of the New Energy Demonstration City policy from the dimensions of environmental governance and local economy to the dimension of export trade competitiveness; constructing a city-level measure of export technology sophistication by destination market; and identifying, within a unified framework, the dual-path mechanisms of "innovation-driven" and "efficiency-enhancement" together with the boundary conditions for policy effectiveness, thereby providing new empirical evidence for evaluating the trade effects of similar comprehensive green pilot policies.

Keywords: New Energy Demonstration City; Export Competitiveness; Difference-in-Differences; Green Innovation; Pilot Policy Evaluation

JEL Classification: F14, Q42, Q56

(责任编辑:卢 玲)