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

谢　地　王灵祎
(辽宁大学经济学院，沈阳　110036)

〔摘　要〕　能源结构转型是实现人与自然和谐共生的重要路径，也是推动经济高质量发展、满足人民对美好生态环境需求的关键。本文围绕新能源示范城市试点政策，利用 2006~2024 年我国 279 个地级市以上数据构建超效率 SBM-GML 模型的城市绿色全要素生产率(GTFP) 测算指标，并通过双重差分模型(DID) 和倾向得分匹配法探讨政策是否真的提升了城市绿色全要素生产率。结果表明: (1) 新能源示范城市试点政策显著提升了城市绿色全要素生产率; (2) 机制分析表明，新能源试点主要通过绿色技术创新中的实质性创新促进城市绿色全要素生产率的提升。调节效应表明，产业结构优化在其过程中起到了正向促进作用; (3) 异质性检验结果显示，政策在中西部地区、非资源型城市和环境监管更严格的城市中具有更强的正向效应。据此，本文提出三点政策建议: (1) 以新能源示范城市试点政策的成功实践为蓝本，进一步构建覆盖制度设计、市场激励与行为引导的全链条政策体系，推动绿色生产方式与生活方式系统性变革; (2) 持续加强绿色技术创新投入并促进产业结构调整升级，以推动经济与环境的协调发展; (3) 采用区域资源禀赋适配策略，推行基于地方资源特点的差异化协同发展策略，推动区域协同、高质量发展。

〔关键词〕　绿色技术创新　产业结构优化　绿色全要素生产率　能源结构转型　新能源示范城市　生态环境　环境治理　绿色发展
DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2025.08.011
〔中图分类号〕F426.2; F124.5　〔文献标识码〕A

引　言

环境治理领域长期存在中央集权与地方分权的博弈。自 1994 年分税制改革后，财政分权激发了地方发展经济的积极性，但由于中央政府以 GDP 作为官员晋升考核的唯一指标，造成地方政府片面追求经济增长而忽视生态环境[1]。习近平在主持中共十八届中央政治局第四十一次集体学习时强调　“推动绿色发展，建设生态文明，重在建章立制，用最严格的制度、最严密的法治保护生态环境”。这为完善生态文明体制、健全绿色低碳发展机制提供了根本遵循。党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革　推进中国式现代化的决定》(以下简称《决定》) 指出: “必须完善生态文明制度体系，协同推进降碳、减污、扩绿、增长，积极应对气候变化，加快完善落实绿水青山就是金山银山理念的体制机制”。作为同时兼顾环境效益和经济效率的综合指标，绿色全要素生产率(GTFP) 是衡量经济高质量发展的重要标准[2]。党的十八大以来，中央加强了对地方环保绩效的考核和问责，在应对气候变化和能源转型过程中形成了独特的政策试点模式，即中央政府通过明确的标准选取试点地区，地方政府则在执行中形成相互竞合的治理结构来提升经济效率和环境效益。2014 年 1 月，国家能源局发布《国家能源局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》(以下简称《通知》)，确定建设首批 81 个新能源示范城市和产业园区，覆盖我国多个省(区、市)。其核心是以优化能源结构、提高新能源消费占比为目标，通过政策支持、技术推广和管理创新等机制构建清洁高效、多能互补的新能源城市发展体系。

从纵向机制来看，中央作为 “委托人” 通过

收稿日期: 2025-04-06
基金项目: 国家社会科学基金重大项目 “中国特色经济学科体系建构与推动我国经济高质量发展研究” (项目编号: 18ZDA036)。
作者简介: 谢地，辽宁大学经济学院教授，博士生导师。研究方向: 社会主义市场经济理论，习近平新时代中国特色社会主义思想。王灵祎，辽宁大学经济学院博士研究生。研究方向: 经济体制改革，能源结构转型。

中国知网　https://www.cnki.net

绩效合同激励“代理人”地方政府更好地执行政策[3]。Zhou 等(2023)[4]认为,设定约束性的环境指标,例如通过激励企业开展绿色技术创新、政府提供环保补贴和优化用地配置来提升城市绿色全要素生产率。此外,Huang(2024)[5]认为,在地方官员考核中引入生态绩效审计能够促进高污染行业的绿色全要素生产率提升(体现为更严格的环保监管和资源效率提升)。从横向竞争机制来看,中央政府通过适度竞争激发地方活力并通过区域协同治理应对环境问题,“政治锦标赛”不再是地方官员单纯为了提升地方 GDP 争取晋升获得资源,而是转向包括环保绩效的综合竞赛来竞争经济业绩[6]。从短期来看,环境规制强度的加强使得绿色全要素生产率的正向作用先增强后减弱,整体呈现倒 U 型曲线[7]。与此同时,推动地方政府由“以经济竞赛为中心”向“兼顾环境竞赛”的模式转变也成为提升城市绿色全要素生产率的关键[8]。此外,财政补贴与金融工具[9]、环境规制与技术创新[10]能进一步实现绿色产业低碳发展,促进城市绿色全要素生产率的提高。在区域协同方面,Wang 和 Ma(2024)[11]认为,新能源示范城市试点政策不仅显著降低了试点城市的污染物排放,还对周边地区产生了正向溢出从而惠及邻近城市。因此,只有加强区域间合作,建立信息共享和联动减排机制,才能避免地方政府各自为政、治污不力的情况。尽管现有研究已取得丰富成果,但仍存在一些不足:(1)现有研究侧重于宏观体制或微观行为的单一层面,缺乏同时考虑多层治理结构与多元主体互动的综合分析范式;(2)已有文献虽有证明新能源示范城市试点政策能提升 GTFP,但聚焦于城市层面的具体机制仍需完善补充;(3)目前针对不同类型城市等异质性情况的研究有待补充。

综上,本文主要从以下三方面继续深化:(1)从城市层面出发明晰绿色全要素生产率的内涵特征,优化和丰富部分效率评价指标;探讨中央与地方政府在政策执行中扮演的角色与分工,分析市场主体和社会参与者在新能源示范城市试点政策(以下简称“新能源试点”)的实施过程中如何协同作用共同推动实现绿色生产方式的系统性变革;(2)在机制探索层面,将绿色技术创新进一步划分为实质性创新和一般性创新,探究其中的深层次路径;(3)从区位特征、资源禀赋、环境规制等方面分析新能源试点的异质性影响。研究结论不仅有助于深化政策试点对绿色转型的分析维度,也为后续新能源政策设计和生态文明建设的长效机制提供决策依据。

1 机制分析与研究假设

1.1 生产方式绿色变革

新能源试点由中央政府统一规划、设定新能源产业发展的总体目标、制定新能源试点城市的评价体系标准,再“委托”地方政府具体落实与执行[3]。在新能源试点的实施过程中,涉及中央政府、地方政府、企业以及社会公众等多元主体的利益诉求,不同主体之间相互作用共同推动生产方式和生活方式绿色、系统性变革。

(1)中央政府通过绩效考核等方式激励地方政府将政策目标内化为具体行动,地方通过本地化调研与跨部门协作(发改、财政、国土、环保等)优化资源配置,引导资金流入新能源领域,优化了城市的资源使用结构,避免资源因信息不对称和缺乏协调导致错配或重复投资,提升各部门生产效率的同时也改善了生态效益;(2)地方政府需要完成上级设定的指标实现绿色发展,在兼顾经济发展的同时也要考虑环境保护的问题,也有效推动了新能源产业健康持续发展。新能源试点的颁布增强了企业对新能源领域投资的政策确定性和市场预期,更多新能源企业能够获得更多的市场份额与竞争优势,形成产业集聚效应,从整体上提高了新能源产业的资源分配和生产效率[12];另外,地方政府积极出台如专项资金扶持、税收减免优惠以及绿色信贷支持等经济政策措施,有效降低了企业投资新能源产业的风险与成本,吸引更多市场主体积极参与新能源产业建设,形成政策引导与市场驱动之间的有效协同[13]。如地方政府根据各地电网布局特点与电力负荷情况,通过在用户端分布式发电与传统电网供电之间建立市场化竞争机制,有效激发了电力市场的活力,使得电力企业通过相互竞争持续优化生产和服务方式,推动生产、生活方式绿色变革;(3)公众的环保诉求也会促使地方政府在实际操作过程中采取更加绿色和可持续的发展路径避免短期内政府或企业为实现经济利益最大化而忽视环境保护。新能源试点执行过程中,通过中央与地方、多元主体之间不断进行绩效评估与经验反馈,形成政策

中国知网 https://www.cnki.net

迭代的“多级-多元-循环”制度学习机制，而后中央再将典型经验纳入后续顶层设计，促进新能源试点的制度体系完善与进一步优化，从而促进城市绿色全要素生产率的提升。

据此，本文提出假说 1：新能源试点有助于提升城市绿色全要素生产率(GTFP) 。

1.2 绿色技术创新

(1) 《新能源示范城市评价指标体系及说明(试行) 》明确要求地方政府设立新能源专项资金和产业发展基金，以现金补贴、税费减免等方式，对企业在技术研发及产业升级上的投入给予直接支持①。这有效降低了企业创新成本，减轻了其研发过程中的风险，激发企业进行绿色创新的积极性[14]；(2) 各地政府依据自身实际情况制定相应产业发展规划，引导企业围绕智能电网、新型储能技术等重点领域实施示范项目，推动新能源产业链中关键技术的升级和突破，促进了绿色技术在更广范围内的普及应用[15]，有效降低新能源开发成本；(3) 新能源试点通过政策的约束促使企业对未来环境治理成本的增加产生合理预期。在利润最大化驱动下，企业必然会通过改进生产技术以应对政策压力，倒逼企业实行技术创新机制[16]。同时降低了企业开展绿色技术创新时市场信息的不确定性，使其能够更加精准地把握市场需求，加快了绿色技术的转化应用[17]。随着环境规制力度的提升，企业将更多的精力用于绿色技术创新的研发投入上[18]，这不仅有效优化了生产流程，也在一定程度上保障了优质产品供给，提升了产品竞争力[19]；形成专利密集型和技术密集型产业的集聚效应，调整了能源结构从而促进绿色全要素生产率提升[20]。

据此，本文提出假说 2：新能源试点通过绿色技术创新(包括实质性创新和一般性创新) 促进了城市绿色全要素生产率的提高。

1.3 产业结构优化

产业结构优化能够提升新能源在能源消费中的占比，引导资本、技术、人才等关键生产要素向新能源产业聚集，与新能源试点颁布的目标“不谋而合”，能够较好地促进经济发展、减少对周边城市环境的影响[21,22]。(1) 伴随着新能源产业比重的提升，会扩大新能源试点在技术创新及其扩散的效率与覆盖面，加剧新能源试点对绿色全要素生产率的促进作用[23]；(2) 优化后的产业结构有利于光伏发电、新能源汽车、智能电网等新兴产业的迅速扩展并逐步形成规模经济，有效降低了新能源技术的开发成本与推广应用成本，提升了相关企业的盈利空间，使得生产要素能够更加顺畅地流向具有生态效率的产业领域，优化了新能源试点对城市绿色全要素生产率的提升效果[24]；(3) 产业结构优化使得产业结构整体呈现出从污染密集型产业逐渐向更加清洁、高效产业演进的趋势，实现了资源配置的绿色转型与优化[25]。在市场自身的优胜劣汰作用机制下，规模较小、污染严重且效率低下的企业逐渐被市场淘汰，进而扩大了新能源试点作用于城市绿色全要素生产率的效果。

据此，本文提出假说 3：产业结构优化在新能源试点与城市绿色全要素生产率之间起正向调节作用。

2 研究设计

2.1 研究方法

2.1.1 绿色全要素生产率的测度方法

因非期望产出 SBM 模型在计算中能够充分考虑污染物排放等不利输出因素[26]，保证模型估计的精准性。同时，GML 指数采用全局参考的 DEA 方法测量全要素生产率变化率(即 ML 指数) [27,28]，有效地解决了因不同时期的生产前沿不同所导致的纵向不可比性问题。因此，本文采用非期望产出 SBM 模型与 GML 指数模型，利用随机前沿分析方法确定基期城市绿色全要素生产率水平，与之后年度的 GTFP 变动指数进行逐年累乘最终得出城市绿色全要素生产率。

2.1.2 基准模型构建

本文研究采用双重差分法评估新能源试点对城市绿色全要素生产率的影响，基准模型设定如下:

$$GTFP_{it}=\beta_0+\beta_1 DID_{it}+\beta_2 X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: $GTFP_{it}$为城市绿色全要素生产率; i、t 分别为城市和年份; $DID_{it}=policy_i\times time_t$，若城市为新能源试点，则将 $policy_i$ 赋值为 1，否则为 0; X_{it}为控制变量; μ_i、v_t 分别为城市固定效应和时间固定效应; ε_{it}为随机误差项; 其中若交互项的系数 β_1 为 DID 的估计量显著为正，说明新能源试点对城市绿色全要素生产率效果显著。

2.2 变量设定

2.2.1 被解释变量

本文选用城市绿色全要素生产率($GTFP$) 作为被解释变量，并甄选出如下指标作为投入产出

中国知网 https://www.cnki.net

变量(见表 1) 。投入指标选取: (1) 劳动要素: 采用各个城市的就业人数表示; (2) 资本要素: 参照张军等 (2004) [29] 的处理方法，采用 “永续盘存法” 测算(以 2006 年为基期平减) 来表征资本扩张过程对资源配置的驱动与约束; (3) 能源消耗: 采用城市用电总量来表示。产出指标选取如下: (1) 期望产出: 以城市人均 GDP(2006 年不变价格的 GDP) 的自然对数表征经济效益; (2) 非期望产出: 采用工业三废(废水排放量、SO2 排放量与烟尘排放量) 来表征。

表 1 地级市层面绿色全要素生产率测度指标体系选取

一级指标	二级指标	三级指标
投入指标	劳动要素	市辖区从业人数(万人)
	资本要素	采用永续盘存法计算资本存量(万元)
	资源要素	城市用电总量(千瓦时)
期望产出	经济效益	以 2006 年不变价格的 GDP 为衡量指标
非期望产出	污染物排放	工业废水排放量(万吨)
		工业二氧化硫排放量(吨)
		工业烟粉尘排放量(吨)

2. 2. 2 核心解释变量

本文选取新能源试点虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项作为核心解释变量，选取 2014 年为政策冲击年份，政策实施后 $policy_i$ 取 1，实施前则为 0。

2. 2. 3 中介变量

本文选取绿色专利申请总量(*GP*) 作为绿色技术创新的代理变量。在此基础上，借鉴黎文靖和郑曼妮 (2016) [30] 的研究，进一步将绿色创新区分为实质性创新(*patent*) 和一般性创新(*patent2*) ，分别以城市每万人绿色发明专利和绿色实用新型专利申请量表示。其中，以专利申请量作为绿色技术创新 “量质齐升” 代理指标的原因在于其更直接地体现了市场主体对政策干预的反应。

2. 2. 4 调节变量

本文选取产业结构高级化作为调节变量，借鉴蔡海亚和徐盈之 (2017) [31] 的研究，采用第三产业增加值与第二产业增加值之比表示。

2. 2. 5 控制变量

为克服内生性问题，本文选取如下控制变量: (1) 人口密度(*PD*) : 选取城市年末常住总人口与城市行政区域面积之比衡量; (2) 经济发展水平(*GDP*) : 人均 GDP 的对数化处理; (3) 社会消费水平(*CPI*) : 选取社会消费品零售总额与地区生产总值之比作为代理变量; (4) 政府干预程度(*GOV*) : 采用政府财政支出占 GDP 之比; (5) 金融发展水平(*FIN*) : 年末金融机构各项存贷款余额与地区生产总值之比; (6) 城镇化率(*Urban*) : 城镇人口与总人口之比衡量。

2. 3 数据处理与描述性统计

以国家能源局发布的 《通知》 为基础，本文确定了 61 个实验城市，其余 218 个则作为对照组城市②。碳排放相关数据由公众环境研究中心 (IPE) 发布，绿色发明专利申请与实用新型专利申请采自国家知识产权局(WIPO 绿色专利清单进行分类号筛选) ，其余指标均来自 2006 ~ 2024 年的 《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》 以及 EPS 数据库，针对部分缺失数据采用 STATA17. 0 进行线性插值处理。描述性统计结果如表 2 所示。

3 实证结果分析、异质性分析与机制检验

3. 1 实证结果分析

3. 1. 1 基准回归结果及分析

为探究新能源试点(*DID*) 对城市绿色全要素生产率(*GTFP*) 的影响，本文构建了回归模型 (1) 与模型 (2) ，分别代表未加入控制变量和加入控制变量的回归结果(见表 3) 。模型 (1) 和 (2) DID 系数均在 1%水平上显著，系数分别为 0. 136 和 0. 130。验证了假说 1。结合城市与年份固定效应后，估计结果并未发生显著偏差，进一步验证了政策实施对提升城市绿色全要素生产率的正向促进作用。

中国知网 https://www.cnki.net

表 2　描述性统计结果

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
绿色全要素生产率	*GTFP*	5301	1. 326	0. 610	-4. 029	8. 460
新能源示范城市试点	*DID*	5301	0. 127	0. 333	0. 000	1. 000
产业结构高级化	*ISU*	5301	1. 051	0. 607	0. 131	7. 117
绿色专利申请总量	*GP*	5301	4. 850	2. 126	0. 000	12. 519
绿色发明专利申请	*patent*	5301	3. 899	2. 152	0. 000	12. 274
绿色实用新型专利申请	*patent*2	5301	4. 344	2. 075	0. 000	11. 397
人口密度	*PD*	5301	5. 751	0. 893	2. 833	7. 265
经济发展水平	*GDP*	5301	10. 593	0. 730	4. 595	13. 056
社会消费水平	*CPI*	5301	0. 370	0. 106	0. 000	1. 013
政府干预程度	*GOV*	5301	0. 185	0. 096	0. 007	1. 485
金融发展水平	*FIN*	5301	2. 495	1. 294	-0. 470	26. 091
城镇化率	*Urban*	5301	0. 546	0. 170	0. 115	1. 532

表 3　基准回归结果

Variables	*GTFP*	
	(1)	(2)
DID	0. 136*** (4. 865)	0. 130*** (4. 737)
PD		-0. 136*** (-3. 761)
GDP		-0. 264*** (-7. 668)
CPI		-0. 681*** (-7. 238)
GOV		-0. 828*** (-5. 607)
FIN		0. 009(0. 828)
Urban		0. 341*** (3. 349)
Constant	1. 000*** (40. 342)	4. 470*** (11. 312)
观察值	5301	5301
R^2	0. 219	0. 241
城市固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES

注：括号内为 t 值，* 、** 、*** 表示在 10%、5%、1%水平上显著。下同。

3. 1. 2　平行趋势检验与动态检验

根据图 1 分析可知，在政策实施前，各事前时点的虚拟变量系数均在 95%置信区间内包含零，未通过显著性检验，表明处理组与控制组在政策前不存在系统性差异，满足平行趋势假设。政策实施后，动态效应系数整体呈上升趋势，在前 4 期均通过显著性检验，说明政策在短期内对绿色全要素生产率产生了显著的正向影响。而后第 5 期的系数不再显著，且略有下降，表明政策效果存在一定的时效性。总之，结果验证了新能源示范城市试点政策对绿色全要素生产率具有正向促进作用，进一步验证了基准回归结果的稳健性。

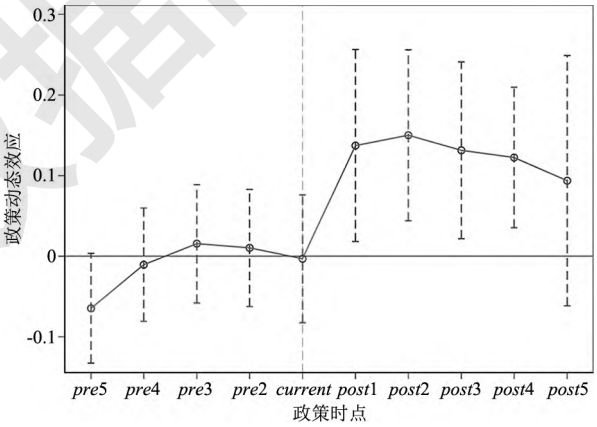

图 1　平行趋势检验

3. 1. 3　稳健性检验

为确保估计结果的可靠性，本文采用不同的方法进行一系列的稳健性检验。

(1) 内生性检验。为了减轻或消除处理组与对照组之间的样本选择偏误，本文采用倾向得分匹配(PSM-DID) 的方法来进行模型回归。本文采用 “1∶4 最近邻匹配” 将可观测特征相似的城市分成处理组与对照组，根据 PSM-DID 回归结果(表 4) 所示，匹配后的样本量为 3651。模型 (1) 中估计系数(DID) 为 0. 102，并在 1%显著水平下成立(t = 3. 221) ；在加入控制变量后，模型 (2) 中估计系数(DID) 为 0. 105，同样在 1%水平显著(t = 3. 364) 。表明匹配后样本的估计结果稳健可靠，验证新能源试点对提高城市 *GTFP* 具有明显促进作用。

中国知网　https://www.cnki.net

表 4　PSM 回归结果

Variables	*GTFP*	
	(1)	(2)
DID	0. 102***(3. 221)	0. 105***(3. 364)
PD		-0. 142***(-3. 265)
GDP		-0. 257***(-5. 717)
CPI		-0. 670***(-5. 565)
GOV		-1. 400***(-6. 005)
FIN		0. 021(1. 080)
Urban		0. 486***(3. 860)
Constant	0. 990***(30. 009)	4. 419***(8. 578)
观察值	3651	3651
R^2	0. 236	0. 260
城市固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES

(2) 进一步对 PSM 进行平衡性检验发现(表 5) ，相较于匹配前控制变量的标准化偏差，匹配后各协变量的偏差率显著降低。经匹配后，T 检验结果均不显著，表明处理组与对照组特征高度平衡，可认定匹配的平衡性条件得以满足。

表 5　PSM 平衡性检验结果

变量	是否匹配	偏差(%)	偏差减少量(%)	T 检验
PD	否	11. 8	98. 0	3. 53
	是	-0. 2		-0. 06
GDP	否	17. 9	81. 3	5. 46
	是	-3. 3		-0. 81
CPI	否	6. 8	83. 9	2. 05
	是	1. 1		0. 26
GOV	否	-16. 0	88. 4	-4. 80
	是	-1. 8		-0. 50
FIN	否	19. 4	98. 3	6. 06
	是	-0. 3		-0. 08
Urban	否	20. 9	77. 6	6. 29
	是	-4. 7		-1. 10

(3) 排除其他政策干扰。为了排除同期其他政策对新能源试点政策效应的潜在干扰，本文将宽带中国试点政策(*ZH*) 与低碳城市试点政策(*DT*) 纳入模型检验。如表 6 所示，模型 (1) 中新能源试点(*DID*) 对城市绿色全要素生产率(*GTFP*) 的估计系数为 0. 124(t = 4. 500) ，且在 1%水平上显著为正。同时，宽带中国政策(*ZH*) 的系数为 0. 130 (t = 4. 716) ,在 1%显著水平上保持稳定。模型 (2) 中进一步纳入低碳城市试点政策(*DT*) 后，新能源试点的估计系数仍显著为 0. 130(t = 4. 716) 。低碳城市试点政策(*DT*) 的系数为-0. 016(t = -0. 680) ，未通过显著性检验，说明该政策对绿色全要素生产率的影响较弱且不稳定。整体而言，在排除其他政策干扰后，新能源试点对绿色全要素生产率的促进作用依然稳健显著。

表 6　排除其他政策干扰回归结果

Variables	*GTFP*	
	(1)	(2)
DID	0. 124***(4. 500)	0. 130***(4. 716)
ZH	0. 075***(3. 178)	
DT		-0. 016(-0. 680)
PD	-0. 131***(-3. 617)	-0. 137***(-3. 783)
GDP	-0. 246***(-7. 043)	-0. 265***(-7. 689)
CPI	-0. 686***(-7. 301)	-0. 684***(-7. 261)
GOV	-0. 741***(-4. 941)	-0. 837***(-5. 645)
FIN	0. 008(0. 790)	0. 009(0. 831)
Urban	0. 347***(3. 413)	0. 337***(3. 304)
Constant	4. 254***(10. 620)	4. 488***(11. 332)
观察值	5301	5301
R^2	0. 243	0. 241
城市固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES

(4) 安慰剂检验。本文先随机地筛选实验组和对照组标签，绘制出 1000 次回归过程中 $treat_i \times time_t$ 的回归系数分布图，通过对政策变量进行多次随机重新分配，模拟“虚假”处理组，以检验结果是否仅由随机因素驱动。如图 2 所示，虚假处理下回归系数的分布整体集中在零值附近，呈对称分布，而真实估计值远离该分布中心，且其对应的 p 值显著小于 0. 1，位于密度分布的尾部。这表明，政策效应并非由随机分配造成，进一步支持了新能源试点对城市绿色全要素生产率的影响结果。

中国知网　https://www.cnki.net

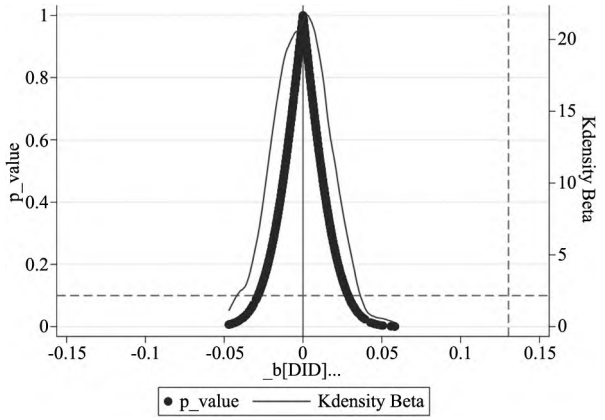

图 2　安慰剂检验

3.2　异质性分析

3.2.1　区域异质性分析

由于不同区域的经济社会发展程度以及能源使用基础条件存在差异，因此本文依据“七五”计划的区域划分标准，将研究样本城市分为东、中、西部 3 个组别来探讨区域位置差异对实施新能源试点政策效果的影响(见表 7) 。东部地区新能源试点的系数为 0. 043，并未通过显著性检验；中部地区系数为 0. 127，显著性达到 1%；西部地区系数为 0. 271，同样在 1%水平显著。原因可能是西部地区新能源资源更为丰富，新能源产业发展空间更大，而中部地区也在政策引导下积极推动经济结构转型，市场资源配置效率不断提升。因此，中、西部地区在政策驱动下表现出较明显的绿色全要素生产率提升效果，东部地区则因产业结构转型空间有限，政策效应相对较弱。

表 7　区域异质性结果

Variables	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
DID	0. 043 (0. 862)	0. 127*** (3. 030)	0. 271*** (6. 102)
PD	0. 188 (0. 860)	−0. 042 (−0. 851)	−0. 267*** (−6. 762)
GDP	−0. 018 (−0. 250)	−0. 362*** (−5. 673)	−0. 149*** (−3. 113)
CPI	−0. 226 (−1. 271)	−1. 218*** (−8. 600)	−0. 606*** (−3. 707)
GOV	−1. 656*** (−5. 518)	−0. 787*** (−2. 875)	−0. 900*** (−4. 589)
FIN	0. 058** (2. 376)	0. 016 (0. 887)	−0. 016 (−1. 359)
Urban	0. 626*** (3. 648)	−0. 014 (−0. 090)	0. 042 (0. 225)
Constant	−0. 124 (−0. 081)	5. 122*** (7. 837)	4. 105*** (8. 551)
观察值	2204	1786	1311
R^2	0. 246	0. 353	0. 201
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES

3.2.2　城市资源禀赋异质性与环境规制异质性分析

城市资源禀赋。新能源试点的核心目标是通过改善试点地区的能源结构，以实现城市的可持续发展。然而，不同地区之间的资源条件差异，会直接影响政策的实施效果。据此，本文根据国务院相关文件(国发〔2013〕45 号) 划分的全国城市资源类型，将样本城市划分为 112 个资源型城市和 167 个非资源型城市，考察不同城市间资源禀赋的异质性影响(如表 8 所示) 。通过回归系数的显著程度以及组间差异检验发现，新能源试点对城市绿色全要素生产率的作用在非资源型城市的效果在 1%水平下显著(t = 4. 432) 。这种差异的产生可能源于不同城市的产业结构特征：资源型城市往往依赖当地的资源产业，这些主导产业通常具有高污染、高耗能、低效率等突出劣势，长期发展更容易陷入“资源诅咒”的窘境；而非资源型城市通常拥有较为多元化的产业体系，较少受到单一资源产业的制约，在推进绿色转型时往往阻力更小，转型过程相对顺畅。

环境规制强度。本文借助 Python 技术对地方政府工作报告中与环保有关的词汇出现频次进行统计，以环保词汇占总词汇比例作为衡量环境规制强度的指标。对比弱环境规制地区与强环境规制地区的显著性结果来看，二者并无显著差异，仅仅是强环境规制地区的系数会略高些。进一步进行组间差异检验发现组间差异在 1%水平下显著，组间差异显著存在。究其原因，新能源试点是由中央作出顶层设计并担任“最终考核官”，无论各地区环境规制的强度如何，都要受到上级的绩效评估与问责。各地级市一旦入选成为“试点地区”，相对规制强度较弱的“试点地区”往往会通过财政补贴、专项奖补或地方配套政策来弥补监管能力的不足，从而在实际执行效果上缩小了与“强规制地区”之间的差距。

中国知网　https://www.cnki.net

表 8　城市资源禀赋特征异质性与环境规制异质性结果

Variables	(1)	(2)	(1)	(2)
	资源型城市	非资源型城市	弱环境规制地区	强环境规制地区
DID	0. 048 (1. 254)	0. 168*** (4. 432)	0. 081* (1. 838)	0. 237*** (6. 104)
PD	−0. 469*** (−7. 965)	−0. 015 (−0. 330)	−0. 204 (−1. 499)	−0. 163*** (−4. 229)
GDP	−0. 157*** (−3. 422)	−0. 234*** (−4. 514)	−0. 185*** (−3. 833)	−0. 169*** (−3. 002)
CPI	−0. 346*** (−2. 726)	−0. 754*** (−5. 567)	−0. 786*** (−5. 249)	−0. 570*** (−4. 347)
GOV	0. 012 (0. 061)	−1. 443*** (−6. 825)	−0. 949*** (−4. 229)	−0. 550** (−2. 491)
FIN	0. 074*** (3. 368)	−0. 003 (−0. 224)	0. 033* (1. 876)	−0. 014 (−1. 092)
Urban	0. 577*** (4. 291)	0. 241 (1. 643)	−0. 297* (−1. 732)	0. 438*** (3. 106)
Constant	4. 769*** (9. 076)	3. 664*** (6. 279)	4. 359*** (4. 592)	3. 662*** (6. 337)
观察值	2128	3173	2594	2593
R^2	0. 256	0. 264	0. 217	0. 255
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
组间差异检验(P 值)	0. 000		0. 000	

3. 3　机制检验

3. 3. 1　中介效应检验

借鉴江艇 (2022) [32] 对中介效应的分析方法，本文进一步检验了绿色技术创新的传导作用。从表 9 可以看出，政策变量(*DID*) 对绿色专利申请总量(*GP*) 的估计系数为 0. 055，在 10%水平下显著，表明绿色创新水平越高的地区，新能源试点对于城市绿色全要素生产率的作用效果越显著，验证了假说 2。列 (2) 、(3) 进一步考察了政策对绿色发明专利申请量(*patent*) 和绿色实用新型专利申请量(*patent2*) 的影响，结果显示 DID 系数分别为 0. 087(5%显著) 和 0. 049(不显著) 。可能的原因是: (1) 绿色发明专利往往涉及技术含量更高、原创性更强的成果，其研发过程需投入更多资源，但能够有效推动新能源技术、节能设备与环保工艺等关键领域的升级，技术外溢效应使得新兴产业的成果可以沿产业链迅速传递至上下游企业 [33] ，提升产品生产效率的同时构建起区域性技术网络，促进城市绿色全要素生产率的提高; (2) 从绿色创新的专利种类和创新深度来看，绿色发明专利申请通常需要更多研发投入和更严苛的审查，其技术突破和技术含量往往优于那些主要侧重局部改良的绿色实用新型专利，这也解释了为何高层次创新对城市绿色转型具有至关重要的推动作用。

表 9　绿色创新中介效应回归结果

Variables	(1)	(2)	(3)
	GP	*patent*	*patent2*
DID	0. 055*	0. 087**	0. 049
	(1. 770)	(2. 415)	(1. 498)
PD	−0. 027	0. 039	−0. 046
	(−0. 659)	(0. 834)	(−1. 067)
GDP	0. 452***	0. 349***	0. 370***
	(11. 638)	(7. 774)	(9. 052)
CPI	−0. 291***	−0. 067	−0. 373***
	(−2. 739)	(−0. 550)	(−3. 337)
GOV	−0. 250	−0. 822***	−0. 422**
	(−1. 503)	(−4. 273)	(−2. 407)
FIN	−0. 009	0. 003	−0. 011
	(−0. 788)	(0. 239)	(−0. 920)
Urban	0. 362***	0. 204	0. 457***
	(3. 154)	(1. 534)	(3. 786)
Constant	−1. 552***	−1. 748***	−1. 064**
	(−3. 480)	(−3. 393)	(−2. 267)
观察值	5301	5301	5301
R^2	0. 917	0. 886	0. 906
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES

中国知网 https://www.cnki.net

3.3.2 调节效应检验

产业结构升级(*ISU*) 在新能源试点提升绿色全要素生产率(*GTFP*) 的过程中具有显著的正向调节效应(如表 10 所示) 。在模型 (2) 中，交互项(*DID*×*ISU*) 的估计系数为 0.206，且在 1%水平下显著(t = 6.262) ，说明产业结构升级可以强化新能源试点对城市绿色全要素生产率的积极影响，验证了假说 3。究其原因，从宏观层面来看，产业结构升级描绘的是以劳动密集型产业为主导的产业结构逐渐演变成以知识密集型产业为主导的产业结构的动态过程[34] 。从微观层面来看，随着产业结构不断升级，与新能源项目(如风电、光伏) 配套的高附加值产业就能够吸纳更多清洁电力资源，新能源项目的投资回报率也会随之提高，形成“产-销”闭环，意味着同等规模的新能源投入，在结构优化程度高的地区能有更大的绿色产出[35] ，降低了推动每一个百分点城市绿色全要素生产率增长所需的成本。

表 10 产业结构升级调节效应回归结果

Variables	*GTFP*	
	(1)	(2)
DID	0.129*** (4.684)	0.080*** (2.786)
DID * *ISU*		0.206*** (6.262)
ISU	0.032(1.374)	0.002(0.079)
PD	-0.138*** (-3.802)	-0.142*** (-3.938)
GDP	-0.257*** (-7.350)	-0.262*** (-7.544)
CPI	-0.697*** (-7.352)	-0.673*** (-7.118)
GOV	-0.855*** (-5.740)	-0.870*** (-5.864)
FIN	0.007(0.675)	0.005(0.487)
Urban	0.344*** (3.380)	0.363*** (3.577)
Constant	4.388*** (10.983)	4.479*** (11.245)
观察值	5301	5301
R^2	0.241	0.247
城市固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES

4 结论与政策建议

4.1 结论

本文将环境污染的因素纳入考量范围综合评估了城市全要素绿色生产率，通过实证检验探讨了从 2006~2024 年期间新能源试点对中国 279 个地级市城市绿色全要素生产率的影响。在此基础上分析了政策效应在不同区域、资源、规制强度中的表现，并深入探讨了其内在机制。现归纳如下:

(1) 实证结果表明，新能源试点显著提升了城市绿色全要素生产率; 随着试点实施时间的延长，新能源试点对城市绿色全要素生产率的积极影响逐步累积，从而为城市绿色转型和可持续发展提供了坚实的理论基础。

(2) 机制探讨揭示，新能源试点通过推动绿色技术创新，尤其是以绿色发明专利为代表的高质量绿色创新(实质性创新) ，促进城市绿色全要素生产率的提升。产业结构优化进一步扩大了新能源试点对城市绿色全要素生产率的正向促进作用。

(3) 异质性结果表明，新能源试点对城市绿色全要素生产率的作用在不同区域、资源条件与环境规制强度之间存在显著差异。具体而言，中部和西部地区城市、非资源型城市以及环境规制较强的城市，政策效应更为显著。

4.2 政策建议

(1) 以新能源示范城市试点经验为蓝本，构建覆盖制度设计、市场激励与行为引导的全链条政策体系，推动绿色发展方式与生活方式系统性变革。在制度构建层面，需加快自然资源产权改革，在生态资源丰富的地区试点水权、林权交易市场化机制，扩大试点区域生态产品交易规模。同时，积极推广“碳积分-信用分”双向兑换机制，提高用户公共交通使用率。在基础设施配套方面，建立城镇生活垃圾分类和减量激励机制，要求社区配置“光储充”一体化设施，提升新能源汽车充电桩覆盖率以及生活垃圾回收利用率。

(2) 加快产业结构升级，发挥绿色科技创新支撑作用。实施产业结构“存量优化”与“增量培育”双轨战略。传统产业升级需强化技术标准约束，进一步扩大节能减排标准的覆盖范围并建立产能置换与碳排放总量“硬约束”机制。新兴产业培育需聚焦技术转化瓶颈，通过工业互联网平台应用提升企业生产效率。同时，加快绿色技术创新的纵深发展，以供给侧改革驱动城市绿色低碳转型，加大对实质性创新的投入力度，通过推动人工智能、大数据、云计算等数字技术在产业领域的广泛应用，以智能化、绿色化的管理模式

中国知网 https://www.cnki.net

优化生产流程，提升资源的利用效率并减少有害废弃物排放，进而实现产业绿色、低碳和高效的转型升级。

推进区域间协同并根据各地条件制定适宜的发展策略，推动生态文明理念与制度的深度融合，构建法律、市场与监管共同作用的现代环境治理体系。东部地区可借助其资源市场发育完善、要素流动便利的优势，以自主创新为支撑，加速绿色低碳技术的自主研发，围绕能源的绿色低碳转型、新型电力系统构建、低碳及零碳生产工艺的重塑等关键领域提升技术创新水平；中部地区应建立低碳产业跨区域协作机制，统筹协调创新资源，不断提高制度执行力；西部地区应进一步提高资源转化效率，充分发挥当地丰富的自然资源优势，积极承接新能源产业转移实现产业本地化。另外，对于资源型城市，政府应当设立生态补偿与产业转型基金，支持资源型城市退耕还林并发展绿色替代产业；对于非资源型城市，建议在当地优先引进绿色技术投资项目并简化其审批流程，降低其市场准入门槛。在环境规制较强的地区政府应开放快速备案通道，并加大对绿色创新项目的激励力度；在环境规制较弱的地区则加密重点行业的在线监测频次，建立分级预警与执法联动机制。

注释:

①参见《新能源示范城市评价指标体系及说明(试行) 》基本要求第四条。

②在原有名单中去除了以区为单位设立的示范城市以及属于县级层面的城市与产业园区，剩余未采用的城市囿于整体实证的数据可得性考虑删除。

参 考 文 献

[1] Zhan X, Li R Y M, Liu X, et al. Fiscal Decentralisation and Green Total Factor Productivity in China: SBM-GML and IV Model Approaches [J]. Frontiers in Environmental Science, 2022, 10: 989194.

[2] 陈诗一. 中国的绿色工业革命: 基于环境全要素生产率视角的解释(1980~2008) [J]. 经济研究, 2010, (11): 21~34, 58.

[3] 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.

[4] Zhou D, Yin X S, Xie D C. Local Governments´ Environmental Targets and Green Total Factor Productivity in Chinese Cities [J]. Economic Modelling, 2023, 120: 106189.

[5] Huang X, Li S. Accountability Audit of Natural Resources and Total Factor Productivity—Evidence Based on Chinese Listed Companies [J]. Heliyon, 2024, 10 (3): e25082.

[6] 庄贵阳. 中国低碳城市试点的政策设计逻辑 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30 (3): 19~28.

[7] 戴翔, 华笑烨, 林金官. 环境规制、绿色全要素生产率与经济增长——人与自然和谐共生的经济学逻辑 [J]. 经济纵横, 2025, (3): 66~86.

[8] 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.

[9] 李福柱, 张欣然. 中国新能源示范城市的绿色低碳发展效应 [J]. 资源科学, 2023, 45 (8): 1590~1603.

[10] 景国文, 汪达. 能源转型政策的碳减排效应——基于新能源示范城市的准自然实验 [J]. 工业技术经济, 2024, 43 (2): 106~115.

[11] Wang S, Ma L. Does New Energy Demonstration City Policy Curb Air Pollution? Evidence from Chinese Cities [J]. Sci Total Environ, 2024, 25; 918: 170595.

[12] 徐换歌. 新能源示范城市与地区经济增长 [J]. 华东经济管理, 2021, 35 (1): 76~85.

[13] 易善宇, 尹湲湲. 绿色转型过程中新能源示范城市政策对中国外商直接投资的影响研究 [J]. 宏观经济研究, 2022, (11): 147~163, 175.

[14] 武力超, 陈韦亨, 林澜, 等. 创新及绿色技术创新对企业全要素生产率的影响研究 [J]. 数理统计与管理, 2021, 40 (2): 319~333.

[15] 岳鸿飞, 徐颖, 吴璘. 技术创新方式选择与中国工业绿色转型的实证分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27 (12): 196~206.

[16] 陈建硕, 薛小龙, 黄琼宇, 等. 数字技术创新与企业绿色全要素生产率——基于数字经济核心产业专利的经验证据 [J]. 产经评论, 2024, 15 (3): 51~64.

[17] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究 [J]. 管理世界, 2021, 37 (6): 173~188, 11.

[18] 万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角 [J]. 中国工业经济, 2021, 402 (9): 118~136.

[19] 于亚卓, 张惠琳, 张平淡. 非对称性环境规制的标尺现象及其机制研究 [J]. 管理世界, 2021, 37 (9): 134~147.

[20] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察 [J]. 管理世界, 2022, 38 (2): 46~69, 4~10.

[21] 孙一平, 刘泽杰, 刘益冰, 等. 新能源示范城市建设对绿色全要素生产率的影响研究 [J]. 宏观经济研究, 2022, (11): 134~146.

[22] 孙虹玉, 刘泽杰. 城市蔓延、生产性服务业集聚与绿色全要素生产率——基于绿色发展理念的底层逻辑研究 [J]. 宏观经济研究, 2023, (2): 85~101.

[23] 师晓娟, 肖志杨. 环保事权改革、产业结构动态变迁与绿

中国知网 https://www.cnki.net

色全要素生产率——基于 2009~2019 年省级面板数据的实证检验 [J]. 宏观经济研究, 2022, 288 (11): 122~133.
[24] 叶阿忠, 肖志学. 产业结构多样化对城市绿色全要素生产率的影响研究——基于空间杜宾模型的实证分析 [J]. 工业技术经济, 2023, 42 (3): 33~42.
[25] 葛力铭, 郑贺允, 孙鹏博, 等. 低碳赋能增效: 低碳城市试点政策对环境福利绩效的影响 [J]. 统计研究, 2024, 41 (2): 100~113.
[26] Tone K. A Slacks-based Measure of Super-efficiency in Data Envelopment Analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2001, 143: 32~41.
[27] Charnes A, Cooper W W, Rhodes E. Measuring the Efficiency of Decision Making Units [J]. European Journal of Operational Research, 1978, 2 (6): 429~444.
[28] Oh D H. A Global Malmquist-luenberger Productivity Index [J]. Journal of Productivity Analysis, 2010, 34 (3): 183~197.
[29] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952~2000 [J]. 经济研究, 2004, (10): 35~44.
[30] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响 [J]. 经济研究, 2016, 51 (4): 60~73.
[31] 蔡海亚, 徐盈之. 贸易开放是否影响了中国产业结构升级? [J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34 (10): 3~22.
[32] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. 中国工业经济, 2022, (5): 100~120.
[33] 齐绍洲, 张倩, 王班班. 新能源企业创新的市场化激励——基于风险投资和企业专利数据的研究 [J]. 中国工业经济, 2017, 357 (12): 95~112.
[34] 林育妙, 程秋旺, 许安心. 新能源示范城市建设的碳减排效应研究 [J]. 调研世界, 2024, 364 (1): 26~36.
[35] 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/OL]. 软科学: 1~17 [2025-04-22]. http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20250211.1411.002.html.

Energy Transition Policies and Urban Green Total Factor Productivity Improvement

——A Quasi-natural Experiment Based on the New Energy Demonstration City Pilot Policy

Xie Di Wang Lingyi
(School of Economics, Liaoning University, Shenyang 110036, China)

〔**Abstract**〕 Energy structure transformation is vital for fostering harmony between humanity and nature and for promoting high-quality economic growth. This study evaluates the impact of the new energy demonstration city pilot policy on urban Green Total Factor Productivity(GTFP) using panel data from 279 Chinese prefecture-level cities from 2006 to 2024. A super-efficiency SBM-GML model is employed to measure GTFP, while a difference-in-differences(DID) approach with propensity score matching (PSM) identifies policy effects. Results show that the pilot policy significantly enhances urban GTFP. Mechanism analysis reveals that the effect operates mainly through substantive green technological innovation, with industrial structure optimization playing a positive moderating role. Heterogeneity analysis suggests stronger policy effects in central and western regions, non-resource-based cities, and cities with stricter environmental regulations. Based on these findings, the paper recommends: establishing an integrated policy framework covering institutional design, market incentives, and behavioral guidance; promoting green innovation and industrial upgrading; and adopting region-specific, resource-based coordinated development strategies.

〔**Key words**〕 green technological innovation; optimization of industrial structure; green total factor productivity; energy structure transformation; new energy demonstration city; ecological environment; environmental governance; green development
〔**Jel classification**〕 O13; O18

(责任编辑: 张舒逸)

中国知网 https://www.cnki.net