

引用格式: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. [Zhou A H, Wang S G. The effect and mechanism of new energy demonstration city policies on green innovation of new energy enterprises in China[J]. Resources Science, 2023, 45(12): 2463–2479.] DOI: 10.18402/resci.2023.12.12

# 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

周安华<sup>1,2,4</sup>,王赛鸽<sup>3</sup>

(1. 湖南工商大学理学院,长沙 410205;2. 长沙人工智能社会实验室,长沙 410205;3. 北京师范大学地理科学学部,北京 100875;4. 统计学习与智能计算湖南省重点实验室,长沙 410205)

**摘要:**【目的】绿色创新是应对环境挑战并实现高质量发展的关键动力,研究新能源示范城市政策对绿色创新的影响及其作用机制,可为新能源示范城市政策的评估和优化改进提供基于企业层面的理论支持和经验证据。【方法】本文采用基尼系数、泰尔指数和空间马尔科夫链方法,揭示了2008—2020年间中国新能源企业绿色创新的平衡发展和时空转移特征。同时,采用双重差分模型评估了新能源示范城市政策对绿色创新的影响及其作用机制。【结果】①在研究期内,中国新能源企业的绿色创新分化程度逐渐扩大,呈现出“马太效应”现象。②新能源示范城市政策显著增强了新能源企业的绿色创新。具体而言,相比未实施新能源示范城市政策的城市,实施该政策的城市的新能源企业绿色创新显著提升了14%,这一结果经过了一系列稳健性检验的验证。③新能源示范城市政策通过增加研发投入和强化环境规制两个传导渠道来促进绿色创新。④异质性分析结果显示,新能源示范城市政策对于企业规模较小、融资约束较低的新能源企业的绿色创新影响更加显著。【结论】实施新能源示范城市政策对促进新能源企业的绿色创新具有积极影响。研究结果为政府推广新能源示范城市政策以及提升新能源企业的绿色创新提供政策参考。

**关键词:**新能源示范城市;绿色创新;新能源企业;研发投入;环境规制;双重差分模型

DOI: 10.18402/resci.2023.12.12

## 1 引言

中国新能源行业发展迅速,截至2023年底,风电、光伏发电、生物质发电等新能源总装机规模已突破14亿kW,风电、光伏发电装机均位居全球第一<sup>[1]</sup>。加快规划建设新型能源体系是积极稳妥推进碳达峰、碳中和(后文简称“双碳”)的内在要求,也是深入推进能源革命、推动经济高质量发展的重要支撑。

党和政府高度重视绿色创新在可持续、高质量发展中的价值,在《“十四五”规划纲要》和《习近平生态文明思想学习纲要》中明确强调了促进企业绿

色创新的战略部署<sup>[2]</sup>。新能源企业作为中国构建市场导向绿色创新体系的重要主体,其创新能力及绿色转型不仅事关中国能源绿色转型,更是实现碳减排和提升能源安全关键一环。在中国大力推进创新驱动战略背景下,厘清影响企业绿色创新的政策驱动机制,识别企业绿色创新能力提升路径,已成为中国实现能源行业绿色转型和“双碳”战略的重要议题。

随着“双碳”战略的推进,近年来新能源行业得到了越来越多的投资和关注。政府出台了一系列政策和措施,以鼓励企业和投资机构开展绿色投

收稿日期:2023-09-08 修订日期:2023-11-20

基金项目:国家自然科学基金项目(72103022);湖南省自然科学基金项目(2022JJ40137);湖南省教育厅优秀青年项目(21B0583)。

作者简介:周安华,男,湖南永州人,博士,讲师,研究方向为能源资源与环境经济管理。E-mail: anhua\_zhou@163.com

通讯作者:王赛鸽,女,河南许昌人,博士后,助理教授,研究方向为能源资源与环境生态管理。E-mail: wsgbnu@163.com

资,发展清洁能源,促进新能源技术的创新和发展。其中,为促进各类可再生能源及技术在城市推广应用,并进一步促进适应新能源利用的技术进步,2014年国家能源局发布了首批81个新能源示范城市名单,为推进能源转型和高质量发展提供了有力的工具。

新能源示范城市政策实施不仅对城市能源转型产生推动作用,同时,也极大影响我国新能源企业的发展。尤其是,一方面,该政策实施将对新能源企业进行直接补贴、税收减免、土地优惠等一系列财政支持措施,从而促进新能源企业快速发展和转型;另一方面,该政策包含对新能源企业环境排放、资源消耗、能源安全等一系列环境规制政策,促进和引导新能源企业实现绿色转型和高质量发展。因此,深入探究新能源示范城市政策对新能源企业的绿色转型影响及其作用机制,不仅对促进企业绿色转型提升提供理论参考,也为新能源示范城市政策的评估和优化改进提供基于企业层面的理论支持和经验证据。

在研究层面,当前文献主要聚焦于新能源示范城市政策对环境污染、气候变化、土地利用和绿色能源消费的影响,鲜有研究关注其对新能源企业自身发展的影响。对新能源企业自身的绿色转型能力的研究,不仅对新能源行业绿色升级具有重要意义,也将为中国整个能源系统的转型提供参考。在实践层面,当前的新能源示范城市政策措施多从绿色转型的短期效果着力,较少考虑企业创新与可持续减排能力。总的来说,目前对于新能源示范城市政策对新能源企业绿色创新能力的影响尚不清晰,影响机制不明确。政策制定也未能从企业尺度精细化出发,难以支撑新能源行业绿色转型升级,无法形成从企业到城市自下而上系统的绿色转型调控方案,阻碍了新能源示范城市政策在更长时间周期可持续高质量发展的效益发挥。

为此,本文选取2008—2020年中国A股上市的新能源企业作为研究对象,综合运用基尼系数、泰尔指数、空间马尔科夫链分析和双重差分模型,评估新能源示范城市政策对绿色创新的影响,探索该政策实施对新能源企业研发投入和环境规制对绿色创新影响的作用机制,并对结果开展平行趋势检验、动态效应检验、安慰剂检验和替换方法检验等

系列稳健性检验,并检验该影响发生的中介效应,进行企业规模和融资约束异质性分析。

与已有研究相比,本文的边际贡献包括:①通过将新能源示范城市政策的影响范围扩展至绿色创新领域,揭示其在促进绿色创新方面的作用机理,从而对相关理论研究进行补充。②将双重差分模型与中介效应模型相结合,实现对新能源示范城市政策对新能源企业绿色创新影响的量化评估分析,从而对理论研究进行了实证检验。③通过微观企业尺度创新数据和城市尺度政策数据相结合,从研发投入和环境规制两个方面,精细化揭示新能源示范城市政策影响对企业绿色创新的作用机制,从而实现宏观城市尺度与微观企业尺度的交叉融合。

## 2 文献综述

与本研究相关的新能源示范城市与绿色创新文献可分为以下3类:

第一类研究着重于评估新能源示范城市政策的实施效果。主要聚焦该政策对环境污染<sup>[3-5]</sup>、碳排放<sup>[6]</sup>和绿色经济增长<sup>[7]</sup>的影响。发现该政策对能源生产和消费、废物排放(废水和废气)、土地利用、技术创新、外商投资等都有显著的影响,明显降低了城市废气和废水排放,显著改善了城市环境质量。同时,该政策还对外商直接投资产生了积极影响<sup>[8]</sup>,提升了绿色全要素生产率水平<sup>[9]</sup>。新能源示范城市政策为城市绿色创新注入了活力<sup>[10]</sup>,提高了土地利用效率<sup>[11]</sup>。研究发现该政策有效促进了新能源行业的发展<sup>[12]</sup>,也对绿色能源消费产生了正向影响<sup>[13]</sup>。

第二类文献侧重于新能源企业绿色创新影响因素的研究。研究发现,智能化、政府补贴、数字金融对新能源企业绿色创新有显著影响。具体来说,智能化发展对新能源企业的绿色创新具有积极影响,尤其对国有企业和具备较强创新能力的企业的效应更为显著<sup>[14]</sup>。由于政府对新能源企业实施了财政补贴措施,新能源企业增长数量与绿色研发投入呈现出正相关关系<sup>[15]</sup>。然而,也有研究发现电价补贴对风电和光伏装备制造业企业的创新效应为负。当市场竞争越激烈时,电价补贴对创新的不利影响越强,而较好的内部创新基础有利于推动绿色创新<sup>[16]</sup>。另外,数字金融指数、数字金融覆盖广度和使用深度对缓解融资约束,促进新能源企业的绿色创新具有显著作用<sup>[17]</sup>。有研究从政府、市场和环境

2023年12月

3个方面,总结了影响新能源企业绿色创新意愿的重要因子<sup>[18]</sup>。

第三类文献探讨了政策制定对企业绿色创新的影响效果及作用机制。研究发现,低碳城市政策<sup>[19-21]</sup>、碳排放权交易政策<sup>[22]</sup>、排污权交易政策<sup>[23]</sup>、排污收费政策<sup>[24,25]</sup>、创新政策<sup>[26,27]</sup>对企业绿色创新产生了影响。还有研究指出,中国新能源企业绿色技术创新绩效整体较低,政府需要采取有针对性的政策<sup>[28]</sup>。另有部分研究将绿色创新作为中间变量,分析了环境规制如何通过绿色创新影响企业绩效<sup>[29,30]</sup>。

综上,当前研究已取得丰富成果,但仍然存在一些局限。首先,在研究框架方面,鲜有研究将新能源示范城市政策的实施效果扩展到企业绿色创新,揭示新能源示范城市政策对企业绿色创新的影响及其作用机制,也尚未形成针对新能源示范城市政策对企业绿色创新影响的理论研究框架。其次,在研究内容方面,新能源示范城市政策的实施对新能源企业绿色创新的影响及其作用机制尚不明晰,难以揭示新能源示范城市政策实施的绿色创新效益。最后,在研究尺度方面,已有将宏观城市尺度的政策制定与微观企业尺度的绿色创新相融合的研究比较有限,导致城市层面的政策制定对于企业层面的绿色创新的作用尚不明确,阻碍了城市尺度政策制定在企业尺度方面的效益发挥。

### 3 理论机制与假说

#### 3.1 新能源示范城市政策对绿色创新的影响

新能源企业主要专注于可再生能源(如太阳能、风能、水能、生物能等)和核能技术,以降低环境负担并提升能源生产与利用效率。尽管中国新能源技术蓬勃发展,但仍需应对多方面的挑战,其中能源储存创新能力的不足问题日益凸显<sup>[31]</sup>。同时,新能源的生产成本有时高于传统能源<sup>[32]</sup>。新能源企业市场竞争日益激烈<sup>[33]</sup>。在创新驱动战略引领下,探究政策制定对新能源企业创新发展的激励作用,对于新能源企业突破技术瓶颈、降低经营成本和增强市场竞争力具有重要意义。而新能源示范城市政策的颁布,为新能源行业上市公司提供了新的动能,通过该政策的激励作用,不仅降低了新能源产品的生产成本,还提高了新能源在市场上的竞争力,吸引了更多资本和投资者关注企业的创新发展,为推动新能源产业的快速发展提供政策保障。此外,该

政策本身所含有的能源约束和环境规制,通过推动可再生能源的应用,创造了更大的市场需求。这一政策鼓励政府、企业和研究机构合作,共同推进绿色创新,以满足严格的环境制度约束<sup>[9]</sup>。新能源企业的产品和解决方案也被纳入示范项目,提升了他们的市场知名度和影响力,从而推动绿色创新和新能源的大规模利用。综上,新能源示范城市政策在新能源企业绿色创新中具有积极推动作用。鉴于此,提出假说:

H1:新能源示范城市政策对绿色创新产生正向影响。

#### 3.2 新能源示范城市政策促进绿色创新的作用机制

##### 3.2.1 研发投入渠道

新能源行业的科技进步和竞争优势在很大程度上依赖于研发投入和技术创新这两个关键因素。研发投入为新能源企业提供了资金、人力和设备等资源支持,其与技术创新之间存在相互促进、相互依赖的紧密关系<sup>[34-36]</sup>。在竞争激烈的商业环境中,新能源企业通过增加研发投入来增强其创新能力,从而保持市场的领先地位。

新能源示范城市政策的作用在于,推动新能源企业在技术创新方面投入更多资金,以满足适应城市需求的新能源示范城市建设方案;另外通过补贴、税收优惠、拨款等财政支持方式,为新能源企业的研发项目提供资金支持,减轻其财务负担,提升其研发能力。这种政策支持有助于降低新能源企业在技术研发方面的风险,鼓励它们增加研发投入。综上,新能源示范城市政策可以通过推动企业内部资金投入以及借助外部财政激励来增强新能源企业的绿色创新能力。鉴于此,本文提出假说:

H2:新能源示范城市政策通过增加研发投入来增强绿色创新。

##### 3.2.2 环境规制渠道

新能源示范城市政策的制定与环境规制之间存在密切的关联,该政策框架通常设定了一系列关键目标,如降低碳排放、提高可再生能源比例等,而这些目标的实现需要依赖于环境规范的制定,包括排放标准的设定和能源效率的提升。新能源示范城市政策要求合理利用资源、高效利用能源,从而制定资源使用和废物处理的要求,倡导绿色生产与循环经济<sup>[9]</sup>。此外,新能源示范城市政策方案还督



促企业进行环境监测和报告,确保企业遵守所规定的标准和要求。通过强化市场监管机制,该政策引导新能源企业选择更环保的路径,从而推动可持续发展。综上,新能源示范城市政策与环境规制相互作用,该政策为环境规制确立了导向和目标,而环境规制是政策贯彻的手段和保障,共同推动新能源企业向更加绿色与可持续的方向发展。

环境规制在推动技术创新方面起着关键作用,为遵守环境制度,企业必须寻求更环保的技术和方法,从而促进技术创新,推动产业升级。政府加强环境规制对于企业的环保和创新至关重要<sup>[37,38]</sup>。相比之下,投资型环境规制更有助于促进绿色创新<sup>[39]</sup>。另外,政府质量在环境规制和企业绿色创新中具有调节作用,优质的政府和合理的环境政策对推动企业绿色创新产生重要作用<sup>[40]</sup>。当企业面临严格的环境规制时,它们更有动力去研发和采用符合规定的创新技术,以确保合规性并在市场竞争中保持竞争优势。不仅如此,严格的环境规制还能够激发企业在环保领域的研发投资。综上,新能源示范城市政策强化了环境规制,而环境规制则推动了绿色创新发展。鉴于此,本文提出假说:

H3: 新能源示范城市政策通过强化环境规制来促进绿色创新。

## 4 研究方法 with 数据来源

### 4.1 研究方法

#### 4.1.1 双重差分模型

在评估政策效应方面,常用的模型之一是双重差分模型,该模型已被广泛应用于评估低碳城市政策对绿色创新的影响<sup>[19,20]</sup>。考虑到新能源示范城市政策和低碳城市政策都是特定时期实施的政策措施,满足双重差分模型的适用条件。故本文采用双重差分模型分析新能源示范城市政策对绿色创新的影响,模型具体形式如下:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \beta_1(treated_j \times post_t) + \sum_{k=1}^n \rho_k X_{kit} + \gamma_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:  $Y_{it}$  为新能源企业  $i$  在年份  $t$  的绿色创新;  $treated_j$  和  $post_t$  均为虚拟变量,  $treated_j$  表示城市  $j$  是否为新能源示范城市,若是取值为1,否则为0;  $post_t$  表示时间是否为2014年,若是取值为1,否则为0;  $X$  为控制变量;  $\alpha_1$  和  $\beta_1$  分别为截距项和回归系

数;  $\rho_k$  为第  $k$  个控制变量参数;  $n$  为控制变量数目;  $\gamma_t$ 、 $\lambda_i$ 、 $\varepsilon_{it}$  分别为时间和企业固定效应以及误差项。

#### 4.1.2 动态效应检验

尽管平行趋势检验已经初步验证了双重差分模型的适用性,但无法从动态影响方面揭示变量之间的因果关系。为解决该问题,动态效应检验常被用于平行趋势检验之后的进一步验证<sup>[5]</sup>。本文采用动态效应检验来验证模型的适用性,回归模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_{-6}treat_{jt}^{-6} + \beta_{-5}treat_{jt}^{-5} + \dots + \beta_5treat_{jt}^5 + \beta_6treat_{jt}^6 + \sum_{k=1}^n \rho_k X_{kit} + \gamma_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中:  $treat_{jt}^{-6}$  和  $treat_{jt}^6$  分别为政策实施前第6期的新能源示范城市  $j$  与时间  $t$  的交互项和政策实施之后第6期的  $j$  与  $t$  的交互项,其他项以此类推;回归系数  $\beta$  的大小和方向代表了动态效应检验的结果。如果政策实施前的回归系数不显著,而政策实施后的回归系数显著,说明动态效应检验通过,否则不通过。

#### 4.1.3 中介效应模型

为探究新能源示范城市政策对绿色创新的影响机制,本文参考温忠麟等<sup>[41]</sup>的做法,采用研发投入和环境规制作为中间变量,构建如下模型:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \beta_1(treated_j \times post_t) + \sum_{k=1}^n \rho_k X_{kit} + \gamma_{0t} + \lambda_{0i} + \varepsilon_{0it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \alpha_1 + \beta_2(treated_j \times post_t) + \sum_{k=1}^n \rho_k X_{kit} + \gamma_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \alpha_1 + \beta_3(treated_j \times post_t) + \beta_4 M_{it} + \sum_{k=1}^n \rho_k X_{kit} + \gamma_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中:  $M$  为研发投入和环境规制两个中间变量;系数  $\beta_1$  为新能源示范城市政策对绿色创新影响的总效应;  $\beta_2$  为新能源示范城市政策对中间变量的影响;  $\beta_3$  为新能源示范城市政策对绿色创新的直接效应;  $\beta_4$  为中间变量对绿色创新的影响。中介效应成立需满足条件:  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_4$  同时显著。如  $\beta_3$  不显著,存在完全中介效应;  $\beta_3$  显著,则存在部分中介效应。

## 4.2 变量与数据来源

### 4.2.1 被解释变量

本文的被解释变量为绿色创新。大部分研究

2023年12月

使用绿色专利申请量<sup>[42]</sup>和专利授权量<sup>[43,44]</sup>来测度企业绿色创新。相比专利申请量,专利授权量更加能够客观反映企业的创新能力,故本文采用绿色专利(*Total*)授权量作为衡量新能源企业绿色创新的指标,测度方式为绿色专利授权量加1后取自然对数。同时,将绿色专利授权量分解为绿色发明专利(*GIP*)和绿色实用新型专利(*GUP*)授权量。此外,本文将绿色专利申请数量及其分解项作为稳健性分析中的替代指标,以验证本文结果的可靠性。

4.2.2 解释变量

解释变量为新能源示范城市政策。新能源示范城市政策于2014年开始在81个城市中实施。为衡量这一政策的影响,本文构建了城市和时间的虚拟变量交叉项(*treated*×*post*)作为新能源示范城市政策的指标。新能源示范城市的建设名单及虚拟变量设置参考了已有文献的做法<sup>[3,11]</sup>。

4.2.3 中介变量

为检验新能源示范城市政策通过研发投入和环境规制对绿色创新产生影响的渠道,本文采用企业研发资金投入来测度研发投入(*RD*)指标,利用污染治理投资额作为衡量环境规制强度(*ER*)的指标。

4.2.4 控制变量

参照已有研究<sup>[14,23]</sup>,控制变量包括企业和城市层面的变量。企业层面的变量有现金持有量(*CAL*),使用企业拥有的现金持有量代表企业资金运转能力;盈利能力(*ROA*),采用企业总资产净利润率来表示;成长速度(*GRO*),利用企业总资产增长率来测度;资产流动能力(*CR*),采用流动资产与总资产的比重来衡量;企业规模(*SIZE*),企业规模的大小在一定程度上影响了企业创新需求,用总资产数值来衡量;企业年龄(*AGE*),使用当年时间与上市时间之差来衡量;所在区域(*AREA*),按照企业所在区域把中国划分为东部(赋值1)、中部(赋值2)和西部(赋值3)地区;独立董事(*IND*),使用企业独立董事人数来衡量;贷款负债比(*LLR*),使用银行贷款总数与总负债的比重来衡量。城市层面的变量有经济发展(*GDPP*),用城市人均GDP来衡量;外商直接投资(*FDI*),使用城市外商直接投资总额来表示;环境治理(*EG*),采用二氧化硫去除量来表示;产业结构(*IS*),利用城市第三产业增加值占总产值的比重来衡量。为了便于实证分析,本文对部分变量进行了对数化处理(表1)。结果显示,绿色创新的均值

表1 变量的描述统计  
Table 1 Descriptive statistics of variables

变量	定义	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	绿色专利授权量/项	ln <i>Total</i>	1209	0.215	0.698	0.000	6.328
	绿色发明专利授权量/项	ln <i>GIP</i>	1209	0.229	0.722	0.000	5.940
	绿色实用新型专利授权量/项	ln <i>GUP</i>	1209	0.320	0.880	0.000	6.845
核心解释变量	新能源示范城市政策	<i>treated</i> × <i>post</i>	1209	0.122	0.328	0.000	1.000
中介变量	研发投入/万元	ln <i>RD</i>	699	17.405	2.456	0.000	23.466
	环境规制/万元	ln <i>ER</i>	1209	9.780	5.689	0.000	16.667
	现金持有量/%	<i>CAL</i>	1209	0.120	0.103	0.001	0.831
	盈利能力/%	<i>ROA</i>	1209	0.027	0.094	-0.900	2.001
	成长速度/%	<i>GRO</i>	1209	0.130	0.331	-0.689	6.258
	资产流动能力/%	ln <i>CR</i>	1209	-1.208	0.811	-4.076	-0.059
	企业规模/亿元	ln <i>SIZE</i>	1209	3.128	0.071	2.736	3.339
	企业年龄/年	<i>AGE</i>	1209	14.215	6.011	0.000	30.000
	所在区域	<i>AREA</i>	1209	1.634	0.770	1.000	3.000
	独立董事/人	<i>IND</i>	1209	3.448	0.742	0.000	6.000
	贷款负债比/%	<i>LLR</i>	1209	0.413	0.266	0.000	0.986
	经济增长/元	ln <i>GDPP</i>	1209	8.256	1.408	4.500	10.564
	外商直接投资/%	ln <i>FDI</i>	1209	-2.209	1.601	-13.784	0.355
	环境治理/%	ln <i>EG</i>	1209	11.971	1.468	5.561	15.526
	产业结构/%	ln <i>IS</i>	1209	3.977	0.292	3.178	8.658

分别为0.215、0.229和0.320,这些数值都较小,说明中国新能源企业绿色创新仍处于较低水平。

#### 4.2.5 数据说明

数据涵盖了2008—2020年中国新能源企业与城市层面的平衡面板数据。参照已有研究<sup>[26-28]</sup>,把主营业务涉及新能源行业的,归纳为新能源企业。此外,剔除了ST、\*ST、缺失值及异常值的企业,最终筛选出93家在深沪A股上市的企业。新能源企业总部—研发机构的空间分离情况较少,故可以忽略这种情况对本文的影响。绿色专利、绿色发明专利和绿色实用新型专利的数据来源于万得(WIND)数据库(<https://www.wind.com.cn/>)和中国研究数据服务平台(CNRDS)(<http://www.cnrds.com>)。为确保数据准确,本文将中国国家知识产权局专利检索与分析系统以及世界知识产权组织的“国际利分类绿色清单”进行了比对,以筛选出绿色发明专利和绿色实用新型专利的授权数量。此外,本文还对比了中国金融研究数据库(CSMAR)(<https://www.gtarsc.com/>),以确保数据的一致性。城市层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》,对于部分缺失数据,采用插值法进行补充。区域分类采用国家统计局中国区域划分办法(<http://www.stats.gov.cn/>),将中国划分为东部、中部和西部3个区域。

## 5 结果与分析

### 5.1 新能源企业绿色创新平衡发展与时空转移特征

#### (1) 新能源企业绿色创新的平衡发展演化趋势

基尼系数一般用于测度企业尺度平衡发展特征<sup>[45,46]</sup>,泰尔指数则一般用于测度区域尺度差异特征的平衡性<sup>[47]</sup>。本文综合使用两种测度指数,综合

分析企业层面和城市层面的绿色创新差异特征,可揭示从企业到城市两个尺度的绿色创新不平衡特征,进而为绿色创新的平衡提升提供企业和城市“双尺度”的优化改进方案。本文计算了绿色创新的基尼系数和泰尔指数(图1)。使用基尼系数作为不平衡测度指标,可以发现绿色创新不平衡程度随时间逐渐扩大。2008年,绿色专利的平衡程度达到了0.45,之后不平衡程度逐渐增加。通过对其分解,发现在2015年之前,绿色实用新型专利是导致不平衡程度增加的主要因素,而在2015年之后,绿色发明专利成为主要的不平衡因素。进一步,泰尔指数的结果显示,随着时间推移,不平衡程度逐年扩大。对不平衡进行分解后,发现在2015年之前,绿色实用新型专利是主要的不平衡因素,而之后,绿色发明专利占据了主导地位。综上,泰尔指数和基尼系数的变化趋势基本一致,说明中国新能源企业的绿色创新不平衡程度比较明显。

#### (2) 新能源企业绿色创新的时空转移特征分析

采用空间马尔科夫链方法和空间滞后项<sup>[48]</sup>,本文分析了新能源企业绿色创新的时空转移特征,并将绿色创新分为低、中等、较高和高创新水平4种类型<sup>[49]</sup>。表2是计算绿色专利、绿色发明专利和绿色实用新型专利得到的概率转移矩阵。可以看出:①较高和高水平绿色创新存在俱乐部效应,概率值大部分超过非对角线数值,稳定性强。最大对角线概率0.937,其次0.800,至少80%概率保持原状态。高绿色创新中同样存在俱乐部效应,最大对角线概率0.888,其次0.721,至少72.1%概率保持原状态。②低和水平绿色创新俱乐部具有较强稳定性。低

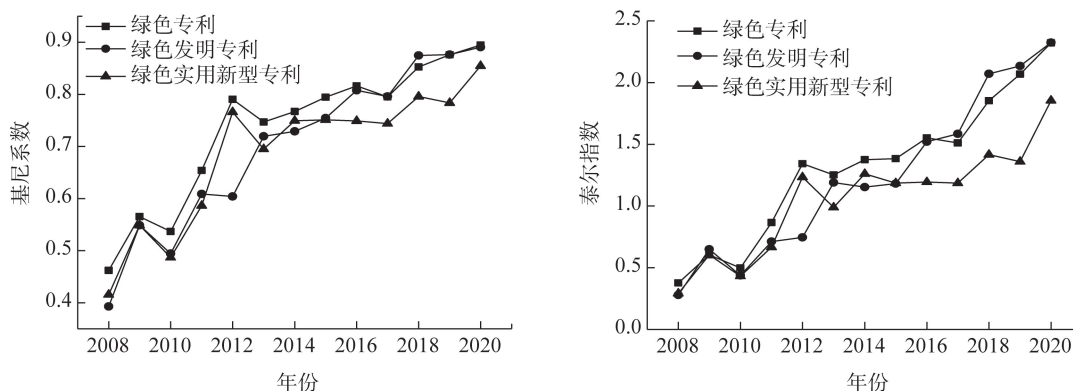


图1 2008—2020年新能源上市公司绿色创新基尼系数和泰尔指数

Figure 1 Gini coefficient and Theil index of green innovation of listed new energy companies, 2008-2020



2023年12月

表2 新能源上市公司绿色创新空间马尔科夫转移矩阵

Table 2 Spatial Markov transfer matrix of green innovation of listed new energy companies

空间滞 后项	企业 类型	绿色专利				绿色发明专利				绿色实用新型专利			
		1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
1	1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
3	1	0.937	0.000	0.000	0.063	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	3	0.250	0.000	0.250	0.500	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	4	0.100	0.000	0.100	0.800	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
4	1	0.888	0.000	0.051	0.061	0.921	0.000	0.000	0.079	0.905	0.000	0.000	0.094
	2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	3	0.441	0.000	0.235	0.324	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	4	0.202	0.000	0.076	0.721	0.252	0.000	0.000	0.747	0.294	0.000	0.000	0.706

注:企业类型1-4的含义为:1=低创新企业;2=中等创新企业;3=较高创新企业;4=高创新企业。

水平和高水平俱乐部保持原状态概率分别为93.7%和80.0%,表现较强稳定性。说明中国新能源绿色创新水平呈现明显俱乐部现象,“马太效应”明显,绿色创新呈现出两极分化现象。③绿色创新类型转移主要局限在相邻区域,跨区域转移较少。较高水平绿色创新类型中,非对角线值分布在两侧,最大值0.500,小于对角线0.937和0.800,但超过0.000和0.250,显示新能源绿色创新类型存在向上和向下转移。④绿色发明专利和实用新型专利的时空转移主要发生在高绿色创新领域。在高创新水平中,绿色发明专利和实用新型专利的对角线概率值分别为0.921、0.747和0.905、0.706,表明高水平绿色创新类型存在俱乐部效应。

5.2 双重差分模型的估计结果

本文旨在评估新能源示范城市政策对绿色创新的影响,通过在模型中控制年份、企业和区域与时间的趋势项,得出表3的估计结果。结果表明,新能源示范城市政策对绿色创新产生了显著正向影响。在列(1)和(2)中,回归系数分别为0.130和0.140,并且通过了1%的显著性检验,说明新能源示范城市政策诱发了企业绿色创新。已有研究发现,

绿色创新的政策驱动效应分别为0.11<sup>[27]</sup>和0.19<sup>[50]</sup>。相比已有研究,产生略微差异的原因是,本文使用了比其他研究更多的控制变量,并考虑了城市因素和时间趋势,确保了结果的准确性。

进一步发现,新能源示范城市政策对绿色发明专利的影响微弱甚至不显著,如列(3)和(4)所示。表明新能源示范城市政策对绿色发明专利的推动作用有限。然而,本文发现新能源示范城市政策对绿色实用新型专利的影响是显著的,如列(5)和(6)所示,回归系数分别为0.083和0.087。说明新能源示范城市政策对绿色实用新型专利的发展起到了积极推动的作用。因此,新能源示范城市政策对绿色创新具有积极推动作用,这种正向影响主要来自于对绿色实用新型专利的改善。

控制变量的结果显示,企业年龄、企业贷款负债比、外商直接投资和环境治理对绿色创新具有显著正向影响,并且在不同绿色创新类型中均成立。另外,企业成长速度和企业规模对绿色创新产生了显著负向+影响,这一结果在不同绿色创新类型中同样成立。然而,本文未发现其他控制变量对绿色创新产生显著影响。综上,本文的H1得到了验证。

表3 新能源示范城市政策影响绿色创新的估计结果

Table 3 Evaluation results of new energy demonstration city policies on green innovation

变量	(1) lnTotal	(2) lnTotal	(3) lnGIP	(4) lnGIP	(5) lnGUP	(6) lnGUP
<i>treated</i> × <i>post</i>	0.130*** (0.012)	0.140*** (0.015)	0.065* (0.034)	0.065 (0.043)	0.083*** (0.020)	0.087*** (0.022)
<i>CAL</i>	-0.008 (0.214)	0.092 (0.217)	0.135 (0.225)	0.234 (0.217)	0.011 (0.134)	0.071 (0.143)
<i>ROA</i>	-0.114 (0.083)	-0.068 (0.078)	-0.101 (0.064)	-0.071 (0.069)	-0.055 (0.087)	-0.007 (0.085)
<i>GRO</i>	-0.081** (0.029)	-0.077** (0.034)	-0.073*** (0.019)	-0.071*** (0.023)	-0.059 (0.037)	-0.056 (0.040)
ln <i>CR</i>	0.018 (0.039)	-0.004 (0.044)	0.001 (0.037)	-0.017 (0.036)	0.003 (0.019)	-0.008 (0.026)
ln <i>SIZE</i>	-1.728*** (0.425)	-1.609*** (0.370)	-0.868*** (0.254)	-0.782** (0.261)	-1.334*** (0.363)	-1.223*** (0.309)
<i>AGE</i>	0.033*** (0.008)	0.043*** (0.005)	0.025*** (0.007)	0.023*** (0.006)	0.028*** (0.006)	0.041*** (0.004)
<i>IND</i>	-0.029 (0.031)	-0.027 (0.037)	0.004 (0.020)	0.007 (0.023)	-0.052 (0.033)	-0.047 (0.035)
<i>LLR</i>	0.158** (0.055)	0.109* (0.060)	0.189*** (0.053)	0.158** (0.056)	0.114** (0.047)	0.056 (0.063)
ln <i>GDPP</i>	-0.031 (0.041)	-0.002 (0.050)	0.009 (0.030)	0.032 (0.030)	-0.037 (0.022)	0.016 (0.027)
ln <i>FDI</i>	0.020 (0.013)	0.022* (0.011)	0.012 (0.009)	0.008 (0.009)	0.020* (0.010)	0.023** (0.008)
ln <i>EG</i>	0.055* (0.030)	0.069** (0.029)	0.031 (0.028)	0.042 (0.027)	0.034 (0.025)	0.051* (0.027)
ln <i>IS</i>	0.025 (0.047)	0.011 (0.046)	0.005 (0.035)	-0.019 (0.058)	0.104** (0.047)	0.098** (0.038)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是
区域×时间固定效应	否	是	否	是	否	是
观测值	1209	1209	1209	1209	1209	1209
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.058	0.084	0.048	0.076	0.049	0.077

注:括号内为稳健性标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示显著性水平10%、5%和1%。下同。

### 5.3 稳健性检验

#### 5.3.1 平行趋势检验

为确保双重差分模型的有效性,需要检验变量是否存在平行趋势现象。如果变量没有趋同现象,则可能对实证结果产生影响。为检验平行趋势,本文绘制了图2。结果显示,在2014年之前,大部分变量呈现趋同现象,除了实验组在2012年出现了明显的降低现象,其余时间点的变化趋势一致。而在2014年之后,不论是总体、实验组还是控制组,随时

间变化的趋势基本一致。这说明选择新能源示范城市和非示范城市作为实验组和控制组符合平行趋势假设。

此外,2014年之前,控制组的绿色创新水平最高,其次是总体的绿色创新水平,实验组的绿色创新水平最低。然而,在2014年之后,实验组的绿色创新水平最高,控制组则是最低的,说明新能源示范城市政策发挥了积极的促进作用。这些结果表明,本文采用双重差分模型是合理的,通过平行趋



2023年12月

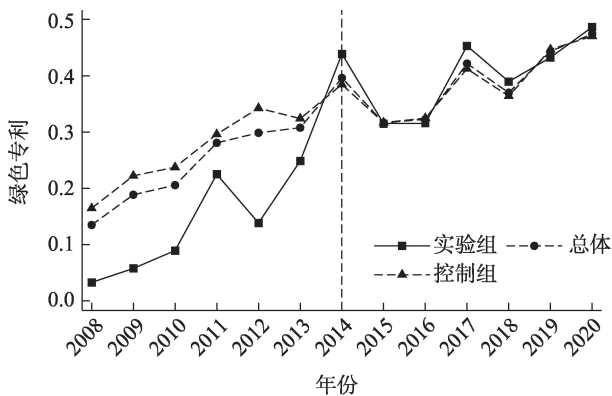


图2 新能源企业绿色创新平行趋势图

Figure 2 Parallel trend of green innovation of new energy enterprises

势检验得到了可靠的实证结果。

### 5.3.2 动态效应检验

图3展示了动态效应模型的回归系数结果。参照已有研究<sup>[5]</sup>,以新能源示范城市政策实施前的第1期作为基准,结果显示,政策实施前的回归系数大部分不显著,只有实施前的第2期是显著的;相反,政策实施后的大部分时期都是显著的。这说明动态效应检验结果通过,新能源示范城市政策的实施确实有助于改善绿色创新。

### 5.3.3 安慰剂检验

为进一步检验新能源示范城市政策对绿色创新影响的稳健性,本文从总体数据中随机抽取与当年处理组数量相等的企业,并重新建立了虚假处理组进行回归分析<sup>[50]</sup>。2000次随机抽样的回归分析结果如图4。结果显示,大部分回归系数的值分布在接近0的区域,其平均值为-0.00054,与基准回归结果的0.140相比,更接近于零。同时,大部分回归

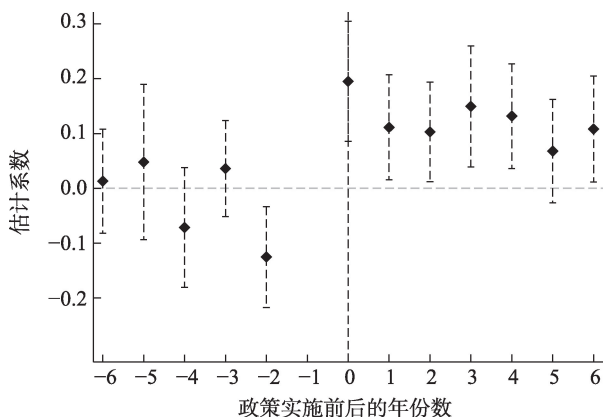


图3 动态效应检验图

Figure 3 Dynamic effect test diagram

系数的 $P$ 值均超过了0.05,表明新能源示范城市政策对绿色创新的影响并未受到其他潜在未观测到的因素的显著影响。综上,新能源示范城市政策对绿色创新的影响未受到其他未考虑的因素的干扰,或仅存在较小的影响。

### 5.3.4 替换变量

通过替代变量的方法重新对模型(1)进行回归。本文使用绿色专利、绿色发明专利和绿色实用新型专利的申请数量作为被解释变量的替代指标,结果如表4。新能源示范城市政策对绿色创新的影响仍然是显著正向的,对绿色专利的影响系数为0.095,对绿色发明专利的影响系数为0.099。这表明新能源示范城市政策显著增强了绿色创新。进一步发现新能源示范城市政策对绿色发明专利的影响是负向的,尽管不显著,但也说明了该政策可能并未促进绿色发明专利的发展。同时,本文还发现新能源示范城市政策对绿色实用新型专利的影响是正向且显著,表明该政策显著提升了绿色实用新型专利。

因此,通过采用替代变量的方法,进一步验证了本文的基准结果。结果表明新能源示范城市政策对绿色创新具有积极的影响,尤其是在绿色专利和绿色实用新型专利方面。然而,对于绿色发明专利,该政策的影响并不明显。

### 5.3.5 替换估计方法

双重差分模型可能存在估计偏差,因为它没有考虑样本选择问题。针对这一问题,本文通过整合倾向得分匹配方法和双重差分模型,对模型(1)进行改进,以验证基准回归结论的稳健性<sup>[51,52]</sup>。倾向

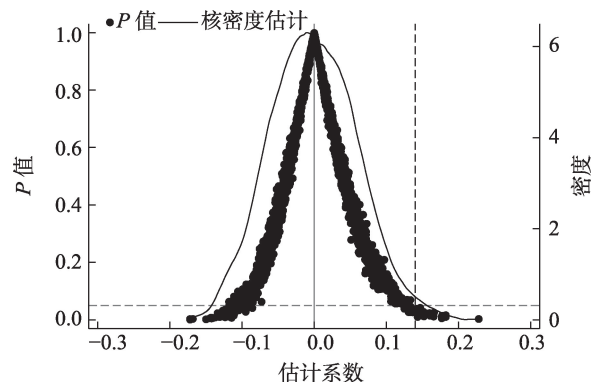


图4 安慰剂检验

Figure 4 Placebo test

表4 替换变量估计结果

Table 4 Estimation results of alternative variables

变量	(1) lnTotal	(2) lnTotal	(3) lnGIP	(4) lnGIP	(5) lnGUP	(6) lnGUP
<i>treated</i> × <i>post</i>	0.095*** (0.021)	0.099*** (0.023)	-0.006 (0.011)	-0.024** (0.011)	0.069*** (0.019)	0.073*** (0.023)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是
区域×时间固定效应	否	是	否	是	否	是
观测值	1209	1209	1209	1209	1209	1209
R <sup>2</sup>	0.059	0.085	0.057	0.083	0.043	0.073

得分匹配方法是处理样本选择问题的一种有效方法,它能够提高估计结果的稳健性。因此,本文采用倾向得分匹配方法来处理样本选择问题,并将其与双重差分模型相结合,以验证基准回归的结论。

图5展示了倾向得分核密度分布,匹配后的处理组和控制组的核密度分布非常接近,说明倾向得分匹配方法是适用的。倾向得分匹配与双重差分模型估计的结果如表5所示。从表5可以看出,通过倾向得分匹配与双重差分模型估计,新能源示范城市政策对绿色创新仍然具有显著正向影响,其影响系数分别为0.290和0.259。这表明新能源示范城市政策显著促进了绿色创新的发展。同时,与基准回归结果的0.130和0.140相比,在处理样本选择问题之后,估计系数增加,暗示基准回归低估了新能源示范城市政策的影响效应。对于绿色发明专利而言,在不考虑时间固定效应时,新能源示范城市政策对其具有显著正向影响;然而,在考虑时间趋

势后,新能源示范城市政策对绿色发明专利的影响不再显著,这表明绿色发明专利受到时间趋势的影响。

此外,本文还发现新能源示范城市政策对绿色实用新型专利具有显著正向影响,其影响系数分别为0.235和0.213。说明新能源示范城市政策对于绿色实用新型专利产生了显著积极作用。与基准回归结果的0.083和0.087相比,在排除样本选择问题后,估计结果的数值增加了,表明样本选择问题导致基准回归低估了新能源示范城市政策的影响效果。综上,通过采用倾向得分匹配方法和双重差分模型进一步验证了本文的结论。

5.3.6 排除政策干扰

新能源示范城市政策对绿色创新的影响可能受到其他政策的干扰而产生估计偏差。有研究发现低碳城市政策是影响技术创新的重要因素<sup>[19,21]</sup>。新能源示范城市政策的创新效应可能受到低碳城

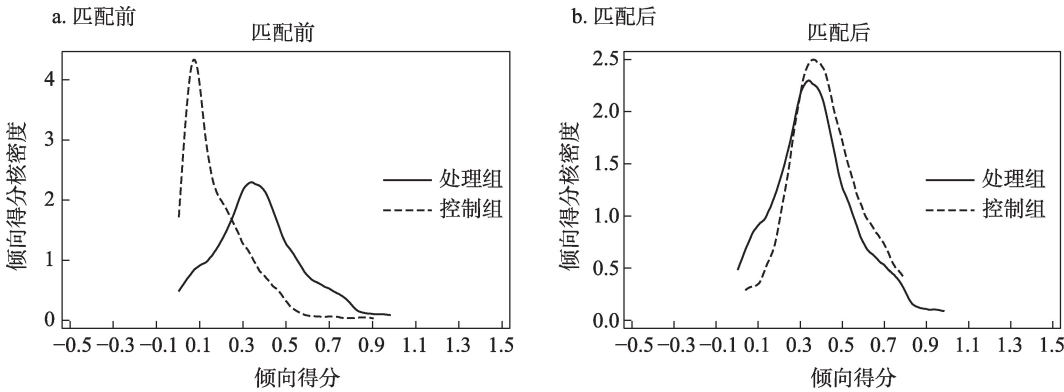


图5 匹配前后倾向得分的核密度分布图

Figure 5 Kernel density distribution of propensity scores before and after matching

表5 倾向得分匹配-双重差分模型估计结果

Table 5 Estimation results of propensity score matching difference-in-differences model

变量	(1) lnTotal	(2) lnTotal	(3) lnGIP	(4) lnGIP	(5) lnGUP	(6) lnGUP
<i>treated</i> × <i>post</i>	0.290*** (0.083)	0.259*** (0.088)	0.142** (0.067)	0.116 (0.071)	0.235*** (0.067)	0.213*** (0.071)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是
区域×时间固定效应	否	是	否	是	否	是
观测值	1204	1204	1204	1204	1204	1204
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.511	0.518	0.495	0.499	0.527	0.534

注:基于倾向得分匹配法与双重差分模型结合,确定研究样本数,由于部分样本不满足最佳匹配,观测值从1209减少到了1204。

市政策的干扰,为获得更准确的结论,本文排除了低碳城市政策的影响,并重新进行估计(表6)。可以看出,排除低碳城市政策的影响后,新能源示范城市政策对绿色创新仍然具有显著正向影响,其影响系数分别为0.433和0.480。表明新能源示范城市政策显著增强了绿色创新。与基准回归结果相比较,在排除低碳城市政策的影响后,估计结果从基准回归的0.140增加到0.480,新能源示范城市政策对企业绿色创新的影响显著提升,说明低碳城市政策削弱了新能源示范城市对企业绿色创新的影响力。

同时,排除低碳城市政策的影响后,本文发现新能源示范城市政策对绿色发明专利的影响由基准回归的不显著变为显著。这说明低碳城市政策对新能源示范城市政策的创新效应的干扰相对较大。此外,新能源示范城市政策对绿色实用新型专

利的影响仍然是正向且显著,其估计结果比基准回归要大,表明基准回归结果低估了新能源示范城市政策的影响。综上,通过排除低碳城市政策的干扰,本文证明了新能源示范城市政策对绿色创新产生显著影响,而这种政策效应明显大于基准回归的估计结果。

5.4 机制分析

基于前文设定的模型(3)–(5),采用逐步回归方式,检验研发投入和环境规制在新能源示范城市政策对绿色创新影响的作用机制(表7)。可以看出,研发投入渠道所有列的*treated*×*post*回归系数仍然为正,说明新能源示范城市显著增强了绿色创新;研发投入的系数也为正向显著,说明新能源示范城市政策通过增加研发投入,进而提升绿色创新。此外,环境规制渠道的所有列的*treated*×*post*回归系数也是正向显著,并且环境规制的回归系数与

表6 排除政策干扰的估计结果

Table 6 Estimation results excluding policy interference

变量	(1) lnTotal	(2) lnTotal	(3) lnGIP	(4) lnGIP	(5) lnGUP	(6) lnGUP
<i>treated</i> × <i>post</i>	0.433*** (0.043)	0.480*** (0.048)	0.317*** (0.045)	0.320*** (0.039)	0.311*** (0.076)	0.366*** (0.094)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是
区域×时间固定效应	否	是	否	是	否	是
观测值	484	484	484	484	484	484
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.126	0.204	0.128	0.208	0.107	0.174

注:排除了低碳城市政策的干扰后,观测值也随之减少,从原来的1209个减少到484个。



表7 新能源示范城市政策影响绿色创新的机制检验

Table 7 Mechanism verification of the impact of new energy demonstration city policies on green innovation

变量	研发投入增加机制			环境规制强化机制		
	专利总量 lnTotal	研发投入 lnRD	专利总量+研发投入 lnTotal	专利总量 lnTotal	环境规制 lnER	专利总量+环境规制 lnTotal
<i>treated</i> × <i>post</i>	0.207*** (0.045)	0.546*** (0.133)	0.196*** (0.045)	0.140*** (0.015)	0.818** (0.326)	0.133*** (0.018)
lnRD			0.020** (0.007)			
lnER						0.009*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
区域×时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	699	699	699	1209	1209	1209
R <sup>2</sup>	0.135	0.425	0.136	0.084	0.269	0.285

注：由于涉及的研发投入渠道存在数据缺失，观测值由原来的1209个减少到699个。

*treated*×*post* 方向一致,说明新能源示范城市政策通过强化环境规制改善了绿色创新。因此,按照理论机制和中介效应模型设置的判别标准,新能源示范城市政策通过增加研发投入提升了绿色创新,验证了H2。本文还发现新能源示范城市政策通过强化环境规制改善了绿色创新,H3也得到了验证。

为了判别研发投入和环境规制的中介效应是否存在,本文采用 Sobel 和 Bootstrap 方法进行检验。判别依据是 $\beta_2$ 和 $\beta_4$ 的乘积是否为0,如果接受为0的假设,说明没有中介效应,否则存在中介效应。两种检验方法相似,后者需要重复抽样。结果显示,两种检验方法的P值均小于0.05,拒绝为0的假设,说明研发投入和环境规制发挥了中介效应。

5.5 异质性分析

5.5.1 企业规模异质性

企业规模是企业长期发展中一个重要的影响因素。企业规模的大小对企业的盈利能力和稳定性产生深远影响,且不同规模的企业具有不同的创新水平<sup>[34]</sup>。为揭示这种差异,本文以企业规模的平均值为界限,分为两组,探讨企业规模对新能源示范城市政策对绿色创新的异质性影响(表8)。规模较小的企业受新能源示范城市政策的积极影响,而规模较大的企业的绿色创新效应则不显著。相比规模较大的企业,规模较小的企业在绿色创新方面效应更强。进一步发现,新能源示范城市政策对绿色发明专利和绿色实用新型专利的影响也主要在

表8 企业规模异质性估计结果

Table 8 Estimation results of firm size heterogeneity

变量	lnTotal		lnGIP		lnGUP	
	企业规模小	企业规模大	企业规模小	企业规模大	企业规模小	企业规模大
<i>treated</i> × <i>post</i>	0.360** (0.130)	0.013 (0.059)	0.239*** (0.044)	-0.055 (0.062)	0.284* (0.142)	-0.006 (0.041)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
区域×时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	621	588	621	588	621	588
R <sup>2</sup>	0.148	0.154	0.144	0.163	0.127	0.165

2023年12月

规模较小的企业中产生积极的绿色创新效应,而在规模较大的企业中效应不明显。

5.5.2 融资约束异质性

企业融资约束是限制企业创新投资和规模扩张的重要因素之一。有学者认为企业融资约束显著影响企业的发展,特别是对创新发展和绩效的影响<sup>[14]</sup>。为揭示融资约束的异质性效应,本文以企业融资约束的平均值为界限<sup>[53]</sup>,分为两组,探讨企业融

资约束对新能源示范城市政策对绿色创新的影响的异质性效应(表9)。可以发现,新能源示范城市政策只在融资约束较小的企业中对绿色创新产生积极影响,而对融资约束较大的企业的绿色创新效应则不显著。进一步发现,新能源示范城市政策对绿色发明专利和绿色实用新型专利的影响同样主要体现在融资约束较小的企业中,而在融资约束较大的企业中影响不明显。

表9 融资约束异质性估计结果

Table 9 Results of financing constraint heterogeneity

变量	lnTotal		lnGIP		lnGUP	
	融资约束小	融资约束大	融资约束小	融资约束大	融资约束小	融资约束大
<i>treated</i> × <i>post</i>	0.387*** (0.074)	-0.006 (0.050)	0.276*** (0.030)	-0.067 (0.051)	0.269** (0.106)	-0.000 (0.043)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
区域×时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	695	514	695	514	695	514
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.128	0.158	0.131	0.174	0.106	0.169

6 结论与政策建议

6.1 结论

通过对2008—2020年中国A股新能源企业的数据进行分析,采用双重差分模型,本文实证探究了新能源示范城市政策对绿色创新的影响及其作用机制,得出以下研究结论:

(1)在研究期内,中国新能源企业的绿色创新不平衡程度逐渐扩大,并呈现出“马太效应”,即绿色创新的不平衡现象日益凸显。

(2)新能源示范城市政策显著促进了企业的绿色创新。通过一系列稳健性检验,包括平行趋势检验、动态效应检验、安慰剂检验、替代变量和研究方法等,验证了政策对绿色创新的积极影响。

(3)机制效应分析结果表明,新能源示范城市政策通过两个传导渠道发挥作用:一方面,该政策刺激了企业的研发投入,从而加速了其绿色创新进程;另一方面,新能源示范城市政策加强了环境规制,进而促进了企业的绿色创新。

(4)异质性分析结果显示,新能源示范城市政策对规模较小以及融资约束程度较低的新能源企

业的绿色创新影响更为显著。

6.2 政策建议

基于以上结论,本文提出如下政策建议:

(1)持续优化和扩大新能源示范城市政策的试点范围,以充分发挥其对绿色创新的促进作用。具体而言,在试点范围方面,政府应进一步扩大新能源示范城市政策的试点范围,并将其积极效应传导到更多城市中。在扩大试点范围的同时,需要分享政策经验和成功案例,让其他城市借鉴并迅速加入绿色创新的步伐。在政策效果方面,建立全面的监测和评估体系,借助数据分析和评估结果,政府可以及时了解各地政策的表现和成效。此外,政策细节应根据不同城市的特点进行灵活调整,以满足不同城市对新能源行业的需求,提高政策的适应性。

(2)积极鼓励和支持新能源企业加速绿色创新,并强化其传导途径。具体而言,在研发投入渠道方面,政府应持续加强政策支持,包括专项资金、减税和补贴等,降低生产和运营成本,以提高这些企业增加研发投入的积极性。在环境规制渠道方面,政府应制定更为严格的环境排放标准,要求新

能源企业减少污染物排放,从而激发其投入更多资源来研发和应用绿色技术。

(3)实施差异化的政策干预,可以更有效地促进不同规模和融资约束企业的绿色创新。具体而言,在企业规模方面:对于规模较小的企业,政府可以提供更多的财政支持,以降低小企业的绿色研发和成本。相应地,对于规模较大的企业,政府可以鼓励它们在绿色创新方面发挥领导作用,通过引入更多的激励措施,如减税或奖励,来提升这些企业的绿色创新。在企业融资约束方面:对于融资约束较小的企业,政府可以提供更多的融资支持,包括低息贷款、风险投资和绿色债券,以帮助这些企业加速绿色创新项目的推进。对于融资约束较大的企业,帮助其改善融资结构和提升财务管理能力,提高融资渠道的透明度和可访问性,以吸引更多的投资,从而促进该类企业的绿色创新。

## 参考文献(References):

- [1] 国家能源局. 我国可再生能源发电总装机突破 14 亿千瓦占比接近 50%[N/OL]. (2023-11-30) [2023-12-02], [https://www.nea.gov.cn/2023-11/30/c\\_1310753052.htm](https://www.nea.gov.cn/2023-11/30/c_1310753052.htm). [National Energy Administration. China's Total Installed Renewable Energy Power Generation Capacity Exceeded 1.4 billion kW, Accounting for Nearly 50%[N/OL]. (2023-11-30) [2023-12-02], [https://www.nea.gov.cn/2023-11/30/c\\_1310753052.htm](https://www.nea.gov.cn/2023-11/30/c_1310753052.htm).]
- [2] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? 基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143. [Qi S Z, Lin S, Cui J B. Do environmental rights trading schemes induce green innovation? Evidence from listed firms in China[J]. Economic Research Journal, 2018, 53(12): 129-143.]
- [3] 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. [Lu J, Wang E Z. Impact of new energy demonstration city construction on regional environmental pollution control[J]. Resources Science, 2019, 41(11): 2107-2118.]
- [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. [Cui L Z, Sun W, Li X Q. Research on environmental effect of new energy demonstration city construction[J]. East China Economic Management, 2022, 36(2): 57-65.]
- [5] Yang X D, Zhang J N, Ren S Y, et al. Can the new energy demonstration city policy reduce environmental pollution? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2021, DOI: 10.1016/j.jclepro.2020.125015.
- [6] Chai J, Tian L Y, Jia R N. New energy demonstration city, spatial spillover and carbon emission efficiency: Evidence from China's quasi-natural experiment[J]. Energy Policy, 2023, DOI: 10.1016/j.enpol.2022.113389.
- [7] Wang Q, Yi H T. New energy demonstration program and China's urban green economic growth: Do regional characteristics make a difference?[J]. Energy Policy, 2021, DOI: 10.1016/j.enpol.2021.112161.
- [8] 易善宇, 尹媛媛. 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. [Yi S Y, Yin Y Y. A study on the impact of new energy demonstration city policy on China's foreign direct investment in the process of green transformation[J]. Macroeconomics, 2022, (11): 147-163.]
- [9] 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. [Sun Y P, Liu Z J, Liu Y B, et al. A study on the impact of new energy demonstration city construction on green total factor productivity[J]. Macroeconomics, 2022, (11): 134-146.]
- [10] 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. [Li Y X, Chen H F, Ni C J. Energy transition policy and urban green innovation vitality: A quasi-natural experiment based on the new energy demonstration city policy [J]. China Population, Resources and Environment, 2023, 33(1): 137-149.]
- [11] 王梦成, 卢新海, 马宇翔, 等. 新能源示范城市建设对城市土地利用效率的影响及其空间溢出效应[J]. 中国土地科学, 2022, 36(2): 43-52. [Wang M C, Lu X H, Ma Y X, et al. Impact of new energy demonstration city construction on urban land use efficiency and its spatial spillover effects[J]. China Land Science, 2022, 36(2): 43-52.]
- [12] Wu J, Zuidema C, Gugerell K. Experimenting with decentralized energy governance in China: The case of New Energy Demonstration City program[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 189: 830-838.
- [13] Zhang Q N, Huang X W, Xu Y, et al. New energy demonstration city pilot and green energy consumption: Evidences from China[J]. Energy Reports, 2022, 8: 7735-7750.
- [14] 占华, 后梦婷, 檀菲菲. 智能化发展对中国企业绿色创新的影响: 基于新能源产业上市公司的证据[J]. 资源科学, 2022, 44(5): 984-993. [Zhan H, Hou M T, Tan F F. Influence of intelligentization on enterprise green innovation: Evidence from listed companies of new energy industry in China[J]. Resources Science, 2022, 44(5): 984-993.]
- [15] 孔悦, 王云松, 焦宇靖, 等. 政府补贴对新能源企业绿色创新影响研究: 基于古诺竞争视角[J]. 经济问题探索, 2021, (6): 71-81. [Kong Y, Wang Y S, Jiao Y J, et al. Impact of government subsidies on the green innovation of new energy enterprises: An analysis based on cournot competition[J]. Inquiry into Economic Issues,



2023年12月

- 2021, (6): 71-81.]
- [16] 孙传旺, 占妍泓. 电价补贴对新能源制造业企业技术创新的影响: 来自风电和光伏装备制造业的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(2): 158-180. [Sun C W, Zhan Y H. The impact of electricity price subsidy on technological innovation of new energy manufacturing enterprises: Evidence from the wind power and Solar PV equipment manufacturing industry[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2023, 40(2): 158-180.]
- [17] 蒋建勋, 唐宇晨, 李晓静. 双碳背景下数字金融赋能新能源企业绿色创新: 基于融资约束视角[J]. 当代经济管理, 2022, 44(5): 81-89. [Jiang J X, Tang Y C, Li X J. Digital finance enables green innovation in new energy enterprises under the background of "carbon emission peak" and "carbon neutrality" from the perspective of financing constraint[J]. Contemporary Economic Management, 2022, 44(5): 81-89.]
- [18] 吕君, 张士强, 王颖, 等. 基于扎根理论的新能源企业绿色创新意愿驱动因素研究[J]. 科技进步与对策, 2019, 36(18): 104-110. [Lv J, Zhang S Q, Wang Y, et al. Research on the driving mechanism of green innovation intention of energy enterprises based on grounded theory[J]. Science & Technology Progress and Policy, 2019, 36(18): 104-110.]
- [19] 张海玲, 李漫兮. 低碳城市试点政策对出口企业绿色创新的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(3): 23-33. [Zhang H L, Li M X. Impact of the low-carbon city pilot policy on export firms' green innovation[J]. China Population, Resources and Environment, 2023, 33(3): 23-33.]
- [20] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020, (12): 178-196. [Xu J, Cui J B. Low-carbon cities and firms' green technological innovation[J]. China Industrial Economics, 2020, (12): 178-196.]
- [21] 李爽, 王劲文. 低碳城市试点政策、居民低碳素养与企业绿色技术创新[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(4): 93-103. [Li S, Wang J W. Low-carbon pilot cities, residents' low-carbon literacy, and corporate green technology innovation[J]. China Population, Resources and Environment, 2023, 33(4): 93-103.]
- [22] 李创, 王智佳, 王丽萍. 碳排放权交易政策对企业绿色技术创新的影响: 基于工具变量和三重差分的检验[J]. 科学学与科学技术管理, 2023, 44(5): 1-19. [Li C, Wang Z J, Wang L P. The impact of carbon emission trading policy on firms' green technology innovation: Based on instrumental variables and triple difference test[J]. Science of Science and Management of S. & T. 2023, 44(5): 1-19.]
- [23] Jin C F, Tsai F S, Gu Q Y, et al. Does the porter hypothesis work well in the emission trading schema pilot? Exploring moderating effects of institutional settings[J]. Research in International Business and Finance, 2022, DOI: 10.1016/j.ribaf.2022.101732.
- [24] 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. [Li Q Y, Xiao Z H. Heterogeneous environmental regulation tools and green innovation incentives: Evidence from green patents of listed companies[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(9): 192-208.]
- [25] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响: “波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 147-160. [Guo J. The effects of environmental regulation on green technology innovation: Evidence of the porter effect in China[J]. Finance & Trade Economics, 2019, 40(3): 147-160.]
- [26] 吕明洁, 陈瑜, 曹莉萍. 中国新能源企业创新绩效的影响因素: 基于产业政策视角[J]. 技术经济, 2016, 35(1): 43-50. [Lv M J, Chen Y, Cao L P. Influencing factors of the innovation performance of new energy industry: Based on perspective of industrial policy[J]. Journal of Technology Economics, 2016, 35(1): 43-50.]
- [27] 陈艳, 许伟, 周园媛. 创新政策对新能源企业技术创新的影响: 基于中国新能源企业的实证分析[J]. 科技管理研究, 2022, 42(2): 8-15. [Chen Y, Xu W, Zhou Y Y. Impact of innovation policies on technological innovation of new energy enterprises: Empirical analysis based on Chinese new energy enterprises[J]. Science and Technology Management Research, 2022, 42(2): 8-15.]
- [28] 李华晶, 孙怡, 任璐. 新能源上市公司绿色技术创新绩效研究[J]. 科技管理研究, 2017, 37(21): 240-246. [Li H J, Sun Y, Ren L. Study on the performance of green technology innovation of new energy listed companies[J]. Science and Technology Management Research, 2017, 37(21): 240-246.]
- [29] 仇荣山, 韩立民, 徐杰, 等. 环境规制对中国海水养殖业绿色转型的影响: 基于动态面板模型的实证检验[J]. 资源科学, 2022, 44(8): 1615-1629. [Qiu R S, Han L M, Xu J, et al. Impact of environmental regulations on the green transition of China's mariculture industry: Empirical test based on dynamic panel model[J]. Resources Science, 2022, 44(8): 1615-1629.]
- [30] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率: 来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019, (5): 5-23. [Ren S G, Zheng J J, Liu D H, et al. Does emissions trading system improve firm's total factor productivity: Evidence from Chinese listed companies[J]. China Industrial Economics, 2019, (5): 5-23.]
- [31] 罗来军, 朱善利, 邹宗宪. 我国新能源成略的重大技术挑战及化群对策[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (2): 113-128. [Luo L J, Zhu S L, Zou Z X. Key technical challenges of Chinese new energy strategy and its countermeasures[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2015, (2): 113-128.]
- [32] Pan Y L, Dong F. Dynamic evolution and driving factors of new energy development: Fresh evidence from China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, DOI: 10.1016/j.techfore.2022.121475.
- [33] 周亚虹, 蒲余路, 陈诗一, 等. 政府扶持与新型产业发展: 以新能源为例[J]. 经济研究, 2015, 50(6): 147-161. [Zhou Y H, Pu Y L, Chen S Y, et al. Government support and the development of new industries: The case of new energy[J]. Economic Research Journal, 2015, 50(6): 147-161.]
- [34] 李爽. R&D强度、政府支持度与新能源企业的技术创新效率

- [J]. 软科学, 2016, 30(3): 11–14. [Li S. R&D intensity, government support and the technological innovation efficiency of Chinese new energy enterprises[J]. Soft Science, 2016, 30(3): 11–14.]
- [35] 刘丰云, 沈亦凡, 何凌云. 补贴时点对新能源研发创新的影响与区域差异[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 57–67. [Liu F Y, Shen Y F, He L Y. Influence of subsidy timing on new energy R&D and innovation and regional differences[J]. China Population, Resources and Environment, 2021, 31(1): 57–67.]
- [36] Yang Y C, Nie P Y. Subsidy for clean innovation considered technological spillover[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, DOI: 10.1016/j.techfore.2022.121941.
- [37] 张娟, 耿弘, 徐功文, 等. 环境规制对绿色技术创新的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, (1): 168–176. [Zhang J, Geng H, Xu G W, et al. Research on the influence of environmental regulation on green technology innovation[J]. China Population, Resources and Environment, 2019, (1): 168–176.]
- [38] 欧阳晓灵, 张骏豪, 杜刚. 环境规制与城市绿色技术创新: 影响机制与空间效应[J]. 中国管理科学, 2022, 30(12): 141–151. [Ouyang X L, Zhang J H, Du G. Environmental regulation and green technology innovation: Impact mechanisms analysis and spatial spillover effects[J]. Chinese Journal of Management Science, 2022, 30(12): 141–151.]
- [39] 岳立, 任婉瑜, 曹雨暄. 异质型环境规制对绿色经济的影响研究: 基于绿色创新的中介效应分析[J]. 软科学, 2022, 36(12): 57–64. [Yue L, Ren W Y, Cao Y X. Research on the impact of heterogeneous environmental regulation on green economy: An analysis of intermediary effect based on green innovation[J]. Soft Science, 2022, 36(12): 57–64.]
- [40] 卞晨, 初钊鹏, 孙正林. 环境规制、绿色信贷与企业绿色技术创新的政策仿真: 基于政府干预的演化博弈视角[J]. 管理评论, 2022, 34(10): 122–133. [Bian C, Chu Z P, Sun Z L. Policy simulation of modeling environmental regulation, green credit in enterprise's green innovation in technology: An evolutionary game analysis of government intervention[J]. Management Review, 2022, 34(10): 122–133.]
- [41] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731–745. [Wen Z L, Ye B J. Analyses of mediating effects: The development of methods and models[J]. Advances in Psychological Science, 2014, 22(5): 731–745.]
- [42] 卿陶, 黄先海. 国内市场分割、双重市场激励与企业创新[J]. 中国工业经济, 2021, (12): 88–106. [Qing T, Huang X H. Domestic market segmentation, dual market incentives and enterprise innovation[J]. China Industrial Economics, 2021, (12): 88–106.]
- [43] Cui J B, Dai J, Wang Z X, et al. Does environmental regulation induce green innovation? A panel study of Chinese listed firms[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, DOI: 10.1016/j.techfore.2022.121492.
- [44] Danish, Ulucak R. Renewable energy, technological innovation and the environment: A novel dynamic auto-regressive distributive lag simulation[J]. Renewable & Sustainable Energy Reviews, 2021, DOI: 10.1016/j.rser.2021.111433.
- [45] 许宪春, 雷泽坤, 窦园园, 等. 中国南北平衡发展差距研究: 基于“中国平衡发展指数”的综合分析[J]. 中国工业经济, 2021, (2): 5–22. [Xu X C, Lei Z K, Dou Y Y, et al. Research on gap of balanced development between the north and the south of China: Analysis based on “China balanced development index”[J]. China Industrial Economics, 2021, (2): 5–22.]
- [46] Mi Z F, Zheng J L, Meng J, et al. Economic development and converging household carbon footprints in China[J]. Nature Sustainability, 2020, 3: 529–537.
- [47] 赵文举, 张曾莲. 中国经济双循环耦合协调度分布动态、空间差异及收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(2): 23–42. [Zhao W J, Zhang Z L. Research on the dynamic distribution, Spatial difference and convergence of China's economic dual circulation coupling coordination degree[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2022, 39(2): 23–42.]
- [48] 蒲英霞, 马荣华, 葛莹, 等. 基于空间马尔可夫链的江苏区域趋同时空演变[J]. 地理学报, 2005, 60(5): 817–826. [Pu Y X, Ma R H, Ge Y, et al. Spatial-temporal dynamics of Jiangsu regional convergence with spatial markov chains approach[J]. Acta Geographica Sinica, 2005, 60(5): 817–826.]
- [49] 周亮, 车磊, 周成虎. 中国城市绿色发展效率时空演变特征及影响因素[J]. 地理学报, 2019, 74(10): 2027–2044. [Zhou L, Che L, Zhou C H. Spatio-temporal evolution and influencing factors of urban green development efficiency in China[J]. Acta Geographica Sinica, 2019, 74(10): 2027–2044.]
- [50] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗? 来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济, 2021, (2): 136–154. [Tao F, Zhao J Y, Zhou H. Does environmental regulation improve the quantity and quality of green innovation? Evidence from the target responsibility system of environmental protection[J]. China Industrial Economics, 2021, (2): 136–154.]
- [51] 李军, 周安华. “学二代”现象普遍存在吗? 基于教育数量和质量代际流动研究[J]. 教育与经济, 2018, (6): 33–44. [Li J, Zhou A H. Is the phenomenon of “second generation learning” prevalent? Research on intergenerational mobility based on education quantity and quality[J]. Education & Economy, 2018, (6): 33–44.]
- [52] 黄志刚, 黎洁. 乡村旅游征地对失地农户福祉的影响: 基于PSM模型的检验[J]. 资源科学, 2021, 43(1): 171–184. [Huang Z G, Li J. Influence of land acquisition for rural tourism on the well-being of landless farmers based on the empirical analysis of PSM model[J]. Resources Science, 2021, 43(1): 171–184.]
- [53] 郑明贵, 董娟, 钟昌标. 资本深化对中国资源型企业全要素生产率的影响[J]. 资源科学, 2022, 44(3): 536–553. [Zheng M G, Dong J, Zhong C B. Influence mechanism of capital deepening on total factor productivity of resource-based enterprises in China[J]. Resources Science, 2012, 44(3): 536–553.]

# The effect and mechanism of new energy demonstration city policies on green innovation of new energy enterprises in China

ZHOU Anhua<sup>1,2,4</sup>, WANG Saige<sup>3</sup>

(1. School of Science, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China; 2. Changsha Social Laboratory of Artificial Intelligence, Changsha 410205, China; 3. Faculty of Geographical Science, Beijing Normal University, Beijing 100875, China; 4. Key Laboratory of Hunan Province for Statistical Learning and Intelligent Computation, Changsha 410205, China)

**Abstract:** [Objective] Green innovation is a key driving force for addressing environmental challenges and achieving high-quality development. Studying the impact and mechanism of policies for new energy demonstration cities on green innovation can provide theoretical support and empirical evidence at the enterprise level for the evaluation and optimization of policies in new energy demonstration cities. [Methods] Using the Gini coefficient, Theil index, and spatial Markov chain method, this study revealed the balanced development and spatial-temporal shift characteristics of green innovation in Chinese new energy enterprises from 2008 to 2020. A difference-in-differences model was employed to assess the effects and mechanisms of new energy demonstration city policies on green innovation. [Results] (1) In the research period, inequality in green innovation among Chinese new energy enterprises in the new energy industry gradually increased over time, exhibiting a “Matthew effect”. (2) New energy demonstration city policies significantly enhanced the green innovation of new energy enterprises. Specifically, compared to areas without the implementation of such policies, the green innovation of listed companies in cities with these policies increased by 14%, as supported by a series of robustness tests. (3) The policies achieved the enhancement in green innovation by boosting research and development investments and strengthening environmental regulations. (4) Heterogeneity analysis showed that the impact of new energy demonstration city policies on green innovation was more pronounced for companies with smaller scales and tighter financing constraints. [Conclusion] The implementation of new energy demonstration city policies has a positive influence on promoting green innovation in the new energy industry. The research results provide policy references for the government to promote new energy demonstration city policies and enhance the green innovation of new energy enterprises.

**Key words:** new energy demonstration city; green innovation; new energy enterprises; research and development investment; environmental regulation; difference-in-differences model