

引用格式: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.[Li F Z, Zhang X R. The green and low-carbon development effect of China's new energy demonstration cities[J]. Resources Science, 2023, 45(8): 1590-1603.] DOI: 10.18402/resci.2023.08.08

中国新能源示范城市的绿色低碳发展效应

李福柱,张欣然

(中国海洋大学经济学院,青岛266100)

摘要:【目的】新能源示范城市建设是中国实现可持续高质量发展的重要举措,全面客观评估其绿色低碳发展绩效对于新能源试点城市的进一步推广至关重要。【方法】本文基于2006—2019年中国282个地级城市的面板数据,利用倾向得分匹配法和双重差分法,分析新能源示范城市建设是否实现了绿色低碳发展。【结果】研究发现:①新能源示范城市建设显著提升了绿色低碳发展水平。②进一步机制检验发现,新能源示范城市政策通过财政补贴与金融支持、倒逼工业企业绿色转型升级促进试点城市的绿色低碳发展,但政策尚未显著促进绿色技术创新。③新能源示范城市政策在不同地区呈现出异质性影响,西部试点城市的绿色低碳发展水平显著提升,东部、中部试点城市的政策效果不显著,且新能源示范城市政策对资源型城市的绿色低碳发展产生积极作用,对非资源型城市的政策效果不明显。【结论】本文认为,中国应进一步促进绿色技术创新,适时提升财政补贴与金融支持水平,并倒逼工业企业绿色转型升级,推动试点城市的绿色低碳发展,这对于带动全国城市的绿色低碳发展具有积极的示范效应。

关键词:新能源示范城市;绿色低碳发展;政策评估;绿色全要素生产率;PSM-DID模型;中国

DOI: 10.18402/resci.2023.08.08

1 引言

能源问题是关系国家经济社会发展的全局战略性问题,作为世界上最大的能源生产消费国和能源利用效率提升最快的国家,改革开放以来中国经济飞速发展离不开对能源的依赖。长期以来中国的能源利用结构和产业结构存在许多不合理的方面,如传统化石能源消耗比重过大,多数产业依靠以煤炭为主的高污染能源生产,能源利用的转型升级远远落后于产业结构的转型发展;同时,新型工业化发展推动能源需求的快速增长,也加大了绿色低碳发展的压力。在这一现实背景之下,习近平总书记在巴黎气候会议上提出“在2030年争取实现碳达峰,单位国内生产总值CO₂排放比2005年下降60%~65%,非化石能源占一次能源消费比重达到20%左右”。党的二十大报告也着重指出“要积极稳妥推进碳达峰碳中和,完善能源消耗总量和强度调

控,重点控制化石能源消费”。为此,如何转变能源结构,实行绿色低碳、可持续的发展模式已经成为中国高质量发展所不容忽视的课题。

为了推进生态文明建设,探寻城市高质量可持续发展的新模式,国家能源局于2014年出台了《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》,旨在从城市层面推动新能源的开发利用,促进中国能源发展的绿色转型。截至2021年底,中国新能源发电装机超过10亿kW,新能源开发利用规模居于世界首位,煤炭消费比例大幅下降,清洁能源消费量占比提升至25.5%。

绿色低碳对构建可持续高质量发展道路具有重要的支撑和保障作用,众多学者对其意义、内涵及发展路径进行了详细的阐述^[1,2]。除了基于经济理论的定性分析,目前学者多通过以下两种方法对绿色低碳发展指标进行定量评价:一方面,部分学

收稿日期:2023-02-27,修订日期:2023-07-23

基金项目:国家社会科学基金项目(19BJL091)。

作者简介:李福柱,男,山东青岛人,教授,博士生导师,研究方向为区域经济。E-mail: lfz789@163.com

2023年8月

者选择熵权 TOPSIS 综合评价法从多维度构建绿色低碳发展评价指标体系^[3];另一方面,由于全要素生产率是衡量经济发展方式转变、向高质量发展的重要依据^[4],因此部分学者基于数据包络分析(DEA)衡量绿色低碳发展水平^[5,6]。

近年来新能源、可再生能源与绿色低碳发展的关系广泛受到国内学者的关注,已有研究主要存在以下两种不同观点:一方面,部分学者认为开发新能源、可再生能源会对绿色低碳发展产生积极影响^[7,8];另一方面,尽管新能源是绿色清洁能源,但由于当前经济社会条件等方面的限制,部分学者认为它可能无法促进绿色低碳发展^[9,10]。

随着新能源示范城市建设持续推进,学术界对其评价标准和规划建设发展经验进行了广泛的研究^[11,12]。目前新能源示范城市建设的系统性深入研究尚未展开,多数文献侧重于新能源示范城市建设对经济增长^[13]或环境污染治理^[14,15]等某一具体方面的影响,鲜有学者考虑新能源示范城市政策对经济发展和环境污染的综合影响,且多数文献往往选取工业废水、工业二氧化硫以及工业烟(粉)尘排放作为测算绿色全要素生产率的非期望产出指标,未考虑到碳排放作为重要非期望产出对政策效果的影响,对于指标的选取较为局限。而新能源作为清洁、可再生能源对碳排放的影响不容小觑,因此,本文利用熵值法和主成分分析法两种方法核算环境污染非期望产出。那么,新能源示范城市是否实现了绿色低碳发展?新能源示范城市又通过何种途径实现的绿色低碳发展?这对于进一步带动全国城市的绿色低碳发展,提高可再生能源利用率,推动中国高污染高耗能企业转型升级,进而实现绿色低碳发展具有重要的借鉴意义。

本文选取2006—2019年中国282个地级市的相关数据,使用基于全域SBM方向性距离函数测算的绿色全要素生产率衡量城市绿色低碳发展水平,采用PSM-DID模型考察新能源示范城市政策的绿色低碳发展效应,并进一步分析政策异质性及作用机制。相较已有研究,本文边际贡献如下:①目前是实现双碳目标的重要时期,从节约生产要素投入、增加绿色产出和抑制环境污染与碳减排3个层

面综合测度中国绿色低碳发展水平,从理论意义来看,有助于更好地秉持国家绿色低碳发展战略内涵。在测度指标体系上,利用熵值法与主成分分析法两种不同的降维法,不仅考虑常规的三废产出,还将与“双碳”目标挂钩的碳排放纳入非期望产出体系对新能源示范城市政策的效果进行重新评估;同时,考虑到碳汇对碳中和的影响,将绿化面积纳入期望产出范畴。②从实际应用价值来看,完整、准确识别了新能源示范城市政策的绿色低碳发展净效应,解释了影响的潜在机制,为进一步扩大新能源试点城市的覆盖范围提供了优化路径。③从差异化角度来看,分析城市区位和城市类型对新能源示范城市建设的异质性影响,为新能源示范城市建设提供了差异化的政策实施方案。

2 理论分析与研究假说

在影响绿色低碳发展的众多因素中,新能源是一项不容忽视的关键因素,科学合理的新能源推广应用会释放助力绿色低碳发展的新动力。从制度经济学视角分析,区域经济实现绿色低碳发展与制度设立密不可分,新能源示范城市政策有利于打破传统的能源依赖模式,实现良性制度变迁;从内生经济增长理论视角分析,新能源示范城市政策会倒逼企业进行绿色技术革新,为试点城市的能源结构转型升级和生态环境治理提供相应的资金与技术支持,培育试点城市绿色低碳发展的内生动力。

根据上述分析,提出研究假说如下:

H1:新能源示范城市政策能够有效提升城市绿色低碳发展水平。

如果上述效应明确存在,那么新能源示范城市建设通过什么作用机制来促进绿色低碳发展呢?

“十四五”规划指出绿色技术是中国实现绿色发展的重要动力支撑。绿色技术创新是在减少能源消耗、降低环境污染的基础上推动经济效益不断提升,促进生态文明建设,包括节能环保、可再生能源、清洁生产等方面的技术创新。绿色技术的发明与使用,能够有效提高资源能源配置效率,减少污染物排放^[16]。程广斌等^[17]也指出绿色技术创新显著推动了经济高质量发展。新能源示范城市的推广是一场科技革命所倒逼的绿色低碳行动,要实现可

再生能源的长久健康发展,关键在于开发新技术,破除制约清洁可再生能源生产发展的高成本瓶颈。绿色技术创新可以通过对耗能较大的设备进行生产技术的革新,实现设备的优质高效运转,同时技术革新能够节约能源等相对昂贵的生产要素,是解决稳经济与促环保两难问题的根本途径。

为推进新能源示范城市顺利建设,政府公布了诸如新能源示范城市评价指标、预期达成目标以及新能源相关的一系列管理文件,新能源示范城市政策作为一种促进城市绿色低碳发展的环境硬约束,其设立的新能源开发利用量等评价指标会使试点城市高能耗高污染的工业企业受到一定的限制。过分依赖传统化石能源、资源利用效率低下或环境保护不到位的工业企业,可能会受到当地的限制被迫关闭或者向周围城市迁移,从而抑制当地的工业排污水平;同时部分企业为寻求可持续发展的新路径选择转型升级,能源结构变化驱动产业体系低碳化发展,能源结构逐渐优化,能源利用效率进一步提升,进而在有效节约资源投入的情况下不断提高产出水平,进一步改善环境质量^[18,19]。

新能源试点城市作为优惠政策的高地,普遍建立了新能源产业发展目标导向的财政补贴与金融支持机制。产业起步阶段,财政资金的扶持能够为新能源等新兴产业带来盈利优势,中国先后颁布了一系列如可再生能源增值税减免政策、绿色发展专

项引导资金等财税补贴政策,以刺激新能源和可再生能源的开发利用,进而实现规模化发展。绿色低碳发展背景下的财政制度更加注重资源要素的节约利用以及生态环境保护^[20],财政补贴与金融支持推动生态环境资源跨时空配置,提高资源的利用效率,同时大量的资金涌入能够有效促进新能源的推广应用,鼓励更多企业投资发展绿色新能源,进而对提高新能源示范城市的绿色全要素生产率产生正向促进作用。

新能源示范城市促进绿色低碳发展的作用机制如图1所示,基于此本文提出如下待检验的研究假设:

H2: 新能源示范城市通过绿色技术创新、倒逼工业企业绿色转型升级以及财政补贴与金融支持等3类机制来促进试点城市的绿色低碳发展。

3 方法、变量与数据

3.1 研究方法

3.1.1 绿色全要素生产率的测度方法

借鉴Fukuyama等^[21]的方法,本文采用基于全域SBM方向性距离函数的Global Malmquist-Luenberger(GML)指数测算的绿色全要素生产率(GTFP)来衡量城市绿色低碳发展水平。进一步参考金绍荣等^[22]的研究,将GML指数分解为技术效率变化指数(GEC)和技术进步指数(GTC)的乘积,以清晰刻画绿色全要素生产率的增长来源。

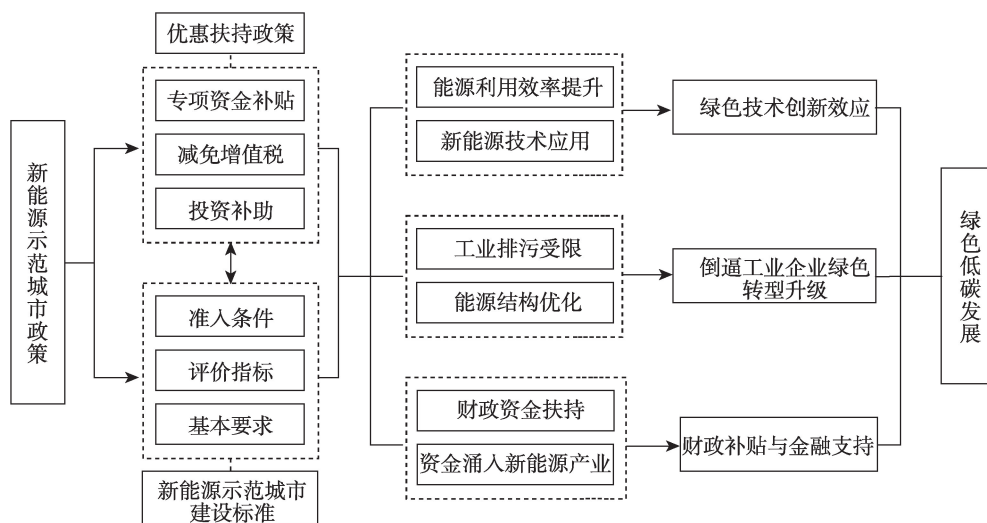


图1 新能源示范城市政策促进绿色低碳发展的作用机制

Figure 1 Mechanism of new energy demonstration city policy promoting green and low-carbon development

2023年8月

3.1.2 基准模型构建

作为一项准自然实验,新能源示范城市政策可以采用双重差分法来有效分离出“政策处理效应”。为避免现实非随机分组方式带来的样本选择性偏差,本文基于PSM-DID方法进一步估计新能源示范城市政策的绿色低碳发展效应,基准模型设定如下:

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \sigma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: $GTFP_{it}$ 为被解释变量,即绿色全要素生产率,代表城市绿色低碳发展水平; i, t 分别为城市和年份; DID_{it} 为本文的核心解释变量,即新能源示范城市虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项,且 $DID_{it} = Treat_i \times Policy_t$; $Treat_i$ 为分组虚拟变量,若城市 i 属于实验组即新能源试点城市,则 $Treat_i$ 取1,反之为0; $Policy_t$ 为政策实施虚拟变量,由于政策文件于2014年上半年颁布,故选取2014年为政策冲击年份,政策实施后 $Policy_t$ 取1,实施前则为0; $Controls_{it}$ 为控制变量; σ_i 为城市固定效应; γ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项; $\beta_0 - \beta_2$ 为待估参数,其中倍差项的系数 β_1 为PSM-DID的估计量,若 β_1 显著为正,说明新能源示范城市政策效果显著。

3.1.3 机制检验模型

根据前文的机制分析,新能源示范城市政策能通过绿色技术创新、倒逼工业企业绿色转型升级以及财政补贴与金融支持等3类机制促进试点城市的绿色低碳发展。因此,本文进一步通过式(2)实证验证上述3类机制:

$$Mechanism_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \sigma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $Mechanism_{it}$ 为绿色技术创新、工业企业绿色转型升级以及财政补贴与金融支持3类机制变量; $\alpha_0 - \alpha_2$ 为待估参数。

3.2 变量设定

3.2.1 被解释变量

绿色低碳发展是中国在严峻的资源约束下实现经济社会新旧动能转变、能源结构优化升级和可持续发展的内在要求,本文选取绿色全要素生产率($GTFP$)衡量绿色低碳发展水平,其“绿色”内涵体

现在合理控制生产要素的投入,稳步促进经济发展同时最大限度地减少环境污染;“低碳”内涵不仅体现在生产方式低碳化,着力推进碳减排,同时也体现在绿色生态收益的提升,注重发挥绿地的碳汇功能。通过对绿色低碳发展理念及相关文献的梳理,本文遴选出测算 $GTFP$ 的投入与产出指标(表1)。投入指标如下:①资本投入:选择通过永续盘存法估算的地级市资本存量作为资本投入,并将其按照地级市所在省份的固定资产投资价格指数以2006年为基期进行平减;②劳动投入:选取年末社会从业总人数衡量劳动力投入;③能源投入:借鉴史丹等^[23]和吴建生^[24]等的做法,基于夜间灯光数据与能源消费总量之间的线性关系将省级能源消费总量(万t标准煤)分解到地级市层面,其中夜间灯光数据参考 Wu 等^[25]的研究,通过整合 DMSP-OLS 和 SNPP-VIIRS 数据得到矫正后的夜间灯光总量数据。产出指标包括:①期望产出指标:一方面,选取城市地区生产总值衡量经济产出,并以2006年为基期利用地级市 GDP 指数进行平减;另一方面,选取建成区绿化覆盖面积衡量环境产出;②非期望产出指标:选取能够较好衡量环境污染治理的工业废水、工业二氧化硫与工业烟(粉)尘排放量以及能够衡量清洁低碳水平的二氧化碳排放量4类“坏”产出,并利用熵值法对上述4类产出进行无量纲化处理,加权为综合非期望产出指数。

3.2.2 核心解释变量

本文选取新能源示范城市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,即前

表1 绿色全要素生产率测度指标体系

Table 1 Green total factor productivity measurement indicator system

指标	类别	具体指标构成	单位
投入指标	资本	固定资产投资额	万元
	劳动力	年末社会从业人员数	万人
	能源	能源消费总量	万t标准煤
产出指标	期望产出	地区生产实际总值	亿元
		建成区绿化覆盖面积	hm ²
	非期望产出	工业废水排放量	万t
		工业二氧化硫排放量	t
		工业烟(粉)尘排放量	t
		二氧化碳排放量	万t

文所述的 $DID_{it} = Treat_i \times Policy_t$, 若样本城市为新能源示范城市且处于政策实施当年及以后, 则该变量取值为1, 否则为零。

3.2.3 控制变量

为克服遗漏变量产生的内生性问题, 参考相关的研究, 本文控制了如下变量: ①经济发展水平($PERGDP$): 选择城市人均GDP的自然对数衡量经济发展水平, 并利用地区生产总值指数将其转换为以2006年为基期的实际人均GDP; ②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人口密度; ③环境规制(ER): 选取生活垃圾无害化处理率作为环境规制的代理变量; ④人力资本水平(EDU): 采用普通高等学校在校人数与年末常住总人口的比值表示人力资本水平; ⑤对外开放程度(FDI): 选择外商实际投资额与GDP之比衡量外商直接投资水平, 为了便于与GDP比较, 利用人民币兑美元年均汇率将外商实际投资额转换为以人民币为单位的指标; ⑥产业结构(IS): 采用第二产业增加值与第三产业增加值之比表示。

3.2.4 机制变量

本文采用了如下3类机制变量: ①绿色技术创新: 参照宋德勇等^[26]的研究, 以地级市人均绿色专利申请数量(包括绿色发明和绿色实用新型专利)衡量绿色技术创新的“数量”($GTIN$), 以人均绿色发明专利申请量衡量绿色技术创新的“质量”($GTIQ$); ②工业企业绿色转型升级: 借鉴Chen等^[27]的研究, 以工业从业人员数占年末总人口比重表示的工业活动水平(ID)和每单位工业增加值的用电量表示的工业能源消耗水平(IEI)衡量工业企业绿色转型升级; ③财政补贴与金融支持: 采用政府财政支出占GDP的比重衡量财政补贴水平(FE), 以金融机构存贷款余额占GDP比重所衡量的金融发展规模表示金融支持水平(FD)。

3.3 数据处理与描述性统计

本文对样本数据进行了以下处理: ①实验组的选取标准, 依据国家能源局2014年于《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》中公布的新能源示范城市名单作为

实验组, 为确保结论的稳健型, 剔除81个示范城市(区)中的县级市以及产业园区, 且不考虑以区为单位设立的新能源示范城市, 据此共得到实验组城市57个, 对照组城市225个; ②缺失数据利用STATA 16.0进行线性插值处理; ③由于GML指数度量的是GTFP的增长率, 因此将2006年的GML指数设定为1, 往后各年的GTFP通过GML指数逐年累乘获得。GEC和GTC的计算同上。由于工业废水排放量和固定资产投资价格指数仅公布至2019年^①, 因此最终得到2006—2019年间中国282个地级市14年的面板数据。省级能源消费总量来源于2007—2020年《中国能源统计年鉴》, 夜间灯光总量数据源于美国国家海洋和大气管理局(NOAA), 碳排放数据来自公众环境研究中心(IPE), 地区生产总值指数来源于Choice数据库, 绿色专利申请数据来自国家知识产权局专利数据库, 其余数据来自于2007—2020年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》以及EPS数据库。表2为变量的描述性统计。

4 结果与分析

4.1 实证结果

4.1.1 基准回归结果及分析

表3给出了基准回归结果。模型(1)只检验了交互项系数 DID 对绿色低碳发展的影响; 模型(2)为加入控制变量后未进行倾向得分匹配的基准回归结果; 模型(3)为去除核匹配后权重为空的样本后进行的回归; 模型(4)借鉴李青原等^[28]的做法选择了满足共同支撑假设的样本作为PSM后的样本进行回归; 由于权重越大代表匹配次数越多, 为突出样本在回归时的重要性, 模型(5)根据权重来重复对照组中被匹配上的样本, 即频数加权回归。未进行匹配的基准模型(1)和(2)的 DID 回归系数在5%的水平下显著为正, PSM-DID模型(3)–(5)的 DID 回归系数均在1%的水平下显著为正, 说明新能源示范城市政策的出台提升了城市绿色低碳发展水平, H1得到有力验证。从其他控制变量来看, 经济发展水平的提升显著促进了绿色低碳发展, 这可能是因为, 扎实的经济基础有助于革新技术与手段, 高污染高耗能的传统产业逐渐被高新技术产业取

① 截至2023年7月底, 工业废水排放量和固定资产投资价格指数仅公布至2019年。

2023年8月

表2 变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of variables

变量	全样本			实验组			对照组		
	样本量	均值	方差	样本量	均值	方差	样本量	均值	方差
<i>GTFP</i>	3948	1.235	0.340	798	1.232	0.287	3150	1.236	0.353
<i>GEC</i>	3948	1.015	0.221	798	1.005	0.192	3150	1.017	0.227
<i>GTC</i>	3948	1.223	0.239	798	1.231	0.191	3150	1.221	0.250
<i>PERGDP</i>	3948	10.303	0.761	798	10.329	0.698	3150	10.297	0.776
<i>PD</i>	3948	5.734	0.920	798	5.760	0.891	3150	5.727	0.927
<i>ER</i>	3948	0.851	0.239	798	0.881	0.211	3150	0.843	0.245
<i>EDU</i>	3948	0.017	0.023	798	0.019	0.023	3150	0.017	0.023
<i>FDI</i>	3948	0.019	0.022	798	0.018	0.018	3150	0.019	0.023
<i>IS</i>	3948	1.364	0.735	798	1.366	0.739	3150	1.363	0.734

表3 基准回归结果

Table 3 Benchmark regression results

解释变量	被解释变量						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>GTFP</i>	<i>GTFP</i>	<i>GTFP</i>	<i>GTFP</i>	<i>GTFP</i>	<i>GEC</i>	<i>GTC</i>
<i>DID</i>	0.030** (2.55)	0.030** (2.57)	0.031*** (2.61)	0.031*** (2.61)	0.031*** (2.61)	0.020* (1.88)	0.004 (0.47)
<i>PERGDP</i>		0.271*** (6.00)	0.275*** (6.03)	0.275*** (6.03)	0.275*** (6.03)	0.070** (2.15)	0.180*** (5.01)
<i>PD</i>		0.162** (2.51)	0.161** (2.49)	0.161** (2.49)	0.161** (2.49)	0.150*** (3.43)	-0.063 (-1.32)
<i>ER</i>		0.054*** (3.01)	0.055*** (3.10)	0.055*** (3.10)	0.055*** (3.10)	0.046*** (3.17)	-0.002 (-0.15)
<i>EDU</i>		-0.144 (-0.29)	-0.218 (-0.42)	-0.218 (-0.42)	-0.218 (-0.42)	-0.708** (-2.17)	0.538 (1.43)
<i>FDI</i>		0.058 (0.32)	-0.256 (-1.30)	-0.256 (-1.30)	-0.256 (-1.30)	-0.149 (-0.99)	-0.002 (-0.01)
<i>IS</i>		-0.002 (-0.25)	-0.002 (-0.28)	-0.002 (-0.28)	-0.002 (-0.28)	-0.014** (-2.22)	0.016** (2.55)
常数项	1.232*** (461.88)	-2.535*** (-4.39)	-2.561*** (-4.41)	-2.561*** (-4.41)	-2.561*** (-4.41)	-0.572 (-1.33)	-0.300 (-0.72)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3948	3948	3937	3937	3937	3937	3937
<i>R</i> ²	0.779	0.785	0.785	0.785	0.785	0.626	0.698

注:括号内的数值为估计系数的*t*值;符号*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下同。

代;人口密度对绿色低碳发展具有显著的正向影响,人口密度的提高意味着空间紧凑度提升,这可能会改变公众的出行方式,降低区域交通运行的能源成本,促进节能减排,从而有利于绿色低碳发展;同时,环境规制水平提升也可以显著推进绿色低碳

发展,说明随着经济发展水平不断提高,人们对高质量发展的需求不断提升,政府不再单纯追求经济增速,其环境规制的手段也更加严密。此外,教育水平、对外开放程度以及产业结构变量并未对绿色低碳发展产生显著影响。

为了更高层次地研究绿色低碳发展的内在动力,本文进一步分析试点政策对技术效率变化和技术进步的影响,将 *GEC* 和 *GTC* 分别作为被解释变量进行 PSM-DID 分析。由模型(6)可知示范城市建设对技术效率变化产生了显著影响,表明在现有的生产可能性边界上,示范城市建设通过提升资源的利用效率,促使现实的投入产出组合向“最佳生产前沿面”移动的效果明显;模型(7)表明示范城市并未显著推动“生产可能性前沿面”向外扩张,技术进步创造的“增长效应”并不明显,新能源示范城市还应进一步推动技术创新,构建新型绿色产业链,促进绿色技术溢出。

4.1.2 平行趋势检验与动态检验

采用双重差分法分离政策净效应存在一个基本前提——平行趋势假定,即新能源示范城市政策实施之前实验组与对照组的绿色低碳发展水平没有显著差异。本文选择事件研究法检验政策实施前的平行趋势与政策实施后的动态效果,首先生成时间虚拟变量与实验组虚拟变量的交互项并纳入回归分析,作为解释变量的交互项系数反映的就是特定年份实验组与对照组之间的差异。

图2显示在政策实施前3年,交互项的系数均不显著(95%的置信区间包含0值),说明实验组与对照组的绿色低碳发展水平在新能源示范城市政策实施前并不存在显著差异,通过了平行趋势检验;政策实施后动态效应由负转正且逐渐增大,产生明显差异,说明新能源示范城市政策发挥了一定

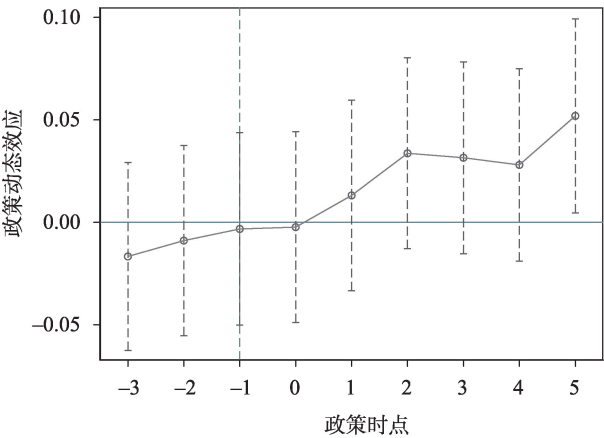


图2 平行趋势检验与动态效果检验

Figure 2 Parallel trend test and dynamic effect test results

的影响,但直到政策实施后第5年才出现显著差异,这表明新能源示范城市政策具有一定的滞后性,且随时间推移,政策效果日趋明显。

4.1.3 稳健性检验

采用双重差分法识别的政策效果建立在一系列的前提和假设条件下,为确保估计结果的可靠性,采用不同的方法进行一系列的稳健性检验。

(1)反事实检验。将新能源示范城市政策的实施时间提前至2010年或2011年,进行同基准回归一致的检验,如表4前两列所示,*DID* 估计结果不再显著,这表明政策试点年份确实显著提升了绿色低碳发展水平,前文估计结果稳健。

(2)替换被解释变量。前文基于熵值法估算了环境污染综合指标,进一步借鉴刘钴扩等^[29]的主成分分析法对4类“坏”产出进行降维,从4类“坏”产

表4 稳健性检验

Table 4 Robustness test results

解释变量	提前4年	提前3年	替换被解释变量	改变匹配方式			
				逐年匹配	卡尺最近邻匹配	半径匹配	马氏距离匹配
<i>DID</i>	0.020	0.014	0.041***	0.026**	0.040***	0.030**	0.028**
	(1.54)	(0.96)	(3.47)	(2.00)	(3.19)	(2.56)	(2.10)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-2.795***	-2.803***	1.232***	-2.469***	-2.631***	-2.561***	-2.872***
	(-5.28)	(-5.30)	(34.80)	(-3.58)	(-4.10)	(-4.38)	(-3.89)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3948	3948	3939	2376	2670	3931	2671
<i>R</i> ²	0.789	0.789	0.813	0.781	0.793	0.785	0.764

2023年8月

出中提炼出两类主成分,重新核算环境污染综合指标,并进行PSM-DID估计(表4)。交互项系数仍显著为正,说明前文根据熵值法进行的回归分析结果是稳健的。

(3)改变PSM匹配方法。前文中的倾向得分匹配是基于核匹配的混合匹配,进一步选取每年核匹配出的共同对照组样本集合作为最终的对照组样本进行逐年匹配回归。此外,本文还采用了卡尺最近邻匹配(1:4)、半径匹配和马氏距离匹配方法。由表4可知,无论采用哪种匹配方法,DID回归系数都显著为正,估计结果具有稳健性。

(4)排除其他政策干扰。鉴于研究时间段2006—2019年所跨时期较长,期间绿色低碳发展水平可能受到同时期颁布的其他政策的影响,因此,表5列(1)和(2)剔除了2012年低碳城市试点影响,列(3)和(4)剔除了2013年1月智慧城市试点影响,列(5)和(6)剔除了2014年节能减排财政政策试点影响。分别将上述试点政策的交互项纳入双重差分模型,列(1)、(3)和(5)进行DID基准回归,列(2)、(4)和(6)进行PSM-DID回归,DID回归系数依然显著为正。

(5)内生性检验。本文选取年末城市道路面积作为工具变量以进一步克服内生性问题,原因在

于:一方面,铁路公路等交通基础设施能够显著提升区域经济增长^[30],政府在审批新能源试点城市时,更倾向于选择经济发展水平高、综合能力达标且成功可能性大的地区,同时财力雄厚的地方政府依靠优越的条件也更容易推动政策落实,争取更高的政策绩效,满足工具变量所需的相关性假设;另一方面,从工具变量的外生性条件考虑,年末城市道路面积作为较稳定的因素,和经济活动要素相比,与城市绿色低碳发展无直接关系,满足外生性假定。

工具变量法回归结果如表6所示。对年末城市道路面积取自然对数,并借鉴史丹等^[25]的研究,选取年末城市道路面积的自然对数与政策实施时间虚拟变量的交互项作为工具变量。第一阶段回归中,工具变量系数在1%的水平下显著,且C-D Wald和K-P rk Wald统计量 F 值均超过10,工具变量满足相关性条件;第二阶段回归中,交互项DID系数仍显著为正且回归系数有所增大,这表明前文新能源示范城市政策促进城市绿色低碳发展结果不是由于样本选择偏差所导致的。

(6)安慰剂检验。前文的估计结果建立在控制了一系列可观测特征如经济发展水平、人口密度以及对外开放程度等的基础之上,在倾向得分匹配稳健的基础上,进一步基于反事实的思想进行安慰剂

表5 排除其他政策干扰

Table 5 Results after eliminating other policy disturbances

解释变量	被解释变量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.030** (2.55)	0.030*** (2.60)	0.030*** (2.58)	0.031*** (2.63)	0.030** (2.58)	0.031*** (2.62)
低碳城市试点	0.005 (0.34)	0.004 (0.31)				
智慧城市试点			0.011 (0.64)	0.012 (0.70)		
节能减排财政政策试点					0.050* (1.92)	0.051* (1.92)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-2.538*** (-4.41)	-2.564*** (-4.43)	-2.534*** (-4.39)	-2.559*** (-4.42)	-2.524*** (-4.37)	-2.552*** (-4.40)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	3948	3937	3948	3937	3948	3937
R^2	0.785	0.785	0.785	0.785	0.785	0.785

表6 工具变量回归估计结果

Table 6 Instrumental regression estimate results

解释变量	第一阶段	第二阶段
	DID	GTFP
$ROAD \times Policy$	0.028*** (17.32)	
DID		0.204** (4.44)
控制变量	是	是
常数项	-0.185 (-0.39)	-3.070*** (-7.87)
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
Kleibergen-Paap rk LM统计量		271.59 [0.00]
Cragg-Donald Wald F 统计量	299.45	
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	300.15	
N	3948	3948
R^2	0.508	0.789

注:中括号内数字为卡方检验 p 值。

检验。本文从282个地级市中随机生成57个实验组并重复进行1000次回归,从而产生1000个“伪政策虚拟变量”的系数。图3描绘了1000次估计系数的核密度图及 p 值散点图,图中虚线为基准回归中估计出的真实系数,可见1000个“虚拟”系数分布在0值左右,显然该估计系数近似于0且服从正态分布,且大部分 p 值位于0.1以上,符合安慰剂检验的预期,因此可认为前文的回归结果稳健。

4.2 异质性分析

4.2.1 区域异质性分析

考虑到不同地理区域的社会经济发展水平、新

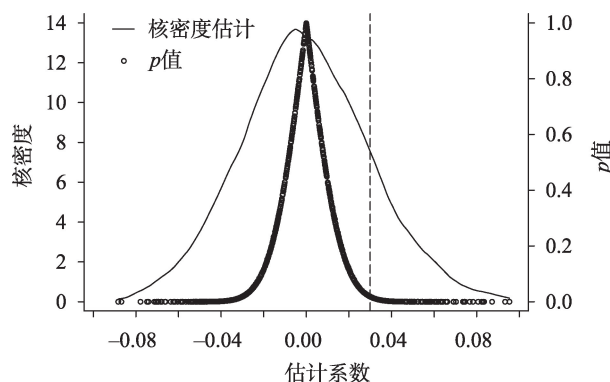


图3 安慰剂检验

Figure 3 Placebo test

能源利用程度等外界条件的不同,参考“七五”计划关于东部、中部和西部的划分方法,将样本城市按照东、中、西部3个区域划分为3组样本进行回归分析,考察地域对于新能源示范城市设立的影响。

新能源示范城市建设存在显著的区域异质性,西部试点城市在政策实施后能显著提升城市绿色低碳发展水平,而东部与中部城市并未取得显著成效(表7)。可能的原因是:政策实施前西部地区发展主要依赖传统化石能源,发展路径较为单一,较低的经济水平促使西部地区更多关注经济增速而非发展质量,新能源政策的实施为西部地区开拓了发展思路,支持当地产业发展转型,摆脱传统能源束缚,激发当地对清洁、可再生能源的需求,同时西部地区幅员辽阔,拥有丰富的太阳能与风能资源,其自然资源优势与政策优势叠加促使新能源产业迸发巨大的活力,推动西部地区绿色低碳发展;东部试点城市的经济发展水平较高,一直以来人们对绿色低碳发展的需求较高,且东部地区传统能源匮乏,长期依赖西气东输、西电东送等方式满足能源供需平衡;而中部地区为推进中部振兴战略,依托丰富的煤炭矿产资源大力发展高污染高耗能的低效企业,且发展过程中不断承接东部地区淘汰的落后产业,绿色低碳发展的意识和水平较低;因而东部与中部试点城市的绿色低碳发展效果较不明显。

4.2.2 城市类型异质性分析

新能源示范城市建设主要是通过改善试点地区的能源利用结构促进其可持续发展,因此,城市的自身资源禀赋会影响到政策试点的效果。本文参照国务院颁布的《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》将样本城市划分为资源型城市与非资源型城市两组,来探讨资源依赖程度对绿色低碳发展产生的异质性影响。

表7给出了不同城市类型的估计结果。新能源示范城市政策显著促进了资源型城市的绿色低碳发展,而对非资源型城市的影响并不显著。这可能是因为,非资源型城市的发展对高耗能资源的依赖程度相对较小,绿色低碳发展的基础较好;而资源型城市长期依赖于自身的资源禀赋,产业结构单一化,多为高污染、高耗能企业,初始绿色低碳发展水平较低,新能源的推广应用对当地工业产业造成较

表7 政策异质性分析

Table 7 Policy heterogeneity analysis

解释变量	地理区域			城市类型	
	东部	中部	西部	非资源型城市	资源型城市
<i>DID</i>	0.025 (1.33)	-0.003 (-0.19)	0.069** (2.34)	0.015 (1.14)	0.045** (2.20)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	-2.024** (-2.40)	-1.385** (-2.30)	-4.523*** (-3.04)	-1.175* (-1.81)	-4.470*** (-4.47)
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1400	1386	1162	2352	1596
<i>R</i> ²	0.803	0.783	0.779	0.793	0.779

大冲击,政策绩效较为明显。

4.3 机制检验

基于前文的论述,新能源示范政策显著促进了试点城市的绿色低碳发展水平,那么新能源示范城市是通过何种机制实现的绿色低碳发展? 本文根据式(2)进行了3类机制检验。江艇^[31]指出中介效应逐步法检验存在内生性偏误,因而,参考Chen等^[32]的研究,进一步分析新能源示范城市政策促进绿色低碳发展的作用机制,通过式(2)考察政策对机制变量的影响,机制变量对结果变量的作用主要依赖于前文的文献和逻辑分析。由表8可知,新能源示范城市政策显著提升了财政补贴与金融支持水平,倒逼倒逼工业企业绿色转型升级。这一结论与H2一致,说明政策实施后,低效率、高污染高耗能的传统工业正在不断进行撤并整合,在地方政府的财政补贴与金融支持制度下,资金充分流入新能

源领域,新能源示范城市企业不断淘汰落后产能,倒逼依赖高能耗高污染能源的工业企业迁移或绿色转型升级,新能源得到进一步开发利用,资源的配置效率不断提高,从而促进城市绿色低碳发展。但新能源示范城市建设并未对绿色技术创新产生显著影响,这一结论与H2不一致,可能的原因是,一方面,中国目前绿色技术创新水平有限,企业研发成果不足且科研成果转化率较低,产业化规模受阻;另一方面,绿色专利产出受政策等外部环境影响波动较大,中国绿色技术创新的公共投入规模相对有限,推广绿色技术的保障机制尚不健全,因而企业更倾向于选择替代性能源或购买节能减排设备来实现绿色低碳发展。

5 结论与政策建议

5.1 结论

本文从节约生产要素投入、增加绿色产出和抑

表8 机制检验结果

Table 8 Mechanism test result

解释变量	绿色技术创新		工业企业绿色转型升级		财政补贴与金融支持	
	<i>GTIN</i>	<i>GTIQ</i>	<i>ID</i>	<i>IEI</i>	<i>FE</i>	<i>FD</i>
<i>DID</i>	0.080 (0.62)	0.059 (0.79)	-0.077*** (-3.68)	-0.128*** (-4.25)	0.032*** (2.97)	0.144*** (3.45)
常数项	-67.408*** (-5.61)	-33.156*** (-5.14)	-12.219*** (-11.82)	17.265*** (10.85)	6.293*** (14.59)	14.138*** (4.62)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3948	3948	3948	3948	3948	3948
<i>R</i> ²	0.707	0.688	0.911	0.777	0.942	0.868

制环境污染与碳减排3个层面综合测度城市绿色低碳发展水平,基于2006—2019年中国282个地级市的研究样本,利用DID以及PSM-DID方法实证分析了新能源示范城市建设的绿色低碳发展效应,并进行了异质性分析与机制检验。主要结论如下:

(1)新能源示范城市政策在经过一系列稳健性检验后有效促进了绿色低碳发展水平,说明新能源示范城市政策是实现高质量发展与“3060”双碳目标的有效途径。从动态效应看,该政策存在一定滞后性,但随时间推移政策效果日趋明显。

(2)机制分析显示,新能源示范城市通过财政补贴与金融支持、逆向倒逼工业企业绿色转型升级促进绿色低碳发展,政策尚未显著促进绿色技术创新。

(3)新能源示范城市政策的绿色低碳发展效应会因城市区位与城市类型不同存在差异。从城市区位看,西部地区凭借自然资源优势与政策优势的叠加推动新能源的开发利用,促进绿色低碳发展;而东部和中部城市囿于资源禀赋和发展模式未取得明显政策效果。从城市类型看,资源型城市由于长期依赖自然资源,产业结构较为单一,新能源开发利用显著促进了绿色低碳发展;而非资源型城市对高耗能资源的依赖程度相对较小,绿色低碳发展的基础较好,因而政策效果不显著。

5.2 政策建议

基于以上分析,本文提出如下政策建议:

(1)提炼新能源试点城市的有效经验,鼓励更多城市开发利用新能源,提升全国城市的绿色低碳发展水平。当前由于缺乏相应的配套政策以及机构的监管,部分试点城市绿色低碳发展水平的提升尚不明显。应当健全相应的体制机制,完善资源节约保护等新能源试点相关政策法规,制定行之有效的环境污染监察制度,全面落实规划提出的目标任务。

(2)继续实施财政补贴政策,完善绿色金融支持机制,努力提升绿色技术创新水平,促进产业绿色转型升级。目前中国风电、光伏的发电利用率已达到较高水平,但其他新能源开发利用水平参差不齐,政府应加大专项资金扶持与增值税减免力度,

对新能源开发项目公开招投标,积极引入市场竞争机制,加快水电、核电等新能源的开发利用。中国整体的技术创新水平落后于西方国家,部分关键设备如风电发动机组机等仍依赖进口,应鼓励高校、科研机构与相关企业协同培养新能源专业人才,在水电、光伏、核电等新能源领域创设一批国家和省级科技创新平台,积极推动新能源相关产业形成绿色技术产业链,促进产业结构向着更加绿色低碳的高级形态转变。

(3)针对不同地区因地制宜制定差异化的新能源示范城市政策实施方案。东部地区应逐步提高新能源自给水平,降低对西部传统资源的过度依赖,并凭借较强的财力优势发展绿色高新技术产业,形成绿色产业链;中部地区应注重绿色低碳发展意识的培养以及绿色技术人才的引进,由注重经济增长转变为提升经济高质量发展水平;西部地区应凭借其自然资源优势吸引更多的绿色低碳产业转移到西部地区,提高西部地区的新能源本地化吸纳能力。政府应健全财政资金扶持政策等外部条件,进一步优化金融支持机制,一些符合生态文明建设发展要求但收益率偏低的项目应得到更多的财政支持,吸引资源要素更多地流入新能源产业。对于资源型城市,着力发展绿色产业链,依靠绿色技术创新来摆脱高污染高耗能的路径依赖模式,培育新的内生经济增长点,推动经济的可持续绿色低碳发展。

参考文献(References):

- [1] 张忠民. 环境法典绿色低碳发展编对可持续发展理念的体系回应与制度落实[J]. 法律科学(西北政法大学学报), 2022, 40(1): 87-95. [Zhang Z M. The contributions made by the green and low-carbon development chapter of the environmental code to sustainable development[J]. Science of Law (Journal of Northwest University of Political Science and Law), 2022, 40(1): 87-95.]
- [2] 徐政, 左晟吉, 丁守海. 碳达峰、碳中和赋能高质量发展: 内在逻辑与实现路径[J]. 经济学家, 2021, (11): 62-71. [Xu Z, Zuo C J, Ding S H. Carbon peak, carbon neutrality empowers high-quality development: Internal logic and realization path[J]. Economist, 2021, (11): 62-71.]
- [3] 张友国, 窦若愚, 白羽洁. 中国绿色低碳循环发展经济体系建设水平测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(8): 83-102.

2023年8月

- [Zhang Y G, Dou R Y, Bai Y J. Measurement on China's green low-carbon circular developing economic system construction[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2020, 37(8): 83-102.]
- [4] 邓洪中, 张玲. 长江经济带水资源绿色效率时空演变特征及其影响因素[J]. 资源科学, 2022, 44(2): 247-260. [Deng Q Z, Zhang L. Spatiotemporal pattern and influencing factors of green efficiency of water resources in the Yangtze River Economic Belt[J]. Resources Science, 2022, 44(2): 247-260.]
- [5] 李江龙, 徐斌. “诅咒”还是“福音”: 资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长?[J]. 经济研究, 2018, 53(9): 151-167. [Li J L, Xu B. Curse or blessing: How does natural resource abundance affect green economic growth in China?[J]. Economic Research Journal, 2018, 53(9): 151-167.]
- [6] 李洪伟, 姜海洋, 孙作人. “一带一路”沿线国家高质量绿色发展实现路径研究[J]. 软科学, 2022, 36(7): 23-30. [Li H W, Jiang H Y, Sun Z R. Study on the paths of achieving high-quality green development for countries along the Belt and Road[J]. Soft Science, 2022, 36(7): 23-30.]
- [7] Li J M, Dong K Y, Dong X C. Green energy as a new determinant of green growth in China: The role of green technological innovation[J]. Energy Economics, 2022, DOI: 10.1016/j.eneco.2022.106260.
- [8] 武汉大学国家发展战略研究院课题组. 中国实施绿色低碳转型和实现碳中和目标的路径选择[J]. 中国软科学, 2022, (10): 1-12. [Research Group of National Institute of Development Strategy at Wuhan University. Path choice for China to implement green low-carbon transformation and achieve carbon neutrality[J]. China Soft Science, 2022, (10): 1-12.]
- [9] Xie F M, Liu Y L, Guan F Y, et al. How to coordinate the relationship between renewable energy consumption and green economic development? From the perspective of technological advancement [J]. Environmental Sciences Europe, 2020, DOI: 10.1186/s12302-020-00350-5.
- [10] 齐绍洲, 李杨. 能源转型下可再生能源消费对经济增长的门槛效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(2): 19-27. [Qi S Z, Li Y. Threshold effects of renewable energy consumption on economic growth under energy transformation[J]. China Population, Resources and Environment, 2018, 28(2): 19-27.]
- [11] 娄伟. 基于“6A”理念的新能源城市规划方法研究[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2014, 28(2): 54-59. [Lou W. The study on new energy city planning methods based on “6A” concept[J]. Journal of Huazhong University of Science and Technology (Social Science Edition), 2014, 28(2): 54-59.]
- [12] 汪光焘. 借鉴推广示范成果, 推进能源改革、节能城市建设: 结合中央城市会议精神学习体会总结吐鲁番新能源示范区经验[J]. 城市规划, 2016, 40(6): 9-13. [Wang G T. Studying and popularizing demonstration achievements to promote energy system reform and energy-saving city construction: Summarizing the experience of Turpan New Energy Demonstration Area in combination with the spirit of Central Urban Work Conference[J]. City Planning Review, 2016, 40(6): 9-13.]
- [13] 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. [Xu H G. New energy demonstration cities and regional economic growth[J]. East China Economic Management, 2021, 35(1): 76-85.]
- [14] 逮进, 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.]
- [15] Yang X D, Zhang J N, Ren S Y, et al. Can the new energy demonstration city policy reduce environmental pollution? Evidence from a quasinalatural experiment in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2021, DOI: 10.1016/j.jclepro.2020.125015.
- [16] 苏科, 周超. 人力资本、科技创新与绿色全要素生产率: 基于长江经济带城市数据分析[J]. 经济问题, 2021, (5): 71-79. [Su K, Zhou C. Human capital, Technological innovation and green total factor productivity: Based on the data analysis of cities in the Yangtze River Economic Belt[J]. On Economic Problems, 2021, (5): 71-79.]
- [17] 程广斌, 吴家庆, 李莹. 数字经济、绿色技术创新与经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2022, 38(23): 11-16. [Cheng G B, Wu J Q, Li Y. Digital economy, green technology innovation and high-quality economic development[J]. Statistics & Decision, 2022, 38(23): 11-16.]
- [18] 苏涛永, 郁雨竹, 潘俊汐. 低碳城市和创新型城市双试点的碳减排效应: 基于绿色创新与产业升级的协同视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2022, 43(1): 21-37. [Su T Y, Yu Y Z, Pan J X. Carbon emission reduction effect of low-carbon cities and innovative cities: Based on the synergic perspective of green innovation and industrial upgrading[J]. Science of Science and Management of S. & T., 2022, 43(1): 21-37.]
- [19] 岳立, 曹雨暄, 王宇. 能源政策的区域碳减排效应[J]. 资源科学, 2022, 44(6): 1105-1118. [Yue L, Cao Y X, Wang Y. Effect of energy policies on regional carbon emission reduction[J]. Resources Science, 2022, 44(6): 1105-1118.]
- [20] 张腾飞, 杨俊. 绿色发展绩效的环境保护财政支出效应评价及政策匹配[J]. 改革, 2019, (5): 60-69. [Zhang T F, Yang J. Efficiency evaluation and policy matching of environmental protection fiscal expenditure on green development[J]. Reform, 2019, (5): 60-69.]
- [21] Fukuyama H, Weber W L. A directional slacks-based measure of

- technical inefficiency[J]. Socio-Economic Planning Science, 2009, 43(4): 274-287.
- [22] 金绍荣, 任赞杰. 乡村数字化对农业绿色全要素生产率的影响[J]. 改革, 2022, (12): 102-118. [Jin S R, Ren Z J. The impact of rural digitalization on agricultural green total factor productivity [J]. Reform, 2022, (12): 102-118.]
- [23] 史丹, 李少林. 排污权交易制度与能源利用效率: 对地级及以上城市的测度与实证[J]. 中国工业经济, 2020, (9): 5-23. [Shi D, Li S L. Emissions trading system and energy use efficiency: Measurements and empirical evidence for cities at and above the prefecture level[J]. China Industrial Economics, 2020, (9): 5-23.]
- [24] 吴健生, 牛妍, 彭建, 等. 基于DMSP/OLS夜间灯光数据的1995-2009年中国地级市能源消费动态[J]. 地理研究, 2014, 33(4): 625-634. [Wu J S, Niu Y, Peng J, et al. Research on energy consumption dynamic among prefecture-level cities in China based on DMSP/OLS Nighttime Light[J]. Geographical Research, 2014, 33(4): 625-634.]
- [25] Wu Y Z, Shi K F, Chen Z Q, et al. Developing improved time-series DMSP-OLS-like data (1992-2019) in China by Integrating DMSP-OLS and SNPP-VIIRS[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2022, DOI: 10.1109/TGRS.2021.3135333.
- [26] 宋德勇, 李超, 李项佑. 新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”? 来自国家智慧城市试点的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(11): 155-164. [Song D Y, Li C, Li X Y. Does the construction of new infrastructure promote the ‘quantity’ and ‘quality’ of green technological innovation? Evidence from the national smart city pilot[J]. China Population, Resources and Environment, 2021, 31(11): 155-164.]
- [27] Chen L F, Wang K. The spatial spillover effect of low-carbon city pilot scheme on green efficiency in China’s cities: Evidence from a quasi-natural experiment[J]. Energy Economics, 2022, DOI: 10.1016/j.eneco.2022.106018.
- [28] 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.]
- [29] 刘钴扩, 辛丽. “一带一路”建设对沿线中国重点省域绿色全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(12): 87-97. [Liu Z K, Xin L. The impact of the ‘Belt and Road’ construction on green total factor productivity in China’s key provinces along the route[J]. China Population, Resources and Environment, 2018, 28(12): 87-97.]
- [30] 唐升, 李红昌, 郝璐璐, 等. 交通基础设施与区域经济增长: 基于多种运输方式的分析[J]. 中国软科学, 2021, (5): 145-157. [Tang S, Li H C, Hao L L, et al. Transportation infrastructure and provincial economics growth in China: An analysis from multi-transportation perspective[J]. China Soft Science, 2021, (5): 145-157.]
- [31] 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. [Jiang T. Mediating effects and moderating effects in causal inference[J]. China Industrial Economics, 2022, (5): 100-120.]
- [32] Chen Y, Fan Z Y, Gu X M, et al. Arrival of young talent: The send-down movement and rural education in China[J]. American Economic Review, 2020, 110(11): 3393-3430.

The green and low-carbon development effect of China's new energy demonstration cities

LI Fuzhu, ZHANG Xinran

(School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, China)

Abstract: [Objective] The construction of new energy demonstration cities is an important measure to achieve sustainable and high-quality development in China, and a comprehensive and objective evaluation of its impact on green and low-carbon development performance is crucial for the further promotion of new energy pilot cities. [Methods] Based on the panel data of 282 prefecture-level cities in China from 2006 to 2019, this study analyzed whether the construction of new energy demonstration cities has achieved green and low-carbon development by using the propensity score matching and difference-in-differences methods. [Results] The findings are as follows: (1) The construction of new energy demonstration cities significantly improved the level of green and low-carbon development. (2) Further mechanism test found that the new energy demonstration city policy promoted the green and low-carbon development of pilot cities through fiscal subsidies and financial support, forcing industrial enterprises to transform and upgrade green, but the policy has not significantly promoted green technology innovation. (3) The new energy demonstration city policy had a heterogeneous impact in different regions. The green and low-carbon development level of the western pilot cities has been significantly improved, while the policy effect of the eastern and central pilot cities was not significant; and the new energy demonstration city policy had a positive effect on the green and low-carbon development of resource-based cities, while the policy effect of non-resource-based cities was not obvious. [Conclusion] This paper argues that China should further promote green technology innovation, moderately increase the level of fiscal subsidies and financial support at an appropriate time, and force industrial enterprises to transform and upgrade green, promote the green and low-carbon development of pilot cities, which will have a positive demonstration effect on driving the green and low-carbon development of cities across the country.

Key words: new energy demonstration city; green and low-carbon development; policy evaluation; green total factor productivity; PSM-DID model; China