

DOI:10.19361/j.er.2021.05.03

低碳城市试点政策与全要素能源效率提升

——来自三批次试点政策实施的准自然实验

张兵兵 周君婷 闫志俊*

摘要: 本文以2010年以来先后三批次推行的低碳城市试点政策为准自然实验,运用双重差分法考察其对中国地级及以上城市全要素能源效率的影响。结果表明:低碳城市试点政策的实施能够显著提升城市全要素能源效率水平,这一结论分别在反事实检验、内生性检验等多重情景下依然稳健。低碳城市试点政策对不同资源禀赋、工业特征、金融发展水平和区域城市的全要素能源效率具有异质性影响。进一步的政策工具文本量化研究发现,命令控制型和公众参与型试点政策工具主要通过推动产业结构升级来提升城市全要素能源效率,市场激励型试点政策工具主要通过驱动技术创新来提升城市全要素能源效率。拓展性分析还显示,低碳城市试点政策存在正向空间溢出效应,即其对相邻城市全要素能源效率提升具有显著正向影响。因此,持续扩大低碳城市试点范围,因地制宜设计政策工具组合,共建区域间协同合作机制是实现节能减排目标的重要保障。

关键词: 低碳城市;全要素能源效率;双重差分模型;文本量化分析;空间溢出效应

一、引言

进入新发展阶段,中国经济发展取得令人瞩目的成就。2020年,我国GDP首次突破100万亿元,经济增长率为2.3%,是全球主要经济体中唯一正增长的国家。^①但我们也应看到,与经济规模不断扩大相伴而来的是我国能源消耗的快速增长和生态环境问题的日益凸显。2019年我国CO₂排放量占世界的比重高达28.8%,是全球最大碳排放国。^②2015年巴黎气候大会上,中国政府就已承诺要在2030年实现碳达峰并争取尽早实现。节能减排是解决当前世界资源环境瓶颈的必然之路,而中国节能减排的成效对世界节能减排起着举足轻重的作用(方国昌,2020)。自2010年10月起,我国政府便开始推行低碳城市试点政策工作,并不断扩大试点范围,截止到2018年已公布三批次城市。显然,推行这一政策的主要目

*张兵兵,南京农业大学经济管理学院,邮政编码:210095,电子信箱:fankev@vip.163.com;周君婷,南京农业大学经济管理学院,邮政编码:210095,电子信箱:zjt_1124@163.com;闫志俊(通讯作者),南京师范大学商学院,邮政编码:210023,电子信箱:yanzhijun_seu@126.com。

本文获得国家社科基金重大项目“健全对外开放下的国家粮食安全保障体系研究”(项目编号:20ZDA102)的资助。作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,当然文责自负。

①数据来源: http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/202101/t20210118_1812480.html。

②数据来源:BP, Statistical Review of World Energy June 2020, <http://www.bp.com/statisticalreview>。

的在于,鼓励绿色技术创新,完善低碳产业体系,推动城市产业结构优化升级和能源消费结构清洁转型,提升能源效率,最终实现城市经济高质量发展。2021年3月15日,习近平总书记主持召开中央财经委员会第九次会议强调“要把碳达峰、碳中和纳入生态文明建设整体布局”,更是彰显了中国政府对节能减排工作的高度重视。

为完成节能减排目标并尽早实现碳达峰,我国的环境规制措施在日趋严格中不断完善。相较于以往的单一命令控制型环境规制措施,低碳城市试点政策的推行更趋综合型和更具针对性,节能减排成效初显。2010—2011年,第一批试点城市中有32个城市单位GDP的CO₂排放量下降幅度高于其所在省份,景德镇市、遵义市更是高出24.47%和20.43%(宋祺佼等,2015)。此外,2010—2016年,前两批次试点城市的能源密集型产业土地转让平均减少了26.271公顷和29.158公顷(Tang et al., 2018)。提升能源效率既是经济高质量发展阶段过程中减少能源消耗的重要体现,也是实现节能减排目标的关键抓手。由此引发本文所关注的话题,即低碳城市试点政策引致的节能减排效应是不是通过提升能源效率来实现的?如果是,那么其具体的作用机制是什么?有鉴于此,本文将尝试深入剖析低碳城市试点政策影响能源效率的内在机理及传导渠道,这既可以丰富政策因果关系识别的相关研究,也可以为评价我国节能减排政策实施效果、持续推进低碳城市试点政策工作、进一步扩大试点范围提供实证支撑;研究结论更可以为我国尽早实现碳达峰和碳中和、推动经济高质量发展提供有益借鉴和参考。

不同于以往研究,本文的边际贡献主要在于:第一,从低碳城市试点政策视角切入识别了其影响能源效率的政策净效应,厘清了低碳城市试点政策有效执行提升能源效率的作用机制;第二,考虑跨期变量的影响,运用非径向的DSBM(Dynamic Slacks-Based Measure)模型对2006—2018年中国266个地级及以上城市全要素能源效率进行测算,解决了传统能源效率测算指标跨期不可比性问题;第三,运用文本检索分析方法,将试点城市发布的工作实施方案及政府文件出现关键词的频次进行量化,构建出不同类型的政策工具指标,并考察其对能源效率的影响;第四,考虑低碳城市试点政策影响能源效率的空间效应,并运用空间计量模型考察本地低碳城市试点政策对邻近城市能源效率是否存在正向空间溢出效应。

二、文献综述

目前,有关低碳城市试点政策的研究多关注于其对污染治理、碳排放绩效等影响的政策净效应。国外有学者研究了德国低碳区政策对空气污染的影响,结果发现,该政策实施提升了当地的空气质量(Gehrsitz, 2017)。宋弘等(2019)的研究发现,低碳城市建设显著降低了城市空气污染。张华(2020)的研究显示,低碳城市试点政策可以通过减少能源消费量、提升技术创新水平来发挥节能减排作用。随后,一些学者开始关注低碳城市试点政策实施对绿色效率和生态效率的影响。Cheng等(2019)的研究表明,低碳城市试点政策通过将技术效应转化为绿色技术进步和结构效应提升了城市绿色全要素生产率。Song等(2020)发现技术创新是低碳城市建设提升生态效率的有效路径。

与本文研究密切相关的另一支文献主要围绕能源效率测算及其影响因素两方面展开。能源效率的测算,主要可以划分为两类:第一,单要素能源效率指标。已有研究多用能耗强度(陈军、成金华, 2010)、生产能耗综合指数(夏炎等, 2010)作为单要素能源效率的代理指标。但其具有一定的局限性,即仅将能源要素与经济产出进行比较,并未考虑其他要素的替

代作用,容易高估能源效率水平。第二,全要素能源效率指标。传统的全要素能源效率测算方法并未考虑到能源投入带来的非期望产出。对此,有学者开始将污染物纳入到 DEA 模型中去,考虑包含非期望产出的能源效率(吴传清、董旭,2016)。然而,无论是否包含非期望产出,上述测算方法均存在一定的弊端。DEA 需要投入和产出以相同的比例变动,且窗口宽度的选择多基于经验选择,存在一定的随意性。而本文运用非径向的 DSBM 模型相较传统静态 DEA 方法,具有以下改进:(1)在考虑跨期变量影响的基础上,将其分为自由的跨期变量和坏的跨期变量两类;(2)测算过程不受投入、产出指标度量单位的约束且每一个投入/产出指标在径向上单调递增;(3)测算的能源效率是一个动态指标且具有跨期可比性。

能源效率影响因素的研究成果也较为丰富。普遍认为,技术进步有利于能源效率的提升(邵帅等,2019)。但也有学者将市场化水平引入技术进步和能源效率的分析框架,证实了“能源回弹效应”的存在(潘雄锋等,2017)。而环境污染治理产生的倒逼机制也有利于能源效率提升(张兵兵等,2017)。除此之外,能源价格(Zhao et al.,2014)、排污权交易(史丹、李少林,2020)等均是影响能源效率的重要因素。

通过相关文献的回顾和梳理,可以看出,当前有关低碳城市试点的政策效应评估和能源效率问题的研究成果较为丰富,但仍存在一些不足之处:第一,现有研究分别对低碳城市试点政策和能源效率提升进行了充分的探讨,较少有研究将二者结合从理论和实证层面厘清其内在机理和作用机制;第二,现有研究多运用包含非期望产出的静态 DEA 方法来测算能源效率,较少有研究运用非径向的 DSBM 模型引入跨期变量从较长样本区间测算城市层面的能源效率,并解决能源效率指标跨期可比性问题。第三,现有研究多采用 DID 模型识别低碳城市试点政策对污染治理、碳排放绩效等影响,较少有研究运用文本检索方法,量化低碳试点城市的政策工具类型,考察其对能源效率的具体影响。

三、理论机制与研究假说

低碳城市试点政策是通过优化能源结构和降低高碳产业比重来实现高污染、高能耗领域的低碳化发展。理论上讲,低碳城市试点政策的推行,可以充分发挥各种专业化生产要素的协同效应,推动低碳技术创新体系形成和持续输出,形成低碳产业集群,最终提升能源效率。具体而言,试点政策的推行,使得与低碳产业发展相匹配的生产要素,如低碳技术型人才、专业化知识和新型基础设施的协同效应得到有效发挥,并在政策驱使下使得专业生产要素水平向高级化发展,从而为能源效率提升提供要素保障。完整高效的创新体系是低碳产业发展的基础,它包括低碳知识创新、低碳技术创新、低碳管理制度创新三方面内容,依托低碳体系的形成和有效输出,从而为能源效率提升提供制度保障。低碳产业集群是指在特定区域内,具有合作关系,且在地理上集中的低碳产业、低碳相关产业及低碳支持产业的聚集。政府有关部门以工业园区为载体,通过政策引导和税收激励等手段,促使低碳产业在特定区域聚集,形成低碳产业集群,产生一个或多个增长中心,从而有效推进低碳经济转型,最终提升能源效率。据此提出如下假说:

假说 1:低碳城市试点政策的有效推行有利于提升能源效率。

低碳城市试点政策作为城市层面综合型的环境规制政策,政策实施工具有组合性的特点,各试点城市的发展规划中多采用命令控制型、市场激励型和公众参与型等环境规制工具(徐佳、崔静波,2020)。命令控制型政策工具主要以淘汰落后产能、培育新兴产业和制定排

放标准等为特征,因此,生产技术和投入原料是否清洁均是影响企业继续存活的关键(应瑞瑶等,2020)。严格的环境规制政策会增加企业排污和治污成本,提高进入市场的沉没成本和边际成本,企业会减少进入污染型产业,更多涌向清洁型产业,从而推动产业结构优化与升级。公众参与型政策工具主要以公众的监督与参与为主要特征。公众作为环境规制政策执行效果的体验者和监督者,可以减少企业和政府之间的信息不对称问题。在政府和公众的双重监督下,污染企业的发展和污染产业的规模将受到较大限制,而公众对低碳和绿色理念的认可会引致新的绿色消费需求,给企业生产发出“绿色信号”,可以有效推动低碳产业发展。综上得出如下假说:

假说2:低碳城市试点政策实施中的命令控制型和公众参与型政策工具可以通过推动产业结构优化升级来提升能源效率。

低碳城市试点政策的市场激励型政策工具主要通过补贴、碳排放交易权等市场化手段来使得治污成本内部化(Bergquist et al., 2013),进而倒逼或激励企业通过技术创新来提升能源效率水平。具体而言,碳排放权交易制度的推行会在一定程度上增加低能源效率企业的污染治理成本,倒逼企业增加研发投入进行技术创新提升能源效率,进而减少污染排放。对高能源利用效率企业而言,其拥有的多余碳排放权配额,可以在交易市场上出售以换取更多的研发资金,进一步强化对低碳技术的创新投入,形成良性循环。也有学者指出,虽然以节能或能源利用技术为代表的绿色技术创新可以降低生产的外部环境成本,但不能像传统创新那样转化为技术或产品带来额外的市场利益,存在市场失灵困境(钟昌标等,2020)。而市场型政策工具中的政府补贴恰好可以解决企业在进行技术创新时所面临的市场失灵问题。企业技术创新具有较强的开发性和探索性,但同时也面临着较高的失败风险,政府补贴会降低企业技术创新风险,缓解企业进行研发创新的资金约束问题。此外,政府相关专项基金的成立可以引导更多社会风险资金流入企业,为企业绿色创新提供动力,其提供的绿色信贷政策还能进一步优化企业间市场份额的再配置,即高生产率企业市场份额扩张,低生产率企业市场份额萎缩,进而倒逼企业进行绿色创新(陆菁等,2021)。据此得出如下假说:

假说3:低碳城市试点政策实施中的市场激励型工具可以通过技术创新来提升能源效率。

鉴于我国环境污染治理、市场化水平和能源效率存在空间集聚性及空间差异性(张兵兵等,2017),在考察低碳城市试点政策影响本地能源效率时,还应考虑其对相邻城市能源效率的影响,即是否产生空间溢出效应。伴随着我国数字经济的快速发展,不同区域之间的上下游产业链,甚至不同产业之间的联系会因数字信息技术、云计算平台、大数据而更加紧密。因此,低碳城市试点政策不仅可以通过推动本地产业结构升级,驱动技术创新来改善自身能源效率,还可能会给相邻城市带来显著影响。一方面,试点政策的实施必然会推动本地产业结构优化升级,进而可能会淘汰或向周边地区转移以高能耗、高排放、高污染“三高”为特征的产业,即环境规制引致的污染就近转移效应。高污染产业的迁入不仅扩大了邻近迁入城市的污染产业规模,更加深了当地产业结构的污染程度(沈坤荣等,2017),从而产生负向的能源效率溢出效应,即本地能源效率虽然有所提升,但其代价可能是相邻城市的能耗上升和能源效率损失。另一方面,试点政策在推动本地产业结构优化升级和技术创新的过程中,也会对邻近城市产生示范效应和警示效应。邻近城市会通过学习、模仿来加强对节能创新技术的投入以及运用不同的环境规制工具来改善能源效率,进而使得试点相邻城市的能源效

率产生俱乐部收敛效应(于斌斌,2017)。据此提出如下假说:

假说4:低碳城市试点政策的有效推行会对邻近城市能源效率产生空间溢出效应。

四、模型构建、变量说明与数据来源

(一) 模型构建

在厘清理论机制的基础上,本文将采用双重差分模型(DID)来识别低碳城市试点政策影响能源效率的净效应:

$$eff_{kt} = \alpha_0 + \alpha_1 posttreat_{kt} + \alpha_2 x_{kt} + \omega_k + \eta_{it} + \varepsilon_{kt} \quad (1)$$

(1)式中: eff_{kt} 表示 t 年城市 k 的能源效率, $posttreat_{kt}$ 表示 t 年城市 k 是否为低碳城市试点政策的虚拟变量。 x_{kt} 为控制变量,具体包括:外商直接投资(fdi)、政府财政结构(gov)、城镇化水平($urban$)和经济发展水平($pgdp$)。 ω_k 为城市固定效应; η_{it} 为省份与年份交互固定效应,其中 i 为城市 k 所在的省份; ε_{kt} 为随机误差项。

(二) 变量说明

1.被解释变量:全要素能源效率(eff)

投入指标、产出指标和跨期变量的选取是运用DSBM方法获取全要素能源效率的关键。根据相关理论,选取的投入变量:劳动力,用各地级及以上城市历年总就业人员人数表示;能源消费,运用夜间灯光总亮度值数据反演模拟测算。产出变量:国内生产总值,用地级及以上城市的总产出即GDP表示。自由跨期变量:资本存量,以固定资产净值作为资本存量的代理指标。坏的跨期变量: CO_2 ,政府部门尚未统计城市层面的 CO_2 排放和能源消费数据,存在历史数据缺失问题。因此,需要对城市层面的 CO_2 和能源消费数据进行较为精确的估算。

(1)地级及以上城市 CO_2 排放数据的估算。本文采用Meng等(2014)的做法,基于夜间灯光总亮度值数据运用从上至下(top-down)的方法来测算城市的 CO_2 排放,具体步骤如下:

①灯光校准。本文所使用的夜间灯光总亮度值数据分别由DMSP和VIIRS两组卫星采集所得。由于夜间灯光影像数据是由多颗卫星分别拍摄得到,容易受到气象条件干扰,本文对夜间灯光总亮度值数据展开了饱和校正和相互校正、“同一年度、两颗卫星”的数据校正、影像间的连续性校正,以期获取稳定的灯光影像数据对 CO_2 排放量进行估测。此外,由于DSMP夜间灯光总亮度值数据只更新到2013年,2014—2018年的灯光数据我们采用VIIRS夜间灯光总亮度值数据进行补充。鉴于这两类灯光影像数据不具备连续一致性和可比性,本文遵循梁丽等(2020)的做法,对这两组卫星采集到的灯光影像数据再次进行校准。

②省际层面 CO_2 排放量的测算及其与灯光总亮度值之间的弹性估计。本文省际层面的 CO_2 排放数据来源于Shan等(2018),并运用其方法更新至2018年。鉴于夜间灯光总亮度值与 CO_2 排放之间存在正相关性,设定两者之间存在如下关系:

$$C_{it} = \alpha \times NTL_{it} + \beta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中: C_{it} 为 i 省 t 年的 CO_2 排放量, NTL_{it} 为 i 省 t 年的灯光总亮度值, β_i 为地区虚拟变量, ν_t 为年份固定效应, ε_{it} 为误差项。通过双向面板固定效应估计公式(2)可以得到 α 的估计值 $\hat{\alpha}$ 。进一步地,运用从上至下的估计方法,构建如(3)式所示城市层面的 CO_2 排放量测算模型:

$$C_k = C_i \times (\hat{C}_k / \hat{C}_i) = C_i \times [(\hat{\alpha} \times NTL_k + \hat{\beta}_i + \nu_t + \hat{\varepsilon}_i) / (\hat{\alpha} \times NTL_i + \hat{\beta}_i + \nu_t + \hat{\varepsilon}_i)] \quad (3)$$

(3)式中: C_i 是基于政府统计数据核算的省际 CO_2 排放, $\hat{C}_k$ 和 $\hat{C}_i$ 分别是基于夜间灯光总亮度

值估算的城市及其所在省的 CO_2 排放量。基于(2)式、(3)式便可测算出中国城市层面的 CO_2 排放量。

(2)地级及以上城市能源消费数据的估算。受限于数据的可获得性,本文对地级及以上城市能源消费数据也采用同上述计算城市 CO_2 排放量思路一致的从上至下(top-down)估计方法,运用夜间灯光总亮度值数据进行反演模拟测算。

综上,基于获取的投入变量指标、产出变量指标和跨期变量指标,运用 DSBM 方法便可以测算出地级及以上城市的全要素能源效率。

2. 核心解释变量:低碳城市试点政策(*posttreat*)

由于试点区域内囊括了低碳省份和地级及以上城市两个层级,不同批次的名单也存在交叉现象,现有研究将省份所辖城市均认定为试点城市,且将政策发生时间界定为最早的一批(宋弘等,2019)。而低碳省份内部不同城市的资源禀赋和经济发展水平差异较大,各地级市的低碳政策实施时间与执行效果也有所不同,加之部分试点城市统计数据缺失,对此,本文剔除名单中属于低碳省份、区县以及缺失数据的试点城市,最终确定三批次 64 个低碳试点城市为实验组,其余 202 个地级及以上城市作为对照组。此外,前两批试点城市名单发布时间接近年底,分别为 2010 年 10 月和 2012 年 12 月,考虑到政策执行滞后性,故将政策实施时间定义为 2011 年和 2013 年。第三批试点城市名单在 2017 年 1 月发布,政策实施时间依然设定为 2017 年。

3. 控制变量

外商直接投资(*fdi*),用城市外商直接投资占 GDP 的比重表示;政府财政结构(*gov*),用政府财政支出占 GDP 的比重表示;城镇化水平(*urban*),用人口城镇化率表示;经济发展水平(*pgdp*),用真实人均 GDP 取对数表示。

(三)数据来源

本文的数据来源主要分为以下三类:一是低碳城市试点政策数据,依据国家发展和改革委员会发布的相关文件手动整理所得;二是城市宏观经济数据,主要来源于历年《中国城市统计年鉴》,并将本文所涉及有关货币计量的变量全部以 2001 年为基期进行价格平减;三是省际及城市能源和污染排放等数据,分别来自历年《中国能源统计年鉴》和运用夜间灯光总亮度值数据进行反演模拟估算。

五、实证结果分析

(一)基准回归结果分析

本文利用双向固定效应的 DID 模型来识别低碳城市试点政策对能源效率的影响,基准回归结果如表 1 所示。第(1)列为未纳入控制变量的回归结果,试点政策虚拟变量(*posttreat*)的估计系数在 5%水平上显著为正。第(2)—(5)列为逐步引入控制变量的估计结果,可以看出 *posttreat* 的估计系数依然显著为正。

以表 1 第(5)列的估计结果为准,再来简单观察一下控制变量。*fdi* 的估计系数显著为负,即 *fdi* 对城市能源效率的影响显著为负,“污染天堂”假说再次得以证实。*pgdp* 的估计系数显著为正,这说明城市经济发展水平越高,越有利于能源效率提升。*urban* 的估计系数显著为负,可能的原因在于城镇化水平上升会通过投资拉动等途径增加城市能源消费量,进而抑制城市能源效率提升。

表 1 基准回归结果

变量	eff				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
posttreat	0.033 ** (2.011)	0.034 ** (2.059)	0.034 ** (2.150)	0.034 ** (2.152)	0.034 ** (2.146)
fdi		-0.010 *** (-4.248)	-0.010 *** (-4.236)	-0.010 *** (-4.264)	-0.010 *** (-4.420)
pgdp			0.150 *** (4.083)	0.147 *** (4.006)	0.149 *** (4.210)
gov				0.021 (0.926)	0.022 (0.937)
urban					-0.095 * (-1.664)
_cons	0.427 *** (81.516)	0.376 *** (28.723)	0.121 ** (1.975)	0.117 * (1.896)	0.159 ** (2.402)
省份年份固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3 458	3 458	3 458	3 458	3 458
R ²	0.739	0.742	0.752	0.752	0.753

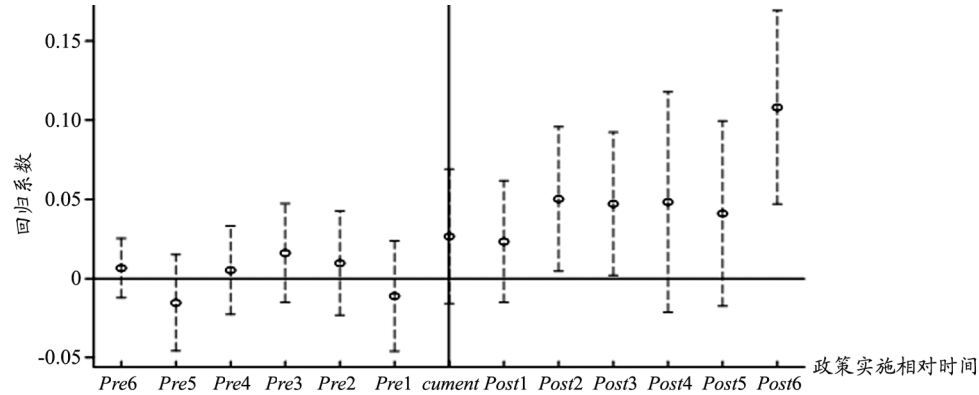
注:括号内的值为系数的 t 统计量; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 显著水平;聚类到城市层面稳健标准误。下表皆同。

(二) 平行趋势检验

运用双重差分模型的前提是需要通过平行趋势检验,即在实施政策之前,低碳试点城市和非试点城市能源效率的变化趋势应是平行的。对此,本文采用事件研究法来进一步检验,建立如下模型:

$$eff_{kt} = \alpha_0 + \sum_{t=1}^6 \gamma_{-t} pre_{kt} + \sum_{t=1}^6 \gamma_{it} post_{kt} + \alpha_2 x_{kt} + \omega_k + \eta_{it} + \varepsilon_{kt} \quad (4)$$

(4) 式中: pre_{kt} 为低碳试点城市 k 政策实施前的第 t 年, $post_{kt}$ 为低碳试点城市 k 政策实施后的第 t 年。图 1 报告了平行趋势检验的结果,本文以试点政策前的第 7 期作为基期 (current), 其中, $Pre6—Pre1$ 为政策实施前 6 至 1 年, $Post1—Post6$ 为政策实施后 1 至 6 年,可以看出,低碳城市试点政策实施前各期系数估计值均不具有统计显著性,即研究样本通过平行趋势检验。此外,在政策实施之后,系数值均为正且第 2、3、6 期较为显著,这表明低碳城市试点政策对城市能源效率具有显著的正向效应。



注:各期回归系数均为与基期的相对值,空心点为各期系数点估计,短竖线为聚类到地区层面标准误计算的 95% 水平下置信区间。

图 1 平行趋势检验结果图

(三) 稳健性检验

基准回归的结论表明,低碳城市试点政策的实施显著提升了城市能源效率水平,但这一结论是否稳健仍需进一步检验。接下来,本文将从反事实检验、解决内生性问题等多个维度进行分析,以确保结论的稳健性(结果见表 2—表 4)。

1.反事实检验

运用双重差分模型方法还需要实验组和对照组具备可比性,即如果没有试点政策的实施,实验组和对照组的能源效率不会因时间变化而存在显著差异。因此,本文将试点政策的时间分别提前 4 年和 5 年^①,以此构建虚假时期的虚拟变量,再纳入基准回归模型进行检验。结果如表 2 第(1)和(2)列所示,将政策分别提前 4 年和 5 年之后, *posttreat* 的估计系数均不显著。这意味着试点政策的实施确实显著提升了城市能源效率水平。

2.样本数据筛选

考虑到样本极端值可能会对基准回归结果产生影响,本文将样本进行缩尾 1%和断尾 1%处理后再次进行实证检验,结果见表 2 第(3)和(4)列所示。观察可知,试点政策的实施对城市能源效率的正向影响依然显著。其次,替换能源效率测算指标。在基准回归中,由于低碳城市试点政策与 CO₂ 排放的关系更为相关,故仅将 CO₂ 排放作为坏的跨期变量,运用规模报酬不变的 DSBM-C 模型方法进行测算所得。而本文将进一步运用规模报酬可变的 DSBM-V 模型方法对上述变量进行重新测算,并考虑再纳入 SO₂ 和 PM2.5 运用规模报酬不变的 DSBM-C 模型方法重新进行测算,实证结果见第(5)和(6)列。可以看到, *posttreat* 的估计系数依然显著为正。除此之外,在不考虑政策滞后的情形下,将三批试点政策时间分别调整为 2010 年、2012 年和 2017 年,纳入基准模型进行实证检验,回归结果如第(7)列所示。可以看出,本文核心结论仍十分稳健。

表 2 稳健性检验结果 I

变量	<i>eff</i>						
	反事实检验		剔除极端值样本		更换能源效率样本		更换核心指标
	提前 4 年	提前 5 年	缩尾 1%	断尾 1%	DSBM-V	DSBM-C	调整政策 实施时间
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>posttreat</i>	0.017 (1.365)	0.007 (0.523)	0.034 ** (2.142)	0.034 ** (2.143)	0.029 * (1.792)	0.033 * (1.758)	0.022 * (1.653)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	0.169 *** (2.617)	0.170 *** (2.652)	0.159 ** (2.409)	0.155 ** (2.333)	0.263 *** (4.265)	0.287 *** (3.765)	0.164 ** (2.494)
省份年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3 458	3 458	3 458	3 424	3 458	3 458	3 458
<i>R</i> ²	0.751	0.751	0.753	0.749	0.639	0.516	0.752

①因篇幅限制,本文仅展现部分结果,提前 2 年和 3 年结果依然稳健。

3. 内生性问题

通过构建实验组和对照组对比来缓解内生性问题的前提是低碳试点城市选取应具备随机性。但现实是,低碳城市的选取还会受到其他因素的影响,比如城市能源消耗。对此,本文通过构建工具变量来处理可能存在的内生性问题。第一,以城市空气流通系数年均值的自然对数(VC)作为试点政策的工具变量。在污染物排放总量一定的情形下,城市空气流通系数越小,则监测的污染浓度越大,政府可能加大环境规制力度(史丹、李少林,2020),则该城市入选低碳城市试点的概率就越大,满足相关性假设。此外,空气流通系数也较好地满足了外生性假设。由表3第(1)列可知,空气流通系数与时间变量交互项 $VC \times post$ 的估计系数显著为正,列(2)中 $posttreat$ 的估计系数显著为正,与基准回归结果一致。第二,选取城市地形起伏度($RDLS$)作为工具变量,地形起伏度越低,人口、经济活动越集聚,而以申报制度为主的低碳城市试点选取与该区域的人口密度和经济活动密切相关,故满足相关性假设。此外,作为地理上客观存在的变量,其也满足外生性假设。表3第(3)列为第一阶段估计结果,工具变量地形起伏度与时间变量交互项 $RDLS \times post$ 的估计系数显著为负,第(4)列估计结果可以看出, $posttreat$ 的估计系数仍然显著为正。

表 3 稳健性检验结果 II

变量	<i>eff</i>			
	空气流通系数		地形起伏程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>posttreat</i>		0.034 *** (5.60)		0.077 *** (7.22)
$VC \times post$	0.137 *** (621.40)			
$RDLS \times post$			-0.297 *** (-38.12)	
<i>_cons</i>	-0.028 *** (-3.82)	0.127 *** (5.04)	0.237 *** (3.35)	0.155 *** (6.51)
控制变量	是	是	是	是
识别不足检验		346.864 [0.0000]		1080.834 [0.0000]
弱识别检验		3.9e+05 {16.38}		1453.456 {16.38}
省份年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	3 436	3 436	3 458	3 458
R^2	0.995	0.751	0.550	0.749

注:识别不足检验采用 Anderson-LM 统计量,[] 中的数字为其对应的 P 值;弱识别检验采用 Cragg-Donald Wald-F 统计量,16.38 为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值。

4. 非随机选择

低碳城市试点名单的选取与城市经济发展水平、地理位置等属性密切相关,这些特定属性会因时间推移对能源效率产生差异化影响。对此,本文引入城市属性与时间趋势项的交

互项,其中城市属性是否为两控区、秦岭-淮河以北城市、胡焕庸线右侧城市和经济特区城市,以此来缓解政策试点非随机性选择问题。表4第(1)一(3)列为回归结果,可以看出,核心解释变量 *posttreat* 的估计系数依然显著为正。

5.排除其他政策干扰

样本区间内的城市能源效率可能还会受到其他政策影响,本文依据《国家发展改革委关于推进国家创新型城市试点工作的通知》(发改高技[2010]30号)以及财政部、科技部《关于开展节能与新能源汽车示范推广试点工作的通知》(财建[2009]6号)等文件,收集整理了两项与研究样本区间重叠的政策。为排除上述政策的干扰,在回归中进一步纳入相关政策的双重差分虚拟变量,其中,*dum_cx* 为是否实施国家创新型城市试点工作,*dum_new* 为是否实施节能与新能源汽车示范推广试点工作。结果见表4第(4)一(6)列,可以看出,核心解释变量 *posttreat* 的估计系数仍然显著为正。

表 4 稳健性检验结果Ⅲ

变量	<i>eff</i>					
	非随机选择			排除政策干扰		
	纳入一次方	纳入二次方	纳入三次方	创新试点 城市政策	节能与新能 源汽车试点 城市政策	同时纳入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>posttreat</i>	0.031 ** (1.981)	0.032 ** (2.011)	0.032 ** (2.016)	0.032 ** (2.042)	0.033 ** (2.144)	0.032 ** (2.068)
<i>dum_cx</i>				0.013 (1.496)		0.014 (1.392)
<i>dum_new</i>					0.009 (0.474)	-0.001 (-0.037)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市属性×时间趋势	是	是	是	否	否	否
(城市属性×时间趋势) ²	否	是	是	否	否	否
(城市属性×时间趋势) ³	否	否	是	否	否	否
<i>_cons</i>	0.127 (1.551)	0.119 (1.459)	0.080 (0.914)	0.157 ** (2.359)	0.158 ** (2.379)	0.157 ** (2.361)
省份年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3 458	3 458	3 458	3 458	3 458	3 458
<i>R</i> ²	0.754	0.755	0.755	0.754	0.753	0.754

(四)异质性分析

城市发展所依赖的资源禀赋是影响城市创新的基础。对此,本文将从城市资源禀赋差异视角切入来考察低碳城市试点政策对能源效率的异质性影响。依据《国务院关于印发全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)的通知》(国发[2013]45号),本文将266个样本城市划分为107个资源型城市 and 159个非资源型城市。观察表5第(1)和(2)列,可以发现,试点政策的实施会显著提升非资源型城市的能源效率,而对资源型城市的影响并不显

著。相较于资源禀赋丰裕的城市,非资源型城市的发展更多依靠完善的产业结构、良好的创新基础,并在低碳城市试点政策的加持下,更有利于技术创新,因而可以显著提升能源效率。资源型城市还可以进一步划分为成长型、成熟型、衰退型和再生型等四个类型。对此,本文对成长型、成熟型和衰退型这三类资源型城市再次进行了异质性分析^①,估计结果如表 5 第(3)至(5)列所示。可以发现,试点政策的实施对衰退型城市能源效率的影响并不显著,但对成长型和成熟型城市的显著影响则一正一负。试点政策实施有利于提高成长型资源城市的环保准入门槛,伴随着清洁生产技术较高企业的进入和低能源效率企业的退出,资源在企业间实现优化配置,从而提升城市能源效率。成熟型城市的能源禀赋较为丰裕,能源要素成本较低且“三高”产业占据主导地位,产业结构不够合理,企业缺乏研发动力,因而不利于能源效率提升。

表 5 异质性回归结果 I

变量	eff				
	资源型城市	非资源型城市	成长型城市	成熟型城市	衰退型城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
posttreat	0.009 (0.506)	0.056 ** (2.383)	0.217 *** (10.919)	-0.028 ** (-2.124)	0.006 (0.108)
_cons	0.231 *** (3.103)	0.038 (0.370)	-0.128 (-1.361)	0.168 * (1.721)	0.483 *** (3.042)
控制变量	是	是	是	是	是
省份年份固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1 391	2 067	156	754	299
R ²	0.822	0.759	0.931	0.884	0.913

本文还考察了低碳城市试点政策对老工业基地和非老工业基地城市能源效率的异质性影响。观察表 6 第(1)和(2)列的估计结果,可以发现,试点政策的实施对非老工业基地城市能源效率的影响显著为正,对老工业基地城市影响并不显著。非老工业基地城市无论是市场化程度还是对环境质量的诉求均呈现较高的特征,为试点政策的有效推行提供了强大支撑,进而可以引致产业结构优化和技术进步,提升能源效率。此外,鉴于老工业基地的城市产业结构具有“三高”特征,试点政策推行短期内会因生产技术路径依赖等因素难以改善能源效率。城市金融发展水平的差异也会影响试点政策的实施效果。本文选取城市金融机构存贷款余额占 GDP 的比重来衡量金融发展水平,并按中位数将样本划分为高、低金融发展水平两组。回归估计结果如表 6 第(3)和(4)列所示。可以看到,试点政策的实施会显著提升高金融发展水平城市的能源效率,而对低金融发展水平城市的影响并不显著。试点政策的实施需要政府财力支持来保障,城市金融发展水平越高意味着可以为低碳城市建设提供更多的财力支撑,从而使得试点政策对能源效率的正向影响更为显著。空间区位的不同

①鉴于低碳城市试点名单与再生型城市无重叠样本,故本文不再对再生型城市作讨论分析。

也影响着地方经济发展和资源禀赋。表 6 的第(5)和(6)列显示,试点政策的实施对东部地区城市的能源效率具有显著正向影响,但对中西部地区却并不显著。^① 对东部地区而言,在已有优势基础上,试点实施的政策激励更有利于产业结构优化和技术创新,提升能源效率。中西部地区前期发展基础较为薄弱,经济发展更多依靠承接东部地区转移来的“三高”产业,人才流失等因素导致技术创新的软硬环境滞后于东部地区,不利于能源效率提升。

表 6 异质性回归结果 II

变量	eff					
	老工业 基地城市	非老工业 基地城市	高金融发展 水平城市	低金融发展 水平城市	东部地区 城市	中西部地区 城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>posttreat</i>	0.001 (0.022)	0.045 ** (2.393)	0.037 ** (2.095)	0.009 (0.475)	0.044 * (1.983)	0.026 (1.220)
<i>_cons</i>	0.185 * (1.846)	0.099 (0.914)	0.214 ** (2.228)	0.047 (0.558)	-0.004 (-0.034)	0.211 *** (2.966)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 209	2 249	1 723	1 735	1 274	2 184
<i>R</i> ²	0.840	0.750	0.754	0.835	0.782	0.740

鉴于低碳城市试点选取考虑了不同地区的资源禀赋、经济发展水平以及工业特征等因素,其政策工具的实施效果会与这些异质性特征密切相关,故本文将进一步考察各政策工具对不同异质性城市能源效率的影响。本部分将引入命令控制型政策工具指数(*con*)、市场激励型政策工具指数(*mar*)、公众参与型政策工具指数(*vol*)三个变量。首先,针对不同政策工具变量进行文本量化。本文将采用文本检索分析方法,客观量化出每一个低碳试点城市在政策实施中的偏向性政策工具特征。具体步骤如下:(1)手动检索 64 个低碳试点城市发布的工作实施方案或政府文件。(2)选取能反映不同政策工具的关键词进行文本检索。命令控制型,关键词设置为淘汰、控制、限制、禁止、标准、强制、管理、培育;市场激励型,关键词设置为税收、补贴、贷款、碳交易、清洁发展机制、排放权、市场、补偿、金融、基金、融资;公众参与型,关键词设置为低碳交通试点、低碳工业园试点、低碳排放试点、低碳小镇、低碳社区、绿色建筑认证、低碳产品认证、低碳示范园区、低碳示范工程、低碳消费、绿色消费、低碳生活。(3)借助熵值法分别计算得到命令控制型政策工具指数(*con*)、市场激励型政策工具指数(*mar*)、公众参与型政策工具指数(*vol*)的综合指标。回归估计结果如表 7 第(1)—(8)列所示。可以看到,低碳城市试点政策中公众参与型政策工具的实施会显著提升非资源型城市、非老工业基地城市、高金融发展水平城市、东部地区、中西部地区的能源效率;命令控制型政策工具的实施会显著提升老工业基地城市的能源效率。

①本文中的东部地区为北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东以及海南所辖范围,其余为中西部地区。

表 7 异质性回归结果Ⅲ

变量	eff			
	资源型城市	非资源型城市	老工业基地城市	非老工业基地城市
	(1)	(2)	(3)	(4)
con	0.120 (0.321)	-0.005 (-0.034)	0.174*** (3.409)	-0.136 (-0.870)
mar	-0.038 (-0.255)	-0.153 (-0.610)	-0.377** (-2.339)	-0.052 (-0.326)
vol	0.136 (0.355)	0.468* (1.768)	0.280 (1.226)	0.509** (2.286)
_cons	0.232*** (3.091)	0.041 (0.434)	0.172* (1.781)	0.104 (0.974)
控制变量	是	是	是	是
省份年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	1 391	2 067	1 209	2 249
R ²	0.823	0.757	0.843	0.750

变量	eff			
	高金融发展水平城市	低金融发展水平城市	东部地区	中西部地区
	(5)	(6)	(7)	(8)
con	0.060 (0.561)	-0.001 (-0.006)	0.096 (1.109)	-0.370 (-1.308)
mar	-0.305 (-1.183)	-0.219** (-1.989)	-0.279* (-1.925)	0.198 (0.607)
vol	0.454** (2.041)	0.442 (1.574)	0.344* (1.951)	0.593* (1.761)
_cons	0.228** (2.443)	0.045 (0.558)	0.022 (0.214)	0.209*** (2.920)
控制变量	是	是	是	是
省份年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	1 723	1 735	1 274	2 184
R ²	0.753	0.836	0.780	0.746

六、机制检验

前文的实证分析表明,低碳城市试点政策的实施有利于城市能源效率提升。那么,试点政策是通过何种渠道来提升能源效率呢? 概括来讲,主要表现在两个方面:一是命令控制型和公众参与型政策工具通过推动产业结构升级来提升能源效率;二是市场激励型政策工具通过驱动技术创新来提升能源效率。接下来,本文将对两条作用渠道进行机制检验。

本部分将引入产业升级指数 (*sec_ratio*)、城市创新指数 (*index*) 两个变量。产业升级指数 (*sec_ratio*) ,用第二产业增加值占 GDP 的比重来衡量;城市创新指数 (*index*) 来源于《中国城市创新和产业竞争力报告》。^① 基于前文的理论分析假设,表 8 为低碳城市试点政策下不同政策工具影响城市能源效率的估计结果。首先,第(1)列的结果显示,以淘汰落后产能为主要目的的命令控制型政策工具能降低城市的第二产业占比,即有利于城市的产业升级,因此,命令控制型政策工具可以通过推动产业升级提升城市的能源效率。其次,从第(2)列可以看出,市场激励型政策工具可以驱动技术创新,即市场激励型政策工具可以通过驱动技术创新来提升城市的能源效率。最后,第(3)列的回归结果表明,试点政策的公众参与型政策工具也可以推动城市产业结构升级来提升城市的能源效率。

表 8 机制检验结果

变量	<i>sec_ratio</i>	<i>index</i>	<i>sec_ratio</i>
	命令控制型政策工具	市场激励型政策工具	公众参与型政策工具
	(1)	(2)	(3)
<i>con</i>	-0.031 * (-1.784)		
<i>mar</i>		212.070 ** (2.541)	
<i>vol</i>			-0.064 ** (-2.262)
<i>_cons</i>	0.057 * (1.857)	64.918 * (1.909)	0.058 * (1.890)
控制变量	是	是	是
省份年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
观测值	3 458	2 926	3 458
<i>R</i> ²	0.762	0.732	0.762

七、拓展性分析

上述实证结果均是运用一般 DID 模型对低碳城市试点政策与能源效率之间的因果关系进行了识别,但并未考虑低碳城市试点政策影响能源效率的空间效应。接下来,本文进一步将空间因素纳入考量,运用空间计量模型进行拓展性分析。

(一) 全局空间相关性检验

本文将选取二元邻接矩阵,运用全局莫兰指数 (*Moran' I*) 来检验低碳城市试点政策和能源效率的空间相关性。观察表 9,可以看出,试点政策和能源效率的 *Moran' I* 指数均不为 0,表明这两个变量存在空间关联性,即低碳城市试点政策不仅会影响到本地也会影响到相邻城市的能源效率,需要构建空间计量模型来检验相关政策效应。

① 受限于数据的可获得性,城市创新指数仅更新至 2016 年。

表 9 Moran' I 指数值(2011—2018 年)

年份	能源效率	试点政策	年份	能源效率	试点政策
	Moran' I	Moran' I		Moran' I	Moran' I
2011	0.272	-0.031	2015	0.275	-0.016
2012	0.172	-0.031	2016	0.293	-0.016
2013	0.280	-0.016	2017	0.212	0.104
2014	0.256	-0.016	2018	0.212	0.104

(二) 空间计量模型检验及结果分析

表 10 中,LM 和 Robust LM 检验的结果表明空间误差项和空间滞后项均通过显著性检验。因此,本文采用空间滞后误差模型(SAC 模型)来考察低碳城市试点政策和能源效率的空间相关性。

表 10 空间计量模型检验

检验指标	检验方法	统计值	P 值
LM_error 检验	LM_error	619.456	0.0000
	LM_error_robust	352.275	0.0000
LM_lag 检验	LM_lag	274.929	0.0000
	LM_lag_robust	7.748	0.0050

表 11 第(1)列为整体回归结果,可以看出,城市能源效率的空间自回归系数 ρ 在 1% 的水平上显著为正,这表明城市能源效率存在显著的正向空间依赖性,进一步验证了引入空间因素进行分析的合理性。

表 11 空间计量估计及分解结果

变量	eff			
	Main	LR_Direct	LR_Indirect	LR_Total
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>posttreat</i>	0.025 *** (4.32)	0.026 *** (4.24)	0.009 ** (2.31)	0.035 *** (3.89)
<i>rho</i>	0.054 *** (4.07)	-	-	-
<i>lambda</i>	0.022 (-2.365)	-	-	-
<i>sigma2_e</i>	0.003 *** (1.49)	-	-	-
控制变量	是	是	是	是
省份年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	3 458	3 458	3 458	3 458
R^2	0.013	0.013	0.013	0.013

空间计量模型中解释变量的回归系数并不能直接反映对被解释变量的影响程度,仍需通过求偏微分的方式将其分解为直接效应、间接效应和总效应,估计结果见表 11 的第(2)—(4)

列。直接效应结果反映了低碳城市试点政策实施对城市能源效率具有显著正向影响,这与基准回归结论一致。间接效应,即溢出效应的结果表明,试点政策实施会对相邻城市的能源效率产生显著正向影响,即正向空间溢出效应存在。这意味着示范效应和警示效应的正向影响超过了“三高”产业转移的负向影响。试点政策推行的示范效应和警示效应,会使得相邻城市通过模仿学习,如淘汰落后产能、升级产业结构、驱动技术创新等手段来提升能源效率。总效应结果也显著为正,这表明试点政策实施对所有城市的能源效率均产生正向影响。

八、结语与启示

2010年以来先后分三批次推行的低碳城市试点政策是我国政府为实现2030年碳达峰目标所采取的一项重要政策措施。本文首先从理论层面对低碳城市试点政策影响能源效率的作用机理进行解析;其次,运用DSBM模型方法测算了2006—2018年中国266个地级及以上城市的能源效率,并采用DID模型方法进行了实证检验。研究结果表明:低碳城市试点政策的实施能够显著提升城市全要素能源效率水平,且存在正向空间溢出效应。命令控制型、公众参与型政策工具推动的产业结构升级,市场激励型政策工具驱动的技术创新是提升城市全要素能源效率水平的有效途径。低碳城市试点政策对非资源型城市、非老工业基地城市、高金融发展水平城市以及东部地区城市全要素能源效率的正向影响更为显著。

上述研究结论对我国进一步扩大低碳城市试点范围,提升能源效率,按期实现节能减排目标具有重要的政策启示:第一,凝练低碳城市试点政策经验,扩大试点范围,持续推进生态文明建设。本文的核心结论表明,试点政策的推行不仅有利于提升本地能源效率,而且会产生正向空间溢出效应,改善相邻城市的能源效率。作为城市层面的环境规制措施,低碳城市的具体实施方案在中央审核和指导下,由各试点城市结合自身发展情况自行拟定,其实施的效果也为我国央地两级政府环境污染治理权利边界的划定提供了借鉴和参考。试点城市可以将成功的经验和技术综合形成可复制的案例,逐步推广到全国尚未试点的城市。同时,中央政府不仅需要在试点申报过程中严格把关,明确各阶段、各部门的具体任务分解,还要在政策落实过程中开展定期监督并给予精准指导,确保节能减排目标如期实现和城市经济高质量发展。

第二,不断完善低碳城市试点政策,因地制宜科学设计政策工具组合。本文的研究表明,低碳城市试点政策的实施对城市能源效率的影响存在显著异质性。对此,针对老工业基地城市,要重点关注产业结构优化升级,运用命令控制型政策工具来淘汰“三高”产业,培育绿色经济增长新动力,进而提升城市能源效率;针对非资源型城市、非老工业基地城市、高金融发展水平城市、东部地区、中西部地区,应关注公众参与型政策工具,推广低碳生活方式理念,引导企业进行绿色生产,实现产业优化升级,提升城市能源效率。

第三,推动城市之间跨区域合作,构建节能减排、产业低碳化发展协同联动机制。本文的结论显示,试点政策实施会通过示范效应和警示效应,使得相邻城市通过学习、模仿,升级产业结构和增加研发投入来改善能源效率。政府应摒弃过去“各自为政”“以邻为壑”的属地管理模式,打造“去中心化”和“网络化”的跨区域联防联控合作模式,构建常态化的区域反馈

机制和信息共享平台,推动节能减排的跨区域联防联控协同治理。试点城市应发挥其在绿色创新技术、治理经验上对邻近非试点城市的辐射和带动作用,充分放大先进经验的正向溢出效应。同时,还应在企业节能补贴、新能源技术研发以及产业扶持等相关能源政策上实现区域间有效对接,鼓励区域间常态化的经验交流,为实现节能减排目标和提升整体能源效率提供制度保障。

参考文献:

- 1.陈军、成金华,2010:《内生创新、人文发展与中国的能源效率》,《中国人口·资源与环境》第4期。
- 2.方国昌,2020:《节能减排路径优化理论分析及政策选择》,科学出版社。
- 3.梁丽、边金虎、李爱农、冯文兰、雷光斌、张正健、左家旗,2020:《中巴经济走廊 DMSP/OLS 与 NPP/VHRS 夜光数据辐射一致性校正》,《遥感学报》第2期。
- 4.陆菁、鄢云、王韬璇,2021:《绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角》,《中国工业经济》第1期。
- 5.潘雄锋、彭晓雪、李斌,2017:《市场扭曲、技术进步与能源效率:基于省际异质性的政策选择》,《世界经济》第1期。
- 6.邵帅、张可、豆建民,2019:《经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验》,《管理世界》第1期。
- 7.沈坤荣、金刚、方炯,2017:《环境规制引起了污染就近转移吗?》,《经济研究》第5期。
- 8.史丹、李少林,2020:《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》,《中国工业经济》第9期。
- 9.宋弘、孙雅洁、陈登科,2019:《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》,《管理世界》第6期。
- 10.宋祺佼、王宇飞、齐晔,2015:《中国低碳试点城市的碳排放现状》,《中国人口·资源与环境》第1期。
- 11.吴传清、董旭,2016:《环境约束下长江经济带全要素能源效率研究》,《中国软科学》第3期。
- 12.夏炎、陈锡康、杨翠红,2010:《基于投入产出技术的能源效率新指标——生产能耗综合指数》,《管理评论》第2期。
- 13.徐佳、崔静波,2020:《低碳城市和企业绿色技术创新》,《中国工业经济》第12期。
- 14.应瑞瑶、田聪聪、张兵兵,2020:《“节能减排”政策、出口产品范围调整与企业加成率》,《东南大学学报(哲学社会科学版)》第4期。
- 15.于斌斌,2017:《产业结构调整如何提高地区能源效率?——基于幅度与质量双维度的实证考察》,《财经研究》第1期。
- 16.张兵兵、田曦、朱晶,2017:《环境污染治理、市场化与能源效率:理论与实证分析》,《南京社会科学》第2期。
- 17.张华,2020:《低碳城市试点政策能够降低碳排放吗?——来自准自然实验的证据》,《经济管理》第6期。
- 18.钟昌标、胡大猛、黄远浙,2020:《低碳试点政策的绿色创新效应评估——来自中国上市公司数据的实证研究》,《科技进步与对策》第19期。
- 19.Bergquist, A., K. Söderholm, H. Kinneryd, M. Lindmark, and P. Söderholm. 2013. “Command-and-control Revisited: Environmental Compliance and Technological Change in Swedish Industry 1970–1990.” *Ecological Economics* 85(1):6–19.
- 20.Cheng, J., J.H. Yi, S. Dai, and Y. Xiong. 2019. “Can Low-carbon City Construction Facilitate Green Growth? Evidence from China’s Pilot Low-carbon City Initiative.” *Journal of Cleaner Production* 231:1158–1170.
- 21.Gehrsitz, M. 2017. “The Effect of Low Emission Zones on Air Pollution and Infant Health.” *Journal of Environmental Economics and Management* 83(5):121–144.

- 22.Meng, L., W. Graus, E. Worrell, and B. Huang.2014. "Estimating CO₂ Emissions at Urban Scales by DMSP/ OLS Nighttime Light Imagery: Methodological Challenges and a Case Study for China." *Energy* 71(4): 468-478.
- 23.Shan, Y.L., D.B. Guan, K. Hubacek, B. Zheng, and H.J. Schellnhuber.2018. "City-level Climate Change Mitigation in China." *Science Advances*, DOI: 10.1126/sciadv.aag0390.
- 24.Song, M., X. Zhao, and Y. P. Shang.2020. "The Impact of Low-carbon City Construction on Ecological Efficiency: Empirical Evidence from Quasi-natural Experiments." *Resources Conservation and Recycling*, DOI: 10.1016/j.resconrec.2020.104777
- 25.Tang, P.C., S.W. Yang, S. J. Shen, and S.K.Fu.2018. "Does China's Low-carbon Pilot Programme Really Take Off? Evidence from Land Transfer of Energy-intensive Industry." *Energy Policy* 114(3):482-491.
- 26.Zhao, X.L., R. Yang, and Q.Ma.2014. "China's Total Factor Energy Efficiency of Provincial Industrial Sectors." *Energy* 65(2):52-61.

Low-carbon City Pilot Policies and Total Factor Energy Efficiency Improvement: Quasi-natural Experiment from the Implementation of Three Batches of Pilot Policies

Zhang Bingbing¹, Zhou Juntao¹ and Yan Zhijun²

(1:School of Economics and Management,Nanjing Agricultural University;

2:School of Business,Nanjing Normal University)

Abstract: This article takes three batches of low-carbon city pilot policies implemented since 2010 as a quasi-natural experiment, and uses the difference-in-difference method to investigate the impact of the LCCP on the total factor energy efficiency of cities at the prefecture level and above in China. The results show that the implementation of the LCCP can significantly improve the level of total factor energy efficiency of cities, and this conclusion remains robust under multiple scenarios such as counterfactual test and endogeneity test. Additionally, the LCCP has heterogeneous effects on total factor energy efficiency across different resource endowments, industrial characteristics, financial development levels and regional cities. Further quantitative research on the text of the policy instruments finds that command-and-control and public participation pilot policy instruments enhance urban total factor energy efficiency mainly by promoting industrial structure upgrading; and market incentive pilot policy instruments enhance urban total factor energy efficiency by driving technological innovation. The extended analysis also shows that there is a positive spatial spillover effect of the LCCP, that is, they have a significant positive impact on the improvement of total factor energy efficiency in neighboring cities. Therefore, continuously expanding the scope of pilot low-carbon cities, designing a combination of policy tools according to local conditions, and building a synergistic cooperation mechanism among regions together are important guarantees for achieving energy-saving and emission reduction goals.

Keywords: Low-carbon City, Total Factor Energy Efficiency, Difference-in-Difference Model, Text Quantitative Analysis, Spatial Spillover Effect

JEL Classification: P28,Q58,R11

(责任编辑:惠利、陈永清)