

# 低碳城市建设能否提升城市绿色经济效率?

高云虹<sup>1</sup>, 王文铎<sup>2</sup>

(1. 兰州财经大学 经济学院, 甘肃 兰州 730020; 2. 首都经济贸易大学 劳动经济学院, 北京 100070)

**[摘要]** 以 2010 年以来先后实施的三批次低碳城市试点政策为准自然实验, 运用渐进双重差分法实证考察了其对城市绿色经济效率的影响。结果显示: (1) 低碳城市试点政策主要通过提升试点城市绿色创新水平、推动产业结构优化两个途径来改善城市绿色经济效率; (2) 东中部城市、发达城市和非资源型城市在低碳城市试点政策实施之后, 城市绿色经济效率提升更明显; (3) 对绿色经济效率分解项进行分析发现, 低碳城市试点政策能够显著提升城市减排力度和能源使用效率。为兑现“双碳”承诺, 建议在全国范围内推广低碳城市试点经验; 加大政策宣传力度, 使绿色低碳理念深入人心; 因地制宜制定政策并科学有效推进实施。

**[关键词]** 低碳试点; 城市绿色经济效率; 双重差分模型; 低碳城市

**[中图分类号]** F299.2, F124.5, X2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1671-6973(2023)04-0074-16

## 一、引言

自改革开放以来, 中国经济发展取得了长足进步, 创造了一个又一个“中国奇迹”, 但是粗放的发展模式也导致了环境污染和能源危机。在过去十多年间, 中国对环保的投入力度不断加大, 然而, 2020 年世界环境绩效指数显示, 中国仅得 37.3 分, 在 180 个经济体中排名第 120 位, 绿色发展状况不容乐观。2017 年党的十九大报告指出, 要加快建立绿色生产和消费的法律制度和政策导向, 建立健全绿色低碳循环发展的经济体系。习近平总书记在 2020 年联合国大会一般性辩论中明确提出了中国 2030 年“碳达峰”和 2060 年“碳中和”的目标。2021 年, “十四五”规划中再次明确提出“推动绿色发展, 促进人与自然和谐共生”, 其中, “加快发展方式绿色转型”为新时代的高质量发展指明了方向, 如何在经济发展中兼顾环境治理也因此成为关键性问题。就实践而言, 国家发展改革委于 2010 年确立了全国首批低碳试点地区, 并相继在 2012 年和 2017 年公布了第二批和第三批试点名单, 总计 6 个低碳省份和 81 个低碳城市。低碳城市试点政策是中国兑现“双碳”目标的重要一环, 选择试点的模式从最初自上而下的国家指定到后来自下而上的申报确立, 政策的科学性在实

**[收稿日期]** 2022-12-16

**[基金项目]** 国家社会科学基金“数字经济环境下的城乡融合动力、效率与路径研究”(21BJL047)。

**[作者简介]** 高云虹(1973-), 女, 甘肃会宁人, 博士, 兰州财经大学经济学院教授、硕士生导师, 主要研究方向为区域经济学; 王文铎(1999-), 男, 河南临颖人, 首都经济贸易大学劳动经济学院博士研究生, 研究方向为环境经济学。

践过程中不断增强;选择的试点城市的产业结构、资源禀赋和发展阶段各不相同,有利于获得适合各种类型城市的低碳策略,进而推广至全国。显然,国家希望通过低碳城市试点政策的积极实施,加快城市产业结构转型升级,降低生产能耗,培养居民绿色消费意愿,从而提升城市绿色经济效率,助力实现经济高质量发展。然而,低碳城市试点政策又存在弱激励、弱约束性,国家并未给每一个试点地区设立具体目标,更多的是强调地方政府自身工作的主动性。当低碳城市试点政策所带来的政策红利不能填补经济发展的空缺时,地方政府就有可能出现“失信”,导致政策实施效果大打折扣。换言之,低碳城市试点政策的实施效果有待进一步评估。

与本研究密切相关的研究文献主要有三方面。第一支文献主要关注的是低碳城市试点政策效应的评估问题,这主要分为两个方向。其中,大部分文献采用双重差分模型(DID)对政策效应进行评估,例如:周迪等利用双重差分模型考察了第二批低碳城市试点政策的实施成效,发现低碳城市试点政策对城市碳排放强度下降具有显著且持续的推动作用;<sup>[1]</sup>宋弘等运用双重差分模型系统考察了低碳城市试点政策对试点城市空气质量的影响,发现低碳城市试点政策显著降低了试点城市的空气污染,且有助于实现污染防治与经济高质量发展的“双赢”目标;<sup>[2]</sup>龚梦琪等研究发现,中国在实施低碳城市试点政策的过程中会显著促进外商直接投资,并且该促进作用随着城市等级的提升而提升;<sup>[3]</sup>逯进等基于双重差分模型的实证表明,低碳城市试点政策的实行显著促进了产业结构升级,且此政策具有正向的空间溢出效应;<sup>[4]</sup>陈启斐和王双徐以城市服务业为切入点,发现低碳城市服务业占比每提高1%,PM2.5强度下降0.123%,这与全样本回归结果是相反的。<sup>[5]</sup>此外,部分文献通过单一指标或构建指标体系评估了低碳城市试点政策的实施效果。<sup>[6-8]</sup>

另一支文献主要关注的是绿色经济效率的影响因素。Yu等对2003—2013年中国191个地级市绿色经济效率进行核算,并基于两区空间杜宾模型发现城市绿色经济效率存在显著的时空差异;<sup>[9]</sup>张治栋和秦淑悦基于长江经济带108个地级市数据发现,产业结构合理化和产业结构高级化均显著提升了城市绿色经济效率,并且存在负向空间溢出效应。<sup>[10]</sup>经济集聚同样会影响城市绿色经济效率,当集聚度大小合理时,对绿色经济效率的影响是正向的;当集聚度大于临界值时,影响是负向的,即经济集聚与绿色经济效率呈倒“U”型关系。<sup>[11-12]</sup>

较少文献将低碳城市建设与绿色经济效率纳入同一框架进行研究并探讨低碳城市试点政策的政策效应及其对绿色经济效率的作用机制。王巧和余硕从城市异质性视角探讨了低碳试点政策的绿色增长效应;<sup>[13]</sup>王亚飞和陶文清探究了低碳城市试点与细分的产业集聚对绿色经济效率的共同影响机制;<sup>[14]</sup>臧传琴和孙鹏采用控制时间线性趋势的方法缓解前两批次低碳试点城市不同确立模式对政策评估的影响,发现低碳试点政策能够显著提升地区绿色经济效率。<sup>[15]</sup>

上述文献分别对低碳城市试点政策和绿色经济效率展开了多重视角的分析和讨论,但仍存在以下局限性:将二者纳入同一框架的研究较少,这类研究在测度绿色经济效率的指标体系非期望产出中缺少衡量低碳城市试点政策效果最核心的变量——地区二氧化碳排放量,并且未对绿色经济效率的分解项进行分析,得出的结论可能存在综合性和客观性不足的问题。基于已有文献,本研究的主要边际贡献在于:用非期望产出中包含有二氧化碳排放量的绿色经济效率评估量化低碳城市试点政策的实施效果;采用渐进式DID与一系列稳健性检验方法验证了低碳试点政策对绿色经济效率的影响效应,有效克服了内生性问题;对城市绿色经济效率进行拆解,并分别分析低碳城市试点政策的影响,以期丰富低碳城市试点政策的相关研究。

## 二、理论分析与研究假设

低碳城市试点政策本质上是中国为降低温室气体排放,构建人类命运共同体所设立的城市层面的环境规制政策。现有文献指出,该政策具有行业针对性的特点,<sup>[16]</sup>即低碳城市试点政策的重点治理领域包括工业、建筑、交通、能源供应、农业、林业、废弃物管理等,<sup>[6]</sup>通过优化能源结构和降低高碳产业比重来实现高污染、高能耗和高排放领域的低碳化发展。<sup>[17]</sup>因此,需从绿色技术创新、产业结构升级以及居民低碳生活理念等方面综合考察低碳城市试点政策改善城市绿色经济效率的作用机制。

首先,低碳城市试点政策系通过影响当地绿色技术创新来影响城市绿色经济效率。技术创新是经济增长的源泉,也是实现绿色发展的根本和关键。新古典主义经济学认为环境规制会提升企业生产成本,降低产品竞争力,进而抵消环境规制给社会带来的积极影响。Zhao等的研究表明,环境规制会增加企业生产、销售和管理的难度,从而被迫减少技术创新支出,阻碍企业生产效率的提升。<sup>[18]</sup>“波特假说”则认为合理且严格的环境规制能够刺激企业的“创新补偿”效应,并可能抵消部分或全部环境规制成本,从而提升企业生产率,最终改善城市绿色经济效率。因此,中国的低碳城市试点政策能否诱发当地绿色技术创新,改善城市绿色经济效率,有待进一步检验。据此,本文提出如下假设。

H1a:低碳城市试点政策对地区绿色技术创新没有明显促进作用,对城市绿色经济效率的影响不显著。

H1b:低碳城市试点政策对地区绿色技术创新具有明显促进作用,进而改善城市绿色经济效率。

其次,低碳城市试点政策可以倒逼地区产业结构升级,进而改善城市绿色经济效率。低碳城市试点政策使地方政府提高了对高污染、高能耗和高排放企业环境治理的重视程度,推动了“三高”企业改善生产结构,加快应用绿色、清洁和高效技术的进程,使产业结构趋于高级化。<sup>[4]</sup>同时,低碳城市试点政策会增加“三高”企业的排污成本,因此,追逐利润最大化的厂商被迫选择低碳转型或就此退出本地市场,推动了城市产业结构向低碳化转型。在城市招商引资的过程中,低碳试点城市政府也会更偏爱绿色技术水平高、市场需求旺盛、增长潜力大、带动能力强的高新技术产业或现代服务业,<sup>[14]</sup>进而优化城市产业结构,推动绿色经济效率提升。据此,本文提出如下假设。

H2a:低碳城市试点政策不能有效促进地区产业结构优化,对城市绿色经济效率不产生显著影响。

H2b:低碳城市试点政策可以有效促进地区产业结构优化,进而改善城市绿色经济效率。

最后,低碳城市试点政策可以有效培养居民低碳生活理念,进而影响城市绿色经济效率。国家发改委下发的《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》中明确要求,试点地区要“大力开展宣传教育普及活动,鼓励低碳生活方式和行为,推广使用低碳产品,弘扬低碳生活理念”。各城市在实行低碳城市试点政策之初,一般都会积极开展低碳城市试点政策舆论宣传工作,旨在培养居民的低碳生活理念,鼓励居民践行低碳生活方式。同时,随着低碳生活理念的形成,居民对于低碳消费的需求逐渐上升,这会倒逼绿色产业的发展,使其提供更多环境友好型产品,进而改善城市绿色经济效率。但是,由于低碳城市试点政策概念界定模糊、低碳领导组织体系虚化导致的协调不力以及由城市层级所限形成的制度掣肘,试点成效并不明朗。<sup>[19]</sup>据此,本文提出如下假设。

H3a:低碳城市试点政策不能有效提升居民低碳生活理念,对城市绿色经济效率不产生显著影响。

H3b: 低碳城市试点政策能够有效提升居民低碳生活理念, 进而改善城市绿色经济效率。

### 三、中国地级市绿色经济效率核算

#### (一) 绿色经济效率测算方法

绿色经济效率是评价一个国家或地区经济效率的指标, 该指标是在考虑资源消耗和环境代价的基础上, 在现有全要素生产率分析框架下, 将能源消耗纳入投入变量, 并考虑将环境污染作为非期望产出测算出的社会经济运行效率。<sup>[12,20]</sup> 本文采用 Zhou 等提出的非径向方向性距离函数 (ND-DF) 核算中国地级市绿色经济效率。<sup>[21]</sup> NDDF 函数可以将经济生产生活中的投入、期望产出和非期望产出指标包含进去, 能够有效缓解 DDF 模型中严格等比例假设所带来的“松弛偏误”问题,<sup>[22]</sup> 故能够较全面有效地反映一个地区的绿色经济效率水平。为有效构建 NDDF 函数, 本文参考林小希的做法,<sup>[12]</sup> 运用绿色经济效率评价指标体系, 在先前相关研究的基础上添加城市年度二氧化碳排放量作非期望产出, 假设存在  $i=1, 2, 3, \dots, M$  个地区作为基本决策单元 (DMU), 一共有  $t=1, 2, 3, \dots, T$  期, 投入要素资本 ( $K$ )、劳动 ( $L$ ) 和能源 ( $E$ ), 期望产出 ( $Y$ ), 非期望产出工业废水排放总量 ( $W$ )、工业二氧化硫排放量 ( $S$ )、工业粉尘排放量 ( $D$ ) 和地区二氧化碳排放量 ( $C$ ), 其权重分别被设定为  $1/9, 1/9, 1/9, 1/3, 1/12, 1/12, 1/12, 1/12$ 。这 8 个变量变动的比例可以通过 SBM-DEA 模型计算得出, 最终构建第  $m$  个城市在第  $t$  期的投入效率 ( $IP_{mt}$ ) 和环境效率 ( $PP_{mt}$ ), 而后依照上文所设立的各项的权重计算投入效率与环境效率的加权平均值, 得出被解释变量绿色经济效率 ( $Gtfp_{mt}$ ):

$$IP_{mt} = \frac{1}{3} \sum_{I=K,L,E} \frac{(I_{mt} - \beta_{I,mt}^* \times I_{mt}) / (Y_{mt} + \beta_{Y,mt}^* \times Y_{mt})}{I_{mt} / Y_{mt}} \quad (1)$$

$$PP_{mt} = \frac{1}{4} \sum_{U=W,S,D,C} \frac{(U_{mt} - \beta_{U,mt}^* \times U_{mt}) / (Y_{mt} + \beta_{Y,mt}^* \times Y_{mt})}{U_{mt} / Y_{mt}} \quad (2)$$

$$Gtfp_{mt} = \frac{1}{2} IP_{mt} + \frac{1}{2} PP_{mt} \quad (3)$$

其中,  $\beta_K^*, \beta_L^*, \beta_E^*, \beta_Y^*, \beta_W^*, \beta_S^*, \beta_D^*, \beta_C^*$  为 SBM-DEA 模型计算出来的最优解。

#### (二) 测算数据

本文采用 2004—2018 年中国 272 个地级及以上行政级别城市的面板数据测算绿色经济效率<sup>①</sup>, 覆盖了中国除港澳台地区、新疆和西藏以外的所有省级行政单位。投入要素包括劳动、资本和能源, 其中: 劳动投入选取非农年末就业人数衡量; 资本投入采用永续盘存法估算得出, 初始资本存量和折旧率均参考张军等的方法进行计算;<sup>[23]</sup> 能源投入运用夜间灯光总亮度值进行模拟测算。期望产出实际非农 GDP 被平减为 2004 年不变价格的可比序列。非期望产出用工业“三废”(工业废水、工业二氧化硫和工业烟粉尘) 排放量和地区二氧化碳排放量表示。需要指出的是, 《中国城市统计年鉴》在 2011 年之前单独统计烟尘排放量, 未报告粉尘排放量, 2011 年及之后分别汇报烟尘和粉尘排放量, 故本文计算 2004—2010 年各省份烟粉尘排放比例, 随后根据各城市烟尘排放量计算得出 2004—2010 各城市烟(粉)尘排放量。由于政府部门没有官方统计城市层面的二氧化碳排放量和能源投入, 故参考 Meng 等的做法,<sup>[24]</sup> 采用基于夜间灯光数据的“自上而下”方法将省际二氧化碳排放量和能源投入分配至确定的城市区域。省际二氧化碳排放量和能源投入均基于《中国能源统

① 由于自 2019 年开始, 中国城市固定资产投资数据未公布, 而根据各省固定资产投资增速核算出的市级数据缺乏准确性, 故而本文研究年限为 2004—2018 年。

计年鉴》计算得出。夜间灯光数据来自 Chen 等基于自动编码器(AE)模型整合校准的中国城市 2004—2012 年 DMSP-OLS 年度夜间灯光数据和 2013—2018 年 NPP-VIRS 夜间灯光数据。<sup>[25]</sup>

由于二氧化碳排放量与夜间灯光总亮度存在正向的线性关系,故设定式(4):

$$C_{it} = \alpha * NTL_{it} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $C_{it}$ 表示*i*省*t*年的二氧化碳排放量, $NTL_{it}$ 表示*i*省*t*年的夜间灯光总亮度值, $\delta_i$ 表示省份固定效应, $\gamma_t$ 表示年份固定效应。通过双向固定效应模型对式(4)进行回归,可得出 $\alpha$ 的估计值 $\hat{\alpha}$ ,进而设定式(5),通过“自上而下”模型估算城市层级的二氧化碳排放量。

$$C_m = C_i^* \left( \frac{\bar{C}_m}{\hat{C}_i} \right) = C_i^* \frac{\hat{\alpha} * NTL_m + \delta_m + \gamma_t + \epsilon_m}{\hat{\alpha} * NTL_i + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_i} \quad (5)$$

式(5)中, $C_i$ 表示基于政府官方数据测算的省际二氧化碳排放量, $\bar{C}_m$ 和 $\hat{C}_i$ 分别表示估算出的*m*市及其所在*i*省的二氧化碳排放量。结合式(4)和式(5),可估算出城市层级的二氧化碳排放量。采用同样的思路可以估算出城市层级的能源投入量。

本节所有原始数据均来源于《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及各城市国民经济和社会发展统计公报,其中部分缺失数据采用线性插值法填补。

### (三)测算结果

本研究拟验证低碳城市试点政策的实施效果,故将 272 个城市分为试点城市和非试点城市两组。现有研究大多直接将三批次名单中试点城市 and 试点省份中的城市都归为试点城市组,<sup>[2,16]</sup>但试点省份内部各地级市发展层级和资源禀赋均存在较大差异,政策执行效果和执行时间也有所不同。<sup>[17]</sup>故综合已有研究和数据,本文选择试点城市 and 试点省份省会城市作为实验组,省会城市占有省内的各种优质资源,政策执行可以得到保证,其余地级市设为对照组,最终确定三批次 68 个试点城市 and 204 个非试点城市。由于第一批次与第二批次的政策实施间隔只有两年,且第一批低碳试点城市在政策实行初期力度较小,可能影响最终政策绩效评估,又考虑到第二批试点政策出台时间在 2012 年年底,故设定 2013 年为第一个低碳城市试点政策实施的节点;<sup>[2,15]</sup>第三批试点政策出台时间在 2017 年 1 月,故设定 2017 年为第二个低碳城市试点政策实施的节点。<sup>[14]</sup>图 1 报告了试点城市与非试点城市绿色经济效率的概率分布。由图 1 可知,试点城市比之非试点城市整体偏右,且在 *Gtfp* 高值区域始终高于非试点城市,这说明试点城市的绿色经济效率总体上高于非试点城市。

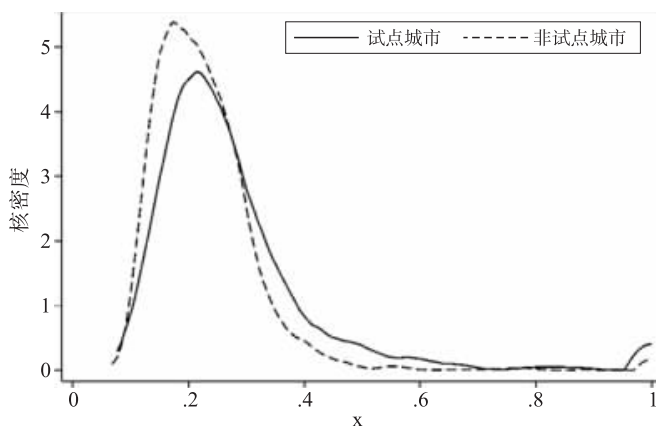


图 1 绿色经济效率核密度分布

## 四、模型与指标构建

### (一)模型构建

本研究旨在探索低碳城市试点政策能否有效改善城市绿色经济效率,双重差分模型(DID)已被证实是评估政策实施效果的有效方法,故建立如下模型:

$$Gtfp_{mt} = \beta Pilot_m \times Post_t + \alpha X_{mt} + \delta_m + \gamma_t + \epsilon_{mt} \quad (6)$$

式(6)中, $Gtfp_{mt}$ 表示 $m$ 市在 $t$ 年的绿色经济效率; $Pilot_m$ 表示低碳试点城市的虚拟变量,如果该城市属于上文的68个试点城市,则取值为1,否则为0; $Post_t$ 为政策试点实施前后的虚拟变量,政策实施节点之前为0,政策实施节点及之后为1; $X_{mt}$ 表示控制变量,综合相关文献的做法,<sup>[14,15,17]</sup>本文选取外商直接投资( $lnfdi$ )、城市产业结构( $cc$ )、政府干预程度( $gov$ )、人口密度( $lnpmd$ )、人均GDP( $lnpgdp$ )和环境规制强度( $envr$ )作为控制变量; $\delta_m$ 为城市固定效应; $\gamma_t$ 为年份固定效应; $\epsilon_{mt}$ 为随机误差项。

### (二)指标构建

被解释变量是上文计算出的绿色经济效率( $Gtfp_{mt}$ ),核心解释变量是双重差分项( $Pilot_m \times Post_t$ ),系数 $\beta$ 反映了低碳城市试点政策对城市绿色经济效率的影响。若 $\beta$ 显著为正,则说明低碳城市试点政策有效促进了试点地区绿色经济效率的提高。本文选取的控制变量如下:外商直接投资( $lnfdi$ )用当年实际利用外资金额取对数表示<sup>①</sup>;城市产业结构( $cc$ )用第二产业增加值占GDP的比例表示;政府干预程度( $gov$ )用政府财政支出与当地GDP比值表示;人口密度( $lnpmd$ )用地区年末总人口与地区总面积比值取对数表示;人均GDP( $lnpgdp$ )用人均GDP取对数表示;环境规制强度( $envr$ )参考Feng等的做法,<sup>[26]</sup>采用熵值法计算工业固体废物综合利用率、生活污水处理率和生活垃圾无害化处理率三者的加权平均值来表示。本节所有原始数据均来源于《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》,其中部分缺失数据采用线性插值法填补。各变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计结果

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$Gtfp$	408 0	0.241 8	0.123 7	0.068 3	1.000 0
$lnfdi$	408 0	9.585 7	2.074 7	0.693 1	14.941 3
$cc$	408 0	0.482 3	0.105 1	0.149 5	0.859 2
$gov$	408 0	0.165 0	0.090 3	0.040 5	1.485 2
$lnpmd$	408 0	5.754 9	0.904 3	1.547 6	7.886 7
$lnpgdp$	408 0	10.243 5	0.786 7	4.595 1	13.055 7
$envr$	408 0	0.770 0	0.185 3	0.008 7	1.568 8

## 五、实证结果分析

### (一)基准回归结果分析

基准回归结果如表2所示。表2第(1)列为未纳入控制变量的回归,第(2)一(7)列为依次加入控制变量的回归结果。

① 为缓解模型异方差,降低多重共线性和自相关对回归的影响,取该指标的自然对数形式,下同。

表2 基准回归结果

变量	Gtfp						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Pilot_m \times Post_t$	0.049 4*** (0.005 6)	0.049 3*** (0.005 6)	0.050 3*** (0.005 6)	0.046 9*** (0.005 6)	0.046 1*** (0.0057)	0.046 0*** (0.005 7)	0.045 8*** (0.005 7)
$lnfdi$		0.000 9 (0.001 4)	0.000 4 (0.001 4)	0.000 7 (0.001 4)	0.000 7 (0.001 4)	0.000 1 (0.001 4)	0.000 1 (0.001 4)
$cc$			0.058 4** (0.025 8)	0.051 4** (0.025 7)	0.049 8* (0.025 8)	0.015 2 (0.030 1)	0.016 9 (0.030 2)
$gov$				-0.165 1*** (0.027 6)	-0.164 0*** (0.027 6)	-0.153 2*** (0.028 0)	-0.151 7*** (0.028 2)
$lnpmd$					0.030 5 (0.022 3)	0.027 8 (0.022 3)	0.027 5 (0.022 3)
$lnpgdp$						0.018 5** (0.008 3)	0.018 8** (0.008 3)
$envr$							-0.006 0 (0.0105)
Constant	0.238 4*** (0.001 2)	0.230 2*** (0.013 1)	0.206 1*** (0.016 9)	0.234 6*** (0.017 5)	0.059 1 (0.129 1)	-0.094 2 (0.146 2)	-0.092 4 (0.146 3)
观测值	408 0	408 0	408 0	408 0	408 0	408 0	408 0
R <sup>2</sup>	0.707 9	0.707 9	0.708 3	0.711 0	0.711 2	0.711 5	0.711 6
City FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；( )内为稳健标准误；Y表示控制，N表示不控制。下表皆同

从表2的回归结果来看,低碳试点城市政策确实能够有效提升城市绿色经济效率。具体而言,表2第(1)列未加控制变量回归的双重差分项  $Pilot_m \times Post_t$  系数在1%的水平上显著为正。再来观察控制变量,以第(7)列为主,在逐步加入控制变量后,核心解释变量  $Pilot_m \times Post_t$  前的系数依然在1%的水平上显著为正,且系数大小并未发生大幅度变化,这证明了控制变量选择的有效性,也说明低碳城市建设能够显著促进绿色经济效率提升。 $gov$ 的系数显著为负,说明政府对市场的干预有时是低效率的,要更多依靠市场力量; $lnpgdp$ 的系数显著为正,说明城市经济发展水平越高,越有利于城市绿色经济效率的提升。

## (二)平行趋势检验

双重差分模型设立的一个重要前提是需满足平行趋势假设,这要求实验组与对照组具有可比性,即在政策实施之前二者无显著差异,而在政策实施之后这种平行趋势被打破,对于本研究而言,则指代政策实施之后试点城市的绿色经济效率相对于非试点城市出现了显著的趋势变动。因此,参考陈钊和熊瑞祥的做法,<sup>[27]</sup>设立如下计量模型(7)进行平行趋势检验:

$$Gtfp_{mt} = \sum_{n=-4}^5 (\varphi_n \times I_{mt}^{t-Birthyear_m=n}) + \sum_{n=-4}^5 [\rho_n \times (I_{mt}^{t-Birthyear_m=n} \times Pilot_m \times Post_t)] + \alpha X_{mt} + \delta_m + \gamma_t + \epsilon_{mt} \quad (7)$$

式(7)中,当  $t-Birthyear_m=n$  时,定义  $I_{mt}^{t-Birthyear_m=n}$  等于1,否则为0; $t$ 表示年份, $Birthyear_m$ 表示  $m$  城市被设立为低碳试点城市的年份。本文所用数据年份跨度为2004—2018年,设置第一批低碳城市试点政策实施时间节点为2013年,故有试点确立前9年至试点确立后5年的样本; $n$ 可能取

值的集合为 $(-9, -8, \dots, 0, 1, 2, 3, 4, 5)$ 。同样的,为使试点确立前后的年份保持平衡,将 $t - Birthyear_m = -9, -8, \dots, -5$ 归并到 $-5$ ,并取 $-5$ 为基准组。

本部分的核心解释变量是交叉项 $I_{mt}^{t-Birthyear_m=n} \times Pilot_m \times Post_t$ ,因此需要关注其系数 $\rho_n$ 。由于设置 $-5$ 为基准组,回归结果中的 $\rho_n$ 及其显著性便成为判断依据,即与基准组相比,在低碳城市试点政策实施后第 $n$ 年,试点城市的绿色经济效率与非试点城市的绿色经济效率是否有显著性差异。回归后的结果如表3所示。可以看出,在低碳城市试点政策实施的前4年,交叉项的系数 $\rho_n$ 并不显著且始终较小,这说明在此期间试点城市与非试点城市的绿色经济效率并无显著性差异;而在低碳城市试点政策实施当年和实施后的5年,系数 $\rho_n$ 始终在至少5%的显著性水平上显著为正且总体呈上升趋势。这说明随着试点政策的推进,试点城市与非试点城市的绿色经济效率差异逐渐扩大,低碳城市试点政策对于城市绿色经济效率具有显著正向效应。

表3 平行趋势检验结果

变量	Gtfp	变量	Gtfp
政策实施前4年	0.011 1 (0.010 8)	政策实施后1年	0.033 8*** (0.010 9)
政策实施前3年	0.014 8 (0.010 8)	政策实施后2年	0.039 3*** (0.010 9)
政策实施前2年	0.001 6 (0.010 8)	政策实施后3年	0.066 6*** (0.010 9)
政策实施前1年	0.009 8 (0.010 8)	政策实施后4年	0.059 8*** (0.010 9)
政策实施当年	0.024 4** (0.010 9)	政策实施后5年	0.061 7*** (0.010 9)
观测值	408 0	Constant	-0.085 0 (0.146 3)
City FE	Y	R <sup>2</sup>	0.713 2
Year FE	Y		

### (三)安慰剂检验

双重差分模型设立的另一个前提是满足外生性假设,这要求所选取的变量尽量不受外生因素的影响。尽管已经在回归中加入了城市固定效应以控制所有不随时间变化而变化的城市特质,但是部分特质仍有可能随着时间而发生变化,进而对本文回归结果产生影响。对此,本文借鉴Chetty等的做法,<sup>[28]</sup>采用间接性的安慰剂检验。首先,根据式(8)我们可以得到系数 $\hat{\beta}$ 的表达式:

$$\hat{\beta} = \beta + \gamma \times \frac{\text{cov}(Pilot_m \times Post_t, \epsilon_{imt} | W)}{\text{var}(Pilot_m \times Post_t | W)} \quad (8)$$

其中, $W$ 包括所有的控制变量和固定效应; $\gamma$ 为非观测因素对绿色经济效率的影响,如果 $\gamma = 0$ ,则可以说明回归结果不会受到非观测因素的影响,即证明 $\hat{\beta}$ 是无偏估计量,但该检验无法实现。因此,采用间接安慰剂检验:先对随机生成的一个低碳试点城市名单(68个)进行回归,从而产生一个错误的估计系数 $\hat{\beta}$ ;再将这个过程重复500次,从而产生500个 $\hat{\beta}$ 。图2描绘了 $\hat{\beta}$ 的概率分布图,可以发现, $\hat{\beta}$ 的概率分布服从正态分布且在0的附近,符合安慰剂检验的预期,并且所有 $\hat{\beta}$ 均分布在“正确”的回归系数左侧,说明低碳城市试点政策可以有效提升城市绿色经济效率,证实了所得结论的稳健性。



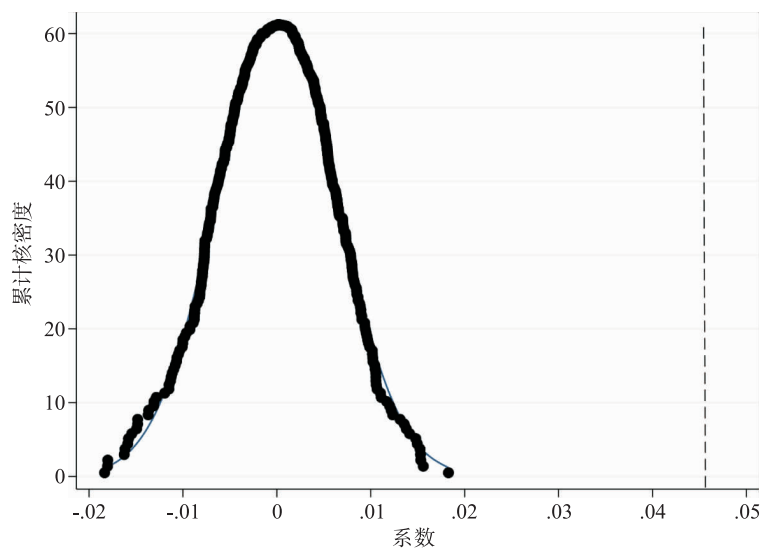


图 2 安慰剂检验结果

注：本图描绘了 500 次安慰剂检验获得的回归系数  $\hat{\beta}$  的分布。垂直的虚线表示的是“正确”的回归系数，见表 2 列(7)

(四)稳健性检验

1. 更换 NDDE 各数据权重

绿色经济效率的核算结果受到来自指标选取和权重设置两方面的影响，故参考邵帅等的研究中核算绿色经济效率选择的指标和权重，<sup>[29]</sup>非期望产出舍去工业“三废”，即设定权重  $\omega=(1/9,1/9,1/9,1/3,1/3)^T$ ，重新核算绿色经济效率  $Gtfp_2$ 。核算之后进行回归，结果如表 4 中第(1)列所示。可以看出，核心解释变量  $Pilot_m \times Post_t$  系数依然在 1% 的水平上显著为正，证实了结论的稳健性。

表 4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	$Gtfp_2$	$Gtfp$	$Gtfp$
$Pilot_m \times Post_t$	0.019 9*** (0.004 1)	0.038 8*** (0.005 8)	0.011 3* (0.006 0)
ETS		-0.005 2 (0.006 6)	
NEV		0.071 5*** (0.011 0)	
PIC		-0.006 6 (0.009 8)	
控制变量	控制	控制	控制
Constant	-0.047 1*** (0.104 8)	-0.072 9 (0.145 9)	0.214 9 (0.139 8)
观测值	408 0	408 0	379 5
R <sup>2</sup>	0.852 9	0.714 8	0.680 3
City FE	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y

2. 排除干扰政策影响

为排除同期相关政策的干扰，在模型(6)中加入政策虚拟变量来排除其对回归结果的影响。根

据《国家发展改革委办公厅关于开展碳排放权交易试点工作的通知》(发改办气候[2011]2601号)、《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)和《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)等文件,分别构建如下政策变量: $ETS$ 表示是否为碳排放权交易试点; $NEV$ 表示是否为节能与新能源汽车示范推广试点; $PIC$ 表示是否为国家创新型城市试点。将这三个政策虚拟变量一起加入模型(6)中进行回归,结果如表4列(2)所示,核心解释变量  $Pilot_m \times Post_t$  系数依然在1%的水平上显著为正。

### 3. 剔除城市等级影响

基准回归已经证实,城市经济发展水平越高,越有利于绿色经济效率的提升。不同等级的城市政策执行力度不同,政策执行效果也会出现差异,为此,本文剔除4个直辖市和15个副省级城市样本再次进行回归,结果如表4列(3)所示,结论依然不变。

#### (五)内生性检验

为了缓解遗漏变量和双向因果对本文回归分析产生的内生性偏误,本文采用工具变量两阶段最小二乘法来处理此问题。参考现有文献,<sup>[30-31]</sup>选取城市年度逆温强度作为工具变量。

逆温强度( $ti$ )是气象学概念,正常情况下,温度随着海拔的上升而下降,故近地面气温高于高空层气温,热气上升而冷气下降,此时污染物可以在大气中垂直循环;但如果某一时刻出现近地面第一层的气温小于第二层气温的情况,即气温随着海拔的增加反而提升,此时污染物便不可以在大气中垂直循环,加剧了空气污染,政府可能因此加大环境规制力度,从而增加该城市入选低碳城市试点的概率,<sup>[17]</sup>满足相关性假定。同时,逆温强度作为一个严格的外生气象变量,很好地满足了外生性假设。本文所用的逆温强度原始数据来自NASA MERRA2卫星图片产品<sup>①</sup>,包括全球42个气压层次下一天每6小时的气温。参考王砾等的做法,<sup>[30]</sup>首先获取每个栅格( $grid$ )一天4个时点的第一层和第二层温度,并计算它们的日均值;然后用第二层温度均值减去第一层温度均值,若为正则为逆温强度,为负或等于0则记为0,表示不存在逆温现象;将每个城市全年逆温强度加总得到城市年度逆温强度( $ti$ )。<sup>②</sup>

回归结果如表5所示。第一阶段的F值为48.27,符合大于10的经验法则,且Cragg-Donald Wald F统计量为50.652,大于Stock-Yogo检验在10%水平上的临界值16.38,说明不存在弱工具变量问题。观察第一阶段回归结果可以发现,逆温强度与时间交互项的估计系数在1%的水平上显著为正,再将第一阶段的拟合值带入第二阶段方程中,发现  $Pilot_m \times Post_t$  系数显著为正,这与基准回归的结果一致。

表5 工具变量回归结果

变量	2SLS	
	第一阶段	第二阶段
$Pilot_m \times Post_t$		0.217 3*** (0.056 7)
$ti \times Post$	0.000 2*** (0.000 03)	

① 本文使用数据集代号M2I6NPANA,访问地址: [https://disc.sci.gsfc.nasa.gov/uui/datasets/M2I6NPANA\\_V5.12.4/summary?keywords=%22MERRA-2%22%20M2I6NPANA&start=1920-01-01&end=2021-06-30](https://disc.sci.gsfc.nasa.gov/uui/datasets/M2I6NPANA_V5.12.4/summary?keywords=%22MERRA-2%22%20M2I6NPANA&start=1920-01-01&end=2021-06-30),访问日期为2021年6月30日。

② 由于缺少重庆市逆温数据,故本部分观测值较之基准回归少15个。

变量	2SLS	
	第一阶段	第二阶段
Constant	-3.510 7*** (0.534 4)	0.236 5 (0.295 8)
控制变量	控制	控制
识别不足检验		50.898 [0.000]
弱识别检验		50.652 {16.38}
City FE	Y	Y
观测值	406 5	406 5
R <sup>2</sup>	0.414 7	0.626 0
第一阶段 F 值	48.27***	

注:识别不足检验采用 Kleibergen-Paap LM 统计量,[]中的值为其对应的 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

## 六、进一步分析

### (一)机制分析

本部分进一步采用渐进双重差分法分析影响低碳城市试点政策效应的长效机制,借鉴 Baron 和 Kenny 的“两步”中介法,<sup>[32]</sup>构建模型(9)和(10)进行内在机制检验。

$$M_{mt} = \alpha_1 + \beta_1 Pilot_m \times Post_t + \gamma_1 X_{mt} + \delta_m + \gamma_t + \epsilon_{mt} \quad (9)$$

$$Gtfp_{mt} = \alpha_2 + \beta_2 Pilot_m \times Post_t + \theta_2 M_{mt} + \gamma_2 X_{mt} + \delta_m + \gamma_t + \epsilon_{mt} \quad (10)$$

其中, $M_{mt}$  为第  $t$  年 第  $m$  个城市的机制变量数据,其余符号设置均与基准回归一致。

由于本文关注的是城市绿色经济效率,故选取地级市绿色实用型专利申请量作为衡量城市绿色创新水平的变量。观察表 6 第(1)列回归结果可以发现,低碳城市试点政策的实施能够显著提升试点城市绿色实用型专利的申请量,表明低碳城市试点政策提升了当地绿色生产创新水平;观察表 7 第(1)列回归结果发现,低碳城市试点政策通过提高当地绿色创新水平促进了当地绿色经济效率的提升。假说 H1b 得以验证。

产业结构升级主要包括两个方面:产业结构高级化和产业结构合理化。产业结构高级化是指一个地区的产业结构由第一产业逐渐向第二、第三产业攀升的过程。参考干春晖等的研究,<sup>[33]</sup>采用第三产业增加值与第二产业增加值的比例作为衡量产业结构高级化的指标。两阶段回归结果如表 6 列(2)和表 7 列(2)所示,可以发现,低碳城市试点政策显著提升了城市产业结构高级化水平,并且进一步提高了城市绿色经济效率,说明存在传导机制。

产业结构合理化是指三大产业聚合协调的质量以及对于资源有效利用的程度。参考干春晖等的研究,<sup>[33]</sup>采用泰尔指数(TL)对城市产业结构合理化进行测度,其计算公式如式(11)所示:

$$TL = \sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left( \frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right) \quad (11)$$

其中,TL 表示泰尔指数,即产业结构合理化衡量指标;Y 表示各产业产值;L 表示各产业年末就业人数;i 表示产业;n 表示产业个数。当 TL 等于 0 时,说明产业结构处于合理化阶段;当 TL 不等于 0 时,说明产业结构偏离了最优状态,且数值越大,产业结构越不合理。

观察表 6 列(3)可以发现,低碳城市试点政策并未显著改善城市产业结构合理化,可能的原因在于,截至 2017 年,除北京、上海、天津这三个直辖市处于后工业阶段之外,中国其他省市仍然处于工业化阶段,且大部分省市还未进入工业化后期阶段,<sup>[34]</sup>这也意味着低碳试点城市政府在选择推动产业结构升级的政策时,更偏重于提升产业结构高级化,而并未根据当地经济发展阶段和资源禀赋情况规划相应合理的产业结构。观察表 7 列(3)可以看出,产业结构合理化与城市绿色经济效率呈显著负相关,这说明随着产业结构合理化的推进,即 TL 数值的下降,城市绿色经济效率能够获得显著提升,进而说明忽视产业结构合理化不利于中国城市绿色经济效率的提升和城市的高质量发展。假说 H2b 得以验证。

表 6 机制分析第 1 阶段

变量	(1) 绿色实用型专利申请量	(2) 产业结构高级化	(3) 产业结构合理化	(4) 城市公共交通网络
$Pilot_m \times Post_t$	621.232 2*** (31.548 4)	0.036 2*** (0.008 9)	0.013 6* (0.007 3)	-0.024 7*** (0.005 3)
Constant	-479 5.299 (837.268 9)	0.507 5** (0.229 3)	1.177 0*** (0.186 1)	-0.134 0 (0.136 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	380 8	408 0	408 0	408 0
R <sup>2</sup>	0.696 7	0.944 6	0.831 1	0.784 9
City FE	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y

表 7 机制分析第 2 阶段

变量	(1) Gtfp	(2) Gtfp	(3) Gtfp	(4) Gtfp
$Pilot_m \times Post_t$	0.024 0*** (0.005 9)	0.040 5*** (0.005 5)	0.048 2*** (0.005 7)	0.045 1*** (0.005 7)
绿色实用型专利申请量	3.54e-05*** (2.97e-06)			
产业结构高级化		0.147 7*** (0.010 1)		
产业结构合理化			-0.051 8*** (0.012 7)	
城市公共交通网络				-0.027 6 (0.017 5)
Constant	0.257 1* (0.148 1)	-0.167 4 (0.142 4)	-0.043 3 (0.146 2)	-0.096 1 (0.146 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	380 8	408 0	408 0	408 0
R <sup>2</sup>	0.740 4	0.727 0	0.715 3	0.711 8
City FE	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y

低碳生活理念的一个重要体现,是减少对私家车的依赖,增加公共交通出行。城市公共交通网络则能够反映一个城市公共交通的通畅和便捷程度。参考逯进等的研究,<sup>[4]</sup>选取年末实有公共营

运汽电车/(年末实有公共营运汽电车十年末实有出租车)衡量居民低碳生活理念的转变。两阶段回归结果如表6列(4)和表7列(4)所示,可以发现,城市公共交通网络的回归系数不显著,这表明短期内不能证实存在低碳城市试点政策通过影响城市公共交通进而改善城市绿色经济效率的机制,这与宋弘等的研究结论类似。<sup>[2]</sup>

## (二)异质性分析

### 1. 考察区域异质性

本文将研究省份按照东部、中部和西部进行分类,<sup>①</sup>进而将272个样本城市按此三种类型进行划分,并对其进行异质性检验,考察低碳城市试点政策在不同地区的影响差异。检验结果如表8所示,其中,第(1)列、第(2)列和第(3)列分别是东部、中部和西部的回归结果。由表8可知,低碳城市试点政策能够显著提高东、中部试点城市的绿色经济效率,但对西部试点城市的作用则并不显著。试点政策虽然可以带来产业结构的优化和技术创新,但相对于东、中部城市来说,西部城市发展基础较为薄弱,工业体系尚不完善,且多为污染严重的“三高”产业;此外,人才的大量流失严重影响了城市创新水平,生产效率提升缓慢,从而阻碍了城市绿色经济效率的提升。

表8 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	东部	中部	西部	发达城市	欠发达城市	资源型城市	非资源型城市
$Pilot_m \times Post_t$	0.094 1*** (0.010 4)	0.027 8*** (0.009 1)	0.002 7 (0.010 1)	0.100 7*** (0.012 6)	-0.001 7 (0.005 7)	0.033 7*** (0.010 0)	0.055 2*** (0.007 6)
Constant	-0.993 5*** (0.302 3)	0.548 8*** (0.206 6)	-0.031 3 (0.289 5)	-0.609 8** (0.308 2)	0.622 5*** (0.152 4)	0.521 3*** (0.187 9)	-0.421 9* (0.227 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	148 5	147 0	112 5	129 0	279 0	166 5	241 5
R <sup>2</sup>	0.709 9	0.683 4	0.629 5	0.690 1	0.624 7	0.664 5	0.723 0
城市数量	99	98	75	86	186	111	161
City FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

### 2. 考察城市经济发展异质性

城市经济发展水平同样可以影响城市绿色经济效率。本文将272个城市划分为发达城市和欠发达城市,参考曾诗鸿等的研究,<sup>[34]</sup>定义人均GDP大于40000元的为发达城市,小于40000元的为欠发达城市,并分别对其进行异质性检验,考察低碳城市试点政策在不同发展状况城市的影响差异。检验结果如表8所示,其中第(4)列和第(5)列分别为发达城市和欠发达城市的回归结果。观察回归结果可以发现,低碳城市试点政策显著提升了发达城市的绿色经济效率,且比全样本城市提升幅度更大,绿色经济效率提升了10.07%;反观欠发达城市,系数为负且不显著,说明低碳城市试点政策对其未能发挥应有作用。可能的原因在于,欠发达城市的支柱产业多为第二产业,地方政府在权衡经济发展和环境保护时无法像发达城市那样有更多的选择余地,往往会为了经济而牺牲环境,这表现为环境规制强度较弱,导致地方企业环境保护意识不强,低碳城市试点政策很难对当地绿色经济效率的提升起到显著作用。

① 具体划分为:东部(辽宁、河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南);中部(黑龙江、吉林、山西、河南、安徽、湖北、湖南、江西);西部(内蒙古、陕西、宁夏、甘肃、青海、四川、重庆、云南、贵州、广西)。

### 3. 考察城市资源状况异质性

资源禀赋是影响一个城市发展的重要因素,但资源对于发展是“诅咒”还是“福音”一直是学界探讨的热点,故拟对城市资源禀赋因素进行划分,探究低碳城市试点政策对不同资源禀赋城市的异质性。根据《国务院关于印发全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020)的通知》(国发[2013]45号)文件,将272个样本城市划分为111个资源型城市 and 161个非资源型城市,并分别对其进行异质性检验。检验结果如表8所示,其中第(6)和第(7)列分别为资源型城市和非资源型城市的回归结果。可以发现,低碳城市试点政策均显著提高了资源型城市和非资源型城市的绿色经济效率,但对资源型城市的提升作用却明显偏弱。可能的原因是,资源型城市会优先选择具有比较优势的资源密集型产业,且由于资源优势往往会形成锁定效应和路径依赖,<sup>[35]</sup>产业结构升级存在巨大阻碍,生产技术创新激励也大打折扣;相反,非资源型城市“被迫”选择合理的产业结构,引进专业技术人才改良生产技术,提高生产效率,进而提升城市绿色经济效率。

#### (三) $Gtfp$ 分解项分析

前文分析已经证实低碳城市试点政策能够整体上提升试点城市的绿色经济效率,但由式(3)可知,绿色经济效率( $Gtfp$ )是由投入效率( $IP$ )和环境效率( $PP$ )二者加权平均得来。进一步将投入效率( $IP$ )分解为资本投入效应( $K$ )、劳动投入效应( $L$ )和能源投入效应( $E$ ),那么,低碳城市试点政策对其影响是否存在差异呢?为此,将基准回归模型式(4)中的被解释变量进行替换,并分别进行回归,结果如表9所示。可以发现,相对于非试点城市,低碳城市试点政策能够明显改善试点城市的能源投入效应和环境效率,而对劳动和资本投入效应的提升并没有得到体现。这说明试点城市资本和劳动投入效应提升的主要原因并不是低碳城市试点政策,而该政策更侧重于污染减排和提升生产投入中的能源使用效率。

表9  $Gtfp$  分解项分析

变量	(1) K	(2) L	(3) E	(4) PP
$Pilot_m \times Post_t$	-0.018 4** (0.008 4)	-0.014 1* (0.007 3)	0.061 9*** (0.007 1)	0.081 9*** (0.007 7)
Constant	0.628 5*** (0.216 3)	0.187 2 (0.188 7)	-0.346 8* (0.182 7)	-0.341 2* (0.197 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	408 0	408 0	408 0	408 0
$R^2$	0.723 7	0.834 9	0.648 5	0.431 2
City FE	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y

## 七、结论与政策建议

低碳城市试点政策是中国为实现“双碳”目标的重要政策举措,本研究首先运用 NDDF 函数方法测算了2004—2018年中国272个地级及以上行政级别城市的绿色经济效率,而后采用渐进双重差分深入考察了低碳城市试点政策能否有效改善城市绿色经济效率。研究结果表明,低碳城市试点政策能够有效促进城市绿色经济效率的提升,试点城市绿色经济效率相比非试点城市大约提升了4.58个单位,并且低碳城市试点政策更注重提升环境效率和能源投入效应。从作用机制来看,

低碳城市试点政策主要通过提升试点城市绿色创新水平和产业结构高级化来改善城市绿色经济效率。最后,异质性分析发现,低碳城市试点政策对东中部地区城市、发达城市和非资源型城市的绿色经济效率提升均有更明显的促进作用。本结论主要提出以下三点政策启示。

第一,在全国范围内推广低碳城市试点政策成功经验,打造绿色低碳中国。低碳城市试点政策能够有效提升地区绿色技术创新水平、产业结构优化进程和环境效率,进而显著改善城市绿色经济效率。因此,国家层面应全面总结低碳试点城市的成功经验,并逐步推广至全国范围。同时,为避免低碳试点城市政府“失信”问题发生,中央政府应在低碳城市试点政策实施过程中开展定期监督,并及时提出有效指导意见,助力“双碳”目标的实现。

第二,低碳城市试点政策的实施需进一步完善,更大地释放政策潜力。机制分析结果表明,低碳城市试点政策并未能够通过提升产业结构合理化和培养居民低碳生活理念来改善城市绿色经济效率。因此,低碳试点城市在推行政策时,应依据自身发展阶段和资源禀赋的不同,摒弃唯“GDP”论,合理分配资源,从而优化绿色高效的产业布局;同时,持续提升低碳城市试点政策宣传力度,引导居民了解并支持低碳城市试点政策的实施,激发创新主体的积极性,使低碳生活理念深入人心,最终实现经济高质量发展。

第三,一城一策,因地制宜制订不同城市政策方案。相比较而言,低碳城市试点政策未能有效改善西部地区城市、欠发达城市和资源型城市的绿色经济效率。因此,针对西部地区城市,要减少“三高”产业比例,积极发展环境友好型产业,同时加大人才培养和引进力度,提高技术创新水平;针对欠发达城市,要持续加强环境规制力度,引导企业选择绿色生产技术,同时在招商引资中给予绿色创新型企业更多的红利;针对资源型城市,要注重引导城市产业结构转型升级,减少其对资源优势的依赖,着力培育新兴产业,创造绿色发展新动能。

## [参 考 文 献]

- [1] 周迪,周丰年,王雪芹.低碳城市试点政策对城市碳排放绩效的影响评估及机制分析[J].资源科学,2019(03):546—556.
- [2] 宋弘,孙雅洁,陈登科.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[J].管理世界,2019(06):95—108.
- [3] 龚梦琪,刘海云,姜旭.中国低碳城市试点政策对外商直接投资的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2019(06):50—57.
- [4] 逯进,王晓飞,刘璐.低碳城市政策的产业结构升级效应——基于低碳城市试点的准自然实验[J].西安交通大学学报(社会科学版),2020(02):104—115.
- [5] 陈启斐,王双徐.发展服务业能否改善空气质量?来自低碳试点城市的证据[J].经济学报,2021,8(01):189—215.
- [6] 庄贵阳.中国低碳城市试点的政策设计逻辑[J].中国人口·资源与环境,2020(03):19—28.
- [7] 丁丁,蔡蒙,付琳,等.基于指标体系的低碳试点城市评价[J].中国人口·资源与环境,2015(10):1—10.
- [8] 陈楠,庄贵阳.中国低碳试点城市成效评估[J].城市发展研究,2018(10):88—95.
- [9] Yu Y T, Peng C, Li Y S. Do neighboring prefectures matter in promoting eco-efficiency? Empirical evidence from China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2018,144:456—465.
- [10] 张治栋,秦淑悦.环境规制、产业结构调整对绿色发展的空间效应——基于长江经济带城市的实证研究[J].现代经济探讨,2018(11):79—86.

- [11] 林伯强,谭睿鹏.中国经济集聚与绿色经济效率[J].经济研究,2019(02):119—132.
- [12] 林小希.经济集聚对绿色经济效率的影响[J].财经科学,2021(05):89—102.
- [13] 王巧,余硕.城市异质性视角下中国低碳城市试点政策的绿色增长效应评估[J].软科学,2020(09):1—8.
- [14] 王亚飞,陶文清.低碳城市试点对城市绿色全要素生产率增长的影响及效应[J].中国人口·资源与环境,2021(06):78—89.
- [15] 臧传琴,孙鹏.低碳城市建设促进了地方绿色发展吗?——来自准自然实验的经验证据[J].财贸研究,2021(10):27—40.
- [16] 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.
- [17] 张兵兵,周君婷,闫志俊.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[J].经济评论,2021(05):32—49.
- [18] Zhao X, Sun B W. The influence of Chinese environmental regulation on corporation innovation and competitiveness[J]. Journal of Cleaner Production, 2016,112:1528—1536.
- [19] 章文光,马振涛.低碳城市试点中地方政府制度创新角色及行为——以珠海市为例[J].中国行政管理,2014(11):28—31.
- [20] 钱争鸣,刘晓晨.中国绿色经济效率的区域差异与影响因素分析[J].中国人口·资源与环境,2013(07):104—109.
- [21] Zhou P, Ang B W, Wang H. Energy and  $\text{CO}_2$  emission performance in electricity generation: A non-radial directional distance function approach[J]. European Journal of Operational Research, 2012,221(3):625—635.
- [22] Fukuyama H, Weber W. A directional slacks-based measure of technical inefficiency[J]. Socio-economic Planning Sciences, 2009,43(4):274—287.
- [23] 张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35—44.
- [24] Meng L N, Graus W, Worrell E, et al. Estimating  $\text{CO}_2$  emissions at urban scales by DMSP/OLS nighttime light imagery: Methodological challenges and a case study for China[J]. Energy, 2014,71:468—478.
- [25] Chen Z Q, Yu B L, Yang C S, et al. An extended time series (2000—2018) of global NPP-VIIRS-like nighttime light data from a cross-sensor calibration[J]. Earth System Science Data, 2021,13(3):889—906.
- [26] Feng Y C, Wang X H, Du W C, et al. Effects of environmental regulation and FDI on urban innovation in China: A spatial durbin econometric analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2019,235:210—224.
- [27] 陈钊,熊瑞祥.比较优势与产业政策效果——来自出口加工区准实验的证据[J].管理世界,2015(08):67—80.
- [28] Chetty R, Looney A, Kroft K. Salience and taxation: Theory and evidence[J]. The American Economic Review, 2009,99(4):1145—1177.
- [29] 邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(02):46—69.
- [30] 王砾,代昀昊,谢潇,等.空气质量与企业员工流失[J].财经研究,2020(07):93—106.
- [31] 陈帅,张丹丹.空气污染与劳动生产率——基于监狱工厂数据的实证分析[J].经济学(季刊),2020(04):1315—1334.
- [32] Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986,51(6):1173.
- [33] 千春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011(05):4—16.
- [34] 曾诗鸿,李璠,翁智雄,等.碳市场的减排效应研究——来自中国碳交易试点地区的经验证据[J/OL].中国环境科学:1—15[2021—10—25]. <https://doi.org/10.19674/j.cnki.issn1000-6923.20211022.007>.
- [35] 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(09):151—167.

(责任编辑:蒋萍)

(下转第116页)