

# 环境立法如何驱动城市低碳转型

余 澜<sup>1</sup>, 张兵兵<sup>1</sup>, 闫志俊<sup>2</sup>

(1. 南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095; 2. 南京师范大学 商学院, 江苏 南京 210023)

**摘要:** 推动城市低碳转型, 实现碳达峰、碳中和, 是践行新发展理念, 推动绿色高质量发展的重要举措。文章首先基于非径向的动态网络数据包络分析模型(DNSBM), 通过双维度考量城市内部网络结构与时间跨期因素, 测算得到2003—2018年中国267个地级及以上城市的低碳转型动态评估指数; 然后, 以城市实施环境立法为准自然实验, 运用双重差分模型考察城市环境立法对低碳转型进程的影响。研究发现, 实施城市环境立法能够显著推动低碳转型进程, 且这一影响效应随立法强度的提升而增大, 这一结论在多重情形下依然稳健。综合型环境立法和大气污染环境立法更有利于推动经济低碳转型。此外, 城市环境立法对创新型政策试点城市、“两控区”城市、非老工业基地城市以及长江经济带中下游城市低碳转型的促进作用更加显著。机制检验表明, 城市环境立法主要通过环境信息披露监督效应和产业结构升级效应来推动低碳转型。拓展性分析表明, 城市环境立法存在正向空间溢出效应, 即对相邻城市低碳转型具有显著的正向影响。协同推进与完善环境立法体系建设, 持续优化绿色低碳发展区域布局, 是实现低碳转型的重要路径选择。

**关键词:** 城市环境立法; 低碳转型; DNSBM模型; 环境信息披露; 空间溢出效应

中图分类号: F062.2; F205 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2022)09-0018-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20220614.101

## 一、引言

改革开放40多年, 我国经济发展取得举世瞩目的“增长奇迹”。而早期以速度为导向的城市化与工业化进程中, 我国能源过度消耗及环境污染问题日益凸显。《BP世界能源统计年鉴》显示, 中国2020年CO<sub>2</sub>排放总量约为99亿吨, 占全球碳排放总量的比重高达31%, 是世界上最大的能源消耗国与碳排放国。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具有举足轻重的作用(方国昌, 2020)。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”, 这彰显了我国政府对节能减排工作的高度重视。在促进经济高质量发展的战略背景下, 推动经济低碳转型已成为实现经济高质量发展的重要举措。低碳转型是以产业低碳化和低碳产业化为导向的产业结构合理化、高级化和经济绿色可持续发展的动态过程。因此, 低碳转型不仅是经济高质量发展的应有之义, 也是实现经济高质量发展的重要推手。

收稿日期: 2022-01-18

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(21BJL102); 国家自然科学基金面上项目(71773051); 江苏省社科研究基地一般项目(20JD007); 江苏省研究生科研与实践创新计划项目(KYCX22\_0783)

作者简介: 余 澜(1997—), 女, 浙江衢州人, 南京农业大学经济管理学院博士研究生;

张兵兵(1984—)(通讯作者), 男, 河南新乡人, 南京农业大学经济管理学院副教授, 博士生导师;

闫志俊(1989—), 女, 山西平遥人, 南京师范大学商学院讲师。

走生态优先、绿色低碳的高质量发展道路,日趋严格且完善的城市环境立法治理体系理应发挥重要作用。环境立法推行的环境信息披露制度,可通过外在惩戒效应与形象声誉效应,提升清洁生产效率。此外,城市环境立法可以引导生产要素流向低污染、高附加值的生产环节,实现产业结构的优化升级(Zhou 等, 2017)。2020年3月,国务院办公厅印发《关于构建现代环境治理体系的指导意见》,明确指出“鼓励有条件的地方在环境治理领域先于国家进行立法”。那么,进入新发展阶段,不断健全的城市环境立法体系能否有效推动城市低碳转型?如果能,其中的作用机制是什么?清晰解答这些问题既可以丰富城市环境立法因果关系识别的相关研究,也可以为我国持续探索和完善城市环境立法体系,率先实现“双碳”战略目标提供实证支撑和政策参考。

目前,有关环境立法的研究大多关注其经济效应和生态环境效应。现有研究表明,环境立法能够促进企业增加对外直接投资(Hanna, 2010)、降低全要素生产率(Greenstone 等, 2012)、抑制企业出口(Harrison 等, 2015)、优化行业资源配置效率(李蕾蕾和盛丹, 2018)以及提升企业出口国内附加值率(杨焯和谢建国, 2020)。环境立法不仅会影响各市场主体的经济效益,还能直接降低企业与行业的能源消耗强度与污染物排放强度(Cole 等, 2005; Acemoglu 等, 2012),引导企业增加绿色技术投资(王书斌和徐盈之, 2015),从而改善生态环境质量。包群等(2013)以及 Bao 等(2021)的研究表明,环境立法能够显著降低执法严格省份的排污水平,有效提升本地环境质量。

有关低碳转型的现有文献主要围绕其测算指标与影响因素展开分析。当前,低碳转型评估指数的测算方法主要有两种:第一,以 *ML-DEA* 方法(雷明和虞晓雯, 2013)、*ML-DDF* 与增长核算法(李婧等, 2013)为代表的静态指数评价法。第二,以 *SBM-DDF-AAM* 方法(陈诗一, 2012)为代表的动态指数评价法。考虑到单期 *SBM* 模型无法评价多个生产决策单元的跨期效率(陈明华等, 2020), Tone 和 Tsutsui(2009)通过引入跨期变量,将 *SBM* 模型拓展为 *DSBM* 模型。随后, Tone 和 Tsutsui(2014)进一步构建 *DNSBM*(*Dynamic Network Slacks-based Measure*)模型,对各决策单元内不同部门的动态效率进行测算。此外,学者普遍认为节能减排等能源政策(马丽梅等, 2018)、产业结构升级(Zhang 等, 2021)、低碳技术进步(徐君等, 2014)、制度软约束(李斌和彭星, 2013)以及金融发展(Xie 等, 2021)都是影响低碳转型的重要因素。

本文以城市实施环境立法为准自然实验,运用双重差分模型考察了城市环境立法对低碳转型进程的影响。研究表明,城市实施环境立法能够显著促进低碳转型,且这一影响效应随立法强度的提升而增大。综合型环境立法和大气污染环境立法更有利于推动经济低碳转型。同时,城市环境立法对创新型政策试点城市、“两控区”城市、非老工业基地城市以及长江经济带中下游城市低碳转型的正向影响更加显著。城市环境立法主要通过环境信息披露监督效应和产业结构升级效应来推动低碳转型。此外,城市环境立法还存在正向空间溢出效应,即对相邻城市低碳转型能产生显著的正向影响。

本文的创新体现在:第一,将环境立法纳入城市经济两部门理论模型,在同时考虑产品与要素市场最优的情形下,深入探究了环境立法影响城市低碳转型的内在机理与传导渠道。第二,基于松弛向量度量的 *DNSBM* 模型,双维度考量城市内部网络结构与时间跨期因素,对 2003—2018 年中国 267 个地级及以上城市的低碳转型进程进行了动态评估。第三,运用文本量化分析方法,基于城市环境立法法律文本中的关键词,使用 *simhash* 算法与熵值法构建得到环境立法强度差异化指标,考察了异质性环境立法类型与环境立法强度对城市低碳转型的影响。第四,利用空间双重差分模型,分析了环境立法影响城市低碳转型的空间溢出效应。

## 二、理论分析与研究假说

本文在胡宗义和李毅(2020)构建的城市经济两部门理论模型的基础上,同时考虑产品市场和要素市场最优化,对城市环境立法影响低碳转型的作用机理进行分析。

### (一)产品市场最优化

假设作为独立的经济系统,城市存在污染部门  $m$  和清洁部门  $n$ ,  $q_m$  和  $q_n$  分别为两部门生产的产品数量。 $l$  和  $e$  为部门生产所需的劳动与能源要素投入,  $\delta$  为全要素生产率,同时假设规模报酬递减。在此情形下,污染部门与清洁部门的生产函数可以表示为:

$$q_m = \delta_m l_m^{\alpha_l} e_m^{\alpha_e}, q_n = \delta_n l_n^{\beta_l} e_n^{\beta_e} \quad (1)$$

其中,  $\alpha_l + \alpha_e \in (0, 1)$ ,  $\beta_l + \beta_e \in (0, 1)$ ,  $\alpha_l$  和  $\beta_l$  分别表示劳动要素在污染与清洁部门的产出弹性,  $\alpha_e$  和  $\beta_e$  为能源要素在两部门的产出弹性。假设劳动与能源的要素总量分别为  $l^*$  和  $e^*$ , 满足  $l^* = l_m + l_n$ ,  $e^* = e_m + e_n$ 。污染部门生产排放的污染物总量为  $z$ , 与清洁生产技术和产出规模等因素有关。将  $z$  纳入污染部门生产函数中, 此时两部门的生产利润为:

$$\pi_m = p_m z^\sigma (\delta_m l_m^{\alpha_l} e_m^{\alpha_e})^{1-\sigma} - \omega l_m - \theta e_m - \tau z \quad (2)$$

$$\pi_n = p_n \delta_n l_n^{\beta_l} e_n^{\beta_e} - \omega l_n - \theta e_n \quad (3)$$

式(2)中,  $\sigma$  ( $0 < \sigma < 1$ ) 为污染物的产出弹性, 假定与区域环境信息披露程度  $inf$  有关, 信息披露产生的“声誉效应”会使政府加大对清洁生产技术的应用, 从而有效降低污染排放弹性, 即满足  $inf = 1/\sigma$ 。 $\alpha_l(1-\sigma)$  和  $\alpha_e(1-\sigma)$  分别为污染部门劳动与能源要素的实际产出弹性,  $\sigma$  越小,  $\alpha_l(1-\sigma)$  和  $\alpha_e(1-\sigma)$  的数值越大。这意味着随着环境信息披露程度的提升, 污染物排放量降低。 $p_m$  和  $p_n$  为两部门的产品价格,  $\omega$  和  $\theta$  分别为劳动与能源要素的价格, 政府对每单位污染物收取  $\tau$  单位的排污税。随着环境立法的持续推进, 增加排污税额能够约束排污行为, 从而实现改善环境的政策目标。对此, 本文假定环境立法  $law$  与  $\tau$  正相关, 即  $\partial\tau/\partial law > 0$ 。在利润最大化的生产原则下, 通过对式(2)和式(3)求导数, 可以将清洁部门与污染部门的劳动、能源要素投入以及污染排放量改写为关于  $\tau$  的函数。

将各变量取自然对数, 并关于时间  $t$  求导, 即  $\tilde{l}_m = d \ln l_m / dt$ , 以此类推。在产品市场中,  $\tilde{p}_m$  和  $\tilde{p}_n$  为外生变量, 假定污染与清洁两部门全要素生产率的变化率  $\tilde{\delta}_m$  和  $\tilde{\delta}_n$  为外生变量。为简化分析, 假设两部门的生产率和产品价格在短期内不变, 即  $\tilde{\delta}_m = \tilde{\delta}_n = \tilde{p}_m = \tilde{p}_n = 0$ 。

$$\tilde{l}_m = \frac{\tilde{p}_m}{(1-\sigma)(1-\alpha_l-\alpha_e)} + \frac{\tilde{\delta}_m}{1-\alpha_l-\alpha_e} - \frac{1-\alpha_e}{1-\alpha_l-\alpha_e} \tilde{\omega} - \frac{\alpha_e}{1-\alpha_l-\alpha_e} \tilde{\theta} - \frac{\sigma}{(1-\sigma)(1-\alpha_l-\alpha_e)} \tilde{\tau} \quad (4)$$

### (二)要素市场最优化

将污染部门与清洁部门的劳动投入占比和能源投入占比分别设定为  $\lambda_m$ 、 $\lambda_n$  与  $\varphi_m$ 、 $\varphi_n$ 。要素供给函数满足:  $\lambda_m \tilde{l}_m + \lambda_n \tilde{l}_n = 0$ ,  $\varphi_m \tilde{e}_m + \varphi_n \tilde{e}_n = 0$ 。进一步求解可得清洁部门的劳动与能源要素供给:  $\tilde{l}_n = -(\lambda_m/\lambda_n) \tilde{l}_m$ ,  $\tilde{e}_n = -(\varphi_m/\varphi_n) \tilde{e}_m$ 。为简化分析, 假定生产技术在两部门间无差异, 这意味着劳动与能源在部门间的产出弹性相同, 即  $\alpha_l = \beta_l$ ,  $\alpha_e = \beta_e$ 。因此, 通过改写式(4), 并再次求偏导, 可得:

$$\frac{\partial \tilde{l}_m}{\partial \tilde{\tau}} = -\frac{\sigma}{(1-\sigma)(1-\alpha_l-\alpha_e)} (1-\lambda_m) < 0 \quad (5)$$

由式(5)可知, 实施环境立法能促进劳动要素从污染部门向清洁部门转移, 降低污染排放总量。 $\partial \tilde{l}_m / \partial \tilde{\tau}$  与要素产出弹性  $\alpha_l$  和  $\alpha_e$ 、污染部门劳动比重  $\lambda_m$  以及污染产出弹性  $\sigma$  有关。随着要素产出弹性  $\alpha_l + \alpha_e$  的增大,  $\partial \tilde{l}_m / \partial law = (\partial \tilde{l}_m / \partial \tilde{\tau}) \times (\partial \tilde{\tau} / \partial law)$  的绝对值也增大。这意味着环境立法引致的产业结构升级效应增强。当污染部门劳动比重  $\lambda_m$  增大时,  $\partial \tilde{l}_m / \partial \tilde{\tau}$  的绝对值会减小,  $\partial \tilde{l}_m / \partial law$  的绝对值

也会随之减小。这反映出污染部门的规模扩张会引发环境污染的负外部性,削弱环境立法改善环境质量的净效应。如果 $\sigma$ 减小, $\sigma/(1-\sigma)$ 和 $\partial \tilde{l}_m / \partial \tau$ 的绝对值也减小。这说明环境信息披露程度越高,城市实施环境立法的政策效应越小。合理的解释是,当区域环境信息披露水平较高时,政府会更有针对性地通过行政手段对污染排放实施管控;同时,信息披露所带来的社会声誉效应会使政府加大清洁技术的推广力度,从而推动城市低碳转型。<sup>①</sup>

### (三)传导渠道分析

由上文理论分析可知,环境立法能够推动生产要素从城市污染部门向清洁部门转移,这一政策净效应的大小受到环境信息披露水平和产业结构的影响。

#### 1. 环境信息披露监督效应

2015年新《环境保护法》颁布施行,新增“信息公开和公众参与”条款,推动环境信息披露法制化。随着环境立法的实施与完善,区域环境信息披露水平必将提升,从而推动城市低碳转型。在环境立法框架下,环境信息披露作为政府与公众监督的有效途径,可通过外在压力与形象声誉效应等显著推动城市低碳转型。一方面,环境信息披露使政府能够精准掌握各企业的生产污染排放、治污设备安装等情况,对不符合环境保护要求的企业进行惩治。鉴于“惩戒效应”的威慑,污染排放未达标的企业要么选择退出市场,要么选择生产技术清洁创新,从而促进城市低碳转型。另一方面,积极披露相关环境信息能够体现企业在污染减排方面的责任与担当。为了塑造正面的社会形象,企业有较强的动力来减少生产环节的污染排放,从而助推城市低碳转型。

#### 2. 产业结构升级效应

城市环境立法促进生产要素由污染部门向清洁部门流动,有利于产业结构合理化与高级化水平的提升,从而促进城市低碳转型。一方面,依据环境立法条例规定,政府将淘汰污染导向型的产品、设备与工艺,对城市污染密集型企业产生“挤出效应”,从而直接促进区域产业结构升级(余泳泽等,2020)。另一方面,在环境立法框架下,地方政府会给予清洁型企业更有力的财政支持(魏福成等,2013)。这类具有明确导向的财政行为也会通过“定向引导”与“租金创造”,促使生产要素向清洁产业流动,从而推动城市产业结构升级(Wang和Shen,2016)。产业结构升级的本质是结构形态的转变,即从高能耗、高排放、低效率、低附加值的污染产业向低能耗、低排放、高效率、高附加值的清洁产业转变,这一过程有利于城市低碳转型。

基于上述分析,本文提出以下研究假说:

假说1:环境立法对城市低碳转型具有显著的促进作用。

假说2:环境立法通过环境信息披露监督效应与产业结构升级效应两个渠道促进城市低碳转型。

## 三、低碳转型:理论框架与动态评估

与传统SBM模型相比,DNSBM模型的优势在于,兼具网络连接与动态特性,通过引入连接变量与跨期变量,双维度考虑决策单元内部的网络结构与时间因素,从而对各决策单元特定时期内的效率水平及其波动情况进行动态评估。

### (一)理论框架

运用DNSBM模型获取低碳转型动态评估指数的关键在于投入变量、产出变量、跨期变量以及自由连接变量的选取。在具体测算过程中,本文设定一个共有 $T$ 期的平衡面板,各个城市可被

<sup>①</sup> 受篇幅限制,这里未展示详细的推导过程,完整的理论推导备索。

视为从第 1 期至第  $T$  期的连续统一体。一个城市的生产活动涉及生产与研发多个部门。对生产部门而言,投入变量为能源等生产要素,期望产出为城市 GDP;在研发部门内部,投入变量为城市科学技术支出;产出变量为城市专利总数。各城市可依据经济效益与生态效益的最优化,自由设定劳动力在生产部门与研发部门间的投入比例,因而将劳动力变量视为自由连接变量。自由跨期变量仅间接影响当期效率值,而不影响决策单元的整体效率评估,坏的跨期变量会在下一期对决策单元产生负向效应。由于资本存量的增减对环境污染治理的影响具有不确定性,本文将其界定为自由跨期变量;而在部门生产过程中出现的  $CO_2$ 、 $SO_2$  等污染物为生产的副产品,且一经产生,短期内不会自然降解,本文将其界定为坏的跨期变量。

## (二)动态评估

为了识别和动态评估各地级及以上城市的低碳转型进程,本文构建了 2003—2018 年中国 267 个地级及以上城市的投入产出面板数据。

### 1. 环境污染物数据

关于城市  $CO_2$  排放数据,本文借鉴 Meng 等(2014)以及张兵兵等(2021)的估算方法,利用夜间灯光亮度数据,运用从上至下(*top-down*)估计方法,估算中国城市层面的  $CO_2$  排放量。主要包括以下三个步骤:原始夜间灯光数据校准;基于 IPCC 模型与各省的能源消耗数据,测算省份层面的  $CO_2$  排放量;根据各城市与对应省份之间的灯光亮度比例关系,反演模拟估算各城市的碳排放总量。关于城市  $PM_{2.5}$  浓度数据,本文借鉴 Ma 等(2016)以及邵帅等(2016)的方法,在两阶段空间统计学模型中同时纳入卫星监测与地面监测数据,利用 ArcGIS 软件将此栅格数据与中国行政矢量地区相匹配,测算得到中国地级及以上城市的  $PM_{2.5}$  浓度数据。

### 2. 能源消耗数据

与估算城市  $CO_2$  排放总量的思路一致,本文对城市层面的能源消耗数据也采用从上至下的估计方法,基于夜间灯光亮度数据进行反演模拟测算。首先,加总《中国能源统计年鉴》公布的 30 个省份 47 个行业层面的能源消耗数据,并将不同类别的能源消耗量统一折算为标准煤;然后,在各城市与对应省份之间的夜间灯光数据亮度比例关系的基础上,倒推各省份的能源消耗总量,进而估算得到城市层面的能源消耗总量数据。

## 四、模型构建、变量选取与数据来源

### (一)模型构建

本文将运用双重差分模型(DID)来识别环境立法影响城市低碳转型的净效应。

$$carbon\_index_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 treatpost_{ct} + \alpha_2 X_{ct} + \mu_c + \varphi_t + \varepsilon_{ct} \quad (6)$$

其中, $c$ 和 $t$ 分别表示城市和年份。 $carbon\_index_{ct}$ 为城市 $c$ 在 $t$ 年的低碳转型指数, $treatpost_{ct}$ 为核心解释变量城市环境立法,系数 $\alpha_1$ 反映了城市环境立法影响低碳转型的净效应。 $X_{ct}$ 为控制变量, $\mu_c$ 与 $\varphi_t$ 分别为城市与年份固定效应, $\varepsilon_{ct}$ 为随机扰动项。

### (二)变量选取

#### 1. 被解释变量:低碳转型动态评估指数( $carbon\_index$ )

基于各类投入与产出变量、跨期变量与自由连接变量,运用 DNSBM 模型便可以测算获得城市低碳转型动态评估指数。鉴于传统 SBM 模型所测算的指标仅具有相对含义,无法进行跨期比较,本文运用松弛向量度量的 DNSBM 模型方法来评估城市低碳转型进程。它不仅考虑到城市内部各部门关联以及投入—产出的异质性,还可以将低碳转型评估指数进行不同城市间的横向比较以及纵向的跨期比较。

## 2. 核心解释变量: 城市环境立法(*treatpost*)

城市环境立法是指拥有立法权的地级及以上城市,在中央环境立法框架下,围绕所辖区域内的大气与水污染防治、固体废弃物治理以及湿地保护等颁布规范性法律文件(杜辉,2020)。1979年首次颁布《环境保护基本法》后,国家相继在宪法和相关法律中赋予地方自主的环境立法权。2015年《立法法》重新修订后,各城市积极开展地方环境立法的实践,实施地方环境立法的城市大幅增加。在本文样本中,2018年实施城市环境立法的实验组数量为138个,控制组城市数量下降至129,这标志着我国环保法制日臻完善。城市环境立法(*treatpost<sub>ct</sub>*)为本文的核心解释变量,如果城市*c*在时期*t*实施环境立法,则*treatpost<sub>ct</sub>*取值为1,否则为0。

## 3. 控制变量

本文控制变量主要包括:城市人口规模(*pop*),以城市年末总人口的对数值来衡量;城市金融发展水平(*finance*),以城市年末金融机构各项存贷款余额的对数值来衡量;政府财政收入水平(*govern*),以地方政府一般公共预算收入的对数值来衡量;城市第三产业发展水平(*tertiary*),以城市第三产业产值的对数值来衡量;城市人力资本水平(*human*):以城市每万人在校大学生数的对数值来衡量;城市外商直接投资(*fdi*):以城市实际利用外资额的对数值来衡量。

### (三)数据来源

历年城市环境立法的相关数据来自北大法宝,依据2003—2018年中国地级及以上城市地方性环境法规样本整理得到。城市国内生产总值、财政支出等宏观经济数据来自历年《中国城市统计年鉴》。历年城市专利申请总数由国家知识产权局统计所得。省份与行业层面的能源消耗数据来自历年《中国能源统计年鉴》。

## 五、实证结果分析

### (一)基准回归分析

本文通过构建双向固定效应的多期双重差分模型,检验城市环境立法影响低碳转型的净效应,基准回归结果见表1。列(1)为未纳入控制变量时的回归结果,*treatpost*的估计系数在1%的水平上显著为正。列(2)—列(7)逐步纳入城市人口规模等控制变量,并控制年份与城市固定效应。可以发现,*treatpost*的估计系数仍显著为正。基准回归结果表明,环境立法的实施有利于推动城市低碳转型。

表1 基准回归结果

|                  | <i>carbon_index</i>   |                        |                        |                        |                        |                        |                        |
|------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                  | (1)                   | (2)                    | (3)                    | (4)                    | (5)                    | (6)                    | (7)                    |
| <i>treatpost</i> | 0.0409***<br>(0.0132) | 0.0405***<br>(0.0131)  | 0.0386***<br>(0.0129)  | 0.0315**<br>(0.0122)   | 0.0312**<br>(0.0122)   | 0.0307**<br>(0.0121)   | 0.0307**<br>(0.0121)   |
| <i>pop</i>       |                       | -0.0983***<br>(0.0350) | -0.1186***<br>(0.0376) | -0.0940***<br>(0.0354) | -0.1226***<br>(0.0393) | -0.1175***<br>(0.0394) | -0.1168***<br>(0.0393) |
| <i>finance</i>   |                       |                        | 0.0380**<br>(0.0157)   | 0.0545***<br>(0.0154)  | 0.0398**<br>(0.0162)   | 0.0380**<br>(0.0160)   | 0.0377**<br>(0.0161)   |
| <i>govern</i>    |                       |                        |                        | -0.0512***<br>(0.0053) | -0.0562***<br>(0.0058) | -0.0557***<br>(0.0058) | -0.0558***<br>(0.0058) |
| <i>tertiary</i>  |                       |                        |                        |                        | 0.0492***<br>(0.0097)  | 0.0502***<br>(0.0096)  | 0.0501***<br>(0.0096)  |



续表 1 基准回归结果

|                | carbon_index          |                       |                    |                     |                     |                      |                      |
|----------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
|                | (1)                   | (2)                   | (3)                | (4)                 | (5)                 | (6)                  | (7)                  |
| human          |                       |                       |                    |                     |                     | 0.0087**<br>(0.0036) | 0.0086**<br>(0.0036) |
| fdi            |                       |                       |                    |                     |                     |                      | 0.0008<br>(0.0015)   |
| _cons          | 0.1409***<br>(0.0044) | 0.7189***<br>(0.2054) | 0.2035<br>(0.2772) | 0.4455*<br>(0.2629) | -0.0419<br>(0.2670) | -0.1071<br>(0.2766)  | -0.1111<br>(0.2758)  |
| 城市固定效应         | 控制                    | 控制                    | 控制                 | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                   |
| 年份固定效应         | 控制                    | 控制                    | 控制                 | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                   |
| 样本量            | 4 272                 | 4 272                 | 4 272              | 4 272               | 4 272               | 4 272                | 4 272                |
| R <sup>2</sup> | 0.589                 | 0.591                 | 0.592              | 0.616               | 0.621               | 0.621                | 0.622                |

注：括号内为经城市层面聚类处理的稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。下表同。

(二)平行趋势检验

运用双重差分模型的关键前提是实验组与控制组满足平行趋势假设。本文基于事件研究法，将环境立法实施前 1 年作为 T-1 期，以此类推至 T-4 期；将立法实施后 1 年作为 T1 期，以此类推至 T6 期，并以环境立法实施前 1 年作为基期。平行趋势检验结果见图 1，其中连续的折线表示实施环境立法的边际效应，上下垂直的短虚线表示 90% 置信区间。从中可以看出，环境立法实施前的回归系数波动幅度较小，且均未通过显著性检验，平行趋势假设成立。

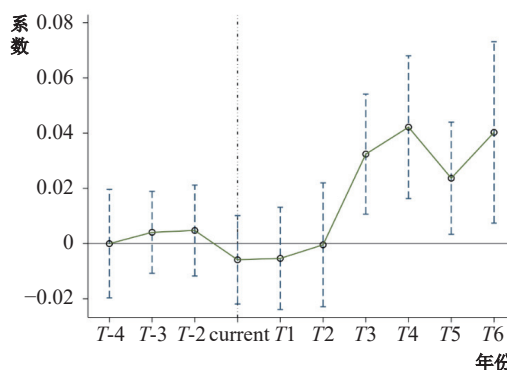


图 1 平行趋势检验

(三)稳健性检验<sup>①</sup>

1. 倾向得分匹配

本文进一步基于 PSM-DID 模型，分别选用最邻近匹配法与核半径匹配法，设定实验组与控制组的匹配比例为 1: 1。结果显示，treatpost 的估计系数均显著为正，结论具有较好的稳健性。

2. 安慰剂检验

本文首先将环境立法实施时间分别提前 2 年、3 年和 4 年，作为虚假立法时间，然后在样本中随机选取与真实立法城市数量相同的城市作为虚假实验组，重新对基准模型进行估计。结果显示，treatpost 的估计系数均不显著，这意味着实施环境立法确实促进了城市低碳转型。

3. 内生性检验

双重差分模型较好缓解了内生性问题，但前提是环境立法实施的试点城市是随机选取的。然而，城市是否实施环境立法可能会受到其他因素的干扰。因此，本文构建工具变量再次进行稳健性检验。首先，本文分别选取 1986 年各地区是否设有高等法律院校虚拟变量以及高等法律院校的数量<sup>②</sup>作为工具变量。一方面，城市环境立法的实施离不开专业法治人才与法治建设队伍

<sup>①</sup> 受篇幅限制，稳健性检验结果备索。

<sup>②</sup> 数据来源于《中国法律年鉴》，由于《中国法律年鉴》创办于 1987 年，本文选取的是 1986 年的高等法律院校相关数据。

(杨宗科, 2022), 满足工具变量的相关性假设。另一方面, 1986 年的数据与本文样本期相比已提前 20 多年, 应可以保证与模型回归残差项无关, 满足工具变量的外生性假设。其次, 本文通过构造 1963—1985 年<sup>①</sup>城市是否实施环境立法虚拟变量以及城市环境立法的数量作为工具变量。较早的城市环境立法构成了本文样本期内城市环境立法体系的基础, 满足相关性假设; 本文样本期与 1963—1985 年的数据相比晚了将近 20 年, 符合外生性假设。工具变量检验结果表明, 城市环境立法仍能显著推动城市低碳转型, 本文核心结论稳健。

#### 4. 剔除政策干扰等其他检验

样本期内的城市低碳转型还可能受到其他政策干扰。2007 年国家环保总局推进第三次“环评风暴”, 对部分区域实施严格的“区域限批”与“流域限批”。低碳城市试点政策的实施可能会增强试点城市低碳技术创新的主观能动性, 从而推动低碳转型。本文剔除实施上述政策的试点城市, *treatpost* 的系数仍显著为正。此外, 本文还仅将  $SO_2$ , 以及同时纳入  $CO_2$ 、 $SO_2$  和  $PM_{2.5}$  作为坏的跨期变量, 再次基于 *DNSBM* 模型进行测算, *treatpost* 的系数仍显著为正。本文还运用双限制 *tobit* 模型进行检验, 环境立法对城市低碳转型依然存在显著的正向影响。此外, 本文进一步剔除 2003 年实施环境立法城市及其周边的地理相邻城市, *treatpost* 的系数仍显著为正。本文基准回归结论非常稳健。

#### (四) 异质性分析

##### 1. 城市环境立法类型与立法强度

城市环境立法类型多样, 既包括综合性环境立法, 也包括针对某种具体污染物的单一环境立法。表 2 中列(1)—列(4)分别为综合性环境立法、大气、水以及固体废物等污染防治环境立法影响低碳转型的估计结果。综合性环境立法有利于推进城市低碳转型, 这可能是因为综合性环境立法对区域内企业的生产行为与能源消耗均有较为详细的规划。大气污染防治条例对低碳转型具有显著的促进作用, 水污染与固体废物污染防治条例则不利于低碳转型。这可能因为大气污染防治条例主要针对的是  $CO_2$  等温室气体的污染治理, 具有清晰的执法管制区域与管制对象, 从而对城市低碳转型具有正向影响。为了探究环境立法强度对城市低碳转型的影响, 本文利用 *Python* 软件量化分析样本期内各个城市共 670 部环境立法文本, 构建城市环境立法强度指标,<sup>②</sup>并依据中位数划分立法强度的高低。列(5)和列(6)分别为低立法强度城市与高立法强度城市的估计结果, *treatpost* 的系数仅在高立法强度的城市样本中显著为正。城市环境立法强度的提升会倒逼企业加大清洁技术的研发投入, 从而促进城市低碳转型。

表 2 城市环境立法类型与立法强度的异质性分析

|                  | <i>carbon_index</i>  |                      |                    |                       |                    |                     |
|------------------|----------------------|----------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|
|                  | (1)                  | (2)                  | (3)                | (4)                   | (5)                | (6)                 |
| <i>treatpost</i> | 0.0258**<br>(0.0101) | 0.0284**<br>(0.0130) | 0.0099<br>(0.0192) | -0.0681**<br>(0.0325) | 0.0226<br>(0.0225) | 0.0284*<br>(0.0149) |
| 控制变量             | 控制                   | 控制                   | 控制                 | 控制                    | 控制                 | 控制                  |
| 年份与城市固定效应        | 控制                   | 控制                   | 控制                 | 控制                    | 控制                 | 控制                  |
| 样本量              | 4 272                | 4 272                | 4 272              | 4 272                 | 1 072              | 3 200               |
| $R^2$            | 0.622                | 0.622                | 0.620              | 0.622                 | 0.625              | 0.627               |

① 北大法宝数据库对我国城市层面的环境立法数据最早仅可检索至 1963 年。

② 受篇幅限制, 具体构建过程备索。



## 2. 相关政策试点城市

本文依据 2010 年出台的《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》，将研究样本划分为创新型政策试点城市与非试点城市来考察城市环境立法的异质性影响。估计结果见表 3 中列(1)和列(2)，*treatpost* 的估计系数仅在创新型政策试点城市中显著为正，在非试点城市样本中则不显著。创新型政策试点城市完善的投融资制度有利于降低外部融资门槛，保障城市低碳技术创新所需的研发资金，从而有利于推动城市低碳转型。此外，本文依据《大气污染防治法》，将研究样本划分为两控区与非两控区城市。估计结果见列(3)和列(4)，*treatpost* 的估计系数仅在两控区城市样本中显著为正，在非两控区城市样本中则不显著。为了完成两控区的污染控制目标，政府在落实已有环境规制政策的基础上，进一步增强两控区城市的环境监管力度，因而环境立法对两控区城市低碳转型的正向影响更加显著。《全国老工业基地调整改造规划(2013—2022 年)》明确界定了国家投资建设相对齐全与集中的 120 个工业区域。鉴于此，本文将研究样本划分为老工业基地城市与非老工业基地城市。估计结果见列(5)和列(6)，城市环境立法对非老工业基地城市低碳转型的正向影响更加显著。非老工业基地城市通常市场化程度较高，经济增长较快，对环境质量的诉求较多(史丹和李少林, 2020)，迫切需要通过环境立法来治理环境，从而有利于推动城市低碳转型。

表 3 相关政策试点城市的异质性分析

|                       | <i>carbon_index</i>             |                    |                                  |                    |                     |                                   |
|-----------------------|---------------------------------|--------------------|----------------------------------|--------------------|---------------------|-----------------------------------|
|                       | (1)                             | (2)                | (3)                              | (4)                | (5)                 | (6)                               |
| <i>treatpost</i>      | 0.0363 <sup>*</sup><br>(0.0202) | 0.0140<br>(0.0158) | 0.0364 <sup>**</sup><br>(0.0166) | 0.0179<br>(0.0136) | -0.0009<br>(0.0175) | 0.0465 <sup>***</sup><br>(0.0146) |
| 控制变量                  | 控制                              | 控制                 | 控制                               | 控制                 | 控制                  | 控制                                |
| 年份与城市固定效应             | 控制                              | 控制                 | 控制                               | 控制                 | 控制                  | 控制                                |
| 样本量                   | 736                             | 3 536              | 2 272                            | 2 000              | 1 520               | 2 752                             |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.635                           | 0.585              | 0.663                            | 0.514              | 0.521               | 0.660                             |

## 3. 城市地理区位

长江经济带是我国人口最密集、产业规模最大、经济最发达、城市体系最完整的地区，始终坚持绿色发展的战略目标。本文将所有样本城市划分为长江经济带与非长江经济带城市群。<sup>①</sup>结果显示，环境立法对长江经济带城市群低碳转型的影响显著为正，对非长江经济带城市群的影响则不显著。本文还将长江经济带流域划分为上游城市与中下游城市进行异质性分析。结果显示，环境立法更有利于推动长江经济带中下游城市的低碳转型。可能的原因在于：与长江经济带中下游城市相比，上游城市的环境执法较为薄弱，导致城市环境立法的低碳效应不显著。<sup>②</sup>包群等(2013)的研究也表明，环境执法力度不足是造成环境立法效应弱的根本原因。

### (五)作用机制检验

上文理论分析表明，城市环境立法可以通过环境信息披露监督效应与产业结构升级效应来促进城市低碳转型。与刘金科和肖翊阳(2022)的研究方法类似，本文采用两步法对上述作用机制进行实证检验。

① 受篇幅限制，实证结果备索。

② 依据任胜钢等(2019)的研究，环境行政处罚案件数是当地环境执法强度的重要衡量指标之一。在本文样本期内，长江经济带上游城市的环境行政处罚案件数均值为 15.78 件，中下游城市为 35.50 件，为上游城市的两倍多，表明长江经济带中下游城市具有更强的环境执法力度。

本文选取公众环境研究中心和自然资源保护协会共同发布的城市污染源监管信息公开指数, 高校财经数据库与中国知网报纸数据库公布的网络媒体与报纸媒体的正面、中性和负面报导数等指标, 运用熵值法构建得到环境信息披露衡量指标(*eid\_A*)。鉴于企业行为受正面与负面媒体报导的影响更大(杨道广等, 2017), 本文剔除中性网络与报纸的媒体报导, 构建城市环境信息披露的另一指标(*eid\_B*)再次进行检验。表4中列(1)和列(3)结果表明, 实施环境立法有利于提高城市环境信息披露水平。由列(2)和列(4)可知, 环境信息披露对城市低碳转型具有显著的正向影响。表4结果表明, 环境信息披露监督效应是环境立法推动城市低碳转型的重要渠道。

表4 机制检验: 环境信息披露监督效应

|                       | <i>eid_A</i>         | <i>carbon_index</i> | <i>eid_B</i>         | <i>carbon_index</i>  |
|-----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
|                       | (1)                  | (2)                 | (3)                  | (4)                  |
| <i>treatpost</i>      | 0.0673**<br>(0.0305) |                     | 0.1218**<br>(0.0611) |                      |
| <i>eid_A</i>          |                      | 0.0258*<br>(0.0137) |                      |                      |
| <i>eid_B</i>          |                      |                     |                      | 0.0136**<br>(0.0068) |
| 控制变量                  | 控制                   | 控制                  | 控制                   | 控制                   |
| 年份与城市固定效应             | 控制                   | 控制                  | 控制                   | 控制                   |
| 样本量                   | 4 272                | 4 272               | 4 272                | 4 272                |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.756                | 0.621               | 0.753                | 0.621                |

产业结构转型升级是指产业结构合理化与高级化水平的统一协调。本文在 Cheng 等(2018)的基础上, 选取有权重的泰尔指数的倒数(*ris*)作为产业合理化的衡量指标。工业机器人应用能够加快产业结构高级化转型的步伐(邓仲良和屈小博, 2021), 本文选取城市工业机器人投入安装数量(*ois\_r*)作为产业高级化的衡量指标。此外, 与干春晖等(2011)一致, 本文还选用第三产业与第二产业的总产值比率(*ois\_i*)来度量产业高级化程度。由表5中列(1)和列(2)可知, 环境立法有利于提高城市产业结构的合理化水平, 同时产业结构合理化将有力推动城市低碳转型。列(3)和列(5)结果表明, 环境立法有助于城市产业结构的高级化发展。由列(4)和列(6)可知, 提升产业高级化水平有利于促进城市低碳转型。表5结果表明, 产业结构升级效应是环境立法促进城市低碳转型的重要渠道。

表5 机制检验: 产业结构升级效应

|                  | <i>ris</i>            | <i>carbon_index</i>  | <i>ois_r</i>         | <i>carbon_index</i>   | <i>ois_i</i>          | <i>carbon_index</i>  |
|------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|                  | (1)                   | (2)                  | (3)                  | (4)                   | (5)                   | (6)                  |
| <i>treatpost</i> | 0.1537***<br>(0.0259) |                      | 0.1142**<br>(0.0493) |                       | 0.0992***<br>(0.0263) |                      |
| <i>ris</i>       |                       | 0.0176**<br>(0.0068) |                      |                       |                       |                      |
| <i>ois_r</i>     |                       |                      |                      | 0.0203***<br>(0.0069) |                       |                      |
| <i>ois_i</i>     |                       |                      |                      |                       |                       | 0.0162**<br>(0.0069) |

续表 5 机制检验：产业结构升级效应

|           | <i>ris</i> | <i>carbon_index</i> | <i>ois_r</i> | <i>carbon_index</i> | <i>ois_i</i> | <i>carbon_index</i> |
|-----------|------------|---------------------|--------------|---------------------|--------------|---------------------|
|           | (1)        | (2)                 | (3)          | (4)                 | (5)          | (6)                 |
| 控制变量      | 控制         | 控制                  | 控制           | 控制                  | 控制           | 控制                  |
| 年份与城市固定效应 | 控制         | 控制                  | 控制           | 控制                  | 控制           | 控制                  |
| 样本量       | 4 272      | 4 272               | 4 272        | 4 272               | 4 272        | 4 272               |
| $R^2$     | 0.754      | 0.621               | 0.979        | 0.623               | 0.795        | 0.621               |

## 六、拓展性分析

为了考察环境立法对城市低碳转型的影响是否存在空间溢出效应,本文依据城市间的地理距离与 GDP 差值,分别构建空间地理距离权重矩阵  $W_{dis}$  与经济距离权重矩阵  $W_{eco}$ ,运用空间 DID 模型来识别环境立法的净效应。由表 6 中列(1)和列(5)可知,城市低碳转型评估指数的空间自回归系数  $\rho$  在 1% 的水平上显著为正,表明城市低碳转型具有显著的正向空间溢出效应。本文进一步将空间溢出效应分解为直接效应、间接效应与总效应。直接效应结果表明,环境立法对城市低碳转型具有显著的促进作用,与基准回归结论一致。间接效应显示,环境立法对邻近城市低碳转型会产生显著的正向影响。这意味着环境立法所产生的示范效应会使邻近城市进行模仿学习,如鼓励清洁生产技术、限制高污染高能耗产业发展等措施促进低碳转型。总效应结果表明,环境立法对所有城市的低碳转型均会产生显著的促进作用。

表 6 拓展性分析:空间溢出效应及分解

|                  | <i>carbon_index</i>               |                                 |                                 |                                 |                                   |                                 |                                 |                                 |
|------------------|-----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|-----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
|                  | $W_{dis}$                         |                                 |                                 |                                 | $W_{eco}$                         |                                 |                                 |                                 |
|                  | <i>Main</i>                       | <i>LR_Direct</i>                | <i>LR_Indirect</i>              | <i>LR_Total</i>                 | <i>Main</i>                       | <i>LR_Direct</i>                | <i>LR_Indirect</i>              | <i>LR_Total</i>                 |
|                  | (1)                               | (2)                             | (3)                             | (4)                             | (5)                               | (6)                             | (7)                             | (8)                             |
| <i>treatpost</i> | 0.0242 <sup>*</sup><br>(0.0129)   | 0.0255 <sup>*</sup><br>(0.0137) | 0.2161 <sup>*</sup><br>(0.1205) | 0.2417 <sup>*</sup><br>(0.1338) | 0.0240 <sup>*</sup><br>(0.0130)   | 0.0253 <sup>*</sup><br>(0.0138) | 0.1784 <sup>*</sup><br>(0.1023) | 0.2037 <sup>*</sup><br>(0.1155) |
| $\rho$           | 0.8969 <sup>***</sup><br>(0.0115) |                                 |                                 |                                 | 2.2011 <sup>***</sup><br>(0.0362) |                                 |                                 |                                 |
| 控制变量             | 控制                                | 控制                              | 控制                              | 控制                              | 控制                                | 控制                              | 控制                              | 控制                              |
| 年份与城市固定效应        | 控制                                | 控制                              | 控制                              | 控制                              | 控制                                | 控制                              | 控制                              | 控制                              |
| 样本量              | 4 272                             | 4 272                           | 4 272                           | 4 272                           | 4 272                             | 4 272                           | 4 272                           | 4 272                           |
| $R^2$            | 0.034                             | 0.034                           | 0.034                           | 0.034                           | 0.005                             | 0.005                           | 0.005                           | 0.005                           |

## 七、结论与启示

持续推动环境立法体系建设、促进城市低碳转型,是加速构建新发展格局,实现“双碳”战略目标的关键路径。本文首先基于非径向的动态网络数据包络分析模型,通过双维度纳入城市内部网络结构与时间跨期因素,测算得到中国城市低碳转型动态评估指数;然后,以城市实施环境立法为准自然实验,运用双重差分模型,考察了城市环境立法对低碳转型进程的影响。研究表明,实施城市环境立法能够显著促进低碳转型,且这一影响效应随立法强度的增大而提升。与其他立法类型相比,综合型环境立法与大气污染环境立法更有利于推动城市低碳转型。此外,城市环境立法对创新型政策试点城市、“两控区”城市、非老工业基地城市以及长江经济带中下游

城市低碳转型的促进作用更加显著。城市环境立法引致的环境信息披露监督效应与产业结构升级效应是推动低碳转型的重要渠道。城市环境立法还存在正向空间溢出效应,即对相邻城市低碳转型产生了显著的正向影响。

本文研究结论为我国健全城市环境立法体系,深度促进产业结构清洁转型,强化环境信息披露,实现绿色低碳高质量发展具有重要的政策启示。第一,持续完善现代环境立法治理体系,构建跨区域联防联控协同治理模式,优化绿色低碳发展区域布局,强化低碳转型的引领效应。第二,优化组合多种政策工具,契合本地环境保护与经济发展现实,因地制宜地修订体现本土特色、有利于本地可持续发展的环境立法体系,激发低碳转型内生动力。第三,以城市环境立法体系建设为重要推手,促进清洁型环保技术进步,推动产业结构的合理化与高级化发展,同时强化环境信息披露,充分发挥社会监督对低碳转型的促进作用。

#### 参考文献:

- [1]包群,邵敏,杨大利. 环境管制抑制了污染排放吗?[J]. 经济研究, 2013, (12): 42-54.
- [2]陈明华,张晓萌,刘玉鑫,等. 绿色 TFP 增长的动态演进及趋势预测——基于中国五大城市群的实证研究[J]. 南开经济研究, 2020, (1): 20-44.
- [3]陈诗一. 中国各地区低碳经济转型进程评估[J]. 经济研究, 2012, (8): 32-44.
- [4]邓仲良,屈小博. 工业机器人发展与制造业转型升级——基于中国工业机器人使用的调查[J]. 改革, 2021, (8): 25-37.
- [5]杜辉. “设区的市”环境立法的理想类型及其实现——央地互动的视角[J]. 法学评论, 2020, (1): 126-135.
- [6]方国昌. 节能减排路径优化理论分析及政策选择[M]. 北京: 科学出版社, 2020.
- [7]干春晖,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, (5): 4-16.
- [8]胡宗义,李毅. 环境信息披露的污染减排效应评估[J]. 统计研究, 2020, (4): 59-74.
- [9]雷明,虞晓雯. 地方财政支出、环境规制与我国低碳经济转型[J]. 经济科学, 2013, (5): 47-61.
- [10]李斌,彭星. 制度软约束对中国工业低碳转型的影响研究——基于资本体现式技术进步视角的实证分析[J]. 科学学研究, 2013, (6): 847-855.
- [11]李婧,朱承亮,安立仁. 中国经济低碳转型绩效的历史变迁与地区差异[J]. 中国软科学, 2013, (5): 167-182.
- [12]李蕾蕾,盛丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J]. 中国工业经济, 2018, (7): 136-154.
- [13]刘金科,肖翔阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究, 2022, (1): 72-88.
- [14]马丽梅,史丹,裴庆冰. 中国能源低碳转型(2015-2050): 可再生能源发展与可行路径[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, (2): 8-18.
- [15]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.
- [16]邵帅,李欣,曹建华,等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016, (9): 73-88.
- [17]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.
- [18]王书斌,徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J]. 中国工业经济, 2015, (4): 18-30.
- [19]魏福成,邹薇,马文涛,等. 税收、价格操控与产业升级的障碍——兼论中国式财政分权的代价[J]. 经济学(季刊), 2013, (4): 1491-1512.
- [20]徐君,高厚宾,王育红. 生态文明视域下资源型城市低碳转型战略框架及路径设计[J]. 管理世界, 2014, (6): 178-179.

- [21]杨道广,陈汉文,刘启亮.媒体压力与企业创新[J].经济研究,2017,(8):125-139.
- [22]杨烨,谢建国.环境立法管制对企业出口国内附加值率的影响[J].经济理论与经济管理,2020,(12):83-99.
- [23]杨宗科.习近平法治思想与法治学体系[J].法律科学(西北政法大学学报),2022,(2):3-19.
- [24]余泳泽,孙鹏博,宣烨.地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J].经济研究,2020,(8):57-72.
- [25]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,(5):32-49.
- [26]Acemoglu D, Aghion P, Bursztyn L, et al. The environment and directed technical change[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(1): 131-166.
- [27]Bao Q, Shao M, Yang D L. Environmental regulation, local legislation and pollution control in China[J]. *Environment and Development Economics*, 2021, 26(4): 321-339.
- [28]Cheng Z H, Li L S, Liu J. Industrial structure, technical progress and carbon intensity in China's provinces[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2018, 81: 2935-2946.
- [29]Cole M A, Elliott R J R, Shimamoto K. Industrial characteristics, environmental regulations and air pollution: An analysis of the UK manufacturing sector[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2005, 50(1): 121-143.
- [30]Greenstone M, List J A, Syverson C. The effects of environmental regulation on the competitiveness of U.S. manufacturing[R]. NBER Working Paper, 2012.
- [31]Hanna R. US environmental regulation and FDI: Evidence from a panel of US-based multinational firms[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(3): 158-189.
- [32]Harrison A E, Hyman B, Martin L A, et al. When do firms go green? Comparing price incentives with command and control regulations in India[R]. NBER Working Paper, 2015.
- [33]Ma Z W, Hu X F, Sayer A M, et al. Satellite-based spatiotemporal trends in PM<sub>2.5</sub> concentrations: China, 2004-2013[J]. *Environmental Health Perspectives*, 2016, 124(2): 184-192.
- [34]Meng L N, Graus W, Worrell E, et al. Estimating CO<sub>2</sub> (carbon dioxide) emissions at urban scales by DMSP/OLS (defense meteorological satellite program's operational linescan system) nighttime light imagery: Methodological challenges and a case study for China[J]. *Energy*, 2014, 71: 468-478.
- [35]Tone K, Tsutsui M. Network DEA: A slacks-based measure approach[J]. *European Journal of Operational Research*, 2009, 197(1): 243-252.
- [36]Tone K, Tsutsui M. Dynamic DEA with network structure: A slacks-based measure approach[J]. *Omega*, 2014, 42(1): 124-131.
- [37]Wang Y, Shen N. Environmental regulation and environmental productivity: The case of China[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2016, 62: 758-766.
- [38]Xie N, Hu H, Fang D B, et al. An empirical analysis of financial markets and instruments influencing the low-carbon electricity production transition[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 280: 124415.
- [39]Zhang W, You J M, Lin W W. Internet plus and China industrial system's low-carbon development[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2021, 151: 111499.
- [40]Zhou X Y, Lei K, Meng W, et al. Industrial structural upgrading and spatial optimization based on water environment carrying capacity[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 165: 1462-1472.

## How does Environmental Legislation Drive Urban Low-carbon Transition?

Yu Lan<sup>1</sup>, Zhang Bingbing<sup>1</sup>, Yan Zhijun<sup>2</sup>

(1. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China;

2. Business School, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

**Summary:** Since the promulgation of the Cardinal Law for Environmental Protection for the first time in 1979, China has successively granted local independent environmental legislative power in the Constitution and relevant laws. The revision of the Legislative Law in 2015 means that China's local environmental legislation has entered a new era. Taking the green, low-carbon and high-quality development path, the increasingly strict and improved urban environmental legislation system should play an important role.

First, based on the non-radial Dynamic Network Slacks-Based Measure model, this paper dynamically calculates the low-carbon transition index of 267 cities at the prefecture level and above in China from 2003 to 2018. Second, taking the implementation of urban environmental legislation as a quasi-natural experiment, this paper uses the DID model to investigate the impact of urban environmental legislation on the process of low-carbon transition. It is found that the implementation of urban environmental legislation can significantly promote the process of low-carbon transition, and the effect increases with the improvement of legislation intensity. Compared with other types of environmental legislation, comprehensive environmental legislation and air pollution environmental legislation are more conducive to promoting low-carbon transition. In addition, urban environmental legislation plays a more significant role in promoting the low-carbon transition of innovative policy pilot cities, non-old industrial cities, cities in “two control areas”, and cities in the middle and lower reaches of the Yangtze River economic belt. The mechanism test shows that urban environmental legislation mainly promotes low-carbon transition through the supervision effect of environmental information disclosure and the upgrading effect of industrial structure. The expansive analysis shows that urban environmental legislation also has a positive spatial spillover effect. That is, it has a significant positive impact on the low-carbon transition of neighboring cities.

The innovations of this paper are as follows: First, it incorporates environmental legislation into the theoretical model of two sectors of urban economy and deeply explores the internal transmission channels of environmental legislation affecting urban low-carbon transition. Second, based on the non-radial DNSBM model, it dynamically evaluates the process of China's urban low-carbon transition by considering the urban internal network structure and time intertemporal factors in two dimensions. Third, using the text quantitative analysis method, it constructs the differentiation index of urban environmental legislation intensity and examines the impact of heterogeneous environmental legislation types and environmental legislation intensity on urban low-carbon transition. Fourth, through the spatial DID model, it analyzes the spatial spillover effect of environmental legislation on urban low-carbon transition to provide policy reference for continuously optimizing the regional layout of green low-carbon development.

**Key words:** urban environmental legislation; low-carbon transition; DNSBM model; environmental information disclosure; spatial spillover effect

(责任编辑 康健)