DOI: 10.20103/j.stxb.202503200637

肖睿珂,刘家睿,嵇雨桐,林添怿,李雄,张云路.低碳政策对城市生态效率的影响及优化对策——基于中国 286 个地级市的实证.生态学报,2026,46(2):787-804.

Xiao R K, Liu J R, Ji Y T, Lin T Y, Li X, Zhang Y L.Spatiotemporal dynamics and optimization strategies of low-carbon policies on eco-efficiency: an empirical study of 286 cities in China.Acta Ecologica Sinica,2026,46(2):787-804.

低碳政策对城市生态效率的影响及优化对策
——基于中国 286 个地级市的实证

肖睿珂,刘家睿,嵇雨桐,林添怿,李 雄,张云路*

北京林业大学,北京 100083

摘要:在全球气候变化加剧与温室效应持续恶化的背景下,构建低碳城市发展模式已成为缓解气候危机的重要突破口。研究基于 2012—2022 年全国 286 个地级市的面板数据,运用考虑非期望产出的超效率 SBM 模型和空间自相关模型,测度生态效率并刻画其空间关联特征。通过融合静态与动态空间杜宾模型,从时空双维度视角深入剖析低碳政策对生态效率的动态时效性、空间驱动机制及其区域异质性,从而弥补了现有研究在空间溢出效应量化与时滞特征解析方面的空白。研究发现:(1)从时空演变特征来看,样本城市的生态效率总体呈现波动上升趋势,呈现“东西高-中部凹”梯度差格局,且具有显著的空间集聚效应。(2)低碳政策对生态效率的影响具有“本地增益-邻域抑制”的双重特征,并存在显著的地区异质性。具体而言,低碳政策的积极效应随着城市的经济水平提高而愈发显著。(3)动态空间杜宾模型的实证结果表明,城市生态效率具有显著的“时间滞后”效应,低碳政策对生态效率的长期影响大于短期影响。区域异质性方面,东部地区政策长期效果更突出,而中部地区短期效应更为显著。(4)机制分析发现,绿色技术创新和产业结构升级有助于强化低碳政策对城市生态效率的促进作用且存在显著门槛效应,但对临近城市的促进作用不显著。研究推动低碳政策效应研究范式从“有无效果”向“强度-空间-时序”的多维耦合效应转变,构建了“效率测度-效应识别-机制解析”的完整研究链条。

关键词:生态效率;低碳政策强度;超效率 SBM 模型;动态空间杜宾模型;时空动态机制

Spatiotemporal dynamics and optimization strategies of low-carbon policies on eco-efficiency: an empirical study of 286 cities in China

XIAO Ruike, LIU Jiarui, JI Yutong, LIN Tianyi, LI Xiong, ZHANG Yunlu*

Beijing Forestry University, Beijing 100083, *China*

Abstract: Against the backdrop of intensifying global climate change and worsening greenhouse effects, the development of low-carbon city models has emerged as a critical breakthrough in mitigating the climate crisis. This study utilized panel data from 286 prefecture-level cities in China from 2012 to 2022, employing the super-efficiency SBM model with undesirable outputs and spatial autocorrelation models to measure eco-efficiency and characterize its spatial correlations. By integrating static and dynamic spatial Durbin models, the research delved into the spatial driving mechanisms, dynamic temporal effects, and regional heterogeneity of low-carbon policies on eco-efficiency from a dual spatiotemporal perspective, thereby addressing research gaps in quantifying spatial spillover effects and analyzing time-lagged characteristics. The findings reveal: (1) From the spatiotemporal evolution of eco-efficiency, the overall eco-efficiency of the sampled cities exhibited a fluctuating upward trend from 2012 to 2022, with a distinct “high in the east and west, low in the center” gradient pattern

基金项目:京津冀生态率先突破科技协同创新中心建设运行项目(2024132042)

收稿日期:2025-03-20; **网络出版日期**:2025-10-15

* 通讯作者 Corresponding author.E-mail: zhangyunlu1986829@163.com

限于数据的可获取性,本研究尚未含中国港澳台、西藏自治区、新疆维吾尔自治区和海南省三沙市统计数据。

and strong spatial agglomeration effects. (2) The impact of low-carbon policies on ecological efficiency has the dual characteristics of "local gain-neighborhood inhibition", and there is significant regional heterogeneity. Specifically, the positive effects of low-carbon policies become increasingly significant as the economic level of cities improves. (3) The empirical results of the dynamic spatial Durbin model show that urban ecological efficiency has a significant "time lag" effect, and the long-term impact of low-carbon policies on ecological efficiency is greater than the short-term impact. In terms of regional heterogeneity, the long-term impact of low-carbon policies in the eastern region is greater than the short-term impact, while the short-term effect in the central region is more significant. (4) Mechanism analysis reveals that green technological innovation and overall industrial upgrading contribute to strengthening the promoting effect of low-carbon policies on urban ecological efficiency and have a significant threshold effect, but the promoting effect on adjacent cities is not significant. This study has promoted the paradigm shift of the impact of low-carbon policies on ecological efficiency from "presence or absence of effects" to the multi-dimensional coupling effect research of "intensity-space-time series", forming a complete research chain of "efficiency measurement-effect identification-mechanism analysis".

Key Words: eco-efficiency; low-carbon policy intensity; super efficiency SBM model; dynamic spatial Durbin model; spatio-temporal dynamic mechanism

以二氧化碳为代表的温室气体大量排放对全球生态系统和人类社会的可持续发展均产生了严重威胁。中国展现出发展中大国的责任担当,于 2020 年提出"双碳"目标[1]。"双碳"目标的有效实现必然有赖于低碳政策工具的合理运用[2],如中国政府于 2021 年正式启动全国碳排放权交易市场政策[3],2022 年印发《城乡建设领域碳达峰实施方案》[4]等。低碳政策能否促进中国城市高质量发展,在保持经济增长的同时实现节能减排目标,已经成为一个亟待探索的重大问题。

随着"双碳目标"深化推进,很多学者开始研究低碳政策与城市发展之间的相关关系[5—6]。但现有研究对低碳政策与城市发展的关系存在显著分歧:部分学者认为其能促进产业升级并兼顾经济增长与减排[7—8];而另一些研究则指出其减排效果不显著[9],甚至可能会对正常经济活动的开展形成抑制,与城市高质量发展的目标相悖[10—11]。还有大量学者采用 DID 双差分法聚焦于现有三批低碳试点城市政策的局部效果评估,认为低碳城市试点政策能够促进外商直接投资[12],推动城市产业结构升级[13],助力企业高质量发展[14]。这种争议凸显了厘清低碳政策效应的理论价值与实践意义,却鲜有研究关注低碳政策对生态效率这一重要城市综合指标的影响。

生态效率本质在于以最小的资源消耗和环境成本实现最大的经济效益[15],不仅包含了所需要的投入与产出变量,还将经济活动中产生的环境污染排放作为非期望产出引入测算框架,已成为许多国家和地区制定经济和环境发展政策的关键指标[16]。城市低碳政策可以通过多重机制提升生态效率,陈楠等[17]强调在期望产出方面,低碳政策通过减排目标设定、经济激励和公共投资引导资源优化配置,促进绿色基础设施建设和低碳产业发展,同时推动绿色技术创新与应用;在非期望产出方面,Song 等[18]指出通过严格排放标准和监管倒逼企业绿色转型,减少污染物排放,并通过清洁能源替代和环境治理投入降低污染负荷,从而提升单位资源投入的环境绩效。在经济增速放缓与资源环境约束趋紧的双重压力下,探究其影响机制可为协同增效提供路径支撑,对实现"双碳"目标及推动城市高质量发展具有重要现实意义。

现有相关研究仍然存在一些薄弱环节。其一在研究区域方面,现有关城市生态效率的研究尺度多集中于城市群或省际层面[19—20],这体现了对全国范围内整体视角下地级市尺度的深入探讨明显不足。其二,现有研究内容多聚焦绿色创新、数字经济等单一领域[21—23],对低碳政策与城市生态效率之间的作用机理仍缺乏系统性探讨;其三,方法上未能充分考量空间溢出效应[24—25]和时间滞后性特征。其四,现有研究多聚焦于三批低碳试点城市政策的局部效果评估,未将非试点城市的常规性低碳政策纳入分析框架,且局限于是否为试点城市的变量二元化分析。因此,亟需构建一个整合时空维度的分析框架,系统揭示低碳政策对城市生态效率

的空间驱动机制、动态时效性及区域异质性,为差异化政策制定提供科学依据。

为了探究低碳政策强度与生态效率之间的影响关系和全国范围城市生态效率分布特征,本文基于2012—2022 年中国 286 个地级市及以上城市的面板数据,运用超效率 SBM 模型测算各城市生态效率,同时针对城市低碳政策强度构建了“静态+动态”空间杜宾模型框架,来对比考察其时效性、空间影响机制及其区域差异。本文的主要贡献在于:一是研究范围上,以全国范围城市尺度为研究对象,以求系统探索全国范围内城市尺度生态效率的时序演进和空间分布特征。第二在研究内容上,本研究聚焦低碳政策强度(包括试点低碳政策和非试点的常规性政策)对城市生态效率的关联肌理和内在影响机制,突破既有研究对政策变量二元化处理(试点/非试点)的局限,能够更精准捕捉政策实施的渐进性和累积效应,填补当前该内容板块的研究空白。第三在研究方法上,运用“静态+动态”相结合的空间杜宾模型,从时空双维度视角深入剖析低碳政策对生态效率的空间影响机制、动态时效性及其区域异质性,以此弥补空间溢出效应量化以及时间滞后性特征解析这两方面的研究不足。推动了低碳政策评估从“有无效应”向“强度-空间-时序”多维度耦合效应研究的范式转变。研究结果将为国家政府推动低碳政策提供科学参考,为“双碳”目标的实现提出促进城市社会经济与生态文明协同发展的对策建议。

1　理论分析与研究假设

生态效率是生态环境资源满足人类需要的效率,反映的是“资源-环境-经济”复合生态系统的协调发展程度,这一概念同时将环境绩效和经济绩效内涵于其中。低碳政策能通过优化能源结构、提升资源利用效率和促进绿色技术创新等方式,显著改善生态效率,实现经济增长与环境压力的脱钩,从而推动“资源-环境-经济”系统的协同优化。

1.1　低碳政策对城市生态效率的影响

低碳政策对本地生态效率的提升作用主要体现在四个维度。一是从投入端,通过环境规制和碳定价机制,推动企业优化资源配置,促进高耗能产业绿色创新,降低资源环境投入强度,实现生产方式集约化转型[26];二是从产出端,以碳排放权约束重构产业体系,抑制“三高”企业扩张,同时通过清洁能源补贴培育风电、光伏等绿色产业,实现经济增长与污染脱钩[27];三是从技术扩散视角,碳市场等政策工具加速节能减排技术在区域间的扩散,通过跨区域低碳技术交易平台,提升环境治理技术应用效率[28];四是从制度协同视角,低碳政策与国土空间规划、生态补偿等制度衔接,形成多维度环境治理体系,降低政策执行成本,通过生态产品价值实现机制,将环境正外部性转化为经济效益,重塑经济发展与生态保护的关系。

低碳政策对邻近城市生态效率的影响存在分歧,可能因统计口径、实验设计和研究侧重不同。一方面,本地低碳政策可能抑制邻近城市生态效率。崔伟等[29]指出城市间存在区域竞争关系,地方政府差异化策略导致“逐底竞争”和区域协同缺失。王震等[30]认为高强度低碳政策的“虹吸效应”会吸纳周边资源,削弱邻近地区发展。此外,董直庆、张海峰等[28,31]提出高排放企业可能向环境标准低的地区转移,造成“污染转嫁”。刘晓晗[32]发现环境规制短期内可能增加周边碳排放强度,焦国伟[33]通过空间杜宾模型也得出环境规制对城市生态效率存在负向空间溢出效应。

另一方面,对邻近城市生态效率可能存在促进效果。首先污染和碳排放有明显的负外部性,邻近地区的环境质量会因为一个地区的减少排放而改善[34]。李佳佳指出[35]从政策扩散理论视角来看,环境规制的成果实施往往会对邻近地区产生示范效应。杨书等[36]提出改善本地生态环境吸引清洁型和创新型企业,通过知识溢出促进其它地区的生态效率提高。在实证研究中朱高立[37]通过对长江经济带减污降碳的研究发现,环境规制不仅在本地层面促进减污降碳,还通过空间溢出效应推动了邻近地区的减污降碳。

这本质上反映了环境政策空间溢出效应的复杂性,需要更全面的机制识别方法加以解析。

基于上述分析,提出本文研究假设 H1:城市低碳政策对本地城市生态效率水平起促进作用,对邻近城市生态效率的空间效益影响显著存在,但具体影响效果有待实验明确。

1.2 低碳政策对城市生态效率的影响时滞性

时滞性主要源于政策传导机制的多层次性。政策传导需多层级落实与企业适应,地方政府在执行中可能面临资源分配、政策理解差异等问题,使得政策效果难以在短期内显现。企业响应低碳政策需投入时间进行技术改造与创新,技术研发、应用和推广需要一定周期,短期内企业可能面临成本上升而效率尚未提升的困境,只有技术成熟并广泛应用后,生态效率的提升效果才会逐渐显现[30]。市场机制适应低碳政策推动的绿色产业发展也需要时间来调整与完善[38],包括绿色金融的支持、消费者偏好的转变以及产业链的协同等,这些因素的逐步完善都需要一定时间,从而导致低碳政策对生态效率的提升存在时滞性。高煜昕[39]的实证研究发现,低碳政策与智慧城市政策的叠加实施虽然最终效果更强,但其协同效应的显现时间比单一政策延长约 18 个月。

由此提出本文研究假设 H2:低碳政策对城市生态效率的提升作用具有时间累积效应,长期效应大于短期效应。

1.3 低碳政策对生态效率的机制分析

通过对低碳政策种子词密度的识别分析,本研究从绿色技术创新和产业结构升级影响生态效率这两条关键路径进行可能机制探索。

现有文献大多基于"波特假说"[40]提出严格且设计恰当的环境规制能够激发绿色技术创新,进而提升竞争力,实现环境与经济的"双赢"。熊云飚[41]指出强化的低碳政策往往通过财政补贴、税收减免、绿色信贷等政策工具,激励企业加大绿色研发投入,加快绿色专利的产出和技术转化效率。在此驱动下,一系列关键低碳技术,如清洁能源利用技术等不断被研发和部署,从而降低了单位产出过程中的能源消耗与污染排放,提升了资源利用效率[42]。此外,熊广勤等[43]指出绿色技术的产业化和市场化应用进一步推动绿色生产方式替代传统高污染生产流程,有效改善城市生态系统绩效。

产业结构升级是实现生态效率提升的重要路径。在严格环境规制与绿色转型压力下,高耗能、高排放行业被逐步压缩,资源向技术含量高、能耗水平低的绿色产业聚集[44]。低碳政策通过制定产业引导目录、优化投资结构和支持低碳产业集群建设,引导城市产业结构由传统重工业主导向新兴产业主导转型,推动第三产业和高技术制造业比重上升[45]。这种结构优化不仅减少了整体碳排放强度,还提升了单位资源产出的经济与环境效益。在实证方面,宋弘等[46]、郑冯忆等[47]研究发现,工业产业结构升级和企业排污减少是低碳城市试点的主要传导机制。

基于此,提出假设 H3:城市低碳政策强度可以通过绿色技术创新和产业结构升级路径,提高城市生态效率水平。

2 研究方法与指标选取

2.1 研究方法

2.1.1 基于非期望产出的超效率 SBM 模型

在生产过程中,通常期望废水、废气、固体废物等环境污染的产出越小越好,这种称为非期望产出。基于非期望产出的 SBM 模型与传统"径向"和"角度"的数据包络模型(DEA)相比,SBM 模型能够有效解决投入要素的"拥挤"或"松弛"现象[48—49]。而超效率 SBM 模型能进一步区分有效 DMU 之间的效率差异[50],模型构建如式(1)(2):

$$\min EE = \frac{\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}(\bar{x}/x_{ik})}{\frac{1}{r_1+r_2}\left(\sum_{s=1}^{r_1}\overline{y^d}/y_{sk}^d + \sum_{q=1}^{r_2}\overline{y^u}/y_{qk}^u\right)} \tag{1}$$

$$\begin{cases} \bar{x} \geqslant \sum_{j=1;\neq k}^{n} x_{ij}\lambda_j; \overline{y^d} \leqslant \sum_{j=1,\neq k}^{n} y_{sj}^d \lambda_j; \overline{y^d} \geqslant \sum_{j=1,\neq k}^{n} y_{qj}^d \lambda_j; \\ \bar{x} \geqslant x_k; \overline{y^d} \leqslant y_k^d; \overline{y^u} \geqslant y_k^u \\ \lambda_j \geqslant 0, i = 1,2,\ldots,m; j = 1,2,\ldots,n, j \neq 0 \\ s = 1,2,\ldots,r_1; q = 1,2,\ldots,r_2 \end{cases} \tag{2}$$

式中,假设有 n 个 DMU,每个 DMU 由投入 m,期望产出r_1 和非期望产出r_2 构成,x、y^d、y^u为相应矩阵中的元素,(x_{ik},y_{sk}^d,y_{qj}^u)分别为投入、期望产出和非期望产出的松弛值,EE 为生态效率值。

2.1.2　全局空间自相关模型

空间特征主要是指个体空间交互,包括空间自相关和空间异质性[51]。主要采用 Moran′s I 指数进行空间统计分析,为生态效率提供空间集聚维度解释。Moran′s I 指数描述了生态效率的空间自相关特征,系数大于零表示空间正相关关系,反之负数为负相关[52],表达式如下所示(3)(4),其中 n 为城市总数,以中国大陆 286 个地级市及直辖市为数据样本;EE_i 和EE_j分别是 i 市和 j 市的生态效率值;$\overline{EE}$是 286 个城市的生态效率平均值:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}(EE_i - \overline{EE})(EE_j - \overline{EE})}{s^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}} \tag{3}$$

$$W_{ij} = \begin{cases} \dfrac{1}{d_{ij}^2}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases} \tag{4}$$

式中,W_{ij}是空间权重矩阵,本研究使用反距离平方的空间权重矩阵分配方式,取地面距离倒数的平方得到空间权重矩阵后,对权重矩阵进行行标准化,以消除量纲影响,增加数据的可比性。

2.1.3　静态空间杜宾模型

如果变量表现出显著的空间自相关特征,意味着城市之间的相互联系会辐射到邻近省市进而对其产生影响。为避免既往研究中忽略生态效率的空间相关性可能造成模型的设定和估计错误,本研究纳入考虑空间效应的空间计量模型。空间杜宾模型(SDM)是空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)的组合[53],不仅考虑了研究单位的空间滞后,而且将误差的滞后项引入自变量,在一定条件下可以退化为空间滞后模型或空间误差模型[52],空间杜宾模型公式(5)如下:

$$EE_{it} = \rho W \times EE_{it} + LP_{it}\alpha + W \times LP_{it}\theta + X_{it}\beta + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

式中,EE_{it}是被解释的变量生态效率;LP_{it}表示解释变量;ρ 和 θ 表示空间回归系数; $X_{it}\beta$ 是控制变量;φ_i和 δ_i表示空间效果和时间效果,以及 ε_{it}表示随机误差项。W是空间权重矩阵,与上文定义空间自相关的W_{ij}公式一致。

2.1.4　动态空间杜宾模型

除了空间效应之外,生态效率往往具有显著的时间滞后性,即前期的城市生态效率会对本期产生重要影响[54]。而低碳政策对城市生态效率的影响可能因其发展时间长短而异,政策颁布后,其效果需通过技术扩散,产业结构调整等复杂机制逐步显现,这点已被边志强等[55]、Luo 等[56]证实。动态 SDM 通过引入因变量和自变量的时间、空间滞后项,不仅能够得到有效和无偏的估计结果,还能够缓解模型的内生性问题[57],同时也可以区分核心解释变量的短期与长期效应,更贴合低碳政策作用机制。因此构建同时纳入时间和空间滞后效应的动态空间杜宾模型,动态杜宾模型公式如下式(6):

$$EE_{it} = \rho W \times EE_{it} + \gamma EE_{it-1} + \psi W \times EE_{it-1} + \alpha LP_{it} + \theta W \times LP_{it} + \beta LP_{it-1} + \eta W \times LP_{it-1} + X_{it}\mu + \varphi_i + \delta_t + \in_{it} \tag{6}$$

式中,EE_{it}表示第 t 年第 i 个城市的生态效率,LP_{it}表示第 t 年第 i 个省份的低碳政策强度,X_{it}表示第 t 年第 i 个城市的控制变量,ρ 表示生态效率的空间溢出效应,α 表示低碳政策强度对生态效率的影响,φ_i、δ_t表示空间效

果和时间效果，$\in_{it}$表示随机扰动项。此外，W 表示空间权重矩阵，与上文定义空间自相关的W_{ij}公式一致。

依据动态空间杜宾模型，可将其效应按照短期和长期效应进行划分，两者又可分别划分为直接效应和间接效应，将直接效应和间接效应求和则为总效应[58]。具体公式为：

短期的直接效应：$$\{(I-\rho W)^{-1}\times(\alpha I+\theta W+\beta I+\eta W)\}^{\bar{d}} \tag{7}$$

短期的间接效应：$$\{(I-\rho W)^{-1}\times(\alpha I+\theta W+\beta I+\eta W)\}^{\overline{rsum}} \tag{8}$$

长期的直接效应：$$\{((1-\gamma)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\alpha I+\theta W+\beta I+\eta W)\}^{\bar{d}} \tag{9}$$

长期的间接效应：$$\{((1-\gamma)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\alpha I+\theta W+\beta I+\eta W)\} \tag{10}$$

式中，$\bar{d}$ 表示取矩阵斜对角元素的均值，$\overline{rsum}$表示取矩阵非斜对角元素的行均值。当 θ 等于 0 时，则为动态空间自回归模型下的短期和长期效应。

2.2 指标选取与数据说明

2.2.1 研究范围

考虑到数据前后的统一性以及可获取性，本研究以 2012—2022 年为研究时段，以中国大陆地区 286 个地级市为评价单元进行实证分析。

2.2.2 被解释变量

遵循科学性、客观性与系统性原则，结合相关参考文献[59—61]，本研究以生态效率内涵为理论内核[62—63]，综合世界可持续发展工商理事会(WBCSD)的环境效率框架、《关于构建现代环境治理体系的指导意见》的治理导向及《绿色发展指标体系》的实践逻辑，构建基于投入-产出分析的城市生态效率测度指标体系(表 1)，通过超效率 SBM 模型测度得到本文被解释变量生态效率。原始数据采用插值法对部分缺失数据进行填补并统一数据量纲。

表 1 城市生态效率测度指标体系

Table 1 Eco-efficiency measurement index system

指标 Index		指标说明 Index interpretation	数据来源 Source
投入指标	资本投入	固定资产投资总额/亿元	《中国城市统计年鉴》
Input index	土地投入	城市建成区面积/km^2	《中国城市建设统计年鉴》
	能源投入	能量消费总量/100 吨标准煤	《中国能源统计年鉴》
	劳动力投入	市辖区单位从业人数/万人	《中国城市统计年鉴》
期望产出指标	经济增长	地区国内生产总值/亿元	《中国城市统计年鉴》
Expected output index	财政收入	公共财政预算收入/亿元	《中国城市统计年鉴》
	城市绿化	建成区绿化覆盖率/%	《中国城市统计年鉴》
		市辖区公园绿地面积/hm^2	《中国城市统计年鉴》
非期望产出指标	废水排放	工业废水排放量/万吨	《中国环境统计年鉴》
Undesirable output index	固体排放	工业烟粉尘排放量/t	《中国环境统计年鉴》
	废气排放	工业二氧化硫排放量/t	《中国环境统计年鉴》
		二氧化碳排放量/t	EDGAR v7.0

2.2.3 解释变量

核心解释变量——低碳政策强度。中国围绕双碳目标，从目标、战略到行动的政策机制正在日益完善，对城市高质量发展提供有利保障[64]。本研究采用的低碳政策强度数据来源于 Dong 等构建的开源数据集“China′s low-carbon policy intensity dataset from national- to prefecture-level over 2007—2022”[65]。原始数据通过系统收集中国中央、省级和地级市 2007—2022 年发布的 7282 项低碳相关政策文本，采用自然语言处理技术构建政策强度量化框架：根据“碳排放”、“能源效率”等 38 个种子词构建语义词典，结构化提取核心要素，建立政策层级、政策目标和政策工具建立三维分类体系；通过半监督学习算法提取政策文本特征，结合人工标注与 ERNIE 3.0 大模型预测完成政策强度赋值；通过政策层级、政策目标和政策工具三者乘积模型计算综合

政策强度指数。本研究选取其中 2012—2022 年 286 个地级市的低碳政策强度数据,通过原始作者提供的.dta 格式数据文件提取所需时空范围指标用于后续分析。

控制解释变量。根据现有有关生态效率影响因素的文献[66—68],按照各影响因素出现的频率以及数据的可获取性,本研究定量分析经济发展水平(PGDP)、人口集聚(POP)、产业结构(IND)、城镇化水平(URB)、对外开放(OPE)、技术创新(TECH)作为控制变量对生态效率的影响程度(表 2)。原始数据主要来源于的《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》以及各城市国民经济和社会发展统计公报、各城市统计局官网,缺失数据由线性插值补充。

表 2　变量和变量描述列表

Table 2　List of variables and descriptions

变量类型 Variable type	变量 Variable	变量描述 Description	单位 Unit of measurement
被解释变量 Dependent variable	生态效率(*EE*)	通过投入和产出两部分计算的城市指标	/
解释变量 Independent variable	经济发展水平(PGDP)	人均生产总值	亿元
	人口集聚(POP)	人口密度	人/km^2
	产业结构(IND)	第二产业产值占地区生产总值比例	%
	城镇化水平(URB)	城镇化率	%
	对外开放(OPE)	进出口总额占地区生产总值比例	%
	技术创新(TECH)	R&D 经费投入占地区生产总值的比例	%

3　城市生态效率时空演化

3.1　城市生态效率时序演变特征

运用非径向(Non-Oriented)、规模报酬可变(VRS)的超效率 SBM 模型,测算 2012—2022 年全国 286 个地级市及以上城市的生态效率值。参照常新锋等[69]的研究,以评价值 1 为临界点、以评价值 0.50 为临界点的中间值做出如下划分(图 1):生态效率值处于区间[1.00,+∞)为高效率,处于区间[0.75,1.00)为较高效率,处于区间[0.50,0.75)为中等效率,处于区间(0.00,0.50)则为低效率,测算结果如图 1 所示。

(1)整体空间分布格局。研究期间,范围内各地级市存在显著差异,地区发展极不平衡呈现显著“东西高-中部凹”的梯度差格局。其中,以深圳市、云浮市为代表的东部城市群形成持续性的效率高地,其生态效率值稳定处于全国前 10%分位。鄂尔多斯市、陇南市等西部地级市 2018 年后其生态效率值表现出了跨等级大幅提升。低值主要分布在北部湾城市群、中原城市群和东北部的部分城市,如哈尔滨市、南阳市等,生态效率平均值范围在 0.255—0.343。该现象形成机制可能与区域发展阶段密切相关:东部地区依托发达基础设施与技术进步,形成污染治理规模效应,实现生态效率领跑[70],如深圳市通过全域推广新能源车和碳交易市场,成功实现了经济增长与碳排放的脱钩;中部地区作为产业转移承接地,粗放生产方式抑制效率提升,如武汉经开区在承接长三角汽车产业转移时,面临“产业结构偏重导致能耗排放问题”;西部地区受限于工业强度(2023 年企业资产仅为东部 24.9%[71]),环境压力处于自然恢复阈值内,维持低发展-高效率稳态。

(2)年际阶段演进特征。根据全国范围及中国四大经济区域分区生态效率绘制的折线图(图 2)可知,2012—2022 年中国城市生态效率总体上波动上升,整体水平由 0.407 跃升至 0.679(累计提升 65.8%),年均增长率达 6.6%。尤其是 2020 年后生态效率的大幅提升可能归因于“双碳”目标的战略引领作用,这可能意味着中国经济发展模式正逐步完成“规模扩张→质量提升”的系统性转型。同时数据也呈现显著三阶段演进规律:(1)持续增长期(2012—2016 年),生态效率年均增幅 5.6%;(2)动态均衡期(2016—2020 年),效率值稳定于0.510±0.03 区间;(3)效率跃升期(2020—2022 年),生态效率值年均增长率达 15.7%,生态效率增长加速明

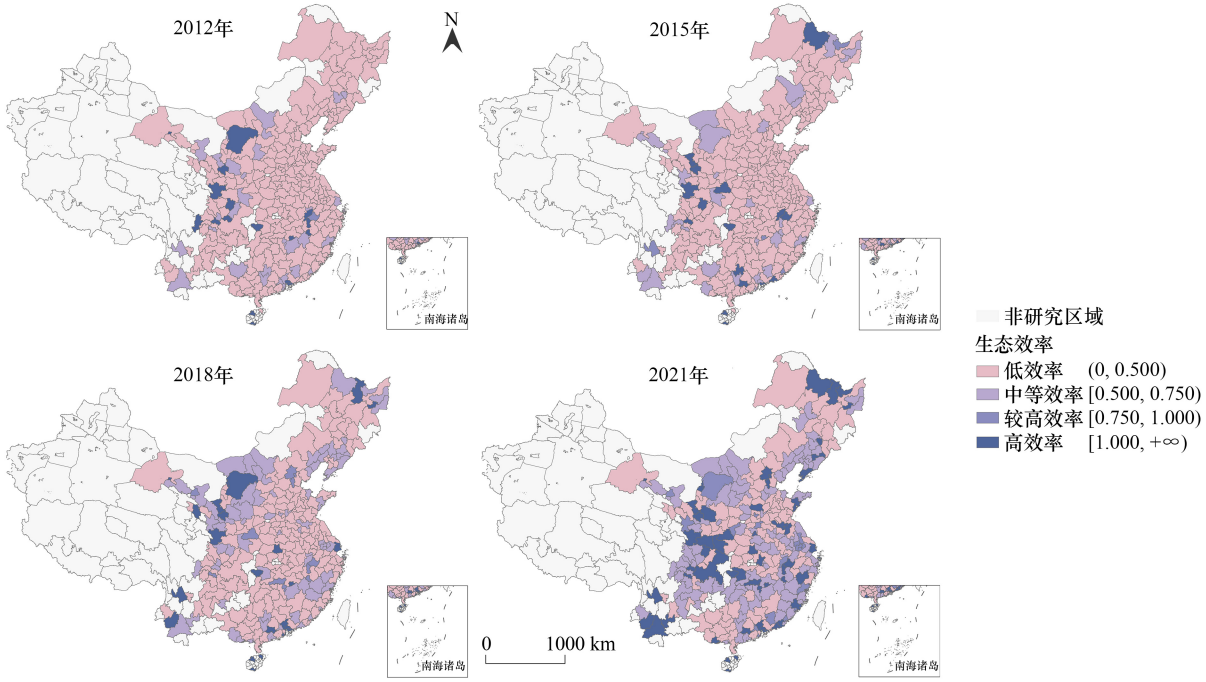

图 1 2012、2015、2018、2021 年全国范围城市生态效率分布图

Fig.1 Spatial distribution of eco-efficiency in 2012, 2015, 2018, and 2021

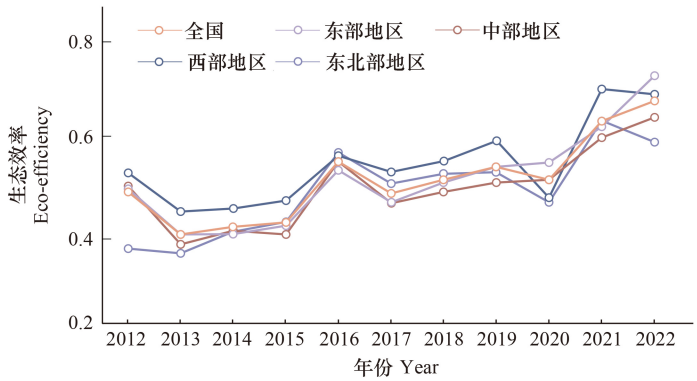

图 2 2012—2022 年全国范围及经济区域分区城市生态效率折线图

Fig.2 Line chart of urban eco-efficiency in China's national and regional dimensions, 2012—2022

显。同时区域差距呈现扩大趋势,研究期内东部地区生态效率平均增幅达 0.287,显著高于西部 0.216 和东北 0.188的增幅。东部地区逐渐形成了生态效率的高值聚集空间格局,与中西部地区拉开了较大差距。

3.2 城市生态效率的空间集散特征

Moran's *I* 散点图和 Moran's *I* 指数描述了城市生态效率的空间异质性,它反映了观察到的区域变量与其空间滞后项之间的相关性。Moran's *I* 散点图分为四个象限,分别代表四种类型的集聚,即“高-高(H-H)”型、“低-高(L-H)”型、“低-低(L-L)”型和“高-低(H-L)”型。

在对全国范围生态效率的空间自相关分析中(表 3),几乎所有年份的 Moran's *I* 值均为正值且显著,这表明城市生态效率具有很强的空间聚集效应。Moran's *I* 值在 2012 年至 2022 年间经历了一些波动,但主体呈下降趋势,空间集聚特征稍显减弱,这一结论与李云燕等[72]不谋而合。

表 3　城市生态效率空间自相关结果

Table 3　Spatial autocorrelation results of eco-efficiency

年份 Year	全局 Moran 指数 Global Moran	Z	P	年份 Year	全局 Moran 指数 Global Moran	Z	P
2012	0.0890***	3.7112	0.0002	2018	0.0748***	3.1233	0.0018
2013	0.0816***	3.4207	0.0006	2019	0.0710***	2.9646	0.0030
2014	0.0761***	3.1941	0.0014	2020	0.0635***	2.6656	0.0077
2015	0.0764***	3.2046	0.0014	2021	0.0260	1.1724	0.2410
2016	0.0976***	4.0478	0.0001	2022	0.0653***	2.7297	0.0063
2017	0.1128***	4.6458	0.0000				

***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

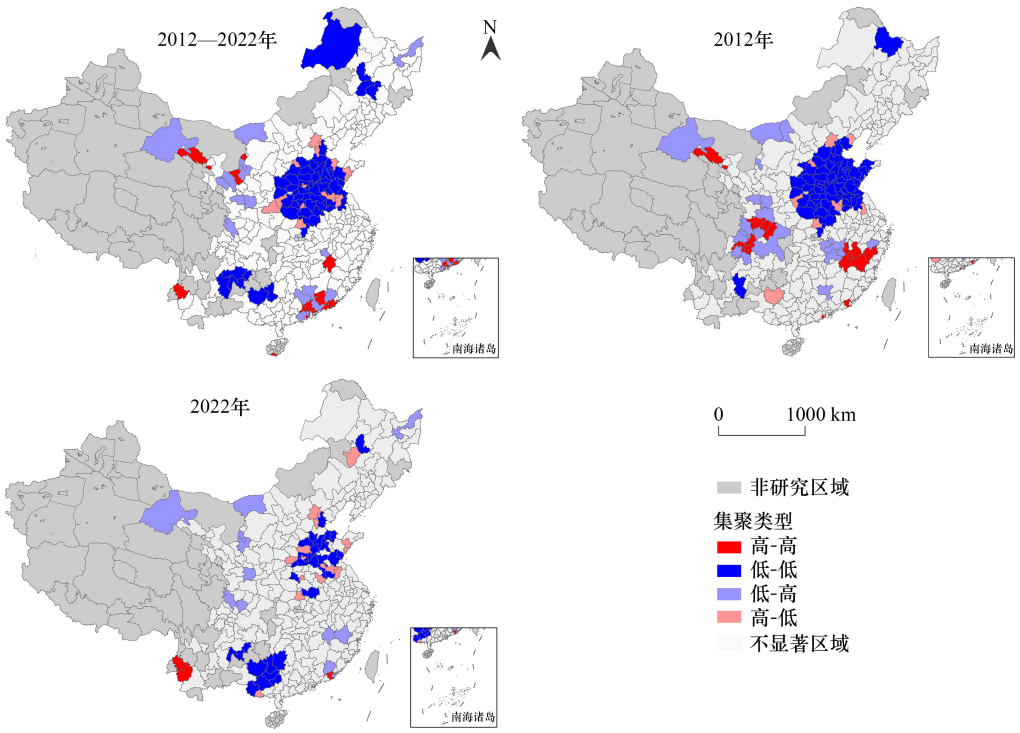

图 3　全国城市生态效率的 Moran 散点图

Fig.3　Moran scatter plot of eco-efficiency

2012—2022 年 Moran′s *I* 散点图分析显示(图 3),中国城市生态效率呈现显著空间分异特征。东南沿海经济带形成 H-H 区(15 个地级市,占比 9.9%),以广州、汕尾等外向型经济城市为代表,体现清洁技术扩散的协同效应;华东地区则出现连片 L-L 区(56 个地级市,占比 37.1%),京津冀地区在产业结构调整和生产管理优化过程中,虽然提升了城市生态效率,但仍面临雾霾污染、黑臭水体等突出环境问题。过渡类型中,甘陕交界呈现 L-H 型带状分布,而 H-L 型城市则离散分布于 LL 区外围,这可能由于行政区划壁垒抑制了空间协同效应导致。

4　低碳政策对城市生态效率的空间影响效应与机制分析

4.1　静态空间杜宾模型回归分析与效益分解

基于前文 Moran′s *I* 指数检验,本研究证实城市生态效率存在显著的空间依赖特征,因此,必须构建考虑空间效应的空间杜宾模型,以准确捕捉生态效率演化的空间传导路径及其边际影响强度。通过相关指标检验

(表 4),SDM 模型显著拒绝退化为 SAR 和 SEM,采用时间个体双固定效应的空间杜宾模型探究生态效率的驱动机制。因为存在空间滞后项,计量经济学模型的回归系数不能直接用于反应解释变量的边际效益[70],为了更有效地判断各因素对城市生态效率的空间溢出效应,本文根据 Lesage 和 Pace[73]提出的偏差分法分解各变量对城市生态效率的影响,列于表 5。

表 4 空间杜宾模型检验参数

Table 4 Test parameters of the spatial Durbin model

模型参数 Model parameter	统计数据 Statistics	*P*	模型参数 Model parameter	统计数据 Statistics	*P*
LM error test	22.701	0.0000***	LR test (SDM&SAR)	39.93	0.0000***
Robust LM error test	9.089	0.0000***	LR test (SDM&SEM)	28.22	0.0002***
LM lag test	19.508	0.0000***	Hausman	88.89	0.0000***
Robust LM lag test	5.897	0.015**			

***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

表 5 全国静态空间杜宾模型结果

Table 5 Results of the static Spatial Durbin Model

解释变量 Variable	全国范围静态 SDM Static spatial durbin model		解释变量 Variable	全国范围静态 SDM Static spatial durbin model	
	直接效应	邻域间接效应		直接效应	邻域间接效应
ln*LP*	0.011** (2.14)	−0.052*** (−3.57)	rho	0.343*** (9.54)	
lnPGDP	0.189*** (8.01)	−0.229*** (−3.59)	Sigma2_e	0.024*** (39.44)	
lnPOP	0.463*** (6.80)	−0.285 (−1.21)	Log-L	1621.1389	
lnIND	0.048 (1.34)	0.139 (1.12)	个体、时间双固定 Two-way fixed effects	是	是
lnURB	−0.080 (−1.53)	−0.147 (0.41)	样本量 Sample size	3146	3146
lnOPE	−0.004 (−0.63)	−0.036 (−1.38)	R-squared	0.18	
lnTECH	−0.014*** (−3.10)	−0.026 (−1.42)			

括号内为稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

从静态空间杜宾模型结果来看,空间自相关系数 rho 为 0.343,说明邻近城市的生态效率将对本地城市的生态效率产生 34.3%的影响。总体上低碳政策对生态效率的影响呈现出显著的“本地增益-邻域抑制”特征。核心解释变量低碳政策强度(*LP*)的系数 0.011 在 5%的水平上显著为正,证实地方政府低碳规制政策对本地生态效率具有直接促进作用。而 *LP* 的邻域间接效应系数为−0.052 且在 1%水平下显著,这意味着当地的低碳政策阻碍了相邻城市生态效率的提高,有力地证明了低碳政策存在空间溢出效应。因此假设 H1 成立。进一步分析发现,低碳政策的消极邻域间接影响系数超过了其积极直接影响系数,这一现象可能由于低碳政策将邻近城市资源虹吸到本地[74];还可能因为本地环境规制趋严促使高污染产业向政策宽松区域转移[70],反而加剧邻域非期望产出,如河北承接北京转移,河北同期 $PM_{2.5}$浓度远高于与周边其它地区,一定程度上印证了“政策虹吸-污染转移”机制。

从其它控制变量的分解结果来看,经济社会水平(0.189)和人口集聚(0.463)显著促进生态效率($P<0.01$)。经济发达城市具备更强的环境治理投资能力,可购置先进环保设备并实施生态修复工程;人口集聚则通过规模效应优化资源利用,如提高公共交通分担率从而降低能耗与排放。技术应用方面,若工业技术未能有效整合节能减排措施或缺乏环境评估,将导致资源浪费和污染加剧,最终损害生态效率。

4.2　动态杜宾模型回归分析与效益分解

参照 Elhorst 等[75]的做法,引入解释变量和被解释变量空间和时间的一阶滞后,得到动态计量模型的回归结果。同样地,借助偏微分分解办法,在时间维度上,直接效应、邻域间接效应及总效应又可分为短期效应和长期效应,以反映各影响因素对生态效率的短时即时影响和考虑时间滞后的长期影响(表 6)[76]。滞后一期的城市生态效率回归系数为正(0.647),且通过了 1%水平的显著型检验。说明当期生态效率处于较高水平时,下一期生态效率水平可能持续增高,全国城市生态效率存在显著的时滞性。

表 6　全国范围动态空间杜宾模型效应结果

Table 6　Decomposition results of dynamic spatial Durbin model

解释变量 Variable	动态 SDM 短期 Short-term effects		动态 SDM 长期 Long-term effects	
	直接效应	邻域间接效应	直接效应	邻域间接效应
lnLP	0.018*** (2.59)	−0.056*** (−2.58)	0.022*** (2.62)	−0.065** (−2.45)
L.lnEE		0.6466*** (40.41)		
rho		0.267*** (7.48)		
Sigma2_e		0.018*** (41.47)		
Log-L		1611.8627		
R-squared		0.56		
控制变量 Control variable	6 个	6 个	6 个	6 个
个体、时间双固定 Two-way fixed effects	是	是	是	是
样本量 Sample size	3146	3146	3146	3146

L.lnEE 为滞后一期的城市生态效率回归系数

由表 6 可知,低碳政策对生态效率的促进作用呈现出显著的动态累积特征,其短期直接效应系数为 0.018($P<1\%$),而长期直接效应系数则提升至 0.022($P<1\%$),这不仅验证了政策效果存在时间惯性的理论假说,更揭示了低碳政策通过技术扩散、产业升级和环境规制适应性增强等多重机制的渐进累积过程,使得政策效果随时间推移而持续放大,与韦东明的研究结论保持一致[77],本文假设 H2 成立。间接效应长期显著性相比短期减弱,可能源于高耗能产业向周边转移的“污染避难所”效应,如广东的高耗能产业(如部分有色金属冶炼、印染等)向广西转移。这种短期逐利行为在前期监管松时提升本地效率,但随着区域环境规制趋严和碳约束政策深化,情况有所改善。

4.3　稳健性检验

为确保空间杜宾模型结果的可靠性,参考相关文献,本研究从多重维度开展稳健性检验:第一,将基准模型中的反平方距离权重矩阵替换为地理邻接矩阵,重新估计模型参数以排除空间关联模式的设定依赖性(列 1);第二,为验证地方性低碳环境规制与生态效率的普适性特征,减轻政策干预效应,剔除 69 个国家级低碳试点城市子样本进行稳健性检验(列 2);第三,采用滞后一期低碳政策强度作为解释变量进行再估计(列 3);第四,对所有连续变量实施 5%的缩尾处理,确保结果不受异常观测值驱动(列 4)。系列检验结果如表 7,核心解释变量的系数方向、显著性整体水平及经济意义均未发生实质性变化,证实研究结论具有稳健性。

4.4　低碳政策强度影响生态效率的区域异质性

根据 1.1 节分析,生态效率在全国范围内具有显著的差异性。因此,本研究将按照全国经济四大区域分区,同时采用静态空间杜宾模型和动态空间杜宾模型分别以东部、中部、东北部和西部地区探讨空间影响机制。

表 7 稳健性检验结果

Table 7 Robustness test results

解释变量 Variable	(1)		(2)		(3)		(4)	
	直接效应	邻域间接效应	直接效应	邻域间接效应	直接效应	邻域间接效应	直接效应	邻域间接效应
ln*LP*	0.011** (2.11)	−0.022*** (−2.92)	0.009* (1.66)	−0.028** (−2.26)	0.010** (2.01)	−0.037*** (−3.28)	0.024** (2.41)	−0.074*** (−3.50)
rho	0.228*** (9.82)		0.305*** (7.59)		0.350*** (9.30)		0.353*** (9.83)	
Sigma2_e	0.024*** (39.47)		0.025*** (34.38)		0.022*** (37.60)		0.0226	
控制变量 Control variable	6 个		6 个		6 个		6 个	
个体、时间双固定 Two-way fixed effects	是		是		是		是	
样本量 Sample size	3147		2387		3147		3147	
R-squared	0.07		0.17		0.09		0.26	

列(1):反平方距离权重矩阵替换为地理邻接矩阵;列(2):剔除 69 个国家级低碳试点城市子样本;列(3):采用滞后一期低碳政策强度作为解释变量;列(4):连续变量实施 5%的缩尾处理;括号内为稳健标准误;***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

表 8 静态空间杜宾模型效应异质性结果

Table 8 Heterogeneity results of the effects of the static spatial Durbin model

效应类型 Effect type	解释变量 Variable	全国范围 Nationwide	东部地区 Eastern region	中部地区 Central region	西部地区 Western region	东北部地区 Northeastern region
直接效应 Direct effect	ln*LP*	0.011** (2.14)	0.048*** (2.64)	0.009* (1.65)	0.016* (1.70)	0.004 (0.29)
邻域间接效应 Indirect effect	ln*LP*	−0.052*** (−3.57)	−0.069** (−1.99)	−0.054*** (−2.67)	−0.033 (−1.18)	−0.026 (−0.90)
总效应 Total effect	ln*LP*	−0.040*** (−2.67)	−0.021 (−0.83)	−0.045** (−2.19)	−0.016 (−0.58)	−0.022 (−0.79)
控制变量 Control variable		6 个	6 个	6 个	6 个	6 个
个体、时间双固定 Two-way fixed effects		是	是	是	是	是
样本量 Sample size		3146	1111	979	620	374
R-squared		0.18	0.16	0.21	0.01	0.05

从表 8 区域的静态空间杜宾模型结果来看,低碳政策对生态效率的影响存在显著的地域差异。东部地区低碳政策的直接影响显著,系数高达 0.048,表明其政策实施有效促进了生态效率的提升,中西部次之;而中部地区邻域间接效应则更加显著,低碳政策对邻近城市抑制作用明显。这一现象的原因可能这得益于东部地区发达的经济基础、完善的基础设施和开放的制度环境,为政策实施提供了有力支撑(与 Luo 等[56]研究一致)。中部地区则受限于经济发展相对滞后、产业结构偏重等因素,导致在低碳政策实施过程中,竞争性空间溢出效应更加明显。由此推测,低碳政策的实施效能可能与城市经济发展水平有一定相关性,即经济基础与资源禀赋较弱的城市,其低碳政策对生态效率的直接促进作用相较于发达地区明显受限。

如表 9 所示低碳政策对城市生态效率的时间分解影响也具有地区的差异性。具体来说,东部地区与全国范围的结果保持高度一致,直接效果的长期效果都明显优于短期效果,不仅通过显著性检验,且数值明显高于短期直接效应;中部地区低碳政策的直接效应呈现出显著的长期减弱特征,邻域间接效应的长短期影响均不显著。这种区域差异可能因为东部地区经济发达、技术储备充足,低碳政策通过激发绿色技术创新(如专利转化率提升)和市场机制完善(如碳交易活跃度增加)等长效渠道持续释放效益,呈现累积增强特征;而中部地区正处于工业化转型期,短期内更依赖环境规制的刚性约束(如排放标准收紧)和产业准入限制等直接管控手段,但

受限于技术吸收能力不足和产业路径依赖,政策效果的持续性较弱。西部和东北部的长短期效果区别则不显著。

表 9　动态空间杜宾模型效应异质性结果

Table 9　The results of effect heterogeneity of the dynamic Spatial Durbin Model

区域 District	动态 SDM 短期 Short-term effects		动态 SDM 长期 Long-term effects	
	直接效应	邻域间接效应	直接效应	邻域间接效应
全国范围 Nationwide	0.018*** (2.59)	-0.056*** (-2.58)	0.022*** (2.62)	-0.065** (-2.45)
东部地区 Eastern region	0.040*** (2.79)	-0.067** (-2.39)	0.119*** (2.73)	-0.248** (-2.01)
中部地区 Central region	0.008* (1.92)	-0.040*** (-2.95)	0.017 (0.13)	-0.248 (-0.40)
西部地区 Western region	0.006 (0.60)	-0.029 (-1.27)	0.011 (0.53)	-0.070 (-1.18)
东北部地区 Northeastern region	-0.015 (-1.63)	0.005 (0.24)	0.411 (0.04)	0.886 (0.04)

4.5　低碳政策机制检验

为了检验绿色科技创新和产业结构升级促进城市生态效率的作用机制,延续前文对变量空间效应的思考,本文创新引入考虑交叉项变量空间效应的空间杜宾回归模型,公式如下:

$$\ln EE_{it}=\rho W\times\ln EE_{it}+\beta_1\ln LP_{it}+\theta_1 W\times\ln LP_{it}+\beta_2 M_{it}+\theta_2 W\times M_{it}+\beta_3\ln LP_{it}\times M_{it}+\theta_3 W\times\ln LP_{it}\times M_{it}+\gamma X_{it}+\in_{it} \quad (11)$$

式中,M 分别指绿色科技创新和产业结构升级。本文参考赵晓梦[78]等的研究,以绿色专利授权量作为绿色技术创新(Gti)的衡量指标,以产业整体升级(第一产业增加值占 GDP 比重×1+第二产业增加值占 GDP 比重×2+第三产业增加值占 GDP 比重×3)衡量产业结构升级(Oui)。

表 10 的列(3)和列(5)是模型(11)的检验结果。列(2)中 lnLP 的效应系数正向显著,表明低碳政策对绿色科技创新有促进作用,这与逯进[13]的研究结果一致。进一步地,列(3)中交乘项 lnLP×lnGti 的系数显著为正,表明低碳政策可能通过提升本地绿色技术创新提升城市生态效率。同样地,列(4)中 lnLP 的系数正向显著,表明低碳政策对产业整体升级有促进作用,结合列(5)交乘项 lnLP×lnOui 的正向显著系数,表明低碳政策可能通过产业整体升级来提升城市生态效率。W×lnLP×lnGti 与 W×lnLP×lnOui 项系数不显著,表明低碳政策通过绿色科技创新与产业结构升级提升邻近城市生态效率受阻,验证了章屹祯等[79]猜想的“回弹效应”——技术进步在提升相邻地区效率的同时扩大资源需求,抵消了资源节约效应。假设 H3 得到验证。

低碳政策强度对生态效率的机制路径是多维度的,即低碳政策强度通过技术扩散、结构优化等路径对生态效率的边际贡献可能呈现非线性变化,表现出动态调节特征。为了检验这种非线性关系,采用 Hansen[80]提出的面板门槛回归模型进行检验。门槛回归是一种非线性计量模型,其核心是通过数据驱动方式估计门槛变量的临界值,并检验不同样本区间内模型参数的显著性差异,从而揭示变量间的非线性因果关系[81],面板门槛回归模型如下:

$$y_{it}=u_i+\beta'_1 x_{it} I(q_{it}\leqslant\gamma)+\beta'_2 x_{it} I(q_{it}>\gamma)+e_{it} \quad (11)$$

式中,i 表示地区,t 表示年份,q_{it}为门槛变量,γ 为位置为未知门槛,$I(\cdot)$为指标函数。

分别以绿色科技创新和产业结构升级作为门槛变量,生态效率作为被解释变量,通过反复抽样 300 次从而得出检验统计量对应的 P 值,判断是否存在着门槛效应,检验结果见表 11,图 4 为门槛值在 95%置信区间下的似然比函数图。由表 12 可知,绿色科技创新和产业结构升级变量两者均出现单门槛效应。当绿色科技创新较低时(lnGti≤8.0662),低碳政策强度对生态效率的影响系数为 0.005;而当 lnGti 越过门槛值(8.0662),回归系数增强至 0.0785,增幅达 15.7 倍。这种结构性突变符合创新累积效应的作用规律,即绿色技术研发存在最小有效规模阈值,当绿色技术存量突破门槛值时,才能实现低碳政策效果的指数级释放。产业结构升级

对低碳政策的生态效率影响也呈现显著的非线性门槛特征($P<0.05$);当产业升级系数 lnOui≤0.7557(对应产业整体升级水平 2.1296,处于工业化后期转型阶段)时,低碳政策对生态效率的促进作用较强($\beta=0.035$);然而当第三产业比重持续提升跨越门槛值(lnOui>0.7557)后,政策效应反而减弱至 0.005,该转折可能源于产业结构高级化进程中的复合约束——第三产业超前发展通过挤占工业绿色转型资源投入形成减排动能断层,同时易减排行业转型完成后余下的高耗能产业转型不易,共同将低碳政策推入边际效益递减区间。

表 10 绿色技术创新与产业结构升级机制检验结果

Table 10 Test results of the mechanism for green technological innovation and technological upgrading

变量 Variable	(1) lnEE	(2) lnGti	(3) lnEE	(4) lnOui	(5) lnEE
ln*LP*	0.011** (2.14)	0.017* (1.66)	0.009* (1.73)	0.0013*** (2.76)	0.010** (1.98)
lnGti			−0.025*** (−3.33)		
ln*LP*×lnGti			0.004* (1.75)		
W×ln*LP*×lnGti			0.002 (0.29)		
lnOui					0.096 (0.55)
ln*LP*×lnOui					0.130** (2.18)
W×ln*LP*×lnOui					0.165 (0.80)
控制变量 Control variable	6 个	6 个	6 个	6 个	6 个
个体、时间双固定 Two-way fixed effects	是	是	是	是	是
样本量 Sample size	3146	3146	3146	3146	3146
R-squared	0.19	0.34	0.19	0.24	0.13

Gti:绿色技术创新 Green technological innovation;Oui:产业结构升级 Technological upgrading

表 11 面板门槛模型检验结果

Table 11 Test results of panel threshold model

门槛变量 Threshold variable	门槛个数 Number of thresholds	*F* 值 *F*-statistic	*P* P-value	10%临界值水平 10% Critical value	5%临界值水平 5% Critical value	1%临界值水平 1% Critical value
lnGti	单一门槛	112.94	0.0000***	25.9977	30.9936	38.7434
lnOui	单一门槛	57.34	0.0033***	28.8179	37.0437	47.6533

表 12 面板门槛模型参数估计结果

Table 12 Parameter estimates of panel threshold model

门槛变量 Threshold variable	估计值 Threshold estimate	区间 Regime interval	回归系数 Regression coefficient	*P*	95%置信区间 95% Confidence interval
lnGti	8.0662	lnGti≤8.0662	0.0050	0.059*	[−0.0001,0.0102]
		8.0662<lnGti	0.0785	0.000***	[0.0560,0.1010]
lnOui	0.7557	lnOui≤0.7557	0.0350	0.000***	[0.0225,0.0475]
		0.7557<lnOui	0.0050	0.068*	[−0.0004,0.0105]

括号内为稳健标准误;***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

5 结论和政策建议

(1)2012 年—2022 年全国范围内城市生态效率呈波动上升趋势,但生态效率发展极不平衡,空间集聚效

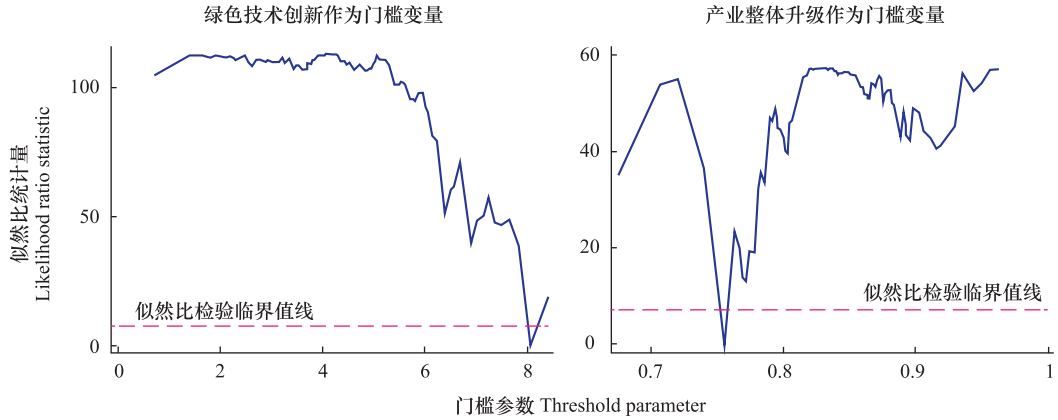

图 4　门槛变量的似然比检验图

Fig.4　Likelihood ratio test plot of threshold variables

应显著,但随着时间推移,空间集聚特征稍显减弱。全国城市生态效率情况存在明显的空间不平衡,呈现显著“东西高-中部凹”的梯度差格局。

(2)低碳政策对本地城市生态效率有显著直接积极影响(直接效应 0.011),对相邻城市却呈消极间接影响(−0.052),存在“本地增益-邻域抑制”特征。低碳政策对生态效率的影响也存在显著的区域差异:东部地区直接积极影响系数达 0.048,远超全国均值 0.011,中西部次之。而抑制邻近城市的间接效应中部地区最为明显。

(3)动态空间杜宾模型证实了生态效率具有显著的时滞性。低碳政策对生态效率的长期效应显著强于短期,呈现渐进增强特征。这可能主要源于技术升级、产业转型和政策执行等效果的累积释放过程[55]。时滞性的区域差异性表现为:东部地区低碳政策的直接影响长期效果更加明显,中部地区短期效果更加显著,需要构建差异化的政策实施动态适配机制。

(4)绿色技术创新和产业结构升级有助于强化低碳政策对生态效率的促进作用,但对相邻城市的调节作用不显著。低碳政策通过绿色技术创新与产业结构升级对生态效率的影响均存在显著的非线性门槛特征,但呈现差异化动态规律。绿色技术创新的政策传导效应随创新水平提升呈现加速增强态势(跨越门槛值后影响系数大幅提升),而产业升级的促进作用则在跨越临界值后出现边际效益递减现象。最后,通过重构空间权重矩阵、设置滞后变量、调整样本量和缩尾等处理,证明了上述主要结论的稳健性。

基于研究结论,为进一步发挥低碳政策对城市高质量发展的效果,提出以下政策启示:第一,持续推进低碳政策在促进城市生态效率方面的积极效果,尤其注重保持政策的连续性和稳定性。第二,基于低碳政策的空间溢出效应特征,建议城市群或省级协同单元作为政策落地的最佳执行载体,构建跨区域协同治理体系。如在长江经济带建立流域生态补偿机制整合水权与碳权交易市场;推进长三角、粤港澳等区域碳交易市场互联互通;在成渝双城经济圈重点区域建设清洁技术转化中枢等。通过消除行政壁垒、打通区域间要素流通渠道等手段,将负向溢出转化为协同增益。第三,低碳政策在地方需要根据区域调整,东部地区重点构建“技术-市场”双轮驱动的长效治理模式,加大清洁技术研发投入并完善碳定价机制,激发绿色创新的累积效应;中部地区则应强化环境规制的短期约束力,通过动态排放标准、高耗能行业负面清单等刚性措施实现快速减排,同时设立产业转型基金推动生产方式绿色化升级,逐步与东部长期治理机制衔接融合,形成区域协同的低碳发展路径。第四,强化绿色技术创新与产业结构升级积极的调节作用,切实提升低碳政策对生态效率的促进作用。对绿色技术创新水平较低地区强化基础研发投入与知识产权保护,待创新存量突破门槛值后转向市场化激励机制;针对产业升级进程,在工业化转型期重点支持绿色技术改造,当第三产业占比超过临界值时建立工业-服务业碳减排协同机制。通过技术创新与产业转型的协同推进,充分发挥低碳政策在提升生态效率中的

关键作用。

当前,低碳政策与城市生态效率的内在关联机制尚处于探索阶段,未来在政策制定过程中如何精准驱动城市高质量发展仍是一个亟待深化的研究命题。本文也存在未来值得改进的地方,本文仅聚焦于低碳政策的整体效应评估并以强度来衡量整体政策力度,对低碳政策的类型并未做过多探讨,未来可基于政策作用机制,将低碳政策细分为市场激励性、行政规制型、技术引导型等,系统考察不同类型政策对城市生态效率的差异化影响机制。同时受限于空间自相关嵌套计算的高复杂度及方法体系成熟度,空间杜宾模型在量化边际效应变化规律的研究中存在局限,未来研究将着力突破空间计量框架下边际效应动态分析的瓶颈,进一步探索在考虑空间效应的情况下量化边际效应变化规律,以弥补当前研究的这一遗憾。随着基础研究深入,数据挖掘的加强,未来可以为制定差异化、精准化的低碳转型政策提供更系统的理论依据和实践指导,进一步优化已有结论,从而更好地推动城市高质量发展与生态文明建设的协同共进。

参考文献(References):

[1] 国务院. 关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见. (2021-10-24). http://www.gov.cn/zhengce/2021-10/24/content_5644613.htm.

[2] 邵帅, 李兴. 市场导向型低碳政策能否推动经济高质量发展 ——来自碳排放权交易试点的证据. 广东社会科学, 2022(2): 33-45.

[3] 新华网. 正式“开张”,全国碳市场这把“金钥匙”将打开什么. (2021-07-16) https://www.xinhuanet.com/politics/2021-07/16/c_1127663782.htm

[4] 住房和城乡建设部, 国家发展改革委. 城乡建设领域碳达峰实施方案(建标〔2022〕53 号)[EB/OL]. (2022-06-30)[2023-04-01]. https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-07/13/content_5700755.htm.

[5] 龚星宇, 姜凌, 余进韬. 不止于减碳: 低碳城市建设与绿色经济增长. 财经科学, 2022(5): 90-104.

[6] 邓世成, 吴玉鸣, 东童童. 低碳城市试点政策对城市绿色创新效率的影响——来自长三角地区的经验证据. 城市发展研究, 2023, 30(3): 40-48, 89.

[7] Zhang Y F, Li S, Luo T Y, Gao J. The effect of emission trading policy on carbon emission reduction: Evidence from an integrated study of pilot regions in China. Journal of Cleaner Production, 2020, 265: 121843.

[8] Hu Y S, Ren Y, Chen X, “Can carbon emission trading scheme achieve energy conservation and emission reduction? Evidence from the industrial sector in China,” Energy Economics, 2020, 85: 104590.

[9] Tang P C, Yang S W, Shen J, Fu S K. Does China's low-carbon pilot programme really take off Evidence from land transfer of energy-intensive industry. Energy Policy, 2018, 114: 482-491.

[10] 陈小龙, 狄乾斌, 梁晨露. 城市群减污降碳与经济高质量发展的耦合及交互响应关系. 环境科学, 2024, 45(11): 6313-6325.

[11] Yang Z B, Lu M W, Shao S, Fan M T, Yang L L. Carbon regulation and economic growth: city-level evidence from China. Environmental Impact Assessment Review, 2023, 99: 107020.

[12] 龚梦琪, 刘海云, 姜旭. 中国低碳试点政策对外商直接投资的影响研究. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(6): 50-57.

[13] 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. 西安交通大学学报: 社会科学版, 2020, 40(2): 104-115.

[14] 王贞洁, 王惠. 低碳城市试点政策与企业高质量发展——基于经济效率与社会效益双维视角的检验. 经济管理, 2022, 44(6): 43-62.

[15] WBCSD. Eco-efficient Leadership for Improved Economic And Environmental Performance. Geneva: WBCSD, 1996.

[16] Dai Z M, Guo L, Jiang Z Y. Study on the industrial eco-efficiency in East China based on the super efficiency DEA model: an example of the 2003—2013 panel data. Applied Economics, 2016, 48(59): 5779-5785.

[17] 陈楠, 庄贵阳. 中国低碳试点城市成效评估. 城市发展研究, 2018, 25(10): 88-95, 156.

[18] Song M L, Zhao X, Shang Y P. The impact of low-carbon city construction on ecological efficiency: Empirical evidence from quasi-natural experiments. Resources, Conservation and Recycling, 2020, 157: 104777.

[19] 孙钰, 梁一灿, 齐艳芬, 崔寅. 京津冀城市群生态效率的时序演进与空间分布特征. 生态经济, 2021, 37(12): 74-82.

[20] 张秋凤, 肖义, 唐晓, 黄寰. 中国五大城市群生态效率的演变及其影响因素. 经济地理, 2022, 42(11): 54-63.

[21] 孙绪芹. 解锁绿色金融在生态效率中的潜力——基于异质性环境规制视角. 现代经济探讨, 2025(3): 73-87.

[22] 黎振强, 游肖月. 数字经济发展、产业结构升级对长江经济带生态效率的影响效应. 长江流域资源与环境, 2024, 33(8): 1624-1636.

[23] 孔令章, 李金叶. 数字经济发展对区域生态效率的影响研究. 统计与决策, 2023, 39(20): 23-28.

[24] 李前锦,张泽雅,白英臣,史利江,王梦娱,药晓可,连熙. 新质生产力视角下黄河中游地区生态效率时空演变及影响因素. 环境工程技术

学报, 2025:1-19.
[25] 魏建飞, 陆远, 李强, 袁悠燃, 董佩佩. 中国农业生态效率时空格局演进及驱动力多维解析. 农业工程学报, 2025, 41 (3): 218-227.
[26] 邵汉华, 王庆祥, 何铿辉. 绿色技术创新对省域减污与降碳协同水平的影响及其驱动机制. 经济地理, 2025, 45(1): 17-24, 35.
[27] 袁航, 夏杰长. 国家低碳政策协同与中国产业低碳转型. 当代经济科学, 2025, 47(2): 82-96.
[28] 董直庆,王辉.环境规制的"本地一邻地"绿色技术进步效应门.中国工业经济,2019,(1):100-118
[29] 崔伟, 刘腾飞, 张灿. 地方政府间环境规制竞争及其影响因素研究. 华东经济管理, 2023, 37(8): 91-101.
[30] 王震,谢赤. 绿色技术创新如何突破同质壁垒和虹吸效应. 科学学研究, 2025, 43 (5): 1014-1026+1051.
[31] 张海峰, 王丽, 刘春雪. 省以下财政压力与环境污染的"虹吸效应": 区域一体化均衡治理视角. 经济评论, 2025(1): 152-164.
[32] 刘晓晗, 朱泯静. 空间溢出效应下的环境规制影响碳排放强度路径分析. 生态经济, 2022, 38(11): 44-49.
[33] 焦国伟, 冯严超. 环境规制与中国城市生态效率提升——基于空间计量模型的分析. 工业技术经济, 2019, 38(5): 143-151.
[34] 李慧, 佟孟华, 张国建. 绿色金融改革创新试验区的碳减排效应——基于空间溢出效应与城市异质性的视角. 统计研究, 2024, 41(9): 44-58.
[35] 李佳佳. "双碳" 目标下网络舆论对碳排放的影响——基于链式多重中介模型的影响路径分析. 城市问题, 2023(3): 38-47.
[36] 杨书, 范博凯, 顾芸. 投资型环境规制对绿色全要素生产率的非线性影响. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(5): 120-131.
[37] 朱高立, 李发志, 张建, 范业婷, 饶芳萍. 长江经济带环境规制对减污降碳协同的影响机制及空间溢出效应研究. 环境科学研究, 2025, 38(6): 1195-1204.
[38] 吴茵茵, 齐杰, 鲜琴, 陈建东. 中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角. 中国工业经济, 2021, (8): 114-132.
[39] 高煜昕,高明.低碳城市与智慧城市双试点政策对全要素能源效率的影响效应研究.经济体制改革,2025,(2):76-84.
[40] 董颖, 石磊. "波特假说" ——生态创新与环境管制的关系研究述评. 生态学报, 2013, 33(3): 809-824.
[41] 熊云飚,代宇杰,熊健超. 低碳城市建设是否促进了城市绿色技术创新的"量增质升"——来自低碳城市试点政策的证据. 生态经济, 2025, 41(4): 106-116.
[42] 齐绍洲, 林屾, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新——基于我国上市公司绿色专利数据的证据. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
[43] 熊广勤, 石大千, 李美娜. 低碳城市试点对企业绿色技术创新的影响. 科研管理, 2020, 41(12): 93-102.
[44] 关海玲, 张静. 环境规制对产业结构升级的空间溢出效应与作用机制研究. 税务与经济, 2024(5): 74-83.
[45] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 林伟芬. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据. 经济研究, 2019, 54(10): 106-120.
[46] 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. 管理世界, 2019, 35(6): 95-108, 195.
[47] 郑冯忆, 丁松. 环境规制能够倒逼产业结构升级吗——基于中国"低碳城市" 建设的实证分析. 东岳论丛, 2025, 46(2): 103-114.
[48] Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3): 498-509.
[49] 潘丹, 应瑞瑶. 中国农业生态效率评价方法与实证——基于非期望产出的 SBM 模型分析. 生态学报, 2013, 33(12): 3837-3845.
[50] Tone K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis. European Journal of Operational Research, 2002, 143(1): 32-41.
[51] 汪文姣. 空间回归模型的理论应用与扩展. 北京: 社会科学文献出版社, 2017: 9.
[52] Wang H R, Cui H R, Zhao Q Z. Effect of green technology innovation on green total factor productivity in China: Evidence from spatial durbin model analysis. Journal of Cleaner Production, 2021, 288: 125624.
[53] Liu H M, Fang C L, Zhang X L, Wang Z Y, Bao C, Li F Z. The effect of natural and anthropogenic factors on haze pollution in Chinese cities: a spatial econometrics approach. Journal of Cleaner Production, 2017, 165: 323-333.
[54] Yu Z X, Liu S, Li S Q. Research on the spatial effect of digital economy development on urban carbon reduction. Journal of Environmental Management, 2024, 357: 120764.
[55] 边志强, 钟顺昌. 碳排放权交易试点对城市土地绿色利用效率的影响. 中国土地科学, 2023, 37(11): 52-62.
[56] Luo X, Lin G D, Wan Q, Jin G. Inspiration or perspiration: Diffusion of China's low-carbon city pilot policies nationwide. Journal of Cleaner Production, 2023, 428: 139291.
[57] 钱鹏岁, 孙姝. 数字普惠金融发展与贫困减缓——基于空间杜宾模型的实证研究. 武汉金融, 2019(6): 39-46.
[58] 杨嵩, 姜磊. 农业高质量发展对乡村振兴影响的时空效应研究. 统计与决策, 2023, 39(17): 116-120.
[59] 田鹏, 汪浩瀚, 李加林, 曹罗丹, 胡求光. 东海海岸带县域城市生态效率评价及影响因素. 地理研究, 2021, 40 (8): 2347-2366.
[60] 侯孟阳, 姚顺波. 中国城市生态效率测定及其时空动态演变. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(3): 13-21.
[61] 蓝以信,张庆,李婵.多维发展导向视角下江苏省县域生态效率差异化评价.生态学报,2021,41(23):9216-9227.

[62] Xu T C, Umair M, Cheng W J, Hakimova Y, Mang G. Evaluating Eco-Efficiency as a metric for sustainable urban Growth: a comparative study of provincial capital cities in China. Ecological Indicators, 2024, 169: 112959.
[63] 刘蒙罢, 张安录, 熊燕飞. 长江经济带城市土地利用生态效率空间差异及其与产业结构升级的交互溢出效应. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(10): 125-139.
[64] 吕晓蓓, 陈婷, 丁洁芳. 欧洲国家绿色低碳政策机制对我国的启示. 城市规划学刊, 2022(S1): 272-278.
[65] Dong X Y, Wang C, Zhang F, Zhang H W, Xia C Q. China's low-carbon policy intensity dataset from national- to prefecture-level over 2007—2022. Scientific Data, 2024, 11: 213.
[66] 王梦,张新林. 长江三角洲地区生态效率空间关联网络演化及其影响因素. 资源与产业, 2025, 27(2): 92-105.
[67] 杨晓雪, 张军以, 邱大鹅, 张凤太. 基于生态系统服务和能值分析的成渝地区双城经济圈耕地利用生态效率时空演变及其影响因素. 生态学报, 2025, (8): 1-18.
[68] 肖卫东, 施国庆, 朱虎啸, 程珂怡. 三区空间视角下江苏省国土空间利用生态效率时空分异及影响因素分析. 长江流域资源与环境, 2024, 33(12): 2591-2604.
[69] 常新锋, 管鑫. 新型城镇化进程中长三角城市群生态效率的时空演变及影响因素. 经济地理, 2020, 40(3): 185-195.
[70] Chen H Y, Yi J Z, Chen A B, Peng D X, Yang J Q. Green technology innovation and CO_2 emission in China: evidence from a spatial-temporal analysis and a nonlinear spatial durbin model. Energy Policy, 2023, 172: 113338.
[71] 国家统计局. 20213 中国工业统计年鉴. 北京:中国统计出版社,2023.
[72] 李云燕, 张硕. 中国区域生态效率的时空特征、分布动态演化与空间差异. 统计与决策, 2024, 40(16): 56-61.
[73] Lesage J P, Pace R K. Spatial economic model//Handbook of applied spatial analysis. Berlin, Heidelberg: Springer, 2010: 377-407.
[74] 宋德勇, 华斯琦, 王志章. 空间视觉下低碳城市试点与绿色创新研究. 西南大学学报: 自然科学版, 2025, 47(3): 97-118.
[75] Elhorst J P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences. Journal of Geographical Systems, 2012, 14(1): 5-28.
[76] 张璇, 张梅青, 唐云锋. 房地产金融风险演化特征及其影响因素——基于动态空间杜宾模型. 北京工商大学学报: 社会科学版, 2023, 38(4): 101-114.
[77] 韦东明, 顾乃华. 城市低碳治理与绿色经济增长——基于低碳城市试点政策的准自然实验. 当代经济科学, 2021, 43(4): 90-103.
[78] 赵晓梦, 陈璐瑶, 刘传江. 非正式环境规制能够诱发绿色创新吗——基于 ENGOs 视角的验证. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(3): 87-95.
[79] 章屹祯, 汪涛, 张晗. 产业集聚对雾霾污染与生态效率的非线性影响及溢出效应. 生态学报, 2022, 42(16): 6656-6669.
[80] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
[81] Che C M. Panel threshold analysis of Taiwan's outbound visitors. Economic Modelling, 2013, 33: 787-793.