

DOI: 10.20103/j.stxb.202402140338

张诗涵, 王伟, 刘彦随, 陈准. 中国城市紧凑度对碳排放效率的空间溢出效应——基于夜间灯光数据研究. 生态学报, 2024, 44(24): 11004-11019.  
Zhang S H, Wang W, Liu Y S, Chen Z. Spatial spillover effects of urban compactness on carbon emission efficiency in China: a study based on nighttime lighting data. Acta Ecologica Sinica, 2024, 44(24): 11004-11019.

# 中国城市紧凑度对碳排放效率的空间溢出效应 ——基于夜间灯光数据研究

张诗涵<sup>1</sup>, 王 伟<sup>1,2,\*</sup>, 刘彦随<sup>2,3</sup>, 陈 准<sup>4</sup>

1 河南大学文化旅游学院, 开封 475001

2 河南大学地理科学与工程学部, 郑州 450046

3 中国科学院区域可持续发展分析与模拟重点实验室, 北京 100101

4 河南大学哲学与公共管理学院, 开封 475001

**摘要:** 在碳中和、碳达峰时代背景下, 提高城市碳排放效率对于推进低碳城市建设与发展具有重要实践意义。城市紧凑度因其形态、结构、功能维度与碳排放效率密切相关, 深入论证城市紧凑度能否提高碳排放效率并探究其空间溢出特征具有重要理论价值。基于中国 277 个地级市面板数据, 利用赫芬达尔指数和超效率 SBM 模型, 分别测算了地级市的城市紧凑度和碳排放效率, 分析了二者空间演变趋势和关联特征, 以及城市紧凑度对碳排放效率的空间溢出效应。结果表明: ①各城市的城市紧凑度呈现多中心结构格局, 总体表现为南高北低的分异特征, 极高值区位于我国主要城市群的核心城市。②根据动态 SDM 模型估计, 城市紧凑度在地理距离相近的地区存在显著正向的空间溢出, 时间惯性和时空季风效应, 总体碳排放效率平稳提升, 城市紧凑度的调节会导致跨地区碳排放效率的上下波动。③效应分解结果表明, 多中心结构显著提高了城市碳排放效率, 但对周边城市产生负空间溢出效应, 降低了周边城市碳排放效率。在空间异质性下, 东部 83 个城市存在着“过度多中心化”, 使得城市紧凑度对当地碳排放效率的影响“由促转抑”。④建议政策制定要注重有序建立多中心的空间结构, 进一步提高能源效益; 推动市场一体化, 消除市场壁垒以促进要素自由流动; 加强交通基础设施建设, 降低城际交通成本, 促进多中心空间结构对能源效率发挥更积极的作用。

**关键词:** 城市空间结构; 城市紧凑度; 碳排放; 空间溢出效应; 夜间灯光数据

## Spatial spillover effects of urban compactness on carbon emission efficiency in China: a study based on nighttime lighting data

ZHANG Shihan<sup>1</sup>, WANG Wei<sup>1,2,\*</sup>, LIU Yansui<sup>2,3</sup>, CHEN Zhun<sup>4</sup>

1 College of Culture and Tourism, Henan University, Kaifeng 475001, China

2 Faculty of Geographical Science and Engineering, Henan University, Zhengzhou 450046, China

3 Key Laboratory of Regional Sustainable Development Modeling, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China

4 Faculty of Philosophy and Public Administration, Henan University, Kaifeng 475001, China

**Abstract:** In the context of the era of carbon neutralisation and carbon peaking, improving urban carbon emission efficiency significantly contributes to the realization and development of low-carbon city construction. Urban compactness is closely related to carbon emission efficiency due to its ‘form, structure and function’, and it is important to demonstrate whether urban compactness can improve carbon emission efficiency and explore its spatial spillover characteristics. Based on the

**基金项目:** 国家自然科学基金重大项目(42293270); 国家自然科学基金重点项目(41931293); 国家自然科学基金项目(42201226); 河南省高校科技创新人才支持计划资助(24HASTYT049)

收稿日期: 2024-02-14; 网络出版日期: 2024-11-24

\* 通讯作者 Corresponding author. E-mail: weiw@henu.edu.cn

# 限于数据的可获取性, 本研究尚未统计到中国港澳台和西藏自治区数据。

panel data of 279 prefecture-level cities in China, the Herfindahl index and the super-efficiency SBM model are used to measure the urban compactness and carbon emission efficiency of the prefecture-level cities to explore the spatial evolution trend and correlation characteristics of the two, and apply the dynamic spatial Durbin model to analyse the spatial spillover effect of urban compactness on carbon emission efficiency. The results show that: ① The urban compactness in each city tends to change in the polycentric structure, with a spatial pattern that is typically “high in the south and low in the north”. The areas with extremely high values are predominantly found in the core cities of major urban agglomerations in China. Carbon emission efficiency level generally exhibits a steady upward trend, with the northern segment of the high-value urban agglomeration area progressively moving southward. ② According to the estimation results of the dynamic SDM model under the spatio-temporal fixed effect, there are significant positive spatial spillover, temporal inertia and spatio-temporal monsoon effects of urban compactness in geographically close areas. This is demonstrated by the fact that the regulation of urban compactness leads to upward and downward fluctuations in the efficiency of carbon emissions across regions. ③ The decomposition of impact effects indicates that while a polycentric structure significantly enhances a city’s carbon emission efficiency, it can negatively affect neighboring cities through spatial spillover, diminishing their carbon emission efficiency. The phenomenon of ‘excessive polycentricity’ in 83 cities in the East under spatial heterogeneity makes the impact of urban compactness on local carbon emission efficiency ‘from facilitating to suppressing’. ④ In terms of policy formulation, it is recommended that a multi-centre spatial structure be established in a gradual and orderly manner to further improve energy efficiency; that market integration be further promoted, market barriers be eliminated and the free flow of factors be facilitated; and that transport infrastructure be strengthened and intercity transport costs be reduced to promote a more positive role of the multi-centre spatial structure in terms of energy efficiency.

**Key Words:** urban spatial structure; urban compactness; carbon emissions; spatial spillover effects; night-time lighting data

城镇化是现代化发展的必然趋势,快速城市化进程中土地非农化和污染物排放成为制约新型城镇化和城乡融合发展的突出问题<sup>[1]</sup>。二氧化碳(CO<sub>2</sub>)是六大温室气体之一,被认为是全球变暖的主要原因。而城市作为人类活动的主要场所大约消耗了全球 66%的能源,产生了 70%的二氧化碳,使其成为减少碳排放、缓解气候问题和实现可持续发展的关键区域<sup>[2]</sup>。改革开放 40 年来,中国快速城镇化带来了大量能源消耗和二氧化碳排放。历史数据显示,2007 年中国已经成为世界上最大的碳排放国。作为一个负责的国家,中国不仅在哥本哈根会议上承诺减少碳排放,还宣布到 2030 年实现“碳达峰”,到 2060 年实现“碳中和”<sup>[3-5]</sup>。因此,在推进中国式新型城镇化背景下,如何平衡能源、环境与经济增长关系是一个亟待解决的关键问题<sup>[6]</sup>。为此,2021 年 10 月中国政府发布了《关于推动城乡建设绿色发展的意见》,并指出“应合理确定城市人口、用水、用地规模,合理确定开发建设密度和强度,推动多中心、组团式发展。”近年来,我国许多城市为达成低碳转型、绿色增长的战略目标,开始尝试“多中心”式发展模式,如北京的“通州副中心建设”、上海的“9 个主城副中心+5 个新城中心+2 个核心镇中心”,还有一些省会城市和其他地级市也投入到“多轴、多层、多核”的多中心建设体系当中去。

单中心与多中心城市形态是描绘城市紧凑度的重要指标<sup>[7]</sup>。因此本文研究的重点是探讨如何通过调整城市紧凑度来实现城市绿色经济增长的需要。目前关于城市紧凑度与碳排放效率的研究较少,大部分学者关注于城市紧凑度与碳排放强度、人均碳排放的关系。一部分观点认为,多中心城市可以通过调节人口密度,从而缓解大量人口集聚所产生的拥挤效应,提高二氧化碳排放效率<sup>[8]</sup>,降低平均 CO<sub>2</sub> 浓度<sup>[9]</sup>。如 Dissanayake 等以曼谷为研究区,研究结果显示多中心的城市空间结构可以降低机动车的平均行驶距离,从而使得二氧化碳等有害气体排放数据降低<sup>[10]</sup>;Sun 等以中国 273 个地级市为样本,运用帕累托指数对城市紧凑度进行量化,研究结果显示多中心结构降低了城市区域平均二氧化碳浓度<sup>[5]</sup>。还有部分学者持相反观点,认为多中心性将增加机动交通的需求<sup>[11]</sup>和由于分散而产生的二氧化碳排放。Wang 等从人口和经济角度计算了中国 6 个城市群紧凑度,研究结果表明,部分城市群的多中心结构并未在一定程度上达到碳减排效果,反而促进了碳排

放<sup>[8]</sup>。因此城市紧凑度对二氧化碳排放效率的影响仍然存在争议。

面对减少碳排放和确保经济可持续发展的双重挑战,仅关注城市紧凑度与其碳排放强度是远远不够的,还应该关注与碳排放效率的关系<sup>[12]</sup>。因此,本文利用夜间灯光数据和二氧化碳排放效率数据,以中国 277 个地级市为样本数据,研究了城市紧凑度与其碳排放效率之间的关系,以期回答城市紧凑度能否,以及如何影响碳排放效率的科学问题。

### 1 理论构建

城市紧凑度是影响土地利用形态和城市空间结构变换的重要因素,是推动“人口-土地-产业”三要素重组的重要推手。总结现有的研究成果,城市紧凑度对碳排放效率的影响分为直接效应和间接效应两部分,如

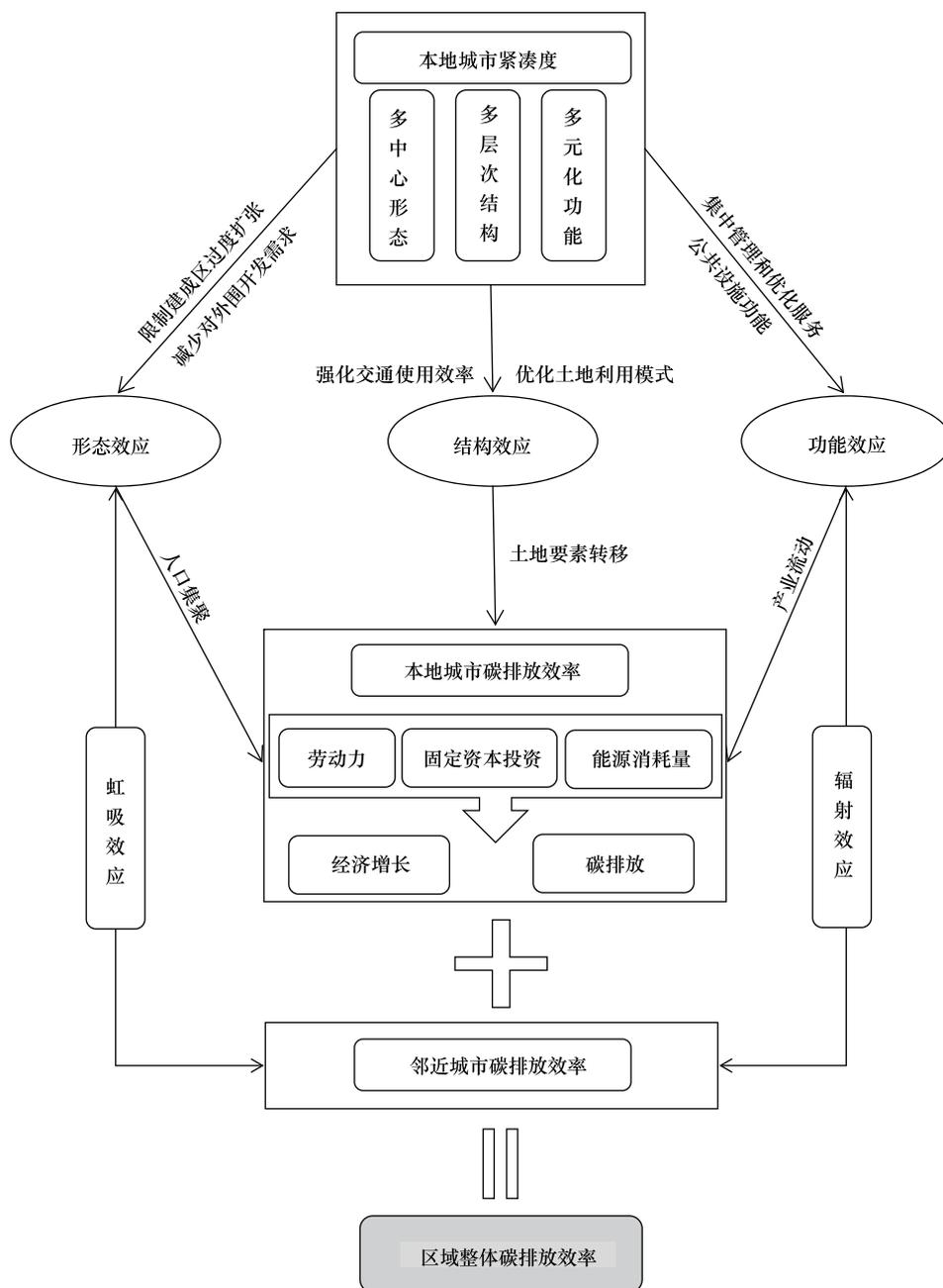


图 1 理论结构图

Fig.1 Diagram of the theoretical structure

图 1 所示。在直接效应方面,城市紧凑度从形态、结构、功能三个维度影响本地的碳排放效率。在形态维度上,多中心城市结构能够在一定程度上限制建成区过度扩张,避免了大规模的城市蔓延,减少对外围地区的开发需求,减少对周边生态环境的破坏,从而提高碳排放效率<sup>[13]</sup>。在结构维度上,多中心城市结构促进了土地的多功能利用,如将住宅、商业和娱乐功能整合在多个中心点。这种高效的土地利用模式也有助于强化公共交通系统的使用效率,提高了资源的使用效率,减少了碳排放,从而提高碳排放效率<sup>[14]</sup>。在功能维度上,通过在各个中心点设置公共设施,如医疗中心、教育机构和文化设施,可以减少居民到中心城区的出行需求。集中管理和优化服务也能提高资源的使用效率,进一步提高碳排放效率<sup>[15]</sup>。

在间接效应方面,在区域一体化背景下城市间空间传导机制的作用以及城市空间集聚与扩散会引起人口、产业及技术要素在城际间流动,促进区域内资源要素整合导致碳排放在区域内发生空间转移,必然形成溢出效应而影响周边城市碳排放效率<sup>[16-17]</sup>。具体而言,人口、产业、技术重组过程中会产生辐射效应,导致新兴地区能源需求增加。若扩散的区域基础设施发展不完善,可能会依赖于更高碳排放的能源供应。此外,受“虹吸效应”影响,当核心城市采用多中心发展模式时,会从周边城市吸引大量的优质资源,并将高耗能产业进行转移,导致周边城市在资源分配中居于劣势。加之周边城市由于产业迁移和基础设施建设的滞后,往往会导致碳排放效率的下降<sup>[18]</sup>。

总结既有的研究发现不仅提供了充足的理论基础,也为本文创新之处的选取提供借鉴:(1)从研究对象看,学术界多聚焦于城市空间结构和碳排放强度的关系<sup>[19-20]</sup>,缺乏城市紧凑度对碳排放效率影响的讨论。城市碳减排不能以牺牲经济发展为代价,本文对两者之间的关系进行实证研究。(2)从研究内容看,以往的研究大多采用人口、产业集聚化指数来量化城市紧凑度,本文在前人的研究基础上从形态学的角度利用夜间灯光数据更加直观、准确的测度城市紧凑度。(3)从尺度选取看,大多研究以省域、城市群为研究单位,大部分学者还未关注到地级市尺度的碳排放效率,研究精度存在不足。因此,本文以全国地级市为样本量,研究精度更细,研究样本数量更大。具体而言,首先通过夜间灯光数据利用赫芬达尔指数计算了每个地级市的城市紧凑度,然后利用人口、GDP 和能源消耗数据计算每个城市的碳排放效率。通过比较二者之间的关系,判断城市紧凑度的高低影响碳排放效率的变化。在此基础上讨论这种影响是否具有空间溢出效应。总结了本文的主要研究成果、研究方法的局限性以及未来的研究方向。

## 2 研究设计

### 2.1 城市紧凑度测度

为了进一步探讨城市紧凑度对碳排放效率的空间传导作用,有必要对城市紧凑度进行定量测量。根据已有研究<sup>[21-23]</sup>,城市空间结构的讨论大多是从形态学、功能学两方面展开。而赫芬达尔指数(HHI)是一种测量产业集中度的综合指数。因此,本文从形态学视角出发,利用 2000—2020 年 DMSP-OLS 和 NPP-VIIRS 夜光遥感数据矫正结果数据,采用一个地级市中各县级市夜间灯光数所占地级市总夜间灯光亮度的占比的平方和,来计量地级市的城市紧凑度( $P$ )。

$$P = 1 - \text{HHI}_j = \sum_{j=1}^n (l_j/l)^2 = \sum_{j=1}^n T_{jt}^2 \quad (1)$$

式中, $l_j$ 、 $n$  分别表示地级市次级县级市单元  $j$  第  $t$  年的灯光亮度均值和单元数量, $l$  为城市次级单元灯光亮度加总值。 $P$  代表城市紧凑度,取值范围是(0,1],值越趋于 1 表示城市越趋于多中心发展,反之则呈单中心结构发展。

### 2.2 碳排放效率测算

采用基于非期望产出的 SBM 模型对中国 277 个城市的碳排放效率进行测度。该模型最早由 Tone<sup>[24]</sup> 提出,它是一种估算碳排放效率的有效方法,它假设有  $n$  个 DMU,每个 DMU 包含三个因素:投入、期望产出和非期望产出。该模型与传统的 DEA 模型相比,它不但克服了投入产出的松弛变量问题,还可以对多个决策单元

(DMU)效率值为 1 进行进一步测算,以实现不同有效决策单元效率之间的横向比较。参考王凯等<sup>[25]</sup>的研究,将劳动力、固定资本投资、能源消耗量作为投入;GDP 增长作为期望产出;而碳排放则作为非期望产出。其中劳动力、固定资本投资、能源消耗量等具体指标测度方法参照郭沛等<sup>[26]</sup>的做法。

$$\rho^* = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \bar{x}_{ik}}{\frac{1}{s_1 + s_2} \left( \sum_{r=1}^{s_1} \frac{\bar{y}^d}{y_{rk}^d} + \sum_{s=1}^{s_2} \frac{\bar{y}^b}{y_{sk}^b} \right)}, s. t. \begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, \neq k}^n \lambda_j x_{ij}, & i = 1, 2, \dots, m \\ \bar{y}^d \leq \sum_{j=1, \neq k}^n \lambda_j y_{rj}^d, & r = 1, 2, \dots, s_1 \\ \bar{y}^b \geq \sum_{j=1, \neq k}^n \lambda_j y_{sj}^b, & s = 1, 2, \dots, s_2 \\ \bar{x} \geq x_k, \bar{y}^d \leq y_k^d, \bar{y}^b \geq y_k^b, \lambda_j \geq 0, & j = 1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (2)$$

式中,  $\rho^*$  代表效率,可以大于 1;  $m$  表示投入指标的个数,  $x, y^d, y^b$  分别表示投入、期望产出和非期望产出;  $\bar{x}$  和  $\bar{y}^b$  分别表示投入和非期望产出的冗余量,  $\bar{y}^d$  代表期望产出的不足;  $s_1, s_2$  分别表示期望产出和非期望产出的个数。

## 2.3 空间计量模型构建

### 2.3.1 全局空间自相关

Moran's  $I$  检验是通过构建空间权重矩阵测度变量的空间集聚程度,取值范围一般在  $[-1, 1]$  之间<sup>[27]</sup>。当数值为正数时,表示区域内存在空间依赖性;当数值为负值时,表示区域内存在空间排斥性。为了检验中国城市空间结构和碳排放效率是否存在依赖关系,采用 Moran 指数对其空间自相关进行检验。函数如下所示:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (3)$$

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} \quad (4)$$

式中,  $n$  表示城市数量,  $x_i$  表示所研究现象的特征值,  $i$  表示样本中的第  $i$  个城市,  $j$  表示样本中的第  $j$  个城市,  $\bar{x}$  是样本中包含的城市的平均多中心性或平均碳强度,  $w_{ij}$  是空间权重矩阵,  $S^2$  是空间权重的聚合。本研究应用二进制皇后邻接空间权重矩阵,如果两个城市相邻,其元素为 1, 否则为 0。

### 2.3.2 空间杜宾模型

根据地理学第一定律,地区间发展总是存在某种程度的空间关联<sup>[28]</sup>。根据 Getis 的说法,当区域之间存在空间依赖性时,有必要考虑空间计量经济学模型,以避免经验结果的偏差<sup>[29]</sup>。普通最小二乘法(OLS)和广义矩量法(GMM)等传统方法无法通过控制固定效应来完全克服属性间空间依赖带来的问题。因此,本研究试图运用空间计量经济学的方法来探讨城市多中心水平对碳排放效率的影响。近年来,许多研究在 Cliff 和 Ord 建立的基本的空间计量经济模型上进行深入研究,促进了空间计量经济学在实证研究中的广泛应用<sup>[30]</sup>。

常用情况下,空间计量经济学规范有三种包括空间误差模型(SEM)、空间自回归模型(SAR)和空间杜宾模型(SDM)。研究对所有数据进行了对数变换,以减少数据异方差,同时不改变数据的原始属性。这种方法还能消除由于使用不同计量单位而引起的不便之处。接着,根据数据检验的结果选择了更合适的模型进行研究。建立的模型方程如下所示:

$$\text{SAR: } \ln(\text{CEE}_{it}) = \beta_1 + \rho_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(\text{CEE}_{it}) + \beta_2 \ln(P_{it}) + \beta \sum \ln(X_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{SEM: } \ln(\text{CEE}_{it}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(P_{it}) + \beta \sum (X_{it}) + \varepsilon_{it} + \varphi_{it}, \varphi_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \varphi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\text{SDM: } \ln(\text{CEE}_{it}) = \beta_1 + \rho_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(\text{CEE}_{it}) + \beta_2 \ln(P_{it}) + \rho_2 \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(P_{it}) + \beta \sum \ln(X_{it}) + \theta \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(X_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中, $i$ 为每一个样本城市, $t$ 为年份。其中, $CEE_{it}$ 为二氧化碳排放效率因变量, $P_{it}$ 为城市多中心水平。 $\beta_2$ 为待估计系数。 $X_{it}$ 表示控制变量。 $\beta$ 是常数项。其中, $\rho_1, \rho_2$ 分别表示因变量和自变量的空间滞后系数, $\theta$ 分别表示控制变量的空间滞后系数。 $\varepsilon_{it}$ 表示时间固定效应。 $w_{ij}$ 是空间权重矩阵的一个元素,用于描述每个城市群中所包含的城市与城市之间的空间接近性,仍然采用二进制皇后邻接空间权重矩阵。

## 2.4 变量选取与数据来源

### 2.4.1 模型变量选取

(1)被解释变量:碳排放效率。基于非期望产出的 Super-SBM 模型对中国 277 个城市的碳排放效率进行测度。同时,采用非径向方向函数(NDDF)的 DEA 模型进行重新计算,作为稳定性检验的替换被解释变量。(2)解释变量:城市紧凑度。利用 2000—2020 年的 DMSP-OLS 和 NPP-VIIRS 夜光遥感数据校正结果,兼顾时序长度的同时,具有较高的时序一致性与数据质量(像元尺度验证精度: $R^2 = 0.87$ )采用一个地级市中各县级市夜间灯光数所占地级市总夜间灯光亮度的占比的平方和测度。(3)控制变量。①政府干预水平。以地方政府预算支出占国内生产总值的比重来衡量。在城市发展过程中,政府干预在执行环保政策、规范污染排放、调节碳市场等方面都发挥了重要的作用<sup>[31]</sup>。②对外开放程度。本文用城市进出口贸易总额占国内生产总值的比重来衡量。一方面,国际贸易可以通过产品竞争的引入推动城市生产结构发生改变,倒逼第一产业内部结构优化升级,从而提高碳排放效率。而另一方面,进出口贸易所带来的城市生产规模的扩大将促进更多要素投入,进而引发资源消耗与环境污染<sup>[32]</sup>。③交通基础设施。以每人平均占有公共营运汽电车数量来衡量基础设施水平。虽然交通基础设施的规模效应有利于减少碳排放,但交通基础设施的经济增长效应又会增加碳排放。并且城市空间结构也会影响交通基础设施与碳排放效率之间的关系<sup>[33]</sup>。④外商直接投资。用外商每年在各个地级市绿地投资额来计算。研究表明外商直接投资通过经济规模扩大导致污染物排放量增多,而外商直接投资的结构效应也会导致生产更多资本密集程度高的污染产品;但另一方面,优质先进的生产技术和清洁技术也是影响当地碳排放效率的重要因素<sup>[34]</sup>。⑤人口分布密度。过高的人口密度会导致单位用地的能源消耗碳排放增加,但也抵消了低密度所带来的交通和基础设施建设消耗<sup>[35]</sup>。⑥金融发展程度。金融体系的发展可以改善资本的配置效率,使得更多资金流向绿色和低碳技术投资项目,从而提高碳排放效率,但如果金融发展依赖于高碳排放行业,可能会导致碳排放效率的下降<sup>[36]</sup>。具体数值参见表 1。

表 1 模型变量定义

Table 1 Definition of model variables

| 变量类型<br>Variable type     | 变量名称<br>Variable name | 变量符号<br>Variable symbol | 变量测度<br>Variable measures                      |
|---------------------------|-----------------------|-------------------------|--|
| 被解释变量 Explained variable  | 碳排放效率                 | CEE                     | 投入指标为资本存量、劳动力、能源消耗量;期望产出为 GDP,非期望产出为碳排放        |
| 解释变量 Explanatory variable | 城市紧凑度                 | $P$                     | 利用 DMSP-OLS 和 NPP-VIIRS 夜间灯光数据校正结果,计算其赫芬达尔指数替代 |
| 控制变量 Control variable     | 政府干预水平                | $GI$                    | 地方政府预算支出占国内生产总值的比重                             |
|                           | 对外开放程度                | $OP$                    | 地级市进出口贸易总额占国内生产总值的比重                           |
|                           | 交通基础设施                | $TI$                    | 地级市每人平均占有公共营运汽电车数量                             |
|                           | 外商直接投资                | FDI                     | 外商每年在地级市绿地投资额流量                                |
|                           | 人口分布密度                | $PD$                    | 地级市每人平均占有土地平方公里数量                              |
|                           | 金融发展程度                | $FD$                    | 以地级市年末存贷款与国内生产总值比值来衡量                          |

CEE:碳排放效率 Carbon emission efficiency;  $P$ :城市紧凑度 Polycentricity;  $GI$ :政府干预水平 Government intervention;  $OP$ :对外开放程度 Openness;  $TI$ :交通基础设施 Transport infrastructure; FDI:外商直接投资 Foreign direct investment;  $PD$ :人口分布密度 Population density;  $FD$ :金融发展程度 Financial development

### 2.4.2 数据来源

研究区域包括中国大陆,不包括香港、澳门和台湾,西藏由于数据缺失而排除在外。使用了三种主要类型的数据集:(1)2000—2020 年来自校正后的夜间灯光遥感数据。该数据来自 Chen 等<sup>[37]</sup>生产的 2000—2020

全球 500 m 分辨率的“类 NPP-VIIRS”夜间灯光数据集(NPP-VIIRS-like NTL Data)。(2)2000—2020 年《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》。由于数据的收集方式,数据每年准备一次,而且与季度或每月相比,年频率更好地反映了城市空间结构和碳排放效率之间的关系。此外,为了消除数据异方差并增强数据的稳定性,在实证分析过程中对所有变量进行取自然对数的处理。处理后各变量的描述性统计结果详见表 2。(3)中国省、市行政地图。本文的地图是基于自然资源部地图技术审查中心标准地图服务网站的标准地图(审图号:GS(2024)0650 号)绘制,底图边界无修改。

表 2 变量的描述性统计结果

Table 2 Descriptive statistics of variables

| 变量<br>Variable | 样本量<br>Sample size | 均值<br>Mean | 标准差<br>Standard deviation | 最小值<br>Min | 最大值<br>Max |
|----------------|--------------------|------------|---------------------------|------------|------------|
| lnCEE          | 1385               | -1.099333  | 0.374156                  | -5.76481   | 0.263371   |
| lnP            | 1385               | -1.510262  | 0.736899                  | -2.525379  | -0.085515  |
| lnGI           | 1385               | -1.940761  | 0.528574                  | -4.339045  | 0.660821   |
| lnOP           | 1385               | -4.623082  | 1.436642                  | -10.936310 | -0.978726  |
| lnTI           | 1385               | 3.459037   | 0.893717                  | 0.693147   | 9.154405   |
| lnFDI          | 1385               | -1.685394  | 1.148079                  | -9.075180  | 0.345707   |
| lnPD           | 1385               | 1.725522   | 0.194928                  | -0.381119  | 2.059193   |
| lnFD           | 1385               | 0.732445   | 0.429501                  | -1.349868  | 2.373887   |

### 3 结果分析

利用赫芬达尔指数和非期望产出的 Super-SBM 模型分析了从 2000 年至 2020 年全国 277 个地级及以上城市的城市紧凑度和碳排放效率。其中选取了 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年和 2020 年这五个时间节点的数据结果。通过使用 ArcGIS 10.8 软件,制作了两者在时空上的分布图,以展示它们发展水平的变化和时空演进规律,以便于更直观地了解不同城市之间在城市紧凑度和碳排放效率方面的差异,并观察它们在不同时期的发展趋势。

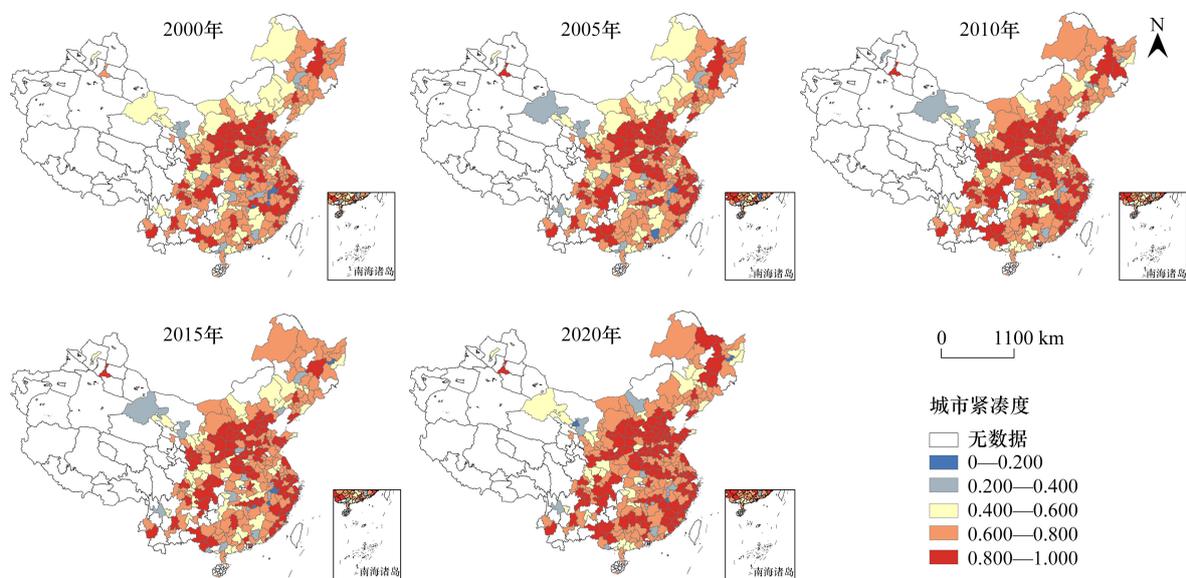


图 2 城市紧凑度水平时空演化特征

Fig. 2 Characteristics of spatial and temporal evolution of urban compactness levels

### 3.1 城市紧凑度空间演变趋势

从图 2 可以看出,城市紧凑度总体水平不高,到 2020 年平均水平距发展最优值仍有 27% 的提升空间。从时序变化上,2000—2020 年城市紧凑度总体增幅缓慢,发展水平均值由 0.682 上升至 0.726。其中九江市增幅最大,达到 32.6%,鸡西市下降最大,为 16.2%。从空间演进状况来看,2000 年,城市紧凑度相对高值区呈“块斑状”分布于川渝、中原和长三角地区,其中极高值区以上海、天津、成都、武汉等直辖市和省会城市为代表,而低值区连片分布于南部和东北部地区所在城市。到 2020 年,城市紧凑度相对高值区组团分布于黄河经济带中游省区和长江经济带上游和下游,极高值区主要位于京津冀城市群、长三角城市群、中原城市群等我国主要城市群的核心城市,而东北地区、中南地区部分城市则成为城市紧凑度的“塌陷区”。

### 3.2 碳排放效率空间演变趋势

采用调整后的超效率 SBM 模型,利用软件 MATLAB 软件测算 2000—2020 年 277 座城市的碳排放效率。从图 3 可以看出,碳排放效率整体水平差异和变化幅度较大。从时序变化上,2000—2020 年碳排放效率水平总体呈平稳提升,均值由 0.275 上升至 0.406。其中深圳市增幅最大,达到 88.3%,铁岭市下降最大,为 32.5%。从空间演进状况来看,2000—2010 年碳排放效率较高的城市主要位于东北地区、黄河流域及东南部地区,到 2020 年碳排放效率高地向南迁移到长江流域和西南部地区。

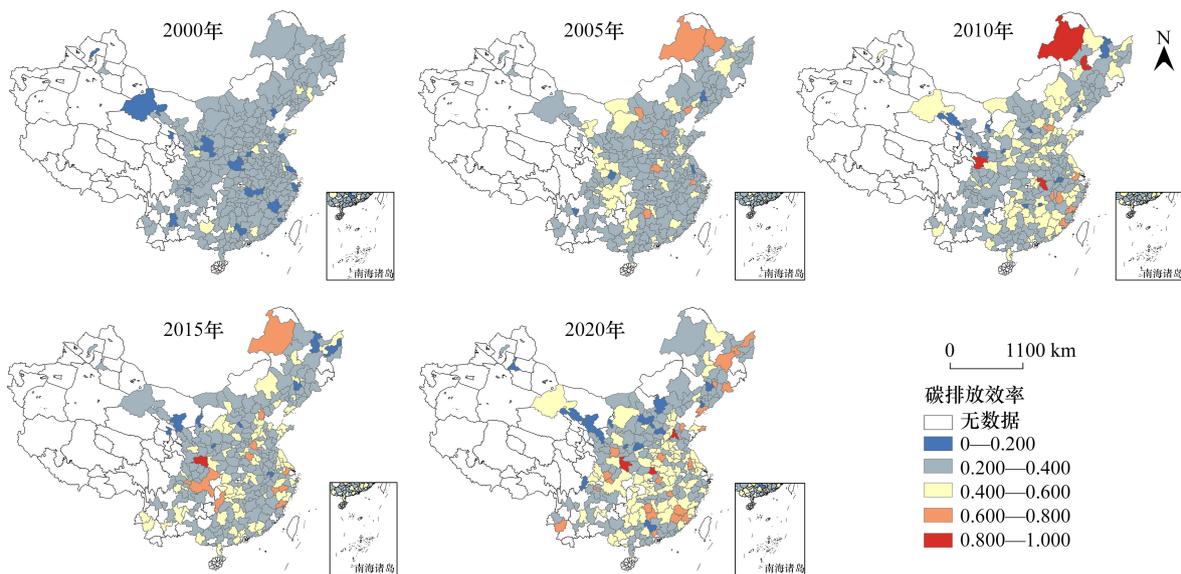


图 3 碳排放效率时空演化特征

Fig.3 Characteristics of the spatial and temporal evolution of carbon emission efficiency

### 3.3 城市紧凑度对碳排放效率的影响及空间溢出效应

#### 3.3.1 空间计量前验

(1) 全局空间自相关检验。在构建空间计量模型之前,为了检验空间自相关,首先检验了全局 Moran's  $I$  的城市紧凑度和碳排放效率之间的空间依赖性,如表 3 所示。

为检验城市紧凑度和碳排放效率二者间的空间相关性,首先采用单变量全局 Moran's  $I$  指数分别验证二者空间集聚特征。如果 Moran's  $I$  在 1% 水平上均显著,表明存在空间正相关,变量具有空间集聚特征,而不是在地理空间上随机分布。从表 3 可以看出,研究期内,城市空间结构的 Moran's  $I$  值均为正,且基本稳定保持在 0.3 左右;碳排放效率的 Moran's  $I$  值也均为正,且基本稳定保持在 0.48 左右,两者呈波动上升态势,且均通过 1% 显著性检验。总体上看城市紧凑度和碳排放效率呈现出较为显著的空间集聚特征。也就是说,在研究城市紧凑度对碳排放效率的影响时,空间因素是不可忽视的重要因素,为本文通过构建空间经济模型进行分

析提供更加合理的数据支持。

(2) 局部空间自相关检验。考虑到相邻城市紧凑度与碳排放效率的空间相互作用,以城市紧凑度为第一变量,碳排放效率为第二变量,计算了2000—2020年277个城市的 Moran's *I* 双变量。从图4可以看出,“高紧凑度—高效率”类型城市数量呈现先上升后下降的趋势,从2000年的6个增加到2010年的13个,到2020年的8个。与此相反,“高紧凑度-低效率”类型城市数量呈现先下降后上升的趋势,从2000年的9个减少到2010年的4个,到2020年的19个。此外,本研究还发现因此“低紧凑度-低效率”类型城市数量呈现出明显的增加趋势,从2000年的2个增加至2020年的14个。因此,应用空间计量经济学来分析碳排放效率的决定因素是十分必要的。

表3 全局空间自相关检验结果

Table 3 Global spatial autocorrelation test results

| 年份<br>Year | 碳排放效率<br>Carbon emission<br>efficiency | 城市紧凑度<br>Level of polycentre<br>development | 年份<br>Year | 碳排放效率<br>Carbon emission<br>efficiency | 城市紧凑度<br>Level of polycentre<br>development |
|------------|--|---|------------|--|---|
| 2000       | 0.2893 ***                             | 0.3793 **                                   | 2011       | 0.3155 ***                             | 0.4630 ***                                  |
| 2001       | 0.2045 ***                             | 0.3993 ***                                  | 2012       | 0.2988 ***                             | 0.4793 ***                                  |
| 2002       | 0.2195 **                              | 0.4232 ***                                  | 2013       | 0.2553 ***                             | 0.4770 ***                                  |
| 2003       | 0.2372 **                              | 0.4140 **                                   | 2014       | 0.2665 ***                             | 0.4805 ***                                  |
| 2004       | 0.2403 ***                             | 0.4638 ***                                  | 2015       | 0.2728 ***                             | 0.4830 ***                                  |
| 2005       | 0.2355 ***                             | 0.4672 **                                   | 2016       | 0.2992 ***                             | 0.4698 ***                                  |
| 2006       | 0.2893 ***                             | 0.4586 ***                                  | 2017       | 0.3018 ***                             | 0.4793 ***                                  |
| 2007       | 0.2126 **                              | 0.4612 ***                                  | 2018       | 0.3115 ***                             | 0.4824 ***                                  |
| 2008       | 0.3085 ***                             | 0.4720 ***                                  | 2019       | 0.3495 ***                             | 0.4815 ***                                  |
| 2009       | 0.2858 ***                             | 0.4345 ***                                  | 2020       | 0.3736 ***                             | 0.4866 ***                                  |
| 2010       | 0.2593 ***                             | 0.4323 ***                                  |            |  |   |

所有标准误均为异方差稳健标准误; \*  $P < 0.1$ ; \*\*  $P < 0.05$ ; \*\*\*  $P < 0.01$

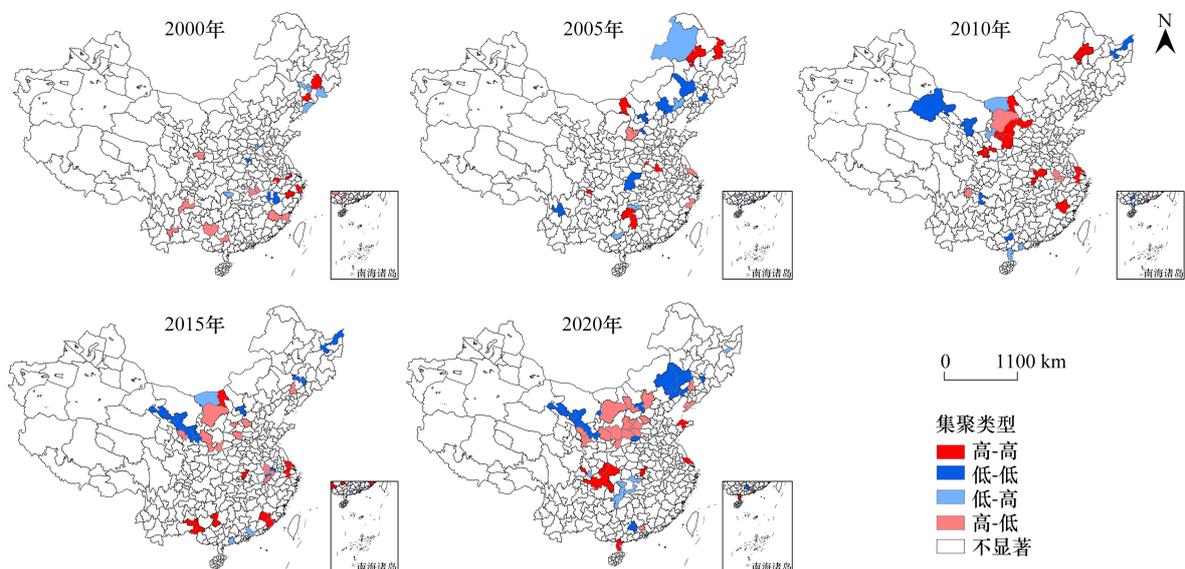


图4 城市紧凑度和碳排放效率的 LISA 集聚图

Fig.4 LISA cluster plot of urban compactness and carbon efficiency

LISA:空间聚类分析 Local indicators of spatial association

(3) 模型检验与选择。在进行空间分析之前,为了确保模型的最优选择,还需进一步明确空间计量模型

的形式与效应。因此,本文参考 Vega 和 Elhorst<sup>[28]</sup> 的检验思路,对空间计量模型分别进行 LM 检验、LR 检验和 Hausman 检验,检验结果如表 4 所示。首先,检验结果显示 LM error、robust LM error 和 LM lag 统计值分别为 45.178、19.302 和 26.458,均通过了 0.1% 的显著性水平检验,说明碳排放效率的空间依赖性的存在性,表明可以进一步向空间关系前进。

为了进一步确定哪种类型的空间经济模型可以提供最优拟合,考虑了 SDM,进行了 Wald 和 LR 测试,以验证 SDM 是否可以简化为 SAR 或 SEM。检验结果表明在 1% 水平上拒绝原假设。也就是说,SDM 优于 SAR 和 SEM。通过 Hausman 检验来验证随机效应模型是否合适。同时,根据检验结果,拒绝了随机效应模型。以上检验结果表明,具有固定效应的 SDM 对数据最具拟合性。最后,利用 LR 检验对 SDM 模型的固定效应类型进行确定,检验结果拒绝空间固定效应的联合不显著性和时间固定效应的联合不显著性的零假设。也就是说,双向固定效应优于个体固定效应与时间固定效应。综上所述,具有空间和时间周期固定效应的 SDM 对数据最具拟合性,因此本文采用含双向固定效应的空间杜宾模型进行空间效应研究。选择地理空间邻近 0—1 矩阵作为空间矩阵,并对模型进行稳健性检验。

表 4 空间计量模型检验结果

Table 4 Results of spatial econometric modelling

| 检验指标<br>Testing indicators | 检验方法<br>Testing methods         | 模型检验<br>Model testing | 统计量值<br>Statistical value | <i>P</i> |
|----------------------------|---------------------------------|-----------------------|---------------------------|----------|
| LM 检验 LM test              | LM test no spatial error        | 模型形式检验                | 45.178                    | 0.000    |
|                            | robust LM test no spatial error |                       | 19.302                    | 0.000    |
|                            | LM test no spatial lag          |                       | 26.458                    | 0.000    |
|                            | robust LM test no spatial lag   |                       | 0.582                     | 0.445    |
| 沃尔德检验 Wald test            | Wald test spatial lag           |                       | 27.240                    | 0.001    |
|                            | Wald test spatial error         |                       | 16.350                    | 0.038    |
| LR 检验 LR test              | LR test spatial lag             |                       | 28.800                    | 0.000    |
|                            | LR test spatial error           |                       | 28.230                    | 0.000    |
| 豪斯曼检验 Hausman test         | Hausman test                    | 模型效应检验                | 36.330                    | 0.002    |
| LR 检验 LR test              | LR test spatial fixed-effects   |                       | 47.840                    | 0.000    |
|                            | LR test time fixed-effects      |                       | 741.280                   | 0.000    |

LM:拉格朗日乘数 Lagrange; LR:似然比检验 Likelihood ratio

### 3.3.2 回归结果分析

根据空间计量前验结果,对静态和动态 SDM 模型的时空固定效应分别做模型估计,并进行对比,数据结果如表 5 所示。在两种模型中,城市紧凑度对碳排放效率的作用方向和显著性水平基本一致。此外,动态 SDM 模型同时包含城市紧凑度的时间滞后项、空间滞后项和时空滞后项,且都通过 0.1% 的显著性水平检验,进一步表明动态 SDM 模型的参数估计结果对计量模型具有更强的解释力。

根据时空固定效应下的动态 SDM 模型估计结果,发现:(1)空间维度方面,城市紧凑度的空间滞后项系数显著为正(0.255,  $P < 0.001$ ),说明其在相邻地区之间存在显著的空间溢出效应,这与全局空间相关性检验结果一致。(2)时间维度方面,城市紧凑度的时间滞后项系数显著为正(0.982,  $P < 0.001$ ),说明城市紧凑度存在时间惯性,表现为时序上的雪球效应。可能是城市空间结构调整政策的实施存在时间滞后,导致碳排放效率变化也需要一定的时间滞后。换句话说,城市紧凑度的提高需要一定时间的适应和改变,其积极影响不会立刻反映在该地区的碳排放效率上,而是需要在一段时间后才能逐步显现并在相邻地区产生类似的影响。(3)时空双向维度方面,城市紧凑度的时空滞后项系数显著为正(0.159,  $P < 0.001$ ),表明本地区上一期城市城市紧凑度对邻近地区碳排放效率具有正向影响,即存在时空季风效应。一个可能的原因是城市单-多中心空间结构的改变进程缓慢,在短时间内对碳排放效率的影响较小。并且根据集聚经济理论,城市紧凑度会通过影响交通需求、能源利用效率、建筑能耗、生活方式等进而影响碳排放效率<sup>[38]</sup>。而根据地理学第一定律,地区间发

展总是存在某种程度的空间关联<sup>[39]</sup>,因此一个城市紧凑度的调节可能会导致跨地区碳排放效率的上下波动,从而产生非接触性传染现象。

表 5 模型回归结果

Table 5 Model regression results

| 变量<br>Variable | 动态空间杜宾模型 Dynamic spatial durbin model  |                              |  | 静态空间杜宾模型<br>Static space durbin model |
|----------------|--|------------------------------|--|---------------------------------------|
|                | 含时间滞后项<br>和时空滞后项<br>With time lag term and<br>spatial and temporal lag terms | 含时间滞后项<br>With time lag term | 含时空滞后项<br>With spatial and temporal<br>lag terms |                                       |
| lnCEE(-1)      | 0.318 ***<br>(10.74)   | 0.328 ***<br>(11.19)         | —<br>—   | —<br>—                                |
| W×lnCEE(-1)    | 0.159 **<br>(2.59)   | —<br>—                       | 0.255 ***<br>(4.19)                              | —<br>—                                |
| lnP            | 0.254 *<br>(2.28)  | 0.263 *<br>(2.35)            | 0.301 **<br>(2.70)                               | 0.284 **<br>(2.75)                    |
| lnGI           | -0.059<br>(-1.31)  | -0.051<br>(-1.14)            | -0.062<br>(-1.38)                                | -0.122<br>(-1.89)                     |
| lnOP           | 0.017<br>(1.83)  | 0.018 *<br>(1.81)            | 0.018<br>(1.84)                                  | 0.017<br>-1.85                        |
| lnTI           | 0.006<br>(0.27)  | 0.005<br>(0.21)              | 0.011<br>(0.49)                                  | 0.027<br>-1.22                        |
| lnFDI          | 0.004<br>(0.25)  | 0.002<br>(0.15)              | 0.004<br>(0.29)                                  | -0.026<br>(-1.85)                     |
| lnPD           | 0.096<br>(0.75)  | 0.103<br>(0.80)              | 0.005<br>(0.29)                                  | 0.316<br>-2.36                        |
| lnFD           | -0.182 **<br>(-3.39)   | -0.195 ***<br>(-3.65)        | -0.142 **<br>(-2.67)                             | -0.086<br>(-1.71)                     |
| W×lnP          | -0.584 **<br>(-2.78)   | -0.517 *<br>(-2.47)          | -0.654 **<br>(-3.11)                             | -0.497 **<br>(-2.57)                  |
| W×lnGI         | -0.088<br>(-1.11)  | -0.068<br>(-0.87)            | -0.040<br>(-0.51)                                | 0.062<br>(0.85)                       |
| W×lnOP         | -0.026<br>(-1.68)  | -0.032 *<br>(-2.06)          | -0.030 *<br>(-1.96)                              | -0.039 **<br>(-2.75)                  |
| W×lnTI         | 0.076<br>(1.80)  | 0.084 *<br>(2.02)            | 0.088 *<br>(2.09)                                | 0.083 *<br>(2.10)                     |
| W×lnFDI        | -0.066 *<br>(-2.22)  | -0.069 *<br>(-2.31)          | -0.081 **<br>(-2.72)                             | -0.048<br>(-1.73)                     |
| W×lnPD         | 0.272<br>(0.80)  | 0.374<br>(1.11)              | 0.196 *<br>(2.23)                                | 0.653<br>(1.85)                       |
| W×lnFD         | 0.263 **<br>(3.00)   | 0.236 **<br>(2.70)           | -0.045<br>(-0.64)                                | 0.094<br>(1.13)                       |
| $\rho$         | 0.203 ***<br>(4.93)  | 0.191 ***<br>(4.63)          | 0.219 ***<br>(5.32)                              | 0.210 ***<br>(5.67)                   |
| $R^2$          | 0.1082   | 0.0966                       | 0.0719   | 0.0910                                |

括号内为标准分数值; $\rho$ 为空间滞后系数;\*  $P < 0.1$ ; \*\*  $P < 0.05$ ; \*\*\*  $P < 0.01$

### 3.3.3 影响效应分析

然而,动态 SDM 模型估计结果不能直接反映出城市紧凑度对碳排放效率的边际效应。为进一步考察直接影响效应和空间溢出效应,参考方磊等<sup>[40]</sup>的研究方法,将各变量进行偏微分分解,分别从直接效应、间接效应和总效应 3 个维度解析城市紧凑度对碳排放效率的空间溢出效应,数据结果见表 6。其中直接效应是指一个变量对碳排放效率的直接影响以及该变量对相邻地区碳排放效率产生的反馈效应。而间接效应则是指一个变量的空间溢出效应,包括邻近地区的该变量对本地区碳排放效率的影响以及邻近地区的该变量对其碳排

放效率的影响,进而对本地区排放效率产生的影响。总效应则是直接效应和间接效应的加和,反映了各个变量对整体碳排放效率的平均影响。由于动态 SDM 模型包含了滞后一期的多中心发展水平及其空间滞后项,从时间维度上又分为短期效应和长期效应。

表 6 的实证结果表明,城市紧凑度的短期直接效应(0.268)显著为正、长期直接效应(0.232)显著为正,而短期溢出效应(-0.688)显著为负、长期溢出效应(-0.860)。因此,短期总效应系数和长期总效应系数均显著为负。一方面,短期和长期显著的正直接效应表明,城市紧凑度每增加一个单位,碳排放效率在短期内增加 26.8%,长期发展则会下降到 23.2%。这一发现与 Sun 等<sup>[3]</sup>的发现不一致,但与 Sha 等<sup>[9]</sup>和 Chen 等<sup>[41]</sup>的发现一致。进一步分析,单中心城市结构容易导致资源和服务设施在核心区域过度集中,造成土地利用的不均衡和资源浪费。而多中心城市结构可以使得各个中心区域具有相对完备的经济和社会功能,减少人们远距离通勤和资源集中的需求,优化城市内部资源配置,从而提高资源利用效率和碳排放效率。另一方面,短期和长期显著的负溢出效应表明,邻近城市的多中心水平每增加一个单位,将导致短期内当地的碳排放效率减少 68.8%,长期内则会增加至 86.0%。一个可能的原因是,多中心发展水平较高的城市会吸收邻近城市的劳动力、资金等资源来提升竞争力。在这种情况下,邻近城市受到“虹吸效应”的影响,从而导致碳排放效率降低。

表 6 动态空间杜宾模型的空间直接效应与空间溢出效应

Table 6 Spatial direct effects and spatial spillovers of the dynamic spatial Durbin model

| 变量<br>Variable | 动态空间杜宾模型<br>Dynamic spatial durbin model |                            |                        |                          |                            |                        | 静态空间杜宾模型<br>Static space durbin model |                            |                        |
|----------------|--|----------------------------|------------------------|--------------------------|----------------------------|------------------------|---------------------------------------|----------------------------|------------------------|
|                | 长期效应 Long-term                           |                            |                        | 短期效应 Short-term          |                            |                        | 长期效应 Long-term                        |                            |                        |
|                | 直接效应<br>Direct<br>effect                 | 溢出效应<br>Indirect<br>effect | 总效应<br>Total<br>effect | 直接效应<br>Direct<br>effect | 溢出效应<br>Indirect<br>effect | 总效应<br>Total<br>effect | 直接效应<br>Direct<br>effect              | 溢出效应<br>Indirect<br>effect | 总效应<br>Total<br>effect |
| lnP            | 0.232 *                                  | -0.860 *                   | -0.629                 | 0.268 *                  | -0.688 **                  | -0.420                 | 0.266 *                               | -0.530 *                   | -0.264                 |
|                | (2.06)                                   | (-2.39)                    | (-1.54)                | (2.49)                   | (-2.78)                    | (-1.55)                | (2.53)                                | (-2.39)                    | (-1.09)                |
| lnGI           | -0.067                                   | -0.116                     | -0.183 *               | -0.061                   | -0.063                     | -0.123                 | -0.083 *                              | 0.060                      | -0.023                 |
|                | (-1.53)                                  | (-0.88)                    | (-1.27)                | (-1.42)                  | (-0.67)                    | (-1.28)                | (-1.98)                               | (0.72)                     | (-0.26)                |
| lnOP           | 0.015                                    | -0.040                     | -0.025                 | 0.016                    | -0.032                     | -0.016                 | 0.016                                 | -0.042 *                   | -0.027                 |
|                | (1.57)                                   | (-1.54)                    | (-0.89)                | (1.77)                   | (-1.80)                    | (-0.89)                | (1.88)                                | (-2.58)                    | (-1.57)                |
| lnTI           | 0.024                                    | 0.166 *                    | 0.189 *                | 0.016                    | 0.111 *                    | 0.127 *                | 0.031                                 | 0.104 *                    | 0.135 **               |
|                | (0.99)                                   | (2.14)                     | (2.12)                 | (0.71)                   | (2.12)                     | (2.14)                 | (1.43)                                | (2.31)                     | (2.64)                 |
| lnFDI          | -0.005                                   | -0.141 **                  | -0.145 *               | 0.001                    | -0.099 **                  | -0.097 *               | -0.028 *                              | -0.061                     | -0.089 *               |
|                | (-0.31)                                  | (-2.74)                    | (-2.48)                | (0.08)                   | (-2.84)                    | (-2.50)                | (-2.08)                               | (-1.76)                    | (-2.41)                |
| lnPD           | 0.276                                    | 0.885                      | 1.161                  | 0.233                    | 0.549                      | 0.783                  | 0.356 **                              | 0.836 *                    | 1.193 *                |
|                | (1.87)                                   | (1.46)                     | (1.69)                 | (1.73)                   | (1.33)                     | (1.69)                 | (2.62)                                | (1.97)                     | (2.46)                 |
| lnFD           | -0.130 *                                 | 0.215                      | 0.084                  | -0.138 **                | 0.194                      | 0.055                  | -0.081                                | 0.089                      | 0.008                  |
|                | (-2.54)                                  | (1.56)                     | (0.57)                 | (-2.71)                  | (1.95)                     | (0.56)                 | (-1.67)                               | (0.92)                     | (0.08)                 |
| $\rho$         | 0.219 ***                                |                            |                        |                          |                            |                        | 0.210 ***                             |                            |                        |
|                | (5.32)                                   |                            |                        |                          |                            |                        | (5.67)                                |                            |                        |

括号内为标准数值; $\rho$ 为空间滞后系数;\*  $P < 0.1$ ; \*\*  $P < 0.05$ ; \*\*\*  $P < 0.01$

城市紧凑度的间接效应远远大于直接效应。这一结果表明,与城市多中心发展对当地环境有益影响相比,对邻近城市环境的有害影响较大。这突出了在评估城市多中心发展对碳排放效率的影响时考虑空间依赖性的重要性。由于间接效应大于直接效应,城市紧凑度的总效应为负,这表明 2000—2020 年期间,单中心的城市发展结构在提高碳排放效率方面发挥了至关重要的作用,而不是多中心。本研究结论不同于以往的研究,即在当前阶段以及以后的长期发展中,多中心发展的城市结构降低了城市的碳排放效率。基于目前中国的发展现状以及城市紧凑度与碳排放效率的空间依赖关系,推断城市多中心发展水平以溢出效应为媒介,降低碳排放效率。

### 3.4 稳定性检验

为确保实证结果的可靠性,采用两种方法对实证结果进行了稳健性检验。(1)替换被解释变量,参考周平、田成诗等<sup>[42-43]</sup>,采用非径向方向函数(NDDF)的超效率 DEA 模型来测量地级市碳排放效率,重新评估城市紧凑度与碳排放效率之间的关系。(2)更换空间权重矩阵。为了考察空间计量模型的稳健性,本文采用了反地理距离空间权重矩阵和地理空间矩阵,并引入了动态 SDM 模型。表 7 展示了以上检验结果。总体而言,城市紧凑度空间滞后项系数在各项检验结果中仍然显著。同时,城市紧凑度及其滞后项的符号和显著性没有明显变化。以上检验结果表明实证结果具有稳健性。

表 7 稳健性检验结果

Table 7 Robustness test results

| 变量<br>Variable        | 替换被解释变量<br>Substitution of explanatory variables | 反距离空间矩阵<br>Inverse distance space matrix | 地理空间矩阵<br>Geospatial matrix |
|-----------------------|--|--|-----------------------------|
| lnCEE(-1)             | 0.157 ***<br>(5.66)                              | 0.487 ***<br>(16.54)                     | 0.618 ***<br>(21.00)        |
| W×lnCEE(-1)           | 3.179 ***<br>(6.94)                              | 137.468 ***<br>(289.60)                  | 133.919 ***<br>(282.44)     |
| lnP                   | 0.179 *<br>(2.19)                                | 0.331 **<br>(3.03)                       | 0.178<br>(1.62)             |
| W×lnP                 | -5.721 ***<br>(-4.34)                            | -71.094 ***<br>(-40.96)                  | -83.003 ***<br>(-47.59)     |
| 控制变量 Control variable | 是  | 是  | 是                           |
| $\rho$                | 0.984 ***<br>(4.25)                              | 61.878 ***<br>(340.88)                   | 61.895 ***<br>(344.13)      |
| $\sigma^2$            | 0.040 ***<br>(29.30)                             | 0.025 ***<br>(10.23)                     | 0.024 ***<br>(9.89)         |
| $R^2$                 | 0.0148   | 0.0055                                   | 0.0056                      |
| 样本量 Sample size       | 1108   | 1108                                     | 1108                        |

括号内为标准数值; $\rho$ 为空间滞后系数; $\sigma^2$ 为方差;\* $P<0.1$ ; \*\* $P<0.05$ ; \*\*\* $P<0.01$

### 3.5 异质性检验

东部地区与其他地区的城市发展水平差距较大,二者的地域差异使得城市紧凑度对碳排放效率产生异质性影响。因此,将东部 83 个地级市以及其他地区进行对比分析,结果如表 8 和表 9 所示。从表 8 中可以看出东部地区城市较为分散的城市空间结构对当地碳排放效率的提升起到了一定的抑制作用,与其他地区相比存在明显的异质性特征。进一步从表 9 的效应分解中可以看出东部地区的长期和短期直接效应、间接效应和总效应均呈显著负向。这说明在东部 83 个城市样本中,大部分城市存在着“过度多中心化”现象,使得城市紧凑度对碳排放效率的影响“由促转抑”。

表 8 异质性检验结果

Table 8 Heterogeneity test results

| 变量<br>Variable | 东部地区<br>Eastern region | 其他地区<br>Other regions | 变量<br>Variable        | 东部地区<br>Eastern region | 其他地区<br>Other regions |
|----------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| lnCEE(-1)      | 0.323 ***<br>(5.91)    | 0.319 ***<br>(9.07)   | 控制变量 Control variable | 是                      | 是                     |
| W×lnCEE(-1)    | 0.317 *<br>(2.29)      | 0.182 **<br>(2.61)    | $\rho$                | 0.195 *<br>(2.12)      | 0.183 ***<br>(3.82)   |
| lnP            | -0.559 *<br>(-2.21)    | 0.439 ***<br>(3.55)   | $\sigma^2$            | 0.059 ***<br>(16.04)   | 0.073 ***<br>(24.51)  |
| W×lnP          | -1.356 **<br>(-2.94)   | -0.585 **<br>(-2.59)  | $R^2$                 | 0.1200                 | 0.1201                |
|                |                        |                       | 样本量 Sample size       | 332                    | 776                   |

括号内为标准数值; $\rho$ 为空间滞后系数; $\sigma^2$ 为方差;\* $P<0.1$ ; \*\* $P<0.05$ ; \*\*\* $P<0.01$

表 9 异质性分析结果

Table 9 Results of heterogeneity analysis

| 维度<br>Dimension        | 变量<br>Variable | 长期效应 Long-term        |                         |                     | 短期效应 Short-term       |                         |                     |
|------------------------|----------------|-----------------------|-------------------------|---------------------|-----------------------|-------------------------|---------------------|
|                        |                | 直接效应<br>Direct effect | 溢出效应<br>Indirect effect | 总效应<br>Total effect | 直接效应<br>Direct effect | 溢出效应<br>Indirect effect | 总效应<br>Total effect |
| 东部地区<br>Eastern region | lnP            | -0.901 *              | -2.751 **               | -3.652 ***          | -0.490 *              | -1.122 **               | -1.613 ***          |
| 其他地区<br>Other regions  | lnP            | 0.578 **              | -0.989                  | -0.411              | 0.430 ***             | -0.579 *                | -0.149              |

括号内为标准数值; \*  $P < 0.1$ ; \*\*  $P < 0.05$ ; \*\*\*  $P < 0.01$

## 4 结论与政策建议

### 4.1 结论

(1)从城市紧凑度时空演化来看,各城市城市紧凑度多趋于多中心结构变化,空间格局总体呈“南高北低”的分异特征且愈发显著。地级市尺度下,极高值区主要位于京津冀城市群、长三角城市群、中原城市群等我国主要城市群的核心城市。而东北地区和中南地区部分城市则成为城市紧凑度的“塌陷区”。碳排放效率整体水平差异和变化幅度较大。2000—2020年碳排放效率水平总体呈平稳提升,且高值城市群集聚区由东北地区 and 黄河流域逐步向南迁移到长江流域和西南部地区。

(2)回归结果表明,在空间维度方面,城市紧凑度在地理距离相近的地区存在显著的空间溢出效应。在时间维度方面,城市紧凑度存在时间惯性,表现为时序上的雪球效应。在时空双向维度方面,本地区上一期城市紧凑度对邻近地区碳排放效率具有正向影响,即存在时空季风效应。

(3)影响效应分解结果表明,在直接效应方面,城市紧凑度每增加一个单位,碳排放效率在短期内增加 26.8%,长期发展则会下降到 23.2%。反之,则会导致短期内当地的碳排放效率减少 68.8%,长期内则会增加至 86.0%。其次,城市紧凑度的间接效应远远大于直接效应表明,城市多中心发展对当地环境有益影响相比,对邻近城市环境的有害影响较大。

### 4.2 政策建议

(1)逐步有序建立多中心的空间结构,以进一步提高能源效益。以避免中心城市与其他城市之间发展差距过大,造成资源过度集中的问题。构建多中心的空间结构应该顺应市场力量的趋势,而不是刻意追求城市规模的均匀分布。换句话说,应该保持城市规模之间的适度差异,形成核心城市地位明确、城市间分工明确的空间发展模式,以避免过度多中心化导致城市间的竞争而非合作。仅单纯追求多极发展的城市尺度体系,由于缺乏明确的增长极,会导致城市间竞争大于合作,从而难以实现多中心空间结构的资源整合效应。

(2)进一步推动市场一体化,消除市场壁垒,促进要素自由流动,是提高能源效率的有效途径。为了实现这一目标,可以通过建立产业园区和要素市场,加强城市政府之间的合作与沟通,减少行政壁垒和市场边界的限制,以加快积极的空间溢出效应。此外,也应逐步削弱对地方政府的 GDP 考核制度,从而减少地方政府对本地产业和要素的保护,鼓励基于比较优势的产业合作。这样可以促进城市间的经济合作和生产要素的自由流动,提高能源效率,推动经济的可持续发展。

(3)加强交通基础设施建设,降低城际交通成本。交通基础设施是城市间经济互动的有形支撑。发达的城际互联互通基础设施能够显著降低要素流动成本,促进产业转移,从而促进多中心空间结构对能源效率的正向影响。特别是那些交通基础设施差或城市之间距离远的地区。例如,推动低档公路的升级改造,合理增加公路和铁路线路数量,提高运力,从而促进多中心空间结构对能源效率发挥更积极的作用。

### 4.3 不足与展望

城市结构的环境可持续性引起了越来越多的关注,特别是政府机构企图通过多中心城市结构使提高人类福祉和减少碳排放达到平衡。尤其是中国大多数城市在城市规划和相关政策上都奉行“多中心主义”,似乎

多中心主义可以解决城市发展带来的所有问题。以往的研究由于缺乏可靠的方法和强有力的试验,导致对多中心城市结构对碳排放和经济增长的影响机制不明确,也缺乏对城市碳排放效率的进一步探讨。本文创新性的利用夜间灯光指数对城市紧凑度进行量化并通过实证检验考察了其对碳排放效率的直接影响和空间溢出效应,并回应了城市空间结构对碳排放效率影响的学术关切。

有待深化研究的内容:城市紧凑度影响碳排放效率之间的作用机理还没有完全廓清,因此,在更优质数据库的基础上,进一步实证拓展交通机制、生产生活方式在城市空间结构与碳排放效率关系中的作用,具有较高的科学价值;囿于地级市数据的统计不全面,本文对城市紧凑度发展测度存在局限性,仅从形态学的角度测度,在今后要将功能学和形态学相结合,讨论城市紧凑度对碳排放效率的驱动作用是否仍然成立,实现研究结论的相互印证。

#### 参考文献 (References):

- [ 1 ] Liu Y S. Urban-Rural Transformation Geography. Springer Nature, Singapore, 2021.
- [ 2 ] Yu X, Wu Z Y, Zheng H R, Li M Q, Tan T L. How urban agglomeration improve the emission efficiency? A spatial econometric analysis of the Yangtze River Delta urban agglomeration in China. *Journal of Environmental Management*, 2020, 260: 110061.
- [ 3 ] Sun Z Q, Sun T. The impact of multi-dimensional urbanization on China's carbon emissions based on the Spatial Spillover effect. *Polish Journal of Environmental Studies*, 2020, 29(5): 3317-3327.
- [ 4 ] Chen J, Wang L J, Li Y Y. Research on the impact of multi-dimensional urbanization on China's carbon emissions under the background of COP21. *Journal of Environmental Management*, 2020, 273: 111123.
- [ 5 ] Zhang M L, Liu Y. Influence of digital finance and green technology innovation on China's carbon emission efficiency: empirical analysis based on spatial metrology. *Science of the Total Environment*, 2022, 838(Pt 3): 156463.
- [ 6 ] Tiba S, Omri A. Literature survey on the relationships between energy, environment and economic growth. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2017, 69: 1129-1146.
- [ 7 ] Han S S, Sun B D, Zhang T L. Mono- and polycentric urban spatial structure and PM2.5 concentrations: regarding the dependence on population density. *Habitat International*, 2020, 104: 102257.
- [ 8 ] Wang Y N, Niu Y J, Li M, Yu Q Y, Chen W. Spatial structure and carbon emission of urban agglomerations: spatiotemporal characteristics and driving forces. *Sustainable Cities and Society*, 2022, 78: 103600.
- [ 9 ] Sha W, Chen Y, Wu J S, Wang Z Y. Will polycentric cities cause more CO2 emissions? A case study of 232 Chinese cities. *Journal of Environmental Sciences*, 2020, 96: 33-43.
- [ 10 ] Dissanayake D, Morikawa T. Impact assessment of satellite centre-based telecommuting on travel and air quality in developing countries by exploring the link between travel behaviour and urban form. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2008, 42(6): 883-894.
- [ 11 ] Arribas-Bel D, Sanz-Gracia F. The validity of the monocentric city model in a polycentric age: us metropolitan areas in 1990, 2000 and 2010. *Urban Geography*, 2014, 35(7): 980-997.
- [ 12 ] Huo T F, Tang M H, Cai W G, Ren H, Liu B S, Hu X. Provincial total-factor energy efficiency considering floor space under construction: an empirical analysis of China's construction industry. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 244: 118749.
- [ 13 ] 田达睿, 杨帅, 关冲, 李月嫦. 城市空间集聚性与居民生活碳排放相关性探索——基于全国 110 个城市数据的分析. *城市规划*, 2023, 47(7): 76-85.
- [ 14 ] 卢新海, 任文琴, 杨浩, 柯善淦. 城市交通紧凑式发展对土地绿色利用效率的影响——基于空间计量的实证分析. *中国人口·资源与环境*, 2023, 33(3): 113-124.
- [ 15 ] 杨浩, 卢新海, 匡兵, 侯娇. 城市紧凑度与碳排放强度的时空互动关系及驱动因素——以长株潭城市群为例. *长江流域资源与环境*, 2021, 30(11): 2618-2629.
- [ 16 ] 陈飞, 谌子群, 王树建, 李永贺. 城市空间紧凑发展对碳绩效的影响效应研究——以长三角 41 个城市为例. *地域研究与开发*, 2024, 43(2): 139-145.
- [ 17 ] 邓荣荣, 张翔祥, 陈鸣. 高铁网络、城市碳排放强度及空间溢出效应——来自长三角地区的证据. *技术经济*, 2022, 41(1): 43-52.
- [ 18 ] 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.
- [ 19 ] Duan X L, Li X, Tan W F, Xiao R. Decoupling relationship analysis between urbanization and carbon emissions in 33 African countries. *Heliyon*, 2022, 8(9): e10423.

- [20] Hong S F, Hui E C M, Lin Y Y. Relationship between urban spatial structure and carbon emissions: a literature review. *Ecological Indicators*, 2022, 144: 109456.
- [21] 田成诗, 张亚兵. 中国多中心城市空间结构与能源效率关系. *自然资源学报*, 2022, 37(1): 135-148.
- [22] 韩帅帅, 苗长虹, 李奕灿. 黄河流域城市多中心空间结构对碳排放的影响研究. *地理研究*, 2023, 42(4): 936-954.
- [23] 李金锴, 钟昌标. 中国城市空间结构对经济均衡发展的影响. *经济与管理研究*, 2022, 43(9): 17-31.
- [24] Tone K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis. *European Journal of Operational Research*, 2002, 143(1): 32-41.
- [25] 王凯, 刘依飞, 甘畅. 旅游产业集聚对旅游业碳排放效率的空间溢出效应. *生态学报*, 2022, 42(10): 3909-3918.
- [26] 郭沛, 梁栋. 低碳试点政策是否提高了城市碳排放效率——基于低碳试点城市的准自然实验研究. *自然资源学报*, 2022, 37(7): 1876-1892.
- [27] Moran P A P. Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 1950, 37(1/2): 17-23.
- [28] Vega S H, Elhorst J P. The slx model. *Journal of Regional Science*, 2015, 55(3): 339-363.
- [29] Getis A, Ord J K. The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical Analysis*, 1992, 24(3): 189-206.
- [30] Cliff A. Classics in human geography revisited. *Progress in Human Geography*, 1992, 16(4): 541-544.
- [31] 聂雷, 任建辉, 刘秀丽, 薛曜祖. 金融深化、政府干预与绿色全要素生产率——来自中国 10 个城市群的实证证据. *软科学*, 2021, 35(1): 50-55.
- [32] 任亚楠, 田金平, 陈吕军. 中国对外贸易的经济增加值——隐含碳排放失衡问题研究. *中国环境管理*, 2022, 14(5): 49-59.
- [33] 杨青, 吴向荣, 刘洋, 郑衍迪. 国家中心城市交通碳排放效率的空间网络结构及动因研究. *环境工程技术学报*, 2024, 14(4): 1167-1177.
- [34] 程思进, 任晓聪. 绿色投资、外商投资与二氧化碳排放——基于动态面板系统 GMM 与门槛效应分. *技术经济与管理研究*, 2022, (8): 27-32.
- [35] 何文举, 张华峰, 陈雄超, 颜建军. 中国省域人口密度、产业集聚与碳排放的实证研究——基于集聚经济、拥挤效应及空间效应的视角. *南开经济研究*, 2019, (2): 207-225.
- [36] 陈志刚, 陈子璇, 桂立. 绿色金融发展对中国 253 个地级市碳排放的影响——基于空间计量模型检验. *科技管理研究*, 2024, 44(11): 218-226.
- [37] Chen Z Q, Yu B L, Yang C S, Zhou Y Y, Yao S J, Qian X J, Wang C X, Wu B, Wu J P. An extended time series (2000-2018) of global NPP-VIIRS-like nighttime light data from a cross-sensor calibration. *Earth System Science Data*, 2021, 13(3): 889-906.
- [38] 宋涛, 杨伟迪, 刘晓玲. 碳排放权交易对碳排放效率的影响及其空间溢出效应——基于我国 30 个省份 2006—2019 年面板数据的实证研究. *财务研究*, 2023(4): 95-104.
- [39] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异. *管理世界*, 2020, 36(5): 52-66, 9.
- [40] 方磊, 张雪薇. 科技金融生态对区域经济韧性的空间效应及影响机制. *中国软科学*, 2023(6): 117-128.
- [41] Chen F Z, Liu A W, Lu X L, Zhe R, Tong J C, Akram R. Evaluation of the effects of urbanization on carbon emissions: the transformative role of government effectiveness. *Frontiers in Energy Research*, 2022, 10: 848800.
- [42] 周平. 基于超效率 DEA 模型的区域低碳效率空间分异——以湖南省各市州为例. *经济地理*, 2017, 37(3): 188-192.
- [43] 田成诗, 李金. 大型城市紧凑度与能源效率的关系研究. *自然资源学报*, 2018, 33(10): 1781-1795.