

DOI: 10.20103/j.stxb.202409232300

高星, 郭忠元, 赵美冉, 李桂君, 王琦. 中国城市绿色发展效率的时空演变、差异及空间收敛性. 生态学报, 2025, 45(8): 3790-3805.

Gao X, Guo Z Y, Zhao M R, Li G J, Wang Q. Research on the temporal and spatial evolution, differences, and spatial convergence of urban green development efficiency in China. Acta Ecologica Sinica, 2025, 45(8): 3790-3805.

中国城市绿色发展效率的时空演变、差异及空间收敛性

高 星^{1,2,3}, 郭忠元¹, 赵美冉¹, 李桂君³, 王 琦^{3,*}

1 河北经贸大学公共管理学院, 石家庄 050061

2 河北省城乡融合发展协同创新中心, 石家庄 050061

3 河北经贸大学城市可持续与创新发展研究中心, 石家庄 050061

摘要:提升城市绿色发展效率并实现收敛是促进城市可持续发展的有效途径之一。借助超效率 SBM 模型, 测算了 2003—2021 年中国 269 个地级及以上城市的绿色发展效率, 其后, 采用地理信息分析、核密度估计、二阶泰尔指数重点考察了该效率值的时空演变规律和区域差异, 并利用空间 β 收敛模型检验了 269 个城市、东、中、西部和 23 个省(自治区)的空间收敛性。研究发现: ①269 个城市及东、中、西部的城市绿色发展效率均值都呈现先降后升的“U”型时序特征; 空间上各时期呈现东西高、中部低的格局, 晋冀鲁豫四省为低值集聚区, 东南沿海为高值集聚区; 效率的时空演变和格局具备相对稳定性。②效率值存在极化特征和梯度特征, 研究期内 269 个城市及东、中、西部效率值的内部绝对差异均有扩大趋势, 这种差异主要来源于省内差异水平提高。③在考虑空间外溢性的情况下, 269 个城市及东、中、西部均存在显著的(绝对/条件) β 收敛特征, 收敛幅度次序为东部>西部>中部, 269 个城市的收敛幅度介于中部和西部之间。而各省(自治区)也在不同程度上呈现出显著的(绝对/条件) β 收敛趋势, 但收敛周期差异较大。此外, 研究发现条件 β 收敛的周期短于绝对 β 收敛, 理论上城市绿色发展效率将率先收敛至自身的稳态均衡水平。上述发现为系统清晰地了解中国城市绿色发展效率的空间格局、演变特征提供了支撑, 可为缩减效率的不平衡性提供有益参考。

关键词:城市绿色发展效率; 时空格局; β 收敛性; 动态演变; 空间计量

Research on the temporal and spatial evolution, differences, and spatial convergence of urban green development efficiency in China

GAO Xing^{1,2,3}, GUO Zhongyuan¹, ZHAO Meiran¹, LI Guijun³, WANG Qi^{3,*}

1 School of Public Administration, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang 050061, China

2 Hebei Collaborative Innovation Center for Urban-rural Integrated Development, Shijiazhuang 050061, China

3 Center for Urban Sustainability and Innovation Development, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang 050061, China

Abstract: Finding a green development trajectory that harmonizes economic growth with ecological conservation is essential for China's modernization process. Improving urban green development efficiency (UGDE) and attaining its convergence are among the potent strategies for fostering urban sustainability. Utilizing the super SBM model, this research quantified UGDE across 269 prefecture-level and above cities in China spanning from 2003 to 2021. Then, geographic information analysis and kernel density methods were applied to estimate the spatial patterns and temporal evolution of the UGDE. Moreover, the research examined efficiency disparities across diverse hierarchical levels employing the second-order Theil index. Finally,

基金项目:国家自然科学基金面上项目(72374063); 河北省在读研究生创新能力培养资助项目(CXZZSS2024091)

收稿日期:2024-09-23; **采用日期:**2025-01-06

* 通讯作者 Corresponding author. E-mail: wangqi80617@163.com

the spatial β convergence model was utilized to assess convergence patterns across the 269 cities, eastern, central and western regions, and 23 provinces (autonomous regions) in China. The research discovered that: ① Throughout the study period, the mean values of 269 cities fluctuated between 0.41 and 0.54, indicating relative stability and significant potential for enhancement according to theoretical projections. The average value of UGDE across the 269 cities, as well as in the eastern, central, and western regions, followed a U shaped temporal pattern, with a decline followed by an increase. Spatially, a high value in the east and a low value in the center were observed, with the region of Shanxi-Hebei-Shandong-Henan being a low-value cluster, and the southeast coast area being a high-value cluster. ② The UGDE show polarization and gradient characteristics, with the internal absolute differences in efficiency values widening over time. These differences mainly come from the increasing inter-provincial disparity after 2013. ③ When considering spatial spillover effects, the 269 cities, eastern, central and western regions, and 23 provinces (autonomous regions) display significant (absolute/conditional) β convergence characteristics. The order of convergence rate is eastern > western > central region, and the convergence rate of 269 cities in China is between central and western region. Provinces demonstrate diverse levels of significant (absolute/conditional) spatial β convergence tendencies, yet there are marked differences in the convergence timeframes. Additionally, the study reveals that conditional β convergence occurs faster than absolute β convergence, suggesting that UGDE will theoretically first converge toward its own steady-state equilibrium level. These findings provide a clear data profile for understanding the spatial patterns and evolution characteristics of China's UGDE, serving as a valuable reference for reducing efficiency imbalances. Compared with similar studies, there are two possible marginal contributions in this paper: Firstly, this paper incorporates the setting of a global common production frontier into the super SBM model, thereby enhancing the comparability of UGDE across different years. Secondly, the research considered the scale effect and spatial spillover effect in the convergence of UGDE, and conducted detailed tests of spatial convergence at multiple levels, including the national, regional, and provincial levels, which to some extent compensates for the lack of precision in previous convergence tests.

Key Words: urban green development efficiency; spatio-temporal pattern; β convergence; dynamic evolution; spatial econometrics

近年来中国城市发展取得了显著的成绩,但高投入、高消耗的粗放发展模式也带来了城市建成区无序扩张、资源浪费严重和环境质量下降等系列问题^[1-2]。中国愈发重视城市可持续发展能力的提升^[3],二十大报告中强调应坚持“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念,同年国务院印发的《国家新型城镇化规划(2021—2035年)》也明确了加快绿色城市建设的方针。在此背景下,强调经济、社会和环境效益统一的城市绿色发展理念获得普遍认可^[4],持续提升城市绿色发展效率(Urban Green Development Efficiency, UGDE)已成为实现城市高质量和可持续发展的必要举措^[5]。

可持续的发展要求在效率提升的过程中逐步化解不平衡问题,收敛模型的引入为探究发展过程中的平衡性提供了一个良好的研究切入点^[6]。新古典增长理论认为落后地区较发达地区有更高的发展速度,进而两者会出现差距缩小和水平趋同的现象,这一追赶过程被称为收敛^[7]。源于不同的自然本底条件与人文社会因素耦合交织,不平衡的 UGDE 具有尺度效应和空间外溢效应^[8]。一方面,局部的收敛性特征不一定会完整清晰地体现在全局中,在收敛检验中引入多尺度视角,对比分析 UGDE 在中国、区域和省域层级上的收敛情况,是全面和系统地明晰 UGDE 收敛性的必要工作。另一方面,基于空间视角探究 UGDE 的收敛情况,充分考量相关变量正负向的空间外溢效应,有助于更精准地检验效率的收敛性。因此,系统地探究 UGDE 时空演变特征,聚焦多尺度主体效率的空间收敛性,可为效率提升及相关调控政策制定提供科学参考,对实现城市可持续发展有现实意义。

研究利用 2003—2021 年的面板数据,运用全局共同前沿-超效率 SBM 模型测算了中国 269 个城市的

UGDE。综合利用地理信息分析法及核密度估计法探究了 UGDE 的时空演变特征。利用二阶泰尔指数揭示了 UGDE 的差异变化状况及来源。借助空间 β 收敛模型,分别检验了 269 个城市、东、中、西部 23 个省(自治区)的收敛性、收敛幅度和半收敛周期情况。与同类型的其它研究相比,可能的边际贡献有两点:第一,在超效率 SBM 模型的基础上加入了全局共同生产前沿的设定,进而增强了不同年份间 UGDE 的可比性。第二,考虑了 UGDE 收敛性的尺度效应和空间外溢效应,并在多个层级上具体检验了 UGDE 的空间收敛性一定程度上弥补了以往收敛性检验精细度不足的缺陷。

1 文献回顾

1.1 城市绿色发展效率相关研究

发展是人类社会的核心主题和普遍追求^[9]。绿色发展理论致力于通过创新优化发展模式,实现经济增长与资源高效利用的和谐统一,同时避免环境被破坏^[4-5,10]。这一理念由来已久,其根源可追溯至 Pearce 等^[11]于 1989 年提出的“绿色经济”,随后的学术探讨进一步将绿色经济扩展为更全面的绿色发展理论。2002 年联合国开发署发表了题为《中国人类发展报告:绿色发展,必选之路》的报告,系统分析了中国的环境挑战和绿色发展路径^[12],引发了学界对绿色发展的探讨^[4,13]。21 世纪以来,国内外对环保和发展的认知不断深化,绿色发展理论的内涵日趋完善^[14]。UGDE 是对绿色发展研究的延展和深化,其回应了对低投入、低污染和高产出发展模式的效率量化需求。学者们^[5,8]系统地梳理了 UGDE 的理论框架,认为 UGDE 是城市发展中主要的资源要素投入与产出之间的特定函数。在 UGDE 测算中,要素产出既包含经济、社会和生态效益等期望产出,也包含碳排放、工业排放等非期望产出。

近年来 UGDE 相关成果逐渐增多,研究重心由理论探讨转向实证探究,主要研究内容涵盖三个方面:① UGDE 的量化测算。研究者多基于全要素生产率视角,从投入和产出两个方面选取指标,利用数据包络分析法(DEA)或随机前沿分析法测算研究区的效率指数^[15]。其中基于 DEA 的 SBM 模型已被证明在 UGDE 测算上有较高适用性,因而成为主流的测度模型^[16]。②UGDE 的时空演变。学者们综合数理统计、探索性空间分析、马尔科夫链和核密度估计等方法揭示了中国、区域或城市群 UGDE 的时空演变特征^[17-19]。③UGDE 的影响因素、提升路径和趋势特征。现有文献利用线性回归、地理加权回归、中介模型和双重差分等方法揭示了人力资本^[20]、城市结构^[21]、政府环境关注^[22]、经济规模^[18]和产业^[23]等因素与 UGDE 的关系和作用机理,给出针对性的提升策略。上述研究外,随着学界对区域发展收敛问题关注度的提高,近年来一些学者借助计量模型探讨了 UGDE 收敛性^[17]。总的来说,这些研究丰富了 UGDE 的学理内涵,为本研究的开展提供了宝贵的先验知识和方法参考。

1.2 收敛性研究现状

新古典经济学家索洛于 20 世纪 50 年代提出了收敛概念,基于此 Barro^[7]于 20 世纪 90 年代构建了收敛模型,并探讨了若干国家经济发展的收敛性,其后 Galor^[24]区分了绝对收敛、条件收敛和俱乐部收敛,收敛的模型工具基本完备。此后几十年中,该经济模型被引入至能源^[25]、环境^[26]和土地^[27]等细分领域,并被广泛用于效率、水平及指数等代数变量的趋同研究。这些对区域收敛的研判,进一步丰富了相关理论,也为缩小区域发展差距提供了有益指导。但在实践应用中,一些学者批判了经典收敛模型缺乏空间思维,未考虑变量的空间外溢性对收敛造成的干扰,因而 Rey^[28]最早通过引入空间计量模型构建了空间收敛模型。基于此,学者们开展了一些研究,如陈丹玲等^[29]从微观、中观和宏观视角探讨了空间收敛的作用机制,将效率的收敛归因为技术扩散、边际收益递减、结构调整和政策干预;Ren 等^[30]探讨了全球碳排放量的空间收敛性;Balado 等^[31]检验了全球能源利用强度的空间收敛情况。然而,当前对 UGDE 的空间收敛性的研究较为稀缺^[17],仍需更多系统性研究来揭示 UGDE 在长时序上的收敛特征。

此外,梳理文献还发现收敛研究存在一定的尺度思维缺失。现有研究往往从“中国-区域”或“城市群”两个视角展开收敛性分析,仅有少量研究关注了特定省份的收敛性问题^[32],尚未形成“中国-区域-省域”的系统

性研究框架。省域是推动国家治理体系和治理能力现代化的重要一环,也是效率提升、要素配置优化、绿色可持续发展等政策实施的重要主体。基于多尺度视角探讨 UGDE 收敛情况,有助于强化对多层级敛散情况的对比与认知,能更清晰地探究效率演化的空间异质与关联特征,进而为缩减效率差距提供参考。

2 研究方法和数据准备

2.1 城市绿色发展效率的测算

2.1.1 效率量化指标体系构建

基于城市绿色发展的需求,综合已有文献中对 UGDE 的量化体系^[2,5,8,18,33]。本文构建了“投入-产出”的效率测度指标体系(表 1),用以评测 269 个城市 2003—2021 年间的 UGDE。投入方面,借鉴经济学全要素生产率概念^[17],将资本和劳动纳入投入项。考虑到现代城市发展对土地和能源的依赖性,将建成区面积和能源消耗也纳入投入项。期望产出方面,参考周亮等^[5]的理论分析,从经济、社会和环境效益三方面选取指标。非期望产出上,考虑到当前“双碳”战略需求,除此类研究常用的工业废气、废水外,还引入了碳排放数据。

表 1 城市绿色发展效率量化指标体系
Table 1 Evaluation index system of urban green development efficiency

指标类型 Index types	一级指标 First level indicator	二级指标 Second level indicator	单位 Unit
投入 Input	资本要素	市区固定资产投资	万元
	劳动要素	第二、三产业就业总人数	万人
	土地要素	市区建成区面积	km ²
	能源要素	能源消耗量(市区消耗石油气、天然气和电力折算为标准煤)	万 t
期望产出 Desirable output	经济效益	社会消费品零售总额	万元
		二三产业产出值	万元
	社会效益	市区道路面积	km ²
		科教文卫发展指数	/
非期望产出 Undesirable output	环境效益	市区绿地面积	km ²
	污染物排放	二氧化硫和工业烟(粉)尘排放量	万 t
		工业废水	万 t
	碳排放	二氧化碳排放量	万 t

利用熵权法对发明专利数、中小学教师数、图书馆藏书数和病床数进行处理,最终获得科教文卫发展指数^[33]

2.1.2 基于全局共同前沿-考虑非期望产出的超效率 SBM 模型

基于 DEA 的 SBM 模型是测度效率的常用方法之一^[16]。为克服 DEA 模型角度性和径向性的缺陷,Tone 通过引入松弛变量构建了 SBM 模型^[34—35]。但 SBM 模型仍存在三个缺陷:第一,计算结果存在数据截尾现象,不能准确测度有效单元的效率值,针对上述问题 Tone 于 2002 年构建了超效率 SBM 模型^[36]。第二,最初的 SBM 模型在测度中未考虑非期望产出的存在,鉴于此 Tone 于 2003 年构建了非期望 SBM 模型^[37]。随着研究深入,研究者将两种模型结合形成了“考虑非期望产出的超效率 SBM 模型”,具体公式如(1)和(2)。第三,SBM 模型以每一年的所有决策单元(DMU)为基础构建年度生产前沿面,其求解值是相对于年度前沿面的效率指数。因而存在效率值跨期可比性不足的缺陷,不利于长时序研究中效率值的对比、分析和规律总结。为有效增强效率值的长时序跨期可比性,参考 Zhao 等^[38]和 Zhang 等^[39]的思路引入公式(3)和(4)的限制条件,将各期的 DMU 纳入同一样本集以构建全局共同生产前沿面。综上,公式(1)、(2)、(3)和(4)构成了基于全局共同前沿-考虑非期望产出的超效率 SBM 模型。

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{X_{ik}}}{1 + \frac{1}{l+h} \left(\sum_{r=1}^{q_1} \frac{s_r^+}{y_{ik}} + \sum_{r=1}^{q_2} \frac{s_r^{u-}}{u_{ik}} \right)}$$

$$s.t. \begin{cases} \sum_{j=1, j \neq k}^n X_{ij} \lambda_j + S_i^- = X_{ik} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n Y_{ij} \lambda_j - S_r^+ = Y_{rk} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n U_{ij} \lambda_j + S_r^- = U_{rk} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j = 1 \quad \lambda_j, s_i^-, s_r^+ \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$\rho^* = \min \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{X_{ik}}}{1 - \frac{1}{l+h} \left(\sum_{r=1}^{q_1} \frac{s_r^+}{Y_{rk}} + \sum_{r=1}^{q_2} \frac{s_r^-}{U_{rk}} \right)}$$

$$s.t. \begin{cases} \sum_{j=1, j \neq k}^n X_{ij} \lambda_j - S_i^- \leq X_{ik} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n Y_{ij} \lambda_j + S_r^+ \geq Y_{rk} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n U_{ij} \lambda_j - S_r^- \leq U_{rk} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j = 1 \quad \lambda_j, s_i^-, s_r^+ \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

式(1), (2)中, $j=1, 2, \dots, n (j \neq k)$; $i=1, 2, \dots, m$; $r=1, 2, \dots, q$; ρ^* 为 DMU 的 UGDE; X_{ik}, Y_{rk}, U_{rk} 分别为第 j 个 DMU 在第 t 期的投入、期望产出和非期望产出, S_i^-, S_r^+, S_r^- 分别为前述三者的松弛变量, m, l, h 分别为前述三者的因素类型个数; λ_j 为第 j 个 DMU 的权重, $\sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j = 1$ 和 $\lambda_j \geq 0$ 为可变比例收益的限制项。

$$S^T = \left\{ (X, Y, U) : \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^n X_{jt} \lambda_{jt} \leq X, \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^n Y_{jt} \lambda_{jt} \geq Y, \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^n U_{jt} \lambda_{jt} \leq U, \lambda_{jt} \geq 0 \right\} \quad (3)$$

$$S_{\text{mate}} = S^1 \cup S^2 \cup \dots \cup S^T = \{ (x_j^1, y_j^1, u_j^1) \} \cup \{ (x_j^2, y_j^2, u_j^2) \} \cup \dots \cup \{ (x_j^T, y_j^T, u_j^T) \} \quad (4)$$

式(3), (4)中, 假设有 n 个城市为决策单元, 共 t 个时期, 则 S 为生产可能性集, S_{mate} 为全局共同生产前沿面。

2.2 地理信息分析法

地理信息分析法是一类空间数据分析方法的统称, 借助于地理信息系统对 UGDE 的位置、形态和格局等属性进行挖掘和分析, 从而揭示 UGDE 的空间格局和隐性规律。此外, 还借助全局自相关模型以检验 UGDE 的空间关联性和集聚性, 利用冷热点分析法探究 UGDE 高值和低值的空间集聚信息^[40]。因方法较为常规, 模型公式可参考刘华军等^[41]和潘晓东等^[42]研究。

2.3 核密度估计法

核密度估计 (Kernel Density Estimation, KDE) 是一种非参数方法, 该方法可估算连续型随机变量在某个区间内的概率密度函数。因其对属性数值分布情况的高度敏感性, 常被用于揭示数据的分布特征、聚集情况和动态演变。利用 KDE 分析 UGDE 的演化特征, 因方法较常规, 具体公式可参考姬志恒等^[43]研究。

2.4 二阶泰尔 GE1 指数

泰尔 (Theil) 指数是探究“差异”或“非均衡性”的常用指标之一, 其取值范围为 $[0, 1]$, 其中 1 代表极度不均衡, 0 代表极度均衡。Theil 指数可以被无残差地分解为组间差异和组内差异, 在测度样本具有层级结构时, 通过多层嵌套可构造多阶 Theil 指数, 进而获知不同层级主体内外的非均衡性状况。此外, 依据权重确定方式, Theil 指数被分为 T 指数、L 指数、GE1 指数和 GE0 指数。综合研究需要, 采用二阶 Theil GE1 指数, 公式如

(5):

$$\begin{aligned}
 T &= \underbrace{\sum_i \frac{n_i \mu_i}{n \mu} \log \frac{\mu_i}{\mu}}_{T_{BR}} + \sum_i \frac{n_i \mu_i}{n \mu} T_i \\
 &= T_{BR} + \sum_i \frac{n_i \mu_i}{n \mu} \left[\sum_j \frac{n_{ij} \mu_{ij}}{n_i \mu_i} \underbrace{\frac{1}{n_{ij}} \sum_k \left(\frac{y_{ij}}{\mu_{ij}} \right) \log \left(\frac{y_{ijk}}{\mu_{ij}} \right)}_{T_{ij}} + \underbrace{\sum_j \frac{n_{ij} \mu_{ij}}{n_i \mu_i} \log \frac{\mu_{ij}}{\mu_i}}_{T_{pj}} \right] \\
 &= T_{BR} + \sum_i \sum_j \frac{n_{ij} \mu_{ij}}{n \mu} T_{ij} + \sum_i \frac{n_i \mu_i}{n \mu} T_{pi} \\
 &= T_{BR} + T_{WP} + T_{BP}
 \end{aligned} \quad (5)$$

式中, T 为所有城市的泰尔指数值, T_{BR} 为区域间差距, T_{BP} 为省间差异, T_{WP} 为省内差距; i 代表区域, j 代表省份, k 代表城市, n 为样本数量, y 为 UGDE 的值, μ 为集合内 UGDE 的均值。

2.5 空间 β 收敛模型

学界常将收敛分为 σ 收敛、绝对 β 收敛、条件 β 收敛和俱乐部收敛。因二阶 Theil GE1 的分解结果涵盖 σ 收敛的信息, 俱乐部收敛实质是一种特殊的条件 β 收敛^[24], 为避免研究内容重复, 本文仅分析 UGDE 的绝对和条件 β 收敛情况。

假定城市外部环境相同, UGDE 差距缩小并达到共同稳态的现象被称为绝对 β 收敛。而条件 β 收敛则考虑了城市外部环境的差异, 认定 UGDE 将收敛于各自的稳态水平, 该过程中差距将长期存在但仍趋于缩小。模型构建上, 条件 β 与绝对 β 收敛模型的区别在于有若干控制变量。本研究参考前人成果^[5,13,18], 选取 6 个对 UGDE 有显著影响的因素作为控制变量, 分别为: ISL(产业结构), 采用工业产值与 GDP 的比值衡量; TEL(技术水平), 采用人均科教支出衡量; FDI(开放程度), 采用当年使用外资衡量; POD(人口密度), 采用每平方千米人口数量衡量; GOI(政府影响力), 采用财政支出与 GDP 的比值; FDS(金融发展规模), 采用年末金融机构存款与 GDP 的比值。

此外, 研究中发现各年份的 UGDE 存在空间溢出现象(莫兰指数显著为正)。为降低空间效应对估计结果造成的偏差, 在 β 收敛模型的基础上引入空间权重矩阵以构造空间 β 收敛模型。空间计量模型有空间误差、空间自回归和空间杜宾(SDM)三种常见分型, 检验发现双向固定效应的 SDM 模型有更优的适用性。综上, 构造空间绝对和条件 β 收敛模型, 公式如(6)和(7):

$$\ln \left(\frac{\text{ugde}_{it+1}}{\text{ugde}_{it}} \right) = a + \beta \ln \text{ugde}_{it} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln \left(\frac{\text{ugde}_{it+1}}{\text{ugde}_{it}} \right) + \gamma \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln \text{ugde}_{it} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln \left(\frac{\text{ugde}_{it+1}}{\text{ugde}_{it}} \right) = a + \beta \ln \text{ugde}_{it} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln \left(\frac{\text{ugde}_{it+1}}{\text{ugde}_{it}} \right) + \gamma \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln \text{ugde}_{it} + \delta_k X + \varphi \sum_{j=1}^n W_{ij} X_k + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中, ugde_{it} 表示第 i 个城市第 t 年的 UGDE, a 为常数项; ρ 、 γ 为空间滞后系数和自回归系数; δ_k 为第 k 个控制变量 X 的回归系数, φ 为控制变量空间项的系数; μ_i 、 ν_i 分别表示城市和年份固定效应, ε_{it} 为误差项。 W_{ij} 为空间权重矩阵, 本文采用经济距离嵌套矩阵(W_1), 并将邻接矩阵(W_2)和反距离矩阵(W_3)用做稳健性检验。因空间权重矩阵构建较为常规, 具体方法和公式可参考文献^[26]。

上述公式中, β 为收敛系数, 当 $\beta < 0$ 且显著时, 即存在收敛趋势, 此时可利用公式(8)计算其收敛幅度和半收敛周期。

$$T = \frac{\ln(2)}{S} \quad \& S = -\frac{\ln(1+\beta)}{t} \quad (8)$$

其中, S 指 UGDE 向其稳态水平收敛的幅度, 单位为“%”; T 为消除当前 UGDE 与稳态均衡水平差距的一半所需要的时间, 单位为“年”。

2.6 数据来源及分区说明

①研究使用的社会经济数据均为市辖区数据,主要来自《中国城市统计年鉴》,少量来自《中国城市建设年鉴》《中国统计年鉴》、中经网及各地方统计局网站等。②所用的碳排放数据来自于 ODIAC 数据库(<http://odiac.org/index.html>),对公里网格数据进行投影、裁剪等预处理,叠合 2021 年市辖区边界数据,以获得可供使用的城市碳排放面板数据。③因涉及的指标数量较多,研究准备阶段对数据缺失情况较轻的数据进行插值处理,剔除数据缺失严重的样本,最终选取 269 个地级及以上城市进行分析。④因所用年鉴在 2003 年有较大规模的指标和统计口径更改,截至研究实施时 2021 年之后的部分数据缺失严重,故选定 2003—2021 年为研究期。此外,经济相关数据均被换算至 2003 年的价格水平。⑤参考国家统计局的经济区划分方式,将 269 个城市分为东部、中部和西部区域,所对应城市数量分别为 98、96 和 75。

3 结果与分析

3.1 城市绿色发展效率的时空格局

如图 1,2003—2007 年 269 个城市 UGDE 的均值由 0.54 下降至 0.45,年均下降幅度达 4.17%;2008—2013 年效率值持续下降至 0.41,但年均降幅仅 1.43%;2013 年均值转降为升,波动上涨至 2021 年的 0.51。整个研究期间 269 个城市的 UGDE 均值波幅为 0.13,显示出 UGDE 的相对稳定性;而 19 年间 UGDE 的均值为 0.47,即理论上还有较大的提升空间;前述两者揭示出未来 UGDE 的提升过程将具有长期性。分区特征上,初期西部 UGDE 均值最高,东部最低。但东部于 2005 年赶超中部,并在 2011 年后与西部交替领先。中部均值则长期低于东、西部区域。总体而言,269 个城市、东、中、西部 UGDE 均值都存在先降后升的“U”型特征,后文讨论部分将就该特征展开探讨。

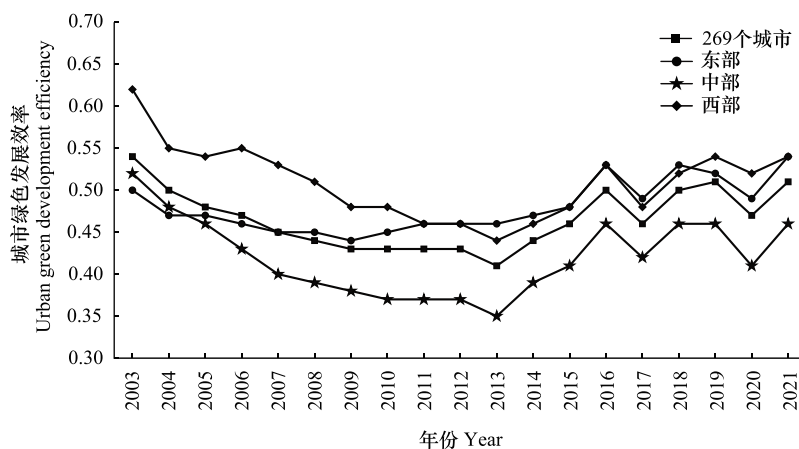


图 1 城市绿色发展效率变化图

Fig.1 Changes of urban green development efficiency

可视化各期效率(图 2),发现四个时期格局分布具备复杂性和明显的空间异质性。相对高值区零散的分布于川渝、关中、长三角、珠三角和东北区域;相对低值区集中于中部区域,特别是 2008—2017 年间中部大量城市集中于最低档,即数值低于 0.35。观察各时期 UGDE 的冷热点情况(图 3),发现冷点集聚稳定在晋冀鲁豫区域,说明该区域 UGDE 处于低值集聚状态;热点方面,四个时期均存在多个显著热点,但稳定的热点仅有东南沿海的广东省部分城市。综合来看,位于冷点的河南、河北、山东及山西等省份经济发展阶段和产业结构相对落后,能耗高、污染重的资源投入型产业比重较大;而热点处的广东区域作为改革开放的先行区,有较高的城镇化、经济和科技水平,且较早进入了产业结构优化和转型升级的阶段,因而有更高的 UGDE 表现。此外,对比各期冷点可发现其规模在逐渐缩小,说明近年来在环境规制、发展模式转型和技术进步等综合作用下

“UGDE 塌陷”状况有所改善。

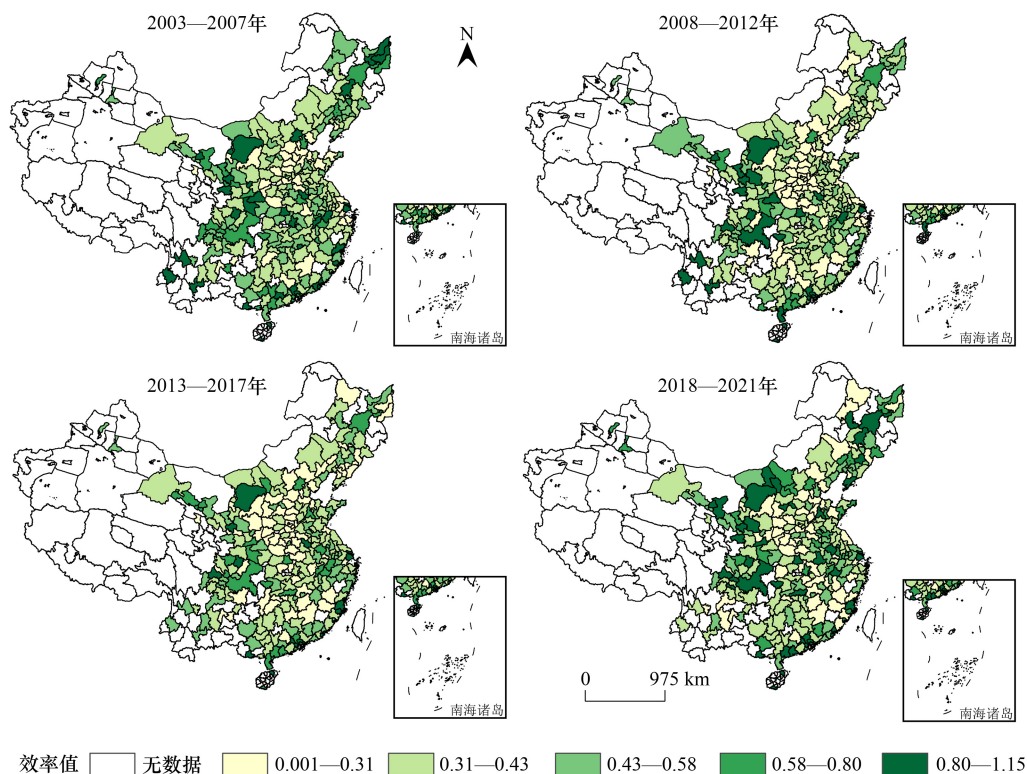


图2 城市绿色发展效率时空格局图

Fig.2 Spatial-temporal patterns of urban green development efficiency

采用截尾均值法(去掉最高和最低值后取均值)得到效率阶段值;将4个阶段数值置于同一集合内,借助自然断点法确定分图中的分段点

3.2 城市绿色发展效率的动态演变

观察 269 个城市的核密度曲线(图 4),获得如下发现:①曲线结构:核密度曲线双峰结构明显且主次峰高差大,即 UGDE 存在明显的极化现象,具体而言 0.40 和 1.10 左右存在两个极化密集区,其中有较大比例城市的 UGDE 在 0.40 左右,而 1.10 则对应前述的高值区域。②主峰位置方面:研究期始末主次峰位置相似,但主次峰均存在先左移后右移的过程,即密度中心数值存在先降后升的演变过程。③主峰高度和宽度上:主峰高度先升后降,宽度则呈现“前期稳定,后期收窄”的特征,说明前期主峰附近城市数量增加,2013 年后主峰附近城市数量减少且极化现象减轻。次峰高度和宽度呈现“前期平稳,后期上升”的特征,说明随着 2013 年后 UGDE 整体上升,一部分城市效率值提升并达到次峰附近。④曲线的延展性上:研究期内密度曲线起伏范围在 0.20—1.30 之间,右拖尾明显且在 2013 年后存在变宽趋势,即 UGDE 的梯度差异趋于增大。

区域维度上(图 4),获得如下发现:①曲线结构:三个分区均存在双峰结构,其中东部和西部最为明显。东部情况与整体类似。中部呈现单峰到双峰的演化过程,次峰的出现说明 UGDE 的梯度现象更明显,也说明区域内一些城市的效率值有了明显提高并形成一个小值集聚区。早期西部主峰极化区数值(0.50)略高于其它两区,侧面解释了 2011 年前西部平均水平略高于其它两区的现象。②主峰位置方面:研究期内东部主峰出现短暂右移后回正,中部主峰位置稳定,西部主峰呈现一定的波动现象,这说明三者的 UGDE 演化过程存在一定异质性。③主峰高度:三个区域均存在“先升后降”的特征。但应注意中部地区的 y 轴最大值高于东部和西部,即大量城市 UGDE 集聚在主峰附近,着力提升这些城市的 UGDE 将对中部区域整体状况改善有重要作用。④曲线的延展性上:与东部和西部明显不同,中部的密度曲线起伏范围在 0.20—1.20 之间,更小的延展空间和更高的主峰高度说明中部区域内 UGDE 有更小的绝对差异。

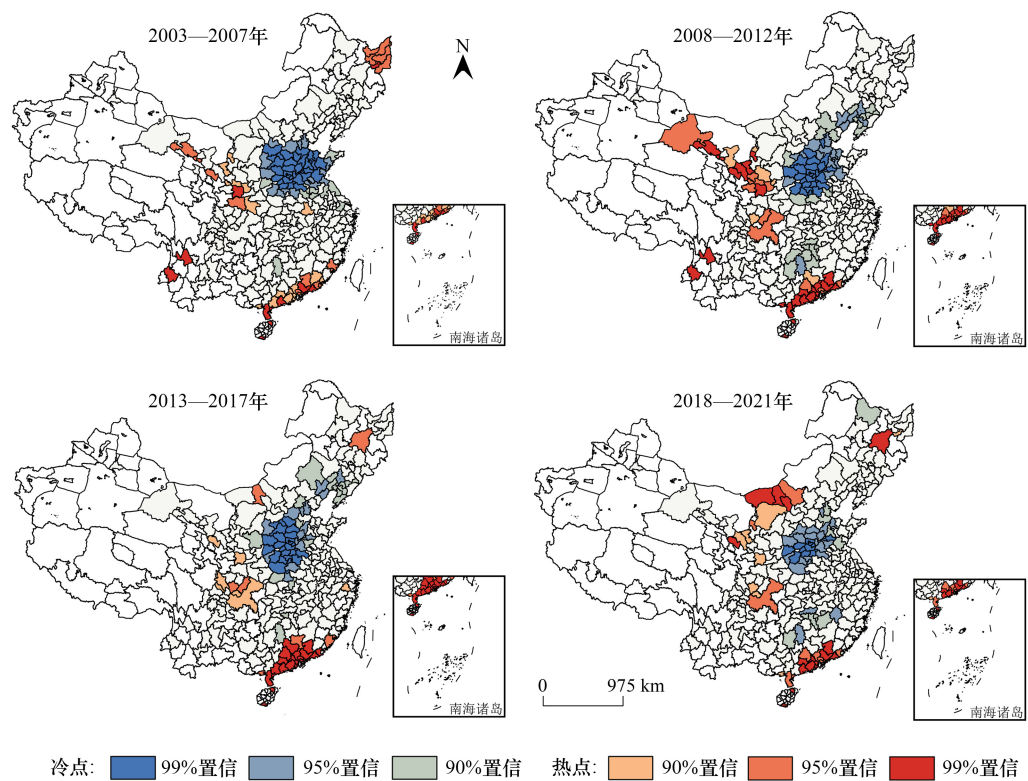


图 3 城市绿色发展效率冷热点分析图
Fig.3 Getis-Ord G_i^* map of urban green development efficiency

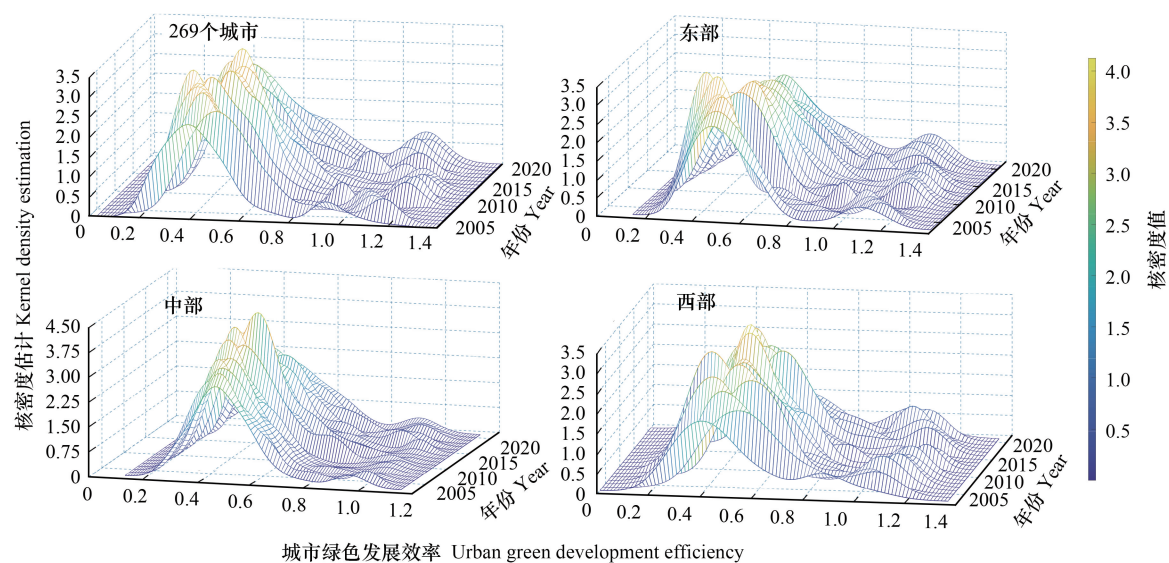


图 4 城市绿色发展效率核密度估计图
Fig.4 Kernel density estimation of urban green development efficiency

3.3 城市绿色发展效率的差异及分解

如图 5,中国 269 个城市的 Theil 指数区间为 0.08—0.13,最低值在 2004 年,最高值在 2021 年,长期视角上 Theil 指数波动上升,即从整个研究期来看差异性在提高。分阶段来看:①2004—2010 年 Theil 指数以稳定的速度逐年上升,即该时段 269 个城市的 UGDE 差异在逐渐扩大,此时区域间和省内外差异也均在上升。时

值经济高速发展,资本、土地和能源等要素投入大幅扩张,期望和非期望产出数量差异性明显,因而不同城市 UGDE 变化异速性致使前述指标表现。②2010—2015 年间指数存在小幅下降,说明这五年中存在绝对差异缩小的阶段特征,这契合了图 1 中东部均值赶超西部,以及 269 个城市 UGDE 均值转降为升的特征。③2015 年后 Theil 指数持续提高,其增长来源于省内差距,可能因为 2013 年后中国日渐注重生态文明建设,两年政策执行期后区域内不同城市的要素投入和产出发生较大变化和差异,进而引致 UGDE 非均衡性提高。具体来看,该时期指数增长来源于省间差异,结合核密度结果(图 4),可知个别城市 UGDE 脱离省内平均水平,使得效率分布更分散。

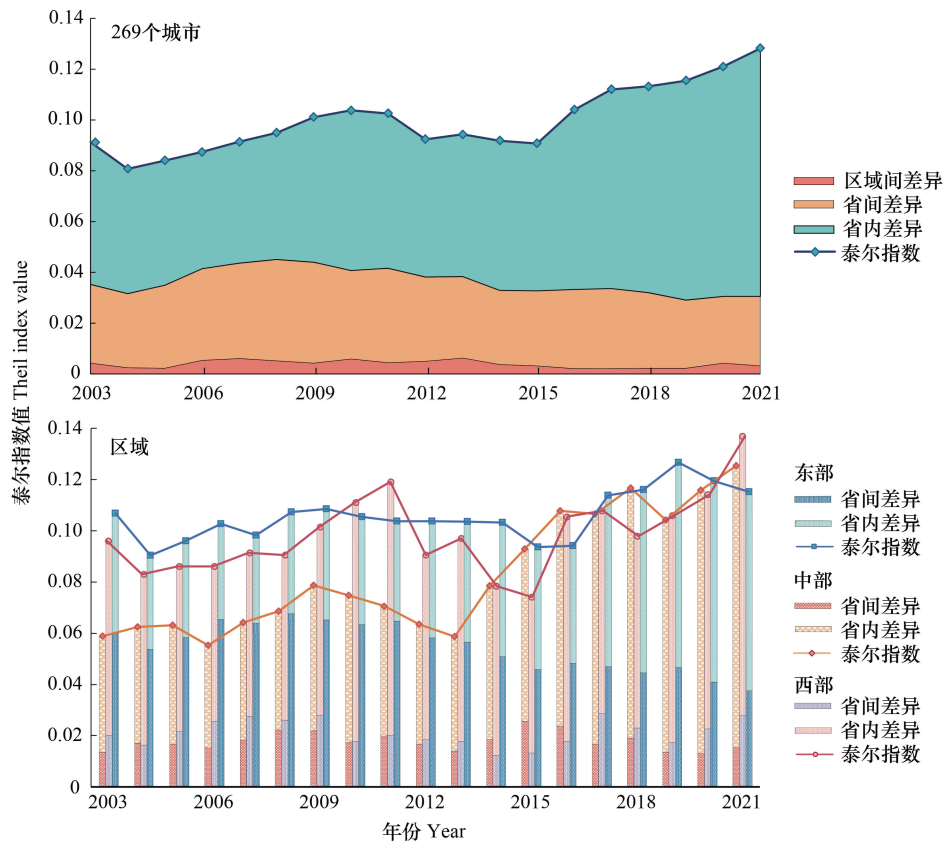


图 5 泰尔指数分解图

Fig.5 The Theil index and its decomposition

观察各区域 Theil 指数(图 5):①东部 Theil 指数相对稳定,呈现小幅度的波动上升趋势,这可能与东部区域城市较高的经济社会发展水平、较完备的产业基础、较稳定的城市规模等基础条件有关。此外,2011 年后东部省内差异扩大、省间差异缩小,说明东部各省 UGDE 趋于平衡,但省内高低值城市间差异拉大。②中部 Theil 指数上升明显,主要源于 2013 年起省内差异的提升。结合核密度结果(图 4),可知中部区域初期有较小的绝对差异,但新时代后部分城市绿色发展能力脱离全省平均水平快速提升,这引致了省内差异快速扩大。③西部 Theil 指数阶段特征与前述 269 个城市的阶段特征类似。具体而言,2015 年前指数变动源于省内外差异的同频变动,而 2015 年后指数升高则源于省内差异提升。④西部城市数量少于东部和中部,但 2015 年后西部 Theil 指数却与其它两区相近,说明西部区域的差异性更强。综合来看,研究期间 269 个城市和东、中、西部 UGDE 的绝对差异均有扩大趋势。特别是 2015 年后省内绝对差异的扩大,直接带动了 Theil 指数上升,未来应注重采取措施加强省内 UGDE 的均衡性提升。

3.4 城市绿色发展效率的空间收敛性

3.4.1 绝对 β 收敛检验结果

如表 2,在考虑空间溢出效应后,269 个城市的收敛系数为 -0.292 ,通过 1% 的显著性检验。这说明中国 269 个城市的 UGDE 存在收敛趋势,即 UGDE 的初始数值大小与其增速呈负相关关系,高增速的低值城市会动态追赶低增速的高值城市。计算出收敛幅度为 1.82%,半收敛周期为 38 年,即仅考虑各城市产业结构、城市规模、人口数量等外在因素差异的情况下,理论上到 2097 年 UGDE 将收敛至同一的稳态均衡水平。区域层面来看,东、中和西部均存在显著的收敛趋势,半收敛周期分别为 35、41 和 36 年。研究还发现 γ 和 ρ 在不同程度上均显著为正,表明本城市效率增速同时受到其它城市效率和效率增速正向的空间溢出影响,即相邻城市效率和效率增速的提升将带动本城市效率增速提升。理论上这有利于本城市效率向稳态均衡水平靠拢,在一定程度上对效率差距缩小和收敛有促进作用。省域层面,所检验的 23 个省均呈现显著的绝对 β 收敛性,这说明低值城市存在向省内高值城市靠拢的趋势(表 3)。值得注意的是,省域半收敛周期差异性明显,其中 15 个省(自治区)的半收敛周期在 38 年内(图 6),即在达到共同的稳态均衡水平之前将率先达到省内稳态均衡水平。其余省份中浙江、江苏、湖北、陕西和云南半收敛周期则超过 60 年,这揭示了部分省份绝对 β 收敛过程长期性的特征。

3.4.2 条件 β 收敛检验结果

绝对 β 收敛侧重于识别某一数值本身的收敛性,即假设 UGDE 以外的任何环境要素都具有有一致性。现实中绝对 β 收敛过于理想化的假设条件难以达到,条件收敛则通过添加控制变量顾及到了 UGDE 之外因素的影响。

如表 2 所示,269 个城市及东、中、西部的 β 值仍显著为负,即考虑各城市多方面初始差异的情况下,UGDE 将会收敛至各自的稳态均衡水平。进一步观察收敛幅度和周期,发现条件 β 收敛的幅度均高于绝对 β 收敛,269 个城市及东、中、西部的半收敛周期分别少 4、7、7、4a,且周期长度排序仍为中部>西部>东部,269 个城市的周期长度介于中部和西部之间,这在一定程度上印证了该序列的稳健性。综合前述分析,中部区域收敛周期最长的主要原因可能是其初始效率水平较低,以及研究期内其 UGDE 绝对差异有所提升。综合各控制变量的系数和显著性,可发现人口密度、技术水平和产业结构对 UGDE 增速起正向作用,而金融发展规模和政府影响力则对 UGDE 增速起负向作用。从空间系数看,269 个城市和东部 UGDE 增速仍受到其它城市效率和效率增速正向的空间溢出影响;西部和中部城市 UGDE 增速受到其它城市效率增速正向的空间溢出影响。省域层面上,各省(自治区)均呈现显著条件 β 收敛性。各省条件 β 收敛周期均低于绝对 β 周期,说明所选控制变量对 UGDE 的收敛具有一定促进作用。省域收敛差异性下降,仅浙江、江苏、云南和陕西周期高于 34a,半收敛周期跨度变为 12 至 46a,理论上 UGDE 将先收敛至自身的稳态均衡水平。

3.4.3 收敛性的稳健性检验

对空间计量而言,空间权重矩阵的选择对于所得结果的科学性具有重大影响。研究基于经济距离嵌套矩阵(W_1)检验了 UGDE 的空间 β 收敛特征,为检验前述结果的稳健性,研究还采用邻接矩阵(W_2)和反距离矩

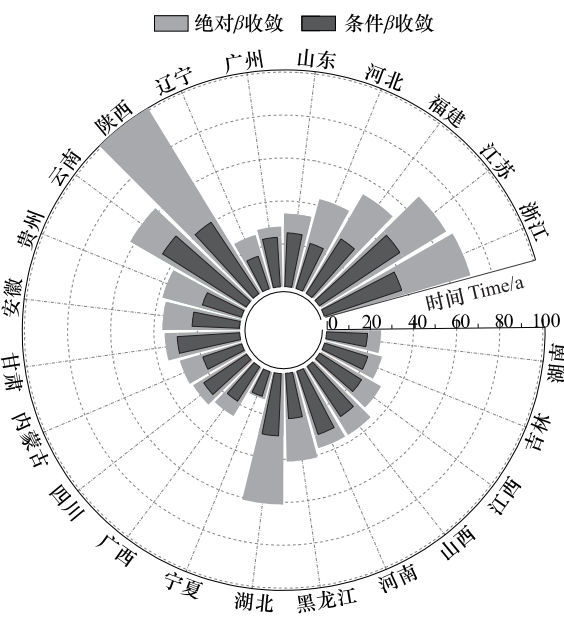


图 6 省域半收敛周期

Fig.6 Semi-convergence period for each province

阵(W_3)进行了空间 β 收敛性检验。如表3,替换权重矩阵后检验结果与前述结果相似,即各主体均存在显著的绝对和条件 β 收敛性,仅收敛幅度和周期存在略微差异,这佐证了前述结果具有较高的稳健性。

表2 空间 β 收敛结果Table 2 Spatial β -convergence results

变量 Variables	空间绝对 β 收敛 Spatial absolute β convergence				空间条件 β 收敛 Spatial conditional β convergence			
	269个城市	东部	中部	西部	269个城市	东部	中部	西部
β	-0.292 *** (-27.82)	-0.315 *** (-18.20)	-0.275 *** (-15.63)	-0.309 *** (-14.98)	-0.328 *** (-31.47)	-0.385 *** (-22.34)	-0.324 *** (-18.48)	-0.341 *** (-16.59)
lnISL					0.0437 ** (2.40)	0.0623 ** (1.99)	0.0309 (1.06)	0.0521 (1.51)
lnTEL					0.0318 *** (3.55)	0.0197 (1.25)	0.0297 ** (2.10)	0.0450 ** (2.52)
lnFDI					0.00319 (1.35)	-0.0137 *** (2.67)	0.0140 *** (2.75)	0.00517 (1.41)
lnPOD					0.144 *** (16.94)	0.142 *** (11.9)	0.153 *** (9.22)	0.153 *** (9.19)
lnGOI					-0.0466 *** (-5.00)	-0.0716 *** (-4.37)	-0.0157 (-1.06)	-0.0394 ** (-2.09)
lnFDS					-0.0290 ** (-2.15)	-0.0313 (-1.45)	-0.108 *** (-4.42)	0.0126 (0.47)
γ	0.119 *** (4.11)	0.156 *** (3.60)	0.0566 * (1.77)	0.0861 * (1.87)	0.126 *** (4.32)	0.144 *** (3.13)	0.0327 (0.87)	0.0813 (1.58)
ρ	0.0604 ** (2.03)	0.108 ** (2.38)	0.298 *** (8.05)	0.173 *** (3.93)	0.0671 ** (2.27)	0.102 ** (2.23)	0.262 *** (6.98)	0.169 *** (3.83)
直接效应 LR_Direct	-0.291 *** (-27.08)	-0.312 *** (-17.72)	-0.276 *** (-15.50)	-0.307 *** (-14.68)	-0.327 *** (-30.55)	-0.383 *** (-21.65)	-0.324 *** (-17.94)	-0.339 *** (-16.08)
间接效应 LR_Indirect	0.105 *** (3.65)	0.133 *** (2.96)	-0.0382 (-0.99)	0.0348 (0.71)	0.112 *** (3.80)	0.117 ** (2.48)	0.0026 (0.06)	0.0309 (0.55)
总效应 LR_Total	-0.186 *** (-6.40)	-0.179 *** (-3.98)	-0.314 *** (-7.97)	-0.273 *** (-5.51)	-0.215 *** (-6.97)	-0.266 *** (-5.39)	-0.321 *** (-6.80)	-0.309 *** (-5.13)
特异误差 Specific error	0.0232 *** (49.19)	0.0183 *** (29.67)	0.0247 *** (29.24)	0.0299 *** (25.92)	0.0217 *** (49.19)	0.0163 *** (29.67)	0.0213 *** (29.39)	0.0276 *** (25.92)
样本量 Sample number	4842	1764	1728	1350	4842	1764	1728	1350
R^2	0.144	0.153	0.145	0.147	0.186	0.203	0.211	0.213
收敛幅度 Convergence amplitude	1.82%	2.00%	1.69%	1.95%	2.09%	2.56%	2.07%	2.19%
半收敛周期 Semi-convergence period	38	35	41	36	34	28	34	32

括号内为 T 值; *、**、*** 分别表示通过 0.10、0.05、0.01 显著性检验;借助偏微分方法分解模型中的空间效应;采用“进 1 法”对半收敛周期取整; β :收敛系数 Coefficient of β convergence; ρ :空间滞后系数 Spatial lag coefficient; γ :空间自回归系数 Spatial autoregressive coefficient;ISL:产业结构水平 Industrial structure level;TEL:技术水平 Technical level;FDI:外商直接投资 Foreign direct investment;POD:人口密度 Population density;GOI:政府影响力 Government influence;FDS:金融发展规模 Financial development scale;ln:自然对数 natural logarithm; R^2 :判定系数 Coefficient of determination

4 讨论

4.1 城市绿色发展效率的“U”型特征分析

本研究测算出 2003 至 2021 年间 269 个城市 UGDE 的均值在 0.4 至 0.6 之间,空间格局上东西部高于中部区域,这些与 Feng^[17] 和 Tan^[27] 等学者的结论一致。而在变化特征上,上述研究结果之间存在一定差异,但

均未测算出与本研究结果类似的“U”型特征。分析差异产生原因如下:①由于缺乏标准的测度框架,不同研究者采用的指标体系不同。相较于其它研究,本研究的指标要素更多且融合处理了一些同类指标,以求提高效率值测算的全面性和科学性。②使用的效率值测算模型不同。大多都采用了超效率 SBM,而本研究则在该模型的基础上增加了全局共同生产前沿的设定,用以增强不同年份 UGDE 数值间的跨时序可比性。

表 3 省域及稳健性检验结果

Table 3 Provincial and robustness test results

空间权重矩阵 Spatial weight matrix	经济距离(W_1)		距离矩阵(W_2)		邻接矩阵(W_3)	
	Economic distance matrix		Distance matrix		Adjacency matrix	
	绝对 β	条件 β	绝对 β	条件 β	绝对 β	条件 β
269 个城市	-0.292 ***	-0.328 ***	-0.292 ***	-0.330 ***	-0.289 ***	-0.330 ***
东部区域	-0.315 ***	-0.385 ***	-0.305 ***	-0.373 ***	-0.300 ***	-0.371 ***
浙江	-0.172 ***	-0.297 ***	-0.129 ***	-0.249 ***	-0.191 ***	-0.274 ***
江苏	-0.178 ***	-0.254 ***	-0.183 ***	-0.296 ***	-0.185 ***	-0.293 ***
福建	-0.222 ***	-0.365 ***	-0.341 ***	-0.490 ***	-0.333 ***	-0.417 ***
河北	-0.269 ***	-0.459 ***	-0.258 ***	-0.487 ***	-0.279 ***	-0.487 ***
山东	-0.328 ***	-0.418 ***	-0.403 ***	-0.483 ***	-0.366 ***	-0.441 ***
广州	-0.385 ***	-0.440 ***	-0.390 ***	-0.467 ***	-0.396 ***	-0.452 ***
辽宁	-0.406 ***	-0.575 ***	-0.382 ***	-0.610 ***	-0.418 ***	-0.591 ***
中部区域	-0.275 ***	-0.325 ***	-0.272 ***	-0.322 ***	-0.274 ***	-0.322 ***
湖北	-0.196 ***	-0.371 ***	-0.261 ***	-0.367 ***	-0.213 ***	-0.347 ***
黑龙江	-0.278 ***	-0.482 ***	-0.299 ***	-0.314 ***	-0.276 ***	-0.361 ***
河南	-0.301 ***	-0.351 ***	-0.350 ***	-0.411 ***	-0.346 ***	-0.407 ***
山西	-0.305 ***	-0.381 ***	-0.297 ***	-0.386 ***	-0.303 ***	-0.406 ***
江西	-0.340 ***	-0.443 ***	-0.327 ***	-0.549 ***	-0.356 ***	-0.397 ***
吉林	-0.388 ***	-0.467 ***	-0.308 ***	-0.650 ***	-0.323 ***	-0.352 ***
湖南	-0.418 ***	-0.502 ***	-0.400 ***	-0.552 ***	-0.356 ***	-0.496 ***
西部区域	-0.309 ***	-0.341 ***	-0.294 ***	-0.320 ***	-0.297 ***	-0.320 ***
陕西	-0.123 ***	-0.281 ***	-0.150 ***	-0.344 ***	-0.127 ***	-0.303 ***
云南	-0.194 ***	-0.250 ***	-0.206 ***	-0.362 ***	-0.315 ***	-0.617 ***
贵州	-0.293 ***	-0.509 ***	-0.306 **	-0.525 ***	-0.299 ***	-0.553 ***
安徽	-0.308 ***	-0.457 ***	-0.304 ***	-0.440 ***	-0.292 ***	-0.358 ***
甘肃	-0.318 ***	-0.372 ***	-0.305 ***	-0.355 ***	-0.296 ***	-0.349 ***
内蒙古	-0.365 ***	-0.508 ***	-0.379 ***	-0.651 ***	-0.358 ***	-0.571 ***
四川	-0.368 ***	-0.423 ***	-0.382 ***	-0.408 ***	-0.396 ***	-0.491 ***
广西	-0.402 ***	-0.507 ***	-0.346 ***	-0.440 ***	-0.387 ***	-0.487 ***
宁夏	-0.654 ***	-0.696 ***	-0.756 ***	-0.930 ***	-0.687 ***	-0.861 ***

对于 269 个城市及东、中、西部均呈现的“U”型特征,综合的社会发展实际进行分析:2003 年中国迎来新一轮的经济社会高速发展期,城市在发展需求和土地财政等内外驱动力的作用下快速扩张。但粗放式的增长也带来了污染加剧、城市无序扩张、资源浪费等问题,这对应 UGDE 在初期的快速下降。为遏制日益严峻的环境污染,“十一五”期间中央政府出台系列环保政策,并将环境指标纳入官员考核机制^[45],该期间环境质量恶化速度有所减缓,这对应 2007 年后 UGDE 的缓速下降。2012 年前后中国经济“增速换挡”,十八大后中央政府强力推进生态文明建设,着力倡导绿色可持续的发展方式^[1],十九大又正式确立高质量发展为现代化国家建设的首要任务^[3],在此背景下中国城市绿色发展水平逐渐提升,这对应 2013 年后 UGDE 呈现的波动上升趋势。综上,研究期间中国经历了粗放式发展转向绿色高质量发展的重大转型,城市发展的底层逻辑由要素投入转向效率提升,本研究中 UGDE 的“U”型特征与上述转变相对应,即效率变动与宏观政策背景存在一定相

关性。

4.2 城市绿色发展效率的差异性与收敛性

研究发现 269 个城市及东、中、西部在研究期内均存在 Theil 指数升高的现象,即 UGDE 的绝对差异在扩大。但收敛性检验却发现上述主体均存在显著的绝对 β 收敛趋势,说明 UGDE 差异将缩小且收敛至同一稳态水平。需要说明的是这两项发现并不冲突,可从两个角度理解:

(1) Theil 指数和绝对 β 收敛的关系。Theil 指数基于集合内 UGDE 的熵值测算差异情况,绝对 β 收敛则侧重于低值个体动态追赶高值个体带来的差异缩小,这种追赶体现在低值个体有着更高的增速^[24],因此绝对 β 收敛是 Theil 指数降低的必要条件。若不存在绝对 β 收敛,那么高 UGDE 城市将比低值城市增长得更快,理论上城市 UGDE 之间的差异将会无限地扩大,空间马太现象也将愈发明显^[7]。但是,绝对 β 收敛不是 Theil 指数降低的充分条件,因为在 UGDE 差距减少的过程中,常受到新随机因素的冲击^[46]。

(2) Theil 指数和绝对 β 收敛的时间性。Theil 指数是基于已有的 UGDE 数据测算出来的静态数值,衡量的是过去一段时间集合内 UGDE 的绝对差异情况。绝对 β 收敛检验则是基于新古典增长理论中收敛假说的一种趋势识别,这种趋势本身描述的是一种动态追赶的过程,该过程以同一稳态均衡水平的到达为结果。假设 A 和 B 分别为低/高 UGDE 城市,但 A 具有更高的增长速度。由于 A 初始数值较低,在一定时期内 A 和 B 之间的绝对差异可能仍在拉大,但有较高增速的 A 最终会追赶上 B,即实现同一稳态均衡水平上的收敛。因此,短期内 Theil 指数的升高并不能否定未来较长一段时间内收敛性的存在^[46]。

4.3 研究不足与展望

研究测度了 269 个城市 2003—2021 年期间的 UGDE,并综合多学科工具对 UGDE 的时空格局、动态演变、差异性和空间收敛性进行了分析。尽管研究有一定的新发现,但仍存一些局限性:①研究从两个尺度分析了 UGDE 的数值情况和动态演变特征。未来可基于地缘关系、城市规模,经济水平和产业类型等对城市进行再分类,进而探究不同类别城市 UGDE 的特征与差异。②研究的重心在于对 UGDE 特征事实的分析和规律总结,因而对 UGDE 的形成机理、作用机理和收敛机理探讨不足。未来可围绕 UGDE 内在机理开展研究。③空间收敛性检验部分中,本文更多的是将空间外溢性作为现实情况考虑,碍于篇幅限制未详细分析 UGDE 的空间外溢性对收敛性造成的影响。未来研究可深入探讨空间外溢性对收敛性的作用效果和机理。

5 结论和启示

5.1 研究结论

(1) 研究期间 269 个城市的 UGDE 均值波动范围在 0.41 至 0.54 之间,理论上还有较大的提升空间,也反映出未来 UGDE 提升是一个长期的过程。时序上,269 个城市及东、中、西部的效率值均呈现先降后增的“U”型特征,推测可能受宏观政策背景影响。空间上,UGDE 呈东西高、中部低的分布格局。各个时期中低值集聚的冷点区稳定在晋冀鲁豫区域;存在多个高值集聚的热点区,但仅有东南沿海热点区稳定存在。

(2) 269 个城市及东、中、西部 UGDE 区间分布存在明显的极化现象和梯度性,且这些特征具有相对稳定性。少量高值城市集聚在 1.0 近形成密度次峰,大量城市 UGDE 数值集中于 0.4 形成密度主峰,未来应重点提升主峰附近城市的 UGDE。269 个城市 UGDE 绝对差异在波动中扩大,区域间的 UGDE 绝对差异先升后降。东部区域内差异相对稳定,西部区域内差异略有提升。西部区域内差距提升明显,主要源于 2015 年后省内差距的拉大。

(3) 考虑空间溢出效应的情况下,269 个城市及东、中、西部均存在显著的绝对和条件 β 收敛趋势,收敛幅度次序为东部>西部>中部,269 个城市收敛幅度介于西部和中部之间。各省也在不同程度上呈现出显著的收敛性,即在多层级上存在低值动态追赶高值城市的趋同趋势,但短期内各城市效率仍会保持一定差距。此外,部分 UGDE 增速同时受到其它城市效率和效率增速正向的空间溢出影响,理论上这将有损于本城市 UGDE 向稳态均衡水平靠拢,在一定程度上对效率差距缩小和收敛有促进作用。

5.2 研究启示

(1) 研究发现 UGDE 具有空间异质性和调控长期性。一方面,在未来城市发展规划中应正视这种长期存在的空间异质性,采取针对性的措施以实现城市减排减污和提质增效发展,助推 UGDE 在较长时期内的稳步提升。另一方面,对晋冀鲁豫效率冷点区提供一定的政策倾斜,助力城市绿色可持续发展。

(2) UGDE 的演变与宏观政策背景存在关联性。一方面,要重视城市发展中技术效率的提高。科学控制城市规模扩张,牢固树立城市土地精明增长理念,积极响应“十四五”规划和 2035 远景目标提出的城市更新战略。应积极倡导绿色生产模式,通过技术改进、产业结构调整和政策工具等举措降低城市发展中的能源消耗。另一方面,合理利用环境规制等政策工具,贯彻双碳战略,严格管控污染物排放,培育“低投入、高产出、低污染”的绿色发展模式,协调好城市发展与环境污染的关系。

(3) 鉴于 UGDE 在多尺度主体上显现的空间收敛性。一方面,应重视高 UGDE 城市的“涓滴效应”,积极发挥效率空间外溢效应在促进周边个体发展中的正向作用,采取多元方式支持先进技术和产业向低 UGDE 城市的转移。低值城市也应主动向高值城市学习管理经验和发 展举措,以提质增效实现追赶超越。另一方面,应重视区域一体化协同发展,畅通生产要素优化配置通道,发挥区域发展规划作用,推动粤港澳和长三角等高 UGDE 收敛集群的培育,助力部分省份或区域率先实现效率均衡发展。

致谢:感谢罗河廷对写作给予的帮助。

参考文献(References):

- [1] Huang W, Gao B, Cui S H, Huang Y F, Zhang X T, Shen Y S, Fang X J, Wang L, Xu S, Zuo S D. Evaluating green city development in China using an integrated analytical toolbox. *Journal of Cleaner Production*, 2023, 400: 136703.
- [2] Zhou Y X, Lu Y. Spatiotemporal evolution and determinants of urban land use efficiency under green development orientation: insights from 284 cities and eight economic zones in China, 2005—2019. *Applied Geography*, 2023, 161: 103117.
- [3] 王一鸣. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局. *管理世界*, 2020, 36(12): 1-13.
- [4] 刘华军, 吴倩敏. 新时代十年中国绿色发展之路. *中国人口·资源与环境*, 2024, 34(3): 102-111.
- [5] 周亮, 车磊, 周成虎. 中国城市绿色发展效率时空演变特征及影响因素. *地理学报*, 2019, 74(10): 2027-2044.
- [6] 邓祥征, 金贵, 何书金, 王成新, 李兆华, 王占岐, 宋马林, 杨庆媛, 张安录, 陈建成. 发展地理学研究进展与展望. *地理学报*, 2020, 75(2): 226-239.
- [7] Barro R J. Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2): 407-443.
- [8] 车磊, 白永平, 周亮, 汪凡, 纪学朋, 乔富伟. 中国绿色发展效率的空间特征及溢出分析. *地理科学*, 2018, 38(11): 1788-1798.
- [9] Sun C Z, Tong Y L, Zou W. The evolution and a temporal-spatial difference analysis of green development in China. *Sustainable Cities and Society*, 2018, 41: 52-61.
- [10] 杨新梅, 黄和平, 周瑞辉. 中国城市绿色发展水平评价及时空演变. *生态学报*, 2023, 43(4): 1353-1365.
- [11] Pearce D, Markandya A, Barbier E. *Blueprint for a green economy*. XF2006304284, 1989.
- [12] 联合国开发计划署组织翻译. 2002 年人类发展报告: 在碎裂的世界中深化民主. 北京: 中国财政经济出版社, 2002.
- [13] Peng S Y, Yu Y J. Green development efficiency measurement and influencing factors analysis in the Yangtze River economic Belt, China. *Ecological Indicators*, 2024, 162: 112025.
- [14] 刘华军, 邵明吉, 孙东旭. 新时代中国绿色发展的实践历程与重大成就——基于资源环境与经济协调性的考察. *经济问题探索*, 2022(9): 133-147.
- [15] 田光辉, 李江苏, 苗长虹, 杜萍萍. 基于非期望产出的中国城市绿色发展效率及影响因素分析. *经济地理*, 2022, 42(6): 83-91.
- [16] Sueyoshi T, Yuan Y, Goto M. A literature study for DEA applied to energy and environment. *Energy Economics*, 2017, 62: 104-124.
- [17] Feng R, Shen C, Dai D D, Xin Y R. Examining the spatiotemporal evolution, dynamic convergence and drivers of green total factor productivity in China's urban agglomerations. *Economic Analysis and Policy*, 2023, 78: 744-764.
- [18] Yang T, Zhou K L, Zhang C. Spatiotemporal patterns and influencing factors of green development efficiency in China's urban agglomerations. *Sustainable Cities and Society*, 2022, 85: 104069.
- [19] 窦睿音, 焦贝贝, 张文洁, 张鹏飞. 西部资源型城市绿色发展效率时空分异与驱动力. *自然资源学报*, 2023, 38(1): 238-254.

- [20] Zhang R, Ying W H, Wu K R, Sun H P. The impact of innovative human capital agglomeration on urban green development efficiency: based on panel data of 278 cities in China. *Sustainable Cities and Society*, 2024, 111: 105566.
- [21] Liu P X, Zhong F L, Han N. Efficiency and equity: Effect of urban agglomerations' spatial structure on green development efficiency in China. *Sustainable Cities and Society*, 2024, 108: 105504.
- [22] Guo D, Qiao L. Government environmental concern and urban green development efficiency: structural and technological perspectives. *Journal of Cleaner Production*, 2024, 450: 142016.
- [23] Gu R D, Li C F, Yang Y Y, Zhang J. The impact of industrial digital transformation on green development efficiency considering the threshold effect of regional collaborative innovation: evidence from the Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration in China. *Journal of Cleaner Production*, 2023, 420: 138345.
- [24] Galor O. Convergence? inferences from theoretical models. *The Economic Journal*, 1996, 106(437): 1056.
- [25] 封亦代, 刘耀彬, 程风雨. 中国城市绿色全要素能源效率的区域差异及空间收敛. *地理研究*, 2023, 42(9): 2343-2368.
- [26] Menegaki A N, Ahmad N, Aghdam R F, Naz A. The convergence in various dimensions of energy-economy-environment linkages: a comprehensive citation-based systematic literature review. *Energy Economics*, 2021, 104: 105653.
- [27] Tan S K, Hu B X, Kuang B, Zhou M. Regional differences and dynamic evolution of urban land green use efficiency within the Yangtze River Delta, China. *Land Use Policy*, 2021, 106: 105449.
- [28] Rey S J, Montouri B D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 1999, 33(2): 143-156.
- [29] 陈丹玲, 卢新海, 匡兵. 长江中游城市群城市土地利用效率的动态演进及空间收敛. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(12): 106-114.
- [30] Ren X H, Xiao Y, Xiao S T, Jin Y, Taghizadeh-Hesary F. The effect of climate vulnerability on global carbon emissions: evidence from a spatial convergence perspective. *Resources Policy*, 2024, 90: 104817.
- [31] Balado-Naves R, Baños-Pino J F, Mayor M. Spatial spillovers and world energy intensity convergence. *Energy Economics*, 2023, 124: 106-807.
- [32] 王勇, 李海英, 俞海. 中国省域绿色发展的空间格局及其演变特征. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(10): 96-104.
- [33] Xu B K, Sun Y M. The impact of industrial agglomeration on urban land green use efficiency and its spatio-temporal pattern: evidence from 283 cities in China. *Land*, 2023, 12(4): 824.
- [34] Cook W D, Seiford L M. Data envelopment analysis (DEA)-Thirty years on. *European Journal of Operational Research*, 2009, 192(1): 1-17.
- [35] Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis. *European Journal of Operational Research*, 2001, 130(3): 498-509.
- [36] Tone K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis. *European Journal of Operational Research*, 2002, 143(1): 32-41.
- [37] Tone K. Dealing with undesirable outputs in DEA: a slacks-based measure (SBM) approach. *Nippon Opereshonzu, Risachi Gakkai Shunki Kenkyu Happyokai Abusutorakutoshu*, 2004: 44-45.
- [38] Zhao X, Ma X W, Shang Y P, Yang Z H, Shahzad U. Green economic growth and its inherent driving factors in Chinese Cities: based on the metafrontier-global-SBM super-efficiency DEA model. *Gondwana Research*, 2022, 106: 315-328.
- [39] 张珩, 罗剑朝, 牛荣. 产权改革与农信社效率变化及其收敛性: 2008—2014 年——来自陕西省 107 个县(区)的经验证据. *管理世界*, 2017(5): 92-106.
- [40] Ord J K, Getis A. Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application. *Geographical Analysis*, 1995, 27(4): 286-306.
- [41] 刘华军, 王耀辉, 雷名雨. 中国战略性新兴产业的空间集聚及其演变. *数量经济技术经济研究*, 2019, 36(7): 99-116.
- [42] 潘晓东, 李品, 冯兆忠, 段昌群. 2000—2015 年中国地级市化肥使用量的时空变化特征. *环境科学*, 2019, 40(10): 4733-4742.
- [43] 姬志恒, 张鹏. 环境约束下中国城市土地利用效率空间差异及驱动机制——基于 285 个地级及以上城市的研究. *中国土地科学*, 2020, 34(8): 72-79.
- [44] Li H Y, Wang Z Q, Zhu M Y, Hu C X, Liu C. Study on the spatial-temporal evolution and driving mechanism of urban land green use efficiency in the Yellow River Basin cities. *Ecological Indicators*, 2023, 154: 110672.
- [45] Zhou D, Yin X S, Xie D C. Local governments' environmental targets and green total factor productivity in Chinese cities. *Economic Modelling*, 2023, 120: 106189.
- [46] Barro R J, Sala X I. *Economic Growth*, second edition. 2nd edition. Cambridge, Mass: The MIT Press, 2003.