

中国城市绿色发展的时序演进与收敛性研究

——基于效率视角的考察

丁玉龙, 陈裕康

(安庆师范大学 经济与管理学院, 安徽 安庆 246133)

[摘要] 绿色发展是城市发展质量和竞争力的核心体现。文章基于效率视角, 利用城市面板数据和非期望产出 SBM 模型, 测度中国城市绿色发展水平, 分析其时序演进特征, 并采用变异系数和双固定效应空间杜宾模型检验中国城市绿色发展的收敛性。研究发现: 第一, 在考察期内, 中国城市绿色发展水平较低, 整体呈现波动上升的趋势。第二, 中国城市绿色发展水平及其增速存在明显的区域差异性。第三, 基于全国层面和四大区域层面的共性变化特征考量, 中国城市绿色发展水平仅在 2004—2006 年与 2017—2019 年两个时间段内, 分别具有短期的 σ 收敛和发散特征, 而在其他年份中均未呈现出收敛或发散趋势。第四, 空间收敛性分析显示, 无论是全国城市样本, 还是四大区域城市样本, 城市绿色发展水平均不存在绝对 β 收敛与条件 β 收敛特征。

[关键词] 城市; 绿色发展; 收敛性

doi: 10.3969/j.issn.1673-9477.2024.03.006

[中图分类号] F062.5

[文献标识码] A

[文章编号] 1673-9477(2024)03-0043-08

在中国经济快速增长的历史进程中, 长期粗放型发展方式导致环境问题严峻, 极大制约了新时代中国城市生态文明建设和经济高质量发展, 也不利于中国式现代化的顺利推进。据《2023 中国生态环境状况公报》统计, 2023 年, 中国环境质量超标城市数量较多, 占城市总数的比重为 40.1%, 城市主要污染物排放量大, 且部分污染物平均浓度增加。以 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 和 NO_2 三种污染物为例, 《2022 中国生态环境状况公报》与《2023 中国生态环境状况公报》显示, 2022 年, 中国城市 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 和 NO_2 平均浓度分别为 29、51 与 21 $\mu g/m^3$, 2023 年依次上升至 30、53 与 22 $\mu g/m^3$, 三种污染物的平均浓度分别增加 3.4%、3.9% 和 4.8%。由此表明, 当前中国城市环境污染问题突出, 需高度关注。2024 年 7 月, 党的二十届三中全会召开时强调: “推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展。”^[1] 经济增长质量不能仅用 GDP 指标予以衡量, 而应综合考虑经济、资源和环境要素^[2-4], 城市绿色发展是涵盖城市经济、资源及环境要素的综合指标, 能较好地反映城市经济增长质量。中国城市绿色发展水平及其时序演进趋势如何? 区域差异怎样? 中国城市绿色发展是否呈现出

收敛性特征? 深入探讨以上问题, 不仅有益于推动中国城市绿色发展, 缩小城市之间绿色发展水平的差距, 而且能够助力推进美丽中国建设。

一、理论分析与文献回顾

在绿色发展的相关理论分析方面, 绿色发展强调了经济、资源和环境各要素之间的耦合协调与共生发展关系, 绿色发展的理论渊源可追溯到可持续发展理论。20 世纪 60 年代初期, 学者发现人类部分生产活动对自然环境产生了破坏, 因此, 开始认识到人类活动与自然环境之间的关系, 强调人与自然是保持和谐相处, 要注重生态环境保护, 这也是可持续发展理论的思想萌芽。此后, 随着研究的深入, 学者围绕可持续发展展开广泛理论探讨, 在代际公平理论的基础上对可持续发展理论进行完善, 不断丰富了可持续发展理论与模式, 也拓展了可持续发展的内涵与维度, 为绿色发展提供了重要的理论基础。在已有相关文献中, 学者主要基于四个方面展开理论和实证研究。一是绿色发展的内涵理解。有学者探讨了绿色发展的内涵, 许宪春等(2019)^[5] 认为绿色发展是可持续发展的表现模式, 具有系统协调性、

[投稿日期] 2024-06-19

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目(编号: 22CJY024); 教育部人文社会科学研究青年基金项目(编号: 21YJC790022); 安徽省高校优秀青年科研项目(编号: 2022AH030102)

[作者简介] 丁玉龙(1988-), 男, 安徽金寨人, 博士, 副教授, 研究方向: 数字经济与绿色转型。

全球共担性和社会实践性。刘敏楼等(2022)^[6]研究指出,绿色发展的核心是生态和经济协调发展。谢慧(2023)^[7]认为绿色发展的哲学基础是人与自然生命共同体思想。刘华军等(2024)^[8]研究发现,绿色发展具有经济绿色化和绿色经济化双重内涵,并且对新时代中国绿色发展的成效进行了梳理。二是相关测度研究。部分学者基于省际层面,利用 PPM 模型、纵横向拉开档次法、Super-EBM 模型、SBM 模型、方向性距离函数和 ML 指数法等模型与方法,对中国各省市区的绿色发展^[9-11]或绿色效率水平^[12-14]进行了测度。三是影响因素实证分析。多数学者进一步探究绿色发展或绿色效率的影响因素,具体实证研究高新技术产业集聚^[15]、双向 FDI^[16]、经济集聚^[17]、绿色金融^[18]、人工智能^[19]、公共服务供给^[20]、国家级承接产业转移示范区^[21]、税制绿化^[22]以及研发强度目标导向^[23]等因素与绿色发展或绿色效率之间的关系。此外,Yan 等(2023)^[24]基于绿色技术创新的视角,探讨了智慧城市对绿色发展的影响机制和效应。Raihan(2023)^[25]以智利二氧化碳排放为例,实证分析相关因素对二氧化碳排放量的影响,并提出了促进绿色发展的政策建议。Peng 等(2024)^[26]从性别视角出发,研究性别平等对绿色发展的影响,分析了其中的影响机制。Huang 等(2024)^[27]以环境政策为切入点,实证研究环境政策对绿色发展的影响。Luo 等(2024)^[28]进一步实证讨论了能源利用效率与国家重大战略区绿色发展之间的关系,认为能源利用效率对国家重大战略区绿色发展具有促进作用。四是收敛性分析。在收敛性分析方面,吴武林等(2022)^[29]探讨了 2001—2019 年长江经济带各省份包容性绿色发展的收敛性。代金辉等(2024)^[30]以中国沿海省份为研究对象,分析了海洋经济绿色发展的收敛性。此外,有学者利用中国省际面板数据和普通面板模型,检验了旅游绿色生产率^[31]以及水资源绿色生产率的收敛性^[32]。

已有研究为本文奠定了重要基础,但仍然存在以下不足:一是已有研究普遍从省际层面对中国各省市区的绿色发展或绿色效率水平进行测度,然而基于更为细化的城市层面,系统测度中国城市绿色发展水平的相关研究不足;二是已有研究主要利用普通面板模型检验了绿色发展与绿色生产率的收敛性,考虑到不同地区之间存在的空间关联性,基于空间视角对城市绿色发展收敛性进行检验的相关研究匮乏。基于此,利用城市面板数据和非期望产出 SBM 模型,重点基于效率视角,测度中国城市的绿色发展水平,分析其时序演进趋势、区域差异和 σ 收敛

性,同时,采用双固定效应空间杜宾模型,检验中国城市绿色发展的 β 收敛性,并分东部、中部、西部和东北四大区域进行分析与讨论。

二、研究方法、研究对象与研究数据

(一) 研究方法

1. 非期望产出 SBM 模型

基于效率视角,构建非期望产出 SBM 模型全局测度中国城市绿色发展水平,参考已有相关研究^[33-34],非期望产出 SBM 模型的公式如下。

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{r0}^b} \right)} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } \begin{aligned} x_0 &= X\lambda + s^- \\ y_0^g &= Y^g\lambda - s^g \\ y_0^b &= Y^b\lambda + s^b \\ s^- &\geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{aligned}$$

在上面的模型与相关公式当中, ρ^* 为效率值, m 、 s_1 和 s_2 分别为投入、期望产出和非期望产出的种类数, X 、 Y^g 和 Y^b 依次表示投入矩阵、期望产出矩阵和非期望产出矩阵, $X = [x_1, \dots, x_n] \in R^{m \times n}$, $Y^g = [y_1^g, \dots, y_n^g] \in R^{s_1 \times n}$, $Y^b = [y_1^b, \dots, y_n^b] \in R^{s_2 \times n}$ 。 s^- 、 s^g 和 s^b 分别为投入、期望产出和非期望产出的松弛变量, λ 为权重。在城市绿色发展水平测度的指标选择方面,将劳动力、资本、能源作为投入指标。其中,使用总就业数衡量城市劳动力投入;利用资本存量表示城市资本投入;采用全社会用电量指标体现城市能源投入。将城市每一年创造的经济总量作为期望产出指标;工业废水、工业二氧化硫和工业烟(粉)尘排放量为非期望产出指标。

2. 收敛模型

(1) σ 收敛。 σ 收敛表示随着时间的不断推移,不同地区绿色发展的离差在逐渐衰减,通过计算变异系数予以衡量,其计算公式如下。

$$\sigma_t = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (GEE_{it} - \overline{GEE}_t)^2 / n}}{\overline{GEE}_t} \quad (2)$$

其中, GEE_{it} 和 \overline{GEE}_t 分别为城市绿色发展及其平均值, $\sqrt{\sum_{i=1}^n (GEE_{it} - \overline{GEE}_t)^2 / n}$ 表示城市绿色发展的标准差, n 为所选择的城市样本数量。

(2) β 收敛。分为绝对 β 收敛、条件 β 收敛两

种,其中,绝对 β 收敛表示在不控制其他因素时,城市绿色发展最终都会收敛到同等的稳态水平,即绿色发展处于较低水平的城市具有更快的增速。基于不同城市之间存在空间关联性考虑,构建绝对 β 收敛的空间计量模型,包括空间杜宾模型、空间滞后模型和空间误差模型,各模型如下所示。

$$\ln M_{it} = \alpha \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln M_{it} + \beta \ln GEE_{it} + \delta \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln GEE_{it} + u_i + \eta_t + \omega_{it} \quad (3)$$

$$\ln M_{it} = \alpha \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln M_{it} + \beta \ln GEE_{it} + u_i + \eta_t + \omega_{it} \quad (4)$$

$$\ln M_{it} = \beta \ln GEE_{it} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{it} + \omega_{it}$$

条件 β 收敛表示在进一步控制其他相关因素后,不同城市绿色发展将收敛至各自的稳态水平,与绝对 β 收敛模型相对应,条件 β 收敛的三种空间计量模型如下所示。

$$\ln M_{it} = \alpha \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln M_{it} + \beta \ln GEE_{it} + \delta \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln GEE_{it} + \varphi Z_{it} + \theta \sum_{j=1}^n w_{ij} Z_{it} + u_i + \eta_t + \omega_{it} \quad (6)$$

$$\ln M_{it} = \alpha \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln M_{it} + \beta \ln GEE_{it} + \varphi Z_{it} + u_i + \eta_t + \omega_{it} \quad (7)$$

$$\ln M_{it} = \beta \ln GEE_{it} + \varphi Z_{it} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{it} + \omega_{it}$$

在模型(3)至模型(8)中, M_{it} 表示城市绿色发展的增长率,使用*i*城市第*t*+1期与第*t*期的绿色发展水平之比进行衡量, Z_{it} 为控制变量, β 表示收敛系数, α 、 φ 分别为空间自相关系数、控制变量系数, ω_{it} 为随机扰动项,且 $\omega_{it} \sim N(0, \sigma_{\omega_{it}}^2 I_n)$ 。

3. 空间权重矩阵

考虑到邻接空间权重矩阵可以直观反映出各城市的区位联系,选择邻接空间权重矩阵进行空间收敛性分析,其形式如下。

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (9)$$

(二) 研究对象与研究数据

本文重点选择2004—2019年中国285个城市面板数据,数据来自于2005—2020年《中国城市统计年鉴》和各城市统计年鉴等。同时,利用插值法将少量的缺失数据补齐,以保证城市面板数据的完整性。

三、中国城市绿色发展的时序演进及区域差异

(一) 基于全国层面城市绿色发展水平的分析

表1基于全国层面和四大区域层面,展示了中国城市绿色发展水平。由表1可见,在全国层面,从整体上来看,2004—2019年,中国城市绿色发展水平呈现波动上升的变化趋势。2004年,中国城市绿色发展水平为0.246,2019年增加至0.326,年均增长率为1.895%。虽然中国整体层面的城市绿色发展水平有所提升,但依然处于较低水平,城市绿色发展仍需进一步改善。同时,在考察期内,2012—2015年,中国城市绿色发展水平不断下降,该时期属于党的十八大以来的生态文明建设初期阶段,城市依然面临着严峻的资源约束和环境污染问题,此时城市生态环境保护任务艰巨,生态文明建设的良好成效暂未显现。然而在2017—2019年,中国城市绿色发展水平逐年上升,表明近年来随着国家和地方政府对城市生态文明建设投入持续增加,政策支持和治理力度不断加强,生态环境保护体系逐渐健全,相关制度日益完善,中国城市生态文明建设已经取得了显著成效,城市资源利用效率提升,污染排放减少,城市绿色发展显现出良好势头。

(二) 基于区域层面城市绿色发展水平的分析

由表1可以看出,在四大区域层面,在考察期内,与全国变化规律相似,东部、中部和西部区域的城市绿色发展水平总体也呈现波动上升的趋势,而东北城市绿色发展水平处于波动变化中,且变化幅度较小。分区域比较来看,中国四大区域的城市绿色发展水平存在明显差异。2019年,东部城市绿色发展水平最高、中部次之、西部第三,东北最低,各区域城市绿色发展水平分别为0.365、0.347、0.305与0.226,东部和中部城市绿色发展水平高于全国平均值,而西部和东北城市绿色发展水平低于全国平均值。绿色发展水平位居前五位的城市分别是北京、上海、深圳、苏州和泉州,均为东部城市,而白银、松原、本溪、铜川、吉林的绿色发展水平排在后五位,其中,东北城市三个,西部城市两个,城市之间绿色发展水平的差距明显。此外,在城市绿色发展水平的增速方面,2004—2019年,从整体上来看,全国城市绿色发展水平的年均增长率为1.895%,分区域来看,东部、中部、西部和东北城市绿色发展水平的年均增长率分别为2.610%、3.471%、0.360%和0.059%,中部城市绿色发展水平的增速最快,东部次之,且高于全国平均增速,而西部和东北城市绿色发展水平的增速相对较慢,明显低于全国平均增速。

表1 2004—2019年中国城市绿色发展水平

区域	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
全国	0.246	0.234	0.224	0.239	0.226	0.265	0.287	0.306	0.324	0.304	0.300	0.299	0.339	0.271	0.301	0.326
东部	0.248	0.247	0.242	0.269	0.273	0.308	0.349	0.382	0.395	0.365	0.365	0.359	0.400	0.321	0.354	0.365
中部	0.208	0.201	0.199	0.207	0.198	0.232	0.248	0.276	0.295	0.281	0.283	0.274	0.344	0.276	0.301	0.347
西部	0.289	0.261	0.241	0.242	0.208	0.263	0.272	0.270	0.297	0.277	0.267	0.281	0.308	0.233	0.264	0.305
东北	0.224	0.215	0.197	0.229	0.220	0.233	0.256	0.267	0.274	0.271	0.252	0.243	0.252	0.222	0.259	0.226

四、中国城市绿色发展的收敛性分析

(一) 中国城市绿色发展的 σ 收敛

表2显示了中国城市绿色发展的 σ 系数。从整体上来看,2004—2019年,在全国层面和四大区域层面,中国城市绿色发展都未表现出长期的收敛或发散趋势,而仅在不同的时间段,呈现了短期的收敛或发散特征。由表2可见,2004—2006年,在全国层面和四大区域层面,中国城市绿色发展的 σ 系数均逐渐下降,呈现短期的 σ 收敛趋势。在该阶段,各城市重点发展经济,注重提升城市的生产总值,然而对生态文明建设的重视程度和支持力度不足,加之城市生态文明建设的政策制定、执行与监督体系尚不完善,在城市经济发展过程中,资源消耗和污染排放大量增加,导致多数城市的绿色发展水平普遍低下,城

市之间绿色发展水平的差距趋于缩小。2017—2019年,在全国层面和四大区域层面,中国城市绿色发展的 σ 系数不断上升,区域城市绿色发展水平的差距存在扩大之势。在这一时期,发达城市通过科技创新,实现先进绿色技术突破,驱动城市产业转型升级,产业结构趋向高级化、合理化与绿色化,导致发达城市的绿色发展水平逐渐上升。同时,在此过程中,发达城市将一些高污染、高能耗和高排放的产业向周边城市转移,降低了周边城市的绿色发展水平,使得城市之间绿色发展水平的差距不断扩大。然而在其他年份里,基于全国层面和四大区域层面的共性变化特征考量,中国城市绿色发展水平处于波动变化之中,未呈现收敛或发散趋势。因此,从2004—2019年的整个考察期来看,在全国层面和四大区域层面,中国城市绿色发展均不存在长期的 σ 收敛特征。

表2 2004—2019年中国城市绿色发展 σ 系数

区域	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
全国	0.720	0.651	0.509	0.568	0.577	0.561	0.574	0.551	0.574	0.523	0.522	0.522	0.592	0.496	0.573	0.661
东部	0.731	0.629	0.401	0.463	0.545	0.414	0.491	0.525	0.490	0.451	0.462	0.407	0.465	0.436	0.489	0.571
中部	0.390	0.386	0.369	0.350	0.399	0.387	0.407	0.474	0.543	0.479	0.497	0.512	0.614	0.543	0.562	0.600
西部	0.795	0.724	0.627	0.633	0.595	0.732	0.686	0.519	0.640	0.567	0.494	0.563	0.584	0.392	0.544	0.721
东北	0.732	0.780	0.596	0.887	0.751	0.691	0.670	0.613	0.604	0.613	0.668	0.687	0.880	0.577	0.819	0.923

(二) 中国城市绿色发展的 β 收敛

1. 空间收敛模型检验

由表3可见,Wald和LR空间滞后与空间误差检验的统计量均在1%的水平显著,说明在三种空间计量模型中,选择空间杜宾模型更为合适。Hausman检验的统计量通过了1%的显著性水平检验,表明应

采用固定效应空间杜宾模型。同时,LR个体效应和时间效应检验的统计量也都在1%的显著性水平拒绝原假设,体现出固定效应空间杜宾模型需进一步考虑个体效应和时间效应,即双固定效应。因此,选择双固定效应空间杜宾模型对中国城市绿色发展进行绝对 β 收敛和条件 β 收敛检验。

表3 空间收敛模型的检验结果

检验的类型	绝对 β 收敛		条件 β 收敛	
	统计量的值	P值	统计量的值	P值
Wald空间滞后检验	25.39	0.0000	48.48	0.0000
LR空间滞后检验	25.22	0.0000	48.04	0.0000
Wald空间误差检验	8.70	0.0032	26.09	0.0010
LR空间误差检验	8.67	0.0032	26.04	0.0010
Hausman检验	360.54	0.0000	117.37	0.0000
LR个体效应检验	389.62	0.0000	330.22	0.0000
LR时间效应检验	724.12	0.0000	784.97	0.0000

2. 绝对 β 收敛

表4中的绝对 β 收敛检验结果显示,在全国层面,城市绿色发展的绝对 β 收敛系数为正,且在1%的显著性水平通过检验,表明中国城市绿色发展不存在绝对 β 收敛,各城市之间绿色发展水平的差距不断扩大。从四大区域来看,东部、中部、西部和东北区域城市绿色发展的绝对收敛 β 系数亦均显著为正,即四大区域内部的城市绿色发展也不存在绝对 β 收敛,这与 σ 收敛的检验结果具有一致性。可能的解释是,在考察期内,随着中国城市之间技术创新、产业发展和经济竞争的加剧,不同城

市之间的绿色技术、产业结构和经济发展水平呈现一定差距。在激烈的市场竞争中,发达城市的规模不断扩大,创新要素充分集聚,城市资源利用效率高,城市吸引力和综合竞争力进一步增强,绿色发展水平逐渐提升。此时,中国城市绿色发展主要显现极化效应,而未表现出绿色发展低水平城市对高水平城市的追赶效应,加之绿色发展高水平城市对低水平城市的绿色技术、人才支撑和经济发展等渗透不足,未能带动落后城市绿色发展水平同步提升,最终使得各城市之间绿色发展水平的差距呈现扩大趋势。

表4 中国城市绿色发展的绝对 β 收敛检验结果

变量	全国	东部	中部	西部	东北
β	0.3260*** (0.0114)	0.3733*** (0.0200)	0.2908*** (0.0206)	0.3234*** (0.0216)	0.3317*** (0.0321)
δ	-0.0995*** (0.0198)	-0.1409*** (0.0391)	-0.0368 (0.0399)	-0.0563* (0.0339)	-0.1610*** (0.0604)
ρ	0.1369*** (0.0199)	0.1260*** (0.0348)	0.1374*** (0.0411)	0.0178 (0.0340)	0.2374*** (0.0564)
σ_{ϵ}	0.0328*** (0.0007)	0.0238*** (0.0009)	0.0197*** (0.0008)	0.0523*** (0.0021)	0.0275*** (0.0017)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Log likelihood	1231.2047	585.0114	653.0375	71.2721	189.1391
R^2	0.1445	0.1314	0.1335	0.1609	0.1605

注:***、**和*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,下同。

3. 条件 β 收敛

在绝对 β 收敛模型的基础上,通过进一步加入政府干预、人力资本、资本劳动比、经济发展水平、技术创新、经济集聚和金融发展等控制变量,检验中国城市绿色发展是否存在条件 β 收敛特征。表5中的条件 β 收敛检验结果显示,在全国城市样本中,城市绿色发展的条件 β 系数为正,同时,在四大区域城市样本中,城市绿色发展的条件 β 系数都为正,并且均在1%的水平上显著,说明在加入控制变量之后,无论是全国城市样本,还是东部、中部、西部和东北四大区域城市样本,城市绿色发展均不存在条件 β 收敛特征,即各城市绿色发展不具有稳态水平和收敛趋势,中国城市之间绿色发展水平的差距较大,且呈现不断扩大的状态。

在全国层面,城市绿色发展的条件 β 系数显著为正,在控制变量方面,政府干预、人力资本、资本劳动比三个变量的回归系数均为正,且至少在5%的显著性水平上通过检验。在生态文明建设快速推进的背景下,政府干预的程度加强,通过增加城市创新要

素投入,加速优化城市资源配置和产业结构,大幅推动落后城市生态文明建设和绿色发展,促进城市绿色发展的收敛。人力资本是城市绿色发展的强力助推器,当城市人力资本水平提高时,人力资本驱动了城市先进绿色技术的引进及高效应用,在较大程度上促进了城市绿色发展,并强化了落后城市的追赶效应,进而缩小了城市之间绿色发展水平的差距。城市资本劳动比的提升,可反映出城市资本投入的增加,此时,落后城市紧抓资本大量投入带来的红利和契机,优化城市产业布局,加强绿色技术研发,通过积极发挥后发优势,提升城市绿色发展水平,因而有利于城市绿色发展的收敛。经济发展水平、技术创新、经济集聚和金融发展四个控制变量的回归系数都为负,且均在1%的显著性水平上通过检验,表明该四个控制变量均显著抑制了城市绿色发展的收敛,使得城市之间绿色发展水平的差距趋于扩大。可能的解释是,一些城市在注重经济发展之时,忽略了对生态环境的保护,以牺牲资源和环境为代价而发展经济,导致城市资源消耗和污染排放加剧,显然

不利于城市绿色发展,也阻碍了城市绿色发展的收敛。一般来说,技术创新与金融发展能够引导和推动城市要素资源高效流动,为城市要素资源的高效配置提供重要动力和条件,驱动城市产业结构向高级化、合理化与绿色化方向发展,然而在极化效应和竞争效应的共同影响下,技术创新与金融发展对发达城市绿色发展的促进作用更加凸显,导致各城市之间绿色发展水平的差距扩大,城市绿色发展不断发散。城市经济集聚水平提升,可以通过释放集聚经济效应,吸引周边城市的各类要素资源集聚,加大不同城市之间要素资源规模及其使用效率的差距,进而抑制城市绿色发展的收敛。

在四大区域层面,东部、中部、西部和东北区域城市绿色发展的条件 β 系数均显著为正。东部城市的人力资本、资本劳动比两个变量回归系数显著为正,而金融发展的回归系数显著为负,表明人力资本和资本劳动比对东部城市绿色发展的收敛产生正向

作用,而金融发展抑制了东部城市绿色发展的收敛。中部城市的经济集聚和金融发展回归系数均为负,并通过了1%的显著性水平检验,即经济集聚和金融发展水平的提升,不利于中部城市绿色发展的收敛,且使得中部城市绿色发展水平的差距不断扩大。西部城市的资本劳动比回归系数显著为正,经济发展水平和金融发展两个变量的回归系数为负,并通过了1%的显著性水平检验,表明资本劳动比的提升有助于缩小西部城市之间绿色发展水平的差距,然而经济发展水平和金融发展对西部城市绿色发展的收敛产生抑制作用。东北城市的政府干预回归系数显著为正,经济发展水平、技术创新和金融发展三个变量的回归系数显著为负,说明政府干预程度的加强,可以促进东北城市绿色发展的收敛,缩小城市之间绿色发展水平的差距,而经济发展水平、技术创新和金融发展抑制了东北城市绿色发展的收敛,并使得东北城市之间绿色发展水平的差距趋于扩大。

表5 中国城市绿色发展的条件 β 收敛检验结果

变量	全国	东部	中部	西部	东北
β	0.3468*** (0.0117)	0.3641*** (0.0212)	0.3476*** (0.0216)	0.3486*** (0.0225)	0.4239*** (0.0389)
ZFG	0.2551** (0.1074)	0.2377 (0.2889)	0.0818 (0.1799)	0.2414 (0.2023)	0.8319*** (0.3020)
RLZ	0.2571*** (0.0840)	0.2612** (0.1266)	0.0951 (0.1584)	0.2907 (0.1876)	0.0191 (0.2790)
ZBL	0.6435*** (0.0875)	2.3164*** (0.3709)	0.2241 (0.1552)	0.5300*** (0.1139)	-0.3951 (0.3266)
GDP	-0.1012*** (0.0243)	-0.0066 (0.0381)	-0.0063 (0.0526)	-0.1869*** (0.0592)	-0.1291* (0.0768)
TCN	-0.3455*** (0.0987)	-0.0234 (0.1507)	-0.3194 (0.2342)	-0.4638 (0.3977)	-0.4226** (0.1717)
ECA	-0.0190*** (0.0065)	0.0004 (0.0087)	-0.0484*** (0.0142)	-0.0070 (0.0139)	0.0541 (0.0446)
JRF	-0.0026*** (0.0005)	-0.0022*** (0.0007)	-0.0046*** (0.0011)	-0.0034*** (0.0010)	-0.0031* (0.0018)
δ	-0.0904*** (0.0210)	-0.1313*** (0.0405)	0.0113 (0.0471)	-0.0480 (0.0372)	0.0282 (0.0834)
W×控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ρ	0.1393*** (0.0198)	0.1394*** (0.0344)	0.1066** (0.0421)	0.0322 (0.0337)	0.1907*** (0.0569)
σ^2_e	0.0311*** (0.0007)	0.0224*** (0.0009)	0.0182*** (0.0007)	0.0487*** (0.0019)	0.0250*** (0.0016)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Log likelihood	1341.9029	622.6443	700.2538	116.7108	214.7150
R^2	0.2048	0.2152	0.1833	0.1666	0.1805

五、结论与建议

(一) 结论

本文基于效率视角,利用城市面板数据和非期望产出 SBM 模型,测度中国城市绿色发展水平,分析其时序演进与收敛性特征,主要结论如下。第一,在变化趋势方面,从整体上看,中国城市绿色发展水平较低,呈现波动上升之势。第二,在区域差异方面,四大区域的城市绿色发展水平及其增速存在差异,2019年,东部城市绿色发展水平最高、中部次之、西部第三、东北最低。在考察期内,中部城市绿色发展水平的增速最快,东部次之,而西部和东北城市绿色发展水平的增速缓慢。第三,在 σ 收敛方面,基于全国层面和四大区域层面的共性变化特征考量,中国城市绿色发展水平仅在2004—2006年与2017—2019年两个时间段内,分别具有短期的 σ 收敛和发散特征,而在其他年份中均未呈现出收敛或发散趋势。第四,在 β 收敛方面,无论是全国城市样本,还是四大区域城市样本,城市绿色发展水平均不存在绝对 β 收敛与条件 β 收敛特征,即城市绿色发展不具有稳态水平及收敛趋势,且城市之间绿色发展水平的差距不断扩大。

(二) 建议

一直以来,在国家和地方政府政策的强力支持下,中国中部、西部和东北城市的基础设施建设、产业发展和技术研发等相关投资不断增加,区域营商环境得以优化,城市经济快速增长,经济发展取得显著成绩,与东部城市经济发展水平的相对差距缩小。然而,当综合考虑经济发展、资源消耗和环境污染因素后,四大区域之间以及各区域内部的城市绿色发展并不存在 σ 收敛和 β 收敛特征,且各区域城市绿色发展水平的差距不断扩大。因此,本文提出以下建议:一是在新时代经济高质量发展的背景下,四大区域城市需强化创新意识,进一步加强创新支持力度,促进技术变革,以先进和高端技术作为重要支撑与动能,加速推进各区域城市产业转型与绿色发展,推动城市生态文明建设和经济发展质量迈上新台阶,促进美丽中国和中国式现代化建设。二是各区域城市要加强区域合作,形成合力,并主动发挥比较优势,推动区域城市协调与一体化发展。在四大区域城市的具体做法方面,东部城市在提升绿色生产力和促进绿色发展时,应强化与其他区域城市之间的密切交流和深入合作,注重资源互补与共享,实现互利共赢,并积极发挥城市辐射和渗透作用,引领、

带动其他区域的城市实现绿色发展。中部、西部和东北区域城市要打破传统的粗放型发展方式,不断创新发展理念和方式,深化发展方式改革,高效推动城市建设的集约型内涵式发展,以新发展理念和高效率发展模式,切实优化城市生态环境,促进城市绿色发展。三是中部、西部和东北区域城市要根据区域资源禀赋和经济发展现状承接产业转移,并加强绿色技术人才培养,不断驱动城市产业结构趋于高级化、合理化与绿色化,提高城市各类资源的利用效率,强化生态环境保护,极力增强城市绿色发展能力,进而推动各区域城市绿色发展,缩小绿色发展水平的差距。

参考文献

- [1]王前虎. 协同推进环境保护和绿色低碳发展[J]. 红旗文稿, 2024, (14): 30-33.
- [2]邵帅,张可,豆建民. 经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J]. 管理世界, 2019, 35(1): 36-60.
- [3]FENG C, HUANG J B, WANG M. Analysis of green total-factor productivity in China's regional metal industry: A meta-frontier approach[J]. Resources Policy, 2018, 58: 219-229.
- [4]LUUKKANEN J, KAIVO-OJA J, VÄHÄKARI N, et al. Resource efficiency and green economic sustainability transition evaluation of green growth productivity gap and governance challenges in Cambodia[J]. Sustainable Development, 2019, 27(3): 312-320.
- [5]许宪春,任雪,常子豪. 大数据与绿色发展[J]. 中国工业经济, 2019, (4): 5-22.
- [6]刘敏楼,黄旭,孙俊. 数字金融对绿色发展的影响机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(6): 113-122.
- [7]谢慧. 新时代中国绿色发展的哲学基础、核心要义与实践路径[J]. 理论探讨, 2023, (6): 96-102.
- [8]刘华军,吴倩敏. 新时代十年中国绿色发展之路[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(3): 102-111.
- [9]程钰,王晶晶,王亚平,等. 中国绿色发展时空演变轨迹与影响机理研究[J]. 地理研究, 2019, 38(11): 2745-2765.
- [10]郭爱君,张娜,邓金钱. 财政纵向失衡、环境治理与绿色发展效率[J]. 财经科学, 2020, (12): 72-82.
- [11]邓宗兵,肖沁霖,王炬,等. 中国数字经济与绿色发展耦合协调的时空特征及驱动机制[J]. 地理学报, 2024, 79(4): 971-990.
- [12]赵林,刘焱序,曹乃刚,等. 中国包容性绿色效率时空格局与溢出效应分析[J]. 地理科学进展, 2021, 40(3): 382-396.
- [13]岳立,曹雨暄,任婉瑜. 外商直接投资、异质型创新与绿色发展效率[J]. 国际经贸探索, 2022, 38(3): 68-81.
- [14]韩雅清,林丽梅,李玉水. 环境规制约束下数字金融对绿色发展效率的影响——基于2011—2020年省级面板数

- 据的考察[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2023, 24(4):81-90.
- [15] 胡安军, 郭爱君, 钟方雷, 等. 高新技术产业集聚能够提高地区绿色经济效率吗? [J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(9):93-101.
- [16] 王竹君, 魏婕, 任保平. 异质型环境规制背景下双向 FDI 对绿色经济效率的影响[J]. 财贸研究, 2020, 31(3):1-16.
- [17] 林小希. 经济集聚对绿色经济效率的影响[J]. 财经科学, 2021, (5):89-102.
- [18] 胡文涛, 孙俊娜, 陈亮. 绿色金融、产业结构生态化与地区绿色发展[J]. 当代经济管理, 2023, 45(5):88-96.
- [19] 周杰琦, 陈达, 夏南新. 人工智能的绿色发展效应: 技术赋能和结构优化[J]. 当代经济科学, 2023, 45(5):30-45.
- [20] 黄永春, 左梦婷, 黄湛, 等. 公共服务供给、高技术产业集聚与区域绿色发展[J]. 科技管理研究, 2023, 43(5):214-224.
- [21] 张虹, 胡金, 胡明骏, 等. 国家级承接产业转移示范区设立能促进绿色发展吗[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(20):65-75.
- [22] 何云鹏. 税制绿化对绿色发展的影响研究[J]. 财政科学, 2024, (2):57-69.
- [23] 胡俊峰, 季爱佳. 研发强度目标导向对绿色发展的影响研究——基于合成控制法的实证研究[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2024, 27(1):149-158.
- [24] YAN Z, SUN Z, SHI R, et al. Smart city and green development: Empirical evidence from the perspective of green technological innovation[J]. Technological Forecasting & Social Change, 2023, 191:122507.
- [25] RAIHAN A. Toward sustainable and green development in Chile: Dynamic influences of carbon emission reduction variables[J]. Innovation and Green Development, 2023, 2(2):100038.
- [26] PENG X Y, FU Y H, ZOU X Y. Gender equality and green development: A qualitative survey[J]. Innovation and Green Development, 2024, 3(1):100089.
- [27] HUANG Y J, GAN J W, LIU B L, et al. Environmental policy and green development in urban and rural construction: Beggar-thy-neighbor or win-win situation? [J]. Journal of Cleaner Production, 2024, 446:141201.
- [28] LUO K, LEE C C, ZHUO C. A pathway to coordinated regional development: Energy utilization efficiency and green development-evidence from China's major national strategic zones[J]. Energy Economics, 2024, 131:107402.
- [29] 吴武林, 罗世华, 刘祥官. 长江经济带包容性绿色发展的测度评价、动态分布与收敛趋势[J]. 江西财经大学学报, 2022, (6):13-28.
- [30] 代金辉, 王梦恩. 中国海洋经济绿色发展水平测度及收敛性分析[J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(4):79-94.
- [31] 王凯, 邹楠, 甘畅. 旅游技术效率、旅游绿色生产率收敛性及其影响因素[J]. 经济地理, 2022, 42(6):215-224.
- [32] 杨骞, 徐青, 陈晓英. 中国全要素水资源绿色生产率的地区差距及收敛检验[J]. 财贸研究, 2022, 33(5):15-30.
- [33] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3):498-509.
- [34] 付舒斐, 朱丽萌, 吕添贵, 等. 乡村数字化转型对耕地绿色利用效率的影响机制及门槛效应研究[J]. 中国土地科学, 2024, 38(4):90-100.

[责任编辑 李瑞萍]

Study on the Temporal Evolution and Convergence of Urban Green Development in China: An Investigation Based on the Perspective of Efficiency

DING Yulong, CHEN Yukang

(School of Economics and Management, Anqing Normal University, Anqing, Anhui 246133, China)

Abstract: Green development is the core manifestation of the quality and competitiveness of urban development. Based on the perspective of efficiency, this paper uses urban panel data and unexpected output SBM model, measures the level of urban green development in China, analyzes their temporal evolution characteristics, and uses coefficient of variation and double fixed effect Spatial Dubin Model to test the convergence of urban green development in China. The research findings are as follows: Firstly, during the investigation period, the level of urban green development in China is relatively low, showing an overall fluctuating upward trend. Secondly, there are obvious regional differences in the level and growth rate of urban green development in China. Thirdly, based on the common characteristics of changes at the national and four regional levels, the level of urban green development in China shows short-term σ convergence and divergence characteristics only in 2004—2006 and 2017—2019, while in other years, there is no convergence or divergence trend. Fourthly, the spatial convergence analysis shows that there is no absolute β convergence or conditional β convergence characteristics in the level of urban green development, whether it is the national city sample or the four major regional city samples.

Key Words: city; green development; convergence