

中国城市生态福利绩效的转移路径预测研究

陈年安

(安徽财经大学 经济学院, 安徽 蚌埠 233041)

摘要:本研究关注生态福利绩效(EWP)核算,旨在从总量层面评估地区SDG11的薄弱环节和内部差距,以期推动生态城市规划和治理,提高城市居民的福祉潜力,同时减少对生态环境的不良影响。以中国作为发展中国家的案例,运用SBM-DEA模型衡量中国2011—2021年281个城市的EWP,使用Dagum基尼系数法对城市EWP的时空演变规律以及区域差距进行测算与分析。最后,通过空间Markov链揭示其动态演进特征。研究表明:(1)EWP总体呈现先上升后下降的趋势;(2)中国城市的EWP高值区空间分布格局由西、东地区演化为中、东地区,EWP的总体区域差距呈现出缩小的态势,超变密度是总体区域差距形成的主要因素;(3)各个城市的EWP都具备较高的稳定性,同时还展现出空间正相关的特性,存在“俱乐部趋同”的情况,短期内难以达成跃迁式发展。城市EWP向上或向下转移受到邻域城市的差异化影响。文章将通过对EWP的见解提出建议,以期政策制定者提出一定参考。

关键词:生态福利绩效;SBM-DEA模型;Dagum基尼系数;空间Markov链

中图分类号:X321;F124.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-9659(2025)03-0086-11

改革开放以来,中国在城市化进程中取得了斐然的成就^[1]。根据中国国家统计局(2023年)的相关数据,中国城市化率自1978年的17.92%上升至2023年的66.16%。但城市化进程中存在忽视城镇化质量、社会发展和环境保护等问题^[2],这导致中国可持续城市和社区建设进展缓慢。在城镇化质量方面,部分城市过分追求规模扩张,而忽视了城市质量的提升。基础设施建设与城市化水平脱节,导致交通拥堵、公共服务供给不足等问题,影响了城市的正常运转和居民的生活质量^[3]。这表明在城市化进程中,仅仅依靠数量增长是不够的,城市的质量和可持续发展同样至关重要。在社会层面,城市化加剧了自然灾害和公共卫生事件等风险,对城市社会稳定产生了较大影响,在城市化前期也加剧了收入不平等问题^[4],易引发社会矛盾。这些社会问题将导致城市凝聚力降低。在环境层面,长期粗放型发展^[5],过度消耗资源和能源,导致环境污染^[6]。大气污染、气候变化和极端天气等环境问题威胁着城市居民的生活和健康^[7-10]。要实现可持续城市和社区建设,必须将环境保护和可持续发展理念进一步融入城市规划和建设中^[11]。因此,如何正确衡量一个国家或地区可持续发展能力是目前大部分学者关心的问题。

目前,国际社会普遍使用联合国于2015年公布的可持续发展目标(SDGs)中可持续城市和社区发展目标(SDG11)来关注城市本身的可持续性,SDG11经由第七十八届联合国大会重申,旨在促成包容、具备韧性和可持续的城市发展方针和实践,优先保障所有人的基本服务、价格合理的住房、高效率交通和绿色空间。然而,当前SDG11指标的监测与评估工作存在一些核算缺失问题^[12],包括指标定义、数据测度和数据缺失等,这些问题阻碍了SDG11指标的有效监测与评估^[13],降低了城市可持续发展政策制定的有效性,从而影响了SDG11目标的及时实现。因此,为了弥补SDG11评估体系的不足,当前大部分学者采用生态福利绩效(Environmental Welfare Performance, EWP)作为衡量一个国家或地区可持续发展能力的重要指标^[14]。

合理地测定EWP数值是进一步研究EWP空间分布特性及其演进特点的基础。从理论上讲,EWP被定义为所获得的福利与消耗的生态资源的比率,通常使用人均生态足迹作为分母,对EWP水平分子的衡量主

[收稿日期]2024-06-06

[修回日期]2024-07-22

[基金项目]教育部人文社科青年项目(22YJC790121);安徽省自然科学基金项目(2308085QG237)。

[作者简介]陈年安(2003-),男,主要从事生态经济方面研究,E-mail:13365793376@163.com.

要基于人类发展指数(Human Development Index, HDI)^[15-16]。这源于联合国开发计划署所公布的人类发展指数,用于体现社会福利的权威指标,涵盖了经济、教育以及医疗健康^[17]等方面。此指标易于操作,能够从经济与社会维度有效衡量福利水平。随着生态环境在社会发展中的地位不断凸显,传统的 HDI 仅仅关注经济、教育和健康层面,却忽略对环境维度的思考,难以精准地反映人民日益增长的对于美好生活的多样化需求。在有关生态消耗的计量方面,生态足迹一般被视作最具代表性的指标^[18-19]。鉴于城市层级生态足迹数据的缺失,学者们使用资源消耗和环境污染等指标来评估生态资源消耗水平^[20]。

1 理论基础

关于EWP的测度方法,大多数学者构建多变量投入产出指标体系,部分学者使用数据包络分析(DEA)构建单阶段DEA或其改进的super-sbm法^[21]测度EWP数值。然而,单阶段DEA模型无法精准地表示出资源环境与经济发展水平之间的复杂联系,也无法清晰地揭示经济发展水平与福祉之间的相互作用。

EWP研究大致可分为三类:第一类研究主要采用数据收集和分析方法,探寻各类因素对EWP的影响并剖析各地区的EWP水平,为决策和研究提供依据。Feng等人基于EWP和三维工业生态足迹(3DIEF)理论构建了ISGA指标体系进行评价与比较分析探索ISGA和GTFP的EWP增长效应^[22];Wang等人以森林生态系统为视角,探讨森林生态安全(FES)对EWP的影响^[23],为EWP的增强提供了多重保障;也有学者基于长三角地区城市研究发现,随着单位福祉产出生态消费量逐渐下降,资源消耗、技术和福利效应明显抑制了区域EIWB的减少,经济效应发挥了明显的促进作用,而环境消耗效应、规模效应和效率效应没有显著影响。城市EIWB的变化主要由双因素主导驱动,是经济和技术效应^[24],上述研究均表明EWP存在空间效应。第二类研究重点研讨空间相关性。现存文献多采用探索性空间数据分析法,有研究通过省级面板数据并以收入分配视角探究经济对EWP的影响^[25]及各地区的EWP通过直接和间接联系形成空间关联网络^[26]。最后一类研究主要从空间层面探究EWP的演变状态以及未来发展。部分研究得出技术创新与产业集聚具有双向交互作用,两者对生态福利绩效的影响存在区域差异^[27]。也有研究基于政策差异探究绿色创新对EWP的影响^[28],为本研究提供了有益的借鉴。目前,以市级层面数据分析EWP的时空分布与预测的研究不足。此外,众多研究在探讨EWP的演变过程时,往往忽视了空间层面关联的影响,无法对其演变过程进行精确的研究。因此,对于EWP的协同提升工作,这种忽视空间层面关联的做法并不合适,需做进一步探讨。

2 研究意义及创新点

2.1 研究意义

本研究的政策意义:(1)生态资源投入和福利产出统一。通过生态绩效评估区分生态福利的高值聚集区和低值聚集区。强化城市生态绩效评估机制,将生态资源投入和福利产出纳入考量,指导城市规划和城市发展。培育高EWP地区的成功经验,推广生态城市建设模式,提高整体生态福利水平。这有助于制定差异化的城市规划策略,合理配置生态资源,有效保护生态环境。(2)预测未来发展趋势。可以通过观察EWP的动态变化,预测未来的发展趋势,为长远规划提供科学依据。这有助于制定可持续的发展策略,促进城市健康发展。例如,制定并实施气候变化适应计划,以提高城市基础设施的韧性,减少极端天气事件对城市的影响。促进城市向可再生能源转型,降低对传统能源资源的依赖,减少碳排放,减轻气候变化造成的不利影响。

2.2 研究创新点

首先,文章在传统HDI的基础上添加环境要素,以污染排放作为经济发展中必须付出的生态成本,构建以人均财政与人均GDP为经济衡量变量的EWP评价体系;其次,已有文献大多从空间或溢出角度探析EWP在我国受到的影响及效应,但是对其差距产生的原因及未来可能的发展趋势研究仍有不足之处。文章结合Dagum基尼系数差距法和Markov链,探究中国城市EWP总体区域差距的原因,并采用空间与传统Markov链相结合的方法剖析其演进特征,为EWP协同提升策略提供科学依据。

3 数据来源

3.1 研究区域

根据研究目的和数据可得性,文章选取了中国281个城市作为研究对象。

3.2 数据来源

文章采用SBM-DEA模型测度全国281个城市的EWP并借鉴文献[29]和[30]的研究,投入指标采用能源消耗和污染排放(图1)。文章基于传统HDI构建了纳入生态因素的多维HDI,并以此作为产出指标,该EWP指标体系包括资源消耗、经济发展、教育、医疗卫生及污染排放。文章研究时段为2011—2021年,评价指标数据来自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及各市区统计年鉴。

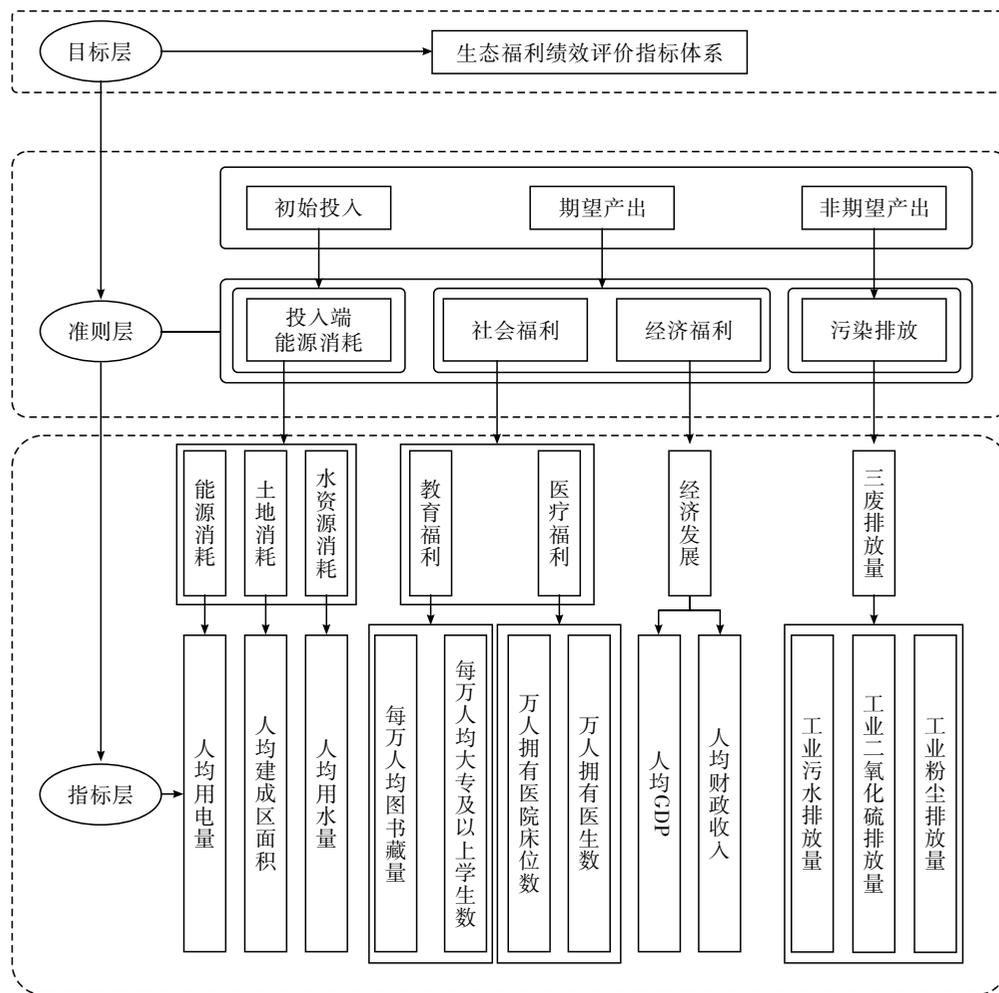


图1 EWP指标体系构建

4 研究方法

4.1 SBM-DEA模型

同熵权等评价方法相比,DEA的优点在于其不需要预先设定生产函数并能妥善处理多个指标的投入与产出,能够全面、精确地测度前文构建的EWP体系。因此文章使用SBM-DEA模型评估EWP,包括以下几个方面:

(1)假设有 n 个城市(决策单元,DMU)的 X 输入和 Y 输出矩阵,可以表示如下

$$X = (x_{ij}) \in R^{m \times n} > 0, Y = (y_{ij}) \in R^{s \times n} > 0 \tag{1}$$

那么,EWP生产可能性集(P)表示为

$$P = \{ (x,y) | x \geq X\lambda, y \leq Y\lambda, \lambda \geq 0 \} \tag{2}$$

其中, λ 中的非负向量 R^n .

DUM(x_0, y_0)可以描述为

$$X_0 = X\lambda + S^- \tag{3}$$

$$Y_0 = Y\lambda - S^+ \tag{4}$$

与 $\lambda \geq 0, s^- \geq 0$ 和 $s^+ \geq 0$. 向量 $s^- \in R^m$ 和 $s^+ \in R^s$ 是输入冗余和输出不足. 应用 s^- 和 s^+ , EWP 的 ρ 如下所示

$$\min \rho = \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m s_i^- / x_{io}}{1 + \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s s_i^+ / y_{io}} \quad (5)$$

$$\begin{cases} x_0 = X\lambda + s^- \\ y_0 = Y\lambda - s^+ \\ \lambda \geq 0, s^- \geq 0, s^+ \geq 0 \end{cases} \quad (6)$$

其中, ρ 是 EWP 值, $0 < \rho \leq 1$; λ 是 DMU 的线性系数; x 和 y 分别为输入变量和输出变量; m 和 s 分别为输入和输出指标的数量.

(2) SBM-DEA 模型如下

$$\delta^* = \min \delta = \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \bar{x}_i / x_{io}}{\frac{1}{s} \sum_{r=1}^s \bar{y}_r / y_{ro}} \quad (7)$$

$$\begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j x_j \\ \bar{y} \leq \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j y_j \\ \bar{x} \geq x_o, \bar{y} \leq y_o \\ \bar{y} \geq 0, \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (8)$$

其中, δ^* 为 EWP 值. 当 $\delta^* \geq 1$, 评估的 DMU 相对有效, 即 δ^* 越高, 则城市 EWP 越高. 反之, 当 $\delta^* < 1$, 评估的 DMU 相对无效, 即 δ^* 越低, 则城市 EWP 越低.

4.2 Dagum 基尼系数法

Dagum 基尼系数法将总体基尼系数分为三部分: 区域内差距 (G_w)、区域间净差距 (G_{nb}) 和超变密度 (G_t). 这种分解有助于理解在区域间经济不平等中起主导作用的具体因素. 其中, 区域内差距表示同一区域内不同城市间的差距; 区域间净差距指的是不同区域之间的净差距; 超变密度则反映了因区域内部各城市与总平均水平的偏差而产生的差距. 这种分解法的应用不仅有助于政策制定者更好地理解 and 处理区域发展不平衡问题, 也提供了一个评估和制定针对性策略的工具, 减少区域差异, 促进区域均衡发展. 因此, 文章采用 Dagum 基尼系数法测度 EWP 的区域差距. Dagum 基尼系数定义为

$$G = \frac{\sum_k^{j=1} \sum_k^{h=1} \sum_{n_i}^{i=1} \sum_{n_r}^{r=1} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2\mu} \quad (9)$$

其中, y_{ji} (y_{hr}) 是 j (h) 区域内 i (r) 城市 EWP; n 为城市个数; μ 为所有城市 EWP 平均值; k 为区域划分个数; n_j (n_h) 是 j (h) 区域内城市个数.

式(9)可以分解为区域内差距的贡献 (G_w)、区域间净差距的贡献 (G_{nb}) 和超变密度的贡献 (G_t), 即 $G = G_w + G_{nb} + G_t$.

$$G_{ij} = \frac{\sum_{n_j}^{i=1} \sum_{n_j}^{r=1} |y_{ji} - y_{jr}|}{2\mu_j n_j^2} \quad (10)$$

$$G_w = \sum_k^{j=1} G_{ij} p_j s_j \quad (11)$$

式(10)和式(11)为区域 j 内部的 EWP 差距 (G_{ij})、区域内差距的贡献 (G_w).

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{j-1} \sum_{r=1}^{h-1} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\mu_j + \mu_h)} \tag{12}$$

$$G_{nb} = \sum_k \sum_{j=1}^{j=2} \sum_{h=1}^{h=1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \tag{13}$$

式(12)和式(13)为区域*j*和*h*之间的EWP差距(G_{jh})、区域间净差距的贡献(G_{nb})。

$$G_t = \sum_k \sum_{j=1}^{j=2} \sum_{h=1}^{h=1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \tag{14}$$

式(14)为超变密度的贡献(G_t)，式(11)、式(13)及式(14)中， $p_j = n_j/n, s_j = n_j \mu_j / n \mu, D_{jh}$ 为区域*j*和*h*之间EWP的相对影响。

4.3 Markov 链模型

文章利用Markov链模型,包括传统Markov链^[31]和空间Markov链,来研究EWP的动态变化和空间效应,揭示EWP在不同城市间的转移概率和方向,并探索其在空间上的依赖关系。通过分析传统的状态转移和考虑邻近城市影响的空间Markov链,进一步研究全国各城市EWP在不同发展阶段的流动路径。将2011—2021年的EWP分为*k*个组别,然后构建*k* × *k*的反映状态转移概率的矩阵,用以描述EWP的时空转移过程。表达公式如下

$$M_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \tag{15}$$

其中

$$M_{ij} = \begin{bmatrix} n_{11} & \cdots & n_{1j} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ n_{i1} & \cdots & n_{ij} \end{bmatrix}_{k \times k} \tag{16}$$

式(15)和式(16)中, M_{ij} 为*k* × *k*的状态转移概率矩阵, n_{ij} 为研究期内EWP由*t*年份的*i*状态转变为*t* + 1年份的*j*状态的所有空间单元数量之和; n_i 为整个样本期EWP为*i*状态的所有空间单元数量之和。

由地理学第一定律可知,一切事物都与地理位置有关,因此研究各城市EWP子阶段与其所在的地理位置相关联,并且地理位置会影响事物的分布、发展并相互作用,这种相互作用也会随着距离等因素更加密切。但是传统Markov链并不能准确考虑到城市间相互作用,因此将传统Markov链与空间进行结合,引出“空间滞后”概念,构建空间Markov链。

与传统Markov链不同的是,空间Markov链由*k*个*k* × *k*转移矩阵组成,并且需要引入空间权重矩阵。文章采用邻接矩阵以反映各城市地理之间的相互作用联系。空间滞后值决定了空间单元归属于何种空间滞后类型,其表达式为

$$Lag = \sum_{i=1}^n y_i w_{ij} \tag{17}$$

其中, Lag 表示空间滞后值,*n*表示空间单元数, y_i 表示空间单元*i*的属性值, w_{ij} 表示邻接空间权重矩阵。

利用卡方检验空间因素对我国各城市EWP的影响是否显著。公式如下

$$p = -2 \log \left\{ \prod_{m=1}^2 \prod_{i=1}^k \prod_{j=1}^k \left[\frac{Q_{ij}^{t, t+1}}{Q_{ij}^{t, t+1}(m)} \right]^{n_y(m)} \right\} \tag{18}$$

其中, $Q_{ij}^{t, t+1}(m)$ 和 $n_y(m)$ 分别表示时长为*d*时,两类转移矩阵元素值及属于这类转移的区域数量之和; $Q_{ij}^{t, t+1}$ 将两类数据合并后计算出转移概率值, p 渐进服从卡方分布,其自由度为*k* × (*k* - 1)减去转移概率为0的个数。

此时 M_{ij} 需要引入空间滞后效应,因此用 M_{ij}^k 来表示,以空间单元在*t*年份所具有的空间滞后因子*k*为条件,在*t*年份EWP水平为*i*类型,到*t* + 1年份转变成*j*类型的空间转移概率。在传统Markov链的基础上,考虑空间效应,构建空间Markov链,得到空间Markov转移矩阵,探究空间关系对我国类型时空转移的影响和空间效应特征。

5 结果

5.1 EWP 总体分布特征

基于EWP评价指标体系,文章采用SBM-DEA模型评估2011—2021年中国城市EWP,并探讨其在时间和空间维度上的分布特征。

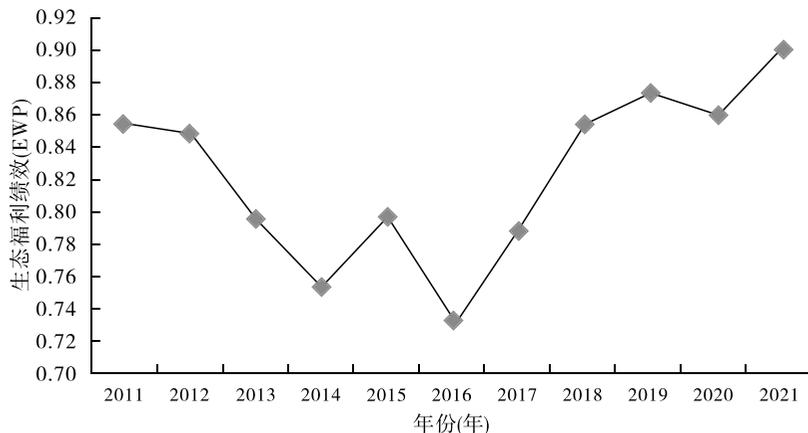


图2 全国EWP综合水平

EWP测算结果如图2所示,在样本期内,EWP从0.8567下降至0.73附近并在此区间上下波动。自2016年开始,EWP总体呈现正向增长态势,原因可能是:2016年之前,生态城市建设不够完善,生态经济转化效率较低,2016年之后,城市推广生态城市建设模式,合理配置生态资源,有效保护生态环境,提高生态经济转化效率,注重可持续发展,协调生态与经济、经济与福利之间的关系,因此开始呈现增长态势。

通过分析EWP测算结果,文章初步讨论了城市间EWP差异。对此,采用Kernel密度估计从时间维度来探究城市EWP的绝对差异和演进趋势(图3)。

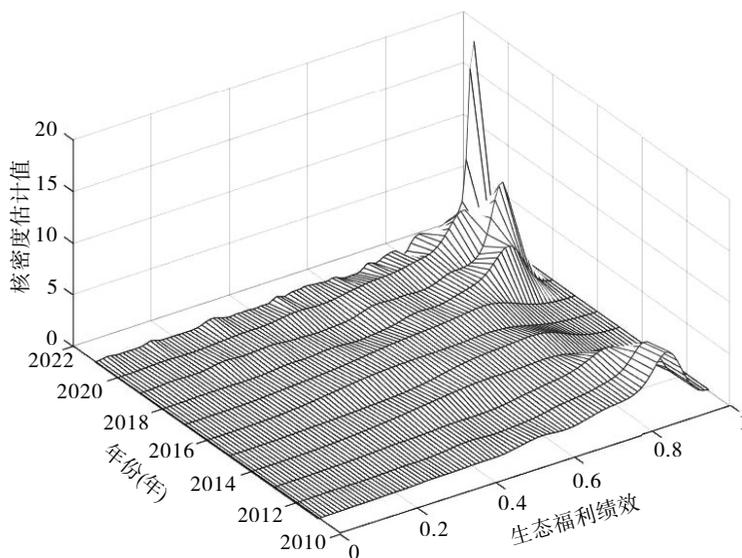


图3 EWP核密度估计值

由图3可知,通过核密度估计,EWP的区域差异在研究期间呈现扩大趋势。尤其在研究末期,核密度估计显示EWP的曲线宽度增大,右拖尾现象更加明显,表明高水平EWP城市与其他城市的差距增加。主峰的移动先向右后向左,显示出EWP最初增加后略有下降,总体仍呈上升趋势。出现这种情况的根本原因在于,实施节能减排政策较为先进的城市显著提升了其环境经济的转化效率,进而加大了这些城市与其他城市之间的差异。

5.2 EWP 差距

基于我国281个城市EWP的面板数据,利用Dagum基尼系数法测算EWP总体区域差距,按东、中、西三

大地理城市区位的空间尺度分解 281 个城市,揭示差距主要来源。

表 1 EWP 的 Dagum 基尼系数及其来源

年份	总体区域差距	区域内差距	区域间差距	超变密度	贡献率(%)		
					区域内	区域间	超变密度
2011	0.108	0.036	0.008	0.064	33.626	7.330	59.043
2012	0.113	0.038	0.007	0.068	33.677	6.020	60.304
2013	0.153	0.052	0.018	0.084	33.690	11.575	54.735
2014	0.161	0.054	0.015	0.092	33.582	9.203	57.216
2015	0.136	0.046	0.011	0.079	33.596	8.147	58.257
2016	0.175	0.059	0.019	0.098	33.493	10.680	55.827
2017	0.143	0.048	0.021	0.074	33.521	14.596	51.884
2018	0.107	0.036	0.010	0.061	33.725	9.155	57.120
2019	0.098	0.033	0.008	0.057	33.820	8.521	57.659
2020	0.103	0.034	0.007	0.061	33.526	6.891	59.584
2021	0.080	0.027	0.009	0.044	33.913	10.777	55.310

由表 1 可知,总体上,Dagum 基尼系数波动下降,从 2011 年的 0.108 涨至 2016 年的 0.175 后降至 0.080,这表明 EWP 区域差距逐渐缩小。区域内基尼系数较平稳,在 0.040 左右小幅波动;区域间基尼系数阶段性波动,2011—2017 年从 0.008 增至 0.021,2017 年后开始下降,2021 年降至 0.009,反映出 EWP 区域间差距具有阶段性特征。超变密度基尼系数在 0.057~0.084 间波动,且考察期内始终高于区域内和区域间基尼系数,表明中国城市 EWP 总体区域差距由超变密度差距导致。从贡献率来看,区域内、区域间、超变密度对总体差距的平均贡献率分别为 33.652%、9.354%、56.994%,超变密度差距贡献率显著高于其他两者,进一步证实了总体区域差距大部分可由不同区域 EWP 交叉重叠差异性解释,区域间贡献率较小,相互影响对总体区域差距影响微弱。

5.3 基于 Markov 链的 EWP 转移路径预测研究

根据 Markov 链原理对 2011—2021 年我国各城市 EWP 类型的演变进行分析,文章将 EWP 水平划分为低、较低、中等、较高和高五个等级,得到五阶矩阵传统 Markov 链转移概率表(表 2)。

表 2 五阶矩阵传统 Markov 链转移概率表

$t/t+1$	n	1(低)	2(较低)	3(中等)	4(较高)	5(高)
1(低)	14	0.214	0.214	0.357	0.071	0.143
2(较低)	123	0.024	0.398	0.309	0.089	0.179
3(中等)	316	0.003	0.095	0.370	0.285	0.247
4(较高)	629	0.003	0.030	0.143	0.431	0.393
5(高)	1728	0.003	0.009	0.036	0.137	0.815

表 2 对角线表示各城市维持原 EWP 水平的概率,对角线外为各城市发生的时空转移概率。由表 2 可知,(1)我国各城市 EWP 维持原有状态稳定性强,初始类别由低至高,对角线概率大于非对角线概率,最低概率为 21.4%,最高概率为 81.5%,说明各城市 EWP 的稳定性较强,但也不排除时空转移的发生。(2)我国各城市出现生态效率低水平和高水平维持原现状的概率较大,而将原现状维持在较低、中等、较高的概率却相对较低,区间为[0.3%,39.8%],说明我国各城市 EWP 存在两极分化,具有“俱乐部趋同”特征(指在一段时间内,不同地区的经济增长速度出现趋同的现象),表明各城市 EWP 水平区域差异存在长期性。(3)从各条路径转移概率上看,“低→较低”路径概率为 21.4%，“较低→低”路径概率为 2.4%,说明 EWP 低的城市转向较低水平城市的概率高于较低水平城市转向低水平城市的概率;“较低→中等”路径概率为 30.9%，“中等→较低”路径概率为 9.5%,说明 EWP 较低城市转向中等城市的概率高于中等城市转向较低水平城市的概率;“中等→较

高”路径概率为28.5%，“较高→中等”路径概率为14.3%，说明EWP中等城市转向高水平城市的概率高于高水平城市转向中等城市的概率；“较高→高”路径概率为39.3%，“高→较高”路径概率为13.7%，表明EWP较高城市转至高水平城市的概率高于高水平城市转至较高水平城市的概率。说明我国EWP逐步向高的趋势发展。(4)从跨越路径来看，当各城市EWP发生跨越转移时，概率逐渐递减，如“低→中等”路径概率为35.7%，“低→较高”路径概率为7.1%，其他EWP发生跨越转移时，概率较低，说明我国各城市受到局部锁定作用，发生相邻转变概率较大，跨越转移概率较小。

将空间滞后设置为5组，分别命名为无、低低聚集 LL_t 、低高聚集 LH_t 、高低聚集 HL_t 、高高聚集 HH_t 。首先根据检验指标 $P = 0.01 < 0.05$ ，说明建立空间Markov链考虑溢出效应具有意义，传统Markov链并不能较好地解释邻接区域间的相互影响，得出空间Markov链路径转移概率矩阵结果(表3)。

表3 空间Markov链路径转移概率矩阵

区域背景	t	n	$t+1$				
			低	较低	中等	较高	高
高高聚集 HH_t	低	0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	较低	0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	中等	0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	较高	0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	高	441	0.000	0.007	0.043	0.104	0.846
高低聚集 HL_t	低	13	0.231	0.231	0.308	0.077	0.154
	较低	102	0.029	0.422	0.294	0.088	0.167
	中等	206	0.005	0.107	0.408	0.248	0.233
	较高	76	0.000	0.026	0.145	0.487	0.342
	高	0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
低高聚集 LH_t	低	1	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000
	较低	0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	中等	1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	较高	0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	高	0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
低低聚集 LL_t	低	0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	较低	0	0.000	0.007	0.043	0.104	0.846
	中等	0	0.231	0.231	0.308	0.077	0.154
	较高	0	0.029	0.422	0.294	0.088	0.167
	高	0	0.005	0.107	0.408	0.248	0.233
无	低	0	0.000	0.026	0.145	0.487	0.342
	较低	21	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	中等	109	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000
	较高	553	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	高	1287	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

由表3可知，(1)EWP类型转移与区域背景存在较高的相关性，EWP在不同区域背景下时空转移概率差异较大，且与传统Markov链的结果差异较大，因此可知我国各城市间的EWP转变存在空间溢出效应。(2)绝大部分区域背景下，对角线的概率大于非对角线概率，但在低高聚集时，存在对角线概率等于非对角线概率的情况，这说明我国绝大部分城市具有保持原始状态的情况，但也有部分存在途径转移，并且是跳跃转移的情况。(3)在高高聚集的区域背景下，EWP高水平的概率为84.6%，高于无区域背景下的0%，这说明EWP水平存在“俱乐部趋同”现象。(4)区域背景的改变并不能绝对地影响各城市EWP的转移。(5)空间Markov链在

不设置区域背景即不设置空间滞后的情况下,我国各城市EWP维持原现状出现略低情况,考虑空间会增加路径选择,降低空间锁定。部分转移路径的概率得到提升,说明考虑空间滞后后,更能够反映我国各城市EWP转移情况。

由传统Markov概率矩阵,可得出:(1)EWP对角线概率值均高于非对角线概率值,具有“俱乐部趋同”特征。EWP维持原水平的概率,最低为0.4%,最高为72.2%。(2)各城市EWP受到局部锁定作用,跨越路径概率值低于邻近路径概率值,最高仅为39.3%,说明EWP很难在短期内实现跃迁式发展。(3)各城市EWP出现低水平和高水平维持原现状的概率较大,高于将原现状维持在中低和中高概率,说明路径转移概率存在两极分化。(4)在初始阶段,EWP集中在高水平,并且在低水平概率较低,在稳态时,EWP都集中在中高和高水平,说明二者都具有升高的趋势,EWP具有向高水平集中的趋势。

空间Markov链结果表明,(1)EWP呈现空间依赖性。由于空间地理格局的差异,在不同空间滞后背景下,其转移概率矩阵具有显著差异,这与传统的Markov转移概率矩阵存在明显区别,进一步验证了地理依存性在EWP演变转移过程中的重要作用。(2)考虑空间滞后效应的影响,由表4可知,城市EWP向上或向下转移的概率大小不同。一般情况下,EWP水平越高,越能够带动邻接城市向高水平转移,而EWP水平越低,越会抑制邻接城市向高水平转移。这可能是EWP在生态、经济等方面具有空间溢出效应的结果。(3)EWP对角线概率值高于或等于非对角线概率值,并且存在两极分化,具有“俱乐部趋同”特征。(4)在稳态时,不同空间滞后背景下,EWP演变具有异质性,即每种滞后背景下,达到稳态时,福利绩效水平概率分布呈现不同态势。

表4 最终稳态表

状态类型		EWP				
		1	2	3	4	5
传统 Markov	初态	0.004	0.036	0.064	0.174	0.722
	稳态	0.005	0.039	0.107	0.213	0.636
空间 Markov	1	0.000	0.007	0.043	0.104	0.846
	2	0.010	0.128	0.270	0.323	0.268
	3	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
	4	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	5	0.003	0.029	0.094	0.230	0.644

6 结论与建议

6.1 结论

首先,文章基于优化后的HDI构建EWP评价指标体系,通过SBM-DEA模型核算中国城市的EWP水平;随后使用Dagum基尼系数衡量EWP存在的内部差距;最后,使用Markov链研究EWP的转移路径。研究结果表明:

(1)在样本研究期内,中国城市EWP呈现先下降后上升趋势,总体呈现上升态势。

(2)EWP高值区由西、东地区演变为中、东地区以长三角城市群为中心的集聚格局,总体区域差距缩小。超变密度贡献率远超区域内和区域间,是总体差距的主要因素。

(3)在样本研究期内,在EWP的转移路径研究中,各城市EWP具有较强的稳定性,空间Markov链的应用揭示了城市EWP的稳定性和空间依赖性。高EWP城市倾向于保持其高福利状态,而低EWP城市的提升路径则相对困难。这种现象揭示了“俱乐部趋同”的特性,即类似水平的EWP城市倾向于相互聚集。空间Markov链表明城市EWP向上或向下转移受到邻域城市的差异化影响,具有空间溢出效应,高EWP城市能促进周边城市发展。

6.2 建议

(1)提高城市EWP,政府可以制定政策措施,以提高EWP,实现经济增长、生态环境保护与民生福祉增进

的平衡。制定严格的城市规划法规,确保生态保护区不受城市扩张侵蚀,保护城市周边生态系统的完整性。鼓励城市绿地建设和生态景观规划,提高城市绿化覆盖率,改善城市生态环境。在城市规划中注重生态环境保护、推动绿色发展和提升居民生活质量。

(2)完善城市生态绩效评估机制,将生态资源投入和福利产出纳入考量,通过生态绩效评估区分生态福利的高值聚集区和低值聚集区,学习高值区的成功经验,合理配置生态资源,有效保护生态环境。此外,通过观察生态福利绩效的转移路径,预测未来的发展趋势,为城市可持续发展提供科学依据。

(3)引导城市在资金、技术等多方面展开合作,增强高水平EWP城市的辐射带动能力。制定资源节约型城市规划,促进资源的有效利用和循环使用,减少过度开采和消耗。鼓励城市居民采用节能环保的生活方式,减少浪费,提高资源利用效率。通过促进城市间的合作与交流,有效提高中国城市整体生态福利水平,推动可持续城市和社区建设。

参考文献:

- [1] 金书秦,张玖弘,谷保静.从世界看中国:落实联合国可持续发展目标的成效、差距和展望[J].中国人口·资源与环境,2023,33(12):1-10.
- [2] GUAN X, WEI H, LU S, et al. Assessment on the Urbanization Strategy in China: Achievements, Challenges and Reflections[J]. Habitat International, 2018, 71: 97-109.
- [3] HAN J, WU Q, ZHANG L, et al. How can the Urban Emergency Capability Gap be Measured? Construction of a Standardized Indicator System in China[J]. International Journal of Disaster Risk Reduction, 2022, 80: 103236.
- [4] 姚玉祥,吴普云.中国城镇化的收入分配效应——理论与经验证据[J].经济学家,2019,(09):5-14.
- [5] 王展祥,叶宇平.低碳城市试点政策对地方政府重污染行业土地出让的影响[J].中国人口·资源与环境,2023,33(03):125-136.
- [6] 刘怡君,王丽,牛文元.中国城市经济发展与能源消耗的脱钩分析[J].中国人口·资源与环境,2011,21(01):70-77.
- [7] 陈硕,陈婷.空气质量与公共健康:以火电厂二氧化硫排放为例[J].经济研究,2014,49(08):158-169.
- [8] 刘倩,曲广波,陆达伟.我国环境污染与健康基础研究的若干新需求[J].中国科学院院刊,2021,36(05):614-621.
- [9] 吴绍洪,赵东升.中国气候变化影响、风险与适应研究新进展[J].中国人口·资源与环境,2020,30(06):1-9.
- [10] 吴绍洪.中国“气候变化的影响、风险与适应”研究进展——中国《第四次气候变化国家评估报告·第二部分》解读[J].中国人口·资源与环境,2023,33(01):80-86.
- [11] 柯兵,孙新章.城市层面落实联合国2030年可持续发展议程的中国探索:国家可持续发展议程创新示范区[J].中国人口·资源与环境,2023,33(07):1-8.
- [12] 黄春林,孙中昶,蒋会平,等.地球大数据助力“可持续城市和社区”目标实现:进展与挑战[J].中国科学院院刊,2021,36(08):914-922.
- [13] DANG H H, SERAJUDDIN U. Tracking the Sustainable Development Goals: Emerging Measurement Challenges and Further Reflections[J]. World Development, 2020, 127: 104570.
- [14] 诸大建.生态经济学:可持续发展的经济学和管理学[J].中国科学院院刊,2008,(06):520-530.
- [15] CUI S, WANG Y, XU P, et al. Ecological Welfare Performance, Industrial Agglomeration and Technological Innovation: An Empirical Study based on Beijing-Tianjin-Hebei, Yangtze River Delta and Pearl River Delta[J]. Environment, Development and Sustainability, 2022: 1505-1528.
- [16] ZHANG Y, MAO Y, JIAO L, et al. Eco-efficiency, Eco-technology Innovation and Eco-well-being Performance to Improve Global Sustainable Development[J]. Environmental Impact Assessment Review, 2021, 89: 106580.
- [17] 诸大建,刘国平.碳排放的人文发展绩效指标与实证分析[J].中国人口·资源与环境,2011,21(05):73-79.
- [18] HASSAN S T, XIA E, KHAN N H, et al. Economic Growth, Natural Resources, and Ecological Footprints: Evidence from Pakistan[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2019, 26(03): 2929-2938.
- [19] VALENZUELA-VELEGAS G, SALGADO J C, DÍAZ-ALVARADO F A. Sustainability Indicators for the Assessment of Eco-industrial Parks: Classification and Criteria for Selection[J]. Journal of Cleaner Production, 2016, 133: 99-116.
- [20] SUN Q, MA R, XI Z, et al. Nonlinear Impacts of Energy Consumption and Globalization on Ecological Footprint: Empirical Research from Brics Countries[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 396: 136488.
- [21] BAI L, GUO T, XU W, et al. The Spatial Differentiation and Driving Forces of Ecological Welfare Performance in the Yangtze

- River Economic Belt[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2022, 19(22): 14801.
- [22] FENG Y, ZHONG S, LI Q, et al. Ecological Well-being Performance Growth in China (1994—2014): From Perspectives of Industrial Structure Green Adjustment and Green Total Factor Productivity [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 236: 117556.
- [23] WANG J, XIAO H, HU M. Spatial Spillover Effects of Forest Ecological Security on Ecological Well-being Performance in China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2023, 418: 138142.
- [24] HU M, PANG Y, JIN T, et al. Spatio-temporal Evolution of EIWB and Influencing Factors: An Empirical Study from the Yangtze River Delta [J]. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 2021, 14(04): 999-1024.
- [25] ZHOU L, ZHANG Z. Ecological Well-being Performance and Influencing Factors in China: From the Perspective of Income Inequality [J]. *Kybernetes*, 2023, 52(04): 1269-1293.
- [26] ZHANG R, CAO Y, WU K, et al. Research on the Effect of Green Credit on Ecological Welfare Performance: Evidence from China [J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2022, 10.
- [27] HU M, SARWAR S, LI Z. Spatio-temporal Differentiation Mode and Threshold Effect of Yangtze River Delta Urban Ecological Well-being Performance based on Network DEA [J]. *Sustainability*, 2021, 13(08): 4550.
- [28] SU Y, LI W, CHEN M, et al. Innovation Policy and Ecological Welfare Performance: Evidence from a Quasi-natural Experiment of China [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023, 30(45): 100994-101013.
- [29] 邓远建, 杨旭, 马强文, 等. 中国生态福利绩效水平的地区差距及收敛性 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(04): 132-143.
- [30] 龙亮军, 王霞, 郭兵. 基于改进 DEA 模型的城市生态福利绩效评价研究——以我国 35 个大中城市为例 [J]. *自然资源学报*, 2017, 32(04): 595-605.
- [31] 王少剑, 高爽, 黄永源, 等. 基于超效率 SBM 模型的中国城市碳排放绩效时空演变格局及预测 [J]. *地理学报*, 2020, 75(06): 1316-1330.

A Study on Transfer Path Prediction of Ecological Welfare Performance in Chinese Cities

CHEN Nian-an

(School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu, Anhui, 233041, China)

Abstract: This study focuses on the accounting of Ecological Welfare Performance (EWP), aiming to assess the weak links and internal disparities in achieving SDG11 at the aggregate level within regions, thereby promoting ecological urban planning and management, enhancing the potential welfare of urban residents, and simultaneously reducing adverse impacts on the ecological environment. Using China as a case study of a developing country, the SBM-DEA model is employed to measure the EWP of 281 Chinese cities from 2011 to 2021. The Dagum Gini coefficient method is utilized to calculate and analyze the spatiotemporal evolution patterns and regional disparities of urban EWP. Finally, the spatial Markov chain is applied to reveal the dynamic evolution characteristics. The research findings indicate: (1) The overall EWP shows a trend of initial increase followed by a decline; (2) The spatial distribution pattern of high EWP values in Chinese cities has shifted from the western and eastern regions to the central and eastern regions, with the overall regional disparity in EWP showing a narrowing trend, where hypervariable density is the main factor contributing to the overall regional disparity; (3) The EWP of each city exhibits high stability and also demonstrates spatial positive correlation characteristics, with the presence of "club convergence", making leapfrog development difficult to achieve in the short term. The upward or downward transition of urban EWP is influenced by the differential impacts of neighboring cities. The article will offer recommendations based on insights from EWP, aiming to provide certain references for policymakers.

Keywords: Ecological welfare performance; SBM-DEA model; Dagum's Gini coefficient; Spatial Markov chain