

长江经济带生态福利绩效的区域差异与空间收敛

郭炳南 唐利 姜彦彦 张浩¹

(江苏科技大学 人文社科学院, 江苏 镇江 212003)

【摘要】: 利用非意合产出超效率 SBM 模型测度了 2004—2018 年长江经济带生态福利绩效, 运用 Dagum 基尼系数分解法揭示了长江经济带上中下游区域生态福利绩效的差异及来源, 并构建 δ 收敛和 β 收敛模型检验了长江经济带上中下游区域生态福利绩效的收敛性。研究发现: (1) 2004—2018 年长江经济带生态福利绩效呈现下游最大、中游次之、上游最小的阶梯式分布格局。(2) 长江经济带上中下游区域生态福利绩效的空间异质性特征突出, 区域间差距是生态福利绩效区域总体差距产生的主要根源。(3) 长江经济带整体、上中下游的生态福利绩效均存在 δ 收敛和绝对 β 收敛, 在考虑环境规制、外商投资水平、技术水平、经济发展水平、产业结构等影响因素后, 生态福利绩效的条件 β 收敛速度快于绝对 β 收敛速度。

【关键词】: 生态福利绩效 长江经济带 区域差异 Dagum 基尼系数 空间收敛

【中图分类号】: F062.2; X196 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2022)07-167-09

改革开放以来, 中国实施的富民战略取得了巨大的成功, 经济增长的成就世所罕见。然而, 在经济增长奇迹的同时, 环境严重污染、资源过度消耗等问题呈高发态势, 成为我国经济社会发展的明显短板。党的十九大报告指出, 绿水青山就是金山银山, 要推动形成人与自然和谐发展的生态文明建设新格局。长江经济带是我国重要的经济轴带, 经济总量与人口总量占比为全国的 40% 以上, 但该流域生态环境破坏严重, 污染物排放总量巨大, 废水排放总量超过全国排放总量的 40%, 化学需氧量、二氧化硫、氨氮的单位面积排放强度是全国平均值的 1.5~2 倍, 已经严重威胁到了长江经济带的可持续发展。2020 年 11 月 14 日, 习近平总书记在南京强调指出, 长江经济带生态地位突出, 发展潜力巨大, 要将长江经济带建设成为人与自然和谐共生的绿色发展示范带。因此, 加快长江经济带生态文明建设, 实现长江经济带环境保护、经济发展和民生福祉的协调发展问题直接关系到我国经济社会发展的全局, 也是引领经济高质量发展的战略支撑。生态福利绩效度量了自然资源消耗所产生的人类福利价值, 是衡量经济增长、社会福利、生态环境协同发展的重要指标, 也是经济高质量发展和生态文明建设的重要标准。长江经济带横跨我国东、中、西部三大区域, 区域间经济基础、资源禀赋、产业结构、教育水平、外资利用以及环境压力等方面存在较大差异, 导致长江经济带不同区域生态福利绩效可能会存在较大的区域差异。本文通过辨识与分解长江经济带生态福利绩效水平的区域差异, 深入揭示其差异来源及收敛特征, 进而讨论如何实现长江经济带生态福利绩效的均衡协同发展, 这对于长江经济带生态文明建设和经济高质量发展有重要现实意义。

1 文献综述

生态福利绩效是指单位生态资源投入转化为人类福利产出量的效率。随着经济的快速增长, 资源环境对经济增长和人类福利提升的约束不断增加, 关于生态福利绩效的研究逐渐丰富, 国内外学者主要从以下三个方面展开分析: 第一, 生态福利绩效水平的测度。相关测度方法主要有比例法、随机前沿函数法、数据包络分析法等。较多的学者采用比例法, Daly^[1]最早将生态福利

¹作者简介: 郭炳南, 博士, 副教授, 硕士研究生导师, 研究方向为产业发展与绿色经济。E-mail:harkin@126.com; 张浩, 博士, 教授, 硕士研究生导师, 研究方向为产业发展与绿色经济。E-mail:54743787@qq.com

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“异质性环境规制对我国生态福利绩效的影响与政策设计研究”(20BJL040)

绩效表示为服务量与吞吐量的比值。Common^[2]、Yew^[3]采用比例算法,将其表示为主客观福利与生态足迹的比值。刘国平和朱远^[4]、杨爱婷和宋德勇^[5]、付伟等^[6]均采用比例算法,用人类发展指数和其他指标来衡量社会福利作为分子,生态足迹或衡量生态消耗的其他指标作为分母。少数学者采用随机前沿函数法,例如 Dietz 等^[7]采用随机前沿生产函数构建生态福利绩效指数, Knight & Rosa^[8]采用回归函数中非标准化残差项来衡量生态福利绩效。还有部分学者采用数据包络分析法,例如诸大建和张帅^[9]、龙亮军等^[10]、郭炳南等^[11]采用数据包络分析法计算生态福利绩效。第二,生态福利绩效的影响因素。相关因素较多,如经济发展、人口密度、技术水平、产业发展、对外开放水平等。Rice^[12]、Jorgenson & Dietz^[13]研究发现,收入不平等是影响生态福利绩效的因素。Knight^[14]研究发现,社会资本和气候条件是影响生态福利绩效的重要因素。刘国平和诸大建^[15]利用对数平均迪氏分解法将影响生态福利绩效的因素分解为技术效应和服务效应,结果表明技术效应推动中国省域碳排放福利绩效增长,服务效应抑制碳排放福利增长。彭鹏等^[16]研究发现,能源消耗不利于生态福利绩效。冯吉芳和袁健红^[17]研究发现,技术进步有利于生态福利绩效。第三,生态福利绩效地区差异研究。已有文献主要基于指标直接比较法^[18,19]、泰尔指数法^[20,21]研究生态福利绩效的地区差异。两种方法均存在局限性,指标直接比较法无法准确分析区域差异的来源,泰尔指数法在不同组别之间没有考虑子样本的分布情况,忽略了组内交叉重叠,导致无法识别组间差异对总体差距的贡献率,降低了结果的准确性^[22]。除以上两种方法,Dagum 基尼系数法作为一种分析区域差异的新方法,既可以解决样本数据重叠交叉问题,又可以揭示区域差异的具体来源。Dagum 基尼系数法广泛应用于经济发展质量差异等领域的研究^[23],而应用于生态福利绩效领域的研究文献非常少,仅有邓远建等^[24]利用基尼系数分解法研究了中国生态福利绩效的空间差异。

已有文献从生态福利绩效的测度方法、影响因素以及区域差异等维度展开了深入探讨,为本文提供了良好的借鉴,但尚存在以下不足:一是从研究对象来看,以往对生态福利绩效的研究大多聚焦于国家、省份、城市等层面,而基于特定流域经济带的研究偏少。二是从研究区域差异的方法上看,以往研究生态福利绩效多采用指标直观比值法和 Theil 指数法,而 Dagum 基尼系数法作为一种研究区域差异的新方法,日趋流行,但在生态福利绩效领域的应用尚属少见。三是已有文献多数停留于对生态福利绩效的测度、影响因素等方面的讨论,尚缺乏对生态福利绩效的地区差异和空间收敛性的深入研究。

鉴于此,本文可能的贡献在于:一是以特定流域经济带——长江经济带为研究视角,在一定程度上弥补了该区域生态福利绩效研究的不足。二是利用 Dagum 基尼系数法揭示长江经济带生态福利绩效区域差异动态变化趋势及差异的来源。三是基于 δ 收敛和 β 收敛模型讨论了长江经济带生态福利绩效的空间收敛性。本文对缩小长江经济带生态福利绩效区域差异,促进长江经济带生态福利绩效均衡协同发展,实现长江经济带经济高质量和绿色发展具有重要的意义。

2 研究设计

2.1 生态福利绩效测度与指标选取

基础 DEA 模型存在无法分析效率值大于 1 的决策单元效率大小、径向模型多投入或产出比例变化与实际不符等缺陷,为了克服上述问题,本文采用 Tone^[25]提出的超效率 SBM 模型来测度生态福利绩效,同时考虑规模报酬和导向选择问题,选择规模报酬可变角度下产出导向超效率 SBM 模型,该模型表示为:

$$\begin{aligned}
\min \rho &= \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \bar{x}/x_{ik}}{\frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{u=1}^{s_1} \bar{y}^e/y_{uk}^e + \sum_{\tau=1}^{s_2} \bar{y}^w/y_{\tau k}^w \right)} \\
\text{s.t. } &\sum_{j=1, j \neq k}^n x_{ij} \lambda_j \leq x_{ik}; \quad \sum_{j=1, j \neq k}^n y_{\tau j} \lambda_j + s_r^+ = y_{\tau k}; \\
&\sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j = 1; \quad \lambda, s^-, s^+ \geq 0 \\
&i = 1, 2, \dots, m; \quad r = 1, 2, \dots, q; \quad j = 1, 2, \dots, n (j \neq k)
\end{aligned} \tag{1}$$

式中：ρ 为效率值，模型表示 k(k=1, 2, …, K) 个决策单元利用 m(m=1, 2, …, M) 种投入 x_k ，得到 u(u=1, 2, …, s_1) 种产出期望 n 产出 y^e ，以及 τ (τ=1, 2, …, I) 种非期望产出 y^w 。s 表示投入、产出的松弛量， λ_j 为权重向量，模型中下标 “j” 表示特定的被评价单元。x 表示投入， y^e 表示意合产出， y^w 表示非意合产出；当 $0 \leq \rho < 1$ 时，表示决策单位未实现完全有效；当 $\rho \geq 1$ 时，表示决策单位实现了完全有效，且 ρ 值越大表示效率值越高。

本文依据方时姣和肖权^[26]的指标体系构建本文的生态福利绩效指标体系：投入指标、非意合产出指标和意合产出指标，如表 1 所示。

表 1 生态福利绩效评价指标

类别	一级指标	二级指标	三级指标
投入	资源消耗	水资源消耗	人均用水量
		能源消耗	人均煤炭消耗量
		土地消耗	人均城市建设用地面积
意合产出	人类发展指数	医疗卫生水平	平均预期寿命
		受教育程度	平均受教育年限
		经济发展水平	人均 GDP
非意合产出	环境污染	固体废弃物排放	人均工业固体废弃物排放量
		废水排放	人均工业废水排放量
		废气排放	人均二氧化硫排放量

其中，平均预期寿命依据徐显东等^[27]的测度方法而得，平均受教育年限的计算公式为：

$$Q = \frac{6 \times P_{\text{小学}} + 9 \times P_{\text{初中}} + 12 \times P_{\text{高中}} + 16 \times P_{\text{大专及以上}}}{P_{\text{小学}} + P_{\text{初中}} + P_{\text{高中}} + P_{\text{大专及以上}}} \tag{2}$$

式中：Q 表示平均受教育年限，P 代表各类学历受教育人数。

2.2 区域差异分解方法

Dagum 最初用于衡量收入不均衡问题^[28]，其优势在于能够分解地区间不均衡，将其分解为：区域内不均衡、区域间不均衡和超变密度，即 $G=G_r+G_{nb}+G_t$ 。超变密度是指区域间重叠引起的不均衡。生态福利绩效总体基尼系数的计算公式为：

$$G = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| / 2n^2 \bar{y} \quad (3)$$

式中：按照我国通常的东中西部区域的划分标准，将长江经济带沿线省份依照不同的所属区域划分为上游、中游和下游，k 表示区域划分个数，k=3；n 表示省份个数，n=11； y_{ij} (y_{hr}) 是 j(h) 区域内省份的生态福利绩效综合指数， $\bar{y}$ 是区域生态福利绩效的均值，基尼系数越大，表明生态福利绩效越不均衡。

区域 j 的基尼系数 G_{jj} 表示为：

$$G_{jj} = \frac{1}{2y_j} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}| \quad (4)$$

区域内部差异 G_w 表示为：

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (5)$$

区域 j 和 h 之间的基尼系数 G_{jh} 、区域间净值差异 G_{nb} 、超变密度 G_t 可以分别表示为：

$$G_{jh} = \frac{1}{n_j n_h (\bar{y}_j + \bar{y}_h)} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| \quad (6)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (7)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (8)$$

式中： $p_j = \frac{n_j}{n}$ 为 j 区域内省份数与长江经济带省份数总数的比值； D_{jh} 衡量的是区域 j 和区域 h 之间生态福利绩效的互动影响，其计算公式为：

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \quad (9)$$

其中， d_{jh} 和 p_{jh} 的计算公式为：

$$d_{jh} = \int_0^{\infty} dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) \quad (10)$$

$$p_{jh} = \int_0^{\infty} dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x) \quad (11)$$

式中： d_{jh} 是指区域间生态福利绩效的差值， p_{jh} 为超变一阶矩， $F_j(F_h)$ 为 $j(h)$ 地区的累积分布函数。

2.3 收敛模型与指标选取

(1) δ 收敛。

为揭示长江经济带中上下游区域之间生态福利绩效的离差随时间推移发生变化的情况，本文采用 δ 收敛模型考察长江经济带中上下游区域之间生态福利绩效的离散程度大小，具体公式为：

$$\delta_t = \frac{\sqrt{\sum_i^{N_j} (EP_{ijt} - \overline{EP}_{jt})^2 / N_j}}{\overline{EP}_{jt}} \quad (12)$$

式中： j 表示长江经济带中上下游三个区域 ($j=1, 2, 3$)， N_j 为各区域内的省份数， i 表示区域内的省份 ($i=1, 2, 3, \dots$)， EP_{ijt} 为 j 区域 i 省份生态福利绩效值， $\overline{EP}_{jt}$ 为长江经济带生态福利绩效的平均值。

(2) β 收敛。

β 收敛是指随着时间的推移，各区域生态福利绩效逐渐收敛到相同的水平，即生态福利绩效较低的区域与生态福利绩效较高的区域相比具有较高的增长速度。绝对 β 收敛模型形式为：

$$\ln\left(\frac{EP_{it+1}}{EP_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln EP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

式中： $\ln\left(\frac{EP_{it+1}}{EP_{it}}\right)$ 表示 i 省份生态福利绩效水平在第 $t+1$ 期的增长率， EP_{it+1} 和 EP_{it} 分别表示第 $t+1$ 期和 t 期生态福利绩效， α 为常数， β 为收敛系数， ε_{it} 为随机误差项。若 $\beta < 0$ ，则区域间生态福利绩效存在绝对收敛。

生态福利绩效的条件 β 收敛表示受多重因素的影响，各区域生态福利绩效趋于收敛于各自的稳定水平。考虑到面板数据具有大量的信息优势，以及本地区对其他地区生态福利绩效水平的影响，构建了包括空间权重的空间模型，其条件 β 收敛模型表

达式为：

$$\ln\left(\frac{EP_{it+1}}{EP_{it}}\right)=\alpha+\beta\ln EP_{it}+\gamma X+\rho W_{it}\ln\frac{EP_{it+1}}{EF_{it}}+\delta W_{it}\ln EP_{it}+\theta W_{it}X+\varepsilon_{it}\tag{14}$$
$$\varepsilon_{it}=\lambda w_{it}\varepsilon_{it}+\mu_{it},\mu_{it}\sim N\left(0,\sigma^2I_n\right)$$

式中：当 $\delta=\theta=\lambda=0$ 时，为空间滞后模型(SAR)；当 $\rho=\delta=\theta=0$ 时，为空间误差模型(SEM)；当 $\lambda=0$ 时，为空间杜宾模型(SDM)。其中， X 表示控制变量， W_{it} 为空间权重矩阵(设定为一阶邻近空间权重矩阵)； ρ 、 δ 、 θ 是空间效应系数， β 为收敛系数， α 是常数项， ε_{it} 为误差项。

在构建条件 β 收敛模型时，本文考虑了经济发展水平、产业结构、外资利用、环境规制以及技术进步等控制变量。经济发展水平(PGDP)的提升不仅能保证人民物质生活水平的提升，还能促进医疗、教育水平的水平。产业结构(IND)用第三产业产值占GDP 比值来表示，第三产业占比的提升一定程度上会降低污染排放水平，污染排放降低会促进生态福利绩效提升。外资利用(FDI)用外商直接投资占地区生产总值的比重来表示，一方面外商投资会导致污染排放加剧，形成“污染天堂”假说，另一方面外商投资引入新的技术和管理经营，形成技术外溢效应。环境规制(ER)用排污费收入占GDP 比重表示，关于环境规制有“遵循成本说”和“创新补偿说”。技术进步(TC)采用专利授权数量表示，技术进步是一把“双刃剑”，一方面技术进一步提升企业生产效率，另一方面技术进步投入成本会挤占企业生产总成本，形成“挤出效应”。

本文所涉及的数据均源于 2005—2019 年的《中国宏观统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国人口统计年鉴》《中国卫生统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国教育统计年鉴》以及 EPS 数据库。

3 长江经济带生态福利绩效的区域差异及来源

3.1 长江经济带生态福利绩效的测度结果

基于超效率 SBM 效率测度方法计算得到 2004—2018 年长江经济带 11 个省份生态福利绩效值。从表 2 可以得出：第一，长江经济带生态福利绩效呈现稳定持续上升趋势，生态福利绩效值由 2004 年的 0.707 上升到 2018 年的 0.884，年均增长率为 1.669%，说明长江经济带经济、社会和环境建设取得了较为显著的成效，但生态福利绩效仍存在较大改进空间。第二，2004—2018 年长江经济带生态福利均值为 0.824，下游区域均值为 0.981，中游区域均值为 0.819，上游区域均值为 0.710，呈现出下游最大，中游次之，上游最小的阶梯式分布格局，其中，上游与下游差距最大，为 0.271。

表 2 长江经济带沿线省份生态福利绩效值

省份	2004 年	2009 年	2014 年	2018 年	均值	年均增长率
上海	0.973	1.026	0.986	0.983	1.001	0.069%
江苏	0.932	0.964	1.014	1.025	0.968	0.665%
浙江	0.802	1.073	1.033	1.103	0.974	2.502%
下游均值	0.902	1.021	1.011	1.037	0.981	0.995%

安徽	0.789	0.860	0.835	0.879	0.832	0.760%
江西	0.513	0.740	0.821	0.916	0.816	5.237%
湖北	0.735	0.835	0.837	0.847	0.807	1.016%
湖南	0.620	0.807	0.918	0.871	0.820	2.699%
中游均值	0.664	0.811	0.853	0.878	0.819	2.148%
重庆	0.579	0.598	0.758	0.831	0.710	2.902%
四川	0.518	0.597	0.729	0.736	0.695	2.806%
贵州	0.572	0.567	0.811	0.698	0.670	1.469%
云南	0.747	0.732	0.802	0.834	0.766	0.776%
上游均值	0.604	0.624	0.775	0.775	0.710	1.885%
整体均值	0.707	0.800	0.868	0.884	0.824	1.669%

3.2 长江经济带生态福利绩效的区域差异分解

运用 Dagum 基尼系数法对 2004—2018 年长江经济带生态福利绩效的总体差异以及上中下游区域生态福利绩效的区域内差异、区域间差异以及差异来源进行了分解，结果如下。

(1) 长江经济带生态福利绩效的总体差异。

由图 1 可知，总体基尼系数(G)由 2004 年的 0.121 下降到 2018 年的 0.072，降幅为 40.50%，表明样本期间内长江经济带生态福利绩效的总体差异呈现下降趋势。2004—2007 年总体差异显著下降，总体差异基尼系数由 2004 年的 0.121 下降至 2007 年的 0.078，降幅为 33.54%。2007—2009 年总体基尼系数有一个显著而短暂的增幅，总体基尼系数由 2007 年的 0.078 增长至 2009 年的 0.118，增幅为 52.28%。2009 年以后总体基尼系数又呈现持续下降趋势，总体基尼系数由 2009 年的 0.118 下降至 2018 年的 0.072，降幅为 38.98%。这反映了 2004—2018 年长江经济带生态福利绩效的总体差异表现出递减趋势，表明生态福利绩效总体协同性趋好，要使生态福利绩效的总体差异持续保持缩小趋势，尚需制定相关措施协同长江经济带经济发展和环境保护等，以缩小区域间生态福利绩效差距。

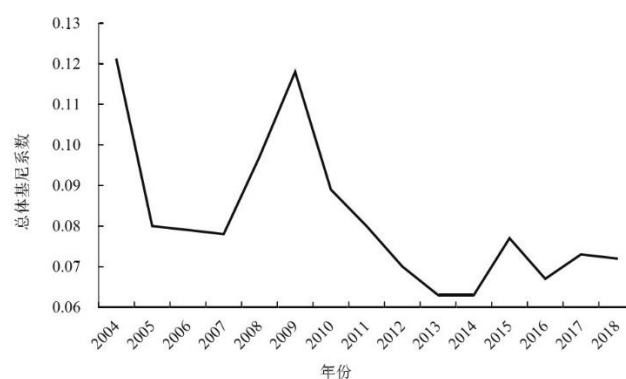


图 1 长江经济带生态福利绩效的总体差异 (2004—2018 年)

(2) 长江经济带上中下游生态福利绩效的区域内差异。

长江经济带上中下游生态福利绩效的区域内差异变化趋势见图 2。从区域内差异的变化趋势来看，长江经济带上中下游的内部差异总体呈现波动下降趋势。上游区域从 2004 年的 0.072 下降至 2018 年的 0.041，降幅为 75.61%。中游区域从 2004 年的 0.089 下降至 2017 年的 0.015，降幅为 493.33%。下游区域从 2004 年的 0.042 下降至 2017 年的 0.026，降幅为 61.54%。其中，上游区域在 2004—2008 年呈现小“W”波动趋势，2008—2018 年区域内差异呈现大“W”波动趋势，总体上呈现下降趋势。中游区域由 2004 年的 0.089 突降至 2006 年的 0.016，2007—2018 年稳定下降，降幅较大。下游区域内差异在 2004—2018 年稳定下降。从区域内差异的水平值来看，上游、中游和下游的均值分别为 0.043、0.028 和 0.019，呈现上游>中游>下游阶梯形分布格局。上游区域内差异最大的原因可能在于区域内各省份生态福利绩效值差异悬殊。显然，尽管下游区域间差异最小，但其区域内下降幅度却小于中游区域，因此，为缩小下游区域生态福利绩效的区域内差异应采取更为有效的措施。

(3) 长江经济带上中下游生态福利绩效的区域间差异。

图 3 显示了长江经济带上中下游生态福利绩效的区域间差异。从区域间差异变化趋势来看，中游与上游、下游与上游、下游与中游区域的区间差异均呈下降趋势，降幅分别为 98.04%、43.83%、127.90%。从区域间差异来看，上游与下游差异最大，差值为 0.097，下游与中游差异次之，其值为 0.058，中游与上游差异最小，其值为 0.052，说明长江经济带生态福利绩效高水平区域与生态福利绩效低水平区域差异非常显著。

(4) 长江经济带生态福利绩效区域差异来源及其贡献率。

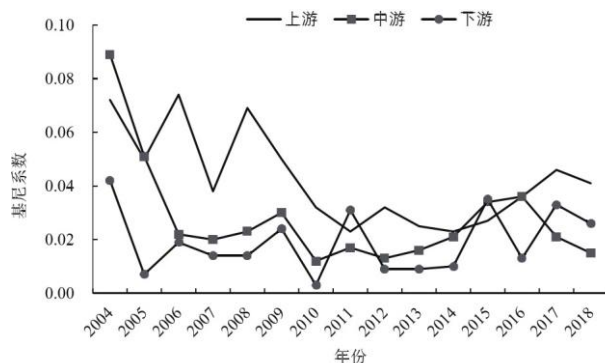


图 2 长江经济带上中下游生态福利绩效的区域内差异 (2004—2018 年)

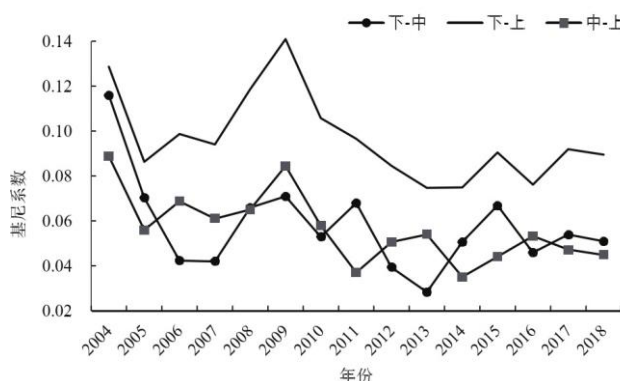


图3 长江经济带中上中下游生态福利绩效的区域间差异(2004—2018年)

从基尼系数的分解、各区域差异来源及其贡献率的结果上可发现(图4),长江经济带区域内差异、区域间差异、超变密度的年平均贡献率分别为12.358%、84.863%、2.855%,表明区域间差异是导致长江经济带生态福利绩效区域差异的主要根源。具体来看,在2004—2018年内区域内差异的贡献率介于6.011%~19.054%,整体波动且呈下降趋势,降幅为34.41%。区域间差异的贡献率介于71.295%~92.291%,整体波动且呈现上升趋势,涨幅为20.70%。超变密度的贡献率介于0~9.686%,总体波动呈现下降趋势,降幅为84.59%。由于长江经济带区域间差异贡献率呈持续上涨趋势,长江经济带解决生态福利绩效发展不均衡问题应着力缩小区域间差异。

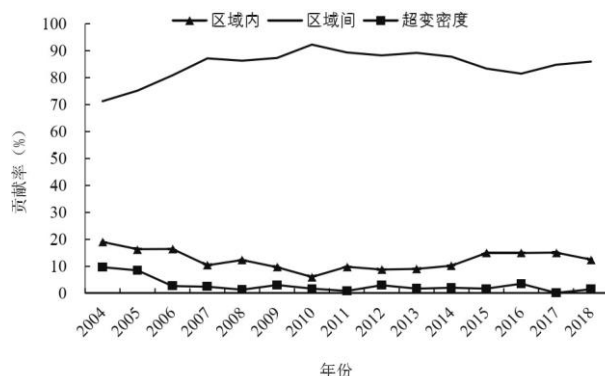


图4 长江经济带生态福利绩效区域差异来源及其贡献率(2004—2018年)

4 长江经济带生态福利绩效收敛性分析

4.1 生态福利绩效的 δ 收敛分析

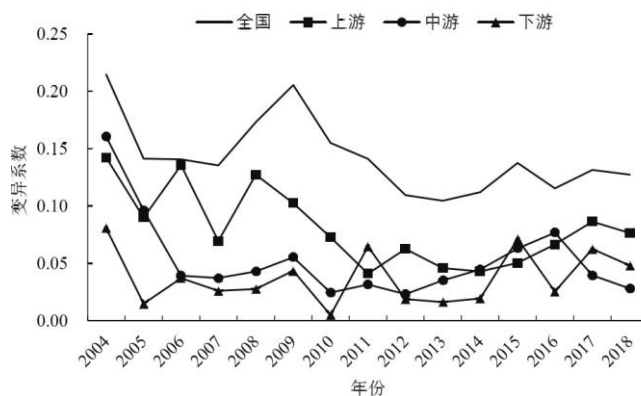


图5 长江经济带整体及上中下游区域 δ 收敛系数(2004—2018年)

由图5可知,长江经济带整体的 δ 收敛系数由2004年的0.215下降至2018年的0.127,降幅为40.93%,表明长江经济带整体的生态福利绩效存在 δ 收敛,即生态福利绩效差距逐渐缩小。从区域划分看,2004—2018年上游区域生态福利绩效水平总体上呈波动下降趋势, δ 收敛由2004年的0.142下降至2018年的0.077,降幅为45.77%。2004—2018年中游区域生态福利绩效

效水平总体呈现下降趋势， δ 收敛由 2004 年的 0.160 下降至 2018 年的 0.028，降幅为 82.5%。下游区域生态福利绩效水平总体呈现波动下降趋势， δ 收敛由 2004 年的 0.081 下降至 2018 年的 0.048，降幅为 40.74%。表明长江经济带中下游区域生态福利绩效均存在 δ 收敛，即这三个区域内生态福利绩效的差距有缩小的趋势，上游区域的生态福利绩效变异系数大于中游区域，中游区域大于下游区域，生态福利绩效的地区不平衡存在缩小趋势，这与基尼系数的分析结论吻合。

4.2 生态福利绩效的 β 收敛分析

收敛检验假设区域间相互独立，但未考虑区域之间的空间依赖关系，而不同区域的生态福利绩效之间可能会存在空间效应，因此，本文基于空间模型对长江经济带生态福利绩效进行空间 β 收敛检验。

(1) 空间相关性检验。

采用全局莫兰指数检验 2004—2018 年长江经济带沿线省份生态福利绩效的空间相关性。从表 3 的检验结果来看，2004—2018 年长江经济带生态福利绩效的全局莫兰指数均为显著为正，指数值区间为 0.220~0.480，说明长江经济带沿线各省份生态福利绩效在地理空间上存在显著的正向空间自相关，显现空间关联和集聚特征，即当地的生态福利绩效会影响相邻区域的生态福利绩效。全局莫兰指数检验说明，长江经济带生态福利绩效存在空间效应，选用空间回归模型是合适和必要的。

表 3 长江经济带生态福利绩效的全局 Moran' sI 指数 (2004—2018 年)

年份	Moran' sI	Z 值	P 值	年份	Moran' sI	Z 值	P 值
2004	0.476	2.741	0.003	2012	0.429	4.173	0.000
2005	0.254	2.342	0.010	2013	0.371	3.828	0.000
2006	0.341	3.308	0.000	2014	0.237	2.852	0.004
2007	0.467	4.305	0.000	2015	0.228	3.185	0.001
2008	0.348	3.844	0.000	2016	0.371	3.355	0.000
2009	0.364	3.820	0.000	2017	0.331	3.385	0.000
2010	0.361	3.857	0.000	2018	0.398	3.797	0.000
2011	0.366	3.993	0.000	—	—	—	—

进一步测算长江经济带生态福利绩效的局部莫兰指数，并绘制出 2004 年和 2018 年生态福利绩效的莫兰散点图。从图 6 和图 7 可得，多数省份位于 H-H 和 L-L 象限。2004 年，上海、江苏、浙江、安徽 4 个省份位于 H-H 象限；2018 年，安徽从 H-H 象限转向 L-H 象限。2004 年，湖南、重庆、四川、贵州 4 个省份位于 L-L 象限，2018 年，湖北从 H-L 象限转向 L-L 象限。云南一直处于 H-L 象限，江西则一直处于 L-H 象限。可以看出，长江经济带生态福利绩效的局部空间集聚状态处于一种稳定均衡状态，有较强的空间相关性，并基本形成了以下游地区主的 H-H 集聚区域和以上游地区为主的 L-L 集聚区域。

(2) 收敛模型检验。

表 4 结果表明，LR 检验和 Wald 检验拒绝了 SDM 模型能转化为 SEM 模型和 SAR 模型的原假设。因此，本文采用 SDM 模型进行

分析。

(3)绝对 β 收敛结果。

从表 5 结果可得，长江经济带整体、上游区域、中游区域、下游区域的 β 收敛系数均在 1%显著性水平下为显著为负，说明其生态福利绩效存在绝对 β 收敛，即生态福利绩效的区域差异趋于缩小。由收敛系数的绝对值大小可以判断，各地区收敛速度存在显著差异。长江经济带整体的收敛速度最快，下游区域收敛的速度最慢。

(4)条件 β 收敛结果。

表 6 的结果表明，长江经济带整体、上游区域、中游区域、下游区域的条件收敛系数分别在 1%的显著性水平下显著为负，说明均存在显著的条件 β 收敛。与绝对 β 收敛系数的绝对值相比，长江经济带整体、上游区域、中游区域、下游区域的条件 β 收敛系数的绝对值更大，表明在考虑环境规制、外资利用、技术水平、经济发展水平、产业结构等影响因素后，其生态福利绩效的收敛速度更快，长江经济带整体收敛速度最快，上游区域的收敛速度次之，中游区域的收敛速度排第三位，下游区域收敛速度最慢。

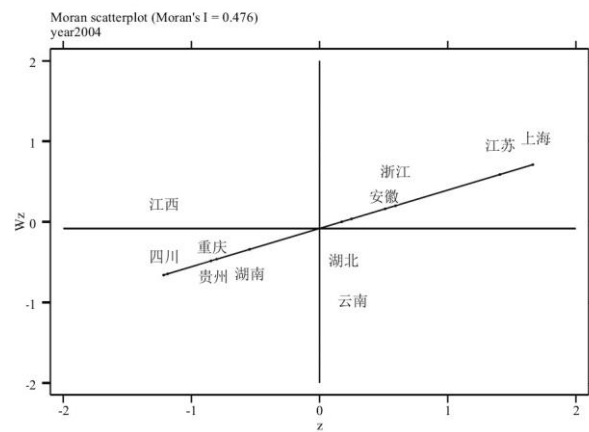


图 6 2004 年局部 Moran' sI 散点图

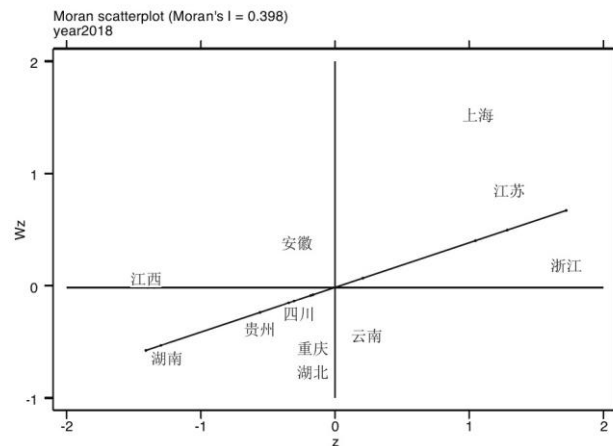


图 7 2018 年局部 Moran’ sI 散点图

表 4 空间杜宾模型 (SDM) 适用性检验

检验	条件 β 收敛		绝对 β 收敛	
	统计量	P 值	统计量	P 值
LR 检验 (SEM)	39.415	0.000	29.675	0.000
Wald 检 (SEM)	17.674	0.001	18.631	0.000
LR 检验 (SAR)	27.864	0.000	29.457	0.000
Wald 检 (SAR)	18.327	0.007	19.357	0.003

表 5 长江经济带生态福利绩效的绝对收敛

变量	整体	上游区域	中游区域	下游区域
$\ln EP_{it}$	-0.686*** (-10.56)	-0.526*** (-4.85)	-0.427*** (-8.21)	-0.109*** (-8.12)
$W \ln EP_{it}$	0.287*** (3.02)	-0.233* (-1.69)	0.163 (1.22)	0.651*** (3.26)
ρ	0.151* (1.67)	0.234*** (11.89)	-0.032 (-0.22)	0.058 (0.699)
R^2	0.191	0.245	0.573	0.584
log-L	209.590	67.163	83.329	72.377

注：上角标*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%水平上显著，括号内为 t 值。后表同。

由表 6 结果可知，长江经济带整体及上中下游生态福利绩效区域收敛的影响因素存在显著的区域差异。从长江经济带整体看，环境规制和产业结构对长江经济带生态福利绩效增长率具有显著正向影响，说明环境规制水平提高、产业结构优化升级有助于提升长江经济带整体生态福利绩效。从分区域层面看，上游区域环境规制对生态福利绩效增长率的影响显著为正，说明环境规制会促使上游区域生态福利绩效向高值收敛，这可能是由于环境规制促使上游区域的企业增加了创新投入，加快了企业绿色技术进步，有效推动了产业结构的调整，减少了废水、废气、固体废弃物等污染物排放，验证了“波特创新补偿假说”在上游区域存在。中游区域的产业结构、环境规制对生态福利绩效增长率的影响显著为正，说明中游区域的环境规制和产业结构优化升级能促使生态福利绩效收敛于高值，环境规制在一定程度上减少了长江中游区域污染排放量，产业结构不断优化能促进中游区域生态福利绩效提升。下游区域的环境规制、技术进步、经济发展对生态福利绩效增长率的影响显著为正，说明环境规制、技术进步、经济发展会促使下游区域生态福利绩效向高值收敛，可能是因为下游区域的经济发展质量较高，人才集聚效应和技术水平较高，环境规制强度也较为适宜，有利于企业绿色全要素生产率，进而提升生态福利绩效。

表 6 长江经济带上中下游区域生态福利绩效的条件 β 收敛

变量	整体	上游区域	中游区域	下游区域
lnEP _{it}	-0.761**(-11.85)	-0.593***(-5.26)	-0.523***(-9.54)	-0.119***(-9.55)
ER	0.0281*(1.82)	0.072**(2.01)	0.092*** (2.98)	0.037*(1.66)
FDI	0.098(1.15)	0.285(1.15)	0.021(0.97)	0.012(0.09)
TC	0.004(0.19)	0.042(0.78)	-0.027(-0.93)	0.033*(1.79)
lnPGDP	0.072(1.16)	0.120(1.21)	-0.167(0.44)	0.212**(2.00)
IND	0.646*** (3.15)	0.307(1.06)	0.144*** (3.11)	-0.595(-0.63)
WlnEP _{it}	-0.044(-0.32)	-0.274(-1.43)	-0.173(-0.98)	0.002(0.01)
WER	0.053*(1.81)	0.190*** (3.63)	0.131** (2.20)	-0.006(-0.20)
WFDI	0.027(0.19)	-0.840(-1.51)	0.151(1.63)	-0.001(-0.10)
WTC	0.007(0.20)	0.184** (2.51)	-0.021(-0.34)	-0.058(-1.18)
WlnPGDP	-0.050(-0.68)	-0.422***(-3.21)	0.186(0.49)	0.310*(1.94)
WIND	-0.234(-0.75)	0.078(0.89)	-0.202(-0.33)	-0.196(-1.03)
ρ	0.019*** (6.01)	-0.079(-1.44)	-0.261*(-1.69)	-0.268(-1.54)
R ²	0.209	0.235	0.549	0.457
log-L	221.735	79.767	83.525	90.180

综上所述，由于资源禀赋、经济发展、技术水平等区域差异，使得上中下游区域生态福利绩效水平趋于收敛的影响因素存在差异，因此，应该从上中下游区域的差异性角度出发，制定有针对性的区域生态福利绩效提升政策。

(5) 稳健性检验。

考虑到不同空间权重矩阵对生态福利绩效的收敛性可能存在显著影响，本文进一步采用地理权重矩阵和经济地理权重矩阵代替邻接矩阵验证表 5 和表 6 结果的稳健性，所有变量与前文保持一致。检验结果如表 7 与表 8 显示，长江经济带整体、上中下游区域均存在绝对收敛和条件收敛，且系数及显著性基本与前文保持一致，表明了在不同空间权重矩阵下生态福利绩效的绝对收敛和条件收敛具有稳健性。

表 7 绝对 β 收敛的稳健性检验

变量	地理权重矩阵				经济权重矩阵			
	整体	上游区域	中游区域	下游区域	整体	上游区域	中游区域	下游区域
lnEP _{it}	-0.484**(-)	-0.446***(-)	-0.371***(-)	-0.112***(-)	-0.683***(-)	-0.487***(-)	-0.393***(-)	-0.110***(-)

	4. 93)	3. 71)	6. 39)	6. 45)	8. 92)	4. 91)	8. 32)	8. 03)
$WlnEP_{it}$	0. 835* (1. 84)	0. 770 (0. 92)	0. 320 (0. 14)	0. 153*** (2. 79)	0. 210** (2. 51)	0. 191* (1. 80)	0. 347 (1. 02)	0. 100** (3. 05)
ρ	-0. 491*** (- 4. 73)	0. 995*** (3. 97)	0. 949*** (2. 83)	-0. 137*** (- 6. 61)	-0. 375* (- 1. 81)	1. 151 (1. 50)	0. 791 (0. 02)	-0. 162 (- 0. 69)
R^2	0. 169	0. 181	0. 554	0. 502	0. 173	0. 229	0. 564	0. 567
log-L	199. 632	81. 143	93. 083	88. 788	210. 898	65. 505	82. 663	71. 369

表 8 条件 β 收敛的稳健性检验

变量	地理权重矩阵				经济权重矩阵			
	整体	上游区域	中游区域	下游区域	整体	上游区域	中游区域	下游区域
$lnEP_{it}$	-0. 563*** (- 6. 74)	-0. 518** (- 2. 01)	-0. 461*** (- 7. 97)	-0. 199*** (- 5. 35)	-0. 539*** (- 4. 59)	-0. 464*** (- 6. 00)	-0. 347*** (- 8. 68)	-0. 184*** (- 5. 10)
$WlnEP_{it}$	0. 425*** (4. 99)	0. 231** (1. 98)	0. 439 (1. 47)	0. 103 (1. 19)	0. 406** (2. 09)	0. 212** (1. 92)	0. 483 (1. 17)	0. 362* (1. 72)
ρ	-0. 622*** (- 3. 93)	0. 109** (1. 97)	0. 269 (1. 07)	-0. 274* (- 1. 78)	-0. 106** (- 2. 12)	0. 615* (1. 87)	0. 248 (0. 84)	-0. 373* (- 1. 87)
R^2	0. 204	0. 173	0. 217	0. 285	0. 230	0. 194	0. 195	0. 351
log-L	223. 754	74. 673	89. 103	89. 354	215. 536	76. 585	84. 943	87. 721

注：限于篇幅，本表仅显示条件收敛系数，省略了影响因素的结果，如有需要，可向作者索取。

5 结论与建议

本文运用超效率 SBM 法测算了 2004—2018 年长江经济带生态福利绩效，采用 Dagum 基尼系数分解法深入剖析了长江经济带生态福利绩效区域差异及来源，并分别检验了长江经济带生态福利绩效的 δ 收敛和 β 收敛。研究表明：第一，长江经济带生态福利绩效均值为 0. 824，整体上呈现稳定持续上升趋势，并呈现出下游最大，中游次之，上游最小的阶梯式分布格局。第二，从区域差异来看，无论是长江经济带整体还是上中下游生态福利绩效的总体差异均呈现缩小趋势，长江经济带生态福利绩效区域间的差异呈下降趋势，长江经济带生态福利绩效区域差异的主要来源是区域间不平衡。第三，从空间相关性看，长江经济带生态福利绩效存在显著正向的空间依赖性，形成了下游区域 H-H 集聚以及上游区域 L-L 集聚。第四，从收敛性来看，长江经济带整体、上游、中游以及下游区域的生态福利绩效均存在 δ 收敛、绝对 β 收敛和条件 β 收敛，但考虑了相关影响因素之后，条件 β 收敛的速度快于绝对 β 收敛。针对上述结论的政策建议有：

(1)着力提升要素利用效率。长江经济带生态福利绩效尚有较大的提升空间，要从要素投入着手，加大研发投入，增强产业

的技术密集度,加快清洁能源的研发和利用,促进绿色技术创新,提升企业绿色生产率,提高要素利用效率,减少企业污染排放,从而提升长江经济带生态福利绩效。(2)建设统一开放的要素市场体系。加快长江经济带要素一体化市场建设,打破要素流动壁垒,不断提升和完善基础设施建设,推进跨区域产业布局规划,建设开放和统一的全流域要素市场开放体系,促进要素资源优化配置,从而促进长江经济带生态福利绩效的协同发展。(3)加强区域协同合作和优势互补。下游区域经济发展水平、受教育程度、对外开放程度等优势明显,中上游区域有自然资源丰富、经济潜力大等优势,要高度重视区域协同合作,充分发挥下游区域的示范效应,强化下游区域的空间溢出效应,加强区域协调和优势互补,协同推进长江经济带生态文明建设,带动中上游区域生态福利绩效的提升。(4)突显区域政策差异,促进区域差异化发展。突显区域政策的侧重点,因地制宜实施差异化发展,下游区域重点追求经济增长、社会福利和生态保护的一体化发展。中游区域重点解决环境污染问题,淘汰落后产能、培育新兴产业,引进绿色技术。上游区域积极发挥生态环境优势,加大对技术的开发和引进,合理加大环境规制强度,严控环境污染。上中下游在环境政策、科技政策、教育政策、产业政策等领域分别采取各有侧重和差别的政策措施,突出区域政策的不同着力点,走差异化发展之路,以促进本区域的生态福利绩效提升。

参考文献:

- [1]Daly H E.The world dynamics of economic growth:The economics of the steady state[J].American Economic Review,1974,64(2):15-23.
- [2]Common M.Measuring national economic performance without using Prices[J].Ecological Economics,2007,64(1):92-102.
- [3]Yew K.Environmentally responsible happy nation index:Towards an internationally acceptable national success indicator[J].Social Indicators Research,2008,85(4):425-446.
- [4]刘国平,朱远.碳排放福利绩效研究:基于G20数据[J].科学学研究,2011(10):1504-1510.
- [5]杨爱婷,宋德勇.中国社会福利水平的测度及对低福利增长的分析——基于功能与能力的视角[J].数量经济技术经济研究,2012(11):13-17.
- [6]付伟,赵俊权,杜国祯.资源可持续利用评价:基于资源福利指数的实证分析[J].自然资源学报,2014(11):1902-1915.
- [7]Dietz T,Rosa E A,York R.Environmentally efficient well-being:Rethinking sustainability as the relationship between human well-being and environmental impacts[J].Human Ecology Review,2009,16(1):114-123.
- [8]Knight K,Rosa E.The environmental efficiency of well-being:A cross-national analysis[J].Social Science Research,2011,40(3):931-949.
- [9]诸大建,张帅.生态福利绩效及其与经济增长的关系研究[J].中国人口·资源与环境,2014(9):59-67.
- [10]龙亮军,王霞,郭兵.生态福利绩效视角下的上海市可持续发展评价研究[J].长江流域资源与环境,2016(1):9-15.
- [11]郭炳南,刘堂发,唐利,等.环境规制对长江经济带生态福利绩效的门槛效应研究[J].生态经济,2020(3):155-161.
- [12]Rice J.Material consumption and social well-being within the periphery of the world economy:An ecological

analysis of maternal mortality[J]. Social Science Research, 2008 (37): 1292-1309.

[13] Jorgenson A K, Dietz T. Economic growth does not reduce the ecological intensity of human well-being[J]. Sustainability Science, 2015, 10(1): 149-156.

[14] Knight K. Temporal variation of the relationship between environmental demands and well-being: A panel analysis of developed and less-developed countries[J]. Population & Environment, 2014, 36 (1): 32-47.

[15] 刘国平, 诸大建. 中国省域碳排放福利绩效研究[J]. 会计与经济研究, 2013(6): 74-81.

[16] 彭鹏, 肖伟, 魏庆琦, 等. 中国碳排放福利绩效分析与预测[J]. 科技管理研究, 2015(4): 234-238.

[17] 冯吉芳, 袁健红. 中国区域生态福利绩效及其影响因素[J]. 中国科技论坛, 2016(3): 100-105.

[18] 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(4): 595-605.

[19] 李成宇, 张士强, 张伟, 等. 中国省际生态福利绩效测算及影响因素研究[J]. 地理科学, 2019(12): 1875-1883.

[20] 程艳茹. 我国生态福利绩效区域差异性及其影响因素研究[D]. 大连: 大连理工大学, 2017.

[21] 杜慧彬, 黄立军, 张辰, 等. 中国省级生态福利绩效区域差异性分解和收敛性研究[J]. 生态经济, 2019(3): 187-193.

[22] 陈明华, 刘华军, 孙亚男. 中国五大城市群金融发展的空间差异及分布动态: 2003~2013 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2016(7): 130-144.

[23] 刘帅. 中国经济增长质量的地区差异与随机收敛[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(9): 24-41.

[24] 邓远建, 杨旭, 陈光炬, 等. 中国生态福利绩效水平的空间非均衡及动态演进[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2020(4): 115-127.

[25] Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European journal of operational research, 2001, 130(3): 498-509.

[26] 方时姣, 肖权. 中国区域生态福利绩效水平及其空间效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(3): 1-10.

[27] 徐昱东, 亓朋, 童临风. 中国省级地区生态福利绩效水平时空分异格局研究[J]. 区域经济评论, 2017(4): 123-131.

[28] Dagum C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio[J]. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.