

# 二元环境基尼系数及其在均衡发展中的应用

孙 静\*, 闵莉花, 束 慧, 张仁杰

南京邮电大学理学院, 江苏 南京

收稿日期: 2023年9月13日; 录用日期: 2023年10月8日; 发布日期: 2023年10月16日

## 摘 要

构建空间异质性条件下二元群组混合环境基尼系数公式, 分析长江经济带城市群产业经济与生态环境的区域协调性。基于参数式基尼框架下构建了二元群组混合环境基尼系数, 在不依赖于各子群体分布函数相互独立的前提下, 首次建立了基于Copula函数的总体污染排放分布函数, 构造了空间异质性条件下新的混合环境基尼系数公式, 并对长江经济带城市群2005~2020年的产业经济和生态环境区域协调性进行评价分析。研究发现: 1) 长江经济带的产业经济与生态环境区域协调性整体呈上升趋势, 但基尼系数仍维持在0.3以上。2) 长江中上游与下游在产业经济、能源消耗与环境水污染方面差异较大, 长江上游与中下游在大气污染方面差异较大, 基尼系数均在0.47左右。3) 传统环境基尼系数存在向下的偏差, 新的公式能更好地解释子群体间的关系, 在数值上具有更高的准确性。

## 关键词

混合环境基尼系数, 区域协调发展, Copula函数, 空间异质性

# Binary Environmental Gini Coefficient and Its Application in Balanced Development

Jing Sun\*, Lihua Min, Hui Shu, Renjie Zhang

School of Science, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing Jiangsu

Received: Sep. 13<sup>th</sup>, 2023; accepted: Oct. 8<sup>th</sup>, 2023; published: Oct. 16<sup>th</sup>, 2023

## Abstract

This paper aims to construct the Gini coefficient formula of binary group mixed environment under the condition of spatial heterogeneity, and analyze the regional coordination of industrial economy and ecological environment in urban agglomeration of the Yangtze River Economic Belt. Based

\*通讯作者。

on the parametric Gini framework, the bivariate group mixed environment Gini coefficient is constructed. On the premise of not relying on the mutual independence of the distribution functions of each subgroup, the overall pollution emission distribution function based on Copula function is established for the first time, and a new mixed environment Gini coefficient formula under the condition of spatial heterogeneity is constructed. This paper also evaluates and analyzes the regional coordination of industrial economy and ecological environment in the urban agglomeration of the Yangtze River Economic Belt from 2005 to 2020. The empirical results show that 1) the regional coordination of industrial economy and ecological environment in the Yangtze River Economic Belt is on the rise, but the Gini coefficient is still above 0.3; 2) the upper and middle reaches of the Yangtze River differ greatly in terms of industrial economy, energy consumption and environmental water pollution, and the upper and middle reaches of the Yangtze River differ greatly in terms of air pollution, with Gini coefficients both around 0.47; 3) in addition, the traditional environmental Gini coefficient has a downward bias, and the new formula can better explain the relationship between subgroups with higher numerical accuracy.

## Keywords

Mixed Environment Gini Coefficient, Coordinated Regional Development, Copula Function, Spatial Heterogeneity

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

党的二十大报告指出, 促进区域协调发展, 深入实施区域协调发展战略、区域重大战略、主体功能区战略、新型城镇化战略, 优化重大生产力布局, 构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系。而我国幅员辽阔, 区域经济与生态环境差异巨大, 发展不平衡不充分仍是我国的基本国情, 并且随着工业化与城市化的快速推进, 生态环境的需求与供给矛盾日益尖锐, 生态环境的约束逐渐成为阻碍经济增长的主要因素之一。为了推进区域高质量发展和协同交融, 需量化区域发展不平衡不充分的程度, 并将经济、资源和环境的空间异质性统筹考虑, 以促进各类要素合理流动和高效集聚, 推动形成主体功能明显、优势互补、高质量发展的国土空间开发保护新格局。

长江经济带横跨中国东中西三大区域, 是中央重点实施的“三大战略”之一, 而长三角城市群、长江中游城市群和成渝城市群是支撑和引领长江经济带高质量和一体化发展的重要引擎, 也是我国区域发展战略格局中的重要功能区, 然而由于长江经济带各省市之间的经济发展基础不同, 资源与环境承载力也存在较大差异, 城市群发展的异质性问题较为突出。因此, 本文将长江经济带三大城市群为研究对象, 对环境基尼系数公式加以创新, 衡量经济产出与生态环境的区域协调性。首先, 基于区域内污染排放量与空间单元数的讨论, 分别构建连续分布函数下的环境基尼系数。其次, 基于 copula 函数建立空间单元污染排放量的总体分布函数, 得到空间异质性条件下二元群组混合环境基尼系数公式。最后, 运用改进后的二元群组混合环境基尼系数公式对长江经济带的区域协调发展进行评价, 并结合空间自相关分析结果, 与改进前的环境基尼系数测算结果进行比较, 保证新公式评价结果的可靠性。

## 2. 文献综述

基尼系数是衡量一个国家或地区居民收入差距的常用指标之一。现也常用于分析资源分配的不均衡

程度。田凤平[1]度量了中国三大城市群经济发展的区域差异，戴平生[2]提出一种新的基尼系数计算方法分析了我国教育经费配置的公平性，Papathanasopoulou [3]运用基尼系数研究化石资源的均衡性问题，张龙耀[4]揭示了农村数字普惠金融发展水平的空间差异，于伟[5]测算了八大城市群内部生态效率的区域差异，王争磊[6]测度生态安全水平的区域差异与来源。基尼系数的应用领域越来越广，但基尼系数的计算方法不同，计算结果差异也较大，目前大多研究是基于非参数方法计算的，但 Andrea [7]等人认为具有厚尾特征的数据在使用非参数方法计算基尼系数时会出现向下偏差。

长期以来，我国的区域发展一直以过度的空间集聚为特征，不同区域的人口数量与土地面积不同，经济发展基础、资源与环境承载力也存在较大差异，造成我国经济与生态环境数据严重厚尾，考虑到区域发展的异质性问题较为突出，需要计算总体基尼系数。胡志军[8]指出连续分布函数方法比离散方法更适合于计算分组数据集的基尼系数。程永宏[9]创造性地利用城乡收入分布函数，基于洛伦兹曲线的参数方程，推导出新的基尼系数计算公式，后又推广至多群组混合基尼系数[10]。但人口数与区域空间数的量级存在较大差异，不同数据的分布函数也存在差异，不能直接将收入分配基尼系数应用至环境基尼系数领域中。艾小青[11]也研究了多群组的混合基尼系数，还实现了有限总体[12]与信息不完全下[13]的财富基尼系数的估算。多群组混合基尼系数的研究多是基于各子群体独立的前提下计算的总体收入分布函数，忽略了各子群体的分布函数存在不独立关系的可能，不同的总体分布函数会对基尼系数的计算结果产生影响。

为适应区域经济和生态环境的厚尾数据特征，在参数式基尼框架下构建了多群组混合环境基尼系数，并且考虑到各子群体分布函数的不独立性，建立了总体污染排放分布函数新的公式，构造了空间异质条件下新的混合环境基尼系数公式，对长江经济带三大城市群产业经济和生态环境的区域协调性进行评价分析。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 基于连续分布函数的环境基尼系数的构建

##### 3.1.1. 基于连续分布的环境基尼系数

环境基尼系数主要以资源消耗量与污染排放量为分配对象(下文主要介绍污染排放量)。记空间单元的污染物排放随机变量为  $S$ ,  $S \in \{a, b\}$ , 其排放分布记为  $F(s)$ ,  $x$  则可表示为污染排放不超过  $s$  的空间单元数(设为  $N$ )占整个区域空间单元总数的比重, 即  $P(S \leq s) = F(s) = x$ 。  $y$  表示为这  $N$  个空间单元的累积排放占整个区域污染排放总量的比重, 可推导出用参数方程表示的洛伦兹曲线:

$$y = L(x) : \begin{cases} x = F(s) \\ y = \int_a^b \frac{N_0}{S_0} s dF(s) \end{cases} \quad (1)$$

其中,  $N_0$  为整个区域内空间单元总数,  $S_0$  为整个区域污染排放总量。

可得环境基尼系数的基本公式:

$$G = \frac{N_0}{S_0} \left[ sF^2(s) \Big|_a^b - \int_a^b F^2(s) ds \right] - 1 \quad (2)$$

##### 3.1.2. 不同样本间隔与样本大小下的环境基尼系数

由前文推导的环境基尼系数的基本公式可以看出, 环境基尼系数与分配对象的分布以及空间单元的数量有关。若要计算环境基尼系数, 还需得到污染排放分布函数的具体形式、区域中所有空间单元的最低污染排放量  $a$  与最高污染排放量  $b$ 、区域污染排放总量  $S_0$ , 其中分布函数的具体形式可由数据拟合得

到, 为方便计算, 其余问题将进行如下讨论:

### 1) 空间单元的污染排放量上下限

第一, 若各空间单元污染排放量均存在差异, 所有空间单元的污染排放  $S$  在  $(a, b)$  内连续。污染排放为  $a$  的空间单元数为 1, 则相应地, 其概率为  $1/N_0$ ; 排放小于  $a$  的空间单元数为 0, 相应的概率为 0; 排放大于  $a$  的空间单元数为  $N_0 - 1$ , 相应的概率为  $1 - 1/N_0$ 。因此, 污染排放分布函数  $F(s)$  在  $s = a$  处有一个跳跃间断点, 同理, 在  $s = b$  处也存在不连续, 即:

$$\lim_{s \rightarrow a^-} F(s) = 0, \quad \lim_{s \rightarrow a^+} F(s) = \frac{1}{N_0} \quad (3)$$

$$\lim_{s \rightarrow b^-} F(s) = 1 - \frac{1}{N_0}, \quad \lim_{s \rightarrow b^+} F(s) = 1 \quad (4)$$

可由拟合的污染排放分布函数  $F(s)$  推导污染物排放上下限的估计值, 即:

$$a = F^{-1}\left(\frac{1}{N_0}\right), \quad b = F^{-1}\left(1 - \frac{1}{N_0}\right) \quad (5)$$

第二, 若各空间单元污染排放量不存在差异, 则达到最低与最高污染排放量的空间单元数不唯一, 记为  $k_a, k_b$ , 其余空间单元的污染排放仍在  $(a, b)$  内连续。因此, 污染排放为  $a$  的概率为  $k_a/k_b$ , 排放小于  $a$  的概率为 0, 排放大于  $a$  的概率为  $1 - k_a/k_b$ 。同理, 污染排放分布函数  $F(s)$  在  $s = a$  与  $s = b$  处均存在不连续, 即:

$$\lim_{s \rightarrow a^-} F(s) = 0, \quad \lim_{s \rightarrow a^+} F(s) = \frac{k_a}{N_0} \quad (6)$$

$$\lim_{s \rightarrow b^-} F(s) = 1 - \frac{k_b}{N_0}, \quad \lim_{s \rightarrow b^+} F(s) = 1 \quad (7)$$

则污染物排放上限和下限的估计值为:

$$a = F^{-1}\left(\frac{k_a}{N_0}\right), \quad b = F^{-1}\left(1 - \frac{k_b}{N_0}\right) \quad (8)$$

在计算收入分配基尼系数时, 样本量  $N_0 \gg 1$ , 分布函数在不连续点的左右极限非常接近。然而在计算环境基尼系数时, 一个区域内的空间单元数是有限的, 区域经济产出和生态效益分布函数在不连续点的左右极限不相等, 采用不同的近似方法会对环境基尼系数的计算结果产生不同的影响。

### 2) 区域污染排放总量

第一, 若区域内空间单元数量足够大, 即  $N_0 \gg k_a$  和  $N_0 \gg k_b$ , 那么污染排放分布函数与收入分布函数的差异则会非常小, 主要差异体现在分布函数的区间上。此时, 区域整体污染排放  $S_0$ :

$$S_0 = N_0 \left[ b - \int_a^b F(s) ds \right] \quad (9)$$

将式(3)、(4)、(9)代入式(2), 则可得到环境基尼系数:

$$G = \frac{b - \int_a^b F^2(s) ds}{b - \int_a^b F(s) ds} - 1 \quad (10)$$

第二, 若区域内空间单元数量有限, 不连续点的左右界限对计算环境基尼系数的影响不可忽略。此时, 区域整体污染排放  $S_0$ :

$$S_0 = N_0 \left[ b \left( 1 - \frac{1}{N_0} \right) - a \left( \frac{1}{N_0} \right) - \int_a^b F(s) ds \right] \quad (11)$$

或者

$$S_0 = N_0 \left[ b \left( 1 - \frac{k_b}{N_0} \right) - a \left( \frac{k_a}{N_0} \right) - \int_a^b F(s) ds \right] \quad (12)$$

因此, 环境基尼系数:

$$G = \frac{b \left( 1 - \frac{1}{N_0} \right)^2 - a \left( \frac{1}{N_0} \right)^2 - \int_a^b F^2(s) ds}{b \left( 1 - \frac{1}{N_0} \right) - a \left( \frac{1}{N_0} \right) - \int_a^b F(s) ds} - 1 \quad (13)$$

$$G = \frac{b \left( 1 - \frac{k_b}{N_0} \right)^2 - a \left( \frac{k_a}{N_0} \right)^2 - \int_a^b F^2(s) ds}{b \left( 1 - \frac{k_b}{N_0} \right) - a \left( \frac{k_a}{N_0} \right) - \int_a^b F(s) ds} - 1 \quad (14)$$

### 3.2. 空间异质性条件下二元群组混合环境基尼系数的构建

#### 3.2.1. 空间单元污染排放量的总体分布函数

在不能判断变量间存在何种相关关系的情况下, Copula 函数可将多元随机变量的联合分布函数与边缘分布函数进行连接, 通过变量间相关关系的具体结构, 提供了更多相关性变化的细节, 能更加充分地解释变量间的相关性, 因此使用 Copula 函数构造总体污染排放分布函数。

根据 Sklar 定理, 假设有随机变量  $X_1, \dots, X_n$ , 其边缘分布函数为  $F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)$ , 他们的联合分布为  $H(x_1, \dots, x_n)$ , 则对任意  $x_1, \dots, x_n \in R$ , 一定存在一个 Copula 函数  $C$ , 使得:

$$H(x_1, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \quad (15)$$

若  $F_1(x_1)$  与  $F_2(x_2)$  连续, 则 Copula 函数  $C$  唯一存在 [14] [15]。

研究中常见的 Copula 函数主要为椭圆 Copula 与 Archimedean Copula 函数族, 常用 Copula 函数类型、分布函数公式及其参数范围具体见表 1 [16]。其次需对 Copula 函数进行参数估计和模型效果评价, 根据评价指标选择最优 Copula 函数描述变量间的相关结构, 本文选择极大似然估计法(ML), 并以与经验 Copula 函数的平方欧式距离最小作为检验标准。

假设研究区域空间范围内存在  $M$  个不同的群组, 代表不同经济水平与不同生态承载力的空间单元, 随机变量  $S$  表示区域整体污染排放, 其分布函数为  $H(s)$ , 其中  $S \in \{a, b\}$ ,  $a = \min_{1 \leq m \leq M} a_m$ ,  $b = \max_{1 \leq m \leq M} b_m$ 。第  $m$  个空间排放记为  $s_m$ ,  $s_m \in \{a_m, b_m\}$ , 所以得到区域总体污染排放分布函数为:

$$H(s) = H(s_1, \dots, s_m) = C(F_1(s_1), \dots, F_m(s_m)) \quad (16)$$

使用 Copula 函数建立总体的污染排放分布函数不依赖于“各空间单元分布函数相互独立”的假定, 这也与根据程永宏城乡混合居民收入分布函数推演的, 以空间单元数占该区域空间单元总数比重为权重构造的总体污染排放分布函数表达式不同。

#### 3.2.2. 二元群组混合环境基尼系数

式(16)是在空间异质条件下的区域污染排放的多组总体分布函数, 代入式(10)、(13)与(14), 可以得到在无限样本容量下, 具有空间异质性的多群组环境基尼系数:

**Table 1.** Basic characteristics of Copula functions  
**表 1.** Copula 函数基本特征

Type	Distribution function	Parameter scope
Clayton	$C(u, v; \theta) = \max\left(\left[u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1\right]^{\frac{1}{\theta}}, 0\right)$	$\theta \in [-1, \infty] \setminus \{0\}$
Gunbel	$(u, v; \tau) = \exp\left(-\left[(-\ln u)^\tau + (-\ln v)^\tau\right]^{\frac{1}{\tau}}\right)$	$\tau \in [1, +\infty)$
Frank	$C(u, v; \lambda) = -\frac{1}{\lambda} \ln\left[1 + \frac{(e^{-\lambda u} - 1)(e^{-\lambda v} - 1)}{e^{-\lambda} - 1}\right]$	$\lambda \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$

$$G = \frac{b - \int_a^b H^2(s) ds}{b - \int_a^b H(s) ds} - 1 \tag{17}$$

以及，在有限样本下的多群组环境基尼系数：

$$G = \frac{b\left(1 - \frac{1}{N_0}\right)^2 - a\left(\frac{1}{N_0}\right)^2 - \int_a^b H^2(s) ds}{b\left(1 - \frac{1}{N_0}\right) - a\left(\frac{1}{N_0}\right) - \int_a^b H(s) ds} - 1 \tag{18}$$

或者

$$G = \frac{b\left(1 - \frac{k_b}{N_0}\right)^2 - a\left(\frac{k_a}{N_0}\right)^2 - \int_a^b H^2(s) ds}{b\left(1 - \frac{k_b}{N_0}\right) - a\left(\frac{k_a}{N_0}\right) - \int_a^b H(s) ds} - 1 \tag{19}$$

二元群组环境基尼系数公式中三个重要元素的数值处理 3.1.2 节相同。首先，将不同功能区的空间单元分组，然后根据相应的分布函数拟合每组的排放量数据，再使用 Copula 函数建立总体的污染排放分布函数。其次，基于分布函数计算各空间单元的污染排放量上下限以及相应的区域总污染排放量。此外，在计算总体环境基尼系数的过程中，需注意各组污染排放上下限的交叉点以及总体污染排放的上下限。

考虑到分布函数的独立性以及区域空间单元的有限性，式(17)~(19)不同于传统的环境基尼系数。传统环境基尼系数是基于参数式基尼框架下构建的多元群组混合环境基尼系数，其中总体污染排放分布函数是以空间单元数占该区域空间单元总数比重为权重构造的，具体的环境基尼系数计算公式为：

$$G_t = \frac{b\left(1 - \frac{1}{N_0}\right)^2 - a\left(\frac{1}{N_0}\right)^2 - \int_a^b \left(\sum_{m=1}^M \alpha_m F_{mt}(s)\right)^2 ds}{b\left(1 - \frac{1}{N_0}\right) - a\left(\frac{1}{N_0}\right) - \int_a^b \sum_{m=1}^M \alpha_m F_{mt}(s) ds} - 1 \tag{20}$$

其中， $\alpha_m$  表示第  $m$  个空间单元数占该区域空间单元总数的比重， $F_{mt}(s)$  表示第  $t$  年第  $m$  个区域污染排放分布函数。

当各区域排放分布函数不独立时，仅以区域空间单元数占总单元数的比例为权重构造的总体分布函数不足以解释各区域间的相关性。在小样本情况下，计算多群组环境基尼系数不能忽略上下限数据分布的不连续性，各指标的最值对数据分布特征的影响也会更为显著，多群组环境基尼系数则可以更好地衡



量区域发展的平衡程度。

#### 4. 长江经济带经济产出与生态环境区域协调性发展评价

应用上述方法,对我国长江经济带的经济产出和生态环境区域协调性进行评价分析。将长江经济带以城市群进行分组,包括长三角、长江中游、成渝三个城市群,其中长三角共计 26 个城市,长江中游共计 28 个城市,成渝共计 16 个城市。本节整理了 2005~2020 年各城市的 GDP (亿元)、社会用电量(亿千瓦时)、工业废水排放量(万吨)和工业 SO<sub>2</sub> 排放量(吨)的数据,数据均来源于 2005~2020 年的《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》以及各省市统计年鉴。以区域 GDP 作为经济产出指标,并且以 2005 年为基期,对各城市其余年份的 GDP 进行平减处理;以市社会用电量作为能源消耗的指标,其中 2005~2016 年使用市辖区用电量,2017~2020 年使用全市用电量;以 SO<sub>2</sub> 排放量和工业废水排放量作为环境污染的指标,其中 SO<sub>2</sub> 排放代表大气污染,工业废水排放代表水资源污染。

##### 4.1. 构建区域经济产出、能源消耗和污染排放的分布函数

###### 4.1.1. 分组数据拟合区域工业产出、能源消耗和污染排放的分布

使用(对数)正态分布族、Logistic 分布、Gamma 分布以及 Weibull 分布等 14 种统计分布,分别对 2005~2020 年长江经济带三个城市群四类经济和生态效益指标数据拟合分布函数,并通过 K-S 检验,选取 P 值最大的模型作为最佳拟合分布。从拟合结果看,各类指标数据均呈现明显的“厚尾”特征,并且不同城市群间存在显著的时间和区域差异,经济和生态效益指标间也存在一定的差异。以对数正态分布拟合结果为例,如图 1 所示,GDP 数据呈现明显的“厚尾”特征,能源消耗与污染排放数据呈现“峰值”与“厚尾”特征,随着时间的推移,GDP 与能源消耗数据的“峰值”呈下降趋势,污染排放数据的“峰值”呈上升趋势;GDP 数据的“厚尾”特征依然存在,能源消耗数据的“厚尾”特征逐渐增加,污染排放数据的“厚尾”特征逐渐减少。

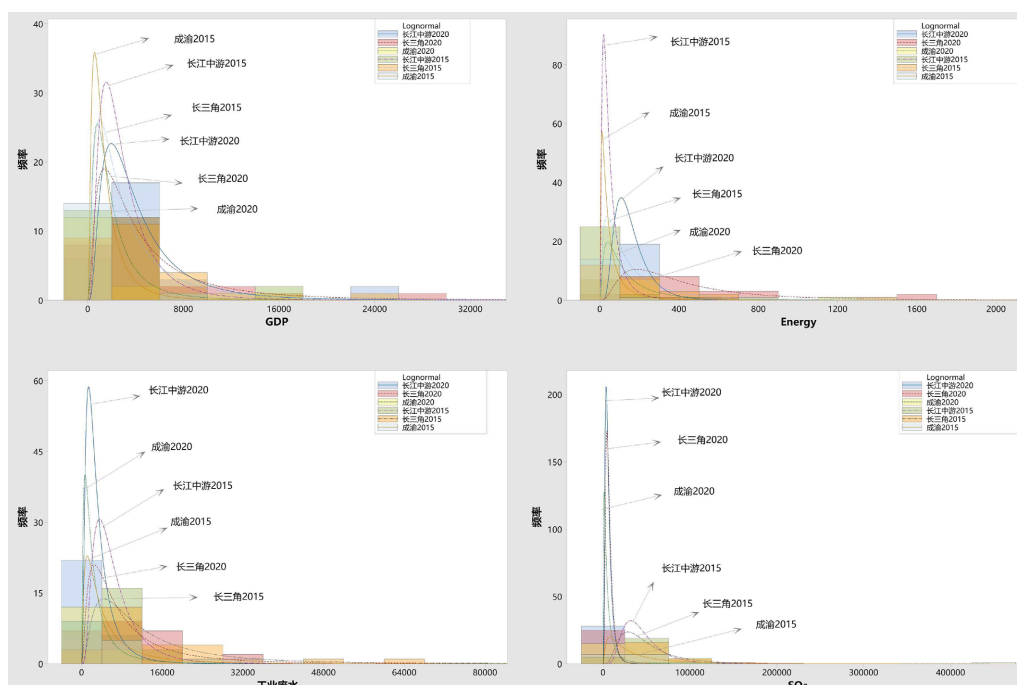


Figure 1. Histogram of grouped data of various indicators under lognormal distribution

图 1. 对数正态分布下的各类指标分组数据直方图

### 4.1.2. 构建区域工业产出、能源消耗和污染排放的联合分布

本节首先使用 Spearman 和 Kendall 秩相关系数来判断长江经济带城市群间区域工业产出、能源消耗和污染排放指标的相关性。从图 2 的结果看，两种相关系数均显著大于 0.8，说明不同城市群间存在高度相关，这也说明两者并不独立，不能使用传统的参数式环境基尼系数计算，应使用 Copula 函数解释变量间的非线性关系。

本节选择 GumbelCopula、ClaytonCopula 与 FrankCopula，拟从这三个常用的 Copula 函数中选择最佳 Copula 函数[17]，建立长江经济带区域工业产出、能源消耗和污染排放的总体分布函数。本节采用极大似然估计方法进行参数估计，并计算平方欧氏距离，选取距离最小值作为最佳 Copula 函数，部分结果见表 2，总体的污染排放分布函数表达式为：

$$H_{Clayton}(u, v) = \max\left(\left[u^{-\theta_i} + v^{-\theta_i} - 1\right]^{\frac{1}{\theta_i}}, 0\right) \tag{21}$$

$$H_{Gumbel}(u, v) = \exp\left(-\left[(-\ln u)^{\theta_i} + (-\ln v)^{\theta_i}\right]^{\frac{1}{\theta_i}}\right) \tag{22}$$

$$H_{Frank}(u, v) = -\frac{1}{\theta_i} \ln\left[1 + \frac{(e^{-\theta_i u} - 1)(e^{-\theta_i v} - 1)}{e^{-\theta_i} - 1}\right] \tag{23}$$

其中， $\theta_i$  为最优 Copula 函数的参数，数值见表 3 说明； $u$ 、 $v$  表示两个子群体的污染排放分布函数。

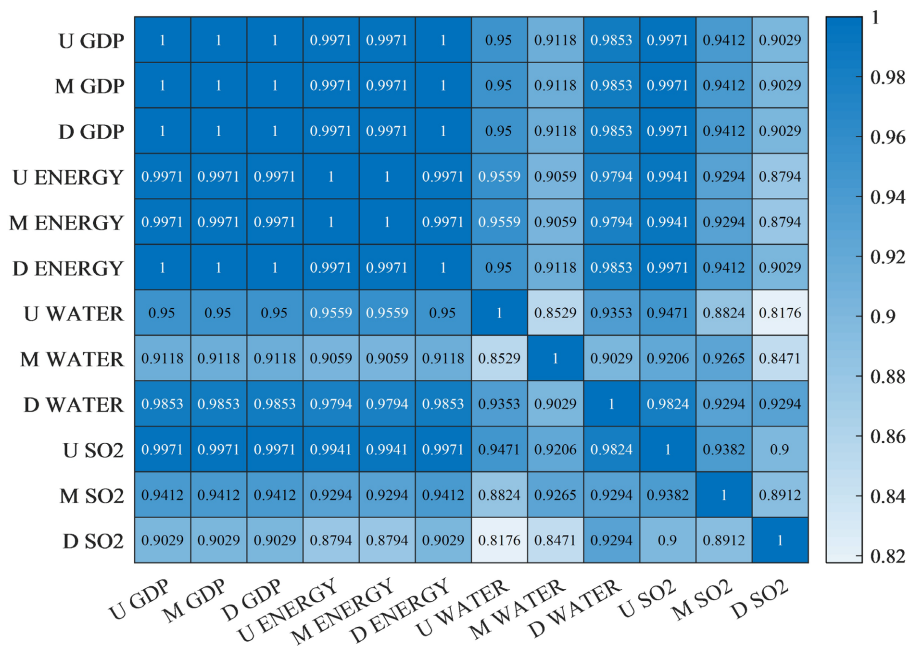


Figure 2. Correlations among variables of urban agglomerations in the Yangtze River Economic Belt

图 2. 长江经济带城市群变量间相关性

### 4.2. 产业经济、生态环境区域协调性的混合环境基尼系数评价

将式(21)~(23)代入式(18)，以最优函数为 GumbelCopula 为例，得到二元群组混合环境基尼系数的计算公式：



**Table 2.** Fitting results of the pollution emission distribution function for the midstream and downstream of the Yangtze River Economic Belt urban cluster**表 2.** 长江经济带中下游城市群污染排放分布函数拟合结果

指标	年份	参数			平方欧式距离		
		clayton	gumbel	frank	clayton	gumbel	frank
GDP	2005	11.366	7.599	32.856	0.079	0.079	0.086
	2010	12.446	7.697	32.246	0.058	0.046	0.048
	2015	12.581	8.588	35.230	0.046	0.037	0.035
	2020	16.582	9.772	45.454	0.090	0.076	0.079
Energy	2005	4.629	3.897	13.540	0.107	0.088	0.087
	2010	6.503	5.138	20.025	0.028	0.025	0.022
	2015	5.124	5.005	17.218	0.087	0.050	0.056
	2020	12.963	10.437	49.019	0.058	0.040	0.044
工业废水	2005	12.916	9.612	40.522	0.062	0.054	0.054
	2010	18.347	12.606	62.509	0.048	0.042	0.045
	2015	9.677	10.311	37.896	0.080	0.065	0.063
	2020	9.964	6.420	30.987	0.087	0.083	0.074
SO <sub>2</sub>	2005	10.663	8.941	35.043	0.077	0.058	0.057
	2010	11.844	10.743	43.486	0.044	0.031	0.032
	2015	6.551	6.282	23.296	0.163	0.162	0.154
	2020	14.470	13.752	45.571	0.167	0.167	0.165

**Table 3.** Optimal copula functions and their parameters for various indicators of urban agglomerations in the Yangtze River Economic Belt**表 3.** 长江经济带城市群各类指标的最佳 copula 函数及其参数

年份	中下游				中上游				上下游			
	GDP	Energy	工业废水	SO <sub>2</sub>	GDP	Energy	工业废水	SO <sub>2</sub>	GDP	Energy	工业废水	SO <sub>2</sub>
2005	7.599*	13.54***	9.612*	35.042***	6.164*	8.342*	8.839*	25.925***	4.452*	4.608*	22.233***	37.961***
2006	6.957*	14.684***	6.049*	34.287***	6.556*	8.439*	7.059*	41.843***	4.413*	4.613*	6.143*	35.165***
2007	6.938*	4.323*	25.406***	49.080***	23.789***	7.117*	7.439*	8.446*	4.403*	4.928*	25.968***	39.337***
2008	6.036*	16.393***	35.735***	10.809*	23.515***	7.624*	32.051***	9.947*	4.400*	17.785***	28.835***	9.151*
2009	7.435*	5.168*	27.987***	7.890*	5.417*	5.074*	6.304*	9.524*	4.441*	22.646***	9.162*	6.775*
2010	7.697*	20.025***	12.606*	10.743*	19.649***	4.919*	10.198*	5.005*	4.470*	20.634***	49.116***	5.404*
2011	33.090***	21.214***	12.087*	29.306***	21.166***	4.628*	7.835*	4.784*	4.539*	24.965***	7.566*	5.738*
2012	8.124*	17.127***	57.758***	30.854***	22.863***	5.743*	7.612*	18.854***	4.585*	23.673***	10.366*	6.649*
2013	28.432***	20.433***	40.192***	27.859***	23.558***	5.643*	6.302*	22.676***	4.614*	42.698***	5.750*	9.397*
2014	31.974***	4.898*	33.036***	32.968***	22.644***	4.541*	55.900***	19.943***	18.405***	32.433***	42.806***	8.276*
2015	35.300***	5.005*	37.896***	23.295***	21.756***	22.655***	12.847*	14.151***	18.376***	30.669***	39.92***	6.707*
2016	38.479***	4.748*	8.360*	30.026***	21.805***	20.032***	9.535*	28.053***	18.445***	32.235***	7.462*	7.315*

Continued

2017	51.253***	11.756*	8.358*	15.118*	6.170*	34.036***	42.146***	28.094***	18.546***	6.154*	10.116*	36.744***
2018	49.811***	9.813*	7.610*	6.780*	6.165*	42.082***	26.574***	4.724*	18.673***	7.905*	7.858*	6.029*
2019	9.765*	9.414*	7.998*	17.702***	6.195*	40.127***	27.648***	26.162***	4.695*	7.154*	8.028*	6.894*
2020	9.772*	10.437*	30.987***	45.570***	21.987***	34.847***	40.376***	53.481***	4.692*	6.203*	31.387***	43.436***

\*表示最优函数为 Gumbel Copula 时的参数, \*\*表示最优函数为 Clayton Copula 时的参数, \*\*\*表示最优函数为 Frank Copula 时的参数。

$$G_t = \frac{b\left(1 - \frac{1}{N_0}\right)^2 - a\left(\frac{1}{N_0}\right)^2 - \int_a^b \left\{ \exp\left[-\left[(-\ln u_t)^{\theta_{it}} + (-\ln v_t)^{\theta_{it}}\right]^{\frac{1}{\theta_{it}}}\right] \right\}^2 ds}{b\left(1 - \frac{1}{N_0}\right) - a\left(\frac{1}{N_0}\right) - \int_a^b \exp\left[-\left[(-\ln u_t)^{\theta_{it}} + (-\ln v_t)^{\theta_{it}}\right]^{\frac{1}{\theta_{it}}}\right] ds} - 1 \quad (24)$$

其中,  $G_t$  为第  $t$  年的混合环境基尼系数,  $\theta_{it}$  为第  $t$  年最优 Copula 函数时的参数,  $u_t$ 、 $v_t$  分别表示第  $t$  年子群体的污染排放分布函数。

根据式(24)分析了空间异质对长江经济带区域协调发展的影响及其动态演变趋势, 计算的环境基尼系数结果如图 3。一般认为, 环境基尼系数小于 0.2 时, 说明区域发展高度平均, 0.2~0.3 时较为平均, 0.3~0.4 时相对合理, 0.4~0.5 时差异较大, 大于 0.5 时差异悬殊。

从区域发展看, 空间异质性对于长江经济带区域平衡发展影响较大。长三角城市群与长江中游、成渝城市群的 GDP 基尼系数均超过了 0.4, 而长江中游城市群与成渝城市群的基尼系数在 0.3~0.4 之间; 2005~2016 年, 长江经济带市辖区的能源消耗基尼系数已接近 0.5, 2017~2020 年长江经济带全市能源消耗的基尼系数也接近 0.4; 环境方面, 长江中上游的基尼系数均在 0.35~0.45 之间, 中下游与上下游的工业废水基尼系数均超过了 0.4, 上下游的  $SO_2$  基尼系数已超过 0.45, 中下游的  $SO_2$  基尼系数在 0.3~0.4 之间。长江经济带区域经济发展与生态空间协调程度弱, 主要是长三角城市群与其他城市群发展差异较大, 长江中游与成渝城市群之间略有差异。

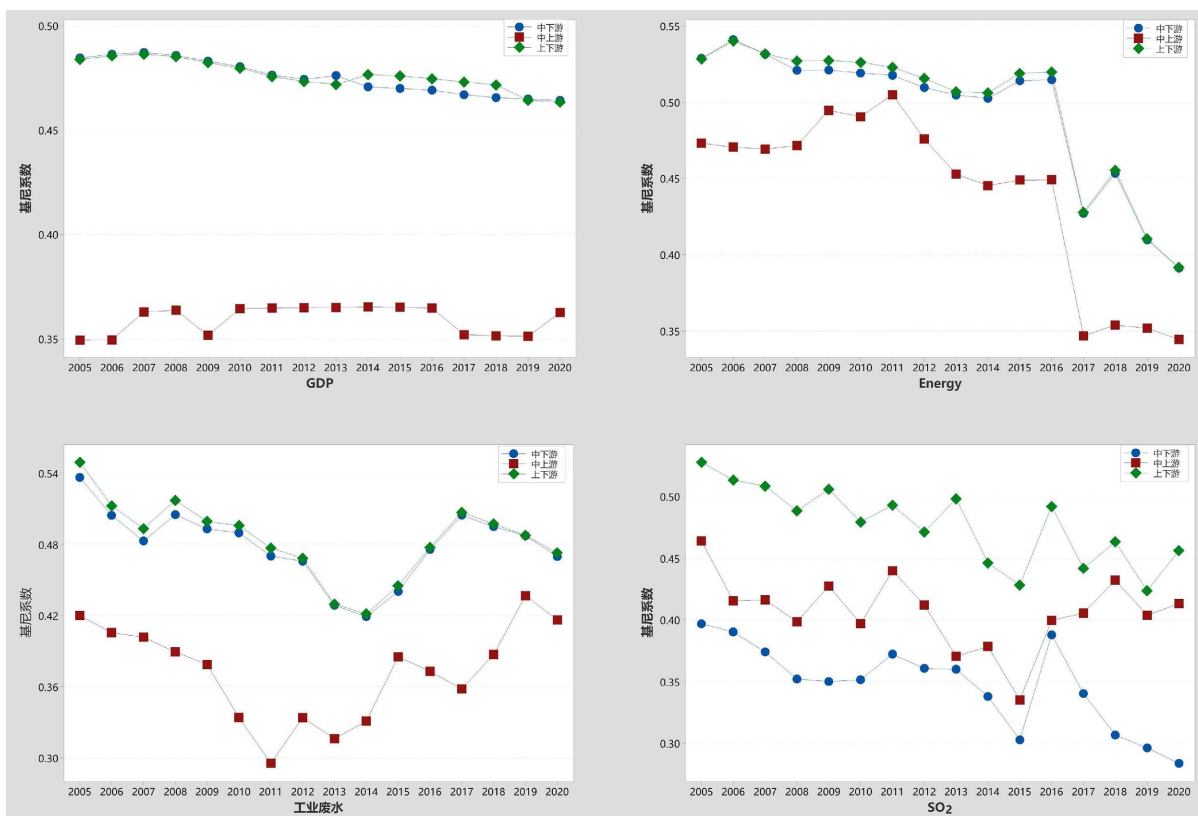
从演变趋势看, 长江经济带区域发展差异逐渐缩小, 区域经济发展与生态空间协调性增强, 但这四类指标基尼系数仍大于 0.3, 表明区域发展不平衡问题依然存在。长江中下游与上下游的 GDP 基尼系数有小幅度的下降趋势, 中上游的基尼系数略有上升; 能源消耗的基尼系数整体呈下降趋势; 环境方面, 长江中上游的工业废水基尼系数变化不大, 其他虽有波动但整体有下降趋势。

### 4.3. 区域协调发展时空联系

本节将计算全局莫兰指数与传统环境基尼系数。首先, 计算全局莫兰指数以研究长江经济带四类指标的空间自相关性。其次, 计算传统的参数式多群组环境基尼系数, 最后, 结合莫兰指数, 将传统的与改进后的环境基尼系数进行比较分析。

#### 4.3.1. 区域协调发展空间自相关性

莫兰指数是度量空间相关性的一个重要指标, 在一定程度上可以解释空间异质性对区域协调发展的影响[18][19]。本节计算全局莫兰指数以表征空间聚集效应[20], 其取值范围[-1,1]为, 若数值小于 0, 说明区域协调发展能力存在空间负相关, 即相邻区域之间协调发展能力有相异属性, 数值越小说明空间离散性越大; 若数值大于 0, 说明区域协调发展能力存在正相关, 数值越大说明空间聚集性越强; 若数值等于 0, 说明属性随机分布, 不存在空间自相关性。首先构建长江经济带三个城市群的空间权重矩阵, 再计算全局莫兰指数, 结果见表 4。



**Figure 3.** Time series of BVE-Gini of GDP, Energy, industrial wastewater, and SO<sub>2</sub> for urban clusters in the Yangtze River Economic Belt

**图 3.** 长江经济带城市群 GDP、Energy、工业废水和 SO<sub>2</sub> 的环境基尼系数时序图

长江经济带的产业经济与生态空间相关性显著。长江中下游城市群四类指标的全局莫兰指数大多通过了显著性检验，且数值均在 0.1~0.6 之间，说明长江中下游出现了正相关的聚集效应，即具有相同属性的相邻空间单元更容易聚集，表现为高-高聚集或低-低聚集，这更易导致区域发展不平衡。长江中上游的全局莫兰指数虽然小于 0，但大多没有通过显著性 P 值检验，说明长江中上游虽然存在负向的空间相关性，但不够显著；长江上下游 GDP 与工业废水的全局莫兰指数存在显著正向的空间相关性，说明长江上下游的 GDP 与工业废水数据更易导致区域不平衡发展。

莫兰指数显著不等于 0 时，易有空间聚集或离散现象，更易导致不平衡，随着数值的减小，区域发展协调性增强，但仍存在发展不平衡的问题。随着时间的推移，长江中下游与上下游 GDP 的空间聚集程度呈现先加强后减弱的趋势，但变化非常微弱；工业废水的莫兰指数先后经过两次上升再下降，但整体呈上升趋势，说明空间聚集性增强，发展不平衡程度加剧，区域发展协调性减弱；SO<sub>2</sub> 虽有波动，但最终呈下降趋势，说明空间聚集性减弱，区域发展协调性增强。

**Table 4.** Spatial autocorrelation of urban agglomerations in the Yangtze River Economic Belt

**表 4.** 长江经济带城市群空间自相关性

年份	中下游				中上游				上下游			
	GDP	Energy	工业废水	SO <sub>2</sub>	GDP	Energy	工业废水	SO <sub>2</sub>	GDP	Energy	工业废水	SO <sub>2</sub>
2005	0.250***	0.054	0.227**	0.217**	-0.164	-0.135	-0.113	0.014	0.186**	0.018	0.058	0.036
2006	0.256***	0.063	0.284***	0.228**	-0.163	-0.132	-0.111	-0.042	0.191**	0.016	0.094	0.007

Continued

2007	0.256***	0.067	0.282***	0.244**	-0.162	-0.143	-0.125	-0.019	0.19**	0.021	0.126	0.033
2008	0.257***	0.062	0.280***	0.205**	-0.162	-0.144	-0.145*	-0.043	0.192**	0.016	0.113	-0.003
2009	0.259***	0.069	0.284***	0.173**	-0.162	-0.156	-0.144*	0.006	0.190**	0.012	0.121	0.023
2010	0.260***	0.075	0.285***	0.193***	-0.16	-0.152	-0.173*	0.029	0.185**	0.015	0.198*	0.071
2011	0.259***	0.077	0.397***	0.088	-0.158	-0.149	-0.127	-0.020	0.177*	0.003	0.362***	-0.001
2012	0.260***	0.125*	0.398***	0.154*	-0.157	-0.148	-0.114	-0.035	0.173*	0.051	0.367***	-0.007
2013	0.260***	0.156**	0.412***	0.068**	-0.156	-0.141	-0.092	-0.049	0.17*	0.065	0.346***	0.025
2014	0.260***	0.158**	0.419***	0.159*	-0.156	-0.117	-0.12	-0.036	0.168*	0.059	0.334***	-0.021
2015	0.261***	0.156**	0.410***	0.080	-0.155	-0.129	-0.148	-0.054	0.166*	0.050	0.297***	-0.029
2016	0.261***	0.154**	0.480***	0.366*	-0.155	-0.135	-0.189*	0.133*	0.162*	0.039	0.355***	0.217
2017	0.260***	0.425***	0.521***	0.223***	-0.155	-0.169*	-0.178*	0.028	0.158*	0.284***	0.436***	0.069
2018	0.258***	0.415***	0.510***	0.249***	-0.156	-0.170*	-0.142	0.028	0.158*	0.260**	0.374***	0.071
2019	0.255***	0.417***	0.508***	0.183**	-0.157	-0.171*	-0.152*	-0.018	0.156*	0.254**	0.362***	0.021
2020	0.265***	0.434***	0.467***	0.097	-0.156	-0.172*	-0.165	-0.105	0.156*	0.258**	0.374***	-0.082

\*表示在 0.05 水平显著, \*\*表示 0.01 水平显著, \*\*\*表示 0.001 水平显著。

### 4.3.2. 与传统环境基尼系数比较

本节将由程永宏的收入分配基尼系数推导所得的环境基尼系数作为传统的基尼系数,将不依赖于“各子群体分布函数相互独立”假定的环境基尼系数作为改进后的基尼系数。

将两者进行比较,结果如图 4 所示。结果表明,传统环境基尼系数的数值普遍低于改进后的环境基尼系数,采用传统环境基尼系数方法会低估长江经济带区域经济与生态的失衡。与传统环境基尼系数相比,本文提出的环境基尼系数方法对不独立数据的关系更敏感,能更好地拟合长江经济带区域经济与生态环境数据的特征,并更好地反映分组数据下的区域不平衡问题。

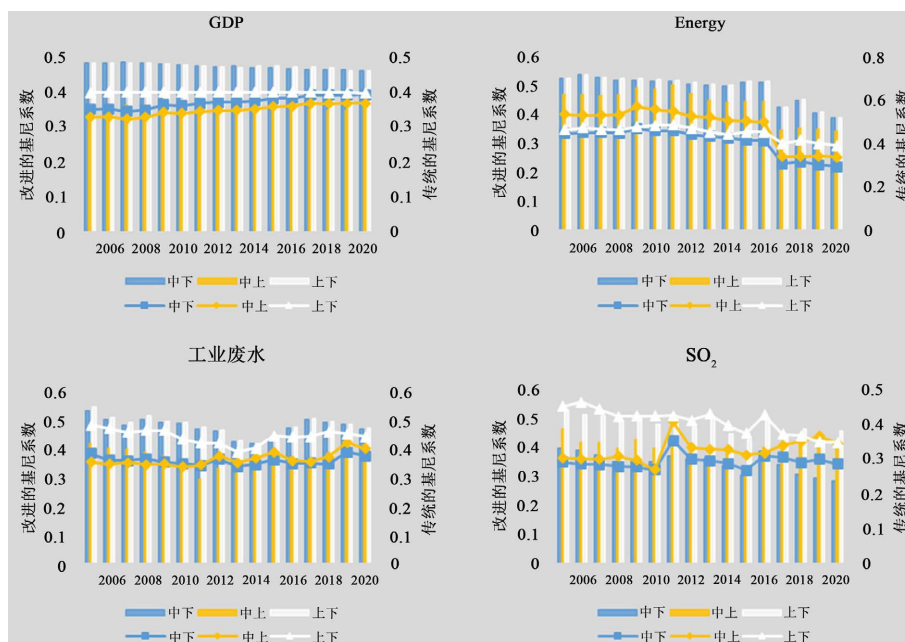
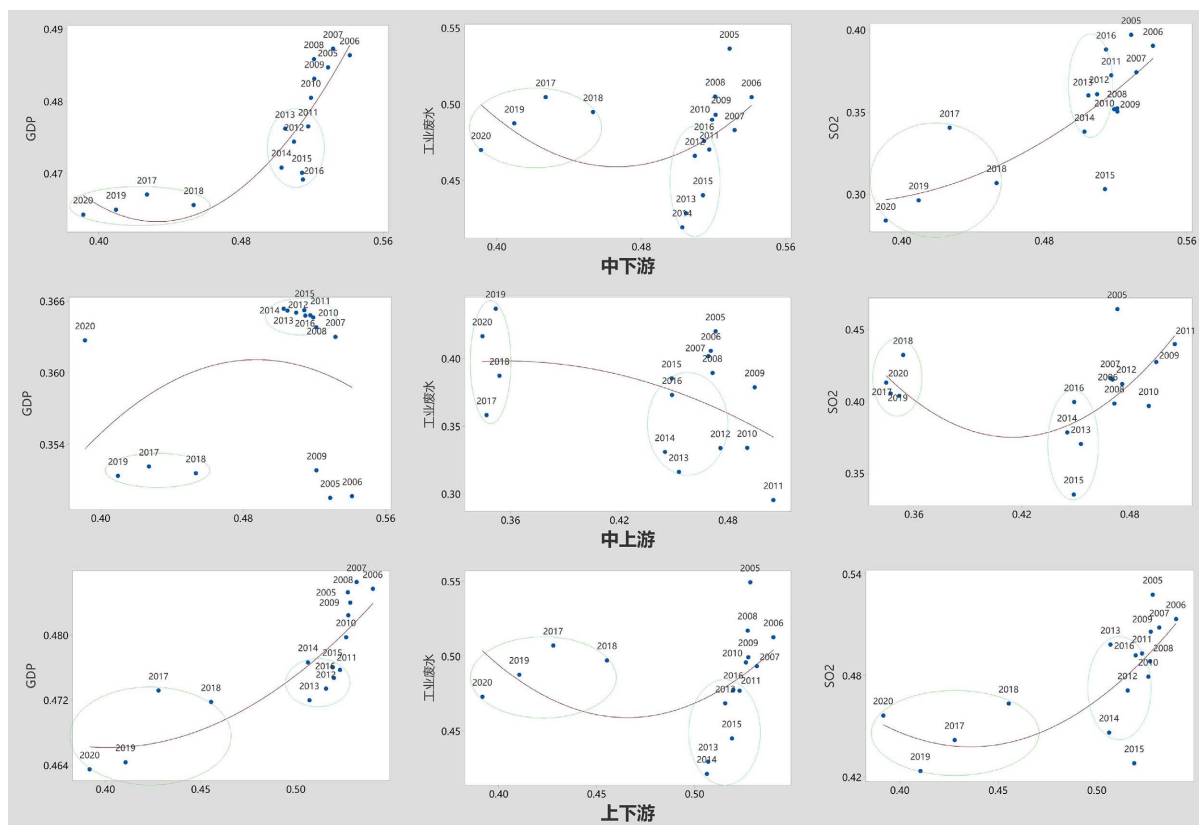


Figure 4. Time series of improved and traditional environmental Gini coefficient of GDP, Energy, industrial wastewater, and SO<sub>2</sub> in the Yangtze River Economic Zone (2005-2020)

图 4. 不同计算方法下长江经济带 GDP、Energy、工业废水和 SO<sub>2</sub> 的环境基尼系数时序图(200~2020 年)



**Figure 5.** Relationship between the Gini coefficients of mixed environments in the Yangtze River Economic Belt  
**图 5.** 长江经济带混合环境基尼系数的关系

结合全局莫兰指数与两种方法下计算的基尼系数结果分析,面对不独立数据时,传统的环境基尼系数衡量数据间不平衡的准确度降低。以长江中下游  $\text{SO}_2$  为例,2016~2019 年的长江中下游的  $\text{SO}_2$  数据,莫兰指数有非常明显的下降,从 3.66 下降到 0.183,说明空间聚集程度有明显的减弱趋势;改进后的基尼系数同样有下降的趋势,从 0.388 下降到 0.296,说明区域不平衡现象在逐渐改善;但传统环境基尼系数下降趋势不明显,甚至有上升趋势,从 0.309 下降到 0.289 再上升至 0.299,说明传统的环境基尼系数有向下的偏差,对于存在相关关系的数据间不平衡的估计不够准确。同样,2013~2019 年,长江经济带中下游工业废水的全局莫兰指数从 2013 年的 0.412 上升至 2017 年的 0.521,再下降至 2019 年的 0.508,改进后的基尼系数也是同样的趋势,说明区域不平衡存在先增强后减弱的现象,但传统的环境基尼系数却是从 2013 年的 0.341 上升至 2015 年的 0.365,再下降至 2018 年的 0.350,后又上升至 0.392,趋势明显不一致。其他城市群的传统环境基尼系数也存在类似低估的问题,便不再赘述。

#### 4.4. 区域经济和生态平衡发展评价

由前面的分析可以看出长江经济带区域经济与生态环境发展存在明显的不平衡问题,区域发展协调性弱。为了研究分组数据下四类指标的基尼系数之间的演化关系,本节将以能耗基尼系数为横轴,经济产出基尼系数和污染排放基尼系数为纵轴,表示“清洁生产效率”的演变趋势如图 5。

区域间清洁生产效率的差异具有阶段性特征。第一阶段,2005~2010 年,长江经济带区域经济产出和污染排放的不平衡现象显著,说明各城市群之间清洁生产效率呈现相对较高的不平衡。第二阶段,2011~2015 年,长江经济带中下游与上下游经济产出的不平衡性仍然较高,而中上游的经济产出较平衡;



污染排放不平衡呈现持续增长的趋势。第三阶段, 2016~2020 年, 长江经济带区域经济产出的不平衡仍在上升, 区域间清洁生产效率平衡与上一阶段不同, 污染排放不平衡呈下降趋势。

## 5. 结论与建议

本研究以长江经济带城市群为研究对象, 为适应区域经济和生态环境数据明显的厚尾特征, 基于参数式基尼框架下构建了多群组混合环境基尼系数, 并在此基础上, 考虑到各子群体的污染排放分布函数不独立, 基于 Copula 函数建立了总体污染排放函数新的公式, 构造了空间异质性条件下新的混合环境基尼系数公式, 对 2005~2020 年长江经济带三大城市群的产业经济和生态环境区域协调性进行评价分析。与传统环境参数式基尼系数相比, 改进后的环境基尼系数能更好地解释子群体间的相关性, 计算结果也能看出: 对于存在多个经济基础差异和多个生态承载力水平的群组, 传统的环境基尼系数在评估区域发展的经济和生态空间平衡时会存在向下的偏差, 改进后的环境基尼系数有更高的准确性。将 2005~2020 年的结果按照国民经济的五年规划期进行分组, 结果表明: 从“十一五”至“十三五”期间, 长江经济带的产业经济与生态环境区域协调性整体呈上升趋势; 产业经济、能源消耗与环境水污染方面, 长江中上游与下游发展差异较大, 长江中上游之间发展略有差异, 大气污染方面, 长江中下游与上游发展差异较大, 长江中下游发展差异较小。“十一五”期间, 长江经济带产业经济与生态承载力的区域协调性持续增强, 而中上游经济产出与能源消耗的区域协调性下降; “十二五”期间, 长江经济带水污染的区域协调性持续减弱; “十三五”期间, 环境污染区域协调性仍在减弱。

基于以上的结论, 据此建议, 在“十四五”时期, 重点发展长江中上游, 充分发挥南京、武汉、重庆、成都等城市的核心载体作用, 促使生产要素向周边城市流动, 缩小长江经济带发展差异。对长江经济带的生态环境采取差异化管理, 针对水污染严重的长三角城市群与大气污染严重的成渝城市群, 采取更为精细化、科学化的管理措施。充分发挥互联网、大数据、人工智能等技术, 实现各环节的节能减排, 全面推动长江经济带工业产业绿色低碳转型, 以形成上中下游优势互补、协作的互动格局, 促进长江经济带成为引领我国经济高质量发展的生力军。

## 参考文献

- [1] 田凤平, 秦瑾龙, 杨科. 中国三大城市群经济发展的区域差异及收敛性研究[J]. 系统工程理论与实践, 2021, 41(7): 1709-1721.
- [2] 戴平生. 基于基尼系数的我国教育经费配置区域与结构公平性分析[J]. 系统工程理论与实践, 2014, 34(6): 1491-1498.
- [3] Papathanasopoulou, E. and Jackson, T. (2009) Measuring Fossil Resource Inequality—A Case Study for the UK between 1968 and 2000. *Ecological Economics*, **68**, 1213-1225. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2008.08.014>
- [4] 张龙耀, 邢朝辉. 中国农村数字普惠金融发展的分布动态、地区差异与收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(3): 23-42.
- [5] 于伟, 张鹏, 姬志恒. 中国城市群生态效率的区域差异、分布动态和收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(1): 23-42.
- [6] 王争磊, 刘海龙, 丁娅楠, 王炜桥, 张丽萍, 郭晓佳. 山西省生态安全时空演变特征及影响因素[J]. 生态学报, 2022, 42(18): 7470-7483.
- [7] Andrea, F., Nassim, N.T. and Pasquale, C. (2018) Gini Estimation under Infinite Variance. *Physica A*, **502**, 256-269. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.02.102>
- [8] 胡志军. 基于分组数据的基尼系数估计与社会福利: 1985-2009 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 29(9): 111-121.
- [9] 程永宏. 二元经济中城乡混合基尼系数的计算与分解[J]. 经济研究, 2006(1): 109-120.
- [10] 程永宏. 基尼系数群组分解新方法研究: 从城乡二亚组到多亚组[J]. 经济研究, 2008(8): 124-135+144.
- [11] 艾小青, 胡丹丹. 多个群体下混合基尼系数的计算和分解[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, 31(6): 142-152.

- 
- [12] 艾小青. 有限总体基尼系数的统计推断[J]. 统计与信息论坛, 2016, 31(3): 3-8.
- [13] 艾小青, 祁磊. 信息不完全下收入或财富基尼系数的估算[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(6): 146-165.
- [14] 韦艳华, 张世英, 孟利锋. Copula 理论在金融上的应用[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2003(5): 97-101.
- [15] 韦艳华, 张世英, 郭焱. 金融市场相关程度与相关模式的研究[J]. 系统工程学报, 2004(4): 355-362.
- [16] Nelsen, R.B. (1999) An Introduction to Copulas. Springer, New York. <https://doi.org/10.1007/978-1-4757-3076-0>
- [17] 钱龙霞, 张韧, 王红瑞, 洪梅. 基于 Copula 函数的水资源供需风险损失模型及其应用[J]. 系统工程理论与实践, 2016, 36(2): 517-527.
- [18] 郭芸, 范柏乃, 龙剑. 我国区域高质量发展的实际测度与时空演变特征研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(10): 118-132.
- [19] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7): 26-42.
- [20] 唐晓华, 陈阳, 张欣钰. 中国制造业集聚程度演变趋势及时空特征研究[J]. 经济问题探索, 2017(5): 172-181.