

长三角地区城镇化与碳金融创新水平对碳排放的影响研究

荀守奎*, 李语桐

安徽理工大学经济与管理学院, 安徽 淮南

收稿日期: 2026年3月2日; 录用日期: 2026年3月26日; 发布日期: 2026年4月8日

摘要

在全球气候治理与我国“双碳”目标推进背景下, 面对长三角一体化中城镇化与低碳转型的矛盾, 文章聚焦该区域城镇化进程中碳金融创新水平评价及对策的研究。通过构建评价指标体系, 运用TOPSIS方法和改进的STIRPAT模型, 结合岭回归分析, 量化分析碳金融创新水平的区域差异, 探讨其与城镇化、碳排放的耦合机制。研究表明, 长三角碳金融创新与城镇化皆会对碳排放产生影响, 并据此提出构建全域协同体系、强化低碳转型赋能、完善政策保障及深化区域协同治理等对策, 为长三角地区低碳发展提供参考。

关键词

碳金融创新, 城镇化, STIRPAT模型

Research on the Impact of Urbanization and Carbon Finance Innovation Level on Carbon Emissions in the Yangtze River Delta Region

Shoukui Xun*, Yutong Li

School of Economics and Management, Anhui University of Science and Technology, Huainan Anhui

Received: March 2, 2026; accepted: March 26, 2026; published: April 8, 2026

Abstract

In the context of global climate governance and the advancement of China's "dual carbon" goal, in

*通讯作者。

the face of the contradiction between urbanization and low-carbon transformation in the Yangtze River Delta integration process, this paper focuses on the research on the evaluation and countermeasures of carbon finance innovation level in the urbanization process of this region. By constructing an evaluation index system, using the TOPSIS method and the improved STIRPAT model, combined with ridge regression analysis, the regional differences in carbon finance innovation level are quantitatively analyzed, and the coupling mechanism between it, urbanization, and carbon emissions is explored. The research results show that both carbon finance innovation and urbanization in the Yangtze River Delta will have an impact on carbon emissions. Based on this, countermeasures such as constructing a regional collaborative system, strengthening low-carbon transformation empowerment, improving policy guarantees, and deepening regional collaborative governance are proposed, providing a reference for the low-carbon development of the Yangtze River Delta region.

Keywords

Carbon Finance Innovation, Urbanization, STIRPAT Model

Copyright © 2026 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

在全球气候治理重构与我国“双碳”目标推进背景下,长三角一体化发展面临城镇化提升、碳金融创新与碳排放管控的三重考验。2022年,该区域城镇化率达72.1%,较全国高12个百分点,而能源消费占全国16.7%、碳排放强度降幅4.3%低于京津冀的5.1%¹,凸显城镇化进程中碳排放刚性增长与低碳转型的结构性矛盾。

碳金融创新是调控城镇化进程中碳排放的关键抓手,其水平直接影响减排效能。但现有研究多孤立探讨城镇化或碳金融对碳排放的单一影响,缺乏对“城镇化-碳金融创新-碳排放”传导机制的系统分析,尤其缺失针对长三角三省一市差异化特征的实证研究。

长三角以3.7%的国土承载16%的人口、创造24%的经济总量,其减排成效关乎国家“双碳”目标实现。但三省一市差异显著:上海兼具高城镇化与金融优势,苏浙需通过低碳转型削减工业碳排放,安徽则面临城镇化扩张与减排的双重压力。这种区域异质性决定了碳金融创新对碳排放的影响存在显著差异[1]。然而,现有研究未构建适配评价体系,也未厘清不同城镇化阶段的影响路径,导致理论与实践脱节。

基于此,本研究聚焦二者对碳排放的影响,通过构建评价体系量化碳金融创新水平,以及剖析二者交互作用下的影响机制,提出差异化对策。

2. 文献综述

2.1. 碳金融创新研究动态

碳金融创新作为低碳转型的核心金融支撑手段,其研究起源于国际碳交易市场的实践探索。早期国外研究聚焦碳市场机制设计与产品创新,如Richard Sandor(2017)在2002年最早提出碳交易市场化定价理论[2],为欧盟碳交易体系(EUETS)的建立提供理论基础,后续研究围绕碳期货、期权等衍生品的风险管理功能展开,证实其对平抑碳价波动起积极作用。随着发展中国家低碳转型加速,研究转向新兴市场

¹数据来源:国家统计年鉴。

碳金融体系构建, 如 Kossoy & Ambrosi (2010)系统梳理全球碳金融工具类型, 指出政策协同与市场活力是创新成效的关键影响因素[3]。

国内研究起步于“双碳”目标提出后, 形成了三大研究方向: 一是碳金融创新评价体系构建。李善燊等(2024) [4]从市场、政策、技术三个维度建立指标体系, 运用熵权 TOPSIS 法测度区域创新水平; 二是产品创新实践研究, 聚焦绿色债券、碳效贷等工具的应用效果, 如王钊淞等(2024) [5]实证分析苏州绿色金融对制造业减排的赋能作用; 三是区域协同创新研究。陈智颖等(2020) [6]指出长三角碳金融存在“政策碎片化”、“数据孤岛”等问题, 需建立跨区域协同机制。但现有研究多孤立分析碳金融创新本身, 对其与城镇化进程的交互作用关注不足。

2.2. 城镇化研究动态

城镇化与碳排放的关系是区域环境治理的经典议题, 国际研究形成三种主流观点: 环境库兹涅茨曲线(EKC)假说认为城镇化与碳排放呈倒“U”型关系, 即初期城镇化加速碳排放增长, 后期随着技术进步与产业升级实现减排[7] (Grossman & Krueger, 1991); 集聚效应理论强调人口与产业集聚通过基础设施共享降低单位碳排放[8] (Satterthwaite, 2009); 技术扩散理论则关注城镇化进程中低碳技术的传播路径对减排的影响[9] (Cheng, 2023)。

国内研究结合中国区域发展特征展开深化。针对长三角地区, 陈诗一(2009) [10]发现其城镇化呈现“核心集聚 - 外围扩散”的特征, 核心城市已进入减排拐点, 而外围城市仍处于碳排放增长期; 陈姜全等(2024) [11]从产业、人口、空间三个维度解析城镇化对碳排放的驱动机制, 指出产业结构升级是核心调节变量; 常新锋等(2020) [12]通过空间计量分析证实长三角城镇化对碳排放存在显著空间溢出效应。但现有研究多忽视金融工具在城镇化低碳转型中的赋能作用, 未能揭示碳金融创新的调节机制。

2.3. STIRPAT 模型研究动态

STIRPAT 模型作为量化环境影响驱动因素的经典工具, 由 Dietz & Rosa [13] (1997)在 IPAT 模型基础上拓展而来, 通过引入弹性系数与随机误差项, 实现对多元驱动因素的灵活纳入与量化分析。早期应用聚焦人口、财富、技术三大核心变量, 如 York [14]等(2003)运用该模型证实人口规模对碳排放的显著正向影响。

随着研究深入, 学者们不断拓展模型维度: 一是纳入空间效应。刘晓燕(2019)构建空间 STIRPAT 模型, 揭示区域碳排放的空间依赖性[15]; 二是增加行业异质性变量。丛建辉等(2021) [16]引入产业结构系数, 分析不同行业碳排放驱动差异; 三是嵌入政策与金融变量。何建坤等(2018) [17]将绿色信贷规模纳入模型, 证实金融支持对减排的积极作用。针对长三角地区, 现有研究多采用传统 STIRPAT 模型, 如渠慎宁等(2021) [1]分析人口与经济因素对碳排放的影响, 但尚未将碳金融创新与城镇化的交互项纳入模型框架。

2.4. 文献述评

综合现有研究, 学界已初步证实碳金融创新、城镇化均对碳排放存在独立影响, 且 STIRPAT 模型是量化分析的有效工具, 但仍存在三方面研究缺口: 其一, 研究视角碎片化, 多数文献孤立探讨碳金融创新或城镇化对碳排放的单一作用, 缺乏对“城镇化 - 碳金融创新 - 碳排放”传导机制的系统性分析, 尤其忽视二者交互作用的减排效应; 其二, 区域针对性不足, 长三角作为城镇化与碳金融创新的先行区域, 其“三省一市”的梯度差异特征显著, 但现有研究未构建适配该区域的差异化分析框架; 其三, 模型应用存在局限, 现有研究多采用传统 STIRPAT 模型, 未充分考虑碳金融创新与城镇化的协同效应, 难以精

准揭示长三角碳排放的驱动机制。基于此, 本研究以长三角 41 个城市为样本, 构建纳入交互项的改进 STIRPAT 模型, 填补现有研究空白。

3. 长三角地区城镇化水平测度

3.1. 长三角区域变化

2008 年 9 月, 国务院发布《关于进一步推进长江三角洲地区改革开放和经济社会发展的指导意见》[18], 首次明确长三角需率先并一体化发展, 标志着长三角一体化作为国家战略意图写入中央文件。2010 年 6 月, 国家发改委制定《长江三角洲地区区域规划》, 围绕九大领域设定长三角未来十年发展目标, 虽将安徽纳入泛长三角范畴, 但核心城市锁定为 16 座。

2016 年 5 月, 国务院通过《长江三角洲城市群发展规划》[19], 强化长三角多项功能并扩展空间布局, 将范围扩大至江浙沪皖三省一市的 26 座城市, 新增 10 座城市。2018 年, 长三角一体化提升为国家战略。2019 年 5 月, 中共中央、国务院发布《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》[20], 将空间范围拓展至江浙沪皖四省(市)全境, 涵盖 41 座城市。

基于此, 本文选取长三角区域 2013 年的 16 个城市、2018 年的 26 个城市和 2022 年的 41 个城市, 分析长三角区域城镇化演变与碳排放的水平测度。

3.2. 城镇化水平测度

3.2.1. 构建变量

本研究采用客观赋值的熵权法进行权重选取, 基本步骤如下:

① 数据标准化。数据的标准化处理可以消除量纲对评价结果准确性的影响[21]。

$$\text{对于正向指标: } X_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_j)}{\max(X_j) - \min(X_j)} \quad (1)$$

$$\text{对于负向指标: } X_{ij} = \frac{\max(X_j) - X_{ij}}{\max(X_j) - \min(X_j)} \quad (2)$$

式中, $\max(X_j)$ 为指标的最大值; $\min(X_j)$ 为指标的最小值; X_{ij} 为指标原始值。

② 指标权重确定。权重值表征评价指标间的相对重要性, 公式如下:

$$E = -\ln n^{-1} \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln p_{ij} \quad (3)$$

式中, $p_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}}$ 。如果 $p_{ij} = 0$, 则定义 $\lim_{p_{ij} \rightarrow 0} p_{ij} \times \ln p_{ij} = 0$ 。

$$W_i = \frac{1 - E_i}{k - \sum E_i} \quad (i = 1, 2, \dots, k) \quad (4)$$

③ 构建城镇化变量。利用指标权重乘以标准化值的方法构建城镇化变量, 公式如下:

$$Y = \sum_{i=1}^n W_i \times X_i \quad (5)$$

式中, Y 即是城镇化变量。分析结果见表 1。

Table 1. Variables for measuring urbanization level

表 1. 城镇化水平表征变量

一级指标	序号	二级指标	单位	权重	指标类型
产业发展	1	人均地区生产总值	万元/人	0.066	+
	2	居民人均可支配收入	万元/人	0.071	+
	3	城镇登记失业率	%	0.04	-
	4	R&D 经费投入强度	%	0.087	+
	5	第三产业增加值占 GDP 比重	%	0.067	+
公共市政服务	6	建成区路网密度	公里/平方公里	0.098	+
	7	每千人口拥有执业(助理)医师人数	人	0.042	+
	8	每万人拥有公共文化设施面积	平方米	0.081	+
	9	居民教育娱乐文化消费价格指数	%	0.029	+
人居环境	10	生活污水集中处理率	%	0.023	+
	11	生活垃圾无害化处理率	%	0.009	+
	12	建成区绿化覆盖率	%	0.041	+
	13	单位地区生产总值能耗	吨标准煤/万元	0.036	-
	14	单位地区生产总值建设用地占用面积	公顷/亿元	0.022	-
城乡融合	15	城乡居民人均可支配收入比	%	0.045	-
	16	常住人口城镇化率	%	0.058	+
	17	医疗卫生机构数	个	0.089	+
	18	地方财政住房保障支出	亿元	0.097	+

3.2.2. 城镇化测度结果分析

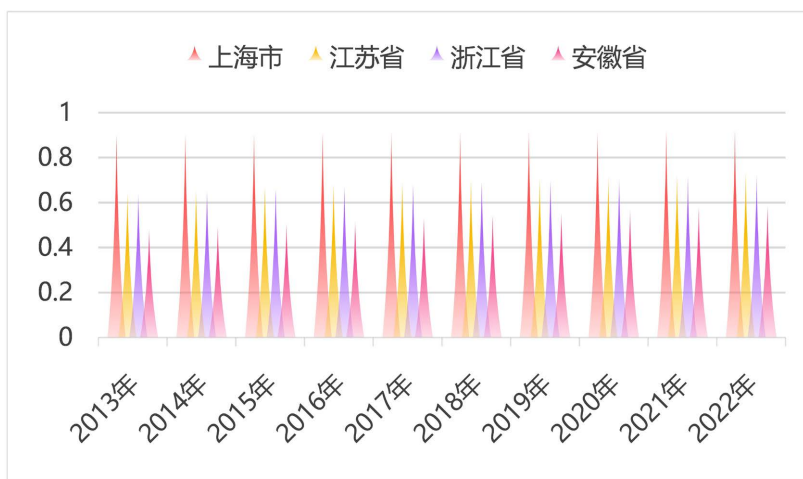


Figure 1. Urbanization levels in three provinces and one municipality (2013~2022)

图 1. 2013~2022 年三省一市城镇化水平

如图 1 所示，长三角地区城镇化发展呈现明显的梯度差异，以上海为龙头、苏浙为骨干、安徽为腹

地的格局特征显著。从三省一市对比来看,上海作为核心城市城镇化率高达 89.3%,各项指标全面领先,尤其在产业发展和公共服务方面表现突出;江苏和浙江整体水平接近,但江苏在制造业支撑和基础设施建设方面占优,浙江则在数字经济带动和城乡均衡上更具优势;安徽虽然城镇化率明显偏低,但增速较快,在承接产业转移和生态建设方面取得进展。在研发投入强度方面,上海、江苏、浙江、安徽分别为 4.2%、2.9%、2.8%、2.3%;在每千人口执业医师数方面,四省市依次为 3.8 人、2.9 人、3.1 人、2.6 人。三省一市在上述指标上仍存在明显梯度差异,反映出区域协调发展仍面临挑战。这种差异化发展格局既体现了长三角城市群的互补性,也凸显了推进更高水平一体化发展的必要性。

4. 碳排放水平测度

本文利用能源消费数据来测算,计算公式如下:

$$C = \sum_{i=1}^9 E_i \times CEF_i \quad (6)$$

式中, C 代表碳排放量; E_i 代表第 i 种能源的消费量; CEF_i 代表第 i 种能源的碳排放系数。本研究通过中经网和各地统计年鉴获得 41 地市 2013~2022 年的能源消费量,包括原煤、焦炭、汽油、煤油、柴油、燃料油、热力、电力和天然气等 9 种能源。随后,根据《能源折标准煤参考系数》进行标准煤折算,最后通过表 2 提供的碳排放系数加总后算出碳排放量[21]。

Table 2. Carbon emission factors and standard coal equivalent conversion coefficients

表 2. 碳排放因子与标准煤折算系数

能源种类	碳排放因子	折标煤系数
原煤	2.64	0.7143
焦炭	3.14	0.9714
汽油	2.93	1.4714
煤油	3.10	1.4714
柴油	3.16	1.4571
燃料油	3.24	1.4286
天然气	2.16	1.3300
电力	0.5831	0.1229
热力	0.11	0.0341

城镇化与碳排放可视化分析:

利用指标权重乘以标准化值的方法求取城镇化水平值,并计算出研究区域历年的城镇化水平平均值,探析其时序演化情况,利用 ArcGIS 软件进行空间可视化,将各维度城镇化划分为低水平、中水平和高水平区,用图像呈现出来,同时显示对应时段的碳排放量以便更为直观展现城镇化与碳排放之间的关系(见图 2)。

从空间对应关系看,2013 年长三角 16 个原始核心城市中,城镇化高水平区集中在长三角核心地带,碳排放多处于中、高区间,反映出早期核心城市工业化、城镇化与碳排放的强相关性;2018 年新增 10 个城市后,原核心城市仍属城镇化高水平区,碳排放高值区仍集中于此,显示出碳排放惯性;2022 年覆盖 41 个城市后,核心城市城镇化水平维持高位,碳排放高值区仍以其为主;新增城市城镇化水平较低,碳

排放多处于中、低区间, 其中新增的安徽等北部城市城镇化水平低, 碳排放多在低区间。

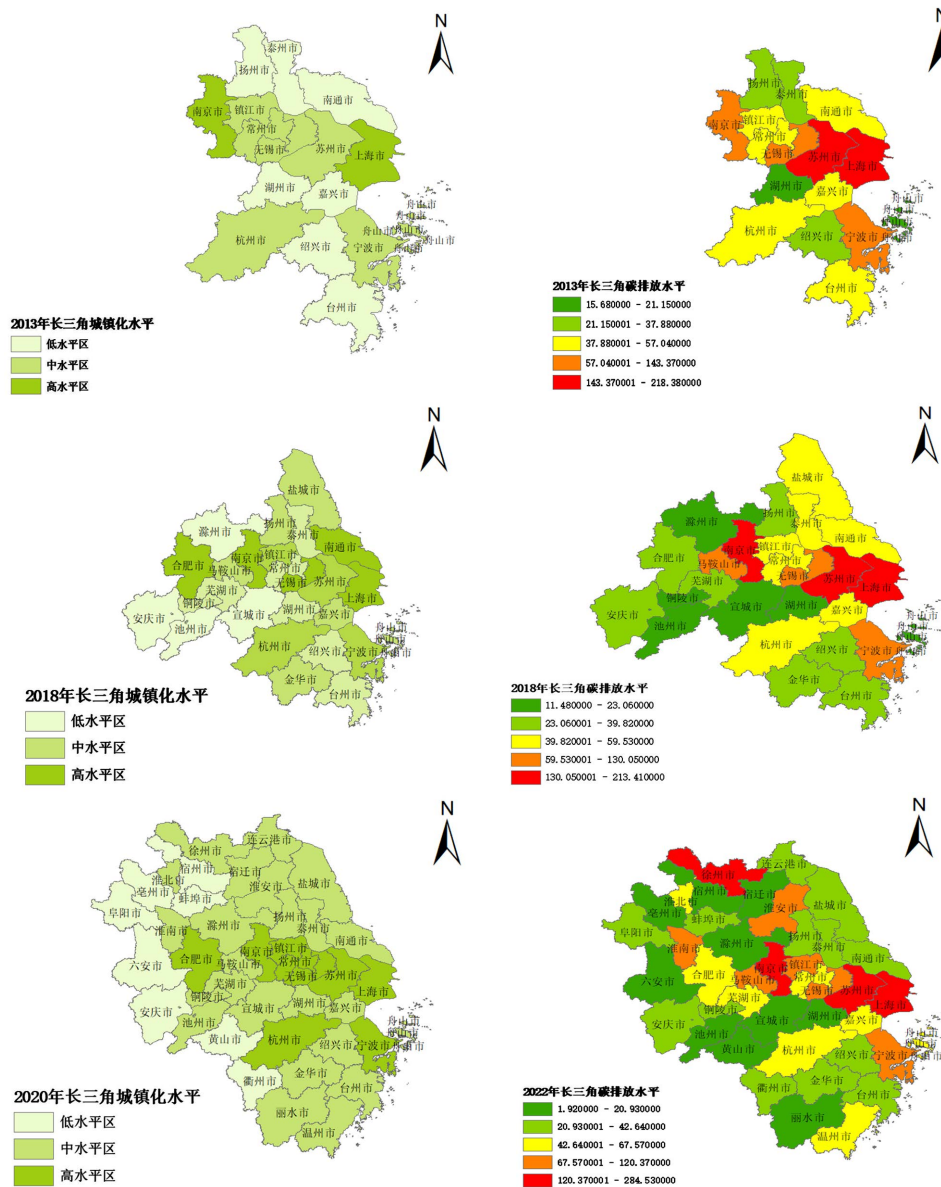


Figure 2. Urbanization levels and carbon emissions in the Yangtze River Delta Region from 2013 to 2022
图 2. 2013~2022 年长三角城镇化与碳排放水平

从时间序列演变趋势看, 随着长三角从 16 城扩展至 41 城, 碳排放高值区间上限上升, 2013~2018 年核心城市碳排放高值区范围稳定, 2018~2022 年新增城市中部分进入中高碳排放区间, 同时 2013 年碳排放高值区集中于少数核心城市, 2022 年高值区范围扩大但单位城市碳排放强度未显著激增, 2022 年碳排放区间下限降低。

从政策与规划影响看, 政策推动下城镇化空间布局从“核心集聚”向“全域协同”转变, 碳排放分布也随之演变。2018 年长三角一体化上升为国家战略后, 2022 年新增城市城镇化水平中等, 碳排放处于中低区间, 且核心城市已进入城镇化后期, 碳排放增速放缓。新纳入的安徽等北部城市处于城镇化中期,

碳排放随基建和工业发展上升, 形成区域内“城镇化水平 - 碳排放”的阶梯式分布。

5. 长三角碳金融创新水平评价

5.1. 评价框架构建

长三角碳金融创新评估有几个关键痛点: 一是数据量纲不统一; 二是需要横向比较城市排名; 三是结果需具有政策解释力。碳金融创新指标见表 3。

Table 3. Carbon finance innovation indicators

表 3. 碳金融创新指标

一级指标	二级指标	长三角地区量化口径
市场活跃度	碳交易量	沪苏浙皖年度碳排放权现货交易总量
	碳价波动率	以上海碳价为基准, 纳入苏浙皖试点碳价联动波动, 按年化波动率公式计算
产品多样性	绿色债券发行量	长三角辖区内发行主体年度贴标绿色债券总额
	碳期权交易配比	长三角碳期权交易量/碳现货交易量 × 100%, 统计苏浙皖企业参与上海碳期权交易占比
政策协同性	跨区域政策衔接度	百分制评分, 从政策条款衔接数、跨区域落地率、政策冲突项数加权计算
	配额分配公平性	计算沪苏浙皖规上工业企业配额分配基尼系数, 结合产业结构引入调整系数修正
技术创新性	MRV 系统覆盖率	长三角碳市场管控企业中, MRV 系统有效运行企业数/管控企业总数 × 100%, 分省市核算
	碳资产溯源技术成熟度	百分制评分, 从技术落地项目数、溯源准确率、应用企业覆盖率加权计算
社会效益	单位 GDP 减排率	(基期单位 GDP 碳排放 - 报告期)/基期 × 100%, 采用长三角统一 GDP 核算口径, 剔除碳排放转移影响
	碳金融认知度调查	百分制评分, 从认知率、了解深度、参与意愿加权计算, 按区域人口规模加权整体值

基于此, 本文选取综合评价 TOPSIS 方法来构建长三角地区碳金融创新水平评价体系, 这能够有效整合多维度异质指标, 通过标准化处理和动态距离计算, 客观反映各城市与最优/最劣状态的相对差距。具体步骤如下:

① 数据标准化:

$$\text{对于正向指标: } X_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_j)}{\max(X_j) - \min(X_j)} \quad (7)$$

$$\text{对于负向指标: } X_{ij} = \frac{\max(X_j) - X_{ij}}{\max(X_j) - \min(X_j)} \quad (8)$$

② 加权标准化矩阵: 将标准化后的矩阵与权重结合

$$V_{ij} = W_i \times X_{ij} \quad (9)$$

③ 确定正/负理想解:

$$\text{正理想解: } V_j^+ = \max(V_{1j}, V_{2j}, \dots, V_{mj})$$

$$\text{负理想解: } V_j^- = \min(V_{1j}, V_{2j}, \dots, V_{mj})$$

④ 计算各指标与理想解的距离:

$$\text{到正理想解的距离: } D_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (V_{ij} - V_j^+)^2} \tag{10}$$

$$\text{到负理想解的距离: } D_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (V_{ij} - V_j^-)^2} \tag{11}$$

⑤ 计算相对贴近度:

$$C_i = \frac{D_i^-}{D_i^+ + D_i^-} (0 \leq C_i \leq 1) \tag{12}$$

5.2. 评价结果分析

长三角碳金融创新形成多元差异化格局, 各城市依托自身禀赋彰显优势, 但也存在共性瓶颈。上海凭碳交易运营中心与金融开放优势领跑制度创新, 2023 年碳市场交易量、衍生品交易占比居全国前列, 却面临市场结构失衡、普惠性不足问题; 苏州深耕产业融合, “碳效贷”等产品成效显著, 但受政策碎片化影响, 跨省协同受阻; 杭州借数字经济构建“碳账户 + 金融”体系, 数据采集效率与个人开户数亮眼, 却缺乏风险管理工具; 合肥聚焦新能源特色, 相关产品规模快速增长, 而 MRV 覆盖率与交易企业数量不足; 宁波、嘉兴、南京绿贷领域各有突破, 也分别面临协同、信息传播、传统产业支持等问题。总体而言, 长三角碳金融创新呈现“上海强制度、苏州强产业、杭州强数字、合肥强特色”格局, 仍面临市场、协同、工具、基础等方面挑战, 需通过“制度一体化 + 数字新基建 + 产业精准赋能”推动区域创新共同体建设。部分城市评价结果如表 4 所示。

Table 4. Evaluation results of some cities

表 4. 部分城市评价结果

城市	市场活跃度	产品多样性	政策协同性	技术创新性	社会效益	C_i 得分
上海	0.92	0.95	0.88	0.90	0.85	0.9
苏州	0.85	0.82	0.80	0.78	0.80	0.81
杭州	0.78	0.80	0.75	0.85	0.75	0.786
南京	0.83	0.84	0.85	0.82	0.80	0.828
宁波	0.76	0.78	0.77	0.75	0.78	0.768
无锡	0.79	0.77	0.76	0.74	0.77	0.766
合肥	0.70	0.72	0.82	0.68	0.70	0.724
常州	0.73	0.75	0.74	0.72	0.75	0.738
南通	0.71	0.70	0.73	0.68	0.72	0.708
嘉兴	0.72	0.73	0.75	0.70	0.74	0.728
湖州	0.68	0.69	0.72	0.65	0.70	0.688
芜湖	0.67	0.66	0.75	0.64	0.69	0.682
滁州	0.65	0.63	0.74	0.60	0.67	0.658
马鞍山	0.63	0.62	0.73	0.59	0.66	0.646
宣城	0.60	0.60	0.71	0.57	0.65	0.626

6. 影响因素分析

6.1. 模型构建

本文采用的是具有区域适应性的修正 STIRPAT 模型。STIRPAT 模型作为 IPAT 模型的拓展形式, 其优势在于能够灵活纳入多元变量并量化分析各要素影响[22]。本研究在经典模型基础上进行了三重改进: 首先结合长三角城市群产业协同特征, 增加数字经济与交通网络密度指标; 其次针对区域能源结构特点, 引入清洁能源占比与产业智能化系数; 最后依据三省一市发展梯度, 构建空间权重矩阵进行参数校准。通过构建包含技术进步、人口集聚度、财富效应及区域协同因子的扩展模型, 最终精准测度了长三角地区碳排放驱动因素的差异化影响机制。

STIRPAT 模型是在 IPAT 模型基础上进行拓展而得到的一种非线性模型, 它可以引入多个独立自变量, 从而更加准确地对相应因变量进行有效估算, 其模型为:

$$I = aP^b A^c T^d e \quad (13)$$

式(13)中, I 代表环境影响状况, P 代表人口数量, A 代表财富, T 代表技术水平。 a 是总系数, b 、 c 、 d 分别代表上述三者的指数, 而 e 是整个模型的误差。

针对长三角城市群能源消费与产业转移的复杂关联特征, 本研究对原模型实施双重改进: 首先采用自然对数变换将乘法模型转化为线性可加形式, 此举不仅有效缓解解释变量间多重共线性问题, 更使得各驱动因素的弹性系数具备直接经济解释意义; 其次结合长三角跨省域要素流动特性, 在基准变量体系中嵌入空间滞后项, 从而构建兼具时序演变与空间溢出效应的分析框架。即把公式变为:

$$\ln I = \alpha + \beta_1 \ln P + \beta_2 \ln A + \beta_3 \ln T + \ln e \quad (14)$$

本文为了更加全面地研究城镇化演变过程中碳排放的影响因素, 在使用 STIRPAT 模型时, 除了考虑人口规模(P)、人均 GDP(A)和能源强度(T)这三个变量的作用以外, 还增加了城镇化率、碳金融创新水平以及碳金融创新等变量。此外, 由于城镇化与碳金融创新的协同发展对长三角碳排放具有显著的抑制作用, 即二者形成的联动机制能有效降低区域碳排放量。因此, 当城镇化发展与碳金融创新形成良性适配时, 会产生“1 + 1 > 2”的低碳协同效应, 从而抵消单一变量的负面作用。同时, 纳入 $U \times F$ 交互项, 是基于该模型“可分析变量间联动效应”的固有属性, 用以揭示城镇化与碳金融创新两大核心因素对碳排放的非线性联合影响, 这也符合 STIRPAT 模型的拓展应用逻辑。基于此, 最终公式如下:

$$\ln I = C + \lambda_1 \ln P + \lambda_2 \ln A + \lambda_3 \ln T + \lambda_4 \ln U + \lambda_5 \ln F + \lambda_6 \ln UF \quad (15)$$

6.2. 数据处理

首先对所有变量进行对数化处理, 然后, 通过方差膨胀因子(VIF)对变量间的共线性进行检验, 发现绝大多数变量的 VIF 值均远大于 10 (见表 5)。

Table 5. Variance inflation factors of variables

表 5. 变量的方差膨胀因子

变量	VIF 值
$\ln(P)$	31.893
$\ln(A)$	4422.823
$\ln(T)$	32.272
$\ln(U)$	184.023
$\ln(F)$	5258.476
$\ln(UF)$	31.551

根据分析结果发现解释变量之间存在显著的多重共线性问题,若直接采用最小二乘法进行回归分析,将难以准确揭示解释变量与碳排放之间的内在关系。为解决这一问题,本文采用适用于共线性数据分析的有偏估计方法——岭回归法[22]。与最小二乘法相比,岭回归法对病态数据具有更强的适应能力,其通过放弃最小二乘法的无偏性,以牺牲少量信息和精度为代价,换取回归系数的合理估计,从而使分析结果更加贴近实际情况。通过 IBM SPSS.27 软件对上述解释变量进行拟合回归,得出长三角地区数据回归模型的岭迹图,以及其中 K 值与对应的 R² 值关系图,具体如图 3 和图 4 所示。

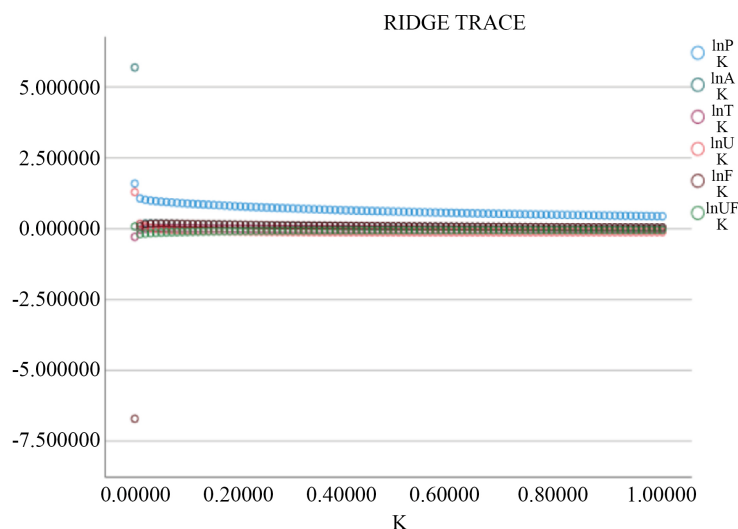


Figure 3. Ridge regression ridge trace plot
图 3. 岭回归岭迹图

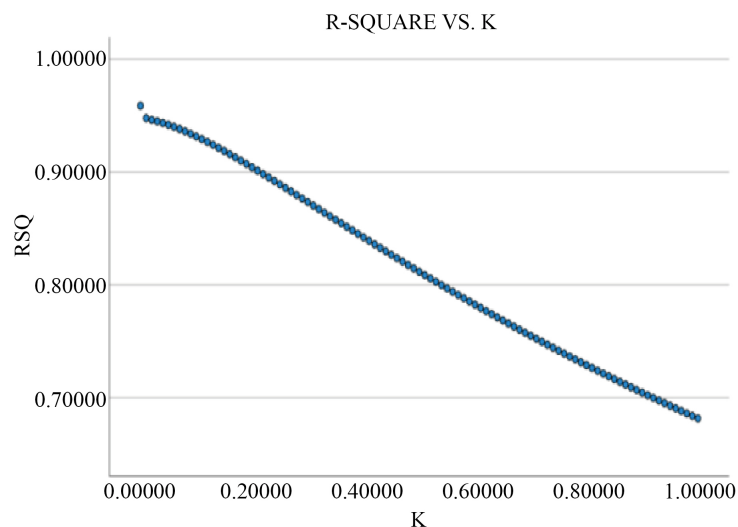


Figure 4. Correspondence between ridge regression K value and R² value
图 4. 岭回归 K 值与 R² 值的对应关系

根据图 3 中 K 值与 R² 值的关系可以看出,二者呈现负相关趋势。模型的 K 值取值范围为 0 到 1。当 K = 0 时,模型退化为普通最小二乘法;随着 K 值的减小,R² 值逐渐增大。图 4 展示了 K 值与岭回归系

数的关系, 可用于判断模型的稳定性。分析结果表明, 当 K 值在 0 到 0.1 之间时, 各变量的岭回归系数表现出显著的不稳定性, 其变化趋势和方向均不一致, 这种不稳定性必然导致模型整体性能的下降。然而, 当 K 值处于 0.1 到 0.2 区间时, 岭回归系数趋于稳定。因此, 最优 K 值应在此范围内选取。结合图 1 的分析结果, 当 $K = 0.125$ 时, 处于 0.1~0.2 的系数稳定区间, 此时岭回归系数无明显波动, 且模型 R^2 接近 1, 拟合效果最优, 兼顾稳定性与解释力。基于以上分析, 本研究确定岭回归参数 $K = 0.125$, 并采用 SPSS 软件进行岭回归分析, 具体拟合结果如表 6 所示。

Table 6. Results of ridge regression analysis

表 6. 岭回归分析结果

K = 0.125	非标准化系数		标准化系数	t	P	R^2	调整 R^2	F
	B	标准误	Beta					
常数	-9.446	1.316	-	-7.176	0.000***			
$\ln(P)$	0.917	0.048	0.863	19.2	0.000***			
$\ln(A)$	0.187	0.029	0.161	6.445	0.000***			
$\ln(T)$	0.028	0.127	0.011	0.223	0.825	0.925	0.912	68.261 (0.000***)
$\ln(U)$	-0.107	0.091	-0.073	-2.018	0.052*			
$\ln(F)$	2.164	0.317	0.165	6.816	0.000***			
$\ln(UF)$	-0.184	0.054	-0.1	-1.991	0.55*			

因变量: $\ln(I)$

注: **、*、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

岭回归的结果显示: 基于 F 检验, 显著性 P 值为 0.000***, 水平上呈现显著性, 拒绝原假设, 表明自变量与因变量之间存在着回归关系。同时, 模型的拟合优度 R^2 为 0.925, 模型表现为较为优秀。

模型的公式:

$$\ln I = -9.446 + 0.917 \times \ln P + 0.187 \times \ln A + 0.028 \times \ln T - 0.107 \times \ln U + 2.164 \times \ln F - 0.184 \times \ln UF \quad (16)$$

6.3. 结果分析

通过上述公式拟合模型得知, 人口规模、人均 GDP、碳金融创新水平等影响因素与长三角的碳排放量皆存在正相关的关系, 其相对应的回归系数分别为 0.917、0.187、2.164。也就是说, 随着以上解释变量每增加 1 个单位, 相对应的碳排放量将分别增加以上数值单位。这表明人口规模和人均 GDP 的增加会导致碳排放量的增加。人口增长通常伴随着能源消耗的增加, 而人均 GDP 的提高往往与工业化和消费水平的提升相关, 这些都会增加碳排放。由于长三角产业体系长期存在高碳路径依赖, 创新初期碳金融资源多向低风险、高收益的传统高碳产业倾斜, 助力其产能扩张而非减排转型; 同时, 低碳技术研发的资金支持与风险分担机制尚未完善, 碳金融市场碳价偏低、监管缺位, 且 MRV 系统等低碳基础设施建设滞后, 碳金融创新的低碳赋能场景缺失, 工具易被高碳企业用于规避减排责任。而低碳技术研发落地的时滞性, 也使得碳金融创新的减排效应短期内难以显现, 无法抵消高碳产业扩张带来的排放增量, 最终表现为碳金融创新水平提升与碳排放增加呈正相关关系。此外, 碳金融创新的效果需要一定时间才能显现, 短期内可能无法抵消经济增长带来的碳排放增加。因此, 碳金融创新的初期阶段可能会伴随碳排放量的上升, 但随着政策的完善和低碳技术的推广, 长期来看碳金融创新有望降低碳排放量。

模型中 λ_6 的值为负, 这表明在后续发展中碳金融创新与城镇化发展协同影响下会抑制碳排放增加, 且由于城镇化发展过程中人口和经济活动集中在城市, 促进了基础设施的共享和集约化利用, 减少了能源浪费。同时, 城市通常拥有更先进的技术和更高效的能源管理系统, 能够推广清洁能源和低碳技术。此外, 城镇化还推动了产业结构的优化, 服务业和高附加值产业的比重增加, 进一步降低了碳排放量。因此, 城镇化通过提高资源利用效率和推动绿色技术应用, 有效减少了碳排放量。

尽管能源强度通常与碳排放量密切相关, 但在本研究中, 人口规模、人均 GDP、城镇化率和碳金融创新水平等变量的影响可能更为显著, 导致能源强度的作用被弱化。此外, 能源结构的优化可能抵消了能源强度对碳排放的直接影响, 使得能源强度的影响可能被其他更显著的因素所掩盖, 导致其影响不显著。

7. 结论与建议

7.1. 研究结论

2013~2022 年, 长三角城镇化范围从 16 城扩展至 41 城, 碳排放呈现“核心高值集聚 - 外围梯度扩散”格局。上海、苏州等核心城市进入城镇化后期, 借产业升级降低碳排放强度; 安徽等新增城市处于城镇化中期, 基建与工业扩张使碳排放随经济增长上升, 形成“城镇化水平 - 碳排放”阶梯式分布。

碳金融创新通过“资金配置 - 技术激励 - 制度约束”三重渠道发挥中介与调节作用, 具双重调节机制: 碳交易市场扩容、绿色信贷推广等推动减排, 但初期因高碳产业转型滞后, 与碳排放呈短期正相关。长三角四城碳金融创新各有优劣: 上海在碳市场规模与衍生品创新上领先, 但参与者结构失衡; 苏州“碳效贷”成效显著, 却面临跨省碳资产流转成本高的问题; 杭州数字碳账户覆盖广, 但衍生品市场规模偏小; 合肥新能源碳金融有突破, 而 MRV 系统覆盖率不足。

综合而言, 城镇化通过提升资源利用效率、推广绿色技术、优化产业结构抑制碳排放; 碳金融创新初期可能推高碳排放[22], 但与城镇化协同发展后, 会有效抑制碳排放增长, 城市集中发展模式与技术优势为低碳转型提供支撑。

7.2. 对策建议

7.2.1. 构建“全域协同”的碳金融创新体系

优化跨区域政策机制。建立长三角碳金融协同委员会, 统一三省一市碳配额分配标准, 试点跨区域碳资产质押互认, 降低苏州等城市跨省碳流转成本。推广杭州“碳账户 + 区块链”经验, 建设覆盖 41 城的统一 MRV 数字化平台, 2025 年前实现安徽新增城市 MRV 覆盖率从当前的 52% 提升至 75% 以上。

差异化创新路径设计。上海地区深化碳期货、跨境碳交易试点, 2024 年将非电力行业碳交易占比从 28% 提升至 40%, 推动中小微企业参与率从 12% 增至 25%²; 苏浙两省扩大“碳效贷”、“碳足迹债券”覆盖范围, 2023 年实现规上工业企业碳金融产品渗透率超 90%³, 建立长三角制造业碳足迹追溯体系; 安徽则是依托新能源产业优势, 设立 100 亿元“光伏碳金融专项基金”, 2025 年前培育 50 家碳管理服务企业, 缩小与核心城市的碳金融基础设施差距⁴。

7.2.2. 强化碳金融对城镇化低碳转型的精准赋能

对核心城市高碳产业转移实施“碳关税”调节, 上海对转移至安徽的钢铁、化工项目征收碳溢价, 所得资金专项支持本地低碳技术研发。推广苏州“碳效标识”制度, 将企业碳绩效与信贷利率挂钩, 2024

²数据来源: 上海市碳排放管理办法配套统计数据。

³数据来源: 浙江省工业碳效码推广专项数据。

⁴数据来源: 安徽省新能源和节能环保产业发展规划 2022~2025。

年实现长三角重点行业绿色信贷占比达 45%⁵。同时, 加强城镇化空间布局的碳金融引导作用。对 2022 年新增的安徽北部城市, 如宿州、亳州等城市实施“低碳基建白名单”, 绿色信贷支持比例不低于项目总投资的 30%, 限制高耗能基建项目融资占比 $\leq 10\%$ 。在南京、杭州等都市圈试点“碳普惠社区”, 将居民低碳行为转化为碳积分, 兑换绿色金融产品优惠。

7.2.3. 完善碳金融创新的政策保障体系

2026 年, 启动长三角碳市场扩容, 将钢铁、建材行业纳入交易体系, 逐步将碳价从当前 50 元/吨提升至 80~100 元/吨, 增强价格信号对企业减排的激励作用[23]。同时, 建立碳金融创新风险预警平台, 对绿色债券“洗绿”行为实施联合惩戒, 实现债券发行前碳效益评估全覆盖。

设立长三角碳金融科技研究院, 重点攻关碳资产估值、区块链碳数据存证等技术, 2026 年前形成 10 项以上自主知识产权标准。并实施“碳金融人才专项计划”, 上海、南京、杭州高校增设碳金融硕士点, 2024 年起每年培养专业人才不少于 2000 人⁶, 定向支持安徽等欠发达地区人才缺口。

7.2.4. 深化“双碳”目标下的区域协同治理

制定长三角碳排放总量控制目标, 按“核心城市多减排、外围城市稳增长”原则分解任务, 上海、苏州等核心城市减排贡献率不低于 60%。同时建立“碳汇补偿”机制, 安徽通过林业碳汇项目产生的 CCER, 按 30% 比例优先抵扣苏浙工业企业碳排放配额, 促进区域生态 - 经济协同发展。

加强动态评估与政策优化。构建长三角碳金融创新动态评估体系, 每季度发布城市碳金融成熟度指数, 对合肥等后发城市实施“达标奖励”。并定期修订《长三角碳金融创新行动方案》, 根据 2023~2025 年碳金融 - 城镇化协同效应监测结果, 动态调整政策工具组合。

基金项目

安徽省煤炭清洁加工与碳减排工程研究中心开放基金“安徽省碳减排能力评价”(CCCE-2023006); 2024 年安徽省省级研究生名师工作室项目(2023yjsmsgzs018); 2024 年安徽省省级研究生专业学位教学案例库项目(2023zyxwjxalk072); 互联网金融微专业项目(102722428); 2025 年度校级智慧课程(xjzhkc2025088)。

参考文献

- [1] 渠慎宁, 郭朝先. 基于 STIRPAT 模型的中国碳排放峰值预测研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(12): 10-15.
- [2] Sandor, R.L. (2017) How I Saw It: Analysis and Commentary on Environmental Finance (1999-2005). World Scientific Books. <https://doi.org/10.1142/10329>
- [3] Kossoy, A. and Ambrosi, P. (2010) State and Trends of the Carbon Market 2010. World Bank.
- [4] 李善燊, 赵蓉, 郝琪梦. 碳金融发展水平测度及影响因素研究——以碳交易试点七省市为例[J]. 金融发展评论, 2024, 15(11): 1-15.
- [5] 王钊淞, 闻梓彦, 陈功, 等. 绿色金融对苏州重点产业碳减排的影响效应研究[J]. 中国商论, 2024(3): 120-124.
- [6] 陈智颖, 许林, 钱崇秀. 中国碳金融发展水平测度及其动态演化[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(8): 62-82.
- [7] Grossman, G.M. and Krueger, A.B. (1991) Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. National Bureau of Economic Research.
- [8] Satterthwaite, D. (2009) The Implications of Population Growth and Urbanization for Climate Change. *Environment and Urbanization*, **21**, 545-567.
- [9] Cheng, Z.H., Wang, L. (2023) Can New Urbanization Improve Urban Total-Factor Energy Efficiency in China? *Energy*, **266**, Article 126494. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.126494>
- [10] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. 经济研究, 2009, 44(4): 41-55.

⁵数据来源: 长三角绿色债券发展报告(2025)。

⁶数据来源: 区域经济金融展望报告(长三角)。

- [11] 陈姜全, 李效顺, 耿艺伟, 刘希朝, 李光亮. 中国城镇化与碳排放机制分析及实证研究——基于经济发展、人口转移和城镇扩张视角[J]. 自然资源学报, 2024, 39(6): 1399-1417.
- [12] 常新锋, 管鑫. 新型城镇化进程中长三角城市群生态效率的时空演变及影响因素[J]. 经济地理, 2020, 40(3): 185-195.
- [13] Dietz, T. and Rosa, E.A. (1997) Effects of Population and Affluence on CO₂ Emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, **94**, 175-179. <https://doi.org/10.1073/pnas.94.1.175>
- [14] York, R., Rosa, E.A. and Dietz, T. (2003) STIRPAT, IPAT and Impact: Analytic Tools for Unpacking the Driving Forces of Environmental Impacts. *Ecological Economics*, **46**, 351-365. [https://doi.org/10.1016/s0921-8009\(03\)00188-5](https://doi.org/10.1016/s0921-8009(03)00188-5)
- [15] 刘晓燕. 基于 STIRPAT 模型的工业能源消费碳排放影响因素分析[J]. 生态经济, 2019, 35(3): 27-31.
- [16] 从建辉. 碳中和愿景下中国城市形态的碳排放影响效应研究——基于 289 个地级市的数据分析[J]. 贵州社会科学, 2021(9): 125-134.
- [17] 何建坤, 卢兰兰, 王海林. 经济增长与二氧化碳减排的双赢路径分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(10): 9-17.
- [18] 国务院关于进一步推进长江三角洲地区改革开放和经济社会发展的指导意见[J]. 中国对外经济贸易文告, 2008(62): 12-19.
- [19] 长江三角洲城市群发展规划获通过[J]. 中国勘察设计, 2016(6): 6.
- [20] 中共中央政治局召开会议研究部署在全党开展“不忘初心、牢记使命”主题教育工作审议《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》中共中央总书记习近平主持会议[J]. 时事报告, 2019(6): 13-14.
- [21] 胡晗. 长三角城市群多维城镇化对碳排放的空间效应与影响机制研究[D]: [硕士学位论文]. 南昌: 江西财经大学, 2023.
- [22] 范振月, 赵梦真, 公维凤, 王传会. 基于 STIRPAT 模型的碳排放影响因素及峰值研究——以山东省为例[J]. 低碳经济, 2020, 9(2): 100-110.
- [23] 康子冉, 丁韦娜. 中国碳交易市场发展的内在逻辑和路径选择[J]. 中国物价, 2022(5): 98-101.