

浙江省县域碳排放的时空格局与影响因素研究¹

祁慧博^{1, 2} 沈欣懿¹ 龙飞^{1, 2*} 刘梅娟^{1, 2} 高晓玮^{1, 2}

(1. 浙江农林大学经济管理学院, 浙江 杭州 311300;

2. 浙江省乡村振兴研究院, 浙江 杭州 311300)

【摘要】: 基于 2014 ~ 2020 年浙江省 62 个县域碳排放及社会经济数据, 针对浙江省县域碳排放的空间相关性与异质性进行分级。通过全域空间自相关检验分析县域碳排放的空间依赖性与时空演变特征, 通过局域空间自相关检验分析县域碳排放的空间集聚性。采用空间误差 STIRPAT 模型对浙江省县域碳排放影响因素进行研究。结果显示: 浙江省县域碳排放总量波动但总体呈增长趋势, 县域碳排放具有显著的空间正相关性且空间集聚态势相对稳定; 高一高集聚类型县域主要集中在省内东北部地区, 低—低集聚类型县域则主要集中在省内西南部地区; 县域碳排放的空间相关性和集聚性符合地理极化效应假说, 县域人均 GDP 与碳排放还未呈现“脱钩”关系, 产业规模化发展与科技创新所带来的低碳效应尚未显现; 单个县域碳排放受相邻县域碳排放的正向影响, 且县域之间其他影响碳排放的社会经济因素也具有空间相关性。因此, 实现区域协调发展与实现“双碳”目标的政策除了从产业方面布局之外, 还应注重从空间视角动态综合考虑。

【关键词】: 碳排放; 时空格局; 影响因素; 浙江省; 县域

【中图分类号】: X321 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1004-8227(2023) 04-0821-11

【DOI】: 10. 11870 /cjlyzyyhj202304013

为确保中国政府承诺的到 2030 年实现“碳达峰”、2060 年实现“碳中和”的碳减排目标, 为确保全国减排目标的实现, 东部排放量较大的地区须做出更多贡献。2021 年 6 月, 浙江省出台了《浙江省应对气候变化“十四五”规划》, 并将“碳达峰”“碳中和”作为倒逼经济转型升级的重大契机, 开始探索低碳发展路径。值得指出的是, 国家下达到各省的碳排放降低目标, 在省级以下是分行业予以控制碳排放的, 这忽视了省级以下县域结合其特色产业或主导产业在减排中所发挥的行政效力和空间异质性。这成为本文研究县域碳排放的逻辑起点。

浙江省共有 89 个县级行政区, 其中 18 个县入围 2021 年度赛迪百强县榜^①。浙江省县域发展特色鲜明并探索出根植块状经济的县域发展路径。凭借产业要素共享, 浙江县域发展形成互相合作、互相竞争、共同发展的产业效应, 推动工业结构升级并使浙江的社会经济发展指标均处于全国上游水平, 不仅成为区域协调发展走在全国前列的重要空间组织形态, 也创造了共同富裕的坚实基础。

¹ **【收稿日期】**: 2022-05-17; **【修回日期】**: 2022-05-31

【基金项目】: 国家自然科学基金项目 (71803180; 71473230) ; 国家社会科学基金项目 (22BGL168) ; 浙江省软科学研究项目 (2023C35077) ; 教育部人文社科青年基金项目 (17YJCZH048; 18YJCZH140)

【作者简介】: 祁慧博 (1984 ~), 女, 教授, 主要研究方向为技术经济、资源与环境经济。 E-mail: huiboqi2005@126. com

【* 通讯作者 E-mail】: longf2007@163. com

然而，浙江省县域综合竞争力增强的同时，生态环保与节能减排的压力持续上涨。在县域之间资源禀赋不同与溢出效应影响下，县域低碳发展的路径有所关联又富有差异。因此，探究浙江省县域碳排放时空格局与影响因素不仅有助于把握浙江省县域碳排放演变规律，也将对浙江省乃至全国从县域层面制定减排政策，发挥县域间资源整合、协同减排作用提供参考。

1 文献回顾

围绕本研究主题，本文将现有研究从经济发展与碳排放的耦合关系、碳排放时空格局以及碳排放影响因素等 3 个方面进行梳理。

1.1 经济发展与碳排放的耦合关系研究

环境库兹涅茨曲线(EKC)说明了经济发展对环境污染程度的影响，即在经济发展过程中，环境状况先是恶化而后得到逐步改善。对这种关系的理论解释围绕 3 个方面展开：经济规模效应(Scale Effect)与结构效应(Structure Effect)、环境服务的需求与收入的关系以及环境污染的政策与规制^[1]。该理论在学术界得到广泛应用，且随着气候变化问题的严峻，研究逐渐转向经济发展与碳排放之间的耦合关系^[2,3,4,5]。此外，有学者结合我国经济发展情况，论证了低碳发展作为宏观经济目标的理论基础^[6]；或探究中国 30 个省市经济增长对污染排放的影响，指出二者符合库兹涅茨倒“U”型曲线，且存在双向反馈机制^[7]。

1.2 碳排放时空格局研究

碳排放时空格局的研究旨在从空间视域动态捕捉碳排放的变化发展规律，并能因地制宜发展低碳经济，合理布局空间结构，科学有序推进碳达峰碳中和。现有研究通常将以国家、省域、市域作为划分单位，以针对性的分析。对地观测技术的发展为人类从太空观测地球空间信息变化提供了重要手段。国外有结合基尼系数、洛伦兹曲线分析各国碳排放分配问题^[8]；国内有研究采用泰尔系数及空间自相关分析城市居民生活能耗碳排放的时空演变规律^[9]。还有不少学者引入收敛理论并基于核密度估计方法来分析碳排放绩效的演进^[10,11]，或尝试引入马尔科夫状态转移概率矩阵，反映碳排放强度的动态趋势^[12]。

1.3 碳排放影响因素研究

研究碳排放影响因素是评估环境效应、明确减排路径、制定减排目标的基础。Ehrlich 等^[13]建立了反映人口规模对环境压力影响的 IPAT 方程，得出碳排放受人口规模、经济发展水平和科技进步所驱动。在该理论指导下的研究方法有指数分解法、结构分解法^[14,15,16]和计量分析法(如 STIRPAT 模型)。Kaya^[17]提出将碳排放的驱动力分解为人口、人均 GDP、能源强度和单位能耗碳排放量，即 Kaya 恒等式。在 IPAT 方程和 Kaya 恒等式的基础上，Dietz 等^[18]建立了 STIRPAT 模型，引入指数来分析人口对环境的非比例影响。现有研究越来越多地采用 STIRPAT 模型^[19]，并引出通过控制人口增速，进行产业结构优化和能源结构调整来实现减排。

现有研究为本文提供了理论、思路与方法借鉴，考虑到浙江县域发展水平和资源禀赋的不平衡，对碳排放研究更多体现在碳排放空间格局的动态演化上。县域碳排放与周边县域社会经济发展水平或将密切相关，并在不同阶段具有不同的碳排放特征。因此，本文针对浙江省县域碳排放的空间相关性，检验县域碳排放的空间依赖性和空间集聚性，在此基础上，对浙江省 2014~2020 年县域碳排放量影响因素进行分析。

2 研究方法与数据来源

2.1 研究方法

本文着重县域碳排放空间格局的反映和影响因素的分析。在空间格局反映方面，首先是构建空间权重矩阵，其次是采用 Moran'

I 指数进行空间自相关分析；而在影响因素分析方面，本文选用 STIRPAT 模型，采用空间计量模型方法从社会、经济、产业结构、教育水平、固定资产投资等角度对县域碳排放影响因素进行研究。

2.1.1 构建空间权重矩阵

本研究定义如下一个二元对称空间矩阵，以表达 n 个位置的县域邻接关系。其中，主对角上的元素均为零，且该矩阵已经过标准化处理。现有文献中的空间权重矩阵一般根据地理指标或经济指标而设置，主要包括邻接矩阵、空间距离矩阵以及经济权重矩阵。本文选用邻接矩阵进行分析，当县域 i 和县域 j 不相邻时， $W_{ij}=0$ ；当县域 i 和县域 j 相邻时， $W_{ij}=1$ 。

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \dots & w_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{n1} & w_{n2} & \dots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

$$W_{ij} = W_{ji}, \quad W_{ii} = 0 \quad (1)$$

2.1.2 空间自相关分析

空间自相关分析既可以揭示碳排放在县域的结构形态，也可以检验相邻县域之间的碳排放关联，即是否存在空间集聚性。空间自相关包括全局空间自相关和局部空间自相关两部分。其中，全局空间自相关概括了在浙江省范围内各县域碳排放的空间依赖程度，常用 Moran' s I 作为测度指标；局部空间自相关描述一个县域与其邻域的相似程度，表示每个局部单元服从全局总趋势的程度(包括方向和量级)，并反映空间异质性，常用 Local Moran' s I 来反映。

浙江县域碳排放 Moran' s I 指数计算公式如下：

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n w_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

式中：I 为 Moran' s I 指数，I 大于 0 表示正相关，代表相邻县域之间的碳排放有集聚性，I 小于 0 表示负相关。n 为浙江省县域总数； x_i 和 x_j 分别为县域 i 和县域 j 的碳排放量； \bar{x} 为县域所在城市碳排放的均值； W_{ij} 为空间权重矩阵。

此处采用标准化 Z 值来检验全局 Moran' s I 指数的显著性水平：

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \quad (3)$$

式中：E(I)和VAR(I)分别表示Moran' s I指数的期望值与方差。

浙江省县域碳排放的Local Moran' s I指数计算公式如下：

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{s^2} \sum_{i \neq j}^n W_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (4)$$

式中：S² 是各县域碳排放的方差。

2.1.3 空间计量模型

在空间经济计量模型中，通过变量的空间滞后因子将空间相关性设定为变量的空间自相关形式，并根据观测值空间相关性的不同分为空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)和空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。

空间滞后模型是在模型中设置因变量空间自相关项，本文用于研究浙江省某县的碳排放不仅与本县的社会经济结构与资源禀赋有关，还受其邻近县域碳排放的溢出影响。具体形式：

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (5)$$

式中：y为因变量；X为n×k阶自变量矩阵；ε为随机误差项参数向量；W为空间权重矩阵，反映县域碳排放的空间趋势；Wy代表县域碳排放的空间变量；ρ为相邻县域碳排放的共同作用对某县自身碳排放的影响系数，主要反映碳排放量的空间相关性，当ρ大于零时，表明相邻县域的相互作用表现为溢出效应。

空间误差模型是对模型中的误差项设置空间自相关项的回归模型，以误差项的空间相关关系来体现县域之间碳排放的相互关系。该模型不仅考虑了县域之间碳排放的空间相关性，而且考虑了县域之间其他影响碳排放的因素所具有的空间相关性，并通过不同地区的空间协方差来反映误差。具体形式：

$$y = X \beta + \mu, \quad \mu = \lambda W \mu + \varepsilon \quad (6)$$

除(5)式中共同变量之外，(6)式中Wμ为随机误差项的空间变量，λ反映回归残差之间的空间相关性。

在空间计量模型理论上，本文的分析设定模型选用IPAT模型的扩展形式STIRPAT模型。IPAT(Impact, Population, Affluence, Technology)模型最初由Ehrlich和Holdren(1971)提出，用于分析人类发展与环境问题之间的因果关系。基于IPAT模型而衍生出的STIRPAT模型，进一步将环境污染影响因素分为人口、经济、技术等。本研究选取变量包括：碳排放量(C)、人

均国内生产总值 (PcGDP)、产业结构 (Is)、人口规模 (Pop)、规模以上工业企业个数 (Ent)、居民受教育程度 (Edu)、居民储蓄存款余额 (Sav)、单位面积农产品产值 (Out)、固定资产投资 (Fix)、城镇化率 (Urb)、社会消费品零售总额 (Tre)、城乡居民人均可支配收入 (Updi), 由此构建的空间滞后 STIRPAT 模型设置为:

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & \rho W \ln C_{it} + \beta_1 \ln PcGDP_{it} + \beta_2 \ln Is_{it} + \\ & \beta_3 \ln Pop_{it} + \beta_4 \ln Ent_{it} + \beta_5 \ln Edu_{it} + \\ & \beta_6 \ln Sav_{it} + \beta_7 \ln Out_{it} + \beta_8 \ln Fix_{it} + \\ & \beta_9 \ln Urb_{it} + \beta_{10} \ln Tre_{it} + \beta_{11} \ln Upid_{it} + \\ & \xi \end{aligned} \quad (7)$$

空间误差 STIRPAT 模型设置为:

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & \beta_1 \ln PcGDP_{it} + \beta_2 \ln Is_{it} + \beta_3 \ln Pop_{it} + \\ & \beta_4 \ln Ent_{it} + \beta_5 \ln Edu_{it} + \beta_6 \ln Sav_{it} + \\ & \beta_7 \ln Out_{it} + \beta_8 \ln Fix_{it} + \beta_9 \ln Urb_{it} + \\ & \beta_{10} \ln Tre_{it} + \beta_{11} \ln Upid_{it} + \xi_{it} \\ \xi_{it} = & \lambda W \xi_{it} + \varphi_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

式 (7) 和式 (8) 中各变量及参数含义与前文相同, ρ 为空间回归系数, λ 为空间误差系数, 从不同视角来反映县域碳排放之间的空间依赖性; $W \ln C_{it}$ 代表空间滞后因变量, 体现了空间距离对县域之间碳排放的影响程度。

2.2 数据来源

鉴于 2014 年出台了《浙江省应对气候变化规划(2013-2020)》, 形成强有力的“顶层设计”, 以及受限于县级区划调整, 本文以 2014~2020 年浙江省各地县域为研究对象, 也从一个侧面检验浙江省应对气候变化规划的实施成效。研究共计 62 个研究单元, 样本容量 434 个。县域碳排放核算范围包括 CO₂、CH₄、N₂O 3 种, 采用 Chen 等 2 发表的测算结果, 将温室气体排放量换算为 CO₂ 当量 (t), 作为县域碳排放代理变量, 并对 2018~2020 年未公布二氧化碳排放量通过线性外推的方式补齐。过去因方法和数据限制, 大多数有关中国碳排放测算只关注国家、省或市层面。Chen 等采用粒子群优化一反向传播算法, 统一了不同卫星图像的尺度, 估算出中国 2 735 个县的 CO₂ 排放量, 该论文所形成的开源数据库补充了现有数据缺口, 被引用 69 次, 特别是被研究县域碳排放问题的学者所用, 并公开发表论文。

体现浙江省各县域社会经济数据中, 单位面积农产品产值来自于浙江统计年鉴及浙江省各县区统计年鉴, 固定资产投资和城镇化率来自于国民经济和社会发展统计公报, 其他诸如人均国内生产总值、人口数量、城乡居民人均可支配收入等均来自于浙江统计年鉴。个别缺失数据或统计口径不一等还进行了相应统计处理。

3 浙江省县域经济社会发展与碳排放变化特征

3.1 浙江省县域经济社会发展情况

基于 EKC 曲线以及经济发展与碳排放的脱钩理论，为研究县域碳排放的时空格局，有必要先掌握浙江省县域经济社会发展的基本情况。再根据 STIRPAT 理论模型，如下描述性统计的变量(表 1)也成为研究碳排放影响因素的重要自变量。

表 1 浙江省县域社会经济发展基本情况(2014~2020 年)

变量名称	具体指标及单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
人均国内生产总值 PcGDP	GDP/总人口(万元)	434	7.959	3.978	1.663	25.033
产业结构 Is	第二产业产值占地区总产值比重	434	0.458	0.093	0.139	0.665
人口数量 Pop	年末总人口(万人)	434	59.480	31.951	7.365	137.360
规模以上工业企业个数 Ent	规模以上工业企业个数(个)	434	517.581	431.182	9.000	1846
居民受教育程度 Edu	居民受教育人数(万人)	434	6.767	4.463	0.410	18.18
居民储蓄存款余额 Sav	居民储蓄存款余额(十亿元)	434	42.023	38.549	2.295	230.504
单位面积农产品产值 Out	总产值/农产品播种面积(万/公顷)	434	6.823	2.562	0.589	15.031
固定资产投资 Fix	固定资产投资(十亿元)	434	31.433	25.555	0.914	148.001
城镇化率 Urb	城镇人口占总人口的比重(%)	434	20.029	9.995	3.010	42.070
社会消费品零售总额 Trs	社会消费品零售总额(十亿元)	434	20.965	18.325	1.048	97.31
城乡居民人均可支配收入 Updi	城乡居民人均可支配收入(万元)	434	4.677	1.118	2.453	8.014

浙江省 2014~2020 年县域人均 GDP 的均值为 7.959 万元，县域之间差距较大，人均 GDP 最低的县为 1.663 万元，最高的县为 25.033 万元。衢州、丽水两个设区市所属辖区均为欠发达县域。实际上，依照人均 GDP 来划分，浙江省 26 个相对欠发达山区县及海岛县的经济水平已超过同期全国县域经济发展平均水平。部分欠发达县经济总量、财政收入等甚至已超过西部省区地级市。由于这些县域发展目标与功能定位指向生态保护和居民增收，对碳排放也起到相对遏制的作用。

县域第二产业增加值占地区总产值的比重平均为 45.8%，二产占比最高的县达到 66.5%，二产占比最低的县为 13.9%。从全省温室气体排放源来看，工业生产过程温室气体排放约占同期各行业温室气体排放总量的 13%。而从县域经济发展来看，第二产业无论产值贡献还是在解决就业、科技创新等方面均发挥着关键作用。2020 年浙江省已有包括慈溪、诸暨、海宁等在内的 10 个县域的工业企业主营业务收入超过千亿元。五金、皮革、电器、机电、珍珠、木业等第二产业在县域的发展也带动了颇具浙江特色的经济腾飞现象的出现。

不同县域人口规模平均为 59.480 万人，规模以上工业企业个数平均为 517 个，居民受教育人数平均 6.767 万人，居民储蓄存款余额平均 420.23 亿元，固定资产投资 314.33 亿元，社会消费品零售总额 209.65 亿元，城镇化率 20%，城乡居民人均可支配收入 46770 元。以上县域社会人口和经济发展基本情况不仅揭示出浙江省县域发展综合实力，同时也表现出较强的县域差异，

隐含着县域发展中的产品贸易、产业联动、人口流动，或将对县域碳排放产生空间溢出效应。

3.2 浙江县域碳排放变化趋势

2014~2020年间，浙江省62个县域碳排放总量年均2.919万t，约占全国同期年均碳排放总量的3.3%。碳排放总量波动且总体呈增长趋势，这与全国碳排放总量变化趋势大体相同。



图1 浙江省县域碳排放总量及年增长率(2014~2020年)

Fig. 1 Total and annual growth rate of the county carbon emissions in Zhejiang Province (2014–2020)

基于县域碳排放总量与分布，采用自然断点分级法，将2014~2020年浙江县域按照年碳排放量分为5个等级(图2):第一个等级为100万t以下县域，普遍人口较少，人均GDP相对较低；第二等级为100~200万t的县域；第三等级200~500万t的县域，第四等级为500~1000万t的县域，大部分县域的年碳排放水平集中在三、四等级；第五等级为1000万t以上的县域，一般人口较多，且常年位居中国县域经济百强榜，具有较高的一般公共预算收入、工业化水平以及投资、消费能力。由此初步展现出县域碳排放与人类生产生活之间的相关性，以及EKC拐点在浙江省县域层面尚未达到的现实。

全省碳排放空间分别呈现东北高、西南低的态势。从不同年份比较来看，县域所属等级基本稳定，但松阳、云和、遂昌等西南县域碳排放表现出上升趋势，观测期从第一等级跃迁至第二等级，可能受与周边更高碳排放县域之间的经济协同发展的影响。高碳排放区主要集中在杭嘉湖平原地区和东部沿海地区；而龙游、磐安、景宁等西南多数山区县则碳排放属于第一等级，这些山区县不仅碳排放低，还有丰富的森林资源和较高的碳储量，未来发展特色生态产业或将成为其通往低碳经济的重要路径。

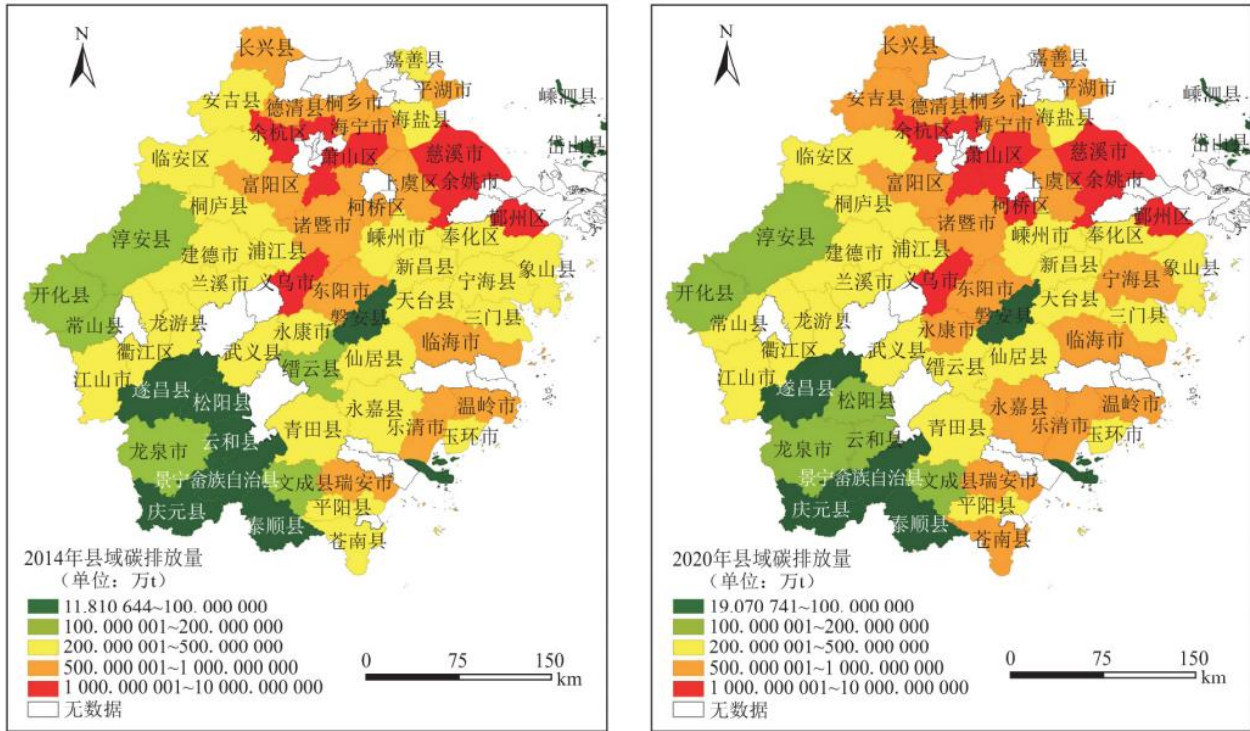


图2 浙江省县域碳排放分级情况(2014、2020年)

Fig. 2 County carbon-emission classifications in Zhejiang Province (2014 and 2020)

3.3 浙江省县域碳排放时空格局

浙江省县域资源禀赋差异和产业组织网络使得县域分工所获取的协同效应和规模效应逐步显现，并在更大地域尺度上实现要素资源优化配置，不仅为区域协调发展释放了更大空间，且县域碳排放之间也表现出较高的集聚效应。本研究观测的浙江省62个县并非相互独立的研究单元，必须考虑县域之间碳排放的时空效应以贴近现实。为此，本文通过构建0~1空间权重矩阵，对县域碳排放空间自相关性进行分析。

表2报告了浙江省2014~2020年逐年县域碳排放量Moran's I指数和Z值，从中可以得出，在研究期内，浙江省县域碳排放Moran's I指数在95%的置信区间内显著，且值大于0，表明浙江省县域碳排放具有显著的空间正相关性，受到其邻近县域碳排放量的影响，并非随机分布，而具有空间集聚特征。从时间序列来看，Moran's I指数年际波动不大，表明空间集聚态势相对稳定。

表2 浙江省县域碳排放量Moran's I指数和Z值(2014~2020年)

年份	Moran's I 指数	z 得分	p 值
2014	0.399	4.461	0.000
2015	0.390	4.365	0.000
2016	0.379	4.257	0.000
2017	0.369	4.164	0.000

2018	0.397	4.441	0.000
2019	0.382	4.292	0.000
2020	0.380	4.277	0.000

由于全局空间自相关只能反映全省县域碳排放是否存在空间集聚，不能确定具体的集聚位置，因此本文对2014~2020年的县域碳排放数据又进行了局部空间自相关检验，通过Local Moran's I指数散点图(图3)和LISA集聚图(图4)对浙江县域碳排放的空间集聚特征进行展示。

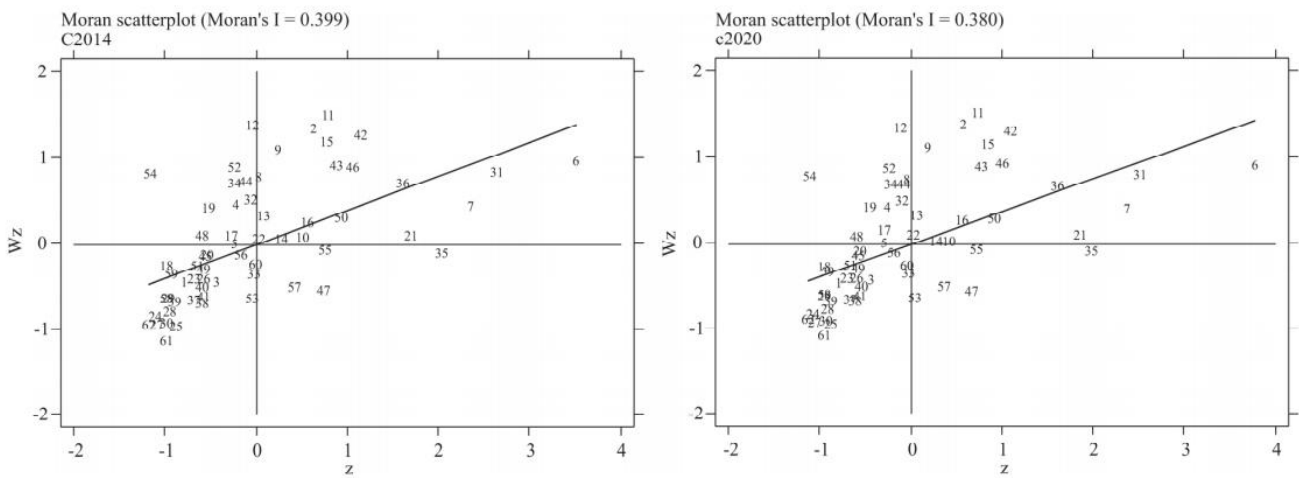


图3 浙江省县域碳排放 Local Moran's I 指数散点图(2014、2020年)

Fig. 3 Scatter diagram of Local Moran's I index of county carbon emissions in Zhejiang Province (2014 and 2020)

在图3中，第一象限表示H-H(高-高)正空间相关，即本县域与邻近县域的碳排放量均较大，存在空间扩散或溢出效应，二者之间空间差异趋于缩小；第二象限表示L-H(低-高)负空间相关，即本县域的碳排放量较低，而邻近县域的碳排放量较高；第三象限表示L-L(低-低)正空间相关，即本县域与邻近县域的碳排放量均较低；第四象限表示H-L(高-低)空间相关，即本县域的碳排放量较高，邻近县域的碳排放量较低。Local Moran's I指数主要集中在一、三象限。比较2014年与2020年发现，各象限的县级单位数近乎不变。县域碳排放存在局部空间正相关且具有相对稳定的碳排放时空格局，由此也验证了Karl Gunnar Myrdal所提出的极化效应，由县域经济活动和经济要素的极化形成碳排放在地上的极化，从而获得各种集聚经济，即规模经济。规模经济反过来又增强了增长极的极化效应，加速其增长速度和扩大其吸引范围。

图4为LISA(Local Indicators of Spatial Association)集聚图，更直观地刻画各县域碳排放与其邻近县域碳排放的集聚关系。由于观测期各年县域碳排放集聚关系变化并不突出，本文仅报告2016、2020年县域碳排放空间格局。2016年，碳排放呈显著空间正相关的县区为13个，其中高-高集聚类型6个，低-低集聚类型6个，低-高集聚类型1个；2020年，碳排放呈显著空间正相关的县区为11个，其中高-高集聚类型5个，低-低集聚类型5个，低-高集聚类型1个。从具体空间位置来看，2014~2018年高-高集聚类型主要分布在德清县、海宁县、萧山区、柯桥区、余姚市，多数属于“十三五”期间杭州都市圈一体化发展区域带，在交通、产业、民生等不同领域加快融杭步伐，同时，上述县域之间的碳排放均有所增长，呈显著正相关。低-低集聚类型主要分布在丽水市的松阳县、龙泉县、云和县、景宁县、泰顺县和舟山市的岱山县，均属于浙江省山区26县，是浙江省发展相对薄弱的地区，却具有较高的资源生态优势，在“山海协作”“共同富裕”的背景下，未来通过不同集聚类型地区之间资源互补与优势合作，有望实现绿色发展、生态富民和科学发展。海盐县因自身碳排放量较小，又处在高碳排放区的周边，与周边

县区形成了低-高集聚模式。2019 年低-低集聚类型、低-高集聚类型的地区保持不变，余杭区由不显著类型转化为高-高集聚类型。2020 年，低-低集聚类型和低-高集聚类型的地区保持不变，余杭区从低-高集聚类型转为不显著类型。

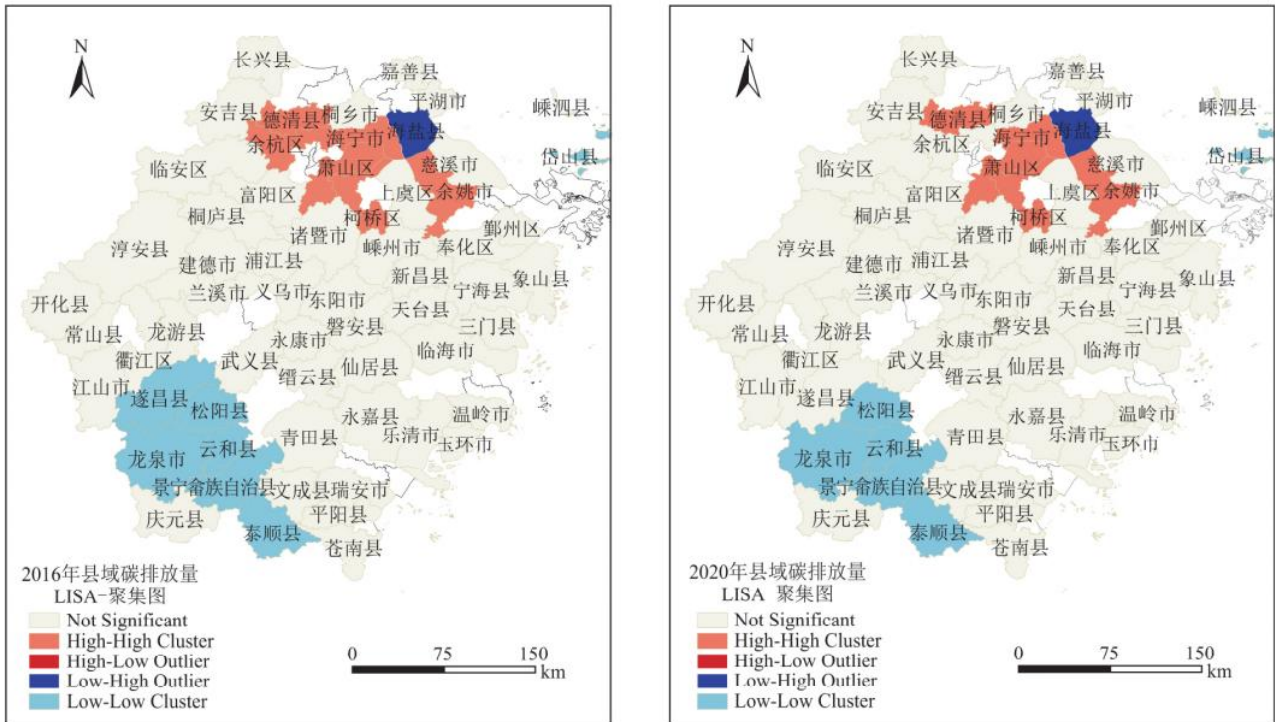


图 4 浙江省县域碳排放 LISA 聚集图 (2016、2020 年)

Fig. 4 LISA aggregation diagram of county carbon emissions in Zhejiang Province (2016 and 2020)

4 浙江省县域碳排放的影响因素

4.1 模型检验

通过分析 2014~2020 年浙江省县域碳排放时空格局得出，浙江省县域碳排放存在显著的正向自相关且极化效应突出。因此，在采用 STIRPAT 模型分析县域碳排放影响因素时，有必要纳入空间因素。此外，还需进一步检验浙江省县域碳排放的空间相关性是与滞后项有关还是与误差项有关，以决定模型应采用 SLM 还是 SEM。

本文参考 Anselin 等^[20]提出有关模型共同检验的方法，结果显示如表 3：先进行 LM 检验，其中，LMLAG 与 LMEER 在 1% 的显著性水平下都通过了显著性检验，且 LMLAG 比 LMEER 的统计值更大；进一步的稳健 LM 检验显示，R-LMEER 检验结果在 1% 的显著性水平下通过检验，但 R-LMLAG 不显著。通过检验得出，后续分析模型应选择 SEM。此外，通过 Hausman 检验的 P 值为 0.000 0，拒绝了原假设，认为随机效应模型的基本假设得不到满足，因此，本文应采用固定效应模型。

表 3 LM 检验结果

原假设	检验方法	统计值	P 值
不存在空间滞后	LMLAG	4.427	0.035

	R-LMLAG	0.002	0.962
不存在空间误差	LMERR	46.454	0.000
	R-LMERR	42.030	0.000

4.2 模型结果

表4分别报告了空间固定效应、时间固定效应以及时空固定效应下的实证结果。空间固定效应模型和时间固定效应模型的F统计量检验判别都拒绝了时空固定效应，结合短面板数据特征，最终选择空间固定效应模型结果进行分析。

结果显示，人均国内生产总值、人口数量、居民受教育程度、居民储蓄存款余额、固定资产投资、城镇化率、社会消费品零售总额、城乡居民人均可支配收入均通过了1%的显著性水平且系数为正。空间系数 λ 的估计值为0.324，说明县域碳排放存在显著的空间依赖性。浙江省县域总体在2014~2020年间尚未达到碳排放的拐点。在其他变量保持不变的情况下，县域人均GDP每增长1%，使得县域碳排放总量增加2.866%；县域人口每增长1%，碳排放总量则增加3.316%；城乡居民人均可支配收入每提升1%，县域碳排放则增加5.478%，这一系列结果验证了存在县域空间溢出效应下的经济、人口、收入与碳排放之间的耦合关系。

第二产业占比与碳排放呈显著负相关，县域第二产业占比每提高1%，使得碳排放下降3.884%，这一结果与预期有所不同。有研究已证实，尽管从全国来看，2011~2018年第二产业碳排放量在总体碳排放量中占70%左右，但是第三产业逐渐成为碳排放增量的主要“贡献者”，从2011~2018年居民生活、交通运输、仓储和邮政业等第三产业的碳排放量增长均超过了45%。这一点从居民受教育程度、居民储蓄存款余额、固定资产投资、城镇化率、社会消费品零售总额与碳排放之间的显著正相关也可见一斑。此外，县域规模以上工业企业个数和单位面积农产品产值对碳排放不存在显著影响。这两个变量分别刻画工业发展规模与农业生产效率，但尚未在县域层面证明产业规模化发展与科技创新所带来的绿色增长效应。

表4 空间误差 STIRPAT 模型实证结果

变量	时间固定效应	P 值	z 值	空间固定效应	P 值	z 值	时空固定效应	P 值	z 值
LnPcGDP	0.111	0.439	0.77	2.866***	0	6.33	0.058	0.677	0.42
lnIs	0.793**	0.003	3.02	-3.884***	0	-8.08	0.462	0.082	1.74
lnPop	3.756***	0	4.95	3.316***	0	3.75	4.443***	0	5.87
lnEnt	-0.412***	0.009	-2.63	0.118	0.644	0.46	-0.434***	0.005	-2.87
lnEdu	0.229	0.906	-0.12	1.329***	0.007	2.71	0.076	0.763	0.3
lnSav	-0.233*	0.053	-1.94	1.941***	0	6.11	-0.458***	0	-3.73
lnOut	0.279***	0.001	3.34	-0.073	0.738	0.33	0.213**	0.01	2.56
lnFix	0.076	0.266	1.11	1.055***	0	4.5	0.061	0.382	0.87
lnUrb	2.225**	0.038	2.08	2.840***	0	3.62	1.604	0.133	1.5

lnTrs	0.069	0.197	1.29	0.719***	0.001	3.23	0.073	0.171	1.37
lnUpdi	1.204***	0.001	3.45	5.478***	0	5.14	0.466	0.295	1.05
Spatial λ	0.716***	0	20.12	0.324***	0	4.89	0.564***	0	12.8
Variance	0.102	0	13.81	2.555	0	14.45	0.096	0	14.13
R2	0.3821			0.1117			0.0151		
Log L	-161.2128			-826.1357			-129.2203		

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

5 研究结论与政策启示

本文以浙江省县域为研究单元，以碳排放总量为测度指标，研究县域碳排放的时空间格局演化特征，构造空间固定效应模型分析其主要影响因素，得出以下结论：

(1)从时间上看，浙江省 62 个县域 2014~2020 年期间碳排放总量在 2.597 至 3.266 亿 t 之间波动。从空间来看，年碳排放量在 100 万吨以下县域普遍人口少、经济发展水平相对落后；而年排放量在 1 000 万 t 以上的县域一般人口较多、经济发展水平相对较高。县域碳排放与人类生产生活密切相关，浙江省县域层面尚未达到 EKC 拐点。

(2)浙江省县域碳排放总量存在较强的空间自相关性，县级尺度上形成了以高一高集聚和低一低集聚为主的碳排放空间分布格局。高一高集聚类型主要集中在浙江省东北部地区，低一低集聚类型则主要集中在浙江省西南部地区，虽然个别区县的集聚类型在时序上有所波动，但这一总体空间格局从不同年份比较来看基本稳定。

(3)单个县域碳排放受相邻县域碳排放的正向影响，且县域之间其他影响碳排放的因素也具有空间相关性。在其他影响县域碳排放的因素中，县域人均 GDP 与碳排放尚未呈现“脱钩”关系，但二产占比的提高却有助于碳排放的下降，产业规模化发展与科技创新所带来的低碳效应尚未显现，其他因素诸如居民受教育程度、居民储蓄存款余额、固定资产投资、城镇化率、社会消费品零售总额、城乡居民人均可支配收入等均对县域碳排放产生积极影响。因此，浙江省县域碳排放空间依赖性强，碳减排工作依然面临较大的压力。

基于上述分析，本研究得出如下政策启示：

(1)县域高质量发展是以经济、社会、生态、环境的协调发展为引领，并作为实现全省高质量发展重要基础。政府应关注省内东北部高碳排放县域的减排潜力与碳排放互动关系，西南地区县域低排放的特征和演变规律，并据此制定县域层面的碳达峰和碳中和行动方案，研究跨县域的生态环境综合治理举措与产城人的空间规划布局。

(2)随着居民受教育程度的提高、城镇化率的提升，除县域产业协作、资源互补、共同治理之外，还应通过制度创新来鼓励县域生产、消费与投资体系的绿色转型，结合县域生态资源优势，通过碳信用、环境税、绿色补贴等政策工具，逐渐引导形成低碳生产生活方式，构建环境友好型和资源节约型的县域开放系统，进一步释放出县域产业规模化发展与科技创新的生态红利。

参考文献

-
- [1] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic growth and the environment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2):353-377.
- [2] FOCACCI A. Empirical evidence in the analysis of the environmental and energy policies of a series of industrialised nations, during the period 1960-1997, using widely employed macroeconomic indicators[J]. *Energy Policy*, 2003, 31(4):333-352.
- [3] CANAS Â, FERRÃO P, CONCEIÇÃO P. A new environmental Kuznets curve? Relationship between direct material input and income per capita: Evidence from industrialised countries[J]. *Ecological Economics*, 2003, 46(2):217-229.
- [4] ZHANG H, JIN G, ZHANG Z. Coupling system of carbon emission and social economy: A review[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 167:120730.
- [5] 宋旭, 贾俊松, 陈春谔, 等. 江西省能耗碳排放时空特征、脱钩关系及其驱动因素[J]. *生态学报*, 2020, 40(20):7451-7463. SONG X, JIA J S, CHEN C D, et al. Spatio-temporal characteristics, decoupling relation and its driving factors of the carbon emission from energy consumption in underdeveloped Jiangxi Province[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2020, 40(20):7451-7463.
- [6] 厉以宁, 朱善利, 罗来军, 等. 低碳发展作为宏观经济目标的理论探讨——基于中国情形[J]. *管理世界*, 2017(6):1-8. LI Y N, ZHU S L, LUO L J, et al. Theoretical discussion on low-carbon development as macro-economic goal—Based on the situation in China[J]. *Management World*, 2017(6):1-8.
- [7] 包群, 彭水军. 经济增长与环境污染: 基于面板数据的联立方程估计[J]. *世界经济*, 2006, 29(11):48-58. BAO Q, PENG S J. Economic growth and environmental pollution: Simultaneous equation estimation based on panel data[J]. *The Journal of World Economy*, 2006, 29(11):48-58.
- [8] GROOT L. Carbon Lorenz curves[J]. *Resource and Energy Economics*, 2010, 32(1):45-64.
- [9] 万文玉, 赵雪雁, 王伟军, 等. 我国农村居民生活能源碳排放的时空特征分析[J]. *生态学报*, 2017, 37(19):6390-6401. WAN W Y, ZHAO X Y, WANG W J, et al. Analysis of spatio-temporal patterns of carbon emission from energy consumption by rural residents in China[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2017, 37(19):6390-6401.
- [10] 马大来, 陈仲常, 王玲. 中国省际碳排放效率的空间计量[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(1):67-77. MA D L, CHEN Z C, WANG L. Spatial econometrics research on inter-provincial carbon emissions efficiency in China[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(1):67-77.
- [11] 赵巧芝, 闫庆友, 赵海燕. 中国省域碳排放的空间特征及影响因素[J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2018, 20(1):9-16. ZHAO Q Z, YAN Q Y, ZHAO H R. Research on spatial characteristics and influencing factors of provincial carbon emissions in China[J]. *Journal of Beijing Institute of Technology (Social Sciences Edition)*, 2018, 20(1):9-16.
- [12] 赵桂梅, 陈丽珍, 孙立成, 等. 空间分异视角下中国碳排放强度的 Markov 稳态预测[J]. *科技管理研究*, 2017, 37(22):228-233. ZHAO G M, CHEN L Z, SUN L C, et al. Markov steady state prediction of carbon emission intensity

in China based on the perspective of spatial differentiation[J]. Science and Technology Management Research, 2017, 37(22):228-233.

[13] EHRlich P R, HOLDREN J P. Impact of population growth[J]. Science, 1971, 171(3977):1212-1217.

[14] 王瑛, 何艳芬. 中国省域二氧化碳排放的时空格局及影响因素[J]. 世界地理研究, 2020, 29(3):512-522. WANG Y, HE Y F. Spatiotemporal dynamics and influencing factors of provincial carbon emissions in China[J]. World Regional Studies, 2020, 29(3):512-522.

[15] 颜艳梅, 王铮, 吴乐英, 等. 中国碳排放强度影响因素对区域差异的作用分析[J]. 环境科学学报, 2016, 36(9):3436-3444. YAN Y M, WANG Z, WU L Y, et al. Analysis of the determinants of carbon emission intensity on regional differences[J]. Acta Scientiae Circumstantiae, 2016, 36(9):3436-3444.

[16] 许广月. 我国碳排放影响因素及其区域比较研究: 基于省域面板数据[J]. 财经论丛, 2011(2):14-18. XU G Y. China's carbon emission factors and regional comparative studies: Based on provincial panel data[J]. Collected Essays on Finance and Economics, 2011(2):14-18.

[17] KAYA Y. Impact of carbon dioxide emission control on GNP growth: Interpretation of proposed scenarios[R]. Paris: Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), 1989

[18] DIETZ T, ROSA E A. Effects of population and affluence on CO₂ emissions[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 1997, 94(1):175-179.

[19] 魏丹青, 黄炜, 曹植. 省域碳排放影响因素分析及减碳机制探讨——以浙江省为例[J]. 生态经济, 2017, 33(12):14-18. WEI D Q, HUANG W, CAO Z. Influencing factors and reduction mechanism of carbon emissions in the provincial range: A case study of Zhejiang Province[J]. Ecological Economy, 2017, 33(12):14-18.

[20] ANSELIN L, MORENO R. Properties of tests for spatial error components[J]. Regional Science and Urban Economics, 2003, 33(5):595-618.

注释

① 赛迪工业和信息化研究院, 《2021 中国县域经济百强研究》, <https://www.ccidgroup.com/info/1105/33452.htm>, 2021-08-04.

② Chen, Jiandong; Gao, Ming; Cheng, Shulei; Hou, Wenxuan; Song, Malin; Liu, Xin; et al. (2020): County-level CO₂ emissions and sequestration in China. <https://doi.org/10.6084/m9.figshare.c.5136302.v2>

图中数值编码代表可观测的浙江省 62 个县域(研究单元), 囿于篇幅所限, 未能详细介绍, 对数值编码对应县域有需要的读者可向作者索取。

④ People's Republic of China, Second Biennial Update Report on Climate Change (December 2018) at p.16.