

DOI: 10.5846/stxb201707101242

舒心,夏楚瑜,李艳,童菊儿,史舟.长三角城市群碳排放与城市用地增长及形态的关系.生态学报,2018,38(17): - .

Shu X, Xia C Y, Li Y, Tong J E, Shi Z. Relationships between carbon emission, urban growth, and urban forms of urban agglomeration in the Yangtze River Delta. Acta Ecologica Sinica, 2018, 38(17): - .

长三角城市群碳排放与城市用地增长及形态的关系

舒 心¹, 夏楚瑜¹, 李 艳^{1,*}, 童菊儿¹, 史 舟²

1 浙江大学公共管理学院土地科学与不动产研究所, 杭州 310058

2 浙江大学环境与资源学院农业遥感与信息技术应用研究所, 杭州 310058

摘要:城市是一种重要的碳源,城市扩张过程中的用地面积增长和空间特征变化均会影响城市碳排放。分析了 1995—2015 年长三角城市群碳排放重心转移,查明了碳排放和城市用地增长的脱钩状态时空变化,并通过构建面板数据模型探究了城市形态对碳排放的影响,得出以下结论:(1) 1995—2015 年长三角城市群碳排放重心经历了西南向-西北向-东南向-西北向的转移过程,这种转移过程与其相应时期内部分城市的工业发展与产业结构调整有关;(2) 1995—2015 年,长三角城市群碳排放与城市用地增长的脱钩状态存在着显著的时空异质性。研究区由以扩张负脱钩为主变化为以弱脱钩为主,2005 年以后,区域之间的脱钩差异开始缩小,总体来看研究区脱钩状态趋向于同质。至 2015 年,近 70%的城市已达到了脱钩,其中上海等城市实现了强脱钩;(3) 连续完整的地块在区域内的主导程度会对城市碳排放产生负向的影响,而城市用地斑块的破碎化程度和聚集程度对碳排放有着正向的影响,且相对而言,聚集程度的正向影响更为显著。

关键词:碳排放;城市用地增长;城市形态;面板数据模型;长三角城市群

Relationships between carbon emission, urban growth, and urban forms of urban agglomeration in the Yangtze River Delta

SHU Xin¹, XIA Chuyu¹, LI Yan^{1,*}, TONG Juer¹, SHI Zhou²

1 Institute of Land Science and Property, School of Public Affairs, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China

2 Institute of Agricultural Remote Sensing and Information Technology Application, College of Environmental and Resource Sciences, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China

Abstract: Cities are one of many carbon sources. According to the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) AR5, CO₂ emissions from fossil fuel combustion and industrial processes contributed about 78% to the total Green House Gas (GHG) emission increase between 1970—2010. Total annual anthropogenic GHG emissions have increased by about 10GtCO₂-eq between 2000—2010. The increase directly came from energy (47%), industry (30%), transport (11%), and building (3%) sectors, which mainly exist in cities. Urban expansion and urbanization can affect urban carbon emission. Studies show that there is a long-term and stable relationship between urbanization and carbon dioxide emissions. The relationships between urban carbon emissions and indicators, including urban development intensity, urban land use, and the industrial sector, are studied extensively. During urban expansion, the quantitative and spatial features of urban lands can both affect carbon emissions. Therefore, urban form was added to the possible factors influencing carbon emissions in this study, which may be different from previous research that has focused on the relationship between urban growth and carbon emissions. However, in some related research, when urban form has been added to the indicators, the objects were

基金项目:国家自然科学基金面上项目(41771244);国家留学基金(201706320200);中央高校基本科研业务费专项资金资助;浙江大学文科教师教学科研发展专项项目

收稿日期:2017-07-10; 网络出版日期:2018-00-00

* 通讯作者 Corresponding author. E-mail: liyan522@zju.edu.cn

residents or the transport sector, and they lacked quantitative indicators to verify the conclusions. The definition of “urban form” in this study was landscape pattern which was characterized by landscape metrics, and the study area consisted of 13 cities in the Yangtze River Delta. In this study, we analysed the shift of the gravity center from 1995—2015 for carbon emissions of the study area, and defined the decoupling index as well as analysing the temporal-spatial changes of the decoupling relationships between carbon emissions and urban growth in the study area. We also built panel data models to estimate the impact of urban forms on carbon emissions. Based on that, the conclusions are as follows: (1) The shift of the gravity center from 1995—2015 for carbon emissions of the study area was southwest-northwest-southeast-northwest. The shift may be related to the development of industry and change of industrial structure in some cities during this period. (2) There was a significant temporal-spatial heterogeneity in the decoupling relationships between carbon emissions and urban growth from 1995—2015. The leading decoupling relationship between carbon emissions and urban growth of the study area changed from expansive negative decoupling to weak decoupling from 1995—2015. The difference of decoupling relationships between cities narrowed after 2005 and the overall decoupling relationship of the study area became homogeneous. In 2015, almost 70% of cities reached the decoupling state and the decoupling states of Shanghai, Shaoxing, and Taizhou were strong. (3) Urban carbon emissions can be negatively influenced by the dominance of complete patches, and positively influenced by the degree of fragmentation and aggregation of urban patches. Carbon emissions can be more sensitive to the more aggregative distribution of the urban patches. This study analysed the relationship between carbon emissions and urban growth, as well as exploring how urban form can affect carbon emissions. The conclusions could provide scientific references for the policy making of low-carbon development strategies and land use and urban planning of urban agglomeration in the Yangtze River Delta.

Key Words: carbon emission; urban growth; urban form; panel data model; urban agglomeration in the Yangtze River Delta

2014 年联合国政府间气候变化委员会 (IPCC) 第 5 次评估报告 (AR5) 指出, 1970—2010 年化石燃料燃烧和工业过程的 CO₂ 排放量占温室气体总排放增量的 78%, 且 2000—2010 年, 年度人为温室气体排放总量增长了约 10GtCO₂-eq, 该增量直接源于能源 (47%)、工业 (30%) 等行业。城市扩张和城市化的过程会对城市碳排放产生重要的影响, 研究表明城市化与二氧化碳排放量之间存在着长期稳定的均衡关系^[1]。因此, 城市作为人口和经济活动最为密集的区域, 是碳排放的重要来源。

针对城市碳排放问题, 有学者从城市的发展^[2]、城市的土地利用^[3]、城市的某一行业 (如工业)^[4] 等不同角度研究了城市碳排放的特征与效应。在研究城市扩张与碳排放之间的关系时, 较多研究分析了城市用地的面积增长对碳排放总量、强度等的影响^[5-6], 而对城市某一空间特征对城市碳排放的影响关注较少, 相关研究的研究对象多为居民或家庭等微观个体, 针对的行业也为交通、建筑等城市中的某一部门^[7-9], 在宏观尺度上的研究较少, 且多是从城市土地利用模式、交通系统结构等方面来定性证明城市空间形态会对城市碳排放产生影响^[10], 缺乏某种定量指标直接表征城市用地的空间特征及其与城市碳排放的关系。

本研究以长三角城市群为研究区, 在分析城市用地面积与碳排放脱钩关系时空变化的基础上, 通过构建面板数据模型探究了城市形态对碳排放的影响及其程度。为了实现城市形态的定量化, 且使这种定量表征更为直观、统一, 同时考虑到数据的可获得性, 本研究中的城市形态指的是城市用地的景观格局特征, 用景观生态学中的景观格局指数表示。研究结果可为长三角城市群制定低碳城市发展战略、完善土地利用规划和城市规划提供一定的科学依据。

1 研究区、数据来源与研究方法

1.1 研究区与数据来源

国家发改委于 2016 年发布的《长江三角洲城市群发展规划》将长三角城市群描述为我国经济最具活力、

开放程度最高、创新能力最强、吸纳外来人口最多的区域之一。根据 2014 年的统计数据,长三角城市群的面积为 21.2 万 km^2 ,坐拥 15033 万人口,人均 GDP 高达 13737 美元/人,位居全国前列。一般意义上的长三角城市群包括上海、浙江、江苏、安徽四省共 26 市,本研究区选定了其中数据完备性较好的 13 个核心城市:常州、杭州、嘉兴、金华、南京、宁波、上海、绍兴、苏州、台州、温州、无锡和舟山,下文中的“长三角城市群”均指这 13 个城市。

本研究中的城市用地面积数据来源于中国科学院资源环境科学数据中心(<http://www.resdc.cn>)1995 年、2000 年、2005 年、2010 年和 2015 年共 5 期 Landsat TM/ETM 遥感影像解译数据。各景观格局指数是基于以上 5 期影像数据,经过一定的预处理后在 FRAGSTATS 软件中求得。其他社会经济数据来源于各省市历年统计年鉴、中国城市统计年鉴以及各市国民经济和社会发展统计公报等。

本研究所定义的城市碳排放总量是基于张妍等^[11]提出的城市碳代谢模型中的城市用地(urban land)、工业和交通用地(transportation and industrial land)的碳排放总量计算的,如表 1,城市用地上产生的碳排放来源于城市人类呼吸、城市生活消费、批发零售业和住宿餐饮业、建筑业。城市生活消费的碳排放以城市常住人口比例由各省分配到各市,批发零售业和住宿餐饮业、建筑业的碳排放以该行业 GDP 比例由各省分配到各市。由于统计数据难以精确到各地市,本研究中工业用地上产生的碳排放仅考虑工业部门能源消耗的直接碳排放,不考虑工业生产过程中的一些化学反应过程等所产生的碳排放,如水泥、石灰等原料的生产。以上相关数据从各省市历年统计年鉴、中国城市统计年鉴、中国能源统计年鉴和中国交通运输统计年鉴中获得。

表 1 碳排放核算目录表

Table 1 Accounting catalog of carbon emission

项目 Item	碳排放核算目录 Accounting catalog of carbon emission
城市用地 Urban land	批发零售业、住宿餐饮业、建筑业、城市生活消费、人类呼吸
交通用地 Transportation land	公路、铁路、水运
工业用地 Industrial land	采矿和制造业、邮政和电信服务业

城市生活消费和人类呼吸碳排放的计算公式为:

$$V_u = \sum E_i f_i + k_1 P \quad (1)$$

式中, V_u 为城市生活消费和人类呼吸的碳排放总量, E_i 为居民生活能耗(标准煤), f_i 为能源的碳排放系数, k_1 为人类呼吸的碳排放系数, P 为非农业人口。

工业生产的直接碳排放是根据 IPCC 推荐的能源碳排放系数估算法,将每种能源的消费量换算为标准煤量后乘以其对应的能源碳排放系数再加总而得,计算公式如下:

$$C = \sum E_i \times K_i \quad (2)$$

式中, C 为工业生产的碳排放总量, E_i 为第 i 种能源的消费量, K_i 为第 i 种能源的碳排放系数(表 2)。

表 2 能源碳排放系数表

Table 2 Carbon emission coefficients for energy

能源 Energy	标准煤换算系数 Conversion coefficient of standard coal	碳排放系数 Carbon emission coefficient	能源 Energy	标准煤换算系数 Conversion coefficient of standard coal	碳排放系数 Carbon emission coefficient
煤炭 Raw coal	0.7143	0.7559	焦炭 Coke	0.9714	0.8550
原油 Crude oil	1.4286	0.5857	汽油 Gasoline	1.4714	0.5538
煤油 Kerosene	1.4714	0.5714	柴油 Diesel oil	1.4571	0.5921
燃料油 Fuel oil	1.4286	0.6185	天然气 Natural gas	1.2143	0.4483
电力 Electricity	0.4040	0.7935			

表中系数来源于文献^[12]

交通活动碳排放的计算参考了林剑艺等^[13]在计算厦门市能源利用碳足迹时的处理,包括境内碳排放和跨界运输碳排放两个部分,计算公式为:

$$V_{\text{road}} = V_{\text{in}} + V_{\text{out}} = k_2 M_P + k_3 M_B + k_4 M_T + k_5 M_m + T_i F_i \quad (3)$$

$$V_w = T_w F_w \quad (4)$$

式中, V_{road} 为公路和铁路的交通碳排放总量, V_{in} 是境内交通碳排放, V_{out} 是跨界运输碳排放, M_P 、 M_B 、 M_T 和 M_m 分别是私人汽车、公共汽车、出租车和摩托车的总运行里程, 其中部分数据来源于相关文献^[14], k_2 、 k_3 、 k_4 和 k_5 为对应的碳排放系数。 T_i 表示第 i 种跨界运输(水运单独计算)的交通量, F_i 为该种运输的碳排放系数($i = 1, 2$)。 V_w 是内河运输交通碳排放, T_w 是港口始发吞吐量, F_w 是单位货物量的碳排放系数。

以上涉及的所有碳排放系数的值见表 3。

表 3 碳排放系数

Table 3 Carbon emission coefficients

项目 Item	名称 Name	系数 Coefficient	项目 Item	名称 Name	系数 Coefficient
k_1	人类呼吸/(kg a ⁻¹ 人 ⁻¹)	79	k_5	摩托车/(kg/100km)	6.7
k_2	私人汽车/(kg/100km)	22.3	F_1	公路客货运/(kg t ⁻¹ km ⁻¹)	0.0556
k_3	公共汽车/(kg/100km)	88.1	F_2	铁路客货运/(kg t ⁻¹ km ⁻¹)	0.0217
k_4	出租车/(kg/100km)	28.3	F_w	内河客货运/(t/10 t)	5.6

人类呼吸的碳排放系数来源于文献^[15], 各种车辆运输和公路、铁路运输的碳排放系数来源于文献^[16-17], 水路运输碳排放系数来源于文献^[18-19]

1.2 研究方法

1.2.1 碳排放重心的计算

碳排放重心的定义参考了人口重心的概念^[20], 类似地, 设某个单元的中心坐标为 (X_i, Y_i) , M_i 为该单元在某个属性意义下的“重量”, 则碳排放的重心坐标可以计算为:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n M_i X_i}{\sum_{i=1}^n M_i}, \bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n M_i Y_i}{\sum_{i=1}^n M_i} \quad (5)$$

式中, n 为城市总数, M_i 为第 i 个城市 1995—2015 年的碳排放总量。

1.2.2 脱钩分析

脱钩指的是经济增长与资源消耗或环境污染之间的联系的一种阻断^[21]。如果两者均处于增长状态, 但经济增长的速度大于环境污染的速度或者在经济增长的同时环境污染减少, 都可以被认为是一种脱钩状态(分别为相对脱钩和绝对脱钩)。OECD(经济合作与发展组织)、Tapio 等均提出了不同的脱钩指标构建方式, Tapio 脱钩指标是一种环境压力相对于经济驱动的弹性, 不受数据绝对值大小的影响, 能与我国提出的单位 GDP 减排目标对应, 因此适用于经济发展与碳排放关系的历史推演与碳减排的未来情景预测。根据脱钩指数(decoupling)所反映的关系, 可以将脱钩状态划分为以下 8 种类型^[22], 见表 4。

其中强脱钩为最佳脱钩状态, 即经济增长的同时, 对资源的消耗或对环境的污染随之减少, 而强负脱钩为最差脱钩状态, 此时经济增长与环境污染呈负相关, 经济衰退而环境进一步恶化, 其余状态介于二者之间。

本研究选取了 Tapio^[22]提出的基于增长弹性变化的脱钩状态分析模型来计算各城市碳排放与城市用地增长之间的脱钩指数, 并将其定义为某一时期内(1995—2000 年, 2000—2005 年, 2005—2010 年和 2010—2015 年)碳排放总量和城市用地面积变化量百分比的比值, 计算公式为:

$$D = \frac{\Delta C/C}{\Delta S/S} \quad (6)$$

表 4 脱钩状态划分^[22]

Table 4 States of decoupling by Tapio

状态	程度	环境压力	经济驱动	指数(D)
States	Degrees	Environment Pressure	Driving Factors	Decoupling
负脱钩 Negative decoupling	强负脱钩	>0	<0	<0
	扩张负脱钩	>0	>0	>1.2
	弱负脱钩	<0	<0	0<D<0.8
脱钩 Decoupling	强脱钩	<0	>0	<0
	弱脱钩	>0	>0	0<D<0.8
	衰退脱钩	<0	<0	>1.2
连结 Coupling	增长连结	>0	>0	0.8<D<1.2
	衰退连结	<0	<0	0.8<D<1.2

式中, D 为脱钩指数, ΔC 为某一时期(如1995—2000年)内的碳排放变化量, C 为初期(如1995年)碳排放总量, ΔS 为某一时期(如1995—2000年)内的城市用地面积变化量, S 为初期(如1995年)城市用地面积。

1.2.3 城市形态的表征

景观格局指数是高度浓缩的景观格局信息,是反映景观结构组成、空间配置特征的简单量化指标^[23]。城市扩张过程中出现的如斑块数量增加、斑块之间的连结度提高等城市形态变化可以用一定的景观格局指数来表征。从景观生态学的基本原理和结构出发,可以把景观格局指数分为描述景观要素的指数(如斑块的数目、面积等)和描述景观总体特征的指数(如优势度、蔓延度等)^[24]。FRAGSTATS软件可以从斑块水平指数、斑块类型水平指数和景观水平指数三个层次计算出数十种不同的景观格局指数。由于斑块水平上的景观格局指数能够反映的景观格局特征相对有限,且需兼顾描述景观要素和景观的总体特征,故本研究选取了最大斑块指数(Largest Patch Index)、斑块数(Number of Patches)、斑块类型面积(Total Class Area)、丛生度(Clumpiness Index)和斑块结合度(Patch Cohesion Index)5种景观格局指数作为城市形态的表征,它们的相关描述如表5所示。以上景观格局指数可以从优势景观类型及其主导程度、破碎化程度和聚集程度等不同角度综合反映城市扩张的景观格局特征。

表 5 景观格局指数相关描述

Table 5 Descriptions of landscape metrics

景观格局指数	缩写	描述
Landscape metrics	Abbreviation	Description
最大斑块指数 Largest Patch Index	LPI	景观中最大斑块的面积(m^2)除以景观总面积(m^2),再乘以100(转换成百分比)单位:%,取值范围: $0 < LPI \leq 100$ ^[23]
斑块数 Number of Patches	NP	景观中斑块的总数,取值范围: $NP \geq 1$,无上限 ^[23]
斑块类型面积 Total Class Area	CA	同种类型斑块的面积。单位: hm^2 ,取值范围: $CA > 0$,无上限
丛生度 Clumpiness Index	CLUMPY	能够反映斑块之间的聚集程度。单位:%,取值范围: $0 < CLUMPY \leq 100$
斑块结合度 Patch Cohesion Index	COHESION	可以衡量相应景观类型的自然连接性程度 ^[25] 单位:%,取值范围: $0 < COHESION \leq 100$

1.2.4 面板数据模型

面板数据是 N 个不同个体在 T 个时点关于变量 y 的值的二维数据,构建面板数据模型可以得到解释变量 x 对被解释变量 y 的影响回归估计,其一般形式为^[26]:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_{ki} x_{kit} + u_{it} \quad (7)$$

式中, $i = 1, 2, \dots, N$,表示 N 个个体; $t = 1, 2, \dots, T$,表示 T 个时点。 y_{it} 是个体 i 在 t 时的被解释变量的观测值; x_{kit} 是个体 i 在 t 时的第 k 个非随机解释变量的观测值; β_{ki} 为待估参数; u_{it} 为随机误差项。在实际研究中,为了

使解释变量对被解释变量的影响体现地更为直观,一般对等式两边取自然对数。

在确定模型的具体形式之前,首先需要检验数据的平稳性和协整性,这是模型进行回归估计的前提。平稳性检验和协整检验通过之后,需要对数据进行 Hausman 检验和 F 检验以确定模型的具体形式。Hausman 检验用于确定解释变量对被解释变量的影响方式,分为随机影响和固定影响。 F 检验用来确定模型属于变系数、变截距或系数不变模型中的一种。 F 检验的 H_1 和 H_2 假设分别为:

$$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \quad (8)$$

$$H_2: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

F 统计量的计算公式为:

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N - 1)k]}{S_1 / [NT - N(k + 1)]} \sim F[(N - 1)k, N(T - k - 1)] \quad (9)$$

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N - 1)(k + 1)]}{S_1 / [NT - N(k + 1)]} \sim F[(N - 1)(k + 1), N(T - k - 1)] \quad (10)$$

式中, S_1 、 S_2 、 S_3 分别为当模型为变系数、变截距和不变系数模型时对应的残差平方和, F 检验的判定规则为: 若接受假设 H_2 则为不变系数模型; 若拒绝假设 H_2 , 则检验假设 H_1 , 若接受假设 H_1 , 为变截距模型, 若拒绝假设 H_1 , 则为变系数模型。比较 F 统计量的值与所服从的 F 分布的临界值, 判定模型的具体形式。

2 结果与讨论

2.1 长三角城市群碳排放重心转移

1995—2015 年研究区碳排放重心转移情况如图 1 所示。总体而言, 碳排放重心向西南方向移动了 22.5 km, 其中向西移动了 16.79 km, 向南移动了 14.98 km。1995—2015 年碳排放重心经历了西南向-西北向-东南向-西北向的转移过程, 这种转移过程可能与相应时期内该转移方向上部分城市的工业发展和产业结构调整有关。分阶段来看, 1995—2000 年, 碳排放重心向西移动了 14.16 km, 向南移动了 7.12 km, 碳排放重心向西南方向转移。该时期内杭州工业发展迅速, 机械、电子、食品、纺织、化工、医药为工业增长的主要产业。2000 年, 杭州全市能源消费总量 1210.94 万 t 标准煤, 扣除生产二次能源投入量后, 综合能源消费量(净能耗)为 746.81 万 t 标准煤, 增长 7.3%, 万元产值综合能耗 0.456 t 标准煤, 节能率仅有 15.66%; 2000—2005 年, 碳排放重心向西移动了 15.78 km, 向北移动了 13.94 km, 碳排放重心向西北方向转移。这可能与该时期内无锡工业的快速增长有关, 2001—2004 年, 无锡重工业的增长率分别达到了 14.0%、19.4%、29.3%、36.2%; 2005—2010 年, 碳排放重心向东移动了 18.3 km, 向南移动了 32.74 km, 碳排放重心向东南方向转移, 且移动距离最大, 为 37.5 km。根据《2010 宁波能源利用报告》, 2010 年宁波市全社会综合能耗约 3536 万 t 标准煤, 比 2009 年增长 12.6%; 2010—2015 年, 碳排放重心向西移动了 5.15 km, 向北移动了 10.94 km, 碳排放重心向西北方向转移。这或许可以用浙江和江苏两省的产业结构调整来解



图 1 1995—2015 年研究区碳排放重心转移

Fig. 1 The shift of gravity center from 1995—2015 for carbon emissions in the study area

释,2010—2015年,浙江省三次产业增加值结构由2010年的5.0:51.9:43.1调整为2015年的4.3:45.9:49.8,而江苏省三次产业增加值结构由2010年的6.2:53.2:40.6调整为2015年的5.7:45.7:48.6,可以看出,第三产业比重增加与第二产业比重减少的比值,浙江省略高于江苏省,说明浙江省将高耗能产业转移到相对低耗能产业的部分较多。此外也有研究表明,2011—2014年浙江省碳排放总量呈现出减少的趋势,且年均减少1.24%^[27]。2010—2012年浙江省的生态综合价值稳步上升,碳排放强度作为评价生态综合价值的其中一项指标,对其影响较大^[28],故碳排放重心往江苏方向稍有转移。

总体而言,1995—2015年,长三角城市群的碳排放重心处于研究区北部,大致位于嘉兴市西部。除2000—2005年碳排放重心在东西和南北方向上的移动距离相当外,其余3个时期重心在东西或南北某一方向上移动的距离均为另一方向上的两倍左右,如2005—2010年,碳排放重心向南移动的距离约为向东移动的1.8倍。以上说明城市群内部各市之间的碳排放水平存在一定的差异,不同时期的碳排放贡献结构是不同的,且各阶段的结构变化较大。

2.2 碳排放与城市用地增长的脱钩状态变化

2.2.1 脱钩状态时间变化

表6给出了各时期城市用地面积和碳排放总量的变化量及对应的脱钩指数和脱钩状态。如表6所示,1995—2015年,研究区整体的脱钩结构由以扩张负脱钩为主变化为以弱脱钩为主,总体而言脱钩状态有所好转,即随着城市用地增长,碳排放总量虽然仍在上升,但上升的幅度有所减小。其中常州、上海、苏州、无锡4个城市脱钩状态的转变过程较为平稳,而较多城市出现了在扩张负脱钩、增长连结和弱脱钩等状态之间摇摆的现象,如杭州、金华、南京、绍兴、台州和温州,个别城市在某一时期内发生了脱钩状态的强烈“倒退”,如嘉兴在前两个阶段由强脱钩突变为扩张负脱钩,宁波1995—2000年原为扩张负脱钩,2000—2005年突变为强负脱钩,1995—2015年仅有舟山一直处于扩张负脱钩的状态。至2015年,已有9个城市的碳排放和城市用地增长之间达到了脱钩状态,占研究区全部城市的近70%,其中上海、绍兴和台州率先实现了强脱钩,即城市用地增加而碳排放总量减少,这意味着在环境改善的同时也实现了经济发展,是碳排放和城市用地增长之间关系最理想的状态。

表6 1995—2015年长三角城市群碳排放与城市用地增长脱钩指标值

Table 6 The decoupling value of carbon emission and urban growth of 13 cities from 1995—2015

城市 Cities	1995—2000				2000—2005				2005—2010				2010—2015			
	% ΔC	% ΔS	D	状态 State	% ΔC	% ΔS	D	状态 State	% ΔC	% ΔS	D	状态 State	% ΔC	% ΔS	D	状态 State
常州	0.38	-0.01	-37.11	强负脱钩	1.16	0.18	6.48	扩张负脱钩	0.51	0.24	2.15	扩张负脱钩	0.20	0.15	1.35	扩张负脱钩
杭州	1.45	0.10	15.12	扩张负脱钩	0.89	0.92	0.97	增长连结	0.19	0.12	1.65	扩张负脱钩	0.05	0.28	0.16	弱脱钩
嘉兴	-0.58	0.37	-1.59	强脱钩	9.80	1.82	5.39	扩张负脱钩	0.25	0.14	1.80	扩张负脱钩	0.19	0.22	0.89	增长连结
金华	0.87	0.91	0.96	增长连结	0.60	2.60	0.23	弱脱钩	1.23	0.14	8.78	扩张负脱钩	0.04	0.31	0.12	弱脱钩
南京	0.14	0.16	0.89	增长连结	0.62	0.24	2.59	扩张负脱钩	0.28	0.29	0.95	增长连结	0.21	0.13	1.70	扩张负脱钩
宁波	0.62	0.15	4.02	扩张负脱钩	-0.29	0.96	-0.30	强负脱钩	3.16	0.05	57.88	扩张负脱钩	0.00	0.14	0.02	弱脱钩
上海	0.15	0.06	2.62	扩张负脱钩	0.37	0.26	1.39	扩张负脱钩	0.24	0.16	1.58	扩张负脱钩	-0.20	0.05	-4.09	强脱钩
绍兴	2.63	0.10	26.63	扩张负脱钩	1.15	0.99	1.17	增长连结	9.00	0.20	44.75	扩张负脱钩	-0.89	0.20	-4.41	强脱钩
苏州	1.29	0.33	3.91	扩张负脱钩	1.08	0.48	2.26	扩张负脱钩	0.65	0.20	3.20	扩张负脱钩	0.08	0.13	0.58	弱脱钩
台州	0.39	0.07	5.83	扩张负脱钩	0.29	1.40	0.21	弱脱钩	2.07	0.13	16.42	扩张负脱钩	0.00	0.59	0.00	强脱钩
温州	0.45	0.46	0.97	增长连结	1.84	1.12	1.65	扩张负脱钩	0.63	0.08	8.20	扩张负脱钩	0.15	0.25	0.61	弱脱钩
无锡	0.94	0.04	21.42	扩张负脱钩	1.11	0.40	2.76	扩张负脱钩	0.38	0.20	1.87	扩张负脱钩	0.05	0.10	0.50	弱脱钩
舟山	2.01	0.13	15.48	扩张负脱钩	0.57	0.24	2.35	扩张负脱钩	0.34	0.06	5.51	扩张负脱钩	4.72	0.29	16.41	扩张负脱钩

表中% ΔC 为碳排放变化率 $\Delta C/C$,% ΔS 为城市用地面积变化率 $\Delta S/S$, D 为脱钩指数(详见式6)

2.2.2 脱钩状态空间格局演变

1995—2015年碳排放与城市用地增长的脱钩状态空间分布如图2所示。总体而言,1995—2010年碳排

放与城市用地增长的脱钩状态以扩张负脱钩和增长连结为主,而 2010 年以后,强、弱脱钩占主导地位,2005 年以前,长三角城市群内部脱钩状态的区域差异较大,零星出现了强脱钩和强负脱钩等极端状态,2005 年以后,区域之间的脱钩状态差异开始缩小,研究区整体的脱钩状态趋向于同质。

1995—2000 年研究区有 8 个城市(杭州、宁波、上海、绍兴、苏州、台州、无锡和舟山)碳排放和城市用地增长之间为扩张负脱钩状态,占总数的 62%,有 3 个城市(金华、南京和温州)为增长连结状态,占总数的 23%,其余嘉兴和常州分别为脱钩状态的正负两极(强脱钩和强负脱钩),即这一时期内绝大多数(92%)的城市尚未实现脱钩,经济发展急需大量城市用地支撑,碳排放增加的速度超过了城市用地增长的速度。2000—2005 年,除上海、苏州、无锡和舟山等长三角北部城市外,其他城市的脱钩弹性均有不同程度的变化,扩张负脱钩的主体由中部地区转变为了南北地区,并出现了弱脱钩。相反,增长连结的脱钩状态由南北向中部聚集,这说明中部地区城市用地增长所导致的碳排放增加量有所减少。2005—2010 年,除南京外,其余城市均为扩张负脱钩状态,说明长三角城市群的碳排放与城市用地增长之间的关系开始走向趋同。而 2010—2015 年,仅有 4 个城市(常州、嘉兴、南京和舟山)为增长连结或扩张负脱钩,其余均已达到了或强或弱的脱钩状态,占研究区全部城市的近 70%,其中上海、绍兴和台州为强脱钩状态,尤以绍兴的脱钩程度最高,其碳排放的城市用地增长弹性达到了 -4.41 ,这说明碳排放在城市用地增长的同时不仅实现了总量的减少,且减少率约为城市用地增长率的 4.41 倍。

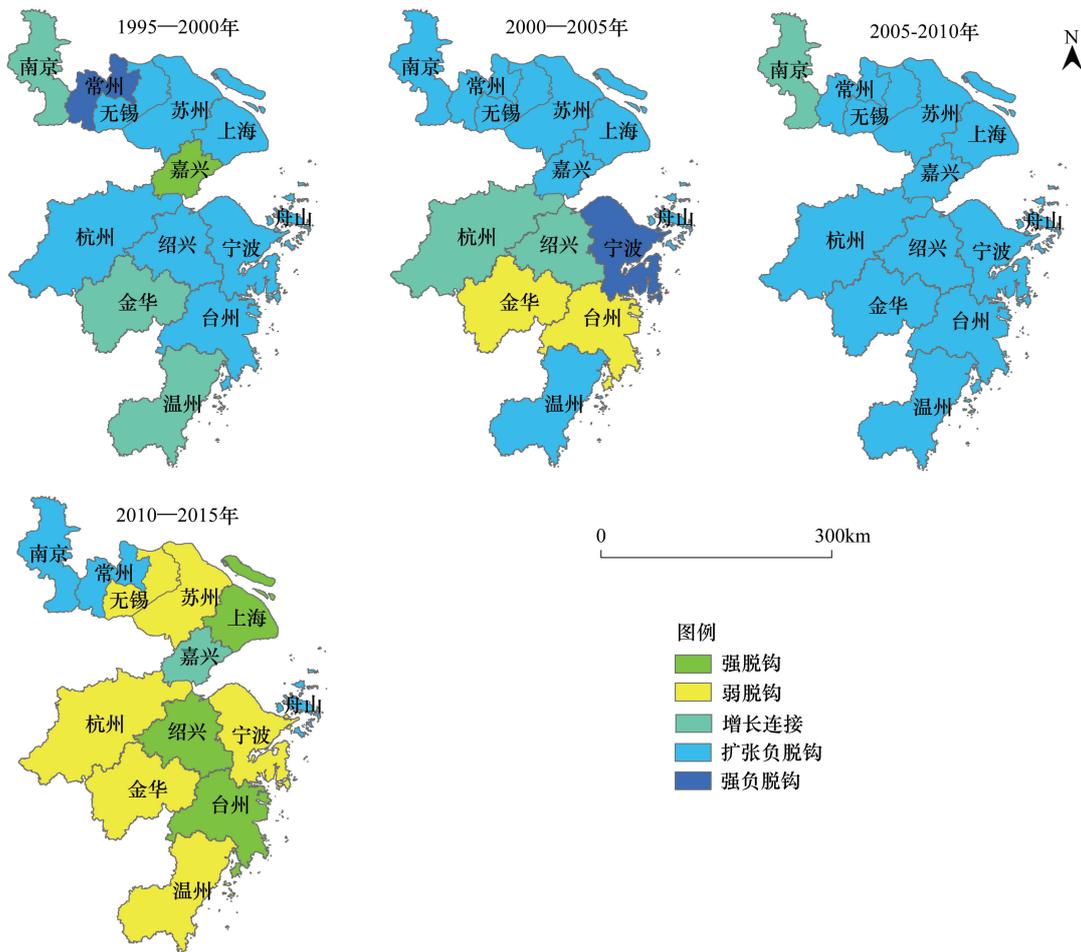


图 2 1995—2015 年长三角城市群碳排放与城市用地增长脱钩状态空间分布

Fig.2 The spatial distribution of the decoupling relationships between carbon emission and urban growth of 13 cities from 1995—2015

2.3 碳排放与城市形态的关系

2.3.1 面板数据检验

在所构建的面板数据模型中,将表 5 中的 5 个景观格局指数作为模型的解释变量,碳排放总量作为被解释变量。5 个解释变量在 Eviews 软件中的平稳性检验和协整检验的结果如表 7 和表 8 所示。由表 7 可知,单位根检验表明,水平变量是平稳的。根据本研究中的样本数^[29],由表 8 的结果可知,所有变量的组间 PP 统计量和组间 ADF 统计量均通过了 1%显著性水平检验,且组内 PP 统计量和组内 ADF 统计量也通过了 1%或 5%的显著性水平检验。协整检验表明,变量之间存在着协整关系。

表 7 平稳性检验结果

Table 7 Results of Unit Root Test

变量 Variable	Levin, Lin & Chu t* 统计量 Levin, Lin & Chu t* Statistics	变量 Variable	Levin, Lin & Chu t* 统计量 Levin, Lin & Chu t* Statistics
碳排放总量 Carbon emission	-9.20842 ***	CA	-2.43317 ***
LPI	-3.78315 ***	CLUMPY	-5.03459 ***
NP	-3.37125 ***	COHESION	-5.21809 ***

*** 表示通过了 1%的显著性水平检验

表 8 协整检验各统计量结果

Table 8 Statistics of Co-integration Test

检验统计 Test statistics	组内 v 统计量 Panel v-statistic	组内 rho 统计量 Panel rhostatic	组内 PP 统计量 Panel PPstatistic	组内 ADF 统计量 Panel ADFstatistic	组间 rho 统计量 Group rhostatic	组间 PP 统计量 Group PPstatistic	组间 ADF 统计量 Group ADFstatistic
LPI	-0.76	0.74	-2.64 **	-2.61 **	1.74 *	-4.79 ***	-5.32 ***
NP	0.23	-0.13	-6.09 ***	-5.82 ***	1.64 *	-6.02 ***	-5.47 ***
CA	1.25	-0.48	-3.79 ***	-3.81 ***	1.34	-6.52 ***	-5.83 ***
CLUMPY	1.05	-0.21	-3.41 **	-3.41 **	1.70 *	-5.55 ***	-6.61 ***
COHESION	2.27 **	-1.16	-7.52 ***	-7.30 ***	1.22	-9.30 ***	-8.20 ***

*、** 和 *** 分别表示通过了 10%、5% 和 1%的显著性水平检验

2.3.2 构建面板数据模型

通过面板数据检验之后,可以构建面板数据模型来估计各解释变量对被解释变量的影响弹性。由于 $T > k + 1$, $T = 5$, 此时 k 最大为 3, 即每个模型最多可含 3 个解释变量。考虑到景观格局指数的类型和相关性^[30], 将这 5 个变量预设为以下 3 种组合:(1) 碳排放总量与斑块数(NP)、最大斑块指数(LPI)和斑块类型面积(CA); (2) 碳排放总量与斑块数(NP)、斑块类型面积(CA)和丛生度(CLUMPY); (3) 碳排放总量与斑块结合度(COHESION)、斑块数(NP)和最大斑块指数(LPI)。

相应地,这 3 种变量组合可以构建为 3 种面板数据模型。

Hausman 检验结果如表 9 所示,3 种模型 Hausman 检验的统计量均通过了 5%显著性水平检验,即拒绝了该模型为随机效应模型的原假设,故这 3 种模型均为固定效应模型。

F 检验的结果见表 10。以模型 1 为例,在 5%显著性水平下, $F_2 > F(48, 13)$, 表明拒绝了假设 H_2 , 且 $F_1 < F(36, 13)$, 即接受了假设 H_1 , 故模型 1 应为变截距模型, 同理可得其余两种模型也为变截距模型。

综合 Hausman 检验和 F 检验的结果,可以将它们确定为以下 3 种模型:

$$\begin{aligned} \ln C_{it} &= c_i + \beta_1 \ln NP_{it} + \beta_2 \ln LPI_{it} + \beta_3 \ln CA_{it} + \mu_t \quad (\text{模型 1}) \\ \ln C_{it} &= c_i + \beta_1 \ln NP_{it} + \beta_2 \ln CA_{it} + \beta_3 \ln CLUMPY_{it} + \mu_t \quad (\text{模型 2}) \end{aligned}$$

表 9 Hausman 检验结果

Table 9 Results of Hausman Test

模型 Model	Chi-Sq. 统计量 Chi-Sq. Statistic
模型 1 Model 1	20.30 ***
模型 2 Model 2	11.55 ***
模型 3 Model 3	9.06 **

*、** 和 *** 分别表示通过了 10%、5% 和 1%的显著性水平检验

$$\text{Ln}C_{it} = c_i + \beta_1 \text{LnCOHESION}_{it} + \beta_2 \text{LnNP}_{it} + \beta_3 \text{LnLPI}_{it} + \mu_i \quad (\text{模型 3})$$

其中, C_{it} 为碳排放总量, i 为截面, t 为时点, β 为各变量的系数, c 为常数, μ 为个体效应。

表 10 F 检验结果

Table 10 Results of F Test

	模型 1 Model 1	模型 2 Model 2	模型 3 Model 3
假设 H_2 Hypothesis H_2	$F(48, 13) < 4.04$	$F(48, 13) < 3.75$	$F(48, 13) < 2.41$
假设 H_1 Hypothesis H_1	$F(36, 13) > 2.06$	$F(36, 13) > 2.07$	$F(36, 13) > 0.54$

*、** 和 *** 分别表示通过了 10%、5% 和 1% 的显著性水平检验

表 11 给出了以上 3 种模型的估计结果, 其中模型 3 的 3 个解释变量的系数均通过了 1% 的显著性水平检验, 且 F 统计量最大, R^2 最接近于 1, 即该模型的拟合效果最好。模型 3 的结果表明, 当把最大斑块指数、斑块数和斑块结合度作为碳排放总量的解释变量时, 最大斑块指数与碳排放总量呈负相关, 斑块数和斑块结合度与碳排放总量呈正相关, 且各解释变量对被解释变量的影响弹性不同, 尤为显著的是斑块结合度对碳排放的正向影响弹性高达 250.1%, 远超其他解释变量。

表 11 面板数据模型估计结果

Table 11 Results of the panel data model estimation

变量 Variable	模型 1 Model 1	模型 2 Model 2	模型 3 Model 3	变量 Variable	模型 1 Model 1	模型 2 Model 2	模型 3 Model 3
LPI	-0.83 ***	—	-1.24 ***	常数项 Constant	5.58 **	15.25 ***	-1137.333
NP	1.63 ***	0.64 *	0.97 ***	R^2 R-squared	0.80	0.78	0.88
CA	0.34	0.11	—	F 统计量 F-statistic	12.71	11.48	24.21
CLUPMY	—	185.97 ***	—	P 值 Prob(F-statistic)	0.0000	0.0000	0.0000
COHESION	—	—	250.10 ***				

在模型 3 中, 最大斑块指数能够反映连续完整的地块在区域中的主导程度, 同时最大斑块指数和斑块数也能反映斑块的破碎化程度, 而斑块结合度则反映了斑块之间的连结度和聚集程度。以上结果表明, 连续完整的地块在区域中的主导程度、地块的破碎化程度和聚集程度会对城市碳排放造成影响。最大斑块指数是以面积来衡量某一斑块对景观整体的主导程度的, 若其值较大则表明该地区存在着集中连片的斑块类型, 对于单中心主导的紧凑型城市形态来说, 不同地区之间的互动性较低, 由此带来的基础设施成本也较低, 不会产生较多的碳排放。斑块数能够体现城市用地的破碎化程度, 斑块数越多, 则城市用地被分割得越破碎, 意味着经济活动被分散到了不同的斑块, 此时起到连接作用的基础设施的成本会随着破碎化程度的提高而增加^[31], 从而带来更多的交通活动及其能源消费的碳排放。

斑块之间的聚集程度对碳排放的正向影响程度较大的可能原因是: 第一, 聚集程度较高的斑块大多为碳源, 碳排放总量随着碳源斑块的聚集而增加。城市扩张过程中其他土地利用类型向建设用地的转变会表现出明显的碳排放作用^[32]。建设用地作为城市中的一大主要碳源, 其产生的碳排放会影响到整个城市的碳代谢系统。如 1995—2015 年, 杭州高负碳代谢分室与其他分室存在强烈的碳储量竞争, 影响城市代谢系统平衡, 其中工业用地分室、公路与铁路分室占主导地位^[33]。1995—2010 年长三角地区碳源(包括能源消费、工业过程、农业活动、废水及固体废弃物、自然过程)排放的增量是碳汇(包括植被净生态系统交换量和水域碳吸收)增量的 35 倍左右, 碳源的增长远远超出了碳汇的增长^[34]。且有研究表明, 人工成分的扩张使得作为碳源的斑块更加聚集, 而自然成分的破坏和恢复使得作为碳汇的斑块更加破碎, 且碳排放密度中等和较低的斑块更容易受到碳排放密度较高的斑块的影响, 但碳固存密度较高的斑块却不容易影响碳固存密度中等和较低的斑块^[35]。因此, 作为碳源的斑块除了自身容易产生较高的碳排放总量, 也会通过同类斑块之间的聚集相互影响, 从而导致整体产生更多的碳排放。第二, 多中心组团和以沿交通干线为主的线状城市扩张模式虽然提高

了斑块之间的聚集程度和连接性,但也使城市空间形状趋向于复杂。城市空间形状与碳排放强度存在一定的相关性,城市空间形状指数越大即城市形态越不规整,单位土地面积的碳排放量越大^[36]。此外,斑块结合度主要反映的是城市在空间上的几何形态是否紧凑,难以全面而准确地体现城市在生产生活功能上的紧凑程度。而功能紧凑的城市可以通过土地的高效、集约利用如公共交通的合理布局减少过长距离导致的交通活动碳排放^[37]。本研究出现了碳排放受聚集程度较大的正向影响这一结果可能是因为虽然城市用地斑块之间的聚集程度有所提高,城市形态已趋于紧凑,但功能上的不紧凑和资源配置的不合理成为制约碳减排的重要原因。

3 结论与展望

本研究基于城市用地增长和碳排放数据,分析了 1995—2015 年长三角城市群碳排放重心转移以及碳排放和城市用地增长的脱钩状态时空变化,并构建面板数据模型探究了城市形态对碳排放的影响,得出了以下结论:(1)1995—2015 年长三角城市群碳排放重心经历了西南向—西北向—东南向—西北向的转移过程,这种转移过程与其相应时期内部分城市的工业发展与产业结构调整有关;(2)1995—2015 年,长三角城市群碳排放与城市用地增长的脱钩状态存在着显著的时空异质性。研究区整体的脱钩结构由以扩张负脱钩为主变化为以弱脱钩为主,2005 年以后,区域之间的脱钩差异开始缩小,研究区整体脱钩状态趋向于同质。至 2015 年,近 70%的城市已达到了脱钩,其中上海、绍兴和台州实现了强脱钩;(3)连续完整的地块在区域内的主导程度会对城市碳排放产生负向的影响,城市用地斑块的破碎化程度和聚集程度对碳排放均有正向的影响,且相对而言,聚集程度的这种正向的影响更为显著。

以上研究结论,可以为区域层面制定低碳城市发展战略、城市土地利用规划和城市规划有着一定的参考意义。但本研究仅仅讨论了在某一时间段(1995—2015 年)某一区域(长三角城市群)城市形态对城市碳排放的影响,而影响的方向和弹性是否会变化,是否存在时空异质性,以及这种时空异质性能否与碳排放和城市用地增长的脱钩状态的时空异质性实现相互解释等,将是我们下一步要研究和探讨的重点问题。

参考文献 (References):

- [1] 孙慧宗,李久明.中国城市化与二氧化碳排放量的协整分析.人口学刊,2010,(5):32-38.
- [2] Wang S J, Fang C L, Wang Y, Huang Y B, Ma H T. Quantifying the relationship between urban development intensity and carbon dioxide emissions using a panel data analysis. *Ecological Indicators*, 2015, 49: 121-131.
- [3] 张苗,甘臣林,陈银蓉,陈璐.中国城市建设用地开发强度的碳排放效率分析与低碳优化.资源科学,2016,38(2):265-275.
- [4] 夏楚瑜,李艳,叶艳妹,史舟,刘婧鸣.基于净生产力生态足迹模型的工业碳排放效应、影响因素与情景模拟.生态学报,2017,37(11):3862-3871.
- [5] 张润森,濮励杰,文继群,许艳.建设用地扩张与碳排放效应的库兹涅茨曲线假说及验证.自然资源学报,2012,27(5):723-733.
- [6] 张思齐,陈银蓉.城市建设用地扩张与能源消耗碳排放相关效应.水土保持研究,2017,24(1):244-249.
- [7] 秦波,戚斌.城市形态对家庭建筑碳排放的影响——以北京为例.国际城市规划,2013,28(2):42-46.
- [8] 马静,刘志林,柴彦威.城市形态与交通碳排放:基于微观个体行为的视角.国际城市规划,2013,28(2):19-24.
- [9] 秦波,邵然.城市形态对居民直接碳排放的影响——基于社区的案例研究.城市规划,2012,36(6):33-38.
- [10] 陈珍启,林雄斌,李莉,李贵才.城市空间形态影响碳排放吗?——基于全国 110 个地级市数据的分析.生态经济,2016,32(10):22-26.
- [11] Zhang Y, Xia L L, Xiang W N. Analyzing spatial patterns of urban carbon metabolism: a case study in Beijing, China. *Landscape and Urban Planning*, 2014, 130: 184-200.
- [12] 孙赫,梁红梅,常学礼,崔青春,陶云.中国土地利用碳排放及其空间关联.经济地理,2015,35(3):154-162.
- [13] 林剑艺,孟凡鑫,崔胜辉,于洋,赵胜男.城市能源利用碳足迹分析——以厦门市为例.生态学报,2012,32(12):3782-3794.
- [14] 贾顺平,毛保华,刘爽,孙启鹏.中国交通运输能源消耗水平测算与分析.交通运输系统工程与信息,2010,10(1):22-27.
- [15] 匡耀求,欧阳婷萍,邹毅,刘宇,李超,王德辉.广东省碳源碳汇现状评估及增加碳汇潜力分析.中国人口·资源与环境,2010,20(12):56-61.

- [16] 张清, 陶小马, 杨鹏. 特大型城市客运交通碳排放与减排对策研究. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(1): 35-42.
- [17] 解天荣, 王静. 交通运输业碳排放量比较研究. 综合运输, 2011, (8): 20-24.
- [18] 彭传圣. 港口生产能耗和排放计算问题研究. 港口装卸, 2011, (6): 25-30.
- [19] 王剑. 港口生产综合能耗分析与能源弹性系数测算. 港口科技, 2006, (11): 6-8.
- [20] 徐建华, 岳文泽. 近 20 年来中国人口重心与经济重心的演变及其对比分析. 地理科学, 2001, 21(5): 385-389.
- [21] 彭佳雯, 黄贤金, 钟大洋, 赵雲泰. 中国经济增长与能源碳排放的脱钩研究. 资源科学, 2011, 33(4): 626-633.
- [22] Tapio P. Towards a theory of decoupling: degrees of decoupling in the EU and the case of road traffic in Finland between 1970 and 2001. *Transport Policy*, 2005, 12(2): 137-151.
- [23] 邬建国. 景观生态学——格局、过程尺度与等级(第二版). 北京: 高等教育出版社, 2007.
- [24] 陈文波, 肖笃宁, 李秀珍. 景观指数分类、应用及构建研究. 应用生态学报, 2002, 13(1): 121-125.
- [25] 仇恒佳, 卞新民, 朱利群. 太湖水陆生态交错带景观空间格局研究——以苏州市吴中区为例. 南京农业大学学报, 2005, 28(4): 21-25.
- [26] 白仲林. 面板数据的计量经济分析. 天津: 南开大学出版社, 2008.
- [27] Xia C Y, Li Y, Ye Y M, Shi Z, Liu J M. Decomposed driving factors of carbon emissions and scenario analyses of low-carbon transformation in 2020 and 2030 for Zhejiang Province. *Energies*, 2017, 10(11): 1747.
- [28] Xia C Y, Li Y, Ye Y M, Shi Z. An integrated approach to explore the relationship among economic, construction land use, and ecology subsystems in Zhejiang Province, China. *Sustainability*, 2016, 8(5): 498.
- [29] Pedroni P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 2004, 20(3): 597-625.
- [30] 布仁仓, 胡远满, 常禹, 李秀珍, 贺红土. 景观指数之间的相关分析. 生态学报, 2005, 25(10): 2764-2775.
- [31] Yeh G O, Li X. A constrained CA model for the simulation and planning of sustainable urban forms by using GIS. *Environment and Planning B: Planning and Design*, 2001, 28(5): 733-753.
- [32] 张梅, 赖力, 黄贤金, 揣小伟, 谈俊忠. 中国区域土地利用类型转变的碳排放强度研究. 资源科学, 2013, 35(4): 792-799.
- [33] 夏楚瑜, 李艳, 叶艳妹, 史舟, 刘婧鸣, 李效顺. 基于生态网络效用的城市碳代谢空间分析——以杭州为例. 生态学报, 2018, 38(1): 73-85.
- [34] 义白璐, 韩骥, 周翔, 杨芳, 孟醒, 曹武星, 黄鲁霞, 象伟宁. 区域碳源碳汇的时空格局——以长三角地区为例. 应用生态学报, 2015, 26(4): 973-980.
- [35] Xia L L, Zhang Y, Sun X X, Li J J. Analyzing the spatial pattern of carbon metabolism and its response to change of urban form. *Ecological Modelling*, 2017, 355: 105-115.
- [36] 王志远, 郑伯红, 陈祖展. 城市空间形状与碳排放强度的相关性研究——基于我国 35 个城市的分析. 城市发展研究, 2013, 20(6): 8-15.
- [37] 刘锐, 窦建奇. 低碳导向下的紧凑城市. 规划师, 2014, 30(7): 79-83.