

长江经济带城市二氧化碳排放空间异质性分析

李庆¹

(中国社会科学院 生态文明研究所, 北京 100026)

【摘要】: 在量化环境空间效应的研究中,对二氧化碳排放空间外部性的研究侧重空间依赖关系,基于空间异质性的研究受到研究方法的限制很少出现。长江经济带蕴藏着丰富的空间异质性,本研究利用多尺度空间地理加权回归对长江经济带城市二氧化碳排放进行基于空间异质性的结构分析,研究结果显示,在空间关系作用下长江经济带城市的人口规模、经济规模和消费规模对城市二氧化碳排放的作用呈现明显的区间性差异,有必要在长江流域城市间改变以生产力均衡为标准的地区均衡发展思想,发挥东部地区区位、人才和技术优势,集中布局具有排放刚性的产业,以局部排放的增加换取整个流域排放总量的降低,实现流域整体的二氧化碳减排。

【关键词】: 长江流域城市 二氧化碳排放 空间效应

【中图分类号】: F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2020)12-021-06

流域是人类文明的摇篮,也是城市成长的摇篮,河流提供的水源滋养出流域内的城市,河流提供的航运又把流域内城市联系起来,使得流域内城市的经济、社会和生态关系既具有普遍的空间相关性,也存在丰富的空间异质性。依托长江流域发展的长江经济带在中国 21%的国土面积上聚集了超过 40%的人口和经济总量,是中国综合实力最强、战略支撑作用最大的发展空间,也是维系中国资源环境可持续发展重要的生态空间。长江经济带的人口、生产、消费以及二氧化碳排放主要分布在长江经济带的 132 个地市中,二氧化碳排放总量达到 45.5 亿吨,占全国城市总排放量的 37.5%,这些城市的人口、生产、消费和二氧化碳排放因为同在一个流域空间必然存在具有流域特征的空间效应。

长江经济带自东向西分布着沿海、平原、丘陵、山地和高原等地形地貌,相邻城市间存在着河流贯穿、山体相连、森林湖泊湿地共享、野生动物迁徙、风霜雨雪覆盖等自然地理贯通,在宏大的长江流域自然地理背景下,长江经济带各城市之间还存在着资源禀赋、人口规模、经济总量、富裕程度、技术水平、文化教育等多方面的相似性和异质性,这些特征勾勒出长江经济带全局空间的相似性和局部空间之间的差异性,错综复杂的相关性和异质性特征共同构成了影响长江经济带城市二氧化碳排放的空间效应背景。我们发现,传统的排放回归模型不考虑变量的空间异质性特征,只能对长江经济带城市二氧化碳排放进行全局性估计,沿长江 6000 多千米的城市人口、生产和消费对二氧化碳排放的贡献表现为同一参数,只能显示出城市二氧化碳排放动力结构的普遍性特征,难以切实反映出长江经济带城市二氧化碳排放结构特征的全貌,据此制定的通用减排政策所能发挥的作用非常有限。因此,本文从空间异质性出发,利用空间 STIRPAT 模型研究长江经济带城市二氧化碳排放,考虑城市常住人口、经济增长、居民消费和二氧化碳排放的空间异质性,解释长江经济带城市二氧化碳排放结构关系,有助于在通用政策基础上针对局部城市的异质性特征制定差别化政策措施。

1 研究进展及综述

Ehrlich & Holdren^[1-2]建立 IPAT 模型把环境影响与人口规模、富裕程度以及技术水平联系起来,被称为环境压力控制模型,Dietz & Rosa^[3],York 等^[4-5]在 IPAT 模型的基础上,结合二氧化碳排放 KAYA 等式^[6],建立对二氧化碳排放进行结构分析的

作者简介: 李庆,副研究员,研究方向为城市减缓气候变化。E-mail:liq@cass.org.cn

STIRPAT 模型:

$$\ln CO_2 = \alpha + \beta_1 \ln P + \beta_2 \ln A + \mu \quad (1)$$

式中: P 代表人口规模, A 代表富裕程度, α 为常数项, β_1 、 β_2 分别为解释变量的参数, μ 为包含技术因素的残差项。随着研究的不断深入, STIRPAT 模型不仅引入技术、产业、制度、文化等诸多方面的解释变量对二氧化碳排放量进行结构分析, 而且从全球、国家、地区和城市等不同的空间层面进行了大量研究。王丽等^[7]针对人口规模、人均 GDP 和能源效率进行城市二氧化碳排放的经济社会影响因素研究。陈占明等^[8]对中国地级以上城市二氧化碳排放的人口规模、第二产业产值占比和采暖需求等因素进行了时间序列分析结构。赵涛和张思聪^[9]还从城市化的角度利用 STIRPAT 模型对城市化率、服务水平、研发支出占比、能源强度和能源结构等影响因素进行了分析, 围绕模型方法改进和解释变量优化的城市二氧化碳排放的 STIRPAT 研究成果还在不断涌现。然而, 城市二氧化碳排放不仅受到自身解释变量的影响, 而且受到其他城市二氧化碳排放及其控制因素的影响, 这些空间效应打破了经典回归模型的不相关假定, 使得传统回归模型对城市二氧化碳排放进行回归分析暴露出明显缺陷。

经过 Klaassen 等^[10]、Anselin^[11-12]、Elhorst^[13]、Pace & LeSage^[14]等众多地理学家、经济学家和数学家的不断贡献, 使空间计量经济学在 20 世纪末和 21 世纪初取得了巨大发展, 保罗·克鲁格曼^[15]的研究成果把空间经济学研究推向了高潮。进入 21 世纪以后, 在地理信息技术和计算机技术发展的推动下, 空间计量经济学更是迎来发展的高峰期, 成为经济学研究的前沿, 以多尺度空间地理加权^[16-19]为代表的空间异质性研究处于空间计量经济学前沿的突出位置。近年来, 中国空间计量经济学研究和应用已经逐步与国际接轨, 出现了利用 STIRPAT 模型考虑空间效应的二氧化碳排放研究, 例如刘凯等^[20]利用 2004—2016 年中国省域面板数据在 STIRPAT 模型基础上建立空间杜宾模型, 实证分析中国省域生态文明建设对碳排放强度的相关性影响。到目前为止, 针对空间相关性的空间计量分析已经比较成熟, 但是受到研究方法的限制, 从空间异质性角度对二氧化碳排放进行回归分析的成果很少出现。现实世界中同质空间假设很难实现, 空间异质性更具普遍性, 长江经济带是承载丰富空间异质性的地理范围, 不考虑空间异质性的长江经济带城市二氧化碳排放回归分析具有明显的缺陷, 有必要采取地理加权回归和新近完善的多尺度地理加权回归方法对长江经济带城市二氧化碳排放进行考虑空间异质性的结构分析。

地理加权模型 (GWR)^[18, 21-24]根据距离越近的事物空间相关性越强, 距离越远相关性越弱的地理学思想, 采用空间变系数方法将数据的空间位置信息嵌入到回归参数中, 使得权函数建立在回归点与其他观测点的空间位置关系上, 进而建立反映空间异质性的地理加权回归模型:

$$\begin{aligned} y_i &= \beta_0(u_i, v_i) + \sum_j \beta_j(u_i, v_i) x_{ij} + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i &\sim N(0, \sigma^2), \text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, (i \neq j), i = 1, 2, 3, \dots, n \end{aligned} \quad (2)$$

式中: (u_i, v_i) 是第 i 个样本点的空间坐标, x_{ij} 是第 i 个样本点第 j 个解释变量的取值, $\beta(u_i, v_i)$ 是函数 $\beta(u, v)$ 在 (u_i, v_i) 点的回归参数, 回归参数利用回归点周围的样本簇来平滑空间过程的非平稳性, 回归模型利用加权最小二乘法进行参数估计:

$$\hat{\beta}(u_i, v_i) = [X^T W(u_i, v_i) X]^{-1} X^T W(u_i, v_i) Y \quad (3)$$

式中: $W(u_i, v_i)$ 为第 i 个样本点的空间权重, $[X^T W(u_i, v_i) X]^{-1} X^T W(u_i, v_i)$ 为第 i 个样本点的空间帽子向量。在考虑空间异质性的模型分析中, 不仅样本点之间存在着空间异质性, 变量之间由于空间尺度不同也存在着空间异质性差异, 采用相同的权重表达不同变量的空间异质性并不贴切, 例如导致鱼群数量减少的因素中, 气候变化的尺度可以是全球的, 而过度捕捞的尺度可以是海域的, 气候变化变量和过度捕捞变量具有不同的空间尺度, 应该具有不同空间权重。Fotheringham 等^[18]在地理加权回归模型的基础

上, 基于广义加性模型 (GAM) 提出了多尺度地理加权回归 (MGWR), 使得不同变量拥有基于各自空间尺度的权重, 从而体现出不同变量空间异质性差别:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_j \beta_{bwj}(u_i, v_i) x_{ij} + \varepsilon_i, i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (4)$$

式中: bw_j 代表了第 j 个变量回归参数 β 使用的带宽。多尺度地理加权模型允许变量在各自空间平滑, 弥补了地理加权回归模型不同变量相同权重的缺陷, 是新近发展起来的针对空间异质性的研究方法。

长江流域地理空间存在着丰富的空间异质性特征, 使得人类的经济社会行为在各种各样的空间异质性作用下产生千丝万缕的空间关系, 固定参数的长江经济带城市二氧化碳排放回归模型既不能反映出同一解释变量在不同城市存在的空间差异性, 也不能反映出各个解释变量空间尺度差别对回归结果产生的影响, 因此无法确切刻画长江经济带城市二氧化碳排放的完整特征。地理加权回归将空间结构嵌入回归模型处理控制变量空间关系的非平稳性, 能够实现将长江流域城市异质性特征纳入回归方程。在地理加权回归的基础上, 多尺度地理加权回归放松了不同解释变量的参数尺度约束, 允许回归模型不同解释变量在不同的尺度上参与回归, 将变量间尺度异质性特征纳入回归方程, 使得我们可以进一步深入研究空间异质性对长江经济带城市二氧化碳排放的影响。

2 模型和数据

为了对二氧化碳排放进行结构分析, 众多学者采用多种排放因子对二氧化碳排放进行 STIRPAT 模型分析, 孙敬水等^[24]把人口总量、经济发展水平、能源强度、单位能耗碳排放量、产业结构、能源消费结构、城市化水平、国际贸易分工等作为中国发展低碳经济的影响因素进行基于扩展的 STIRPAT 模型分析。王丽等^[7]以人口规模、人均 GDP 和能源效率作为排放因子, 对城市碳排放影响因素进行经济社会发展对环境影响研究。陈占明等^[8]把人口规模、第二产业产值占比和采暖需求等因素作为影响因子进行中国地级以上城市二氧化碳排放的影响因素分析。钟兴菊和龙少波^[25]对环境影响压力模型的因变量和自变量进行了系统的梳理和辨析。近年来, 又有学者把 STIRPAT 模型延伸到 POETICs 分析框架, 从组织、制度和文化方面对二氧化碳排放因素进行结构分析。本文在总结大量前述研究成果的基础上, 结合长江经济带城市具体特征, 把人口、生产和消费作为影响城市二氧化碳排放的主要因素, 选择常住人口数量表征人口规模, 地区生产总值表征发展水平, 生活消费品支出代表富裕程度, 对比分析长江经济带城市二氧化碳排放的全局回归、地理加权回归和多尺度地理加权回归成果进行分析, 其中长江经济带城市二氧化碳排放多尺度地理加权 STIRPAT 模型为:

$$\ln CO_2 T_i = \alpha_i + \beta_{bwP}(u_i, v_i) \ln POPL_i + \beta_{bwG}(u_i, v_i) \ln GDP_{ig} + \beta_{bwS}(u_i, v_i) \ln SAC_{is} + \varepsilon_i \quad (5)$$

式中: $CO_2 T$ 表示二氧化碳排放量, α_i 为常数项, $POPL$ 是常住人口表示人口规模, GDP 是地区生产总值表示生产水平, SAC 是消费品零售总额表示消费水平, β 是解释变量的参变量, (u_i, v_i) 是各市城市中心的地理坐标, 模型计算采用可加性算法, 权函数采用高斯核函数算法, 带宽优化标准选择空间赤池信息准则。

长江经济带城市样本包括东部地区上海市、江苏省、浙江省的 27 个地市, 中部地区安徽省、江西省、湖北省、湖南省的 58 个地市, 西部地区重庆市、四川省、云南省、贵州省的 47 个地市, 共 132 个样本地市。各市二氧化碳排放数据来自《中国城市温室气体排放数据集 (2015)》, 长江流域二氧化碳排放量分布状况见图 1 所示, 常住人口和面积数据来自长江经济带各省市 2016 年统计年鉴, 地区生产总值、消费品零售额数据来自《中国城市统计年鉴 2016》, 城市空间位置为各地级市城市中心位置坐标, 全部数据源自为公开可查询数据。

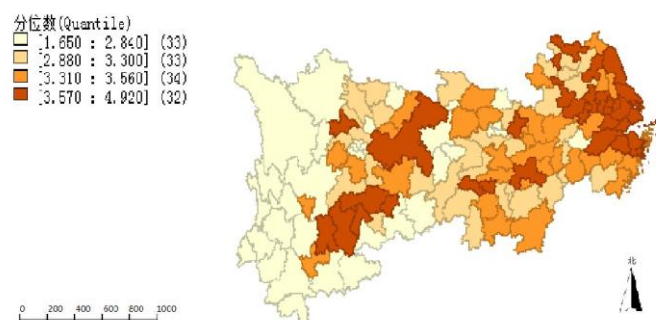


图 1 长江经济带城市二氧化碳排放量四分类图

3 实证结果及分析

全局线性回归显示长江经济带城市二氧化碳排放的三个解释变量全部达到显著性要求,地区生产总值对二氧化碳排放的全局回归系数为 1.433,是长江经济带城市二氧化碳排放的主要影响因子,生产总值越高排放越高,这种关系说明尽管长江经济带是中国经济社会发展水平较高的地区,但是仍然没有进入经济发展与二氧化碳排放脱钩的绿色发展阶段,长江经济带城市整体上呈现出经济增长与二氧化碳高排放共同提高的工业化阶段排放特征。回归结果中,常住人口数量对二氧化碳排放的全局回归系数为 0.157,虽然人口规模对长江经济带城市二氧化碳排放的作用远低于生产总值的作用程度,但是同样呈现出正向推高状态。城市消费品零售额代表一个城市的消费能力,体现出城市居民的生活水平,长江经济带城市消费品零售额对二氧化碳排放的全局回归参数为-0.666,呈现出城市消费量越高二氧化碳的排放量越低的状态。以全局回归为参照,对长江经济带城市的全局线性回归、地理加权回归和多尺度地理加权回归的成果进行比较,三种方式的 F 检验都具有显著性,两种加权回归的残差平方、赤池信息值明显低于全局回归,对数似然值和拟合优度高于全局回归,模型解释能力得到提高。多尺度地理加权回归识别控制变量的不同影响尺度从而减少了回归模型的自由度,使得多尺度地理加权回归与地理加权回归相比残差平方和有所提高,拟合优度稍有降低,但是多尺度地理加权回归丰富了长江经济带城市二氧化碳排放结构分析的变量关系,提高了模型的解释能力(表 1)。

表 1 长江经济带城市二氧化碳排放回归结果对比表

变量	全局线性回归	地理加权回归	多尺度地理加权回归
RSS	20.491	13.347	16.254
Log-likelihood	-64.355	-36.058	-49.063
AIC	136.710	113.054	121.449
AICc	139.187	121.006	123.923
BIC	—	172.064	155.066
R ²	0.845	0.899	0.877
AdjR ²	0.841	0.881	0.866
Intercept	0.000	0.006	-0.002
GDP	1.433***	1.780	1.472

POPL	0.157**	0.063	0.131
SAC	-0.666***	-1.008	-0.762

在长江经济带城市二氧化碳排放多尺度地理加权回归中,样本点为132个地市,有效参数数量 trace (S)为10.661 自由度水平为121.339。根据赤池信息准则选定的长江经济带城市二氧化碳排放多尺度地理加权回归常住人口变量参数带宽为130,消费品零售额带宽为112,地区生产总值带宽为52(表2)。

表2 多尺度地理加权带宽

变量	带宽	ENP__j	Adj. t-val (95%)	Adj. alpha (95%)
Intercept	73.000	3.803	2.514	0.017
GDP	52.000	4.317	2.561	0.032
POPL	130.000	1.255	2.076	0.034
SAC	112.000	1.286	2.086	0.032

多尺度地理加权回归的分析尺度是带宽,带宽越小,参数变化越剧烈,带宽越大,参数变化越平缓。随着带宽的逐步增大,参数估计曲面逐渐趋近平面,局部与全局尺度趋同。常住人口带宽和消费品零售额带宽都接近全局回归的132个城市样本总量水平,大带宽表示长江经济带城市人口规模和消费水平对二氧化碳排放的参数变化平缓,估计曲面趋于全局平面,异质性特征并不明显。但是全局的平缓并不意味着不存在局部异质性的变化。从回归结果看,常住人口对长江经济带城市二氧化碳排放的全局回归参数为0.157,地理加权回归中回归参数平均值降低为0.063,不仅取值有较大变化,在流域范围内呈现出明显的阶段性影响关系,在宜昌以上的上游阶段,人口规模对二氧化碳排放的影响作用逐渐加大,在重庆地区达到整个流域人口对二氧化碳排放影响作用的峰值,在宜昌到湖口的中游阶段作用系数单边下行,湖口以西到入海口的下游阶段人口规模影响因子又有所加强(图2)。在既考虑样本空间异质性又考虑各变量尺度异质性的多尺度地理加权回归中,人口因素平均回归参数为0.131,放宽解释变量空间尺度的人口因素影响因子在上游和下游阶段明显趋缓,上游东部和中游地区是下降区间,全流域常住人口参数拟合线峰度降低(图3)。

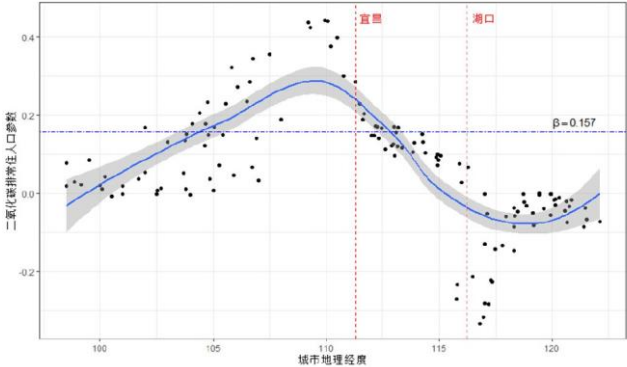


图2 常住人口地理加权回归参数拟合图

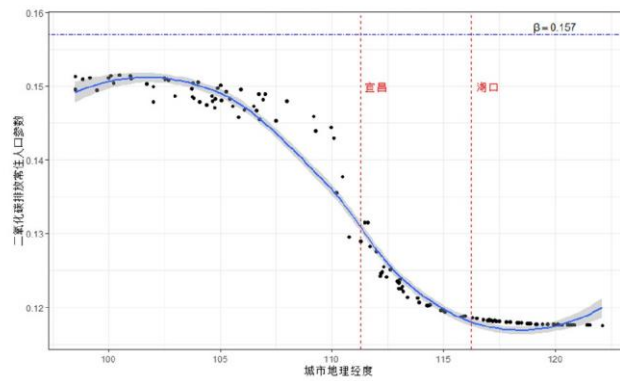


图3 常住人口多尺度地理加权回归参数拟合图

消费水平对长江经济带城市二氧化碳排放的全局回归参数为-0.666, 在地理加权回归中平均回归参数为-1.108, 在既考虑样本空间异质性又考虑各变量尺度异质性的多尺度地理加权回归中, 消费水平平均回归系数为-0.762, 地理加权回归和多尺度地理加权回归中消费总额对二氧化碳排放的减低作用呈现单边降低的状态, 上游阶段影响水平较高, 下游阶段影响水平较低, 在宜昌到湖口的中游阶段影响水平变化十分明显(见图4、图5)。从加权回归参数变化可以看出, 人口因素对二氧化碳排放增加的影响随着流域从上游到下游逐渐降低, 消费因素对二氧化碳排放减少的影响随着流域从上游到下游逐渐降低, 两者在全局中呈现叠加状态, 全局回归不能反映出这种变化关系。

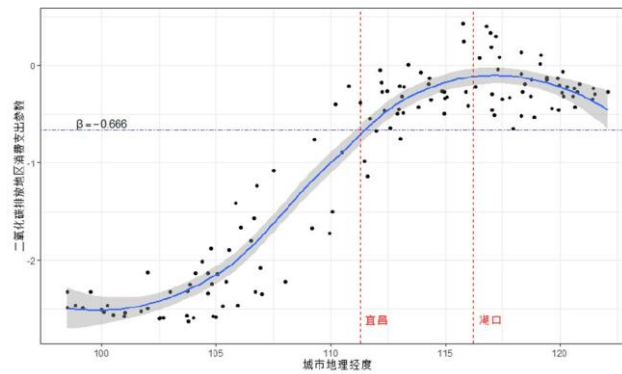


图4 消费总额地理加权回归参数拟合图

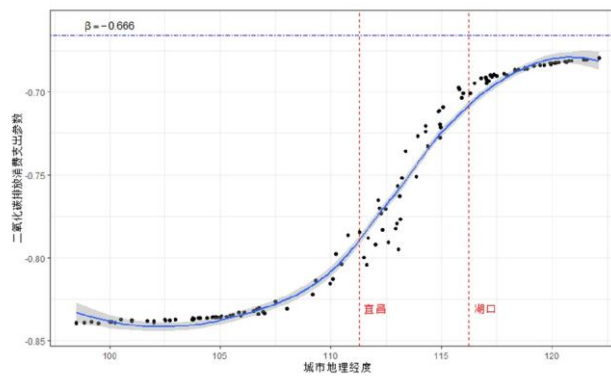


图5 消费总值多尺度地理加权回归参数拟合图

地区生产总值对长江经济带城市二氧化碳排放的全局回归参数为 1.433, 在地理加权回归中平均回归参数为 1.78, 在既考虑样本空间异质性又考虑各变量尺度异质性的多尺度地理加权回归中, 多尺度带宽为 52, 呈现局部异质性特征, 地区生产总值平均回归系数为 1.472。地区生产总值是影响长江经济带城市二氧化碳排放的主要动力, 长江中上游城市地区生产总值对二氧化碳的影响作用自西向东逐渐减小, 下游部分影响逐渐提高, 尤其在考虑变量间尺度异质性的作用后, 下游地区生产总值对二氧化碳排放的作用明显加强(见图 6、图 7)。在生产总值作用中, 城市间异质性作用使得地区生产总值对二氧化碳排放的影响有所提高, 变量间异质性作用又使得地区生产总值对二氧化碳排放的影响作用回归到全局回归水平, 可见城市间异质性和变量间尺度异质性都对排放有很大影响, 这种影响作用在地区生产总值对长江经济带城市二氧化碳排放中具有相互冲减作用。

总体上看, 多尺度地理加权回归估计结果比全局线性回归模型和地理加权回归模型展示的信息更加丰富和具体, 在多尺度地理加权回归视角下, 长江中上游地区, 生产总值和人口规模对城市二氧化碳排放增加的影响作用自西向东地区呈反“S”型逐渐降低, 消费总额对排放减少的影响作用呈“S”型逐渐降低, 到达下游地区后人口规模对增加城市二氧化碳排放影响逐渐降低的趋势变为保持平稳, 消费总额对排放减少的影响作用逐渐加强的趋势也变为保持平稳, 而对二氧化碳排放贡献最大的地区生产总值在下游阶段呈现出明显的回升态势。考虑了不同控制变量在不同尺度下对二氧化碳排放的多尺度地理加权回归模型更好地拟合长江经济带城市样本数据, 更加贴近长江经济带城市二氧化碳排放的现实, 使得模型具有了更深入的解释效果。

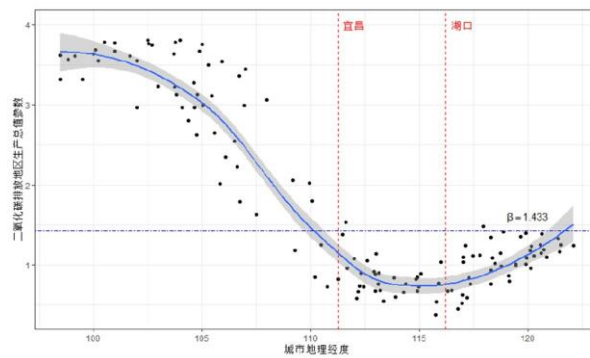


图6 生产总值地理加权回归参数拟合图

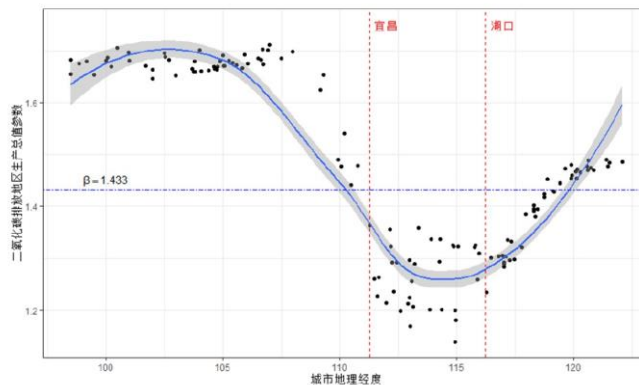


图7 生产总值多尺度地理加权回归参数拟合图

4 总结与启示

从地理权重回归可以看出,长江流域沿海地区城市二氧化碳排放的人口规模贡献、消费水平贡献和生产总值贡献都远远小于上游地区,中游地区是实现这种转变的过渡地带。生产总值是对二氧化碳排放贡献最大的因素,长江流域二氧化碳减排的重点仍然在提高高碳生产领域的碳生产力。长江经济带城市二氧化碳排放整体上呈现东高西低的态势(图 1),排放量最低的城市集中在西部最上游地区。多尺度地理加权回归参数显示下游东部地区的贡献弹性远远小于上游西部地区,可以认为基于自然禀赋的产业分工使得上游地区主要以能源和原材料工业为主,排放水平较高,下游沿海地区经过产业升级和发挥技术创新优势具有比较高的碳生产力,排放贡献小于上游地区。另一方面也反映出在以生产能力均衡为目标的区域协调发展思想指导下,东部地区高排放产业大量向中西部跨区域转移,造成西部地区的排放弹性明显高于东部地区,这种趋势在长江流域城市二氧化碳排放的地区生产总值参数分布中得到清晰展现,为了抑制这种情况的发展,有必要转变以生产能力均衡为指标的地区均衡发展思想,发挥东部地区装备和技术优势,集中布局具有排放刚性的主要产业,以局部排放的增加换取整个流域排放总量的降低,实现流域整体的二氧化碳减排。事实上在长江下游地区,多尺度地理加权的生产总值贡献参数已经呈现西低东高的态势,也就是说在长江下游地区已经自动实现高排放系数的产业向沿海地区靠拢,使得全流域参数曲线在下游地区出现明显的翘尾。从流域城市消费总额对二氧化碳排放的贡献看,城市消费对二氧化碳排放具有负向作用,上游地区这种作用比较明显,沿流向逐渐降低,这说明上游地区的生活消费与下游地区相比处于低排放水平,面对这种状况不能单纯以二氧化碳减排作为地区的发展目标,需要兼顾上游地区的生活消费提升和下游地区的生活消费减排才能体现出公平发展追求,可见,推动长江流域的高质量发展必须转变以生产能力评价区域均衡发展的观念,把区域均衡发展建立在流域生活水平均衡和碳生产力因地制宜的目标上。

流域能够成为经济带,是因为流域框定的地域范围内要素之间有着独特的空间特征,这种特征既表现为局部内部的相关性和局部之间的异质性,也表现为流域整体的相关性以及流域整体与外部空间的异质性,流域内局部之间异质性的集合形成流域整体对内相关性和对外异质性。对长江经济带而言,长江经济带的发展不意味着全局同步、同样发展,而是要借助空间效应特征寻求差异化发展策略,这种策略前提是识别和量化空间异质性特征的影响,在剔除空间异质性的基础上制定普遍的战略、计划 and 目标,然后带入空间异质性特征制定差别化的政策措施。具体到长江经济带城市二氧化碳减排而言,首先要从总体上把握长江经济带城市二氧化碳的排放特征,尤其要考虑空间特征的影响,既要全方位抑制地区经济总量和人口规模带来的二氧化碳排放增长,又要着力提升消费水平,强化消费水平升级对减少二氧化碳排放的贡献。其次,要具体把握长江经济带城市二氧化碳排放的局部空间特征,在上游四川、贵州地区的城市着重降低因为经济增长和人口增加带动的二氧化碳排放,在中下游江苏、浙江等地区的城市着力提升消费水平升级带来的减排作用,中游湖北、安徽的城市要关注因为市区面积因素导致的二氧化碳排放量估计失真。最后,在制定长江经济带城市二氧化碳减排政策时要认真考量相邻城市的排放特征和相互之间潜在的异质性影响,加强城市之间减排合作,及时沟通信息,协商制定目标,协同制订计划,协作推进减排,实现城市和经济带二氧化碳减排的协调推进,使长江经济带成为引领我国流域空间减排的表率。

参考文献:

- [1]Ehrlich P R, Holdren J P. Impact of population growth[J]. Science, 1971, 171 (3977): 1212-1217.
- [2]Ehrlich P R, Holdren J P. Impact of population growth in population, resources and the environment[R]. Washington D C: US Government Printing Office, 1972.
- [3]Dietz T, Rosa E A. Rethinking the environmental impacts of population, affluence and technology[J]. Human Ecology Review, 1994, 1 (2): 277-300.
- [4]York R, Rosa E A, Dietz T. A rift in modernity? Assessing the anthropogenic sources of global climate change with the STIRPAT model[J]. International Journal of Sociology and Social Policy, 2003, 23 (10): 31-51.
- [5]York R, Rosa E A, Dietz T. STIRPAT IPAT and impact: Analytic tools for unpacking the driving forces of

environmental impacts[J].Ecological Economics, 2003, 46(3):351-365.

[6]Kaya Y. Impact of carbon dioxide emission control on GNP growth: Interpretation of proposed scenarios[R]. Paris: Response Strategies Working Group, 1989.

[7]王丽, 欧阳慧, 马永欢. 经济社会发展对环境影响的再认识——基于 IPAT 模型的城市碳排放分析[J]. 宏观经济研究, 2017(10):161-168.

[8]陈占明, 吴施美, 马文博, 等. 中国地级以上城市二氧化碳排放的影响因素分析: 基于扩展的 STIRPAT 模型[J]. 中国人口·资源与环境, 2018(10):45-54.

[9]赵涛, 张思聪. 基于 STIRPAT 模型的区域城市化碳排放影响因素差异分析[J]. 甘肃科学学报, 2019(3):125-130.

[10]Klaassen H L, Ooms G, Paelinck J, et al. A study of the formal structure of J. W. Forrester's world dynamics model[J]. Ecological modelling, 1998, 8:259-274.

[11]Anselin L. Spatial econometrics: Methods and models[M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

[12]Anselin L. How (Not) to lie with spatial statistics[J]. American Journal of Preventive Medicine, 2006, 2:3-6.

[13]Elhorst J P. Serial and spatial error correlation[J]. Economics Letters, 2008 100(3):422-424.

[14]Pace R K, Lesage J P. A spatial Hausman test[J]. Economics letters, 2008, 101, 3:282-284.

[15]保罗·克鲁格曼. 空间经济学: 城市、区域与国际贸易[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2005.

[16]Fotheringham A S, Charlton M E, Brunsdon C. Geographically weighted regression: A natural evolution of the expansion method for spatial data analysis[J]. Environment and Planning A, 1998, 30(11):1905-27.

[17]Fotheringham A S, Brunsdon C, Charlton M. Geographically weighted regression: The analysis of spatially varying relationships[M]. Chichester: Wiley, 2002.

[18]Fotheringham A S, Yang W B, Kang W. Multiscale geographically weighted regression (MGWR)[J]. Annals of the American Association of Geographers, 2017, 107(6):1247-1265

[19]Yu H C, Fotheringham A S, Li Z Q, et al. Inference in multiscale geographically weighted regression[J]. Geographical Analysis, 2020, 52(1):87-106.

[20]刘凯, 吴怡, 陶雅萌, 等. 中国省域生态文明建设对碳排放强度的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(7):50-56.

[21]Fotheringham A S, Charlton M, Brunsdon C. The geography of parameter space: An investigation of spatial non-stationarity[J]. International Journal of Geographic al Information Science, 1996, 10(5):605-627.

[22]Griffith D A.Spatial-filtering-based contributions to a critique of geographically weighted regression (GWR)[J].Environment and Planning A,2008,40(11):2751-2769.

[23]Lu B B,Harris P,Charlton M,et al.Calibrating a geographically weighted regression model with parameter-specific distance metrics[J].Procedia Environmental Sciences,2015,26:109-114.

[24]孙敬水,陈稚蕊,李志坚,等.中国发展低碳经济的影响因素研究——基于扩展的 STIRPAT 模型分析[J].审计与经济研究,2011(4):85-93.

[25]钟兴菊,龙少波.环境影响的 IPAT 模型再认识[J].中国人口·资源与环境,2016(3):61-68.