

城市群水污染物排放的驱动因素及尺度效应

周侃^{1,2},殷悦^{1,2},陈好凡^{1,2}

(1. 中国科学院地理科学与资源研究所 中国科学院区域可持续发展分析与模拟重点实验室,北京 100101;
2. 中国科学院大学资源与环境学院,北京 100049)

摘要: 揭示水污染物排放的驱动因素及尺度效应是研究城市群演化环境效应的重要议题,也是实现城市群水污染物协同减排和水环境协同治理的重要前提。以长三角城市群的305个县域为例,选取化学需氧量(COD)和氨氮(NH₃-N)两项特征污染物指标,在2011—2016年水污染物排放时空格局分析基础上,采用空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)评估城市群水污染物排放的驱动因素,构建多尺度地理加权回归(MGWR)模型诊断驱动力的尺度效应及空间异质性。结果显示:常住人口规模、城镇化水平和经济发展水平对水污染物排放呈现全域层面的正向驱动,而工业化水平、社会固定资产投资、外商直接投资、地方财政分权程度以局部的微观作用为主;固定资产投资在杭嘉湖及沿海地区对COD和NH₃-N排放均呈较强正向驱动,工业化水平在太湖流域及浙江全域对COD排放呈正向驱动;外商直接投资对NH₃-N排放呈局部抑制作用,外资投入的“污染光环”效应在苏北、皖北、浙南等城市群边缘区较为突出;地方财政分权在城市群中心区对COD排放具有明显抑制作用,反映出地方环保意识提升和多层级环境规制强约束的积极影响。建议引导绿色生产生活方式以降低水污染物排放基数,在工业生产、资本投入和财政收支等领域嵌入环境倒逼机制,系统构建与水环境承载力相适应的城市群高质量发展格局。

关键词: 水污染物;驱动因素;尺度效应;城市群;长三角城市群区域;多尺度地理加权回归
DOI: 10.11821/dlxb202209006

1 引言

城市群作为空间组织紧凑、经济联系紧密、并逐渐趋于一体化的城市共同体^[1-3],其形成和发育势必带来人口和经济要素集中、城市不透水面扩张,从而加速人为污染物进入区域生态环境系统,导致环境结构失调、功能退化乃至系统崩溃等负外部性影响,并造成水环境质量恶化、威胁居民饮用水安全等问题^[4-7]。不难看出,在快速城市化和工业化背景下,城市群内生产与生活、工业与交通、内生与跨区等排污累积叠加,引发各类污染物排放强度和规模激增,揭示同城化和一体化过程中城市群水污染物排放的空间关联、驱动机制以及尺度效应,对跨城市、跨界线推动城市群水环境协同治理和监管具有重要意义,受到学术界和政策制定者的广泛关注^[8-9]。

国内外学者对城市群演化环境效应的研究集中在城市群内社会经济活动与大气污染的关系,主要利用空气质量数据、卫星遥感资料等手段,分析城市群空间扩张与结构演

收稿日期: 2021-03-24; 修订日期: 2022-03-15

基金项目: 国家自然科学基金项目(41971164); 中国科学院战略性先导科技专项(XDA23020101) [Foundation: National Natural Science Foundation of China, No.41971164; Strategic Priority Research Program of the Chinese Academy of Sciences, No.XDA23020101]

作者简介: 周侃(1986-),男,云南丽江人,博士,副研究员,硕士生导师,研究方向为资源环境承载力与空间治理。
E-mail: zhoukan2008@126.com

化过程中各类人为源排放造成的大气环境污染^[10-12]。在当前环境质量整体改善、局部恶化的相持阶段,诸多研究从不同视角对污染机制、跨区域流动性、碳排放权等问题进行深入研究,重点揭示了城市化和工业化对城市群大气污染排放的空间溢出效应,提出区域大气污染联合治理的重要性^[13-15]。而在水污染领域,已有研究更多是将城市群的湖泊、海域、内陆水系等各类水环境要素作为水污染排放的受体,通过取样、检测等方式获取实验数据,重点研究城市群发育引起的水质、水环境、水生态变化与响应^[16-18]。还有研究从经济增长、人口与城镇化、环境规制、资金投入等社会经济要素着手,探讨城市群发育的水环境效应及驱动力。其中,从经济增长驱动力角度,采用环境库兹涅兹曲线刻画了经济增长与人为污染物排放的作用关系^[19],并通过面板数据研究工业废水、工业废气、工业固废等污染物指标与经济增长之间的拟合特征^[20-22],在城市群或更大区域尺度对EKC假设进行验证。关于人口社会驱动力的研究,主要考察了人口规模、城镇化等因素对人为污染物排放的影响,通过STIRPAT (Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology)模型发现了人口城镇化与环境污染之间存在关联,人口规模增长和城镇化水平提升将显著增加污染物排放^[23-25]。还有研究侧重环境规制、资金投入等因素对污染物排放的影响,揭示了环境规制是减少污染排放和抑制污染转移的重要工具,但同一环境规制的有效性因污染物而异^[26-29];外商投资对环境污染的影响常有多种观点,部分学者认为外商直接投资(FDI)流入会加剧东道国环境污染,提出“污染天堂”效应,尤其是在工业化早期,发展中国家因环境规制强度低承接了大量污染密集型产业^[30-32];部分学者则认为FDI对东道国的环境污染还具有“污染光环”效应,即FDI带来的技术进步及溢出效应将改善本地减排生产工艺和治污效率^[33-35]。

由此可见,诸多从国家、省域、市域尺度的纵向研究和水污染形成、原因、治理的横向研究已经发现,城市群发育过程显著加重了区域水资源和水环境负荷。未来,在城市群污染减排和人居环境高质量营造的现实需求下,揭示城市群水污染物排放的驱动因素与空间效应将成为城市群形成发育环境效应研究的热点议题,是实现城市群经济社会与生态环境良性互动、高质量发展的重要基础。但是,现有研究未能很好解释不同空间尺度下水污染排放的驱动强度及分异特征;难以从微观尺度量化城市群发育过程中水污染物排放的影响机制,亟需弥合城市群内部社会经济驱动力与水污染物排放之间作用关系研究不足这一差距。鉴于此,本文选取长江三角洲城市群区域为典型区域,试图通过全局回归和局部回归建模相结合的研究方法,在整体估计县域尺度水污染物排放驱动因素的基础上,运用多尺度地理加权回归模型诊断驱动因素的尺度效应及空间异质性,以期城市群环境高质量发展路径设计和水污染减排政策制定奠定良好基础。

2 数据来源与研究方法

2.1 案例区概况与数据来源

本文案例区长江三角洲城市群(以下简称长三角城市群)覆盖上海市、江苏省、浙江省和安徽省全域,土地总面积35.8万km²,包括上海大都市圈和南京都市圈、杭州都市圈、合肥都市圈、苏锡常都市圈、宁波都市圈组成的城市群中心区(图1),以及中心区外沿沪宁合杭甬发展带、沪杭金发展带、沿海发展带、沿江发展带辐射的城市群边缘区^[36]。长三角城市群是中国经济实力最强的区域之一,是引领长江经济带乃至全国经济发展的重要引擎,区内常住人口2.21亿,国内生产总值16.01万亿元,分别占全国的16.06%和23.36%。但同时,长期快速的城市扩张及高强度资源能源消耗过程,导致长三

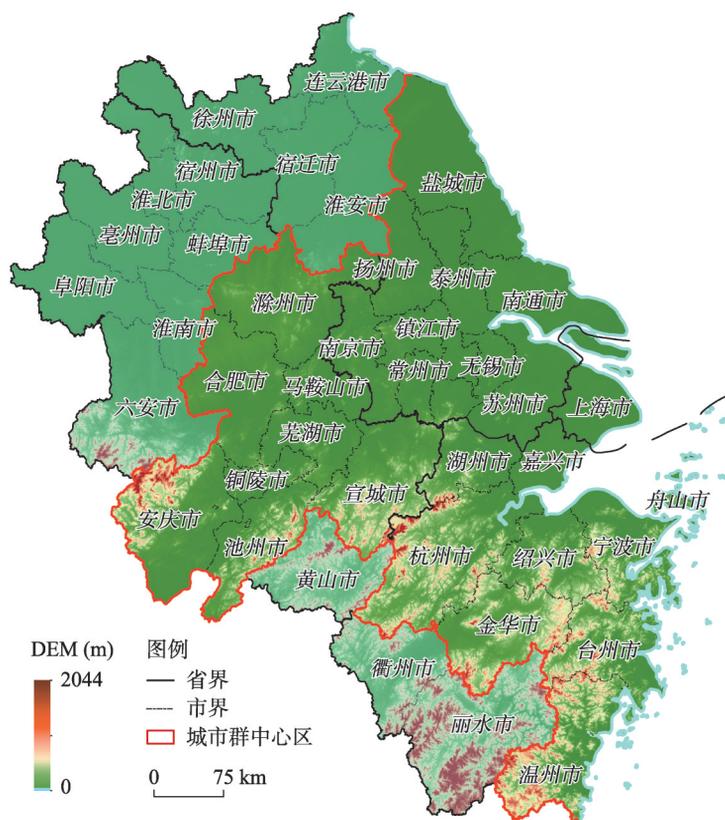


图1 长三角城市群位置及范围示意图

Fig. 1 Location and scope of the Yangtze River Delta

角城市群水污染物排放总量大、单位面积排放强度高，占全国4%的国土空间却承载着全国21%的废水排放量。2016年长三角城市群化学需氧量（COD）和氨氮（ $\text{NH}_3\text{-N}$ ）的排放量分别为185.17万t和27.05万t，占全国总量的17.69%和19.08%，远高于京津冀、珠三角等其他城市群区域（表1）。高排放导致长三角江河湖海纳污体量大，水环境污染问题突出，区域性水生态失衡严重，对县域河流或湖库断面水质测算显示，长三角城市群COD和 $\text{NH}_3\text{-N}$ 年均浓度超标的县域占比为18.93%和16.43%，而临界超标的县域占比分别为35.71%和25.36%，局部地区的水污染甚至威胁到居民饮用水安全。

本文以长三角城市群305个县域为研究单元，建立了水污染物排放和社会经济数据库，县域单元包括县、区和县级市3类县级行政区。主要数据及来源如下：各级行政区划数据，从国家基础地理信息系统网站获取；县域土地利用现状数据，从自然资源主管部门搜集；污染物排放和社会经济数据，主要从2011—2016年的《中国县域统计年鉴》《上海市统计年鉴》《江苏省统计年鉴》《浙江省统计年鉴》《安徽省统计年鉴》以及生态环境主管部门搜集，并对社会经济数据不完整或缺失的33个县域单元，进一步获取所在地市统计年鉴和县域统计公报补齐。

2.2 研究方法 with 指标选取

2.2.1 影响因素估计模型

根据水污染的空间流动性特点和理论分析可以发现，城市群水污染物排放过程具有空间溢出效应。为将空间相关性和空间异质性纳入到驱动因素分析，采用空间滞后模型（Spatial Lag Model, SLM）和空间误差模型（Spatial Error

表1 2016年长三角城市群水污染物排放量的区域比较

Tab. 1 Regional comparison of water pollutant discharge in the Yangtze River Delta in 2016

地区	COD			NH ₃ -N		
	地区排放总量 (×10 ⁴ t)	全国排放总量 占比(%)	县域排放强度 (t)	地区排放总量 (×10 ⁴ t)	全国排放总量 占比(%)	县域排放强度 (t)
上海市	14.75	1.41	9219.18	3.84	2.71	2397.84
江苏省	74.65	7.13	6785.98	10.28	7.25	934.24
浙江省	46.14	4.41	4394.73	7.30	5.15	695.30
安徽省	49.63	4.74	4205.99	5.63	3.97	477.51
长三角	185.17	17.69	6071.21	27.05	19.08	886.84
京津冀	60.16	5.75	3007.81	8.27	5.83	413.43
珠三角	96.42	9.21	7903.33	14.39	10.15	1179.16

Model, SEM) 进行空间自相关回归分析^[37-38]。其中, SLM模型使用空间滞后项评估空间相互作用, 分析县域单元的水污染物排放对邻近县域的空间溢出效应, 其模型表述为:

$$Y = \rho W_y + \beta X + \varepsilon \quad (1)$$

式中: Y 为被解释变量; X 为外生解释变量矩阵; ρ 为空间回归系数, 用来反映空间依赖程度; β 为待估系数; W_y 为空间滞后因变量; ε 为随机误差向量。而SEM模型中, 使用空间误差项测算邻近县域单元的被解释变量误差冲击对本县域的影响程度, 其模型表述为:

$$Y = \beta X + \varepsilon, \quad \varepsilon = \lambda W_\varepsilon + \mu \quad (2)$$

式中: λ 为空间误差系数, 用来反映存在于误差项之中的空间依赖程度; W_ε 为误差项的空间权重矩阵; μ 为白噪声。

2.2.2 尺度效应诊断模型 与传统地理加权回归模型 (Geographically Weighted Regression, GWR) 假设所有的因素均以相同空间尺度作用于因变量不同, 多尺度地理加权回归模型 (Multiscale Geographically Weighted Regression, MGWR) 允许响应在空间和不同尺度上变量和解释变量之间的关系发生变化^[39-40], 从而更好地探讨水污染物排放驱动因素的尺度效应和空间分异。公式如下:

$$y_i = \sum_{j=1}^k \beta_{bij}(u_i, v_i) x_{ij} + \varepsilon_i \quad (3)$$

式中: β_{bij} 表示局部变量的回归系数; b_{ij} 表示变量 j 的回归系数所使用的带宽; (u_i, v_i) 代表采样点 i 的空间坐标; x_{ij} 是变量 j 在采样点 i 的观测值; ε_i 是随机干扰项。MGWR的每个回归系数 β 都是基于局部回归得到的, 且带宽具备异质性。与GWR模型相比, MGWR模型通过准确地描绘空间异质性, 从而减少了共线性和参数估计中的偏差, 此外, MGWR依然延续GWR的核函数和带宽准则, 使用最为常用的二次核函数和AICc准则^[41-42]。

2.2.3 指标选取与变量说明 拟选取指标包括特征水污染物排放量和各类经济社会因素, 对2011—2016年长三角城市群305个县域单元数据进行研究。指标选取与变量说明如下:

(1) 被解释变量。选取COD和NH₃-N排放量作为被解释变量, 一方面, 国家和案例区各级环境主管部门在水环境保护规划中以COD和NH₃-N为主要控制污染物, 通过二者的总量控制目标实施管理; 另一方面, 研究区两项水污染物在全国和长江流域水污染物整治框架内均承担重要减排份额, 且排放控制相较于其它水污染物指标较为严格。

(2) 解释变量。在既有理论框架及实证研究经验基础上, 选取可能影响水污染物排放的经济和社会发展指标作为解释变量 (表2)。其中, POP代表年末常住人口数, 表征县域常住人口规模; UR代表城镇化率, 表征县域城镇化水平, 人口规模增长和城镇化水平提升通常会增加各类生活源污染物排放, 一般呈正向驱动作用^[23-25]。PGDP代表人均

表2 2016年主要解释变量的描述性统计
Tab. 2 Descriptive statistics of the main explanatory variables in 2016

变量代码	变量说明	均值	标准差	最大值	最小值	预期正负向作用
POP	常住人口规模($\times 10^4$ 人)	68.37	41.54	295.77	7.62	正向
UR	城镇化水平(%)	68.20	21.29	100.00	24.18	正向
PGDP	经济发展水平(元/人)	85966.22	69992.29	422517.88	7544.21	正向或负向
IS	工业化水平(%)	43.08	13.66	80.10	2.84	正向
FDI	外商直接投资额(万美元)	258452.59	416389.60	1851378.00	6109.00	正向或负向
FAI	社会固定资产投资额(亿元)	335.12	230.41	1825.74	8.98	正向
FD	地方财政分权程度(%)	74.09	39.27	244.10	13.22	正向或负向

GDP, 表征县域经济发展水平, 按照环境库兹涅兹曲线的一般规律, 随着经济发展水平提升, 人均GDP与污染物排放量呈现先正向、再负向作用的倒“U”型驱动关系^[19-22]; IS代表第二产业增加值与GDP的比值, 表征县域产业结构与工业化水平, 通常工业化尤其是污染密集型制造业扩张过程将造成工业源污染物排放增加^[20-22]; FDI代表外商直接投资额, 用以表征县域市场开放程度, 外资既可能存在增加投资地污染的“污染天堂”效应、也可能出现因环境处置技术引入而抑制污染排放的“污染光环”效应^[30-35]; FAI代表全社会固定资产投资额, 表征县域国内资金投资规模与资产再生产能力, 资本扩张通常会带来水污染物排放的显著增长^[43-44]; FD代表地方财政一般预算内收入与地方财政一般预算内支出的比值, 表征县域地方财政分权程度, 随着环保意识转变, 地方政府在具有更强的财政自主权时, 将有能力也有意愿改变过去宽松的环境规制, 从而导致污染物排放由正向转换为负向作用^[26-29]。

3 结果分析

3.1 时空格局分析

2011—2016年间长三角城市群水污染物排放呈显著下降, COD和NH₃-N排放总量分别下降了41.36%和35.54%, 每年分别以10.13和8.41个百分点的速度减少。从县域平均排放强度来看, 长三角城市群分县COD排放强度从2011年的10328.42 t下降至2016年的6056.58 t, NH₃-N排放强度从1373.67 t下降至885.50 t, 各县域水污染物排放强度分布如图2所示。结果表明, 长三角城市群高强度、连片式水污染物排放的总体格局明显改善, 尤其是城市群中心区高排放强度的县域大幅减少, 中心区内COD排放强度大于20000 t的县域由2011年的22个减至2016年的4个、NH₃-N排放强度大于2000 t的县域由50个减至11个。至2016年, 长三角城市群高排放区主要分布于太湖流域、东部沿海、皖北区域以及上海、南京、苏锡常等都市圈, 并呈现中心城区向郊区县域排放强度递减的核心—边缘式排放格局。

采用Getis-Ord G_i^* 指数的热区分析进一步发现(图3), 长三角城市群县域水污染物排放格局还呈现稳定的高值簇和低值簇集中分布态势。2011—2016年间, COD排放强度的热点和次热点区的县域数量维持在130个以上, 稳定分布于上海大都市圈、南京都市圈、合肥都市圈以及盐城、连云港、徐州、宿迁、淮北、淮南等苏北和皖北地市, 还在绍兴、温州、台州等地市零散分布; NH₃-N排放强度的 G_i^* 指数值从沿海发展带县域向内陆县域递减, 其中, 热点区在上海及周边县市集中分布。由此可见, 尽管长三角城市群水污染物减排趋势显著, 但水污染高排放县域集聚分布的格局仍未打破, 特别是在长三角城市群中心区的沿海和沿江地区以及非中心区的苏北地区呈明显空间锁定。

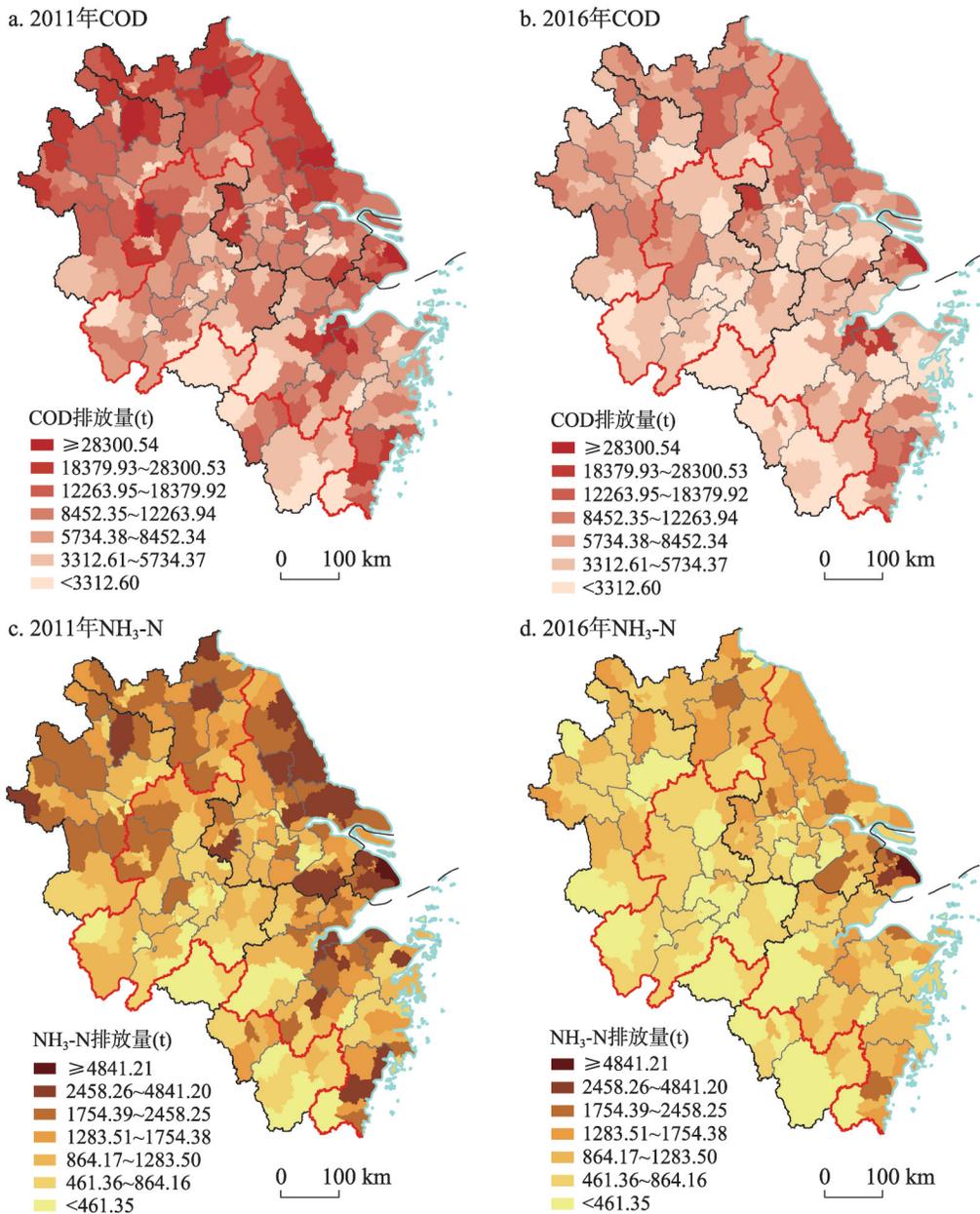


图2 长三角城市群县域水污染物排放强度分级

Fig. 2 Classification of water pollutant discharge intensity at the county level in the Yangtze River Delta

3.2 驱动因素估计

鉴于长三角城市群县域COD和NH₃-N排放存在显著的空间相关性,采用普通最小二乘(OLS)估计会产生明显的偏误,应使用考虑空间效应的计量模型进行驱动因素估计(表3)。空间相关性检验也显示,极大似然LM-Lag和LM-Error检验显著,存在显著的空间滞后和空间误差效应;稳健LM-Lag和稳健LM-Error检验表明,2011—2016年的SEM模型拟合效果普遍优于SLM模型。同时,SEM模型的赤池信息量准则值(AIC)和施瓦兹准则值(SC)值更小,且SEM模型的R²值和lnL值都大于SLM模型,进一步表明

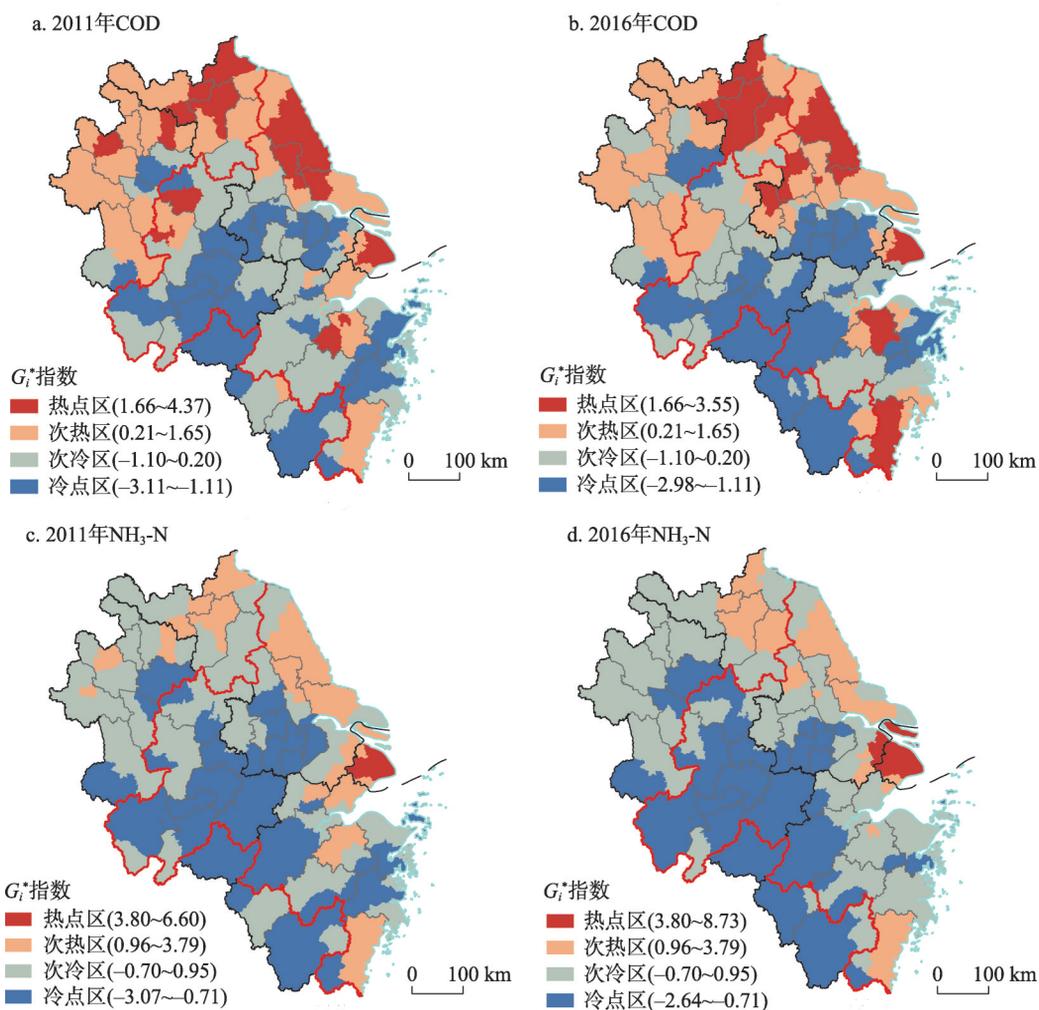


图3 长三角城市群县域水污染物排放强度的热区分布

Fig. 3 Hot spots of water pollutant discharge intensity at the county level in the Yangtze River Delta

表3 模型空间相关性检验结果
Tab. 3 Results of the spatial correlation test

检验指标	COD				NH ₃ -N			
	2011年		2016年		2011年		2016年	
	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值
Moran's <i>I</i> (error)	0.385	<0.001	0.273	<0.001	0.384	<0.001	0.196	<0.001
LM-lag	36.545	<0.001	34.502	<0.001	36.786	<0.001	18.034	<0.001
Robust LM-lag	5.547	0.019	8.728	0.003	4.415	0.036	3.539	<0.001
LM-error	98.779	<0.001	49.791	<0.001	98.097	<0.001	25.616	<0.001
Robust LM-error	67.781	<0.001	24.017	<0.001	65.727	<0.001	11.121	0.001

SEM模型拟合效果更佳; 方差膨胀因子VIF均小于10, 表明驱动因素之间不存在冗余及多重共线性。综上比较, 主要选择SEM模型进行定量估计, SLM模型用于辅助观察空间溢出效应。

基于R Studio平台的SEM模型估计结果显示(表4),常住人口规模、城镇化水平、经济发展水平和全社会固定资产投资均通过了1%的显著性检验,表明2011—2016年间这4个指标对水污染物排放产生稳定而显著的正向驱动。其中,常住人口规模的驱动作用最为明显,在2016年的SEM(COD)和SEM(NH₃-N)模型中,lnPOP的弹性系数分别为0.904和0.851,即常住人口规模每提升1个百分点,将引起县域COD和NH₃-N增加0.904%、0.851%,反映出常住人口规模是影响长三角城市群县域水污染物排放的主控因素;城镇化水平对水污染物排放的驱动程度次之,2016年度城镇化率每提升1个百分点,将分别驱动县域COD和NH₃-N增加0.587%、0.516%;lnPGDP、lnFAI对县域COD和NH₃-N排放的弹性系数依次为0.076和0.077、0.190和0.211,表明经济发展水平和国内资本投入对同期水污染物排放的正向驱动作用。

长三角城市群水污染排放除受上述共性因素的稳定驱动外,工业化水平、外商直接投资额、地方财政分权程度在2011—2016年间的影响具有一定差异性,主要表现在:工业化水平仅对县域COD排放具有稳定的驱动作用($P < 0.01$),而对NH₃-N排放不明显,第二产业占比每提升1%将分别导致2011年和2016年COD增加0.292%、0.276%,主要反映了不同水污染物的排放源结构差异,工业企业排放源在长三角城市群各类COD排放源的份额约保持在两成,而工业源的NH₃-N排放份额相对偏低,从县域工业源排放占比与排放强度的散点图也显示(图4),COD工业源排放份额大于20%的县域(95个)远多于

表4 SLM和SEM模型的检验与参数估计结果
Tab. 4 Tests and parameter estimation of SLM and SEM models

变量	SLM(COD)		SEM(COD)		SLM(NH ₃ -N)		SEM(NH ₃ -N)	
	2011年	2016年	2011年	2016年	2011年	2016年	2011年	2016年
lnPOP	0.915*** (16.251)	0.756*** (10.510)	0.987*** (19.320)	0.904*** (12.628)	0.893*** (18.168)	0.738*** (10.729)	0.953*** (21.345)	0.851*** (12.451)
lnUR	0.097 (1.337)	0.507*** (7.494)	0.103 (1.366)	0.587*** (7.780)	0.122* (1.939)	0.431*** (6.691)	0.152** (2.319)	0.516*** (7.269)
lnPGDP	0.244** (4.800)	0.060** (2.351)	0.371*** (6.867)	0.077*** (2.599)	0.194*** (4.429)	0.072*** (2.895)	0.277*** (5.887)	0.077*** (2.742)
lnIS	0.329*** (5.181)	0.099 (1.498)	0.292*** (4.676)	0.276*** (3.840)	0.012 (0.218)	-0.153** (-2.479)	0.033 (0.601)	-0.051 (-0.748)
lnFAI	0.079 (1.423)	0.292*** (4.298)	0.068 (1.278)	0.190*** (2.589)	0.056 (1.216)	0.252*** (3.854)	0.098** (2.122)	0.211*** (2.976)
lnFDI	-0.094*** (-3.584)	-0.092*** (-3.346)	-0.076** (-2.174)	-0.037 (-1.074)	-0.072** (-3.173)	-0.076*** (-2.863)	-0.085*** (-2.845)	-0.060* (-1.895)
lnFD	-0.231*** (-3.487)	-0.378*** (-5.088)	-0.184** (-2.424)	-0.313*** (-3.693)	-0.005 (-0.089)	-0.142** (-1.982)	-0.010 (-0.155)	-0.111 (-1.392)
空间滞后项(ρ)	0.187*** (6.023)	0.211*** (5.791)			0.199*** (5.993)	0.177*** (4.188)		
空间误差项(λ)			0.621*** (13.119)	0.482*** (7.739)			0.616*** (11.897)	0.362*** (5.186)
R ²	0.643	0.518	0.736	0.559	0.711	0.588	0.778	0.606
对数似然函数值(logL)	-196.091	-228.885	-165.174	-216.408	-156.995	-222.573	-127.067	-221.332
赤池信息量准则(AIC)	410.181	475.770	346.348	448.815	330.708	463.146	270.135	452.261
施瓦兹准则(SC)	443.664	509.253	376.111	478.578	364.191	496.629	299.897	482.023

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内为 t 统计量。

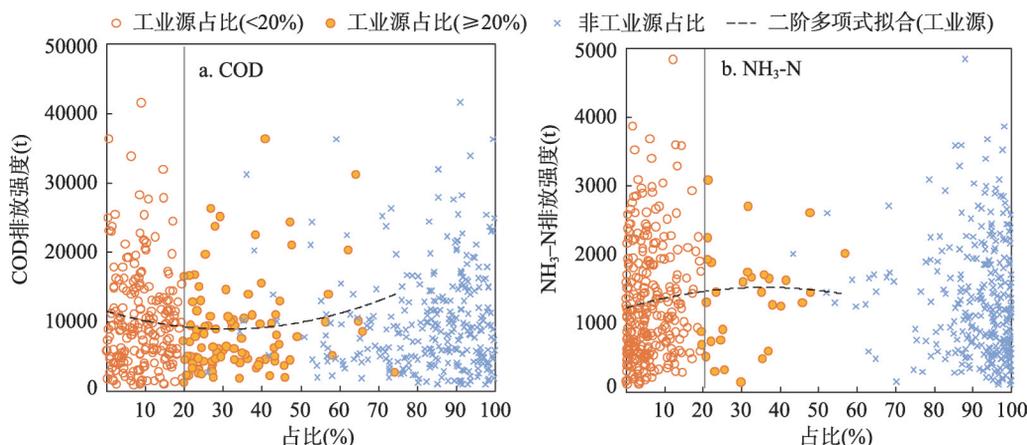


图4 工业源排放比重与县域排放强度的散点图

Fig. 4 Scatter plot of discharge share of industrial source and discharge intensity at the county level

NH₃-N (29个), 还反映出工业化水平对COD的高强度排放县域呈正向拉动; 外商直接投资额在2011年的SEM(COD)模型、2011年和2016年的SEM(NH₃-N)模型中通过检验, 其弹性系数处于-0.09~-0.06之间, 反映出境外资本对水污染物排放具有较弱的抑制作用; 地方财政分权程度在SEM(COD)模型中均显著, 其弹性系数从2011年的-0.184降低至2016年的-0.313, 说明地方财政分权对COD排放的抑制作用进一步凸显。

需注意的是, 2011—2016年间各模型的空间滞后项(ρ)处于0.17~0.22之间, 空间误差项(λ)处于0.36~0.63之间, 且均通过了1%的显著性检验。充分表明长三角城市群县域水污染物排放除了受到本地因素的影响外, 也受到相邻县域排放的影响, 即存在明显的空间溢出效应。这可能是本地与邻地在产业结构、生产成本和市场等方面具有共性, 在经济分工体系、消费者偏好与物流成本等因素的共同作用下, 若本地污染密集型产业难以清洁化, 邻地水污染物排放同样受到正向驱动。而且上述未考虑到的影响因素所产生的误差冲击, 也会对相邻县域排放表现出一定程度的空间溢出效应, 如污染密集型产业就近向邻地转移、相邻县域环境政策差异等空间误差。

3.3 尺度效应及空间异质性诊断

3.3.1 尺度效应解析 相对于SLM模型、SEM模型和GWR模型, MGWR模型能通过最优带宽顾及不同因素在驱动水污染排放时的空间非平稳性, 构建MGWR模型对污染物排放有显著影响的驱动因素做进一步尺度效应分析。MGWR(COD)和MGWR(NH₃-N)的性能对比如表5所示, 模型的拟合优度值分别为0.649、0.683, 明显优于两项GWR模型, AICc值分别为592.088、556.884, 也明显低于GWR模型的结果值, 表明MGWR模型具有更好的估计效果。鉴于MGWR兼顾了各个驱动因素作用尺度多样化、降低了回归系数中大量噪声和偏误, 同时增强了模型鲁棒性(Robustness), 故在驱动因素的尺度效应及空间异质性诊断时MGWR模型优于GWR模型。

表5 GWR和MGWR模型性能对比

Tab. 5 Comparison of model performance of GWR and MGWR

模型指标	GWR(COD)	MGWR(COD)	GWR(NH ₃ -N)	MGWR(NH ₃ -N)
拟合优度	0.597	0.649	0.657	0.683
AICc值	625.636	592.088	579.324	556.884
残差平方和	110.933	94.264	93.571	86.361

GWR 和 MGWR 模型中不同驱动因素的带宽如表 6 所示, GWR (COD) 和 GWR (NH₃-N) 计算出各驱动因素具有相同的作用尺度, 二者带宽分别为 155 和 89, 分别占总样本 50.82% 和 29.18%, 而 MGWR 模型则显示各驱动因素的带宽差异较大, 且能够揭示其作用尺度具有显著不同。根据带宽规模占全局样本占比 (BW) 和相对应的行政区划幅员范围, 可反映出驱动因素呈现全局尺度 (BW>50%) 和局部尺度 (BW≤50%) 两个层级的尺度效应。在 MGWR (COD) 模型中, 作用尺度由全局到局部依次为 PGDP=UR>POP>IS>FAI>FD, 其中, 经济发展水平、城镇化水平以及常住人口规模的带宽规模均在 297 以上, 且 BW 值均在九成以上, 可视为全局层面的宏观驱动因素; 而工业化水平、固定资产投资和地方财政分权程度的带宽分别为 140、116 和 95, 且 BW 值小于 50%, 即为局部层面的微观驱动因素, 这些因素与县域 COD 排放的关系存在高度空间非平稳性; 在 MGWR (NH₃-N) 模型中, 对 NH₃-N 排放具有显著影响的因素也存在一定的空间异质性, 作用尺度由全局到局部依次为 UR>POP>FAI>FDI>PGDP, 其中, 城镇化水平和常住人口规模为全域宏观驱动, 其他因素则表现出局部微观作用。

表 6 MGWR 模型估计的驱动因素带宽

Tab. 6 Bandwidth of the driving factors estimated by MGWR model

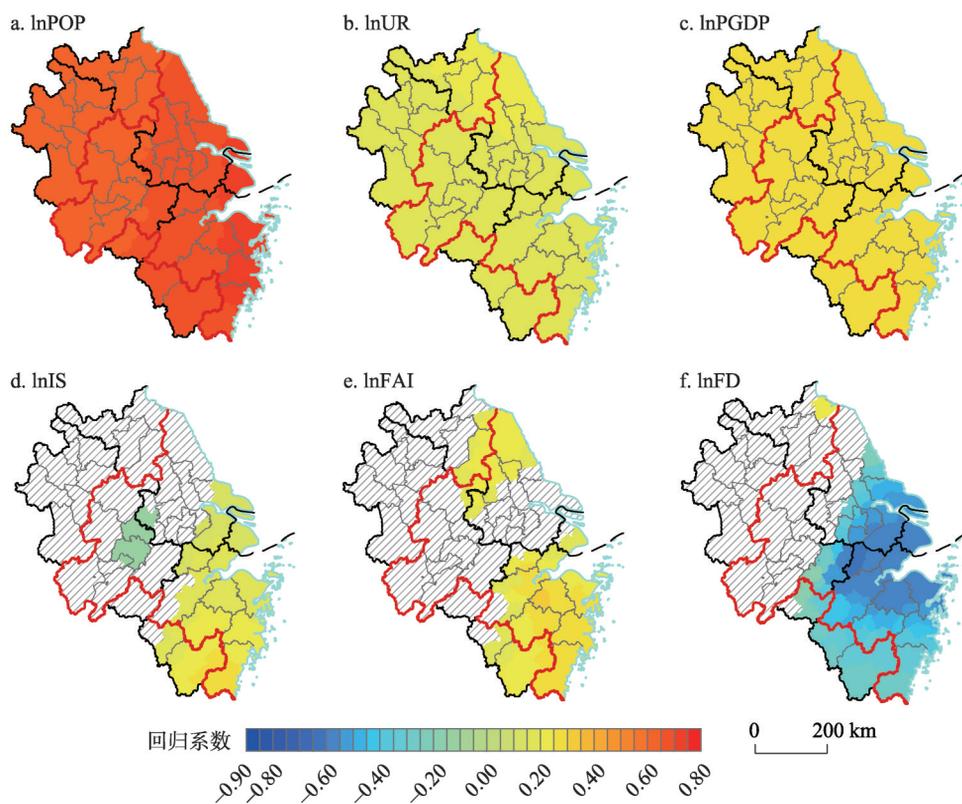
变量	MGWR(COD)			变量	MGWR(NH ₃ -N)		
	带宽	全局占比(%)	指示尺度		带宽	全局占比(%)	指示尺度
lnPOP	297	97.38	全局	lnPOP	178	58.36	全局
lnUR	304	99.67	全局	lnUR	304	99.67	全局
lnPGDP	304	99.67	全局	lnPGDP	51	16.72	局部
lnIS	140	45.90	局部	lnFDI	75	24.59	局部
lnFAI	116	38.03	局部	lnFAI	137	44.92	局部
lnFD	95	31.15	局部	GWR 固定带宽	89	29.18	-
GWR 固定带宽	155	50.82	-				

3.3.2 空间异质性诊断 利用 ArcGIS 对 MGWR 测算的回归系数进行可视化处理, 空间分布如图 5 和图 6 所示。其中, 接近似 *t* 检验结果 (Pseudo-*t* test) 将各驱动因素中回归系数不显著 ($P > 0.1$) 的县域用斜线显示, 表明所分析因素在该县域的解释性较弱^[9]。

(1) 全局驱动因素。长三角城市群水污染物排放的全局驱动因素包括城镇化水平、常住人口规模和经济发展水平。该类因素总体呈现全局驱动, 且具有驱动作用较强、空间异质性偏低的特点。具体影响及其空间效应如下:

POP 变量对 COD 和 NH₃-N 的回归系数在全域显著为正, 系数值区间分别为 0.624~0.710、0.391~0.750, 标准差分别为 0.030、0.122, 表明常住人口规模作为全局变量, 整体上正向驱动强度较大且空间异质性低。即较高的人口规模将普遍提高居民水污染物排放的基数, 导致县域水污染物排放量显著增大。需注意的是, 与 COD 较高的空间平稳性不同 (图 5a), 人口规模对于 NH₃-N 排放的驱动强度由太湖和杭嘉湖甬地区向外围递增 (图 6a), 其中, 安徽全域、苏北地区所受影响较大。因此, 通过引导居民形成低排放、低能耗、低污染的绿色生产生活方式, 降低单位人口水污染物排放强度, 将利于减缓长三角区域性水环境污染态势。

UR 变量对 COD 和 NH₃-N 的回归系数在全域显著为正, 系数值区间分别为 0.189~0.206、0.243~0.281, 标准差为 0.004、0.012, 反映出城镇化水平具有正向驱动作用, 空间异质性较低。由图 5b 和图 6b 可知, 在位于城市群边缘区、城镇化水平相对较低的皖



注: 将各因素回归系数不显著($p > 0.1$)的县域用斜线填充显示。

图5 COD排放驱动因素的回归系数空间分布

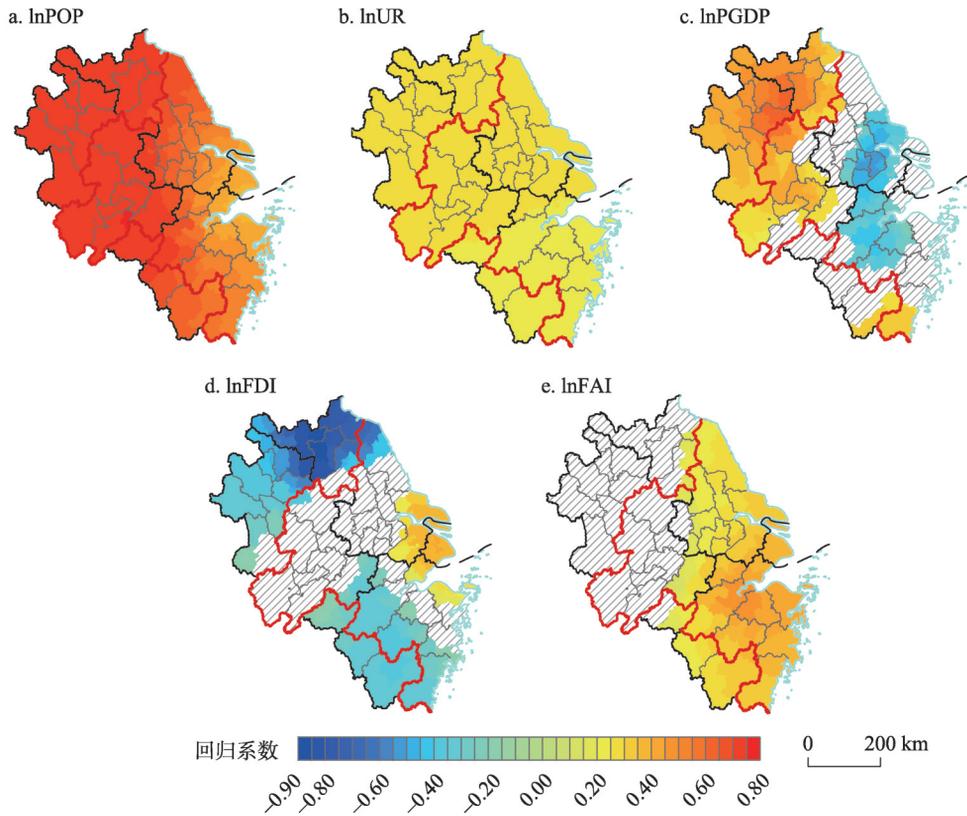
Fig. 5 Spatial distribution of regression coefficients of the driving factors of COD discharge

西、浙西、苏北地区, 城镇化对COD和 $\text{NH}_3\text{-N}$ 的回归系数还略高于城市群中心区。不难看出, 在长三角快速城镇化过程中, 不仅需要注重都市圈、特大和大型城市的水污染处理设施配套, 中小城市、县城乃至城镇的污染处理设施及管网建设也需要加强。

PGDP变量对COD的回归系数在全域显著为正, 系数值区间为0.265~0.287, 标准差仅为0.006, 说明经济发展水平对COD排放有较强的正向驱动, 并且几乎不存在空间异质性, 县域尺度的COD排放受到经济发展水平的影响基本相同(图5c)。相比而言, 经济发展水平对 $\text{NH}_3\text{-N}$ 排放仅在局部地区显著, 其中, 经济发展水平较高的苏锡常都市圈和杭州都市圈(2016年人均GDP为139075.79元)呈抑制作用, 在合肥都市圈及城市群边缘区基本呈促进作用(图6c)。由此可见, 在长三角城市群呈现的COD排放与经济发展水平间的伴生效应、以及 $\text{NH}_3\text{-N}$ 排放在经济发展水平低于43769.23元县域的正向驱动表明, 从源头扭转长三角城市群水环境质量恶化态势, 仍需转变以牺牲水环境为代价的发展方式, 重视经济增长要素中的水污染治理成本和水环境效益, 推动形成与水环境承载力相适应的高质量经济发展格局。

(2) 局部驱动因素。长三角城市群水污染物排放的局部驱动因素包括工业化水平、固定资产投资、外商直接投资和地方财政分权程度。如图7所示, 该类因素具有空间异质性强, 且对不同水污染物驱动强度差异大的特点。具体影响及其空间效应如下:

IS变量对COD的回归系数在局部显著且通常为负, 系数值的区间为-0.124~-0.276, 均值和标准差分别为0.132、0.115, 反映工业化水平对COD呈局部正向驱动。如图5d所



注：将各因素回归系数不显著($p > 0.1$)的县域用斜线填充显示。

图6 NH₃-N排放驱动因素的回归系数空间分布

Fig. 6 Spatial distribution of regression coefficients of the driving factors of NH₃-N discharge

示，结合各类制造业的行业产值及COD排放份额进一步统计发现，在上海大都市圈、苏锡常都市圈以及浙江大部分地区，化学原料和化学制品制造业、造纸及纸制品业、纺织业、石油加工、炼焦和核燃料加工业等COD污染密集型制造业的产业集中度较高，造成工业化水平对COD排放量的弹性系数保持在0.2以上的正向驱动。表明长三角城市群中心区仍需改变以水资源高消耗和水污染高排放的工业化路径，持续引导COD污染密集型制造业淘汰落后工艺设备、加强清洁技术的生产改造。

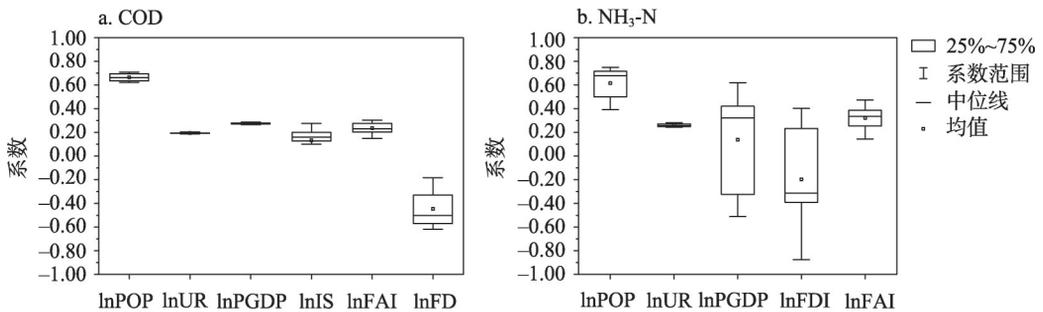


图7 水污染物排放驱动因素的回归系数箱线图

Fig. 7 Box plot of regression coefficients for the driving factors of water pollutant discharges

FDI变量对 $\text{NH}_3\text{-N}$ 的回归系数在局部显著, 系数值区间为 $-0.875\sim 0.402$, 均值和标准差分别为 -0.197 、 0.372 , 表明外商直接投资作为局部变量, 对县域 $\text{NH}_3\text{-N}$ 排放具有双向影响且空间异质性较强。如图6d所示, 一方面, 外商直接投资对城市群中心区内上海、苏州、南通、嘉兴、宁波、舟山等地市的 $\text{NH}_3\text{-N}$ 排放呈正向驱动, 显示了临江和临海区位依然受氨氮类污染密集行业外资青睐; 另一方面, 在苏北、皖北、浙南等城市群边缘区外商直接投资的抑制作用尤为明显, 随着针对外资企业设置了更严格的环保处置标准、排放限制等环境准入门槛, 过去跨国公司在长三角寻求“污染避难所”的现象明显好转。

FAI变量对COD和 $\text{NH}_3\text{-N}$ 的回归系数值区间为 $0.150\sim 0.304$ 、 $0.145\sim 0.474$, 标准差分别为 0.040 、 0.084 , 反映了固定资产投资对两类水污染物排放的局部正向驱动, 从空间异质性上, FAI对 $\text{NH}_3\text{-N}$ 排放作用的空间敏感性强于COD排放。可见, 长三角城市群固定资产投资为基本建设投资、更新改造投资和房地产开发投资, 当大量的投资流向高耗能、高排放行业, 从而导致对水污染物排放存在促进作用, 这在杭嘉湖及沿海地市尤为突出(图5e、图6e)。未来亟待推动固定资产投资结构与方向转型, 促进由末端处置投资转向源头—过程—末端全过程治理投资, 强制性限定用于环境基础设施建设、排污治理和减排技术推广应用的投资份额, 以投资环境效益考核倒逼投资结构转型。

FD变量对COD的回归系数在局部显著且通常为负, 系数值区间为 $-0.618\sim 0.230$, 平均值和标准差分别为 -0.446 、 0.154 , 反映了地方财政自主权对COD排放具有抑制作用, 且空间异质性较强。在现行财政分权制度背景下, 财政分权程度提升使地方政府获得更大的事权和资金支配权^[45-46], 当地方环保意识提升、自上而下的环保约束趋强时, 地方政府将有能力和意愿提升当地的环境准入门槛、加大环境规制实施力度^[47-49]。如图5f所示, 财政分权程度在城市群中心区内对COD排放具有显著抑制作用, 一定程度上显示了地方政府在实施环境规制时的“择优”效应。

4 结论与讨论

本文采用空间误差和空间滞后模型、以及适应多尺度分析的改进地理加权回归模型, 定量估计了水污染物排放的驱动因素及尺度效应, 对深入解析城市群形成发育的环境效应研究具有一定科学价值, 能够为快速城市化和工业化背景下城市群水污染物减排对策制定提供依据。主要结论与讨论如下:

(1) 城市群具有水污染物排放总量大、排放强度高、空间溢出性强的特点, 本文案例区长三角城市群以占全国4%的国土空间, 承载着占全国17.69%的COD和19.08%的 $\text{NH}_3\text{-N}$ 排放量。SEM和SLM模型的估计结果显示, 常住人口规模、城镇化水平、经济发展水平和固定资产投资对水污染物排放产生显著的正向驱动。2011—2016年的热区分布以及空间滞后项和误差项值为正且相对平稳的结果, 均反映出城市群水污染物排放存在明显空间溢出性, 特别是在长三角城市群中心区的沿海和沿江地带、以及非中心区的苏北地区呈明显空间锁定。

(2) MGWR模型兼顾了驱动因素作用尺度的多样化、有效降低了回归系数的噪声和偏误, 通过可变最优带宽可考察驱动因素的尺度效应及影响程度的空间异质性。长三角城市群实证研究显示, 常住人口规模、城镇化水平和经济发展水平呈全局尺度的宏观驱动作用, 这类因素对水污染物排放作用强度相对稳定、空间范围广。因此, 在长三角快速城镇化过程中, 亟待引导居民形成绿色生产生活方式以降低水污染物排放基数, 既要

注重城市群中心区内各都市圈的水污染物处置设施配套,还应加强中小城市、县城乃至城镇的水污染处理设施及管网建设。同时,针对水污染物排放与经济发展水平之间的伴生效应和全局性影响,仍需转变经济发展方式,将治污成本和环境代价纳入县域经济高质量发展考核体系,推动形成与环境承载力相适应的社会经济发展格局。

(3)对MGWR(COD)和MGWR(NH₃-N)模型的回归系数分析发现,工业化水平、社会固定资产投资、外商直接投资、地方财政分权以微观层面作用为主,仅对局部区域的水污染物排放产生影响,且作用强度的空间分异显著。其中,工业化水平在上海大都市圈、苏锡常都市圈以及浙江省对COD排放呈正向驱动,反映出化学原料和化学制品制造业、造纸及纸制品业、纺织业等COD污染密集型制造业的显著作用;固定资产投资对COD和NH₃-N的局部正向驱动表明,长三角城市群仍需进一步优化固定资产投资结构,尤其在驱动强度较高的杭嘉湖及沿海地区,探索由末端处置投资转向源头、过程及末端全过程治理投资的新型投融资模式。此外,外商直接投资对水污染物排放的抑制作用在苏北、皖北、浙南等城市群边缘区尤为明显,应放大外资企业在全要素生产率和环保生产工艺等方面的技术外溢和示范效应,切实减少县域经济发展水耗及水污染物排放规模;财政分权程度在城市群中心区内对COD排放具有显著抑制作用,故建议探索制定纳入污染减排与治理效果权重的地方分权激励机制,通过灵活差异化的奖惩政策体系,充分发挥地方政府施行环境规制的“择优”效应。

(4)水污染物排放驱动因素的多重影响及尺度效应表明,在生态文明转型和绿色发展方式转变背景下,水污染治理与社会经济发展的关系也逐渐从“零和”冲突迈向“双赢”可协调,并由此反映了生产结构、生活方式、社会体制以及价值观念等多因素改变正重塑环境与经济社会之间的复杂关系。未来还需对以下方面进行深入探讨:鉴于人口规模、城镇化、经济发展水平是驱动水污染物排放的全局性因素,有待进一步揭示这些驱动因素在国家、省域、市域等尺度区别与联系,为多层次、多尺度的环境规制设计提供依据;面向自然生态系统完整性和高质量生态环境一体化实现,探索城市群跨界区域水污染排放与水环境质量的时空交互过程,并基于空间耦合特征和作用机理,探索环境效益更优的城市群空间结构组织模式、协同化产业布局调整方向、融合化流域减排路径;在第二次污染源普查数据支撑下丰富面板数据,基于长时间序列研究,进一步解析水污染排放驱动因素的尺度效应同规模效应、结构效应、技术效应的交互作用,深入挖掘资本投入、财政分权、环境规制等因素对水污染密集型行业作用的成因、机理及空间效应。

参考文献(References)

- [1] Fang Chuanglin. Important progress and future direction of studies on China's urban agglomerations. *Acta Geographica Sinica*, 2014, 69(8): 1130-1144. [方创琳. 中国城市群研究取得的重要进展与未来发展方向. *地理学报*, 2014, 69(8): 1130-1144.]
- [2] Fan Jie, Zhao Yannan. China's regional development pattern oriented toward modernization: The scientific connotation and strategic priorities. *Economic Geography*, 2021, 41(1): 1-9. [樊杰, 赵艳楠. 面向现代化的中国区域发展格局: 科学内涵与战略重点. *经济地理*, 2021, 41(1): 1-9.]
- [3] Zhu Y G, Ioannidis J P A, Li H, et al. Understanding and harnessing the health effects of rapid urbanization in China. *Environmental Science & Technology*, 2011, 45(12): 5099-5104.
- [4] Al-Mulali U, Ozturk I, Lean H H. The influence of economic growth, urbanization, trade openness, financial development, and renewable energy on pollution in Europe. *Natural Hazards*, 2015, 79(1): 621-644.
- [5] Zhou Kan, Li Hui, Shen Yuming. Spatiotemporal patterns and driving factors of environmental stress in Beijing-Tianjin-Hebei region: A county-level analysis. *Acta Geographica Sinica*, 2020, 75(9): 1934-1947. [周侃, 李会, 申玉铭. 京津冀地区县域环境胁迫时空格局及驱动因素. *地理学报*, 2020, 75(9): 1934-1947.]

- [6] Gong P, Liang S, Carlton E J, et al. Urbanization and health in China. *The Lancet*, 2012, 379(9818): 843-852.
- [7] Lu X C, Lin C Q, Li W K, et al. Analysis of the adverse health effects of PM_{2.5} from 2001 to 2017 in China and the role of urbanization in aggravating the health burden. *Science of the Total Environment*, 2019, 652: 683-695.
- [8] Fang Chuanglin, Wang Zhenbo, Ma Haitao. The theoretical cognition of the development law of China's urban agglomeration and academic contribution. *Acta Geographica Sinica*, 2018, 73(4): 651-665. [方创琳, 王振波, 马海涛. 中国城市群形成发育规律的理论认知与地理学贡献. *地理学报*, 2018, 73(4): 651-665.]
- [9] Yao Shimou, Zhou Chunshan, Wang De, et al. *New Perspectives on Urban Agglomerations in China*. Beijing: Science Press, 2016. [姚士谋, 周春山, 王德, 等. *中国城市群新论*. 北京: 科学出版社, 2016.]
- [10] Ghosh J K, Wilhelm M, Su J, et al. Assessing the influence of traffic-related air pollution on risk of term low birth weight on the basis of land-use-based regression models and measures of air toxics. *American Journal of Epidemiology*, 2012, 175(12): 1262-1274.
- [11] Sun L, Wei J, Duan D H, et al. Impact of land-use and land-cover change on urban air quality in representative cities of China. *Journal of Atmospheric and Solar-Terrestrial Physics*, 2016, 142: 43-54.
- [12] Peng Mengjie, Liu Liwei, Zhou Yuwen, et al. Study on the atmospheric environmental effect of the spatial structure evolution of Shandong peninsula urban agglomeration. *Environment and Development*, 2020, 32(5): 8-9, 11. [彭梦杰, 柳力玮, 周毓文, 等. 山东半岛城市群空间结构演化的大气环境效应研究. *环境与发展*, 2020, 32(5): 8-9, 11.]
- [13] Li M, Li C, Zhang M. Exploring the spatial spillover effects of industrialization and urbanization factors on pollutants emissions in China's Huang-Huai-Hai region. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 195: 154-162.
- [14] Chen J D, Xu C, Li K, et al. A gravity model and exploratory spatial data analysis of prefecture-scale pollutant and CO₂ emissions in China. *Ecological Indicators*, 2018, 90: 554-563.
- [15] Lu Xiaocheng. Research progress of world-class urban agglomeration, smog control and low-carbon development in Beijing, Tianjin and Hebei: Based on the bibliometric analysis of CNKI literature. *Enterprise Economy*, 2021, 40(2): 14-23. [陆小成. 世界级城市群、雾霾治理与京津冀低碳发展研究进展: 基于中国知网文献的计量分析. *企业经济*, 2021, 40(2): 14-23.]
- [16] Chang H. Spatial and temporal variations of water quality in the Han River and its tributaries, Seoul, Korea, 1993-2002. *Water Air and Soil Pollution*, 2005, 161: 267-284.
- [17] Tasdighi A, Arabi M, Osmond D L. The relationship between land use and vulnerability to nitrogen and phosphorus pollution in an urban watershed. *Journal of Environmental Quality*, 2017, 46(1): 113-122.
- [18] Fan Zhiping, Liu Jianzhi, Zhao Yue, et al. Spatial heterogeneity of water quality and its response to land use in Puhe River Basin. *Chinese Journal of Ecology*, 2018, 37(4): 1144-1151. [范志平, 刘建治, 赵悦, 等. 蒲河水质空间异质性特征及其对流域土地利用方式的响应. *生态学杂志*, 2018, 37(4): 1144-1151.]
- [19] Grossman G M, Krueger A B. Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 353-377.
- [20] Cheng Xi. Study on relationship between water quality change and economic development of Taihu Lake. *Environment and Sustainable Development*, 2012, 37(5): 73-77. [程曦. 太湖水质变化与经济发展关系研究: 基于环境库兹涅茨曲线(EKC)方法. *环境与可持续发展*, 2012, 37(5): 73-77.]
- [21] Akca H, Ozturk I, Karaca C. Economic development and environment pollution in high and middle-income countries: A comparative analysis of environmental Kuznets curve. *Actual Problems of Economics*, 2012, 137(11): 238-249.
- [22] Guo Chenglong, Zhang Zhiguang. Discussion on environmental Kuznets curve in Yangtze River Delta: Analysis based on Jiangsu, Zhejiang and Shanghai. *Science and Technology Management Research*, 2017, 37(24): 227-233. [郭承龙, 张智光. 长三角地区环境库兹涅茨曲线探讨: 基于苏浙沪的分析. *科技管理研究*, 2017, 37(24): 227-233.]
- [23] Matthew A C, Eric N. Examining the impact of demographic factors on air pollution. *Population and Environment*, 2004, 26(1): 5-21.
- [24] Wang X M, Tian G H, Yang D Y, et al. Responses of PM_{2.5} pollution to urbanization in China. *Energy Policy*, 2018, 123: 602-610.
- [25] Liang L W, Wang Z B, Li J X. The effect of urbanization on environmental pollution in rapidly developing urban agglomerations. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 237: 117649. DOI: 10.1016/j.jclepro.2019.117649.
- [26] Böcher M. A theoretical framework for explaining the choice of instruments in environmental policy. *Forest Policy and Economics*, 2012, 16: 14-22.
- [27] Morley B. Empirical evidence on the effectiveness of environmental taxes. *Applied Economics Letters*, 2012, 19(18): 1817-1820.
- [28] Yu Zhonghua, Li Wenqing, Liu Haibin, et al. Analysis on coordination between economic growth and resource and environment in rapidly developing regions: A case study for Nanjing city. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2015, 24(10): 1698-1704. [于忠华, 李文青, 刘海滨, 等. 快速发展地区经济增长与资源环境协调性分析: 以南京

- 京为例. 长江流域资源与环境, 2015, 24(10): 1698-1704.]
- [29] Danish R U, Salah U D K, Baloch M A, et al. Mitigation pathways toward sustainable development: Is there any trade-off between environmental regulation and carbon emissions reduction? *Sustainable Development*, 2020, 28(4): 813-822.
- [30] Matthew A C, Robert J R E, Zhang J. Growth, foreign direct investment, and the environment: Evidence from Chinese cities. *Journal of Regional Science*, 2011, 51(1): 121-138.
- [31] Liao Xianchun, Xia Enlong. Why China attracts FDI inflows? A perspective of environmental stringency and the degree of corruptibility. *World Economy Study*, 2015(1): 112-119, 129. [廖显春, 夏恩龙. 为什么中国会对 FDI 具有吸引力? 基于环境规制与腐败程度视角. *世界经济研究*, 2015(1): 112-119, 129.]
- [32] Jin Chunyu, Wang Weiqiang. Does pollution haven hypothesis exist in China: An empirical test based on spatial Vector Autoregressive model. *Journal of International Trade*, 2016(8): 108-118. [金春雨, 王伟强. “污染避难所假说”在中国真的成立吗: 基于空间 VAR 模型的实证检验. *国际贸易问题*, 2016(8): 108-118.]
- [33] He J. Pollution haven hypothesis and environmental impacts of foreign direct investment: The case of industrial emission of sulfur dioxide (SO₂) in Chinese provinces. *Ecological Economics*, 2006, 60(1): 228-245.
- [34] Sheng Bin, Lv Yue. Impact of foreign direct investment on China's environment: An empirical study based on industrial panel data. *Social Sciences in China*, 2012(5): 54-75, 205-206. [盛斌, 吕越. 外国直接投资对中国环境的影响: 来自工业行业面板数据的实证研究. *中国社会科学*, 2012(5): 54-75, 205-206.]
- [35] Zhou Jieqi, Xia Nanxin, Liang Wenguang. FDI, independent innovation and haze pollution: Evidence from China. *R&D Management*, 2019, 31(2): 78-90. [周杰琦, 夏南新, 梁文光. 外资进入、自主创新与雾霾污染: 来自中国的证据. *研究与发展管理*, 2019, 31(2): 78-90.]
- [36] State Council of the People's Republic of China. Outline of the Yangtze River Delta Regional Integrated Development Plan. 2019-12-01. [中华人民共和国国务院. 长江三角洲区域一体化发展规划纲要. 2019-12-01.]
- [37] Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Netherlands: Springer, 1988.
- [38] Jiang Wei, Lai Mingyong. Spatial dependence and FDI location determinants: Spatial econometrical analysis based on Chinese urban data. *Finance and Trade Research*, 2009, 20(6): 1-6. [蒋伟, 赖明勇. 空间相关与外商直接投资区位决定: 基于中国城市数据的空间计量分析. *财贸研究*, 2009, 20(6): 1-6.]
- [39] Fotheringham A S, Yang W B, Kang W. Multiscale geographically weighted regression (MGWR). *Annals of the American Association of Geographers*. 2017, 107(6): 1247-1265.
- [40] Yu H C, Fotheringham A S, Li Z Q, et al. Inference in multiscale geographically weighted regression. *Geographical Analysis*, 2020, 52(1): 87-106.
- [41] Oshan T M, Li Z, Kang W, et al. MGWR: A python implementation of multiscale geographically weighted regression for investigating process spatial heterogeneity and scale. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, 2019, 8(6): 269. DOI: 10.3390/ijgi8060269.
- [42] Wolf L J, Oshan T M, Fotheringham A S. Single and multiscale models of process spatial heterogeneity. *Geographical Analysis*, 2018, 50(3): 223-246.
- [43] Luo Gusong, Li Tao. Dynamic change and driving factors of land use efficiency differences affected by carbon emissions at the provincial level in China. *Acta Ecologica Sinica*, 2019, 39(13): 4751-4760. [罗谷松, 李涛. 碳排放影响下的中国省域土地利用效率差异动态变化与影响因素. *生态学报*, 2019, 39(13): 4751-4760.]
- [44] Wen Guanzhong, Chai Yi. Government-led urban land use efficiency: Empirical results from China. *Academic Monthly*, 2015, 47(1): 11-23. [文贯中, 柴毅. 政府主导型城市化的土地利用效率: 来自中国的实证结果. *学术月刊*, 2015, 47(1): 11-23.]
- [45] Shen Kunrong, Fu Wenlin. The relationship between China's decentralized system in finance and her regional economic growth. *Management World*, 2005(1): 31-39, 171-172. [沈坤荣, 付文林. 中国的财政分权制度与地区经济增长. *管理世界*, 2005(1): 31-39, 171-172.]
- [46] Li H B, Zhou L. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China. *Journal of Public Economics*, 2005, 89: 1743-1762.
- [47] Zhang Hua, Feng Chao, Liu Guanchun. Chinese style environmental federalism: A study on the effect of environmental decentralization on carbon emissions. *Journal of Finance and Economics*, 2017, 43(9): 33-49. [张华, 丰超, 刘贯春. 中国式环境联邦主义: 环境分权对碳排放的影响研究. *财经研究*, 2017, 43(9): 33-49.]
- [48] Xu Hui, Yang Ye, Nie Du. Influence path of fiscal decentralization on environmental pollution in top ten urban agglomerations in China. *Urban Problems*, 2017(6): 14-24. [徐辉, 杨烨, 聂都. 财政分权对中国十大城市群环境污染的影响路径. *城市问题*, 2017(6): 14-24.]
- [49] Bo Wenguang, Xu Wei, Wang Junfeng. Local government competition and environmental regulation heterogeneity: Race to the bottom or race to the top? *China Soft Science*, 2018(11): 76-93. [薄文广, 徐玮, 王军锋. 地方政府竞争与环境规制异质性: 逐底竞争还是逐顶竞争? *中国软科学*, 2018(11): 76-93.]

Driving factors and scale effects of water pollutant discharge in the urban agglomeration

ZHOU Kan^{1,2}, YIN Yue^{1,2}, CHEN Yufan^{1,2}

(1. Key Laboratory of Regional Sustainable Development Modeling, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101, China; 2. College of Resources and Environment, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China)

Abstract: Revealing the driving factors and scale effects of water pollutant discharges is of great importance in the study of the environmental consequences of urban agglomeration evolution. It is also a prerequisite for ensuring collaborative water pollutant reduction and environmental governance in urban agglomerations. This study, taking 305 counties in the Yangtze River Delta (YRD) as an example, selects Chemical Oxygen Demand (COD) and Ammonia Nitrogen (NH₃-N) as two distinctive pollutant indicators, and uses the Spatial Lag Model (SLM) and Spatial Error Model (SEM) to estimate the driving factors of water pollutant discharges in 2011 and 2016. Then the Multiscale Geographically Weighted Regression (MGWR) model is constructed to diagnose the scale effect and spatial heterogeneity of the driving factors. The findings show that the size of permanent population, the level of urbanization, and economic development level show positive global-scale impacts on water pollutant discharges, while the level of industrialization, social fixed assets investment, foreign direct investment, and local fiscal decentralization are dominated by micro impacts at the local scale. The spatial heterogeneity of local influencing factors mainly presents the following characteristics. Social fixed assets investment has a strong positive effect on both COD and NH₃-N discharges in the Hangzhou-Jiaxing-Huzhou region and coastal area of the YRD; industrialization has a positive effect on COD discharges in the Taihu Lake basin and Zhejiang province; foreign direct investment has a local inhibitory effect on NH₃-N discharge, and the "pollution halo" effect of foreign investment is more prominent in the marginal areas of the YRD such as northern Jiangsu, northern Anhui, and southern Zhejiang; local fiscal decentralization has a noticeable inhibitory effect on COD discharge in the central part of the YRD, reflecting the positive impacts of improved local environmental awareness and stronger constraints of multi-level environmental regulations in the urban agglomeration. Therefore, it is recommended to take green production and living style to reduce the discharge base of water pollutants, to embed environmental push-back mechanism in the fields of industrial production, capital investment and financial income and expenditure, and to establish systematically a high-quality development pattern of urban agglomerations that is compatible with the carrying capacity of the water environment.

Keywords: water pollutants; driving factors; scale effect; urban agglomeration; Yangtze River Delta (YRD); multiscale geographically weighted regression (MGWR)