

# 空间溢出视角下汉江生态经济带地级市工业 二氧化硫排放影响因素研究<sup>1</sup>

彭智敏<sup>1</sup>，向念<sup>2</sup>

(1. 湖北省社会科学院长江流域经济研究所，湖北 武汉 430077；

2. 深圳市龙华区发展研究院经济研究所，广东 深圳 518110)

**【摘要】**：论文基于汉江生态经济带 13 个地级市 2006—2016 年面板数据，采用空间自相关分析和空间计量模型，对汉江生态经济带地级市工业二氧化硫排放进行了空间相关性分析和影响因素研究。结论显示：2006 年以来，汉江生态经济带工业二氧化硫排放呈现空间正相关，且相关程度呈先上升后减少的趋势；汉江生态经济带 13 个地级市的工业二氧化硫排放受到收入水平、产业结构、禀赋结构、经济开放度的显著影响，政府干预、金融发展对工业二氧化硫排放影响不显著；本地区工业二氧化硫排放会受到相邻地区的影响，忽略空间相关性会导致相关因素回归系数发生偏差。基于研究结论，文章为汉江生态经济带绿色发展提出了相关建议。

**【关键词】**：汉江生态经济带；工业二氧化硫；空间溢出效应；空间面板模型

**【中图分类号】**：X51 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1671-4407(2019)11-182-06

## 1 引言

2018 年 10 月，国务院正式批复《汉江生态经济带发展规划》，如何打造绿色发展带，做好长江经济带“生态优先、绿色发展”的重要一环，成为极富现实意义的问题。而现阶段，汉江生态经济带面临着环境保护与经济的双重压力：一方面，汉江生态经济带是南水北调工程水源区和长江流域最大支流所在地，但环境质量堪忧，据绿色和平组织 2016 年发布的研究报告显示，汉江流域洛阳等 8 个地级市年均 PM<sub>2.5</sub> 浓度在全国 366 个城市中排名前 90 位，独特的生态地位和突出的环境压力使得绿色发展具有紧迫性。另一方面，经济发展水平总体落后、上中下游发展差距过大、脱贫任务艰巨等问题突出，增加了绿色发展的难度。因此探索经济环境协调发展路径具有极强的必要性。

工业二氧化硫是近些年我国治污减排的重点，对于汉江生态经济带绿色发展至关重要，且地级市层面对于工业二氧化硫有较为完善的统计，为研究提供了基础。同时环境治理是流域共同问题，从全流域视角出发，方能有效应对环境污染问题。基于上述考虑，本研究将来用空间计量模型，对汉江生态经济带工业二氧化硫排放影响因素进行研究，为汉江生态经济带绿色发展提供建议。

## 2 文献综述

<sup>1</sup>基金项目：教育部哲学社会科学研究重大课题“推动长江经济带发展重大战略研究”（17JZD024）

第一作者简介：彭智敏(1960—)，男，湖南湘潭人，研究员，研究方向为流域经济与生态保护。E-mail: xcjgg114@126.com

二氧化硫影响因素是学界关注的热点问题，受到了国内外学者的广泛关注。现有关于二氧化硫排放影响因素方面的研究主要包括两类：

其一，部分学者基于二氧化硫排放，采用因素分解法定量分析了经济规模、生产率等因素对二氧化硫排放的影响：如 Selden 等<sup>[1]</sup>和 Stern<sup>[2]</sup>分别计算了经济规模、产业结构、能源结构、生产率和环保技术对美国大气污染和全球二氧化硫排放的作用，Antweiler<sup>[3]</sup>计算了经济规模、产业结构、技术和贸易对全球二氧化硫排放的作用，于峰等<sup>[4]</sup>、李名升等<sup>[5]</sup>、郭国庆等<sup>[6]</sup>对中国工业二氧化硫排放进行了分解并计算了各因素的贡献率。这类研究主要通过因素分解，明确了影响工业二氧化硫排放的主要因素及各因素的贡献率。

其二，部分学者基于计量回归模型，研究了经济增长、产业结构等经济因素对二氧化硫排放量的影响：如包群、彭水军<sup>[7]</sup>发现中国省级层面二氧化硫排放量与人均 GDP 之间存在倒“U”型关系，同时受到人口规模、技术进步、环保政策、贸易开放以及产业结构调整等因素的影响；翁智雄等<sup>[8]</sup>基于中国 285 个地级及以上城市数据发现产业结构优化可以显著影响环境质量；任力和朱东波<sup>[9]</sup>研究发现金融发展导致中国省级层面 CO<sub>2</sub>、SO<sub>2</sub> 增加，但有利于废水和烟尘减排；于文超等<sup>[10]</sup>基于中国省际面板数据发现政府干预会增强政绩诉求对环境污染水平的正向影响。因此现有实证研究已对可能影响环境污染的因素进行了较为充分的研究。

纵观现有研究，发现尚无文献研究汉江生态经济带二氧化硫影响因素。作为响应国家高质量发展号召、对接长江经济带一系列重大战略的汉江生态经济带，从这一区域视角出发研究环境污染问题具有较大的现实意义。通过梳理汉江生态经济带方面的文献，发现现有文献主要集中于战略层面和宏观视角，如发展思路、主体功能区规划等方面<sup>[11-13]</sup>，生态环境方面的文献则主要包括资源承载力<sup>[14]</sup>、南水北调引发的生态风险等生态问题<sup>[15]</sup>，也有其他领域的研究如城市效率<sup>[16]</sup>、绿色增长效率<sup>[17]</sup>等，关于全局层面环境污染影响因素方面的实证研究文献较为缺乏，且汉江生态经济带上下游联系紧密，在传统视角下充分考虑空间溢出效应有助于更好地推进流域协同发展，这也是本研究创新点。

### 3 研究区域及变量选择

#### 3.1 研究区域

汉江生态经济带是国家绿色发展的重大战略。本研究以汉江生态经济带所辖的 13 个地级市为研究对象，具体包含洛阳市、三门峡市、南阳市、驻马店市、武汉市、十堰市、襄阳市、荆门市、孝感市、随州市、汉中市、安康市、商洛市，从地级市层面研究汉江生态经济带工业二氧化硫的影响因素。所选时间节点为 2006—2016 年。所有数据均来自《中国城市统计年鉴》。

#### 3.2 变量选择

被解释变量。劳均工业二氧化硫排放，考虑到地区间工业规模存在差异，研究过程中采用各地工业从业人员计算劳动力人均工业二氧化硫排放，对工业二氧化硫排放做相对化处理。本研究采用《中国城市统计年鉴》的分类方法，采用采矿业、制造业、电力供应业、热力供应业、燃气供应业、水生产供应业从业人员计算工业部门从业人员。

解释变量。工业二氧化硫属于工业污染物，是经济发展过程中伴随的问题，本研究主要从经济发展角度来对汉江生态经济带工业二氧化硫排放进行研究。由于经济发展是一个综合过程，涉及收入水平、产业结构、生产方式、对外开放等一系列的变化，基于现有的对影响环境污染因素的研究，本研究着重考虑收入水平、产业结构、禀赋结构、经济开放度、政府干预、金融发展对工业二氧化硫排放的影响。

### 4 研究方法

#### 4.1 工业二氧化硫排放空间依赖性测度

本研究采用全局莫兰指数测度 2006—2016 年劳均工业二氧化硫全局空间自相关性。全局莫兰指数公式为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n \sum_{i \neq j}^n W_{ij} (X_j - \bar{X})^2} \quad (1)$$

式中：I 为全局莫兰指数， $X_i$ 、 $X_j$  分别为全局第 i、j 个样本个体观测值，本研究中为劳均工业二氧化硫排放量，n 为选取样本个数， $\bar{X}$  为所有样本观测值均值， $W_{ij}$  为空间权重矩阵 W 第 i 行第 j 列值。I 的取值范围为 [-1, 1]：如果  $I > 0$  说明总体上存在空间正相关关系，如果  $I < 0$  说明存在空间负相关关系，I 绝对值越大，说明空间相关性越强。

局部自相关采用局部莫兰指数进行分析，可以得出单个地级市与相邻地区的工业二氧化硫排放空间相关性：

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j = (X_i - \bar{X}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_j - \bar{X}) / S^2 \quad (2)$$

式中： $I_i$  代表第 i 个地级市的局部莫兰指数，该指标能够较好地反映该地区与周边地区的相关性，S 为所有地级市劳均工业二氧化硫排放量的标准差。Z 为地级市劳均工业二氧化硫排放量的标准化值，WZ 为相邻地区 Z 值均值，局部莫兰指数为两者乘积。根据 Z 值与 WZ 的关系，绘制莫兰散点图，可以对局部相关特征进行较为清晰的刻画。

#### 4.2 工业二氧化硫排放影响因素的空间计量分析

由于空间依赖性的存在，采用空间计量模型有利于准确地研究各影响因素对工业二氧化硫排放的影响效应。空间滞后模型 (SLM)、空间误差模型 (SEM) 是使用较为广泛的空间计量模型形式分别对应公式 (3) ~ (4)：

$$y_{it} = c + \alpha_i + \lambda_t + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + b x_{it} + u_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = c + \alpha_i + \lambda_t + b x_{it} + \theta \sum_{j=1}^n w_{ij} u_{jt} + e_{it} \quad (4)$$

式中：y 为被解释变量， $\alpha_i$  为个体效应， $\lambda_t$  为时期效应， $\rho$  为被解释变量空间滞后项系数， $\theta$  为空间误差项系数，x 为自变量，w 为空间权重矩阵，u、 $\epsilon$  为随机扰动项。

根据个体效应项的分布形式，空间误差模型 (SEM)、空间滞后模型 (SLM) 又分为随机效应形式和固定效应形式，对此本研究模型选择过程为：首先，基于最小二乘回归法 (OLS) 进行残差 Moran's I 检验，LM 检验和 ROBUST LM 检验，证实是否应采用空间计量模型，并确定空间误差模型 (SEM) 和空间滞后模型 (SLM) 的优劣；其次，通过 Hausman 检验确定空间计量模型采取固定效应形式还是随机效应形式。基于上述两个步骤选定最终模型。

##### 4.2.1 影响因素经验假设

收入水平。收入一方面可以刺激工业产品消费增加，推动工业生产规模的扩大，从而带来能源消耗的增加，同时，也能够

推动环境政策改进和经济结构调整产生减排效应，根据 EKC 假说，收入增长会对环境污染产生先促进后抑制的作用。本研究采用人均地区生产总值衡量收入水平，通过以 2006 年为基期，采用各地区生产总值平减指数进行计算得到实际人均地区生产总值。提出假定 1：收入水平与劳均工业二氧化硫排放呈倒“U”型关系。

产业结构。产业结构调整过程中，社会生产的能耗强度会发生变化，第二产业占比提升会带来能耗强度上升，造成工业二氧化硫排放量的上升。第三产业则属于服务业，其本身属于低污染或者无污染行业，其发展有利于减少工业二氧化硫排放，且其包含的交通等行业对工业发展能够起到服务和支持作用，有利于提升工业发展效率，降低污染物排放。由于第三产业占比既可以衡量产业结构优化度，也侧面反映经济活动从第二产业转向第三产业的过程，因此采用第三产业增加值占 GDP 比值衡量产业结构。提出假定 2:第三产业占比与劳均工业二氧化硫排放负相关。

经济开放度。开放的贸易环境有利于先进技术的引进，有助于降低环境污染水平，但如果该地区处于产业链低端，以生产高污染品为主，也可能加重环境污染，其总效应取决于抑制效应和促进效应的对比。经济开放度采用外贸依存度进行衡量，计算公式为外贸进出口总额/地区生产总值。基于上述分析提出假定 3：经济开放度与劳均工业二氧化硫排放存在正相关或者负相关关系。

禀赋结构。禀赋结构提升主要反映资本深化过程。资本深化可以引导工业结构向技术水平较高的资本密集型产业转换，促进了绿色技术进步，也可以为技术模仿、应用与创新提供资金保障，提升绿色技术效率，促进工业发展。但资本深化会造成偏重工业化发展方式，也可能导致环境污染加重。因此，禀赋结构对环境污染同时存在促进作用和抑制作用，总体影响方向不确定。本研究基于 Young<sup>[18]</sup>、张军等<sup>[19]</sup>的研究，采用永续盘存法计算资本存量，折旧率选取 9.6%。据此提出假定 4:禀赋结构与劳均工业二氧化硫排放存在正相关或者负相关关系。

金融发展。金融发展与环境污染的关系存在复杂性，例如信贷可以支持生产规模的扩大带来能耗的增加，也可以支持企业创新降低污染物排放，因此金融发展对工业二氧化硫排放同时存在促进作用或者抑制作用。本研究采用戈式指标衡量金融发展，计算公式：年末金融机构存贷款余额/地区生产总值。据此提出假定 5:金融发展与劳均工业二氧化硫排放存在正相关或者负相关关系。

政府干预。财政支出是政府干预的主要手段，财政支出通过弥补市场失灵降低外部性问题，有利于环境改善。同时政府干预也可能存在“政府失灵”，导致资源浪费，加重环境污染，从而对工业二氧化硫排放的影响尚不确定。在政府干预上，本研究采用财政支出规模占地区生产总值比重衡量，计算公式：政府干预=地方财政一般公共预算支出/地区生产总值。据此提出假定 6：政府干预程度与工业二氧化硫排放呈正相关或者负相关关系。

所有变量符号及解释见表 1。

表 1 变量列表

变量名	英文符号	备注
劳均工业二氧化硫排放量	y	工业二氧化硫排放(万吨) /工业从业人员 (人)
收入水平	x <sub>1</sub>	实际人均地区生产总值(单位：元)
产业结构	x <sub>2</sub>	第三产业增加值(亿元) /地区生产总值(亿元)
禀赋结构	x <sub>3</sub>	资本存量(亿元) /城镇单位从业人员(万人)
经济开放度	x <sub>4</sub>	外贸进出口 (亿元) /地区生产总值(亿元)
金融发展	x <sub>5</sub>	金融机构存贷款(亿元) /地区生产总值(亿元)
政府干预	x <sub>6</sub>	财政支出(亿元) /地区生产总值(亿元)

## 4.2.2 模型设定

基于上述分析，本研究基于被解释变量和解释变量 设定计量回归模型，出于降低异方差考虑，本研究对所有变量进行取对数处理，设立空间滞后模型(SLM)、空基于上述分析，本研究基于被解释变量和解释变量设定计量回归模型，出于降低异方差考虑，本研究对所间误差模型(SEM)、静态面板模型，如公式(5)~(7)所示：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha_i + \lambda_t + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln Y_{jt} + b_{11} \ln X_{1it} + b_{12} (\ln X_{1it})^2 + \\ & b_2 \ln X_{2it} + b_3 \ln X_{3it} + b_4 \ln X_{4it} + b_5 \ln X_{5it} + \\ & b_6 \ln X_{6it} + b_7 \ln X_{7it} + u_{it} \end{aligned} \quad (5)$$
$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha_i + \lambda_t + b_{11} \ln X_{1it} + b_{12} (\ln X_{1it})^2 + b_2 \ln X_{2it} + \\ & b_3 \ln X_{3it} + b_4 \ln X_{4it} + b_5 \ln X_{5it} + b_6 \ln X_{6it} + \\ & b_7 \ln X_{7it} + \theta \sum_{j=1}^n w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$
$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha_i + b_{11} \ln X_{1it} + b_{12} (\ln X_{1it})^2 + b_2 \ln X_{2it} + b_3 \ln X_{3it} + b_4 \ln X_{4it} + \\ & b_5 \ln X_{5it} + b_6 \ln X_{6it} + b_7 \ln X_{7it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

式中：Y 为被解释变量， $\alpha_i$  为个体效应， $\lambda_t$  为时期效应， $\rho$  为空间滞后项回归系数， $\theta$  为空间误差项回归系数，X 为自变量， $w$  为空间权重矩阵， $u$ 、 $\varepsilon$  为随机扰动项。

## 5 结果与分析

### 5.1 空间相关性分析

考虑到地理相邻导致的空间依赖性问题，本研究采用 stata14.0 软件，基于 ROOK 空间相邻权重矩阵，计算 2006—2016 年全局莫兰指数，得到表 2。分析发现，2006—2016 年，劳均工业二氧化硫排放量全局莫兰指数均为正且显著，说明汉江生态经济带地级市劳均工业二氧化硫排放量存在显著空间正相关性，13 个地级市工业二氧化硫排放整体呈现出“同质集聚”的特征，表现为高排放区与高排放区相邻，低排放区与低排放区相邻。

工业二氧化硫排放量是通过核算工业企业能耗折算而来，其实质是工业化和城镇化过程中能耗强度上升的问题。当前，汉江生态经济带经济发展整体呈现出东高西低的特征，相邻地区之间经济发展水平相近、产业结构相似，如汽车制造业、生物医药和农产品加工业是流域内大部分地级市的主导产业，会导致区域间二氧化硫排放存在趋同特征。且地方官员晋升激励会内生出如行政竞争的零和博弈等副作用，导致区域间恶性经济竞争，使得其基于同质化的产业选择偏好形成了区域间的产业“大战”<sup>[20]</sup>，无疑会强化这种趋同趋势。

从时间趋势分析，2006—2011 年全局莫兰指数上明显上升，2011—2016 年则明显下降，说明近年来，汉江生态经济带地级市环境污染“同质集聚”趋势减弱，这与当前汉江生态经济带区域合作日益紧密的背景一致，说明汉江生态经济带理念的提出和实践增强了区域间的协调性。

进一步基于局部莫兰指数绘制莫兰散点图可分析各个地区劳均工业二氧化硫排放的局部分布态势，从而分析各地区与邻近

地区关系。本研究分别选取 2006 年、2009 年、2013 年、2016 年为代表年份绘制莫兰散点图(限于篇幅,文中未报告 2006—2016 年历年的局部莫兰散点图)。结果如图 1 所示,可以看出,劳均工业二氧化硫排放量呈现从原点向第一象限和第三象限扩散分布的态势,再次印证存在全局空间正相关的结论。

表 2 2006—2016 年劳均工业 SO<sub>2</sub>全局 Moran' s I

年份	Moran' s I	Z	Prob
2006	0.280	1.837	0.033
2007	0.287	1.808	0.035
2008	0.393	2.435	0.007
2009	0.409	2.479	0.007
2010	0.419	2.512	0.006
2011	0.404	2.282	0.011
2012	0.399	2.294	0.011
2013	0.390	2.41	0.008
2014	0.350	2.315	0.010
2015	0.477	2.558	0.005
2016	0.243	1.55	0.061

## 5.2 工业二氧化硫排放影响因素

### 5.2.1 模型选择

本研究基于前文设定的公式(5)~(7),对空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)、静态面板模型进行估计,得到表 3。

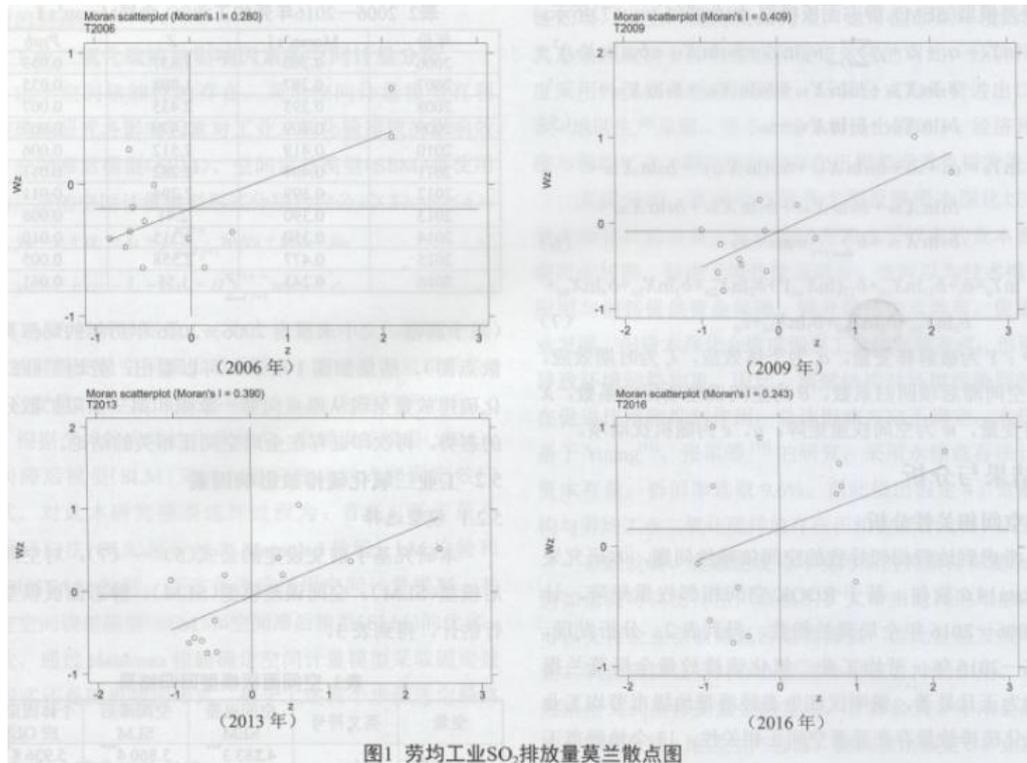
表 3 空间面板模型回归结果

变量	英文符号	空间误差 SEM	空间滞后 SLM	个体固定效应 OLS
收入水平	lnx <sub>1</sub>	4.283 3 <sup>***</sup>	3.860 4 <sup>***</sup>	5.936 8 <sup>***</sup>
		(1.330 6)	(1.300 5)	(1.568 7)
收入水平二次项	lnx <sub>12</sub>	-0.229 4 <sup>***</sup>	-0.198 5 <sup>***</sup>	-0.314 6 <sup>***</sup>
		(0.065 8)	(0.066 4)	(0.079 2)
产业结构	lnx <sub>2</sub>	-1.0442 <sup>***</sup>	-0.951 1 <sup>***</sup>	-1.293 0 <sup>***</sup>
		(0.397 5)	(0.341 1)	(0.417 0)
对外开放度	lnx <sub>3</sub>	0.144 2 <sup>**</sup>	0.145 7 <sup>**</sup>	0.079 5
		(0.071 2)	(0.072 7)	(0.082 5)
禀赋结构	lnx <sub>4</sub>	-0.915 6 <sup>***</sup>	-0.586 1 <sup>**</sup>	-0.610 1 <sup>***</sup>
		(0.299 2)	(0.250 7)	(0.226 1)
政府干预	lnx <sub>5</sub>	-0.234 4	-0.359 6	-0.503 5 <sup>*</sup>
		(0.271 6)	(0.235 1)	(0.261 1)
金融发展	lnx <sub>6</sub>	-0.160 7	0.140 2	-0.119 8
		(0.360 3)	(0.334 1)	(0.390 3)
截距项	cons	—	—	-17.287 5 <sup>**</sup>

		—	—	(8.447 6)
$\theta$	—	0.436 7***	—	—
$\rho$	—	—	0.425 3***	—
Huasman 检验		69.12***	202.34***	—
Lm-error		47.577***	—	—
R-Lm-error		8.763***	—	—
Lm-lag		38.868***	—	—
R-Lm-lag		0.054	—	—

注:数据基于 stata14.0 整理;上角标\*、\*\*、\*\*\*分别代表 0.1、0.05、0.01 的显著性水平;括号内为标准差;横杠代表无此项。

表 3 中模型检验结果显示:空间误差项和空间滞后项均可通过 LM 检验,说明空间计量模型优于普通面板数据模型;空间误差项可通过 ROBUST-LM 检验,而空间滞后项无法通过 ROBUST-LM 检验,综合来看,空间误差模型 (SEM) 优于空间滞后模型;空间误差模型和空间滞后模型中 Hausman 检验显示应拒绝原假设,因此空间误差模型和空间滞后模型应采用固定效应形式。综上,固定效应空间误差模型为最优形式,为了研究空间相关性对回归结果的影响,本研究加入静态 OLS 模型进行对比分析。



### 5.2.2 回归结果

根据模型回归结果表 3:空间误差模型 (SEM), 空间滞后模型 (SLM), OLS 回归结果基本一致, 且总体系数差异较小, 说明估计结果较为稳健。空间误差模型 (SEM) 和空间滞后模型 (SLM) 中, 空间滞后项系数  $\rho$  和空间误差项系数  $\theta$  显著为正, 进一步证实存在空间自相关的结论, 说明采用空间计量模型具有必要性。由于空间误差模型是最优模型, 因此各变量对自变量影响如下:

收入水平回归系数为 4.283 3, 收入水平二次项回归系数为-0.229 4, 均在 0.01 的显著性水平下显著。说明劳均工业二氧

化硫与收入水平存在倒“U”型关系，这符合 EKC 假说，印证了假定 1。说明，收入增长对汉江生态经济带工业二氧化硫排放存在先促进、后抑制的倒“U”型作用。

产业结构回归系数为-1.044 2，在 0.01 的显著性水平下显著。说明第三产业占比的提升有利于工业二氧化硫排放的减少，印证了假定 2。对于汉江生态经济带来说，推进服务业的发展，有利于工业二氧化硫减排。

对外开放度回归系数为 0.144 2，在 0.05 的显著性水平下显著，说明汉江生态经济带外贸依存度的提升会促进工业二氧化硫排放，印证了假定 3。这说明对外开放度的提升并未有效推动汉江生态经济带工业二氧化硫减排。可能是汉江生态经济带存在出口结构不够优化的问题，处于国际产业链的中低端，如 2017 年汉江生态经济带代表性工业城市襄阳市，机电产品、服装鞋类等高耗能、高污染产品占据了出口总值 56%，除此之外，其余多数地级市出口结构也比较类似，导致不利于二氧化硫减排。

禀赋结构回归系数为-0.915 6，在 0.01 的显著性水平下显著，说明汉江生态经济带资本密度劳均工业二氧化硫排放存在负相关关系，符合假定 4。这说明对于汉江生态经济带来说，资本集聚过程中，工业二氧化硫排放整体呈现下降趋势。

政府干预回归系数无法通过显著性检验，说明政府财政支出并未有效发挥二氧化硫减排功能。可能原因在于当前汉江生态经济带财政支出结构存在不合理性，如 2016 年经济发展水平较高的武汉、洛阳的财政教育支出占 GDP 比重仅为 2%，所有地级市财政科技支出占比均未超过 0.25%，远远低于全国平均水平，财政支出结构不优化，不利于工业二氧化硫减排。

金融发展回归系数不显著，说明金融发展对汉江生态经济带工业二氧化硫减排并未发挥有效作用。可能原因在于当前中部地区金融发展水平普遍偏低，如杨胜刚和朱红<sup>[21]</sup>对比了中部地区与东部、西部地区的金融发展水平，发现中部地区明显存在金融集聚能力不足的问题，截至 2016 年，汉江生态经济带的金融相关比普遍在 2 左右，即使是武汉市也仅为 3.45，略微高于全国水平，金融渗透能力不足会使得金融发展无法充分支持污染减排。

值得注意的是，表 3 中，空间滞后项和空间误差项均显著为正，说明汉江生态经济带工业二氧化硫排放存在显著的正向溢出效应。对比 OLS 模型、空间滞后模型和空间误差模型回归系数，发现：考虑空间相关性之后，产业结构回归系数绝对值明显变小，禀赋结构回归系数绝对值明显变大；经济开放度回归系数由不显著变为正显著。这说明传统面板数据模型倾向于高估产业结构优化升级对本地区劳均工业二氧化硫的抑制效应，低估禀赋结构对本地区劳均工业二氧化硫的抑制效应，且容易忽略经济开放度对工业二氧化硫排放强度的影响。考虑空间相关性既是合理评估地方经济发展环境效应的需要，也是探索协调发展路径的必然要求。

## 6 结论和建议

### 6.1 结论

整体来看，汉江生态经济带劳均工业二氧化硫排放总体呈现出空间正相关性，这与相邻地区发展水平相近、产业结构相似和地方政府竞争相关，汉江生态经济带地级市劳均工业二氧化硫排放“同质集聚”趋势减弱，说明汉江生态经济带理念的提出和实践增强了区域间的协调性。

汉江生态经济带 13 个地级市的工业二氧化硫排放受到收入水平、产业结构、禀赋结构、经济开放度的影响，政府干预、金融发展对工业二氧化硫排放影响不显著。

地区二氧化硫排放不仅受本地相关因素的影响，也受到来自周边地区的影响，考虑空间相关性既是合理评估地方经济发展环境代价的需要，也是探索汉江生态经济带协调发展路径的必然要求。

## 6.2 建议

(1) 加快建立汉江生态经济带区域协调机制。经济活动产生的溢出效应和地方政府竞争的存在导致环境污染问题不仅仅是某个地级市的问题，尤其是在流域区内，上下游的区域联系进一步加强了共同治理的必要性。当前，规划的出台为汉江生态经济带发展提供了总体框架，应加快建立三省政府高层协商机制、完善汉江流域大学联盟等现有合作机制，合作编制产业结构调整指导方案，共同研究制定承接产业转移准入标准，合力构建综合交通体系，增强发展过程中的协调性，方能有效推进二氧化硫减排。

(2) 推进产业结构优化升级，间接引导出口结构优化。实证研究表明，外贸进出口对二氧化硫排放均有较明显的促增作用，第三产业占比提升有利于降低工业二氧化硫排放强度。当前，应立足汉江生态经济带优势，通过培育新能源汽车、电子信息等战略性新兴产业、改造提升传统制造业来推进工业绿色化发展，释放结构红利。同时，大力发展生态旅游、交通运输等服务业，推动产业结构优化升级。优化产业结构也有利于优化出口结构，提升汉江生态经济带在国际分工中的地位，推进污染治理进程。

(3) 资本深化有助于汉江生态经济带工业二氧化硫减排。要积极探索多元化投融资模式，围绕产业发展、污染防治，增强经济发展过程中的环境治理能力；有序发展投融资主体，充分发展现有投融资平台和新投融资平台，为汉江生态经济带资本深化提供支撑；要营造良好投资营商环境，吸引资本流入。

(4) 提升汉江生态经济带金融资源集聚能力。金融发展并未充分发挥工业二氧化硫减排效应。目前汉江生态经济带总体金融发展水平偏低、龙头城市武汉金融资源集聚能力不强是客观现实，因此在金融发展上，首要的仍然是提升汉江生态经济带金融资源集聚能力，着重提升武汉国家中心城市的金融集聚能力，从量上推动金融发展水平提升。

(5) 应优化汉江生态经济带财政支出结构。财政作为弥补市场失灵的手段，并未有效支持汉江生态经济带二氧化硫减排，因此要注重财政支出结构的优化，针对当前汉江生态经济带财政教育支持滞后于经济发展、财政科教支出占 GDP 比例总体偏低的现实，地方政府应重视建立财政科教投入长效增长机制，从科教支出角度优化财政支出结构。

### 参考文献：

[1]Selden T M, Forrest A S, Lockhart J E. Analyzing the reductions in U.S. air pollution emissions: 1970 to 1990 [J]. Land Economics, 1999, 75 (1): 1-21.

[2]Stern D I. Explaining changes in global sulfur emissions:An econometric decomposition approach [J]. Ecological Economics, 2002, 42(1-2): 201-220.

[3]Antweiler W. Is free trade good for the environment [J]. American Economic Review, 2001, 91(4): 877-908.

[4]于峰, 齐建国, 田晓林. 经济发展对环境质量影响的实证分析—基于 1999—2004 年间各省市的面板数据 [J]. 中国工业经济, 2006 (8) : 36-44.

[5]李名升, 于洋, 李铭焯, 等. 中国工业 SO<sub>2</sub> 排放动态变化分析 [J]. 生态环境学报, 2010 (4) : 957-961.

[6]郭国庆, 钱明辉, 张平淡. 我国工业二氧化硫污染排放强度的因素分解 [J]. 中国软科学, 2013 (12) : 138-147.

[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 (11) : 48-58.

- 
- [8]翁智雄, 马忠玉, 葛察忠, 等. 多因素驱动下的中国城市环境效应分析—基于 285 个地级及以上城市面板数据[J]. 中国人口·资源与环境, 2017 (3) : 63-73.
- [9]任力, 朱东波. 中国金融发展是绿色的吗—兼论中国环境库兹涅茨曲线假说[J]. 经济学动态, 2017 (11) : 58-73.
- [10]于文超, 高楠, 查建平. 政绩诉求、政府干预与地区环境污染—基于中国城市数据的实证分析[J]. 中国经济问题, 2015(5) : 35-45.
- [11]秦尊文. 将汉江生态经济带打造成区域发展新引擎[J]. 政策, 2014 (9) : 37-40.
- [12]吴传清, 万庆. 在改革创新中推进汉江生态经济带建设[J]. 中国国情国力, 2014 (10) : 30-32.
- [13]张静. 将汉江经济带的生态优势转化为经济优势[J]. 政策, 2014 (11) : 38-41.
- [14]徐蕾, 张中旺. 基于全局主成分分析的汉江生态经济带水资源承载力研究[J]. 湖北农业科学, 2015 (18) : 4459-4463.
- [15]张中旺, 常国瑞. 中线调水后汉江生态经济带水资源短缺风险评价[J]. 人民长江, 2016 (6) : 16-21.
- [16]张静, 丁斐. 基于 DEA-ESDA 的汉江生态经济带城市效率研究[J]. 湖北社会科学, 2017 (9) : 52-59.
- [17]张政, 孙博文. 湖北汉江生态经济带绿色增长效率的影响机制与实证研究——基于经济—社会—环境—创新子系统的视角[J]. 生态经济, 2018 (9) : 67-74.
- [18]Young A. Gold into base metals: productivity growth in the People's Republic of China during the reform period [J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(6):1220-1261.
- [19]张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004 (10) : 35-44.
- [20]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007 (7) : 36-50.
- [21]杨胜刚, 朱红. 中部塌陷、金融弱化与中部崛起的金融支持[J]. 经济研究, 2007 (5) : 55-67.