

# 中国东部沿海主要城市空气质量影响因素空间计量研究

但 晨, 赵胜利, 刘 锋

重庆理工大学理学院, 重庆

收稿日期: 2021年11月27日; 录用日期: 2021年12月11日; 发布日期: 2021年12月27日

---

## 摘 要

一个城市的空气质量状况直接影响到该城市的发展水平, 城市居民的生活以及身体健康, 但城市化发展过程中往往会导致大量的环境污染, 与空气质量好坏有着直接关系的可吸入颗粒物 $PM_{10}$ 的浓度。本文选取了中国东部沿海的13个省市的面板数据, 以Queen邻接的方式构建空间权重矩阵, 构建空间计量模型进行分析, 结果表明:  $PM_{10}$ 浓度, 排放的 $SO_2$ 浓度, 城市日照时数和城市年降水量具有很强的空间相关性, 某省排放的 $SO_2$ 量,  $NO_2$ 量, 城市日照时间, 城市常住人口数直接效应为正, 间接效应为负; 而降水量的直接效应为负, 间接效应为正。

## 关键词

空气质量, 面板数据, 直接效应, 间接效应

---

## Spatial Econometric Study on Influencing Factors of Air Quality in Major Cities along the East Coast of China

Chen Dan, Shengli Zhao, Feng Liu

School of Science, Chongqing University of Technology, Chongqing

Received: Nov. 27<sup>th</sup>, 2021; accepted: Dec. 11<sup>th</sup>, 2021; published: Dec. 27<sup>th</sup>, 2021

---

## Abstract

The air quality of a city has a direct impact on the development level of the city, the life and health

文章引用: 但晨, 赵胜利, 刘锋. 中国东部沿海主要城市空气质量影响因素空间计量研究[J]. 统计学与应用, 2021, 10(6): 1092-1100. DOI: 10.12677/sa.2021.106116

of urban residents, but the development of urbanization often leads to a lot of environmental pollution, and the concentration of  $PM_{10}$  is directly related to the air quality. In this paper, panel data of 13 provinces and cities along the eastern coast of China are selected to construct spatial weight matrix by Queen adjacency method and spatial econometric model for analysis. The results show that:  $PM_{10}$  concentration,  $SO_2$  emission concentration, urban sunshine duration and urban annual precipitation have strong spatial correlation. The direct effect of  $SO_2$  emission,  $NO_2$  emission, urban sunshine duration and urban resident population of a province is positive, while the indirect effect is negative. The direct effect of precipitation is negative and the indirect effect is positive.

## Keywords

Air Quality, Panel Data, Direct Effect, The Indirect Effect

Copyright © 2021 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

近年来,随着工业,交通业的迅猛发展,城市人口的逐渐增加,总悬浮颗粒,二氧化硫,氮氧化物,一氧化氮,臭氧这5个指标一直呈直线增长,空气质量越来越差, $PM_{10}$ , $PM_{2.5}$ 等悬浮颗粒的浓度越来越高,空气污染问题尤其是大城市的空气质量问题也愈来愈严重。空气污染危害人类健康,影响各种植物动物的生长,严重的空气污染问题如产生雾霾,就会降低我们对环境的能见度,对我们的生活产生极其不利的影 响。因此控制空气污染,保护环境,提高空气质量成为了国家和各个城市关注的焦点,城市空气污染问题日益引起了我们的重视。最近几年,国家也采取了一系列措施和政策来改善和提高空气质量,比如可持续发展战略,绿色发展理念,打赢蓝天保卫战,建立生态保护区,减少工业数量等。虽然近几年在国家城市的努力下,空气质量有所好转,但总体上依旧存在一些问题。根据《2018年中国生态环境状况公报》[1]指出,2018年,全国338个地级及以上城市中,121个城市环境空气质量达标,占全部城市数量的35.8%;217个城市环境空气质量超标,占64.2%。338个城市平均优良天数比例为79.3%;平均超标天数比例为20.7%。7个城市优良天数比例为100%,186个城市优良天数比例在80%~100%之间,120个城市优良天数比例在50%~80%之间,25个城市优良天数比例低于50%。338个城市发生重度污染1899天次,比2017年减少412天;严重污染822天次,比2017年增加20天[1]。从以上数据可以看出,大多数城市污染问题还是存在着相当严重的问题,各个城市在加快发展经济的同时忽略了对环境保护的重视,造成了资源的浪费,环境的污染,蓝天保卫战依旧任重而道远。

由于国家鼓励与推动对外开放等政策,东部沿海城市的城市化,工业化和经济发展都较于西部地区的更好,更为迅速,因此东部沿海城市的经济发展水平,城市发展建设水平,科学技术水平都比西部地区的要高一些。但如此长时间的快速发展,必定会以牺牲环境为代价,导致城市的环境越来越恶劣,空气质量一年比一年差。比如前几年漂浮在北京城市中的雾霾,各项空气质量指标都严重超标,对人体健康有着很大的危害,严重影响了城市居民的正常生活和城市发展。所以本文重点对东部沿海地区的13个省市近十几年来与空气质量密切相关的 $PM_{10}$ 的浓度的分析,找到各省市 $PM_{10}$ 浓度的联系点和差异,是否具有空间效应等影响,对影响因素进行改善提高,对解决城市环境问题有着很大的帮助。

## 2. 数据来源及研究方法

### 2.1. 数据来源

PM<sub>10</sub>年平均浓度, 排放的二氧化硫年平均浓度, 排放的二氧化氮年平均浓度, 城市日照时数, 城市年均降水量, 城市常住人口数的数据均来源于 2008~2019 年历年《中国统计年鉴》和各省市统计年鉴。

### 2.2. 研究方法

#### 2.2.1. 空间自相关

本文通过计算 Moran'sI 指数分析一个空间范围内的空间依赖程度, 以此来考察数据间是否存在空间依赖性或者相关性, 这可以描述全局空间的自相关性来判断是否运用空间计量方法。

在计算 Moran'sI 指数时, 首先要得到空间权重矩阵, 这里采取 Queen 邻接, 将它设置为一个进行了行标准化的二值邻近矩阵, 即如果两个市共有一个边界, 则  $w_{ij} = 1$ , 否则  $w_{ij} = 0$ 。Moran'sI 指数[2]计算公式如下:

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

其中,  $n$  表示地区总数,  $x_i$  与  $x_j$  分别代表地区  $i$  和地区  $j$  的观测值,  $\bar{x}$  表示观测值的平均值。Moran'sI 的取值范围为[-1, 1]间, 当 Moran'sI 的值大于 0 时, 说明数据间存在正相关性; 反之, 如果 Moran'sI 值小于 0, 则表示数据间有空间负相关性; 而如果 Moran'sI 值接近于 0, 则表示数据间没有空间相关性。

#### 2.2.2. 空间面板数据模型

空间面板数据相对于横截面数据的单方程模型来说, 具有空间和时间的效应。其中空间—时间模型被扩展为具有特定空间效应或特定时间效应的模型, 即也可以看作固定效应或随机效应, 其基本模型为:

$$Y_t = \rho WY_t + \alpha I_N + X_t \beta + WX_t \theta + \mu + \xi_t I_N + u_t \quad (2-2)$$

$$u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t \quad (2-3)$$

其中,  $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)^T$ 。在固定效应模型中对每一个空间单位和每一个时间单位都引入一个虚拟变量, 而在随机效应模型中  $\mu_i$  和  $\xi_t$  都被当成随机变量, 他们分别服从均值为 0, 方差为  $\sigma_\mu^2$  和  $\sigma_\xi^2$  的独立同分布。

#### 2.2.3. LM 检验

本文采取了基于 LM 检验对空间计量模型进行选择, Burridge (1980)最早提出了 LM-Error 检验, 接着 Bera 和 Yoon (1992)对 LM-Error 检验进行了改进, 提出了稳健的 LM-Error 检验, 即 Robust LM-Error。紧接着 Anselin (1988)对 LM 检验有了新的发现, 提出了 LM-lag 检验, Bera 和 Yoon (1992)对 LM-lag 检验进行了改进, 提出了稳健的 LM-lag 检验, 即 Robust LM-lag [3]。

#### 2.2.4. LM-Error 检验

LM-Error 统计量指不存在空间自回归时空间残差相关的 LM 检验, 统计量为:

$$\text{LM-Error} = \frac{(e' W e / s^2)^2}{T} \sim \chi^2(1) \quad (2-4)$$

原假设是模型的残差不存在空间相关性, 备择假设是残差存在空间效应:

$$H_0: Y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I); H_1: \varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu \text{ 或 } \varepsilon = \lambda w \mu + \mu \quad (2-5)$$

### 2.2.5. 稳健的 LM-Error 检验

Robust LM-Error 统计量指存在空间自回归时空间残差相关的 LM 检验, 统计量为:

$$\text{Robust LM-Error} = (e'Wy/s^2 - TR^{-1}e^{-}We/s^2) / (T - T^2R^{-1}) \sim \chi^2(1) \quad (2-6)$$

其原假设为模型残差不存在空间相关:

$$H_0: Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon, \varepsilon \sim N[0, \sigma^2 I]; H_1: \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \text{ 或 } \varepsilon = \lambda W\mu + \mu \quad (2-7)$$

### 2.2.6. LM-Lag 检验

LM-lag 统计量指不存在空间残差相关时空间自回归效应的 LM 检验, 统计量为:

$$\text{LM-LAG} = \frac{[e'Wy/(e'e/N)]^2}{R} \sim \chi^2(1) \quad (2-8)$$

其原假设和备择假设如下:

$$H_0: Y = X\beta + \varepsilon, H_1: Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon, \varepsilon \sim N[0, \sigma^2 I] \quad (2-9)$$

### 2.2.7. 稳健的 LM-Lag 检验

Robust LM-lag 统计量指存在空间残差相关性时空间自回归效应的 LM 检验, 其统计量为:

$$\text{Robust LM-LAG} = (e'Wy/s^2 - e'We/s^2) / (R - T) \sim \chi^2(1) \quad (2-10)$$

检验的原假设和备择假设如下:

$$H_0: Y = X\beta + \lambda W\varepsilon + \mu, \mu \sim N[0, \sigma^2 I]; H_1: Y = \rho WY + X\beta + \lambda W\varepsilon + \mu \quad (2-11)$$

对于上式(2-4), (2-6), (2-8), (2-10)中,  $s^2 = \frac{e'e}{N}$ ,  $T = \text{tr}(W^2 + W'W)$ ,

$R = (WX\hat{\beta})' M(WX\hat{\beta}) \left( \frac{e'e}{N} \right) + \text{tr}(W^2 + W'W)$ ,  $\hat{\beta}$  为原假设中模型参数的 OLS 估计, 这四个统计量均渐近服从自由度为 1 的卡方分布。

## 3. 实证分析

### 3.1. 空间自相关检验

本文通过对中国东部地区 13 个主要城市 2008~2019 年 12 年间  $\text{PM}_{10}$  年平均浓度的考查分析, 在模型中引入排放的二氧化硫年平均浓度, 排放的二氧化氮年平均浓度, 城市日照时数, 城市常住人口数和城市年均降水量这五个解释变量, 探究各地区的影响因素和  $\text{PM}_{10}$  年平均浓度是否有着空间交互效应或者空间相关性。而最能表达空间交互作用的就是空间权重矩阵, 它表征了空间截面单元某些地理或经济属性值之间的相互依赖程度。空间权重矩阵的一般形式[4]如下:

$$W_{ij} = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & 0 \end{bmatrix} \quad (3-1)$$

其中, 矩阵中的元素均设定为已知常熟, 即是外生的, 意味着权重矩阵仅仅是关于空间截面  $i$  与  $j$  间空间交互结构信息的量化形式; 它的对角线元素都为 0, 说明任何一个空间的截面都无法与自身发生空间关系; 矩阵元素要做行的单位化处理, 这样空间权重矩阵就变为了零量纲, 只反映出空间交互结构或者空

间之间的连通性。

因此首先利用 Geoda 软件和 R 软件将 13 个省份的地图结合起来, 采用了 Queen 邻接规则做出地理相邻权重矩阵, 经过行标准化的空间权重矩阵  $W$  如下表 1, 其中 0 表示两个省市之间不存在公共边界, 1 表示两个省市之间存在公共边界。

**Table 1.** Spatial weight matrix  
**表 1.** 空间权重矩阵

	北京	山东	天津	江苏	上海	浙江	福建	广东	河北	辽宁	安徽	吉林	黑龙江
北京	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
山东	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
天津	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
江苏	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
上海	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
浙江	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
福建	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
广东	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
河北	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
辽宁	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
安徽	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
吉林	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
黑龙江	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

由表 1 可知, 有 7 个省市没有相邻边界, 分别是山东, 江苏, 上海, 浙江, 安徽, 吉林, 黑龙江, 说明这 7 个省市之间可能空间交互效应影响较小或者不存在。接着通过 Geoda 软件计算出  $PM_{10}$  年平均浓度和各个影响因素的 Moran'sI 值, 研究其空间相关性[5], 这里采用单变量的 Moran'sI 值, 得到结果如表 2:

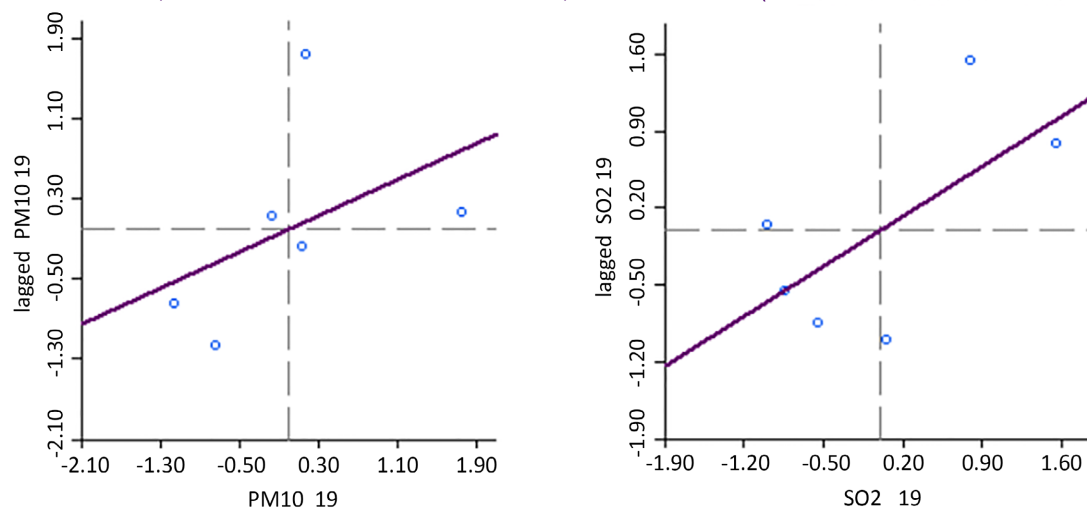
**Table 2.** Global Moran index of each factor  
**表 2.** 各因素的全局莫兰指数

年份	$PM_{10}$ 浓度		$SO_2$ 浓度		$NO_2$ 浓度		日照时数		降水量		常住人口数	
	Moran'sI	P 值	Moran'sI	P 值	Moran'sI	P 值	Moran'sI	P 值	Moran'sI	P 值	Moran'sI	P 值
2008 (population)	0.577	0.221	0.298	0.488	0.267	0.277	0.938	0.022	0.285	0.013	0.144	0.319
2009	0.818	0.121	0.031	0.400	-0.112	0.297	0.818	0.158	0.385	0.016	0.121	0.249
2010	0.661	0.015	0.398	0.035	-0.281	0.416	0.892	0.048	0.351	0.018	0.091	0.249
2011	0.734	0.035	0.638	0.001	-0.507	0.391	0.528	0.019	0.232	0.020	0.080	0.158
2012	0.933	0.001	0.738	0.046	-0.314	0.384	0.865	0.014	0.229	0.034	0.069	0.243
2013	0.155	0.227	0.818	0.071	-0.631	0.288	0.406	0.018	0.279	0.025	0.602	0.185
2014	0.477	0.073	0.712	0.064	0.446	0.001	0.065	0.039	0.189	0.039	0.598	0.158
2015	0.801	0.143	0.765	0.052	-0.186	0.378	0.724	0.073	0.232	0.012	0.592	0.125
2016	0.411	0.043	0.869	0.067	-0.324	0.428	0.768	0.143	0.308	0.018	0.587	0.185
2017	0.292	0.001	0.946	0.163	-0.762	0.109	0.904	0.001	0.181	0.036	0.549	0.125
2018	0.184	0.151	0.956	0.026	-0.783	0.141	0.818	0.021	0.249	0.018	0.545	0.148
2019	0.456	0.001	0.653	0.221	-0.677	0.135	0.949	0.001	0.281	0.018	0.565	0.172

通过表 2 可以知道, 在 10% 的显著性水平下, 可以看到  $PM_{10}$  浓度, 排放的  $SO_2$  浓度, 城市日照时数和城市年降水量的 Moran's I 值大部分都显著, 这说明这几个因素与  $PM_{10}$  浓度在空间上没有呈现随机分布的状态, 而是存在着空间依赖性。并且 Moran's I 值都较大, 尤其是日照时数的 Moran's I 值大多都特别高, 在 0.5 以上, 说明具有很强的空间相关性。而排放的  $NO_2$  浓度和城市常住人口数的 Moran's I 值在 10% 的显著性水平下并不显著, 说明  $NO_2$  浓度和常住人口数很有可能不具有空间依赖性或者影响很小。各个因素的 Moran's I 值都随着时间有着起伏, 而且有些起伏非常大。而对于排放的  $NO_2$  浓度, 可以看到其 Moran's I 值除了 2008 年是正的外, 其余都是负的, 说明其具有空间负相关性。

局部空间自相关性就要通过 Moran 散点图分析, 为了分析简便, 本文只画出了 2019 年的  $PM_{10}$  浓度,  $SO_2$  年平均浓度, 城市日照时数和城市降水量的 Moran 散点图, 结果见图 1; 由图可以看出, 将空间权重中没有邻居的对象剔除后, 剩下的点落在一三象限说明存在正的空间相关性, 而落在二四象限则说明具有负的空间相关性。各个散点图的分布不集中, 说明空间相关性相对较弱, 城市日照时数和城市年降水量的 Moran 散点集中于一三象限, 说明了空间相关性还是比较强的。

Moran's I: 0.457(空间权重中的没有邻居的对象已被删除) Moran's I: 0.654(空间权重中的没有邻居的对象已被删除)



Moran's I: 0.950(空间权重中的没有邻居的对象已被删除) Moran's I: 0.554(空间权重中的没有邻居的对象已被删除)

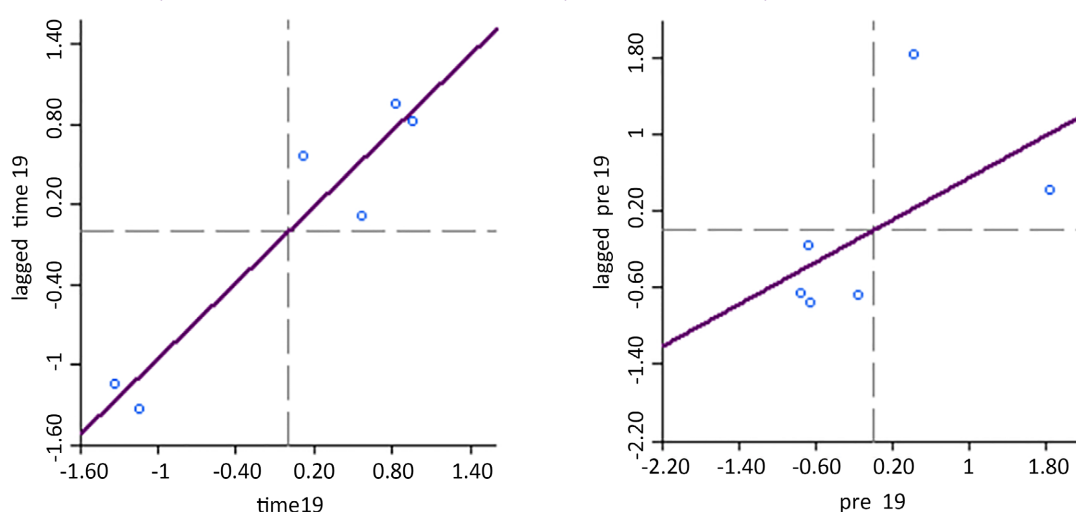


Figure 1. Moran scatter diagram of  $PM_{10}$ ,  $SO_2$  concentration, sunshine duration and precipitation in 2019

图 1. 2019 年  $PM_{10}$ ,  $SO_2$  浓度, 日照时数, 降水量的 Moran 散点图



### 3.2. 最优模型选择

假设如果邻近城市  $PM_{10}$  年均浓度低于本城市的  $PM_{10}$  年均浓度, 则存在空间交互效应。接着采用没有空间交互效应的面板数据模型对解释变量的变化进行估计, 所有变量都采取了以 10 为底的对数形式以消除量纲的影响。得到结果如表 3:

**Table 3.** Estimated results of panel data without spatial interaction effect on the change of explained variables

**表 3.** 没有空间交互效应的面板数据对被解释变量变化的估计结果

决定因素	联合 OLS	空间固定效应	时间固定效应	空间和时间固定效应
Log(SO <sub>2</sub> )	0.214	0.291	0.129	0.179
t 值	9.02e-15	<2e-16	0.0006	0.0003
Log(NO <sub>2</sub> )	0.226	0.291	0.171	0.239
t 值	0.002	1.61e-05	0.022	0.0004
Log(日照)	-0.076	-0.352	0.081	-0.296
t 值	0.491	0.0101	0.484	0.0301
Log(人口)	0.118	0.9003	0.153	0.613
t 值	3.41e-05	8.39e-05	2.04e-07	0.006
Log(降水量)	-0.271	-0.071	-0.294	-0.073
t 值	1.86e-09	0.052	8.8e-11	0.0472
截距	1.908	-0.436	1.558	0.576
t 值	0.0001	0.627	0.001	0.511
R <sup>2</sup>	0.661	0.865	0.729	0.899

通过表 3 的估计结果可以得到, 采取联合 OLS 方法的估计模型的  $R^2$  为 0.661, 远小于 1, 说明该模型的拟合效果并不好; 同理, 时间固定效应的模型的  $R^2$  为 0.729, 模型拟合效果也并不是很好; 而包括了空间固定效应和包括了空间和时间固定效应的模型的  $R^2$  分别为 0.865 和 0.899, 说明这两个模型的拟合效果良好。

最后分别对以上 4 个模型采取 LM 检验和稳健 LM 检验, 这是由 Baltagi 等[6]提出的用来检验随机效应和空间计量模型的选择, 以 LM 值和稳健 LM 值来判断用 SLM 模型或者 SEM 模型, 得到结果如表 4 (括号内为 t 值):

**Table 4.** LM test results

**表 4.** LM 检验结果

检验	联合 OLS	空间固定效应	时间固定效应	空间和时间固定效应
LM 空间滞后	0.1217 (0.727)	0.0852 (0.770)	7.2000 (0.007)	1.5975 (0.206)
稳健 LM 空间滞后	0.1280 (0.721)	0.2333 (0.629)	19.798 (0.000)	0.1731 (0.677)
LM 空间误差	0.0096 (0.922)	0.0002 (0.988)	0.000 (0.998)	1.442 (0.230)
稳健 LM 空间误差	0.0158 (0.900)	0.1483 (0.700)	12.598 (0.000)	0.0176 (0.894)
$\sigma^2$	0.0065	0.0026	0.0052	0.0019
R <sup>2</sup>	0.6608	0.6744	0.732	0.3212

通过表 4 可以得到：空间和时间双固定效应模型的  $R^2$  为 0.3212，结果太小，说明该模型效果拟合效果不好，而其他模型的  $R^2$  值分别为 0.6608，0.6744 和 0.732，其拟合效果都差不多，效果良好。因此继续分析得到：对于联合 OLS 模型和空间固定效应模型，在 5% 和 1% 的显著水平下，LM，稳健 LM 的空间滞后值和 LM，稳健 LM 空间误差值都不显著；而对于时间固定效应模型，在 5% 和 1% 的显著水平下，LM 滞后和稳健 LM 滞后的值都非常显著，LM 空间误差值却并不显著，因此表明应该使用具有时间固定效应的 SLM 模型。

### 3.3. 直接效应和间接效应

在存在空间关联的情况下，任何一个地区的一组观测数据中解释变量不仅会直接影响到其被解释变量，而且会影响到与这一地区存在空间关联地区的被解释变量，LeSage 和 Pace (2009) 将前者称为直接效应，将后者称为间接效应[7]。因此最后本文通过 matlab 软件对具有时间固定效应的 SLM 模型做出它的直接效应值和间接效应值，结果如表 5：

**Table 5.** Effect values of SLM model  
**表 5.** SLM 模型的效应值

	Direct	t 值	Indirect	t 值
SO <sub>2</sub>	0.0687	0.0584	-0.0155	0.0588
NO <sub>2</sub>	0.2015	0.0417	-0.0427	0.0454
日照	0.3929	0.0307	-0.0838	0.0350
人口	0.0321	0.0729	-0.0062	0.0761
降水量	-0.3358	0.032	0.0725	0.085

由表 5 可以看出，城市排放的 SO<sub>2</sub> 量，排放的 NO<sub>2</sub> 量，城市日照时间，城市常住人口数的直接效应都显著为正，且在 10% 的水平下通过了显著性水平检验，说明某一个省这些因素的增加会导致该省 PM<sub>10</sub> 浓度的增加，对环境造成恶劣影响。而降水量的直接效应为负，说明某省的降水量增加会使该省的 PM<sub>10</sub> 浓度降低；这也印证了污染气体的增加会导致 PM<sub>10</sub> 浓度增加，密集的人口数量也会对城市的环境造成压力，而降水量能洗刷掉空气中的污染颗粒，因此降水量的增加就能较少 PM<sub>10</sub> 的浓度。相反，城市排放的 SO<sub>2</sub> 量，排放的 NO<sub>2</sub> 量，城市日照时间，城市常住人口数的间接效应都显著为负，说明某省这些因素的增加会对与其具有空间关联省市的 PM<sub>10</sub> 浓度降低，而降水量的间接效应为正，说明某省的降水量的增加会对与其具有空间关联省市的 PM<sub>10</sub> 的增加。

## 4. 结论和建议

本文探究了 2008 年~2019 年东部地区 13 个省市的空气质量中 PM<sub>10</sub> 年平均浓度与排放的二氧化硫年平均浓度，排放的二氧化氮年平均浓度，城市日照时数，城市年均降水量，城市常住人口数的影响关系。并分析其各省市中的影响因素的空间相关性，发现了东部地区这 13 个省市中有 7 个省市不具有相邻边界，得到了全局 Moran's I 指数，画出了 Moran 散点图，得到 PM<sub>10</sub> 浓度，排放的 SO<sub>2</sub> 浓度，城市日照时数和城市年降水量具有很强的空间相关性，紧接着对被解释变量采用没有空间交互效应的面板数据模型进行估计，结果表明：包括了空间固定效应和包括了空间和时间固定效应的模型的拟合效果良好。在用 LM 进行检验之后发现，时间固定效应模型的 LM 空间滞后检验值和稳健 LM 空间滞后检验值显著，因此采用具有时间固定效应的 SLM 模型。最后通过计算直接效应值和间接效应值得到一个省排放的 SO<sub>2</sub> 量，排放的 NO<sub>2</sub> 量，城市日照时间和城市常住人口数的增加会导致该省的 PM<sub>10</sub> 浓度增加而使与其具有空间关联



省市的  $PM_{10}$  浓度降低,而降水量的增加会降低该省的  $PM_{10}$  浓度,但会提高与其具有空间关联省市的  $PM_{10}$  浓度。

综上所述,东部地区虽然近几年发展迅猛,科技水平,经济水平,城市化发展都远远优于西部地区,但是正是在城市化的高速发展的过程中,我们忽视了环境的逐年恶化,造成了城市环境的污染的升级。本文说明了一个城市排放的  $SO_2$  量,排放的  $NO_2$  量,城市日照时间和城市常住人口数,降水量的变化都会对自身和其周围具有空间效应的城市产生影响,不管是正面的影响还是负面的影响,不管是对城市本身还是对其他周边城市造成影响,最终都应该尽量减少  $SO_2$ ,  $NO_2$  的排放,对污染气体的排放采取针对性措施,比如倡导绿色出行,积极发展第一产业和第三产业,同时大力发展清洁能源,加强节能排放,这样会减少污染气体的排放,而污染气体的减少,就会减少空气中的污染颗粒  $PM_{10}$  的浓度,阳光照射就会更充足,环境质量就会更好,进一步实现地区环境更好更快的可持续发展。

### 参考文献

- [1] 中国环境公报[R]. 中国环境监测总站, 2018.
- [2] 艾小青, 陈连磊, 朱丽南. 空气污染排放与经济增长的关系研究——基于中国省际面板数据的空间计量模型[J]. 华东经济管理, 2017, 31(3): 69-76.
- [3] 陶长琪, 杨海文. 空间计量模型选择及其模拟分析[J]. 统计研究, 2014, 31(8): 88-96.
- [4] 王守坤. 空间计量模型中权重矩阵的类型与选择[J]. 经济数学, 2013, 30(3): 57-63.
- [5] 马丽梅, 张晓. 中国雾霾污染的空间效应及经济、能源结构影响[J]. 中国工业经济, 2014(4): 19-31.
- [6] Baltagi, B.H., Song, S.H. and Koh, W. (2003) Testing Panel Data Regression Models with Spatial Error Correlation. *Journal of Econometrics*, **117**, 123-150. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00120-9](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00120-9)
- [7] 纪祥裕. 城市房价, 空间溢出效应与产业结构升级——基于中国城市数据的空间计量分析[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2018(2): 38-48.