

城市化水平、工业化水平对空气质量的影响分析

——基于湖北省 16 城市 2005~2017 年数据的时空模型

汪发元^{1, 2} 郑军^{1, 2} 汪宗顺²¹

(1. 长江大学 长江经济带发展研究院, 湖北 荆州 434023,

2. 长江大学 管理学院, 湖北 荆州 434023)

【摘要】: 基于湖北省 16 城市 2005~2017 年数据, 应用空间计量模型研究城市化水平、工业化水平对空气 SO₂、NO₂、PM₁₀ 含量的影响。结果显示, 在城市化水平中, 人均 GDP 对空气中 SO₂ 含量有显著负向影响, 对 NO₂ 有显著正向影响, 民用汽车的数量、公路里程对城市空气中 SO₂、NO₂、PM₁₀ 含量有显著正向影响, 工业化水平对空气中 SO₂、NO₂ 显著负向影响, 对 PM₁₀ 含量有显著正向影响, 人均绿地面积对空气中 SO₂ 的含量有显著负向影响, 对 NO₂、PM₁₀ 的影响不显著。为此, 必须加快产业转型升级, 做好产业发展规划; 必须强化城市民用汽车尾气排放检测, 加强城市配套园林建设; 必须建立城市绿色发展联动机制, 做好区域巡查监管。

【关键词】: 城市特征 工业化水平 空气质量

【中图分类号】: X323 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2019)06-1411-11

空气质量已经成为人们关注的热点, 在推进城市化的过程中, 空气质量越来越差, 城市越来越频繁的雾霾现象严重影响到社会的正常工作、生活秩序, 引起了学界的广泛关注。有些城市雾霾的发生直接影响到人们能否正常上班、学生能否正常上学。那么, 雾霾在不同城市发生的频率和严重程度不同, 是否与城市化水平有关呢? 纵观已有研究, 城市化主要体现为城市人均经济发展量、城市人口密度、汽车数量、人均绿地面积和工业化水平等。但园林绿化、汽车使用量等城市化因素对空气质量的影响到底如何? 空气的流动性是否影响到了城市空气质量的变化? 这些问题都是改善空气质量必须认真考虑的问题。已有研究侧重于空气质量的演化, 以及与经济增长的关系, 少有结合城市化水平中诸多因素进行量化分析。为此, 研究城市化水平对空气质量的影响, 可以为政府部门科学规划城市人口、汽车密度和人均绿化面积, 不断提升城市空气质量, 提供决策参考。这既是本文的创新性, 也是本文的价值所在。

1 文献综述

近年来, 空气质量已经成为社会关注的热点, 社会各界强烈呼吁净化空气质量, 提高绿色发展的水平。绿色发展已经成为时代发展的主旋律, 并必然成为指导中国未来经济和社会发展的行为准则^[1]。近年来, 城市园林绿化力度加大, 空气质量得到改善, 学界围绕绿色发展, 提高空气质量发展开展了卓有成效的研究。关于空气质量与城市各种因素关系的研究很多, 纵观已有成果, 主要集中在 3 个方面:

作者简介: 汪发元(1961-), 男, 教授, 主要从事区域经济研究. E-mail:wangfayuan315@sina.com。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(15ZDA020); 湖北省教育厅哲学社会科学重大项目(16ZD020)。

(1) 空气质量变化及影响因素。国内外关于空气质量变化的研究很多,大部分学者都是基于计量模型进行分析。从国外学者的研究来看,Chebbi H E 等^[2]利用 VAR 模型研究了经济增长对环境污染的影响,探讨了两者间相互作用的机理。Ehrhardt ttfu^[3]通过定量分析,揭示了在城市化进程中,由于大面积毁损森林,对空气质量产生负向影响。空气质量不仅受本地因素的影响,而且受周边城市诸因素的影响。Zhao H J 等^[4]研究认为,由于空气具有流动性特征,空气污染表现出跨区传输,单个城市空气质量受相邻城市污染状况的影响。国内学者也进行了大量研究,实证研究表明,北京市 PM₁₀ 浓度、NO₂ 浓度、SO₂ 浓度三类空气污染和经济增长间存在着长期协整关系,且呈负向^[5]。说明北京市经济发展已经获得转型升级,经济发展水平越高,空气质量越好。武汉市空气负荷压力在变小、空气质量有波动并呈现恶化趋势、空气抗逆能力在增强^[6]。说明武汉市经济发展尚处在转型升级之中,而且并不稳定。北方空气质量变化的规律显示,舆论压力传导到地方政府,形成短期环境规制行为,能够起到改善空气质量、放缓空气质量恶化的速度^[7]。

(2) 空气污染的变化规律。空气污染变化具有一定的客观规律性,废气排放和烟尘排放具有空间滞后性,周围地区的排放会加重本地区空气污染排放^[8],空气污染的因素很多,与城镇化率的提升有直接影响,城镇化率的提升会增加废气总量排放,同时,也会减少 SO₂ 排放和烟尘排放^[8]。而且空气的污染已经严重影响到人们的生活和生产。已有研究显示,空气质量污染会直接影响农作物正常生长,导致农作物质量下降、减产^[9]。因此,必须通过多种手段治理空气污染。空气污染的治理有助于产业结构升级,从中长期来看,有助于空气污染的治理^[10]。特别是推行以天然气等清洁能源替代煤炭可以有效地减少空气污染,改善空气质量^[11]。

(3) 雾霾的治理机制和措施。学界普遍认为,防治空气污染,治理雾霾,需要创新雾霾污染联防联控体系,形成跨区域治污合力^[12]。从治理上看,要通过建立相应的法律制度,建立区域联防联控的办法,实行常年监测、效果评估、信息报告^[13]。在开展联防联控的过程中,要建立起良好的利益补偿机制,通过税收、补贴以及环境产权交易的方式,对保护环境资金投入进行经济补偿和利益调节^[14]。从长远发展上看,要着力做好产业结构的调整,创新驱动产业绿色化、能源消费结构清洁化、污染治理体系现代化^[15]。特别是要建立一整套用于官员晋升的绿色考评体系,通过激励和约束的手段,引导各级领导以绿色发展为引领,改善资源环境,着力绿色发展^[16]。

以上研究证实了空气污染的危害性、污染特点的区域性、防治的联动性,要从根本上改善空气质量,防治雾霾的频繁发生,需要做好产业转型升级,需要着力做好绿色发展。绿色发展和产业转型升级对空气质量一定会产生影响,但这种影响的力度会有多大,会怎么样影响,现有文献很少涉及。基于这一背景,本文将研究城市人均公园绿地面积、第二产业比重、人口密度、人口城镇化率、民用汽车总量对空气质量的影响。研究结果可供政府制定产业政策,制定城镇发展规划参考,对于正确指导绿色发展和产业转型升级具有重要意义。

2 研究区域、变量与特征

2.1 理论分析

空气质量是多种指标的综合反映,按现有资料,空气质量一般都用空气中二氧化硫(SO₂)、二氧化氮(NO₂)、可吸入颗粒物(PM₁₀)的含量来表示。按照理论分析,空气质量必然受到多种因素的影响,但在现有条件下,具体的排放信息缺失,排放清单不确定,只能确定典型源关键污染物排放因子^[17]。首当其充的是城市的人均 GDP,人均 GDP 越高,说明城市经济越发达,而在工业化发展时代的经济发展过程中,环境措施如果不能完全跟上,必然会产生相应的废气、粉尘,影响到空气的质量。其次,空气质量还会受到第二产业比重的影响,第二产业比重越高,说明工业越发达,而在工业化和后工业化时代,工业是废气和粉尘排放的重点,无论多么严格的环保措施,都免不了工业废弃物的排放。再次,空气质量也会受城市人口密度的影响,人口密度越大,人们生活、工作产生的废气和粉尘排放也会越多。同时,空气质量也会受城市民用汽车总量的影响,众所周知,汽车尾气是城市空气污染的重要来源,城市民用汽车越多,排放的尾气数量越多,则对空气污染越严重。最后,空气质量也会受到城市人均公园绿地面积的影响。城市人均绿地面积越大,净化空气的能力越强,空气的质量也会越好。而且因为空气具有流动性,其质量还会受到周边城市典型源关键污染物排放因子的影响,周边污染源越多,空气流动性越强,则城市空气污染也会越严重。

2.2 研究区域

湖北省属于长江中游省份,城市和经济在全国都处于较快的行列,工业发展和城市绿化建设都具有一定的代表性,加上湖北省是一个不可分割的整体,因此,选择湖北省的各个城市作为研究对象,具有一定的典型性。本研究以湖北省现有城市为研究区域范围,共 16 个城市。本研究旨在分析湖北省城市化水平、工业化水平对空气质量的影响。因此,参照已有研究的经验,空气质量选取空气中可吸入颗粒物(PM_{10})、二氧化硫(SO_2)、二氧化氮(NO_2)含量,^[10]城市化水平可以用人口集聚以及就业非农转化的过程来加以衡量^[18],工业化水平最典型的特征值就是第二产业占比。因此,本研究选择湖北省 2005~2017 年空气中二氧化硫(SO_2)、二氧化氮(NO_2)、可吸入颗粒物(PM_{10})的变化情况作为研究的因变量;选择可能影响空气质量的人均 GDP、第二产业比重、人口密度、民用汽车总量、人均绿地面积作为影响因素,即本研究的自变量。

2.3 数据来源与变量说明

(1) 数据来源。

空气质量指标数据来源于湖北省环保厅发布的《湖北省环境质量状况》(2005~2017),自变量指标数据分别来源于《湖北统计年鉴》和湖北省各地市 2017 年国民经济及社会发展统计公报。

(2) 变量说明。

基于已有研究关于空气质量的影响因素,本研究选择空气中二氧化硫(SO_2)、二氧化氮(NO_2)、可吸入颗粒物(PM_{10})为被解释变量,分别标记为 Y1、Y2、Y3。选择人均 GDP^[19,20]、第二产业比重^[19,20]、人口密度^[20]、民用汽车总量^[19,21]、人均绿地面积代表城市化水平,作为解释变量。其中人均 GDP 和第二产业比重体现了经济增长对空气质量的影响,人口密度和民用汽车总量代表人类活动强度、活动方式对空气质量的影响,人均公园绿地面积作为城市绿化水平的代表。同时为检验“环境库兹涅茨曲线”的存在性引入人均 GDP 的平方作为自变量。选择建成区面积、公路通车里程为控制变量。为减小异方差,连续性变量均取自然对数。

2.4 变量统计性描述

(1) 被解释变量。

二氧化硫(SO_2)Y1 的平均值为 31.4604,标准差为 22.4388;二氧化氮(NO_2)Y2 的平均值为 25.8271,标准差为 11.3032;可吸入颗粒物(PM_{10})Y3 的平均值为 93.1708,标准差为 18.9456。

(2) 解释变量。

人均 GDP(LnW1)平均值为 9.9299,标准差为 0.7741;人口密度(LnW3)平均值为 5.9736,标准差为 0.5687;民用汽车总量(LnW4)平均值为 11.4067,标准差为 1.1499;人均绿地面积(W5)平均值为 9.9260,标准差为 2.5932;第二产业比重(W6)平均值为 46.4408,标准差为 8.4363(表 1)。

(3) 控制变量。

建成区面积(Z1)平均值为 80.7763,标准差为 101.112;公路通车里程(LnZ2)平均值为 9.1081,标准差为 0.8297,详见表 1。

表 1 变量统计性描述

一级指标	二级指标	变量符号	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
空气质量	二氧化硫 SO ₂	Y1	240	31.4604	22.4388	5	195
	二氧化氮 NO ₂	Y2	240	25.8271	11.3032	4	60
	可吸入颗粒物 PM ₁₀	Y3	240	93.1708	18.9456	40	183
城市化水平	人均 GDP(元)	LnW1	240	9.9929	0.7741	8.1817	11.6215
	(人均 GDP) ²	LnW2	240	100.4553	15.4520	66.9405	137.5155
	人口密度(人/km ²)	LnW3	240	5.9736	0.5687	4.9182	7.1448
	民用汽车总量(辆)	LnW4	240	11.4067	1.1499	8.8982	14.7749
	人均绿地面积(m ²)	W5	240	9.9260	2.5932	0.6300	15.2000
工业化水平	第二产业比重(%)	W6	240	46.4408	8.4363	22.3209	62.3742
控制变量	建成区面积(km ²)	Z1	240	80.7763	101.112	17	600
	公路通车里程(km)	LnZ2	240	9.1081	0.8297	7.3132	10.3435

2.5 空间权重矩阵的构建

本文分别从地理位置特征和经济因素特征来设定空间权重。

(1) 地理距离矩阵

基于湖北省的边界城市有 11 个,若采用 0~1 邻接矩阵,则会出现边界城市的邻接数量与研究区域内城市的数量不平衡问题。因此,本文采用 K 邻接矩阵^[22]对解释变量 Y1、Y2、Y3 进行全局莫兰指数检验,K 取值分别为 2、3、4、5、6、7。当 K=6 时 Y1 的莫兰指数最大,当 K=2 时 Y2 的莫兰指数最大,K=4 时 Y3 的莫兰指数最大,检验结果见表 3。本文选取 K=6、K=2、K=4 分别对 Y1、Y2、Y3 进行后续研究。

(2) 经济距离矩阵

为研究湖北省各城市之间经济活动的相互影响对空气质量的影响,本文利用各城市的人均 GDP 之差作为“经济距离”构建经济距离矩阵,公式如下。

$$\left\{ \begin{aligned} W_{ij} &= \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}, \quad i \neq j, \\ \bar{Y}_i &= \frac{1}{|t_1 - t_0 + 1|} \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it} \end{aligned} \right. \quad (1)$$

式中:Y_{it}表示第 i 城市第 t 年的人均 GDP 值, \bar{Y} 表示本文研究的时间范围内人均 GDP 的平均值。

3 湖北省城市空气质量影响因素的实证分析

3.1 空间自相关检验

软件 Stata12.0。采用全局空间自相关分析法对因变量进行空间自相关检验,得到因变量 Y1、Y2、Y3 的全局 Moran' sI 指数检验结果,见表 2。

表 2 全局 moran' sI 指数检验结果

年份	Y1	Y2	Y3	年份	Y1	Y2	Y3
2003	0.184** (2.229)	0.334*** (3.389)	0.532*** (3.201)	2011	0.072 (1.212)	-0.036 (0.288)	-0.134 (-0.355)
2004	0.203*** (2.836)	0.311*** (3.123)	-0.012 (0.294)	2012	-0.083 (-0.150)	0.031 (0.914)	0.251* (1.661)
2005	0.100** (2.127)	0.289*** (3.137)	0.198 (1.361)	2013	-0.199 (-1.145)	0.095 (1.329)	-0.286 (-1.193)
2006	0.069 (1.343)	0.193** (2.286)	0.197 (1.353)	2014	-0.093 (-0.220)	0.041 (0.896)	-0.273 (-1.141)
2007	0.112* (1.677)	-0.091 (-0.209)	0.418** (2.502)	2015	-0.125 (-0.502)	0.036 (0.935)	-0.108 (-0.223)
2008	0.045 (1.178)	0.282*** (2.977)	-0.368 (-1.559)	2016	-0.206 (-1.177)	-0.034 (0.267)	-0.204 (-0.715)
2009	-0.030 (0.349)	-0.054 (0.147)	-0.008 (0.298)	2017	-0.263 (-1.638)	-0.008 (0.484)	-0.381* (-1.650)
2010	0.017 (0.839)	-0.058 (0.113)	-0.117 (-0.267)				

表 2 的结果显示,二氧化硫(SO₂)2003~2005、2007 年的 Moran' sI 指数都显著,其余年份的 Moran' sI 指数都不显著。二氧化氮(NO₂)2003~2006、2008 年的 Moran' sI 指数显著,其余年份的指数不显著。可吸入颗粒物(PM₁₀)2003 年、2007、2012、2017 年的 Moran' sI 指数显著,其余年份的指数不显著。参考 Cunha^[23]、Novelli 等^[24]的研究成果,认为二氧化硫(SO₂)、二氧化氮(NO₂)、可吸入颗粒物(PM₁₀)客观上已存在空间相关性。

3.2 静态面板模型检验结果分析

采用 MatlabR2016 软件。建立静态面板数据模型,通过回归后的 LM 检验结果是否显著,判断能否选用空间计量模型。结果见表 3 的模型 1~模型 6。

由表 3 可知,Hausman 检验结果分别在 5%、1%和 10%检验水平下显著,说明均应选择固定效应模型进行分析。模型 1 的 (robust)LM-error 值在 10%检验水平下不显著,其余 3 个 LM 值均在 10%检验水平下显著,表明应选择空间滞后模型。模型 2 的 (robust)LM-lag 值在 10%检验水平下不显著,其余 3 个 LM 值均在 10%检验水平下显著,表明应选择空间误差模型。模型 3 的 4 个 LM 值均在 1%检验水平下显著,表明应选择空间杜宾模型。模型 4~模型 6 的 2 个 LM 值均在 5%检验水平下显著,2 个 (robust)LM 值均在 10%检验水平下不显著。这些都说明被解释变量空间相关性已明确存在,应该继续建立空间杜宾模型对面板数据进行计量分析。

表 3 静态模型检验结果

	模型 1 (Y1)	模型 2 (Y1)	模型 3 (Y2)	模型 4 (Y2)	模型 5 (Y3)	模型 6 (Y3)

	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵
LM test no spatial lag	19.3926***	6.7686***	7.6801***	30.2818***	23.4797***	5.3900**
Robust LM test no spatial lag	3.4906*	2.3543	9.5122***	1.4677	0.9567	0.0129
LM test no spatial error	15.9531***	10.1693***	21.9277***	29.0065***	22.5544***	5.6473**
Robust LM test no spatial error	0.0511	5.7550**	23.7598***	0.1925	0.0313	0.2702
Hausman test	21.78**	33.78***	16.51*			

3.3 空间计量模型的建立

参考 LeSage 等^[25]的研究, 分别建立自变量与因变量二氧化硫 (SO₂)、二氧化氮 (NO₂)、可吸入颗粒物 (PM₁₀) 空间杜宾模型 SDM。回归方程见方程 (2)~(4)。

$$\begin{aligned}
 Y1_{it} = & \rho_1 \times W^a y1_{it} + a_1 UC_{it} + a_2 ILevel_{it} + a_3 Control_{it} + \\
 & a_4 \times W^a UC_{it} + a_5 \times W^a ILevel_{it} + a_6 \times W^a Control_{it} \\
 & + \delta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 Y2_{it} = & \rho_2 \times W^b y2_{it} + \beta_1 UC_{it} + \beta_2 ILevel_{it} + \beta_3 Control_{it} + \\
 & \beta_4 \times W^b UC_{it} + \beta_5 \times W^b ILevel_{it} + \beta_6 \times W^b Control_{it} \\
 & + \delta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 Y3_{it} = & \rho_3 \times W^c y3_{it} + c_1 UC_{it} + c_2 ILevel_{it} + c_3 Control_{it} + c_4 \\
 & \times W^c UC_{it} + c_5 \times W^c ILevel_{it} + c_6 \times W^c Control_{it} + \delta_i \\
 & + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)
 \end{aligned}$$

式中: UC 代表城市化水平; 包括了人均 GDP (lnW1); 人均 GDP 的平方 (lnW2); 人口密度 (lnW3); 民用汽车总量 (lnW4); 人均公园绿地面积 (W5); ILevel 代表工业化水平, 用第二产业比重 (W6) 表示; Control 代表控制变量, 包括了建成区面积 (Z1)、公路通车里程 (lnZ2), δ_i 和 μ_i 分别表示为空间特质效应和时期特质效应, W^a 、 W^b 、 W^c 为空间权重矩阵。

按 Elhorst^[26]提出的空间计量模型确定方法, 首先对空间杜宾模型 SDM 进行回归, 依据 Wald 检验和 LR 检验结果, 判定 SDM 模型是否退化成空间误差模型 SEM 或空间滞后模型 SAR。若 Wald 检验和 LR 检验结果均显著则选择空间杜宾模型, 否则应选择空间误差模型或空间滞后模型。

方程 (2)~(4) 的检验结果见表 4。

由表 4 的结果可知,模型 7~模型 12 的 Wald 检验和 LR 检验结果均在 10%水平下显著,不存在 SDM 模型退化成空间误差模型 SEM 或空间滞后模型 SAR 的可能,因此继续对空间杜宾模型的计量结果进行分析。

表 4SDM 模型检验结果

	模型 7 (Y1)	模型 8 (Y1)	模型 9 (Y2)	模型 10 (Y2)	模型 11 (Y3)	模型 12 (Y3)
	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵
Wald_spatial_lag	28.1122***	74.3095***	81.1718***	18.3144**	20.9740***	14.4955*
Wald_spatial_error	27.2641***	74.4474***	83.5381***	18.0426**	21.5691***	12.3228*
LR_spatial_lag	32.2888***	67.1567***	74.2079***	18.2937**	21.1597***	18.0234**
LR_spatial_error	31.7430***	68.4448***	74.2686***	20.1122***	21.2401***	17.1501**

3.4 空间计量模型估计

本文采用空间杜宾时间固定效应模型进行计量分析,结果见表 5~表 7。具体分析如下:

模型 7、模型 8 的空间自回归系数 $W*dep. var$ 分别为 0.2900、0.3069,均在 1%检验水平下显著,湖北省各城市之间的二氧化硫 (SO_2) 空间溢出效应显著。具体分析如下:在地理矩阵和经济矩阵中,城市 GDP 对二氧化硫 (SO_2) 的含量有显著负向影响,因为经济越发达的城市经济发展的方式越高端,淘汰落后产能越彻底,从而向空气中排放二氧化硫 (SO_2) 越少;相反,城市 GDP 越低的城市,经济发展的方式越落后,相比较发达城市,空气中二氧化硫 (SO_2) 的含量越高。这样,就形成了 GDP 对相邻城市空气中二氧化硫 (SO_2) 含量的正向显著影响;观察城市人口密度,城市人口密度对相邻城市空气中二氧化硫 (SO_2) 含量的正向显著影响,说明城市化已经有了新的特点,人口已经趋向于向空气质量好的城市集中,这样,周边城市留下的人对空气质量不在意,使得周边空气中二氧化硫 (SO_2) 含量相对更高;观察民用汽车数量,民用汽车数量无论在哪个矩阵中,对本城市或周边城市空气中二氧化硫 (SO_2) 含量的正向显著影响,说明民用汽车已经成为空气污染的重要源头;观察人均绿地面积,对本城市空气中二氧化硫 (SO_2) 含量有显著负向影响,说明城市绿化对净化城市空气发挥了重要作用;观察工业化水平,在地理矩阵中,工业化水平确实对空气中二氧化硫 (SO_2) 含量有负向影响,说明湖北省城市工业转型升级比较成功,传统的高污染企业已经被淘汰,新兴工业化快速兴起;观察建成区面积对空气中二氧化硫 (SO_2) 含量的负向显著影响,说明城市建成面积越大,空气质量越好,越能吸引人们到城市定居;观察公路通车里程,对空气中二氧化硫 (SO_2) 含量有正向影响,因为公路通车里程越长,行驶的汽车越多,汽车排放的尾气越多。这进一步印证了汽车已经成为最重要的空气质量影响因素。在各种因素的综合作用下,城市化水平对空气中二氧化硫 (SO_2) 的含量有显著正向影响,说明改变人们的生产、消费行为,改善空气质量的任任务还任重道远。

表 5 二氧化硫 SO_2 (Y1) 空间计量模型估计结果

变量	模型 7	模型 8	变量	模型 7	模型 8
	地理距离矩阵	经济距离矩阵		地理距离矩阵	经济距离矩阵
	系数 (Z 值)	系数 (Z 值)		系数 (Z 值)	系数 (Z 值)
Lnw1	-100.0565*	-538.1956***	$W*Lnw1$	131.5739	893.8073***

	(-1. 8293)	(-6. 1679)		(0. 5320)	(5. 5680)
Lnw2	5. 9750** (2. 5384)	28. 6931*** (6. 3196)	W*Lnw2	-2. 9162 (-0. 2366)	-46. 0314*** (-5. 4865)
Lnw3	-12. 1530** (-2. 0783)	2. 3171 (0. 8510)	W*Lnw3	40. 1921** (2. 3077)	44. 5296*** (4. 5814)
Lnw4	-1. 1188 (-0. 4429)	5. 6889*** (2. 4501)	W*Lnw4	0. 4121 (0. 0606)	13. 2333** (2. 2277)
W5	-2. 8342*** (-3. 7404)	-2. 0307*** (-3. 0734)	W*W5	-0. 4271 (-0. 1920)	2. 5495 (1. 2982)
W6	-0. 7485 (-1. 6113)	-0. 5648** (-1. 9929)	W*W6	-0. 5336 (-0. 3996)	1. 4031 (1. 5513)
Z1	-0. 1180*** (-3. 7634)	-0. 1786*** (-5. 8740)	W*Z1	-0. 0166 (-0. 1783)	-0. 0596 (0. 5408)
LnZ2	-22. 4990* (-1. 7668)	9. 4153*** (2. 9346)	W*LnZ2	-140. 0293*** (-4. 1561)	8. 5657 (1. 0485)
W*dep. var.	0. 2900***	0. 3069***	Wald_spatial_lag	28. 1122***	74. 3095***
R ²	0. 5413	0. 5996	Wald_spatial_error	27. 2641***	74. 4474***
sigma ²	131. 9896	114. 1451	LR_spatial_lag	32. 2888***	67. 1567***
log-likelihood	-797. 67	-779. 0255	LR_spatial_error	31. 7430***	68. 4448***

表 6 二氧化氮 NO₂ (Y2) 空间计量模型估计结果

变量	模型 9	模型 10	变量	模型 9	模型 10
	地理距离矩阵	经济距离矩阵		地理距离矩阵	经济距离矩阵
	系数 (Z 值)	系数 (Z 值)		系数 (Z 值)	系数 (Z 值)
Lnw1	70. 6311** (2. 5702)	49. 1110 (1. 3695)	W*Lnw1	26. 1637 (0. 2048)	-64. 2612 (-1. 0612)
Lnw2	-3. 1963** (-2. 4300)	-2. 9154 (-2. 9154)	W*Lnw2	-3. 0798 (-0. 4987)	4. 3434 (1. 4219)
Lnw3	1. 2912 (0. 9204)	-4. 6555* (-1. 9068)	W*Lnw3	-0. 3113 (-0. 0864)	8. 1316* (1. 7933)
Lnw4	2. 1029** (2. 4097)	-2. 0720* (-1. 9463)	W*Lnw4	6. 6969*** (2. 7088)	-1. 7490 (-0. 8009)
W5	0. 0838 (0. 3241)	-0. 1364 (-0. 4505)	W*W5	3. 3383*** (4. 1235)	-0. 8673 (-1. 0855)
W6	-0. 4005*** (-2. 7377)	0. 0005 (0. 0031)	W*W6	-1. 7448*** (-3. 1641)	0. 3068 (0. 9504)

Z1	0.0321*** (2.9913)	0.0132 (0.8656)	W*Z1	0.0184 (0.4915)	-0.0542 (-1.0879)
LnZ2	0.3580 (0.3146)	2.3851 (0.8297)	W*LnZ2	-6.8434* (-1.8122)	-11.7249* (-1.7465)
W*dep. var.	0.2729**	0.3119***	Wald_spatial_lag	81.1718***	18.3144**
R ²	0.7508	0.7502	Wald_spatial_error	83.5381***	18.0426**
sigma ²	33.8216	34.4240	LR_spatial_lag	74.2079***	18.2937**
log-likelihood	-657.0294	-657.1513	LR_spatial_error	74.2686***	20.1122***

表 7 可吸入颗粒物 PM₁₀(Y3) 空间计量模型估计结果

变量	模型 11	模型 12	变量	模型 11	模型 12
	地理距离矩阵	经济距离矩阵		地理距离矩阵	经济距离矩阵
	系数 (Z 值)	系数 (Z 值)		系数 (Z 值)	系数 (Z 值)
Lnw1	73.9012 (1.2069)	117.8170 (1.3741)	W*Lnw1	230.2932 (0.7399)	-245.7997* (-1.7681)
Lnw2	-3.3250 (-1.0936)	-5.6241 (-1.2578)	W*Lnw2	-11.6907 (-0.7240)	12.3507* (1.7642)
Lnw3	14.6150*** (4.2010)	9.7374*** (3.7153)	W*Lnw3	5.9739 (0.4380)	-0.9780 (-0.1551)
Lnw4	5.7447** (2.5313)	5.9042** (2.4914)	W*Lnw4	8.1939 (1.0466)	0.8817 (0.1658)
W5	-0.0954 (-0.1485)	-0.2485 (-0.3843)	W*W5	-2.4166 (-0.9274)	-2.1536 (-1.2266)
W6	0.8596** (2.2840)	0.3528 (1.1863)	W*W6	4.3321*** (2.7316)	0.2588 (0.4013)
Z1	0.0097 (0.3133)	0.0394 (1.2882)	W*Z1	-0.0451 (-0.3033)	-0.0524 (-0.7752)
lnZ2	11.2195 (3.8781)	8.3455*** (2.8838)	W*lnZ2	14.6070 (1.2512)	-4.3535 (-0.7011)
W*dep. var.	0.3539**	0.1739*	Wald_spatial_lag	20.9740***	14.4955*
R ²	0.4137	0.2483	Wald_spatial_error	21.5691***	12.3228*
sigma ²	223.5538	268.6803	LR_spatial_lag	21.1597***	18.0234**
log-likelihood	-984.1240	-1012.4468	LR_spatial_error	21.2401***	17.1501**

模型 9、模型 10 的空间自回归系数 W*dep. var 分别为 0.2729、0.3119, 分别在 5%和 1%水平下显著, 湖北省各城市之间的二氧化氮 (NO₂) 空间溢出效应显著。具体分析如下: 城市 GDP 对二氧化氮 (NO₂) 的含量有显著正向影响, 因为二氧化氮 (NO₂) 的含量既与生产相关, 也与人们的生活相关, 人均 GDP 高的城市生产和生活会相应地产生更多的二氧化氮 (NO₂); 观察城市人口密度, 在经济矩阵中, 城市人口密度对本城市空气二氧化氮 (NO₂) 的含量有负向影响, 说明经济越发达的城市, 人们的生活方式越科学, 产生二氧化氮 (NO₂) 的行为越少。同时, 城市人口密度对相邻城市的溢出效应显著为正, 说明经济越不发达的城市经济增长的方式越落后, 空气

中二氧化氮 (NO_2) 含量越高;民用汽车数量在地理矩阵中,对本城市和周边城市空气中二氧化氮 (NO_2) 含量都有正向显著影响,进一步证实民用汽车也是排放二氧化氮 (NO_2) 重要源头;观察人均绿地面积,对本城市二氧化氮 (NO_2) 的含量并不显著,而外溢效应显著,说明相邻城市之间空气质量有联动效应;观察工业化水平,在地理矩阵中,工业化水平对空气中二氧化氮 (NO_2) 含量有负向影响,外溢效应相似。说明湖北省城市工业转型升级比较成功,工业化水平越高则空气中二氧化氮 (NO_2) 越低;观察建成区面积,在地理矩阵中,对空气中二氧化氮 (NO_2) 的含量有正向显著影响,说明城市建成面积越大,排放二氧化氮 (NO_2) 的因素越多;观察公路通车里程,在地理矩阵中,有负向的外溢效应。在各种因素的综合作用下,城市化水平对空气中二氧化氮 (NO_2) 的含量有显著正向影响,说明城市化加剧了空气中二氧化氮 (NO_2) 的含量,需要引起高度重视。

模型 11、模型 12 的空间自回归系数 $W*\text{dep. var}$ 分别为 0.3539、0.1739,分别在 5%和 10%水平下显著,说明湖北省各城市之间的可吸入颗粒物 (PM_{10}) 空间溢出效应显著。具体分析如下:城市 GDP 对可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的含量本身的影响并不显著,而外溢效应在经济矩阵中显著,说明经济相对落后的地方 GDP 对可吸入颗粒物 (PM_{10}) 有显著负向影响,因为可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的含量与综合因素相关,是城市发展中综合因素的反映;城市人口密度,无论在经济矩阵还是地理矩阵中,对本城市空气可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的含量有正向影响,说明人口密度是导致可吸入颗粒物 (PM_{10}) 产生的关键因素,人口密度越大,空气中可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的含量越高,说明湖北省城市经济、生活还需要提档升级。同时,城市人口密度对空气可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的外溢效应不明显,说明可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的流动性并不强;民用汽车数量无论在地理矩阵还是经济矩阵中,对本城市空气中可吸入颗粒物 (PM_{10}) 含量都有正向显著影响,进一步证实民用汽车也是排放可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的主要源头。同时,民用汽车外溢效应不显著,因为民用汽车主要行驶地仍在本城市;人均绿地面积对可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的影响并不显著,虽然绿地有利于可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的沉降,但并不能吸收可吸入颗粒物 (PM_{10});在地理矩阵中,工业化水平对空气中可吸入颗粒物 (PM_{10}) 含量有正向影响,外溢效应相似。说明湖北省城市工业仍然是排放可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的重要因素,而且可吸入颗粒物 (PM_{10}) 会随空气流动影响到周边城市;建成区面积对空气中可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的含量影响不显著,说明可吸入颗粒物 (PM_{10}) 与城市建成面积无关;在经济矩阵中,公路通车里程对可吸入颗粒物 (PM_{10}) 有显著正向影响。因为经济越发达的城市,公路车辆行驶的流动效率越高,而汽车在行驶过程中,既通过尾气排放可吸入颗粒物 (PM_{10}),又通过行驶带动道路上尘埃,增加空气中可吸入颗粒物 (PM_{10})。当然,这种情况主要影响本地城市,所以外溢效应不显著。在各种因素的综合作用下,城市化水平对空气中可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的含量有显著正向影响,说明城市化加剧了空气中可吸入颗粒物 (PM_{10}) 的污染,在提升城市化水平的过程中,需要加强改善空气质量的措施。

4 结论与建议

本研究基于湖北省 2005~2017 年城市空气质量监测资料,结合统计年鉴数据,采用全局莫兰指数检验,经过空间计量模型的首选,采用空间杜宾时间固定效应模型,对湖北省城市化水平对空气质量的影响进行了分析,可以得出以下基本结论:

(1) 湖北省城市化水平对空气中二氧化硫 (SO_2) 的含量有显著正向影响。在城市化的过程中,经济越发达的城市,工业化水平越高,经济发展的方式越绿色,二氧化硫 (SO_2) 的含量越低,越能吸引更多的人到城市定居,城市的人口密度就会增加。城市人口密度的增加又会反过来增加二氧化硫 (SO_2) 的排放。当然,在相邻经济相对欠发达的城市,由于经济发展的方式相对滞后,生产中排放的二氧化硫 (SO_2) 会更多。民用汽车数量与公路里程相辅相成,在现有技术水平下,民用汽车仍然是空气中二氧化硫 (SO_2) 排放的重要源头,人均绿地面积可以有效地减少空气中二氧化硫 (SO_2) 的含量,而吸引更多的人到城市居住。这样,在各种因素的综合作用下,城市化水平不可避免地会使空气中的二氧化硫 (SO_2) 产生正向影响。

(2) 湖北省城市化水平对空气中二氧化氮 (NO_2) 的含量有显著正向影响。城市二氧化氮 (NO_2) 的含量与城市的经济发展水平有显著正相关性,人均 GDP 越高的城市,生产越发达,其间产生的二氧化氮 (NO_2) 就会更多。城市人口密度越大,人们对空气质量的要求越高。城市空气质量越好,也越能吸引到更多的人到城市定居。民用汽车数量与空气中二氧化氮 (NO_2) 的含量显著正相关,说明汽车尾气并不止排放二氧化硫 (SO_2),也排放二氧化氮 (NO_2),这样就导致了空气中二氧化氮 (NO_2) 的增加。但工业化水平对城市二氧化氮 (NO_2) 有显著负向影响,说明排放二氧化氮 (NO_2) 的并非工业,而应当来自于第一和第三产业。而城市建成面积越大,第三产业也会相对越发达,产生的二氧化氮 (NO_2) 就会越多。在这些因素的综合作用下,就导致了城市化水平对空气中二氧化氮 (NO_2) 的含量

的显著正向影响。

(3)湖北省城市化水平加剧了空气中可吸入颗粒物(PM₁₀)的污染。城市化进程中,人口密度的增加、民用汽车数量的增加、公路里程的增加、工业生产的增长等,都会导致空气中可吸入颗粒物(PM₁₀)的增加。园林绿化对可吸入颗粒物(PM₁₀)的影响不显著。

根据以上结论,提出以下建议:

(1)必须加快产业转型升级,做好产业发展规划。湖北省地处长江中游,长江贯穿湖北全境,在共抓大保护中应当有更大的作为。一是对长江沿线化工企业坚持搬迁拆除,彻底解决化工围江问题;二是对经济相对落后的城市,应当限期做好工业企业设备更新、工艺流程创新改造、产业转型升级;三是做好第三产业发展中的节能减排问题,同时,加强长江沿线农业产业结构的调整,解决好农业面源污染防控问题。

(2)必须强化城市民用汽车尾气排放检测,加强城市配套园林建设。在快速城市化的过程中,一方面应当加强城市民用汽车的更新换代,对一些尾气排放不达标老旧民用汽车,应当予以淘汰。同时,要加强城市道路灰尘的清扫、保湿,减少雾霾天气的发生;另一方面要加强城市园林规划,把城市园林绿化纳入总体规划中,并在实际中严格执行。特别要防止房地产商盲目追求经济效益,而擅自提高土地容积率,降低绿化率行为的发生。

(3)必须建立城市绿色发展联动机制,做好区域巡查监管。空气具有极强的流动性,改善空气质量必须在城市化发展中抓好园林绿化建设,做好产业结构调整。要加强城市居民环境保护意识教育,提高维护环境的自觉性,减少生活粉尘的排放。在监督管理上,要建立区域性联防联控的协同机制,形成空间上的合力^[20]。为了促进绿色发展工作落到实处,应当形成全省统一的巡查机制,聘请相关领域专家进行不定期的巡查。对于落实绿色发展工作不力的城市,对主要责任人实行责任追究。

参考文献:

[1] 郭晓霞,张双悦.“绿色发展”理念的形成及未来走势[J].经济问题,2017(2):30-34.

[2] CHEBBI H E, BOUJELBENE Y. CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in Tunisia[A].//Burrell A, Heckelei T, Sckokai P. European Review of Agricultural Economics[C]. UK:Oxford University Press, 2008:1-5.

[3] EHRHARDT-MARTINEZ K. Deforestation and the environmental Kuznets curve: Across-national investigation of intervening mechanisms[J]. Social Science Quarterly, 2002, 83(1):226-243.

[4] ZHAO H J, CHE H Z, ZHANG X Y, et al. Characteristics of visibility and particulate matter (PM) in an urban area of Northeast China[J]. Atmospheric Pollution Research, 2013, 4(4):427-434.

[5] 张丽峰. 北京经济增长与空气污染关系的实证研究[J]. 资源开发与市场, 2017(3):316-321.

[6] 丁镞, 方雪娟, 赵委托, 等. 城市化进程中的武汉市空气环境响应特征研究[J]. 长江流域资源与环境, 2015(6):1038-1045.

[7] 张生玲, 王瑶, 李跃. 地区雾霾舆论对空气质量有影响吗[J]. 长江流域资源与环境, 2018(8):100-106.

[8] 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[J]. 华东经济管理, 2017(3):69-76.

-
- [9]张良,谢佳慧,徐翔. 空气污染、生产资料与农业生产经营[J]. 财经问题研究, 2017(10):119-125.
- [10]杨浩,张灵. 京津冀地区产业结构演进及城市化进程对空气质量影响的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018(6):111-119.
- [11]汤韵,梁若冰. 能源替代政策能否改善空气质量[J]. 中国人口·资源与环境, 2018(6):80-92.
- [12]刘华军,孙亚男,陈明华. 雾霾污染的城市间动态关联及其成因研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017(3):74-81.
- [13]蒋北辰,张媛. 我国空气污染联防联控法律机制存在的问题及其对策[J]. 广西社会科学, 2017(2):109-111.
- [14]史耀波,王敏,赵欣欣. 雾霾治理的跨界合作机制:国际经验与启示[J]. 国际经济合作, 2016(12):66-69.
- [15]任保平,田丰华. 我国重点城市环境空气质量提升的制约因素及其路径选择[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2017(3):27-36.
- [16]李祝平,欧阳强. 长江中游城市群绿色化发展现状及对策[J]. 南通大学学报·社会科学版, 2017(5):29-35.
- [17]郝吉明,贺克斌,王书肖,等. 特大城市空气改善理论与技术及期限应用[J]. 中国科技成果, 2011(2):52-53.
- [18]郑艳婷,马金英,戴荔珠,等. 武汉城市群的区域性城市化特征及其动力机制[J]. 资源科学, 2016, 38(10):1948-1961.
- [19]丁镭,刘超,黄亚林,等. 湖北省城市环境空气质量时空演化格局及影响因素[J]. 经济地理, 2016, 36(3):170-178.
- [20]杨冕,王银. 长江经济带PM_{2.5}时空特征及影响因素研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(1):91-100.
- [21]PARK S, LEE Y M. Regional model of EKC for air pollution: Evidence from the Republic of Korea[J]. Energy Policy, 2011, 39:5840-5849.
- [22]LE GALLO J, ERTUR C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995[J]. Papers in Regional Science, 2003, 82(2):175-201.
- [23]CUNHA S. Tourism cluster competitiveness and sustainability: Proposal for a systemic model to measure the impact of tourism on local development[J]. Brazilian Administration Review, 2005, 2(2):47-62.
- [24]NOVILLI M, SCHMITZ B, SPENCER T. Networks, clusters and innovation in tourism: A UK experience[J]. Tourism Management, 27(6):1141-1152.
- [25]LESAGE J, PACE R. K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC Press, 2009.
- [26]ELHORST. J. P. Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels[J]. Berlin: Springer, 2014:95-119.