

· 环境预警 ·

DOI: 10.3969/j.issn.1674-6732.2018.04.002

## 基于气象因子的 $\text{PM}_{2.5}$ 回归预测模型研究

汪宇<sup>1</sup>, 彭晓武<sup>2</sup>, 沈劲<sup>1</sup>, 嵇萍<sup>1</sup>, 邓滢<sup>1</sup>, 谢敏<sup>1</sup>, 陈多宏<sup>1\*</sup>

(1. 广东省环境监测中心, 国家环境保护区域空气质量监测重点实验室, 广东 广州 510308; 2. 环境保护部华南环境科学研究所, 广东 广州 510655)

**摘要:**采用 Pearson 相关系数分析了 2013—2016 年 3 大典型城市北京、南京和广州的  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  与各气象因子的关系。结果表明, 3 个城市  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  与各风速因子最大的相关系数依次为 -0.44, -0.29 和 -0.37, 与各气温因子最大的相关系数依次为 -0.44, -0.33 和 -0.37, 气压与南京和广州的  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  正相关, 气压因子最大的相关系数分别为 0.25 和 0.34, 湿度与北京  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  正相关, 与广州  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  负相关, 湿度因子最大的相关系数分别为 0.49 和 -0.36, 日照时数与北京  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  相关系数为 -0.46, 降水量与南京和广州  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  相关系数分别为 -0.20 和 -0.24; 采用逐步线性回归方法建立城市次日  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  与气象因子的预测模型, 复合相关系数分别为 0.722 8, 0.770 6 和 0.809 9。模型预测 3 个城市 2016 年  $\text{PM}_{2.5}$  年均值分别偏高 4.5 和 3  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ , 日均值平均相对误差为  $\pm 45.6\%$ ,  $\pm 32.9\%$  和  $\pm 26.0\%$ , 模型对高  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  普遍低估。

**关键词:** 细颗粒物; 气象因子; 相关性; 线性回归; 北京; 南京; 广州

中图分类号:X513

文献标志码:B

文章编号:1674-6732(2018)04-0008-04

## Research on the Regression Model of $\text{PM}_{2.5}$ Concentration Based on Meteorological Parameters

WANG Yu<sup>1</sup>, PENG Xiao-wu<sup>2</sup>, SHEN Jin<sup>1</sup>, JI Ping<sup>1</sup>, DENG Ying<sup>1</sup>, XIE Min<sup>1</sup>, CHEN Duo-hong<sup>1\*</sup>

(1. State Environmental Key Laboratory of Regional Air Quality Monitoring, Guangdong Environmental Monitoring Center, Guangzhou, Guangdong 510308, China; 2. South China Institute of Environmental Sciences, Guangzhou, Guangdong 510655, China)

**Abstract:** Using Pearson correlation coefficient, relationship between  $\text{PM}_{2.5}$  concentration [ $\rho(\text{PM}_{2.5})$ ] and meteorological factors in three typical cities Beijing, Nanjing and Guangzhou were analyzed during 2013 to 2016. The results showed that the maximum correlation coefficient between  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  and wind speed factor in the three cities was -0.44, -0.29 and -0.37 in turn, and the maximum correlation coefficient was -0.44, -0.33 and -0.37 for the temperature factor. Atmospheric pressure was positively correlated with  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  in Nanjing and Guangzhou, and the maximum correlation coefficient of the pressure factor was 0.25 and 0.34, respectively. Humidity was positively correlated with  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  in Beijing but negatively correlated with  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  in Guangzhou, with the maximum correlation coefficient of humidity factor 0.49 and -0.36, respectively. The correlation coefficient between sunshine hours and  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  of Beijing was -0.46. The correlation coefficient between precipitation and  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  in Nanjing and Guangzhou was -0.20 and -0.24, respectively. The prediction model of next day  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  and meteorological factors was established by the stepwise linear regression method, with the composite correlation coefficients being 0.722 8, 0.770 6 and 0.809 9 respectively. Annual average  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  values in 2016 are overestimated by 4.5 and 3  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ , while the average relative errors for daily mean are  $\pm 45.6\%$ ,  $\pm 32.9\%$  and  $\pm 26.0\%$ , respectively. The model generally underestimated the high value of  $\rho(\text{PM}_{2.5})$ .

**Key words:**  $\text{PM}_{2.5}$ ; Meteorological factor; Correlation; Linear regression; Beijing; Nanjing; Guangzhou

大气中的  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  与排放源、气象条件等因素有关。研究表明, 不利气象条件是造成  $\text{PM}_{2.5}$  污染事件发生的重要原因, 由于污染物背景浓度、排放源特征、气候条件、地形等差异, 影响不同地区的

收稿日期:2018-01-10; 修訂日期:2018-03-19

基金项目:国家科技支撑计划基金资助项目(2014BAC21B04);  
国家自然科学基金面上资助项目(21477045)

作者简介:汪宇(1991—),男,硕士,工程师,从事空气质量预报工作。

\*通信作者:陈多宏 E-mail: chenduohong@139.com

$\rho(\text{PM}_{2.5})$ 的主要气象因子有所差异<sup>[1-3]</sup>。排放源强在短期内的变化量级不大,且精细化的实时排放源数据无法全面有效地获取,因此对 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 构建回归模型时,缺少能直接表征污染源排放变化的相关因子,主要考虑气象等因子的影响<sup>[4-6]</sup>。识别主要影响气象因子有助于加深对各地大气污染形势的认识,辅助空气质量预报<sup>[7]</sup>,预判大气污染过程,采取大气污染防治措施。

现选取了北京、南京和广州3个城市,比较分析影响这3个城市的 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 的主要气象因子,并采用逐步回归方法建立PM<sub>2.5</sub>与气象参数等相关性模型,对次日 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 进行预测,并运用多种方式对预报结果进行检验。

## 1 研究方法

### 1.1 数据来源

2013—2016年 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 数据来自北京、南京和广州市环保局网站上每日公布空气质量日报。气象数据来自国家气象科学数据共享服务平台(<http://data.cma.cn/>)。气象参数 $X_1-X_{13}$ 分别表示:平均风速、最大风速、极大风速、平均本站气压、日最低本站气压、日最高本站气压、平均气温、日最低气温、日最高气温、平均相对湿度、最小相对湿度、日照时数、20:00—次日20:00降水量。

### 1.2 分析方法

为了便于比较不同量级的数据之间的相关性,需对 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 和气象数据进行离差标准化处理。采用Pearson相关系数法<sup>[8]</sup>计算各气象因子与 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 的相关性,按气象要素类别筛选对 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 影响较大的气象因子。气象条件对 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 的影响包括:①水平风的扩散稀释作用;②垂直方向的扩散稀释作用;③气温影响气溶胶化学反应;④水汽影响气溶胶化学反应;⑤降雨的湿清除作用;等。基于初步筛选后的气象因子和前一日 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 因子,采用多元线性回归的方法<sup>[8]</sup>,保留影响显著的气象因子,构建3个城市气象驱动因子的 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 预报模型。

## 2 气象因子相关性分析

表1为气象参数与城市PM<sub>2.5</sub>日均值的相关性。由表1可见, $X_1-X_3$ 与各城市 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 呈现较强负相关。风速越大,扩散条件越好, $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 越低。风速因子影响最大的是北京,其次是广州。

$X_4-X_6$ 与 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 正相关。气压升高可能与垂直扩散条件变差有关。气压因子对北京的影响非常小,对广州的影响大于对南京的影响。 $X_7-X_9$ 与 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 负相关。温度升高往往伴随大气湍流活动加强,利于PM<sub>2.5</sub>扩散。整体而言,气温因子对南京和广州的影响高于北京。 $X_{10}$ 和 $X_{11}$ 与北京 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 呈现正相关,而与广州 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 呈现负相关,与南京相关性较弱。

表1 3个城市PM<sub>2.5</sub>日均值与各参数相关系数

自变量	北京	南京	广州	
风速	$X_1$	-0.37	-0.21	-0.21
	$X_2$	-0.41	-0.22	-0.34
	$X_3$	-0.44	-0.29	-0.37
气压	$X_4$	0.05	0.25	0.33
	$X_5$	0.08	0.25	0.33
	$X_6$	0.06	0.24	0.34
气温	$X_7$	-0.18	-0.30	-0.30
	$X_8$	-0.14	-0.33	-0.37
	$X_9$	-0.44	-0.25	-0.17
湿度	$X_{10}$	0.49	-0.07	-0.22
	$X_{11}$	0.46	-0.15	-0.36
日照	$X_{12}$	-0.46	-0.03	0.10
降水	$X_{13}$	-0.06	-0.20	-0.24

3个城市不同相对湿度区间中 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 、 $X_3$ 和 $X_{13}$ 见表2。由表2可见,与低相对湿度的因子相比,高相对湿度的因子,北京 $X_3$ 明显下降,扩散能力下降,南京和广州的 $X_3$ 变化不大。 $X_{13}$ 与北京的PM<sub>2.5</sub>日均值负相关性较高,与南京和广州的相关性较低。 $X_{13}$ 对北京的PM<sub>2.5</sub>日均值影响较小,而与南京和广州的相关性较高,可能与北京降水多以小雨为主,湿清除能力不足有关,而在南京和广州,降水量增多加强了湿清除作用。

表2 3个城市不同相对湿度区间中 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 、 $X_3$ 和 $X_{13}$

相对湿度因子	$\geq 80\%$	$79\% \sim 60\%$	$59\% \sim 40\%$	$39\% \sim 20\%$	$< 20\%$
$\rho(\text{PM}_{2.5})/(\mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3})$	北京	131	108	75	43
	南京	43	59	63	71
	广州	34	36	44	65
$X_3/(0.1 \text{ m} \cdot \text{s}^{-1})$	北京	61	65	83	100
	南京	87	82	81	82
	广州	83	91	81	78
$X_{13}/(0.1 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1})$	北京	90	13	4	0
	南京	199	72	12	3
	广州	248	102	21	1

考虑同一类的因子两两之间具有较强的正相关性,仅选取相关性最高的 $X_3$ 代表3个城市水平扩散条件因子。南京选取 $X_5$ ,广州选取 $X_6$ 作为表征垂直扩散条件因子。北京选取 $X_9$ ,南京和广州选取 $X_8$ ,作为表征气温的因子。北京选取 $X_{10}$ ,南京和广州选取 $X_{11}$ 作为表征湿度的因子。北京选取 $X_{12}$ ,南京和广州选取 $X_{13}$ 作为表征晴雨的因子。

### 3 构建回归模型

根据上一步选取的气象因子,加入 $X_{14}$ 因子[前一日 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ ],使用2013—2015年观测数据,采用逐步回归方法,根据回归参数检验,剔除不显著的回归因子,得到各城市多元线性回归预报方程。

#### 3.1 北京市

基于气象因子 $X_3$ 、 $X_9$ 、 $X_{10}$ 、 $X_{12}$ 和 $X_{14}$ ,得到北京 $Y(\text{PM}_{2.5}\text{日均值})$ 的回归方程如下:

$$Y = 0.1471 - 0.2582 X_3 + 0.0876 X_{10} - 0.0699 X_{12} + 0.4721 X_{14} \quad (1)$$

因 $X_3$ 与 $X_9$ 相关性近似达到1,同时引入 $X_3$ 和 $X_9$ 进入回归方程,造成其中一个系数为零。保留 $X_3$ ,剔除 $X_9$ ,重新建立回归方程如下:

$$Y = 0.1444 - 0.2556 X_3 + 0.0876 X_{10} - 0.0700 X_{12} + 0.4721 X_{14} \quad (2)$$

#### 3.2 南京市

基于气象因子 $X_3$ 、 $X_5$ 、 $X_8$ 、 $X_{11}$ 、 $X_{13}$ 和 $X_{14}$ ,得到南京 $Y$ 的回归方程如下:

$$Y = 0.2607 - 0.212 X_3 - 0.1068 X_5 - 0.1274 X_8 - 0.0202 X_{11} - 0.1683 X_{13} + 0.6607 X_{14} \quad (3)$$

$X_3$ 、 $X_5$ 、 $X_8$ 、 $X_{11}$ 、 $X_{13}$ 、 $X_{14}$ 回归因子的 $t$ 检验 $P$ 值均<

0.01。 $X_{11}$ 未通过 $P$ 值为0.05的 $t$ 检验,剔除后,重新建立回归方程如下:

$$Y = 0.2537 - 0.2094 X_3 - 0.1080 X_7 - 0.1328 X_8 - 0.1935 X_{13} + 0.6608 X_{14} \quad (4)$$

#### 3.3 广州市

基于气象因子 $X_3$ 、 $X_6$ 、 $X_8$ 、 $X_{11}$ 、 $X_{13}$ 和 $X_{14}$ ,得到广州 $Y$ 的回归方程如下:

$$Y = 0.3625 - 0.257 X_3 - 0.0850 X_6 - 0.1677 X_8 - 0.0771 X_{11} - 0.0104 X_{13} + 0.633 X_{14} \quad (5)$$

$X_3$ 、 $X_6$ 、 $X_8$ 、 $X_{11}$ 、 $X_{14}$ 5个回归因子的 $t$ 检验 $P$ 值均<0.01。 $X_{13}$ 未通过 $P$ 值为0.05的 $t$ 检验,剔除后,重新建立回归方程如下:

$$Y = 0.3618 - 0.2592 X_3 - 0.0830 X_6 - 0.1664 X_8 - 0.0791 X_{11} + 0.6330 X_{14} \quad (6)$$

### 4 回归模型的检验

分别使用回归方程(2)(4)和(6),预测2016年北京、南京和广州的 $\text{PM}_{2.5}$ 日均值,将实测值与预测值对比,得到结果见图1(a)(b)(c)。回归模型预测的3城市 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 与实测值较为吻合,北京、南京和广州的 $\text{PM}_{2.5}$ 预测的年均值分别偏高4.5%,和3 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ,日均值平均误差分别为 $\pm 33$ , $\pm 16$ 和 $\pm 9 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ,日均值平均相对误差为 $\pm 45.6\%$ , $\pm 32.9\%$ 和 $\pm 26.0\%$ 。在实测值较低时,北京预测值略偏高。回归模型预测的南京和广州 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 与实测值较为接近,实测值较低时,预测值没有明显高估。当北京、南京、广州实测 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 分别>200,150和100 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 时,预测值全部偏低。

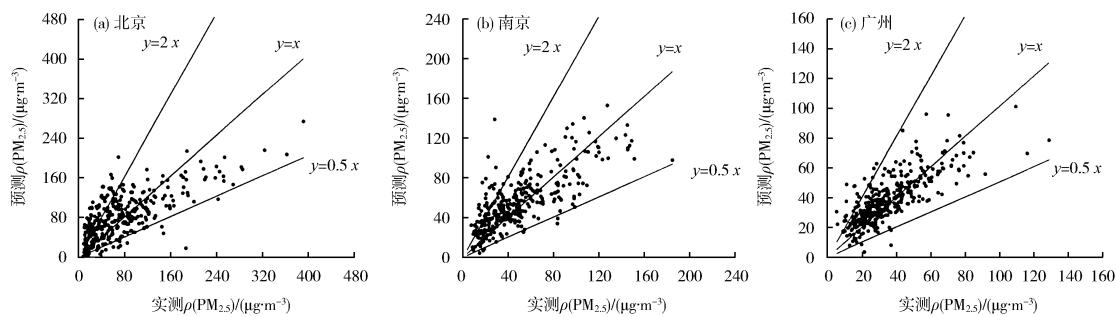


图1 实测与回归模型预测 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 散点图

3个城市回归方程检验参数见表3。由表3可见,北京、南京和广州各因子复合相关系数分别为0.7228,0.7706和0.8099,各城市的回归因子均

通过了 $P$ 值为0.01的 $t$ 检验,说明 $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 与各因子高度相关。根据调整后的 $R^2$ 值,所选取的回归因子分别可以解释北京、南京和广州 $\text{PM}_{2.5}$ 日均

值变化的 52.07%, 59.20% 和 65.60%。3 个城市回归方程的标准误差分别为 0.1017, 0.0834 和 0.0984, 说明回归方程拟合程度比较好。3 个城市的  $F$  检验值均  $<0.01$ , 说明方程回归效果显著。

表 3 3 个城市回归方程检验参数

参数	北京	南京	广州
复合相关系数	0.7228	0.7706	0.8099
回归因子 $t$ 检验 $P$ 值	$<0.01$	$<0.01$	$<0.01$
调整后 $R^2$	0.5207	0.5920	0.6560
标准误差	0.1017	0.0834	0.0984
显著性 $F$ 值	$<0.01$	$<0.01$	$<0.01$

## 5 结论

研究了气象因子与北京、南京和广州  $\text{PM}_{2.5}$  日均值的相关性。风速与 3 个城市  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  呈负相关, 影响程度大小分别为: 北京 > 广州 > 南京。气压与南京和广州的  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  正相关, 对北京影响较小, 对广州影响大于南京。气温与 3 个城市  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  负相关, 对南京和广州的影响程度大于北京。湿度与北京  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  正相关, 而与广州  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  负相关, 与南京相关性较小。日照时数与北京  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  正相关, 降水量与南京和广州  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  负相关。

根据主要气象影响因子构建的回归模型都能较好地预测  $\rho(\text{PM}_{2.5})$ , 但是对  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  高值存在低估。一方面, 由于线性回归模型对样本的依赖, 而高  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  样本数量不多, 故对高浓度的模拟

## · 简讯 ·

### 《自然》气候科学报告称——碳捕获封存是缓解气候变化有效工具

科技日报北京 6 月 18 日电 英国《自然·通讯》杂志近日发表的一项气候科学研究报告称, 碳捕获地质封存将是一种有效的缓解气候变化工具。全新开发的存储安全计算器表明: 在管理得当的情况下, 98% 的注入地下的二氧化碳 ( $\text{CO}_2$ ) 在地下保留 10000 年以上的概率为 50%; 在管理欠佳的情况下, 78% 的注入地下的  $\text{CO}_2$  可以保留在地下。

碳捕获和封存涉及将工业生产过程中化石燃料释放的  $\text{CO}_2$  注入地下。尽管该技术有望减少全球  $\text{CO}_2$  排放, 并有助于实现《巴黎协定》目标——把全球平均气温升幅控制在工业化前水平以上低于  $2^\circ\text{C}$  之内, 并努力将气温升幅限制在工业化前水平以上  $1.5^\circ\text{C}$  之内。但一直有人担心, 注入地下的  $\text{CO}_2$  会在未来泄漏到大气中。

此次, 英国阿伯丁大学研究人员朱安·阿卡尔德及其同事, 开发了一个计算程序——存储安全计算器 (Storage Security Calculator), 以评估地质  $\text{CO}_2$  封存对于减缓气候变化的有效性。该计算器量化了 2020 年至 2050 年注入地下的  $\text{CO}_2$  的固定量, 以及 10000 年内向大气中泄漏的  $\text{CO}_2$  总量。研究人员计算了两种场景, 一种是注入地密度适中, 并使用当前最佳实践对场地进行管理, 另一种是场地管理不善的情况。他们发现, 如果场地得到适当管理, 年度泄漏率低于 0.01%, 许多人认为这是有效减缓气候变化的可接受限度。对于管理不当的场地, 虽然在头 100 年里泄漏率超过了这个限值, 但在 1000 年后, 它会降低到可接受的水平。

效果表现不佳; 另一方面, 高  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  污染过程中,  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  增长迅速, 呈现非线性增长特性, 故线性模型的模拟会普遍低估  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  的高值。总体而言, 应用实测的  $\rho(\text{PM}_{2.5})$  数据和气象因子数据样本, 构建  $\text{PM}_{2.5}$  线性模型, 通过引入天气形势预报的气象因子, 来预测  $\rho(\text{PM}_{2.5})$ , 仍然是一种可用且高效的方法。后续研究可以考虑采用分位数回归的方法<sup>[9]</sup>, 使气象因子回归模型能够更好地捕捉到高  $\rho(\text{PM}_{2.5})$ 。

## [参考文献]

- [1] 赵晨曦, 王云琦, 王玉杰, 等. 北京地区冬春  $\text{PM}_{2.5}$  和  $\text{PM}_{10}$  污染水平时空分布及其与气象条件的关系 [J]. 环境科学, 2014, 35(2): 418–427.
- [2] 姜迪, 李聪. 南京市区  $\text{PM}_{2.5}$  扩散与气象条件的关系 [J]. 环境监测管理与技术, 2016, 28(1): 36–40.
- [3] 朱倩茹, 刘永红, 徐伟嘉, 等. 广州  $\text{PM}_{2.5}$  污染特征及影响因素分析 [J]. 中国环境监测, 2013, 29(2): 15–21.
- [4] 徐伟嘉, 李红霞, 黄慎, 等. 珠海市空气质量预测模型研究与分析 [J]. 环境科学与技术, 2015, 38(11): 142–147, 158.
- [5] 刘闽, 王帅, 林宏, 等. 沈阳市冬季环境空气质量统计预报模型建立及应用 [J]. 中国环境监测, 2014, 30(4): 10–15.
- [6] 许杨, 王凯, 贾桥莲, 等. 2007—2008 年武汉市空气质量预报及检验 [J]. 气象与环境学报, 2012, 28(2): 81–84.
- [7] 叶斯琪, 陈多宏, 谢敏, 等. 珠三角区域空气质量预报方法及预报效果评估 [J]. 环境监控与预警, 2016, 8(3): 10–13.
- [8] 魏凤英. 现代气候统计诊断与预测技术 [M]. 2 版. 北京: 气象出版社, 2007: 37–40, 106–117.
- [9] 陈建宝, 丁军军. 分位数回归技术综述 [J]. 统计与信息论坛, 2008(3): 89–96.