

基于 Copula 函数的广州市大气污染物与气象因素的相关性研究

南方医科大学公共卫生学院生物统计学系(510515) 简杰锋 李丹玲[△]

【摘要】 目的 探究广州市大气污染物与气象因素的非线性相关关系。方法 收集 2016 年 1 月 1 日–2020 年 12 月 31 日广州市大气污染物($PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 、 SO_2 、 CO 、 NO_2 、 O_3)及气象监测资料(气压、气温、降雨量、相对湿度、风速),采用基于时间序列的 Copula 函数,探究大气污染物与气象因素间潜在的非线性关系。结果 除去无统计差异性的因素,结果表明污染物与气象因素具有明显的非线性相关性。气压、风速和降雨量与各大气污染物呈负向相关;气温与各大气污染物呈正向相关;相对湿度与 SO_2 、 PM_{10} 、 $PM_{2.5}$ 和 O_3 呈负相关关系,与 CO 、 NO_2 呈正相关。尾部相关分析中,气温与各大气污染物均呈不同程度的下尾相关关系。结论 广州市大气污染物与气象因素具有明显的非线性相关特性,气压高、降水多、风速大有利于污染物的扩散,气温高不利于污染物的扩散。

【关键词】 Copula 函数 大气污染物 气象因素 非线性相关性

【中图分类号】 R122.7

【文献标识码】 A

DOI 10.11783/j.issn.1002-3674.2024.01.012

随着社会经济的快速发展和城市化进程的加快,污染物排放量不断增加,空气污染的问题越来越突出,不仅对人体健康造成危害,对经济社会的发展也造成了巨大压力。

空气污染与气象条件关系密切,气象因素往往制约着空气污染物的稀释、扩散、输送和转化过程,进而影响空气污染物的分布及污染物的浓度。在污染源一定的条件下,污染物浓度的大小主要取决于气象条件^[1]。国内外学者对污染物的影响因素有大量的研究。如 Pateraki 等^[2] 研究发现影响大气颗粒物浓度的气象因素主要是温度和湿度。在钟雅萍的研究中^[3],利用 Spearman 等级相关,分析得到气温与 NO_2 、 PM_{10} 、 $PM_{2.5}$ 存在显著的负相关关系,相对湿度与 SO_2 、 PM_{10} 、 $PM_{2.5}$ 和 O_3 呈负相关关系。

既往研究主要应用线性或线性回归等方法探究空气污染物浓度与气象因素的相关关系。在以往的分析中,通常使用 Pearson 和 Spearman 相关系数来解释相关性。前者是基于多元正态分布的假定,限制了非多元正态的分析;后者是基于非参数的思想,会损失部分数据信息,使检验效能下降。此外,两者都不能揭示变量间的非线性关系。当变量之间的关系是非线性时,线性相关系数不能可靠地衡量它们之间的关系^[4]。目前已有部分研究探究大气污染物与气象因素的非线性相关关系。许多研究者指出,气象因素与空气污染物之间的关联可能是非线性的,并且已经利用广义加性模型来评估其非线性关系^[5-6]。

Copula 函数最早由 Sklar 提出,其优点为建立边缘分布函数为区间上均匀分布随机变量的联合分布函数,以及度量两个或多个变量之间的非线性、非对称的常相关性的有力工具。此外,Copula 函数也便于分析尾部相关关系,这对于探讨极端天气条件与空气污染

之间的关系非常重要,如王栋^[7] 利用 Copula 函数探讨河北某地区最高气温和最大风速的危险性。Copula 理论不仅在传统的金融、水资源、气候、地震与工程等领域有着广泛的应用,而且也在生物、医学领域得以快速发展^[8-10]。如刘磊等人^[11] 引入 Copula 熵方法估算基于互信息的 R 统计量,以度量各径流序列间的非线性相关性。在兰飞等人^[12] 的研究中通过引入 Copula 函数,采用非线性相关系数能较好地描述风电功率序列的一致性以及尾部变化特征。虞明星^[13] 采用基于时间序列的 Copula 模型得到石家庄市 2014–2016 年大气污染物与气象因素之间的非线性关系。

本研究拟采用 ARIMA+GARCH+Copula 模型探究 2016–2020 年广州市大气污染物($PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 、 SO_2 、 CO 、 NO_2 和 O_3)与气象因素(气压、气温、降水量、相对湿度和风速)间潜在的非线性相关关系。

材料与方法

1. 研究区域

广州地处我国南部(23°07'N,113°16'E),具有典型的亚热带气候特征:气温高、降水多、日照多、风速小,地处低纬度逆温频率高且以近地面逆温为主,全年都有低空逆温出现。

2. 数据来源

本研究从中国空气质量在线监测分析平台(AQI, <https://www.aqistudy.cn/>)下载广州市 2016 年 1 月 1 日–2020 年 12 月 31 日大气中 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 、 SO_2 、 CO 、 NO_2 和 O_3 浓度。每日浓度是根据 AQI 平台当天环保总站每小时数据计算求得的平均结果。

本研究气象因素数据来源于 ECMWF Re-Analysis 5(ERA5)-hourly data on single levels from 1979 to present 数据集,ERA5 是欧洲中期天气预报中心对过去 40 到 70 年全球气候和天气数值的第五代再分析资料,数据真实可靠。考虑的气象因素包括:地面

[△] 通信作者:李丹玲,E-mail:danling@smu.edu.cn

气压、气温、降雨量、相对湿度、风速。

此处将广州市的季节划分为春季(3月至5月),夏季(6月至8月),秋季(9月至11月)和冬季(12月至次年2月)。

3. 方法

(1) Copula 函数

Copula 函数可用于描述变量之间的相关性。设 X_1, X_2 为连续的随机变量,边缘分布为 $F_{X_1}(X_1)$ 和 $F_{X_2}(X_2)$,联合分布函数为 $F(X_1, X_2)$,边缘分布函数连续时,存在唯一 Copula 函数 $C(u, v)$ 使得:

$$F(X_1, X_2) = C[F_{X_1}(X_1), F_{X_2}(X_2)] \quad (1)$$

式中, $F(X_1, X_2)$ 为联合分布函数; C 为 Copula 函数。针对一组均为连续随机变量,通过 Copula 函数得到的联合分布具有唯一性。给定边际分布和 Copula 函数,即可得到有效的多变量联合分布。例如两变量的分布分别为正态分布和偏态 T 分布,指定 Copula 函数为 Clayton 函数,则可得到两变量的联合分布,同时对该模型参数估计中可得到相关系数。

由于二元正态 Copula 函数与二元 t-Copula 函数均具有对称性,只能捕捉对称的相关关系,无法捕捉变量间的非对称相关关系,因此本研究中选择二元阿基米德(Archimedean) Copula 函数研究大气污染物与气象因素之间的非线性相关性与尾部相关性。阿基米德 Copula 函数有三种常用的类型,分别为 Clayton-Copula 函数(C-C)、Gumbel-Copula 函数(G-C)和 Frank-Copula 函数(F-C)。F-C 无法捕捉非对称的相关性,且对尾部变化不敏感,不能处理尾部相关性,因此本研究选择 C-C 和 G-C 两类 Copula 函数,两者均具有明显的非对称结构,能快速捕捉到尾部相关关系,此外 G-C 对上尾部变化十分敏感,而 C-C 对下尾部变化十分敏感。本文基于两种二维 Copula 函数构建分布模型, Copula 联合分布函数为 $C(u, v)$,最后再依据赤池信息量准则(akaike information criterion, AIC)最小原则确定具体的 Copula 函数表达式。

二维 Clayton-Copula 的函数形式为:

$$C(u, v) = \max((u^{-\alpha} + v^{-\alpha} - 1)^{-\frac{1}{\alpha}}, 0) \quad (2)$$

其中 α 为参数,且 $\alpha \in ((-1, 0) \cup (0, \infty))$

二维 Gumbel-Copula 的函数形式为:

$$C(u, v) = \exp(-((-\log u)^\delta + (-\log v)^\delta)^{\frac{1}{\delta}}) \quad (3)$$

其中 δ 为参数, $\delta \in [1, \infty)$

(2) 模型的构建

第一步,通过观察时间序列图初步判断时间序列(大气污染物浓度、气象因素)是否平稳,若不平稳则进行季节差分,然后对差分后的序列进行 ADF 单位根检验序列的平稳性。

第二步,对原始数据进行正态性检验。

第三步,通过 R 软件 forecast 包的 auto.arima 函数对时间序列进行自动定阶,并设置为根据 AIC 最小值返回最佳 ARIMA 模型,对其估计的残差平方序列进行 Ljung-Box Q 检验,不满足该检验可进一步构建 ARIMA+GARCH 模型。由于 GARCH 模型自身的复杂性,为减少不必要的误差,通常只运用 GARCH(1, 1)来说明问题。所以,本文在建立 GARCH 模型的时候也直接运用 GARCH(1, 1)模型,最后的模型为 ARIMA+GARCH(1, 1)模型,并得到该模型下的标准化残差序列。

第四步, Copula 建模的前提是时间序列不存在异方差和自相关,因此需通过 Ljung-Box 检验评估标准化残差序列是否彼此独立,若不是独立时间序列,则存在自相关。然后,通过 ARCH-LM 检验判断 ARCH 模型是否消除了自回归条件异方差的影响。若 $P < 0.05$,则拒绝原假设,可认为序列存在自相关和异方差。

第五步,对筛选后的标准化残差序列进行概率积分变换,进而得到 Copula 函数的边际分布。

第六步,拟合 Copula 函数,计算得到相对应的 Kendall 相关系数和尾部相关系数。

以上数据分析均通过 R 4.2.0 完成。

结 果

1. 监测数据的分布

图 1 是 2016-2020 年大气污染物与气象因素两两之间的散点图,可知两变量之间均不呈线性关系,因此需通过构造 Copula 函数得到它们的非线性相关性。

图 2 是 2016-2020 年气象因素在不同季节时的分布情况,地面气压相对稳定,夏季炎热、冬季阴凉,夏季降水量明显比其他三季要多。广州地处低纬,属南亚热带季风气候区,地表接受太阳辐射量较多,同时受季风的影响,夏季海洋暖流形成高温、高湿、多雨的气候;冬季北方大陆冷风形成低温、干燥、少雨的气候。

图 3 显示,每种大气污染物的浓度具有明显的季节性变化规律,从整体变化趋势看, $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 、 CO 、 NO_2 和 O_3 的浓度变化趋势基本一致,均表现为在年初时污染物浓度明显增加,到年中逐渐下降,然后又升高。气象因素的时间序列显示,各气象因素表现为随季节的变换呈现规律的高低变化现象。

2. 正态性检验

各大气污染物与气象因素的正态性检验具有统计学差异($P < 0.001$),可认为均不服从正态分布。由于 Pearson 相关系数是基于多元正态分布的假定,该数据不符合 Pearson 相关分析的前提条件。Spearman 相关分析基于非参数的思想,会损失部分数据信息,使检验效能下降。此外,两者都不能揭示变量间的非线性关系。本文将通过 Copula 函数重新构造相关系数。

3. Copula 函数边际分布的构建及检验

通过图 2 和图 3 可知,各大气污染物与气象因素的时间序列均不是平稳序列,具有季节性,需对其进行

季节差分,最后进行 ADF 单位根验证,结果显示,差分后的单位根检验显著,拒绝原假设,说明序列均是平稳序列。

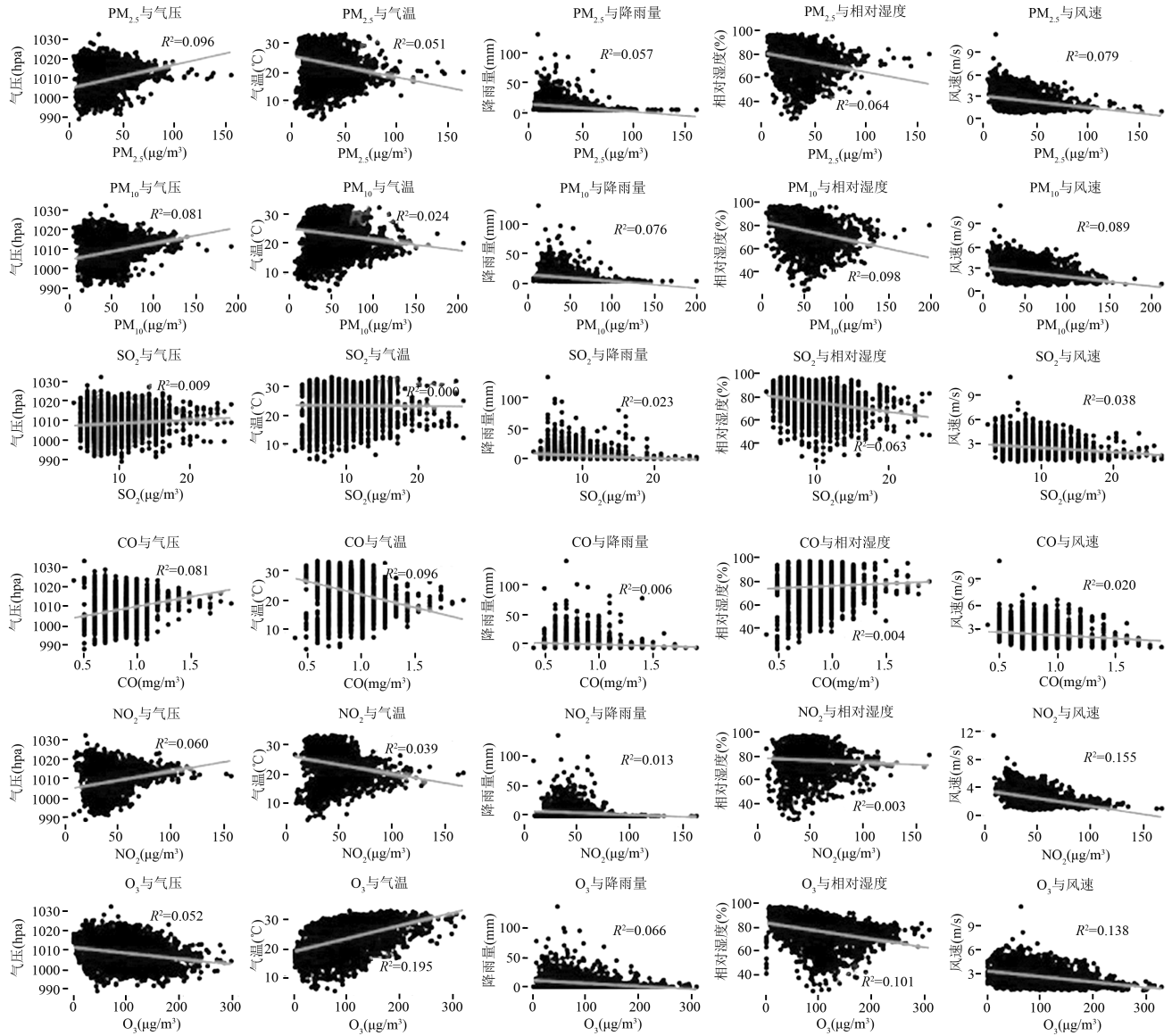


图 1 2016-2020 年大气污染物与气象因素的散点图

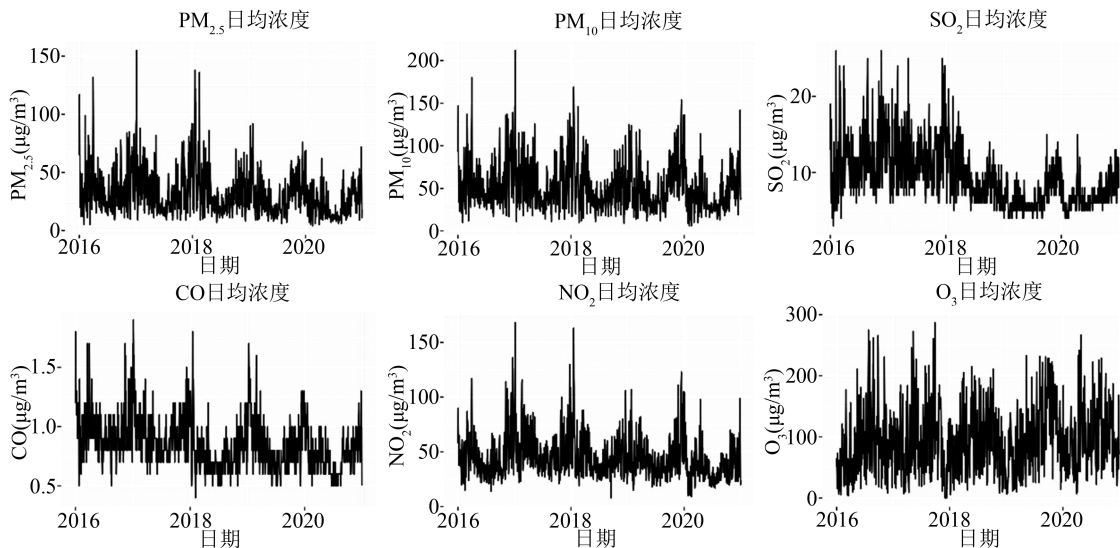


图 2 2016-2020 年大气污染物的时间序列分布图

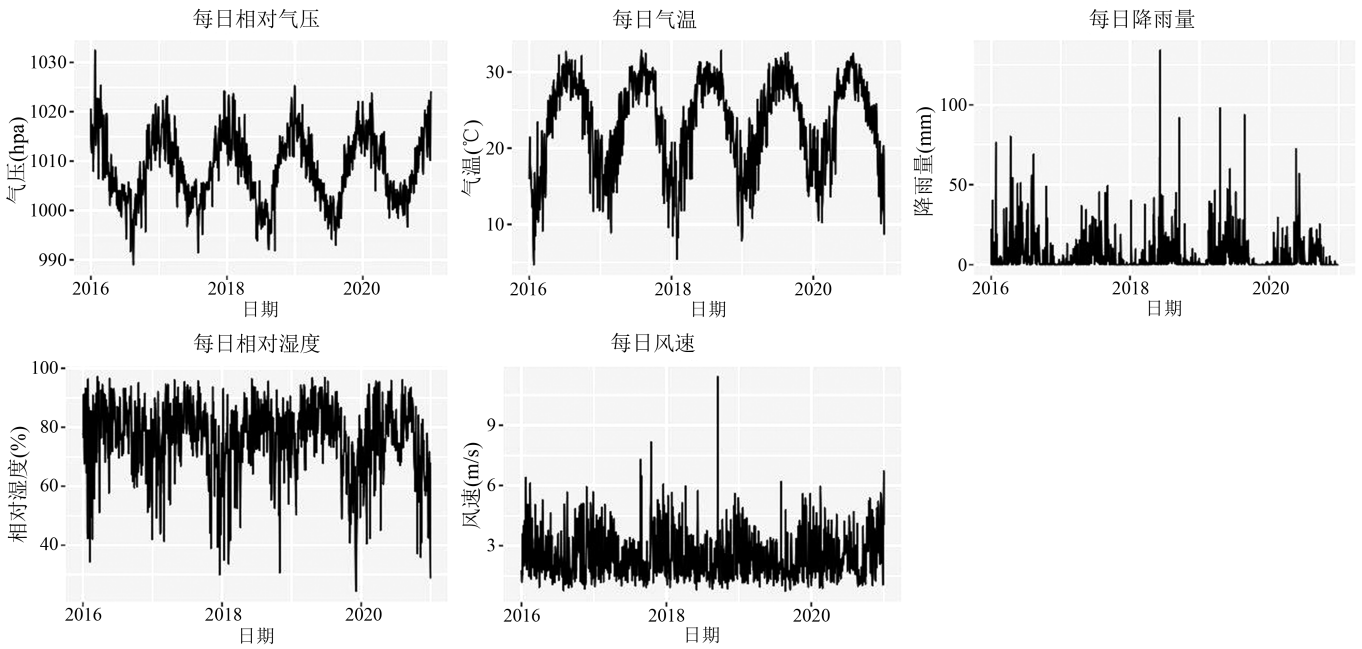


图3 2016-2020年气象因素的时间序列分布图

对大气污染物浓度和气象因素序列分别建立ARIMA+GARCH模型得到边际分布。Copula建模的前提是时间序列不存在异方差和自相关,因此需对得到的边际分布序列,即标准化残差序列,进行Ljung-Box检验和ARCH-LM检验。结果如表1,对以上各指标模型进行参数估计,得到标准化残差序列,并通过

概率积分变换后,得到边际分布序列。

检验结果如表1,各大气污染物与气象因素均满足Copula建模的前提条件。因此对大气污染物中的PM_{2.5}、PM₁₀、SO₂、CO、NO₂和O₃,气象因素中日均气压、日均气温、日均降水量、日均相对湿度和日均风速,进行大气污染和气象因素的相关分析。

表1 ARIMA+GARCH模型检验结果

| 时间序列 | 最终模型 | Ljung-Box 检验统计量(P值) | ARCH 检验统计量(P值) |
|-------------------|-------------------------|---------------------|----------------|
| PM _{2.5} | ARIMA(1,1,2)+GARCH(1,1) | 9.622(0.153) | 1.921(0.734) |
| PM ₁₀ | ARIMA(3,1,1)+GARCH(1,1) | 11.812(0.213) | 3.803(0.376) |
| SO ₂ | ARIMA(1,1,5)+GARCH(1,1) | 17.295(0.206) | 2.284(0.657) |
| CO | ARIMA(2,1,3)+GARCH(1,1) | 7.008(0.992) | 3.385(0.444) |
| NO ₂ | ARIMA(3,1,1)+GARCH(1,1) | 9.019(0.635) | 4.243(0.313) |
| O ₃ | ARIMA(1,1,2)+GARCH(1,1) | 6.335(0.689) | 2.401(0.633) |
| 气压 | ARIMA(1,1,3)+GARCH(1,1) | 12.873(0.118) | 1.082(0.900) |
| 气温 | ARIMA(2,1,1)+GARCH(1,1) | 7.381(0.486) | 3.841(0.370) |
| 降雨量 | ARIMA(2,1,1)+GARCH(1,1) | 6.456(0.667) | 0.769(0.948) |
| 相对湿度 | ARIMA(1,1,2)+GARCH(1,1) | 5.656(0.809) | 2.255(0.663) |
| 风速 | ARIMA(3,1,1)+GARCH(1,1) | 12.297(0.164) | 1.156(0.887) |

4.大气污染物与气象因素的相关性分析

根据表2中各气象因素与大气污染物的2种Copula函数的Kendall相关系数和AIC值可知,大气污染物与气象因素均呈不同程度的相关关系。若以相关系数的大小来评价气象因素对空气污染物浓度分布的影响程度,不同气象因素对6种空气污染物的影响是有差异的。除去无统计差异性的因素,对PM_{2.5}而言,气象因素影响程度依次为气温>风速>气压>降水量,可知气温和风速的相关性较为显著,相关系数分别为0.20和-0.18;对PM₁₀则是气温>风速>气压>降水量>相对湿度,可知气温和风速的相关性较为显著,相

关系数分别为0.25和-0.18;SO₂则是气温>风速>降水量、气压、相对湿度,其中与气温间的相关系数为0.2;CO则是风速>相对湿度>气温;NO₂则是风速>气温>相对湿度>气压,其中与风速间的相关系数为-0.27;O₃则是气温、相对湿度>降水量>风速>气压,其中与气温、相对湿度和降水量间的相关系数分别为0.28、-0.28和-0.24。另外,气温与各种污染物均存在不同程度的尾部相关性,如气温与PM_{2.5}、PM₁₀、SO₂、NO₂和O₃的下尾相关系数分别为0.26、0.32、0.26、0.21和0.35,说明当气温出现大幅度升高时,各污染物的浓度出现大幅度升高的可能性极大。

表 2 大气污染物与气象因素的模型结果

| 污染物 | 气象因素 | Clayton-Copula | 尾部相关性 | Gumbel-Copula | 尾部相关性 |
|-------------------|------|-------------------|---------|-------------------|---------|
| PM _{2.5} | 气压 | -0.1** (-76.06) | — | -0.11** (-80.35) | — |
| | 气温 | 0.19** (-215.89) | 下尾 0.22 | 0.20** (-230.14) | 下尾 0.26 |
| | 降雨量 | -0.07** (-34.85) | — | -0.08** (-33.04) | — |
| | 相对湿度 | -0.03 (-10.84) | — | -0.03 (-10.02) | — |
| | 风速 | -0.15** (-141.33) | — | -0.18** (-157.71) | — |
| PM ₁₀ | 气压 | -0.12** (-100.24) | — | -0.13** (-104.79) | — |
| | 气温 | 0.23** (-330.78) | 下尾 0.31 | 0.25** (-341.91) | 下尾 0.32 |
| | 降雨量 | -0.1** (-70.08) | — | -0.11** (-64.88) | — |
| | 相对湿度 | -0.07** (-36.74) | — | -0.07** (-34.73) | — |
| | 风速 | -0.16** (-153.88) | — | -0.18** (-166.43) | — |
| SO ₂ | 气压 | -0.08** (-49.67) | — | -0.09** (-46.19) | — |
| | 气温 | 0.19** (-213.86) | 下尾 0.22 | 0.2** (-215.55) | 下尾 0.26 |
| | 降雨量 | -0.08** (-42.32) | — | -0.09** (-40.23) | — |
| | 相对湿度 | -0.08** (-55.63) | — | -0.09** (-54.81) | — |
| | 风速 | -0.09** (-63.81) | — | -0.1** (-53.6) | — |
| CO | 气压 | -0.01 (-1.13) | — | -0.01 (0.77) | — |
| | 气温 | 0.05** (-23.77) | — | 0.05** (-17.57) | 上尾 0.07 |
| | 降雨量 | 0(2) | — | 0(2.01) | — |
| | 相对湿度 | 0.07* (-36.76) | 下尾 0.01 | 0.08** (-38.27) | — |
| | 风速 | -0.07** (-29.97) | — | -0.08** (-34.1) | — |
| NO ₂ | 气压 | -0.12** (-96.51) | — | -0.12** (-98.06) | — |
| | 气温 | 0.15** (-153.42) | 下尾 0.15 | 0.16** (-153.65) | 下尾 0.21 |
| | 降雨量 | 0.03 (-3.69) | — | 0.02 (-2.39) | — |
| | 相对湿度 | 0.13** (-100.21) | 下尾 0.09 | 0.13** (-106.68) | 下尾 0.18 |
| | 风速 | -0.22** (-311.03) | — | -0.27** (-354.5) | — |
| O ₃ | 气压 | -0.07** (-37.76) | — | -0.08** (-35.05) | — |
| | 气温 | 0.25** (-385.13) | 下尾 0.35 | 0.28** (-406.41) | 下尾 0.35 |
| | 降雨量 | -0.2** (-256.72) | — | -0.24** (-284.46) | — |
| | 相对湿度 | -0.24** (-360.64) | — | -0.28** (-394.25) | — |
| | 风速 | -0.12** (-106.45) | — | -0.14** (-104.86) | — |

注: *: $P < 0.05$, **: $P < 0.01$, 表格内的数值为 Kendall 秩相关系数(AIC)

讨 论

在本文中, Copula 函数作为构建联合分布的核心方法, Copula 模型将随机变量之间的相关程度和相关模式有机结合在一起, 不仅可以得到度量相关程度的相关参数, 还可以得到相关模式的 Copula 函数, 可以更全面地刻画随机变量间的相关关系^[14]。并且, Copula 模型是从概率的角度分析两变量或多变量之间的非线性相关性, 少量偏离中心的数据不会对建立的模型造成较大的波动, 不会从整体上影响相关性分析的结果, 具有较强的稳定性^[15]。污染物的产生、扩散、传输等过程是一个非常复杂的过程, 所以才会导致各个污染物浓度与各气象因子之间的关系具有显著的非线性相关的特性。因此, 选用 Copula 函数探讨各污染物与气象因子的非线性相关性是合理的。

本研究中, 通过 Copula 函数深入探讨空气污染物与气象因素间潜在的非线性相关关系, 我们发现 PM_{2.5}、NO₂ 和 O₃ 与气象因素间的相关关系较为密切。本文得出了广州市降水与 NO₂、CO 相关性不显著, 尤其是和 SO₂、PM_{2.5}、PM₁₀ 等之间的负相关关系十分明显。由于降水的清洁作用, 可以起到净化空气的效

果^[16]。降水对大气颗粒物的清除机制也很明显, 雨水可冲刷吸附大气中的污染物, 降低污染物浓度^[17], 大量的降水大大增强了颗粒物湿沉降效果, 这是降水与 SO₂、PM_{2.5}、PM₁₀ 呈现负相关的原因。之前已有研究得出, 不同城市得到的气象因素与大气污染的相关关系不同, 在张晴等人^[18]的研究中发现武汉市的大气污染物(除 O₃ 之外)与平均气温均呈显著负相关关系, 杨玖等人^[19]在攀枝花市的研究中也得到相同的结论, 而本研究得出广州市的大气污染物与平均气温均呈显著的正相关关系。这是由于大气环境具有区域性, 广州地处低纬度逆温频率高且以近地面逆温为主, 全年都有低空逆温出现。一旦出现逆温现象, 不利于污染物的扩散, 形成积聚, 从而使污染物浓度升高^[20]。本研究发现, 大气中的污染物均与气温存在明显的正相关关系, 即温度越高, 大气中各种污染物的浓度越大。相比于 PM_{2.5} 和 NO₂, 气温与 O₃ 之间的相关性最密切。在高温条件下 O₃ 生成的速率加快, 因此, 在本研究的尾部相关分析中, 可得到在极端高温天气的条件下, O₃ 出现大幅度上升的可能性也会增大的结论。这是由于大气温度越高, 挥发性有机物 (volatile organic compounds, VOCs) 和氮氧化物的光化学反应越快, 这

与许多学者研究的结论一致^[21-22]。温度的高低在一定程度上反映了太阳辐射的强弱和光化学反应的快慢,而太阳辐射是决定臭氧产生的关键因素,因此随着温度的升高,加快了光化学反应的速率,从而增强大气中臭氧分子的形成,继而使污染物浓度升高。以往的研究指出,气压与 O₃ 以外的其他污染物呈正相关关系,而本研究的结果显示,气压与大气污染物存在一定的负相关关系。我们考虑到广州全年都有低空逆温出现,这一现象可能是在近地层的作用下,大气中的污染物不断延伸到四周,这也降低了空气中污染物的浓度。气压增加,城市内的高空处主要表现为下沉的气流,分布在城市内的近地层气流向四周扩散,从而使污染物浓度降低。相对湿度是一定温度下水汽压占饱和水汽压的比例,在一定程度上可以反应空气中水汽的含量。水汽含量高,空气中的水分子就会吸收、吸附一部分游离的污染物分子,从而使空气中污染物的浓度下降。湿度的加大有可能会加快污染物的下降。根据研究可知^[23],相对湿度较低时,NO₂ 浓度偏高,而其他作者则发现一年四季中NO₂ 浓度与相对湿度呈正相关关系,本研究也得出NO₂ 与相对湿度呈正相关关系的结果。因为NO₂ 在大气中浓度受到光化学活性季节的影响^[24],所以我们认为NO₂ 和相对湿度之间存在的正相关关系可能是太阳辐射和湿度对 O₃ 的光化学效应的间接结果。本研究中发现 O₃ 浓度与相对湿度之间存在显著的负相关关系。高相对湿度总是与云层的增加有关,云层阻挡了紫外线的辐射,从而减少了光化学反应^[25]。风是边界层内影响污染物扩散的重要动力因子,其中风速决定大气污染物的扩散速度,特别是其底层(200 m 以下),风速的变化直接影响着空气污染的聚散及各处的浓度分布。通常风速越大、越有利于空气中污染物质的稀释扩散。这与本研究得出的结果相一致,风速与大气污染物浓度呈负相关,即风速越大,污染物的浓度越小。

综上所述,本文首次尝试了 Copula 函数探究广州市大气污染物与气象因素的非线性关系。与大气污染存在相关性的气象因素较多,并且不同的气象因素影响的原理也不同,影响的程度也不尽相同,本研究未考虑大气稳定度、地形地貌等因素对大气中污染物浓度的影响,而这些因素对大气污染物浓度的影响是肯定的,并且气象因素千变万化,关于影响的机制非常复杂,还需要做进一步深入的分析和研究,从而化解大气污染的难题,为人类营造良好的生存环境。

参 考 文 献

- [1] 冯建军, 沈家芬, 梁任重, 等. 广州市 PM₁₀ 与气象要素的关系分析. 中国环境监测, 2009, 25(1): 78-82.
- [2] Pateraki S, Asimakopoulos DN, Flocas HA, et al. The role of meteorology on different sized aerosol fractions (PM₁₀, PM_{2.5}, PM_{2.5-10}). Sci Total Environ, 2012, 419: 124-135.
- [3] 钟雅萍. 广州市空气污染及气象条件与呼吸系统疾病急诊就诊的相关性研究. 中国医科大学, 2021.
- [4] Shih JH, Louis TA. Inferences on the association parameter in copula models for bivariate survival data. Biometrics, 1995, 51(4): 1384-1399.
- [5] John LP, Jason B, Neville N, et al. Quantifying the influence of local meteorology on air quality using generalized additive models. Atmospheric Environment, 2010, 45(6): 1328-1336.
- [6] Barmpadimos I, Hueglin C, Keller J, et al. Influence of meteorology on PM10 trends and variability in Switzerland from 1991 to 2008. Atmospheric Chemistry and Physics, 2011, 11(221): 1813-1835.
- [7] 王栋. 基于 Copula 函数的极端天气研究. 中国地质大学(北京), 2018.
- [8] 李智慧, 陆涛, 杨中林, 等. 基于 Copula 函数的中药有效成分群谱效分析. 中国卫生统计, 2013, 30(5): 650-653.
- [9] 钱龙霞, 王红瑞, 王颖, 等. 基于 M-copula 的水资源短缺风险经济损失预测模型及其应用. 应用基础与工程科学学报, 2022, 30(4): 907-917.
- [10] 林薇, 赵荷, 郝怡雯, 等. 基于 Copula 函数研究柴胡-白芍药对在治疗“肝郁血虚”方剂中的剂量相关性. 中草药, 2021, 52(13): 4007-4013.
- [11] 刘磊, 高超, 王志刚, 等. 基于非线性相关性和复杂网络的径流相似性分区. 水科学进展, 2022, 33(3): 442-451.
- [12] 兰飞, 农植贵, 黎静华. 风电功率序列的时空相关性研究. 电力系统及其自动化学报, 2016, 28(1): 24-31.
- [13] 虞明星. 石家庄市主要大气污染物浓度对呼吸系统日门诊量影响的危险度评价. 山西医科大学, 2018.
- [14] Nelsen RB. An Introduction to Copulas. Second edition. New York: Springer, 2006.
- [15] 高倩. 青岛市区大气污染物时空异质性及其影响因素分析. 山东科技大学, 2018.
- [16] 王莉, 贺玉川, 于光, 等. 泰州市 PM_{2.5} 与常规空气污染物及气象因素的相关性分析. 中国卫生检验杂志, 2018, 28(22): 2788-2792.
- [17] 余淑苑, 张隽, 彭朝琼, 等. 深圳市气象因素对 SO₂ 等大气污染物的影响研究. 环境与健康杂志, 2008(6): 483-486.
- [18] 张晴, 赵丽娅, 郭志威, 等. 2017-2020 年武汉市大气污染物时空分布特征研究. 环境工程, 2023, 41(2): 82-90.
- [19] 杨玖, 代佼, 龚兴涛, 等. 攀枝花市大气污染物特征及气象因子关系分析. 环境科学与技术, 2022, 45(S1): 205-214.
- [20] 汤惠君, 田亚平. 广州市大气污染的气象因素分析. 城市问题, 2004(5): 51-55.
- [21] 安俊琳, 王跃思, 李昕, 等. 北京大气 O₃ 与 NO_x 的变化特征. 生态环境, 2008(4): 1420-1424.
- [22] 崔梦瑞, 白林燕, 冯建中, 等. 京津唐地区臭氧时空分布特征与气象因子的关联性研究. 环境科学学报, 2021, 41(2): 373-385.
- [23] Elminir HK. Dependence of urban air pollutants on meteorology. Sci Total Environ, 2005, 350(1-3): 225-237.
- [24] Voiculescu M, Constantin DE, Condurache-Bota S, et al. Role of Meteorological Parameters in the Diurnal and Seasonal Variation of NO₂ in a Romanian Urban Environment. Int J Environ Res Public Health, 2020, 17(17): 6228.
- [25] Xu, WY, Zhao, CS, Ran, L, et al. Characteristics of pollutants and their correlation to meteorological conditions at a suburban site in the North China Plain, Atmos Chem Phys, 11(9): 4353-4369.

(责任编辑:郭海强)