

北京地区 SARS 与气象条件 关系分析

叶殿秀¹ 杨贤为² 张 强²

(1. 中国气象局气候研究开放实验室, 北京 100081; 2. 国家气候中心)

提 要

根据北京地区 2003 年 4 月 21 日~5 月 20 日逐日 SARS 发病人数序列, 用正交多项式法拟合发病人数的趋势变化, 将波动量(实际发病人数与趋势量之差)与前期气象因子进行相关分析, 结果表明, 该波动量与 9~10 天前的最高气温、气温日较差、相对湿度等因子显著相关, 在此基础上, 建立的回归估计模型能较好地拟合逐日发病人数的波动实况。

关键词: 传染性非典型肺炎(SARS) 正交多项式 气象因子 回归估计模型

引 言

传染性非典型肺炎(SARS)是一种新发现的呼吸道急性传染病, 我国自 2002 年 11 月底在广东发现首例病人以来, 随后相继在广东、香港、台湾等地流行。2003 年春季, 来势凶猛的 SARS 在北京地区突然爆发, 患者通常具有发烧、干咳、呼吸困难等症状, 病情严重者危及生命。2003 年 4 月 20 日前后, 北京每天确诊和疑似的 SARS 新发病人一度超过 300 人, 发病率之高引起世界瞩目。在党中央、国务院的高度重视和坚强有力的领导下, 北京及时采取了一系列切实、有效、果断的措施, 至 5 月 20 日为止, 日发病例已迅速降到 50 人以下。

虽然该病的病因至今尚未完全明确, 但通过现有的病例分析证实, 和其它呼吸道传染病类似, SARS 在一定条件下传染性极强, 主要通过短距离飞沫和接触病人呼吸道分泌物传播^[1]。有关研究的结论表明, 特定的气象条件对呼吸道疾病有一定的诱发作用^[2,3]。这是因为气象因子不仅对生物性病原体的繁殖和传播直接产生影响, 而且可以影响易感人群的抵抗力^[4]。本文通过现有病

例资料与前期及同期气象资料的对比分析, 探索 SARS 发病与特定气象条件的关系, 进而为该病的防治提供新的依据。

本文所用的病例资料取自中国卫生部新闻办公室发布的疫情通报, 气象资料来自国家气候中心。

1 北京地区逐日发病人数的变化特点

北京地区 2003 年 4 月 21 日~5 月 20 日逐日 SARS 确诊、疑似及二者合计的变化如图 1 所示。从图 1 可以看出, 此间 SARS 病例的变化具有以下两个特点。

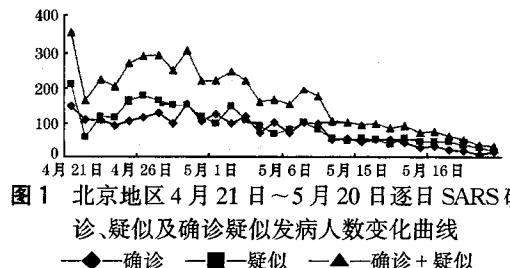


图 1 北京地区 4 月 21 日~5 月 20 日逐日 SARS 确诊、疑似及确诊疑似发病人数变化曲线
—◆—确诊 —■—疑似 —▲—确诊+疑似

1.1 发病人数总体呈下降趋势

由图 1 可见, 三条曲线的变化趋势大致相同, 为此, 以下以确诊+疑似病例为研究对象。在 4 月 21 日~5 月 20 日一个月内, 北京地区确诊+疑似逐日发病人数总体呈下

降趋势，其下降过程大致可分为4个阶段：(1)4月21日~5月3日，每天的发病人数大多维持在200~300人；(2)5月4日~9日，每天的发病人数为100~200人；(3)5月10日~17日，每天发病人数为50~100人；(4)5月18日以后每天发病人数降至50人以下。

1.2 下降过程中有明显波动

上述曲线还显示出明显的起伏震荡特点。如4月29日的发病(确诊+疑似)人数比4月30日多84例，比4月28日还多46例；此外如5月2日、5月7日等都比起前后相邻的日期多20~40例，这说明发病人数在下降过程中还时有反复和波动，而气象条件的变化正是造成发病人数产生波动的原因之一，为了探讨气象条件对发病的影响，必须将气象条件引起的发病人数变化从包括采取人工干预措施在内的全部外界条件引起的发病人数变化趋势中分离出来。

2 气象条件对发病人数波动的影响

影响SARS疾病发病人数的因素很多，影响机制也很复杂，但可以归纳为两方面因素的影响，一是政府采取的人工干预措施等社会因素；二是温度、湿度等环境因素。为了分析气象因子对SARS的发生、发展影响，首先必须从实际发病人数 y_t 中去掉SARS自身和人为控制措施等多种因素共同作用的时间变化趋势项 y'_t ，把气象发病人数 y_c 从中分离出来。

2.1 时间趋势项分离方法

分离时间变化趋势项的方法有很多，如

$$\begin{bmatrix} \sum \varphi_1^2(x_t) \\ \sum \varphi_2^2(x_t) \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$0 \cdot \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum \varphi_1(\chi_t) \cdot y_t \\ \sum \varphi_2(\chi_t) \cdot y_t \\ \vdots \\ \sum \varphi_k(\chi_t) \cdot y_t \end{bmatrix} \quad (4)$$

其中 $\varphi_i(x_t)$ 为以下这样的函数：

$$\varphi_0(x_t) = 1$$

$$\varphi_1(x_t) = x_t - \bar{x}$$

.....

$$\varphi_{p+1}(x_t) = \varphi_1(x_t) \cdot \varphi_p(x_t) -$$

滑动平均法、重心描绘法、分段直线法、正交多项式法等，鉴于正交多项式法具有严谨的数学表达式，它可以模拟直线和曲线以及利用其正交的特点，取一次项、二次项或任意项其正交多项式回归系数可不必重新计算^[5]，本文拟采用正交多项式法分离趋势项。

正交多项式法要求的自变量等时间间隔，所取资料的时间间隔为1天，符合正交多项式法的要求，因此无需对原序列进行处理。具体原理如下：

若时间趋势量用 y'_t 表示，它可以看成是时间 t 的函数， t 为日(在此 t 为日的序号，即 $t = 1, 2, \dots, N$)，这样，SARS病例的时间趋势可用一多项式回归模型来模拟。

$$y'_t = a_0 + a_1 x_t + a_2 x_t^2 + \dots + a_k x_t^k \quad (1)$$

式中 $a_0, a_1, a_2, \dots, a_k$ 为回归系数。设 $\varphi_1(x_t) = x_t, \varphi_2(x_t) = x_t^2, \varphi_k(x_t) = x_t^k$ ，将原回归模型改为

$$y'_t = b_0 + b_1 \varphi_1(x_t) + b_2 \varphi_2(x_t) + \dots + b_k \varphi_k(x_t) \quad (2)$$

令

$$\begin{cases} \sum_{t=1}^N \varphi_i(x_t) = 0 & i = 1, 2, \dots, k \\ \sum_{t=1}^N \varphi_i(x_t) \cdot \varphi_j(x_t) = 0 & \text{当 } i \neq j \end{cases} \quad (3)$$

定义式(3)为正交，则式(2)的正规方程为：

$$\begin{bmatrix} 0 & & & \\ & \ddots & & \\ & & \ddots & \\ & & & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum \varphi_1(\chi_t) \cdot y_t \\ \sum \varphi_2(\chi_t) \cdot y_t \\ \vdots \\ \sum \varphi_k(\chi_t) \cdot y_t \end{bmatrix} \quad (4)$$

$$\frac{p^2(N^2 - p^2)}{4(4p^2 - 1)} \varphi_{p+1}(x_t)$$

由于 $\varphi_i(x_t)$ ($i = 1, 2, \dots, k$)的值不一定都为整数，为方便起见，引进适当的系数 λ_i ，使得

$$\phi_i(x_t) = \lambda_i \varphi_i(x_t)$$

在 N 个整数点上的值都为整数, 此时

$$= \begin{cases} \sum_{t=1}^N \phi_i(x_t) \cdot \phi_j(x_t) & i \neq j \\ s_i = \sum_{t=1}^N \phi_i^2(x_t) & i = j \end{cases} \quad (5)$$

$$b_i = \frac{\sum_{t=1}^N \phi_i(x_t) \cdot y_t}{\sum_{t=1}^N \phi_i^2(x_t)} \quad (6)$$

$$b_0 = \bar{y} \quad (7)$$

$$t = 1, 2, \dots, n$$

计算 $\phi_i(x_t)$ 的系数 b_i 后为确定取 n 阶高次方程, 对方程进行方差检验。

2.2 SARS 病例时间序列趋势方程

根据以上计算原理对北京地区 SARS 病例时间序列进行计算, 结果如下(方差分析见表 1):

$$F_{0.01}^{1,27} = 7.68, F_{0.1}^{1,27} = 2.9$$

表 1 方差分析表

		均方	自由度	F
回	一次	182714.1	1	128.8**
归	二次	3623.79	1	2.55
剩余方差 Q		36884.26	27	

注: ** 代表通过 $\alpha = 0.01$ 显著性检验

由上看出, 该正交多项式取 1 阶即可, 那么, 北京地区 SARS 病例时间序列趋势变化

表 2 北京地区发病人数波动与间隔 8~12 天气象因子的相关系数及检验结果

间隔天数	日最高气温	日最低气温	日平均气温	气温日较差	日相对湿度	日降水量	日平均风速
8	-0.32	-0.44	-0.41	0.05	-0.16	0.13	-0.26
9	-0.46**	0.00	-0.33	-0.48**	0.08	0.14	0.31
10	-0.29	0.04	-0.21	-0.37	0.46**	0.04	-0.00
11	-0.05	0.1	0.05	-0.14	-0.21	-0.37	0.18
12	0.02	0.11	0.22	0.17	-0.43	-0.27	0.22

注: ** 代表通过 $\alpha = 0.01$ 显著性检验

计算结果显示: y_c 主要和前期 9 天或 10 天的最高气温、气温日较差以及相对湿度相关显著, 和其它 4 个气象因子相关不显著。当气温日较差较小和日最高气温较低时, 预示 9 天以后发病人数有较大的正波动(偏多), 反之, 当气温日较差较大和日最高气温较高时, 预示着 9 天以后发病人数有较大的负波动; 相对湿度较高或较低时, 10 天后发

方程可用下式来表达, 即:

$$y'_t = 164.23 - 4.51\phi_1(x_t) \quad (8)$$

根据式(8)拟合的趋势变化见图 2。

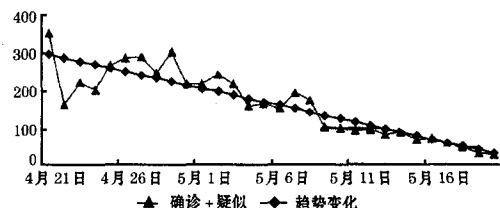


图 2 北京地区 4 月 21 日 ~ 5 月 20 日逐日确诊 + 疑似发病人数及趋势变化

2.3 分离发病人数波动项

由于 $y_c = y_t - y'_t$, 根据逐日实际病例 y_t 和趋势量 y'_t , 可计算出逐日发病人数的波动量 y_c 。

3 发病人数波动与前期气象因子的相关分析

最近王铮等人的研究^[6]认为, SARS 日增人数与气温、湿度等因子的变化有关, 并指出每天发病人数具有 12 天的周期。为了验证上述结论, 我们对北京地区 1 个月来逐日发病人数的波动(y_c)与前期间隔 1~20 天的日最高气温、最低气温、平均气温、降水量、相对湿度、平均风速等气象因子序列进行了相关分析。现将部分结果列于表 2。

病人数有可能增多或减少。这说明: 最高气温较低、气温日较差较小及相对湿度较高的气象条件对 SARS 病毒的传播、扩散和感染可能起到推波助澜的作用。这也确证了 SARS 病毒不耐热、不耐干燥的特性^[7]。

4 发病人数波动回归估计模型的建立和检验

4.1 回归估计模型建立

根据筛选的日最高气温 T_M 、气温日较差 ΔT 、日平均相对湿度 H 为自变量, 以逐日发病人数波动量为依变量, 可求得以下回归估计模型。

$$\hat{y}_c = 36.9 - 0.37T_M - 0.128\Delta T + 0.129H \quad (9)$$

上式中各气象因子为实测值, \hat{y}_c 为发病人数波动量的估计值。2003年4月21~5月20日期间的 y_c 、估计值 \hat{y}_c 以及其后11天的估计值如图3所示。

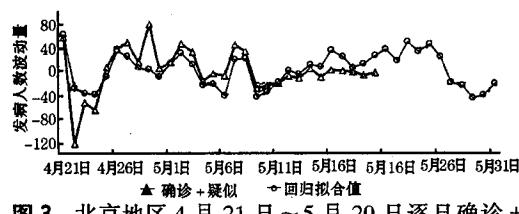


图3 北京地区4月21日~5月20日逐日确诊+疑似发病人数波动量实况和拟合值曲线
—△—确诊+疑似 —○—回归拟合值

4.2 回归效果检验

为了检验式(9)所表示的回归方程效果如何, 可将复相关系数 $R = 0.69$ 代入下式:

$$F = \frac{R^2}{K} \cdot \left(\frac{1 - R^2}{N - K - 1} \right)^{-1} \quad (10)$$

上式中 N 为序列样本数(30), K 为自变量个数(3), 经计算可得 F 值为 7.76, 通过 $\alpha = 0.01$ 显著性检验。

5 小结

(1) SARS 作为一种传染性很强的呼吸道急性传染病, 具有和其它呼吸道传染病类

似的传染方式和途径, 特定的气象条件对该病的发病率具有一定的影响。

(2) 通过将北京地区 SARS 爆发以来逐日发病人数的波动与前期多个气象因子进行相关分析发现: 前期 9~10 天的日最高气温、气温日较差、日平均相对湿度的变化与此相关显著。由此推断白天气温偏低、气温日较差小和相对湿度高的气象状况, 有利于 SARS 的扩散和传播。

(3) 根据上述 3 个气象因子建立的回归估计模型, 较好地反映了逐日发病人数的波动实况, 从而对估计一周以后的发病趋势具有一定的参考价值。

(4) 鉴于该病的机理成因尚未完全搞清, 病例的数量和时间长度相当有限, 本研究的结论还有待于样本扩大以后修正和深化。

致谢: 李维京、董文杰研究员对本文提出宝贵意见, 在此表示衷心的感谢。

参考文献

- “非典型肺炎”50问. 北京: 京华出版社, 2003.3~4.
- 李青春, 陆晨, 刘彦等. 北京地区呼吸道疾病与气象条件关系的分析. 气象 1999, 25(3): 8~12.
- 赵杰夫, 吕中科, 赵燕妮. 流行性感冒与气象条件的关系初探. 湖北气象, 1998(2): 17~18.
- 吴兑, 邓雪姣. 环境气象学与特种气象预报. 北京: 气象出版社, 2001: 255~256.
- 魏淑秋. 农业气象统计. 福建: 福建科学技术出版社, 1985: 296~297.
- 王铮, 李山, 蔡砾. 北京 SARS 疫情出现明显下降趋势. 科学时报. 2003 年 5 月 14 日.
- P3 实验室. 锁定 SARS 存活期. 科技日报. 2003 年 5 月 27 日.

An Analysis of the Relationship between SARS and Meteorological Conditions in Beijing Area

Ye Dianxiu Yang Xianwei Zhang Qiang
(National Climate Center, Beijing 100081)

Abstract

Based on the series of daily SARS incident numbers from April 21 to May 20, 2003, in Beijing area, the vacillating measurements affected by meteorological condition are separated from total tendency, with orthogonal polynomial methods. The results of correlation analysis show that they are significantly related with daily maximum temperature, daily range and relative humidity ahead of 8 to 9 days. On this basis, the regression estimation model can perfectly fit historic series of daily incidence fluctuation of this disease.

Key Words: SARS orthogonal polynomial meteorological condition regression estimation model