

文章编号: 1004-4965 (2008) 04-0374-05

广州市紫外线辐射资料分析与预报模型的建立

陈炳洪, 熊亚丽, 肖伟军, 周亚军,
谢建标, 吴小芳

(广东省气象台, 广东 广州 510080)

摘 要: 通过对广州市 2004~2006 年紫外线辐射资料的统计分析, 初步揭示紫外线辐射强度季节性变化的规律, 同时结合数值预报产品, 用多元回归方法建立预报模型。

关 键 词: 紫外线; 统计分析; 多元回归

中图分类号: P422.6.2

文献标识码: A

1 引 言

由于人类活动的影响, 作为紫外线辐射重要屏蔽的平流层臭氧受到的破坏越来越严重, 因此到达地面的紫外线辐射也随之增加。紫外线辐射对人体健康有利有弊, 虽然紫外线辐射所占的太阳辐射能量比例较小, 但由于其光量子能级较高, 所产生的光化学作用、植物光合作用等生物学效应十分显著, 对地球气候、生态环境及人类健康具有重要的影响^[1]。与此同时, 随着社会经济高速增长和人民生活水平的不断提高, 人们的自我保护意识也有所增强, 世界各地对紫外线辐射的研究逐渐增加^[2], 全国各地的气象台也针对本地的紫外线辐射进行监测和预报。吴兑^[3]指出紫外线的预报主要可分为模式预报和统计预报, 邓雪娇等^[1]对 2000~2001 年广州市地面紫外线辐射观测资料作了初步分析, 然而关于广州市紫外线辐射的客观预报方法仍有待进一步改进。本文对 2004~2006 年广州市紫外线辐射资料进行统计分析, 探讨紫外线辐射的变化规律和分布特征, 并结合数值预报产品建立客观预报方程, 希望能为今后广州市紫外线预报提供参考。

2 广州市紫外线辐射资料处理及结果分析

文中紫外线指数的计算方法使用吴兑提出的一

种由紫外线总辐射计观测的紫外线辐射强度近似估算紫外线指数 UVI 的计算方法^[1-4]

$$UVI \approx \frac{D_{\lambda 0} \times E_{uv} \times C_{er} \times 1000}{D_{\lambda} \times \Delta I} \quad (1)$$

式中的 E_{uv} 为紫外线辐射强度, 由广州热带海洋气象研究所于 1999 年引进的美制 Eppley 通带式波段辐射计观测资料, 单位为 W/m^2 ; $D_{\lambda 0}$ 是 UV-A、UV-B 的谱宽, 取 110 nm; C_{er} 为等效红斑订正因子, 取 0.01; D_{λ} 是观测的紫外线辐射谱宽, 单位为 nm; ΔI 是单位紫外线指数相当的红斑加权剂量率, 取 $25 W/m^2$ 。本文所用的紫外线指数都是由 Eppley 观测仪的观测数据代入公式 (1) 换算而来, 紫外线指数范围一般为 0~15, 数值越大表示紫外线辐射对人体皮肤的伤害程度越大。

从前人对紫外线指数日变化的研究可知^[1, 5-6], 紫外线指数最强出现在正午前后的 10:00~14:00 时, 而且日常紫外线指数预报业务也是基于这一时段的平均值, 故本文先计算紫外线指数的日平均值, 再找出月平均、月最大值和月最小值, 最后求出 3 年 (2004~2006 年) 平均值 (图 1 和表 1)。从图 1 中可以看到, 紫外线月平均指数较强的月份集中在 7~9 月, 其中 7 月份平均指数达到 6.2。月平均值较弱的月份在 12~4 月之间, 3 月份的紫外线指数最弱, 只有 3.1。从全年日平均值看, 最大值出现在 8 月 1 日, 辐射指数为 8.9, 紫外线指数等级达到 4 级; 最小的日平均值出现在 2 月 27 日, 只有 0.7, 紫外线指数等级为最

低的 1 级。需要指出的是,因为对紫外线指数值是 3 年的平均,所以最大值只有 4 级。另外,对 2004~2006 年共 1 096 天的紫外线指数统计得出紫外线辐射指数达到 5 级的只有 14 天,仅占 1.3%,2005 年全年均无出现 5 级紫外线指数,由此可知广州市紫外线指数大部分时间都在 4 级或以下。总体来说,夏秋两季的紫外线指数比冬春两季强,这主要是因为紫外线辐射的季节性变化受到太阳高度角变化的影响^[5],这与邓雪娇等^[1]的研究结果相吻合。

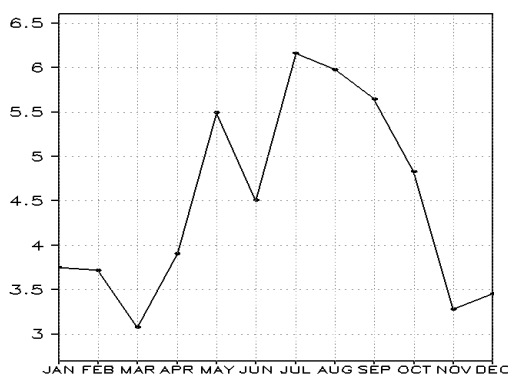


图 1 2004~2006 年紫外线指数逐月平均值(无量纲)

表 1 2004~2006 年紫外线指数逐月平均值、最大值和最小值(无量纲)

月份	平均值	最大值	最小值
1	3.75	6.45	0.87
2	3.72	6.27	0.74
3	3.09	6.56	0.79
4	3.91	5.67	1.86
5	5.50	7.44	3.43
6	4.51	7.45	2.23
7	6.16	8.50	3.22
8	5.98	8.88	3.19
9	5.65	8.60	4.80
10	4.83	7.88	2.94
11	3.29	4.95	2.21
12	3.45	4.72	2.35

紫外线指数除了受太阳高度角的影响,还与云量、能见度和相对湿度有一定关系^[5],所以下面分析紫外线指数与五山观测站所观测到 10:00~14:00 平均总云量、能见度和相对湿度的相关性。紫外线指数与总云量的相关系数为 -0.11,呈反相关,说明云量较多时紫外线指数较低,云的遮挡起到减弱紫外线辐射的作用。能见度与紫外线指数的相关系数为 0.39,呈正相关。能见度一定程度上反应了大气的透明度,能见度较低时大气中的各类粒子对太阳辐射起到削弱的作用,故能见度较好时紫外线指数较高,这与计算

结果相一致。从实际的预报经验来看,珠三角地区雾霾天气比较多,当雾霾严重时即使云量较少,由于空气中的粒子具有散射作用,紫外线指数也不会太高。紫外线指数与相对湿度的相关系数为 -0.21,呈反相关。相对湿度的大小反映了空气中含水量的多少,水汽分子对紫外线辐射有散射和吸收的作用,同时相对湿度较高容易出现雾的天气,故相对湿度较高时紫外线指数较低也是符合实际情况的。

3 回归方程的建立和检验

在建立客观预报方程之前,需考虑选取数值预报产品的问题,鉴于日本数值预报产品无论在时间上还是空间上都有较高的分辨率,而且要素较多,故方程的建立便基于日本数值预报产品。日本数值预报产品共有 12 个要素,包括海平面气压、850 hPa 温度、地面温度、850 hPa 露点温度差、地面露点温度差、500 hPa 风场、850 hPa 风场、925 hPa 风场和 500 hPa 位势高度场。网格水平空间分辨率为 $1.25^{\circ} \times 1.25^{\circ}$ 。本文选取最接近广州市 (113.23°E , 23.17°N) 的网格点 (113.75°E , 23.75°N) 上的 12 个要素的分析场作为预报因子 x_i , 2004 和 2005 年的紫外线指数作为预报量 y ,也就是数值预报产品释用中的 PP 法,用多元回归方法(即对某一预报量,研究多个预报因子与它的定量统计关系)建立回归方程^[7]。2006 年的紫外线实况留作检验预报方程的优劣。这样做的好处是 2006 年的数据没有参与方程的建立,所以能较真实地反映出方程的预报能力。回归方程的计算过程由 SPSS 软件完成,SPSS(Statistical Product and Service Solutions)——统计产品与服务解决方法,能很方便地进行各类统计分析。

3.1 全年的回归方程和检验

利用 2004~2005 年共 731 天的数据建立回归方程

$$\begin{aligned}
 UV = & -56.43627861661 + 0.0007941522435494x_1 + \\
 & 0.1351577131377x_2 + 0.04088182788425x_3 - \\
 & 0.006355414492696x_4 + 0.01585318822221x_5 - \\
 & 0.03891329959631x_6 + 0.1043880790448x_7 + \\
 & 0.03242481668189x_8 + 0.08685614366073x_9 - \\
 & 0.01162394391546x_{10} - 0.07972656066375x_{11} - \\
 & 0.01053032935729x_{12}
 \end{aligned} \quad (1)$$

其中 UV 为紫外线, x_1 为海平面气压, x_2 为地面温度, x_3 为地面温度露点差, x_4 为 850 hPa 经向风, x_5 为 850 hPa 纬向风, x_6 为 925 hPa 经向风, x_7 为 925 hPa 纬

向风, x_8 为 850 hPa 温度, x_9 为 850 hPa 露点温度差, x_{10} 为 500 hPa 位势高度场, x_{11} 为 500 hPa 纬向风, x_{12} 为 500 hPa 经向风。预报方程的系数保留多位精度小数是为了使方程预报结果更好, 若精度降低方程的预报能力也将大幅度减弱。

方程建立后, 代入 2006 年数值预报产品, 将得到紫外线指数根据中国气象局颁布的《紫外线指数预报业务服务暂行规定(草案)》进行分级, 再与 2006 年紫外线等级实况作对比(表 2)。可见, 预报值与实况值相差 1 级以内的日数占总数 90.90%, 其中相差 0 级的日数占 36.96%, 相差 1 级的日数占 53.94%。

表 2 方程(1)和(2)预报误差在 1 级以内的日数占总预报天数的百分比

预报值与实况值 等级差	1 级以内	0 级(与实况 相同)	1 级
方程(1)	90.90	36.96	53.94
方程(2)	85.45	33.03	52.42

为了对方程预报能力作进一步了解, 本文将逐日的预报值和实况值作比较。结果发现: 方程对 3 级以下紫外线指数的预报较准确, 对 4 级或以上的紫外线指数预报基本偏小 2 个等级。如 1 月 24 日、2 月 6、7 日、4 月 16 日、9 月 18 日等的紫外线实况为 4 级, 预报结果为 2 级; 在 5 月 14、15 日、7 月 20 日等的紫外线实况为 5 级, 预报结果为 3 级。翻查上述时间的广州五山观测站记录得知, 在 11~14 时这段时间里天空云量变化较大。预报方程的建立基础是数值预报, 由于数值预报模式的限制, 其产品不能体现出时间分辨率以外的天气情况, 这是造成紫外线预报结果误差较大的原因之一。另一个原因是 4 级或以上的紫外线指数样本容量偏少, 导致方程不能很好地反映预报量与预报因子之间的关系。利用相同的资料建立逐步回归方程

$$UV = 5.237219508849 + 0.1360728688008x_6 - 0.05169713505443x_7 + 0.08645513305438x_9 - (2) \\ 0.08154925211838x_{11}$$

用同样的方法检验方程(2)的预报质量, 结果表明预报结果与实况等级相差 1 级以内的日数占总数的 85.45%, 其中相差 0 级的日数占 33.03%, 相差 1 级的日数占了 52.42%, 被剔除的因子主要有海平面气压、地面温度、地面温度露点差、850 hPa 风场等。地面温度露点差主要反映的低层空气的湿度, 850 hPa 风向对珠三角的污染物的扩散起到很重要的作用, 上述两者与雾和霾密切相关, 而雾霾的严重程度

(即能见度)与紫外线指数呈正相关关系。众所周知, 紫外线指数与天空状况密切相关, 而天空状况的影响因子非常多, 同时紫外线指数与预报因子间复杂的关系仍需进一步研究, 轻易剔除某一个因子都会削弱方程的预报能力。由表 2 可知, 包含 12 个因子的方程(1)要比逐步回归方程(2)要好。

建立方程(1)和(2)时, 所用的预报量 y 是紫外线指数, 本文尝试将 y 换成紫外线等级, 其它数据保持不变, 用相同的方法建立回归方程和逐步回归方程。结果表明两个方程的预报值与实况值相差 1 级以内分别仅占总数的 55.15% 和 57.88%, 预报能力远不如方程(1)和(2)好, 原因可能是对紫外线指数进行分级使其原来包含信息量有所损失。

3.2 汛期、非汛期的回归方程和检验

由于影响华南地区汛期和非汛期的天气系统有很大区别, 为了提高预报准确率, 用 3.1 节中的方法, 分别得到汛期(4~9 月)和非汛期(10 月~次年 3 月)的预报方程。

汛期回归方程

$$UV = -137.6137716427 + 0.0005915429417976x_1 + 0.08936954081327x_2 + 0.4659722750148x_3 + 0.03861189780587x_4 + 0.01329865667265x_5 - 0.06041246700595x_6 + 0.1115574136851x_7 + 0.1157543626992x_8 + 0.1779475785814x_9 + 0.003634131453474x_{10} - 0.01935625611715x_{11} + 0.01556050953435x_{12} \quad (3)$$

非汛期回归方程

$$UV = 63.73987905846 + 0.0001995660547326x_1 + 0.01489071337864x_2 - 0.08680507158709x_3 - 0.03003635116976x_4 - 0.06741146839228x_5 - 0.01002644648132x_6 + 0.1030414064377x_7 - 0.08270254490152x_8 + 0.05557265416151x_9 - 0.01008048124097x_{10} - 0.1075965653422x_{11} - 0.01691997317772x_{12} \quad (4)$$

对比可知, 方程(3)和(4)的系数稍有不同, 系数的变化意味着因子的重要性发生改变。如地面温度露点差(x_3)与 850 hPa 温度露点差(x_9)的系数都有较大的变化, 原因可能是汛期的大气湿度较大, 一旦发生变化就会导致云雾霾等天空状况发生巨大的改变, 而非汛期的大气湿度维持在一个较小的范围内, 其变化对天空状况的影响较小。需要说明的是, 由于各因子与紫外线辐射强弱乃至天空状况的关系复杂, 要揭示其中的关系有待今后进一步的研究。本文重点是找出两者之间的统计关系并应用到业务当中, 所以本文不就因子的具体变化做更深入的讨论。

为了检验方程的优劣,分别计算方程(3)和(4)(汛期和非汛期)所得的紫外线指数,再与方程(1)的计算结果做对比(表3)。由表3可以看出,两方程的预报值与实况值相同的天数均比方程(1)有所增加,但对于相差1级以内的情况,方程(4)略降了0.59%。总体来说,划分汛期、非汛期后的预报方程优于方程(1),而且对4级以上紫外线指数的预报能力有所提高。例如预报误差缩小1级的有4月16日、5月14日、5月15日、7月20日,9月18日更将误差缩小2级,预报值与实况值一致。但在非汛期里的某些情况下,如1月24日、2月6日、2月7日的预报误差依然如前,这也与表3中的结果符合,方程(4)对误差的修正效果没有方程(3)明显。

此外,本文还尝试用逐步回归的方法拟合出汛期和非汛期的预报方程,但预报效果不如方程(3)和(4)的好,具体数据见表4。

3.3 前汛期、后汛期的回归方程和检验

前面的经验表明划分汛期和非汛期能提高预报方程的质量,同时考虑到各要素对华南地区前汛期和后汛期天气影响的权重也有所不同,本文进一步将汛期划分为前汛期(4~6月)和后汛期(7~9月),分别求出

回归方程,再与方程(3)的结果进行对比。

前汛期回归方程

$$UV = -106.2452524516 + 0.0005127611848957x_1 + 0.09150661497131x_2 + 0.4225883731286x_3 - 0.05139919399537x_4 - 0.04965722881645x_5 + 0.001065024379439x_6 + 0.09697369171187x_7 + 0.02969552291443x_8 + 0.09824379020145x_9 + 0.003852477032058x_{10} - 0.00968181976502x_{11} + 0.07733388664237x_{12} \quad (5)$$

后汛期回归方程

$$UV = -196.4198027667 + 0.001480606054684x_1 - 0.365461436343x_2 + 0.6111074205384x_3 + 0.03003304597929x_4 + 0.07670274000676x_5 + 0.08928028003435x_6 + 0.05169020647757x_7 + 0.7256431785044x_8 + 0.2633757930039x_9 - 0.008954207312492x_{10} - 0.04036828522625x_{11} - 0.05289912679364x_{12} \quad (6)$$

用方程(5)和(6)分别做前汛期和后汛期的紫外线预报,再与方程(3)对前汛期和后汛期的预报值进行对比(表5)。从表5可看到,方程(5)和(6)的预报能力不如方程(3)好。出现这样的结果可能是因为过度的细分减少了样本的容量,使拟合出来的方程没有足够的代表性。

表3 方程(3)、(4)和(1)预报误差在1级以内的天数占汛期(非汛期)预报天数的百分比

预报值与实况值等级差	1级以内	0级(与实况相同)	1级
方程(3)对汛期紫外线的预报	88.26	40.12	48.14
方程(4)对非汛期紫外线的预报	94.05	38.10	55.95
方程(1)对汛期紫外线的预报	87.04	36.42	50.63
方程(1)对非汛期紫外线的预报	94.64	37.50	57.14

表4 多元回归方程与逐步回归方程预报误差在1级以内的天数占汛期(非汛期)预报天数的百分比

预报值与实况值相差等级差	1级以内	0级(与实况相同)	1级
汛期多元回归方程(3)	88.26	40.12	48.14
汛期逐步回归方程	87.66	32.10	55.56
非汛期多元回归方程(4)	94.05	38.10	55.95
非汛期逐步回归方程	91.08	38.10	52.98

表5 方程(5)、(6)和(3)预报误差在1级以内的天数占前汛期(后汛期)预报天数的百分比

预报值与实况值相差等级差	1级以内	0级(与实况相同)	1级
方程(5)对前汛期紫外线的预报	89.41	32.94	56.47
方程(6)对后汛期紫外线的预报	82.52	33.98	48.54
方程(3)对前汛期紫外线的预报	87.06	36.47	50.59
方程(3)对后汛期紫外线的预报	85.44	39.81	45.63

4 总 结

本文对广州市2004~2006年紫外线辐射指数资料做了初步的统计分析,揭示了广州市紫外线指数的

季节性变化。此外,结合日本数值预报产品,建立多个回归方程并作了对比。

(1) 紫外线指数总体来说是夏、秋季强,冬、春季弱;广州市出现5级强度的紫外线指数概率较

小。

(2) 紫外线指数与云量和相对湿度呈反相关关系,与能见度呈正相关关系。

(3) 从方程的检验结果看,逐步回归方程的结果不如包含全部 12 个因子的多元回归方程。逐步回归固然有其优点,能挑选出对预报量 UV 影响显著的因子,同时降低计算量^[7];但在剔除因子的同时也可能丢失一些重要的信息。紫外线指数与本地的天气、气候背景特征均有密切关系,而天气气候本身就是一个非常复杂的过程,所以包含尽可能多因子的预报方程的预报质量比逐步回归方程要好。

(4) 划分汛期和非汛期后拟合出来的方程的预报结果较好。因为影响华南地区汛期和非汛期的主

要天气系统有很大的差别,回归方程的系数也应该有较大的差别,将汛期和非汛期区分对待能较好地解决这个问题。但本文的重点是找出一个能投入业务应用的客观预报方程,故不深入讨论在不同时期各因子的具体变化。

(5) 文中还存在一些不足之处,如没有对预报质量较差的 4~5 级紫外线指数进行深入的分析,样本的容量偏小,以后累计更多的样本容量将对方程进行更新。

总体来说,本文所揭示的紫外线指数季节性规律对日常预报业务有一定的帮助,结合日本数值预报产品的预报方程为今后的紫外线指数预报提供一个有力的工具。

参 考 文 献:

- [1] 邓雪娇,吴兑,游积平. 广州市地面太阳紫外线辐射观测和初步分析[J]. 热带气象学报, 2003, 9(19): 118-125.
- [2] 张庆阳,张沅,胡英. 国外紫外线指数预报概况[J]. 气象, 2000, 26(11): 56-58.
- [3] 吴兑. 到达地面的紫外辐射强度预报[J]. 气象, 2000, 26(12): 38-42.
- [4] 吴兑,邓雪娇. 环境气象学与特种天气预报[M]. 北京:气象出版社, 2001: 191-242.
- [5] 王繁强,宋百春,周阿舒,等. 近地面太阳紫外线辐射强度分析与预报[J]. 干旱气象, 2005, 23(2): 30-34.
- [6] 李青春,陆晨,阮毓文. 北京地区紫外线观测与预报系统[J]. 气象科技, 2001(4): 47-50.
- [7] 黄嘉佑. 气象统计分析与预报方法[M]. 北京:气象出版社, 1990: 50-98.

THE ANALYSIS OF ULTRAVIOLET RADIATION IN GUANGZHOU AND THE ESTABLISHMENT OF ITS FORECAST MODEL

CHEN Bing-hong, XIONG Ya-li, XIAO Wei-jun,
ZHOU Ya-jun, XIE Jian-biao, WU Xiao-fang

(Guangdong Meteorological Observatory, Guangzhou 510080, China)

Abstract: By way of an analysis of ultraviolet radiation data from 2004 to 2006 in Guangzhou, this research reveals the seasonal change of ultraviolet radiation in Guangzhou and sets up an ultraviolet radiation forecast model with the product of numerical forecast models.

Key words: ultraviolet; statistic and analysis; multiple regression