

从短期风记录进行风能的估算

V. R. Barros E. A. Estevan

1. 引言

为便于判断是否适合安装风能转换系统(WECS)和对候选地点作出选择,需要定点的长期平均风能资料。

由于常常不可能在每个地点上都有长期可用的平均资料,所以切合实际的办法是依靠短期的测量(但足以作出适当的估算)或者是依靠别的可替换的估算方法。

Corotis 等人(1977)发现,由一年的数据就可做到在 90% 的置信度下所观测的季节性平均风速对长期平均值的偏差不超过 10%。在同样置信度水平下风能值偏差不超过 30%。Justus 等人(1979)发现对于一年的期限,在同样置信度水平下,就那些风速变化正常的台站来说,月平均风速与长期实测风速平均值的偏差不超过 18%。

当测点与其附近气候站之间的记录具有较好的相关系数时,利用附近的这些气候站可以进一步改进测点的长期平均风速估算,运用气候学处理方法可以对此进行确定。其中有一种方法称为比率法(Conrad 和 Pollak,

1962),另外一种是由 Corotis (1979) 开发的。Justus 等人(1979)指出,尽管利用这些气候学处理方法在月平均风速估算中取得了一些进展,但应用于估算年平均风速则改进甚微。

一年的记录对于精确地推算长期的实际风速值来说似乎能够提供足够的信息(Corotis 等, 1977; Ramsdell 等, 1979)。但尽管是一年,这个观测时间有时也显得过长,这不仅是因为它牵涉到费用开支,还意味着至少在同样时段内推迟了决策。为了解决这个问题,Barros 和 Sero' (1981) 提出了一个方法,以二到三个月的观测为基础去估算年平均风速和它的年变量。与气候学处理方法一样,这一方法是建立在这样的假设基础之上的:即风速具有一定程度的空间相关。但主要的差异在于它不依赖于单个气候站的观测,而是利用多点提供的区域性资料,并由此而称为多元气候处理方法(MCRT)。

虽然就计算的角度而言,MCRT 比前面所提到的气候学处理方法要复杂得多,但根据 Barros 和 Sero' (1981) 报告的结果看,似

乎是值得的。在该报告中,这个方法应用于周(七天)平均值序列的估算,也应用在相似于与周平均值相对应的周方差序列。它不仅可以对年平均风速进行估算,而且还可以按年序列与3个月序列关系的理论知识对方差序列进行估算。

这个结果同样允许在短时间测点上利用韦伯2参数(Weibull-II)分布来估算年平均气象风能(有效风能),并具有较高的准确度。

在下一节里将简略概述 MCRT,在第三节里将说明它在特殊情况下的运用。

2. 以多元气候处理方法(MCRT)进行风能估算

a. 方法

以主分量分析为基础的这个技术也曾由Barros等人阐述过,在这里将简要回顾如下。

V 为矩阵,它有 M 列,是给定区域中参数的数据序列。 V 可以下式描述:

$$V = AW \quad (1)$$

这里 A 是标准正交矩阵,由特征向量 VV^T 和相应矩阵 W 求出。表达式(1)等价地以序列 j 和 i 项表达如下:

$$V_{ij} = \sum_{k=1}^R a_{ik} w_{kj}, \quad i=1, \dots, R, \\ j=1, \dots, M \quad (2)$$

式中 R 是序列个数, k 是特征向量序号。

如果序列为同样区域的、不是完全独立的若干气象参数,那么可以相当准确地描述为:

$$V_{ij} = \sum_{k=1}^N a_{ik} w_{kj}, \quad i=1, \dots, R, \\ j=1, \dots, M \quad (3)$$

这里 $N < R$,实际值与由(3)式得到的值之间有一差值 ϵ_{ij} 。

N 值总是通过这样的方式来选取:(3)式保留由 VV^T 的迹表示的某一很大的方差百分率。 VV^T 的特征值之和等于它的迹,仅

选 N 个特征向量是指保留了由该 N 个特征值之和给出的部分方差。

我们这里所说的方法考虑了具有这样特殊性质的序列,即在该区域中 $j=q$ 及仅有一个短期记录 $V_{iq}, i=L, \dots, P$,而 $L \geq 1, P \leq R$ 。

在这样的情况下, V_{iq} 也可以由(3)式来表示,尽管它未被用于特征向量矩阵 A 的计算。 W_{kj} 的值由下式最小化估计之:

$$F_j = \sum_{i=L}^P \epsilon_{iq}^2$$

这样就引出有 N 个未知数 $W_{kj} (k=1, \dots, N)$ 的 N 个方程的线性系统,它很容易求解。所以,序列 V_{iq} 实际上从 $i=L, \dots, P$ 扩展到 $i=1, \dots, R$ 。

b. MCRT在风能估算中的运用

当然,第二节a中所阐述的运算过程并不能保证该序列的扩展是逼真的或者是误差极小的。然而,如果该区域内的数据序列之间的相关性在从 $i=L, \dots, P$ 扩展到 $i=1, \dots, R$ 的计算中没有明显的改变,那么,上述方法将这个较短的序列延长到 $i=1, \dots, R$ 是可能成功的。

该方法的应用以及精确度的获得,都还需要就参数以及它们的时空尺度作进一步的研究。

在该方法应用于风速方面,Barros等人用了美国东部和中西部地区的22个序列,这些序列的元素是1978年的52个周平均风速值。对于给定测站来说,假定仅已知最后13个星期的数据,利用MCRT模拟计算出年平均值,其平均相对误差只有0.04,而22个站的实际序列与模拟序列之间的平均相关系数达0.92。

c. 用MCRT估算气象的年平均风能

在雷利(Rayleigh)分布的假设下,可由年平均风速的估算值计算出年风能。如果仅是平均风速可以运用,这单一参数分布也能得出适当的近似平均风能(Corotis等1978):
 $f(V) = 0.5 \pi (V \bar{V}^{-2}) \exp[-0.25 \pi (V/\bar{V})^2]$,

$$V > 0 \quad (4)$$

式中 $f(V)$ 表示风速 V 出现的频率。

通过运用韦伯 2 参数分布可获得更接近实际风速的样本拟合 (Justus 等, 1976, Corotis 等, 1978, Hennessey, 1977);

$$f(V) = kC^{-1}(V/C)^{k-1} \exp[-(V/C)^k], \quad V > 0 \quad (5)$$

这样就可以样本平均值和方差对韦伯分布的 2 参数进行估算 (Justus 等 1977);

$$k = (\sigma/\bar{V})^{-1.085}, \quad c = \bar{V}/\Gamma(1+1/k) \quad (6)$$

所以, 如果年平均风速 $\bar{V}$ 和平均风速方差 σ^2 可以计算出来, 就可能估算 k, c 值以及气象平均风能 P :

$$P = 0.5 \bar{\rho} \int_0^{\infty} f(V) V^3 dV \quad (7)$$

式中 $\bar{\rho}$ 是空气平均密度。

方差原理可以用于计算 σ^2 。如果 N 项平均风速 $\bar{V}$ 的数据序列用于构造一个有 M 个元素的新序列, 其每个值均由各元素与平均值 N/M 构成, 则总方差 σ^2 可表示如下:

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (V_i - \bar{V})^2 \\ &= \frac{NM - N}{NM - M} \sigma_1^2 + \frac{N - M}{N - 1} \sigma_2^2 \end{aligned} \quad (8)$$

上式 σ_1^2 是含 M 个值的新序列中各个 V_i 的方差, σ_2^2 是它们的平均值, σ_3^2 是由 M 个平均值 V_i (表示为 $\bar{V}$) 构成的新序列的方差。

正如 Barros 等人 (1981) 所指出的 MCRT 那样, 当应用周平均风速序列时, 不仅提供了 $\bar{V}$ 的准确估算, 而且也提供了整个年份各周的风速值, 如图 2 所示。所以, 在周平均风速序列方面, MCRT 似乎不仅可以提供合理的 $\bar{V}$ 值, 而且也可以提供 σ_3^2 值。如果 MCRT 也可以准确地估算 σ_2^2 , 那么对应的 σ^2 值可以用 (8) 式算出。最后通过 (5)、(6) 和 (7) 式计算出年平均气象风能。

在下一节给出方法应用的例子, 它显示仅用 3 个月风资料能得出相当吸引人的年平

均气象风能。

3. MCRT 在风能估算上的应用

a. 方差估算

使用与 Barros 等人 (1981) 几乎相同的序列进行了一项试验, 其中删除了某些序列而加上了另一些序列。这是出于本文未作报道的进一步研究的需要, 所用的测站见图 1 所示。

通过由每日的四个基本天气观测时间获得的风速值算得二十个测站风的各周平均值。各测站每周 28 个可能观测值中至少得到 22 个观测值, 才被选用, 有 90% 以上周都



图 1 本研究使用风测站位置, 加星号 * 的测站位于中部地区

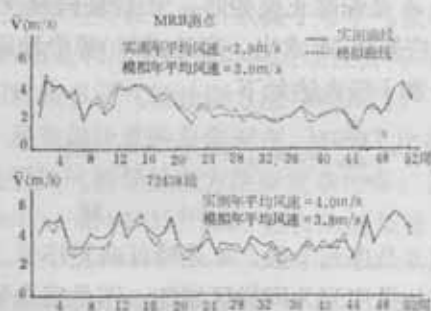


图 2 以三个特征矢量用 MCRT 获得的周平均值的模拟序列和实测序列

至少有 27 个观测值。在这个区域内, 大于 20 ms^{-1} 的风速极为少见。仅在少数几个测站里, 即 1460 个观测值中仅有 1 到 2 个值超过上述极限。这些风速值受到局地现象的影响, 所以, 它们不表示空间的相关性。因此, 为了改进这一技术的效率, 必须将其删去。两个 52×20 的矩阵包括了自 1978 年以来数据资料的周平均风速值和相应方差。

假定每个测站只有十三个星期的有限资料,一年中的其余时间的资料可以用第二节 a 所述模拟出来。在各个情况中,特征矢量都计算 19 个(本文选用方差为 80% 的 3 个特征矢量),如 Barros 等人所做过那样用这种方法计算周平均风速值和周方差值,实际序列与模拟(或扩展)序列之间的相关系数以及年平均值的相对平均误差通过 MCRT 方法计算(见表 1)。可以知道,周平均风速值能产生比 0.90 更好的平均相关系数,当仅考虑中部区域的那些测站(也就是表 1 中 11 个带 * 号的测站)时,这些结果有了相当大的改进。这样,最差的相关系数为 0.88,而平均相关系数为 0.93。平均值的估算产生约 5% 的平均误差。在 11 个中部测站,该误差减少

到 3%。图 2 给出了由 MCRT 得到的实际序列与模拟序列的两个实例。

当然,方差模拟并非那么精确。11 个中部测站的平均相关系数仅有 0.80。然而,正如第二节 c 所述,在评价气象风能时的确需要求得 $\overline{\sigma_v^2}$ 。表 1 给出的方差在全部测站情况下,平均误差为 6%;而 11 个中部测站为 5%,后一情况的最大误差为 12%。

周平均风速值的较大相关系数表明,使用 MCRT 结果的 $\overline{\sigma_v^2}$ 值有一个很好的近似值。如表 2 所示,这个假设得到进一步证实。表中列出的 σ_v^2 是通过数据以及利用 V_r 与 σ_r 的扩展序列得到的 $\overline{\sigma_v^2}$ 值,用公式(8)计算得到。11 个中部测站的最大误差为 10%,平均误差为 5%。

表 1 一年中基于最后 13 周的 MCRT 模拟序列的统计资料与实际观察的比较。星号表示中部地区的测站(最后三行只指这些测站)

测 站	$\bar{v}$ 相关系数	$\bar{v}$ 相对误差	σ_v^2 相关系数	σ_v^2 相对误差
72425	0.92	0.04	0.81	0.09
74429*	0.88	0.07	0.96	0.04
72438*	0.93	0.04	0.87	0.04
72524*	0.94	0.04	0.84	0.03
72533*	0.95	0.00	0.80	0.04
72534	0.89	0.03	0.58	0.06
ADO*	0.93	0.00	0.59	0.09
BFD	0.90	0.09	0.60	0.00
GUS	0.90	0.06	0.90	0.06
LAF*	0.95	0.01	0.83	0.12
MFD*	0.95	0.02	0.72	0.00
MGW*	0.93	0.01	0.77	0.09
MRB*	0.93	0.04	0.68	0.06
ORD*	0.82	0.05	0.60	0.10
ZZV*	0.94	0.04	0.87	0.00
72405	0.85	0.04	0.58	0.10
72414	0.85	0.19	0.79	0.23
72423	0.88	0.01	0.82	0.04
72432	0.80	0.10	0.84	0.02
72520*	0.95	0.02	0.91	0.02
最小值	0.80	0.00	0.58	0.00
最大值	0.95	0.19	0.96	0.23
平均值	0.90	0.05	0.77	0.06
最小值*	0.88	0.00	0.69	0.00
最大值*	0.95	0.07	0.96	0.12
平均值*	0.93	0.03	0.80	0.05

表 2 年平均风速的方差 σ^2 (m^2s^{-2})

测 站	数 据	MCRT	相对误差
72425	10.71	9.20	0.14
72429*	15.50	15.20	0.03
72438*	16.42	17.60	0.07
72524*	22.22	22.36	0.01
72533*	25.80	27.80	0.08
72534	18.13	15.09	0.11
ADO*	20.70	19.04	0.08
BFD	16.94	15.19	0.05
GUS	25.84	22.38	0.13
LAF*	19.13	20.98	0.10
MFD*	18.32	18.23	0.01
MGW*	15.54	16.48	0.06
MRB*	19.05	19.49	0.02
ORD	21.00	21.03	0.00
ZZV*	19.59	18.87	0.04
72405	17.41	21.00	0.21
72414	15.72	11.69	0.26
72423	14.82	13.74	0.07
72432	17.88	16.65	0.07
72520*	19.23	18.44	0.04
平均			0.08
平均*			0.05

图 3 描述了当风能通过韦伯 2 参数分布来计算时, σ^2 有 10% 的误差和 σ^2 和 $\bar{v}$ 处于不同范围对气象风能产生如何的影响。可以这样认为, σ^2 的 10% 误差对于 σ^2 和 $\bar{v}$ 的大

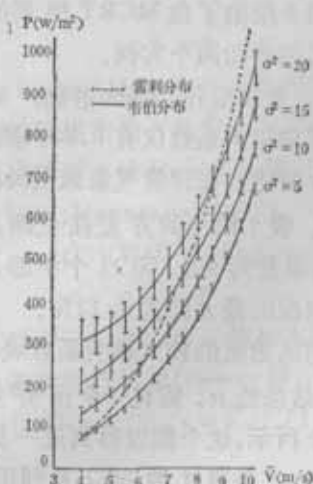


图 3 根据雷利分布和韦伯 2 参数分布做出的，以 $\bar{V}$ 和 σ^2 为函数表示的气象平均风能，短垂线表示 σ^2 有 10% 误差对韦伯 2 参数所得气象风能的影响

多数实际气象组合，皆导致微小的风能误差这一点是相似的。

b. 风能估算

这个试验是以 MCRT 得到的 $\bar{V}$ 和 σ^2 的计算值为基础的气象风能估算。正如第二节 c 所阐述的，这些值以韦伯 2 参数分布方法来计算。

气象风能也以雷利分布方法计算了，其 $\bar{V}$ 值由 MCRT 估算。这就提供了把 Barros 等人用 MCRT 算出 $\bar{V}$ 并得到风能估算值与本文利用 MCRT 算出 $\bar{V}$ 和 σ^2 得到的风能估算值之间作一比较。

在离地 30 米的水平面上来计算气象风能，因为对于 40—50 千瓦范围的 WECS 来说，这个水平面有较高的代表性，现在市场也能大批供应。为了达到这个目的，一般以下式表示不同高度之间的风速关系：

$$V_A = V_B \left(\frac{Z_A}{Z_B} \right)^\alpha$$

根据 Baker 等人 (1978) 的研究，我们取 $\alpha = 0.2$ 。虽然这个方法也许是一些误差的来源，但它不改变对这两个序列（即实测序列与通过 MCRT 模拟的序列）可用同样方法按高度作外推的结论。

表 3 给出了从实际风速的频率分布直接计算的气象年平均风能，和利用韦伯 2 参数分布与雷利分布得到的近似值，以及假定仅一年的最后 13 个星期的值是已知时利用 MCRT 从这些分布中得到的风能值。

表 3 1978 年平均气象风能 (Wm^{-1})

测 站	数 据	韦伯 2 参数分布		雷 利 分 布	
		数 据	MCRT	数 据	MCRT
72425	53	53	45	45	41
72429*	148	141	150	158	192
72438*	136	132	126	137	120
72524*	192	183	198	177	199
72533*	186	187	198	155	158
72534	167	166	149	179	165
ADO*	119	124	118	98	100
BFD	90	95	108	79	104
GUS	135	137	112	80	66
LAF*	134	134	144	122	125
MFD*	186	181	172	203	189
MGW*	77	77	80	58	57
MRB*	85	89	95	54	60
ORD	204	198	181	209	182
ZZV*	107	112	117	86	98
72405	161	156	184	166	185
72414	51	56	35	23	12
72423	84	86	81	75	72
72432	87	92	76	65	48
72520*	130	127	129	112	120
$Z_{P,2}^*$		99.5	91.4	77.8	66.2
$Z_{P,2}^*$		99.5	94.4	72.3	72.4

除了少数测站例外，使用韦伯 2 参数分布的结果比使用雷利分布的要好，尤其在气象风能值较小的测站更是这样。

利用 MCRT 和仅用最后十三个星期按韦伯 2 参数分布或雷利分布进行气象风能估算，效果都很好，而前者更好些。气象年平均风能值的范围是从 51 到 204 Wm^{-2} ，在 MCRT 的情况下，使用韦伯 2 参数分布，其最大误差是 28 Wm^{-2} ，最小误差仅为 1 Wm^{-2} 。

通过测站得到的气象风能值其覆盖范围较宽，不同估计的拟合度可以利用百分率减少去测量 (Essenwanger 1976)：

$$Z_{P,2}^2 = 100 \left[1 - \frac{1}{N} \sum \frac{(P_i - P_{oi})^2}{\sigma_{P_i}^2} \right] \quad (9)$$

其中, P_i 是气象风能, P_{ai} 为各估算值, $\sigma_{P_i}^2$ 为 P_i 对样本平均值的方差, Z_{P_i} 的各个估算值见表 3 末端。

表 4 给出了对于直接用数据计算的年平均风能的相对误差值。韦伯 2 参数分布估算值平均误差仅为 3%, 在 20 个测站中, 雷利分布的平均误差达 17%, 运用 MCRT 和 13 个周的数据, 平均误差在用韦伯 2 参数分布的情况下仅增加到 10%, 在雷利分布上增加到 20%。

表 4 年平均风能的相对误差与直接以数据计算相比

测 站	韦伯 2 参数分布		雷 利 分 布	
	数 据	MCRT	数 据	MCRT
72425	0.01	0.15	0.13	0.23
72429*	0.05	0.08	0.07	0.30
72438*	0.03	0.07	0.01	0.12
72524*	0.05	0.03	0.08	0.03
72533*	0.00	0.06	0.16	0.15
72534	0.00	0.11	0.07	0.01
ADO*	0.04	0.01	0.18	0.16
BFD	0.05	0.20	0.12	0.15
GUS	0.02	0.17	0.41	0.51
LAF*	0.00	0.07	0.09	0.07
MPD*	0.03	0.08	0.09	0.01
MGW*	0.00	0.04	0.25	0.26
MRB*	0.05	0.11	0.37	0.30
ORD	0.03	0.11	0.03	0.11
ZZV*	0.05	0.09	0.20	0.09
72405	0.04	0.14	0.03	0.14
72414	0.10	0.32	0.55	0.76
72423	0.03	0.04	0.11	0.14
72432	0.06	0.13	0.26	0.45
72520*	0.02	0.01	0.14	0.08
平均	0.03	0.10	0.17	0.20
平均*	0.03	0.06	0.15	0.14

MCRT 在座落于中部位置的 11 个测站上产生了较好的结果。这 11 个测站用韦伯 2 参数分布产生的平均相对误差为 0.06, 而雷利分布的则为 0.14。

值得注意的是, 使用 MCRT, 韦伯 2 参数分布和 13 周数据的估算比使用雷利分布利用一年数据记录的估计更好些。

当使用 MCRT 时, 用区域内风能计算点附近的那些测站是很适宜的。所以, 11 个中部测站的结果更能够显示出 MCRT 法的潜力。正如表 4 所示, 在这 11 个测站中使用 MCRT 法和韦伯 2 参数分布的年平均风能的相对误差范围是 1~11%, 因而仅用 13 周的连续观测值是有效的。

这里还必须提到的是, MCRT 的结果和表 1~4 内容的获得是考虑了 52 个星期全部时间的模拟值。如果在已知的 13 周资料中使用的是实测值而不是模拟值, 甚至还可以进一步提高结果。然而在本试验中, 并未尝试使用实测值。

c. 与其它方法的比较

用同样的数据资料对其它方法进行了考察。它们是比率法 (Conrad 和 Pollack, 1962)、Corotis 法 (1979) 和简单线性回归法。所有方法使用的数据都以邻近测站的一年中最后 13 周的资料来估算平均风速的。

还对气象风能进行了估算。由于线性回归方差估计过低, 因此, 该方法中没有使用第二节 c 所介绍的韦伯 2 参数分布。其它方法仅提供了平均风速, 而在所有三个方法中都使用了雷利分布。

表 5 给出了中部测站的结果。MCRT 在风速与风能上都提供了最好的结果, 也许有关气象风能的结果更为重要。与其它方法相比, 对照实测数据看, MCRT 产生出一个更好的判断。

d. 月风能估算

根据 Barros 等人的研究, 利用 MCRT 和 13 周数据进行年风序列模拟是可行的。这也可以从图 2 的观察推断出来。所以气象风能也还是一年中以 4 个星期为一段的 13 个时段的每一个, 和在第三节 a、b 中提供的 11 个中部测站的每一个来计算的。

由于我们使用了以每星期为一个单位的时段, 这样 4 个一周就近似于是一个月的时间。后面我们就把四个星期的时间看成一个月。

表 5 对年平均风速和气象风能的不同方法的比较

平均风速(ms^{-1})以 13 周进行的估算						平均气象风能(Wm^{-2})以 13 周进行的估算					
测 站	数 据	MCRT	比 率	Corotis	回 归	数 据	MCRT 韦伯II	MCRT 雷 利	比 率	Corotis	回 归
72429	4.2	4.5	4.2	4.4	4.4	148	160	192	163	186	188
72438	4.0	3.8	3.8	3.9	3.9	136	126	120	119	133	135
73524	4.3	4.5	4.7	4.7	4.7	192	198	199	227	231	232
73533	4.1	4.2	4.0	4.1	4.1	186	198	158	141	152	151
ADO	3.6	3.6	3.7	3.6	3.6	119	118	100	111	101	96
LAF	3.8	3.8	4.0	4.1	4.0	134	144	125	140	147	145
MFD	4.6	4.4	4.2	4.3	4.3	186	172	189	158	175	174
MGW	3.0	3.0	3.2	3.1	3.1	77	80	57	72	64	62
MRB	2.9	3.0	2.8	2.8	2.9	85	95	60	48	48	54
ZZV	3.4	3.6	3.6	3.6	3.7	107	117	98	99	101	107
72520	3.7	3.8	3.8	3.8	3.8	130	129	120	116	120	122
$Z_{F,2}^1$		93.2	83.1	85.6	84.9		94.4	72.4	59.6	58.7	58.3

表 6 给出了用其中一个测站以韦伯 2 参数分布和雷利分布和由数据直接计算的气象风能,其中 $\bar{V}$ 和 σ^2 值是从 MCRT 利用一年的最后 13 个星期的资料获得的。

表 6 月气象风能 (Wm^{-2})72533 站

月	数 据	韦伯 2 参数分布		雷 利 分 布	
		数 据	MCRT	数 据	MCRT
1	434	437	433	350	410
2	108	116	131	73	93
3	213	213	258	202	224
4	297	303	368	295	400
5	192	191	242	198	225
6	192	193	110	105	90
7	102	109	95	94	79
8	102	109	74	108	60
9	74	76	64	59	47
$Z_{F,2}^1$		99.8	90.1	92.6	86.1

要注意的是这里没有列出其它站的情况,从韦伯 2 参数分布判断产生的月平均风能远比从雷利分布里获得的好。以月为单位的 MCRT 风能估算应按数据算得的或各自的概率函数算得的月风能拟合去作评价。然而,这种拟合仅对前面的九个“月”(未包括 9 月的最后一星期),其所有的值都假定为未知并用 MCRT 来模拟。

这些月风能值变化很大,例如,72533 站从 74 变到 434 Wm^{-2} 。这个变化利用韦伯 2

参数分布通过 MCRT 的结果成功地被模拟出来,如表 6 所示,也通过每种情况与其数据计算之间的百分率减少的定量测定表现出来。表 7 给出了 11 个中部测站 $Z_{F,2}^1$ 的百分率减小,韦伯 2 参数分布基本上是理想的,其 $Z_{F,2}^1$ 值不低于 98%。

表 7 月风能估算百分率减小 $Z_{F,2}^1$

测 站	韦伯 2 参数分布		雷 利 分 布	
	数 据	MCRT	数 据	MCRT
72429	98.2	82.7	87.9	30.4
72438	99.5	88.7	87.5	83.6
72524	98.0	82.2	91.5	64.0
72533	98.8	90.1	92.6	86.1
ADO	99.3	89.8	95.8	86.0
LAF	99.8	92.2	85.6	90.0
MFD	99.4	95.2	85.6	90.8
MGW	99.0	88.6	88.1	86.4
MRB	98.8	89.5	69.8	78.6
ZZV	98.7	79.6	86.0	92.3
72520	99.8	96.3	93.2	84.3

雷利分布的结果之所以不适用,是既因为这种分布对资料未作校正,也因为 $\bar{V}$ 值误差转化为风能误差比韦伯 2 参数分布要大得多,见图 3。

本试验表明,用 MCRT 方法和韦伯 2 参数分布比用雷利分布和实际资料效果要好。从仪器得到的资料仅是长期平均风速,故资

料选取方案必须仔细考虑,因为,在这种情况下对风能计算只能选用雷利分布。

4. 结 论

这个实验报告利用 MCRT 方法和 13 个星期的数据,对美国一个区域的 20 个测站的气象风能进行的估算产生了使人感兴趣的结果。在该实验中,中部 11 个测站的年平均风速估算误差低于 7%,平均误差则为 3%。它们各自方差的平均误差为 5%。年平均气象风能利用 MCRT 方法和韦伯 2 参数概率分布来重新获得,这不仅对用 MCRT 方法结合雷利概率分布,也对用数据结合雷利分布进行估算有一个显著的改进。仅以 13 周的数据计算出年平均气象风能其平均误差为 6%是不寻常的。MCRT 方法在月气象风能估算上效果也是显著的。

该试验在使用 MCRT 方法以估算风能资源的前景是乐观的。显然,有必要作进一步的试验以取得有限误差下显著水平的定量测量,还须研究在最少的测站数和最大地理空间上仍能得到可用结果的问题。

风能计算结果清楚说明由 MCRT 方法计算的 $\bar{V}$ 、 σ^2 值使韦伯 2 参数分布估计的效果十分良好。虽然本文只考虑气象风能而未

用 MCRT 方法作其它风能估算,但只要不改变拟合数据的假定且使用韦伯 2 参数分布那样做也是可能的。

以 MCRT 方法进行风能估算可能出现的烦恼在于缺乏包括整个区域的完整序列用以计算特征向量,这在待开发地区更为明显。然而,这似乎不是主要问题。最近,Estevan (1981)仅以 13 周的数据用 MCRT 计算就得到了可用的结果;甚至在计算特征向量过程中,区域内的测站有 20% 的资料被舍去,舍去的实验数据由随机过程来选择,这种缺少数据的模拟运算在气象记录中是时有发生。

该计算技术用于山区也可能有困难,那里的地形特征可分成不同气流状态的区域。这些位置的风速空间相关比本文所给实例更差,而该相关在一年的各季节中可以有很大的变化。

最后,要提到的是不必将 MCRT 方法的使用仅限制在一年序列的模拟中。例如,可以扩展到三年的时间,它将提供风速和风能的长期平均值的信息。

温明、李力译自 *Journal of Climate and Applied Meteorology*, Vol. 22, No. 6

温新校