

濮文耀, 魏鸣, 李红斌, 等. 雷达定量测量降水中的异方差性及加权判别函数处理 [J]. 南京气象学院学报, 2008, 31(3): 411-421.

雷达定量测量降水中的异方差性及加权判别函数处理

濮文耀^{1,2}, 魏鸣^{3,4}, 李红斌², 何玉科², 于世秀², 黄振⁵

(1 南京大学 大气科学系, 江苏 南京 210093; 2 大连市人工影响天气办公室, 辽宁 大连 116001;
3. 南京信息工程大学 中美合作遥感实验室, 江苏 南京 210044; 4 南京信息工程大学 江苏省气象灾害重点实验室, 江苏 南京 210044;
5 大连市气象台, 辽宁 大连 116001)

摘要: 利用 $Z-I$ 关系法, 通过 2006 年两次积层混合云降水过程的回波和雨量资料分析 A 、 b 值的变化规律。针对 $Z-I$ 关系的非线性和不稳定性, 发现 $Z-I$ 统计关系拟合中存在着异方差性, 提出了对传统的最小二乘法和最优判别函数法进行加权处理的方法, 并与其他方法的计算结果作了对比分析。研究表明: 使用加权判别函数法, 可以在符合 $Z-I$ 关系实际变化规律的前提下抑制异方差性在计算过程中的不稳定, 同时保持回波反演降水与实测降水之间的偏差最小化。
关键词: 多普勒雷达; 定量测量降水; $Z-I$ 关系; 异方差性; 最小二乘法; 加权判别函数
中图分类号: P458.121 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-2022(2008)03-0411-11

Heteroskedasticity and the Weighted Criterion Function Method
in Radar Rainfall Estimate

PU Wen-yao^{1,2}, WEI Ming^{3,4}, LI Hong-bin², HE Yu-ke², YU Shi-xiu², HUANG Zhen⁵

(1. Department of Atmospheric Sciences, Nanjing University, Nanjing 210093, China
2. Weather Modification Office of Dalian, Dalian 116001, China
3. Sino-America Cooperative Remote Sensing Laboratory, NUIST, Nanjing 210044, China
4. Jiangsu Key Laboratory of Meteorological Disaster, NUIST, Nanjing 210044, China
5. Dalian Meteorological Observatory, Dalian 116001, China)

Abstract The method of $Z-I$ regression is used to estimate the rainfall in two cumulostratus precipitation processes in 2006. It is found changes of regression parameters A and b that there is heteroskedasticity in the $Z-I$ relation due to its nonlinearity and instability, and the methods of weighted least square and best criterion function are proposed to solve this problem. Comparing analysis is performed among the methods of weighted least squares, ordinary least squares, robust least squares, best criterion function, and weighted best criterion function. The results show that the instability of heteroskedasticity is suppressed, and the absolute errors of radar rainfall estimation is minimized when the weighted best criterion function is used.
Key words Doppler radar; precipitation; $Z-I$ relation; heteroskedasticity; least square method; weighted criterion function

0 引言

从 20 世纪 40 年代末开始, 国内外在利用常规天气雷达进行定量测量降水方面开展了大量工作。

使用的方法主要包括 $Z-I$ 关系法、面积—时间积分法、衰减法、相位偏移法和雷达雨量计联合估测法^[1-3]等。对于雷达雨量计联合估测法, 人们提出了多种校准方案, 如 Koistinen 等^[4]提出距离校准因

收稿日期: 2007-02-26 改回日期: 2007-05-14
基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (60674074, 40475017, 40665001); 南京信息工程大学科研基金资助项目 (QD62); 武汉暴雨开放基金重点项目 (HR2007K02); 南京气象雷达基金项目 (BJJ200801); 气象行业专项 (GYHY(QX) 2007-6-2)
作者简介: 濮文耀 (1969—), 男, 湖南岳阳人, 硕士, 研究方向为雷达气象学, pwys@163.com; 魏鸣 (通讯作者), 女, 博士, 教授, 研究方向为大气遥感, mingwei@nuist.edu.cn

子; Nimiy 等^[5]、伍志方等^[6]提出了计算雷达校准因子的变分方法; Ahnert等^[7]考虑平均偏差的随机性, 利用卡尔曼滤波法来确定校准因子, 不仅能克服随机误差, 也可以校正系统误差; 其他还有最优插值法^[8]等。随着研究的深入, 人们已经认识到雷达估测降水本身具有很大的不确定性^[9-10], 如平均偏差场因子的不确定性、算法对距离的依赖、雷达系统误差和随机误差、雷达反射率因子误差对降水强度影响的不确定性等。美国新一代天气雷达的降水处理子系统多年的业务应用表明: 在冬季 50~ 80 km 水平距离范围内有高达 100% 的高估, 100 km 以外有 100% 的低估, 复合平面结构也可能在 50 km 以内产生 150% 的低估^[11]。

近期的研究指出 $Z-I$ 关系依赖于计算方法, 使用不同的处理方法, 同样的数据可能得到差异明显的 A 、 b 值^[12-13]。Lee等^[14]使用一种使样本点到回归曲线的垂直距离最小化方法, 以避免由于选择不同因变量引起的差异; Campos等^[15]认为幂函数回归拟合 $Z-I$ 关系用于累积降水量估算较好而线性 $\log-Z$ 和 $\log-I$ 关系用于估算瞬时降水率较好; Brooks等^[16]指出: 由于使用的方法不同, 相同的数据可能导致完全不同的 $Z-I$ 关系; 在幂函数拟合中大值区的 (Z, I) 数据会产生很大的权重, 所以少量这些样本点会对结果产生很大的歪曲, 尽管这些样本点可能远离主要分布范围, 其本身的准确性有待验证。

由于雷达定量测量降水量的精度还受到地形、季节和降水型等多种因素的影响, 为充分发挥新一代天气雷达在降水定量测量工作中的作用, 亟需找出本地适用的 $Z-I$ 关系。大连地区 2003 年开始使用 S 波段新一代多普勒天气雷达, 2006 年 6 月开始自动实时采集并保存全地区 60 多个自动站的 10 min 雨量资料, 为统计分析本地化的 $Z-I$ 关系创造了条件。本文主要利用 $Z-I$ 关系法, 力求通过积层混合云降水过程的雷达和雨量计资料, 研究 $Z-I$ 关系中 A 、 b 值的变化规律。分析了 2006 年 6 月 29 日和 10 月 22 日两次大范围的降水天气过程, 发现 $Z-I$ 关系中存在异方差问题, 提出了对传统的最小二乘法和最优判别函数法^[17]进行加权处理的方法。异方差的概念在计量经济学领域得到广泛的应用: 当模型中随机误差的方差随解释变量增减而发生变化时引起常规最小二乘法失效, 此时应当采用加权最小二乘法。本文通过对比实测降水与回波反演数据, 对几种计算方法的结果进行比较, 并对单站拟合

结果的过程性特点进行了讨论。

1 资料处理

1.1 自动雨量站定位

大连地区共有 7 个基本站和 69 个自动雨量站, 站点分布如图 1。通过电子地图和 GPS 定位, 确定了每个雨量站在雷达回波图上对应的距离和方位角 (表略)。

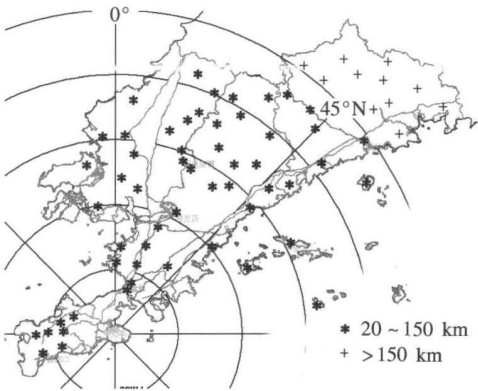


图 1 大连地区自动雨量计分布

Fig 1 Distribution of rain gauges in Dalian

1.2 雷达回波强度资料和降水量资料处理

降水量使用 7 个基本站的 1 min 雨量和 69 个自动站的 10 min 雨量, 得到间隔时间为 10 min 的雨强数据 I_0 。雷达资料读取体扫文件 0.5° 和 1.5° 仰角 PPI 上各站点对应的库以及周围八个库的强度值, 利用内插法分别得到与雨量时间相对应的时间间隔为 10 min 的强度值, 并做 9 点平均, 取 2 层中的最大值作为回波强度值 $Z = \max(Z_{0.5}, Z_{1.5})$ 。由于在 10 min 的时间段内, 每 1 个雨强数据 I_i 均对应始末 2 个回波强度数据 Z_i 和 Z_{i+1} , 最后取 $Z_i = (Z_i + Z_{i+1}) / 2$ 这样就可以得到各个时间段对应的雨强 I_i 和回波强度 Z_i 。

1.3 数据质量控制和计算公式选择

(1) 受地物回波干扰, 距离在 20 km 以内的站点不予考虑。

(2) 按有关规定, 设定强度上限为 53 dBZ, 超过的用 53 dBZ 代替^[18]。

(3) 由于实测降水测量精度为 $0.1 \text{ mm} \cdot \text{min}^{-1}$, 时间间隔 10 min 故雨强最小阈值为 $0.6 \text{ mm} \cdot \text{h}^{-1}$ 。

(4) 因变量选择雨强 I , 计算公式使用幂函数 $I = \left(\frac{1}{A} \right)^{1/b} \times Z^{1/b}$ 。尽管受水平风等因素影响会导致雨滴漂移, 翻斗式雨量计本身亦受许多因素制约,

通常仍然把雨量计的测量作为地面降水真值, 而误差主要体现在回波强度值 Z 上, 那么用误差值作为自变量向真值拟合的方法应当是合理的。同时拟合结果应当使反演降水量与实测值的差足够小, 用线性化的 $\log Z$ 和 $\log I$ 关系计算结果显然无法从理论上保证其差值范围。但幂函数需要解决的问题正如 Brooks 等^[16]提到的: 在幂函数拟合中大值区的数据会产生很大的权重, 少量样本点可能对结果产生很大的歪曲。

1.4 天气过程与雷达资料分析

1.4.1 2006 年 6 月 29 日混合型降水过程

受切变线影响, 大连地区 6 月 29 日 05 时 (北京时, 下同) 至 30 日 05 时普降大到暴雨, 过程的主要特点是回波强度强、影响面积大。08 时 02 分回波自西南方向移到本站附近时, 由片状演变成较宽的

带状回波, 夹杂着 20 km 宽的强对流回波带 (图 2a 距离 40 km 圈、仰角为 0.5°, 下同), 最大强度 54 dBZ; 10 时 12 分回波的前锋移到大连, 强度最大值达 58 dBZ (图 2b); 15 时 02 分速度场出现明显的出流大于入流现象, 回波东移 (图 2c), 降水逐渐减弱停止。

1.4.2 2006 年 10 月 22 日混合型降水过程

本次过程受东移低压影响, 全区普降中雨, 从结构看主要为大面积的层积云混合型降水回波。22 日 01 时 37 分回波接近本站, 最强回波 44 dBZ (图 3a); 03 时 41 分前面登陆的强回波带有所减弱, 后面的强回波带发展后分裂成两个强回波中心, 分别向不同的方向移动 (图 3b); 07 时整个回波趋于减弱 (图 3c), 至 10 时降水逐渐结束。

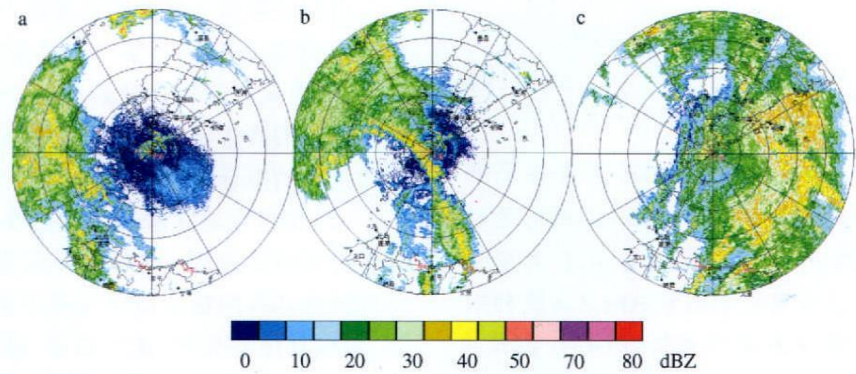


图 2 6 月 29 日雷达回波强度
a 08 时 02 分; b 10 时 12 分; c 15 时 09 分
Fig 2 Radar reflectivity on June 29, 2006
a 08:02 BST; b 10:12 BST; c 15:09 BST

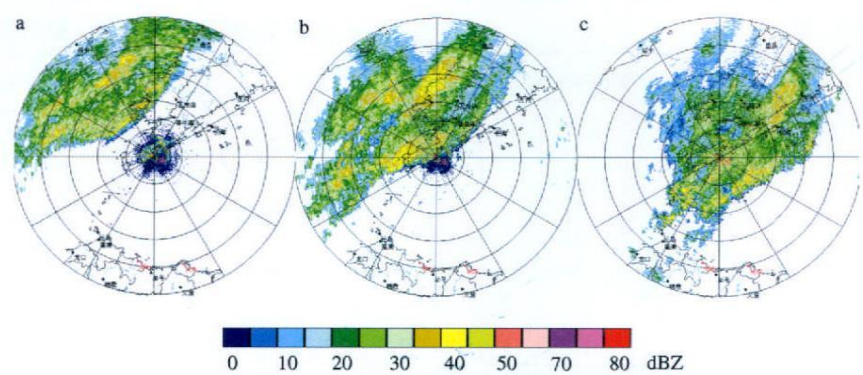


图 3 10 月 22 日雷达回波强度
a 01 时 37 分; b 03 时 41 分; c 06 时 28 分
Fig 3 Radar reflectivity on October 22, 2006
a 01:37 BST; b 03:41 BST; c 06:28 BST

1.4.3 自动站降水量和回波强度资料

本文数据采集的时间段为 2006 年 6 月 29 日 10 时 20 分至 17 时 50 分和 10 月 22 日 03 时至 10 时, 分别统计了两次过程自动站降水量资料和回波强度资料(表略)。

应用复相关系数选取“数据可靠”的自动站。由于地图定位、地形、风向风速、地面雨量计与上空雷达测量值时间、空间不一致等原因, 无法保证每个站点的雨量与回波强度之间的对应关系, 这些样本对拟合 $Z-I$ 关系会产生较大误差, 但进行结果检验时发现有时这些关系恰恰能体现出降雨与回波发展演变的过程性特点。本文利用常规最小二乘法初步估算各自动站点的 A 、 b 值和复相关系数 R , R 代表在因变量的变差中用模型能够解释的部分的比例, R 越大说明模型越好^[17]。

$$R = 1 - S_{SE} / S_{ST} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (I_i - \bar{I}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (I_i - \bar{I}_i)^2} \quad (1)$$

其中 S_{SE} (sum of squares due to error) 为误差平方和, S_{ST} (sum of squares about the mean) 为离均差平方和, I_i 为实测雨强, $\bar{I}_i$ 为雷达反演雨强, $\bar{I}_i$ 为实测平均雨强。对每次过程各自动雨量站的 Z 、 I 值利用最小二乘法分别计算 A 、 b 、 R 等参数(图 4)。由图 4 可以看出, 距离 $D \leq 100$ km 的站点相关性较好。设定条件为同时满足 $R \geq 0.60$ 和 $20 \text{ km} \leq D \leq 100 \text{ km}$ 时, 6 月 29 日有 14(站点) $\times$ 46(时间段)、10 月 22 日有 12(站点) $\times$ 42(时间段)数据对符合要求。通过以上方法筛选出合适的自动站点, 即认为这些站点的数据对是“可靠”的。

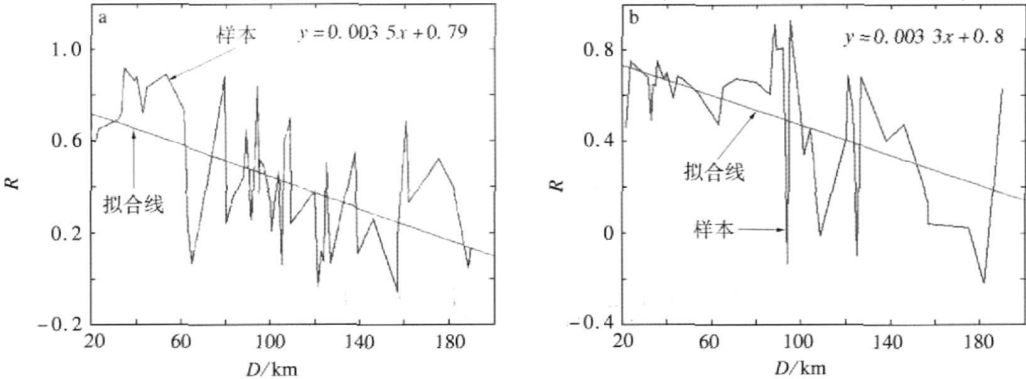


图 4 复相关系数 R 与距离 D 的关系
a 6 月 29 日; b 10 月 22 日
Fig 4 Relation between R and D
a June 29 b October 22

2 数据分析和拟合过程中加权问题的提出

通过以上估算发现, 在同一次过程中各站点拟合出的 A 与 b 之间存在一定的关联。相近的站点之间 A 、 b 值或接近, 或变化相关, b 值增大时 A 值减小, 反之亦然, 从而保持 I_i 与 $\bar{I}_i$ 变化趋势的一致性(图 5)。拟合时取值范围为 $5 < A < 300$ $0.5 < b < 3$ 当拟合的 A 、 b 为边界值时, 说明总方差在取值范围内没有极小值, 故 A 、 b 值是无效的。

为了获得具有代表性的 $Z-I$ 关系, 分别对前述两次过程 14×46 12×42 个样本放在一起进行拟合, 可以得到一个较大样本数的总的 A 、 b 值。6 月 29 日样本总数 644 对, 满足条件 417 对、10 月 22 日样本总数 504 对, 满足条件 344 对。

将回波强度与雨强用常规最小二乘法进行拟合(图 6), 可以发现在计算 $Z-I$ 关系时存在不确定的误差, 产生误差的因素较多, 其中一是由于各种物理因子造成的测量不确定性, 二是由于不同数学计算方法造成的拟合结果差异, 也是本文讨论的重点。

(1) 雷达定量测量的不确定性。影响雷达定量测量降水精度的因子很多: 雷达参数的精确程度; 平均回波功率的精度; $Z-I$ 关系不稳定; 雷达测量误差, 包括零度层亮带、地球曲率、地物杂波、衰减等, 另外当相对湿度较小、降水回波较弱时, 由于蒸发造成的雨强衰减较大^[1]。为了降低这些误差, 必须保证足够的样本数, 因此拟合应选取降水时间较长、降水量较大的天气过程。

(2) $Z-I$ 关系的非线性影响。受非线性关系影响, 在样本数较小的情况下, 拟合结果离散性较大。

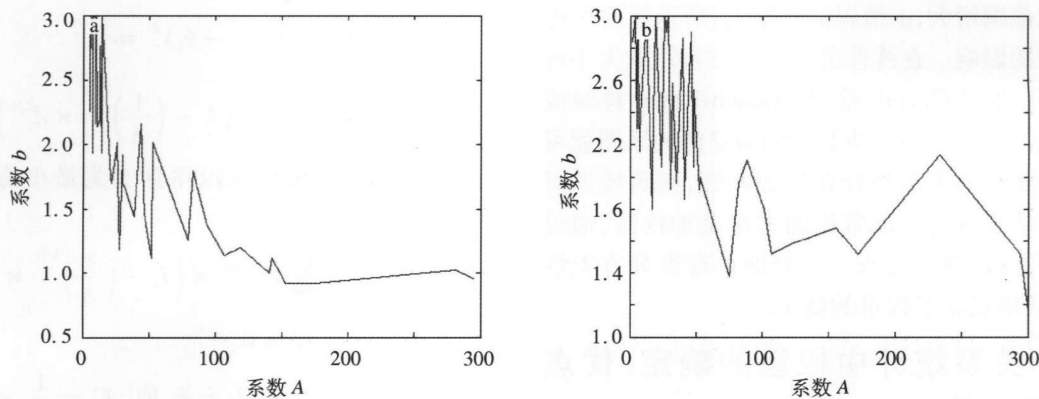


图 5 参数 A 与 b 的关系
a 6 月 29 日; h 10 月 22 日
Fig. 5 Relation between parameters A and b
a June 29; h October 22

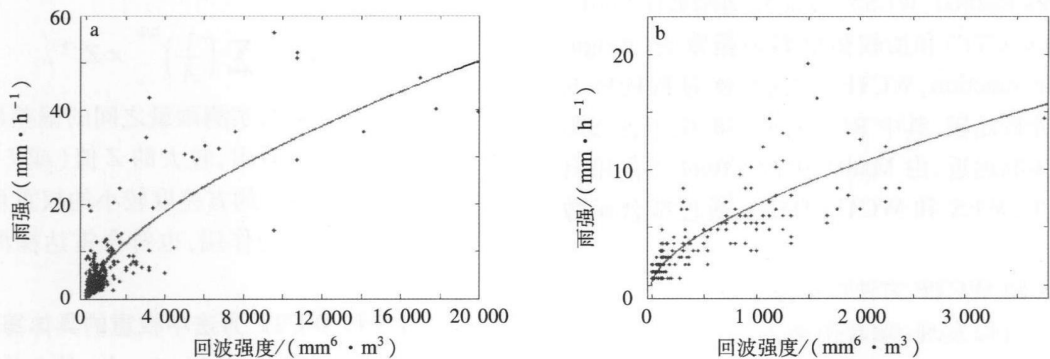


图 6 回波强度与雨强的关系
a 6 月 29 日; h 10 月 22 日
Fig. 6 Relation between reflectivity intensity and rainfall
a June 29; h October 22

选取不同的样本空间, 互相之间的拟合结果有时偏差较大。另外, 由于 $Z-I$ 关系是幂函数型的一元非线性方程, 利用 R 值只能对所配曲线关系的好坏程度作相对比较, 而不能如线性回归分析中的样本相关系数那样进行检验。即使把非线性方程线性化 (即两边取对数 $\lg Z = \lg A + b \lg I$), 可检验其显著性, 但线性回归关系的显著性并不代表非线性回归关系是显著的, 在某些非线性回归中, 线性回归关系显著, 而变换回去后的曲线关系配置得并不好^[19]。本文对拟合结果的分析主要通过实测雨强与回波反演雨强之间的过程总量及其过程分布曲线进行对比。

(3) $Z-I$ 统计关系拟合中存在的异方差性。为了保证回归参数估计量具有良好的统计性质, 常规最小二乘法估计模型有一个重要假定: 总体回归函数中的随机误差项满足同方差性, 即不论样本数多

或少, 它们都有相同的方差且在回归线两边均匀分布。如果这一假定不满足, 误差项的方差随观测次数的改变而改变, 或随解释变量增减而变化, 则称存在异方差性 (Heteroskedasticity)。当回归模型存在异方差性时, 用传统的最小二乘法估计模型, 得到的参数估计量不是有效估计量, 甚至也不是渐近有效的估计量, 此时对模型参数的显著性检验失去意义, 同时模型的预测失效^[17]。

在雷达测量降水的计算过程中由于异方差性的存在, 导致大值样本的作用被放大, 而小值样本的作用被低估。

图 7 是 $\sigma-I$ 关系, $\sigma_i = \sqrt{(I_i - \bar{I})^2}$, 其中 σ_i 表示标准差, I_i 表示实测雨强, $\bar{I}$ 表示回波反演雨强。可以明显看出: σ 与 I 关系不满足同方差性, 随着 I 增大, σ 亦增大, 呈单调递增型变化。原因是当 Z 值较小时, σ 值的变化范围也较小; 随着 Z 值增大, I

值的变化范围增大, σ 值也随之增大, 所以需要考虑由此带来的影响。在线性函数中异方差性的大小可以使用 G b d f e H - G u a n d t 检验、B r e u c h - P a g a n 检验或 W h i t e 检验方法来验证, 本例通过 σ -I 的关系图就可以得到判断。如果模型存在异方差性, 则需要发展新的方法估计模型。最常用的方法是加权法, 通过对原模型加权, 使之变成一个新的不存在异方差性的模型, 其难点在于权重的确定。

3 Z-I 关系统计中权重的确定、优点和具体算法

本文分别采取常规最小二乘法 (ordinary least squares method, OLS)、稳健最小二乘法 (robust least squares method, RLS) 和加权最小二乘法 (weighted least squares method, WLS)、最优判别函数法 (criterion function, CTF) 和加权最优判别函数法 (weighted criterion function, WCTF) 对这两次过程的样本资料进行分析比较, 其中 RLS 的权重取决于各点距离拟合曲线的远近, 由 M a t l a b 中的 C f t o o l 工具箱自动拟合产生, WLS 和 WCTF 的权重通过拟合函数确定。

3.1 WLS 和 WCTF 方法中权重的确定和优点

从图 7 可以发现: 随着雨强 I_i 增大, σ_i 值的波动范围增大, 因此 σ_i 的平均变化有增大的趋势。

取权重为

$$w_i = 1/\sigma_i = 1/Z_i^{1/b_0} = Z_i^{-1/b_0} \tag{2}$$

其优点是在符合 Z-I 关系实际变化规律的条件下, 可以保持反演雨量与实测雨量之间的偏差最小, 同时抑制异方差对拟合过程的影响, 增加计算的稳定性。

根据公式, 在加权最小二乘法拟合中新方差

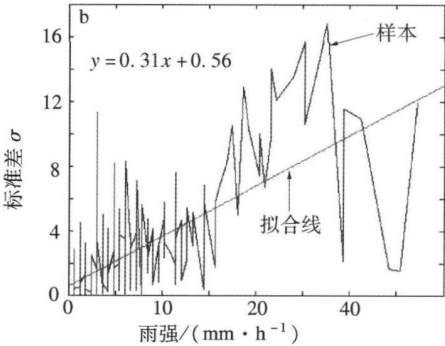
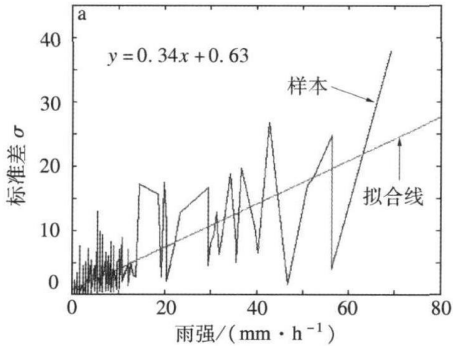


图 7 OLS 的标准差 σ 与雨强 I 关系
a 6 月 29 日; b 10 月 22 日

Fig 7 Relation between standard deviation σ and rainfall rate I in OLS
a June 29; b October 22

$$S = \sum_{i=1}^n w_i \times (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n Z_i^{-1/b_0} \times \left[I_i - \left(\frac{1}{A} \right)^{1/b} \times Z_i^{1/b} \right]^2 \tag{3}$$

分别对 A、b 求偏导可以得到 S 为最小值时的 A、b 值, 其中

$$\frac{\partial S}{\partial A} = 2 \times \sum_{i=1}^n Z_i^{-1/b_0} \times \left[I_i - \left(\frac{1}{A} \right)^{1/b} \times Z_i^{1/b} \right] \times Z_i^{1/b} \times C = 0 \tag{4}$$

对于取定的 $A = A_i, b = b_i$ 值, $C = \frac{1}{b_i} \times A_i^{\frac{1}{b_i}-1}$ 为常数, 得到

$$\sum_{i=1}^n \left[I_i - \left(\frac{1}{A} \right)^{1/b} \times Z_i^{1/b} \right] = 0$$

因此

$$\sum_{i=1}^n I_i = \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{A} \right)^{1/b} \times Z_i^{1/b},$$

可以保持反演雨量与实测雨量之间的偏差最小。

从图 7 中可以看出, 较大的 Z 值 (或 I 值) 方差 σ 较大。通过对较大的方差取较小的权重可以平衡各样本点在方程中的作用, 也符合雷达探测的实际情况。

3.2 WLS 和 WCTF 方法中权重的具体算法

首先利用 OLS 求出 A_0, b_0 值, 可以得到 $w_i = Z_i^{-1/b_0}$ 。代入 WLS 或 WCTF 法的 (3)、(4) 式中求得 A_1, b_1 , 若 $|b_1 - b_0| > \varepsilon$, 则取 $w_i = Z_i^{-1/b_1}$, 用 b_1 取代 b_0 重新代入 WLS 或 WCTF 法求得 A_2, b_2 , 直到 $|b_i - b_{i+1}| \leq \varepsilon$ 时, A_i, b_i 为拟合结果, 本文 ε 取 0.01。

本文对两次过程进行加权运算时, 计算过程是稳定的, b 值逐渐收敛于一定值。

4 降水过程 Z-I 统计关系计算及结果分析

根据前面的初步计算结果, 6 月 29 日过程满足条件的自动站有 14 个, 选其中 7 个站, 分别使用常规最小二乘法、RLS 和 WLS 方法以及最优判别函数法、加权最优判别函数法和 Z-I 通用公式进行拟合, 得到 A、b 值后用剩余的 7 个站点对拟合结果进行效果检验。10 月 22 日过程满足条件的自动站有 12 个, 选其中 6 个站, 分别使用同样方法进行拟合, 得到 A、b 值后用剩余的 6 个站对拟合结果进行效果检验。

表 1 6 月 29 日拟合与检验结果及其相对误差

Table 1 Results and relative errors between estimation and verification on June 29

拟合方法	A	b	拟合降水量 /mm	相对误差 /%	检验降水量 /mm	相对误差 /%
OLS	32	1.66	251	0.01	148	0.11
RLS	77	1.47	193	-0.22	104	-0.22
WLS	31	1.68	248	0.01	147.9	0.11
CTF	39	1.61	240	-0.03	138	-0.03
WCTF	53	1.52	227	-0.08	126.7	-0.05
$Z = 300 \times I^{1.4}$	300	1.4	82	-0.67	43	-0.68

表 2 10 月 22 日拟合与检验结果及其相对误差

Table 2 Results and relative errors between estimation and verification on October 22

拟合方法	A	b	拟合降水量 /mm	相对误差 /%	检验降水量 /mm	相对误差 /%
OLS	41	1.65	120	-0.03	81	-0.08
RLS	27	2.08	108	-0.12	72	-0.18
WLS	22	1.99	123	-0.0	85	-0.03
CTF	69	1.45	107	-0.13	71	-0.19
WCTF	56	1.56	109	-0.12	73	-0.17
$Z = 300 \times I^{1.4}$	300	1.4	41	-0.67	26	-0.70

比较以上各种方法, OLS 和 WLS 方法由于在拟合计算时, 取 $I \geq 0.6$ 的样本数, 而检验时包括了 $I = 0$ 的样本数, 检验降水量值可能会出现高估。CTF 和 WCTF 方法对于这一部分误差进行了“补偿”, 检验效果较好。RLS 的误差在 20% 以上, $Z = 300 \times I^{1.4}$ 通用公式的误差最大, 达到 60% 以上。

4.2 稳定性分析

受降水过程中雨强结构变化导致的非线性影响, 拟合中发现在同样的样本空间选取不同的样本数, 计算结果会有变化。较好的拟合方法除了能尽量满足最小方差条件外, 对于不同的样本应该具有

4.1 计算结果拟合和检验

6 月 29 日拟合总样本数 322 个, $I \geq 0.6$ 的样本数 241 个, 过程总降水量 247.6 mm, 平均样本雨强 $6.16 \text{ mm} \cdot \text{h}^{-1}$; 检验总样本数 322 个, $I \geq 0.6$ 的样本数 176 个, 过程总降水量 133.5 mm, 平均样本雨强 $4.55 \text{ mm} \cdot \text{h}^{-1}$, 结果见表 1。

10 月 22 日拟合总样本数 252 个, $I \geq 0.6$ 的样本数 177 个, 过程总降水量 123.2 mm, 平均样本雨强 $4.18 \text{ mm} \cdot \text{h}^{-1}$ 。检验总样本数 252 个, $I \geq 0.6$ 的样本数 179 个, 过程总降水量 87.8 mm, 平均样本雨强 $2.94 \text{ mm} \cdot \text{h}^{-1}$, 结果见表 2。

较好的稳定性。以下对两次过程的 b 值变化进行比较, 从图 8 中可以看出 WCTF 方法 b 值变化较小。

4.3 异方差性分析

根据公式 $\sigma_i^2 = w_i \times (y_i - \hat{y}_i)^2 = Z_i^{-1b_0} \times \left[I_i - \left(\frac{1}{A} \right)^{1b} \times Z_i^{1b} \right]^2$ 和图 7 的拟合结果, 6 月 29 日过程取 $b = b_0 = 1.68$, $A = 31$; 10 月 22 日过程取 $b = b_0 = 1.99$, $A = 22$, 分别算出样本点的标准差分布 (图 9)。

假设有 2 个样本点, $I_1 = 1 \text{ mm} \cdot \text{h}^{-1}$ 、 $I_2 = 30 \text{ mm} \cdot \text{h}^{-1}$, 利用 OLS 计算 6 月 29 日资料 (图 7), 则

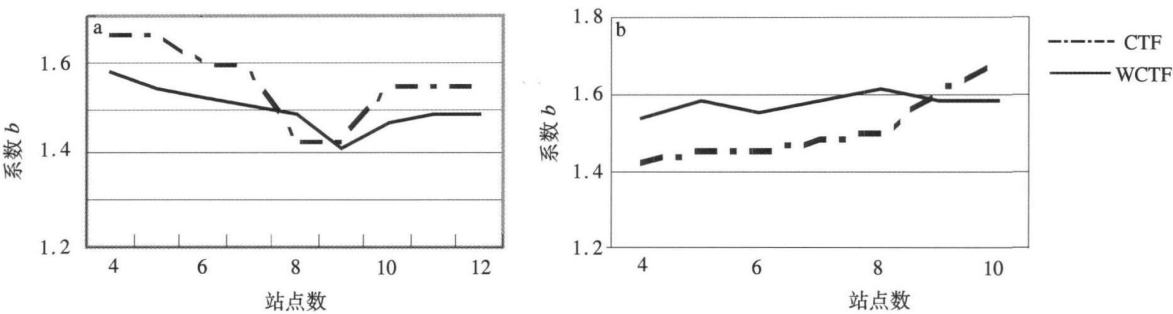


图 8 不同样本数拟合的 b 值曲线

a 6 月 29 日; h 10 月 22 日

Fig 8 Changes of b with different number of sample

a June 29; h October 22

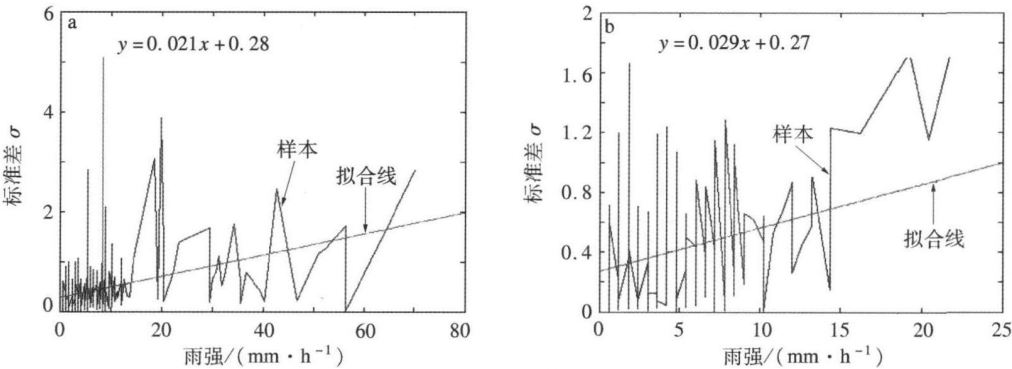


图 9 WLS 的标准差 σ 与雨强 I 关系

a 6 月 29 日; h 10 月 22 日

Fig 9 Relation between standard deviation σ and rainfall rate I in WLS

a June 29; h October 22

σ^2 值分别等于 0.94 116.7, 两者相差 124 倍, 也就是说: $I_2 = 30 \text{ mm} \cdot \text{h}^{-1}$ 的 1 个样本点对绝对方差的贡献相当于 124 个 $I_1 = 1 \text{ mm} \cdot \text{h}^{-1}$ 的点。同样, 10 月 22 日可以算出两者对绝对方差相差 144 倍。

对于以上同样 2 个样本点利用 WLS 计算, 则 6 月 29 日 σ^2 值分别等于 0.09 0.83 两者相差 9 倍; 10 月 22 日 σ^2 值分别等于 0.09 1.3 两者相差 14 倍, 异方差性有明显改善。考虑到大值区的样本数相对较少, 在拟合过程中体现在物理意义上的重要性较高, 10 倍左右的方差比应当是一个比较合理的范围。

4 4 降水误差随距离的变化

为了检验拟合误差与距离之间的关系, 根据以上结果, 6 月 29 日过程 A、 b 值取 56 1.51, 10 月 22 日过程 A、 b 值取 56 1.56 分别计算各站点的过程总实际降水量 R_1 和总回波反演降水量 R_z 、相对过程雨量误差 $R = (R_z - R_1) / R_1$, 检验过程雨量误差与距离的关系见图 10。

从图 10 中可以看出: 在距离 100 km 左右回波反演的相对降水量最大, 也就是说距离 100 km 左右回波强度相对较强, 在近距离和远距离的强度相对较弱。分析原因可能是因为对于 0.5° 和 1.5° 仰角, 在 100 km 处对应的回波高度为 1.5~3.3 km, 而此高度层上在降水发生的较长时间里往往有强回波, 这样就会出现高估。近距离处, 强回波已近地面, 虽 S 波段的衰减较 X 波段和 C 波段的衰减小, 但强回波时衰减也强^[1], 综合的影响仍然造成降水粒子的 Z 值减小。而远距离回波由于降水粒子往往不能充塞雷达有效照射体积, 同样会导致降水粒子的 Z 值减小。

5 回波反演与实测对比分析

在 2006 年 6 月 29 日 10 时 20 分至 17 时 50 分及 10 月 22 日 03 时至 10 时两个时间段内, 利用 10 min 的回波反演雨强和实测雨强数据比较, 总结如下:

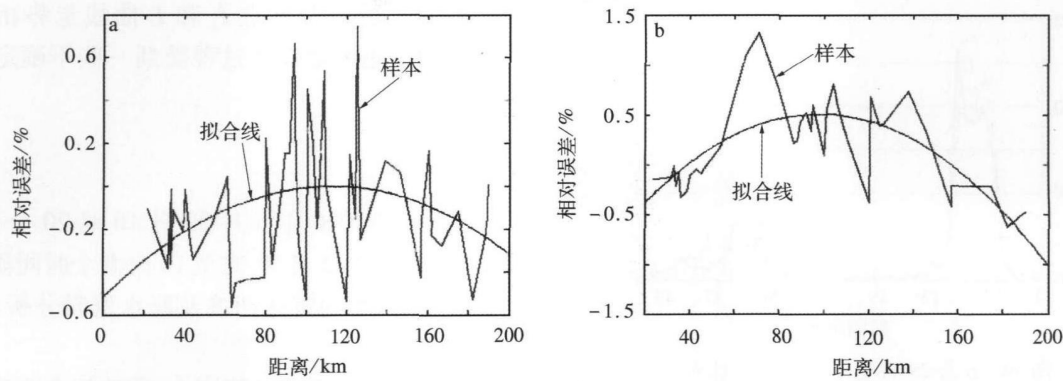


图 10 相对过程雨量误差与距离的关系
a 6月 29日; b 10月 22日

Fig 10 Relation between relatively error of total rainfall and distance
a June 29; b October 22

$\hat{I}_i$ 曲线平滑度明显好于 I_i 值曲线, 这是由于 Z 值经过了第 1 次九点平均和第 2 次两点平均, 而 I_i 值为实测真值, 如 6 月 29 日莲山 (图 11)。

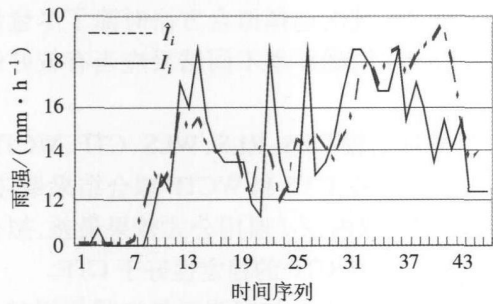


图 11 6 月 29 日莲山 $\hat{I}_i$ 与 I_i 比较
Fig 11 Comparison between $\hat{I}_i$ and I_i
in Lian shan on June 29

6 月 29 日过程中, 在降水初期有约 18% 的站点出现 $\hat{I}_i$ 曲线提前于 I_i 曲线出现降水的现象, 10 月 22 日过程中约占 14%, 提前 0~30 min 不等, 而相反的情况仅占 4% 和 5%, 如 10 月 22 日龙王塘站 (图 12)。这种现象在降水后期不明显, 分析认为如果是已产生降水的回波移到对应站点, 就不会出现时间延迟, 但若在对应站点触发降水, 则需要较强回波的时间积累才能导致延迟。

当出现短时间的强降水过程时, $\hat{I}_i$ 值明显小于 I_i 值。可见即使是同一地点同一过程的不同阶段, 使用一定的 $Z-I$ 关系也会出现误差, 如 6 月 29 日亮甲店 (图 13)。

大部分站点 $\hat{I}_i$ 曲线与 I_i 曲线走势能够保持较好的相关性, 如 6 月 29 日七顶山 $R = 0.88$ (图 14)。即使有些站点的 R 值较小, 但从曲线上看相关

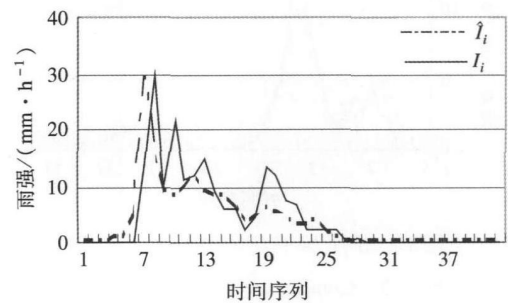


图 12 10 月 22 日龙王塘 $\hat{I}_i$ 与 I_i 比较
Fig 12 Comparison between $\hat{I}_i$ and I_i
in Longwangtang on October 22

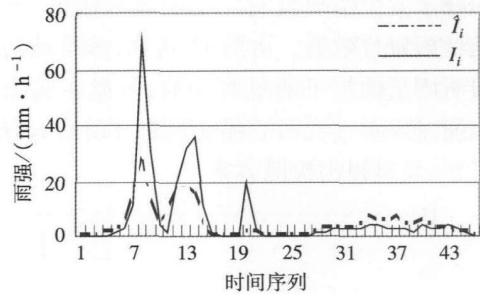


图 13 6 月 29 日亮甲店 $\hat{I}_i$ 与 I_i 比较
Fig 13 Comparison between $\hat{I}_i$ and I_i
in Liangjiadian on June 29

性仍然较好。误差的原因主要是由于 $\hat{I}_i$ 、 I_i 时间反应上不同步, 造成 $\hat{I}_i$ 值大时 I_i 小, 而 $\hat{I}_i$ 值小时 I_i 反而大, 而造成这种不同步的原因可能很多, 比如空间垂直对应误差、风的影响等。如 6 月 29 日复州城 $R = 0.24$ (图 15)。

$\hat{I}_i$ 与 I_i 曲线的比较可以用于检测自动站设备运行状况。被公认为表示地面降水真值的仪器—雨量计, 由于设备维护、通讯传输等原因, 也有可能出

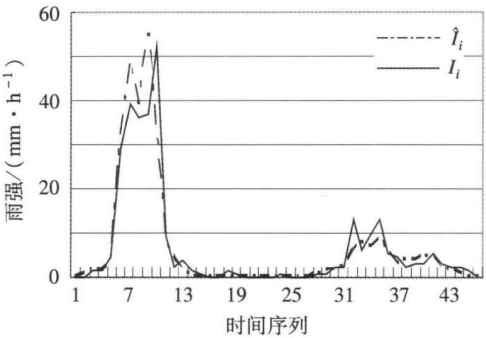


图 14 6月29日七顶山 I_i 与 I_i 比较

Fig. 14 Comparison between I_i and I_i in Qidingshan on June 29

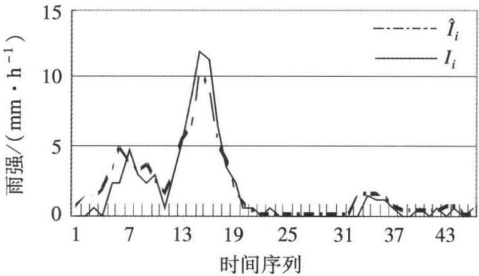


图 15 6月29日复州城 I_i 与 I_i 比较

Fig. 15 Comparison between I_i and I_i in Fuzhoucheng on June 29

数据误差; 或者如果安装地理位置不好, 也会导致对当地实际雨情没有代表性, 因此雷达回波强度对当地实际降水发生情况具有一定的参考价值, 而不能一味信任雨量计数据。由图 16 可知, 该自动站降水前期实测雨量数据可能是有误的, 因此在实际工作中可以通过降水过程回波强度判断自动站运行情况是否正常, 及早提出检测方案。

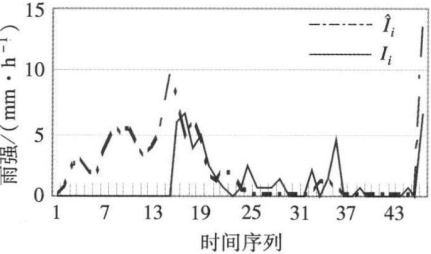


图 16 6月29日西杨 I_i 与 I_i 比较

Fig. 16 Comparison between I_i and I_i in Xiyang on June 29

如由于地物回波影响, 一些站点的 I_i 值明显高于 I_i 值, 且随时间变化较小; 远距离自动站的 I_i 值明显低于 I_i , 应当与远距离回波降水粒子不能全部充塞雷达的有效照射体积有关, 也与回波衰减随距

离增加有关; 部分站点 I_i 和 I_i 曲线走势相关性较差, 说明雷达测量降水过程受到一些不确定因素的干扰。

6 结论

通过对 2006 年 6 月 29 日 10 时 20 分至 17 时 50 分和 10 月 22 日 03 时至 10 时两个时间段积层混合云降水过程的雷达回波及降水资料分析, 结论如下:

(1) 随着 Z 值和 I 值增大, 回波拟合雨量与实测雨量之间的方差增大, 二者之间存在着异方差性, 不满足常规最小二乘法估计模型的条件。为了消除异方差性, 提出了对传统的最小二乘法和最优判别函数法进行加权处理的解决方法。

(2) 由于 Z-I 的非线性关系和雷达定量测量降水中的诸多不确定性因子, 在同一样本空间选取不同样本时, 得到的结果会有差异, 因此首先应当保证较大的样本数, 其次选择拟合方法时除了尽量满足最小方差条件外, 随样本不同结果应当有较好的稳定性。

(3) 通过比较 OLS, RLS, WLS, CTF, WCTF 和 Z-I 通用公式方法, CTF 和 WCTF 拟合结果最佳, 拟合误差在 20% 以内, Z-I 通用公式效果最差, 拟合误差超过 60%, 而 WCTF 的稳定性好于 CTF。

(4) 回波拟合雨量与实测雨量之间的相对误差随距离变化, 在 100 km 左右相对误差大于零, 出现高估; 而距离趋近或趋远时相对误差减小, 出现低估。

(5) 单站降水过程的拟合效果分析表明: 即使有些站点的 R 值较小, 但从曲线形状上看相关性仍然较好。

(6) 使用加权的判别函数法, 可以在符合 Z-I 关系实际变化规律的前提下抑制异方差性在计算过程中的不稳定, 同时保持回波反演降水与实测降水之间的偏差最小。

参考文献:

[1] 张培昌, 杜秉玉, 戴铁丕. 雷达气象学 [M]. 北京: 气象出版社, 2001.

[2] 刘娟, 宋之忠, 刘东风, 等. 分组 Z-I 关系及其在淮河流域雷达测雨中的应用 [J]. 气象科学, 1999, 19(2): 213-220.

[3] 许绍祖, 朱国江, 尹球, 等. 武汉和宜昌地区降水的 Z-R 关系 [J]. 南京气象学院学报, 1990, 13(4): 572-575.

[4] Koistinen J, Puhakka T. An improved spatial gauge-radar adjustment technique [R]. Boston: 20th Conf on radar meteorology,

1981 179-186

[5] Ninom iya K, Akiyana T. Objective analysis of heavy rainfalls based on radar and gauge measurement[J]. JM eteor Soc Japan, 1978 56(3): 206-210

[6] 伍志方,戴铁丕. 用变分方法校准天气雷达测定区域降水量的数值计算和精度分析[J]. 气象科学, 1989 9(3): 223-235

[7] Ahnert P R, Krajew ski W F, Johnson E. Kahan filter estimation of radar-rainfall field bias[R]. Snowmass 23rd Conf on radar meteorology, 1986 33-37

[8] 林炳干,张培昌, 顾松山. 天气雷达测定区域降水量方法的改进与比较[J]. 南京气象学院学报, 1997 20(3): 334-340

[9] Zawadzki I. Factors affecting the precision of radarm easurements of rain[R]. Zurich 22nd Conf on radarmeteorology, 1984 251-256

[10] 官莉,王振会,裴晓芳. 雷达估测降水集成方法及其效果比较[J]. 气象科学, 2004 24(1): 104-111

[11] Ciach G J, Krajew ski W F. Radar-rain gauge comparisons under observational uncertainties[J]. J A ppl Meteor 1999 38 (10): 1519-1525

[12] 何宇翔,张亚萍,刘术艳,等. 天气雷达定量估测降水量不同方法效果评估[J]. 南京气象学院学报, 2004 27 (6): 743-753.

[13] Tokay A, Kniger A, Krajew ski W F. Comparison of drop size distribution measurements by impact and optical disdrom eters [J]. J Appl Meteor 2004 40(11): 2083-2097

[14] Lee G, Zawadzki I. Variability of drop size distributions Noise and noise filtering in disdrom etric data[J]. J Appl Meteor 2005 44(5): 634-652

[15] Campos E, Zawadzki I. Instrumental uncertainties in Z-I relations [J]. J Appl Meteor 2000 39(7): 1088-1102

[16] Martner B E, V ladin ir D, et al Z-I relations from raindrop disdrom eters sensitivity to regression methods and DSD data refinements[R]. Albuquerque 32nd Conf on radarmeteorology, 2005

[17] 罗素,詹姆斯. 计量经济理论和方法[M]. 上海: 财经大学出版社, 2006

[18] 俞小鼎,姚秀萍,熊廷南,等. 新一代天气雷达原理与应用讲义(修订本)[M]. 北京: 中国气象局培训中心, 2004.

[19] 高聿清,吴素文. 概率论与数理统计[M]. 吉林: 吉林大学技术出版社, 1996