人工影响局部天气

一九七九年试验报告

安徽省人工降雨办公室

一九八〇年一月

前 言

为贯彻南宁全国人工影响天气科学技术会议精神，加強人工影响天气科研工作，提高我省人工降雨作业技术水平，更好地为工农业生产服务，自七九年起我室正式拟订试验课题设计方案，建立试验点，打杯通过数年系统试验取得成果。

南京大学气象系、南京气象学院在技术上对试验工作进行指导，並有老师亲自参加部分试验。我室的试验工作能较顺利进行，与省军区、军航、民航、邮电、白湖农场、中国人民解放军83146部队、巢湖、安庆、六安行署部分气象局、站等单位大力协助、支持分不开的，借此表示感谢！

现将我室七九年人工影响局部天气试验报告汇编成册，供交流参考。由于我们水平有限，错误之处在所难免，敬请批评指正。

目　录

一、安徽省白湖地区一九七九年6—7月人工降雨效果的统计分析

安徽省人工降雨办公室
南京大学气象系

二、雨周雨型的Z—I关系及几种误差讨论

安徽省人工降雨办公室
南京气象学院大气物理系

三、一九七九年八月十四日积云群体个例分析

安徽省人工降雨办公室
南京大学气象系

四、一九七九年盛夏白湖地区积云宏观观测概况

安徽省白湖地区
一九七九年6—7月人工降雨效果的统计分析

安徽省人工降雨办公室　　南京大学气象系

一、引　　言

[illegible]75年以来，我省广泛开展了使用"三七"高炮发射带[illegible]人工降雨试验。但是，这项工作究竟有没有效果？[illegible]有多大？[illegible]的条件下作业效果较好？这些[illegible]需要解决。为此，我们自1978年起在白湖农场设[illegible]想通过几年试验取得成果以指导省上的人工降雨工[illegible]于自然降水的时空变差很大，影响降水的因素很多，[illegible]催化所增加的雨量又常常和自然降水混在一起，加上自然降水的定量预报问题至今尚未解决，因此，对人工降雨效果的客观评价则是一个比较复杂的问题。用一般的观测方法检验效果，人为的因素较多，很难较确切地回答所降的雨中人工催化究竟降了多少？自然过程本来会下多少？因而，定量地估价人工降雨的效果，主要是用统计分析方法，要进行这种

统计分析，则要求试验的方案设计严谨，否则难以说明问题。我们七九年根据随机试验原则制订区域回归随机试验方案，以系统天气形响下的层状云和积状云为试验对象，用统计分析方法来检验高炮人工降雨的效果。

二、试验方案的设计

在各种试验设计方案中，较客观的是随机试验①。因为当选定试验单元后是否进行催化作业是随机地决定的，所以催化单元和对比单元这两组机会中，除了催化这一人为因素有系统差异外，其它因子对降水的贡献可以认为彼此是相当的。当试验次数足够多时，那些对降水有贡献但与人工催化无关的因子，可作为"随机误差"从两组机会的平均结果中排除出去。那么，若这两组机会中观测到的雨量有系统的差异，或者两组的平均雨量之间存在显著的差异，即可归因于人工催化作业，据此可评定人工降雨的效果。又因为利用对比区雨量作为控制变量，可以减小目标区估计雨量的误差，提高效果分析的准确率，所以，我们采用区域回归随机试验方案②。

根据随机方案原则，在位于安徽江淮丘陵地带的白湖地区设立了两个试验区：对比区和目标区，面积均为 40 × 40 平方公里。两区的地理条件大体相似。（见图 1）

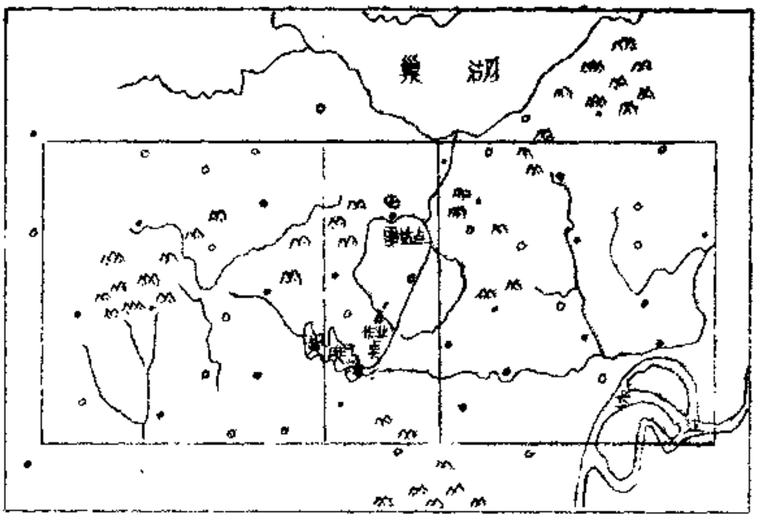

图1　试验区的地理位置

▲ 作业点　　⊕ 雷达点

○ 雨量器人工测雨点　　● 自记雨量计测雨点

统计试验区1973年以来的高空风（以位于作业点SSW，距离85公里的安庆探空资料代替），试验期（6——7月）偏西风的频率分别为：六月份 5000米 87.5%，6000米 93.0%，七月份 5000米 68.3%，6000米 66.0%；七九年试验期试验单元当日5500米偏西风频率为100%，说明试验期主要云系是自西向东移动的。据此，对比区设在作业点西侧（上风方），目标区设在作业点东侧（下风方）。在对比区和目标区中间设立了面积为15×40平方公里的缓冲区，目的是防止催化剂对对比区的污染，两区相隔仅15公里，可以认为它们所受天气系统的影响基本相同。

作业点设在白湖农场第十附近鹅养队，雷达点设在离作业点NNE 13.4公里的白湖农场五大队（“711”雷达经改装，天线俯仰角可达60°）。

根据今年随机决定的8次对比试验单元，计标示两区雨量的相关系数 $r=0.8300$（显著度 $\alpha=0.01$），两区雨量相关性比较好，回归分析比较有效②。

以上情况说明，我们选取的试验区基本上符合统计分析的要求。

为了增加试验期随机样本的容量，试验单元取三小时时段。但上一单元所播的催化剂会不会遗留到下一单元呢？我们统计了试验期的高空风，3000米以上风速一般大于30公里／小时；雷达观测表明，试验期云的移动速度一般也在30公里／小时左右，而我们的催化作业时间仅在半小时之内。这样可以认为，催化单元所播的催化剂在作业后两小时左右就能移出试验区，从而上一单元所播的催化剂基本上不会残留到下一单元，因此试验单元之间的污染是不大的。

两个试验区共设立39个雨量点，其中对比区18个，（其中自记7个），目标区21个（其

中台站13个）连同试验区周围（包括缓冲区）20个，总共设置了59个雨量点。除了雨量台站外，一般雨量站每三个小时观测一次（每天分02——05，05—08，08—11，11—14，14—17，17—20，20—23，23—02八个时段）。区域雨量用试验区各雨量点雨量的算术平均值。

我们主要是根据安徽台和江苏台的天气预报、"711"雷达的跟踪观测和地面的宏观观测来判断和选定试验单元的。当气象台预报有天气系统影响时，即由雷达监视。如在试验单元前半小时两个试验区云的雷达回波顶高大于4500米（层状云）和7000米（积状云），并预估计该时段云层条件仍能维持或发展时，即定为试验单元。试验期共选得15个试验单元，按事先制定好的密封随机数码⑥，随机地选取了7次催化单元，8次对比单元。

催化工具使用单管"三·七"高炮；催化剂为碘化银，7次作业平均每次用量为85.14克；炮弹弹着点高度达3500——4520米，催化单元当日零度线高度为3400——4500米。这样，可认为催化剂在接近或达到零度层播撒后，随上升气流带入云

通过冷却区。

三、效果的统计分析

如上节所述，本文统计分析的雨量资料取3小时时段区域标准平均雨量。因为雨量的概率分布通常是偏态的，在统计检验中不能直接用 t —— 分布检验法[3]，所以往往先将雨量进行某种变数变换，使其服从正态分布，然后再进行统计分析。但是，这种分析要求大样本，为此，我们将试验期15个随机试验单元，加上由于客观原因未抽样、但基本符合随机试验条件的17个单元，共32个单元的对比区雨量 X' 进行变数变换，然后利用柯尔莫哥洛夫定理进行正态概率分布的检验。

柯尔莫哥洛夫定理[4]：

设从任一分布的 $F(x)$ 的总体中取容量为 n 的样本，$F_n(x)$ 为经验分布函数，则有：

$$\lim_{n\to\infty}\left\{\sqrt{n}\ \sup_{x}\left|F(x)-F_n(x)\right|<y\right\}=K(y)$$

$$=\begin{cases}\sum\limits_{k=-\infty}^{\infty}(-1)^k e^{-2k^2y^2} & (y>0)\\ 0 & (y\leq 0)\end{cases}$$

作一原假设 H_0：总体分布为 $\Phi_0(x)$，$\Phi_0(x)$ 是已知的正态分布函数。由样本的经验分布 $F_n(x)$ 算出 $D_n=\sup_x|F(x)-F_n(x)|$。当 n 相当大（如 $n>30$），可以认为 $\sqrt{n}D_n$ 的分布近似于 $K(y)$。根据置信水平 $1-\alpha$；由 $K(y_\alpha)=1-\alpha$ 找出 y_α，然后比较 $\sqrt{n}D_n$ 和 y_α，若 $\sqrt{n}D_n<y_\alpha$，则接受 H_0；而 $\sqrt{n}D_n$ 大于 y_α 时，则拒绝 H_0。利用上述方法，对 X' 的三种变换 $\sqrt[4]{x'}$，$\sqrt[5]{x'}$、$\lg x'$ 分别进行检验的结果列于表（1）。

表（1）用柯尔莫哥洛夫定理对统计变另进行正态概率分布检验表

统计变另	$\lg X'$	$\sqrt[4]{X'}$	$\sqrt[5]{X'}$
$D_n(x)=\sup_x\|F(x)-F_n(x)\|$	0.1700	0.1486	0.1554
$\sqrt{n}D_n(x)=y_0$	0.9617	0.8406	0.8791
$K(y_0)$	0.6846	0.5194	0.5791
拟合概率 $(1-K(y_0))$	0.3154	0.4806	0.4209
随机试验的区域相关系数 γ	0.7948	0.8300	0.8240
相关系数显著度 α	<0.02	$=0.01$	≈ 0.01

从 $K(y)$ 分布表可得，对应于 $y_0=0.9617$、0.8406、0.8791 的 $K(y_0)$ 分别为 0.6846、0.5194 和 0.5791。于是，由柯尔莫哥洛夫定理知。

拟合概率" $P\{\sqrt{n}D_n \geq y_0\} \sim 1-K(y_0)$ 分别为0.3154，0.4806，0.4209。可见，变量 $\sqrt[4]{x}$ 的正态性比变量 $\sqrt{x}$ 和 $\lg x'$ 的正态性好些。七九年随机试验中，变量取 $\sqrt[4]{x}$ 的区域相关系数也比较大，达0.8300，表明雨量开四次方根后的区域线性回归方程是有效的。所以，在下面的统计分析中，统计变量取雨量的四次方根。

1、区域平均增雨效果的回归分析

按照方案设计，对比区区域平均雨量 x 作为目标区雨量 y 的控制变量。对比区一直不催化，资料当作对比；而目标区按事先制定好的随机数码[3] 随机地决定是否催化。用非催化单元（即对比单元）中对比区雨量 $x_{对}$，与目标区雨量 $y_{对}$ 建立回归方程 $y = a + bx$，然后将催化单元中对比区雨量 $x_{催}$ 代入该方程求出催化单元目标区自然雨量的期待值 $\hat{y}_{催}$，催化单元目标区雨量实测值 $y_{催}$ 减去 $\hat{y}_{催}$，即得出经人工催化后目标区增雨值 $\Delta y = y_{催} - \hat{y}_{催}$。但上面得出的催化单元目标区雨量的期待值 $\hat{y}_{催}$，与假设不催化的目标区自然降水值是有误差的[2]，所以必须对增雨值 Δy 进行显著性检验。我们通常用t——检

验法，而t—检验要求供比较的样本所代表的总体余方差相等[③]。福建古田试验和我们的试验资料都说明，这个条件不一定满足。现将我们随机试验的两年基本资料及回归分析中催化样本和对比样本的余方差分别列表如下：（表2、表3）。

表(3) 回归分析中催化样本和对比样本的余方差比较

K	$S^2_{1余}$	n	$S^2_{2余}$	F	α
7	0.1381	8	0.0954	1.4476	>0.05

从表(3)可以看出，两种样本的余方差差异虽不显著，但毕竟是不相等的。故我们除采用多个事件检验法[⑥]对催化后回标区雨量增值的显著性进行检验外，还用方差不相等条件下的对样本回归分析法[⑦]检验效果。

① 据表(2)，利用多个事件检验法，得出七次催化作业后回标区区域平均增雨量的t值为：

$$t=\frac{\bar{y}_k-\bar{y}_k}{\sqrt{\left(\frac{1}{K}+\frac{1}{n}+\frac{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)^2}{\sum_{j=1}^{n}(x_j-\bar{x}_2)^2}\right)S^2_{2余}}}=1.2788$$

(1) 自由度 $V=n-2$

$=6$

② 双样本回归分析法：

令催化单元目标区雨量指标（我们采用雨量的四次方根）对对比区雨量指标X的区域回归方程是：

$$\hat{y}_1 = a_1 + b_1 X$$

对比单元的区域雨量回归方程为

$$\hat{y}_2 = a_2 + b_2 X$$

相应的一元线性正态回归的结构模型是：

$$y_1 = \alpha_1 + \beta_1 X + \varepsilon_1$$

$$y_2 = \alpha_2 + \beta_2 X + \varepsilon_2$$

其中 $\alpha_1 + \beta_1 X = y_{10}$，$\alpha_2 + \beta_2 X = y_{20}$ 是相应的总体回归值。而 $\varepsilon_1 \sim N(0, \sigma_1)$，$\varepsilon_2 \sim N(0, \sigma_2)$，$\sigma_1$ 不一定等于 σ_2。假设两样本相应的总体回归值相等即 $y_{10} = y_{20}$ 的前提下，统计量

$$Z_g = \frac{\hat{y}_1 - \hat{y}_2}{\sqrt{\left(\frac{1}{k} + \frac{(x-\bar{x}_1)^2}{\sum_{i=1}^{k}(x_i-\bar{x}_1)^2}\right)S_{1余}^2 + \left(\frac{1}{n} + \frac{(x-\bar{x}_2)^2}{\sum_{j=1}^{n}(x_j-\bar{x}_2)^2}\right)S_{2余}^2}} \qquad (2)$$

近似地服从自由度为

$$V_{\hat{y}}=\frac{\left[\left(\frac{1}{k}+\frac{(x-\bar{x}_1)^2}{\sum\limits_{i=1}(x_i-\bar{x}_1)^2}\right)S_{1余}^2+\left(\frac{1}{n}+\frac{(x-\bar{x}_2)^2}{\sum\limits_{j=1}(x_j-\bar{x}_2)^2}\right)S_{2余}^2\right]^2}{\frac{1}{k-2}\left[\left(\frac{1}{k}+\frac{(x-\bar{x}_1)^2}{\sum\limits_{i=1}(x_i-\bar{x}_1)^2}\right)S_{1余}^2\right]^2+\frac{1}{n-2}\left[\left(\frac{1}{n}+\frac{(x-\bar{x}_2)^2}{\sum\limits_{j=1}(x_j-\bar{x}_2)^2}\right)S_{2余}^2\right]^2} \quad (3)$$

的七变号。据此，可以利用七——分布对差值（y_1-y_2）进行显著性检验。

以上（1）、（2）（3）方程中，

k、n 为催化样本和对比样本的容号；

$\bar{x}_1$、$\bar{x}_2$ 为催化样本和对比样本的平均数；

$S_{1余}^2$、$S_{2余}^2$ 分别为 σ_1^2、σ_2^2 的样本估计号；

$\bar{y}_k$ 是 k 次催化试验图标区实测雨号平均值（四次方根值）；

$\bar{\hat{y}}_k$ 是 k 次催化试验图标区自然雨号的平均期待值；

$\hat{y}_1$、$\hat{y}_2$ 分别为通过催化样本和对比样本求出的方程回归值。

当 $x=\bar{x}_1$ 时，$\hat{y}_1=\bar{y}_k$，$\hat{y}_2=\bar{\hat{y}}_k$[8]。

利用上述公式，由表（2），计标出七次催化试验图标区区域平均增雨号的 $Z_{\hat{y}}=1.1619$，自由度 $V_{\hat{y}}=10.51$，查七——分布表[9]知，统计显著度 $\alpha=0.10$。

现将经回归分析后得出的7次催化试验图标区区域平均增

验效果列于表（4）。

表（4）目标区区域平均增雨效果的回归分析

试验总次数		$K+n=15$			
催化试验	试验次数	$K=7$	对比试验	试验次数	$n=8$
	区域雨量相关系数	$r_1=0.7023$		区域雨量相关系数	$r_2=0.8300$
	r_1的显著度	$\alpha=0.05$		r_2的显著数	$\alpha=0.01$
	回归方程	$\hat{y}_1=0.5999+0.6023X$		回归方程	$\hat{y}_2=-0.0838+0.9012X$
试验效果	绝对增雨量（毫米/3小时）		$\Delta Y=(\bar{y}_K)^{*}-(\bar{\hat{y}}_K)^{*}=2.5620$		
	相对增雨率（%）		$\Delta Y/(\bar{\hat{y}}_K)^{*}=83.79$		
显著度	α_1（单侧）（按多个事件检验法）		$\simeq 0.10$		
	α_2（单侧）（按双样本回归分析法）		$\simeq 0.10$		

计算结果表明，试验期7次催化试验目标区三小时时段区域平均增加雨量2.56毫米，相对增雨率为83.79%，统计显著度接近0.10。（单边检验）

2、目标区增雨效果显著区域的分析

由于催化剂播撒后在高空气流作用下有一定的扩散范围，催化剂微粒浓度的空间分布情况也不尽相同，而且从播撒到起作用需要一定的时间，因此，如果催化作业有增雨效果的话，增雨范围与我们划定的目标区不一定是一致的。那么，我们的

试验究竟有没有增雨值较大、显著度较高的区域呢？为此，我们采用对样本回归分析来检验目标区单站雨量的催化效果。为了使回归方程有意义，首先计算目标区单站自然雨量与对比区区域平均雨量的相关系数，结果见图（2）

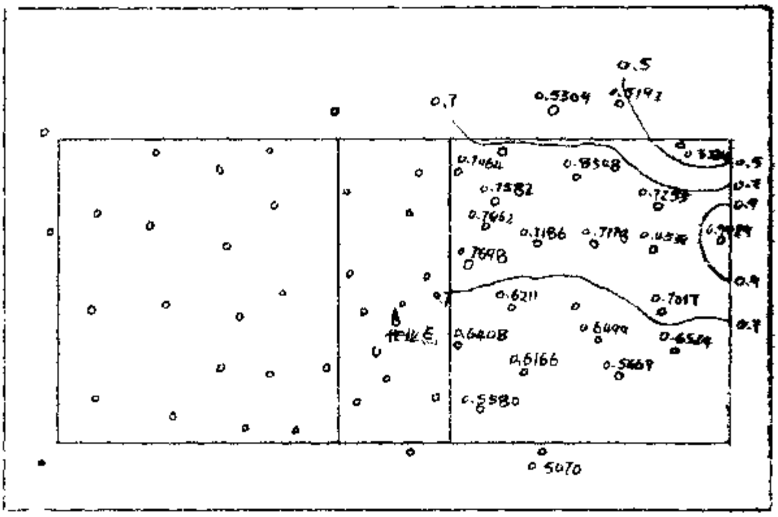

图 2、目标区单站雨量与对比区区域平均雨量的相关系数分布图

从图（2）可以看出，目标区单站雨量与对比区区域平均雨量的相关系数，除个别点外，都大于 0.50，且大多数点在 $\alpha=0.05$ 的水平上显著或接近显著。这就是说，对目标区绝大多数雨量点进行单站雨量区域回归分析基本上是有意义的。

仿照前面区域平均雨量的的样本回归分析，对目标区各单