

随 机 试 验 功 效 的 数 值 分 析*

叶家东 罗幸贫 曾光平 肖 锋

(南京大学气象系)

(福建省气象科学研究所)

提 要

根据自然复随机化法对福建古田地区人工降水试验的统计功效进行数值试验,结果表明,随机交叉设计试验 2—3 年能以 80 % 的检出概率检验出 20—30% 的增雨效果 ($\alpha=0.05$), 区域控制设计则要试验 4—5 年才能检验出相应的增雨效果; 区域回归随机试验中, 不同的统计检验方法: 双比分析、多个事件检验和双样本回归分析, 其检验功效差别不大, 一般不超过 5%; 分层统计在一定条件下能提高统计功效, 如层状云降水, 由于其自然变差小, 区域相关性高, 分层统计其功效显著提高, 积状云降水的统计功效则没有改善。区域相关性是影响统计功效的重要因素。

一、引 言

人工降水试验的对象总是千差万别、变化多端的。尽管可以通过适当的物理考虑, 事先进行有利天气条件或可播度的预报, 或事后进行分层统计将统计组群限制在天气、物理条件大体相近的范围之内, 但总不能做到试验对象千遍一律, 而往往存在较大的自然变差。统计检验的目的就是要从降水的种种自然变差中检验出人工降水的平均效果。原则上讲, 显著度 α 就衡量了统计效果的可信程度。但实际上, 或者由于统计概型与资料拟合不佳, 或者由于个别极值的权重太大, 或者是由于试验对象实际上并不属于同一统计总体等等, 致使统计效果及其显著度都会有较大的起伏(表 1)。由表 1 可见随着试验期延长, 效果及其显著度渐趋平稳, 问题是究竟需要试验多长时间, 才能得出可信的统计效果呢? 由于上述诸因素无法在参量性统计检验中反映出来, 更由于实际效果并不知道, 所以这是一个难以直接回答的问题。但是我们可以通过试验功效的分析给以统计上的解答。

我们先看一下降水的自然变差有多大。图 1 是古田试验中样本容量分别为 $N=32, 83$ 和 124 的自然降水资料, 各根据假想的 100 次区域回归随机试验求取的由降水自然起伏引起的目标区相对“增雨效果”的累积频率曲线^[1]。可见相应于上述三种容量的样本, 要在 $\alpha=0.05$ 的显著度上获得显著的增雨效果, 相对增雨量需分别超过 55.6%, 24.8% 和 20.1%。显然, 如果进行一次实际的催化试验, 则要通过 32 个单元的区域回归随机试验, 在 0.05 的显著度上检验出一定的比方说 20% 的增雨效果, 可能性是很小的, 因为

* 本文于 1982 年 11 月 8 日收到, 1983 年 4 月 1 日收到修改稿。

表 1 古田试验历年的统计效果及其显著度

试 验 期	1 年 (1975)	2 年 (75+77)	3 年 (75+77+78)	4 年 (75+77+78+80)	5 年 (75+77+78+81)
统计效果(%)	81.8	78.7	20.3	27.6	26.9
显著度 α	0.005	0.05	0.05	0.05	0.0025

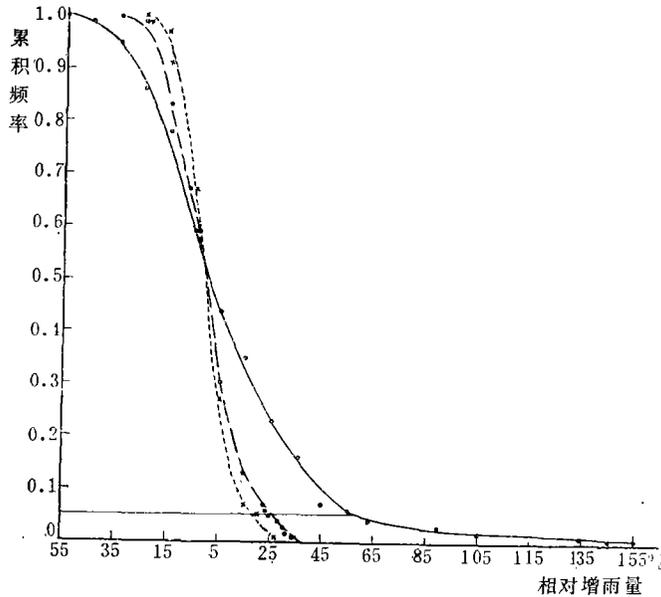


图 1 降水自然起伏引起的相对“增雨效果”的累积频率曲线

降水自然起伏引起的“噪声”远大于效果这个“讯号”。这就是古田试验历年的统计效果有较大起伏的重要原因所在。试验功效的研究在确定试验区、试验期以及选择有效的试验设计方案和统计检验方法等方面起着指导性作用。试验功效是从雨量的自然变差中检别出试验效果的能力的一种统计量度。它的确切提法是：一定的试验期内在一定的显著度上检别出一定的试验效果的概率。与此等价的另一种提法是：要在一定的显著度上以一定的检出概率检别出一定的试验效果，需进行多长的试验期(试验单元)?

研究功效的方法主要有两类：经典的统计理论分析方法和统计数值模拟试验方法。统计理论分析方法根据雨量的理论概率分布或渐近概率分布律求出效果检验统计量的概率分布，进而根据此统计量的分布律和假定的试验效果，比较自然的和经过“人工催化”影响后的该统计量的分布律，在一定的显著度 α 上求出犯第二类错误的概率 β ，于是功效就是 $p=1-\beta$ 。它是试验有效时作出有效判断的概率，即是在替代假设成立的条件下拒绝原假设的概率。

功效的统计理论分析方法要求自然雨量服从某一已知的概率分布律^[2-6]，而在实际上这一点常常难以达到，所以近年来发展了统计数值模拟试验方法，即所谓复随机化试

验法 (Re——randomization method)。这类方法的基础是 Fisher 提出的排列检验或随机化检验^[7]。它不要求雨量以及表征效果的统计量服从已知的概率分布,比通常的参量性检验有更强的稳健性(Robustness)。这一点对气象试验尤其重要,因为气象试验中的试验单元是它一出现就得采用的,事先无法进行标准化或独立性的选择。可是,由于这种非参量性检验法计算量大,长期来其应用受到限制。随着现代计算技术发展,排列检验法重新复活^[8]。1961年 Addley 首先采用复随机化法检验人工降水效果。Kempthorne 和 Doerfler (1969) 提出用复随机化法计算功效^[9]。近年来一些地区的功效分析都采用复随机化法^[10-11]。为了简化计算量, Gabriel^[12] 和 Salvam 等^[13] 提出一种简易计算功效的方法,称之为 Naive method,可以叫做自然复随机化法。分析表明这种方法计算的功效略大于复随机化法计算的精确功效,偏差最大不超过 7%,然而计算量却可减少一个量级。

二、功效计算的统计试验法

复随机化试验法 设有 N 个试验单元,首先进行一次主试验。为此,随机抽取其中 K 个单元按一定的试验效果进行“催化”处理,其余 $n = N - K$ 个单元留作对比。设 $R[E, \theta(E)]$ 为效果统计量,其中 $\theta(E)$ 是抽样方式为 E 时的效果,它在复随机化试验中保持不变。其次,进行复随机化副试验。对上述资料,其中 K 个单元经过“催化”处理的,采取不同的随机程序从中抽 K 个单元作为“催化”样本,其余 $n = N - K$ 个对比,计算相应的表示“效果”的统计量 $R[e, \theta(E)]$,其中 e 表示副试验是按抽样方式 e 实施的。重复这种复随机化试验,比如说进行 100 次,可得到 100 个 $R[e, \theta(E)]$ 的大小分布,设 $R_\alpha[e, \theta(E)]$ 是从大到小计数累积频率为 α 的 $R[e, \theta(E)]$ 值,若 $R[E, \theta(E)] \geq R_\alpha[e, \theta(E)]$,则上述主试验的“催化”效果在 α 水平上显著,否则,不显著。为计算功效,需重复进行上述主-副试验,比如重复 100 次主试验及各自相应的复随机化副试验。于是在 100 次主试验中在 α 水平上“效果”显著的百分比率 P 就是试验功效。它是通过 N 个单元的试验,在 α 显著度上能检验出效果 $\theta(E)$ 的概率的估计值。

自然复随机化试验法 复随机化法计算量很大,如上所述,一种试验样本需进行 10000 次复随机化试验。自然复随机化试验作为估计功效的近似算法,大致可减少计算量一个量级。其基本程序为:对 N 个单元的试验样本,事先不作任何“催化”处理,而对原始数据进行复随机化试验,比方说进行 1000 次,据此可以求出在雨量的自然随机变差影响下,表征“效果”的统计量 R 的大小分布,并求出相应的 R_α 值,以此 R_α 为判据,设进行一次“催化”试验,其中 K 个单元作了“催化”处理,求出相应的效果统计量 $R(\theta)$,如果 $R(\theta) \geq R_\alpha$,则“效果”显著。如此进行,比方说 1000 次“催化”试验,每次试验的随机抽样程序不同,其中“效果”显著的比率 P 就是试验功效的估计值。

本文根据古田试验 1975, 1977, 1978, 1980, 1981, 1982 年 4—6 月试验期对比单元的自然雨量资料,对该地区不同试验设计方案,不同效果检验方法的功效以及分层统计对功效的影响,采用自然复随机化法进行数值模拟试验。每次复随机化试验都进行 1000 次。试验中效果是人为假定的,但可以选择不同的效果值,分析其对功效的影响程度,这相

当于效果检验的灵敏度分析。

三、计算方案

催化单元与对比单元 将试验单元的雨量资料随机排列,根据随机数字发生器随机产生0或1,顺序抽样,这样把资料随机分成催化单元和对比单元两组样本,为保证两样本有基本相同的容量,抽样是成对进行的¹⁾。这一随机抽样过程由计算机执行。

试验效果 为了分析功效对催化效果的响应程度,在模拟试验中选取增雨效果为0%,10%,20%,30%,50%,70%和100%,各增雨效果在各自的试验中保持定常。试验中雨量资料系三小时区域面积平均雨量,为了在回归分析中使雨量正态化,统计变量取此平均雨量的四次方根^[14],于是相应的增雨效果比例因子分别表为 $\theta = (1.0)^{1/4}$ 、 $(1.1)^{1/4}$ 、 $(1.2)^{1/4}$ 、 $(1.3)^{1/4}$ 、 $(1.5)^{1/4}$ 、 $(1.7)^{1/4}$ 和 $(2.0)^{1/4}$ 。 $\theta = 1.0$ 表示催化效果为0的情形,此时“效果”统计量即是雨量自然随机起伏所引起的“噪声”。

效果统计量 本试验分析三种试验设计方案的功效:单区随机试验、区域控制随机试验和区域交叉随机试验,相应的效果统计量分别为:

单区随机试验取比率 R :

$$R = \frac{\frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \theta y_i}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n y_j} = \theta \frac{\bar{y}_1}{\bar{y}_2} \quad (1)$$

其中 \bar{y}_1 和 \bar{y}_2 分别为目标区催化单元和对比单元的雨量指标平均值, θ 是效果指标。

区域控制随机试验效果统计量取双比值 DR :

$$DR = \frac{\frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \theta y_i}{\frac{1}{K} \sum_{i=1}^K x_i} \bigg/ \frac{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n y_j}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j} = \frac{\theta \bar{y}_1}{\bar{x}_1} \bigg/ \frac{\bar{y}_2}{\bar{x}_2} \quad (2)$$

其中 \bar{y}_1, \bar{x}_1 为催化单元目标区与对比区雨量指标的平均值, \bar{y}_2, \bar{x}_2 为对比单元的相应值。

区域交叉随机试验效果统计量取双比值 CR :

$$CR = \left[\frac{\frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \theta y_i}{\frac{1}{K} \sum_{i=1}^K x_i} \bigg/ \frac{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n y_j}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \theta x_j} \right]^{1/2} = \theta \left[\frac{\bar{y}_1}{\bar{x}_1} \bigg/ \frac{\bar{y}_2}{\bar{x}_2} \right]^{1/2} \quad (3)$$

其中 \bar{y}_1, \bar{x}_1 为 y 区催化 x 区对比单元两区雨量指标的平均值, \bar{y}_2, \bar{x}_2 为 x 区催化 y 区对比单元两区雨量指标的平均值。

1) 一般讲,非成对随机抽样限制性条件较少,但根据 Welch 检验和双样本回归分析知^[15],当供比较的两个样本容量接近相等时,方差不相等的影响小。故本文仍采用成对随机抽样。

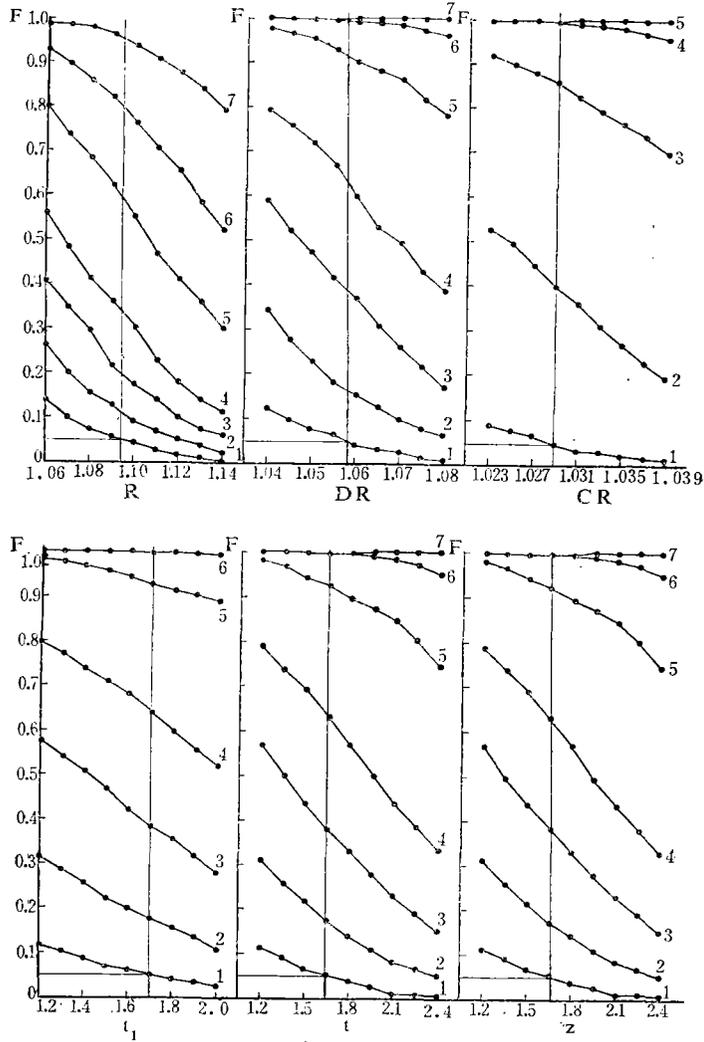


图 2 效果统计量的累积频率曲线(曲线 1—7 分别代表增雨效果 0%,10%, 20%,30%,50%,70%和 100%)

此外,在区域回归随机试验中,对试验效果进行回归分析时,我们采用过三种统计检验方法^[15]:多个事件检验法、方差相等的双样本回归分析和方差不相等的双样本回归分析。相应的效果检验统计量分别为:

$$t_1 = \frac{\theta \hat{y}_1 - \hat{y}_2}{\sqrt{\frac{(1-r_2^2)\sum(y_i - \bar{y}_2)^2}{n-2} \left[\frac{1}{K} + \frac{1}{n} + \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2}{\sum(x_i - \bar{x}_2)^2} \right]}} \quad (4)$$

$$t = \frac{\theta \hat{y}_1 - \hat{y}_2}{\sqrt{\frac{\theta^2(1-r_1^2)\sum(y_i - \bar{y}_1) + (1-r_2^2)\sum(y_i - \bar{y}_2)^2}{n+K-4} \left[\frac{1}{K} + \frac{1}{n} + \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2}{\sum(x_i - \bar{x}_2)^2} \right]}} \quad (5)$$

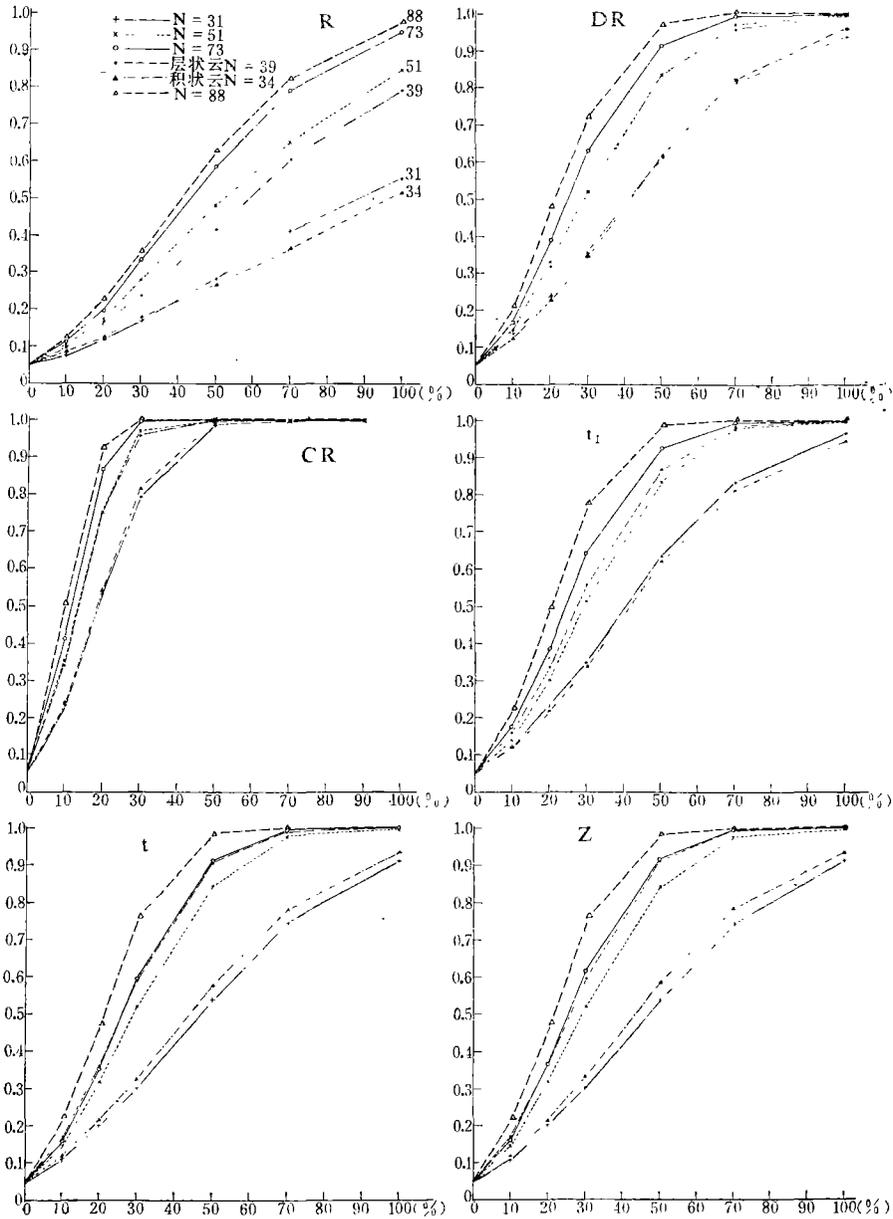


图 3 随机试验的统计功效

$$Z = \frac{\theta \hat{y}_1 - \hat{y}_2}{\sqrt{\frac{\theta^2(1-r_1^2)\sum(y_j - \bar{y}_1)^2}{K(K-2)} + \frac{(1-r_2^2)\sum(y_j - \bar{y}_2)^2}{n-2} \left[\frac{1}{n} + \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2}{\sum(x_j - \bar{x}_2)^2} \right]}} \quad (6)$$

其中 r_1 和 r_2 分别为催化单元和对比单元的区域相关系数。为比较不同检验方法的功效，对上述三个统计量也分别作了功效数值模拟试验。

功效值采用图解法求取。图 2 所示为样本容量 $N = 73$ 时计算的各效果统计量的累

积频率图。取显著度 $\alpha=0.05$, 在 $\theta=1.0$ 曲线 (1) 的累积频率为 5% 处作平行于纵坐标的直线, 它与各累积频率曲线的交点所对应的纵坐标值即是该效果下的统计功效估计值。

四、功效数值分析

各种试验设计方案和统计检验方法的功效数值计算结果列于表 2。据此我们作如下功效分析:

1. 统计功效与增雨效果的关系: 由图 3 可见, 试验功效总是随增雨效果增加而增大的。当增雨效果小于 50% 时, 功效随效果增加而迅速增大, 效果大于 50% 时, 功效曲线渐趋平稳。实际上当功效值超过 0.80 时, 其值随效果的变化就缓慢了。

2. 试验功效与试验期的关系: 功效分析的主要目的之一是要确定一个试验, 究竟需要进行多长时间才能较有把握地检验出一定的试验效果。图 4 示出增雨效果为 20% 和 30% 时, 不同容量的统计功效。显见, 随着试验期延长 (样本容量增多), 功效是增加的, 但一般并不是随容量增加而按比例增大的。在试验单元随机排列情况下 ($N \leq 73$), 随着容量增大, 功效增加逐渐变缓。 $N=88$ 的功效增加较大, 是加进 1982 年试验期 15 个对比单元计算的, 该年区域相关系数高达 0.9361, 大于前 5 年合计的相关系数 0.8455, 所以功效增加明显。

3. 不同试验设计下的统计功效: 图 5 是三种不同试验设计方案下的功效值。可见随机交叉试验 (CR) 的功效最高, 区域控制随机试验 (DR) 次之, 单区随机试验的功效 (R) 最低。这与 schickedanz 等的结果是一致的^[4], 但是即使是单区试验, 表 2 所列 $N=88$ 的功效也比 Scott 计算的功效大^[5]。虽然从表 3 看出, 两者的功效数值相近¹⁾, 但 Scott 的样本容量是 100, 大于本试验的容量。这可能是古田地区雨季雨量的自然变差较 Scott 假定的典型情况 (雨量服从 Γ -分布, 其形状参数取 0.70, 尺度参数取 2.0) 小的缘故。

由于单区试验功效一般较低, Scott 提出选择有效的气象协变量对于提高统计功效十分必要。由图 5 可见, 利用对比区雨量作为协变量, 若区域相关性好, 是能显著提高试验功效的。

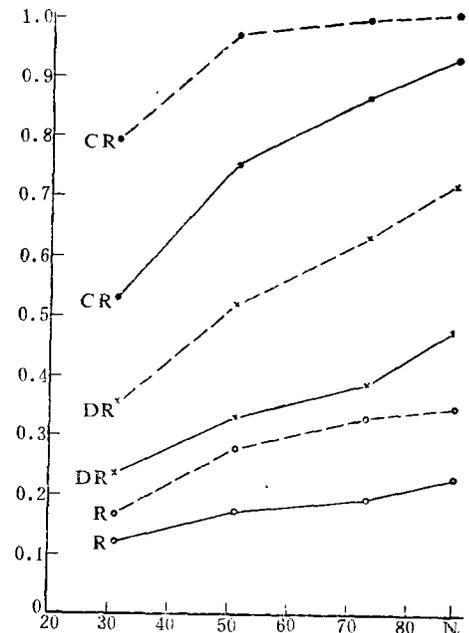


图 4 试验功效与样本容量的关系
(实线和虚线增雨效果分别为 20% 和 30%)

1) Scott 计算功效所用的统计显著度为 0.1, 但从其对效果的假设检验定义看, 用的可能是双边检验, 与本文的单边检验显著度 $\alpha=0.05$ 是一致的, 不然, 他的功效比本文计算的更低。

表2 各种试验设计方案及检验方法的统计功效值¹⁾

统计量		N	增 雨 效 果 (%)					
			10	20	30	50	70	100
R	合并统计	31	0.076	0.122	0.169	0.283	0.411	0.555
		51	0.101	0.174	0.279	0.481	0.650	0.845
		73	0.111	0.197	0.331	0.586	0.790	0.949
		88	0.123	0.228	0.356	0.625	0.820	0.971
		118	0.129	0.275	0.435	0.762	0.908	0.985
		150	0.147	0.320	0.536	0.837	0.964	0.999
层状云 积状云	51	0.104	0.216	0.338	0.562	0.755	0.929	
	37	0.084	0.124	0.171	0.256	0.369	0.522	
DR	合并统计	31	0.134	0.237	0.354	0.616	0.812	0.938
		51	0.150	0.331	0.521	0.834	0.973	0.999
		73	0.166	0.389	0.629	0.913	0.996	1.000
		88	0.209	0.478	0.720	0.968	1.000	1.000
		118	0.262	0.507	0.869	0.998	1.000	1.000
		150	0.226	0.506	0.782	0.988	1.000	1.000
层状云 积状云	51	0.158	0.347	0.564	0.881	0.986	1.000	
	37	0.141	0.236	0.374	0.633	0.832	0.965	
CR	合并统计	31	0.241	0.529	0.793	0.989	1.000	1.000
		51	0.354	0.752	0.969	1.000	1.000	1.000
		73	0.412	0.854	0.995	1.000	1.000	1.000
		88	0.513	0.926	1.000	1.000	1.000	1.000
		118	0.633	0.985	1.000	1.000	1.000	1.000
		150	0.538	0.966	1.000	1.000	1.000	1.000
层状云 积状云	51	0.370	0.820	0.985	1.000	1.000	1.000	
	37	0.244	0.562	0.822	0.995	1.000	1.000	
t ₁	合并统计	31	0.120	0.234	0.348	0.635	0.833	0.967
		51	0.140	0.301	0.516	0.835	0.980	0.998
		73	0.177	0.387	0.643	0.926	0.997	1.000
		88	0.226	0.497	0.775	0.987	1.000	1.000
		118	0.252	0.631	0.893	1.000	1.000	1.000
		150	0.261	0.578	0.860	0.997	1.000	1.000
层状云 积状云	51	0.182	0.392	0.648	0.951	0.999	1.000	
	37	0.129	0.225	0.352	0.595	0.796	0.961	
t	合并统计	31	0.115	0.203	0.306	0.543	0.750	0.914
		51	0.151	0.320	0.521	0.845	0.979	0.998
		73	0.162	0.354	0.598	0.915	0.996	1.000
		88	0.224	0.479	0.765	0.981	1.000	1.000
		118	0.262	0.631	0.887	0.999	1.000	1.000
		150	0.261	0.583	0.868	0.998	1.000	1.000
层状云 积状云	51	0.187	0.413	0.692	0.972	0.998	1.000	
	37	0.122	0.214	0.324	0.558	0.768	0.934	
Z	合并统计	31	0.113	0.203	0.306	0.543	0.750	0.916
		51	0.150	0.320	0.522	0.843	0.979	0.998
		73	0.164	0.371	0.617	0.917	0.996	1.000
		88	0.222	0.477	0.762	0.981	1.000	1.000
		118	0.261	0.630	0.887	0.999	1.000	1.000
		150	0.259	0.581	0.866	0.999	1.000	1.000
层状云 积状云	51	0.180	0.399	0.678	0.970	0.998	1.000	
	37	0.125	0.218	0.329	0.563	0.770	0.939	

1) 表中N=118, 150的样本是逐年加进1976(30个)和1979年(32个)两个非试验年的雨量资料计算的。由于该两年无雷达观测配合, 试验单元的确定随意性大, 故将计算结果列入作为参考。

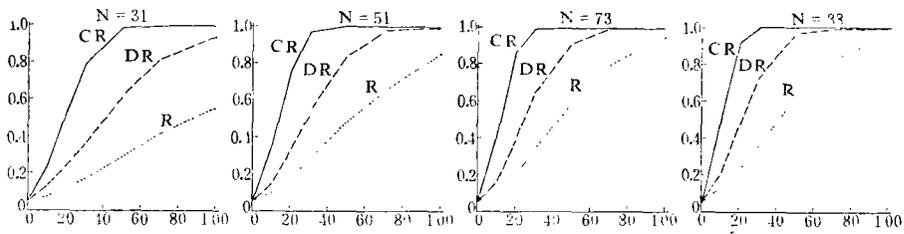


图 5 不同试验设计方案下的统计功效

表 3 单区随机试验的功效值

	N	相对增雨效果 (%)				
		10	20	30	50	70
本试验 R	88	0.12	0.23	0.36	0.63	0.82
Scott	100	0.14	0.20	0.30	0.60	0.80

如果我们定义功效值等于 0.80 作为可接受的界限, 则对单区随机试验, 样本容量为 51, 73 和 88 时, 只有当增雨效果达 93%, 72% 和 68% 时才能检验出来。对于区域控制随机试验, 容量为 31, 51, 73 和 88 时, 所要求的增雨效果分别为 69%, 48%, 42% 和 37%。而对随机交叉试验, 相应的增雨效果只需 31%, 22%, 19% 和 17%。从古田地区前 5 年试验的经验看, 试验效果一般只有 20—30%, 所以只有采用随机交叉试验, 才能在 2—3 年的试验期(平均每年 30 个试验单元计)以 80% 的检出概率检验出相应的效果来。区域控制随机试验要达到同样的检出概率(功效), 在同样的增雨效果下, 由表 2 的 $N=118$ 和 150 两个参考算例估计, 在同样的区域相关性下需试验 4—5 年。

4. 分层统计对试验功效的影响: 将 73 和 88 个试验单元按云形分层统计, 计算的功效值分别列于图 3 和表 2。分层的结果, 层状云的功效有明显提高, 其 $N=39$ 和 51 的功效分别与合并统计 $N=51$ 和 73 的相差不多。积状云的功效则没有改善, 与 $N=31$ 时的合并统计结果相近。这主要是层状云降水的自然变率较小, 空间相关性较高所致。合并统计($N=73$)的区域雨量相关系数为 0.8455, 按云形分层后, 层状云和积状云雨量指标的区域相关系数分别为 0.9002 和 0.7994。

5. 区域回归随机试验的功效: 古田试验采用区域回归随机试验设计方案, 检验功效除了初期采用过双比分析以外, 主要应用多个事件检验法和方差不相等的双样本回归分析法, 分别适用于催化样本与对比样本余方差相等和不相等的情况。表 2 和图 3 中分别示出多个事件检验法 (t_1), 方差相等的双样本回归分析法 (t) 以及方差不相等的双样本回归分析 (Z) 的统计功效。可见这三种统计检验方法的功效彼此相差不多, 除个别值外都不超过 5%, 且与区域控制随机试验的双比值 DR 的功效相近。这四种统计量的试验设计是相同的, 只是统计检验方法不同。从数值试验的结果看, t 与 Z 的功效几乎处处相同。这是近乎自然的, 因为当催化样本与对比样本容量相同时, 方差不相等的双样本回归分析结果与方差相等时的相应结果一致^[15]。另一方面, 多个事件检验法 t_1 的功效, 在多数情况下似乎比 t 和 Z 的功效值略大, $N=31$ 和 73 时尤为明显, 看来这不能

完全归因于随机抽样或数值试验的误差。原因在于我们作功效分析时,假定了催化效果与自然雨量成比例(θ 是一定常比例因子),于是催化样本的方差就要比对比样本的方差大。在这种假设条件下, t 以及 Z 的检验效率都会降低^[15]。这从公式(5)和(6)也可以看出, θ 值使该两统计量分母增大,从而降低其检验功效。双比分析 DR 的功效当 $N=31$ 和 51 时与 t_1 的功效相近, $N=73$ 和 88 时比 t_1 的功效小。

6. 由表2的参考算例可以看出,除 R 以外 $N=150$ 的功效值普遍比 $N=118$ 时的小。这与预想的不同。究其原因,可能是1979年所选的32个试验单元雨量的区域相关性较差,相关系数只有0.7579,而1976年30个单元的雨量资料区域相关系数又很高,达0.9752。所以 $N=118$ 时的功效增加显著,而 $N=150$ 时反而降低了。从这里也可以看出区域雨量相关性是影响除单区试验外的各种试验功效的重要因素。

参 考 文 献

- [1] 福建省气象科学研究所,非催化因子对人工降水效果统计检验的影响,福建“气象科技”,1980,4。
- [2] Moran, P. A. P., The power of a cross-over test for the artificial stimulation of rainfall, Australian J. Stat., I, 47—52, 1959.
- [3] 徐尔灏,论人工降水随机试验的效果检查问题,南京大学学报(气象学),69—83,2,1962。
- [4] Schickedanz, P. T. and F. A. Huff, The design and evaluation of rainfall modification experiment, J. Appl. Meteor., 10, 504—514, 1971.
- [5] Scott, E. L., Problems in the design and analysis of weather modification studies, Third Conf. on Prob. and Stat. in Atmos. Sci., 65—72, 1973.
- [6] Stinson P. J., Experimental design and statistical evaluation of weather modification experiments, Final Report, PB 186523, 1969.
- [7] Gabriel K. R. and Chin-Fei Hsu, Power study of re-randomization test, Third WMO Scient. Conf. on Weather Modification, Clemon-Ferrand, France, July, 21—25, 1980.
- [8] Hsu Chin-Fei, Two methods of computing statistical powers with application to weather modification, IMC. Statist. comp. section, American Statistical Association, Washington, D. C. 6.
- [9] Kempthorne, O and T. E. Doerfler, The behavior of some significance tests under experimental randomization, Biometrika, 56, 231—248, 1969.
- [10] Twomey, S. and I. Robertson, Numerical simulation of cloud seeding experiments in selected Australian areas, J. Appl. Meteor., 12, 473—478, 1973.
- [11] Smith E. J. and D. E. Shaw, Some aspects of the assessment of a site for a cloud-seeding experiment, Secend WMO Scient. Conf. on Weather Modification, Boulder, Colorado, 2—9 August, 165—172, 1976.
- [12] Gabriel, K. R., Some statistical issues in weather experimentation, Comm. Statist.—Theor. Meth., A8(10), 975—1015, 1979.
- [13] Salvam, A. M., et. al., Numerical simulation of cloud seeding experiments in Maheresashtra state, India, WMA J. Weather Modification, Vol. 11, No. 1, 116—140, 1979.
- [14] Ye Jia-dong, Ke-ming Cheng and Guang-ping Zhen, Randomized cloud seeding at Gutian, Fujian, China, WMA J. Weather Modification, Vol. 14, No. 1, 53—60, 1982.
- [15] 叶家东,范蓓芬,方差不相等的双样本回归分析,大气科学,5卷2期,214—224,1981。

NUMERICAL ANALYSIS OF STATISTICAL POWER IN RANDOMIZED PRECIPITATION ENHANCEMENT EXPERIMENT

Ye Jiadong

Luo Xingpin

(Department of Meteorology, Nanjing University)

Zeng Guangping

Xiao Feng

(Institute of Meteorology, Fujian Province)

Abstract

The statistical power of precipitation enhancement experiment in Gutian region is computed numerically with naive method. The results of calculation showed, that the cloud seeding effects of 20-30% can be detected with power of 80% in 2-3 years duration with cross-over randomized design ($\alpha=0.05$), and the duration of 4-5 years is necessary to detect corresponding increase of rain with targetcontrol randomized design. In the randomized regression experiment of area, the deviations of statistical power are less than 5% generally with various evaluation methods: double ratio analysis, multiple event test and two-sample regression analysis. The statistical powers for cloud type stratification are different, which is larger in stratiform category than cumuliform category owing to the strong areal correlation.