中国科学: 地球科学 2015 年 第 45 卷 第 7 期: 1011 ~ 1019
www.scichina.com earth.scichina.com
《中国科学》杂志社
SCIENCE CHINA PRESS

论 文

自然降水变异对人工增雨效果评估的影响

吴香华[①②③*], 牛生杰[②③], 金德镇[④], 孙海燕[④]

① 南京信息工程大学数学与统计学院, 南京 210044;
② 南京信息工程大学大气物理学院, 南京 210044;
③ 南京信息工程大学大气物理与大气环境重点实验室, 南京 210044;
④ 吉林省人工影响天气办公室, 长春 130062
* E-mail: wuxianghua@nuist.edu.cn

收稿日期: 2014-10-03; 接受日期: 2015-01-20; 网络版发表日期: 2015-06-15
国家科技部公益性气象行业科研专项项目(编号: GYHY201006031)、中国气象局气象软科学项目(编号: 2012-053)、江苏省研究生创新项目(编号: CB10X_295Z)和江苏省青蓝工程云雾降水与气溶胶团队资助

摘要 效果评估是人工增雨试验中的关键问题之一. 降水在时空分布上往往存在自然变异, 使得精确估算自然降水量、评估人工增雨的效果变得比较困难. 基于吉林省 1997~2007 年 4~7 月飞机人工增雨作业的宏观记录资料和降水量日值数据, 运用现代统计模拟方法 "bootstrap" 分析自然降水变异, 并设法控制其对人工增雨效果评估的影响. 研究表明, 自然降水变异的影响有三种控制方法: 增加催化样本量、删除异常点和选取降水结构相似的对比单元. 催化样本量越大, 自然降水变异的影响和催化效果的检出下限越小. 催化样本量为 470 时, 若要检出 20%~30%的增雨效果, 置信度可达 90%. 在单次作业的效果检验中, 删除强异常点和选取降水结构相似的对比单元, 建立数据删失模型, 能够有效地控制自然降水变异的影响, 提高人工增雨效果评估的效率. 结果显示, 吉林省人工增雨相对效果的分布主要集中在 0~30%, 平均 11.95%. 人工增雨作业的效果, 和降水量大小没有直接联系, 而其波动幅度随着降水量增加而逐渐越小.

关键词
人工增雨效果
自然降水变异
bootstrap
数据删失模型
检出下限

人工增雨效果的检验, 其实是从自然降水起伏的基础上, 把播撒效果检验出来. 这一直以来都是人工增雨作业和研究中既重要又困难的问题(郑国光等, 2005). 降水时空分布的不稳定性, 是人工增雨效果检验问题在物理机制方面的主要障碍. 为了获得人工增雨的确切效果, 必须对催化作业整个过程以及检验方案进行科学设计和严谨操作, 设法降低自然天气系统变异造成的不确定性(Schickedanz和Huff, 1971; Sarah等, 2012).

1957年美国天气控制咨询委员会的报告(ACWC, 1957)中, 首次正式提出人工增雨效果的检验应该考虑自然降水变异因素(郑国光等, 2005). 1981年John回复Nickerson质疑的文章(John等, 1981)就美国FACE项目展开辩论, 探讨检验出的"效果"究竟应该归功于人工增雨作业还是自然降水变异, 系统地提出自然变异和人工增雨效果的联系, 引起了学界的广泛关注. 近几十年来的许多研究(Sarah等, 2012; 王婉, 2008; Xue等, 2013; Manton等, 2011; Rosenfeld等,

中文引用格式: 吴香华, 牛生杰, 金德镇, 孙海燕. 2015. 自然降水变异对人工增雨效果评估的影响. 中国科学: 地球科学, 45: 1011–1019
英文引用格式: Wu X H, Niu S J, Jin D Z, Sun H Y. 2015. Influence of natural rainfall variability on the evaluation of artificial precipitation enhancement. Science China: Earth Sciences, 58: 906–914, doi: 10.1007/s11430-015-5055-0

2010; Geerts等, 2010)进一步强调了这一专题. 这些研究通常采用非参数化或半参数化的统计模拟方法分析不催化的历史对比样本数据, 研究人工增雨效果评估中自然降水变异的影响, 如: 复随机化方法(Gabriel和Chin, 1980; Kempthorne和Doerfler, 1969)和自然复随机化方法(Gabriel, 1979; Salvam等, 1979). 通过设计不同"效果"下一次或多次主-副试验的方案进行统计数值模拟, 副试验建立催化效果的经验分布, 主试验用来获得某次效果统计量的观察值, 并由此判断在自然降水变异情况下检出一定效果的难易程度和可信度(Anthony和William, 1975; Hsu等, 1981; 叶家东等, 1984; 曾光平等, 2000; 房彬等, 2009; Beare等, 2010). 此外, 国外学者们开始运用现代统计模拟方法"bootstrap"来研究自然变异的问题(Sarah等, 2012; Beare等, 2010), 能够清晰地刻画出自然降水变异情况, 没有设定效果的限制, 理论上具有更好的统计性质.

为了控制或减小自然降水变异对人工增雨效果评估的影响, 通常要求分析的样本量足够大. 研究涉及两大类样本: 一种是不受催化作业影响的、用于建模的对比样本, 其样本量记为L; 另一种是统计模拟中假设"被催化"的样本, 样本量为N. 采用相同的抽样方法, L值越大往往导致样本和总体在分布上越相似, 从而使自然变异的拟合优度越好、结果越可信. 在实际分析中N值往往远小于L值, N值越大, 自然降水变异对人工增雨效果评估的影响越弱(Schickedanz和Huff, 1971; 王婉, 2008; Anthony和William, 1975; 曾光平等, 1991). 统计数值模拟方法的研究对象一般都是多次试验, 分析单次或少数几次试验的效果较差. 如果N值不够大, 需要根据降水的时空分布特点(Sarah等, 2012)或区域控制模拟方法(曾光平等, 1994)逐个挑选对比样本数据来减小自然变异对效果评估的影响.

已有的研究中, 复随机化方法和自然复随机化方法是应用最广泛的两种, 模拟之前预先设定一系列的"催化"效果. 这个效果, 不是真实催化作业的结果, 而是人为设定的、在实际数据的基础上增加的, 理论上增加了分析的限制条件. 因此, 如果假设的效果和实际情况(催化效果的范围、分布和密度等)差别较大, 很可能导致统计模拟的结果不可靠. 此外, 目前相关的研究主要针对固定目标区, 很少涉及在气象业务中广泛存在的非随机化单次催化或者不固定目标区的多次催化. 利用吉林省1997~2007年飞机人工增雨作业的宏观记录资料和降水量日值数据, 以及bootstrap统计模拟方法和数据删失模型, 本文将运用浮动对比区的非随机化方案分析吉林省不同副区自然降水的变异, 然后研究在人工增雨效果评估中自然降水变异的影响, 并设法控制或减小其影响、提高人工增雨效果评估的可靠性.

1 吉林省的副区划分

吉林省是我国最早开展人工增雨作业和研究的省份之一, 出于抗旱增雨、农业防灾减灾的目的于1958年首次开展了飞机人工增雨外场试验. 近几十年以来, 每年4~7月都会在不同的目标区开展人工增雨, 平均每年进行飞机作业40余架次. 对于目标区不固定的人工增雨作业, 常常运用浮动对比区历史回归方法(FCM)(Abbas和Mustafa, 1999)来检验作业效果. 前提条件是对整个研究区域进行科学合理的副区划分, 并分别指出与各个副区相关性最强的另一副区. 当作业目标区位于某一副区时, 其自然降水量可以通过相关性最强的另一副区(对比区)来估算. 此时, 要求对比区降水量不受催化剂污染. 人工增雨的"绝对效果"等于实测值与自然降水量之差, "相对效果"等于绝对效果与自然降水量的比值.

根据吉林省50个站点的日降水量特征, 本文把吉林省分成6个副区(图1). 其中, 副区个数的确定是一个迫切而又棘手的问题, 研究借助系统聚类分析的三个统计量(表1)来确定, 并兼顾地理位置相邻的原则. 聚类分析第一步假设每个站点为一类, 共50类. 第二步把降水特征最相似的两类合并成新的一类, 总类别数减1. 新类别的中心位置取被合并两类的中点, 继续下一步的聚类, 直至最后全部聚成一类. 虽然聚类分析伴随着信息量的损失, 但是人工增雨效果评估要求副区个数(类别数)不能太多. 本文将现代统计方法中伪F统计量(PSF)、伪T^2统计量(PST2)和半偏R^2统计量(SPRSQ)作为判定依据(岳朝龙和黄永兴, 2009), 从严格的统计理论出发来确定副区个数, 表1列出了最后10步的结果. PSF统计量与F分布类似, 用来检验当前步聚类的显著性水平, 数值越大说明聚类结果越可靠. 在聚成6类的时候, PSF值达到最大值3.9, 故类别数取6类比较合适. PST2统计量和SPRSQ统计量表示每次合并对信息的损失程度, 值

表 1　聚类分析最后 10 步中确定类别数的统计量

NCL	--Clusters	Joined--	FREQ	SPRSQ	PSF	PST2
10	CL15	CL16	32	0.041	3.1	3
9	CL14	CL11	6	0.026	3.2	1.6
8	CL12	OB38	6	0.023	3.4	1.6
7	CL9	CL13	8	0.025	3.6	1.4
6	CL10	OB15	33	0.026	3.9	1.8
5	CL6	CL8	39	0.073	3.5	4.8
4	CL5	CL7	47	0.08	2.8	4.7
3	CL4	OB42	48	0.04	3.1	2.2
2	CL3	OB50	49	0.054	3.1	2.9
1	CL2	OB49	50	0.061	–	3.1

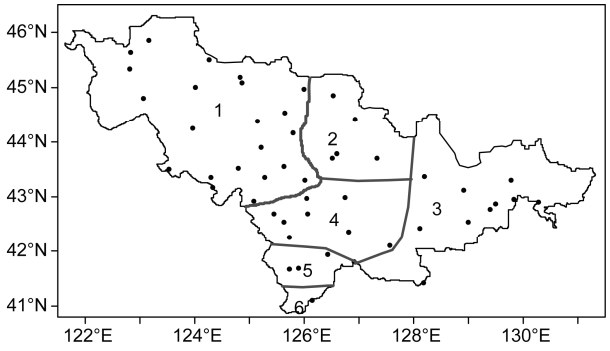


图 1　吉林省 6 个副区的划分和 50 个雨量站的分布

越大表明合并的两类距离越大, 取上一步为聚类的最佳结果更可信. 在倒数第5步时, PST2取最大值4.8, SPRSQ取第二大值0.073, 故类别数取6.

2　各个副区的自然降水变异

自然降水变异的原因非常复杂, 受到大尺度气象条件的综合影响. 本研究运用统计模拟方法来分析自然降水变异, 数据包括L个不催化的对比单元数据和N个假设“催化”单元数据.

2.1　自然降水变异的统计数值模拟

为了改进人工增雨效果的统计检验方法, 应该兼顾催化作业后降水强度和范围的变化. 因此, 这里选取副区的区域平均降水量日值为研究主指标(分辨率为5 km)(Abbas和Mustafa, 1999). 对于非催化样本数据运用bootstrap方法(Sarah等, 2012; Beare等, 2010)进行统计模拟, 抽取一部分“催化”, 然后估算自然降水变异情况. 具体步骤如下:

(1) 假设催化样本量为N=40(or 80, 120, 160, 200);

(2) 从不受催化影响的历史对比数据中, 随机抽取N个“催化”样本单元, 剩余L个作为非催化对比样本单元;

(3) 对于L个非催化对比单元数据, 建立自然降水量的估算方程;

(4) 计算N个单元的平均“催化”效果;

(5) 运用bootstrap方法循环1000次执行(2)~(4), 得到“催化”效果(实际为自然降水变异)的经验分布;

(6) 改变(1)中N值, 重复以上步骤.

第(5)步中的“bootstrap”通过从有限的原始数据中重复抽样获得样本, 运用计算机的数值模拟取代传统的复杂公式推导, 是一种不依赖于总体分布的非参数化重抽样统计模拟方法. bootstrap方法能够解决参数估计、统计推断等各种类型的统计问题(Gerhard等, 2013; Dikta等, 2006), 尤其当样本量不是特别大时非常有用.

2.2　自然降水变异对各副区人工增雨效果检验的影响

根据2.1中的统计数值模拟方法, 得到吉林省6个副区的自然降水变异情况(图2). 副区1~5很相似, 呈现以零值为中心的对称分布, 自然降水变异基本集中在±20%以内. 若检验出超过20%的人工增雨效果, 其可信度较高. 而副区6的自然降水变异集中在±40%以内, 检出可靠的人工增雨效果难度增大.

为了得到自然降水变异更确切的情况, 把80%单侧置信上限值整理如表2. 只要检验出的人工增雨效果达到对应值, 作业有效的可靠性就能达到80%. 随着假设“催化”样本量N的增加, 同一副区的自然降水变异分析结果几乎都有逐渐减弱的趋势, 当N达到

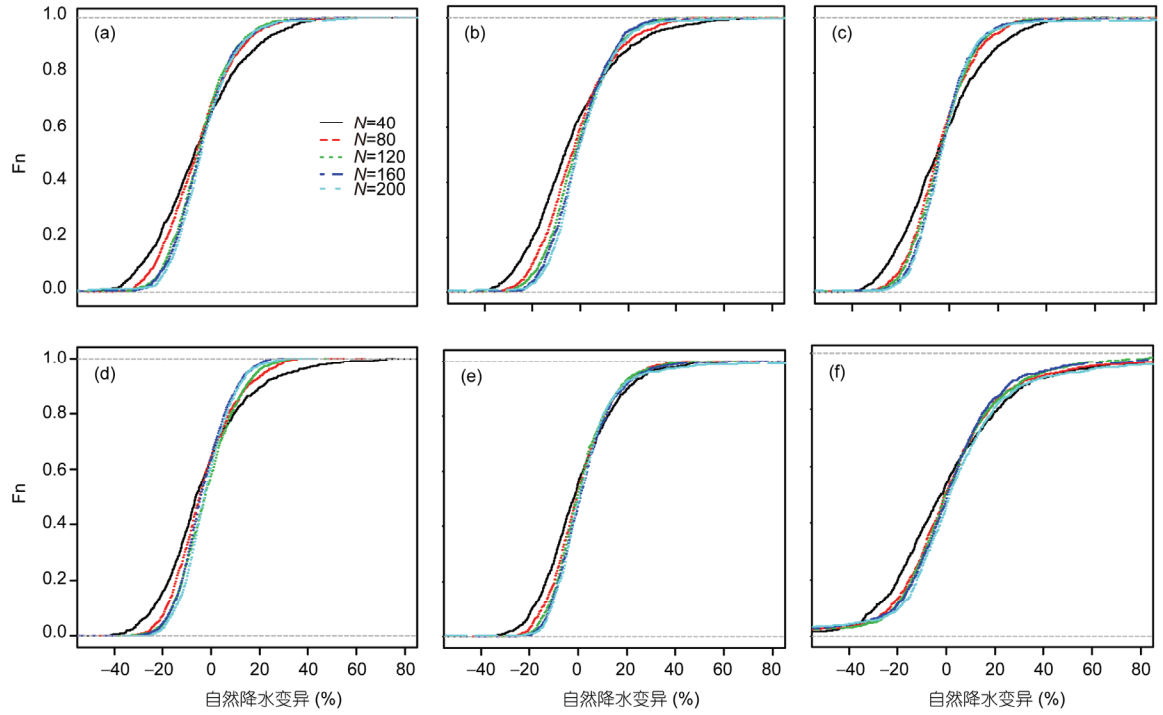


图 2　副区 1(a)~副区 6(f)中自然降水变异的经验分布

表 2　6 个副区中自然降水变异的 80%置信上限 [a)]

	副区1	副区2	副区3	副区4	副区5	副区6
N=40	8.36	10.83	10.55	8.45	12.27	21.06
N=80	6.73	9.88	6.9	8.45	10.18	18.61
N=120	5.47	8.47	6.23	6.76	9.78	18.06
N=160	5.39	8.70*	6.06	6.43	11.38*	17.92
N=200	3.94	9.47*	6.13*	5.84	12.14*	19.73*
平均	5.978	9.47	7.174	7.186	11.15	19.076

a) *表示不同的趋势. 单位: %

80后趋于稳定. 副区1的自然降水起伏是最小的, 置信上限平均值是5.98%, 最容易检验出可靠的作业效果; 副区6的值最大, 达到19.08%, 最难检验出可靠的作业效果. 副区6因降水丰沛而极少需要人工增雨作业, 故下文的分析没有考虑该区域.

2.3　自然降水变异的计算与“催化”样本量的关系

王婉(2008)中详细讨论了自然降水变异分析结果与*N*, *L*和*N*/*L*的关系. 根据统计学理论, 样本量*L*取值的关键是样本的结构分布要和总体接近, 数值上一般大于30即可. 在人工增雨作业的实证分析中, *L*个不催化单元数据不受催化影响, 所以本文只研究自然降水变异和*N*的关系.

历史对比单元数据的样本量固定为*M*=*N*+*L*. 假设“催化”样本量*N*越大, 剩余的*L*就越小, 估算的自然降水量可靠性越差; 而*N*越小, 自然降水变异分析结果越不可靠. 所以, 应该在一定的可信度保证下, 取合适的“催化”样本量*N*. 为了得到较充分的信息量, 汇总自然降水变异类似的副区1~5的非催化数据, 然后针对5种假设“催化”样本量*N*=40(80, 120, 160, 200)模拟得到自然降水变异水平的直方图. 图3中的直方图分布呈现出正偏态, 说明降水的正变异多于负变异, 检验人工增雨的效果应该考虑到自然降水变异的影响. 当样本量*N*增至80时, 自然变异的分布区间为±30%, 分布变集中; 而当*N*=40时, 自然变异的区间为±40%. 当*N*>120时, 自然变异分析结果达到比

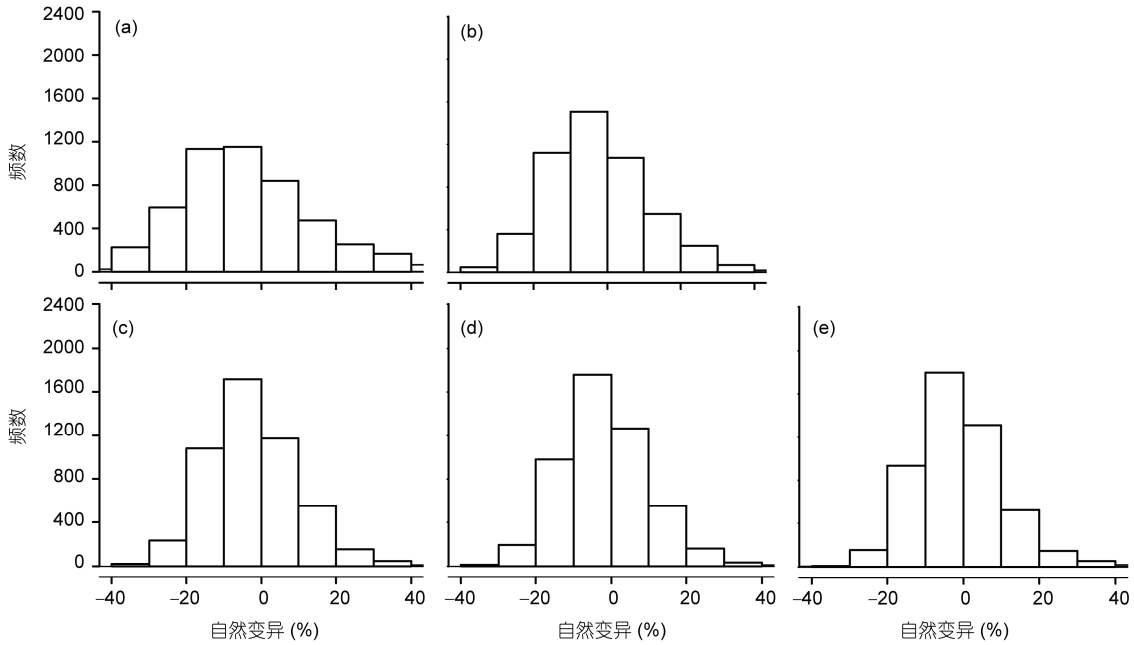


图 3　不同样本量下自然变异估算的直方图

(a) *N*=40; (b) *N*=80; (c) *N*=120; (d) *N*=160; (e) *N*=200

较稳定的状态, 最频繁的区间是(–10%, 0), 说明吉林省4~7月常常发生短期干旱而需要人工增雨作业. 降水变异主要分布区间是(–20%, 10%). 10%可以称为人工增雨效果检验中的“检出下限”, 这是自然降水变异影响的主要体现. 低于检出下限的催化效果, 很可能被自然降水变异所淹没而无法检出.

图4进一步揭示了不同置信度下, 相对增雨效果的检出下限随样本量*N*的增加而减小, 且减小速度由快变慢, 最后趋于平稳. 要检出同样水平的人工增雨效果, 置信度越高, 需要的样本量也越大. 若要检出20%~30%的增雨效果, 置信度为70%时, 需要300个样本; 置信度80%, 需要370个样本; 置信度90%, 需要470个样本. 在长期的多次人工增雨作业的效果评估中, 自然降水变异的影响是比较小的.

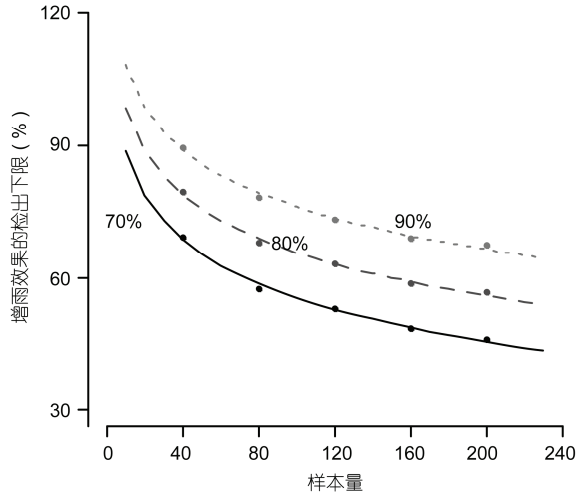


图 4　不同置信度下人工增雨效果检出下限和样本量的关系

3　自然降水变异影响的控制

3.1　数据删失模型

自然降水变异对于单次人工增雨效果检验的影响是无法避免的, 尤其是较小的增雨效果, 甚至可能被自然变异所淹没. 要提高单次或者较少次数作业效果统计检验的准确性和可靠性, 必须设法改进自然降水估算的拟合优度和控制自然变异的影响.

本文首先运用多次回归诊断影响分析, 借助残差散点图(Residuals vs fitted)、标准化残差绝对值开方图(Scale-location)和Cook距离图(Cook's distance)(薛毅和陈立萍, 2007), 找出并删除强影响点. 残差散点图和标准化残差绝对值开方图是从因变量(目标区区域平均自然降水量)角度提取异常点, 而Cook距离图

是从自变量(对比区站点降水量)角度提取异常点. 然后, 根据催化数据的降水结构特征(Xue等, 2013), 在剩余的对比单元中选择相似的数据. 最后, 以删除异常点和提高数据质量为目标, 建立数据删除模型(Ronald等, 1992), 改进自然降水量估算模型的拟合优度, 并有效地减小自然降水变异的影响.

图5是副区1中545个非催化对比单元时序数据的第一次影响分析结果. 图5(a)和(b)标出的异常点相同, 序号为82, 267和328; 图5(c)中的异常点为82, 91和423. 去除异常点建立数据删除模型, 拟合优度从原来的0.46提高到0.54; 通过10次影响分析, 拟合优度达到0.61, 改进很明显; 副区2~5的结论类似(表3). 表4对于删除的异常点进行分析, 大于90%分位点的数据量达73%, 大于80%分位点的达87%. 这些异常点往往是强降水单元, 也是自然降水的主要变异点. 删除这些点有助于控制自然降水变异的影响, 因为人工增雨业通常不是针对强降水天气的.

为了检验数据删除模型的效果, 在非催化历史对比数据中随机抽取100个单元进行空白试验. 假设这些单元进行了“催化”, 计算对应的“假效果”. 表5显示, 建立数据删除模型后, “增雨效果”分布在0.67%~26.53%, 平均12.96%, 更接近真实值0. 这说明在检验人工增雨效果时, 数据删除模型可以比传统方法更好地控制自然降水变异的影响.

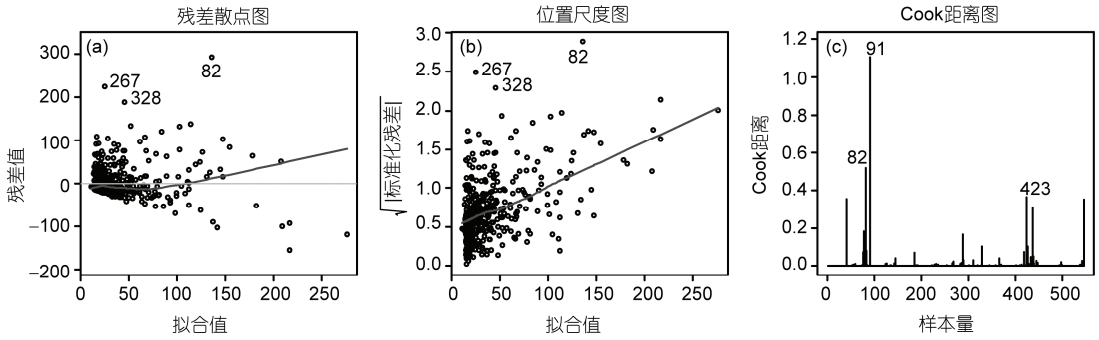


图 5　副区 1 中非催化对比单元时序数据的第一次影响分析

表 3　一般线性回归(第 1 行)和 10 次影响分析后数据删失模型(第 2~11 行)的拟合优度

	副区1	副区2	副区3	副区4	副区5
0	0.46	0.44	0.44	0.62	0.71
1	0.54	0.57	0.45	0.61	0.75
2	0.56	0.61	0.49	0.65	0.77
3	0.6	0.65	0.51	0.66	0.78
4	0.6	0.66	0.52	0.67	0.78
5	0.59	0.67	0.55	0.68	0.78
6	0.56	0.66	0.57	0.68	0.79
7	0.55	0.65	0.59	0.68	0.78
8	0.55	0.66	0.57	0.64	0.79
9	0.59	0.64	0.58	0.65	0.81
10	0.61	0.64	0.58	0.67	0.81

表 4　异常点中强降水值的比例

	n	n_1	n_2	p_1	p_2
副区1	57	40	50	0.7	0.88
副区2	27	22	24	0.81	0.89
副区3	41	31	38	0.76	0.93
副区4	32	25	27	0.78	0.84
副区5	55	32	45	0.58	0.82
平均	42	30	37	0.73	0.87

a) n 是异常点的总数. $n_1(n_2)$是大于降水量 90% (80%)分位点的样本量, $p_1(p_2)$是 $n_1(n_2)$与 n 的比值

表 5　空白试验中传统方法和数据删失模型的效果对比

	平均(%)	最小(%)	最大(%)
传统方法	48.67	1.91	96.04
数据删失模型	12.96	0.67	26.53

3.2　人工增雨效果评估的实证分析

为了进一步验证数据删失模型的效果，从1997~2007年近200个作业影响日中随机抽取了35日进行分析. 和传统方法相比, 数据删失模型的拟合优度显著提高, 绝大部分达到了0.9(表6).

图6给出了传统方法和数据删失模型下上述35例人工增雨作业相对效果的频数分布. 运用数据删失模型后, 估算的增雨效果从区间(–100%, 150%)缩小到区间(–2.65%, 34.89%), 频数分布从(0, 10%)到(30%, 40%)递减. 而图6(a)中相对效果从(–100%, –50%)到(50%, 100%)显示出基本相同的频数, 这和实际情况有较大差距, 因此对应的传统方法很可能不适合这些人工增雨作业的效果分析. 图7探讨了实测降水量和人工增雨效果的关系, 90%的作业个例对应的实测降水量小于10 mm. 在传统方法结果中, 人

表 6　传统方法(下标 1)和数据删失模型(下标 2)对 35 例人工增雨效果的分析比较 a)

编号	日期	y (0.1 mm)	y_1 (0.1 mm)	R_1^2	eff_1 (%)	y_2 (0.1 mm)	R_2^2	eff_2 (%)
1	1997-04-19	4.19	13.91	0.49	–69.88	3.23	0.98	29.88
2	1997-05-07	59.25	40.3	0.82	47.04	48.74	0.89	21.58
3	1997-05-16	6.9	21.09	0.69	–67.29	6.78	0.83	1.78
4	1997-05-28	67.89	36.74	0.71	84.77	57.98	0.99	17.1
5	1997-05-29	27.34	67.56	0.58	–59.54	28.08	0.99	-2.65
6	1997-06-21	4	0	0.77	100	3.83	0.99	4.29
7	1998-04-26	1.31	18.78	0.49	–93.05	1.07	0.72	22.23
8	1998-04-28	205.43	111.46	0.75	84.31	188.32	0.83	9.09
9	1999-06-21	43.41	53.89	0.57	–19.45	36.19	0.9	19.95
10	1999-06-24	50.75	30.81	0.83	64.72	40.22	0.97	26.17
11	2000-06-20	31.95	23.87	0.91	33.87	30.18	0.95	5.86
12	2000-06-29	43.81	45.2	0.81	–3.08	40.31	0.93	8.7
13	2000-07-17	207.03	128.56	0.89	61.03	196.51	0.99	5.35
14	2001-06-07	0.32	5.38	0.83	–94	0.24	0.68	34.89
15	2001-06-30	69.87	59.79	0.82	16.87	66.47	0.86	5.12
16	2002-06-05	9.06	5.66	0.77	60.2	7.58	0.67	19.6
17	2002-06-07	32.52	21.8	0.8	49.15	32.12	0.95	1.25
18	2002-06-11	89.66	94.81	0.89	–5.44	84.59	0.99	5.99
19	2003-05-07	0.34	4.33	0.86	–92.04	0.33	0.91	3.13
20	2003-06-07	37.4	73.34	0.69	–49.01	35.46	0.95	5.47
21	2003-06-23	45.55	78.25	0.73	–41.79	39.41	0.93	15.59
22	2004-05-05	8.09	17.46	0.75	–53.64	8.05	0.93	0.6
23	2004-06-14	0.38	13.01	0.58	–97.12	0.29	0.76	29.63
24	2004-06-29	18.16	61.76	0.69	–70.6	15.6	0.87	16.41
25	2004-07-02	68.93	70.49	0.84	–2.22	64.58	0.97	6.73
26	2004-07-05	85.04	124.58	0.75	–31.74	80.53	0.98	5.6
27	2005-05-05	71.74	18.61	0.63	285.59	66.32	0.95	8.18
28	2005-05-08	98.81	73.09	0.86	35.19	79.57	0.96	24.18
29	2006-04-29	55.43	30.26	0.72	83.16	49.87	0.99	11.15
30	2006-05-09	37.96	18.43	0.75	105.93	36.77	0.69	3.22
31	2006-05-26	7.96	11.25	0.85	–29.22	7.56	0.99	5.29
32	2007-04-20	69.8	60.37	0.73	15.64	62.52	0.98	11.65
33	2007-05-16	185.52	129.26	0.77	43.53	156.49	0.97	18.56
34	2007-05-24	186.72	160.3	0.69	16.48	159.22	0.86	17.27

a) y 是实测降水量, y_1 和 y_2 分别是两种方法下的降水量估计值. eff_1, eff_2 和 R_1^2, R_2^2 分别为两种方法下的催化效果和拟合优度

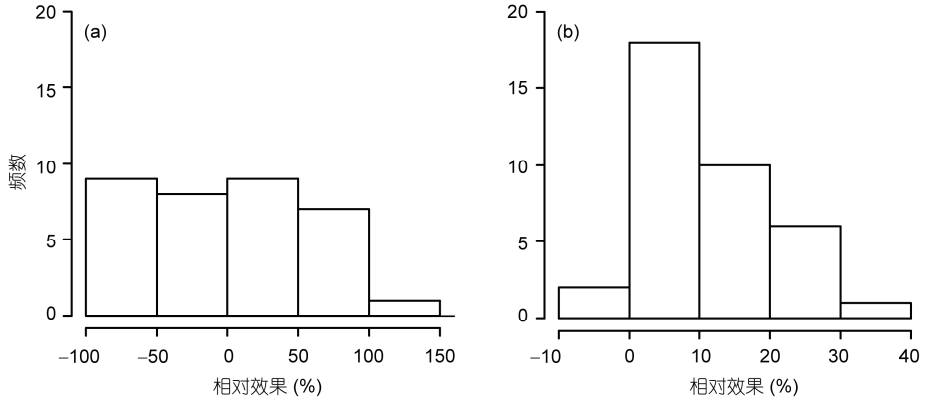


图 6　人工增雨效果的分布

(a) 传统方法; (b) 数据删失模型

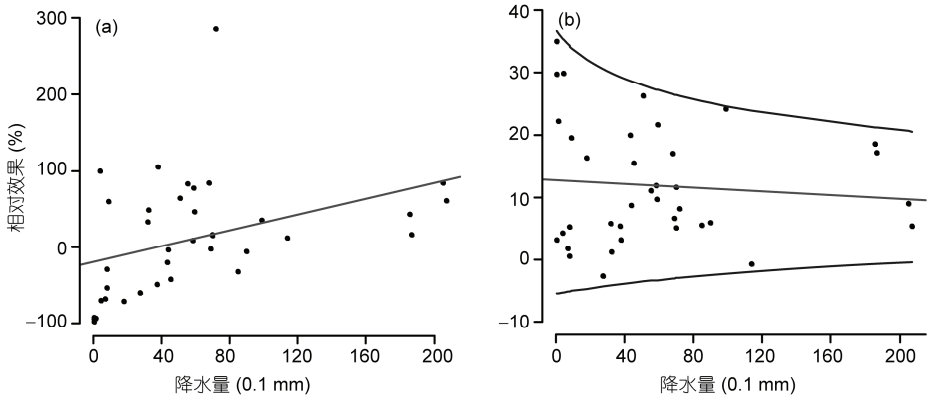


图 7　降水量和人工增雨效果的关系

(a) 传统方法; (b) 数据删失模型

工增雨效果和降水量显著正相关. 数据删失模型中呈现极弱的负相关, 作业效果的波动幅度随着降水量的增加而变小, 因为强降水通常具有较高、较稳定的云水转化效率. 各个弱降水个例的云水转化效率和增雨潜力往往差异大, 造成催化效果差别也较大. 以往的研究(曾光平等, 1991; 叶家东等, 1981)从人工增雨作业的物理机制出发, 认为作业效果和降水量没有显著的线性关系. 但是, 图6(b)和图7(b)显示, 当降水量达到一定程度时, 人工增雨作业的效果波动变小. 因此, 改进后的数据删失模型结果(图6(b)和图7(b))比传统方法分析结果(图6(a)和图7(a))更加可靠.

4　讨论与结论

(1) 将现代统计方法中SPRSQ, PSF和PST2三个统计量引入副区个数的判定, 兼顾降水时空分布特征相似的原则, 把吉林省目标区不固定的非随机化人工增雨效果评估分成6个副区来进行研究.

(2) 建立了一种基于bootstrap的统计数值模拟方法, 研究吉林省作业期的自然降水变异情况. 副区6的降水量和自然降水变异都最大, 副区1~副区5的自然降水变异都分布在±20%以内. 在单次人工增雨效果评估中, 无法忽视自然降水变异的影响. 在置信度80%时, 要检出20%~30%的增雨效果, 作业样本量至少达到370.

(3) 在检验人工增雨的效果时, 有三种方法控制自然降水变异的影响: 增加作业样本量, 删除异常点和选取降水时空分布特征相似的对比单元. 基于后两条原则建立的数据删失模型, 可以改进人工增雨

效果评估, 并通过100例空白试验和35例人工增雨实例进行了验证.

(4) 吉林省人工增雨作业的效果主要分布在(0, 30%), 平均11.95%. 人工增雨作业的效果是综合因素影响的结果, 和降水量大小没有直接联系; 但是, 其波动幅度随着降水量增加逐渐越小. 降水量很少时, 人工增雨的效果差异较大; 降水量达到一定程度时, 人工增雨的效果逐渐趋于稳定.

参考文献

房彬, 班显秀, 肖辉. 2009. 辽宁人工增雨试验区功效研究. 高原气象, 28: 586–593

王婉. 2008. 非随机化人工增雨试验统计检验基本问题研究和方案改进. 北京: 中国气象科学研究院

薛毅, 陈立萍. 2007. 统计建模与R软件. 北京: 清华大学出版社

叶家东, 程克明, 曾光平. 1981. 闽中雨季区域雨量统计特性及人工影响的效果. 气象学报, 39: 474–482

叶家东, 罗幸贫, 曾光平, 等. 1984. 随机试验功效的数值分析. 气象学报, 42: 69–79

岳朝龙, 黄永兴. 2009. SAS与现代经济统计分析. 合肥: 中国科学技术大学出版社

郑国光, 陈跃, 王鹏飞, 等. 2005. 人工影响天气中的关键问题. 北京: 气象出版社

曾光平, 方仕珍, 肖锋. 1991. 1975~1986年古田水库人工降雨效果总分析. 大气科学, 15: 97–108

曾光平, 刘峻. 1993. 人工降水试验效果检验的统计模拟方法研究. 气象学报, 51: 241–247

曾光平, 张长安, 李茂仓. 2000. 人工降水方案统计设计的统计数值模拟方法研究. 大气科学, 24: 131–141

曾光平, 郑行照, 方仕珍, 等. 1994. 非随机化人工降雨试验效果评价方法研究. 大气科学, 18: 233–242

Abbas A, Mustafa A. 1999. Syrian rain enhancement project (1991-1998). In: Secretariat of World Meteorological Organization, eds. 7th WMO Scientific Conference on Weather Modification. Chiang Mai, Thailand. 118–120

Anthony R O, William L W. 1975. On the effect of natural rainfall variability and measurement errors in the detection of seeding effect. J Appl Meteorol, 14: 929–938

Beare S, Chambers R, Peake S. 2010. Accounting for spatiotemporal variation of rainfall measurements when evaluating ground-based methods of weather modification. Centre for Statistical and Survey Methodology, University of Wollongong, Working Paper

Dikta G, Kvesic M, Schmidt C. 2006. Theory and Methods-Bootstrap Approximations in model checks for binary data. J Am Stat Assoc, 101: 521–530

Gabriel K R, Chin F H. 1980. Power study of re-randomization test. In: Secretariat of World Meteorological Organization, eds. 3rd ed. WMO Scientific Conference on Weather Modification. Clemont- Ferrand, France. 21–25

Gabriel K R. 1979. Some statistical issues in weather experimentation. Commun Stat-Theor M, 8: 975–1015

Geerts B, Miao Q, Yang Y, et al. 2010. An airborne profiling radar study of the impact of Glaciogenic cloud seeding on snowfall from winter orographic clouds. J Atmos Sci, 67: 3286–3302

Gerhard D, Sundarraman S, Thorsten W. 2013. Bootstrap based model checks with missing binary response data. Stat Probabil Lett, 83: 219

Hsu C F, Gabriel K R, Changnon S A. 1981. Statistical techniques and key issues for the evaluation of operational weather modification. J Weather Modif, 13: 195–199

John A F, William L W, Robert W B, et al. 1981. Comments on “FACE rainfall results: Seeding effect or natural variability?” J Appl Meteorol, 20: 98–107

Kempthorne O, Doerfler T E. 1969. The behavior of some significance tests under experimental randomization. Biom, 56: 231–248

Manton M J, Warren L, Kenyon S L, et al. 2011. A confirmatory snowfall enhancement project in the snowy mountains of Australia. Part I: project design and response variables. J Appl Meteorl Climatol, 50: 1432–1447

Ronald C, Larry M P, Wesley J. 1992. Case-deletion diagnostics for mixed models. Technometrics, 34: 38–45

Rosenfeld D, Axisa D, Woodley W L, et al. 2010. A quest for effective hygroscopic cloud seeding. J Appl Meteorl Climatol, 49: 1548–1562

Salvam A M, Murty A S R, Murty B V R. 1979. Numerical simulation of cloud seeding experiments in Maherashtra State, India. J Weather Modif, 11: 116–140

Sarah A T, Roelof T B, Courtney W, et al. 2012. The Queensland cloud seeding research program. Bull Amer Meteorol Soc, 93: 75–90

Schickedanz P T, Huff F A. 1971. The design and evaluation of rainfall modification experiments. J Appl Meteorol, 10: 502–514

Xue L, Hashimoto A, Murakami M, et al. 2013. Implementation of a silver iodide cloud an airborne profiling radar study of the impact of glaciogenic cloud seeding seeding parameterization in WRF. Part I: Model description and idealized 2D sensitivity tests. J Appl Meteorl Climatol, 52: 1433–1457