

王黎俊 银燕 郭三刚 等. 2012. 基于气候变化背景下的人工防雹效果统计检验: 以青海省东部农业区为例[J]. 大气科学学报, 35(5): 524-532.
Wang Li-jun, Yin Yan, Guo San-gang, et al. 2012. A statistics evaluation of hail suppression effect under the background of climate change: A case study of east agricultural region in Qinghai Province[J]. Trans Atmos Sci, 35(5): 524-532. (in Chinese)

基于气候变化背景下的人工防雹效果统计检验: 以青海省东部农业区为例

王黎俊^{1,2}, 银燕¹, 郭三刚², 林春英², 龚静²

(1. 南京信息工程大学 中国气象局大气物理与大气环境重点开放实验室, 江苏 南京 210044;

2. 青海省人工影响天气办公室, 青海 西宁 810001)

摘要: 采用青海省东部农业区 1961—2010 年 6—9 月雷暴日数、降雹日数及雹灾面积资料, 利用气候变化趋势分析、历史回归分析及显著性检验等方法, 分析了近 50 a 雷暴日数、降雹日数的变化趋势, 以雷暴日数变化趋势的最优显著性拟合值为自变量预测了降雹日数的自然变化趋势, 并由降雹日数趋势值与自然趋势期望值的差异显著性检验定性说明了气候变化背景下人工防雹效果, 通过雷暴日数和雹灾面积的历史回归分析及显著性检验定量估计了人工防雹效果。结果表明: 在自然背景也发生同样趋势性变化的情况下, 降雹日数在 1961—1990 年没有显著的减少趋势, 未能检验出显著的人工防雹效果; 1991—2010 年减少趋势显著, 通过了 0.001 信度的显著性检验, 人工防雹效果显著。1991—2010 年青海省东部农业区平均人工防雹减灾率为 52.6%, 可信度为 95%, 但具体年份之间差异较大。

关键词: 人工防雹效果; 统计检验; 雷暴日数; 降雹日数; 雹灾面积

中图分类号: P482 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-7097(2012)05-0524-09

A statistics evaluation of hail suppression effect under the background of climate change: A case study of east agricultural region in Qinghai Province

WANG Li-jun^{1,2}, YIN Yan¹, GUO San-gang², LIN Chun-yin², GONG Jin²

(1. Key Laboratory for Atmospheric Physics and Environment of China Meteorological Administration, NUIST, Nanjing 210044, China;

2. Weather Modification Office of Qinghai Province, Xining 810001, China)

Abstract: Base on the thunderstorm days, hail days and hail damage area data in east agricultural region of Qinghai Province from June to September from 1961 to 2010, the climate change trend, regressive analysis and significance test methods are used to analyse the tendency of thunderstorm days and hail days in recent fifty years. The natural variation tendency of hail days is forecasted with the optimum fitting value of thunderstorm days tendency as independent variable. The effect of artificial hail suppression under the background of climate change is qualitatively illustrated based on the significant difference between the tendency and natural trend of hail days. Meanwhile, the effect of artificial hail suppression is quantitatively analyzed based on the regressive analysis and significance test of the thunderstorm days and hail damage area. Results show that: 1) The hail days has no an obvious decreasing trend from 1961 to 1990 under the same trend of background of climate change, therefore the artificial hail suppression effect is not remarkable. In contrast, the change trend of hail days from 1991 to 2010 decreases notably, with a significance level of 0.001, proving that the artificial hail suppression effect is

收稿日期: 2011-07-11; 改回日期: 2012-05-03

基金项目: 高等学校博士学科点专项科研基金博导类资助课题(20113228110002)

作者简介: 王黎俊(1975—), 男, 青海民和人, 博士生, 副研级高工, 研究方向为云降水物理和人工影响天气, srshine@163.com.

remarkable. 2) There exists some fluctuations in some years, but the average rate of artificial hail suppression and mitigation is 52.6% with the 95% confidence level in east agricultural area of Qinghai Province from 1991 to 2010.

Key words: effect of artificial hail suppression; statistical test; thunderstorm days; hail days; hail damage area

0 引言

青海省东部农业区是国内雷暴发生频繁、雹灾高发的地区之一(赵仕雄和李正贵,1991;陈思蓉等,2009)。人工防雹是青海省气象部门重要的防灾减灾服务项目。客观、科学、准确地评价人工防雹的效果是人工防雹研究的一个重要工作,也是一个极其复杂困难的问题。但目前还没有一种公认的、完全令人信服的科学检验方法。现有的人工防雹效果检验主要有三种方法,即统计检验、物理检验和数值模拟理论分析。统计检验易于实施,效果直观,是最常用的方法(李大山等,2002)。

按目前效果检验的实践,统计检验可分为非随机化试验和随机化试验(盛裴轩等,2003)。由美国于1972—1974年在科罗拉多东北部进行的国家冰雹研究试验(NHRE)和由瑞士、法国、意大利于1977—1981年在瑞士中部联合进行的瑞士4号大型人工防雹试验(Grossversuch IV)是著名的随机化试验。以双边检验90%的置信水平,NHRE试验结果排除了人工防雹效果超过60%的说法(Knight et al.,1979)。人们从Grossversuch IV的试验结果中也未检验出显著的人工防雹效果(Federer et al.,1986)。由前苏联于1986—1990年在北高加索中部地区进行的综合冰雹试验结果表明,现代化的业务性人工防雹对所有类型的冰雹过程存在正的催化效果,可信度为95%,平均雹灾减少量为75%~89%(龚乃虎,1991)。但前苏联的人工防雹试验是非随机化的,效果的估计是通过保护区和未保护区农作物损失情况的统计结果做对比分析得到的(盛裴轩等,2003)。随机化试验虽然是科学界公认的科学评价方法,但由于要放弃一半左右的作业机会,需要多年大量的作业样本,而且极值对效果的重要影响还难以避免(黄美元等,2000),所以使得这一方案在业务性人工防雹作业中难以实施(章澄昌,1998)。因此,在大范围开展业务性人工防雹作业的地区通常采用非随机化试验,即非随机化统计检验。

在近期国外的非随机化试验研究中,Smith et al.(1997)采用谷物雹灾保险资料,以1924—1975年为历史期,检验了美国北达科他州人工影响云计划(NDCMP)1976—1988年的人工防雹效果,结果表明雹灾减少量为45%。Eklund et al.(1999)也采用谷物雹灾保险资料检验了美国堪萨斯州西部地区人工影响天气计划(WKWMP)的防雹效果,其雹灾减少量为27%。Dessens(1998)采用多年测雹板网资料研究了法国西南部地面催化的人工防雹效果,发现冰雹减少量与人工防雹催化量呈线性相关关系,冰雹减少量约为45%。

国内早在20世纪70年代末,黄美元和亢雪巧(1978)就提出了对人工防雹前后的年降雪日或雹灾面积进行统计对比的检验方法,但随后相关的研究却很少。目前,国内一些地方的人工防雹效果都只进行了单一统计量的统计检验分析(王雨曾和王文乐,1995;宓建业和吴新,1996;王雨曾等,1996;秦长学和刘玉超,2001;李斌和胡寻伦,2006;丁文魁等,2007;龚静和王青川,2008;邱雪清等,2010;王秋香等,2010)。同时,由于对雹灾的调查及资料收集不足等原因,对人工防雹减灾效果进行定量化估计分析研究也较为缺乏(王柏忠等,2009)。

从统计学角度上,时间序列统计资料年代越长,统计意义越佳。但资料年代越长,其气候变化(如周期性波动或趋势性变化)因素就凸现出来。对单一统计量只进行简单的前后对比分析来说明人工防雹效果是缺乏说服力的(黄美元等,2000),所检验出的显著性可能仅仅是由于自然气候变化引起而已。

基于以上考虑,本文采用青海省东部农业区1961—2010年50a的6—9月雷暴日数、降雪日数及雹灾面积资料,利用气候变化趋势分析、回归分析和显著性检验等方法,分析在一定气候背景变化条件下人工防雹效果的显著性,并在此基础上探索定量化估计人工防雹减灾面积的方法,以期对目前人工防雹效果统计检验方法改进做一点探索。

1 资料和方法

1.1 资料及年代分段

青海省东部农业区雹灾集中发生在 6—9 月(赵仕雄和李正贵,1991;张国庆和刘蓓,2006),共有 12 个县实施人工防雷作业。其中,门源县从 2007 年开展人工防雷作业,而平安县在 1989 年后才有气象观测资料,其余 10 县从 1961 年后均有连续的气象观测资料。因此选取东部农业区 10 个地面气象台站(大通、湟中、湟源、乐都、互助、民和、循化、化隆、尖扎、同仁)1961—2010 年 6—9 月雷暴日数、降雹日数资料(由青海省气候中心提供)。上述 10 县 1961—1991 年 6—9 月雹灾面积资料来源于各县农业及人工影响天气部门,1992—2010 年 6—9 月雹灾面积资料由青海省人工影响天气办公室根据灾情上报资料汇总整理提供。资料经过反复核对确认,排除了可能的人为误差影响。另外,从 20 世纪 60 年代至今,青海省东部农业区耕地面积总量波动幅度较小(蒋贵彦和刘峰贵,2007;李穗英和孙新庆,2009),对雹灾面积变化的影响可以忽略不计。

青海省东部农业区零散的土炮、土火箭防雷作业开始于 20 世纪 50 年代末,但一直效果甚微。1978 年后实施“三七”高炮人工防雷作业,但高炮数量只有 50~60 多门,作业控制区面积有限,上述 10 县炮控区面积占耕地总面积的平均比例不足 40%。1991 年高炮数量跃增至 100 多门,开始了成规模、系统性的现代化人工防雷作业。2010 年上述 10 县炮控区面积占耕地总面积的比例达 78.6%。由此,将青海省东部农业区人工防雷分为 1961—1977、1978—1990、1991—2010 年三个阶段,分别进行统计分析。

1.2 基本统计检验和回归分析方法

1) 柯尔莫哥洛夫分布函数拟合度法(简称 K-S 检验)。用 K-S 检验法检验样本总体分布是否服从正态分布(叶家东和范蓓芬,1982;具体步骤略)。

2) t -检验法。主要用于样本容量较小(如 $n < 30$)、总体标准差(σ)未知的正态分布或近似正态分布资料。分为单边 t -检验和双边 t -检验。可根据不同的统计需求,引入不同的 t -统计量(t 值)和自由度 ν ,选择不同 t -检验法。

单边等方差 t -检验(黄美元和亢雪巧,1978;李斌和胡寻伦,2006)为

$$t_{2\alpha} = \frac{\bar{Y} - \bar{X}}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_Y^2 + (n_2 - 1)s_X^2}{n_1 + n_2 - 2}} \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}, \quad \nu = n_1 + n_2 - 2. \quad (1)$$

式中: \bar{Y} 和 \bar{X} 、 S_Y^2 和 S_X^2 、 n_1 和 n_2 分别是统计目标变量和对比变量的平均值、方差、样本容量。当 $n_1 = n_2 = n$ 时,(1)式可简化为

$$t_{2\alpha} = \frac{\bar{Y} - \bar{X}}{\sqrt{s_Y^2 + s_X^2}} \quad \nu = 2n - 2. \quad (2)$$

相关系数显著性 t -检验(叶家东和范蓓芬,1982)为

$$t_{\alpha} = r \sqrt{\frac{\nu}{1 - r^2}} \quad \nu = n - 2. \quad (3)$$

式中: r 为两组样本容量相等的独立样本的相关系数。

由自由度 ν 、 t -统计量,计算 t -分布概率密度函数(公式略)值,判定显著性水平 α 。

3) F -检验法。主要通过比较两个及两个以上样本的方差(S^2),以确定它们的总体方差是否有显著性。根据资料统计设计不同,采用不同的 F -统计量(F 值)和自由度(ν_1 、 ν_2)。对于样本容量相等($n_x = n_y = n$)的两独立样本,等方差 F -检验(叶家东和范蓓芬,1982)为

$$F = \frac{S_Y^2}{S_X^2} \quad \nu_1 = n - 1 \quad \nu_2 = n - 1. \quad (4)$$

线性回归方程显著性 F -检验(叶家东和范蓓芬,1982)为

$$F = \frac{b^2 S_X^2 / \nu_2}{(S_Y^2 - b^2 S_X^2) / \nu_1} \quad \nu_1 = n - 2 \quad \nu_2 = 1. \quad (5)$$

式中: S_Y^2 和 S_X^2 分别是统计目标变量和对比变量的方差; b 为线性回归斜率系数(见式(7))。

由自由度(ν_1 、 ν_2)、 F -统计量,计算 F -分布概率密度函数(公式略)值,判定显著性水平 α 。

4) 一元线性回归法。回归方程 $\hat{Y} = a + bX$ 。其中,回归系数(叶家东和范蓓芬,1982;马开玉等,2004)为

$$a = \bar{Y} - r \bar{X} \frac{S_Y}{S_X}, \quad (6)$$

$$b = r \frac{S_Y}{S_X}, \quad (7)$$

$$Y = \hat{Y} + e = a + bX + e. \quad (8)$$

式中: \bar{X} 和 \bar{Y} 、 S_X 和 S_Y 、 r 分别为自变量和因变量平均值、标准差、相关系数。 e 为回归模型随机误差,可用预测标准误差(standard error of estimate, E_{SE})

说明其系统误差(徐俊增等 2006),

$$E_{SE} = \sqrt{\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2} \quad (9)$$

为便于统计检验的计算处理,并提高业务实用性,编写专用程序系统对以上及下文中所有的统计检验进行自动计算。

2 基于气候变化背景下的人工防雹效果显著性分析

冰雹云一般都伴有强烈的雷电活动(周崑等, 2005)。在常规地面气象观测资料中,雷暴日数是唯一能反映冰雹自然背景情况的观测量。主要针对雷暴天气的人工防雹作业能抑制或减少冰雹的出现,可能使降雹日数减少。雷暴日数和降雹日数必然存在着一定的关联性,而人工防雹的影响可能使这种关联性发生一定的变化。相对于以往对降雹日数只进行人工防雹前后对比的统计检验方法,本文进行改进的基本思路是:1)假定1——降雹日数的变化由自然气候变化和人工影响变化共同构成;假定2——雷暴日数是引起降雹日数自然变化的唯一自变量,即可以由较长时间序列的雷暴日数变化趋势预测出降雹日数的自然气候变化趋势。2)为确保雷暴日数与降雹日数之间显著的关联性,本文以二者变化趋势的相关性来考察该关联性。变化趋势分别以最优相关显著的拟合线来表示,即以最优趋势拟合线值表示趋势值。3)在满足一定相关显著性的前提下,由未实施或零散实施人工防雹作业期的雷暴日数和降雹日数的趋势值进行历史回归分析,预测出实施人工防雹作业年份降雹日数的自然

气候变化趋势值(简称自然趋势期望值)。4)对比分析人工防雹作业年份降雹日数趋势值和自然趋势期望值,并检验其差异显著性。由此定性说明人工防雹的总体效果。

2.1 雷暴日数和降雹日数的变化趋势分析

图1给出了青海省东部农业区近50 a来6—9月雷暴日数和降雹日数的年际变化趋势。由图1可见,雷暴日数和降雹日数近50 a的线性倾向线(判定系数 $R^2 = 0.395, 0.481$, 均通过 $\alpha = 0.05$ 的显著性检验)都呈现显著减少趋势。雷暴日数线性变率为 $-2.8 \text{ d}/(10 \text{ a})$, 与1961年基值比为 $-8.7\%/(10 \text{ a})$ 。降雹日数线性变率为 $-0.7 \text{ d}/(10 \text{ a})$, 与1961年基值比为 $-14.3\%/(10 \text{ a})$ 。6阶多项式(解析式 $k_i = a_6 i^6 + a_5 i^5 + a_4 i^4 + a_3 i^3 + a_2 i^2 + a_1 i + a_0$, $i = 1, \dots, n$, $n = 50$)使雷暴日数和降雹日数变化趋势的拟合均保持了最优相关显著性($R^2 = 0.539, 0.584$, 均通过 $\alpha = 0.005$ 显著性检验)。雷暴日数与降雹日数的6阶多项式拟合曲线变化基本一致。近50 a来,除20世纪80年代略有向上的波动外,雷暴日数和降雹日数均呈现显著的减少趋势,其中20世纪90年代后的减少趋势尤为明显。

上述分析表明,近50 a在冰雹产生的自然背景——雷暴天气呈显著减少趋势的情况下,只将人工防雹作业期前后降雹日数进行统计对比来说明人工防雹效果,显然缺乏说服力,必须进行必要的处理,以反映出降雹日数年际变化中本身所包含的自然气候变化情况。

2.2 预测降雹日数自然变化趋势

以相关显著性最优的6阶多项式拟合线作为雷

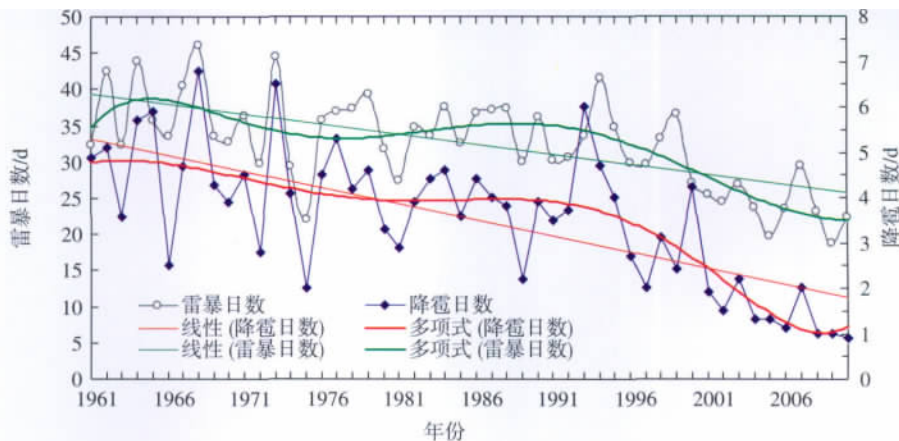


图1 1961—2010年6—9月雷暴日数、降雹日数的年际变化

Fig. 1 Interannual variations of thunderstorm days and hail days from June to September during 1961—2010

暴日数和降雹日数近 50 a 的变化趋势线,表 1 给出了 6 阶多项式拟合系数。由该系数及其解析式可分

表 1 1961—2010 年 6—9 月雷暴日数、降雹日数变化趋势 6 阶多项式的拟合系数

Table 1 Polynomial fitting coefficients of six order for the thunderstorm days and hail days from June to September during 1961—2010

	a_6	a_5	a_4	a_3	a_2	a_1	a_0
雷暴日数	-8.004×10^{-8}	1.558×10^{-5}	-1.135×10^{-3}	3.820×10^{-2}	-5.948×10^{-1}	3.547	31.703
降雹日数	1.183×10^{-8}	-1.313×10^{-6}	4.309×10^{-5}	-2.215×10^{-4}	-9.167×10^{-3}	5.994×10^{-2}	4.735

将 1961—1977 年零散人工防雷作业期作为基本未受人工影响的自然历史期,进行历史回归分析,确定雷暴日数趋势值与降雹日数自然趋势值的函数关系,预测降雹日数的自然趋势期望值。图 2 给出了 1961—1977 年 6—9 月雷暴日数趋势值与降雹日数趋势值的线性回归线。判定系数 $R^2 = 0.938$,通过 0.001 信度的显著性检验,线性回归模型拟合显著。预测标准误差 (E_{SE}) 仅为 0.078。

由线性回归方程及 1961—2010 年雷暴日数趋势值,计算出 1961—2010 年降雹日数自然趋势期望值。图 3 给出了 1961—2010 年 6—9 月雷暴日数趋势值、降雹日数趋势值及自然趋势期望值。降雹日数自然趋势期望曲线较好地反映了降雹日数的自然气候变化趋势。由于回归模型良好的显著性,降雹日数趋势值曲线与自然趋势期望值曲线在 1963—1977 年基本重合。1961—2010 年降雹日数自然趋势期望值曲线和雷暴日数趋势值曲线变化形态基本一致。仅在 1991—2010 年存在一些差异,原因主要是该时段雷暴日数趋势值较 1961—1977 年明显减小,使预测标准误差 (E_{SE}) 所占比重增大所致。

将图 3 中降雹日数趋势值曲线与自然趋势期望值曲线相比较,可以直观地看出 1978 年后二者明显

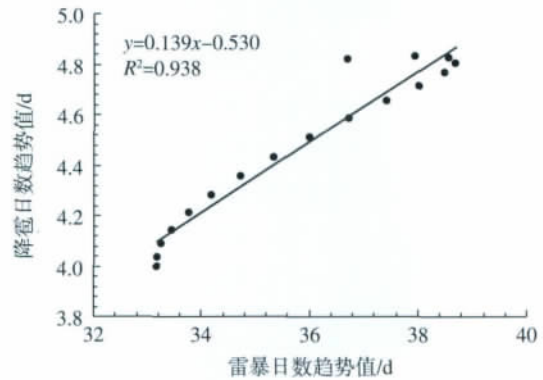


图 2 1961—1977 年 6—9 月雷暴日数趋势值和降雹日数趋势值的线性回归线

Fig. 2 Linear regression model of the trend value of thunderstorm days and hail days from June to September during 1961—1977

的差异,即 1978 年以后降雹日数的减少趋势较其自然减少趋势更趋明显。进一步进行差异显著性检验,以说明其统计学意义。

2.3 降雹日数趋势值和自然趋势期望值的差异显著性检验

采用单边等方差 t -检验。该检验法的前提条件是统计量要服从正态分布,并要求不改变总体方差。

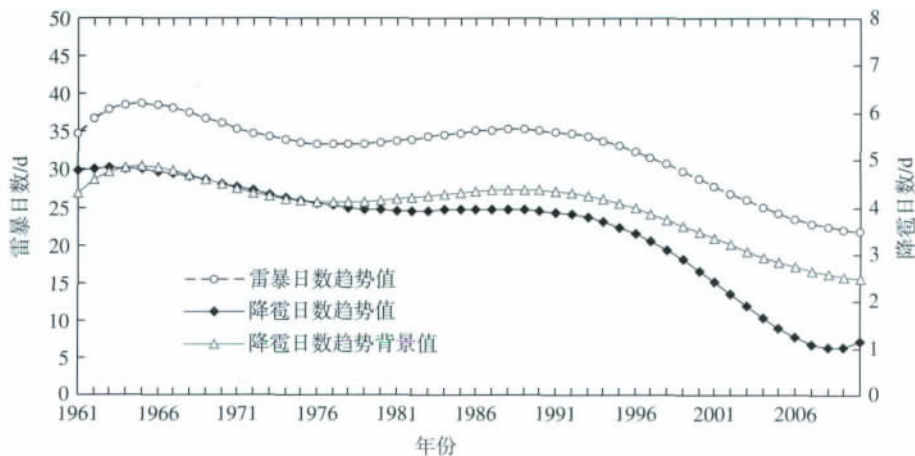


图 3 1961—2010 年 6—9 月雷暴日数趋势值、降雹日数趋势值及降雹日数自然趋势期望值的年际变化

Fig. 3 The interannual variations of the trend values of thunderstorm days and hail days, and the natural trend expected values of hail days from June to September during 1961—2010

但 1978—1990 年降雹日数趋势值与自然趋势期望值未通过等方差 F -检验 ($F = 0.04$, $\nu_1 = \nu_2 = 12$, 未通过 $\alpha = 0.15$ 显著性检验), 不能符合该单边等方差 t -检验的前提条件。因此, 以检验 1961—1990 年这两组统计量的差异显著性来说明 1978—1990 年时段的人工防雷效果。

表 2 列出了 1961—1990、1991—2010 年降雹日数趋势值和自然趋势期望值的 K-S 检验、等方差 F -检验及单边等方差 t -检验的各项参数。 X_i 、 Y_i 分别表示降雹日数自然趋势期望值、趋势值序列。 X_0 、 Y_0 分别为降雹日数自然趋势期望值和趋势值的 K-S 统计量 $k(x)$ 为 K-S 分布概率密度函数, $1 - k(x)$ 为 K-S 拟合度。由 (4) 式计算 F 值及自由度 (ν_1 , ν_2), 由 (2) 式计算 t 值及自由度 ν 。

由表 2 可见, 1961—1990 年降雹日数趋势值和自然趋势期望值的 K-S 拟合度均高于 90%, 均符合正态分布。在 $\alpha = 0.025$ 的显著性水平下通过等方差 F -检验。满足差异显著性检验的前提条件。但是在 $\alpha = 0.05$ 的显著性水平下未能通过单边等方差 t -检验, 表明 1961—1990 年降雹日数趋势值和自然趋势期望值差异不显著, 即 1961—1990 年降雹日数变化趋势在其自然背景也发生同样趋势性变化的情况下并未出现显著变化, 未能检验出显著的人工防雷效果。1991—2010 年降雹日数趋势值和自然趋势期望值的 K-S 拟合度分别可达 95%、99% 以上, 在 $\alpha = 0.025$ 的显著性水平下通过等方差 F -检验, 并且通过了显著性水平 $\alpha = 0.001$ 的差异显著性检验, 表明 1991—2010 年降雹日数在其自然背景也发生同样趋势性变化的情况下出现了显著的减少趋势, 可信度达 $1 - \alpha = 99.9\%$ 。从而可认为 1991—2010 年人工防雷作业总体效果显著。

3 人工防雷作业效果定量化估计

青海省东部农业区雹灾面积与冰雹频数之间关联度较为密切(张国庆和刘蓓, 2006), 雷暴与冰雹有着紧密的联系, 雷暴日数与降雹日数的相关分析表明二者呈正相关(李照荣等, 2005)。因此, 可以表 2 降雹日数趋势值和自然趋势期望值差异显著性检验的参数

Table 2 The significance test parameters of difference between the trend values and the natural trend expected value of hail days

时段	K-S 检验				等方差 F -检验				单边等方差 t -检验		
	X_0	$1 - k(X_0)$	Y_0	$1 - k(Y_0)$	F	ν_1	ν_2	α	$t_{2\alpha}$	ν	α
1961—1990 年	0.535	>90%	0.569	>90%	2.074	29	29	<0.025	1.468 2	58	>0.05
1991—2010 年	0.426	>99%	0.496	>95%	2.691	19	19	<0.025	3.428 0	38	<0.001

通过雷暴日数反映雹灾面积的自然变化(非人工影响)情况。相对于以往仅对人工防雷前后的雹灾面积资料进行统计对比并给出一定定量化防雷效果的统计检验方法而言, 本文进行改进的基本思路是: 1) 以可反映冰雹产生自然背景的雷暴日数为自变量, 以可直接反映人工防雷效果的雹灾面积为因变量。2) 在满足统计检验前提条件的情况下, 以未实施人工防雷或效果不显著的年代为历史期, 进行线性回归分析, 逐年预测出人工防雷作业年份雹灾面积的自然期望值, 并计算自然期望值与人工防雷作业年份雹灾面积实际值的差值。3) 通过显著性检验, 可认为具有一定可信度的该差值是由非自然因素导致的人工影响变化值, 并将该差值定义为人工防雷减灾面积。由此定量化估计说明人工防雷效果。

图 4 给出了 1961—2010 年 6—9 月雷暴日数和雹灾面积的年际变化情况。从 20 世纪 60 年代至今, 雹灾面积有明显减少的趋势。1961—1990 年雷暴日数和雹灾面积变化幅度较小且变化稳定, 差异系数(coefficient of variance C_v) 分别为 0.15、0.14, 甚小于 1。但在 20 世纪 90 年代后雹灾面积的减少趋势明显大于雷暴日数, 且出现突变或极值的频率也有所增加。

3.1 历史回归分析方案的设计

由 2.3 节的分析结果, 同时为确保历史资料保持足够长度, 将 1961—1990 年作为历史期。在确保历史资料服从正态分布(或近似正态分布)且具有相关显著性的基础上, 进行线性回归分析, 估算 1991—2010 年现代化人工防雷作业期逐年人工防雷减灾面积, 并检验其可信度。以 X_i 、 Y_i 分别表示 1961—1990 年 6—9 月雷暴日数、雹灾面积, $i = 1, \dots, 30$ 。即 $n = 30$ 。 X_j 、 Y_j 分别表示 1991—2010 年 6—9 月雷暴日数和雹灾面积, $j = 1, \dots, 20$ 。为减少回归分析所造成的系统误差, 将雹灾面积单位换算为 10^3 hm^2 , 以与雷暴日数值同数量级。具体分析步骤如下:

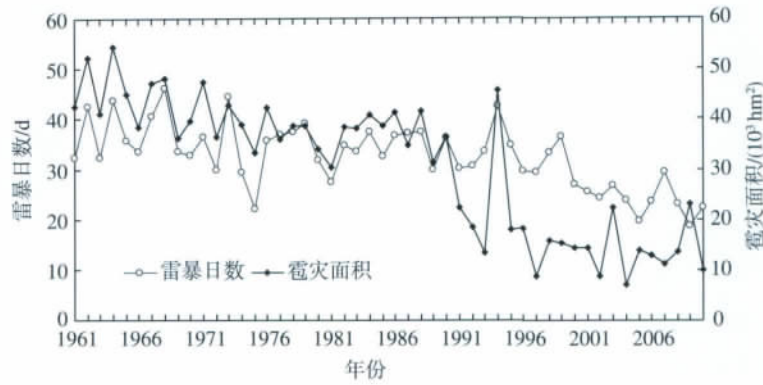


图 4 1961—2010 年 6—9 月雷暴日数和雹灾面积的年际变化

Fig.4 Interannual variations of thunderstorm days and hail damage area from June to September during 1961—2010

1) 用 K-S 检验法检验 X_i, Y_i 总体分布是否服从正态分布。

2) X_i, Y_i 相关系数显著性检验。检验 X_i, Y_i 总体是否存在显著的相关性。由公式 (3) 计算 t 值及自由度 ν ,并判定显著性水平 α 。

3) 回归方程及其显著性检验。由公式 (6)、(7)、(9) 确定一元线性回归系数方程及预测标准误差 (E_{SE})。由公式 (5) 计算 F 值及自由度 ν ,并判定显著性水平 α 。

4) 人工防雷减灾面积及其显著性检验。

人工防雷减灾面积为

$$\Delta Y_j = \hat{Y}_j - Y_j \quad (10)$$

其中: $\hat{Y}_j = a + bX_j$ 。

人工防雷减灾率为

$$E_j = (\Delta Y_j) / \hat{Y}_j \quad (11)$$

式中: \hat{Y}_j 为期望值。所确定的人工防雷减灾面积 ΔY_j 是否是由于人工影响的结果,抑或仅仅是雹灾面积的自然变差所致,必须要检验其统计显著性。采用叶家东和范蓓芬 (1982) 给出的单次试验效果检验基本公式:

$$t_{2\alpha_j} = \frac{\Delta Y_j S_X / S_Y}{\sqrt{(1 - r^2) (n^2 - 1) S_X^2 (X_j - \bar{Y})^2 / (n(n - 2))}} \quad (12)$$

$\nu = n - 2$ 。

由 t 值、自由度 ν ,计算 t -分布概率密度函数值,并判定显著性水平 α 。

3.2 人工防雷减灾面积定量化估计结果

表 3 中给出了对历史资料进行 K-S 检验、相关系数检验及回归方程显著性检验的结果。 X_i, Y_i 序列因样本容量较大 ($n = 30$) 服从近似正态分布 (K-S 拟合度 $>85\%$ 、 $>90\%$)。相关系数显著性检验和线性回归方程显著性检验的结果一致,均能通过 $\alpha = 0.001$ 的显著性检验。表明 1961—1991 年 6—9 月的雷暴日数与雹灾面积具有显著的相关性和线性代表性,可利用线性回归方程进行人工防雷效果的估算。

图 5 给出了历史资料 X_i, Y_i 的线性回归线及预测标准误差线。预测标准误差 $E_{SE} = 3.81$,与 \bar{Y} 比值为 9.5% ,可在一定程度上反映该线性回归方程所产生的系统误差。

图 6 给出了 1991—2010 年逐年人工防雷减灾面积及预测标准误差。可见,1991—2010 年人工防雷减灾面积并不稳定,逐年变化很大。1994 年出现近 20 a 雹灾面积的最大值,也是雷暴日数的最大值,但 $t = 0.167$,显著性水平 $\alpha > 0.55$,未检验出显著的人工防雷效果;2009 年出现近 20 a 雹灾面积的次大值,雷暴日数为 18.6 d ,人工防雷减灾率为 13.8% $t = 1.129$ $\alpha > 0.15$,也未检验出显著的人工

表 3 1961—1990 年 6—9 月雷暴日数和雹灾面积回归分析的检验参数

Table 3 The test parameters for the regressive analysis of thunderstorm days and hail damage area from June to September during 1961—1990

K-S 检验				相关系数显著性 t -检验			线性回归方程显著性 F -检验			
x_o	$1 - k(x_o)$	y_o	$1 - k(y_o)$	t_α	ν	α	F	ν_1	ν_2	α
0.609	85.5%	0.531	94.0%	5.599	28	<0.001	31.35	28	1	<0.001

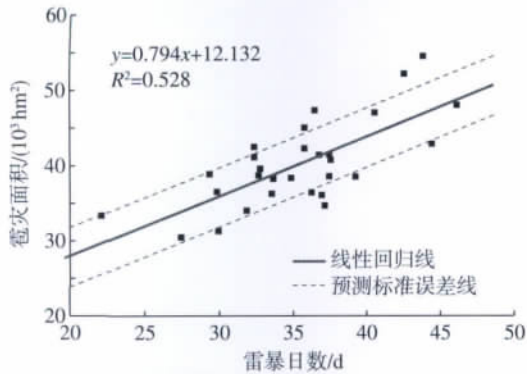


图 5 1961—1990 年 6—9 月雷暴日数与雹灾面积的线性回归及预测标准误差

Fig. 5 Linear regression model and SSE(standard error of estimate) of thunderstorm days and hail damage area from June to September during 1961—1990

防雹效果。除 1994 和 2009 年外,其他各年份的人工防雹减灾面积均能通过 $\alpha = 0.05$ 的显著性检验。其中 2004 年雹灾面积是近 20 a 的最小值,雷暴日数为 23.7 d,人工防雹减灾率(E)达 77.2%,是近 20 a 最大值。由 1991—2010 年雷暴日数年平均值 $\bar{X} = 28.2$ d、雹灾面积年平均值 $\bar{Y} = 16.37 \times 10^3 \text{ hm}^2$,可定量估计出 1991—2010 年近 20 a 平均人工防雹减灾面积 $\Delta\bar{Y} = 18.15 \times 10^3 \text{ hm}^2$,平均人工防雹减灾率 $\bar{E} = 52.6\%$,可信度为 95%。以上估算结果表明,该方法在青海省东部农业区有较好的适用性。

4 结论与讨论

1) 提出了基于气候变化背景下的人工防雹效果定性分析方法。该方法以雷暴日数变化趋势拟合值为自变量预测人工防雹作业年代降雹日数的自然变化趋势,并与实际变化趋势进行差异显著性检验,由此定性说明气候变化背景下人工防雹的总体效果

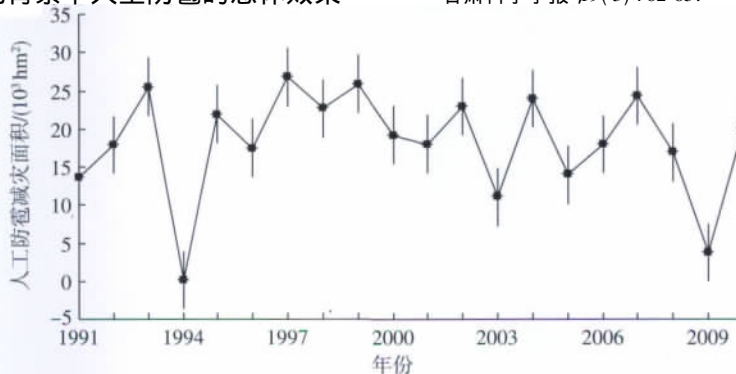


图 6 1991—2010 年人工防雹减灾面积及预测标准误差的年内变化

Fig. 6 The interannual variations of artificial hail suppression area and E_{SE} (standard error of estimate) during 1991—2010

显著性。结果表明,在其自然背景也发生同样趋势性变化的情况下,降雹日数在 1961—1990 年未出现显著的减少趋势,未能检验出显著的人工防雹效果,而在 1991—2010 年减少趋势显著,通过了 0.001 信度的显著性检验,人工防雹效果显著。

2) 提出了基于雷暴日数—雹灾面积历史回归分析的人工防雹效果量化估计方法。利用该方法估算了青海省东部农业区 1991—2010 年现代化人工防雹作业期逐年的减灾面积并检验其显著性,结果表明其平均减灾率为 52.6%,可信度为 95%,但具体年份之间差异较大。

以上方法及分析结果为青海省东部农业区业务性人工防雹效果提供了初步的统计检验证据。本文因 1978—1990 年的雷暴日数和降雹日数趋势值不能满足 t -检验的前提条件而未进行趋势差异性检验,该时段内的人工防雹效果需要进一步研究。此外,强雷暴天气、降雹强度(直径)及防雹作业空域批复率等因素对雹灾面积有很大的影响,但因相关资料缺乏,这些因素未在本文人工防雹效果量化估计方法的设计中给予考虑,该方法需要进一步完善。

致谢: 青海省人工影响天气办公室决策指挥中心整理提供了雹灾面积资料,匿名审稿专家和编辑老师提出了宝贵意见,南京信息工程大学数理学院吴香华老师给予指导。谨致谢忱!

参考文献:

陈思蓉,朱伟军,周兵. 2009. 中国雷暴气候分布特征及变化趋势[J]. 大气科学学报, 32(5): 703-710.
丁文魁,杨晓玲,袁金梅. 2007. 祁连山东部局地防雹效果分析[J]. 甘肃科学学报, 19(3): 62-65.

- 龚静,王青川. 2008. 青海省东部农业区高炮人工防雹效果评估[J]. 青海科技(2): 36-39.
- 龚乃虎. 1991. 苏联人工防雹工作进展—综合冰雹试验[J]. 地球科学进展 6(1): 77-80.
- 黄美元,亢雪巧. 1978. 关于我国人工防雹的统计分析[J]. 大气科学 2(2): 124-130.
- 黄美元,徐华英,周玲. 2000. 中国人工防雹四十年[J]. 气候与环境研究 5(3): 318-328.
- 蒋贵彦,刘峰贵. 2007. 青海省近 50 年耕地资源变化及驱动力研究[J]. 干旱区资源与环境 2(2): 71-74.
- 李斌,胡寻伦. 2006. 新疆博乐垦区人工防雹效果的统计评估[J]. 气象 32(12): 56-60.
- 李大山,章澄昌,许焕斌,等. 2002. 人工影响天气现状与展望[M]. 北京: 气象出版社: 325-355.
- 李穗英,孙新庆. 2009. 青海省近 10 年耕地面积动态变化及驱动因子分析研究[J]. 中国农业资源与区划 30(5): 39-44.
- 李照荣,丁瑞津,董安祥,等. 2005. 西北地区冰雹分布特征[J]. 气象科技 33(2): 160-162.
- 马开玉,张耀存,陈星. 2004. 现代应用统计学[M]. 北京: 气象出版社: 120.
- 宓建业,吴新. 1996. 高炮防雹经济效益评估[J]. 贵州气象 20(4): 27-31.
- 秦长学,刘玉超. 2001. 北京市高炮防雹效果和经济效益分析[J]. 中国减灾 11(2): 36-41.
- 邱雪清,蒋宗孝,伍毓柏,等. 2010. 三明市烟区冰雹特征及人工防雹效果初步分析[J]. 福建农业科技(3): 71-72.
- 盛裴轩,毛节泰,李建国,等. 2003. 大气物理学[M]. 北京: 北京大学出版社: 376.
- 王柏忠,王广河,高宾永. 2009. 人工防雹的农业减灾效应[J]. 自然灾害学报 18(2): 27-32.
- 王秋香,王晓梅,张春良,等. 2010. 阿克苏地区雹灾特征及其防雹效益分析[J]. 沙漠与绿洲气象 4(6): 6-11.
- 王雨曾,王文乐. 1995. 满城防雹效果的评估[J]. 气象 21(9): 25-29.
- 王雨曾,刘新元,赵宗然,等. 1996. 人工防雹效果差异分析[J]. 气象 22(12): 31-34.
- 徐俊增,彭世彰,张瑞美,等. 2006. 基于气象预报的参考作物蒸发蒸腾量的神经网络预测模型[J]. 水利学报 37(3): 376-379.
- 叶家东,范蓓芬. 1982. 人工影响天气的统计数学方法[M]. 北京: 科学出版社: 138; 175-176; 193; 202; 220.
- 张国庆,刘蓓. 2006. 青海省冰雹灾害分布特征[J]. 气象科技 34(5): 558-562.
- 章澄昌. 1998. 当前国外人工增雨防雹作业的效果评估[J]. 气象 24(10): 3-8.
- 赵仕雄,李正贵. 1991. 青海高原冰雹的研究[M]. 北京: 气象出版社: 93-105.
- 周崑,张强,康凤琴,等. 2005. 我国西北地区降雹气候特征及若干研究进展[J]. 地球科学进展 20(9): 1029-1036.
- Dessens J. 1998. A physical evaluation of a hail suppression project with silver iodide ground burners in southwestern France [J]. J Appl Meteor 37: 1588-1599.
- Eklund D L, Jawa D S, Rajala T K. 1999. Evaluation of the western Kansas weather modification program [J]. J Wea Mod 31: 91-101.
- Federer B, Waldvogel A, Schmid W, et al. 1986. Main results of Grossversuch IV [J]. J Appl Meteor 25: 917-957.
- Knight C A, Foote G B, Summers P W. 1979. Results of a randomized hail suppression experiment in Northeast Colorado. Part IX: Overall discussion and summary in the context of physical research [J]. J Appl Meteor 18: 1629-1639.
- Smith P L, Johnson L R, Pregnitz D L, et al. 1997. An exploratory analysis of crop hail insurance data for evidence of cloud seeding effects in North Dakota [J]. J Appl Meteor 36: 463-473.

(责任编辑: 倪东鸿)