

人工降水效果評價方法研究

曾光平 吳章雲 朱鼎華 鄭行照

福建省氣象局

(中華民國八十四年十一月十六日收稿；中華民國八十五年七月六日定稿)

摘 要

本文在分析各種隨機化和非隨機化人工降水效果評價方案的基礎上，提出一種新的效果評價方案。該方案採用隨機抽樣方法，通過在時空分布存在巨大起伏的歷史降水樣本中尋找出與待作業自然降水樣本無顯著差異的對比樣本方法，對人工降水效果進行定量評價。

數值試驗結果表明，降水自然起伏對該方案評價結果的影響遠小於對其它方案評價結果的影響，該方案能在降水自然起伏背景上分析出人工影響的“信號”，準確度高。

本文還採用數值模擬方法分析區域雨量相關性、對比樣本和待催化自然樣本相同性的顯著度對評價結果的影響。

關鍵詞：人工降水、效果評價

一、前 言

當前，全世界有幾十個國家特別是乾旱和半乾旱地區的國家實施了 100 多項人工影響天氣試驗計劃。在我國，人工影響天氣工作已經成為減災防災的重要措施。人工影響天氣科學的活力表現在其應用的效果和和減災防災中的作用，實踐證明人們對雲和降水物理過程的有意識影響的結果可以出現正效應，也可能出現負效應或無效果。如以色列的人工降雨試驗 (W.N. Hess, 1974) 和中國古田人工降水試驗 (曾等, 1991) 分別取得 15 % 和 24 % 的增雨結果，在美國中西部進行的“白頂計劃”得到播撒碘化銀情況下的雨量比未播撒地區的條件下

雨量少的負效應(W. N. Hess, 1974), 五十年代在澳大利亞進行斯諾伊山區播雲計劃以及在南澳大利亞靠近阿德萊德地方實施的播去試驗, 都沒有得到確定的結果。在旱區實施人工播雲後是否會使降水增加, 緩解旱情? 在水庫區開展人工降水是否會使水庫庫容量增加? 這些是人們極為關注的問題。很顯然人為影響天氣效果的大小是社會和公眾對其支持和投入的依據。

因此, 定量、客觀、科學地評價效果是從事人工影響天氣科學的技術人員、公眾以及政府部門迫切要求。它是現代人工影響天氣學科研究的重要組成部分, 它的研究進展不僅對該學科的發展產生重大積極作用, 而且也為人工影響天氣投入使用提供依據。由於長期以來這一問題未得到解決, 影響了這一學科的發展和投入作用。因此對效果的評價是當前本學科極為重要的研究課題。

抗旱蓄水人工降雨作業基本上是屬於純業務性質的, 這類試驗計劃的方案屬於非隨機化試驗方案。而作業後人們關心的是地面降水是否明顯增加, 原則講, 回答這個問題似乎並不複雜, 只需要將播撒後的觀測和任其自然發展情況下的預報比較一下就行了。可是, 在大部分實際情形中, 根據氣象學理論和雲物理學理論要作出供比較用的足夠精確的預報還不可能。特別是降水在時空分布上的巨大起伏, 使得客觀、定量地評價作業效果顯得極為困難。

數十年來, 雲物理學家和統計學家進行不懈的努力, 研究出各種評價方案, 試圖從巨大的降水起伏背景上定量地、客觀地檢出人工催化的“信號”。除傳統上採用的幾種統計評價方案(如序列試驗, 區域對比試驗和歷史回歸試驗等)外。近年來, 許多研究人員又提出一些新的方案, 如汪(1992)提出事後區域回歸竄渡方法檢驗吉林省 1980-1987 年的飛機播雲效果。人工降水效果統計方法是以地面降水量為統計變量, 但降水量在時空分布上存在巨大起伏。所有統計方法(無論是隨機試驗和非隨機試驗方案)都是試圖在降水自然起伏背景上對作業區或作業雲的自然降水作出客觀的定量的估計。

非隨機試驗的方案(如序列試驗、區域對比試驗歷史歸試驗)對降水的時空分布作某種假設, 然而, 由於這些假設在實際上難以滿足, 因而導致統計結果缺乏客觀性。隨機試驗方案把符合事先規定催化條件的機會根據隨機化原則分成二組, 一組催化, 一組不催化, 留作對比。根據統計學理論, 可將符合事先規定的符合催化條件的機會(或試驗單元)看成一個總體, 由隨機化原則分成的二組, 由於這二組樣本是從同一總體中隨機抽取的獨立樣本, 其統計特征量在統計上無顯著差異。若在二組子樣中的一組加入催化因子, 則催化這組子樣本, 就不再是原總體中的樣本, 此時二組樣本中統計量的差異, 可歸因於催化這一因子。隨機試驗方案最大缺點是放棄一部分適於作業的機會, 使試驗周期大大延長。為解決這一問題, 在分析隨機試驗和非隨機試驗基礎上提出一種新的效果統計評價方法——區域控制模擬試驗方案。

第二節我們回顧區域控制模擬試驗方案(一), 並詳細地闡述區域控制模擬試驗方案(二)的原理、評價方法以及區域控制模擬試驗方案(二)分析的關鍵。第三節通過對不同統計分析

方案物理基礎的分析以及對降水自然起伏影響的分析來比較不同評價方案的優劣。第四節對影響區域控制模擬試驗方案(二)評價結果準確度的因子進行詳細分析。結論敘述於最後一節。

二、區域控制模擬試驗方案原理和評價方法

該方案是固定目標區(又稱影響區)和對比區的區域回歸試驗方案和隨機試驗方案相結合的一種方案。目標區和對比區的設置原則同區域回歸試驗一樣。試驗樣本仍是實際催化作業樣本,對比樣本(非催化作業單元樣本)不是簡單地採用歷史同期資料,而是通過從長序列歷史資料中尋找與作業期自然降水相似型資料或者通過隨機抽樣的方法找出與作業期自然降水樣本屬於同一個總體的對比樣本,對作業期影響區自然降水進行估計,前一種方案稱為區域控制模擬試驗方案(一),後一種方案稱為區域控制模擬試驗方案(二)(或稱準隨機回歸試驗方案)。

(一)區域控制模擬試驗方案(一)

曾和鄭(1994)提出非隨機化人工降水效果評價方案——區域控制模擬試驗方案(一)。該方案承認降水時空分布上存在巨大起伏,採用逐步剔除一逼近的方法,從時空分布上存在巨大起伏的長序列歷史資料中,尋找與作業期自然水特征(降水分布概型、均值、方差、相關性)相似型,然後採用統計數值模擬方法對效果進行評價。統計分析表明,區域控制模擬試驗方案(一)效果評價的準確度高於序列試驗方案、區域對比試驗方案和歷史回歸試驗方案。但在效果評價中存在以下問題:

第一、“相似型”條件是經逐步剔除一逼近後的對比樣本特征值與待催化的自然樣本的特征值之間相對差異小於規定值(如 < 0.10 或 0.20)。但從統計學角度看這種“相似”概念很模糊,不能表明這二組樣本差異是否顯著,如果不顯著其顯著性水平 α 值等於多少?

第二、經判斷認為“相似”的二組樣本是否屬於同一總體,還需進行統計檢驗。否則還難以從統計學意義上確定對比樣本和待催化的自然樣本特征值無顯著差異。致使難以推斷經催化後樣本和對比樣本的特征值出現的差異是由催化所引起的。

第三、爲了尋找“相似型”,設置二個對比區給實際中帶來許多不便,操作也有一定困難。

第四、區域控制模擬試驗方案(一)要求三個區(二個對比區,一個影響區)降水特征值相似,比要求二個區(一個對比區,一個影響區)降水特征值相似,困難得多,難以滿足。

(二)區域控制模擬試驗方案(二)

針對上述問題,在區域控制模擬方案(一)的基礎上,並參照隨機回歸試驗方案提出區域控制模擬試驗方案(二)(又稱準隨機回歸試驗方案)。該方案根據統計學理論採用斯米爾諾夫檢驗法或參數檢驗方法,確定對比樣本和待催化作業的自然降水樣本屬於同一個總體。即

催化前這二組自然樣本統計量無顯著差異，把催化後出現差異，歸因於催化因子。這樣使得統計結果有可靠的物理依據，同時可以採用統計學理論的運算方法，定量地檢驗效果並指明其可靠程度。

如果從長序列歷史資料中隨機抽取的對比樣本(x_2)和待催化作業的自然降水樣本(x_1)均服從正態分布且它們方差相等。則統計

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2} \cdot \left[\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right]}} \quad (1)$$

$$= \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

是自由度為 $\nu = n_1 + n_2 - 2$ 的 t -分布。式中

$$S^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2} \quad (2)$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (x_{1i} - \bar{x}_1)^2 + \sum_{i=1}^{n_2} (x_{2i} - \bar{x}_2)^2}{n_1+n_2-2}$$

式中 n_1 、 \bar{x}_1 、 S_1 為待催化作業自然樣本的樣本容量、均值和方差， n_2 、 \bar{x}_2 、 S_2 為對比樣本的樣本容量、均值和方差。

對給定的信度 α ，可以確定 t 的置信限 t_α ，使

$$P(|t| \geq t_\alpha) = \alpha$$

將待催化自然樣本和對比樣本的實際值代入(1)式，計算 t 值。如果 $|t| < t_\alpha$ 則認為兩個樣本來自同一個正態總體，即 x_1 和 x_2 差異不顯著。此時如果我們在待催化的自然降水樣本中加入一個催化因子後，經統計檢驗，若降水量有顯著差異，則表明經催化後的樣本和歷史樣本(對比樣本)不屬於同一個正態總體，而是來自平均值不同的兩個總體，且這種差異顯然是由催化這個因子引起的。

效果評價步驟

區域控制模擬試驗方案效果評價分二大部分：

第一部分 模擬分析。採用統計數值模擬方法、分析本方案評價效果的客觀性、科學性，並分析影響本方案評價結果的各種因子。最後將本方案評價結果與其它各種評價方案的評價結果進行比較。模擬分析的資料取自非催化的自然降水樣本資料。

第二部分 評價人工催化效果。下面按這二大部分詳述評價步驟。

1、模擬分析步驟

第一步 從同期長序列歷史自然降水樣本中隨機抽取容量為 K 的一個樣(K 一般取 30 ~ 50)，作為假定催化的樣本，記作(x'_{1i}, y'_{1i})，其余樣本仍作歷史樣本記作 x', y' 。

變量定義如下：

x 、 y 分別為歷史自然降水樣本中對比區降水樣本和影響區降水樣本； x'_{i_1} 、 y'_{i_1} 分別為從歷史自然降水樣本中隨機抽取的樣本容量為 K 的對比區和影響區的降水樣本。並假定為催化作業樣本，但實際上沒有催化。 x' 、 y' 分別為從 x 、 y 中隨機抽取 x_{i_1} 、 y_{i_1} 後餘下的對比區和影響區的自然降水樣本。

第二步 統計變量正態化。利用柯爾莫哥洛夫分布函數擬合度檢驗法對假定催化作業的樣本(x'_{i_1} 、 y'_{i_1}) 進行正態分布函數擬合度檢驗。如不服從正態分布，則對其進行變數變換，使經過變換後的變量(x_{i_1} 、 y_{i_1}) 服從正態分布。

變量定義如下：

x_{i_1} 、 y_{i_1} 分別為 x'_{i_1} 、 y'_{i_1} 經過變數變換後得出的新樣本。

第三步 從同期長序列歷史自然樣本(x' 、 y') 中尋找與假定作業樣本(x_{i_1} 、 y_{i_1}) 屬於同一總體的樣本。(1) 根據隨機化原則從(x' 、 y') 中抽取容量為 n 的樣本(記作 x'_{i_2} 、 y'_{i_2})，並作與(x'_{i_1} 、 y'_{i_1}) 相同變數變換，記作(x_{i_2} 、 y_{i_2})。(2) 檢驗(x_{i_2} 、 y_{i_2}) 是否服從正態分布。(3) 若(x_{i_2} 、 y_{i_2}) 服從正態分布，則檢驗 x_{i_2} 與 x_{i_1} 是否屬於一正態總體。

變量定義如下：

x'_{i_2} 、 y'_{i_2} 分別為從 x' 、 y' 中隨機抽取樣本容量為 n 的對比區和影響區自然降水樣本，作為對比單元二區樣本(即非作業樣本)。 x_{i_2} 、 y_{i_2} 分別為 x'_{i_2} 、 y'_{i_2} 經過與(x'_{i_1} 、 y'_{i_1}) 相同的變數變換後，而得出的新的對比樣本。

第四步 求假定催化作業樣本(x'_{i_1} 、 y'_{i_1}) 的催化效果。(1) 若 x_{i_2} 與 x_{i_1} 屬於同一正態總體，則由(x_{i_2} 、 y_{i_2}) 建立 y 與 x 的歷史回歸方程 $\hat{y} = a + bx$ 。(2) 用 x_{i_1} 代入 $\hat{y} = a + bx$ 得出假定催化作業樣本影響區自然降水量的估計值 \hat{y}_{i_1} 。(3) 由 y_{i_1} 和 \hat{y}_{i_1} 求出催化效果統計值 E ，並用方差不相等的雙樣本回歸法檢驗 E 的顯著性(葉和范, 1982)。

變量定義如下：

y_{i_1} 為假定催化作業的影響區自然降水量的估計值，計算方法是將假定催化作業的對比區樣本 x_{i_1} 代入由對比單元對比區和影響區樣本(x_{i_2} 、 y_{i_2}) 建立的影響區和對比區的降水量回歸方程得出的。

E 為催化效果的統計值。 E 的表達式如下：

$$E = \frac{y_{i_1} - y_0}{y_0} \times 100\% \quad (3)$$

式中 y_{i_1} 是人工催化後的影響區降水量， y_0 為如不進行人工催化時自然降水量。 y_{i_1} 可以通過在影響區設置一定密度的雨量站網觀測到。但 y_0 無法通過實測得到，這是因為經催化後影響區測到的降水量是自然降水量和人工催化引起的變化部分之和。因此，只能通過各種不同方法去估計 y_0 ， y_0 的估計值記作 \hat{y}_0 。

第五步 比較本方案與其它方案統計結果。採用傳統評價方法(序列試驗、區域對比試驗、歷史回歸試驗法)評價假定催化樣本的催化效果，並與本方案分析結果作比較分析。比較分析

時，引進假效果概念，假效果是指根據效果統計方案計算出來的催化效果統計值 E 與實際真實的催化效果值 Q 之間的差值。即：

$$\eta = E - Q \quad (4)$$

上式中， E 為由效果統計方案計算出來的催化效果， Q 為實際真實的催化效果。顯然， η 越小， E 越接近 Q 值，表明評價方案越好，準確度越高，能定量、客觀、科學地評價效果。而求假效果的具體方法如下：

從非催化資料(如本文中的歷史樣本資料)中隨機抽取一組樣本容量為 K 的樣本，並假定為催化樣本(x_i 、 y_i)由於這一組樣本是從非催化資料中抽取出來的，其催化增雨值應為零。在模擬分析時人為地給這一組假定催化樣本的影響區降水量一個增值 Q (Q 可取 10%, 20%……的任意值)，則此時假定催化樣本(x_i 、 $(1+Q)y_i$)。通過統計分析方法，可以得出催化效果的統計值 E 。由於不同統計分析方案對降水本身做不同的假設，致使，統計結果 E 不等於 Q 值，產生了假效果。

對某一種評價方案進行一次隨機抽樣可以得出一個假效果值 η ，反復進行 m 次隨機抽樣可以得出 m 個 η 值，則假效果的平均值由下式給出

$$\eta = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \eta_i = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (E_i - Q) \quad (5)$$

我們可以通過分析不同方案統計結果與實際效果的差值的大小來評判各種方案的優劣。

第六步 採用統計數值模擬方法探討引起本方案產生假效果的因子。這些因子有：區域相關性、歷史樣本容量、作業樣本容量、催化效果、正態擬合度、以及待催化的自然樣本和對比樣本屬於同一總體的顯著度等。通過分析確定這些因子的最佳取值。

2、效果評價步驟

第一步 作業樣本正態化(方法同模擬分析中的第二步)

第二步 以模擬分析中的第六步所確定的影響統計結果各種因子最佳取值為參數。從長序列的歷史自然降水樣本中尋找出與實際催化樣本屬於同一總體的樣本(方法同模擬分析中的第三步)。

第三步 求催化效果(方法同模擬分析中的第四步，但(x_i 、 y_i)是實際催化樣本)。

(三)二組樣本所代表的總體相等性檢驗

區域控制模擬試驗方案(二)分析關鍵是要檢驗從長序列歷史樣本中隨機抽取的對比樣本(下稱對比樣本)和催化作業的自然降水樣本(下稱待催化的自然樣本)所代表的二個總體分布函數相同或者說這二組樣本屬於同一個總體。檢驗方法有下面二種：斯米爾諾夫檢驗法和參數檢驗法。下面分別闡述這二種方法。

1、斯米爾諾夫檢驗法

檢驗步驟如下：

第一步 根據格列汶科定理(中山大學,1980)建立對比樣本的經驗分布函數 $F_{n,2}^*(x)$ 和待催化的自然降水樣本的經驗分布函數 $F_{n,1}^*(x)$ 。

第二步 根據斯米爾諾夫檢驗法 (中山大學 1980) 建立統計量。
 如果對比樣本和待催化的自然樣本是相互獨立, 可由它們的經驗分布函數 $F^*_{n_2}(x)$ 和 $F^*_{n_1}(x)$ 建立起以下統計量:

$$D^*_{n_1, n_2} = \sup_{-\infty < x < \infty} | F^*_{n_1}(x) - F^*_{n_2}(x) | \quad (6)$$

式中 \sup 表示求取 $| F^*_{n_1}(x) - F^*_{n_2}(x) |$ 的最大值

$$Q^*_{n_1, n_2}(u) = (n)^{1/2} D^*_{n_1, n_2} \quad (7)$$

$$n = \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}$$

統計量 $Q^*_{n_1, n_2}$ 分布如下:

$$\lim_{\substack{n_1 \rightarrow \infty \\ n_2 \rightarrow \infty}} Q^*_{n_1, n_2}(u) = \begin{cases} 1 - 2 \cdot \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^{(k-1)} e^{(-2ku)} & u > 0 \\ 0 & u \leq 0 \end{cases} \quad (8)$$

第三步 對給定顯著性水平 α 值, 對應於 n 值查得 $D_0(\alpha)$, 當 $D^*_{n_1, n_2}$ 數值大於 $D_0(\alpha)$ 時, 則在顯著性水平 α 下否定二個樣本同屬於一個總體的假設; 否則接受二個樣本屬於同一個總體假設。

2、參數檢驗法

正態分布有二個統計特征量, 即正態分布隨機變量的數学期望 μ 和標準差 σ 。由正態分布密度公式知道, 正態分布曲線的形狀完全決定於 μ 和 σ 兩個參數, 如果二個正態總體的數学期望 μ_1 和 μ_2 以及標準差 σ_1 和 σ_2 無顯著差異, 則可以認為這二個正態總體分布函數相同或者是屬於同一個正態總體。

檢驗步驟如下:

第一步 採用柯爾莫哥洛夫分布函數擬合度檢驗法對對比樣本和待催化的自然樣本進行正態擬合檢驗。為使二組樣本均符合正態分布, 在統計量變換時, 應是進行同樣的變換。

第二步 方差相差相等性檢驗。在二組樣本(或經相同變換後)符合正態分布前提下, 進行方差相等性檢驗。設對比樣本和待催化的自然樣本是分別從 X_1 和 X_2 中抽取容量為 n_1 和 n_2 的樣本, 其方差分別為

$$S^2_{i1} = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (x_{1i} - \bar{x}_1)^2 \quad (9)$$

$$S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (X_{2i} - \bar{X}_2)^2 \quad (10)$$

作統計量

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \quad (11)$$

服從自由度 $v_1 = n_1 - 1$ 和 $v_2 = n_2 - 1$ 的 F--分布。對於給定的信度 α ，確定 F 置信限。由 F 一分布表可以給出兩個不同的 $F_{\alpha/2}$ 和 $F'_{\alpha/2}$ ，使得

$$P(F < F_{\alpha/2}) = 1 - (\alpha / 2); P(F < F'_{\alpha/2}) = \alpha / 2$$

$$\text{則 } P(F'_{\alpha/2} < F < F_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$F'_{\alpha/2}$ 和 $F_{\alpha/2}$ 分別叫臨界下限和臨界上限。根據樣本值求出 F 值。若 $F'_{\alpha/2} < F < F_{\alpha/2}$ ，則接受原假設，認為這二組樣本所抽取正態總體方差相等；否則，認為這二組樣本所抽取的總體方差不相等。

第三步 總體平均數相等性檢驗。若對比樣本和待催化的自然樣本均服從正態分布，且方差相等，建立統計量 t (見公式 1)。對於給定信度 α ，確定 t 的置信限 t_{α} 。由二組樣本值求出 t，若 $|t| < t_{\alpha}$ ，則認為這二組樣本均值無顯著差異，即得出這二組樣本來自同一正態總體。

(四)區域控制模擬試驗方案(一)和方案(二)的差別

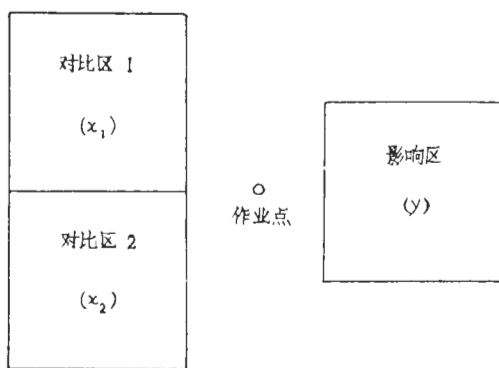
區域控制模擬試驗方案(一)和方案(二)都承認降水在時空分布上存在著巨大起伏，從長序列歷史資料中尋找相似的樣本，採用統計分析方案法來評價效果。但在尋找相似樣本方法上有很大差別。

1、區域控制模擬試驗方案(一)

採用剔除——逼近方法從時空分布上存在巨大差異的長序列歷史雨量的資料中尋找與作業期降水特征(降水分布概型、均值、方差、相關性等)相似型。然後，採用統計數值模擬方法建立影響區自然降水預報方程，對效果進行統計評價。

該方案是在影響區上風方設計兩個或兩個以上對比區(如圖 1，其中對比區 1 為主對比區)。三個區雨量資料分別記為：

歷史資料	影響區	Y'_{ns}	
	對比區 1	X'_{1ns}	(n 組樣本)
	對比區 2	X'_{2ns}	
作業期資料	影響區	Y_s	
	對比區 1	X_{1s}	(J 組樣本)
	對比區 2	X_{2s}	



圖一：區域控制模擬試驗方案(一)試驗區設置圖

影響區 Y_{ns} 對比區 1 X_{1ns} 對比區 2 X_{2ns}

區域控制模擬試驗方案(一)效果統計分析步驟如下：

(1) 分析作業期兩個對比區及歷史資料中三個區雨量特征：均值、相關性及雨量分布的概型。

(2) 根據上述特征值對對比區 1 和對比區 2 的歷史資料進行剔除，使保留下的對比區 x_1 和對比區 x_2 的歷史雨量資料特征值與作業期對比區雨量特征值相似合，設剔除後歷史資料樣本數為 K 組，則： $(K$ 組樣本)。

(3) 對經上述處理後的三個區歷史樣本雨量資料採用統計數值模擬方法，建立影響區與主對比區 1 的自然雨量相關系數 $R_{(y-x_1)}$ ，回歸系數 $a_{(y-x_1)}$ 、 $b_{(y-x_1)}$ 與兩個對比區這些參量的多元回歸方程，即

$$\begin{aligned} \hat{R}_{(y-x_1)} &= R_0 + R_1 \cdot R_{(x_1-x_2)}, \\ \hat{a}_{(y-x_1)} &= a_0 + a_1 \cdot a_{(x_1-x_2)} + a_2 \cdot a_{(x_2-x_1)}, \\ \hat{b}_{(y-x_1)} &= b_0 + b_1 \cdot b_{(x_1-x_2)} + b_2 \cdot b_{(x_2-x_1)}, \end{aligned} \tag{12}$$

式中 R_0 、 R_1 、 a_0 、 a_1 、 a_2 、 b_0 、 b_1 、 b_2 分別為 $R_{(y-x_1)}$ 、 $a_{(y-x_1)}$ 、 $b_{(y-x_1)}$ 的多元回歸方程的回歸系數。

(4) 將作業期對比區 1 和對比區 2 雨量特征值 R 、 a 、 b 代入(12)得出作業期影響區與主對比區相關系數和回歸系數的估計值 $\hat{R}_{(y-x_1)}$ 、 $\hat{a}_{(y-x_1)}$ 和 $\hat{b}_{(y-x_1)}$ 。而模擬出作業期影響區自然降雨量和主對比區自然降雨量的一元線性回歸方程：

$$\hat{y}_s = \hat{a}_{(y-x_1)} + \hat{b}_{(y-x_1)} \cdot X_{1s} \tag{13}$$

(5) 將作業期主對比區自然降雨量代入(13)，求出作業期影響區自然降雨量的估計值 y_s 。

(6) 催化作業效果

$$\Delta R = \frac{y_s - \hat{y}_s}{y_s}$$

效果的顯著性採用 t 檢驗法檢驗。

2、區域控制模擬試驗方案(二)

採用隨機抽樣的方法從長序列歷史資料中尋找與作業期自然樣本屬於同一個總體的對比樣本。並採用斯米爾諾夫檢驗法或參數檢驗法來檢驗二組樣本是否屬於同一個總體。該方案隻設置一個影響區和一個對比區。具體評價步驟見本文二(二)。很顯然，方案(一)統計評價存在一些不足之處(詳見本文二(一)，使得統計方法的基礎不牢靠，方案(二)採用參數檢驗方法來檢驗自然樣本(對比樣本)與待催化的自然樣本是否屬於同一總體。這樣使得方案(二)建立在牢靠的統計學基礎上，而且外場作業方案設計和統計方法比方案(一)簡便，易於掌握。

三、不同評價方案的比較

(一)物理基礎的比較

人工降水效果評價的實質是通過統計學方法定量地估計作業區(或作業雲)自然降水。針對旨在增加降水量的純業務作業項目和業務與科研相結合，但乃以業務為主的項目，人們提出了許多稱作非隨機化試驗的效果評價方案。如序列試驗，區域對比試驗和歷史回歸試驗。這些方法對降水時空分布平穩性作了不同假設。

(1)序列試驗

序列試驗以歷史降水量平均值作為試驗期自然降水量的估計值。它假設試驗區的自然降水量在歷史上是平穩的時間序列。效果的顯著性檢驗可採用以下二種方法：

方法 1：雨量資料服從正態分布，當歷史資料樣本數 $n > 30$ 時，取統計量

$$U = \frac{R - \bar{R}}{S}$$

其中 \bar{R} 和 S 為歷史降水資料的均值和標準差， R 為催化後降水量。當歷史資料年份較長 ($n > 30$)， u 近似服從正態分布。

方法 2：雨量資料分布未知情況下，採用秩和檢驗法(葉和范，1982)。由於降水時空分布存在巨大差異，使得該方法物理意義上存在局限。用歷史平均雨量代替作業期自然雨量必然引起假效果。這種假效果隨所選取的歷史資料年限不同有極大差異。特別是乾早年份自然降水量明顯偏低，使得假設明顯地缺少物理基礎。從統計學上看，自然降水標準差 S 很大，要得到統計上顯著 ($\alpha = 0.05$) 的增雨效果，所需的增雨值要遠大於人工催化可能的增雨效果，可見這種方法靈敏度低。

上述分析表明，序列試驗不宜用來檢驗人工降水的效果。

(2)區域對比試驗

以同期對比區自然降雨量作為影響區自然雨量的估算值，假設試驗期的降雨量在空間分布是均勻的。從物理意義上來說這種假設是不合理的。顯然由於降水在地理區域上差異極

大，以及對比區選擇上不可避免存在主觀性，使得統計檢驗失去意義。這表明這種方案也難以科學、客觀評價人工降雨效果。

(3) 歷史回歸試驗

利用對比區自然雨量作為預報因子，對試驗期目標區雨量進行統計推斷。具體統計方法是：借助於一個或一個以上的對比區(控制區)，根據歷史資料建立目標區與對比區雨量的歷史回歸方程，然後利用這一歷史回歸方程從試驗期對比區的雨量，來估計目標區的自然雨量。這種方案雖然沒有假設降水在時空分布上是平穩的，比序列試驗和區域對比試驗前進了一步，但是仍假定試驗期目標區和對比區雨量相關關係與歷史上同期的區域雨量相關性相同。然而，試驗期的天氣形勢與建立回歸方程的歷史時期的形勢可能很不相同，氣候相似的依據不充分，因而作業期二區雨量相關關係與歷史上同期二區雨量相關關係相同假設難以滿足，這就影響了該方案物理基礎。此外，歷史資料長短以及對比區選擇等都會影響統計檢驗的結果，導致統計結果不科學、不客觀。

(4) 區域控制模擬試驗方案(一)

區域控制模擬試驗方案(一)承認降水在時空分布上存在巨大不穩定性，通過逐步剔除一逼近的方法，從長序列歷史資料中尋找與作業期自然降水特征(如分布概型、均值、方差、相關性等)相似型的降水資料，對作業期影響區自然降水量進行估計。這種方案比前述三種方案的物理基礎可靠得多。它對降水的時空分布沒有作平穩性的假設，評價結果準確性也有提高。但也存在第二節第(一)中所述的問題。

(5) 區域控制模擬試驗方案(二)

根據雲物理學、統計學和人工降水原理，採用斯米爾諾夫檢驗法或參數檢驗法確定對比樣本和待催化自然樣本屬於同一總體，把催化後出現的差異，歸因於催化。這樣使得統計結果有可靠的物理基礎，統計方法可以採用統計學理論的計算方法，定量檢驗效果並指明其可靠程度。因此該方案能更科學、更客觀地評價催化效果。

(二) 降水自然起伏影響的比較

公式(5)中，若令 $Q=0$ ，則表示實際催化效果為0，此時，效果統計結果表示由於受降水時空分布起伏的影響致使統計結果不為零，產生了假效果。我們可以採用不同的方案進行效果評價，依據統計結果產生的假效果的大小、顯著性及其分布來評價不同方案優劣。分析時採用統計數值模擬方法，統計分析所用的資料是遼寧省1978-1987年5-9月歷史降水資料即非催化資料。表1是各種非隨機試驗方案假效果的統計值。表2是區域控制模擬試驗方案(一)和方案(二)降水自然起伏引起假效果數值試驗結果。圖2是假效果頻率分布圖。

表1 各種非隨機試驗方案假效果統計值E(%)

試驗方案	歷史回顧	序列試驗	區域對比	區域控制模擬 試驗方案(一)	區域控制模擬 試驗方案(二)
E(%)	-27.56	-19.04	-31.24	-5.77	-2.97
E變化範圍				-14-.0-4.0	-5.5-0.0

表 2 區域控制模擬試驗方案(一)和(二)假效果統計值 E(%) 分布的數值試驗結果

%	-14	-13	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3
	-13	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
區域控制模擬 試驗方案(一)	0.2	0.5	1.1	3.0	4.9	6.3	9.1	12.8	27.1	11.3	8.3	5.4	4.0	2.2	1.9	0.7	0.1	0.1
區域控制模擬 試驗方案(二)										5.8	43.9	44.4	5.6	0.3				

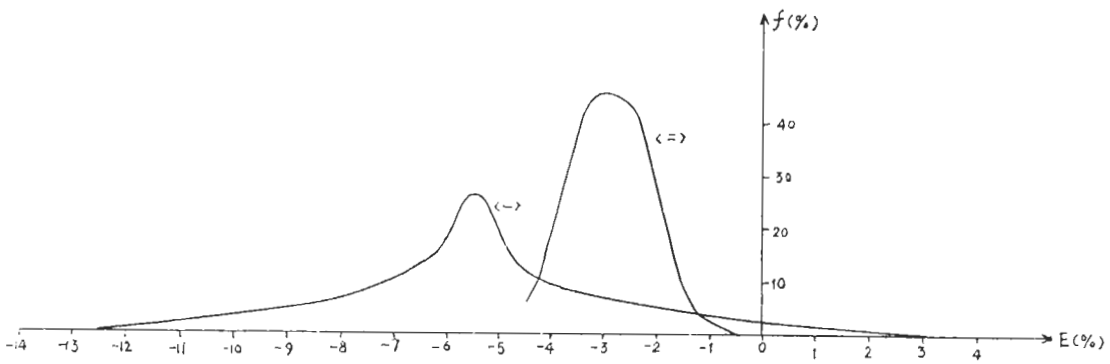


圖 2 區域控制模擬試驗方案(一)和(二)假效果頻率分布圖

統計結果表明：

(1)常規的非隨機試驗方案(序列試驗、區域對比試驗，歷史回歸試驗)產生的假效果與人工降水可能增水效果相當，甚至大於可能的增雨值。

(2)區域控制模擬試驗方案假效果統計值不僅遠小於常規非隨機試驗方案產生的假效果，而且遠小人工降雨可能的增雨值。表明可以採用區域控制模擬試驗方案在自然降水背景上檢出人工增雨的“信號”。

(3)區域控制模擬試驗方案(二)優於方案(一)。不僅表現在其假效果均值小，而且變化範圍小，即效果統計值更穩定。

四、影響效果評價準確度各種因子的數值試驗

影響區域控制模擬試驗方案(二)評價效果的因子有四個：區域雨量相關性，樣本的容量，增雨效果以及對比樣本和待催化的自然樣本屬於一個總體的顯著性等。樣本容量、增雨效果對該方案評價結果的影響規律同區域控制模擬試驗方案(一)相似(曾和鄭等，1994)。本文採用統計數值模擬方法進行數值試驗，探討其它二個因子影響的規律。統計分析採用資料同第三節中(二)。

(一)不同雨量相關系數數值試驗

數值試驗時區域雨量相關系數 R 分別取 0.3000-0.4000、0.4000-0.5000、0.5000-0.6000 和 0.6000-0.7000。對不同區域雨量相關系數，催化效果 $Q=0.0\%$ 時由區域控制模擬試驗方案(二)統計出的增雨效果統計量的數值試驗結果列於表 3。圖 3 是不同雨量相關系數假效果頻率分布圖。由於令實際催化效果 $Q=0.0\%$ ，則經統計出來的效果統計值表示由於降水自然起伏引起的假效果。

表 3 不同雨量相關系數時假效果統計值(%)分布的數值試驗結果($Q=0.0\%$)

E(%)		-7~-6	-6~-5	-5~-4	-4~-3	-3~-2	-2~-1	-1~0	0~1	均值
區域 相關 系數	0.3000~0.4000	1.1	7.3	13.6	29.2	25.1	14.7	8.1	0.9	-3.23
	0.4000~0.5000		4.1	11.7	35.6	31.2	13.0	4.2	0.2	-3.2
	0.5000~0.6000			5.8	43.9	44.4	5.6	0.3		-2.97
	0.6000~0.7000			1.8	15.7	67.8	14.6	0.1		-2.61

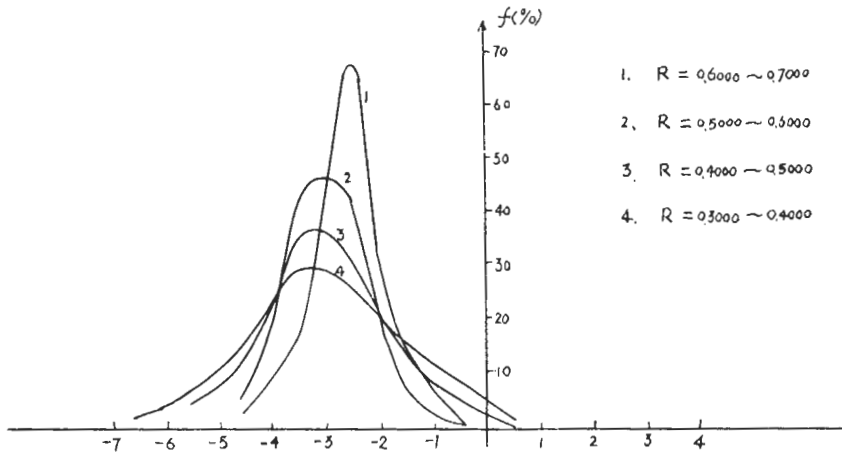


圖 3 不同雨量相關性時假效果的頻率分布圖

分析表明：

(1) 隨著相關系數 R 的增大假效果的統計值 E 的均值向 $E = 0.0\%$ 靠近。

(2) 假效果統計值 E 的變化區間隨著 R 的增大向 $E=0.0\%$ 值收斂。當 R 在 0.6000 ~ 0.7000，假效果統計值 E 變化範圍為 -5 ~ 0%。隨著 R 值減小，其變化範圍緩慢增大。當 R 減到 0.3000 ~ 0.4000 時，變化範圍增大到 -7 ~ 1%。

可見區域雨量相關性直接影響評價結果的準確度。對遼寧省飛機人工降雨效果評價，取 $R>0.5000$ 。

(二)對比樣本和待催化樣本所代表總體相等性的數值試驗

區域控制模擬試驗方案(二)效果評價關鍵是檢驗對比樣本和待催化的自然樣本所代表的二個總體分布函數相同或者要求這二組樣本屬於同一總體。從第二節(三)中的闡述我們可以知道,如果二個正態總體,它們的方差和均值無顯著差異,可以認為這二個正態總體分布函數相同或是屬於同一總體。這樣可以通過F-檢驗和t-檢驗法來檢驗這二個正態總體的方差和均值相等性來檢驗二個總體分布的相同性。在這二組樣本(或經相同變數變換)符合正態分布前提下,由樣本值求出統計量F(公式11)和t值(公式1)後查表可以得到相應的顯著性水平 α 值。顯然F、t值將影響到評價的準確度。下面仍取遼寧省1978~1987年歷史降水資料,在給定實際增雨效果 $Q=20.0\%$ 情況下,討論這一影響,數值試驗結果列於表4和表5。

表4 不同F值時效果統計值E(%)的統計特征量(Q=20.0%)

F	1.03~1.05	1.05~1.10	1.10~1.15	1.15~1.20	1.20~1.25
均值 (%)	19.95	19.83	19.50	18.89	17.97
標準差 (%)	1.51	1.73	2.61	3.02	5.33
n (%)	0.25	0.85	2.50	5.55	10.15

表5 不同t值時效果統計值E(%)的統計特征量(Q=20.0%)

t	0.01~0.05	0.05~0.02	0.2~0.4	0.4~0.6	0.6~0.8
均值 (%)	19.85	19.68	19.01	18.42	17.63
標準差 (%)	1.37	1.69	2.52	3.11	5.74
E (%)	0.75	1.60	4.99	7.90	11.85

從數值試驗結果可以看出：

(1)不同F和t時增雨效果頻率分布特征(圖略)與不同雨量相關系數時效果分布規律相似：即F值越接近1，t值越接近0，效果統計值E分布越向實際真實的催化效果收斂，而且其變化範圍越小，表明降水自然起伏的影響隨著F值接近1，t值接近0而減小。

(2)增雨效果統計值E的均值，隨F和t值減小越來越接近真值，且E的標準差越來越小，準確度越來越高，且越來越穩定。

上述分析表明：對比樣本和待催化的自然樣本所代表總體的相同性的顯著性將明顯地影響評價結果的客觀性和準確。對遼寧省飛機人工降雨效果評價，t值F值分別取 < 0.6 ~ 0.7 和 < 1.20 ~ 1.25 為宜。

五、結 論

1、區域控制模擬試驗方案(二)，採用隨機抽樣方法，通過在降水時空分布存在巨大起伏的歷史樣本中，尋找出與待作業的自然樣本無顯著差異的對比樣本方法對人工降水的效果進行評價。其物理基礎較常規非隨機試驗方案(區域對比試驗、序列試驗、歷史回歸試驗)以及區域控制模擬試驗方案(二)可靠。

2、數值試驗結果表明，區域控制模擬試驗方案較其它各種非隨機試驗方案能客觀、定量地評價人工降水效果，且降水自然起伏影響也遠小於其它各方，區域控制模擬試驗方案(二)又比區域控制模擬試驗方案(一)能客觀評價作業效果，降水自然起伏引起的影響更小，準確性更高。

3、同區域控制模擬試驗方案(一)一樣，樣本容量大小，增雨效果的大小，區域雨量相關性等都直接影響區域控制模擬方案(二)的評價結果的客觀性和準確度。但影響最大的因子是對比樣本和待催化的自然降水樣本屬於同一總體的顯著性水平。即本方案評價結果的客觀性，主要取決於在一定顯著性下，這二組樣本是否屬於同一個總體(或二組樣本所代表的總體是否相同)。

參考文獻

曾光平、方仁珍、肖鋒，1991：1975～1986年古田水庫人工降雨效果總分析。「大氣科學」，15(4)，97～108。

W.N.Hess,1974：Weather and Climate Modification。

汪學林等，1992年：吉林省1980年-1987年播雲降雨的效果檢驗及其判據。「應用氣象學報」，3(4)，418-422。

曾光平等，1994年：非隨機化人工降雨試驗效果評價方法研究。「大氣科學」，18(2)，P233-242。

葉家東和范蓓芬，1982年：人工影響天氣的統計數學方法。科學出版社，209-215。

廣州中山大學數學力學系，1980年：概率論及數理統計。高等教育出版社，6-8。

廣州中山大學數學力學系，1980年：概率論及數理統計。高等教育出版社，153-155。

葉家東和范蓓芬，1982年：人工影響天氣的統計數學方法。科學出版社，158-164。

Research on the Method of Evaluating the Efficiency of Intentional Precipitation Experiments

**Guang-Ping Zeng
Zhang-Yun Wu Ding-Hua Zu Xing-Zhao Zhen**

Fujian Weather Bureau

ABSTRACT

This paper is to propose a new method of evaluating the efficiency of intentional precipitation, based on various randomized and non-randomized intentional precipitation modification experiments. This method will give a quantity evaluation of the efficiency of the intentional precipitation modification by using random samples from historical samples which exist in prominent ups and downs in time and space and finding no obvious difference between the samples and natural precipitation samples.

The numerical simulation results show that the effect of the evaluation by this method responding to natural up-down precipitation is much smaller than other method. This method can analyze the "signal" of intentional modification under the background of the natural up-down precipitation with more accuracy.

This paper will also analyze the effective influence of the regional rainfall correlation, samples contrast and natural samples responding to evaluation results by numerical simulation experiments.

Key words : Intentional precipitation modification , Efficiency evaluation.