

運用數值預報統計法預測臺灣西南部 夏季雨量之研究

Forecasting the Precipitation Amount of South-western Area of Taiwan by Means of Model Output Statistics

陳 煦 揚 S. Y. Chen

ABSTRACT

The Model Output Statistics (MOS) method was developed by the Techniques Development Laboratory (TDL) of National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA), U.S.A. and has successfully been in operating.

The method which involves matching observations of local precipitation with raw output and derived data from 6-level fine mesh limited area primitive equation model (6L-FLM) of Japan Meteorological Agency is applied to the south-western Taiwan in predicting summer precipitation. The derivation of forecasting models are discussed, and the forecast equations are derived by stepwise multiple regression. Two models are obtained, model I suits data of 1200Z and model II suits data of 0000Z.

Data in model I include 850 MB dew point, vertical total index, P-velocity of 700 MB, and vorticity of 500 MB; model II are composed of 850 MB dew point, P-velocity of 700 MB and the thickness between 850 MB and 500 MB. All of the above mentioned predictors of two models are of significant physical meaning.

Verification shows that when 1974-1975 dependent data are used, the percentage of accuracy of model I are 55.79% for light rain and 44.44% for moderate rain, and those of model II are 60.0% and 66.67% respectively. When 1976 independent data are adopted, the percentage of accuracy of model I are 36.36% for light rain and 50.0% for moderate rain, and those of model II are 72.73% and 62.50% accordingly. It is concluded that MOS is a useful technique in objective precipitation forecasting in south-western Taiwan area and is worthy to engage in further development.

符 號 及 單 位 表

本研究中，各符號的意義及單位如下：

P : 氣 壓 (MB)

q : 比 濕

ω : 垂直速度 (10^{-6} sec^{-1})

V : 風 速 (KTS/S)

ξ : 緩 旋 度 (20m 0.1 MB/HR)

Z : 高 度 (m)

T : 溫 度 ($^{\circ}\text{C}$)
TD : 露點溫度 ($^{\circ}\text{C}$)
RH : 相對濕度 (%)
K : K 指 數

TT : 全 指 數
VT : 垂直指 數
CT : 交互指 數
SI : 蕭氏指 數

一、前 言

統計預報的基本原則是從大量的觀測數據中，運用統計方法，尋求天氣變化的規律和關係。晚近由於動力氣象，天氣學、數值預報等領域的進展，使吾人對天氣演變的基本物理過程有了更深一層的了解，因而統計預報更具有物理意義。另一方面，因為統計預報對測站密度及高空資料的要求較低，故在廣大的熱帶區域、海洋、沙漠等地方有非常高的應用價值，加上電子計算機及統計理論本身的進步，因此，在今天統計預報已成為與數值預報並駕齊驅的一種客觀預報方法。

Klein (1970) 將統計預報法歸納為三類：

1. 古典統計法：

由觀測的當天及過去的資料，代入統計預報公式預報未來天氣。

2. 完全預報法：

根據歷史資料將環流與天氣作成統計預報的關係，利用數值預報作出的環流代入方程，預報天氣。

3. 不完全預報法：

即數值預報統計法(Model Output Statistics)，簡稱為 MOS，與完全預報法不同的是歷史資料也是採用數值預報的資料，而不是觀測到的資料，如此一來，可包含一些完全預報法無法包含的預測因子，如垂直速度、邊界層的溫度等。

完全預報法與數值預報統計法都應用到數值預報的結果，其基本觀念在於天氣現象與環流的同時相關性遠比時間先後的相關性更有代表性。目前，由於數值預報發展迅速，此兩種方法正方興未艾。

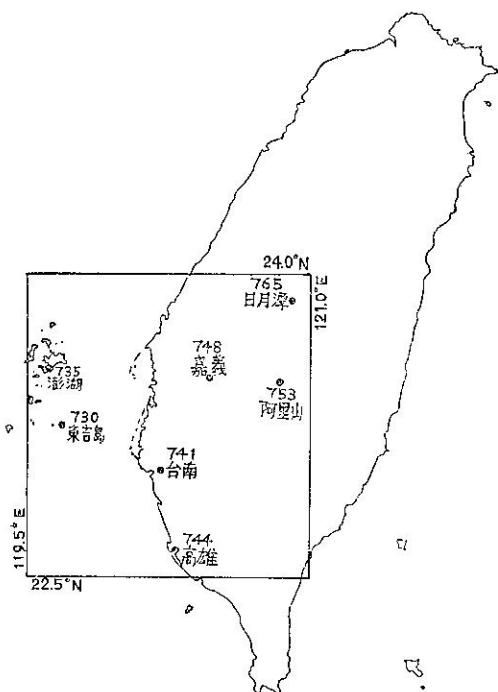
因為數值預報受到諸多條件的限制，尚未充分應用到中、小幅度的天氣預報，而數值預報統計法恰可彌補此一缺憾，此法綜合動力與統計為一體，根據大幅度天氣系統的數值預報統計，來推測中、小幅度的天氣現象，在國外是較新的方法，已在實作上獲致成效，在國內則已由林永哲博士引進，在國科會 NSC-66M-6202-61(03) 計劃支援下，由亢玉瑾先生與林永哲先生共同主持從事於雷雨客觀預報法的研究，作者鑒於臺灣西南部地區夏季的降水每由西南季風所引起，常會對農業、水利、發電及其他各行各業等造成很

大的影響，而目前降水的預測大多流於主觀，且往往偏重於定性方面，無法達到各行各業的需求。又中央氣象局傳真機每日接收日本氣象廳發佈的數值預報圖，臺灣雖位於邊界附近，然而該方所採用的數值預報模式有能力預報此種大幅度西南季風環流的強弱及進退情形，故再嘗試以數值預報統計法求出迴歸方程來預測夏季西南平原 24 小時的降水量，期能達到客觀定量的要求，俾有益於國計民生。

二、模 式 的 建 立

(一) 研究範圍

選取北緯 22.5° 至 24.0° ，東經 119.5° 至 121.0° 的方塊為本文研究範圍，此方塊涵蓋整個西南平原及澎湖羣島，如圖一所示，方塊每邊約長 165 公里，大約與日本氣象廳六層細網格亞洲區初始模式 (6L-FLM) 的水平網格距離相若。方塊內有中央氣象局的澎湖、東吉島、日月潭、阿里山、嘉義、臺南、高雄等測站。



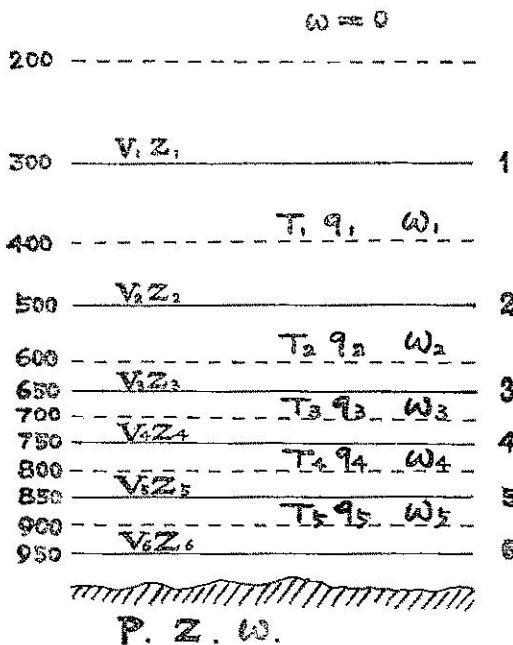
圖一 研究範圍圖，方塊內為本文研究範圍

(二) 因子選擇

由於國內數值預報模式仍在起步之階段，故預報因子 (Predictors) 由日本氣象廳每日發佈的 0000Z 及 1200Z 六層網格亞洲區模式 24 小時預報圖中選取，以 63 年 7、8 月，64 年 6、7、8 月的資料做分析，經由逐步復迴歸法 (Stepwise multiple regression method) 的統計數學模式得出預報夏季西南平原 24 小時降水量的迴歸方程，再以 65 年 6、7、8 月的資料校驗迴歸方程的可行性和可靠性，茲述如下：

1. 日本氣象廳六層網格亞洲區模式 (E. C. C. of J. M. A., 1974) :

此模式中心點位於日本本州，預報範圍約為 5600 × 5000 平方公里的亞洲區域；在一網格距離為 304.8 公里的北半球六層準地轉模式預報範圍內，由該模式每小時提供所需的周圍邊界條件，而垂直邊界條件為：
 $P=0$ 時， $\omega=0$ ， $P=P_{sfe}$ 時， $\omega=\omega_{sfe}$ 。
 其中， P_{sfe} 為地面氣壓， ω_{sfe} 為地面垂直速度。本模式網格水平距離為 152.4 公里，垂直間隔不一致，愈往下愈小，在對流層下部平均為 50MB，在上對流層平均為 100MB；（見圖二）在各層上求



圖二 6L-FLM 模式的垂直結構

各符號意義，參見符號表

風速與高度，在每兩層中間則求溫度、比濕及 ω 值；P 坐標系統的頂層在 200MB。本模式考慮了海水表

面可感熱的交換、水汽的蒸發、摩擦和地形效應，以及由於大幅度對流運動所產生的凝結，所以除可預測大幅度擾動的運動情形外，亦能同時描述水平波長約為一千公里，週期一天左右的中幅度擾動。

數值模式中，已對溫度、高度、地面氣壓、比濕等資料加以平滑處理，以消除由於計算誤差所產生的雜波，此點很重要，因為平滑處理會增進數值預報因子的可用性，尤其對小幅度的因子，如垂直速度和相對濕度等 (Klein and Glahn, 1974)。由於模式中已作過平滑處理，故在建立預報因子時，就省略此種過程了。

2. 原始預報因子的選入：

由於預報值 (predictand) 是夏季的日降水量，而欲產生降水，大氣需不穩定，通常產生不穩定的原因是由下列各過程個別或合併造成：(Miller, 1972)

- (1) 不同高度的溫度平流。
- (2) 不同高度的水汽平流。
- (3) 日射。
- (4) 大幅度的垂直運動。

而夏季西南平原的降水，雷雨所佔的比例很大，所以選擇因子時，除應將產生不穩定的因子儘量選入外，對形成雷雨的其他有利因子及各種雷雨指數亦予選入，故首先由前述日本氣象廳發佈的 24 小時預報圖中，讀取方塊範圍四端點的下列因子，作為原始預報因子，再取四點平均值，做為方塊範圍內之值，計有：

- (1) 地面氣壓。
- (2) 24 小時預報降水量 (QPF)
- (3) 850MB 溫度及高度
- (4) 700MB 垂直速度及溫度露點差
- (5) 500MB 溫度、高度及相對濕度

3. 導出預報因子的建立：

由於 850MB 的露點溫度可代表低層空氣的含水量，不但與降水的生成有很大的關係 (Reap and Foster, 1975) 而且為了導出其他的預報因子，也須要用到，但日本氣象廳的預報圖上只有 700MB 上之溫度露點差，沒有 850MB 露點值，故須另想方法求得。由於馬公處於海上，受地形影響較小，其探空資料對從西南方移來的空氣較有代表性，(林則銘，1976) 且馬公亦位於研究範圍內，故作者首先根據林永哲博士建議，由 60、61、62 年 6、7、8、9 月馬公的 850MB 和 700MB 溫度與相對濕度，根據公式① (Saucier, 1955) 先求出歷史資料 850MB 和 700MB 的露點，再求 850MB 露點和 700MB 溫度

露點差的迴歸方程，將預測 700MB 溫度露點差代入此式，即可得 850MB 的預測露點。

然而因為夏季期間，本省上空經常有沉降逆溫，導致濕度低降，故兩者並沒有很好的線性相關，後雖曾依風向劃分選擇，並改求 850MB 濕度露點差與 700MB 濕度露點差的線性相關，但距理想仍甚遠，故作者改以地面氣壓、850MB 溫度、700MB 濕度露點差為自變數，（其所以選擇這些變數的理由，乃因這些變數都能從預報圖中讀取），再分別以 850MB 露點及 850MB 濕度露點差為因變數，根據 850MB 盛行風向的篩選，以逐步複迴歸法，求出複相關係數及迴歸方程，茲將馬公 0000Z 與 1200Z 的風向頻率列於圖三。迴歸方程型式為：

$$\hat{Y} = A_0 + A_1 X_1 + A_2 X_2 + A_3 X_3 \dots \dots \dots \quad (2)$$

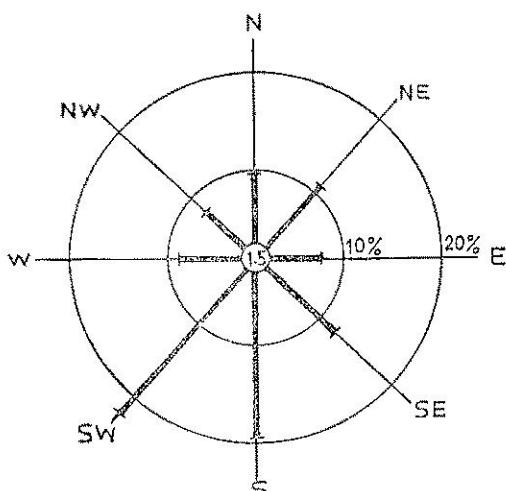
其中： X_1 表地面氣壓

X₂表 850MB 溫度

X₃表 700MB 溫度露點差

\tilde{Y} 為 850MB 溫度露點差或 850MB 露點

A_0 為常數項， A_1 、 A_2 、 A_3 相當於各自變數的迴歸係數。此等係數的決定原則在於使所有的Y與由 X_1 、 X_2 、 X_3 ，估計出來的 \hat{Y} 之差的平方和為最少。(Least-Square method)



圖三 1971 至 1973 年 6 月至 9 月，0000Z 與 1200Z 馬公 850MB 風向頻率，靜風頻率為 1.5%，中國山區知南東至南南西為盛行風向。

茲將求出結果列於表一，由表一中可看出 700 MB 的溫度露點差無論對 850MB 的露點或溫度露點差均有最大的相關。由於在迴歸分析中，欲使預測方程更有效，須使殘差平方和 (Sum of square about regression) 愈小愈好，故迴歸方程的好壞由變異數被解釋百分比（即復相關係數的平方乘以 100）、殘差的標準差及估計值標準誤差決定。殘差乃為實際觀測值與對應預測值之差異，亦即為迴歸方程不能解釋之量；而估計值標準誤差表示估計值可靠性的大小，故如復相關係數愈接近於一，而殘差的標準差及標準誤差佔 Y 值的百分比愈小，則迴歸方程愈好。因為以 850MB 溫度露點差為因變數者所求得的結果復相關係數較高，達 0.7 以上，屬高度相關，而其標準誤差佔 Y 值的百分比較大乃因 Y 值平均較小的關係，故採用之可得③④兩迴歸方程：

式中符號意義，參見符號表，其中⑧式適用於 $00Z$ 的自變數，而⑨式適用於 $12Z$ 的自變數。求出的 850MB 溫度露點差代表低層空氣的含水量，可作為預報因子，並以之推導 850MB 的露點，然後再算出下述各導出預報因子：

①K指數 (George et al., 1960)

K 指數不但考慮了 850MB 到 500MB 空氣柱內溫度差值及低層空氣中的水汽含量（以 TD_{850} 代表），尚注意到濕汽是否已發展至 700MB 而

$$K = T_{350} + TD_{350} - (T_{700} - TD_{700}) - T_{500}$$

②全指數 (Total totals index) :

全指數乃垂直指數與交互指數之和。

$$TT = VT + CT = T_{s50} + TD_{s50} = 2T_{s50}$$

③ 薛氏指數：

蕭氏指數主要根據850MB溫度和露點與500MB溫度的關係。

$$S^{\text{ext}} = \int_{\text{ext}} \epsilon_{\mu\nu} F^{\mu\nu}$$

T^* 為氣塊從850MB露點的飽和混合比線，與850MB溫度的乾絕熱線交點，沿濕絕熱線上升至500MB的溫度。求SI時用計算機以數值法求解，其基本原理為：已知850MB的溫度與露點，可求得代表經過850MB露點的飽和混和比線與經過850MB溫度的乾絕熱線的方程式，以半區間法(Half-interval

表一 以 850MB 溫度露點差及露點分別作因變數所求出的結果，迴歸係數乃依逐步複迴歸方程所選入的順序排列。

站名	馬公	馬公	馬公	馬公
時間	0000Z	1200Z	2000Z	1200Z
因變數	850MB 溫度露點差	850MB 溫度露點差	850MB 露點	850MB 露點
850MB 風向選擇角度	160°~260°	110°~250°	160°~260°	110°~250°
篩選後資料個數	175	176	175	176
複相關係數	0.72	0.74	0.60	0.62
迴歸係數	$A_0 = -156.28$	$A_0 = -177.16$	$A_0 = 160.11$	$A_0 = 177.06$
	$A_3 = 0.31$	$A_3 = 0.37$	$A_3 = -0.30$	$A_3 = -0.37$
	$A_2 = 0.94$	$A_2 = 0.71$	$A_1 = -0.14$	$A_1 = -0.17$
	$A_1 = 0.14$	$A_1 = 0.17$		$A_2 = 0.29$
變異數被解釋百分比	52.17	54.66	36.55	38.63
殘差的標準差	2.74	2.30	2.73	2.30
Y 值平均	6.23	5.02	12.76	14.51
標準誤差佔 Y 值的百分比	43.91	45.75	21.40	15.84

method) 求此兩線的交點，由交點的氣壓及溫度，可求通過此溫度的濕絕熱線方程，將氣壓 500MB 代入，即可求出 T^x ，可用之求出 SI。

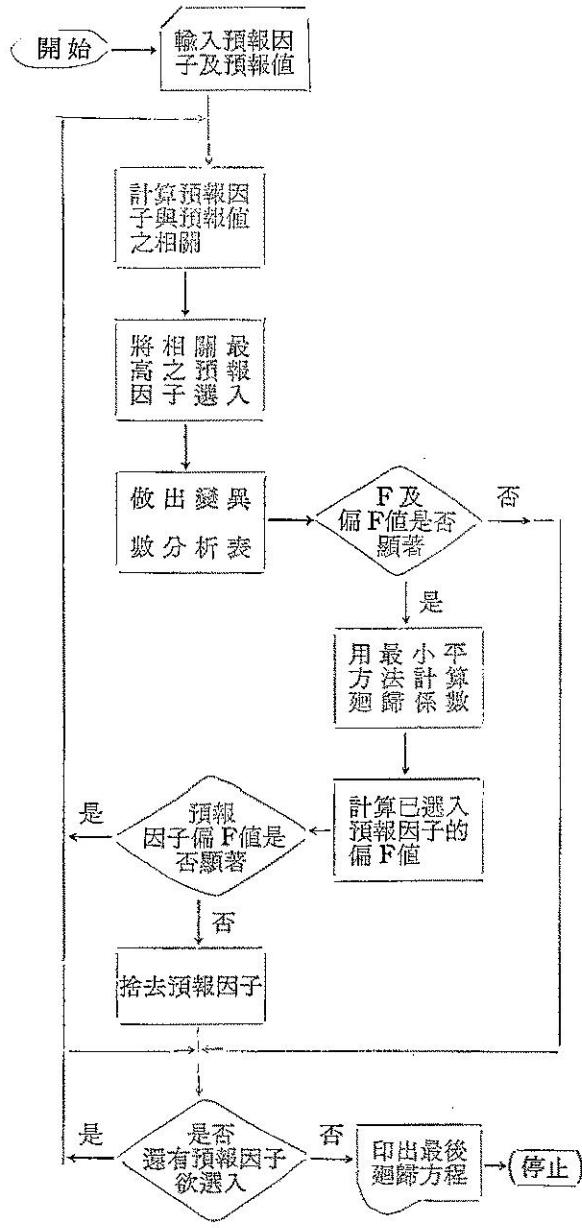
由於氣柱的穩定度主要依賴低層的水汽和溫度分佈，所以導出的雷雨指數都用到低層(850MB)的資料。蕭氏指數和全指數最主要的缺點在於依賴 850MB 面的可用水汽，因為即使有足够的低層水汽可以使用，但也未必會到 850MB 高度，故在此種情況下，兩者均會產生無代表性的值。(Miller, 1972) 以本省情況而言，對雷雨的形成，關係最為密切的為 K 指數、全指數(林則銘, 1976)。

4. 預報值的建立：

由研究範圍內，中央氣象局日月潭、阿里山、嘉義、澎湖、東吉島、臺南、高雄各測站觀測記錄上，讀取與預報因子同時的逐時雨量計算 24 小時降水量，並取算數平均後，作為預報值。

(三)統計數學模式的建立

本研究的數學模式採用逐步複迴歸法 (Draper and Smith, 1968)，係首先從所建立的預報因子中，選出與預報值最高單相關者，並作 F 值檢驗，如最高相關因子為不顯著，則無法建立統計模式，如為顯著，則繼續逐步選擇其他與預報值最高偏相關的預報因子，每次選入一預報因子時，均需作偏 F 值檢驗，並需檢驗前一步驟已被選入的預報因子，某預報因子在前一步驟可能為最好的因子，但由於受選入其他預報因子的影響，而在後一步驟成為多餘，為檢驗這些情況，所以在選入一新的預報因子時，需同時計算所有已選入因子的偏 F 值，——作顯著檢定，若偏 F 值不顯著，則將此因子捨去，這種程序繼續下去，一直到無預報因子被選入及無預報因子被捨去為止，在每一步驟中均用最小平方法 (Least square method) 計算迴歸係數，茲以圖四的流程圖表示，



圖四 過步複迴歸模式的流程圖

迴歸方程的型式為：

$$\hat{Y} = A_0 + \sum_{i=1}^n A_i X_i$$

其中 X_i 為選出之預報因子， A_i 為對應於 X_i 之迴歸係數， n 為選出預報因子之數目。

\hat{Y} 為預報值，即為 24 小時地面降水量。

X_1 為 K 指數。

X_2 為 850MB 的露點。

X_3 為蕭氏指數。

X_4 為全指數。

X_5 為 24 小時預報降水量 (QPF)

X_6 為地面氣壓。

X_7 為 850MB 的溫度。

X_8 為 850MB 的高度。

X_9 為 700MB 的溫度露點差。

X_{10} 為 700MB 的垂直速度。

X_{11} 為 500MB 的渦旋度。

X_{12} 為 500MB 的溫度。

X_{13} 為 500MB 的高度。

X_{14} 為 850MB 的溫度露點差。

表二 根據 0000Z 與 1200Z 資料逐步迴歸模式的計算結果

時 間	0000Z	1200Z
資料個數	152	152
複相關係數	0.47	0.56
迴歸係數	$A_0 = -72.76$ $A_3 = 9.69$ $A_2 = 6.20$	$A_0 = 1400.82$ $A_2 = -11.36$ $A_4 = -30.31$ $A_{10} = -0.7$ $A_{11} = 0.48$ $A_8 = 0.10$ $A_3 = -55.45$ $A_7 = 1.16$
變異數被解釋百分比	21.62	30.88
殘差的標準差	24.34	21.52
Y 值平均	15.02	15.05
標準誤差佔 Y 值的百分比	162.09	142.97

茲將 00Z 與 12Z 地面降水預報模式建立結果列於表二，由表二中可看出預報值—降水量，與預報因子的複相關係數分別為 0.47 與 0.56，屬中度相關，而 00Z 的預報因子中，第一個被選入的為 24 小時預報降水量，此表示 00Z 日本的數值模式所預報的降水可信度較高，但是林永哲博士建議此一因子最好不作預報因子，作者在稍後加以討論。如不考慮此一因子

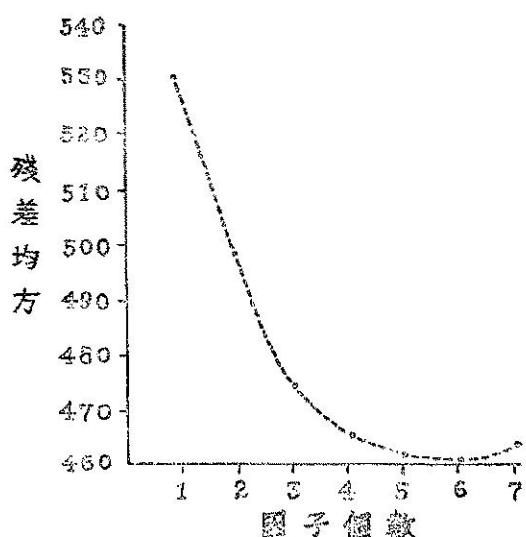
的話，則 00Z 與 12Z 各預報因子與降水相關最高的都是 850MB 的露點，此可證實低層的水汽對地面降水量有最重要的影響。其次對 12Z 的因子而言，全指數為次重要者，而 700MB 的垂直速度與 500MB 的渦旋度及 850MB 的高度與降水也有關係，此亦頗為合理。此外，不論 00Z 或 12Z，K 指數都未被選入，與前述林則銘先生的結果稍有不同。

對於選擇迴歸模式中因子的個數，通常有兩個完全相反的判斷原則：

- (1) 為使模式有預測作用，預報因子選入愈多愈具可靠性。
(2) 為符合精簡原則，希望預報因子愈少愈好。

(2) 為符合精簡原則，希望預報因子愈少愈好。作者有鑑於此，故先讓模式儘量選入因子，再於不影響統計意義上的顯著性原則下，根據殘差均方 (Residual mean squares) 與因子個數對應圖，決定應選入的因子數目，俾得到最佳迴歸方程 (The best regression equation)。

由於 $12Z$ 的迴歸方程有七個預報因子，圖五爲殘差均方與因子個數對應圖，吾人可看出因子個數二與三之間差異頗大，但三與四之間驟然減小，故祇須選入四個預報因子即可，表三爲選入四個預報因子的計算結果。



圖五 根據表二 12Z 資料所作的殘差
均方與選入因子個數對應圖

由表二及表三可得到⑤⑥兩式：

$$R_{12} = -150.59 + 9.52 \times TD_{850} - 2.52 \times TT - 0.73$$

表三 在精簡原則下，由 $12Z$ 的資料，模式的計算結果。

時 間	1200Z
資 料 個 數	152
複 相 關 係 數	0.54
迴 歸 係 數	$A_0 = -6.46$ $A_2 = 7.86$ $A_4 = -2.06$ $A_{10} = -0.76$ $A_{11} = 0.50$
變 异 數 被 解 釋 百 分 比	28.96
殘 差 的 標 準 差	21.59
Y 值 平 均	15.05
標 準 誤 差 佔 Y 值 的 百 分 比	143.45

其中⑤式爲 00Z 的 24 小時降水量預報公式，而⑥式爲 12Z 預報公式。

三、統計模式的討論

作者認為氣柱的平均溫度與降水亦有關係，並且將全指數分成垂直指數與交互指數，在模式內加入下列因子：

① X_{c} : 850MB 至 500MB 空氣柱的厚度。

$$\Delta Z = Z_{\text{soo}} - Z_{\text{ssm}}$$

可代表此層屬空氣內的平均溫度。

② X_{12} : 垂直指數(Vertical Totals) (Miller,

1972

$$V_T \equiv T_{\text{reg}} - T_{\text{reg}}$$

垂直指標與穩定有關

③ X_{17} : 交互指數 (Cross Totals) : (Miller, 1972)

$$\text{CT} = \text{TD}_{\text{min}} - \text{TD}_{\text{max}}$$

其中垂直指數沒有考慮水汽，所以除在島型氣候及沿海岸山脈的向風面或大水域（Large bodies of water）之上外，單獨使用效率不高。作者鑒於本省為一海島，中央山脈橫亘於中，而本研究範圍亦正好位於從赤道附近海洋遠道跋涉而來的西南風之要衝，充分合於垂直指數的特性，故將其增列為預報因子。

表四列出加入此三個預報因子後，模式的計算結果，從其中可看出除 00Z 的預報降水量外，850MB 的露點仍有最高的相關；其次對 00Z 的因子而言，850MB 至 500MB 的厚度為次重要者；但對 12Z 的因子，垂直指數較重要，餘依次為 700MB 的垂直速度及 500MB 的渦旋度。由此可見增列之預報因子確與預報值——降水，有較高之相關。

表四 加入 850MB 至 500MB 空氣柱厚度、垂直指數及交互指數，模式的計算結果。

時 間	0000Z	1200Z
資 料 個 數	152	152
複 相 關 係 數	0.48	0.54
迴 歸 係 數	A ₀ =-795.54 A ₅ =9.77 A ₂ =5.19 A ₁₅ =0.17	A ₀ =7.37 A ₂ =6.57 A ₁₀ =-3.40 A ₁₁ =0.48
變 差 數 被 解 釋 百 分 比	23.50	28.79
殘 差 的 標 準 差	24.13	21.62
Y 值 平 均	15.02	15.05
標 準 誤 差 佔 Y 值 的 百 分 比	160.67	143.62

就 00Z 的結果而言，表四的複相關係數及變異數被解釋百分比均較表二為大，而殘差的標準差及標準誤差佔 Y 值百分比則較表二為小，雖然差異並不大，但此乃因表四中選入 850MB 至 500MB 厚度，此一預報因子的結果，而此因子被選入是具有統計意義的。至於 12Z，表四的結果乍看之下，似比表三略差，但如僅選兩個預報因子，則表三複相關係數為 0.476，而表四則為 0.478，垂直指數仍較全指數略勝一籌，當然，我們加入垂直指數的主因並非是此種微小的差異，而是鑑於前述其具有的物理意義。

在上述的比較下，作者採用表四的結果，得到⑦、⑧兩式：

$$R_{00} = -795.54 + 9.77 \times QPF + 5.19 \times TD_{850} + 0.17 \times TH \quad \text{⑦}$$

$$R_{12} = 7.37 + 6.57 \times TD_{850} - 3.4 \times VT - 0.75 \times \omega_{700} + 0.48 \times \xi_{500} \quad \text{⑧}$$

R₀₀ R₁₂ 的意義同前。

表五 預報因子中不含 QPF，模式的計算結果

時 間	0000Z
資 料 個 數	152
複 相 關 係 數	0.43
迴 歸 係 數	A ₀ =-754.03 A ₂ =7.59 A ₁₀ =-0.65 A ₁₅ =0.15
變 差 數 被 解 釋 百 分 比	18.91
殘 差 的 標 準 差	24.84
Y 值 平 均	15.02
標 準 誤 差 佔 Y 值 的 百 分 比	165.42

在原始預報因子中，林永哲博士建議 QPF 最好不作預報因子，00Z 資料中，如果去掉 QPF，計算結果，見表五，其複相關數為 0.43，顯然比表四的 0.48 差。令我們感興趣的是去掉 QPF 後，700 MB 的垂直速度反而較 850MB 至 500MB 的厚度重要。

由於資料的好壞會影響計算結果，再者由實際經驗中發覺數值模式預報結果常會落後或超前，根據 Klein and Glahn (1974)，在某些狀況下，預報值前後 24 小時的預測因子都屬有用，故作者亦嘗試將預報值延後 6、12、18、24 小時，茲將結果列於表六。

表六 (a) 00Z 預報值延後 12 小時，模式計算出的結果不但較表四 00Z 的結果好，而且預報時效較長，故可採用。至於 12Z 的結果比表四 12Z 的結果差，故仍採用⑧式。由表六(a)可得出⑧式，將與⑧式用來校驗模式的可行性和可靠性。

$$R_L = -954.63 + 5.40 \times TD_{850} - 0.61 \times \omega_{700} + 0.20 \times TH + 5.83 \times QPF \quad \text{⑨}$$

其中 R_L 為延後 12 小時的 00Z 24 小時降水量預報公式。

表六(a) COZ 資料，將預報值分別延後 6, 12, 18, 及 24 小時，模式的計算結果。

預 報 值 時 間	6 小 時	12 小 時	18 小 時	24 小 時
資 料 個 數	152	152	150	150
複 相 關 係 數	0.52	0.54	0.53	0.49
迴 歸 係 數	$A_0 = -941.93$ $A_5 = 9.37$ $A_2 = 5.13$ $A_{15} = 0.20$	$A_0 = -954.63$ $A_2 = 5.40$ $A_{10} = -0.61$ $A_{15} = 0.20$	$A_0 = -1025.45$ $A_2 = 5.88$ $A_{10} = -0.65$ $A_{15} = 0.22$	$A_0 = -945.38$ $A_2 = 6.13$ $A_{10} = -0.59$ $A_{15} = 0.30$
變 异 數 被 解 釋 百 分 比	27.06	29.16	28.56	24.14
殘 差 的 標 準 差	22.06	21.56	22.82	24.22
Y 值 平 均	14.95	15.05	15.05	15.21
標 準 誤 差 估 Y 值 的 百 分 比	147.51	143.25	151.62	159.27

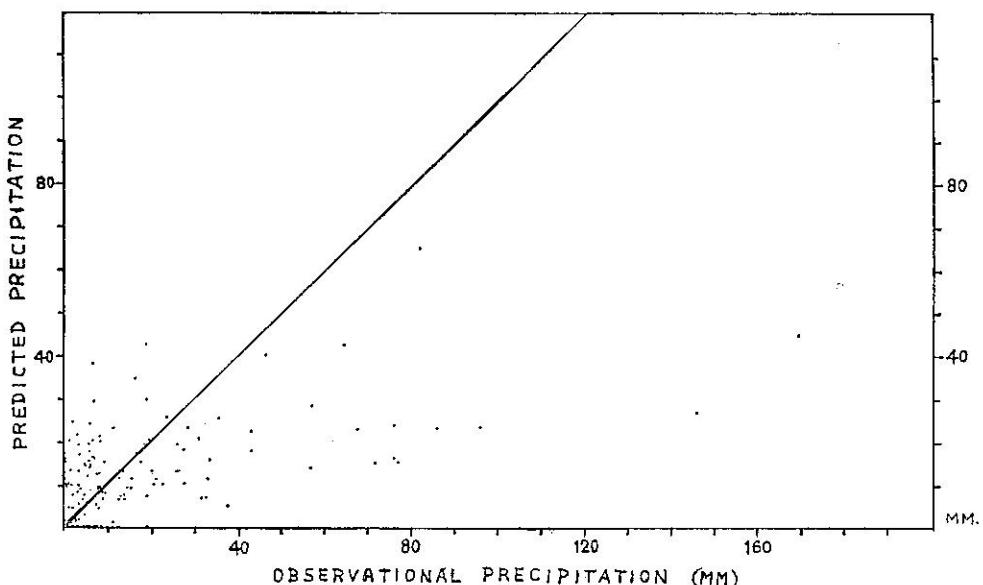
表六(b) 12Z 資料，將預報值分別延後 6, 12, 18, 及 24小時，模式的計算結果。

預 報 值 時 間	6 小 時	12 小 時	18 小 時	24 小 時
資 料 個 數	150	150	150	150
複 相 關 係 數	0.52	0.49	0.48	0.38
迴 歸 係 數	$A_0 = 2034.87$ $A_2 = -19.06$ $A_{10} = -0.68$ $A_4 = -37.74$ $A_{11} = 0.48$ $A_8 = -72.31$	$A_0 = -13.15$ $A_2 = 6.75$ $A_{10} = -0.75$ $A_{16} = -2.74$ $A_{11} = 0.48$	$A_0 = 7.51$ $A_2 = 7.02$ $A_{10} = -0.80$ $A_{16} = -3.64$ $A_5 = -7.44$	$A_0 = 45.56$ $A_2 = -2.88$ $A_{12} = 3.40$ $A_{10} = -0.44$ $A_5 = -6.46$
變 异 數 被 解 釋 百 分 比	26.98	23.53	22.87	14.53
殘 差 的 標 準 差	23.12	24.26	22.90	24.90
Y 值 平 均	15.14	15.14	15.06	15.19
標 準 誤 差 估 Y 值 的 百 分 比	152.72	160.23	152.07	163.93

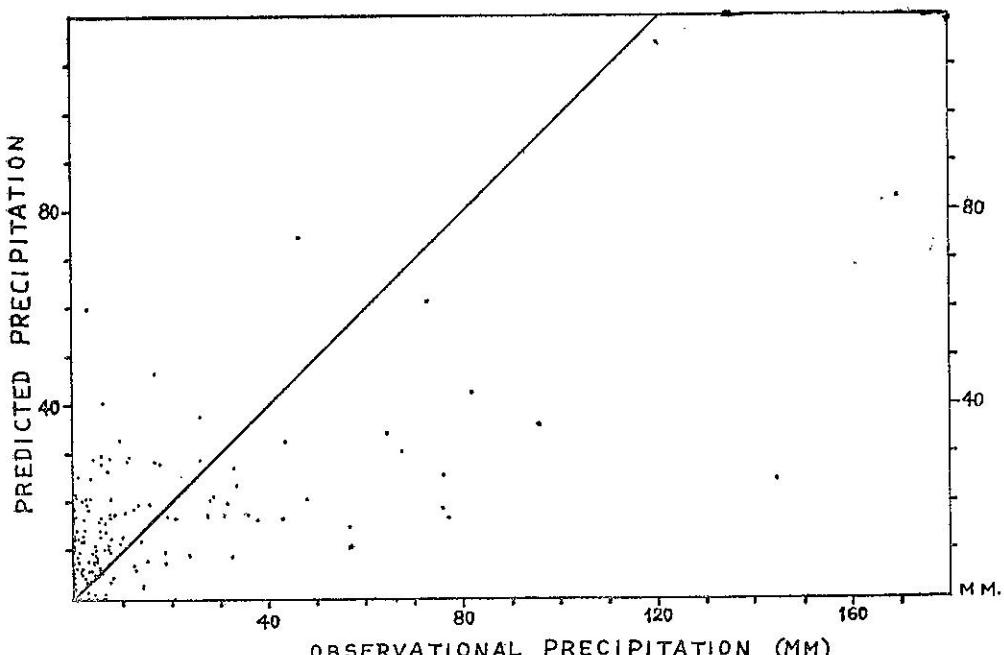
四、模 式 的 校 驗

在前節裏得出了⑧、⑨兩迴歸方程式，⑧式是 12Z 的 24 小時降水量預報方程式，我們稱它為模式一，⑨式是 00Z 延後 12 小時的 24 小時降水量預報方程式，我們稱它為模式二。為了校驗所建立的模

式，先將建立模式的數據，即 63 年 7、8 月，64 年 6、7、8 月的資料分別代入模式一及模式二，以了解此兩模式的可預報性，茲將實際降水量與模式計算的降水量以圖六(a) 及圖六(b) 的散佈圖表示，圖六(a) 是模式一的計算結果，圖六(b) 是模式二的計算結果。



圖六 (a) 由 63 年 7, 8 月, 64 年 6, 7, 8 月數據，模式一預報結果的散佈圖



圖六 (b) 利用與圖六 (a) 同時的資料，模式二預報結果散佈圖

從圖六 (a)、(b) 可看出實際雨量小於 10MM 時，模式的預報雨量大多偏高，而大於 20MM 後，大多偏低，大於 80MM 後偏差尤甚，由此可見，模式基本上對於大於 80MM 的雨量預測效果不理想。

表七 (a) 由 63 年 7. 8. 月，64 年 6. 7. 8. 月
模式一的定性預報結果

天氣	實際發生次數	預測成功次數	預準確率
無雨	18	10	55.56%
有雨	134	110	82.09%

表七 (b) 利用與 (a) 同時的數據，模式二的定性預報結果

天氣	實際發生次數	預測成功次數	預準確率
無雨	18	6	33.33%
有雨	134	128	95.52%

由於降水量是不連續的變數，逐日變化很大，故作者首先作定性方面校驗，結果列於表七，其中實際 134 天有雨，模式一預報準確者有 110 天，準確率為 82.09%，而模式二預報準確者有 128 天，準確率為 95.52%，結果甚佳，故進一步對降水作定量分析，首先將降水量分成四個等級，即無雨、小雨、中雨、大雨。依照日本技報堂氣象學手冊（氣象手冊編輯委員會，1959）上的定義，其分級標準如下：

- | | |
|----|--|
| 無雨 | 降水量 $\leq 0.1\text{MM}$ |
| 小雨 | $0.1\text{MM} < \text{降水量} \leq 16\text{MM}$ |
| 中雨 | $16\text{MM} < \text{降水量} \leq 32\text{MM}$ |
| 大雨 | $\text{降水量} > 32\text{MM}$ |

在上述分級標準下，當預報降水量與實際降水量屬於同一級時，視之為預報成功，茲將模式一及模式二的校驗結果列於表八。

由表八 (a) 模式一的預報結果中可看出大雨的預報準確率最低，平均殘差 (Mean Residual) 亦甚大；而無雨的準確率雖達 55.56%，但其平均殘差大於 0.1，故在量上可信度較低；而小雨及中雨的準確率分別為 55.79% 及 44.44%，平均殘差均小於該級的中間量，可信度很高，至於表八 (b) 模式二的預報結果中，無雨與大雨可信度較低，而小雨與中雨的準確率分別為 60.0% 及 66.67%，較模式一的結果好，平均殘差亦小，故可信度甚高。

表八 (a) 由 63 年 7. 8 月，64 年 6. 7. 8 月
的數據，模式一的預報結果

級別	實際發生次數	預測成功次數	預準確率	平均殘差
無雨	18	10	55.56%	2.8
小雨	95	53	55.79%	7.4
中雨	18	8	44.44%	9.9
大雨	21	4	19.05%	41.7

表八 (b) 利用與 (a) 同時的數據，模式二的預報結果

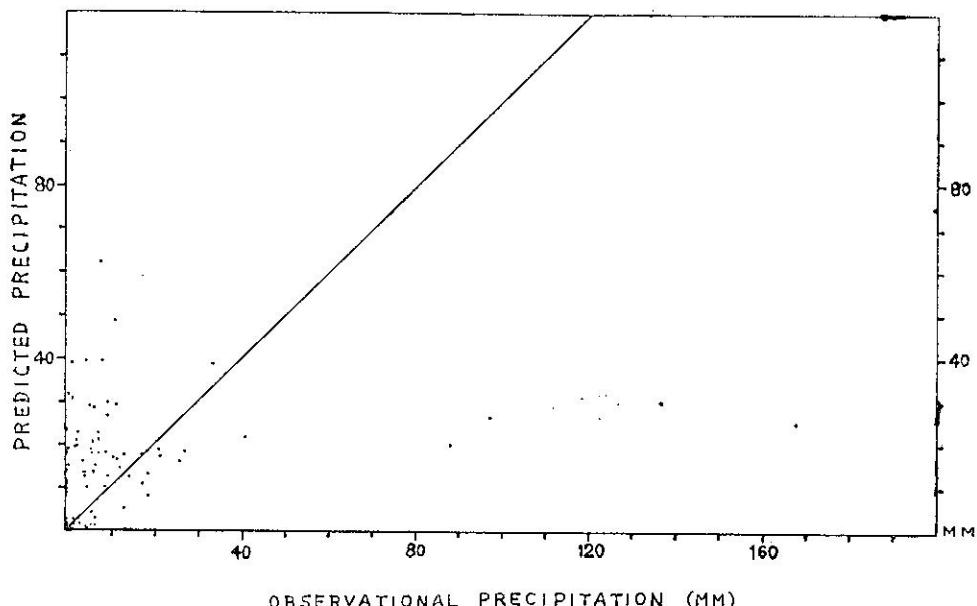
級別	實際發生次數	預測成功次數	預準確率	平均殘差
無雨	18	6	33.33%	6.4
小雨	95	57	60.0%	9.5
中雨	18	12	66.67%	10.1
大雨	21	7	33.33%	38.4

除作上述的校驗外，作者並進一步以 65 年 6、7、8 月的獨立資料作校驗，實際降水量與預報降水量的散佈圖見圖七 (a) 及圖七 (b)，分級校驗結果見表九 (a) 與表九 (b)。

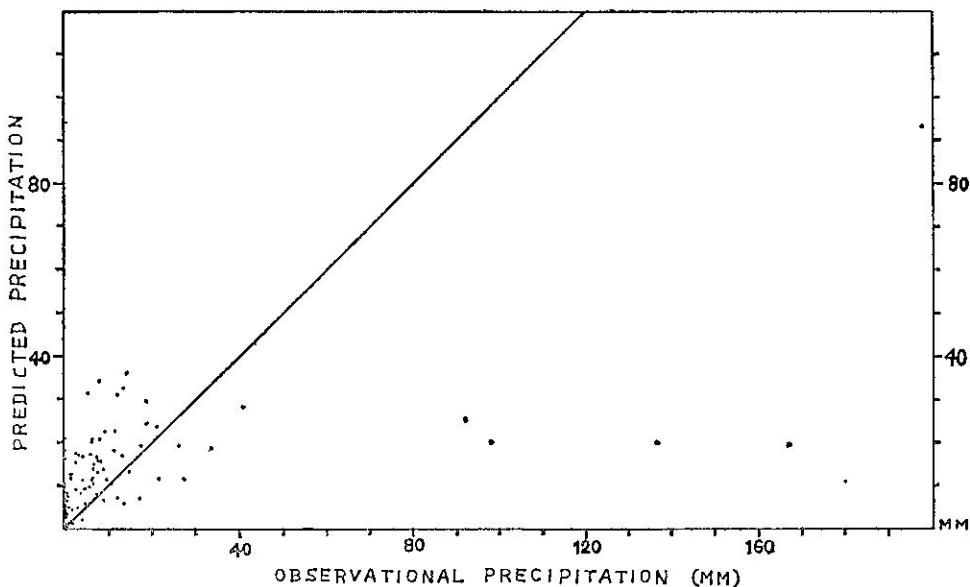
由表九 (a) 模式一的預報結果中可看出大雨的準確率仍低，而無雨的準確率雖達 42.86%，但其平均殘差過大，在量上可信度仍不太高；小雨與中雨的

準確率分別為 36.36% 與 50.00%，而中雨的平均誤差遠小於其中間值，故效果最好，至於表九(b)中，模式二的預報結果，小雨準確率為 72.73%，遠高於

模式一，而其平均殘差則小於模式一，結果相當理想，模式二中雨的校驗結果與模式一相近似，至於無雨與大雨的校驗結果仍不理想。



圖七 (a) 由 65 年 6. 7. 8 月獨立資料，模式一的預報結果散佈圖



圖七 (b) 利用與圖六 (a) 同時的資料，模式二預報結果的散佈圖

表九 (a) 由65年 6, 7, 8 月的獨立資料，模式一的預報結果

級 別	實 際 發 生 次 數	預 測 成 功 次 數	預 準 確 率	平均殘差
無 雨	21	9	42.86%	4.3
小 雨	55	20	36.36%	13.3
中 雨	8	4	50.00%	6.4
大 雨	7	2	28.57%	75.7

表九 (b) 利用與 (a) 同時的資料，模式二的預報結果

級 別	實 際 發 生 次 數	預 測 成 功 次 數	預 準 確 率	平均殘差
無 雨	21	7	33.33%	6.8
小 雨	55	40	72.73%	7.6
中 雨	8	5	62.50%	8.1
大 雨	7	1	14.29%	75.9

五、結 論 與 建 議

大幅度與中、小幅度環流間交互作用之存在，乃一確切的事實，目前數值動力模式雖然蓬勃發展，甚或已進入實作階段，但由於中、小幅度天氣現象的時間幅度很短，且測站距離太大，無法作有效觀測，故很難引用動力模式作診斷與預報 (LIN, 1976)，目前，許多國家對於局地中小幅度的天氣現象，諸如雷雨、地面降水、最高溫度、最低溫度、雲量、雲幕高等的預測皆採用數值預報統計法。本研究初步將數值預報統計法引用到臺灣西南平原夏季降水量預報，由日本氣象廳數值預值預報圖託取原始預報因子，再考慮對流等效應，導出若干指數，經由逐步迴歸計算，得到 00Z 與 12Z 的夏季降水量預報模式，模式一是 12Z 的 24 小時降水量預測，而模式二則為 00Z 延後 12 小時的 24 小時降水量預測，模式一含有 850MB 的露點、垂直指數、700MB 的垂直速度及 500MB 的渦旋度等因子，而模式二則包括 850MB 的露點、700MB 的垂直速度、850MB 至 500MB 空氣柱的厚度及 QPF 等因子，這些因子均具有良好的物理意義。

經過非獨立與獨立資料的校驗，可知在定量上，預報模式對小雨及中雨的預報相當理想，而模式二的預報時效較模式一長 12 小時，且效果較好，具有應用價值。至於無雨及大雨，模式預報效果不顯。

作者認為數值模式的結果嚴重影響本研究預報模式成效，然而，臺灣位於日本氣象廳數值模式計算範圍的邊界附近，故預報精確度偏低，再者，降水與低層水汽及風場的輻合有很大的關係，而日本的數值預報缺乏近地層模式，大大地影響本模式的計算結果。作者建議國內積極發展適用於本地區的數值預報模式，果能如此，再引用此法將會得到令人更滿意的預報結果。

誌謝

本文研究承蒙吾師吳宗堯、胡仲英及徐聖謨三位先生悉心指導，始克完成，並承臺大大氣科學系主任亢玉瑾先生，及蔡清彥先生提供寶貴意見，作者謹致誠摯謝意。在研究過程中，林永哲先生提供許多有價值的建議，文化學院地學研究所主任孫宏越先生及所有師長們的鼓勵，亢玉瑾先生及林永哲先生主持下的 NSC-66M-6202-61(03) 計劃提供部份資料，作者亦衷心的感激。此外，中央氣象局電子計算機中心全力支援，研究發展科同仁多方協助，陳富裕先生協助繪圖，在此一併致謝。

參 考 文 獻

1. Draper, N.R. and Smith, H., 1966: Applied Regression Analysis, 178-195.
2. E.C.C. of J. M. A., 1974: Outline of operational N.W.P. at J. M. A., Appendix to Periodic Rept. on N.W.P., 13, 7-19.
3. Efroymson, M.A., 1962: Multiple regression analysis, Article 17 of Mathematical Methods for Digital Computers, John Wiley and Sons, New York, 191-203.
4. Glahn, H. R. and Lowry, D.A., 1972: The use of Model Output Statistics (MOS) in Objective Weather Forecasting., J. Appl. Meteor., 11, 1203-1211.

5. George, J.J., et al. 1960: Weather Forecasting for Aeronautics. Academic Press, New York, 673 pp.
6. Klein, W. H. 1970: The forecast research program of the Techniques Development Laboratory. Bull. Amer. Meteor. Soc., 51, 133-142.
7. Klein, W.H. and Glahn, H.R., 1974: Forecasting local weather by means of model output statistics., Bull. Amer. Meteor. Soc., 55, 1217-1227.
8. Lin, Yeong-Jer, 1976: Interrelation between the synoptic and convective scale processes in the atmosphere. (unpublished).
9. Miller, R.C., 1972: Notes on analysis and severe-storm forecasting procedures of the Air Force Global Weather Central, Air Weather Service Tech. Rept. 200 (Rev), 2-1 pp, 5-1 pp, 8-1---8-2.
10. Reap, R.M., and D.S. Foster, 1975: New operative thunderstorm and severe storm probability forecasts based on MOS. A.M.S. 58-63.
11. Saucier, W.J., 1955: Principles of meteor. analysis, University of Chicago Press, IV., 9pp.
12. 林則銘, 1976 : 危害飛行氣象因素客觀預報之研究——雷雨部份——，氣象預報與分析 66 期，第 7 頁，第 16 頁。
13. 氣象手冊編輯委員會, 1959 : 氣象手冊, 技報堂, 第 711 頁。

實踐三民主義。
光復大陸國土。
復興民族文化。
堅守民主陣容。