

台灣入梅出梅及梅雨量之長期預報研究

孔震村 陳重功

密蘇里大學可倫比亞校區大氣科學系

林燕璋

中央氣象局

摘要

本文報告中央氣象局之支持下所進行的台灣地區入梅出梅日期，梅雨期間及梅雨雨量之長期預報方式建立及實驗。因為台灣梅雨之特殊性，一般中緯度大規模現象所用的回歸方式不能直接應用於台灣梅雨的長期預報。我們必須建立適應台灣梅雨的回歸方式。經過廣泛綜合性的歷史個案預報實驗及 1990, 1991 兩年即時預報實驗，我們確定了梅雨有一季節至半年以上的預報可能性。

我們建立的梅雨長期預報，基於單項及多項回歸方程之相輔有效利用。預報先用多月多點單項回歸查驗預報值之一致性。此所謂多月，即自秋季起，每月用月平均高空及海面溫度即時資料做一次預報，多點即所有北半球及熱帶南半球遙地相關顯著地區的預報因子，都分別應用比較。如單項回歸預報值之分散度小（即一致性高），可判斷為梅雨平年不必再做多項回歸預報。如分散變大（即一致性低），必須進而實施多項回歸預報。因為梅雨異常年，環流系統之物理過程異於平年，非為單項回歸所描述。多項回歸有三項預報因子，即可有效預報梅雨。建立單、多項回歸模式，以用最近十年資料為宜。由於梅雨之尺度，十年以上的資料反而有礙於辨認其物理過程。但所建立回歸模式最好每年加用新資料更新一次，以順應環流運作狀態之漸變。

一、引言——長期回歸預報於台灣梅雨預報之特殊性

現今長期預報的研究開發大約可分為三類：即

(一)數值模式之應用

(二)時間序列(趨勢)外插

(三)遙地相關

關於數值模式之應用於長期預報，我們與美國太空總署(National Aeronautic and Space Administration-NASA)合作的研究顯示；將來的大氣海洋聯合模式(Joint ocean atmosphere model)可將模式預

報的預報時間長到至少一個月至一個季節。我們的實驗將海面溫度(Sea surface temperature-SSr)的每日觀測值用到大氣模式，而得到一個月至一個半月的良好預報(Kung et al. 1990, Da-Camara et al. 1991)。用海溫預測值，等於是海洋模式的預報值供給大氣模式，讓大氣模式繼續更新下層邊界的加熱狀態，乃是利用海洋的較長(一月至一年)的預報時間，去補救大氣較短(一週至三週)的方法。現時NASA及美國氣象局國家氣象中心(National meteorological Center-NMC)都在建立大氣海洋聯合模式。但其完成實施至少需十五年至廿年。因此這雖然是最重要的基礎研究，可是從預報作業的觀點，現在還談不上實

實用價值。

時間序列之外插；根據所能分析出來的趨勢，求出未來的狀況。常見的調和分析即是一例，如相關移動平均(ARMA)，時間序列應用於多變數時間序列，亦可有效探討氣象現象裏回饋效應（參見吳明進，熊台玉1990）。但是應用時間序列問題，在於序列之外插必定假定現在可以辨認出的趨勢。這對線性變化的狀態（即有持續趨勢時），應有相當預報價值。但對於非線性的現象或持續性不明顯的時間尺度，即難做有效預報，而且一月至一年的長期預報所要做的，卻多屬於此類持續性不明的非線性現象。

至於第三類的遙地相關(Teleconnection)即長期天氣綜觀分析常用的方法，各國氣象學界已累積了很可觀分量的經驗法則。自1920年代Walker(1923)用相關係數預報印度季風以來，遙地相關廣泛的被各國氣象機關利用於長期預報。近二十多年來，這些相關關係，又與各種資料分析與模式預報聯合應用。本來把長期（如月平均）天氣分析定量化，把握大規模環流狀態，有效應用綜觀關係，應該是最理想的方法，然而這裏最大的問題是很難做綜合性的分析。實際應用上只能做到簡單相關的應用，以及主觀斷碎的環流知識的研判。現時美國氣象局NMC長期預報及日本氣象廳長期預報的不可靠是一般所公認。

針對這個遙地相關法實施上的困難，我們主張避免有關物理過程的假設，客觀分析大量長期的高空及海洋資料，檢出有效的遙地相關，考察所檢出預報因子於環流系統內的作用，確定預報量與預報因子間回歸預報式，所建立之印度季風預報模式(Kung and Sharif 1982)及中緯度溫度雨量長期預報方式(Kung and Tanaka 1985)已被認為是成功的歷史個案預報試驗。木下(1989)應用Kung and Tanaka(1985)的多項回歸方法，成功地預報日本東海地方出梅日期。因為我們的方法，用大量(至少幾千)可能的預報因子，客觀選出幾個有效因子，Hastenrath (1986)稱之為“水牛

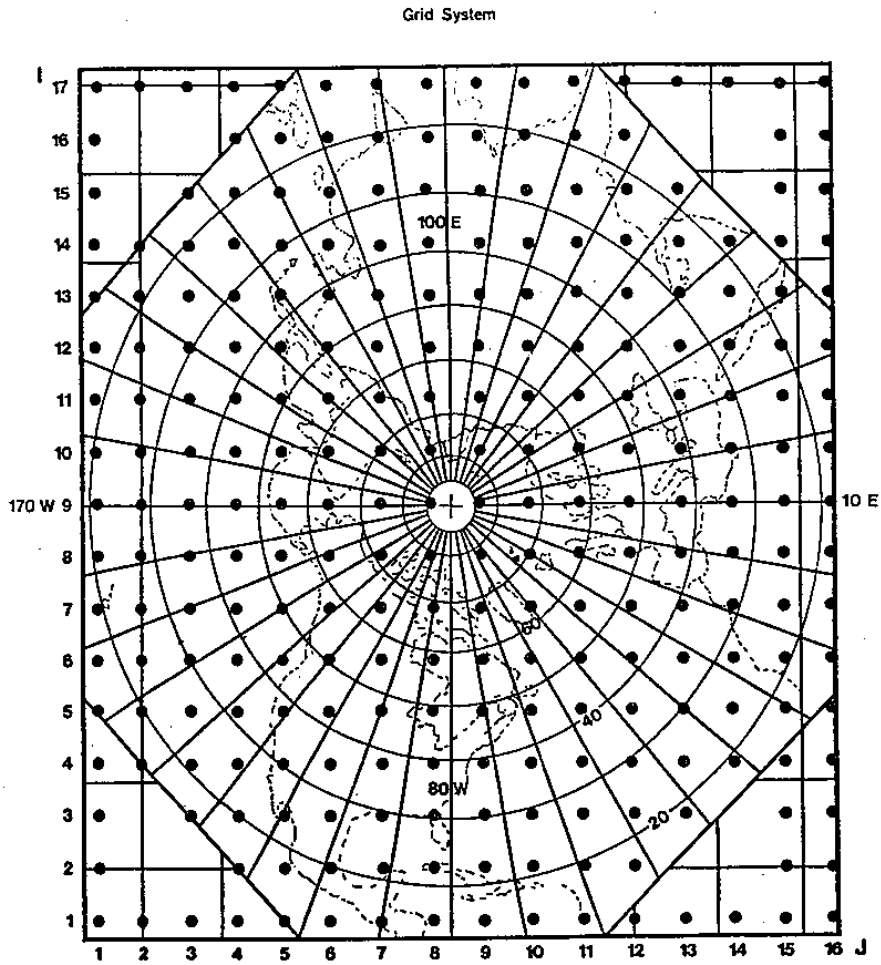
刀摘出法(Jackknife method).”

應用回歸方法，首先須考慮所要預報現象在環流系統裏的特殊性。梅雨是東亞季風現象的一部份。梅雨鋒面系統的生成，移動、位置及強弱依大氣環流狀態而定，並與控制亞洲天氣型之主要系統之活動息息有關，這些有關係統包括高緯度阻塞高壓，華中附近高壓系統，太平洋副熱帶高壓，印度季風等，因此用全球性（或至少用整個北半球）回歸分析，對梅雨的長期預報應該有效。但是在整個環流系統裏，台灣是一個小區域，而且常位於梅雨鋒面的暖區裏，其降雨活動主要是靠中尺度對流系統。因此梅雨於台灣區之活動須考慮其大規模與中小尺度之交應效果。換言之，台灣梅雨之長期預報不能直接應用大規模現象所建立的回歸預報方式。必要修正大規模現象的預報方式以適應台灣梅雨的地方性。我們於中央氣象局支持下，開發梅雨長期預報方法，並於1990, 1991兩年，做過兩次即時預報(Real-time forecast)試驗，獲得良好經驗，分析我們預報實驗(歷史個案預報及即時預報)，顯然還有很多需要改進的地方。但亦明顯地已靠近實用階段。本文將概述我們建立的梅雨長期回歸預報方法，並摘錄幾點較有興趣的結果加以檢討。

二、資料分析及回歸模式

(一) 資料供應與處理

所用資料包括中央氣象局歷年梅雨資料（參見曾振發1982），NMC及中央氣象局高空資料，及NMC海面溫度(SST)觀測資料。網格點高空資料以NMC每日北半球八角網格點分析(47×51點)為基礎，作成北半球(16×17)大網格點資料(見圖一)。每一點就用原來(47×51)網格資料的9點平均而得。然後用每日資料作成自1955年4月至1989年6月的月平均資料。此即我們所用的基礎高空資料。自1989年10月起，月平均高空資料，用中央氣象局供給的即時資料，求出(16×17)大網格點值，補充基礎高空資料。月平均SST資料由NMC供給，資料期間與高空資料同，資料範圍是40° S至60° N，



圖一：北半球17×16大網格系統

原來資料點是2×2經緯度，我們再將它做成4°×4°的資料為分析基礎。如此(16×17)大網格點700mb溫度(T)及500mb高度(Z)，及4×4經緯度SST月平均值是我們選擇預報因子的範圍。任何一點的700mbT，500mb(Z)或SST，或它們的地域平均，經過遙地相關的選擇以後，都是可能的預報因子。

(二) 預報量之選擇

入梅日期，出梅日期，梅雨期及梅雨期總雨量是我們用的預報量。入、出梅日期以4月1日為起點的日數算。梅雨期日數是自入梅至出梅的日數。但其預報由獨立的回歸模式，然後與分別作的入，出梅日期對照。梅雨量是梅雨期間總雨量用mm表示。此等預報量的分析處

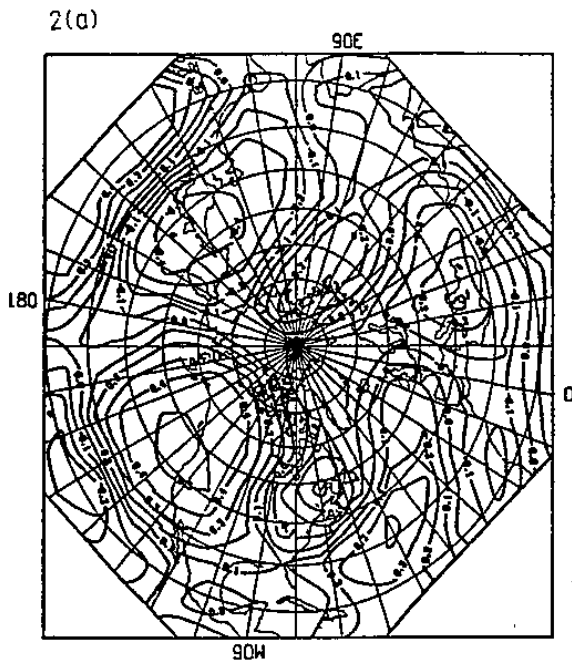
理依中央氣象局歷年梅雨記錄。所用記錄為北、南兩區平均。

據過去印度季風及中緯度預報研究經驗 (Kung and Sharif 1982, Kung and Tanaka 1985)，有關季風的開始，終止日期，平均氣溫及總雨量為大規模環流控制的現象。因此本研究所選預報量應該是用大規模資料預報較為有效的預報量。至於梅雨期間的趨勢，例如梅雨期雨量分佈等，並無考慮到。這應該是將來繼續研究時的一個方向。

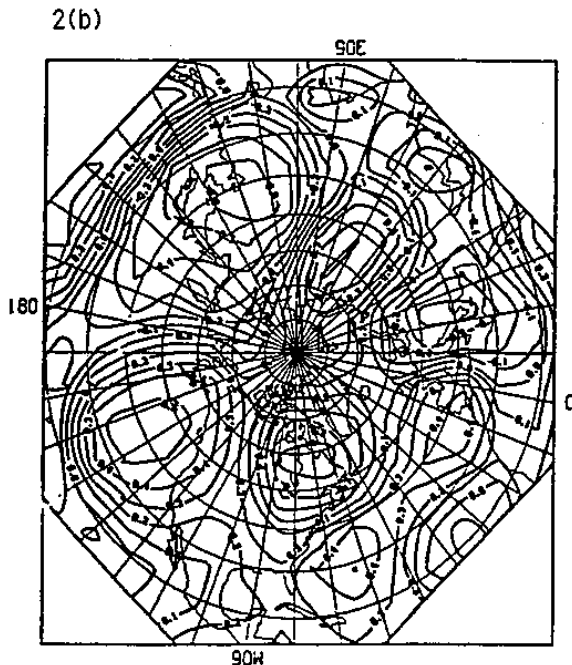
(三) 遙地相關分析

建立回歸預報模式的第一步驟是遙地相關分析，乃計算一個預報量與先行不同月份各點的氣候值 (即700mb T, 500mb Z及SST)的

November 700 mb T vs. Mei-Yu rainfall



December 700 mb T vs. Mei-Yu rainfall



圖二：台灣梅雨量與700mb溫度場隔地相關圖
(a)11月高空資料，(b)12月高空資料。

隔地相關(Cross-correlation)以為分析遙地相關的根據。例如圖二為梅雨雨量與前一年11月及12月700mbT的隔地相關。11月的相關最強的地域在於東太平洋美洲大陸西岸，中大西洋，西北太平洋，皆有99%的顯著性。12月的相關在這些地域有加强的現象。但這些強相關地域有向西移動的傾向。很有趣的是這類相關地域的變化與移動是檢驗相關圖時最常見的現象。亦因此利用隔地相關的回歸預報，必將預報量與每月每種氣候值的相關分別算出，做不同的回歸式。

本研究將九月至四月每月氣候值(700mb T, 500mb Z及SST)與每種預報量所有組合的相關圖分別算出，作為遙地相關分析的基礎。如上所述，這些相關的形勢有空間，時間的變化。因而以此為回歸式的基礎，用不同月份資料的預報，需要不同的回歸模式。就遙地相關的性質，我們指出自秋天起已有相當顯著的預報性（即隔地相關）。至冬季（11月至1月）這些相關可到達極大，但自春季開始遞減。於梅雨開始之前，相關幾乎消滅。這是一般長期預報都可看到的現象(Kung and Tanaka 1985, Park and Kung 1988)。其物理意義至今不甚明瞭。但強相關地域的尺度及變化情形，似提示這現象與長期緩慢波動(very slow moving long waves)有關。

2-4 回歸預報模式

回歸預報模式依單項回歸及Kung and Tanaka (1985)的一般多項回歸模式。但因台灣梅雨之特殊性(見引言)，應用上需依賴多點資料（即多點不同的回歸式）。因此預報程序之建立，包括許多不同月，不同地點資料之單，多項回歸式。其實際應用詳於後述預報實驗與程序。本節只略述一般回歸模式之方式。

一般多項回歸式(Multiple regression)可表示如下：

$$\bar{Y} = C_0 + C_1 X_1 + C_2 X_2 + C_3 X_3 + \dots + C_n X_n$$

\bar{Y} 是預報量Y的期望值。

$C_0, C_1, C_2, C_3, \dots, C_n$ 是回歸係數，而

$X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ 是預報因子。

我們於預報實驗中確定；梅雨有用的預報因子，以前面三項為止，因為台灣梅雨之地方性格，更多預報因子並無用處。前面三項所說明的變方(Variance)大約是90%，用第四、五兩項，所說明的變方可高至98—99%，但第四、五項所選擇的預報因子不穩定，於預報實施上並無用處。因此本研究用到的即三項回歸式。用單項回歸(Single regression)時即只用第一項預報因子；

$$\bar{Y}_1 = C_0 + C_1 X_1$$

第一個預報因子之選擇是檢驗上述隔地相關圖而來。每個預報量與氣候值之組合都可選出一至幾處強相關區域。先做一個強相關區域氣候值的區域平均，然後用歷年氣候值，以最小平方方法確定 C_0 、 C_1 。再得預報量與記錄的偏差(即剩餘項)

$$e_i = y_i - \bar{y}_i$$

第二、三項的確定即依700mb T，500mb Z，SST與剩餘項 e 及 e 的隔地相關而定，而避免用預報量本身。第二項以下不用 y ，而用 e 確定是我們多項回歸式的特徵(見Kung and Tanaka 1985，木下1989)。為的是避免所選預報因子之相關(Collinearity)，並以小數項的預報因子有效遞減剩餘項之影響。

三、單項回歸預報方式及實驗

因為梅雨的地方性，用全球性資料的預報，必須顧慮如何增加預報的穩定與可靠度。圖三是SST及500mb Z分別於(14-10° S, 99-105° E)及(27-30° N, 15-34° E)兩地域，與入梅日期及梅雨量的相關(用歷年時間序列)及其分散圖(Scattered diagram)。此兩例是典型的強相關地域的情形。雖有顯著(95-99%)的相關，其分散度相當大。單靠一個或少數的單回歸，預報當然不穩定。為應付這個問題，我們採取多點多月單相關的辦法。

例如報入梅日期，自九月起用每月700mb T，500mb Z及SST的隔地相關，就每一種氣候量確定一至十個單回歸。用這群單回歸查驗預報的穩定性。例如一個月15個單回歸(即

700mb T, 500mb Z及SST各有5個回歸式)報入梅，九月至一月總共有75個回歸式報入梅。看這多數單回歸預報的一貫性及分散，我們可以確定預報的可靠性與誤差範圍。在大氣運作樣式(Operational mode)正常的條件下(即平年)，我們確定這是非常有效的方法。主要是平年用多點多月單相關已考慮到主要物理過程。用多項回歸反而分散其有效的變方。然而大氣運作不正常的條件下(即異常年)，我們需要多項回歸來包括異常年顯出的物理過程。

本研究所建立單項及多項回歸式及隔地相關圖，詳列於1990及1991呈送中央氣象局之年度報告。因此本文中不列舉繁多的回歸式。(有需要者，請接洽中央氣象局或本科研組)。

於1990年度，我們用1989年10月起至3月之即時資料(Real-time data)，作單回歸式梅雨預報實驗。1991年2、3兩月SST資料來用上。據曾振發(1982)自1941年至1988梅雨記錄，同期間標準偏差值應為入梅8.84日，出梅8.25日，梅雨期10.7日，梅雨量220.28mm。顯然表1所列不同月份不同因子所報梅雨量的範圍比這些標準偏差值小得多。關於預報的穩定性，又可以指出表1所列梅雨期間的獨立預報與入、出梅預報值之差，相當一致。我們可以認定不同因子不同月份的即時資料所給預報值，可認為很穩定很一致。事後，中央氣象局的梅雨記錄確認我們的即時預報的結果相當準確。

於1990年梅雨，我們沒有做9月份資料的即時預報。但查驗隔地相關圖，9月份開始已呈現與10月份相似的相關模樣，又據表1預報實驗結果，梅雨的預報可能性，已於秋季顯出，而到12月與1月為最高，然後有遞減現象。而且於梅雨平年，多點多月單回歸可產生相當可靠的長期預報。

雖然1990年梅雨預報相當成功，1991年的單回歸預報即不甚理想。記憶猶新，1991年是梅雨異常年。入梅現象不明顯，由於西南副高壓發展，於梅雨期初期很少降雨，及後期西南副高壓退縮後梅雨鋒面南下，而有集中性的大降水。這等不滿足上述有效單回歸預報的條件

表1 1990年梅雨單項多點多月回歸預報結果摘要
(入、出梅以1=4月1日算起。A為預報平均值)

預報因子		預報量			
1989 十月	700 mbT	入梅 (1=April)	出梅 (1=April)	期間 (Days)	梅雨量 (mm)
		48	74	29	525
		49	80	31	414
		48	79	33	443
		41		33	537
		A=46.5	A=77.6	A=31.5	A=479.8
	500 mbZ	44	80	34	379
		48	79	35	453
		52	80		508
		A=48.0	A=79.7	A=34.5	A=446.7
	SST	49	77	30	396
		49	77	33	424
51		78	32	513	
49			26	484	
			33		
			32		
			33		
A=49.5		A=77.3	A=31.2	A=454.3	
1989 十一月	700 mbT	52	75	28	416
		45	77	28	419
		48	78	32	541
		59		33	433
	A=51.0	A=76.7	A=30.3	A=452.3	
	500 mbZ	49	71	36	266
		51	80	27	677
		50	85	32	681
		44		26	368
	A=49.0	A=79.0	A=30	A=499.0	
	SST	49	74	28	430
		47	78	32	497
49			22	527	
49			33		
A=48.5	A=76.0	A=28.8	A=484.7		
1989 十二月	700 mbT	入梅 (1=April)	出梅 (1=April)	期間 (Days)	梅雨量 (mm)
		41	**	27	447
		42		37	600
		40		37	450
	58		37	251	
			34		
	A=45.3		A=34.4	A=437.0	
	500 mbZ	44	80	35	279
		46	80	33	387
		49	76		407
		A=46.3	A=78.7	A=34.0	A=357.7
	SST	51	84	22	437
49		79	33	491	
49				517	
				443	
			467		
A=49.7	A=81.5	A=27.0	A=471.0		
1990 一月	700 mbT	45	**	27	626
		44		38	328
		46		40	482
		56		35	551
			44	485	
	A=47.8		A=36.8	A=494.4	
	500 mbZ	47	82	38	526
		49	88	32	491
		46		34	427
		45			
	A=46.8	A=85.0	A=34.7	A=481.3	

預報因子		預報量			
1990 二月	700 mbT	入梅 (1=April)	出梅 (1=April)	期間 (Days)	梅雨量 (mm)
		50	**	28	417
		49		35	441
			27	146*	
			28	297	
	A=50.0		A=29.5	A=385.0	
500 mbZ	63	**	31	475	
	44		24	64*	
	45		36	523	
A=51.0		A=30.3	A=483.0		
1990 三月	700 mbT	41	77	30	567
		44		36	577
		48		34	418
	47		35.8	548	
	A=45.0	A=77.0	A=33.8	A=527.5	
	500 mbZ	44	83	36	777
45		80	41	411	
48			26		
42			42		
A=44.8	A=81.5	A=36.3	A=777.0		

(*) 不包括於A
(**) 隔地相關較弱，不用於回歸預報

。關於1991年預報實驗，將於下節多項回歸預報討論。

四、多項回歸預報方式及實驗

為明瞭多項回歸在梅雨長期預報之功用，我們用1956年10月起至1991年1月止的10月，1月及3月700mb T, 500mb Z, 700-500mb厚度(Thickness H)及SST場，做歷史個案預報試驗及1991年即時預報實驗。歷史個案，試驗於各種條件下(如不同長度的資料期間，回歸式更新之頻度，不同項數之預報因子，是否固定第一預報因子或每次求回歸時重新選等等)。就每個預報量(即入、出梅日，期間，梅雨量)，每一個月資料有20-30個回歸模式(每種資料——如T、Z、H、SST——都給1~6個第一預報因子)。第二以下預報因子不必與第一預報因子同一種，通常因程式選到別種因子。如此我們試驗過的歷史個案預報的回歸模式在於10,000次左右。歷史個案預報試驗所得到的重要結果包括如下幾點：

(一) 建立回歸模式用十年資料為宜。此為梅雨尺度特徵(見引言)所致。如印度季風(Kung and Shorif 1982)及中緯度統計量(Kung and Tanaka 1985)，資料期間為

25-30年。梅雨模式受大氣運作樣式變遷之影響，比更大規模預報量較為敏感。

(二)回歸模式中，第一項因子以用單回歸預報因子為宜。

(三)多項回歸預報式建立後過三年必須補充最新三年資料，重新建立。(最好每年更新)

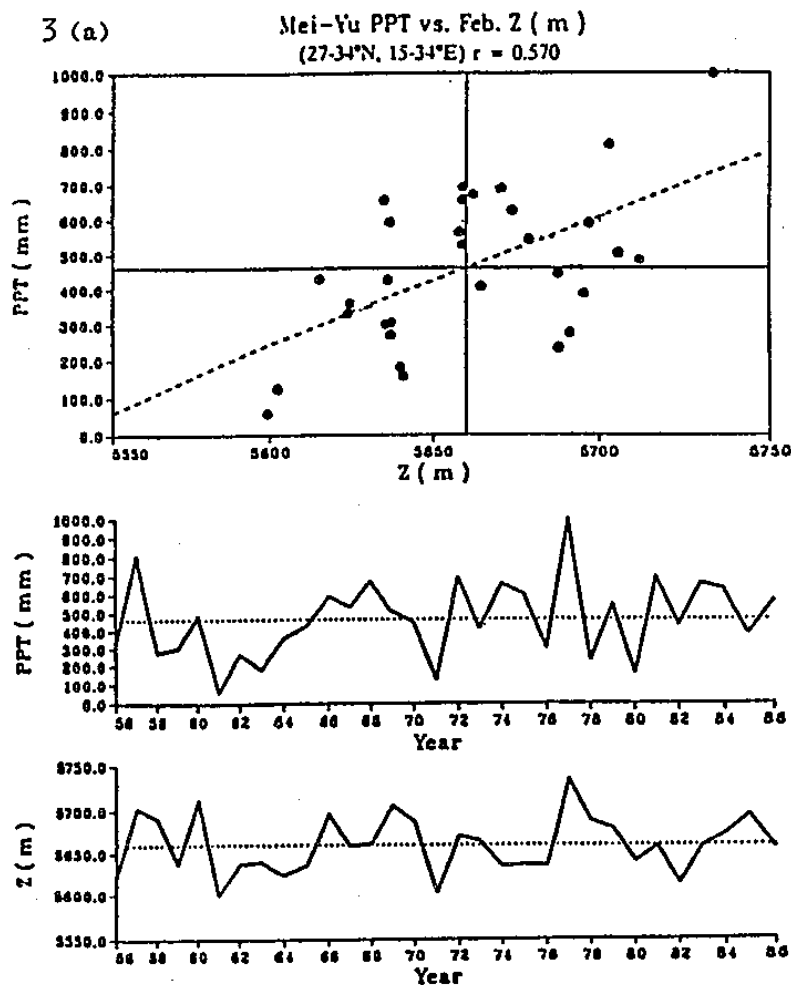
(四)多項回歸預報式用三項預報因子即夠。

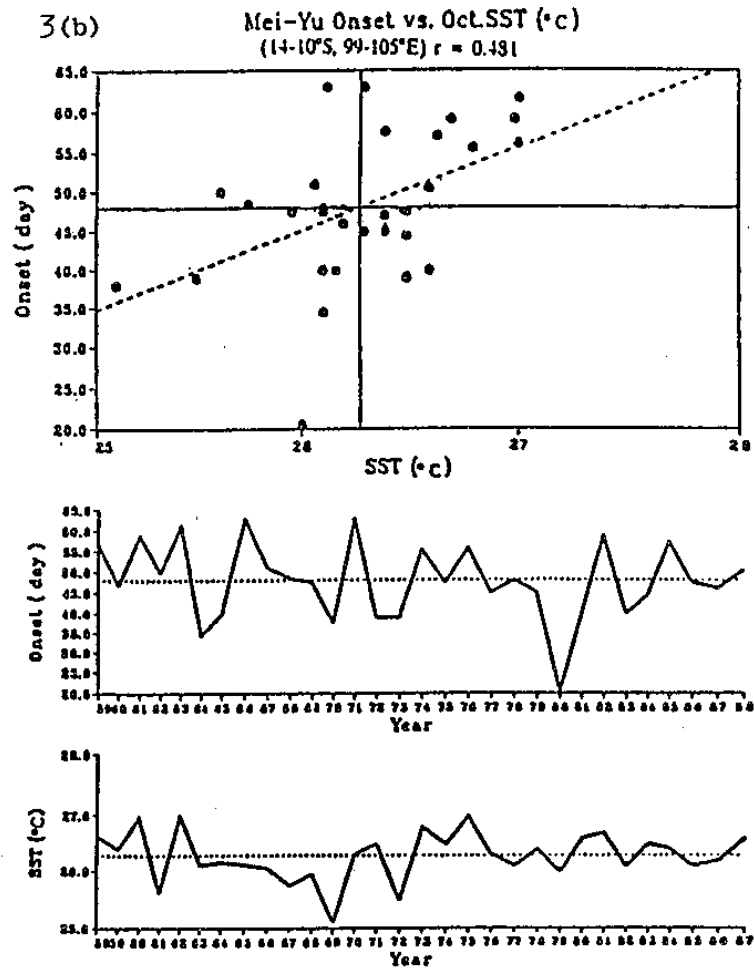
(五)梅雨預報用多項回歸，沒有印度季風及中緯度統計量之穩定。因此梅雨多項回歸需考慮與單回歸方式相輔應用。

圖四是以三項及五項一目的預報因子，預報1968年至1988年入梅日期的摘要。是一個典型的多回歸預報試驗的結果。回歸模式的資料期間是10年。每一年回歸模式，用前年的新資料更新一次。第一預報因子是當年的單回歸模

式的預報因子。而且一個回歸模式連續用三年。如此最早兩個預報年以外，每個預報年皆有兩個預報值，用不同更新程度的多項回歸式求得。如果預報值不理想，第一預報因子，以其他種類較好的預報因子代替。如圖四之例，有時SST(第一預報因子)以700mb T或500mb Z的單項預報因子代替。圖四例示的，以1月資料做的入梅日期預報指出；用三個不同更新程度的多項回歸模式預報有一個程度的分散現象，而且分散的程度與模式更新的程度無關。另有一點我們可認出，用三個或五個預報因子的結果相差無幾。於梅雨預報，顯然三個因子是足夠的。

就圖四，每一個預報年三個入梅日預報值中，選一個最近記錄值的預報值，即得圖五





圖三：預報量與單項預報因子相關及分散之例示，(a)梅雨量與($27-30^{\circ}\text{N}$, $15-34^{\circ}\text{E}$)500mb高度，(b)入梅日期與($14-10^{\circ}\text{S}$, $99-105^{\circ}\text{E}$)海面溫度。

(a)。圖五(b)，五(c)及五(d)是出梅日期，梅雨期間及梅雨量，依同法用1月資料預報後，選擇與記錄值相近的預報值的結果。每年三個預報值分散的情形，與入梅日預報(圖四)情況相同。圖四及五只用一月資料預報的例子。為免繁雜，本文未舉出其他月份預報因子的預報。但其結果並無異於一月資料預報之例。從圖四及五例示的結果，我們可以得到一個關於台灣梅雨長期預報的重要結果。據本研究開發的多項回歸預報方式，可預報梅雨預報期間，至少有一季節至半年之久。但是預報值有不能忽略的誤差範圍(參考圖四)。誤差如圖四表示，

於平年較大，但於異常年(即記錄值離氣候平均大的年)這誤差就小，這個性質，當然是由台灣梅雨的地方性而來，換言之，這是台灣區長期預報不能避免之條件，唯一可行的辦法是不能單靠多項回歸，須與其他方式配合。如上節描述，對平年梅雨預報，多點多月單回歸方式很有效，對異常年梅雨預報，即如本節所述；多項回歸方式有比較可靠結果。因此在此階段，單項與多項回歸方式之配合應是台灣梅雨長期預報所採之路。

關於出梅日期，圖五(b)指出1980年出梅未能以三項回歸報出。但圖五(c)表示，其梅雨日

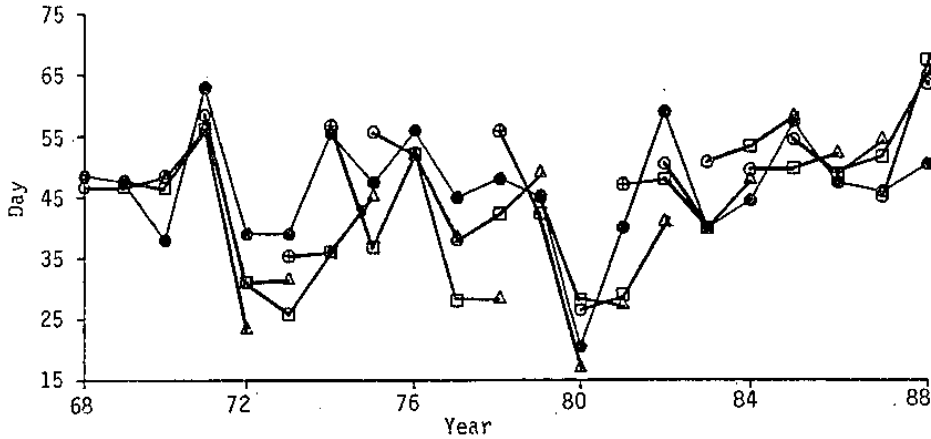
Onset Prediction with January Data

●1st Fixed Predictor: SST (26-30°N, 165-171°E)

Record● 1st year○ 2nd year□ 3rd year△
1st year with alternative 1st predictor⊕

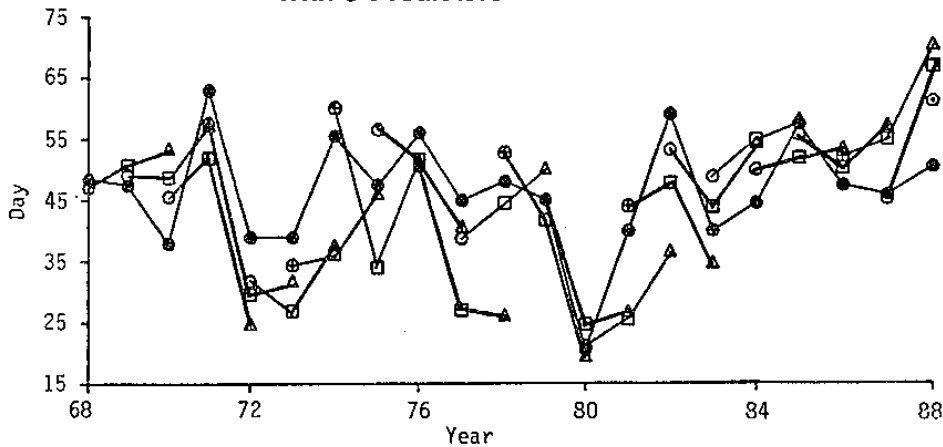
4(a)

With 3 Predictors



4(b)

With 5 Predictors



圖四：用三種不同更新程度(建立後一、二、三年)之歷年入梅日期個案三項及五項回歸預報之例示(預報依1月資料)。

(a)三項回歸，(b)五項回歸。

數的預報在可接受之範圍內。見圖五(a)，顯然此年為入梅極早的異常年，其出梅預報遇困難。但梅雨期間(日數)之預報即無此困難。我們預報試驗一般情形，入、出梅日期與梅雨期間的預報很一致。如遇到不一致之情形，則1980年異常情形可供我們一個參考。

在此利用1990及1991兩年即時預報的經驗

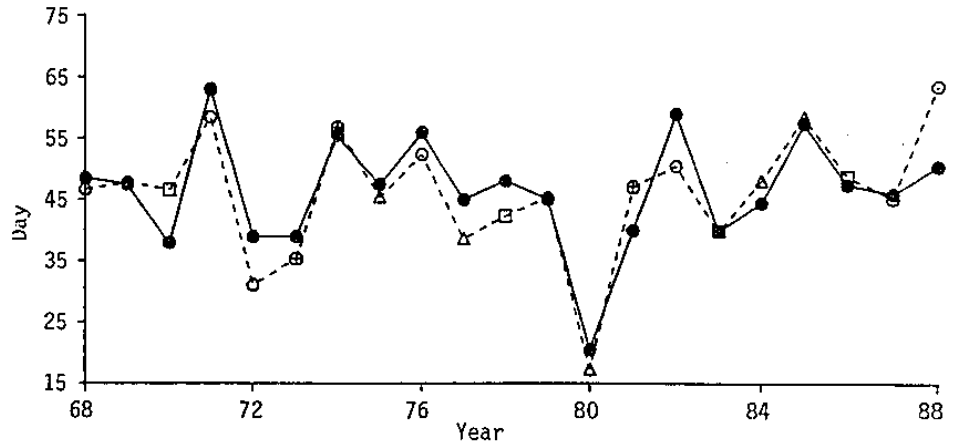
，研討單項、多項回歸配合之可能性。表示是用10月，1月，及3月資料做的入梅日期單項及多項(三項)回歸預報結果的一致性。即用不同回歸式(不同月，不同預報因子，不同預報因子區域)所得的結果，看預報值的一致性與分散度。比較表中所列，最突出者為1991年梅雨異常年單回歸方式得到的分散度很大。其

Record ● 1st year ○ 2nd year □ 3rd year Δ
 1st year with alternative 1st predictor ⊕

Onset Prediction with January Data

●1st Fixed Predictor: SST (26-30°N; 165-171°E)

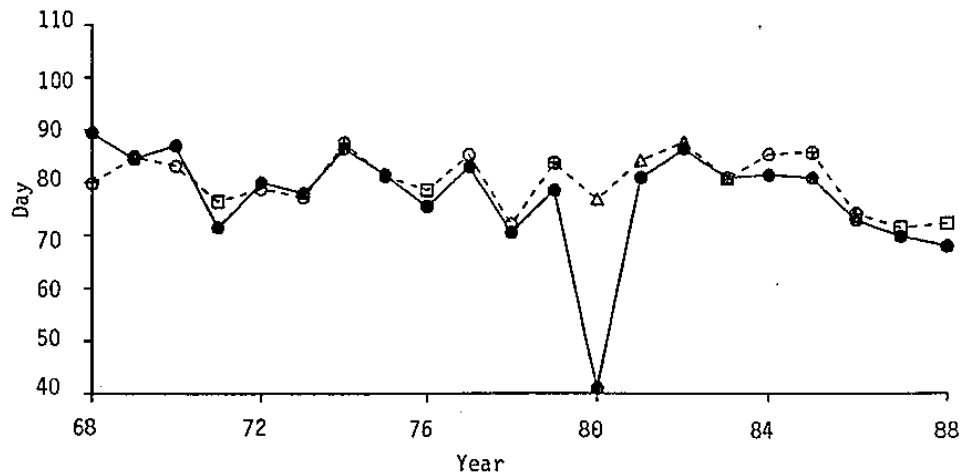
5(a)



Recess Prediction with January Data

●1st Fixed Predictor: SST (10-18°S; 106-111°E)

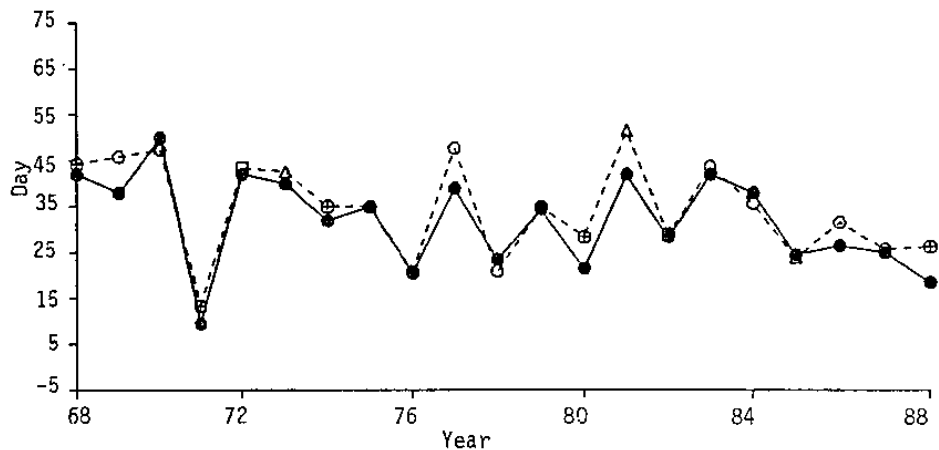
5(b)



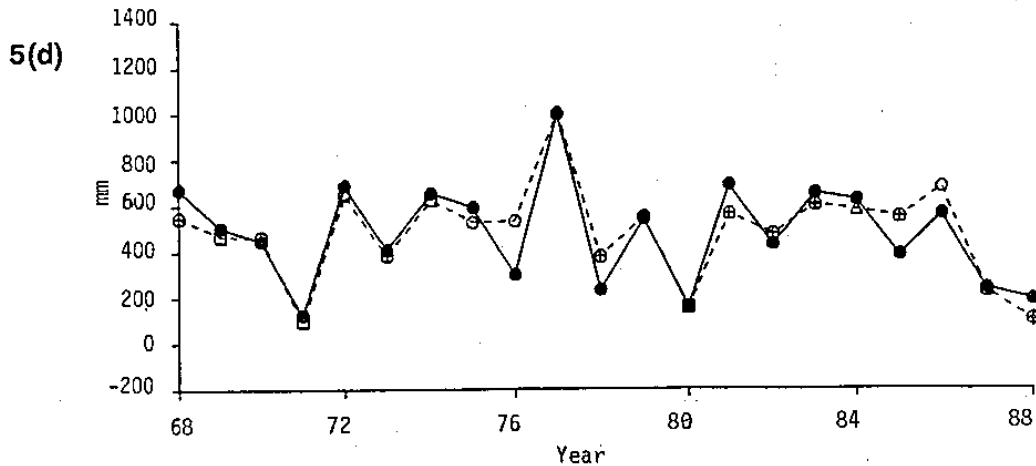
Period Prediction with January Data

●1st Fixed Predictor: 500mb Z (30-39°N; 37-62°E)

5(c)



Record● 1st year○ 2nd year□ 3rd year△
 1st year with alternative 1st predictor⊕
Rainfall Prediction with January Data
 ●1st Fixed Predictor: SST (18-14°S; 105-111°E)



圖五：歷年(預報依1月資料)記錄值(實線)及最好三項回歸預報值(實線)之例示。
 (a)入梅日期，(b)出梅日期，(c)梅雨期間，(d)梅雨量。回歸式更新程度之表示，與圖四同。

表 2 1990及1991年入梅日期(自4月1日算起)即時長期預報，不同月份資料，不同方式之比較。例數為不同回歸方程式之預報數而SD為標準偏差。

方 式	單 項 回 歸	三 項 回 歸			
		1990	1991		
資料月份	年度	1990	1991	1990	1991
10月	例數	13	13	13	13
	平均	47.5	43.7	47.7	44.8
	SD	1.3	14.3	2.8	5.2
1月	例數	25	25	25	25
	平均	46.6	53.7	47.8	50.7
	SD	2.6	23.8	1.6	4.8
3月	例數	12	12	6	6
	平均	47.2	55.7	46.9	57.0
	SD	2.3	15.2	4.5	3.2
總計	例數	50	50	44	44
	平均	47.1	50.9	47.6	49.5
	SD	2.1	18.6	2.7	6.0

SD值可到1990年平年的10倍左右。其他預報量之單項預報亦有同樣情形。因此實用上最先應做多月多點單回歸，查驗預報值之分散度，來決定是平年或異常年。如果分散度小，決定為梅雨平年以後，即不必做多項回歸預報。如果單回歸預報之分散度大，即應報梅雨異常，繼續做三項回歸方式之預報。做三(或多項)項回歸預報時，需慎重參考天氣圖之環流情況，就多項回歸所得的結果，給予適當的研判。

例如1991年入梅日期不明顯，入梅現象不明顯或甚至空梅情形下，所得預報值需慎重判斷。本研究正繼續努力分析過去梅異常年之特殊環流狀況。

五、結論及展望

本文報告台灣梅雨回歸預報的進步情形，我們確定梅雨有一季至半年以上的預報性。由於台灣梅雨之尺度及特殊性，回歸預報需要考慮所得預報值之誤差範圍，就單回歸及多項回

歸綜合利用。按1990及1991年即時預報之經驗，梅雨長期回歸預報已靠近可以作業化之階段。此後繼續施行即時預報實驗，並研判梅雨異常年環流狀態，以輔多項回歸預報，為必要而有效的開發路徑。本研究所有關梅雨長期預報之知識，可直接應用於其他台灣氣候現象之長期預報。如現時進行之季節雨量預報，即依相同方式進行。

本研究所建立單項及三項回歸方程式及其更新程序，已於1990及1991年，年度計劃報告，詳細呈報中央氣象局備案，因其數繁多，本文並未個別列出。

六、誌謝

本研究之進行，蒙受中央氣象局蔡局長清彥，吳前局長宗堯之積極支持，並由科技中心及預報中心各位同仁之協助，供給所需氣候及即時資料。又於1991年即時預報期間，預報中心同仁林燕璋、張茂青先生於實地共同研究，貢獻良多。在此致最真誠之敬意與謝意。

七、參考文獻

木下宣幸，1989：重回歸法による東海地方出梅の長期預報。天氣36卷2期，83-87。
吳明進及熊台玉，1990：以多變數時間序列模式模擬及預報南方振盪。國立台灣大學大氣科學系報告。
曾振發，1982：台灣地區梅雨之分析與預報。中央氣象局。

DaCamara, C.C., Kung, E.C., Baker, W.E., Lee, B.-C., and Corte-Real, J.A.-M., 1991: Long-term analysis of planetary wave activities and blocking circulation in the Northern Hemisphere winter. Beit. Phys. Atmos., (To be published.)

Hastenrath, S., 1986: On the climatic prediction in the tropics. Bull. Amer. Meteor. Soc., 67, 696-702.

Kung, E.C. and Sharif, A., 1982: Long-range forecasting of the Indian summer

monsoon onset and rainfall with upper air parameters and sea surface temperature, J. Meteor. Soc. Japan, 60, 672-681.

Kung, E.C. and Tanaka, H., 1985: Long-range forecasting of temperature and precipitation with upper air parameters and sea surface temperature in a multiple regression approach. J. Meteor. Soc. Japan, 63, 619-631.

Kung, E.C., DaCamara, C.C., Baker, W.E., Susskind, J., and Park, C.-K., 1990: Simulation of winter blocking episodes using observed sea surface temperatures. Quart. J. Roy. Meteor. Soc., 116, 1053-1070.

Park, C.-K. and Kung, E.C., 1988: Principal components of the North American summer temperature field and the antecedent oceanic and atmospheric conditions. J. Meteor. Soc. Japan, 66, 677-690.

Walker, G.T., 1923: Correlation in seasonal variations of weather, VIII: A preliminary study of world weather. Mem. Indian Meteor. Dept., 24, 75-131.

Long-Range Forecast Experiments of Mei-Yu Onset, Recess and Rainfall
in Taiwan with a Comprehensive Regression Approach

Ernest C. Kung Jonq-gong Chern
University of Missouri-Columbia
Columbia, Missouri 65211

ABSTRACT

This paper reports the development and forecast experiments of Mei-Yu in Taiwan with a comprehensive regression approach. The study is carried out with the support of and in collaboration with the Central Weather Bureau. Despite the fact that it is a phenomenon in the general circulation, because of Taiwan Mei-Yu's localized character, a specific regression scheme should be developed for Taiwan Mei-Yu. We have conducted a wide range of teleconnection and regression analysis and forecast experiments, including forecasts of historical records and 1990 and 1991 real-time forecasts. The data used include grid analyse of upper air and sea surface temperature from 1955 to 1989 and real-time observations from October 1989 to March 1991.

In the regression forecast scheme we have developed, both the single and multiple regressions are to be employed to suit the wide variety of circulation patterns pertaining to Mei-Yu. It is confirmed that Mei-Yu has a one season and a-half year, and possibly a longer range of predictability. To forecast Mei-Yu, starting from the preceding fall, we make series forecasts from the real-time monthly average data with single regressions. The predictands are the onset, recess, length of the period and total rainfall. The predictors include of 700 mb T, 500 mb Z and sea surface temperatures. For each set of predictand and predictor, there are one to ten single regressions that may be utilized in a preceding month. If the forecast values of single regression forecast are uniform and consistant, no multiple regression forecast is needed. If the values of single regression forecast show scattering, it is an indication of the abnormal Mei-Yu year, and we should procede to the multiple regression forecast. This is required by the obvious deviation of the general circulation in the abnormal Mei-Yu year from the generally observed norm, for which single regressions are not capable of describing dominant physical processes at the time. The examination of our forecast results indicate that the operational implementation of our regression scheme can be contemplated.

