

一個以西北太平洋颱風個數 預報台灣夏季雨量的方法

盧孟明 麥如俊

中央氣象局

(中華民國九十三年五月十日收稿；中華民國九十三年十一月十五日定稿)

摘要

台灣夏季六至十一月的月與季雨量預報極為重要。尤其是在水資源緊縮的現實壓力下，任何具參考價值的預報資訊均彌足珍貴。本研究開發了一個以西北太平洋颱風生成個數來預報台灣夏季雨量的簡單方法，可以在五月底預估當年六至九月的雨量類別特徵，也可以在八月底預估十月和十一月的雨量類別。依區域氣候訊號強度來看，最具參考價值的預報情境是：若一至五月西北太平洋颱風個數偏多則台灣北部的七至九月累積雨量偏少。

2003 年的事後預報結果顯示本模式的季雨量預測是正確的，環流分析結果也支持了這個正確性。比較一至五月西北太平洋颱風個數偏多年和北台灣偏乾年兩類的 850 hPa 環流合成距平，以及 2003 年的環流距平，我們發現當一至五月颱風個數偏多時南海與西太平洋上在四、五月就出現明顯的低壓環流，並可持續到盛夏；伴隨此低壓距平在六至八月 25°N 附近的太平洋副高脊偏強，台灣與台灣以東的西太平洋高壓環流偏強，在台灣西邊的台灣海峽和福建一帶則有南風距平。然而按台灣北部夏季偏乾所合成的環流距平顯示從西太平洋伸入南海的副高脊在四、五月偏強並且範圍甚廣，從菲律賓海經南海至華南以北等大範圍均被涵蓋在異常高壓環流的範圍內，六至八月在 15°N 附近西太平洋副高脊持續偏強，西太平洋暖池近赤道區有偏強的東風。2003 年的環流特徵比較接近一至五月西北太平洋颱風個數偏多年，25°N 附近副高偏強，與典型偏乾年有明顯的差別。因此，一至五月颱風個數偏多可視為偏乾年中一組特別族群，颱風個數偏多是判斷台灣北部夏季偏乾的一個重要前兆，2003 年個案即為一例。

唯有區域氣候訊號顯著的部分才可以預報，因此本文提出的預報方法特別強調明確規範預報模式的適用條件與對象的重要性，同時也為如何以颱風個數預報產品預估台灣夏季雨量類別指出一個方向。

關鍵詞： 氣候預報模式，台灣氣候預報，台灣雨量預報

一、前 言

每年六至十一月是台灣的主要雨季，這幾個月份的累積雨量佔各測站的全年雨量比例者約有 48%，多者可達 85%，西南和東北部的比例差異明顯(圖 1a)。雖然六至十一月累積雨量佔全年年雨量的比例隨地理位置不同，但是以各測站的六至十一月累積雨量變異係數(coefficient of variation)代表的年際變化幅度卻沒有明顯的差異(圖 1b)。變異係數以蘭嶼和日月潭較小，澎湖和新竹較大。在西南部的臺南、高雄、恆春三站變異係數均在 30%以上，並且這些地方的六至十一月累積雨量都在全年年雨量的 80%上下，顯示台灣西南部夏季雨量的年際變化幅度不容小覷。

豐雨期雨量多寡的影響因素繁多，如何預估雨量年際變化至今仍是一大氣象難題。目前中央氣象局對台灣夏季雨量的長期預報主要是依據以海溫為預報因子的正則相關模式(CCA)、類似/反類似方法、條件機率法三種預報結果，並參考以美國國際氣候預報學院(IRI)、歐洲中期天氣預報中心(ECMRF)、和日本氣象廳(JMA)系集預報系統為主的動力模式預報結果進行預報，同時也參考日本氣象廳的正則相關模式和最佳氣候正模(OCN)法的預報結果。然而，不論是官方預報或是個別的客觀方法預報結果，呈現出來的預報技術(forecast skill)與隨機猜測相去不遠。

和雨量預報相比，颱風個數預報的情況似乎比較樂觀。香港城市大學陳仲良教授領導的大氣研究室(http://aposf02.cityu.edu.hk/~mcg/tc_forecast)指出他們的預報模式(Chan et al. 1998, 2001)對於每年在西北太平洋生成的颱風總數有相當高的預報技術得分，可以得到高分的主要

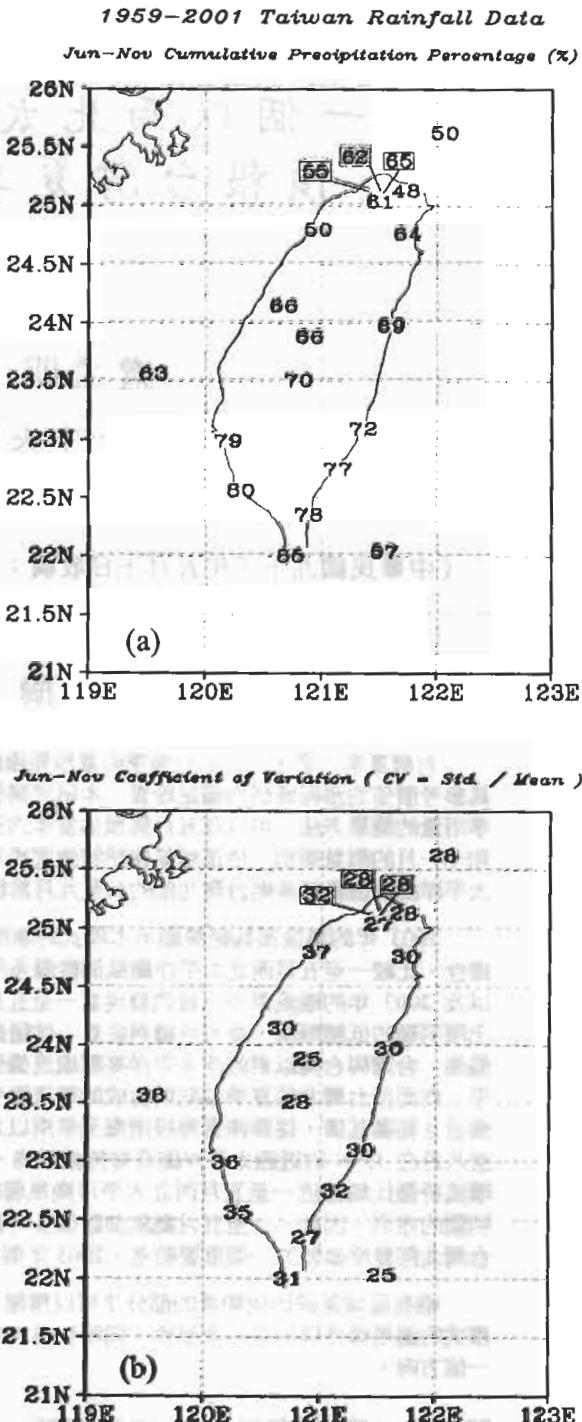


圖 1 根據 1959–2001 年資料統計六至十一月累積雨量(a)佔全年年雨量的百分比，(b)標準差與平均值的比例，即變異係數(coefficient of variation)。圖中係數乘了 100 倍。

原因是 ENSO 造成的大尺度異常環流和颱風個數有穩定的統計關係。Carmago and Sobel (2004) 發現西北太平洋的熱帶氣旋累積能量 (Accumulated Cyclone Energy) 與 ENSO 之間有明顯的關係，熱帶氣旋在 El Niño 年的強度和延時都比 La Niña 年個強與更長。2003 年起 IRI 將颱風個數與運動特徵列入定期發布的預報產品。Rockett and Saunders (2002) 也指出以海表面溫度作為預報因子可預報西太平洋的颱風生成個數 (作業性預報產品可自 <http://tropicalstormrisk.com> 獲得)。這些結果激發了作者欲評估是否可利用颱風個數預報於展望台灣夏季雨量趨勢的研究動機。西北太平洋的颱風個數和台灣雨量之間的聯繫關係尚無任何科學論述，本研究基於造成西北太平洋颱風個數年際變化的因子可能同時會影響台灣雨量變化的假設，分析颱風個數和台灣雨量的關係，建立夏季雨量預報模式並研究影響雨量年際變化的主要大尺度環境因子。本文使用的資料在第二章說明，第三章是研究方法，第四章介紹預報模式的應用與技術得分，第五章為針對 2003 年個案的預報與討論，第六章是結論。

二、資料

本文使用的資料以氣象局測站的逐月累積雨量資料及美國海空軍聯合颱風警報中心 (Joint Typhoon Warning Center 簡稱 JTWC) 發布的熱帶氣旋年報 (Annual Tropical Cyclone Reports 簡稱 ATCR) 資料為主，大尺度環境因子方面使用的是 NCEP/NCAR Reanalysis (Kalnay et al. 1996) 資料。

以台灣雨量而言，我們根據 1959-2001 年的資料完整性選出 20 個雨量測站，除了以 20

個站總雨量代表全島雨量之外，還根據單站氣候訊號及地理位置，將測站重組成北、中、南、東四區。歸入北區的有淡水、鞍部、台北、竹子湖、基隆、彭佳嶼、新竹七站，中區有澎湖、台中、阿里山、日月潭四站，南區僅有台南、高雄、恆春三站，東區有花蓮、宜蘭、大武、成功、蘭嶼、台東六站。

在西北太平洋颱風個數方面，本文的「颱風個數」是指根據 JTWC 的 ATCR (http://metoc.npmoc.navy.mil/jtvc/ater/atcr_archive.html) 統計強度至少達到熱帶風暴 (TS : Tropical Storm) 的熱帶氣旋 (TC : Tropical Cyclone) 個數。除了把颱風按逐月個數整理之外，還以雙月、三個月、四個月等不同月份組合方式統計。

三、預報模式架構

為評估颱風個數預報對預估台灣夏季雨量趨勢的應用價值，我們將颱風個數視為預報因子 (predictor)，雨量為預報值 (predictand)。預報因子方面除了西北太平洋生成的颱風全年總數之外，我們也考慮了颱風季開始以前 (一至五月) 與颱風季 (六至十月) 中各種雙月、三個月和四個月組合條件的颱風總數作為預報因子。預報值方面則包括了六至十一月的逐月、雙月和三個月的累積雨量。針對所有預報因子和預報值的可能組合，我們根據列聯表分析法經統計顯著性檢驗判斷出氣候訊號明顯高於雜訊的預報因子和預報值以建立預報模式。

列聯表法是估計一個獨立變數 (例：颱風個數) 和一種特定氣象因子 (例：台北雨量) 關係的基本方法。列聯表法的基本步驟包括了分類、頻率計算、統計檢驗和訊號判別四個步驟。

(一) 分 類

類別預報的分類方法以每一種類別的發生機率均等為原則，以 1959-2001 年作統計基礎。在雨量資料方面，我們遵守均等原則採三分法將雨量分為乾、濕、與正常三個類別。但是在颱風個數資料方面，因為資料的數值是整數並且大小相當集中，不容易按三分法區隔，故颱風個數的分類原則除了儘可能接近三分法之外，還要求在正常類別的個數要同時大於偏多和偏少類別的個數。對於正常類別個數偏多的要求是基於期望以正常類別代表經常發生的氣候狀態。三分法的計算步驟是依 43 年資料排序結果按大小區隔為三分而成。

表一為二十個測站的七至九月累積雨量的分類結果，1959-2001 年當中不乏一些全島偏乾(如：1964、1965、1967、1983、1993)和全島偏濕(如：1960、1972、1977、1989、1990、1994、2001)的年份，另外也看到一些乾期(如：1964-1967)與濕期(如：1988-1990)。各區域的主要乾期和濕期不盡相同，北區主要濕期為 1984-1990 年，而東區的濕期則是 1988-1994 年，略落後於北區。至於各測站的乾濕年數因採三分法故 43 年中乾、濕年各有 14 年正常年有 15 年。

颱風個數分類結果顯示在表二。颱風個數的統計是按一至五月(JFMAM)、六至八月(JJA)、七至九月(JAS)、七至十月(JASO)和全年總和(Annual Total)五種方式計算。不同類別之間個案數有相當明顯的差異，分類的方法也是先排序後以三等分並且正常類的個案數要多於其他兩種類別的規則微調不同類別中的個案數。類別間個案數差異以一至五月颱風最明顯，事實上一至五月颱風個數頻譜圖也偏離常態分布最遠，屬 Gamma 分布。一至五月颱風個數在

2 與 4 之間為正常，總共有 23 年，個數大於或等於 5 者為偏多，共 8 年，而小於或等於 1 者為偏少，共 12 年。類別間的個案數差異以全年颱風個數的差別最小，正常類有 19 年，偏多和偏少類各 12 年。

(二) 頻率計算

頻率計算則是計算各種獨立變數和氣象因子的類別組合情況的樣本數。我們用台北雨量和 JFMAM 颱風個數組成的 3×3 列聯表(表三)為例來說明。表中縱軸標示了雨量月分的統計方式，從上往下算的第一至七行分別為六至十二月的單月雨量，第八至十三行為兩個月的月累積雨量，第十四至十八行為三個月累積雨量。橫軸標示了雨量的類別，W 表偏濕，N 正常，D 偏乾。另外，在橫軸方向分了三個區塊，左側區塊為颱風個數偏多(More)，中間的區塊為颱風個數正常(Norm)，右側區塊為颱風個數偏少(Less)。以颱風個數偏多的類別而言，列聯表顯示平均而言台北雨量偏濕(W)的頻率低於偏乾(D)，表示颱風個數偏多時台北雨量偏濕的機會較小。以 JAS、ASO 這兩種三個月累積雨量的頻率計算結果為例，颱風個數偏多時 JAS 和 ASO 偏濕的年份分別有 2 年和 1 年，而偏乾的年份分別有 5 年和 6 年。另外，當 JFMAM 颱風個數正常(Norm)時台北雨量偏乾(D)的機會較小，而在颱風個數偏少(Less)的條件之下雨量方面沒有出現任何明顯的類別傾向。

計算了頻率分配之後，我們還要藉由統計檢驗判斷出現機會大於隨機過程的組別，這方面的檢驗程序包括了單站資料列聯表統計檢驗和區域氣候訊號檢驗兩部份。出現機會大於隨機過程表示可能與某種特定氣候作用力有關，因此也比較具有可預報的潛力。

表一 1959-2001 年台灣 20 個測站與全島平均七至九月累積雨量按三分法區分為偏乾(D)、偏濕(W)和正常三類，類別與年份一覽表。淡影區為偏乾類，深影區為偏濕類，空白區為正常。

表二 1959-2001 年西北太平洋颶風生成數類別與年份對照表。第一欄的 JFMAM 指一至五月生成的颶風，JJA 指六至八月，JAS 七至九月，JASO 七至十月，Annual Total 指全年。偏多(Above Normal)之後欄位數字表示偏多個數下限，偏少(Below Normal)之後欄位的數字表示偏少類的個數上限。例如 JFMAM 颶風個數 ≥5 屬於偏多而 ≤1 屬於偏少，其餘為正常。

表三 台北雨量和一至五月(JFMAM)颱風個數組成的列聯表。縱軸標示雨量月分的統計方式，從上往下算的第一至七行分別為六(Jun)至十二(Dec)月的單月雨量，第八至十三行為兩個月的月累積雨量，其中 J&J 表六與七月、J&A 七與八月，依此類推。第十四至十八行則為三個月累積雨量，JJA 表六至八月，JAS 表七至九月，依此類推。雨量的類別標示在橫軸，W 表偏濕，N 正常，D 偏乾。另外，在橫向分了三個區塊，左側區塊為一至五月颱風個數偏多(More)，中間的區塊為颱風個數正常(Norm)，右側區塊為颱風個數偏少(Less)。

TC	Rain	Taipei		
		W	N	D
Jun		2	1	5
Jul		2	2	4
Aug		2	3	3
Sep	More	1	3	4
Oct		1	5	2
Nov		3	2	3
Dec		3	3	2
J&J		2	3	3
J&A		1	3	4
A&S	More	1	1	6
S&O		0	3	5
O&N		2	4	2
N&D		3	4	1
JJA		2	1	5
JAS		1	1	6
ASO	More	1	1	6
SON		1	2	5
OND		2	4	2
		10	7	6
		8	7	8
		9	9	5
		7	10	6
		9	7	7
		6	11	6
		6	9	8
		2	7	3
		4	6	2
		3	3	6
		6	2	4
		4	3	5
		5	2	5
		5	3	4
		3	5	4
		3	4	5
		7	2	3
		4	6	2
		4	1	7
		5	3	4
		4	2	6
		5	3	4
		5	3	4
		4	2	6
		5	4	3
		4	2	6

(三) 單站列聯表檢驗

在單站資料列聯表的統計檢驗方面，依照 Mason and Goddard (2000) 的做法，若 n 為資料長度， b 為氣象因子在某特定類別的樣本總數， r 為獨立變數在某特定類別的樣本數， X 則為出現在某類別組合的樣本數，統計檢驗的目的是要決定在選定的信心度條件下 X 的最低門檻 (x_{cr})。以表三為例，該表是依據 1959-2001 年資料建立，因此 $n=43$ 。若以台北 JAS 偏乾為氣象因子的特定類別，則 $b=14$ 。若以 JFMAM 颱風偏多為獨立變數的特定類別，則 $r=8$ 。在這種類別組合之下 $X=6$ 。若 $X \geq x_{cr}$ 的機率是 10%，

表示當 $X \geq x_{cr}$ 時我們有 90% 的信心度認為這個特定類別組合的出現的機會超過了隨機性。按費雪檢驗法(Fisher's exact test)，假設 X 為超幾何分布(hypergeometric distribution)，則 $X \geq x$ 的機率為

$$p_x(X \geq x) = H(x; r; b; n) = \sum_{k=x}^{\min(r,b)} \frac{\binom{b}{k} \binom{n-b}{r-k}}{\binom{n}{r}} \quad (1)$$

$H(x; r; b; n)$ 的簡化計算方法可參考 Mason and Goddard (2000)。再以 JFMAM 颱風偏多時台北 JAS 偏乾的組合為例，將 $n=43$ ， $r=8$ ， $b=14$ ，代入 $H(x; r; b; n)$ 的計算公式可以得到不同的 x 值所對應到的超越機率 p_x ，即當 $x=4$ 時， $p_4(X \geq 4)=22.35\%$ ， $x=5$ 時 $p_5(X \geq 5)=5.96\%$ ，也就是必須 $X \geq 5$ 才可滿足 90% 的信心度($p_5(X \geq x)=10\%$)測試，故可得 $x_{cr}=5$ 。若 $x_{cr}=5$ ，則 $X=6$ 確實滿足 $X \geq x_{cr}$ 的條件，表示我們有 90% 的信心認為這個組合的出現並不是隨機的。當 JFMAM 颱風個數正常時，台北 JAS 雨量為偏乾或偏濕結果都是 $x_{cr}=10$ ，台北 JAS 雨量正常時 $x_{cr}=11$ 。依此檢查表三可發現當 JFMAM 颱風個數正常時對 JAS 雨量而言只有台北的正常類別滿足 10% 顯著性檢驗。另外，當 JFMAM 颱風個數偏少時，所對應的台北 JAS 雨量為偏乾、偏濕與正常的條件下都是 $x_{cr}=7$ ，然而表三中 JFMAM 颱風偏少的 JAS 雨量欄位當中沒有滿足 $X \geq x_{cr}$ 條件的類別，顯示 JFMAM 颱風個數偏少無法作為估計台北 JAS 雨量趨勢的預報因子。

依據單站資料的雨量和颱風個數類別關係尚不足以顯示雨量和颱風個數之間確實存有異

於隨機的關係，可信的氣候訊號必須要在空間上也有適當的一致性，這種一致性可彌補我們對單站列聯表結果信心的不足。

(四) 區域氣候訊號判別

在前面的章節我們介紹了本研究使用 20 個台灣測站六至十一月的 1959-2001 年月雨量資料，並按單月、雙月和三個月的累積雨量分別建立雨量和颱風個數關係的列聯表。在颱風個數方面乃是按全年、一至五月、七至十月、六至八月等四種方式統計生成個數。為考慮台灣雨量和颱風的關係有明顯區域性差異，判別氣候訊號(climate signal)時除了以全島為單位之外，也按地理特性分北、中、南、東四區檢驗，判別程序如下：

- 各測站氣候訊號之判定。按列聯表結果篩選出信心度達 90% 的測站、雨量、颱風組合方式(例：台北站、七至九月偏乾、一至五月西北太平洋颱風個數偏多)，將通過統計顯著性檢驗的組合方式定義為「測站氣候訊號」。
- 區域氣候訊號判定之預備。按全島、北、中、東區四種條件先淘汰掉有相同的「測站氣候訊號」的測站數未達該區總測站數 10% 的訊號不予考慮以簡化程序。南區因僅含 3 個測站，致使在判斷區域訊號強度時往往一個站的結果就可以左右全區的結果，因此在本報告中我們不得不捨棄南區不再討論。
- 區域氣候訊號之判定。區域氣候訊號需藉由每區域中有相同「測站氣候訊號」的比例來判定，比例大小的要求可依隨機重複抽樣(resampling)，即蒙地卡羅檢定(Monte

Carlo test)判定。我們用 Bootstrap 法(Wilks 1995)對每一個測站的資料重複抽樣 1000 次以建立 3×3 列聯表，藉此計算對不同信心度的區域氣候訊號各區與全省有相同「測站氣候訊號」的測站數必須達到的閾值(threshold)。

表四列出北、中、東三區和台灣全島 95% 信心度的區域氣候訊號測站數閾值(R_s)，自上到下分別按單月、雙月、和三個月的雨量排列。表四顯示北區的區域訊號認定因預報值的月分而異，必須至少要有 3 或 4 個測站有相同的「測站氣候訊號」，中區至少 2 站，東區 3 站而全島要 5 或 6 站才達到標準。

為進一步說明區域氣候訊號的判別程序，我們接下來要討論北區雨量和一至五月颱風個數關係的實例。表五顯示北區七個測站六至十二月每連續三個月的累積雨量與 JFMAM 颱風個數的類別關係，其中陰影區是信心度達 90% 的訊號。在縱軸方向按颱風個數類別多寡分為三個區塊，橫軸方向則按測站分為七個區塊，每一區塊又分為濕(W)、正常(N)、乾(D)三類。以 JFMAM 颱風個數偏多的類別為例，我們看到在這個條件下的雨量訊號非常一致，除了新竹在 SON 和 OND 出現雨量正常的訊號之外其餘的訊號全是偏乾(D)。譬如在六至八月(JJA)，七個測站中有六個站出現偏乾的訊號。當 JFMAM 颱風個數正常時，有雨量訊號的測站不少但類別分散在偏濕(W)和正常(N)兩類，例如彭佳嶼(466950)和淡水(466900)的偏濕訊號較強，台北(466920)和竹子湖(466930)雨量則正常的訊號較強。JFMAM 颱風個數偏少的情況與其他兩個類別形成強烈對比，雨量沒有出現任何類別傾向。至於一個區域當中必須要多少個測

表四 北、中、東三區和台灣全島 95% 信心度的區域氣候訊號測站數閾值，自上到下分別按單月、雙月、和三個月的雨量排列。例如：北區的區域訊號認定標準是必須至少要有 3 或 4 個測站有相同的「測站氣候訊號」。

Regional Climate Signal - Station Number Threshold (Rs)				
	Min	Max	Median	Mean
	3	2	3	6
	4	2	3	6
	3	2	3	6
	4	2	3	6
	3	2	3	6
	3	2	3	6
	4	2	3	6
	3	2	3	6
	3	2	3	5
	4	2	3	6
	3	2	3	6
	3	2	3	5
	3	2	3	5
	3	2	3	5
	4	2	3	6

站有相同的訊號才可判定為此區域的共同訊號，則要依照測站氣候訊號比例閾值(R_s)來決定。當有相同的訊號的測站數大於 R_s 時，我們有 95% 的信心判定這個區域訊號是顯著的。

表四顯示北區 JJA、JAS、ASO、AON 的 Rs 值分別是 3、3、3、4。根據表五我們看到當 JFMAM 颱風個數偏多時，北區有偏乾「測站氣候訊號」之測站數按 JJA、JAS、ASO、SON 雨量分別有 6、4、3、3 個站，僅有 JJA 和 JAS 的測站數大於 Rs，滿足 95% 以上的信心度要求。當 JFMAM 颱風個數正常時，北區有偏濕「測站氣候訊號」之測站數按 JJA、JAS、ASO、SON 雨量分別有 4、3、2、1 個站，僅有 JJA 滿足 95% 以上的信心度要求。因此，最後表五只能挑選出兩種達到了區域氣候訊號要求的組合：

北區七個測站六至十二月連續三個月的累積雨量與 JFMAM 跑風個數的類別關係，其中陰影區是信度達 90% 的訊號。在縱軸方向按跑風個數類別多寡分為三個區塊，橫軸方向則按測站分為七個區塊，每一區塊又分為濕(W)、正常(N)、乾(D)三類。以 JFMAM 跑風個數偏多(More)的類別為例，8 個多颱年當中六至八月(JJA)淡水(46690)偏濕(W)的有 1 年，雨量正常(N)也有 1 年，偏濕(W)者則有 6 年。

Station	466900 Tanshui				466910 Anpu				466920 Taipei				466930 Chutzuhe				466940 Keelung				466950 Pengchiayu				467570 Hsinchu			
	W	N	D	O	W	N	D	O	W	N	D	O	W	N	D	O	W	N	D	O	W	N	D	O	W	N	D	O
JJA	1	1	6	1	2	5	2	1	5	1	1	6	1	2	5	1	4	3	2	0	0	6	0	6	0	6		
JAS	0	2	6	0	3	5	1	1	6	1	2	5	0	1	4	2	2	4	1	1	4	1	4	3	3	4		
More	-ASO	0	4	4	2	0	6	1	2	5	0	3	5	0	1	4	1	3	4	1	3	4	1	3	5	2		
SON	3	1	4	2	2	3	1	2	5	2	1	5	1	2	5	1	3	4	1	3	4	1	3	5	2			
OND	2	5	1	2	3	3	2	4	2	2	2	4	1	3	4	1	4	3	1	3	1	5	2	5	1			
JJA	10	8	5	9	10	4	8	12	3	10	10	3	10	9	4	10	6	7	9	10	4	3	5	4	3			
JAS	10	8	5	9	10	4	8	11	4	8	11	4	8	11	4	10	7	6	10	7	6	8	8	7	6			
More	-ASO	10	7	6	8	11	4	8	11	4	8	9	6	9	9	5	11	4	8	6	8	6	11	6				
SON	9	8	6	8	9	6	9	9	6	6	12	5	8	10	5	10	6	7	8	9	6	9	6	6				
OND	9	7	7	7	12	4	8	9	6	7	12	4	8	12	3	8	9	6	8	9	6	8	9	6				
JJA	3	6	3	4	3	5	4	2	6	3	4	5	3	4	5	3	5	4	5	3	5	4	3	5	4			
JAS	4	5	3	5	2	5	5	3	4	5	2	5	2	5	3	4	4	4	4	4	5	3	5	4				
More	-ASO	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	5	2	5	2	5	2	5	1				
SON	2	6	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	3	6	2	4	5	3	4	3	6	3	5	1				
OND	3	3	6	5	0	7	4	2	6	5	1	6	5	0	7	5	2	5	2	5	2	5	1					

● 當 JFMAM 颱風個數偏多，北區 JJA 和 JAS 偏乾。

● 當 JFMAM 颱風個數正常，北區 JJA 偏濕。

以全年、JFMAM、JASO、JJA、JAS 颱風個數當作預報因子決定的區域氣候訊號整理在表六，氣候訊號則以符號表示。符號的第一個字母代表颱風個數類別：M、N、L 分別表示偏多、正常、偏少；第二個字母代表區域：N、C、E、A 分別表示北、中、東區和全島；第三個字母也就是橫線之後的字母表示雨量類別：W、N、D 分別表示偏濕、正常、偏乾。結果顯示 JFMAM 颱風個數多寡和台灣雨量類別的關係最好，當 JFMAM 颱風個數偏多時台灣六月、七和八月、以及六至八和七至九月都有偏乾的訊號，但是十月則有雨量正常的訊號。當 JFMAM 颱風個數正常時台灣六月、七和八月、以及六至八和七至九月都有北部或全島偏濕的訊號，北部以外的其他區域沒有訊號。其次，JJA 和 JAS 颱風個數多寡和台灣雨量類別也有一些明顯的關係，除了全島的雨量訊號之外，JJA 颱風個數和台灣東部雨量以及 JAS 颱風個數和台灣中部雨量分別有明顯的類別關係。以其他的三、四、五個月組合方式的颱風個數當做預報因子的嘗試都不能找到可對應的區域氣候訊號，沒有預報價值。

若根據預報應用價值來看，除了 JFMAM 颱風個數和雨量的關係以外，值得重視的訊號還有當 JJA 颱風個數正常時北、東台灣和全島的十月和十一月偏乾，和當 JAS 颱風個數正常時東部與全島的十月和十一月偏乾，這兩種訊號可以作為颱風個數監測展望台灣雨量趨勢的應用。

四、預報模式

我們根據表六所確定的預報因子與預報值的關係建立預報模式，並針對 1959-2001 年計算事後預報校驗得分，評估模式的預報能力。預報校驗得分乃是根據世界氣象組織文件 (WMO 2002) 指出的列聯表預報模式校驗方法計算，包括命中率(HR: Hit Rate)，誤警率(FAR: False Alarm Rate)，和 KS 得分(Hanssen and Kuipers score, Hanssen and Kuipers 1965)。HR 數值在 0 與 1 之間，若 $HR=1$ 則表示所有預報的類別實際上都發生了。FAR 數值也是在 0 與 1 之間， $FAR=0$ 則表示所有實際上沒有發生的類別預報的結果也是全沒有發生。KS 則是 HR 和 FAR 的差值，數值界於 -1 和 1 之間。 $KS=1$ 表示完美的預報，即 $HR=1$ 並 $FAR=0$ 。目前比較慣常使用的是規格化之後的 KS，以 KS_{scaled} 表示，

$$KS_{scaled} = \frac{KS + 1}{2} \quad (2)$$

當 KS_{scaled} 小於 0.5 時表示預報結果沒有參考價值。

表六中每個區域氣候訊號符號後括號內數字為 KS_{scaled} 得分，得分最高的是若 JAMAM 颱風偏多則北區 JJA 偏乾($KS_{scaled}=0.637$)，若 JJA 颱風偏少則東區 JAS 偏乾的得分也類似 ($KS_{scaled}=0.636$)。得分超過 0.63 者還有若 JJA 颱風正常則東區 ON 偏乾和若 JAMAM 颱風正常則北區 JA 偏濕兩種模式。整體而言表六包含的預報模式得分都超過 0.5，表示都還有參考價值。

除了計算預報得分以外，我們還以合成分

表六 以全年(Annual)、一至五月(JFMAM)、七至十月(JASO)、六至八月(JJA)、七至九月(JAS)颱風個數當作預報因子而判別出的區域雨量氣候訊號，符號的第一個字母代表颱風個數類別：M、N、L 分別表示偏多、正常、偏少；第二個字母代表區域：N、C、E、A 分別表示北、中、東區和全島；第三個字母也就是橫線之後的字母表示雨量類別：W、N、D 分別表示偏濕、正常、偏乾。括號內數字為 KS_{scaled} 得分，若預報模式得分超過 0.5 表示有參考價值。另還根據颱風個數分類對標準化的測站雨量距平資料進行合成分析並檢驗合成距平的統計顯著性，依表四的測站數閾值決定是否通過區域性檢驗來判斷對氣候模式的信心度。距平通過 95% 信心度檢驗者以雙星號(**)標示，通過 90% 信心度檢驗以單星號(*)標示。

		The Climate Signals			
	Annual	JFMAM	JASO	JJA	JAS
Jun		MN_D (0.619) MA_D (0.568) NN_W (0.610)	MC_D (0.615) ME_D (0.619)** MA_D (0.599)**		
Jul					
Aug					NN_D (0.549)**
Sep					MC_D (0.598) MA_D (0.551)
Oct		MN_N (0.547) MA_N (0.531)			
Nov	NN_D (0.618)				
JJ				LE_D (0.610)**	NC_W (0.602) NA_W (0.567)
JA		MN_D (0.591)* NN_W (0.632) NA_W (0.545)			
AS					
SO					
ON	NN_D (0.603)*			NN_D (0.601) NA_D (0.587) NE_D (0.634)	NC_D (0.603) NA_D (0.533)
JJA		MN_D (0.637)* MA_D (0.572) NN_W (0.602)*			
JAS		MN_D (0.614)** NN_W (0.579)		LE_D (0.636)	
ASO					
SON					
說明：符號 XY_Z (score) 中 X 表颱風個數類別，Y 表區域，Z 表雨量類別。					
颱風類別：M - 偏多，N - 正常，L - 偏少。					
區域類別：N - 北部，C - 中部，E - 東部，A - 全島					
雨量類別：W - 偏濕，N - 正常，D - 偏乾。					
score: KS_{scaled} , score > 0.5 表示具預報參考價值					

析法來判斷對表六氣候訊號的信心度。合成分析乃根據颱風個數分類對標準化的測站雨量距平資料進行合成，以 Student-t 方法檢驗合成距平的統計顯著性，並參考表四的測站數決定是否通過區域性檢驗。結果距平通過 95%信心度檢驗者有五個預報模式，以雙星號("*)標示在表六，還有四個預報模式的合成距平通過 90% 信心度檢驗，以單星號(*)標示。這些通過了 95% 信心度檢驗的氣候訊號表示通過了我們所做的所有檢驗測試，應是信賴度最高的訊號。

五、2003 年預報結果與討論

(一) 預報結果

我們以 2003 年為例檢驗本研究結果在預報方面的實際應用情形，颱風個數是計算 TS (Tropical Storm) 和 TY(Typhoon) 個數總和，沒有包括 TD(Tropical Depression)。2003 年除了 JFMAM 的颱風個數(6 個)偏多以外，全年、JJA、JAS 與 JASO 的颱風個數均偏少，分別有 23、8、10 與 13 個(http://apost.02.cityu.edu.hk/~mcg/tc_forecast)。根據 JFMAM 颱風個數偏多我們可預估北部的六月、十月、七至八月、六至八月、七至九月均有可能偏乾，對全島而言則是六月、十月、六至八月有偏乾的訊號。這些結果和其他的長期天氣展望一併整理在表七。

目前氣象局發布的一個月以上長期天氣預報除了自己的預報方法之外也參考歐洲展期預報中心(ECMWF)季預報實驗、美國國際氣候預報研究院(IRI)季預報、日本氣象廳(JMA)展期天氣系集預報等產品。氣象局發布的季預報是以月平均為單位預報三個月，JMA 展期天氣展望則是以 7 天平均為單位預報 35 天，ECMWF 與 IRI 都是以三個月平均為單位預報九個月。我們

把事後假設在 2003 年五月根據實際上已經發生的 JFMAM 颱風個數做預報的結果整理在表七，其中 JMA 預報是指假設 JMA 模式沒有誤差而將 JMA 預報雨量直接轉換成台灣各區的雨量類別估計的，這也是目前氣象局長期預報課使用 JMA 預報產品的方法(資料來源：賈新興)。ECMWF 則把預報訊號的門檻設在 95% 的信心度檢驗，未通過檢驗者視為無訊號。表七顯示 ECMWF 預報台灣 2003 年夏季六至八月偏乾，JMA 的展期預報也指出六月偏乾的訊號。和這些預報模式相比，使用 JFMAM 颱風個數作為預報因子的最大優點是台灣本地區域的處理可以更仔細，並在夏季開始以前就可以預估夏季甚至十月的雨量類別趨勢。本研究結果也可以應用在以其他單位發布的颱風個數預報結果為預報因子來推估台灣的雨量趨勢。例如，若 JJA 颱風個數預測偏少，則可預估東部在六至七月和七至九月都有偏乾的可能。但是在實際應用上必須要先以颱風個數的事後預報結果評估這種做法結果的可信度，颱風個數的事後預報資料目前尚無法取得，故不在本文討論。

2003 年的實際雨量類別列於表七的下半段，以此校驗本文提出的颱風個數模式預報結果可以看到除了六月和十月的單月預報沒有命中之外，七與八月、六至八月和七至九月的預報結果全部命中，這些雙月和三個月的訊號也是本預報模式可信度最高的訊號。ECMWF 模式也預報臺灣全島六至八月偏乾，本研究的預報結果除了支持他們的預報結果之外，還增加了偏乾情形可能在台灣北部比較明顯的這項資訊。

(二) 討論

各種預報結果顯示本研究所開發的預報模

表七 假設在 2003 年五月進行預報實驗的各種預報方法的預報和校驗結果，詳細說明請見內文。
NAV 表示沒有產品，No Signal 表示沒有訊號。

2003 Forecasts		June	October	JA	JJA	JAS
JFMAM Typhoon (fcst. release time: May 2003)	N. Twi Dry All Twi Dry	N. Twi Normal All Twi Normal	N. Twi Dry	N. Twi Dry All Twi Dry	N. Twi Dry	N. Twi Dry
CWB Official (fcst. release time May 2003)	N. Twi Normal C. Twi Normal S. Twi Normal E. Twi Normal	NAV	N. Twi Normal C. Twi Normal S. Twi Normal E. Twi Normal	N. Twi Normal C. Twi Normal S. Twi Normal E. Twi Normal	N. Twi Normal C. Twi Normal S. Twi Normal E. Twi Normal	NAV
Infer from ECMWF Experimental (fcst release time: May 2003)	NAV	NAV	NAV	All Twi Dry	No Signal	
Infer from IRI Official (fcst. release time: May 2003)	NAV	NAV	NAV	No Signal	No Signal	
Infer from JMA MR-ensemble Official (fcst release time: May 2003)	N. Twi Dry C. Twi Dry S. Twi Dry E. Twi Normal	NAV	NAV	NAV	NAV	NAV
2003 Verifications		June	October	JA	JJA	JAS
N. Taiwan	Normal	Dry	Dry	Dry	Dry	Dry
C. Taiwan	Normal	Normal	Dry	Dry	Dry	Dry
E. Taiwan	Normal	Normal	Normal	Normal	Normal	Normal
All Taiwan	Normal	Normal	Dry	Dry	Dry	Dry

式除了具有預報技術之外還可以提出精細的區域預報資訊。接下來，我們繼續以 2003 年的例子，按低層環流特徵討論本預報模式的物理基礎以進一步確定預報的適用性。

1. JFMAM 颱風個數偏多年

圖 2 是 JFMAM 颱風個數偏多年的 850hPa 風場、流函數距平合成圖和所有偏多年的颱風生成位置，這裡的距平乃指八個多颱年與 1959-2001 年中扣除這八年的其他年分的平均差值而言。因為在所有的 JFMAM 颱風個數偏多年當年四月與五月的颱風生成總數也是偏多，我們嘗試以四月與五月(AM)的流場配置來探討夏季氣候特徵的前兆。圖 2a 為四月與五月(AM)的風場與流函數距平，圖 2b 與 2c 分別是 JJA 與 JAS 的距平圖，在風向量方面僅標出了滿足 5% 顯

著檢驗的部分。比較 JJA、JAS 和 AM 的距平圖，看到多颱年的南海與西太平洋上在 AM 就出現明顯的低壓距平(流函數的負距平)，並持續到盛夏。伴隨此低壓距平，JJA 在台灣與台灣以東的西太平洋出現一高壓距平，在台灣西邊的台灣海峽和福建一帶有南風距平，類似南風距平也出現在 JAS。另外一個有趣的現象是 JJA 與 JAS 在印度半島中部和北部有西風距平，而中南半島上有西北風距平，顯示印度季風雨可能偏多。同時，從澳洲東北方珊瑚海(Coral Sea)經新幾內亞、印尼群島往西北延伸到孟加拉灣的流函數距平都是正值，表示在爪哇與蘇門達臘有比較強的從南往北跨赤道流，而在西太平洋群島一帶則有比較強從北往南的跨赤道流。這些四月與五月的流場配置造成 JFMAM 颱風個數偏多，並且與台灣北部的 JJA 與 JAS 偏乾

的流場配置也有一致的關係。圖 2b 與 2c 顯示台灣北部以外的地方夏季受到熱帶擾動影響的

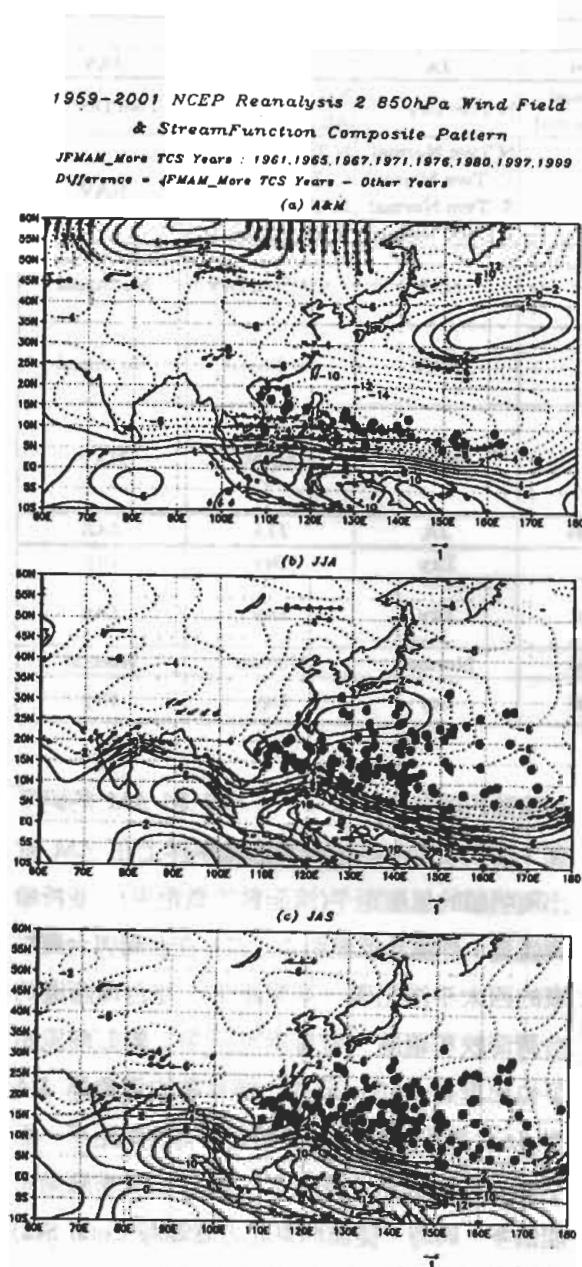


圖 2 JFMAM 颱風個數偏多年(a)四與五月, (b)六至八月, (c)七至九月的 850hPa 風場、流函數距平合成圖和所有偏多年的颱風生成位置，這裡的距平乃指 8 個多颱年與 1959-2001 年中扣除這八年的其他年分的平均差值而言。風向量方面僅標出了 u 和 v 至少有一滿足 5% 顯著檢驗的部分。

機會仍不小，這可能是為何只有北部的氣候訊號比較強的原因。綜合言之，JFMAM 颱風個數偏多表示南海與西太平洋在 15°N 附近的副高偏弱，而夏季前期(JJA)副高脊在 25°N 附近偏強，到了夏季後期(JAS)台灣與菲律賓上的小範圍高壓環流仍然維持偏強。

為檢驗 2003 年的預報結果與低層環流距平特徵的關係，我們比較 2003 年的 850hPa 風場、流函數距平與圖 2 的異同。圖 3a 顯示 2003 年 AM 在東南亞與西太平洋上有一個低壓距平，範圍比圖 2a 的低壓距平大，涵蓋了孟加拉灣、中南半島、東海、西太平洋等區域。在南海與菲律賓海上 $5^{\circ}\text{-}10^{\circ}\text{N}$ 一帶有強西風距平，與圖 2a 的結果一致。伴隨著西風距平在南方經度為 $140^{\circ}\text{-}150^{\circ}\text{E}$ 附近有明顯的從南半球往北的跨赤道流並因北方西風的影響而在新幾內亞以北形成了一個順時針方向的負渦度(正流函數)距平，另外在印度洋上南緯 5°S 與東經 90°E 附近圖 2a 和 3a 也都有一個流函數正距平中心。2003 年並沒有明顯的流函數正距平在印尼群島和爪哇海上，這個與圖 2 多颱年特徵的明顯差異一直延續到 JJA 和 JAS。比較圖 2b 與 3b 及圖 2c 與 3c 可以看到 2003 年南海上颱風個數稀少，南海北部 JJA 有明顯的反氣旋距平，而 JAS 有明顯屬於西太平洋副高距平一部分的東風距平。西太平洋副高明顯偏強以致在 JAS 自 110°E 以東緯度 $15^{\circ}\text{-}20^{\circ}\text{N}$ 一帶都被東風佔據，這有可能是 2003 年西北太平洋颱風個數偏少的主要原因。台灣 2003 年的夏季雨量除了東部外其他區域都偏乾同樣是副高偏強的結果，和圖 2b 與 2c 所顯示的 JFMAM 多颱年台灣北部受到台灣與菲律賓附近高壓偏強的影響而偏乾的機制相符，唯 2003 年比起來其他多颱年的副高強度更

強。事實上，和其他多颱年相比，2003 年在 JAS 的颱風個數最少(表八)，顯示大範圍的西太平洋

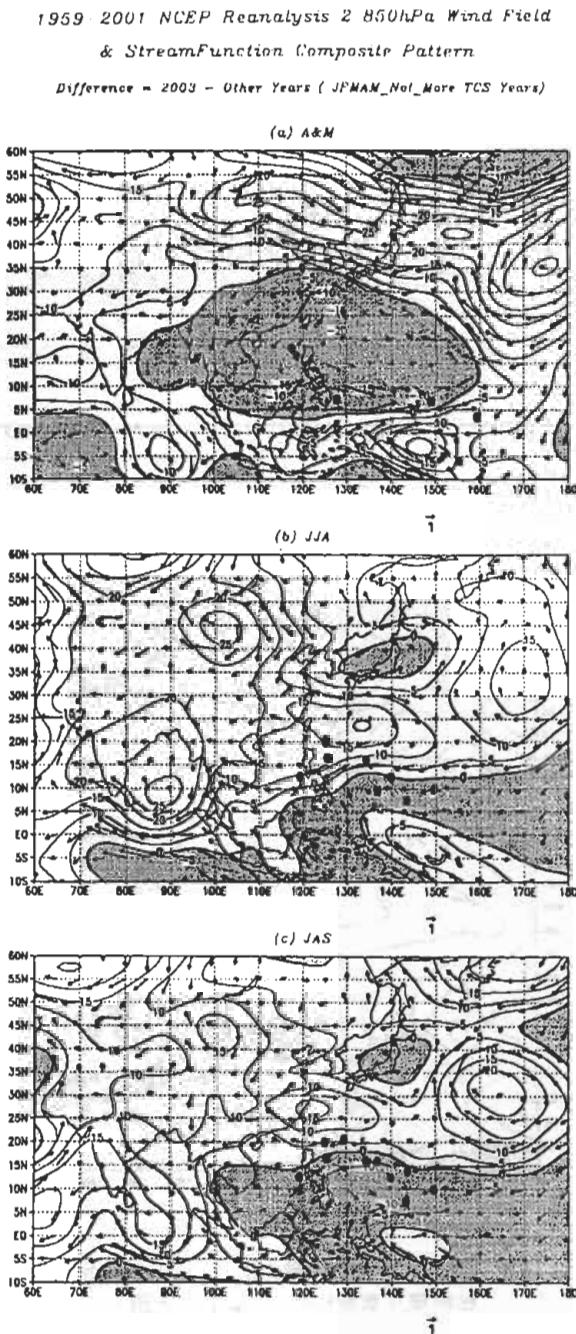


圖 3 2003 年(a)四與五月，(b)六至八月，(c)七至九月的 850 hPa 風場向量與流函數距平。同期的颱風生成位置亦以圓點標示。

表八 歷年來一至五月(JFMAM)颱風個數偏多年在七、八、九單月，七和八月，以及六至八月和七至九月的颱風生成個數比較。

JFMAM More TC Years					JJA	JAS
	Jul	Aug	Sep	JA		
1961	5	4	6	9	11	15
1965	5	5	8	10	14	18
1967	6	7	8	13	14	21
1971	8	4	6	12	14	18
1976	4	4	5	8	10	13
1980	4	2	6	6	7	12
1997	4	7	4	11	14	15
1999	2	6	6	8	9	14
2003	2	5	3	7	8	10

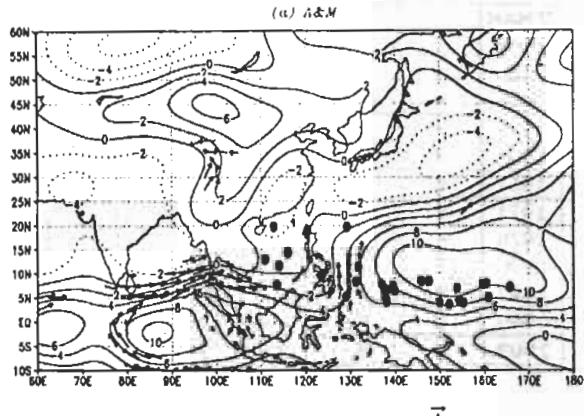
副高偏強是 2003 年的特殊現象。

2. 台灣北部偏濕與偏乾年

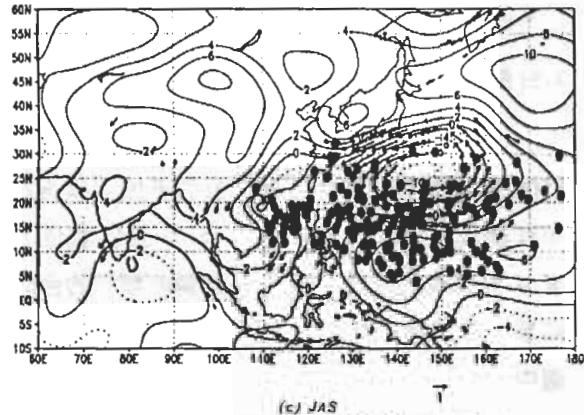
以台灣北部 JAS 偏濕和偏乾類別做出的 850hPa 風場合成圖可以幫助我們更加了解西太平洋副高強度和台灣北部 JAS 雨量的關係。圖 4 是偏濕的合成，圖 5 則是偏乾類別的合成結果，不同類別年份的颱風生成位置也標示在圖中。

圖 4c 顯示 JAS 台灣北部偏濕年在 25°-30°N 有明顯的東風距平，東風以南包含台灣在內的東南亞與西太平洋亞熱帶區域(15°-20°N)有明顯的低壓距平，西太平洋靠近赤道暖池區流函數為正距平，橫跨日本和中緯度西北太平洋(40°-45°N)的流函數也是正距平。JJA 與 JAS 的流函數距平配置類似，AM 的流函數距平在台灣附近是負號，並且負距平區域和阿拉伯海、孟加拉灣、南海北部，以致於日本東方的中緯度西太平洋上的流函數距平符號都是一致的。西太平洋近赤道暖池區的正距平在 AM 即相當清楚，在菲律賓東方的菲律賓海上有顯著的南風距平。

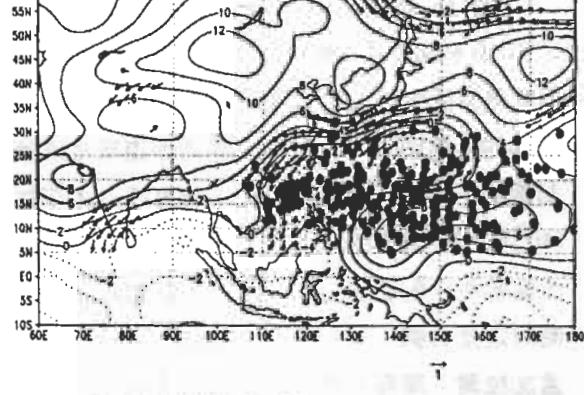
1959-2001 NCEP Reanalysis 2 850hPa Wind Field & Streamfunction Composite Patterns
All x TPA Dry Years - 1959-1961, 1963-1973, 1975-1976, 1981-1982, 1984-1985, 1987-1989
All x TPA Normal Years - 1959-1961, 1963-1973, 1980-1981, 1983-1987, 1990-1994
Difference = (All x TPA Dry Years) - (All x TPA Normal Years)



(a) JJ



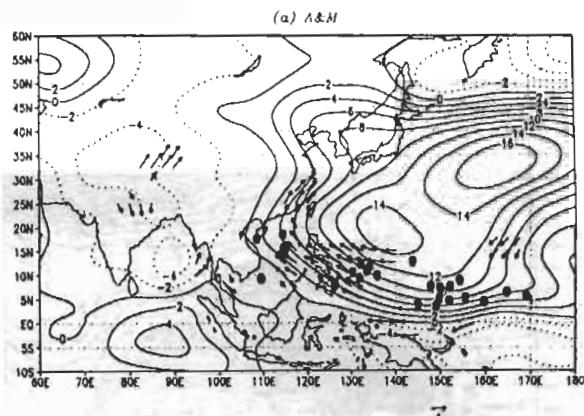
(b) JJA



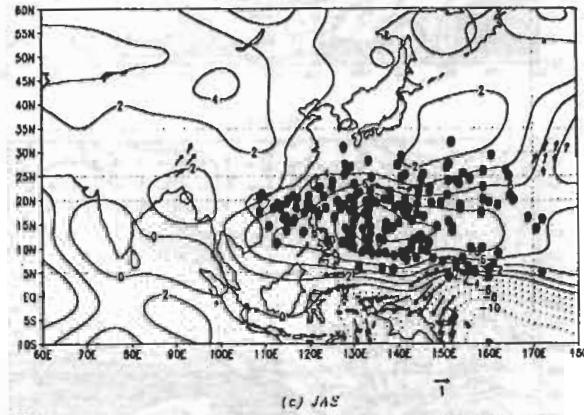
(c) JAS

圖 4 屬於台灣北部 JAS 偏濕類別的 14 年與屬正常類別的 15 年平均差值，風向量方面僅標出了 u 和 v 至少有一滿足 5% 顯著檢驗的部分，等值線為 850hPa 流函數差值，黑點為偏濕年颱風生成位置，在月份組合方面：(a) 四與五月，(b)六至八月，(c)七至九月。

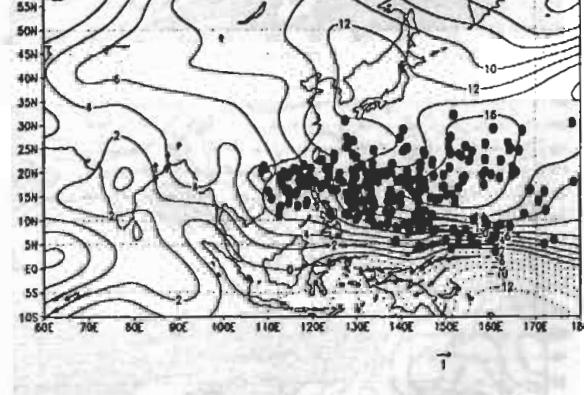
1959-2001 NCEP Reanalysis 2 850hPa Wind Field & Streamfunction Composite Patterns
All x TPA Dry Years - 1959-1961, 1963-1973, 1975-1976, 1981-1982, 1984-1985, 1987-1989
All x TPA Normal Years - 1959-1961, 1963-1973, 1980-1981, 1983-1987, 1990-1994
Difference = (All x TPA Dry Years) - (All x TPA Normal Years)



(a) JJ



(b) JJA



(c) JAS

圖 5 同圖 4，但為台灣北部 JAS 偏乾類別的 14 年與屬正常類別的 15 年平均差值。

Using the Pre-Typhoon Season Northwest Pacific Typhoon Numbers to Predict Taiwan Summer Rainfall

Mong-Ming Lu Ru-Jun May

Research & Development Center, Central Weather Bureau

(Manuscript received 10 May 2004 : in final form 15 November 2004)

ABSTRACT

The months of June to November are the main raining season in Taiwan. The monthly to seasonal rainfall predictions for this season is of particular importance. In this study, we present a simple prediction model. The predictors are the Northwest Pacific typhoon numbers and the predictands are the Taiwan summer rainfall category in different months. We find that the monthly, bimonthly and tri-monthly rainfall during the period of June-September can be skillfully predicted in May, and the October and November rainfall can be predicted in August. The prediction scenario with the highest confidence is: if the total typhoon number in January-May is above normal, then the accumulated July-September total rainfall in north Taiwan will be below normal.

The usefulness of the prediction model is demonstrated by the hindcast results of 2003. The composite 850 hPa wind anomalies respectively for the years of more typhoons in January-May and for the years of dry north Taiwan are compared. During the years with more typhoons, anomalous cyclonic circulation is observed over the South China Sea and the western Pacific warm pool near the equator. The anomalous circulation appears in April or May and lasts until September. To the north of the anomalous cyclonic circulation there is the anticyclonic circulation over the western Pacific near Taiwan with the anomalous ridge sitting around 25°N. For the years of dry north Taiwan, the anomalous circulation patterns are very different from the more typhoon years, except that the subtropical high near Taiwan is particularly strong.

The position of the anomalous ridge of the Pacific subtropical high is at 15°N. The anomalous circulation pattern in 2003 is more similar to the more typhoon years than the typical dry years. Thus, the 2003 case suggests that the total typhoon number in January-May can be taken as a useful precursor for the dry summer season in north Taiwan.

Climate prediction can be done only when the regional climate signal is strong. It is important to note that all climate prediction model need to provide the information about in which time frame and in what area the regional climate signals can be skillfully predicted. Our results also have the potential to be used as a tool for applying the predicted typhoon numbers in predicting Taiwan summer rainfall.

Key words: Seasonal climate prediction model, Taiwan climate prediction, Taiwan rainfall prediction

ABSTRACT

In this study, we analyzed the relationship between the total typhoon number in May-June-July (TNT) and the Taiwan summer rainfall (TSR). The results show that the correlation coefficient between TNT and TSR is 0.51, and the regression equation is $TSR = 1.01 + 0.0001 \times TNT - 0.0001 \times (TNT)^2$. The results indicate that the relationship between TNT and TSR is significant. The results also show that the relationship between TNT and TSR is significant, and the regression equation is $TSR = 1.01 + 0.0001 \times TNT - 0.0001 \times (TNT)^2$.

The results show that the relationship between TNT and TSR is significant, and the regression equation is $TSR = 1.01 + 0.0001 \times TNT - 0.0001 \times (TNT)^2$. The results also show that the relationship between TNT and TSR is significant, and the regression equation is $TSR = 1.01 + 0.0001 \times TNT - 0.0001 \times (TNT)^2$. The results also show that the relationship between TNT and TSR is significant, and the regression equation is $TSR = 1.01 + 0.0001 \times TNT - 0.0001 \times (TNT)^2$.