

台灣梅雨季降水之年際變化

吳明進 傅達颺

台大大氣科學系

(中華民國七十六年一月十三日收稿，二月二十日定稿)

摘 要

用經驗正交函數展開、分區降水指數計算、隨機檢定、無趨勢測驗、相關分析和波譜分析等統計方法分析台灣地區 20 個氣象局所屬雨量站 1950—85 年月降水資料。結果顯示：台灣地區影響梅雨季降水之主要因素為地形、南北緯度、和中央山脈阻隔；影響台灣年降水分佈之主要因素則為地形、季風、和東南—西北走向的系統；梅雨季的潮濕或乾燥在空間的南北分佈有相當的一致性，而時間的前後期則差異較大；梅雨季降水的年際變化大體上是隨機分佈和無長期趨勢；梅雨季降水的週期除六月之準兩年期及 9 年期振盪外並不明顯。

一、緒言

台灣地區西部地方在五月中旬到六月中旬有一降水量之氣候高峯（陳與吳 1978）這就是台灣地區的梅雨季節。梅雨季節降水量的多寡、空間的分佈、時間的早晚，在在影響國計民生。因而如果能夠了解梅雨季節降水的特性，進而建立有效的長期預報模式，必大有助於資源之有效利用及經濟活動規畫。本研究的目的即在於了解台灣梅雨季節降水的氣候特性。

Chiang (1986) 使用 1941—1980 六個和 1951—1980 二十個氣象局所屬雨量站資料，進行台灣全省整個梅雨季降水的氣候研究，獲致一些確切結論。然而氣候資料顯示 5 月 15—6 月 15 日佔五—六月總平均降雨量百分比（陳 1983）在中央山脈以西較山脈以東顯著，而中南部地區為梅雨最顯著區域，台灣北部為次顯著區域。陳（1981）分析梅雨系統之合成結構，發現梅雨季後期（6 月

1 日至 15 日）青康藏高原熱低壓較前半期（5 月 15 日至 31 日）增強，梅雨槽後高壓減弱、槽前西風範圍及強度增加、鋒面系統北退、台灣地區對流更加旺盛、積雨雲增加、降水量也顯著增加。顯見梅雨前後期的降水機制可能不同。不同的降水機制對各別地區的影響也自有差異，這方面則少有研究者。

因此本研究中對梅雨季節的降水年際變化，空間上先按各別測站，再分為北、中、南及複合的西部地區及全省，時間上分為五月、六月及合併的五月加六月及全年的降水，分別加以研究。

二、各測站降水的年際變化

2.1 資料

本研究使用氣象局所屬二十個有較長記錄（

1950—1985) 雨量測站月降水資料。測站分布如圖 1 所示，等值線顯示台灣區的地形。

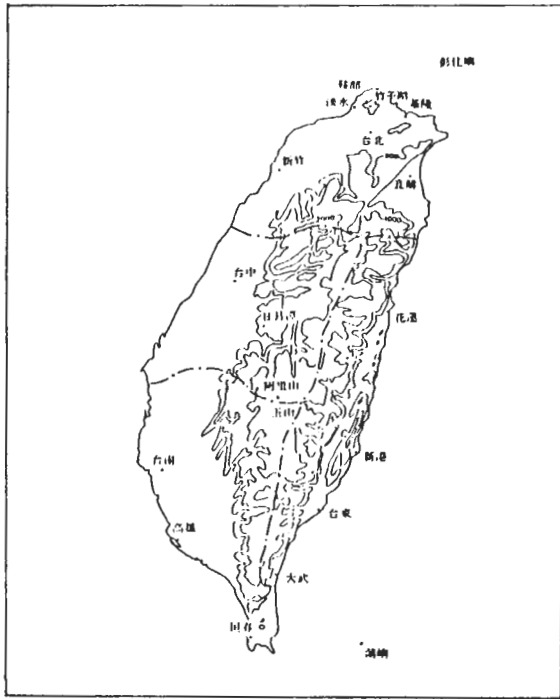


圖 1. 台灣區雨量測站之分布圖及分區。

北部八站：台北、澎湖、基隆、宜蘭、
竹子湖、鞍部、新竹、淡水。

中部四站：台中、日月潭、玉山、阿里山。

南部三站：台南、高雄、恆春。

東部及東南部五站：花蓮、新港、台東、
大武、蘭嶼。

等值線表示高度。

2.2 經驗正交函數分析

一時間—空間序列的經驗正交函數 (Empirical Orthogonal Function, EOF) 展開，具有濃縮資料訊息的效果 (Lorenz, 1956; Muirhead, 1982; 馬, 1985)，因而早就被引進應用到天氣——氣候學之研究 (Kutzbach, 1967; Kidson, 1975; 馬, 1985)。分析的步驟可參閱馬 (1985)。對——時間——空間序列做經驗正交函數展開，所得固有向量 (Eigenvector) 的空間分布可以看出距平分布的型態。相對於固

有向量的固有值 (Eigen value) 表示固有向量所解釋距平值的總變異數。相對應的主要分量 (principal component) 則是表示由固有向量所解釋之變異的時間序列 (馬, 1985)。主要分量可為正值或者負值。當主要分量為正值時，則該時間固有向量的正值區表示正距平，負值區表示負的距平。反之當主要分量為負值時，固有向量之正值區表示負距平，負值區則為正距平。主要分量的符號隨時間變動，相對的固有向量的正負值區所表示空間場的正負距平區也隨時間變動。固有向量和相對的主要分量關係密切，兩者必須配合討論。

我們對台灣地區 20 個測站的月降水量做經驗正交函數分析，希望可以看出月降水的時間——空間分布特徵，表一所示為對各測站五月、六月、五月加六月，及累年逐月降水量做經驗正交函數分析所得前十二個固有向量及其所解釋變異數 (固有值)，和變異數百分率及異積百分率。由表中可知前三個固有向量就能分別解釋了各變異數之 82.57%、80.03%、84.17% 和 83.05%，可見台灣地區五月、六月、五月加六月、及全年逐月降水空間分布之主要變異可由各別的前 3 個固有向量解釋。

圖 2—5 所示為五月、六月、五月加六月及累年逐月的常年平均及做經驗正交展開所得到的前三個固有向量之空間分布。各別固有向量解釋之變異數 (固有值) 的百分比則分別標示於左下角。圖 2 所示為五月降水分析的結果。於此可見五月平均降水的分布以玉山——阿里山為中心，鞍部為副中心，平地北部多於南部。第一個固有向量解釋了五月降水 60.38% 的變異都為正值，以玉山為中心。第二個固有向量解釋了 13.49% 的變異，最大正值中心在鞍部，最大負值中心在大武，等值線略呈東西走向，第三個固有向量解釋了 8.7% 的變異數，最大正值中心在花蓮，最大負值中心在日月潭，等值線略呈南北走向。

圖 3 所示則為六月降水分析的結果。六月平均降水的分布以玉山——阿里山為中心，鞍部為副中心，平地降水則南部多於北部。第一個固有向量解釋了 56.01% 六月降水的變異數，都為正值。最大

表一 梅雨季及全年月降水、經驗正交函數分析的前十二個固有值(變異數)和累積百分率表

EOF	固 有 值				百 分 率 (%)				累 積 百 分 率 (%)			
	五月	六月	五六月	全年	五月	六月	五六月	全年	五月	六月	五六月	全年
1	9558027	17648436	36319034	198620124	60.38	56.01	63.71	48.36	60.38	56.01	63.71	48.36
2	2135598	4526747	6903699	109105276	13.49	14.37	12.11	25.56	73.87	70.38	75.82	73.92
3	1376455	3040718	4757247	37908522	8.70	9.65	8.35	9.23	82.57	80.63	84.17	83.15
4	684524	1859529	2321339	13697328	4.32	5.90	4.07	3.33	86.89	85.93	88.24	86.48
5	439956	983080	1291399	9484104	2.78	3.12	2.27	2.31	89.67	89.05	90.51	88.79
6	354353	871375	1164139	7340943	2.24	2.77	2.04	1.79	91.91	91.82	92.55	90.58
7	251119	555942	898403	5801785	1.59	1.76	1.58	1.41	93.50	93.58	94.13	91.99
8	218950	424360	665078	5243386	1.38	1.35	1.17	1.28	94.88	94.93	95.90	93.27
9	167794	363936	570470	4362911	1.06	1.16	1.00	1.06	95.94	96.59	96.90	94.33
10	124307	246043	439300	3745850	0.79	0.78	0.77	0.91	96.73	97.37	97.67	95.24
11	114620	221698	359691	2780776	0.72	0.70	0.63	0.68	97.45	98.07	98.30	95.92
12	93832	194162	299153	2408104	0.59	0.62	0.52	0.59	98.04	98.69	98.82	96.51

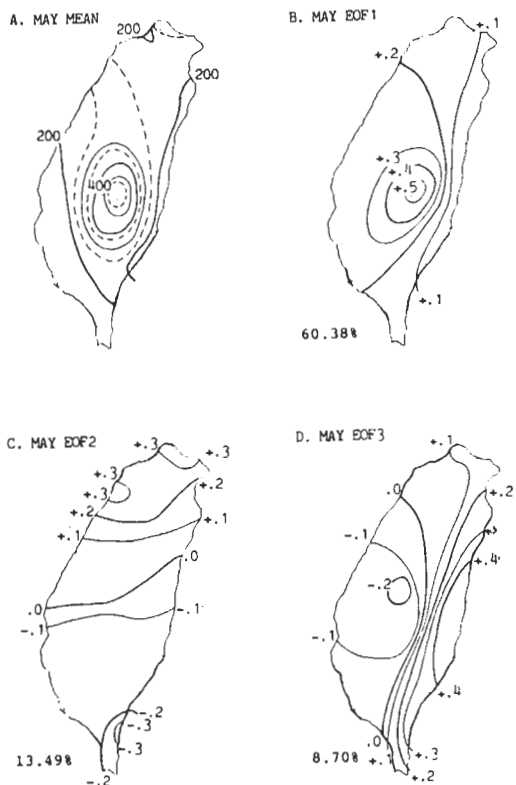


圖2 五月降水量之經驗正交函數(EOF)分布圖
 (A)第零個 EOF (平均, mm) (B)第一個 EOF
 (C)第二個 EOF (D)第三個 EOF
 (B)、(C)和(D)的左下角數字表示該固有向量所解釋之變異百分率。

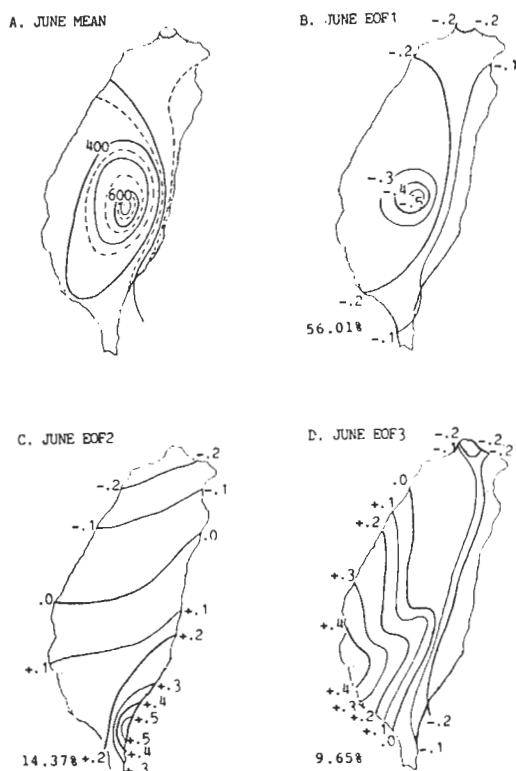


圖3 六月降水量之經驗正交函數分布圖
 (A)第零個 EOF (平均, mm) (B)第一個 EOF
 (C)第二個 EOF (D)第三個 EOF
 圖說明如圖2

中心在玉山，有一副中心在鞍部；第二個固有向量解釋了 14.37% 的變異，最大正值中心在大武，最大負值中心在鞍部；第三個固有向量解釋了 9.65% 的變異，最大正值中心在台南，最大負值中心在新港。比較圖 2 及圖 3 可見六月降水要大於五月，且中心往南移。

圖 4 所示為五月加六月降水分析結果。五、六月降水分布比較類似於六月：平均降水以玉山——阿里山為主要中心、鞍部為副中心，平地南部大於北部；第一個主要向量解釋了 63.71% 的變異數，都為正值，最大中心在玉山；第二個固有向量解釋了 12.11% 的變異數，最大正值中心在鞍部，最大負值中心在大武；第三個固有向量解釋了 8.35% 的變異數，最大正值中心在新港，最大負值中心在

台南。

圖 5 所示則為全年降水平均和全年逐月降水前三個固有向量之空間分布。全年之降水有兩個中心，北部的鞍部——竹子湖要更大於南部的玉山——阿里山。顯見其他季節的雨量分布和梅雨季節——五、六月降雨量分布有相當的差異。第一個固有向量都為負值主要中心在阿里山次中心在鞍部。第一個固有向量解釋了全年降水 48.36% 的變異，此值略小於梅雨季平均的 60% 左右；第二個固有向量解釋了 25.56% 的變異則大於梅雨季平均 13% 左右，最大正值中心在阿里山，最大負值中心在鞍部，等值線略呈西北——東南走向；第三個固有向量解釋了 9.23% 的變異，最大正值中心在大武、新港，最大負值中心在玉山和新竹，等值線略呈東北

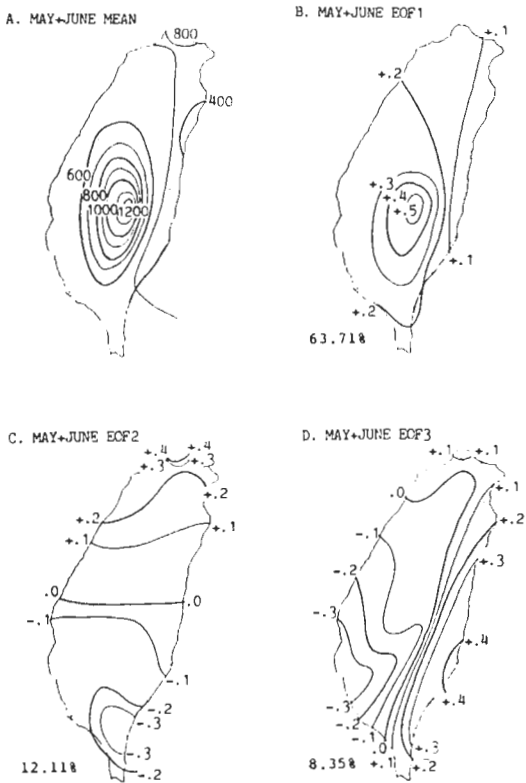


圖 4. 五月加六月降水量之經驗正交函數 (EOF) 分布圖
 (A) 第零個 EOF (平均, mm) (B) 第一個 EOF
 (C) 第二個 EOF (D) 第三個 EOF
 圖說明如圖 2

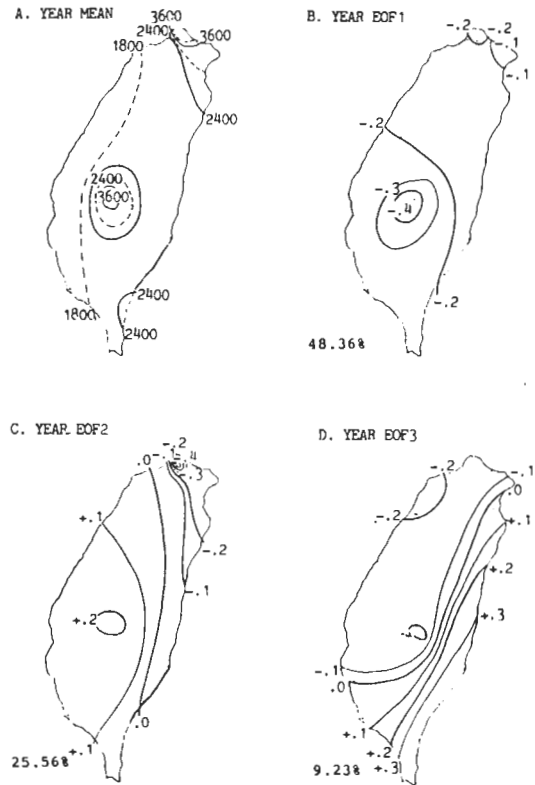


圖 5. 全年逐月降水量之經驗正交函數 (EOF) 分布圖
 (A) 第零個 EOF (平均, mm) (B) 第一個 EOF
 (C) 第二個 EOF (D) 第三個 EOF
 圖說明如圖 2

——西南走向。

由圖 2——圖 5 可以看出，平均的降水不管是梅雨季或者是全年都是以山地為最多、變異也最大。由第一個固有向量的分布（圖 2 B、3 B、4 B 和 5 B）知：第一個固有向量可解釋為因地形效應所引起，所以符號相同而以玉山——阿里山或鞍部——竹子湖為中心。梅雨季降水之第二個固有向量（圖 2 C、3 C 和 4 C）等值線都略呈東西走向，最大中心靠在南北兩端（鞍部或大武），故可解釋為緯度的效應（南北的分布）；第二個固有向量（圖 2 D、3 D 和 4 D）等值線都略呈南北走向，剛好成東西相反的分佈，可解釋成因中央山脈阻隔的作用或大尺度海陸分佈差異。六月的降水多於五月，主中心也南移。這個變化除了可由五月及六月平地降水的分佈看出來外，也可由六月第三個固有向量中心較五月之第三個固有向量中心南移看出。影響全年降水之分布，第一個主要因素仍然是地形。而第二個主要因素則較複雜。由於全年降水第二個固有向量（圖 5 C）等值線分佈略呈西北——東南走向，猜想第二個主要因素是季風——夏季的西南風風和冬季的東北季風。第三個固有向量（圖 5 D）等值線呈東北——西南走向，猜想第三個主要因素是東南——西北走向的系統（颱風？）所影響。

綜合以上所說經驗正交函數分析結果可如表二

所示。五月、六月、五月加六月及全年逐月的降水變化可以平均場（第零個固有向量）及三個固有向量來表示。和這些固有向量對應的固有值（所解釋的變異數）的百分率也標示在表二中。

圖 6——圖 8 所示則為圖 2——圖 4 所示之五月、六月及五月加六月降水各別前三個固有向量所對應的前三個主要分量之時間序列。由此等圖可見各主要分量的振幅（其平方表示解釋的變異數）隨著序號（EOF1 至 EOF3）減小，表示解釋的變異數（固有值）隨著序號減小。由極端值的分布可以看出由固有向量解釋之實際降水的極端分布。五月、六月和五月加六月降水前三個主要分量較明顯的極端年列於表三。五月降水的第一個固有向量（EOF1）皆為正值（圖 2 B）。所以主要分量的極大值表示全省有大的正距平，極小值有大的負距平。即 1951、53、57 和 84 為濕年，而 1954、55、62、63、71 和 80 為乾年。第二個固有向量（EOF2）為北正南負（圖 2 C），所以第二個主要分量的極大值表示北部正距平南部負距平，而極小值則為北部負距平南部正距平，即 1981 年北濕南乾，而 1966 年則北乾南濕。第三個固有向量（EOF3）主要是東部有一正值中心（圖 2 D），所以第三個主要分量的極大值表示東部有大的正距平。即 1961 年為東濕型。六月降水的第一個固有向

表二 梅雨季及全年月雨量經驗正交函數（EOF）分析，前三個固有向量（EOF1—EOF3）的百分率，及其對應的降水變異類型

	五月	六月	五、六月	全年
EOF0 (平均)	以南、北山地為中心 平地北部多於南部	以南北山地為中心 平地南部多於北部	以南北山地為中心 平地南部多於北部	以北、南山地為中心 平地北部多於南部
EOF1	山地型 (60.38%)	山地型 (56.01%)	山地型 (63.71%)	山地型 (48.36%)
EOF2	南北型 (13.49%)	南北型 (14.37%)	南北型 (12.11%)	東北—西南型 (25.56%)
EOF3	東西型 (8.7%)	東西型 (9.65%)	東西型 (8.35%)	東南—西北型 (9.23%)

表三 五月、六月和五月加六月降水經驗正交函數分析結果前三個主要分量之絕對值分別大於 5000 (五月)、8000 (六月) 和 13,000 (五月加六月) 之極端年 (1900+, 即 51 表示 1951)

	五 月		六 月		五、六月	
	極大值	極小值	極大值	極小值	極大值	極小值
EOF1	51·53·57·84	54·55·62·63 71·80	61·78·80·	51·57·66·72 74·77	51·57·66·77	54·62·63·71
EOF2	81	66	57		81	
EOF3	61		77	81		

量 (EOF1) 皆為負值 (圖 3B), 所以第一個主要分量的極大值表示全省有大的負距平, 極小值有大的正距平, 即 1951、57、66、72、74 和 77 年為濕年而 1961、78 和 80 為乾年。第二個固有向量 (EOF2) 主要為南部有一大的正值中心, 故第二個主要分量的極大值表示南部有大的正距平。即 1957 年為南濕型。第三個固有向量 (EOF3) 主要為西南為大的正值中心而北部、東部為負值。所以第三個主要分量的極大值表示西南部有大的正距平東部負距平, 極小值則表示南部負距平, 東部、北部正距平。即 1977 年是西南潮濕, 東部、北部乾燥。而 1981 則是西南乾, 東部、北部潮濕。五月加六月的降水第一個固有向量 (EOF1) 皆為正值 (圖 4B), 所以第一個主要分量的極大值表示全省有大的正距平, 極小值有大的負距平。即 1951、57、66 和 77 年為濕年, 而 1954、62

、63 和 71 年為乾年。第二個固有向量 (EOF2) 為北正南負 (圖 4C), 所以極大值為北部有正距平南部負距平。即 1981 年為北濕南乾型。

經驗正交函數分析分離了空間場互相獨立的變異。主要分量的極端值顯示不同的極端年, 可由不同因素所引起。這結果可和下節所述分區降水指數計算的結果 (表四) 加以比較。

三、區域降水的年際變化

3.1 降水指數

由梅雨季降水類型的逐年變化 (未示出) 可見一般降水可以分成北部型、南部型及介於此二者之間的過渡型 (東部降水較不明顯)。因此將台灣的梅雨分成北部、中部、南部 (圖 1) 及複合的西部及台灣全省加以討論, 將各分區的測站五月或六月

表四 以正負一個標準差為準所訂出來的台灣梅雨季的濕年和乾年 (1900+, 即 51 表示 1951 年)

	五 月		六 月		五月+六月	
	濕 年	乾 年	濕 年	乾 年	濕 年	乾 年
全省	51·53·57·61·81	54·55·62·63·71	51·57·66·74·77 81	61·71·78·80	51·57·66·74·77 81	54·62·63·71·80
西部	51·53·57·72·81 84	54·55·62·63·64 71	66·74·75·77·81	61·71·78·80	51·57·66·77·81	54·61·62·63·71 80
北部	53·57·60·78·81 84	54·58·62·63·66 69·71·82	66·77·81·82	54·61·71·78·80	66·75·79·81·84	54·63·71·80
中部	50·51·53	54·55·62·63·71 80	66·72·74·77	61·78·80	50·51·53·57·66 72·77	52·54·56·60·61 62·63·71·80
南部	51·53·57·66·67 72·83·84	54·60·62·63·65 71·73·80	51·57·75·77	58·59·61·70·71 78·80	51·53·57·77·83	58·71·78·80

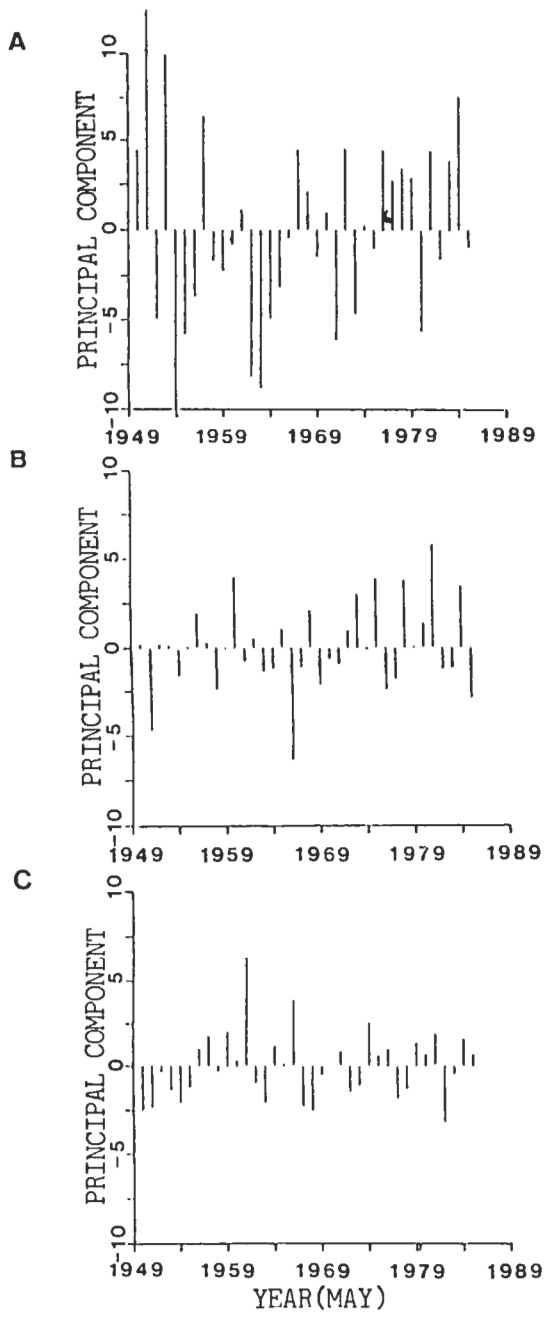


圖 6. 五月降水經驗正交函數分析之主要分量 (X 1000) 36 個個案 (1950 - 1985) 之時間序列
 (A) 第一個主要分量 (B) 第二個主要分量
 (C) 第三個主要分量

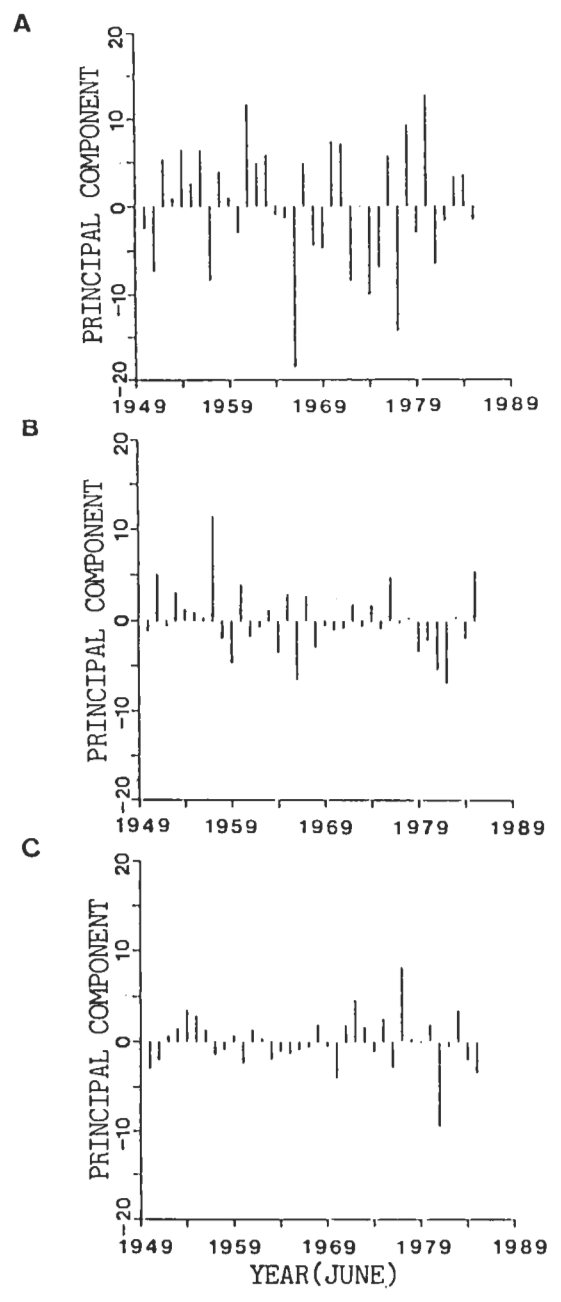


圖 7. 六月降水經驗正交函數分析之主要分量 (X 1000) 36 個個案 (1950 - 1985) 之時間序列
 (A) 第一個主要分量 (B) 第二個主要分量
 (C) 第三個主要分量

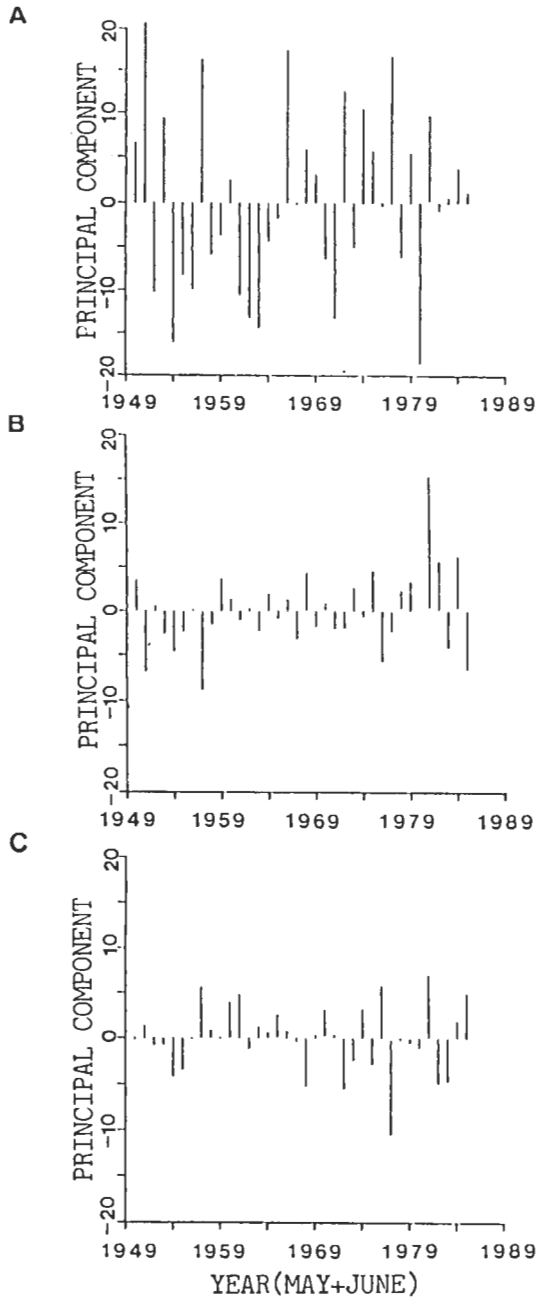


圖 8. 五月加六月降水經驗正交函數分析之主要分量 (X1000) 36 個個案 (1950 - 1985) 之時間序列
 (A) 第一個主要分量 (B) 第二個主要分量
 (C) 第三個主要分量

的降水距平 (Anomaly) 加以標準化，然後求其算術平均則得各分區的月降水指數。計算西部 (包括北、中、南三區) 15 個測站標準化降水距平的算術平均，則得西部降水指數。計算全省 20 個測站標準化降水距平的算術平均則得全省之月降水指數，把各別的五月和六月降水指數加以算術平均，則得五月加六月之梅雨季降水指數。

3.2 濕年與乾年

由台灣地區分區降水指數的時間序列 (未示出) 得知各區的降雨指數年際變化頗大。若以大於或小於一個正負標準差為濕年與乾年標準，則梅雨季的濕乾年如表四所示。由此表可見梅雨季降水極端的情形在地理上之南北及時間上的前後期差異頗大。特殊的情形有 1960 年和 1966 年。1960 年五月北部潮濕時南部反而乾旱，1966 年五月北部乾旱而南部在六月反而是潮濕。一般做天氣——氣候分析，選擇以雨量做為合成分析之比較標準，其實應就各別的情形加以討論。若以西部 15 個測站五月加六月降水為乾濕年標準則 1951、57、66、77 和 81 年為濕年，而 1954、61、62、63、71 和 80 為乾年。此為此一系研究做合成分析時之依據。以此標準所訂出之乾濕年和 2.2 節由經驗正交函數分析所找出的各別因素所引起之極端年大致吻合 (表三，五六月)。

3.3 隨機檢定與無趨勢測驗

轉捩點 (turning point) 的計算可以測知一分離時間序列是否隨機的 (random) (Gilchrist, 1976, P184)，檢定的方法為計算

$$n \text{ 個觀測值的轉捩點 } P, P \text{ 的期望值 } \mu_p = \frac{2}{3}(n-2)$$

，P 的標準差 $\sigma_p = \sqrt{(16n-29)/90}$ ，標準化後的 P 值 $U_p = (P - \mu_p) / \sigma_p$ ，然後以 U_p 值跟標準常態分配比較 (U_p 值接近於 0，表示時間序列是隨機的)。各分區梅雨季降水指數序列轉捩點計算的結果如表五所示。台灣全省、西部、北部、中部及南部的五月、六月及五月加六月降水指數多近於隨機分布。例外者為南部五月及西部六月轉捩點偏多 (U_p 值大於兩個標準差)。這變化特別顯

表五 隨機檢定的標準化轉振點數 (U_p) 值·數字
下的橫線表示顯著性達 95 %

	全省	西部	北部	中部	南部
五月	0	0	-0.41	-0.82	<u>2.05</u>
六月	0.82	<u>2.47</u>	-0.41	1.24	0.41
五、六月	0	0.82	1.24	1.65	1.23

示於後期 (1970 年以後) 的準兩年期振盪。

無趨勢測驗 (Non-trending test) 可以用來測知一分離的時間序列是否有長期趨勢存在 (Gilchrist, 1976, P185), 檢定的方法為對所有 n 個觀測值一一比較, 計算後者比前者大的情形出現的個數 P, 參數 $r = \frac{4P}{n(n-1)} - 1$, r 的

標準差 $\sigma_r = \sqrt{2(2n+5)/9n(n-1)}$, 然後比較 r/σ_r 之值和標準常態分配。計算的結果如表六所示, 可見各分區的降水指數並無明顯的趨勢存在。

。

表六 無趨勢測驗結果之 r/σ_r 之值

	全省	西部	北部	中部	南部
五月	1.28	1.31	1.09	1.04	1.12
六月	0.49	0.35	0.52	0.57	-0.98
五月+六月	0.84	0.95	1.17	0.74	0.25
全年	-0.45	0.09	0.34	0.00	-0.76

3.4 相關分析

如上節所述, 台灣北部、中部、及南部降水量年際變化並不相同, 五月及六月的年際變化也不一致。表七所示為五月及六月的台灣全省、西部、北部、中部、及南部降水的相關係數矩陣。由此表可見: 五月和六月全省梅雨的年際變化和西部梅雨有異常顯著的正相關 (0.97 和 0.96)。五月北部、中部和南部呈正相關; 六月南部和中部及北部也呈明顯正相關, 顯示梅雨在西部尚有相當的一致性。而五月的北部、中部、和南部和六月的北部、中

表七 五月及六月台灣地區月降水指數的相關係數 × 100

		五 月					六 月				
		全省	西部	北部	中部	南部	全省	西部	北部	中部	南部
五 月	全省	100	97	88	87	76	24	33	18	25	24
	西部		100	83	84	78	25	33	21	26	17
	北部			100	57	42	14	21	9	15	13
	中部				100	79	24	34	19	24	24
	南部					100	36	41	26	40	36
六 月	全省						100	96	92	88	63
	西部							100	85	86	66
	北部								100	68	34
	中部									100	60
	南部										100

部和南部, 雖然仍呈正相關, 但相關係數並不顯著。這結果顯示: 梅雨季的乾或濕在梅雨季的前後期並不連續。

3.5 波譜分析

波譜分析可以看出一個時間序列的主要週期 (Bath, 1974)。分析的方法有自相關計算 (即傳統波譜分析法)、快速傅氏轉換 (Fast Fourier transform, FFT), 和最大熵波譜分析法 (maximum entropy) 等 (Burg, 1968; Cooley & Tukey, 1965; Panofsky and Brier, 1963), 我們用了自相關計算和 FFT, 對五月、六月、五月加六月和全年月雨量做波譜分析和顯著性的統計檢定。兩種方法分析所得結果相當一致, 這裏僅就傳統波譜分析結果加以討論。傳統波譜分析法詳細步驟可參考 Panofsky and Brier (1963) 或 Chiang (1986)。對原始波譜我們採用了 Hamming-Tukey 窗函數 (Chiang, 1986) 來做勻滑。

表八所列為五月、六月、五月加六月和全年月降水量距平波譜分析結果峯值超過 10% 或 5% 顯著度的週期 (以年表示)。由此表可見梅雨季的降水比較明顯的週期是 9 年和準兩年期的 2.1—2.3 年; 六月較五月明顯。可是這兩個週期並不出現在全年逐月降水距平中, 可見梅雨季的降水, 在週期上有類似熱帶地區的性质, 即有較明顯的準兩年期振

表八 梅雨季及全年月降水量達於 5% 和 10% 顯著性的週期(年)

	全省		西部		北部		中部		南部	
	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%
五月	/	/	/	/	/	2.8	9	/	2.1	/
六月	/	9,2.1	2.3	9	2.3	7.2	2.1	3	/	12.2
五、六月	9,2.3	/	9,2.3	/	7.2,2.3	/	2.1	9	9	2.1
全年	2.1	18,1.3	1.4	18,3.3 1.9	/	/	3,3.1.4	/	18	1.1

邊。在梅雨季的後期(即六月)比較明顯。梅雨季的 9 年週期可能和大陸學者所謂長江梅雨準 8 年週期有關,待做進一步研究。

四、結論

本研究主要是利用統計方法分析台灣地區梅雨季降水的年際變化。以全省 20 個雨量站 1950—1985 年五月、六月、五月加六月梅雨季和全年逐月降水資料做經驗正交函數分析。發現可以用三個經驗正交函數來表示梅雨季和全年雨量分布大部份的變異。這三個主要降水類型顯示影響降水分布的三個獨立因素。於梅雨季——五月、六月和五月加六月,首要者為地形、其次是南北緯度,第三者為位在中央山脈的東西面。於全年雨量分布,首要者為地形,其次是季風——夏季西南季風、冬季東北季風。再其次為東南——西北走向的系統。

分區降水的年際變化以分區的降水指數來討論。以正負一個標準差來定義乾年與濕年則顯示梅雨在空間的南北分布及時間的前後期都有相當的差異。由隨機檢定發現梅雨的時間序列長期來說大體上是隨機的。無趨勢測驗則顯示三十六年來的變化並沒有明顯的趨勢存在。相關分析顯示梅雨在台灣西部有較大的一致性,但是在時間分布上(五月和六

月)前後並沒有連貫。由波譜分析發現,梅雨的年際變化大體上來說只有微弱的準兩年和 9 年週期,而六月較五月明顯。因週期不明顯,在應用上不太容易直接由週期來做梅雨季降水量的長期預報。如此對梅雨季降水做比較詳盡的統計分析,所獲得的結論是進一步做梅雨長期變化機制研究和長期預報的一個基礎。

誌謝

本研究承國科會支助(研究計畫 NSC75—0202—M002—12),中央氣象局提供資料,進行過程中蒙林和教授提供寶貴意見,特此重申由衷感激之忱。

參考文獻

- 陳泰然, 1981: 台灣鄰近梅雨系統之合成結構研究, 國科會研究報告 NSC—69M—0202—01(01), 106 頁。
- 陳泰然, 1983: 梅雨系統分析及其在飛航天氣預報作業上之應用(I), 民航局與台大大氣系研究報告 NATM—1983—08, 73 頁。
- 陳泰然, 吳清吉, 1978: 台灣五大城市之氣候特

性分析，大氣科學，5，2，1-16。

馬汝安，1985：利用經驗正交函數分析亞洲區域
冬季 500 mb 高度場空間分布之研究，台大
大氣研究所碩士論文，99 頁。

Bath, M., 1974: Spectral analysis in geophysics. Elsevier
Scientific Publishing Company. Amsterdam Oxford
New York, 563 pp.

Burg, J.P., 1967: Maximum entropy spectral analysis. Paper
presented at the 37th annual international meeting,
society of exploration geophysics, Oklahoma city,
Oklahoma.

Chiang, S.H., 1968: A climatological study of Taiwan's
Mei-Yu (plum rain). University of Hawaii Ph.D.
dissertation, 169 pp.

Cooley, J.W., Tukey, J.W., 1965: An algorithm for
machine calculation of complex Fourier Series.
Mathematical Computation, Vol. 19, pp. 297-301.

Gilchrist, W. 1976: Statistical forecasting. John Wiley &
Sons, Chichester, New York, Brisbane, Toronto,
308 pp.

Kidson, J.W., 1975: Tropical eigenvector analysis and
Southern Oscillation. Mon. Wea. Rev., 103, 181-196.

Kutzbach, J.E., 1967: Empirical eigenvectors of sea-level
pressure surface temperature and precipitation
complex over North America. J. App. Meteor. 6,
791-802.

Lorenz, E.N., 1956: Empirical orthogonal functions and
statistical weather prediction, Rep. 1, Statist. Fore-
casting project., MIT.

Murrhead, R.J., 1982: Aspects of multivariate statistical
analysis. John Wiley & Sons, New York, 673 pp.

Panofsky, H.A., Brier, G.W., 1963: Some applications of
Statistics to Meteorology. Pennsylvania State
University, 224 pp.

THE INTERANNUAL VARIABILITY OF TAIWAN'S MEI-YU

*Ming-Chin Wu, Ta-Yaung Fu*Department of Atmospheric Sciences
National Taiwan University

(manuscript received January 15, 1987; in final form February 20, 1987)

ABSTRACT

Applying empirical orthogonal function (EOF) analysis, area rainfall index computation, randomness test, non-trending test, correlation analysis, and spectral analysis to examine 1950-1985 monthly rainfall records of 20 Central Weather Bureau's surface stations. The following conclusions reached. The main factors causing the vagaries of the Taiwan's Mei-Yu rainfall are the topography, the latitude, and the blocking of the Central Mountain Range; The main factors causing the vagaries of the annual rainfall are the topography, the monsoons, and the atmospheric regimes oriented in the Southeast and Northwest; wet and dry years of the Mei-Yu appear to be quite coherence in the North-South spatial distribution, but quite different in the early-late stages of the season; area rainfall of the Mei-Yu season is almost random distributed in time and without long-term trend; the periodicity is not significant except the quasi-biennial and 9 years oscillations for June.