

應用標準化降水蒸發散指數分析臺灣百年來 乾溼變化的低頻特徵與遙地相關

翁叔平* 楊承道

國立臺灣師範大學地理系

(中華民國一〇一年六月十七日收稿；中華民國一〇二年八月〇日定稿)

摘 要

本文應用標準化降水蒸發散指數到臺灣百年降水及溫度記錄測站，探索超越聖嬰時間尺度時剩/水量隨時空而異的區域型態。轉動主成份分析鑑定出三型。以西部平原為主的西部型有 1960 年代後全島變乾的一致性轉折。侷促在北部海岸的北部型有 1970 年代中期後變溼的轉折。兩轉折都扣合溫度距平由負變正的時間。出現在花東縱谷的東南型 1960 年代後變乾的同時，藏有相對明顯的多年代，主要反應降雨的乾溼交替變化。類似西部型，變乾傾向則來自上升的溫度。

用全球環境資料進行各型態的遙相關分析結果顯示(1)變乾訊號實為亞非洲尺度的區域印記；(2)該印記反應暖化時熱帶變寬和風暴路徑北移；(3) 1970 年以前較乾的北部型歸因於區域哈德雷環流變弱時，較強(弱)的西南(東北)季風。

濾掉聖嬰後，南北半球分佈不對稱的陸塊對大尺度環流的影響和其對水文平衡之衝擊，被彰顯在因暖化而增強的水文循環。分析南半球遙相關特徵後，我們提出一個概念模型解釋熱帶初始變異如何被維持。一個連結熱帶水汽輻合，平流層經向環流，中緯度行星波擾動的正迴饋圈能解釋何以政府間因應氣候變化專門委員會(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)出版的第 4 次氣候變遷評估報告傾向低估暖化腳步。

關鍵字：水平衡、乾旱、標準化降雨蒸發散指數、遙地相關、氣候變遷

*通訊作者：翁叔平，台北市大安區和平東路一段 162 號 Tel：02-77341633 Email: znspw302@ntnu.edu.tw

一、前言

25 年來最嚴重，影響範圍擴及全美 26 州的 2012 年大乾旱(Mega Drought)，到了九月底仍無緩和的跡像(Karl et al. 2012; 參考以下即時監測網站 <http://droughtmonitor.unl.edu/monitor.html>)。氣候日趨暖化下，大部份的氣候模式都預測未來再發生類似事件的機會將大增(Wehner et al. 2011)。這是因為氣候暖化引起的大乾旱，透過影響植物生態系，使其所扮演的碳匯角色降低、甚至消失而轉為碳源，因而和暖化本身形成正迴饋

圈(Schwalm et al. 2012)。位處東亞季風環境的臺灣(圖 1)，海洋調節下，發生大乾旱的機會似乎不多；但是 2002-2003 年，以北部最嚴重但影響全臺的乾旱事件，人們記憶猶新。雨量破記錄的莫拉克颱風(2009)(許晃雄等 2010; Chien and Kuo 2011)，一方面造成慘重災情，另一方面則終結了自年初開始的全島旱情。和颱風所造成的立即性災害比較，持續的乾旱像溫水煮青蛙般，影響雖是漸進的；但是，乾旱對社經的衝擊層面，絲毫不遜於洪災。然而，國內投注於乾旱的研究能量，和颱風豪雨相比，則相對偏少。推敲其原因，筆

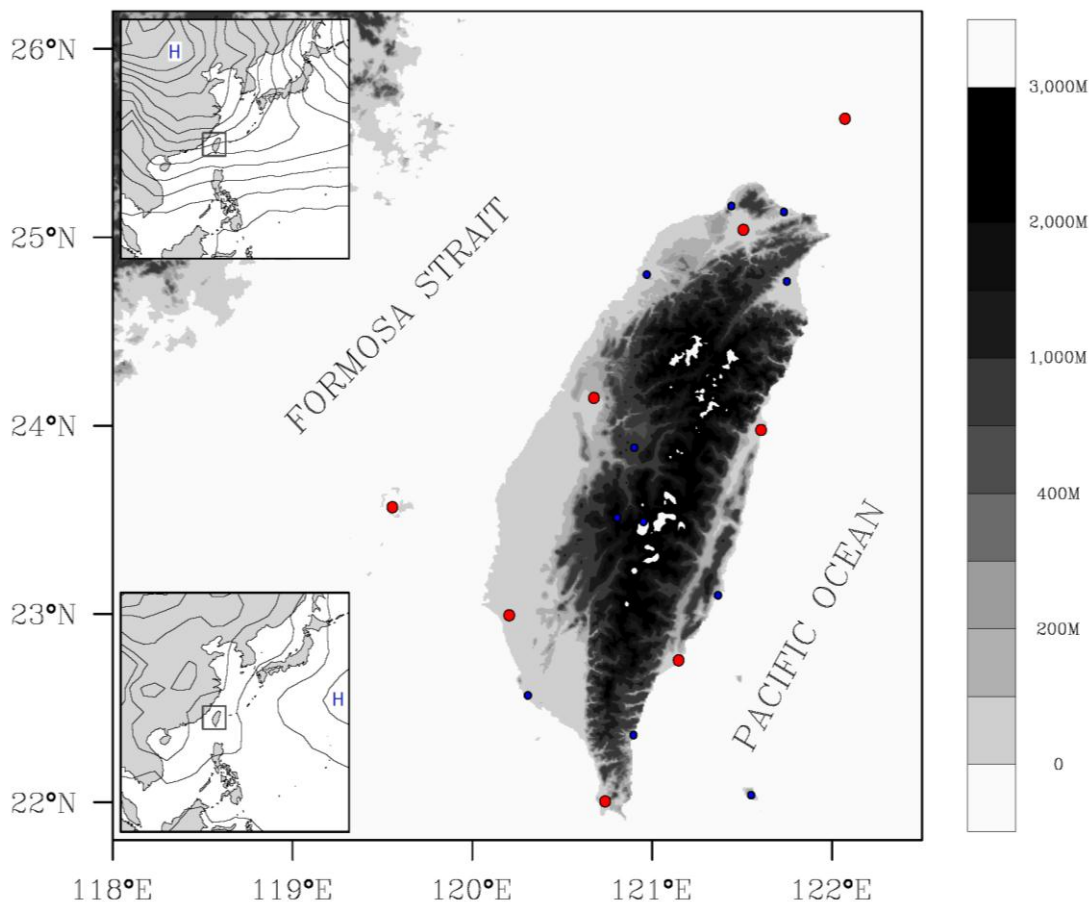


圖 1 本文所使用的 19 個中央氣象局綜觀測站的地理位置分佈圖。歷史資料至少可回溯至 1911 年的 8 個主要測站以紅點標記之，其餘 11 個輔助測站則以藍點標記之（參考表 1）。左上及左下插圖分別是東亞 1 月及 7 月的平均海平面氣壓形勢圖。

者認為與現階段的研究盲點有關：(1)雖然少數研究者已開始注意到（例如，洪致文 2012），但仍然缺乏適切而被普遍接受，從氣象、水文和針對農業的乾旱指標；(2)過往研究太偏向探討單一事件的發生機制，缺乏從包括地理環境、大氣環流、地表狀況等整體地球氣候系統的角度，審視隨時空而異的長期區域特徵。

乾旱有多重時間尺度的特性。區域水文可以透過諸如颱風、鋒面、春季高山雪溶等不同時間尺度過程而改變。持續多年的乾旱期，可能因聖嬰帶來的暴雨而大為緩和。因此，採用具備探查多重尺度能力的乾旱指數才能了解出現乾溼交替期間，背後可能隱藏的不同機制。帕爾默乾旱強度指數(Palmer Drought Severity Index, PDSI; Palmer 1965)是最早且使用最廣的乾旱指數之一。雖然 PDSI 是根據已經簡化的土壤－水文平衡，估算地表水氣的累積虧損；但是，其值因為需要經過許多參數化的計算才能得到，因而顯得相對複雜(Alley 1984; Karl 1986)。Wells et al. (2004)利用測站的氣候資料所得到的經驗值，取代參數化的計算，發展稱為自我校準的 PDSI (self-calibrated PDSI; sc-PDSI)，以克服 PDSI 的某些限制。縱然如此，它們都缺乏探知乾旱所以發生之多重時間尺度的能力。Mckee et al. (1993)發展的標準化降水指數(Standardized Precipitation Index; SPI)，雖然解決了上述問題，但因其全然依賴單一的雨量變數，所以只能探查氣象乾旱(Guttman 1998)。

為了改善 SPI 的缺陷，Vicente-Serrano et al. (2010)發展的標準化降雨蒸發散指數(Standardized Precipitation Evapotranspiration Index; SPEI)，納入溫度所反應的地表潛在蒸發散量後，可以探查水文乾旱。簡言之，結合測站降水和溫度的 SPEI，

量測陸表與大氣之間的氣候水平衡。降水（蒸發散量）反應陸表（大氣）從大氣（陸表）獲得的向下（上）輸入量。由於測站通常保有相當長的溫度和降水記錄，使用 SPEI 相當有利於研究當地水文乾旱的長期特徵。再者，納入氣溫訊號後，也比國內廣泛使用但只依賴不確定性高的降雨資料所推估之 SPI，更適合用來推估正在暖化中的世界的未來場景。然而，就筆者有限的知識，SPEI 在國內氣候學界的使用，似乎還不普遍。理由之一或許和原先適合應用在乾燥地區的 SPEI (Vicente-Serrano et al. 2010)，移植到季風氣候的臺灣時，必須在推估參數時先作適當修正有關。

緯度在亞熱帶到副熱帶，經度又介於最大陸塊和最大洋之間，地理環境使得臺灣氣候同時受到印度洋季風，太平洋信風，以及中緯度盛行西風帶的影響。隨著季節循環，因應南北向和東西向熱力梯度的反轉，經地轉調整後的東亞大氣環流形勢，兼具緯向風和經向風的變化（見圖 1 之插圖），因此氣候上也兼具海洋型和大陸型氣候的特徵，屬於副熱帶季風型氣候。很大程度已取決於多變的大氣環流形勢的區域降水，又被高聳的地形影響而變得更複雜。面對暖化中的氣候，加速的蒸發將使陸表較快變乾，若無水體或環流調節產生降水，因為水汽增加而加強的大氣效應將使陸表變得更乾，這就增加了乾旱風險；但是，升高溫度時，飽和水汽壓變大，這將使得大氣持水能力增加，若相對溼度保持不變（在自由水面上通常如此），則水汽量將增加。在區域環流和地形加持下，這就增加了發生洪災的風險。一般狀況下，發生乾旱與洪災的機率分別在大陸型與海洋型氣候中較高。因此，單就熱力學考量，已營造暖化時，臺灣地區旱澇交替發生的增加風險(許晃雄等 2011)。若熱帶海洋再發生變異，例如聖

嬰，引起大氣環流年際間的變異，將使吾人更難掌握區域乾溼的長期變化。排除聖嬰所造成環繞太平洋周遭地區的氣候年際變異之後，本文的貢獻之一是了解，不對稱的南北半球海陸分佈，以及陸塊面積在個別半球內隨緯度的反對稱分佈，對暖化時加強的大氣水文循環之調節作用，可以詮釋觀測的長期乾溼變化。本文從探討氣候暖化與乾旱風險的思維出發，研究目標有：(1)介紹適用在臺灣季風氣候的 SPEI 之計算流程；(2)探查臺灣地區乾溼變化的低頻特徵和空間歧異度；(3)大尺度環流影響下，探查上述區域特徵在全球的遙地相關。

二、資料來源

由臺灣颱風洪水研究中心管理的大氣研究資料庫，提供中央氣象局綜觀氣象測站所記錄月均溫 and 月累積降雨量的長期資料庫（參見表 1，資料庫網站為：<http://dbar.ttfri.narl.org.tw>）。隸屬於英國氣象辦公室(British Met Office)的哈德雷中心的觀測資料庫(Hadley Centre Observations datasets)，提供自 1860 年起，2.5 度經緯網格的全球月平均海平面氣壓（版本 2r，HadSLP2r）；自 1856 年 1 月到 2006 年 8 月，2.5 度經緯網格的全球月平均歷史洋面晚上空氣溫度（4.0 版，MOHMATN 4.0）；以及自 1870 年起，1.0 度經緯網格的全球月平均海冰覆蓋面積（1.1 版，HadICE_1.1）等 3 個環境變數的長期記錄。設立在英國東安格利亞大學(University of East Anglia)的「氣候研究單位」(Climatic Research Unit, CRU)提供自 1901 年 1 月到 2009 年 12 月，0.5 度經緯網格的全球陸表月平均氣溫(3.1 版，CRU_TS3.1)和月累積降水(3.1.1 版，CRU_PRCP3.1.1)。以上資料庫可經由英國大氣資料中心(British

Atmospheric Data Centre, BADC)的入口網站(<http://badc.nerc.ac.uk/home/>)取得相關資訊。美國國家海洋暨大氣總署(National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA)的氣候診斷中心(Climatic Diagnostics Center, CDC)提供國家環境預報中心暨國家大氣研究中心(National Center of Environmental Prediction/National Center of Atmospheric Research, NCEP/NCAR)自 1948 年起，2.5 度經緯網格的全球三維環流，溫度，和水汽場的再分析(reanalysis)資料(1.0 版，NCEP1)。NCEP1 可從氣候診斷中心的 FTP 網站取得(<ftp.cdc.noaa.gov>)。其相關資訊請參考 Kalnay et al. (1996)。

三、方法論

在介紹如何用氣溫計算潛在蒸發散量之後，本章詳細說明利用 3 參數對數羅吉斯分佈(3-parameter Log-Logistic Distribution, LLD3)，從剩/缺水量計算 SPEI；推導封閉形機率權重動量(Closed Probability Weighted Moments, CPWM)的遞迴算符，得到 LLD3 的參數值。

(一) 計算潛在蒸發散量

本文採用桑氏維特法(Thornthwaite 1948)計算月累積潛在蒸發散量(Potential EvapoTranspiration, PET)。過往經驗顯示，使用簡單的方法尚不致於影響研究長期變化的結論(Mavromatis 2007)。以桑氏法計算 PET（單位：mm）只需要單一的測站月均溫 T（單位：℃）變數。其計算公式如式(1)：

$$PET = 16K \cdot \left(\frac{10T}{I} \right)^{m(I)} \quad (1)$$

表 1 本文所使用的中央氣象局綜觀測站的地理資訊和設站時間一覽表。(來源：交通部中央氣象局 1897~2008 臺灣氣候變化統計報告 2010)

地理資訊 站名(站碼)	緯度	經度	海拔高度	設站時間
淡水 (46690)	25 度 09 分 56 秒	121 度 26 分 24 秒	19.0m	1942.09.15
台北 (46692)	25 度 02 分 23 秒	121 度 30 分 24 秒	5.3m	1897.12.19
基隆 (46694)	25 度 08 分 05 秒	121 度 43 分 56 秒	16.0m	1946.10.01
彭佳嶼 (46695)	25 度 37 分 46 秒	122 度 04 分 17 秒	101.7m	1909.09
新竹 (46757)	24 度 49 分 48 秒	121 度 00 分 22 秒	26.9m	1938.01.01
台中 (46749)	24 度 08 分 51 秒	120 度 40 分 33 秒	84.0m	1896.07.12
澎湖 (46735)	23 度 34 分 02 秒	119 度 33 分 19 秒	10.7m	1896.11.21
台南 (46741)	22 度 59 分 36 秒	120 度 12 分 17 秒	13.8m	1897.01.01
高雄 (46744)	22 度 34 分 04 秒	120 度 18 分 29 秒	2.3m	1973.05.01
日月潭 (46765)	23 度 52 分 59 秒	120 度 54 分 00 秒	1014.8m	1951.12
阿里山 (46753)	23 度 30 分 37 秒	120 度 48 分 18 秒	2413.4m	1933.03.15
玉山 (46755)	23 度 29 分 21 秒	120 度 57 分 06 秒	3844.8m	1943.08.02
恆春 (46759)	22 度 00 分 20 秒	120 度 44 分 17 秒	22.1m	1905.12.25
宜蘭 (46708)	24 度 45 分 56 秒	121 度 44 分 53 秒	7.2m	1936.01.01
花蓮 (46699)	23 度 58 分 37 秒	121 度 36 分 18 秒	16.0m	1901.10.26
台東 (46766)	22 度 45 分 15 秒	121 度 08 分 48 秒	9.0m	1901.01.01
成功 (46761)	23 度 05 分 57 秒	121 度 21 分 55 秒	33.5m	1940.01.01
大武 (46754)	22 度 21 分 27 秒	120 度 53 分 44 秒	8.1m	1940.01.01
蘭嶼 (46762)	22 度 02 分 19 秒	121 度 33 分 02 秒	324.0m	1940.01.01

式(1)中， K 是對白晝長度因緯度和季節而異的訂正係數：

$$K = \frac{N}{12} \cdot \frac{\text{ndm}}{30} \quad (2)$$

式(2)中的 ndm 為每月天數（一月有 31 天，二月有 28（閏年為 29）天，依此類推），而符號 N 是最大可能日照時間（單位：時），可根據式(3)計算之：

$$N = \frac{24\Omega_s}{\pi} \quad (3)$$

其中的 Ω_s 乃日出時的太陽時角 (hourly angle)。 Ω_s 通用的計算方式如式(4)：

$$\cos(\Omega_s) = -\tan \varphi \cdot \tan \delta \quad (4)$$

符號 φ 為測站緯度（單位：radians）， δ 則是太陽赤緯（solar declination；單位：radians），本文使用的趨近公式如式(5)：

$$\delta = 0.4093 \sin\left(\frac{2\pi J}{365} - 1.405\right) \quad (5)$$

上式中， J 乃對應的儒略日（Julian day；例如：1 月 1 日時， $J = 1$ ；12 月 31 日時， $J = 365$ ）。於本文探討的月時間尺度，則以對應月份的平均儒略日取代（1 月時， $J = 16$ ；2 月時， $J = 45.5$ ，依此類推）。

回到式(1)；符號 I 為年累積熱能指數：

$I = \sum_{i=1}^{12} i$ 。個別月份的熱能指數 i ，則隨月均溫 T 而異：

$$i = \left(\frac{T}{5}\right)^{1.514} \quad (6)$$

最後，隨 I 而異的幕次 m 可以經驗式(7)計算如下：

$$m(I) = C_0 + C_1 I + C_2 I^2 + C_3 I^3 \quad (7)$$

係數 $C_0 = 0.492$, $C_1 = 1.79 \times 10^{-2}$, $C_2 = -7.71 \times 10^{-5}$, $C_3 = 6.75 \times 10^{-7}$ 。

(二) 建立 SPEI

逐月的剩水量/缺水量即是月累積降水 P 和 PET 之間的差量 d （單位：mm）：

$$D_i = P_i - \text{PET}_i \quad (8)$$

伴隨的下標 i 標記逐月時間序列之序號。有了 d_i 的月時間序列後，我們即可依據有興趣的時間尺度 k （在本研究中， $k = 84$ ；也就是 7 年），進一步產生累積的剩水量時間序列 D_i^k ：

$$D_i^k = \sum_{l=i-k+1}^i d_l \quad (9)$$

自不待言，式(9)需滿足 $i \geq k$ ，並且 $D_i = d_i$ ，當 $k = 1$ 。相較於其他常用的分佈（例如，Gamma、Pearson type III、Generalized Pareto 或 Generalized Extreme Value），應用 LLD3 以求標準化全世界各個不同氣候區的 D_i^k 時間序列的適切性，已被 Vicente-Serrano 的研究群詳加討論和證實。此處不再贅述（參見 Vicente-Serrano et al. 2010）。此節只簡述運用此分佈獲得 SPEI 的流程。我們將在下一節討論當應用到臺灣測站的 D_i^k 序列而進行參數推估時，產生的問題和解決辦法。

以下的式(10)和式(11)分別給出 LLD3 的機率密度函數 (Probability Density Function, PDF) $f(x)$ ，以及對應的累積分佈函數 (Cumulative Distribution Function, CDF) $F(x)$ ：

$$f(x) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)^{\beta-1} \left[1 + \left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)^{\beta}\right]^{-2} \quad (10)$$

$$F(x) = \frac{\left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)^\beta}{1 + \left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)^\beta} \quad (11)$$

式中的 α , β , γ 分別是該分佈的尺度(scale)、形狀(shape)、位置(location)參數。 $F(x)$ 對應的分量函數(quantile function) $x(F)$ 如式(12)所示：

$$x(F) = \gamma + \alpha \left(\frac{F}{1-F} \right)^{\frac{1}{\beta}} \quad (12)$$

從觀測的 D_i 序列樣本（這裏的連續隨機變數 x ）得到參數 α , β , γ 的推估值（見第3節）並代入式(11)得到 $F(x)$ 後，再利用高斯分佈理論將 $F(x)$ 標準化，即可獲得對應的 SPEI 值。標準化高斯分佈的分量函數 z_p （統計學家稱為 probit function）， $z_p = \sqrt{2} \operatorname{erf}^{-1}(2p - 1)$ ， erf^{-1} 是誤差函數的反函數。 z_p 沒有解析表達式，常用的數值趨近式（Abramowitz and Stegun 1965 數學函數手冊的 eq. 26.2.23）如下：

$$z_p = t - \frac{C_0 + C_1 t + C_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3}, \quad t = \sqrt{\ln\left(\frac{1}{p^2}\right)}, \quad 0 < p \leq 0.5 \quad (13a)$$

$$z_p = -t + \frac{C_0 + C_1 t + C_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3}, \quad t = \sqrt{\ln\left[\frac{1}{(1-p)^2}\right]}, \quad p > 0.5 \quad (13b)$$

$$C_0 = 2.515517, C_1 = 0.802853, C_2 = 0.010328$$

$$d_1 = 1.432788, d_2 = 0.189269, d_3 = 0.001308$$

式(13)內的符號 p ，代表大於某定值 x 的機率。因此它和前面式(11)的 $F(x)$ 之間的關係為 $F(x) = 1 - p$ 。配合式(11)，經式(13)轉換後的 z_p 即是滿足我們需要的標準化乾旱指數 SPEI。

(三) 參數推估

過往的研究文獻已提出很多方法，探討如何從離散樣本推估伴隨特定分佈的參數(Ahmad et al. 1988; Shoukri et al. 1988; Haktanir 1991)。應用 LLD3 模擬土耳其境內河川逕流量，並且比較數種方法後，Haktanir (1991)建議利用機率權重動量(PWM: probability weighted moments)進行參數推估。PWMs 的概念，最初是由 Greenwood et al. (1979)所提出。早期的一些文獻（例如，Landwehr et al. 1979; Greis and Wood 1981; Wallis 1982）也曾闡明 PWMs 應用在推估特定分佈的參數時的價值。若隨機變數 X 的 CDF 為 $F(X)$ ，則其各階層的 PWMs 被定義為 $M_{p,r,s} = E[X^p \{F(X)\}^r \{1 - F(X)\}^s]$ 。 $E[\text{expr}]$ 代表展式 expr 的期望值。 $M_{p,r,s}$ 有兩個常被用到的特例： $M_{1,0,r} = E[X \{1 - F(X)\}^r]$ ，以及 $M_{1,r,0} = E[X \{F(X)\}^r]$ 。若定義某一分佈的分量函數為 $x(F)$ ，則根據機率理論， $M_{1,0,r}$ 以及 $M_{1,r,0}$ 可以被展開如下：

$$M_{1,r,0} = \int_0^1 X(F)(1-F)^r dF \quad (14a)$$

$$M_{1,0,r} = \int_0^1 X(F)F^r dF \quad (14b)$$

進一步的研究發現， $M_{1,0,r}$ （或 $M_{1,r,0}$ ）的某些線性組合，可以提供常見的統計分佈內的參數的推估值(Stedinger 1983; Hosking et al. 1985; Singh and Rajagopal 1986; Hosking and Wallis 1987)。Hosking (1990)首先稱其為線性動量(L-moments)。傳統動量（即 $E[X^p] = \int \{x(F)\}^p dF$ ）、PWMs、L-

moments 之間的關係，以及後者的理論基礎，讀者可參考 Hosking and Wallis (1997) 的專書。這裏，我們只列出與本文直接有關的 3 個 L-moments：

$$\lambda_1 = M_{1,0,0} \quad (15a)$$

$$\lambda_2 = M_{1,0,0} - 2M_{1,1,0} = 2M_{1,0,1} - M_{1,0,0} \quad (15b)$$

$$\begin{aligned} \lambda_3 &= M_{1,0,0} - 6M_{1,1,0} + 6M_{1,2,0} \\ &= 6M_{1,0,2} - 6M_{1,0,1} + M_{1,0,0} \end{aligned} \quad (15c)$$

有了 λ_s ($s = 1, 2, 3$)，LLD3 的參數(α, β, γ)可被表述如下(Singh et al. 1993)：

$$\alpha = \frac{\lambda_2 \beta}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \Gamma\left(1 - \frac{1}{\beta}\right)} \quad (16a)$$

$$\beta = \frac{\lambda_2}{\lambda_3} \quad (16b)$$

$$\gamma = \lambda_1 - \alpha \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \Gamma\left(1 - \frac{1}{\beta}\right) \quad (16c)$$

其中，符號 Γ 代表伽瑪函數(Gamma function)。式(15)的 L-moments 乃定義於連續機率分佈，也就是式(14)。對於實際上為離散的樣本 D_i 序列，可以透過排序統計 (order statistics；參考 Hosking 1990) 加以計算。若把 D_i 序列由小到大排序成： $D_{1:n} \leq D_{2:n} \leq \dots \leq D_{n:n}$ ， n 是總樣本點，那麼 $M_{1,r,0}$ 和 $M_{1,0,r}$ 的無偏差估計式(unbiased estimators)變成：

$$\hat{M}_{1,r,0} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{(n-j)(n-j-1) \cdots (n-j+1)}{(n-1)(n-2) \cdots (n-r)} D_{jn} \quad (17a)$$

$$\hat{M}_{1,0,r} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{(j-1)(j-2) \cdots (j-r)}{(n-1)(n-2) \cdots (n-r)} D_{jn} \quad (17b)$$

當 n 夠大時，上式可以被進一步趨近，並改寫成：

$$\hat{M}_{1,r,0} \cong \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (1-p_j)^r D_{jn} \quad (18a)$$

$$\hat{M}_{1,0,r} \cong \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n p_j^r D_{jn} \quad (18b)$$

式中的 p_j 是和分佈無關的點繪法估計式 (Plotting-Position Estimator, PPE；參考 Hosking and Wallis 1995)。Hosking and Wallis (1997) 建議使用 Landwehr 公式(Landwehr et al. 1979)： $p_j = (j - 0.35) / n$ ，通常即能得到合理的結果。上述式(15)，(16)，與(18)之組合，提供了我們對參數(α, β, γ)的操作型估計。

應用以上的參數推估方法到位於季風氣候的臺灣地區時，我們發現某些測站在特定的時間尺度(k)條件下，得到的尺度(α)參數值小於 0，令分佈沒有定義(undefined)。因此，上述方法並不穩定而需要加以改良。Haktanir (1997) 觀察到，被推估的參數是 L-moments 的函數 (見式 16)，而 L-moments，透過 PWMs (見式 15)，又連結到以這些參數表示的 CDF (即 $F(x; \alpha, \beta, \gamma)$ ，見式 11) 的積分式 (見式 14)。換言之，參數群一方面潛藏在式(14)的左邊而為因變數，另一方面也出現在其右側而為自變數。雖然還是沒有解析表達式，但是我們可以發展遞迴算符 (iterative algorithm) 以數值方法求解。此一方法的優點是，可以捨棄不用趨近形式的 PPE；但需以耗費較多的計算時間作為代價。

為保持以下的展式盡量簡潔，前述的(α, β, γ)參數將另以符號取代： $\alpha \rightarrow b$ ； $\beta \rightarrow a^{-1}$ ； $\gamma \rightarrow c$ 。討論樣本空間時，從式(14)〔或式(17)〕不難看出第一階的 PWM， $M_{1,0,0}$ (即 λ_1)，也就是樣本平均： $\bar{x}$ 。利用歐拉反射定律(Euler's reflection formula)： $\Gamma(1+a)\Gamma(1-a) = a\Gamma(a)\Gamma(1-a) = a\pi/\sin(a\pi)$ ，式(16c)

的位置參數可以改寫成： $c = \bar{x} - b \cdot a\pi/\sin(a\pi)$ 。式(11)的 CDF 的離散形式則變為：

$$F_{x_i} = \frac{\left(\frac{x_i - \bar{x}}{b} + \frac{a\pi}{\sin a\pi}\right)^{\frac{1}{a}}}{1 + \left(\frac{x_i - \bar{x}}{b} + \frac{a\pi}{\sin a\pi}\right)^{\frac{1}{a}}} \quad (19)$$

尺度和形狀參數也可被改寫，並分別代入式(14)。經過略為煩瑣的代數操作以消去變數 c ，並引入古典的牛頓法 (Newton-Raphson iteration method) 後，我們可以得到以下的一般化遞迴算符，求得 (a, b) 的數值解：

$$a_{n+1}^p = a_n^p - p \cdot a_n^{p-1} \cdot \frac{f(a_n, b_n)}{\left(\frac{\partial f}{\partial a}\right)_{a=a_n}} \quad (20a)$$

$$b_{n+1}^q = b_n^q - q \cdot b_n^{q-1} \cdot \frac{g(a_n, b_n)}{\left(\frac{\partial g}{\partial b}\right)_{b=b_n}} \quad (20b)$$

下標 n ， $n = 0, 1, 2, \dots$ ，代表遞迴次序。初始猜測值 (a_0, b_0) 可以由前述利用 PPE 的方法提供。上標的 (p, q) 是值 ≥ 1 的幕次。 P (或 q) 值 ≥ 2 時，算符為非線性，可以加速收斂。一般情況下，令值等於 2 即已足夠。注意，當 $p = q = 1$ 時，則回到古典的線性牛頓法。函數 f 與 g 的展開形式如下：

$$f(a, b) = \frac{2\left\{\sum_{i=1}^N x_i - 3\sum_{i=1}^N [x_i(1-F_{x_i})^2]\right\}}{\sum_{i=1}^N x_i - 2\sum_{i=1}^N [x_i(1-F_{x_i})]} + a - 3 \quad (21a)$$

$$g(a, b) = \frac{\sin(a\pi)}{a^2\pi} \cdot \left\{\sum_{i=1}^N x_i - 2\sum_{i=1}^N [x_i(1-F_{x_i})]\right\} + a - 3 \quad (21b)$$

其中的 F_{x_i} 由式(19)給定。以下是 (f, g) 分別對 (a, b) 的偏微分展式：

$$\frac{\partial f}{\partial a} = 1 + 2 \quad (22a)$$

$$\cdot \frac{\sum_i \left[x_i^2 (1-F_{x_i}) \frac{\partial F_{x_i}}{\partial a} \right] \cdot \{\sum_i x_i - 2\sum_i [x_i(1-F_{x_i})]\}}{\{\sum_i x_i - 2\sum_i [x_i(1-F_{x_i})]\}^2} - 4 \cdot \frac{\left(x_i \frac{\partial F_{x_i}}{\partial a} \right) \{\sum_i x_i - 3\sum_i [x_i(1-F_{x_i})^2]\}}{\{\sum_i x_i - 2\sum_i [x_i(1-F_{x_i})]\}^2}$$

$$\frac{\partial g}{\partial b} = \frac{2\sin(a\pi)}{a^2\pi} \cdot \sum_i \left(x_i \frac{\partial F_{x_i}}{\partial b} \right) - N \quad (22b)$$

上面的公式也需要 F_{x_i} 對 (a, b) 的偏微分。其顯明的展示如下所述。

$$\frac{\partial F_{x_i}}{\partial a} = \left\{ 1 + \left(\frac{x_i - \bar{x}}{b} + \frac{a\pi}{\sin a\pi} \right)^{\frac{1}{a}} \right\}^{-2} \quad (23a)$$

$$\cdot \left\{ \frac{\pi[\sin a\pi - a\pi \cos a\pi]}{a \sin^2 a\pi} \cdot \left(\frac{x_i - \bar{x}}{b} + \frac{a\pi}{\sin a\pi} \right)^{(-1+\frac{1}{a})} - \frac{1}{a^2} \ln \left(\frac{x_i - \bar{x}}{b} + \frac{a\pi}{\sin a\pi} \right) \cdot \left(\frac{x_i - \bar{x}}{b} + \frac{a\pi}{\sin a\pi} \right)^{\frac{1}{a}} \right\}$$

$$\frac{\partial F_{x_i}}{\partial b} = - \left\{ 1 + \left(\frac{x_i - \bar{x}}{b} + \frac{a\pi}{\sin a\pi} \right)^{\frac{1}{a}} \right\}^{-2} \quad (23b)$$

$$\cdot \frac{x_i - \bar{x}}{ab^2} \cdot \left[\frac{x_i - \bar{x}}{b} + \frac{a\pi}{\sin a\pi} \right]^{(-1+\frac{1}{a})}$$

我們的經驗顯示，應用式(20)的遞迴算符求解 (a, b) 時的收斂速度尚稱合理。設定 $\text{abs}(a_n - a_{n-1}) \leq \varepsilon$ 與 $\text{abs}(b_n - b_{n-1}) \leq \varepsilon$ 兩條件下， $\varepsilon = 10^{-7}$ ，疊代次數 n 均在 100 以內。得到 (a, b) 後，位置參數即可依公式 $c = \bar{x} - b \cdot a\pi/\sin(a\pi)$ 得到。

四、研究結果

(一) 百年來的區域印記

為了客觀的偵測作為點源的各地測站記錄所可能共同擁有的諧和訊號以及強化其區域差異的雙重目的，我們先利用經驗正交函數分析(Empirical Orthogonal Function Analysis, EOFa)，即統計學界所熟悉的權重主成分分析(Weighted Principal Component Analysis, WPCA)，對擁有百年(1911~2011)記錄的 8 個測站所伴隨的 SPEI 變異，進行訊號分解。再將 EOFa 得到的 3 個突出的主模(outstanding modes；North et al. 1982)，進行變異最大化旋轉(Variance maximization rotation; Richman 1986)，稱為轉動(Rotated)經驗正交函數分析(REOFA)。

1. 空間型態

表 2 總結 REOFA 得到的 3 個主模分別在 8 個測站的荷重(loadings)分佈。第 1 個主模(REOF1)解釋了總變異量的 41.2%。荷重符號暨大小顯

示，雖然在乾溼相位上全島近乎一致（花蓮除外），我們發現訊號主要集中在中央山脈以西的平原地帶（臺中、臺南），以及位於海峽的澎湖和本島南端的恆春。相反地，貢獻到第 2 個(REOF2)和第 3 個(REOF3)主模所代表的空間變異則主要分別來自中央山脈以東的花蓮、臺東，以及位在北部的臺北、彭佳嶼。異於 REOF1 所呈現的全島近乎一致的空間相位，REOF2 顯示介於東南（花蓮、臺東）與西北（臺北、臺中）地區之間存在反相位的乾溼趨勢；REOF3 則有南（恆春、臺東）、北（臺北、彭佳嶼）相位相反的趨勢。注意，REOF2 (20.0%)和 REOF3 (16.1%)共同解釋的變異量(36.1%)與 REOF1 (41.2%)約略相當，不能被忽略。為方便本文下面的討論，我們依據荷重的分佈，分別簡稱以上 3 個 REOF 為西部，東南，和北區型態。

2. 時間沿革

圖 2a、圖 3a 與圖 4a 分別提供了上述 3 個空間型態在時間軸的沿革，即轉動主成份(Rotated

表 2 以 8 個測站進行 REOF 分析後，前 3 個主模分別在各個測站的荷重(loadings)。個別主模內，明顯突出的測站（95%信賴水平下）其荷重則以粗體加陰影強調之。括號內的數字代表個別主模所佔據總體變異量的分量。

	REOF1 (41.2%)	REOF2 (20.0%)	REOF3 (16.1%)
台北 (46692)	0.00	-0.05	0.60
彭佳嶼 (46695)	0.06	0.09	0.71
台中 (46749)	0.47	-0.11	0.17
台南 (46741)	0.55	0.07	-0.07
恆春 (46759)	0.46	0.29	-0.12
澎湖 (46735)	0.49	0.10	0.14
花蓮 (46699)	-0.03	0.62	0.17
台東 (46766)	0.19	0.71	-0.20

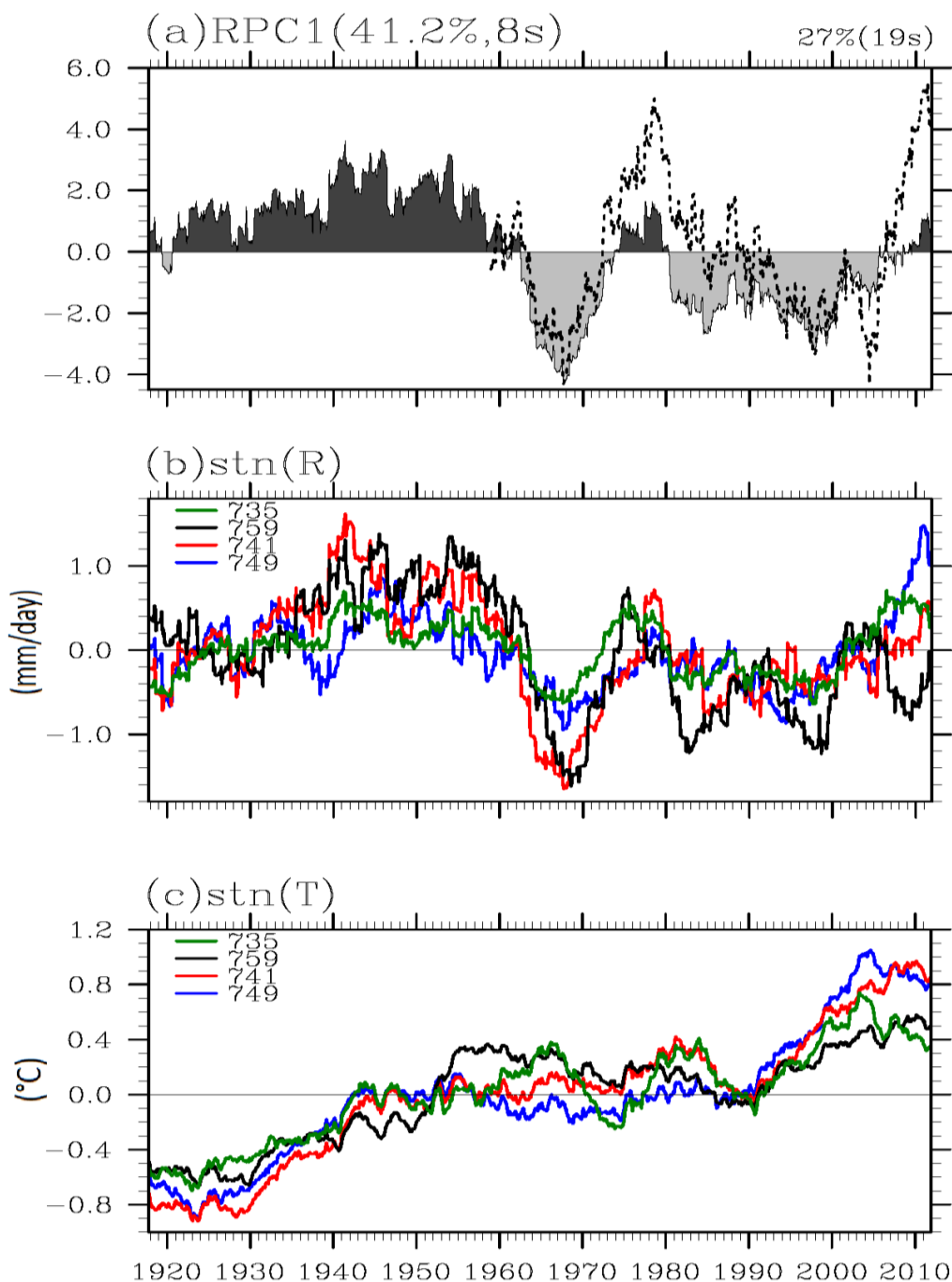


圖 2 (a)分析 8 個主測站以及全部 19 個測站的 SPEI 後，得到的第 1 個轉動主成份(Rotated Principal Component，RPC1)時間序列，分別以細實線和虛線表示。前者的正負區再分別用黑色和灰色陰影強調。解釋的變異量佔全部的變異量以百分比表示之；(b) 4 個西部/西南部平原帶測站的實際降水距平時序（參考表 1 的站碼）；(c)與(b)相同，但為溫度距平。

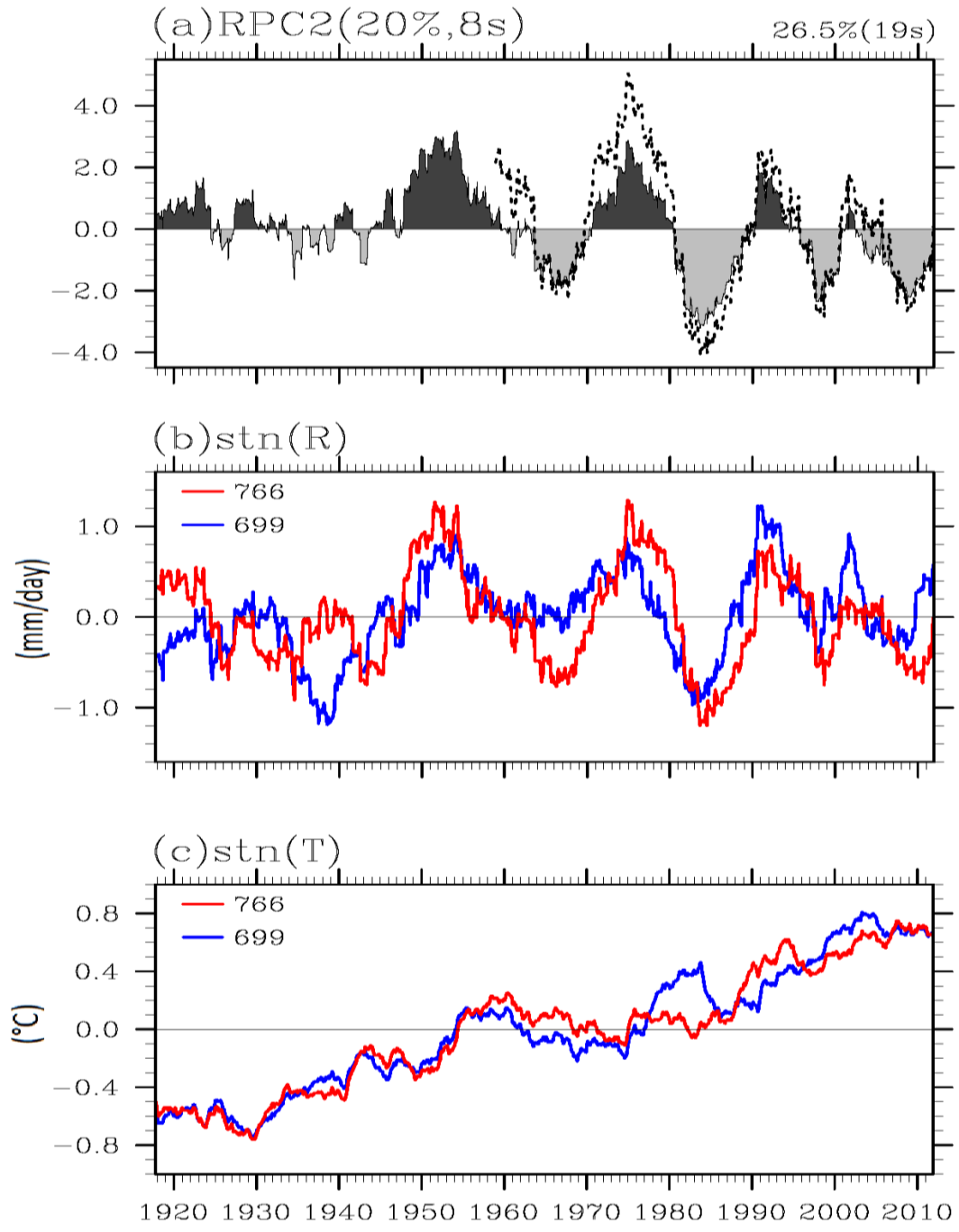


圖 3 本圖的配置與圖 2 相同；但為第 2 個轉動主成份(RPC2)時間序列，以及對應的花蓮(699)和臺東(766)的(b)實際降水和(c)溫度距平時時間序列。

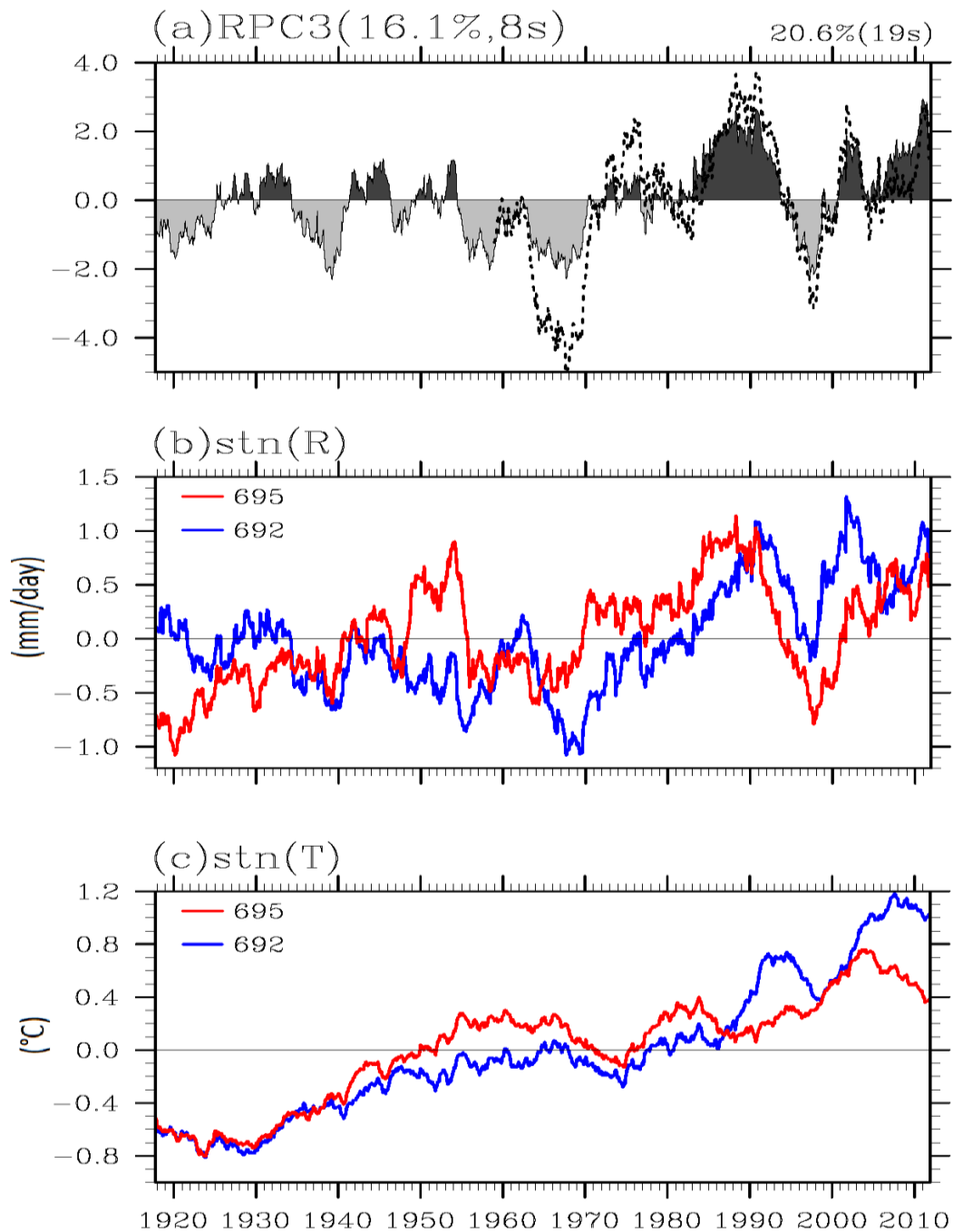


圖 4 本圖的配置與圖 2 相同；但為第 3 個轉動主成份(RPC3)時間序列，以及對應的臺北(692)和彭佳嶼(695)的(b)實際降水和(c)溫度距平時序列。

Principal Component, RPC)時間序列(見圖中細實線;正、負區代表的溼潤期和乾早期再分別以黑色和灰色陰影加以強調)。配合表 2,圖 2a 指出,臺灣地區在 1962 年以前(後)偏溼(乾)。此一長期變乾的現象(線性趨勢通過 99%信賴水平),對坐落在西部的測站尤其明顯(以臺南站為最,見表 2)。圖 2a 也同時揭露,乾溼之間的交替在最近 50 年期間(1962~2011)變得較前期顯著。換言之,伴隨年代際變異的過程,其振幅在最近 50 年也開始變強。

伴隨東南型態的時間沿革也存在明顯的年代際變異(圖 3a)。頻譜分析指出其週期約 18~20 年。與西部型態類似,此一準週期的乾溼交替行為也疊加在訊號稍弱的長期變乾趨勢(線性趨勢通過 95%信賴水平)。

伴隨北區型態的長期變化(圖 4a)則表現出異於前兩種型態的偏溼趨勢(線性和拋物線趨勢分別通過 90%和 95%的信賴水平)。疊加在不規律的年代際變異之上,此型在 1970 年代後偏溼的趨勢相當醒目。

3. 異常降水和溫度的相對角色

圖 2b~c、圖 3b~c、圖 4b~c 進一步檢驗 3 種型態的降水和溫度變化,在塑造各自的 RPC 時間序列上所扮演的角色。這些圖是我們從表 2 選取各型態內數個代表測站(已以粗體字示之),其實際的累加降水距平以及平均溫度距平,經 7 年滑動處理的結果。不論是那一種型態,暖化的長期趨勢在所有測站都相當明顯(線性趨勢通過 99.9%信賴水平)。從負距平到正距平的轉折點,約略均落在 60 年代早期~70 年代中期;但是西部與南部的測站較早轉折;北部的測站則稍晚。進一步與各型態的 RPC 時間序列比較後可發

現,出現正溫度距平的時間,與西部(北區)型態偏乾(溼)的轉折點都相當吻合。

與溫度相比,3 種型態內的測站降水序列均展現較大的歧異度。然而,降水距平的低頻震盪對塑造 RPC 時間序列的年代際變異,其貢獻則明顯大於溫度距平。這點對於降水沒有明顯趨勢變化的東南型態,特別明顯。注意,西部(北區)型態內降水傾向以後偏少(多)的轉折點,也就是 60 年代早期(70 年代中期),也吻合出現正溫度距平的時間。因此,雖然溫度和降水兩者的長期變化共同塑造觀測到的 RPC 時間序列之長期趨勢和年代際變異,但是位處較低(高)緯度的西部(北區)型態測站,1960 (1970)年以後,出現正降水距平的時期減少(增加),則與溫度持續上升的趨勢相反(相同)。

4. 印記的堅固性(robustness)

只使用 8 個測站所得到的結果,是否足以代表臺灣地區?為了釋疑,我們改使用遍佈全島,但是共有的資料長度較短(自 1953 年起)的 19 個測站(包含前述 8 個測站),重新進行 REOFA。從得到的前 3 個 REOF 在測站上的荷重分佈(見表 3),可以發現 REOF1 重現前述西部型態的特徵:全島乾溼相位近乎一致下,荷重向西部平地帶傾斜。我們也發現,坐落在山區的 3 個測站,日月潭、阿里山和玉山,荷重明顯偏向西部型態而非其餘兩者。另一方面,REOF2 和 REOF3 的特徵也與前述的東南和北區型態相當吻合:前者(後者)的荷重明顯偏向位居東南象限(北部地區)的測站。注意,這 3 個主模所佔據的總變異量的分量:27.0%,25.2%,21.8%,在彼此相當下,又共同解釋了近四分之三(74.0%)的總變異量。由於 8 個測站的分析也有類似的結果(77.3%),這意味著(1)分析百年資料的 8 個測站的結果,的確足

表 3 同表 2；但為分析 19 個測站的結果。

	REOF1 (27.0%)	REOF2 (26.5%)	REOF3 (20.6%)
淡水(46690)	0.12	0.07	0.36
台北 (46692)	0.01	-0.05	0.51
基隆 (46694)	0.00	0.06	0.28
彭佳嶼 (46695)	0.18	-0.05	0.41
新竹 (46757)	0.32	-0.02	0.24
台中 (46749)	0.36	-0.11	0.06
澎湖 (46735)	0.33	0.18	0.13
台南 (46741)	0.41	0.08	0.11
高雄 (46744)	0.35	0.06	0.12
日月潭 (46765)	0.39	-0.10	0.16
阿里山 (46753)	0.38	-0.02	-0.17
玉山 (46755)	0.32	0.10	-0.01
恆春 (46759)	0.08	0.23	0.14
花蓮 (46699)	-0.05	0.35	0.09
台東 (46766)	0.06	0.46	0.04
成功 (46761)	0.00	0.42	-0.11
大武 (46754)	0.19	0.27	-0.15
蘭嶼 (46762)	-0.01	0.42	0.05
宜蘭 (46708)	-0.02	0.13	0.34

以反映臺灣地區的長期變化；(2)偵測到的 3 種型態是堅固的(robust)，足以代表各區域長期的乾溼特徵；(3)經標準化處理的剩（或缺）水量 SPEI，確有助於線性分析的統計工具，掌握其大部份的變異量。我們將分析 19 個測站所得到、長度較短的 3 個 RPC 時間序列，以虛的折線分別疊加在圖 2a，圖 3a，以及圖 4a 上。雖然振幅因納入其他

11 個測站的變異而變得較大，但其時間脈動在正負區之間的轉折，仍相當吻合 8 個測站的分析結果，再次確認了前述的結論。這裏值得一提的事是，納入山區測站的貢獻後，原先 RPC1 時間序列的多年代變異在 1960 年代後明顯變強（見圖 2a）。

(二) 全球的乾溼聯結與伴隨的大尺度環境變化

我們在這節藉由分析數個環境資料庫，檢驗從熱帶到高緯度的大尺度環流變化，如何連結到已揭露的 3 種區域型態的長期乾溼變化。分析方法則統一使用簡單的距平組合法(Anomaly-Composited Method)而非一般常用的相關分析法，以克服「英國氣候研究單位」陸表溫度和降水偶爾出現的資料缺失和 NCEP1 長度不足的問題。簡單說明距平組合法如下。從個別型態描述的 RPC 時間序列(圖 2a、3a、4a)，我們先挑選正(負)距平值的百分位排序(PR: Percentile Rank)在 90% (10%)之上(下)的時間點作為樣本，再將特定的環境變數所對應的時間樣本的正、負距平值(已先作 7 年滑動平均處理)分別加以平均。得到的平均正負距平，相減後再除以 2 得到振幅。上述步驟被重覆用到每一網格點後，即可得到該變數的空間異常分佈。我們都用負距平減掉正距平以強調伴隨乾旱的趨勢。這也是我們以下陳述時的口吻。

1. 對應的全球乾溼異常與熱帶水汽變化

為了分析臺灣的區域乾旱和全球其他地區的遙相關性(teleconnectivity)，以及與集中在熱帶低對流層，與降水直接相關的水汽輻散/輻合場的關係，圖 5 是我們以距平組合法處理藉由 CRU_TS3.1 和 CRU_PRC3.1.1 資料庫所建置的 SPEI 在全球陸地的分佈(彩色陰影)，以及 NCEP1 的三維全球環流與水汽場所建置的中低對流層累積的(300hPa 以下)水汽輻合/輻散量(正/負等值線)及其流場(箭頭)。3 個插圖從上到下分別對應到我們的西部、東南與北區型態。

圖 5a 顯示，若發生以西部平原為重心的全島

性乾旱，臺灣只是橫跨從北非撒依爾，經北印度平原到華南、南洋群島的整個乾旱帶的一小部份。此乾旱帶和赤道西太平洋的水汽輻散中心其往西北轉西延伸至北非的輻散帶形勢，大致吻合。另一方面，與輻散中心共伴，位在赤道印度洋的輻合中心則吻合東非和南印度地區的溼潤形勢。往東看，另一共伴的東太平洋輻合中心則連結到北美地區的溼潤形勢。雖然是探討長期變化，但是赤道東/西太平洋出現的異常水汽輻合/輻散型態類似聖嬰發生時，東西向沃克環流勢力削弱的配置。亞馬遜盆地被熱帶大西洋的輻散中心影響較大，因而呈現乾旱形勢。另一在 60°N 附近，從北亞向東延伸到阿拉斯加的乾旱帶，和位在西太平洋的輻散場，彼此的經度展幅相當。然而包括歐俄在內的歐洲地區以及鄰近北冰洋的西伯利亞所呈現的溼潤形勢，則無明顯的水汽輻合場相呼應。北半球的全體特徵因而有亞、非陸塊較乾，環繞北大西洋的歐洲(含歐俄)，北美，以及西部西伯利亞則較溼的東西向耦極(dipole)形勢。

東南型態與全球 SPEI 異常的連結狀況(圖 5b 彩色陰影)，分佈上雖與西部型態類似，但總體的強度稍弱。較弱的連結也表現在相對「鬆弛」的水汽輻合/輻散態勢。比較圖 5a，原先在赤道西(東)太平洋的輻散(合)中心，北移到亞熱帶附近，位置大致與氣候平均的太平洋高壓(間熱帶輻合區)吻合。上述觀察，加上幾乎消散的印度洋輻合中心，因而暗示以年代際變異為主的東南型態(圖 3a)的乾溼異常條件應與東側的太平洋年代際變異較為相關(Trenberth and Hurrell 1994)。

和北區型態連結的全球 SPEI 異常，全體特徵上，與西部型態所展現的相位大致上相反

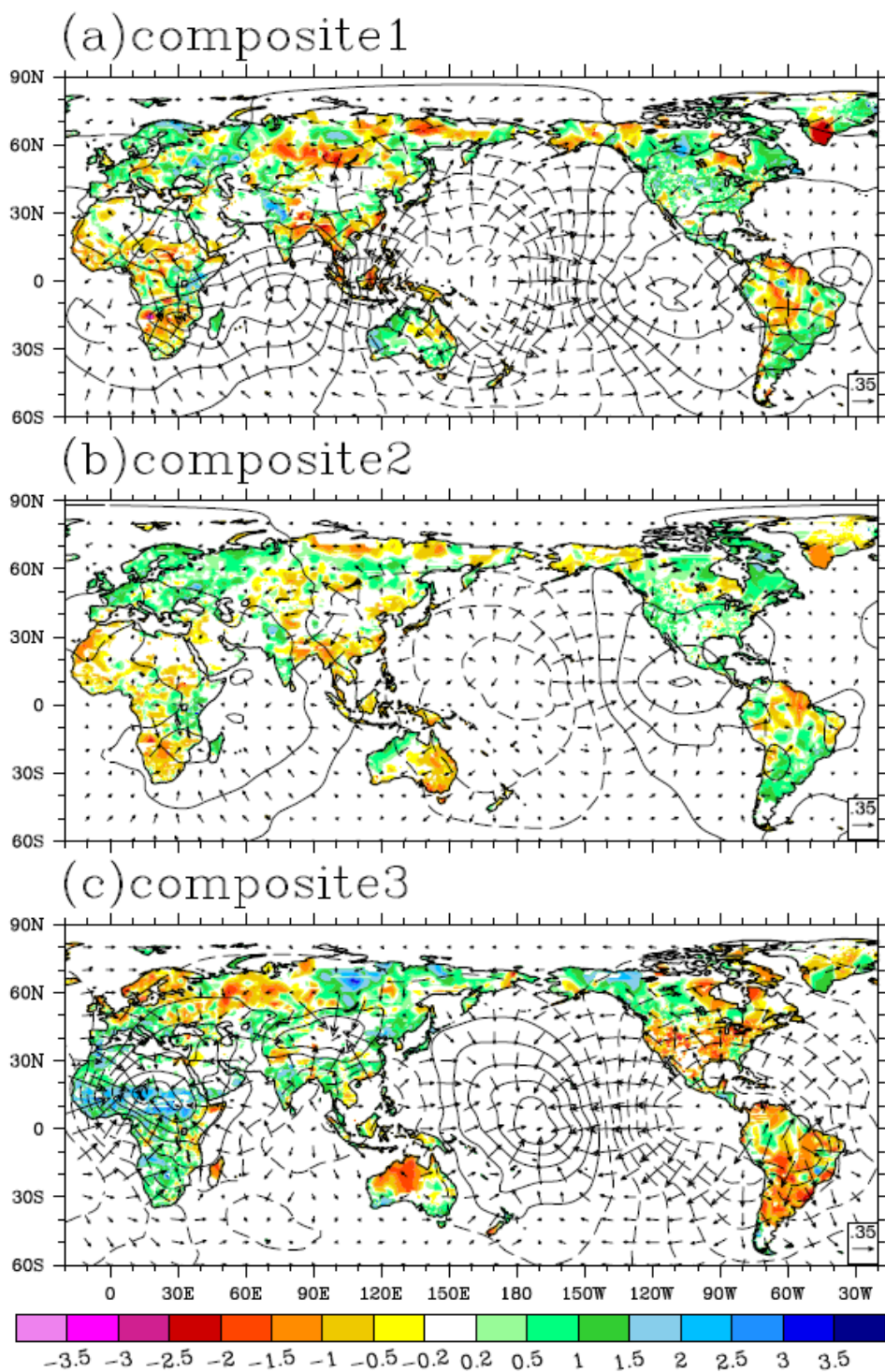


圖 5 SPEI 在陸地的分佈 (彩色陰影)，以及中低對流層累積的水汽輻合／輻散量 (正／負等值線) 及其流場 (箭頭)。(a)西部，(b)東南與(c)北區型態的距平組合法分析結果 (詳見本文)。

(圖 5c; 比較 5a)。臺灣北部發生乾旱時, 以撒依爾為重心的非洲, 北亞, 阿拉斯加和加拿大西北省份等地區偏溼; 北歐, 歐俄, 和美國本土的大部份地區則偏乾。這些面貌與大尺度水汽輻合、輻散的形勢, 大致吻合。就區域尺度而言, 與其乾相位一致的地區只侷限在婆羅洲, 中南半島到中國廣東地帶。印度與孟加拉灣, 華中、朝鮮半島和日本則偏溼。這些亞洲區域尺度變化與在南中國海(大陸)所形成的異常輻散(輻合)中心形勢, 大致吻合。

2. 對應的北半球中高緯度環流變化

圖 6 顯示分析 HadSLP2r 資料庫後, 和 3 種區域型態對應的海平面氣壓(Sea Level Pressure; SLP)變化在北半球的分佈。我們只畫出 15°N 以上, 有明顯變化的區域。伴隨西部型態(即全島出現乾旱形勢)的 SLP 異常其在北半球的總體特徵為(見圖 6a): 45° 以南, 副熱帶到溫帶的緯度有東(西)半球為強的正(弱的負)距平; 50° 以北的寒帶到極區則相反, 呈現東(西)半球為負(正)距平。這兩個分別出現在中高緯度, 東西向異常的 SLP 耦極, 與前述的東西向乾溼耦極其分佈在北半球陸塊的基本形勢, 相當一致。在亞洲, 正距平集中在東亞、東北亞沿岸。夏(冬)季時, 此正距平暗示著減弱的西南季風(加強的東北季風), 因而容易出現乾旱形勢。往內陸看, 明顯的負距平則出現在西伯利亞, 並往上游的北歐延伸。這表示, 伴隨著北移的西風帶氣旋, 自北大西洋傳入的潮溼空氣之影響加劇, 因而變溼(參考圖 5a)。

與西部型態比較, 伴隨東南型態的 SLP 正距平從海陸交界地帶北移至亞洲內陸, 負距平則有從西伯利亞向東移出到極北太平洋與北美洲沿岸的趨勢(圖 6b)。因此而強化的東西向氣壓梯度,

經地轉調整後, 使冬(夏)季的北(南)風加強(減弱), 臺灣北(南)部的季節迎風面將偏溼(乾)。氣候平均上, 伴隨阿留申低壓帶的風暴路徑(storm track), 冬(夏)季約在 40°N ($55\sim 60^{\circ}\text{N}$)附近。出現偏北又偏海盆東側的負距平所暗示的風暴路徑北移, 一方面吻合前面我們對太平洋水汽輻散/輻合場的年代際變異觀察, 因而東(西)側的美(亞)洲偏溼(乾), 另一方面也暗示該變異趨向強化的夏季環流型態。位於太平洋副高西南輻散區的花東地區(以及我們南方的鄰居, 參考圖 5b), 將較易呈現長期乾旱形勢。

伴隨北區型態發生乾旱時, 北半球 SLP 距平的分佈(圖 6c), 除了相位相反之外, 乍看下似乎相當近似於東南型態。兩者間其實存在以下 2 個關鍵差異因而造成不同的結果。(1)此時出現在亞洲內陸的負距平, 大大的向西延伸, 途經地中海後, 與南移的北大西洋風暴路徑在中緯度($30^{\circ}\text{N}\sim 50^{\circ}\text{N}$)連成一橫跨歐亞及北非的低壓距平。風暴路徑的南移將使得其經過的南歐變溼; 但平常被滋潤的美國、北歐、歐俄變乾(見圖 5c)。(2)發生在極北太平洋($45^{\circ}\text{N}\sim 60^{\circ}\text{N}$)的正距平先向西延伸, 後再如同螺旋般旋入極圈, 產生一幾乎環繞北冰洋的高壓距平帶。亞洲陸塊的經度展幅內, 上述差異都使得南北氣壓梯度於冬(夏)季減弱(增強)。位於冬季風迎風面的北部地區, 將因降雨減少及溫度較高而變乾。另一方面, 強化的夏季季風環流分別有區域尺度和大陸尺度兩個效應。前者使得迎風面的南部地區降雨偏多(參考表 2、表 3); 後者則因內陸增強的熱低壓使得西南氣流提早轉向北上進入亞洲大陸。印度與孟加拉灣夏雨因此偏多; 但臺灣北部將偏少。顯示在圖 5c, 分別位於大陸和南中國海的異常水汽輻合和輻散所暗示的減弱的南北向區域哈德雷環流,

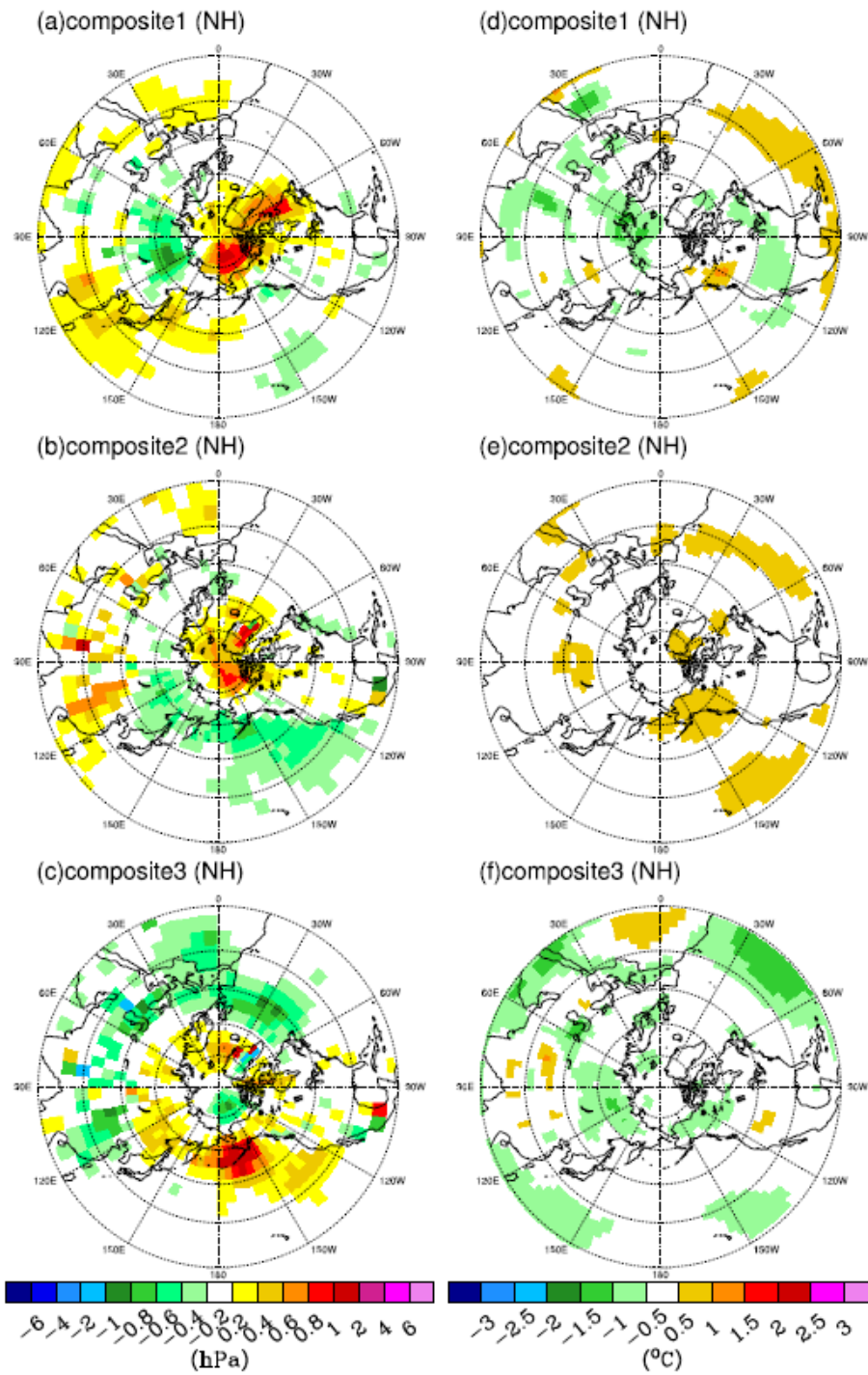


圖 6 (a), (b), (c)分別為應用距平組合法後得到的西部、東南、北區型態的海平面氣壓變化在 15°N 以北的分佈。(d)~(f)為與(a)~(c)對應的地表溫度變化分佈（海、陸表面分別用 MOHMATN4.0 和 CRU_TS3.1 資料庫）。

進一步鞏固以上的論述。

3. 對應的南半球中高緯度環流變化

伴隨 3 種型態的南半球 SLP 距平 (圖 7a~c) 具備以下的共同特徵：(1)除了南美沿岸，顯著變異都位於 35°S 以南且傾向於東西方向一致的緯向分佈；(2)主要的緯向差異坐落在紐西蘭以東到南美的南太平洋區域；(3)對比於北半球的變異往海陸交界處和內陸傾斜，南半球的變異在洋面上所占的相對面積較大；(4)最大振幅向南極大陸集中。

南半球中緯度海洋有位於海盆東南象限的 3 個副高系統：南太平洋，南大西洋，和南印度洋副高。這些高壓的中心連線，一（七）月份時約落在 32°S (28°S)附近（圖略）。東南信風系統在其北側；南側是暱稱為咆哮的 40 度的盛行西風帶。再往南則是位於 60°S~70°S 附近，作用像氣流鎖的繞極地渦流(Circumpolar Vortex)，隔離了極地乾冷空氣與相對溼熱的中緯度空氣之間的混合。陸地幾乎消失的中高緯度海洋，隨緯度增高而遞減的 SLP 等值線，幾乎平行緯度圈。這是環流場對南北分佈不均的質量場進行地轉調整後的結果。冬（夏）季時，梯度變大（較小），調整愈快（變慢），所以環流場增強（稍弱）並移向較低（高）緯度。繞極地渦流以南的南極大陸，則因乾冷空氣堆積使得 SLP 再次增高。

在上述的氣候背景下，前述第一個特徵因此表示，與西部和東南型態連結的南半球 SLP 變異（圖 7a~b）呈現海洋副高勢力減弱，盛行西風帶因而向南退往更高緯度；但是，與北區型態連結時盛行西風帶則變強（圖 7c）。因此，在極圈外的中高緯度，前（後）者就像進入夏（冬）季時變弱（強）的南北溫差。位於高緯度的南非以及

東南澳洲沿岸的降雨，以西風帶氣旋波帶來的降雨為主。如圖 5b 和 5c 所示，這些地區在西風帶變弱（強）而南退（北進）的東南（北區）型態下，將變得較乾（溼）。圖 7d~f 所示的近海表氣溫距平，提供以上論述的進一步佐證。變弱（強）的海洋副高，在其作用下的沿岸湧升流和靠近海盆東岸的赤道湧升流也變弱（強）。這點在秘魯智利沿岸最為顯著。另一方面，盛行西風帶變弱（強）時，伴隨的氣旋波作用下的海洋湧升和混合也變弱（強）。恰如圖所示，這些變化將令海表氣溫出現正（負）距平。

第二個特徵，一方面突顯了太平洋海盆在高緯度較為特殊的地理環境：紐西蘭的存在，深入次極圈的南美，地形上幾與南極半島相連。這些陸地因其比熱差異而提供額外的緯向溫差，所以有塑造經向風的效應。另一方面，對於面積較大的這個海盆，低緯地區又有較大的水汽變異（圖 5），在中高緯度所進行的環流調整也有所不同。表現在圖 5 的近赤道異常水汽輻合和輻散形勢，圖 7 低緯度的 SLP 距平以及與之對應的海表氣溫距平，都告訴我們原來因恆常信風所形成的東（冷）西（熱）向溫度梯度，在發生西部和東南型態（北區型態）變異時，將因信風減弱（增強）造成的暖水東移（冷水西移）而變弱（加強）。熱帶西太平洋因此出現弱的正（負）SLP 距平。配合極圈內出現的強負（正）SLP 距平（後面會有進一步討論），西太平洋形成加強（減弱）的南北氣壓梯度。地轉調整下的盛行西風在海盆西側的緯度較低（高）但較強（弱）。然而，在海盆東側的形勢剛好相反（見前一段落）。因此，在前述陸地效應的加乘下，一個向極圈旋入的氣壓波列出現在中高緯度的太平洋。這一個導波過程也因此扮演連結熱帶與中高緯度氣候變異的角色。例

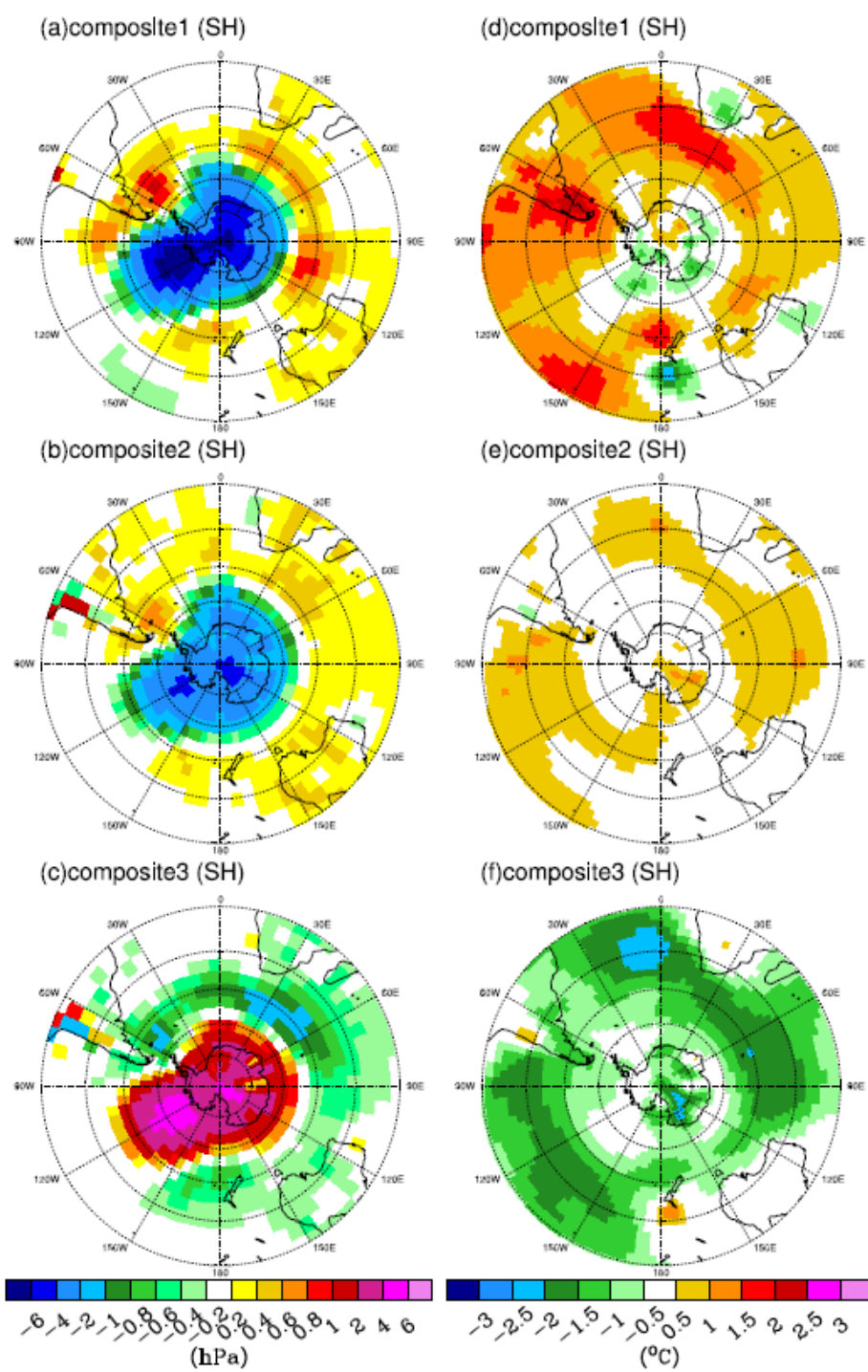


圖 7 配置與圖 6 同；但為 15°S 以南的海平面氣壓（左側）和表溫（右側）變化分佈。

如，熱帶海洋發生聖嬰（反聖嬰）時，南美阿根廷降水之所以偏多（少）的原因，必須溯源到伴隨熱帶西太平洋異常輻散（輻合）時，所強化（減弱）且緯度較低（高）的中緯度西風帶，而非鄰近的熱帶東太平洋的異常輻合（輻散）。我們從圖 5 南美地區在不同型態下的乾溼變化可知，同樣的原則也運作在長期變化。這一個發生在中高緯度太平洋的波列，也是乾冷的南極，氣候上能獲得熱帶水汽，凝結降水以堆積冰雪最重要的機制。

第三個特徵反應了，當發生熱力不平衡時，因海陸性質差異及其在南北半球的分佈狀況，大氣環流進行調整時，南北的不同節奏。我們注意到，當伴隨西部（東南）型態的熱帶異常水汽輻合輻散（圖 5a 對比於 圖 5b），整體重心稍為偏南（北）移向南（北）半球時，南（北）半球主要陸塊及沿岸的 SLP 距平值變大的同時（圖 7a 對比於圖 6b），中緯度的氣溫距平也變大（却幾乎消散）（圖 7d 對比於圖 6e）。極圈外，北（南）半球的性質就如同陸（水）半球，而且主要陸塊集中在 30°N (30°S) 以外（內）的高（低）緯度地區。陸地（海洋）比熱小（大），無法（可以）儲存過多的熱量。地轉效應強（弱）的高（低）緯度地區，環流也較強（弱），（不）能加快大氣與地表（包括陸表和海表）之間的水文交換過程（即降水與蒸發），並且（無法）藉由水汽傳送，迅速調整介於海陸之間的額外溫度梯度。因此，與北半球往海陸交界處和內陸傾斜的 SLP 距平互相對應的地表溫度距平（圖 6d~f），不論是何種型態，與南半球的反應相比時（圖 7d~f），都相對微弱。這也暗示，SLP 距平場在北半球的分佈，主要反應降水異常；正（負）距平暗示蒸發大（小）於降水，所以較乾（溼）（參考圖 5）。這也是前人只用單一雨量變數建立標準化降雨指數，作為衡

量乾旱程度的依據。

相反地，在南半球中高緯度，海表溫度距平則與 SLP 距平存在緊密的關係（見圖 7）。仔細比較後可發現，後者的最大振幅傾向落在前者正負之間的節點上，也就是相位差 $\pi/4$ 。但是 SLP 距平的梯度代表環流場，所以環流場落後溫度場 $\pi/2$ 。上述關係的存在和解釋，其實已隱藏在前 2 段的分析結果：因熱帶溫度距平所導致の中緯度環流調整，再反饋影響中高緯度溫度距平。換言之，熱帶海溫異常將驅動大氣環流進行調整；到了中緯度，被激發的大氣環流再回頭影響海溫分佈。動力學理論證明，當溫度場領先環流場 $\pi/2$ 相位時，調整最有效率(Holton 2004)。

比較圖 7 左右顯示的 SLP 和溫度在極圈內的距平振幅和變異方向後可以發現，雖然北區（東南）型態因為加強（減弱）的繞極地渦流（這是第一個特徵的分析結果）使得極地變得更加（不太）孤立，所以出現負（正）溫度距平（圖 7f 對比於 圖 7e）；降（增）溫空氣變重（輕），所以有正（負）的 SLP 距平（圖 7c 對比於圖 7b）；但是，距平間所展現的空間尺度非常不相稱。更何況在西部型態中，兩者的變異方向彼此矛盾。SLP 代表垂直空氣柱的總重量。第四個特徵之詮釋，需要進一步分析上空大氣的變化。

分析圖 8 的緯向平均氣溫距平的垂直剖面後可以發現，主要變異其實發生在高對流層和低平流層，特別是 65°S 以南的極區變異最大。相當深厚的正（負）溫度距平，吻合伴隨西部和東南（北區）型態，極地出現的負（正）SLP 距平。出現在中高對流層，緯度介於 45°S 到 60°S 之間的正（負）溫度距平，則呼應南太平洋 150°W 以東，伴隨強化（減弱）的氣旋波產生的負（正）SLP 距平。

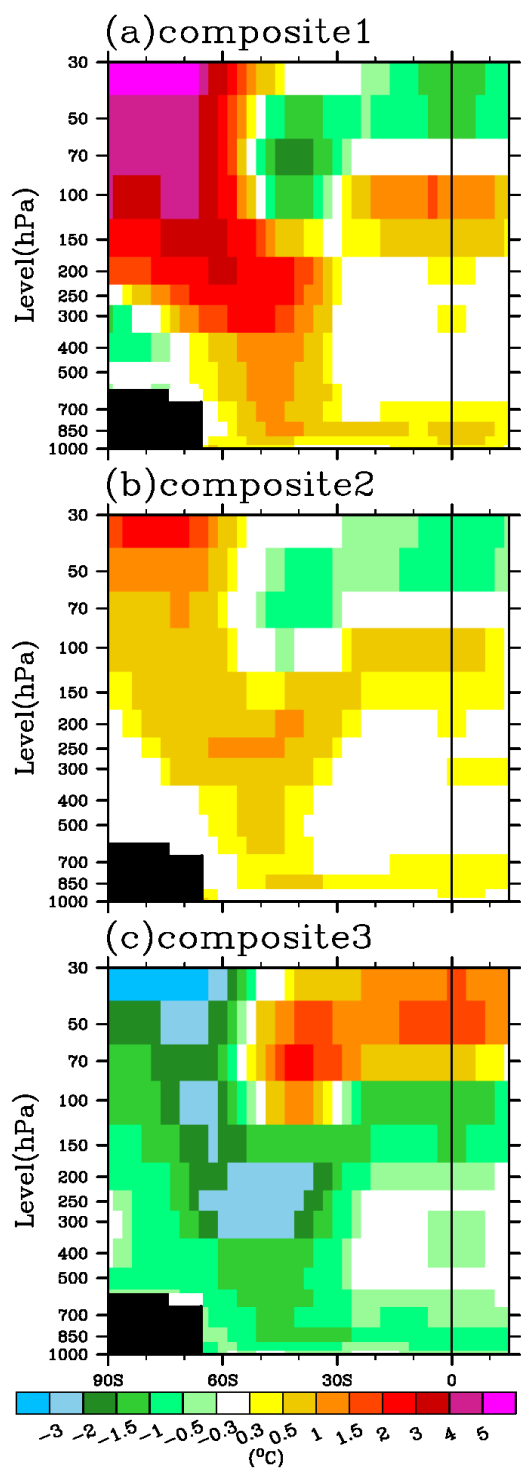


圖 8 (a)西部, (b)東南與(c)北區等 3 個型態, 對應的緯向平均氣溫距平, 從地表到 30hPa 的垂直剖面。

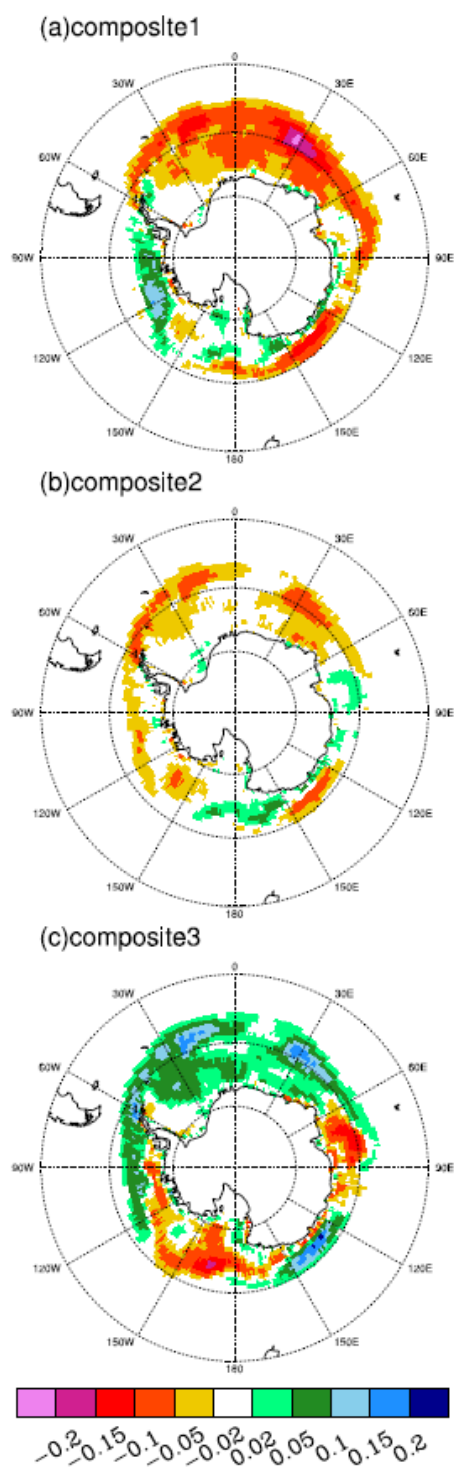


圖 9 (a)西部, (b)東南與(c)北區等 3 個型態, 對應 45°S 以南的海冰覆蓋面積距平 (根據 HadICE_1.1 資料庫)。

格外值得注意的是，發生在低緯度地區的變異。訊號雖然微弱但卻洩漏氣候變異的記憶庫在那裏。伴隨西部及東南（北區）型態的低對流層異常水汽輻合（輻散），加強（減弱）熱帶對流，增加（減少）的潛熱釋放使得對流層增溫（降溫），平流層降溫（增溫）。降溫（增溫）的平流層，強化（減弱）了原先由中緯度高對流層行星波擾動所激發的平流層南北經向環流，布魯爾-道布森環流(Brewer-Dobson Circulation)。強化（減弱）的經向布魯爾-道布森環流傳送，一方面代表較弱（強）的繞極地渦旋（透過混合過程；這扣合了前述的第一個特徵），所以極地上空空氣變暖（冷）；另一方面在中緯度對流層層頂附近，因下熱上冷（下冷上熱）的垂直距平分佈，熱力穩定度降低（升高），作為行星波擾動成長所需的位能增加（減少），因此能維持一個較強（弱）的布魯爾-道布森環流（這扣合了前述的第二個特徵）。這些擾動不只上傳影響平流層環流，也向下傳播；較強（弱）的波擾消散時（進入較高密度的中低對流層，波與波相互擠壓下，波能轉換成熱能，加熱空氣），在中低對流層產生正（負）溫度距平，因此低層大氣的穩定度增加（降低）。如圖 8 所示，這有利於在中低緯度的近地表處，透過改變對流潛勢，雲量，及入射短波輻射量等過程，產生正（負）溫度距平（這扣合了前述的第三個特徵）。這階段的場景類似於進入北半球的冬（夏）天，強化的北（南）風將增強（減弱）南半球低緯度的熱帶對流。這樣一個介於熱帶與中高緯度地區，透過對流層行星波與平流層經向環流進行交互作用的正回饋機制，解釋了初始變異如何擁有長期記憶。

分析來源獨立的 HadICE_1.1 資料庫，我們進一步用圖 9 所顯示海冰覆蓋面積距平的空間分

佈，強化以上的論述。當發生西部和東南（北區）型態的變異時，南緯 60°S 附近的海冰量減少（增加）；但是靠近極地海岸處反而增加（減少）。海冰在 60°S 附近消長的面貌，一方面被動地反應在其北側的海表溫度變化，另一方面也主動地消除溫度變化的趨勢（例如，海冰溶解時需吸收海水熱量，造成海表空氣降溫），所以溫度距平在 60°S 附近消失（圖 8d~f）。海冰在近岸處消長的原因較複雜。除了表現在西部和北區型態的溫度因素外（降溫亦使部份區域的海冰增加），可能還有其他因素。例如，北區型態因較強的繞極地渦旋而顯得更孤立的南極，水汽難以進入，堆積冰雪；也可能因強化的氣壓梯度使得從高聳地形下沖的重力風(Katabatic wind)加強，海冰無法在岸邊駐留（例如羅斯冰棚附近）。我們注意到，海冰消長互相交錯的地區，大部份位在面向南太平洋一側。這反應了前述的第二特徵：氣旋波在此區域特別活躍。

五、結論與討論

藉由 SPEI 以結合降水和溫度對地表水文收支的影響，本文先利用百年測站記錄，解析臺灣地區長期乾溼變化的時空歧異度。REOFA 的結果顯示它有以下 3 種主要型態：(1)以西部平原為中心、全島乾溼變化趨向一致的西部型，1960 年代以前偏溼，以後變乾；(2)以花東縱谷為主的東南型，則呈現乾溼期交替，週期約 18~20 年，明顯的多年代變異；(3)以北部沿海為主的北區型，1970 年代以前偏乾，以後變溼。標準化後的 SPEI 有利於線性統計工具的應用，使得 3 種型態共解釋了 77.3%的總變異量。這些型態的空間分佈相當堅固，不因測站增多而異。進一步檢驗測站原始降水和溫度距平對上述乾溼變化的相對影響後

發現，雖然兩者共同塑造各型態內乾溼條件的長期變化，降水明顯的低頻震盪，異於相對穩定而持續上升的溫度距平。前者相當程度地具體化(shape up)乾溼交替的多年代變異。後者由負轉正的轉折點，則吻合西部平原在 1960 年代以後偏乾、降水減少；但是，類似的轉折却使臺灣北部沿海在 1970 年代以後偏溼、降水增加。

3 個型態的遙相關性分析結果發現，熱帶海洋，特別是熱帶太平洋中低對流層異常的水汽輻合/輻散，其藉由環流調整因而在造成全球乾溼的異常分佈上，扮演關鍵角色。發生西部型乾旱時，太平洋沃克環流減弱，印度洋沃克環流則西移且增強，伴隨兩者的異常水汽輻合/輻散整體重心移到赤道以南。SLP 距平場建議，此時東亞沿岸將因西南（東北）季風減弱（加強）而偏乾。發生東南型乾旱時，太平洋副高與東太平洋間熱帶輻合區俱增強，異常的重心位於北半球亞熱帶。太平洋的整體變異，類似加強的夏季環流，造成位於副高西南輻散區的花東縱谷偏乾。上述這兩個型態的區域特徵和北半球的全體特徵：亞非陸塊較乾、歐洲與北美較溼，在乾溼相位上是一致的。而這些半球尺度的變化則和位於北太平洋和北大西洋的風暴路徑，在氣候持續暖化的場景下，向高緯度移動息息相關。觀測分析(McCabe et al. 2001)和氣候模式模擬(Ulbrich and Christoph 1999; Salathé 2006)的結果都支持上述結論。南半球的遙相關分析結果也指出，發生這兩型的乾旱時，盛行西風帶南退，繞極地渦旋減弱；但南太平洋氣旋波擾動反而增強(Fyfe 2003)。這些環流變異相當程度地決定了南半球中高緯度陸塊的乾溼變異。與北半球類似，當氣候暖化時，南半球盛行西風帶內的風暴路徑也向極地移動(Fyfe 2003; Yin 2005)。南北半球分析結果因此共同指向一個

正在加寬的熱帶(Seidel et al. 2008)。

發生北區型乾旱時，太平洋沃克環流東移至換日線，但西太平洋的區域哈德雷環流變弱。不同於前二型，北區型態的區域乾旱和當其時的亞非陸塊較溼的總體特徵並不一致。同樣偏向乾旱的地區，只有環繞南中國海的婆羅洲，中南半島到廣東等鄰近地帶。SLP 距平場分佈顯示，減弱的區域哈德雷環流暗示亞洲冬（夏）季季風減弱（增強）。冬季時，位於迎風面的北部沿海地區，將因降雨減少，溫度較高而偏乾。夏季時，西南氣流在馬來半島以西即北上，從孟加拉灣一帶進入亞洲大陸。這也使得環繞南中國海地區雨量偏少，所以偏乾。亞洲冬季季風南下至南洋群島後所誘發的深對流和來自印度洋的西風，是新幾內亞-澳洲夏季季風肇始的重要機制(Wang 2006)。圖 5c 內，新幾內亞和北澳鮮明的乾旱訊號，某種程度上，扣合了我們對減弱的亞洲冬季季風之論述。

三種型態所伴隨的 SLP 和地表溫度距平在南北半球的分佈都顯現出以下的反襯：(1)北半球明顯的 SLP 距平，傾向瑣結在內陸和風暴路徑出現的海陸交界處，而南半球則主要出現在洋面上；(2)南極大陸的 SLP 距平遠大於北冰洋；(3)南半球地表溫度距平遠大於北半球，並且主要出現在洋面上。陸塊（海洋）面積在南北半球的相對比率分別為 19% (81%)和 39% (61%)，並且在極圈外的南（北）半球，大致上隨緯度增加而遞減（遞增）。因此，北半球的駐留行星波振幅遠大於南半球的翻版。陸地加熱快，海洋雖加熱慢但散熱也慢。南北半球的地理環境和緯向環流差異，以及因暖化而變寬的熱帶，對於決定陸表乾溼變化的降水和溫度，自然存在南北差異。觀察到的這些反襯因此建議，因為中高緯度陸塊的存在，北半

球的地表水文可藉助環流變異輸送水汽，調整海陸之間出現的溫度梯度。所以，地表溫度距平可以被彌平，而 SLP 正（負）距平可以相當程度地反應降水減少（增加）。這是前人能用單一雨量變數，作為衡量乾旱程度的依據。

上述的反觀也暗示，在超過聖嬰影響的時間尺度時，氣候變異的長期記憶庫應是駐留在低緯度海洋，特別是在南半球。本文提出一個介於熱帶與中高緯度地區，透過對流層行星波與平流層布魯爾-道布森環流進行交互作用時的正回饋機制，如何可以維持低緯度海洋的初始變異，形成長期記憶：暖化下的熱帶海洋，水汽輻合增加的潛熱釋放，使得中高對流層增溫，平流層降溫。因此而增強的布魯爾-道布森經向環流，在中緯度對流層層頂附近的熱力穩定度降低，行星波擾動成長所需的位能因而增加。波與平均流交互作用下，位能轉換為動能，維持一個較強的布魯爾-道布森環流。較強的行星波擾動消散時，也增溫中低對流層，使其穩定度增加。這有利於在中低緯度的近地表處，繼續維持一個較暖的海洋。這樣的觀念模型對我們有以下啟發：(1)氣候暖化腳步可能比現階段 IPCC 所估計得更快。IPCC 的推估報告乃根據氣候模式對未來的模擬結果 (Solomon et al. 2007); 但是，幾乎所有貢獻到 IPCC 的氣候模式在平流層的垂直解析度都不足 (Cordero and Forster 2006)。這個缺陷的潛在衝擊，最近已開始被一些人注意到 (參考 Gerber et al. 2012; Palmer 2012; Scaife et al. 2012)。因此，強調如何調適(adaption)至少應與減緩(mitigation)同等重要；(2)過去的概念，總認為穩定而緩慢的平流層環流主要反應對流層的變化，因而在氣候上只扮演被動的角色。顯然地，這個角色必須在氣候變遷研究中加以重新定位(Gerber et al. 2012)。

致謝

本文為執行國科會補助專題研究計畫（編號：NSC99-2625-M-003-004-MY3 與 NSC102-2621-M-492-001）的部份研究成果。兩位匿名審查者對論文初稿的建議和批評，在此特申謝忱。

參考文獻

- 洪致文，2012：台灣降雨指數(TRI)的建立與其分析應用，*地理學報*，67, 73-97。
- 許晃雄、郭鴻基、周仲島、陳台琦、林博雄、葉天降、吳俊傑，2010：莫拉克颱風科學報告。臺北，行政院國家科學委員會。
- 許晃雄、陳正達、盧孟明、陳永明、周佳、吳宜昭，2011：臺灣氣候變遷科學報告 2011。臺北，行政院國家科學委員會。
- Abramowitz M., and I. A. Stegun, eds. 1965: *Handbook of mathematical functions*. New York: Dover.
- Ahmad, M. I., C. D. Sinclair, and A. Werrity, 1988: Log-logistic flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 98, 205-224.
- Alley, W. M., 1984: The Palmer drought severity index: limitations and applications. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 23, 1100-1109.
- Chien, F. C., and H. C. Kuo, 2011: On the extreme rainfall of Typhoon Morakot (2009). *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 116(D5), doi: 10.1029/2010JD015092.

- Cordero, E. C., and P. M. Forster, 2006: Stratospheric variability and trends in models used for the IPCC AR4. *Atmospheric Chemistry and Physics*, **6**(12), 5369-5380.
- Fyfe, J. C., 2003: Extratropical Southern Hemisphere Cyclones: Harbingers of Climate Change? *Journal of Climate*, **16**(17), 2802-2805.
- Gerber, E. P., A. Butler, N. Calvo, A. Charlton-Perez, M. Giorgetta, E. Manzini, J. Perlwitz, L. M. Polvani, F. Sassi, A. A. Scaife, T. A. Shaw, S. W. Son, and S. Watanabe, 2012: Assessing and understanding the impact of stratospheric dynamics and variability on the Earth system. *Bulletin of American Meteorological Society*, doi:10.1175/BAMS-d-11-00145.1
- Greenwood, J. A., J. M. Landwehr, N. C. Matalas, and J. R. Wallis, 1979: Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*, **15**(5), 1049-1054.
- Greis, N. P., and E. F. Wood, 1981: Regional flood frequency estimation and network design. *Water Resources Research*, **17**(4), 1167-1177.
- Guttman, N. B., 1998: Comparing the Palmer drought index and the standardized precipitation index. *Journal of American Water Resources Association*, **34**, 113-121.
- Haktanir, T., 1991: Practical computation of gamma frequency factors. *Hydrological Science Journal*, **36**(6), 599-610.
- , 1997: Self-determined probability-weighted moments method and its application to various distributions. *Journal of Hydrology*, **194**(1-4), 180-200.
- Holton, J. R., 2004: *An introduction to dynamic meteorology*. 4th ed., London: Elsevier.
- Hosking, J. R. M., 1990: L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, **52**(1), 105-124.
- , and J. R. Wallis, 1987: Parameter and quantile estimation for the generalized Pareto distribution. *Technometrics*, **29**(3), 339-349.
- , and ———, 1995: A comparison of unbiased and plotting-position estimators of L-moments. *Water Resources Research*, **31**(8), 2019-2025.
- , and ———, 1997: *Regional frequency analysis: an approach based on L-moments*. London: Cambridge University Press.
- , ———, and E. F. Wood, 1985: Estimation of the generalized extreme-value distribution by the method of probability-weighted moments. *Technometrics*, **27**(3), 251-261.
- Kalnay, E., M. Kanamitsu, R. Kistler, W. Collins, D. Deaven, L. Gandin, M. Iredell, S. Saha, G. White, J. Woollen, Y. Zhu, M. Chelliah, W. Ebisuzakifi, W. Higgins, J. Janowiak, K. C. Mo, C. Ropelewski, J. Wang, A. Leetmaa, R. Reynolds, Roy Jenne, and Dennis Joseph, 1996: The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project,

- Bulletin of American Meteorological Society*, **77(3)**, 437-470.
- Karl, T., B. E. Gleason, M. J. Menne, J. R. McMahon, R. R. Heim Jr., M. J. Brewer, K. E. Kunkel, D. S. Arndt, J. L. Privette, J. J. Bates, P. Y. Groisman, and D. R. Easterling, 2012: U.S. temperature and drought: Recent anomalies and trends. *Eos, Trans. Amer. Geophys. Union*, **93**, 473-474.
- Karl, T. R., 1986: The sensitivity of the Palmer drought severity index and Palmer's Z-index to their calibration coefficients including potential evapotranspiration. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, **25**, 77-86.
- Kusunoki S., J. Yoshimura, H. Yoshimura, R. Mizuta, K. Oouchi, and A. Noda, 2008: Global warming projection by an atmospheric global model with 20-km grid. *Journal of Disaster Research*, **3(1)**, 4-14.
- Landwehr, J. M., N. C. Matalas, and J. R. Wallis, 1979: Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles. *Water Resources Research*, **15(5)**, 1055-1064.
- Maurer, E. P., 2007: Uncertainty in hydrologic impacts of climate change in the Sierra Nevada, California under two emissions scenarios. *Climatic Change*, **82(3-4)**, 309-325.
- Mavromatis, T., 2007: Drought index evaluation for assessing future wheat production in Greece. *International Journal of Climatology*, **27(7)**, 911-924.
- McCabe, G. J., M. P. Clark, and M. C. Serreze, 2001: Trends in Northern Hemisphere surface cyclone frequency and intensity. *Journal of Climate*, **14(12)**, 2763-2768.
- McKee, T. B., N. J. Doesken, and J. Kleist, 1993: The relationship of drought frequency and duration to time scales. *8th Conf. on Applied Climatology*, Boston, MA, American Meteorological Society, 179-184.
- North G. R., T. L. Bell, R. F. Cahalan, and F. J. Moeng, 1982: Sampling errors in the estimation of empirical orthogonal functions. *Monthly Weather Review*, **110(7)**, 699-706.
- Palmer, T. N., 2012: Towards the probabilistic Earth-system simulator: a vision for the future of climate and weather prediction. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society (Series B)*, **138(4)**, 841-861.
- Palmer, W. C., 1965: Meteorological drought. U.S. Department of Commerce Weather Bureau Research Paper, **45**, 58pp.
- Richman, M. B., 1986: Review article: Rotation of principal components. *Journal of Climatology*, **6(3)**, 293-335.
- Salathé, E. P., 2006: Influences of a shift in North Pacific storm tracks on western North American precipitation under global warming. *Geophysical Research Letters*, **33**, L19820, doi:10.1029/2006GL026882.
- Scaife, A. A., T. Spanghehl, D. R. Fereday, U. Cubasch, U. Langematz, H. Akiyoshi, S. Bekki,

- P. Braesicke, N. Butchart, M. P. Chipperfield, A. Gettelman, S. C. Hardiman, M. Michou, E. Rozanov, and T. G. Shepherd, 2012: Climate change projections and stratosphere-troposphere interaction. *Climate Dynamics*, **38** (9-10), 2089-2097.
- Schwalm, C. R., C. A. Williams, K. Schaefer, D. Baldocchi, T. A. Black, A. H. Goldstein, B. E. Law, W. C. Oechel, K. T. Paw-U, and R. L. Scott, 2012: Reduction in carbon uptake during turn of the century drought in western North America. *Nature Geoscience*, **5**(8), 551-556.
- Seidel, D. J., Q. Fu, W. J. Randel, and T. J. Reichler, 2008: Widening of the tropical belt in a changing climate. *Nature Geoscience*, **1**(1), 21-24.
- Shoukri, M. M., I. U. H. Mian, and D. S. Tracy, 1988: Sampling properties of estimators of the log-logistic distribution with application to Canadian precipitation data. *The Canadian Journal of Statistics*, **16**(3), 223-236.
- Singh, V. P., and A. K. Rajagopal, 1986: A new method of parameter estimation for hydrologic frequency analysis. *Hydrological Science and Technology*, **2**(3), 33-40.
- , H. Guo, and F. X. Yu, 1993: Parameter estimation for 3-parameter log-logistic distribution (LLD3) by Pome. *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, **7**(3), 163-177.
- Solomon, S., D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M. Marquis, K. B. Averyt, M. Tignor, and H. L. Miller, ed., 2007: *Climate Change: The Physical Science Basis*. Contribution of Working Group I to the **Fourth Assessment Report** of the Intergovernmental Panel on Climate Change. London: Cambridge University Press.
- Stedinger, J. R., 1983: Estimating a regional flood frequency distribution. *Water Resources Research*, **19**(2), 503-510.
- Thornthwaite, C. W., 1948: An approach toward a rational classification of climate. *Geography Review*, **38**, 55-94.
- Trenberth, K. E., and J. W. Hurrell, 1994: Decadal atmosphere-ocean variations in the Pacific. *Climate Dynamics*, **9**(6), 303-319.
- Ulbrich, U., and M. Christoph, 1999: A shift of the NAO and increasing storm track activity over Europe due to anthropogenic greenhouse gas forcing. *Climate Dynamics*, **15**, 551-559.
- Vicente-Serrano, S. M., B. Santiago, and J. I. López-Moreno, 2010: A Multi-scalar drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index – SPEI. *Journal of Climate*, **23**(7), 1696-1718.
- Wallis, J. R., 1982: Hydrologic problems associated with oilshale development. In *Environmental systems and management*, ed. P. C. Young, 468-476. Amsterdam: North-Holland.
- Wang, B., eds. 2006: *The Asian Monsoon*. Chichester: Praxis.

- Wehner, M., D. R. Easterling, J. H. Lawrimore, R. R. Heim, R. S. Vose, and B. D. Santer, 2011: Projections of Future Drought in the Continental United States and Mexico. *Journal of Hydrometeorology*, **12**(6), 1359–1377.
- Wells, N., S. Goddard, and M. J. Hayes, 2004: A self-calibrating Palmer drought severity index. *Journal of Climate*, **17**, 2335–2351.
- Wilby, R. L., S. P. Charles, E. Zorita, B. Timbal, P. Whetton, and L. O. Mearns, 2004: Guidelines for use of climate scenarios developed from statistical downscaling methods. *Technical Report. Data Distribution Center, IPCC Norwich, U. K.*
- Wood, A. W., L. R. Leung, V. Sridhar, and D. P. Lettenmaier, 2004: Hydrologic implications of dynamical and statistical approaches to downscaling climate model outputs. *Climatic Change*, **62**(1-3), 189–216.
- Yin, J. H., 2005: A consistent poleward shift of the storm tracks in simulations of 21st century climate. *Geophysical Research Letters*, **32**, L18701.

Applying the Standardized Precipitation Evapotranspiration Index to Analyze the Low-Frequency Characteristics of Secular Dry-Wet Changes in Taiwan and Their Teleconnection Features

Shu-Ping Weng Chen-Dau Yang

Department of Geography, National Taiwan Normal University

(manuscript received 17 June 2012 ; in final form 26 September 2013)

ABSTRACT

In this study, we apply a standardized precipitation evapotranspiration index to the centennial-long station rainfall and temperature records in Taiwan to explore the spatiotemporal-varying regional patterns of water abundance/shortage beyond the ENSO timescale. Three regional patterns are identified by the rotated principal component analysis: the western, northern, and southeastern ones. Primarily occurred in the western plains, western pattern has an island-wide wet-to-dry turnabout in early 1960s. Limited to the northern coastal regions, the northern pattern shows a contrasted dry-to-wet turnabout in the mid-1970s. Nevertheless, both are timely locked with the appearance of positive temperature anomalies afterwards. The southeastern pattern, evident in the Hua-Dong valley, shows a comparatively multidecadal wet-and-dry alternation embedded in an overwhelming drying after 1960s. Such an alternation is vastly shaped up by the flip-flop impetus of rainfall record, but the drying trend is attributed to the climbing temperature similar to the scene in the western plains.

We then appraise the global teleconnectivity associated with the identified regional patterns on the basis of a comprehensive suite of environmental datasets. The results reveal that (1) the drying tendency in the western and southeastern patterns is a local fingerprint reflecting the continental-scale dryness in African and Asian landmass; (2) when our world is warming, the signal of (1) corresponds to the widening of tropical belt and poleward shifting of storm tracks in both hemispheres; (3) the drier condition of the northern pattern before 1970s can be attributed to a weaker regional Hadley cell signifying the intermittent pulse of stronger (weaker) southwesterly (northeasterly) monsoons, and vice versa after 1970s.

By sifting out ENSO, the influences of asymmetric setting of landmass in both hemispheres on the large-scale circulations thereby the consequences in the long-term water balance stand out when the hydrological cycle is enhanced in a warming world. An extensive analysis on the teleconnection features seen in the southern hemisphere leads us to propose a conceptual model exploring how the tropical initial variability is maintained. It describes a positive feedback loop linking the enhanced tropical moisture convergences, strengthened stratospheric meridional circulation, and increased mid-latitudinal planetary wave disturbances, as a candidate explain why the IPCC could underestimate the warming pace.

Key Words: Water Balance, Drought, Standardized Precipitation Evapotranspiration Index, Teleconnection, Climate Change