

應用 ENSO 指標建立乾旱機率預報模式 — 以台灣南部地區為例

Development of Drought Probability Forecasting Models Based on ENSO Indices – A Case Study in Southern Taiwan

國立成功大學
水利及海洋工程學系
碩士

郭志豪

Chih-Hao Kuo

國立成功大學
水利及海洋工程學系
副研究教授

楊道昌

Tao-Chang Yang

國立成功大學
水利及海洋工程學系
博士後研究員

郭振民

Chen-Min Kuo

逢甲大學
水利工程與資源保育學系
助理教授

陳憲宗

Shien-Tsung Chen

國立成功大學
水利及海洋工程學系
特聘教授/工學院院長

游保杉*

Pao-Shan Yu

摘 要

有鑑於台灣降雨時空分配不均，尤其是降雨量不足的氣候型態導致水源短缺，可用水資源分配與管理不易，乾旱現象愈漸嚴重。本研究首先建立台灣南部區域連續三個月累積雨量之標準化降雨指標(standardized precipitation index, SPI3)，配合由「聖嬰－南方振盪(El Nino-Southern Oscillation, ENSO)」所造成太平洋環流區域之大尺度氣候型態改變的環流資訊，並參考馬可夫鏈之狀態轉移機率的概念，由不同變數的間隔範圍計算其發生次數，以建置不同 ENSO 相關指標狀態下轉移至 SPI3 的機率分布矩陣。再藉由所建置的狀態轉移機率矩陣予以建立乾旱機率預報模式。本研究進一步以多模式系集(multi-model ensemble, MME)機率預報的概念，由 ENSO 相關指標資訊所處的狀態，預測台灣南部區域的乾旱現象，提供台灣南部區域乾旱短期預警及長期乾旱情況評估之參考依據。本研究所發展之乾旱機率預報模式的分析結

*通訊作者，國立成功大學水利及海洋工程學系教授，70101 台南市大學路 1 號，yups@ncku.edu.tw

果顯示：2001 至 2009 年台灣南部區域 $SPI3 < 0$ (偏乾)與 $SPI3 > 0$ (偏濕)發生機率之比例為 6 : 4，此表示 2001 至 2009 年間之氣候特性偏乾；且由多模式系集機率預報的結果顯示：以多模式系集的方法來預報可以降低單一模式機率預報的不確定性。

關鍵詞：標準化降雨指標，ENSO，狀態轉移機率，多模式系集，乾旱機率預報。

ABSTRACT

Although Taiwan receives much precipitation, it is an area prone to suffer droughts due to uneven temporal distribution of precipitation and small storage capacity of reservoirs. Therefore, how to make drought early warning and protection against possible losses of life and property has been an essential issue in Taiwan. This study collected the information of Pacific large scale circulation patterns, i.e., ENSO indices, and the historical rainfall records from 7 raingauges in southern Taiwan for calculating the values of three-month standardized precipitation index (SPI3) during 1950 to 2009. Based on the theory of Markov chains, this study calculated the frequencies in the intervals among different variables (e.g., ENSO indices and SPI3) for building state transition probability matrixes to establish drought probability forecasting models. Different combinations of variables make different forecasting models. Therefore, for reducing the forecasting uncertainty of a single-model, the approach of multi-model ensemble (MME) which ensembles all single-model results was used to forecast the SPI3 probability distribution 1-month ahead by using the ENSO indices at the present time as predictors. The results show that the proposed models can well perform in providing short-term early warning of droughts in southern Taiwan and can be used to assess the long-term dry or wet conditions during a given period. For example, the ratio of the occurrence probabilities of $SPI3 < 0$ to $SPI3 > 0$ in southern Taiwan is 6:4 during 2001 to 2009, which reveals that the weather pattern was prone to dry condition during the period.

Keywords: Standardized precipitation index, ENSO, State transition probability, Multi-model ensemble, Drought probability forecasting.

一、前言

台灣降雨之時空分配不均，在這種氣候型態下易導致水源短缺，造成可用水資源之分配與管理不易，乾旱現象愈漸嚴重。倘能提供乾旱短期預警及未來長期乾旱情況評估，將有助於相關主管機關提前因應乾旱可能帶來之災害。乾旱一般可分為氣象乾旱、農業乾旱、水文乾旱及社會經濟乾旱等四類(Wilhite and Glantz, 1985)，本研究探討的乾旱是以雨量變量為對象的「氣象乾旱」。

氣象乾旱通常以降雨量做為變量來分析(Pinkeye, 1966; Santos, 1983; Chang, 1991; Eltahir, 1992)。虞國興與莊明德(1992)及經濟部水資源統一規劃委員會(1992)曾利用線性迴歸分析及統計檢定探討長期降雨量趨勢，並且利用移動平均法及波譜分析探討台灣乾旱之週期。張炎銘(1991)利用濁水溪的集集雨量站之「雙月連續最大不降雨日」及「雙月合計雨量」當作乾旱警報系統之指標，且先後求出歷年迴歸週期為 5 年、10 年及 20 年的值當作乾旱警報標準值。曾仁宏與顏正平(1994)以不同之切割水準及條件機率表示乾旱指

標方法，並使用點繪位置法將水文歷史紀錄資料排序後進行各種切割水準(發生機率 70%、80%、90%及 95%之乾旱)以鑑別不同乾旱程度之嚴重性，並提供不同乾旱程度之發生起迄時間、乾旱延時及缺水量之資訊，供乾旱監測系統使用。宋嘉文(2003)採取台灣 31 個雨量站之近百年的降雨資料，利用無母數檢定法，進行台灣西半部長期降雨的變化趨勢檢驗，再將平均月降雨量變化之影響利用標準化降雨指標(standardized precipitation index, SPI)評估台灣西半部的乾旱現象。呂季蓉(2005)建立台灣南部各雨量站之 SPI，並計算各空間等值圖及對照歷史乾旱紀錄，驗證 SPI 在空間上的乾旱監測能力。林志彥(2007)演算台灣長期 SPI 序列變動之改變點，發現北部各站之改變點大約在 1960 至 1970 年代左右，中、南部各站之改變點大約在 1950 至 1960 年代左右，並發現台灣中、南部在改變點後之氣象乾旱特性發生機率已漸趨增加，且南部之增加趨勢較中部明顯。Lehner *et al.* (2006)利用 WaterGAP 水資源模式模擬歐洲之近百年的乾旱及洪水事件，發現北歐發生洪水事件的頻率有增加的趨勢，然而於南歐發生乾旱的頻率則有顯著性的增加。Mishra and Singh (2009)以貝氏類神經網路模式為基礎，由六個不同的大氣環流模式模擬過去及預測未來的降雨量，分析印度 Kansabati 集水區所發生的乾旱事件，結果顯示 2001 至 2050 年發生乾旱的頻率及嚴重程度將比歷史的統計值還來的高。

聖嬰現象分為「聖嬰」(El Nino)與「反聖嬰」(La Nina)兩個狀態，主要是指赤道東太平洋海面溫度的一種 3 到 6 年週期性變化現象(Trenberth, 1997)。赤道東太平洋海面溫度進入暖峰態(warm peak phase)時為「聖嬰」現象，而赤道東太平洋海面溫度進入冷峰態時為「反聖嬰」現象。但是聖嬰與反聖嬰的交替出現，不僅是在其週期性上難以確定規律，海溫的異常程度及發展過程也不盡規律，這些不規律性突顯出聖嬰現象本身仍有許多未解之謎。二十世紀初，Gilbert Walker 爵士擔任印度總督時，欲分析全球長時間的氣象觀測資料，他想要從氣象資料中找出

和印度季風強度有關的氣候訊號，同時他發現降水少的弱印度季風通常伴隨著南半球太平洋東部的大溪地氣壓減弱、澳洲北部達爾文的氣壓增加，且與太平洋的貿易風減弱現象同時發生；此顯示：局部地區的天氣變化會受到全球氣候變化的影響。於是 Gilbert Walker 爵士將東、西太平洋有週期性年際變化的振盪命名為「南方振盪」(Southern Oscillation; Walker and Bliss, 1932, 1937)。Gilbert Walker 爵士更在其後續研究中，發現於全世界各地不同氣象觀測站的氣象因子(例如：氣壓、降水)的變化有同時和非同時的關係之現象。由於聖嬰現象為大氣及海洋交互作用而產生，Bjerknes (1969)發現了南方振盪和聖嬰現象兩者有反相位的關係，因此將聖嬰與南方振盪相伴的熱帶海洋一大氣變化現象，統稱為「聖嬰－南方振盪」(El Nino-Southern Oscillation, ENSO)現象。本文所稱的 ENSO 指標為 Nino 海溫指標，詳述於後文。

台灣氣候與聖嬰現象間之關係，以及降雨量與 ENSO 指標關係之研究已有不少學者提出。許晃雄與陳圭宏(1994)發現聖嬰冬季後的隔年 9 月台灣月均溫偏高，其中以高雄最明顯；隔年 3 月則月雨量偏高，其中以台中最明顯。反聖嬰冬季後的台灣溫度和雨量特徵則與前述結果相反。廖志翔(1995)統計 11 月至 4 月的南方振盪指標(Southern Oscillation Index, SOI)和 Nino 3 指標兩指標與台灣西部地區春季降雨的關係，發現 2 月和 3 月雨量與前一年的 11 月至當年 3 月的 SOI 呈現負相關，而與 Nino 3 呈現正相關，又兩者間以 SOI 與台灣西部地區春季降雨的相關性較高。盧孟明(2000)使用 48 年間(1951 至 1998)台灣 18 個測站的溫度、雨量資料和全球海溫資料，及 39 年間(1958 至 1998)的全球風場資料，以 ENSO 成熟期的 11 月為中心前後各囊括 13 個月，共取 27 個月份的資料長度，依「聖嬰 11 月」或「反聖嬰 11 月」的前後年份之 11 月的特性，將聖嬰及反聖嬰分別分類為六類與七類，並利用「合成分析」法(Ropelewski and Halpert, 1987)，與 Nino 4 指標，分析聖嬰現象與台灣氣

表 1 台灣南部區域分析測站概況

測站名稱	記錄年限 (西元年)	資料長度 (年)	站號	觀測單位	流域名稱	標高 (公尺)	年平均雨量 (毫米/年)
竹崎	1950~2009	60	11L470	嘉南水利會	朴子溪	120.0	2536.9
岡山	1950~2009	60	11P890	高雄水利會	岡山溪	5.0	1735.6
中壇	1950~2009	60	11P800	高雄水利會	高屏溪	40.0	1830.0
旗山	1950~2009	60	11P450	高雄水利會	高屏溪	46.0	2380.2
東港	1950~2009	60	11Q730	屏東水利會	東港溪	4.0	2597.4
台南	1950~2009	60	467411	中央氣象局	鹽水溪	8.1	1753.3
恆春	1950~2009	60	467590	中央氣象局	保力溪	22.1	2145.9
區域平均	1950~2009	60	-	-	-	-	2123.3

候的關係。蕭政宗(2000)依據 Trenberth (1997)對聖嬰現象的定義，以統計及繪圖方法研究 Nino 3.4 區域海溫與代表台灣北部、中部、南部及東部四區域降雨量間的關聯性，其分析結果顯示，台灣之降雨量與聖嬰現象間之關係並不大，以月份尺度而言，2 月及 3 月降雨量與海溫之相關係數較大，但聖嬰現象發生期間，台灣降雨並未有特定增多或減少的型態存在。朱錦紅等人(2004)利用台灣雨量資料、Nino 3.4 區域海溫、500 hPa 高度場和海平面氣壓以及登陸台灣颱風數，對台灣不同時期降水變化以及與此相聯繫的東亞大氣環流進行分析，結果顯示在不同季節中影響台灣降水的大尺度大氣環流系統不同。黃文揚與徐南蓉(2005)利用排列檢定法(permutation test)，檢定台灣附近夏季(6 至 8 月)的雨量與全球的海水表面溫度之兩變量間的相關性，發現藉由統計分析所定義出與降雨量高度相關的海溫區塊，和一般定義聖嬰現象的區域之地理位置相近，且有部分區域重合。鑑於 ENSO 指標與雨量存在某種程度遙相關，本研究將建置乾旱指標與不同 Nino 海溫指標間之狀態轉移關係，進一步發展乾旱機率預報模式。

本研究首先建立台灣南部區域之標準化降雨指標，配合由 ENSO 所造成太平洋環流區域之大尺度氣候型態改變的環流資訊，建置不同 ENSO 相關指標狀態下轉移至 SPI3(連續三個月累積雨量之 SPI)的機率分布矩陣。再藉由所建置的狀態轉移機率矩陣予以建立乾旱機率預報模式，進一步以多模式系集(multi-model ensemble,

MME)機率預報的概念，由 ENSO 相關指標資訊所處的狀態，預測台灣南部區域的乾旱現象，提供台灣南部區域乾旱短期預警及未來長期乾旱情況評估之參考依據。本文共分五部分：第一部分為前言，說明本研究之研究動機與目的、氣象乾旱與聖嬰現象，同時回顧台灣氣候與聖嬰現象間之關係，以及雨量與 ENSO 指標關係；第二部份敘述研究區域與分析資料；第三部份則為研究方法與步驟，說明乾旱指標狀態轉移機率之建立；第四部份為乾旱機率預報模式，描述乾旱機率預報模式之建立與應用；第五部份為結論與建議，總結本研究之成果並對未來工作進行說明。

二、研究區域與分析資料

本文研究區域為台灣南部地區，範圍主要涵蓋嘉南平原及高屏溪流域兩大部分。於降雨量資料蒐集方面，為兼顧觀測資料之統計代表性，及雨量測站區域分布情況，本研究蒐集中央氣象局及農田水利會所屬雨量測站之月雨量資料，記錄年限由 1950 至 2009 年，共 60 年長度之 7 個雨量站資料予以分析，用以建立台灣南部區域之乾旱指標，其雨量測站概況如表 1。南部區域年平均降雨量於本研究資料年限 60 年的統計結果顯示為 2123 毫米，雨量測站位置分布如圖 1 所示。於乾旱事件資料蒐集方面，本研究另蒐集國家災害防救科技中心所彙整之台灣南部區域歷年重大乾旱事件的歷程與因應措施(如休耕或限耕記錄)，用以掌握台灣南部區域的乾旱事件概況。同時由美國海洋暨大氣總署(National Oceanic and

表 2 Nino 海溫指標分析資料概況

指標名稱	記錄年限(西元年)	資料長度(年)	涵蓋範圍(經緯度)
Nino 1+2	1950~2009	60	(0°~10°South, 90°West~80°West)
Nino 3	1950~2009	60	(5°North~5°South, 150°West~90°West)
Nino 4	1950~2009	60	(5°North~5°South, 160°East~150°West)
Nino 3.4	1950~2009	60	(5°North~5°South, 170°West~120°West)

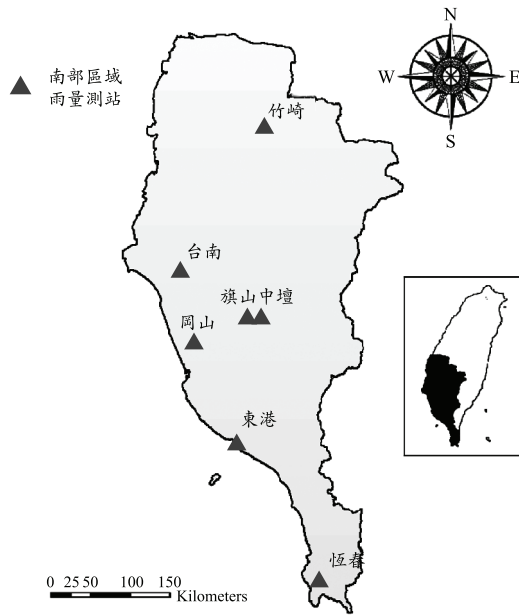


圖 1 台灣南部區域分析測站位置分布

Atmospheric Administration, NOAA)網站蒐集代表太平洋區域海溫異常的「Nino 海溫指標」，應用於乾旱機率預報模式之建立使用。Nino 海溫指標係指為太平洋 Nino 區域之海水表面溫度(sea surface temperature, SST)，亦為現階段國際上常用來判斷聖嬰現象的大尺度環流觀測數據，其依不同的海溫區域分為 Nino 1+2、Nino 3、Nino 4 及 Nino 3.4 之區域。本研究蒐集 NOAA 網站所載之月平均海溫資料，記錄年限由 1950 至 2009 年，共 60 年長度之 4 個海溫區域資料予以分析，其不同海溫指標之資料概況與涵蓋範圍如表 2 所示。

三、研究方法與步驟

本研究首先以台灣南部區域之降雨量為變

量，建立其乾旱指標，並進一步建置乾旱指標與不同 Nino 海溫指標間的狀態轉移機率矩陣，將其應用於乾旱機率預報模式之建立。

3.1 乾旱指標之建立

本研究採用 SPI (McKee *et al.*, 1993)來分析台灣南部區域之氣象乾旱。SPI 將降雨缺乏的情形，依不同的時間尺度予以量化，進而反應不同的水資源需求的匱乏情形。如短期降雨量的缺乏可反應土壤含水量匱乏狀況，長期降雨量的缺乏可反應至地下水流量、逕流量、水庫蓄水量等匱乏狀況。McKee *et al.* (1993)以美國科羅拉多州之降雨量分析 3、6、9、12、24 及 48 個月不同時間尺度的 SPI 變化特性，發現 SPI 可提供早期的乾旱警告且協助評估乾旱的嚴重性。

為求取台灣南部區域各雨量測站及區域平均不同月份之 SPI 值，本研究首先決定時間尺度。根據宋嘉文(2003)及呂季蓉(2006)的研究指出：台灣尤其南部區域之降雨豐、枯水期明顯，若時間尺度取得過大(如 6 個月以上)，則無法表現出乾旱之始末，較無意義。另外乾旱的發生與影響時間多為一個月以上，因此本研究採用連續三個月(前兩個月至當月)累積之降雨量，再由此雨量資料逐月計算 SPI 值，此連續三個月累積雨量之 SPI 值稱為 SPI3，用以分析乾旱情況並應用於後續關聯性探討與模式建立。SPI 在計算上可依其無因次化之數值特性，表現不同時期之乾溼狀態。不同乾旱程度所對應的 SPI 值如表 3 所示。標準化降雨指標之建立過程，如圖 2，其方法如下：

1. 利用統計分布之檢定方法，以確定降雨量最適合以何種機率分布表示，建立該機率分布之累積機率曲線，如圖 2(a)。

表 3 SPI 等級分類表

SPI 值	乾旱程度	發生機率
0 ~ -0.99	輕微乾旱	34.1%
-1.00 ~ -1.49	中度乾旱	9.2%
-1.50 ~ -1.99	嚴重乾旱	4.4%
≤ -2.00	極端乾旱	2.3%

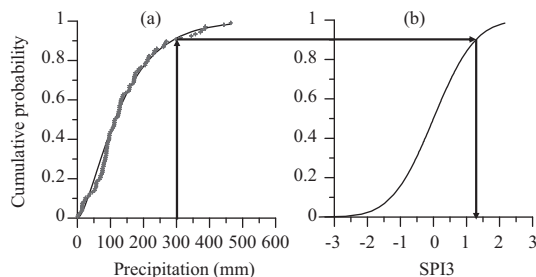


圖 2 求取 SPI 之過程示意圖

2. 將上述之累積機率曲線對應標準化常態分布之 Z 值，即為 SPI 值，如圖 2(b)。經轉換後之 SPI 具有標準化與常態化之特性。

McKee *et al.* (1993)的研究結果顯示以 Gamma 機率分布最能代表美國科羅拉多州之降雨量統計特性。根據宋嘉文(2003)及呂季蓉(2006)的研究結果發現台灣之月降雨量亦是以 Gamma 機率分布來表示最為合適。Gamma 機率分布方程式及其參數(Edwards and McKee, 1997)如下：

$$g(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta} \quad \text{for } x > 0 \dots\dots(1)$$

其中：

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty y^{\alpha-1} e^{-y} dy \dots\dots(2)$$

x 為降雨量(x > 0)；α 為形狀參數(α > 0)；β 為比例參數(β > 0)。本研究以最大概似法(maximum likelihood method; Akaike, 1973)求得參數 α 與 β，如下：

$$\alpha = \frac{1}{4A} \left(1 + \sqrt{1 + \frac{4A}{3}} \right) \dots\dots(3)$$

表 4 SPI 與累積機率轉換表

SPI 值	累積機率
-3.0	0.0014
-2.5	0.0062
-2.0	0.0228
-1.5	0.0668
-1.0	0.1587
-0.5	0.3085
0	0.5000
0.5	0.6915
1.0	0.8413
1.5	0.9332
2.0	0.9772
2.5	0.9938
3.0	0.9986

$$\beta = \frac{\bar{x}}{\alpha} \dots\dots(4)$$

其中：

$$A = \ln(\bar{x}) - \frac{\sum \ln(x)}{n} \dots\dots(5)$$

n 為所使用之降雨量的資料筆數。最後可由 α 與 β 這兩個參數決定不同時間尺度下之累積降雨機率，如下：

$$G(x) = \int_0^x g(x) dx = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^x x^{\alpha-1} e^{-x/\beta} dx \dots\dots(6)$$

經由轉換後之 SPI 則具有標準化及常態化的特性，原本之降雨累積機率與 SPI 對照如表 4 所示。為瞭解 Gamma 機率分布於本研究所採用之雨量資料的適合性，因此在使用 SPI 值時必須先行統計檢定之步驟，以判斷所使用之機率分布是否合理。本研究利用 Kolmogorov-Smirnov 適合度檢定，針對 7 個雨量站及區域平均雨量之連續三個月累積降雨量，進行 Gamma 機率分布適合度檢定，並計算 SPI3。Kolmogorov-Smirnov 適合度檢定法為假設分布函數及經驗分布函數之間的適合度檢定。令 $y_1 < y_2 < \dots < y_n$ 表 n 個隨機樣本 x_1, x_2, \dots, x_n 所對應順序的統計量觀測值。當任意兩個觀察值皆不相等時，經驗分布函數定義如下：

表 5 Kolmogorov-Smirnov 適合度檢定之接受界限

n	α			
	0.20	0.10	0.05	0.01
25	0.21	0.24	0.26	0.32
30	0.19	0.22	0.24	0.29
35	0.18	0.21	0.23	0.27
40	0.17	0.19	0.21	0.25
45	0.16	0.18	0.20	0.24
Large n	$\frac{1.07}{\sqrt{n}}$	$\frac{1.22}{\sqrt{n}}$	$\frac{1.36}{\sqrt{n}}$	$\frac{1.63}{\sqrt{n}}$

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & x < y_1 \\ \frac{k}{n}, & y_k \leq x < y_{k+1} \quad k = 1, 2, \dots, n-1 \dots (7) \\ 1, & y_n \leq x \end{cases}$$

在此情況下，經驗分布函數在每發生一個觀察值時，就跳升 $1/n$ ，如果 n_k 的觀察值皆為 x_k ，則當 x_k 發生時，便跳升 n_k/n 。因 n 很大時， $F_n(x)$ 的變異數趨近於 0，所以 $F_n(x)$ 及其平均數 $F(x)$ 在 n 很大時將非常接近，適合度檢定的觀念便是利用經驗分布函數 $F_n(x)$ 及假設分布函數 $F_0(x)$ 的接近性。Kolmogorov-Smirnov 統計量為：

$$D_n = \sup_x [F_n(x) - F_0(x)] \dots\dots\dots (8)$$

其中， D_n 是所有 $|F_n(x) - F_0(x)|$ 差值的最小上界。利用 Kolmogorov-Smirnov 統計量 D_n 檢定假設 $H_0: F_n(x) = F_0(x)$ ，若經驗分布函數充分靠近，即 D_n 的值為夠小，則接受 H_0 ；若 D_n 的觀測值比表 5 中選取的門檻值還要大，則不接受 H_0 。門檻值的選取是依選定的顯著水準 α 及其樣本數 n 而定，本研究採用 $\alpha = 0.05$ 之顯著水準，檢定結果顯示各雨量測站及區域平均之各月份三個月累積雨量均符合 Gamma 機率分布。

3.2 狀態轉移機率之建立

本研究參考馬可夫鏈(Markov chain; Markov, 1907)的概念，建置 ENSO 相關指標之不同狀態下轉移至 SPI3 的機率矩陣，用以建立乾旱機率預報模式。Markov (1907) 首先提出馬可夫性質

(Markovian property)的概念應用於說明及預測物理變化情形，而 Wisner (1923)將之建立鏈鎖軌跡的馬可夫過程(Markov process)，即為馬可夫鏈。馬可夫鏈理論發展至今已將近 100 年，從早期應用於物理現象之研究，到目前廣泛應用於工程、生物科學、統計物理學、天氣預測、社會科學以及遺傳學等(高孔廉，1985)。於水文水資源研究方面的應用，如下：

簡俊彥等人(1990)利用馬可夫轉移機率矩陣來預估水庫的旬入流量，藉由本旬已知水庫入流量之觀測值，預估下一旬各不同發生機會百分率之入流量，以提供水庫當局各種不同機率風險之決策選擇。顏君凌(2003)以翡翠水庫為實例，操作上以月為時間單位，依據多變量 ARMA 模式繁衍南、北勢溪具有相關性之 94,000 年合成流量序列，並建立南、北勢溪之一階二變量聯合轉移機率矩陣，藉此提供水庫在操作上的風險評估及期望缺水量，據以評比未來數月水庫蓄水操作策略。Jimoh and Webster (1996)利用馬可夫鏈理論研究奈及利亞的日降雨模式，發現當氣候屬性不同時(例如：乾、濕季)，其馬可夫矩陣的計算時間範圍不宜太長；文中也比較各階馬可夫在各月份的最佳階數，但最後未能看出規律性，故建議仍以一階馬可夫來模擬日降雨即可。Banik et al. (2002)蒐集印度 Maharashtra 州的 30 個雨量測站，使用週降雨量來評估乾旱過程，其中定義週降雨量大於 2.5 mm 為濕週，反之為乾週，並利用馬可夫轉移機率矩陣定義一乾旱指標，用以評估各地區的氣象狀況，最後將各地區分為長期乾旱區、嚴重乾旱區、中度乾旱區、輕度乾旱區及偶發乾旱區，以提供農業在灌溉的策略應用。

馬可夫鏈有兩個基本架構，即狀態(state)與轉移機率(transition probability)。一個試驗或觀察具有各種可能的結果，其中每一種結果即稱為狀態，而所有狀態的集合，稱為狀態空間(states space)。狀態應為互不隸屬(mutually exclusive)且互無遺漏(collectively exhaustive)。另外，在試驗或觀察中，從一個狀態轉移至另一個狀態之機率稱為轉移機率。若以時間為序列指標之隨機變數 X_t ，其發生機率之完整的數學表示如式(9)。

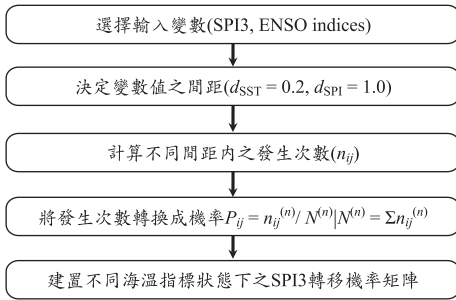


圖 3 狀態轉移機率之建立流程圖

$$p(X_{t+1} = j | X_t = i_t, X_{t-1} = i_{t-1}, \dots, X_0 = i_0) \dots (9)$$

其中， t 為時間點($t \geq 0$)， i_t 為時間點為 t 時 X_t 的狀態， j 代表時間點為 $t+1$ 時 X_{t+1} 的狀態，換句話說，狀態 $j, i_t, i_{t-1}, \dots, i_0$ 是隨機變數在各時間點所可能產生出來的結果。若 $X_{t+1} = j$ 之發生機率僅與前一階段之時間點狀態 $X_t = i_t$ 相依，而與其他時間點的狀態無關，則稱為一階馬可夫鏈，其機率可表示為式(10)。

$$p(X_{t+1} = j | X_t = i_t) \dots (10)$$

若 $X_{t+1} = j$ 之發生機率與前兩個時間點狀態 $X_t = i_t$ 及 $X_{t-1} = i_{t-1}$ 有關，即為二階馬可夫鏈，其機率可表示為式(11)。

$$p(X_{t+1} = j | X_t = i_t, X_{t-1} = i_{t-1}) \dots (11)$$

依此類推，形成 N 階馬可夫鏈。

本研究參考馬可夫鏈之狀態轉移機率的觀念，假設 SPI3 於 t 時間點的狀態，即 $SPI3_t = j$ 的發生機率僅與 ENSO 相關指標於 t 時間點的狀態 ENSO indices, $= i$ 有關，可表示為式(12)。將不同的 ENSO 相關指標值及 SPI3 值以範圍劃分為若干個狀態，以 ENSO 相關指標範圍與 SPI3 值範圍內所對應的發生次數視為狀態空間，再用 p_{ij} 來代表由 ENSO 相關指標狀態 i 對應到 SPI3 狀態 j 的轉移機率，將所有的狀態與機率之間的關係，建置一個轉移矩陣。本研究之狀態轉移機率矩陣的建置流程，如圖 3，採用 ENSO 相關指標中的 Nino 海溫指標與台灣南部區域 SPI3 的組合(表 6)作為模式輸入變數，以二維的狀態空間

表 6 建置狀態轉移機率之輸入變數組合

	SPI3	N12	N3	N4	N34
1	○	○			
2	○		○		
3	○			○	
4	○				○
5	○	○	○		
6	○	○		○	
7	○	○			○
8	○		○	○	
9	○		○		○
10	○			○	○
11	○	○	○	○	
12	○	○	○		○
13	○	○		○	○
14	○		○	○	○
15	○	○	○	○	○

(N12: Nino 1+2 SST, N3: Nino 3 SST, N4: Nino 4 SST, N34: Nino 3.4 SST)

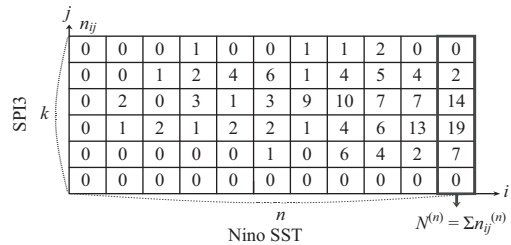
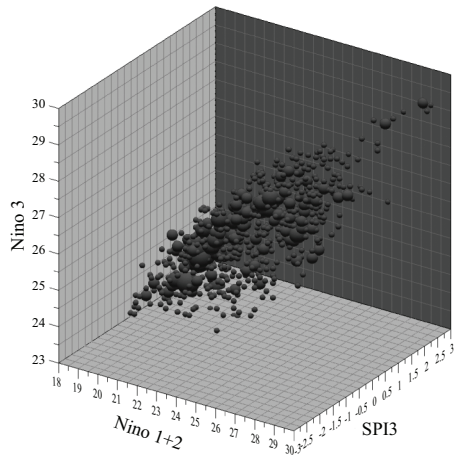


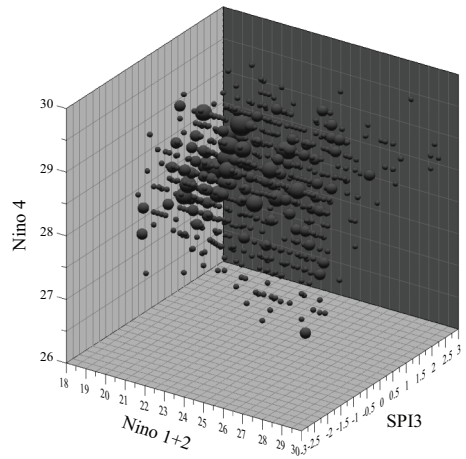
圖 4 於不同 Nino 海溫與 SPI3 狀態下之發生次數示意圖

為例，將單一 Nino 海溫指標值以 0.2 為間隔劃分成 n 個狀態，SPI3 值以 1.0 為間隔劃分成 k 個狀態，由海溫及 SPI3 所劃分的範圍內統計歷史資料所對應的發生次數(n_{ij})，如圖 4，再由不同間距範圍內的發生次數轉換成機率，如式(13)，藉以建置不同 Nino 海溫指標狀態下之 SPI3 轉移機率矩陣(P)，可表示為式(15)。由矩陣中，可以得知各種狀態之間轉移之機率分布，當狀態空間擴展為多維空間，轉移機率可能受到兩個以上的 Nino 海溫指標所處狀態影響。

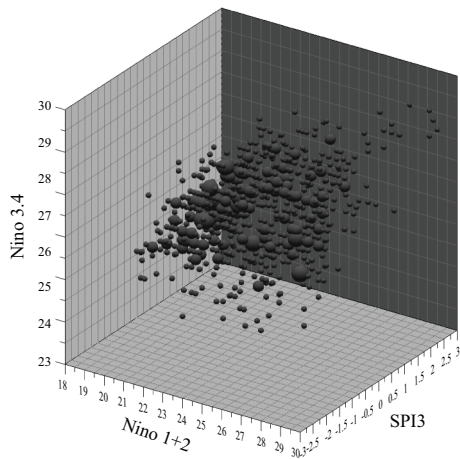
$$p(SPI3_t = j | ENSO indices_t = i) \dots (12)$$



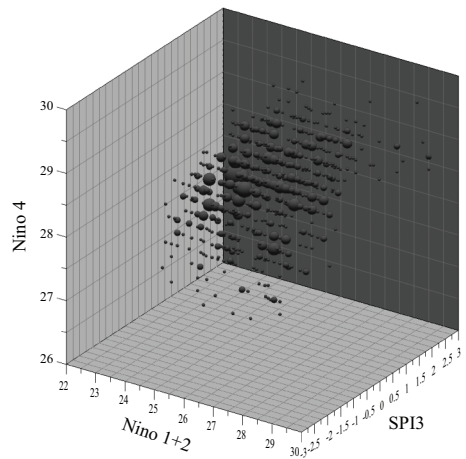
(a) [SPI3, Nino 1+2, Nino 3]



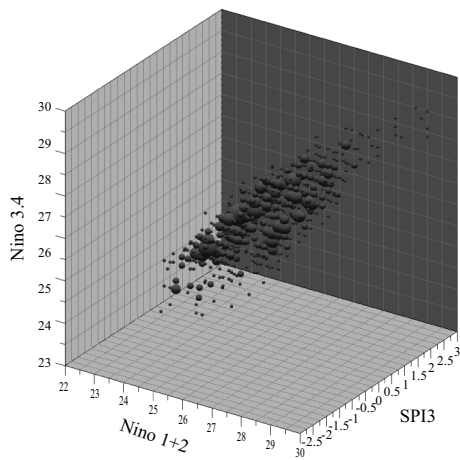
(b) [SPI3, Nino 1 + 2, Nino 4]



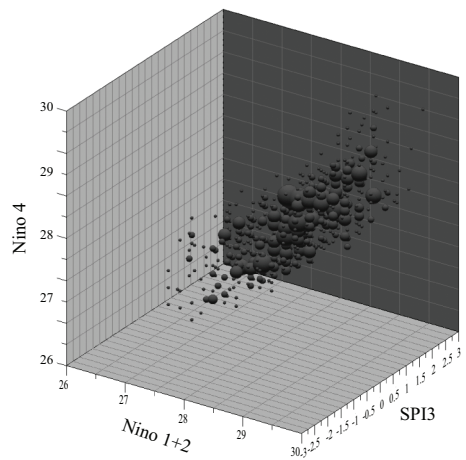
(c) [SPI3, Nino 1+2, Nino 3.4]



(d) [SPI3, Nino 3, Nino 4]



(e) [SPI3, Nino 3, Nino 3.4]



(f) [SPI3, Nino 4, Nino 3.4]

圖 5 台灣南部區域 SPI3 與單一 Nino 海溫指標組合(三維狀態空間)之發生次數計算結果(1950 至 2000 年)

$$p_{ij}^{(n)} = \frac{n_{ij}^{(n)}}{N^{(n)}} \quad \text{for } \begin{cases} i=1, 2, 3, \dots, n \\ j=1, 2, 3, \dots, k \end{cases} \dots\dots\dots(13)$$

其中, $N^{(n)}$ 為第 n 個 Nino 海溫指標狀態下所對應 k 個 SPI3 發生次數之總和。

$$N^{(n)} = \sum n_{ij}^{(n)} \dots\dots\dots(14)$$

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 1 & 2 & \dots & k \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ \vdots \\ n \end{matrix} & \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1k} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n1} & p_{n2} & \dots & p_{nk} \end{bmatrix} \end{matrix} \dots\dots\dots(15)$$

其中, 轉移機率矩陣中的各列機率總和為 1。例如, $p_{11} + p_{12} + \dots + p_{1k} = 1$, $p_{21} + p_{22} + \dots + p_{2k} = 1$, 依此類推。

台灣南部區域 SPI3 與兩種 Nino 海溫指標組合(三維狀態空間)之發生次數計算結果, 以氣泡圖(Bubble Diagram)呈現, 如圖 5 所示。圖中氣泡愈大代表發生次數愈高, 可由圖中看出兩種不同 Nino 海溫指標與 SPI3 的發生次數空間分布情形。依此類推, 可延伸計算四維及五維狀態空間中的發生次數分布。本研究建置表 6 所有變數組合其狀態空間之轉移機率矩陣, 將應用於乾旱機率預報模式之建立。

四、乾旱機率預報模式

根據前述所建置的狀態轉移機率矩陣, 可分別應用於建立乾旱機率預報模式以及評估一段時間內的乾濕情況, 其流程如圖 6 所示。流程圖第一層說明本研究以 SPI3 作為欲預測的變數(predictand), 以 ENSO 相關指標作為預測因子(predictors), 經由狀態轉移機率矩陣(流程圖第二層), 可分別建立乾旱機率預報模式(drought probability forecasting model) (流程圖第三層左側)以及乾旱機率轉移模式(drought probability transition model) (流程圖第三層右側); 其中乾旱機率預報模式又可分別 Approach I 及 Approach II 兩種方法來建立(流程圖第四層左側), 並應用多模式系集(MME)預報的概念(流程圖第五層), 藉

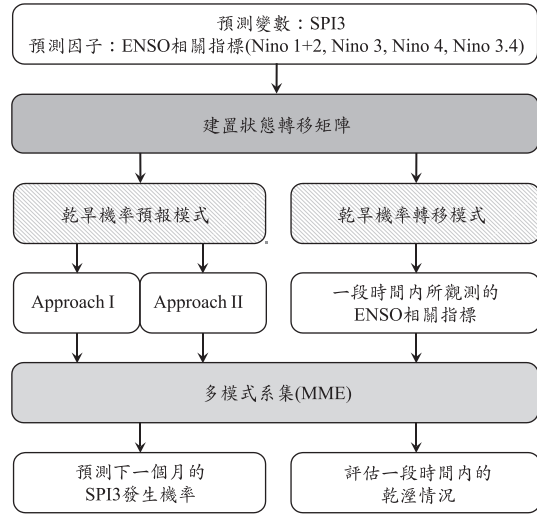


圖 6 乾旱預警推估模式之流程

由乾旱機率預報模式應用於短期(一個月後)的乾旱預警(流程圖第六層左側)。另外, 利用建立的乾旱機率轉移模式(流程圖第三層右側), 可將一段時間所觀測的 ENSO 相關指標(流程圖第四層右側)代入計算, 並以多模式系集(MME)概念(流程圖第五層), 來計算一段時間內的乾濕程度之比例(流程圖第六層右側), 藉以評估一段時間內的乾旱情況。

4.1 模式建立

本研究藉由狀態轉移機率矩陣來建立乾旱機率預報模式, 其中又可分為 Approach I 及 Approach II 兩種方法來建立。為了評估本研究提出之乾旱機率預報模式的可行性, 本研究進一步將觀測資料之記錄年限切割成 1950 至 2000 年與 2001 至 2009 年兩部分, 前者占有所有觀測資料年限之 85%, 用以建立模式; 後者占有所有觀測資料年限之 15%, 用以驗證模式。

乾旱機率預報模式之建立流程如圖 7 所示, 分為 Approach I (圖中左側)及 Approach II (圖中右側)兩種機率預報模式之建立; 圖中最下方兩層說明: 最後利用 Approach I 及 Approach II 之不同輸入變數組合所得 SPI3 機率分布之系集(MME), 預測 1 個月後的 SPI3 發生機率, 即為

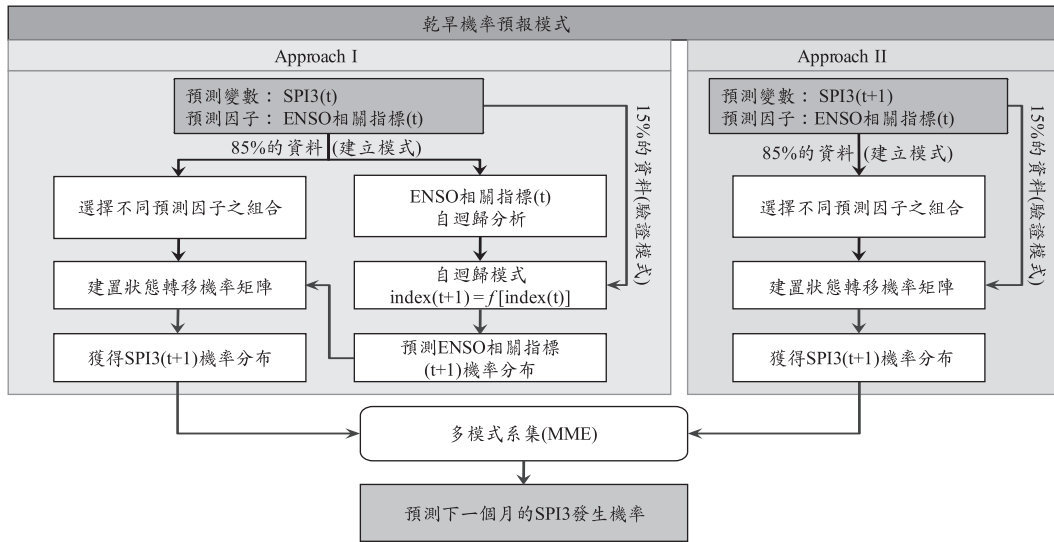


圖 7 乾旱機率預報模式建置流程

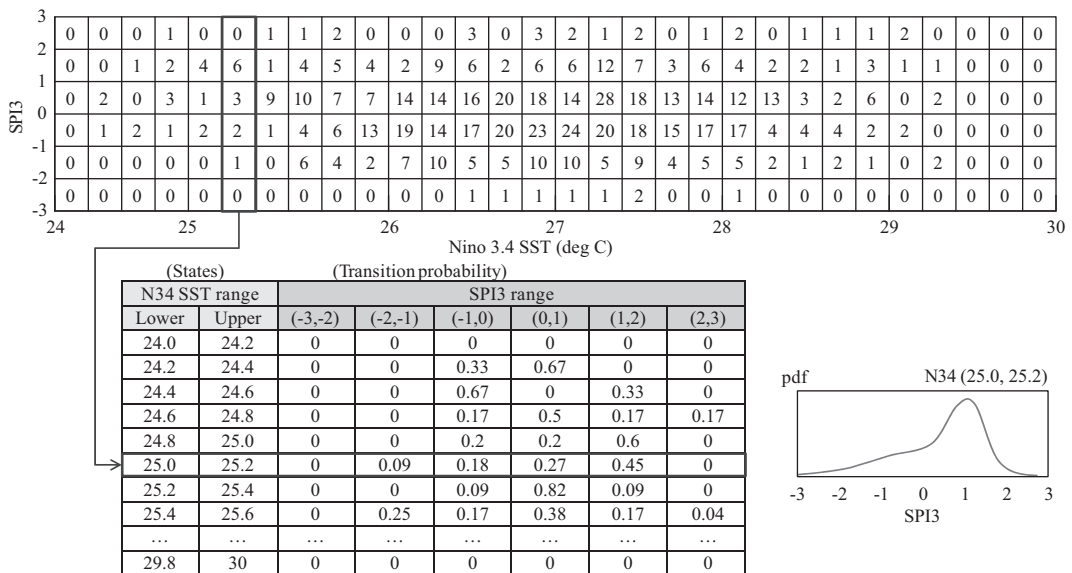


圖 8 狀態轉移機率矩陣之建立過程圖(以 SPI3 及 Nino 3.4 SST 組合為例)

多模式系集預報。圖中左側說明：Approach I 係以 SPI3 作為欲預測的變數(predictand)，以 ENSO 相關指標作為預測因子(predictors)，首先取 1950 至 2000 年的觀測資料，以 Nino 海溫指標於 t 時刻與台灣南部區域 SPI3 於 t 時刻的組合(見表 6)，計算其發生次數並轉換成狀態轉移機率，進而將各組合所有的狀態轉移機率分別建置成狀

態轉移機率矩陣，以建立不同預測因子(輸入變數)組合之乾旱機率預報模式。以 SPI3 作為欲預測變數及 Nino 3.4 SST 作為輸入變數的組合為例，狀態轉移機率矩陣之建立過程如圖 8 所示。將不同 Nino 3.4 SST 範圍視為不同的狀態，每個狀態所對應的 SPI3 之機率分布即為此狀態的轉移機率。由圖 8 顯示：Nino 3.4 SST 介於 25 至 25.2°C

表 7 Nino 海溫指標於延遲 1 個月之自迴歸方程式分析結果

ENSO indices	lag (<i>k</i>) (month)	R_k	regression function
Nino 1+2	1	0.87	$x_{(t+1)} = \exp(0.0375 \times x_{(t)}) \times 9.66$
Nino 3	1	0.88	$x_{(t+1)} = \exp(0.0342 \times x_{(t)}) \times 10.66$
Nino 4	1	0.92	$x_{(t+1)} = \exp(0.0325 \times x_{(t)}) \times 11.27$
Nino 3.4	1	0.90	$x_{(t+1)} = \exp(0.0337 \times x_{(t)}) \times 10.85$

R_k : auto-correlation coefficient

範圍(狀態)之 SPI3 所有可能的轉移機率為[0, 0.09, 0.18, 0.27, 0.45, 0]。本研究進一步分析 1950 至 2000 年的 Nino 海溫指標之延遲 1 個月的自迴歸模式。自迴歸模式之方程式整理於表 7，其中 $x_{(t)}$ 為 t 時刻(某月份)之海溫指標值， $x_{(t+1)}$ 為 $t+1$ 時刻(某月份之後一個月)之海溫指標值。將 2001 至 2009 年的 Nino 海溫指標觀測資料輸入自迴歸模式來預測 $t+1$ 時刻的 Nino 海溫指標值，再利用所預測之 $t+1$ 時刻的 Nino 海溫指標代入狀態轉移機率矩陣，即可得到 $t+1$ 時刻(1 個月後)的 SPI3 之機率分布。前述之步驟為 Approach I 的建置方法。

本研究為將狀態轉移機率直接應用於乾旱機率預報模式，另以 Approach II 進行模式建立，其建立流程如圖 7 右側。根據前述馬可夫鏈的概念，假設 SPI3 於 $t+1$ 時間點的狀態，即 $SPI3_{t+1} = j$ 的發生機率與 ENSO 相關指標於 t 時間點的狀態 ENSO indices _{t} = i 有關，因此可將式(12)改寫為式(16)。

$$p(SPI3_{t+1} = j | ENSO\ indices_t = i) \dots\dots\dots (16)$$

經由相同的狀態轉移機率建置流程，建立 1950 至 2000 年 Nino 海溫指標於 t 時刻與台灣南部區域 SPI3 於 $t+1$ 時刻的機率轉移矩陣。再將 2001 至 2009 年的 Nino 海溫指標觀測資料代入其機率轉移矩陣，即可直接預測 $t+1$ 時刻(1 個月後)的 SPI3 之機率分布，此為 Approach II 的建置方法。

最後藉由兩種方法(Approach I 及 Approach II)之不同輸入變數組合所得 SPI3 機率分布之系集，預測 1 個月後的 SPI3 發生機率，即為多模式系集預報，其概念如圖 9。圖中說明由 n 個狀態轉移機率模式可得 n 個 SPI3 機率分布，將每

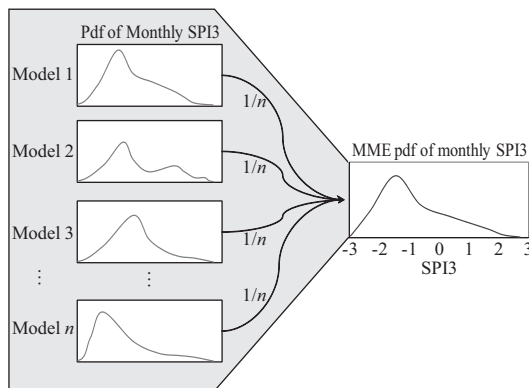


圖 9 多模式系集機率預報示意圖

個模式的 SPI3 機率分布乘以權重 $1/n$ 再將之累加成一個 SPI3 機率分布，即為多模式系集的 SPI3 機率分布。本研究另定義一評鑑指標分數 (Score)，計算方式如式(17)，將此評鑑指標分數應用於乾旱機率預報模式，可以評估該模式的預報能力。

$$Score = \left\{ \sum p_{ij} \left[(s_{ij} \leq SPI3 < s_{i(j+1)}) \right] \right\}$$

$$for \begin{cases} i = 1, 2, 3, \dots, n \\ j = 1, 2, 3, \dots, k \end{cases} \dots\dots\dots (17)$$

其中， s_{ij} 為 SPI3 的狀態； p_{ij} 為 SPI3 於 s_{ij} 狀態下的轉移機率。

以 2001 至 2009 年的觀測資料輸入乾旱機率預報模式為例，評鑑指標分數計算過程如圖 10 所示。其概念為將當月所觀察的 Nino 海溫指標代入狀態機率轉移矩陣中，以當月實際的 SPI3 值由狀態轉移機率矩陣 SPI3 範圍所對應的機率予以累加。若模式的分數愈高，代表該模式較能掌握實際 SPI3 的發生機率。

Performance index
Score = $\{\sum p_{ij} (s_{ij} \leq SPI3 < s_i(j+1))\}$ $i = 1, 2, 3, \dots, n$ $j = 1, 2, 3, \dots, k$

Observed data (monthly) (2001~2009)

SPI3	Nino12	Nino3	Nino4	Nino34
1	19.16	23.86	28.58	26.2
1.3	18.57	23.52	28.12	25.77
2.4	18.8	23.36	27.86	25.22
0.8	19.49	23.17	27.42	25.06
1.7	21.02	23.59	27.3	24.97
1.1	23.86	24.13	26.62	24.71
-0.4	26.32	25.05	26.43	24.83
-0.4	27.3	26.56	26.84	26.07
-1	25.89	27.18	27.44	26.83
...

Model building (1950~2000)

Negnar TSS 43		Segnar 3IP					
Lower	Upper	(-3,-2)	(-2,-1)	(-1,0)	(0,1)	(1,2)	(2,3)
24	24.2	0	0	0	0	0	0
24.2	24.4	0	0	0.33	0.67	0	0
24.4	24.6	0	0	0.67	0	0.33	0
24.6	24.8	0	0	0.2	0.6	0.2	0
24.8	25	0	0	0.2	0.2	0.6	0
25	25.2	0	0.09	0.18	0.27	0.45	0
25.2	25.4	0	0	0.09	0.82	0.09	0
25.4	25.6	0	0.26	0.17	0.39	0.17	0
...
29.8	30	0	0	0	0	0	0

圖 10 計算評鑑指標分數過程示意圖(以 SPI3 及 Nino 3.4 SST 組合為例)

本研究將狀態轉移矩陣進一步應用於評估一段時間內的乾濕比例(稱為乾旱機率轉移模式),其評估流程如圖 11 所示。同樣地取 1950 至 2000 年,以 Nino 海溫指標於 t 時刻與台灣南部區域 SPI3 於 t 時刻的組合(表 6),建置狀態轉移機率矩陣,再將 2001 至 2009 年的 Nino 海溫指標觀測資料代入其機率轉移矩陣,獲得 t 時刻的 SPI3 之機率分布。再由上述所定義之評鑑指標分數,分別計算多模式系集後 SPI3 < 0 的分數與 SPI3 > 0 的分數,則可以評估一段時間內的乾(SPI3 < 0)濕(SPI3 > 0)情況,式(18)為計算乾濕比例(乾:濕)之算式。

(乾:濕)=

$$\left(\frac{\text{Score}_{(SPI3<0)}}{\text{Score}_{(SPI3<0)} + \text{Score}_{(SPI3>0)}} : \frac{\text{Score}_{(SPI3>0)}}{\text{Score}_{(SPI3<0)} + \text{Score}_{(SPI3>0)}} \right) \dots\dots\dots (18)$$

4.2 模式應用

根據 4.1 節所建立的乾旱機率預報模式,本研究進一步將 2001 至 2009 年的 Nino 海溫指標觀測資料(包含 Nino 1+2 SST, Nino 3 SST, Nino 4 SST 及 Nino 3.4 SST)代入個別模式中,分別利用式(17)計算各模式及多模式系集的評鑑指標分

表 8 評鑑指標分數於乾旱機率預報模式之計算結果

模式輸入因子				(a) Transition Model		(b) Approach I		(c) Approach II	
N12	N3	N4	N34	Score		Score		Score	
				SPI3 < 0	SPI3 > 0	SPI3 < 0	SPI3 > 0	SPI3 < 0	SPI3 > 0
○				15.39	12.00	17.38	11.91	16.46	11.07
	○			17.47	12.86	17.83	12.10	17.07	12.70
		○		16.24	13.02	15.96	11.70	16.01	12.21
			○	16.56	12.28	17.00	12.36	16.40	11.61
○	○			11.86	5.99	11.71	10.07	11.66	7.11
○		○		7.17	4.92	13.89	9.24	6.25	5.16
○			○	8.69	8.08	9.14	9.62	7.29	4.50
	○	○		16.03	9.50	14.62	8.11	14.91	8.66
	○		○	16.13	8.89	16.07	9.92	10.11	13.85
		○	○	16.05	10.55	18.70	8.59	12.19	9.92
○	○	○		11.38	6.07	14.88	10.13	11.01	5.09
○	○		○	14.23	7.57	14.38	12.95	9.60	7.23
○		○	○	12.25	6.82	14.62	11.88	10.87	8.91
	○	○	○	15.55	9.47	16.29	10.33	15.68	8.70
○	○	○	○	8.11	4.92	8.87	9.08	7.08	3.83
多模式系集評鑑指標分數				13.54	8.86	—	—	—	—
乾溼比例(乾, 溼)				(0.60, 0.40)		—		—	

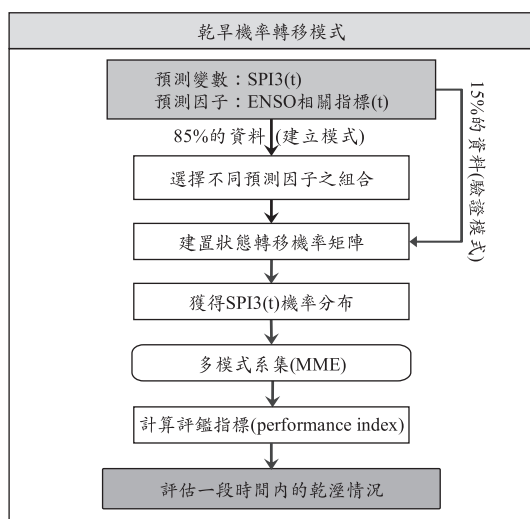


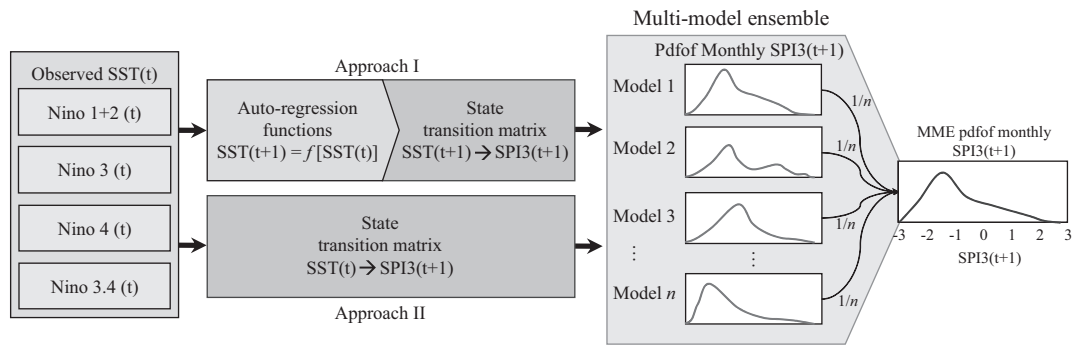
圖 11 乾旱機率轉移模式建置流程

數，如表 8。由不同輸入變數組合之個別評鑑指標分數的觀點，可以發現 2001 至 2009 年於所有模式下，SPI3 < 0 的分數皆比 SPI3 > 0 的分數還要高，可以約略看出於 2001 至 2009 年較為偏乾。再由多模式系集評鑑指標分數的觀點，乾旱

機率轉移模式的多模式系集評鑑指標分數結果(表 8(a))，其 SPI3 < 0 的分數為 13.54，SPI3 > 0 的分數為 8.86，經由式(18)計算 2001 至 2009 年間 SPI3 < 0 與 SPI3 > 0 發生機率之比例(即乾與溼的比例)為(60% : 40%)，由此結果能推定 2001 至 2009 年期間的氣候特性偏乾。

以不同輸入變數組合之各別評鑑指標(SPI3 < 0)分數的觀點，由表 8(b)顯示 Approach I 以{SPI3, Nino 4 SST, Nino 3.4 SST}的組合模式分數最高(18.70)；而以所有變數的組合模式分數最低(8.87)。表 8(c)顯示 Approach II 以{SPI3, Nino 3 SST}的組合模式分數最高(17.07)；而以{SPI3, Nino 1+2 SST, Nino 4 SST}組合模式分數最低(6.25)。綜合觀察表 8(b)及表 8(c)的結果可發現：Approach I 之所有模式的分數相較於 Approach II 所有模式的分數還來的高，顯示以 Approach I 方法建置的機率預報模式的預報能力較佳。

本研究進一步將 Approach I 與 Approach II 共 30 個模式集合為多模式系集模式(簡稱 MME



標準化降雨指標等級分類

SPI值	乾旱程度	發生機率(t+1)
0 ~ -0.99	輕微乾旱	25%
-1.00 ~ -1.99	中度至嚴重乾旱	50%
≤ -2.00	極端乾旱	10%

(McKee *et al.*, 1993)

圖 12 乾旱機率預報流程

模式)，其乾旱機率預報流程彙整如圖 12。圖中說明以當月的 Nino 海溫指標觀測數據，依不同變數組合代入 Approach I 及 Approach II 模式中所得 n 個 SPI3 於 $t+1$ 時刻的機率分布，再藉由多模式系集成為一個 SPI3 於 $t+1$ 時刻的分布，當作預報 $t+1$ 時刻的乾旱發生機率。為探討本研究提出之乾旱機率預報模式的預報能力，本文採用 MME 模式與最高分數之單一模式，即 Approach I {SPI3, Nino 4 SST, Nino 3.4 SST}，來比較 2001 至 2009 年當中，所預報的各月 SPI3 機率分布與實際 SPI3 分布的情況，特別以 2002 年台灣南部地區因嚴重乾旱而休耕或限耕的乾旱事件為例，進行說明。其它年份(2001 年, 2003 至 2009 年)之預測結果請參考碩士論文(郭志豪, 2011)。

2002 年由 MME 模式及 Approach I {SPI3, Nino 4 SST, Nino 3.4 SST} 所預報的各月 SPI3 機率分布與實際 SPI3 分布結果，如圖 13 至圖 14。圖中柱狀圖為模式所預測之 SPI3 機率分布，★ 為實際 SPI3 值。2002 年 MME 模式預報各月 SPI3 機率分布與實際 SPI3 之結果(圖 13)，可發現 2002 年全年實際 SPI3 值皆為負值，為全年偏乾的情況；而由預報的各月 SPI3 機率分布顯示 MME 模式大致可以捕捉實際 SPI3 值之情形，且

在乾季(12 月至隔年 3 月)的預報結果不錯。由 Approach I {SPI3, Nino 4 SST, Nino 3.4 SST} 於 2002 年的預報結果(圖 14)，可以發現 6 月及 11 月所預報的機率分布無法涵蓋實際的 SPI3 值，此情況係因為 2002 年 6 月與 11 月的 {SPI3, Nino 4 SST, Nino 3.4 SST} 變數組合，在模式建立期間(即 1950 至 2000 年)未曾發生，即建模之歷史資料中尚無此案例，若未來使用更長的資料來建立模式時，前述情況便可改善。

本文續以 2002 年台灣南部地區發生之實際缺水情形(資料來源：國家災害防救科技中心)，配合 MME 模式與 Approach I 的預報結果進行說明。2002 年 1、2、3 月，MME 模式與 Approach I 預報 SPI3 之機率分布，大部分分布型態偏向 SPI3 為負值的機率較高，而實際發生的 SPI3 均介於 0 至 -1 (屬輕微乾旱等級)。在 3 月份時發生了供應嘉義地區主要用水的蘭潭水庫和仁義潭水庫，有效蓄水量只剩下 1,000 萬噸左右，還不到滿水量的三成。4、5、6 月，大部分月份 Approach I 預報 SPI3 之機率分布偏向 SPI3 為負值的機率較高(但 MME 並無明顯偏向)，實際 SPI3 值在 4 月介於 -1 至 -2 間(屬中度至嚴重乾旱)且 5 月介於 0 至 -1 間(屬輕微乾旱)。但在連續幾個月的 SPI3 值均為負值之情況下，旱象持續惡

MME

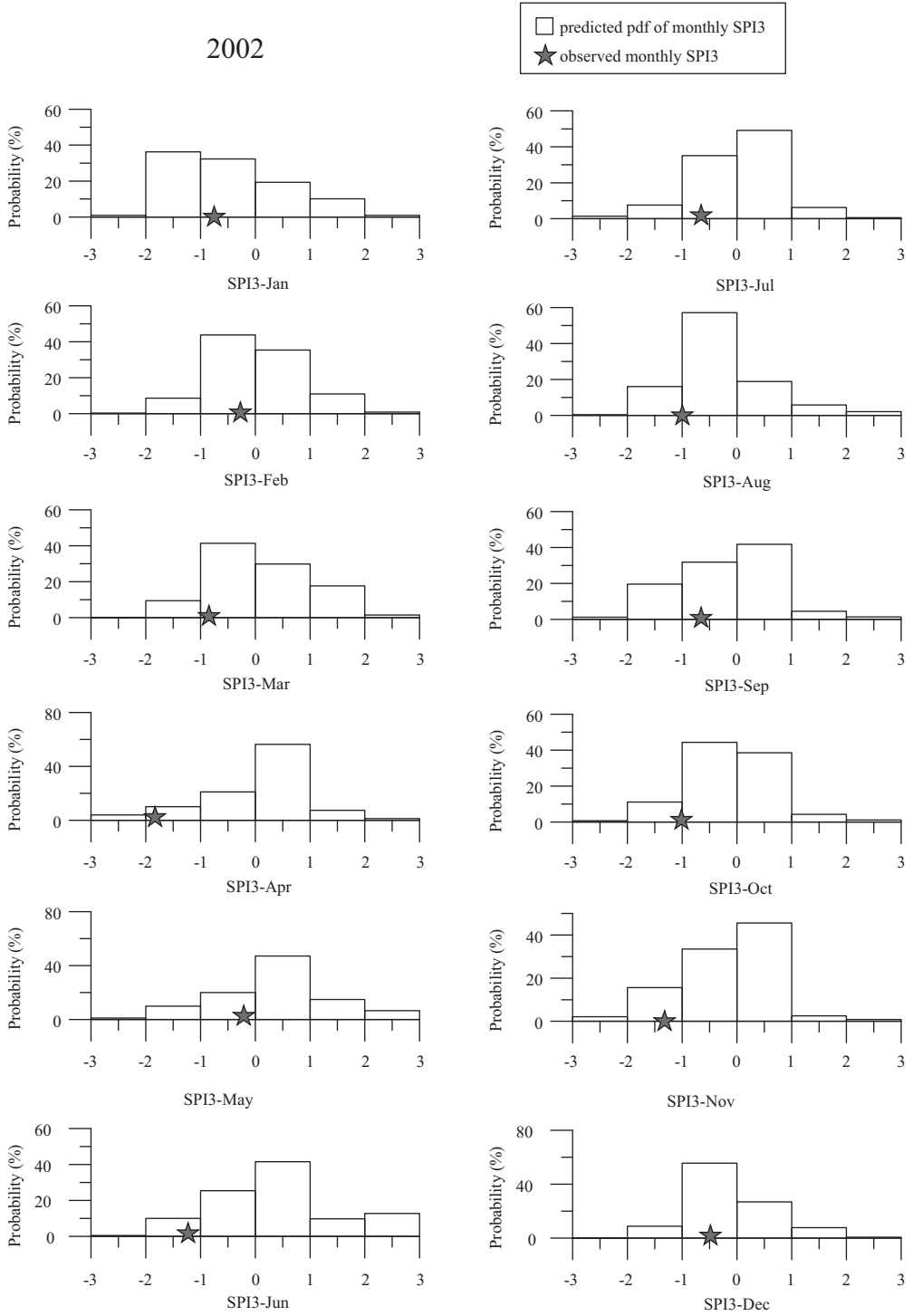


圖 13 MME 模式預報各月 SPI3 機率分布與實際 SPI3 分布結果(2002 年)

Approach I {SPI3, Nino 4 SST, Nino 3.4 SST} Score=18.70

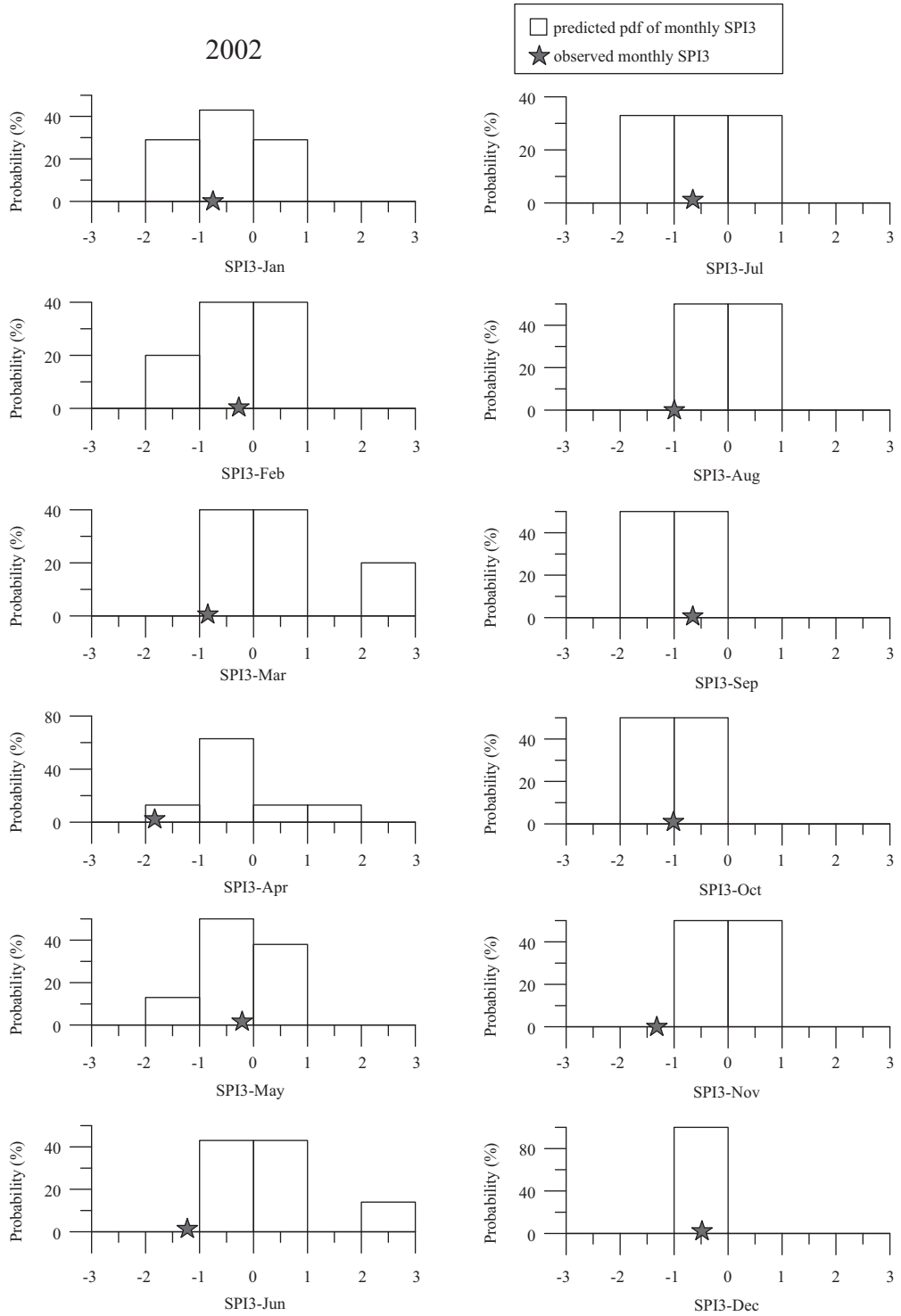


圖 14 Approach I {SPI3, Nino 4 SST, Nino 3.4 SST} 模式預報各月 SPI3 機率分布與實際 SPI3 分布結果(2002 年)

化，各水庫陸續拉起乾枯的警報，5月3日行政院中央旱災應變中心宣布，全台進入第一階段限水。7、8、9、10月，MME 模式與 Approach I 持續預報 SPI3 發生為負值的機率較高，實際發生值仍為負值。9月後又因沒有下過大雨，10月31日曾文水庫及烏山頭水庫總蓄水量不足28,000萬立方公尺，平均蓄水量只有過去正常降雨量之六成，曾文水庫蓄水率以每天一個百分點速度下降，嘉南地區於10月初雜糧作物不再灌溉，10月底農業用水採取打5折供應。11與12月，MME 模式與 Approach I 持續預報 SPI3 發生為負值的機率較高，實際發生值亦為負值，旱象持續。

綜合以上結果顯示：最高評鑑指標分數之單一模式，即 Approach I {SPI3, Nino 4 SST, Nino 3.4 SST}，在部份月份預報發生機率較大的 SPI3 值，較 MME 模式預報值接近實際值，但部份月份會因實際事件未曾在建模期間發生，而導致所預報的機率分布無法涵蓋實際的 SPI3 值，而採用 MME 模式則可以降低單一模式預報的不確定性。因此，本研究建議以 MME 模式提供台灣南部區域乾旱短期預警之參考依據。

五、結論與建議

本研究利用 ENSO 指標來預測氣象乾旱，其方法首先建立台灣南部區域之 SPI3，再採用 ENSO 指標中的 Nino 海溫指標建置 SPI3 與不同 Nino 海溫指標間的狀態轉移機率矩陣，並進一步應用於乾旱機率預報模式之建立。以下針對本研究由不同模式對台灣南部區域乾旱之機率預報分析結果，得到下列幾點結論：(1)根據乾旱機率轉移模式之多模式系集評鑑指標的結果，顯示 2001 至 2009 年台灣南部區域 SPI3 < 0 與 SPI3 > 0 發生機率之比例為 6 : 4，表示 2001 至 2009 年間之氣候特性偏乾。(2)根據乾旱機率預報模式之多模式系集評鑑指標的結果，顯示以 Nino 海溫自迴歸模式(即 Approach I 方法)建置的機率預報模式，比 Approach II 方法之預報能力較佳。(3)根據多模式系集模式(即 MME 模式)機率預報的結

果，顯示經由 MME 模式來預報可以降低單一模式機率預報的不確定性。(4)本研究特別以 2002 年實際因乾旱而休耕或限耕的乾旱事件為例，發表本研究提出之機率預報模式具有合理之預報能力。

在未來研究方向上之建議：(1)本研究用以建置狀態轉移機率的發生次數計算所採用的間距為 Nino 海溫指標以 0.2 為間隔，SPI3 以 1.0 為間隔來計算，未來研究中，不同變數將可採用不同之間距來計算並比較其發生次數之顯著性，則可以決定最適合變數值的間距，對於狀態轉移機率之建立能更加完善。(2)本研究所建置的狀態轉移機率屬於離散型的機率分布，未來研究中，若能以聯合機率來探討不同變量在不同維度下的連續型機率分布，在應用上會更便利且不受變數間距值的影響。(3)本研究以 Nino 海溫延遲 1 個月之自迴歸模式來建置一種乾旱機率預報模式，未來若能結合用美國環境預報中心的大氣海洋耦合預報系統(NCEP: CFS)與中央氣象局的動力統計預報系統(CWB: OPGSST)所預報的兩種未來海溫情境，將可以預報未來數個月後的乾旱情況。(4)本研究以 2001 至 2009 年的觀測資料來評估這 9 年間的乾濕特性，未來若能進一步由大氣環流模式中取得未來長期的 Nino 海溫指標於不同氣候變遷情境下的模擬值，則可用來評估未來不同氣候變遷情境下的乾濕特性，將有助於對台灣南部區域未來受乾旱衝擊及水資源環境改變，提出更好的因應措施與防治策略。(5)由於台灣之降雨時間與空間分布特性不均，本研究先以台灣南部地區為研究區域，針對氣象乾旱進行探討並進行乾旱機率預報模式之發展與應用。未來其它地區(如台灣北部與中部)之模式發展與應用，可依據本研究提出之方法與程序進行模式建立及應用。

謝誌

本計畫承蒙行政院國家科學委員會提供研究經費(計畫編號：NSC 99-2221-E-035-107)，謹致謝忱。

參考文獻

1. 朱錦紅、柯文雄、許晃雄，「臺灣降水變化及其季節性異常的環流機制」，環境保護學會學刊，第 27 卷，第 1 期，第 72 至 89 頁，2004。
2. 呂季蓉，「台灣南部地區長期乾旱趨勢分析之研究」，國立成功大學水利及海洋工程學系，碩士論文，2006。
3. 宋嘉文，「氣候變遷對台灣西半部地區降雨及乾旱影響之研究」，國立成功大學水利及海洋工程學系，碩士論文，2003。
4. 林志彥，「台灣乾旱特性變動與頻率分析之研究」，國立成功大學水利及海洋工程學系，碩士論文，2007。
5. 郭志豪，「應用 ENSO 對台灣南部乾旱之機率預報」，國立成功大學水利及海洋工程學系，碩士論文，2011。
6. 高孔廉，「作業研究-管理決策之數量方法」，嘉德出版事業有限公司，1985。
7. 張炎銘，「建立乾旱警報系統初論」，台灣水利，第 39 卷，第 4 期，第 73 至 83 頁，1991。
8. 許晃雄、陳圭宏，「台灣地區低頻大氣變化與熱帶海洋及大氣的關係」，氣象科技中心技術報告彙編，第 014 號，第 33 至 58 頁，交通部中央氣象局，1994。
9. 曾仁宏、顏正平，「乾旱指標方法之研究」，第七屆水利工程研討會論文集，第 C145-C158 頁，1994。
10. 黃文揚、徐南蓉，「以全球海水表面溫度預測台灣附近之夏季降雨量」，中國統計學報，第 43 卷，第 4 期，第 371 至 386 頁，2005。
11. 虞國興、莊明德，「台灣乾旱特性之研究」，台灣水利，第 40 卷，第 4 期，第 20 至 33 頁，1992。
12. 廖志翔，「台灣地區春季降雨分析及聖嬰/南方振盪(ENSO)關係之探討」，八十四年度研究報告第 CW84-1A-04 號，交通部中央氣象局，1995。
13. 盧孟明，「聖嬰現象與台灣異常氣候關係之探討」，大氣科學，第 28 卷，第 2 期，第 91 至 114 頁，2000。
14. 蕭政宗，「聖嬰現象與台灣地區降雨量之相關性分析」，農業工程學報，第 46 卷，第 1 期，第 93 至 109 頁，2000。
15. 簡俊彥、蔡正男、洪益發，「季時期水庫運轉模式之研究—入流量預估研究」，台灣水利，第 38 卷，第 3 期，1990。
16. 顏君凌，「翡翠水庫不同乾旱限水標準之評比」，國立成功大學水利及海洋工程學系，碩士論文，2003。
17. Akaike, H., Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, In B. N. Petrov & F. Csaki (Eds.), *Second International Symposium on Information Theory*, Akademiai Kiado, pp. 267-281, 1973.
18. Banik, P., A. Mandal and M. S. Rahman, Markov chain analysis of weekly rainfall data in determining drought-proneness, *Discrete Dynamics in Nature and Society*, Vol. 7, pp. 231-239, 2002.
19. Bjerknes, J., Atmospheric teleconnection from the equatorial Pacific. *Monthly Weather Review*, 97, pp. 163-172, 1969.
20. Chang, T. J., Investigation of precipitation droughts by use of kriging method. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, ASCE 117 (6), pp. 935-943, 1991
21. Edwards, D. C. and T. B. McKee, Characteristics of 20th Century drought in the United States at multiple time scales, *Department of Atmospheric Science, Colorado State University: Fort Collins Climatology Report*, 97-2, 1997.
22. Eltahir, E.A.B., Drought frequency analysis in Central and Western Sudan. *Hydrological Sciences Journal*, 37 (3), pp. 185-199, 1992
23. Jimoh, O. D. and P. Webster, The optimum order of a Markov chain model for daily rainfall in Nigeria, *Journal of Hydrology*, Vol. 185, pp. 45-69, 1996.
24. Lehner, B., P. Doll, J. Alcamo, T. Henrichs and

- F. Kaspar, Estimating the impact of global change on flood and drought risks in Europe: a continental, integrated analysis. *Climate Change*, 75, pp. 273-299, 2006.
25. Markov, A. A., Investigations of an Important Case of Dependent Trials *Izvestia Acad, Nauk VI, Series I*, 61, 1907.
26. McKee, T. B., N. J. Doeskin and J. Kleist, The relationship of drought frequency and duration to time scales, *8th Conference on Applied Climatology*, January 17-25, Anaheim, California, pp. 179-184, 1993.
27. Mishra, A. K. and V. P. Singh, Analysis of drought severity-area-frequency curves using a general circulation model and scenario uncertainty, *Journal of Geophysical Research*, 114, D06120, 2009.
28. Pinkeye, S., Conditional probabilities of occurrence of wet and dry years over a large continental area. *Hydrology Paper*, 12, 1966.
29. Ropelewski, C.F. and M.S. Halpert, Global and regional scale precipitation patterns associated with El Niño/Southern Oscillation. *Monthly Weather Review*, 115, pp. 1606-1626, 1987.
30. Santos, M. A., Regional droughts: a stochastic characterization. *Journal of Hydrology*, 66, pp. 183-211, 1983.
31. Trenberth, K. E., The definition of El Niño. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 78, pp. 2771-2777, 1997.
32. Walker, G. T. and E. W. Bliss, World weather V. *Memoirs of the Royal Meteorological Society*, 4, pp. 53-84, 1932.
33. Walker, G. T. and E. W. Bliss, World weather VI. *Memoirs of the Royal Meteorological Society*, 4, pp. 119-139, 1937.
34. Wiener, N., On the nature of mathematical thinking, *Australian Journal of Psychology and Philosophy*, 1, pp. 268-272, 1923.
35. Wilhite, D. A. and M. H. Glantz, Understanding the drought phenomenon: The role of definitions. *Water International*, 10, pp. 111-120, 1985.

收稿日期：民國 100 年 7 月 29 日
 修正日期：民國 100 年 9 月 7 日
 接受日期：民國 100 年 9 月 9 日