

聖嬰／反聖嬰 (El Niño／La Niña) 統計預報之發展

陳孟詩¹ 盧孟明²

¹中央氣象局氣象預報中心

²中央氣象局氣象科技研究中心

摘要

本研究利用正準相關分析法發展聖嬰／反聖嬰統計預報模式，預報因子為前四季之季平均海平面氣壓場，預報對象則為赤道地區季平均海溫。

研究結果顯示，模式發展期之冬半年預報表現較夏半年好，就短期氣候預報而言，雖然持續法較正準相關模式佳，但中長期氣候預報則是正準相關模式優於持續法。正準相關模式亦有能力預報海溫之年際變化及季節變化，但有較冷誤差，預報聖嬰比反聖嬰要來得好，雖然模式對主要的聖嬰／反聖嬰事件開始時間預報落後，但對其結束時間則掌握地相當不錯。由相關係數及均方根誤差評估模式之預報技術顯示，不同海溫指標之預報以 Niño3.4 最好，而 Niño3.4 冬季之領先 1 季預報優於其他領先預報，若考慮應用至實際預報作業之時效需求，則 Niño3.4 領先 2 季預報之表現於冬半年較佳。

本研究亦針對正準相關模式進行敏感度測試，結果發現改變預報因子區域及解析度、預報對象選取 8 個海溫指標、預報對象扣除表現較差的 2 個海溫指標及資料前置處理未含去趨勢化，並未改善模式表現，預報因子加入預報對象本身只在領先 3 季預報略有改進，而模式發展期改為 1960-1999 年對模式預報改進幫助較大，因此實際預報作業建議採用最近 40 年為模式發展期。

檢視模式於預報實驗期之表現，正準相關模式對於聖嬰／反聖嬰事件之強度預報不足，而轉變時間之掌握稍為落後，雖然表現不及 ENSO-CLIPER (Landsea and Knaff, 2000)，但較持續法佳。

關鍵詞：聖嬰、正準相關分析、統計預報模式

一、前言

聖嬰／反聖嬰 (El Niño／La Niña) 是指赤道中到東太平洋海溫每 2~7 年異常增暖／變冷的現象。聖嬰發生時，伴隨著赤道東風減弱，深對流區並由西太平洋東移至中及東太平洋，由於祕魯沿岸湧升流減弱，漁獲減少，同時透過海氣交互作用及大氣遙相關型態，使得遙地氣候改變，例如美國加州降水增加，而印尼降水減少，影響人類生活至鉅。因此若能準確預報聖嬰的發展，必能減少經濟活動損失。

上一世紀末發生了有紀錄以來最強的聖嬰事件，也為氣象學家提供了一次檢視聖嬰預報模式表現的機會。Barnston et al. (1999) 針對 1997-98 聖嬰事件之模式預報做評比，參與評比的模式包括 8 個動力模式及 7 個統計模式，所使用的方法為均方根誤差及相關係數。研究結果發現，就此事件而言，大部分的模式在 1996 年 12 月即預報赤道太平洋海溫有增暖的趨勢，但直到 1997 年 3 月才預報聖嬰事件的發生，1997 年 6 月才意識到此次為超強的聖嬰事件，一旦聖嬰開始發展之後，大部分的模式均

能預報在 1997 年底達到巔峰，之後於 1998 年晚春初夏時減弱，甚至逆轉為反聖嬰。換句話說，雖然大部分的模式在聖嬰開始前 1 至 2 季能預報某種程度的海溫增暖，但沒有一個模式能預報到此事件的強度。綜合來看，動力與統計模式並無孰優孰劣。表現較好的動力模式有 NCEP (National Centers for Environmental Prediction) 及 COLA (Center for Ocean-Land-Atmosphere Studies) 所發展的包含海洋及大氣的完整方程，而表現較好的統計模式如 ENSO-CLIPER (El Niño Southern Oscillation CLImatology and PERsistence)、CA (Constructed Analog) 及 CCA (Canonical Correlation Analysis)，則是使用線性迴歸方法。對動力模式而言，其預報能力之限制在於同化初始資料不足，對統計模式而言則是線性之假設及對實際觀測之反應遲緩。

Landsea and Knaff (2000)認為預報模式之技術不能以氣候法 (climatology) 或持續法 (persistence) 為基準，而應採用結合氣候法、持續法及海溫變化趨勢的 ENSO-CLIPER。他們發現此 12 個預報模式中，有些模式預報 1997-98 聖嬰事件之開始及減弱的表現的確比 ENSO-CLIPER 好，但沒有一個模式能在 6 至 8 個月前成功地預報聖嬰開始或減弱的訊號，包括 ENSO-CLIPER 在內，也沒有一個模式能在 6 至 11 個月前能夠預報到聖嬰成熟期強度之一半。就此事件而言，短期預報 (0 至 5 個月前) 表現較好的模式為 ENSO-CLIPER，中長期預報 (6 至 23 個月前) 表現較好的模式則是 CA、CCA 及 COLA 海氣耦合模式。

由上述學者的研究可知，正準相關 (CCA) 不失為一個好的聖嬰統計預報模式。能夠正確預報聖嬰現象的發展，不僅可以提升超越兩星期之預報能力，同時也可藉由聖嬰資訊應用於台灣地區長期氣候預報之研究。本研究即依據 Barnston and Ropelewski (1992) 發展正準相關模式，第二節敘述發展模式所需之資料及方

法，第三節檢視模式預報之表現，包括敏感度測試 (sensitivity test)、交叉驗證 (cross-validation)、模式校驗 (verification) 及預報實驗，第四節為結論。

二、資料及研究方法

本研究所使用的資料為 1949 年迄今之美國國家環境預報中心重分析 (NCEP/NCAR Reanalysis, Kalnay et al., 1996) 海平面氣壓場 (SLP; Sea Level Pressure) 及 1950 年迄今之重建海溫資料 (NCEP Reconstructed SST, Reynolds and Smith, 1994)。

模式發展所使用的方法為正準相關分析，此為現行統計模式中最高階的預報技術。最簡單的統計模式為尋找兩單一變數之迴歸關係 (regression)，複迴歸 (multiple regression) 進一步地尋找多個預報因子與單一預報對象之相關，而逐步複迴歸 (stepwise multiple regression) 嘗試從大量的預報因子中找出最重要的數個預報因子來解釋單一預報對象，正準相關分析則是尋求多個預報因子與多個預報對象之最佳線性組合 (linear combination)，也就是兩組向量場間之最大相關 (correlation)。它與經驗正交函數 (Empirical Orthogonal Function, EOF)、奇異值分解 (Singular Value Decomposition, SVD) 的差別在於經驗正交函數分析單一向量場內之最大變異數 (variance)，奇異值分解則是計算兩組向量場間之最大互變異數 (covariance)。

無論是預報因子或預報對象在進行正準相關分析前，資料均先去趨勢化 (detrend)，也就是以線性單一迴歸方程代表資料之時間序列，計算每一點相對於迴歸方程之殘差 (residual)，並加上此時間序列之平均值來代替原始資料，目的在於去除超低頻變化對相關分析的影響。去趨勢化後之資料再經標準化 (standardization)，也就是減去平均值 (mean) 後再除以標準差 (standard deviation)，以去除因地理位置而造成之差異。進行正準相關分析

之前的最後一個步驟為經驗正交函數分析，為的是先找出較重要之空間型態分布，希望減少相關矩陣的維度及計算時間，也就是以兩組向量場較顯著之個別空間分布來進行正準相關分析。至於要保留多少個模 (mode)，此處的做法是仿造 Preisendorfer (1988)，由蒙地卡羅 (Monte Carlo) 實驗所得到固有值 (eigenvalue) 之統計分散性決定，也就是若第 k 個固有值之標準誤差範圍與第 $k+1$ 個重疊甚多，則保留 k 個模。值得注意的是，去趨勢化和經驗正交函數分析雖可事先過濾不需要的資訊，但也有可能將有用的資訊一併過濾掉。

經過上述之資料前置處理步驟後，接下來就要進入正準相關分析。若 Y 、 T 分別表示經資料前置處理步驟後之預報因子和預報對象：

$$Y(x, t) = \sum_{j=1}^p a(t) e_j(x) = \sum_{j=1}^p \kappa_j^{-1/2} \alpha_j(t) e_j(x) \quad x=1, \dots, p$$

$$T(x', t) = \sum_{j=1}^q b(t) f_j(x') = \sum_{j=1}^q \lambda_j^{-1/2} \beta_j(t) f_j(x') \quad x'=1, \dots, q$$

其中 κ_j 、 λ_j 為經驗正交函數分析之固有值， e_j 、 f_j 為固有向量 (eigenvector)， p 、 q 為保留之模，主成分 (principal component) 為

$$a(t) = \sum_{x=1}^p Y(x, t) e_j(x) \quad j=1, \dots, p$$

$$b(t) = \sum_{x'=1}^q T(x', t) f_j(x') \quad j=1, \dots, q$$

再將主成分標準化：

$$\alpha_j(t) = \kappa^{-1/2} a_j(t) \quad t=1, \dots, n$$

$$\beta_j(t) = \lambda^{-1/2} b_j(t)$$

由 $\alpha_j(t)$ 、 $\beta_j(t)$ 可組成 $p \times q$ 之矩陣 C ：

$$c_{jk} = \langle \alpha_j(t) \beta_k(t) \rangle_t \quad \langle \rangle_t \text{ 表示相關}$$

因此

$$[CC^T]_{r_j} = \mu_j^{-2} r_j \quad j=1, \dots, p$$

$$[C^TC]_{s_k} = \mu_k^{-2} s_k \quad k=1, \dots, q$$

其中 T 表示轉置矩陣， μ_j^{-2} 為固有值， r_j 、 s_k 為固有向量。 μ_j 為正準相關係數 (canonical correlation coefficient)，而正準成分 (canonical component) 為

$$u_j = \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{ij} \quad , \quad v_k = \sum_{i=1}^q \beta_i s_{ik}$$

正準向量 (canonical vector) 為

$$g_j(x) = \langle Y(x, t) u_j(t) \rangle_t \quad , \quad h_k(x') = \langle T(x', t) v_k(t) \rangle_t$$

吾人希望能以預報因子之正準成分 u_j 的線性組合來表示預報對象 $T(x', t)$ ，也就是將 T 向量投影於 u_j 所組成的向量空間，利用下列二式之性質：

$$\langle u_j(t) v_k(t) \rangle_t = \begin{cases} \mu_k \delta_{jk} & j, k = 1, \dots, q \\ 0 & j = q+1, \dots, p; \quad k = 1, \dots, q \end{cases}$$

$$\langle T(x', t) u_j(t) \rangle_t = \begin{cases} h_j(x') \mu_j & j = 1, \dots, q \\ 0 & j = q+1, \dots, p \end{cases}$$

以預報因子 Y 來估計預報對象 T 之最小平方估計式為：

$$\hat{T}(x', t) = \sum_{j=1}^q \mu_j u_j(t) h_j(x') \quad x'=1, \dots, q \quad t=1, \dots, n$$

關於正準相關分析方法更進一步地詳細說明與意義，可參閱 Barnett and Preisendorfer (1987)。

此外，Chu (1998) 也是利用最小平方方法出估計式，但略有不同，其方法簡述如下：

$$u = r^T \alpha \quad , \quad v = s^T \beta$$

$$v = \omega_0 + \omega_1 u + \varepsilon \Rightarrow \hat{v} = w_0 + w_1 u \Rightarrow \hat{\beta} = (s^T)^{-1} \Lambda (r^T \alpha - r^T \bar{\alpha}) + \bar{\beta}$$

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_q \end{bmatrix}$$

其中 $()^{-1}$ 表示反矩陣， $\bar{}$ 表示平均值， Λ 則是正準相關係數矩陣。求得 $\hat{\beta}$ 後，再利用 β 與 T 之經驗正交函數關係求 $\hat{T}$ 。

至於校驗模式的方法則採用相關係數及均方根誤差 (Wilks, 1995)。

三、模式發展及結果

(一) 模式架構

模式發展期 (training period) 為 1956-1995 年, 1996-2000 年為模式預報實驗期。預報因子 (predictor) 為前四季 40°S-70°N, 0°-360° 之季平均海平面氣壓場, 受限於現有電腦資源, 解析度為 20°×20°, 預報對象 (predictand) 則為赤道地區 (5°S-5°N, 0°-360°) 季平均海溫, 解析度為 2°×10°。經由經驗正交函數分析, 海平面氣壓場選取前 6 個模, 海溫選取前 2 個模進行正準相關分析, 累積解釋變異數分別可達 40% 及 65% 以上, 之後再依據 Chu (1998) 之迴歸預報估計式。

圖 1 為領先 2 季 (lead2, 如表 1) 之冬季 (DJF; 12~2 月) 預報的正準相關分析第一個模, 也就是以前一年秋、冬季及今年春、夏季之海平面氣壓來預報今年冬季之海溫。由圖中可看出, 57/58、65/66、68/69、72/73、82/83、87/88 年之海溫正準成分距平大於一個標準差, 而 70/71、73/74、75/76、88/89、95/96 年之海溫正準成分距平小於一個標準差, 與 Trenberth (1997) 定義之聖嬰/反聖嬰一致, 因此第一個模為 ENSO 型態。由海溫之正準向量

可看出, 冬季當赤道中至東太平洋出現正距平時, 西太平洋為負距平, 印度洋為正距平, 而大西洋為微弱正距平。由於正準相關係數為 -0.89, 相對應的海平面氣壓之正準向量於前一年秋季在印尼及澳洲為負距平, 赤道東太平洋及中國大陸為正距平, 前一年冬季雖然赤道東太平洋還是正距平, 但副熱帶中及東太平洋已開始轉為負距平, 與澳洲同相位, 同年春季換日線以東已全部轉為負距平, 換日線以西為正距平, 初具聖嬰成熟時海平面氣壓於赤道東、西太平洋反相位之雛型, 並於同年夏季繼續增強, 此時南方振盪指數 (SOI) 為負, 與聖嬰發展相互吻合。第二個模之正準相關係數則為 0.56 (圖略)。

(二) 敏感度測試

本研究與 Barnston and Ropelewski (1992) 之差異除了使用資料之不同外, 還包括預報因子、預報對象、模式發展期、資料前置處理及迴歸預報估計式 (表 2)。為了解這些差異對模式的影響, 因此進行敏感度測試, 包括預報因子加入預報對象本身、改變預報因子區域及解析度、預報對象選取 8 個海溫指標 (表 3)、預報對象扣除表 3 中表現較差的 2 個海溫指標 P2、B (Barnston and Ropelewski, 1992)、模式發展期改為 1960-1999 年及資料前置處理未含去趨勢化, 詳細之說明及代號請參閱表 4。

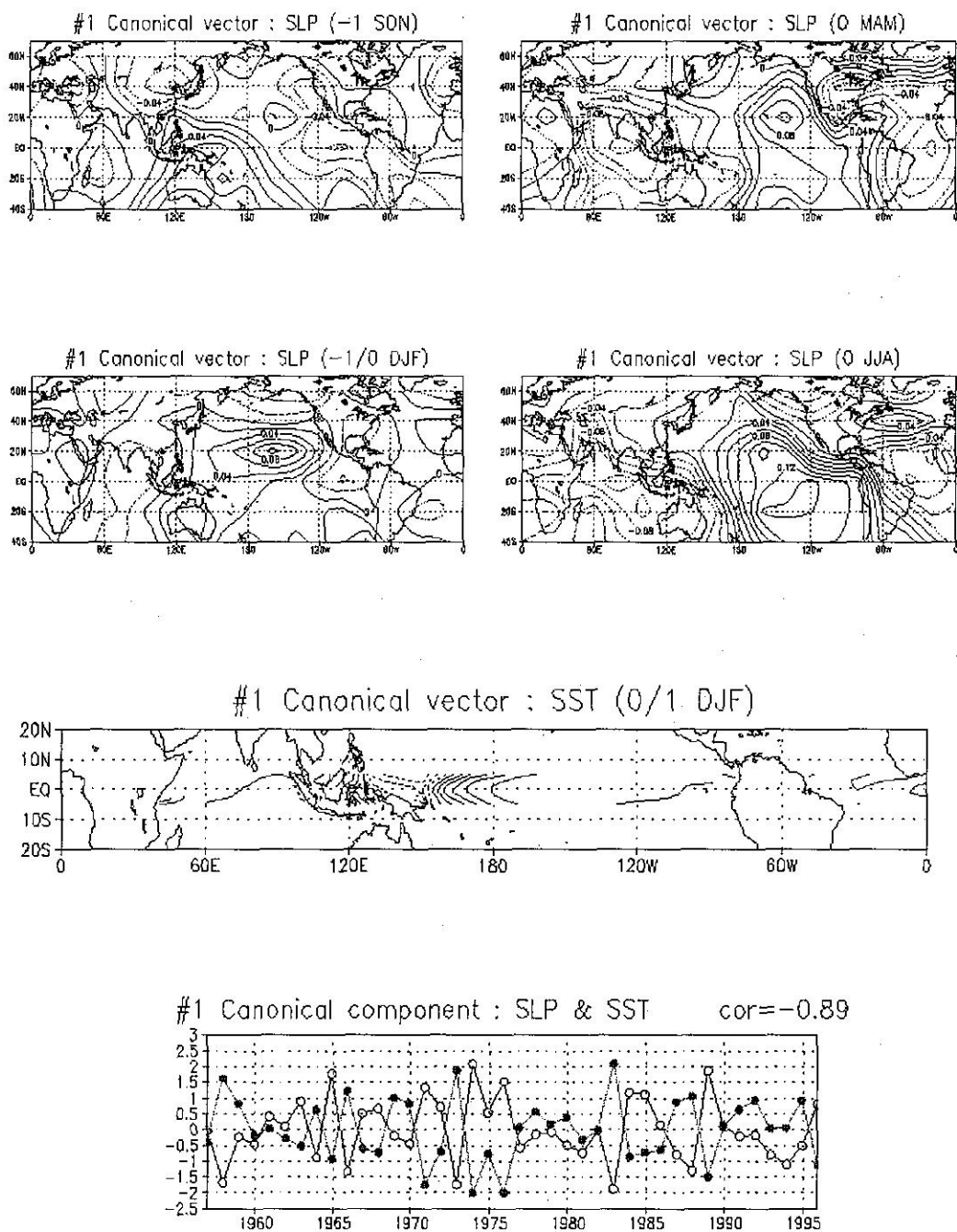


圖 1、冬季 lead2 預報第一個模的正準向量、正準成分及正準相關係數。正準向量等值線間隔為 0.02，負值以虛線表示，-1 SON 表示前一年 9~11 月，-1/0 DJF 表示前年 12 月~今年 2 月……以此類推。正準成分空心圓為海平面氣壓，實心圓為海溫，1960 表示 DJF 1959/60。

表 1、預報 DJF 96/97 海溫所使用的領先 1~5 季海平面氣壓之代表期間

Lead5	Lead4	Lead3	Lead2	Lead1	Target
DJF94/95~SON95	MAM95~DJF95/96	JJA95~MAM96	SON95~JJA96	DJF95/96~SON96	DJF96/97

表 2、本研究與 Barnston and Ropelewski (1992)之差異

	本研究	Barnston and Ropelewski (1992)
預報因子	NCEP Reanalysis SLP ($20^{\circ} \times 20^{\circ}$)	SOI+NMC SLP ($5^{\circ} \times 10^{\circ}$) COADS+Reynolds SST (如表 3)
預報對象	Reconstructed SST (赤道區域)	COADS+Reynolds SST (如表 3)
模式發展期	1956-1995 年	1956-1990 年
資料前置處理	EOF 6×2 mode	EOF 3×3 mode 預報因子權重 SLP:SST=1:0.06
迴歸預報估計式	Chu (1998)	Barnett and Preisendorfer (1987)

表 3、8 個海溫指標

P2	P4	P5	B	N1+2	N3	N4	N3.4
$10^{\circ}\text{S}-10^{\circ}\text{N}$ $140^{\circ}\text{E}-180^{\circ}$	$5^{\circ}\text{S}-5^{\circ}\text{N}$ $120^{\circ}-170^{\circ}\text{W}$	$0^{\circ}-10^{\circ}\text{N}$ $80^{\circ}-100^{\circ}\text{W}$	$10^{\circ}\text{S}-0^{\circ}$ $80^{\circ}-100^{\circ}\text{W}$	$10^{\circ}\text{S}-0^{\circ}$ $80^{\circ}-90^{\circ}\text{W}$	$5^{\circ}\text{S}-5^{\circ}\text{N}$ $90^{\circ}-150^{\circ}\text{W}$	$5^{\circ}\text{S}-5^{\circ}\text{N}$ $150^{\circ}\text{W}-160^{\circ}\text{E}$	$15^{\circ}-5^{\circ}\text{S}$ $90^{\circ}-110^{\circ}\text{E}$

表 4、模式敏感度測試之代號及說明

代號	說明
CTL	Control run
+SST	預報因子為 SLP ($40^{\circ}\text{S}-70^{\circ}\text{N}$, $0^{\circ}-360^{\circ}$, $20^{\circ} \times 30^{\circ}$):SST ($5^{\circ}\text{S}-5^{\circ}\text{N}$, $0^{\circ}-360^{\circ}$, $10^{\circ} \times 20^{\circ}$)=1:1
2SLP	預報因子為 SLP ($30^{\circ}\text{S}-30^{\circ}\text{N}$, $0^{\circ}-360^{\circ}$, $10^{\circ} \times 20^{\circ}$)
8IDX	預報對象為 8 個海溫指標 (如表 3)
-P2、B	預報對象為不含 P2 及 B (表 3) 之 6 個海溫指標
1960-1999	模式發展期為 1960-1999 年
No-detrend	資料前置處理未含去趨勢化

Nino3.4 Cross-validation for DJF

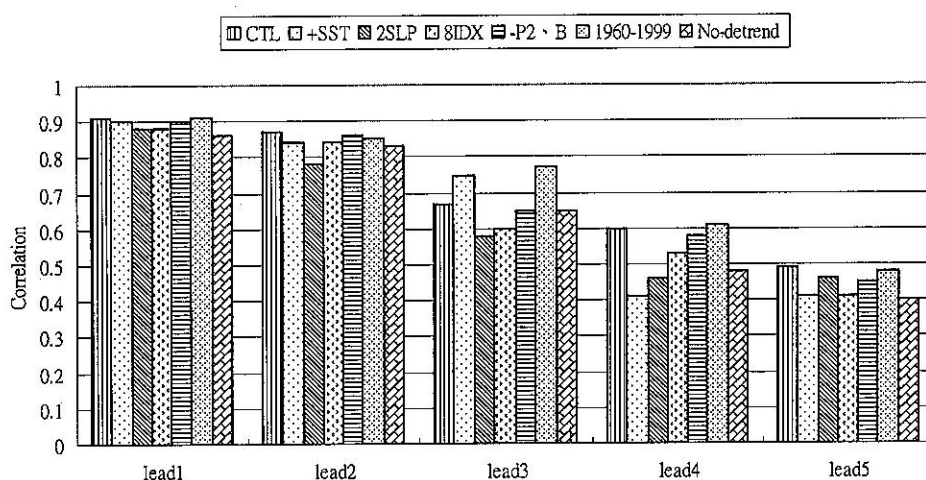


圖 2、冬季 Niño3.4 敏感度測試之交叉驗證，各代號之說明請參閱表 4。

圖 2 為冬季 Niño3.4 敏感度測試之交叉驗證，由圖中可發現+SST 除了 lead3 預報外，其他領先預報均未優於 CTL，而 2SLP、8IDX、-P2、B 及 No-detrend 之各領先預報亦不如 CTL，只有 1960-1999 於 lead3、lead4 預報表現比 CTL 佳，lead1 預報則是旗鼓相當。換句話說，改變預報因子區域及解析度、預報對象選取 8 個海溫指標、預報對象扣除表現較差的 2 個海溫指標 (P2、B) 及資料前置處理未含去趨勢化，並未改善模式表現，預報因子加入預報對象本身只在 lead3 預報略有改進，而模式發展期改為 1960-1999 年對模式預報改進幫助較大。

由此可知，CTL 於 lead2、lead5 預報表現最好，lead3、lead4 預報表現最佳的為 1960-1999，兩者於 lead1 預報平分秋色，因此實際預報作業採用最近 40 年為模式發展期。此外，受限於截至發布未來一季之預報時間所能得到的海溫資料為前一個月，lead1 預報並不可行，以下討論將以 Niño3.4 之 lead2 預報為主。

(三) 交叉驗證

圖 3 是 Niño3.4 模式預報及持續法之交叉驗證，由圖中可看出模式 lead1 預報之交叉驗證相關係數超過 0.6，即使是 lead3 預報，相關係數也達到 0.4 以上。無論是領先多少季預報，相關係數在冬半年較高，夏半年較低，lead1 之 OND~DJF 預報甚至超過 0.9，用於實際預報作業的 lead2 之 NDF、DJF 預報也有 0.88，顯示模式冬半年預報之表現較夏半年好。持續法之 lead1~3 預報也有相同的結果，值得注意的是，冬半年 lead1 預報之交叉驗證相關係數，持續法超越模式，兩者於冬季 lead2 預報則相差不大，表示就短期 (6 個月之內) 氣候預報而言，尤其是冬季，持續法仍有相當應用價值，換句話說，Niño3.4 海溫在冬季較具持續性，但是中長期 (6 個月以上) 氣候預報，仍以使用正準相關模式較為適當。

Niño3 及 Niño4 的結果與 Niño3.4 類似 (圖略)，但 Niño4 lead1 預報之相關係數，持續法全年均高於模式，顯示 Niño4 較 Niño3.4 海溫更具持續性。

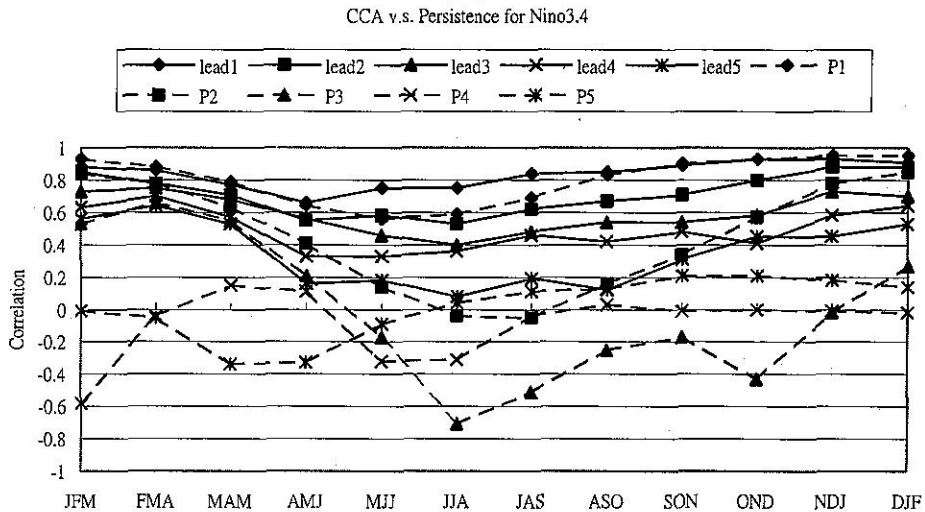


圖 3、Niño3.4 模式預報及持續法之交叉驗證，其中 lead1 表示領先 1 季之正準相關分析法，P1 表示領先 1 季之持續法……以此類推。

(四) 模式校驗

為探究模式是否有能力預報聖嬰現象，圖 4 為 Niño3.4 冬季 lead2 預報之年際變化，若定義海溫距平超過一個正／負標準差為主要的聖嬰／反聖嬰事件，則可發現模式事後預報 (hindcast) 聖嬰為 57/58、65/66、72/73、82/83、87/88、92/93、93/94，實際上為 57/58、65/66、72/73、82/83、86/87、91/92，命中率為 57%，且多集中於模式發展前期。模式事後預報反聖嬰為 62/63、64/65、70/71、71/72、73/74、75/76、83/84、84/85、88/89、95/96，實際上為 70/71、73/74、75/76、88/89，命中率為 40%，可見模式事後預報聖嬰比反聖嬰來得好，同時也顯示出模式事後預報有較冷誤差。事後預報和實際的 Niño3.4 相關係數可達 0.88。圖 5 為 80 年代 Niño3.4 lead2 預報之季節變化，由圖中可看出模式對主要的聖嬰／反聖嬰事件開始時間預報落後，但對其結束時間則掌握地相當不錯，其相關係數為 0.84，由此可知模式有能力預報海溫之年際變化及季節內變化。

進一步由相關係數及均方根誤差來評估模

式之預報技術，發現冬季 Niño3.4 lead2 預報之相關係數較 Niño3、Niño4 高 (圖 6)，即使是相關係數較低之 Niño4 預報亦超過 0.8，但 Niño4 預報之均方根誤差是三者當中最小的，與其他二者相差不多，綜合來看，Niño3.4 不失為一個可預報之海溫指標。圖 7 比較冬季 Niño3.4 各不同領先預報之表現，正如原先所預期的，lead1 預報之相關係數最高，其次為 lead2 預報，相關係數最低的是 lead5 預報，而均方根誤差最小的是 lead1 預報，最大的是 lead5 預報，顯示模式表現隨預報時效增長，其預報能力降低。Niño3.4 不同季節 lead2 預報之比較如圖 8 所示，冬半年之相關係數高於夏半年，同時冬半年之均方根誤差也較小，均方根誤差最大為 AMJ，顯示模式仍無法突破春季之預報障礙。

就模式發展期而言，檢視事後預報的結果顯示，不同海溫指標之預報以 Niño3.4 最好，而 Niño3.4 冬季之 lead1 預報優於其他領先預報，若考慮應用至實際預報作業，則 Niño3.4 lead2 預報之表現於冬半年較佳。

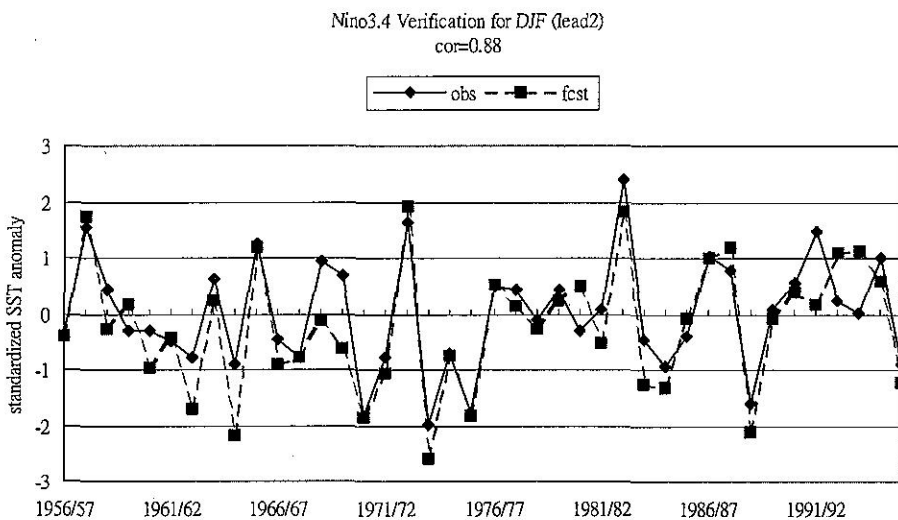


圖 4、Niño3.4 冬季 lead2 預報之年際變化。實線為觀測值，虛線為預報值。

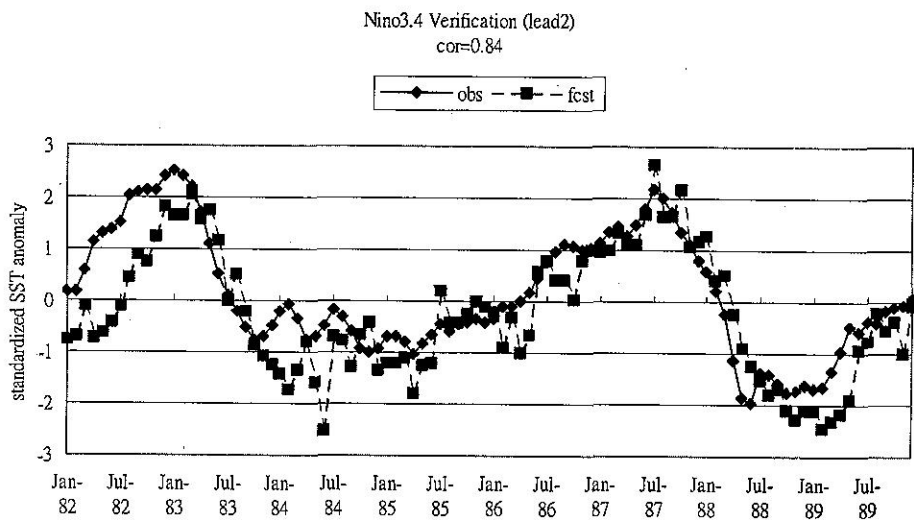


圖 5、Niño3.4 lead2 預報之季節變化。實線為觀測值，虛線為預報值。

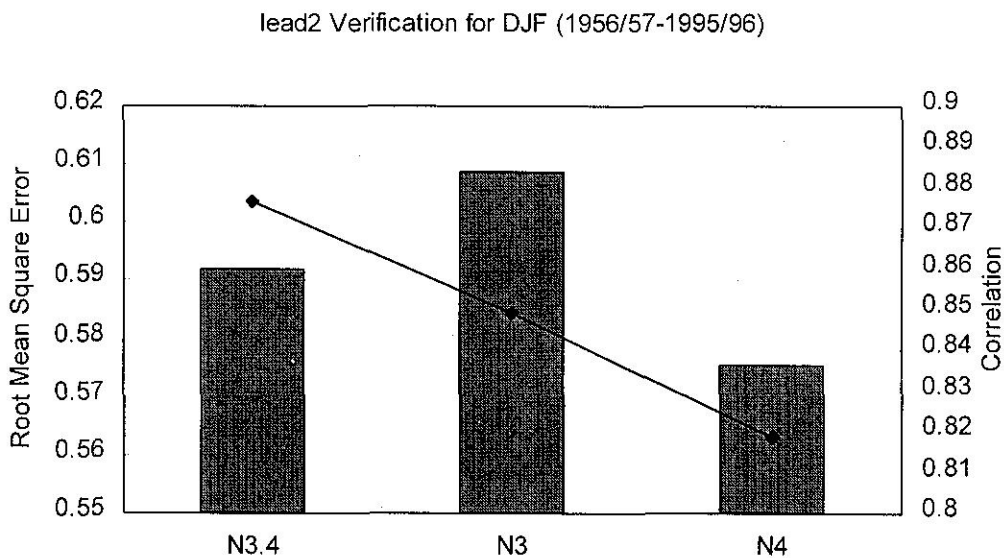


圖 6、Niño3.4、Niño3 及 Niño4 冬季 lead2 預報之均方根誤差（長條圖）及相關係數（折線圖）。

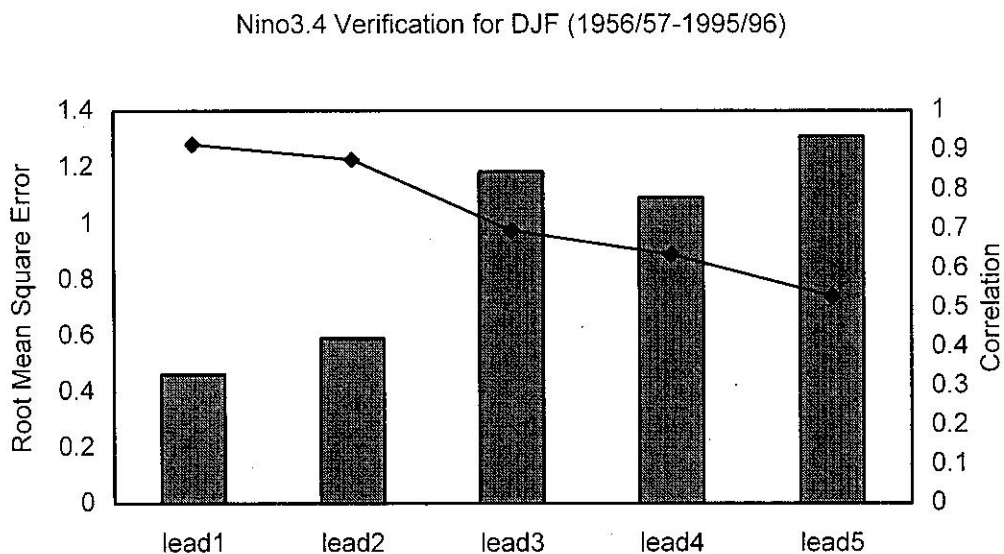


圖 7、Niño3.4 冬季 lead1~5 預報之均方根誤差（長條圖）及相關係數（折線圖）。

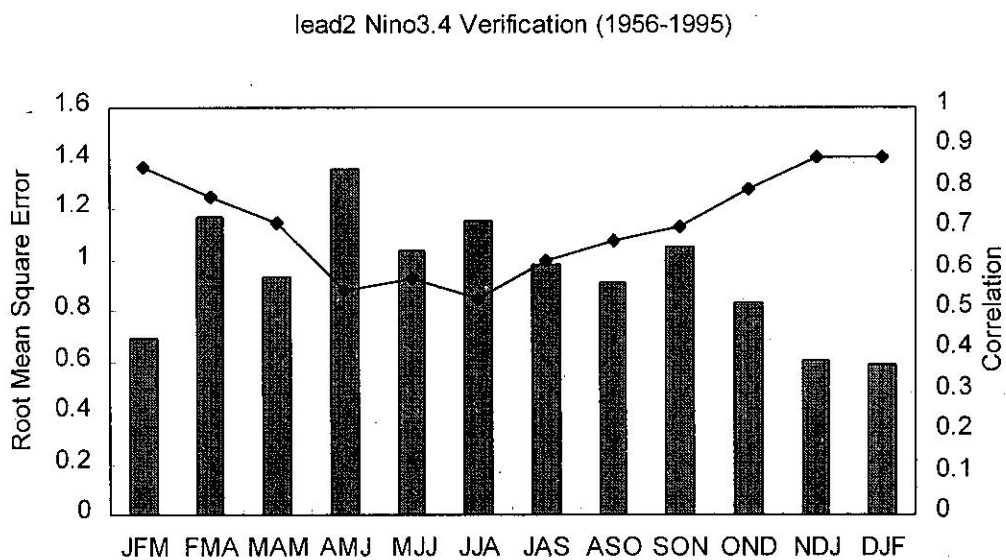


圖 8、Niño3.4 lead2 預報之均方根誤差（長條圖）及相關係數（折線圖）。

(五) 預報實驗

由以上討論可知，模式於發展期之事後預報還算不錯，但若與實際預報期間比較，往往高估其預報技術，因此應用模式於 1996-2000 年，以探討模式真實的預報能力。

圖 9 為 1996 年至今 (AMJ 2002) Niño3.4 各領先預報及實際觀測值，lead1~5 預報與觀測值之相關係數分別為 0.9、0.74、0.5、0.15、-0.1 (相關係數之計算時間為 1996-2000 年)。圖中顯示 1997 年春季快速發展出聖嬰事件，而 1998 年春季快速發展出反聖嬰事件。以相關最好的 lead1 預報而言，對於兩次聖嬰及反聖嬰事件之預報強度不夠，預報聖嬰開始及結束時間延遲一個月，預報反聖嬰開始時間亦延遲，但預報其結束時間則提早。lead2 預報也有類似的結果，但預報聖嬰開始及結束時間則延遲一季，lead3 以上之預報則延遲一季至半年以上，同時在相位的掌握上也不盡理想，尤其是 lead4、lead5 預報。預報實驗期之交叉驗證如圖 10 所示，與模式發展期相同，各領先預報之交叉驗證相關係數仍以冬半年較高，夏半年較低，lead1 及 lead2 預報之相關係數大部分均超過

0.5，冬季甚至可達 0.9 左右，因此 lead1、lead2 預報仍具相當程度之參考性。

由於 Landsea and Knaff (2000) 認為預報模式之技術應以 ENSO-CLIPER 為基準，本研究亦比較正準相關模式 (CCA) 與 ENSO-CLIPER 及持續法 (PERSIST) 於預報實驗期之相關係數及均方根誤差 (圖 11)。由圖中可看出無論是領先多少季預報，相關係數均以 ENSO-CLIPER 最高，其次為 CCA，均方根誤差則以 ENSO-CLIPER 最小，CCA 次之，換句話說，預報實驗期間正準相關模式表現雖不及 ENSO-CLIPER，但較持續法要好。依據此正準相關模式所開發出來的預報產品如圖 12 所示，此為最新之 Niño3.4 海溫預報 (實際觀測值至 2002 年 6 月)，若定義海溫距平超過一個正/負標準差為主要的聖嬰/反聖嬰事件，則可發現模式預報聖嬰將於未來一季開始發展，圖 10 則提供模式於發展期之預報技術做參考，模式真實之預報能力則可由圖 9 得知。綜合以上資訊，預報人員可判斷模式之預報可信度，進一步應用聖嬰資訊於台灣地區，以改善台灣地區短期氣候預報。

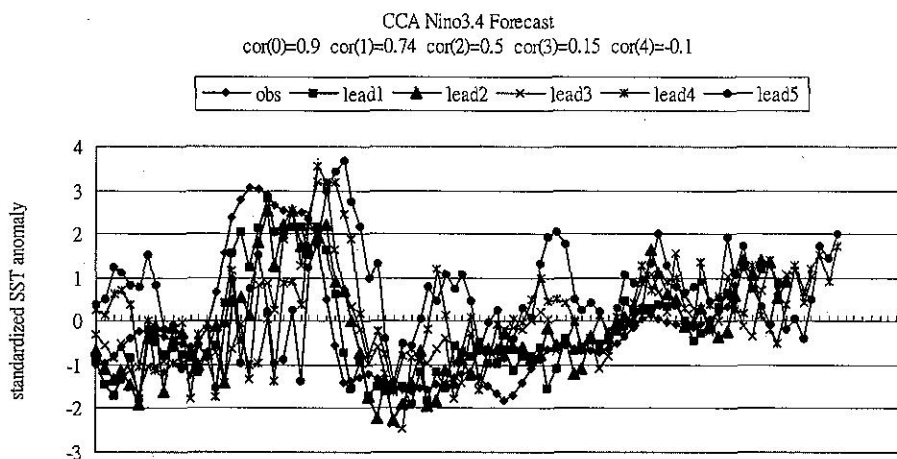


圖 9、1996 JFM-2002 AMJ 之 Niño3.4 各 lead 預報及實際觀測值，相關係數之計算時間為 1996-2000 年，其中●表示觀測值、■表示領先 1 季之預報、▲表示領先 2 季之預報、×表示領先 3 季之預報、*表示領先 4 季之預報、◆表示領先 5 季之預報。

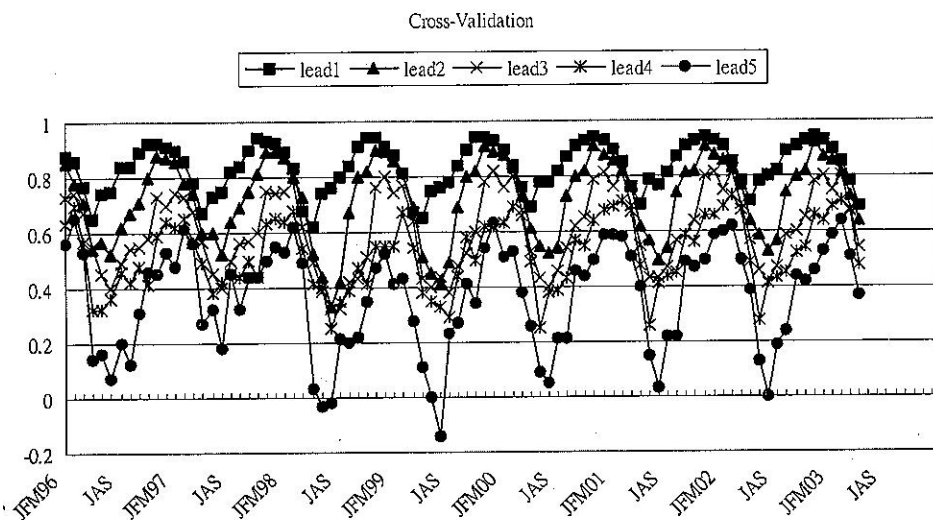


圖 10、1996 JFM~2003 AMJ Niño3.4 各 lead 預報之交叉驗證，其中●表示領先 1 季之預報、▲表示領先 2 季之預報、×表示領先 3 季之預報、*表示領先 4 季之預報、●表示領先 5 季之預報。

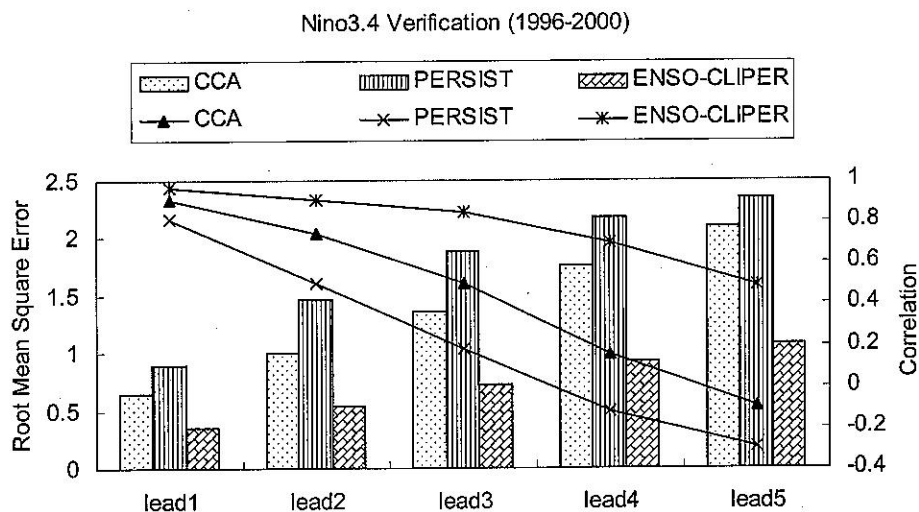


圖 11、Niño3.4 各 lead 預報之均方根誤差（長條圖）及相關係數（折線圖）。

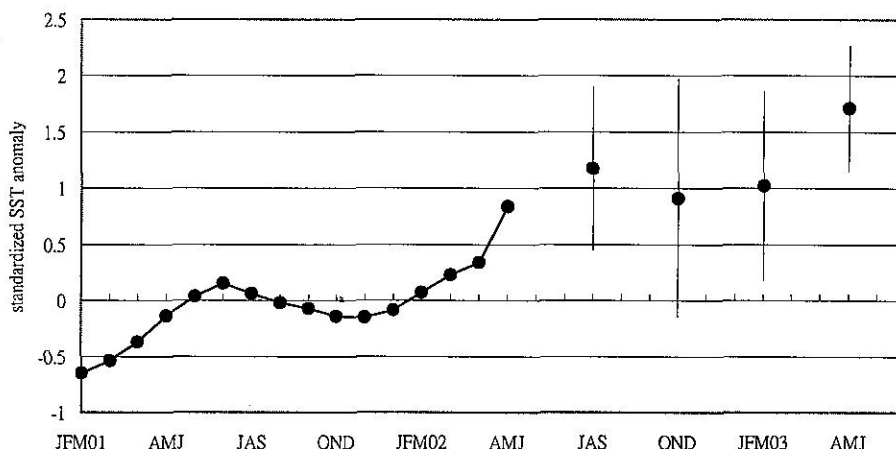


圖 12、Niño3.4 於 2001 JFM~2002 AMJ 之實際觀測值及 2002 JAS~2003 AMJ 之預報，垂直線為正負一個標準差連線。

四、結論

本研究依據 Barnston and Ropelewski (1992)，利用正準相關分析法發展聖嬰統計預報模式，模式發展期為 1956-1995 年，1996-2000 年為模式預報實驗期。預報因子為前四季 40°S - 70°N ， 0° - 360° 之季平均海平面氣壓場，受限於現有電腦資源，解析度為 $20^{\circ}\times 20^{\circ}$ ，預報對象則為赤道地區 (5°S - 5°N ， 0° - 360°) 季平均海溫，解析度為 $2^{\circ}\times 10^{\circ}$ 。經由經驗正交函數分析，海平面氣壓場選取前 6 個模，海溫選取前 2 個模進行正準相關分析，累積解釋變異數分別可達 40% 及 65% 以上，之後再依據 Chu (1998) 之迴歸預報估計式。

研究結果顯示，模式發展期之冬半年預報表現較夏半年好，就短期氣候預報而言，雖然持續法較正準相關模式佳，但中長期氣候預報則是正準相關模式優於持續法。正準相關模式

亦有能力預報海溫之年際變化及季節變化，但有較冷誤差，預報聖嬰比反聖嬰要來得好，雖然模式對主要的聖嬰／反聖嬰事件開始時間預報落後，但對其結束時間則掌握地相當不錯。由相關係數及均方根誤差評估模式之預報技術顯示，不同海溫指標之預報以 Niño3.4 最好，而 Niño3.4 冬季之 lead1 預報優於其他領先預報，若考慮應用至實際預報作業，則 Niño3.4 lead2 預報之表現於冬半年較佳。

本研究亦針對正準相關模式進行敏感度測試，結果發現改變預報因子區域及解析度、預報對象選取 8 個海溫指標、預報對象扣除表現較差的 2 個海溫指標 (P2、B) 及資料前置處理未含去趨勢化，並未改善模式表現，預報因子加入預報對象本身只在 lead3 預報略有改進，而模式發展期改為 1960-1999 年對模式預報改進幫助較大，因此實際預報作業採用最近 40 年為模式發展期。

檢視模式於預報實驗期之表現，正準相關模式對於聖嬰／反聖嬰事件之強度預報不足，而轉變時間之掌握稍為落後，雖然表現不及 ENSO-CLIPER，但較持續法佳。陳（2001）指出，採用 Barnett and Preisendorfer (1987) 之迴歸預報估計式比 Chu (1998) 來得好，因此模式未來之改進將朝此方向努力。此外，若 ENSO 訊號與台灣氣候有某種程度之相關，預報人員即可根據此正準相關模式預報聖嬰之資訊，進一步應用於台灣地區，以改善台灣地區短期氣候預報。

致謝

本研究在國科會計畫 NSC89-2621-Z-052-002 之資助下完成。感謝審查者細心審閱並提供寶貴建議。

參考文獻

陳孟詩，2001：台灣地區短期氣候統計預報模式改進之研究。中央氣象局研究發展專題，九十年年度研究報告第 CWB90-1A-04 號。

Barnett, T. P. and R. Preisendorfer, 1987: Origins and levels of monthly and seasonal forecast skill for United States surface air temperatures determined by canonical correlation analysis. *Mon. Wea. Rev.*, **115**, 1825-1850.

Barnston, A. G., and C. F. Ropelewski, 1992: Prediction of ENSO episodes using canonical correlation analysis. *J. Climate*, **5**, 1316-1345.

——, M. H. Glantz, and Y. He, 1999: Predictive skill of statistical and dynamical climate models in SST forecasts during the 1997-98 El Niño episode and the 1998 La Niña onset. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **80**, 217-243.

Chu, P. S., 1988: Short-term climate prediction of Mei-yu rainfall for Taiwan using canonical correlation analysis. *Int. J. Climate*, **18**, 215-224.

Kalnay, E., M. Kanamitsu, R. Kistler, W. Collins, D. Deaven, L. Gandin, M. Iredell, S. Saha, G. White, J. Woollen, Y. Zhu, A. Leetmaa, B. Reynolds, M. Chelliah, W. Ebisuzaki, W. Higgins, J. Janowiak, K. C. Mo, C. Ropelewski, J. Wang, Roy Jenne, and Dennis Joseph, 1996: The NCEP/NCAR 40-Year Reanalysis Project. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **77**, 437-472.

Landsea, C. W. and J. A. Knaff, 2000: How much skill was there in forecasting the very strong 1997-98 El Niño? *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **81**, 2107-2120.

Preisendorfer, R. W., 1988: Principal components analysis in meteorology and oceanography. *Developments in Atmospheric Sciences*. Curtis Mobley, Ed., Elsevier, 425pp.

Reynolds, R. W. and T. M. Smith, 1994: Improved global sea surface temperature analyses using optimum interpolation. *J. Climate*, **7**, 929-948.

Trenberth, K. E., 1997: The Definition of El Niño. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **78**, 2771-2777.

Wilks, D. S., 1995: Statistical Methods in the Atmospheric Sciences. Academic Press, 467pp.

A CCA Model for El Niño/La Niña Prediction

Meng-Shih Chen¹ Mong-Ming Lu²

¹Weather Forecast Center, Central Weather Bureau

²Meteorological Research and Development Center, Central Weather Bureau

ABSTRACT

The El Niño/La Niña prediction model using Canonical Correlation Analysis (CCA) is established. Seasonal mean sea level pressure (SLP) of prior four seasons is used to predict seasonal mean tropical sea surface temperature (SST).

During the training period (1956-1995), the model has better performance in winter than in summer. The cross-validation results show that persistence method is better than CCA within 6-month forecast, but CCA is more skillful in longer lead-time forecast. CCA model is also capable of predicting the interannual and seasonal variations of SSTs, though with cold error. In general, El Niño prediction is better than La Niña. Although the forecast of El Niño/La Niña beginning falls behind the observation, the forecast of ending does not.

Based on correlation and root mean square error (RMSE) evaluation, Niño3.4 is an ENSO index being best predicted. For one season lead forecast, the correlation of the predicted and the observed Niño3.4 in winter is higher than 0.9. For two seasons lead forecast, the correlation can be as high as 0.89.

Several sensitivity tests have also been studied, namely, the sensitivity of the spatial coverage in the predictor and predictand, the effects of detrend and the selection of training period. We find that the prediction results are most sensitive to the selection of training period. It is suggested that it is better to use the latest 40 years as the training period in real forecasts.

The model hindcast results during 1996-2000 show that the predicted intensity of ENSO is weaker, and the phase transition time is delayed compared with the observation. Although we do not find that CCA is better than ENSO-CLIPER, we find it outperforms the persistence method.

Key words: ENSO, Canonical Correlation Analysis, Statistical model