

101 年天氣分析與預報研討會

中華民國 101 年 9 月 17 日(星期一)至 20 日(星期四)，于中央氣象局、集思臺大會議中心

2012 Conference

on

Weather Analysis and Forecasting

Sep 17-20, 2012 Central Weather Bureau, Taipei

氣候監測與預報

53	林欣怡 蕭志惠 中央氣象局動力區域氣候預報系統之預報能力分析	264
54	吳慧玲 蕭志惠 中央氣象局動力區域氣候預報系統之氣候場更新計畫	269
55	李清騰、李思瑩、盧孟明 中央氣象局全球氣候預報模式之亞洲與西北太平洋季風模擬技術評估	273
56	陳重功 羅存文 CWB 2nd Week MOS 系集預報模式開發-降水部份	279
57	陳永明 林李耀 朱容練 張振璋 黃熾綦 李惠玲 從 TCCIP 計畫推動經驗談氣候資訊服務	285
58	朱容練 黃柏誠 張振璋 吳宜昭 統計降尺度技術於台灣春季乾旱之應用	286
59	沈鴻禧 汪建良 楊順欽 鄧子正 林淑卿 周末效應對高屏地區半世紀夏季地面溫度及降雨影響之研究	291
60	林昀靜 蘇聖中 卓盈旻 盧孟明 運用整體平均經驗模態分解法分析臺灣氣候變化 - (1)方法介紹	295
61	卓盈旻 林昀靜 盧孟明 蘇聖中 運用整體平均經驗模態分解法分析臺灣氣候變化 - (2)台灣溫度和雨量趨勢分析	301
62	John Chien-Han Tseng, Hsing-Kuo Pao, Faloutsos Christos The Typhoon Track Classification in El Niño/La Niña Events	307
63	李思瑩 盧孟明 近三年(2010-2012)東亞冬季季風特徵分析與比較	313
64	吳宜昭 黃柏誠 張振璋 朱容練 2011/2012 年台灣春季降雨特性分析	319
65	劉昭民 2011 年 11 月台灣異常氣候之氣象分析	323
66	林定宜 台灣北部對流風暴之氣候研究	329
67	謝佳穎 陳韻如 劉俊志 陳永明 朱容練 黃柏誠 應用天氣衍生品評估台灣區域氣候變遷情境下之日資料極端特性	335
68	蕭立朋 余嘉裕 全球暖化對颱風活動之影響:西北太平洋與北大西洋之比較	341
69	林宜穎 鄭兆尊 Masato Sugi 以 MRI-AGCM 動力降尺度結果推估未來臺灣地區極端溫度之變遷	346
70	陳淡容 鄭兆尊 Masato Sugi 以 MRI-AGCM 的氣候模擬結果推估未來臺灣地區颱風降雨的變遷	352

71	張振璋 朱容練 吳宜昭 黃柏誠 氣候變遷現象分析與推估之整合應用-以春季不降雨日為例	358
72	紀雍華 盧孟明 2009 至 2010 阻塞高壓特徵之分析	364
73	劉邦彥 林沛練 莊漢明 中央氣象局一步法海氣偶合氣候預報模式之 30 年 AMIP 積分測試以及大氣通量修正	368
74	陳重功 羅存文 CWB 短期風能動力統計預報模式的開發	374
75	沈孟妍 呂金璋 李明旭 應用短期氣候預報於春耕乾旱休耕決策之探討-以大漢溪供水系統為例	380
76	徐葦茵 王玉純 李明旭 應用季長期天氣預報推估高雄地區登革熱流行趨勢	386
77	韓宛容 簡均任 李明旭 應用氣候統計降尺度預報資料推估石門水庫入流量	392

中央氣象局動力區域氣候預報系統之預報能力分析

林欣怡¹ 蕭志惠²

¹中央大學及中央氣象局科技中心

²中央氣象局科技中心

摘要

根據中央氣象局動力區域氣候預測系統，2007 至 2011 年期間之機率預報結果，在此以統計分析的方法說明本系統對臺灣地區降水及二米溫度的預報能力，以提供使用者作為預報應用之參考。

關鍵字：三分法機率預報、動力降尺度、POD

一、前言

中央氣象局為了提高東亞地區尤其是臺灣地區的氣候預報能力，早在 1997 年即已開始區域氣候模擬的相關研究，並於 2003 年開始動力區域氣候預報系統的建置與作業化測試。圖 1 為動力區域氣候預報系統的主要架構。

本預測系統，係以美國國際氣候與社會研究院 (IRI) 提供之全球大氣與海洋動力預報 (IRI/ECHAM) 作為區域氣候模式美國國家環境預報中心的區域波譜模式 (NCEP/RSM) 及本局的區域波譜模式 (CWB/RSM) 之初始場及背景場，進行動力降尺度季節預報。其中全球模式的預報場的解析度為 T42L18，每月一次的預報共有 15 個預報樣本，每個預報樣本的時間長度為 7 個月。

區域氣候模式，包括 NCEP/RSM 及 CWB/RSM 的水平解析度均為 60 公里，積分範圍涵蓋大部份的東亞地區(104-136°E、8-37°N)，水平方向有 55×54 個網格點，每次預報的時間長度為 5 個月。動力降尺度每月共計有 30 個預報樣本。

預報產品包括動力降尺度預報的系集平均；以 30 年歷史積分資料 (1971-2000 年) 為

參考之東亞地區距平環流，包括 850hPa 風場距平、降水距平及二米溫度距平；以及臺灣本島北、中、南、東 4 分區之降水及二米溫度的三分法機率預報。

在本報告中，分析以北區為主。預報校驗的部份，使用了臺灣地區 24 個氣象局測站的降水及二米溫度觀測資料。

二、資料與分析方法

(一) 資料

圖 2 為模式的網格點配置及氣象局測站分布圖。圖中之黑色圓點為模式的網格點位置，黑色實線將臺灣分成北、中、南、東 4 分區，三角形的點為氣象局測站所在位置。其中北區包含 9 個測站，分別為台北、基隆、鞍部、竹子湖、淡水、宜蘭、蘇澳、新竹、彭佳嶼；中區有 3 個測站，台中、梧棲、日月潭；南區有 7 個測站，嘉義、高雄、恆春、台南、大武、澎湖、東吉島以及東區的蘭嶼、花蓮、台東、成功 4 站。模式的分區資料則是以各分區內所有網格點的平均為代表。

(二) 分析方法

圖 3 為以 2007 到 2011 年期間，共 5 年，台灣北部地區的降水及二米溫度逐月預報的原始資料，圖中列出每個月高於正常 (黑色)，

接近正常（深灰），低於正常（淺灰）三類的預報機率的時間序列。

本報告以預報檢出率（POD）來表示系統的預報能力。POD 的計算方式為

$$POD = \frac{hits}{hits + misses}$$

其中 hits 代表該分類的所有預報筆數中，與觀測相同的筆數，也就是預報正確的預報筆數。misses 則是指所有預報筆數中，預報失誤的預報筆數。簡單的說，就是預報正確的預報筆數除以總預報數，即稱為預報檢出率。預報檢出率的數值範圍為 0 到 1，1 為最好的值，意指完全命中。

可信賴度圖表則可顯示預報概率與觀測到事件的發生頻率之間的關係。圖中橫座標為預報的機率（從 0%~100%），縱座標為觀測發生的頻率（亦從 0%~100%）。可信賴度由接近對角線的曲線表示為最好的值。若是曲線低於對角線，表示預測過於自信（預測的機率太高），若曲線高於對角線則表缺乏自信（預測的機率太低）。故可信賴度圖可用來表示所發佈的預報機率分佈特徵，揭示出預報的敏感度。

三、結果

首先將原始資料進行月平均氣候特徵的分析，結果如圖 4 所示。降水預報對於北部區域，除了 2 月及 10 月高於正常的預報較高之外，大多都是接近正常及低於正常的預報機率較高。春季時，預報接近正常的機率較高，而到夏季，則預報低於正常的機率較高。溫度方面，則除了 6 到 8 月，預報接近正常及低於正常的機率較高，冬季（9 到 12 月）時高於正常及接近正常的預報機率較高。

由臺灣北區之預報檢出率來看（圖 5）：降水方面，系統對於 2 到 5 月的接近正常、7 到 9 月之低於正常、及 10 到 11 月的高於正常類別都有較佳的預報能力。二米溫度，則是除

3 月是各分類的預報能力都不錯外，其他月份都是以高於正常及接近正常類形的預報能力較佳。

比較台灣 4 分區機率預報之區域特性，則如圖 6 所示：降水的三類分布在 4 個分區都很相近，大致上較低於正常及接近正常的預報機率較高，二米溫度則是明顯的以高於正常及接近正常的預報機率較高。

經檢出率的檢驗，則可以發現溫度的預報能力優於降水，其中又以高於正常及接近正常的檢出率較高（圖 7）。預報能力最佳的是南區的二米溫度。

最後，由台灣 4 分區平均之機率預報可信賴圖（圖 8）可看出，降水之預報機率在 30% 之下者常為缺乏自信的預報，在 50% 之上者為過於自信預報的情形。

二米溫度之預報機率，對高於正常的類型常有缺乏自信的情形，對低於正常的類型常有過於自信的情形，對於接近正常類型的預報機率值在 60% 之下者有較高的可信賴度。

四、討論

由於近幾年來臺灣地區尤其是秋冬季大都處於溫度偏暖的環境下，因此溫度低於正常的發生次數明顯偏少。本報告在進行分析時難免有資料不足的缺憾。

對於臺灣北區溫度預報能力較差的問題，初步推斷是因為 60 公里解析度的臺灣地形不能充分表現出北部地勢的高度及複雜度所致。預期在發展下一代高解析度的動力區域氣候預報系統時，此問題應可獲得解決。

CWB動力區域氣候預報系統的架構

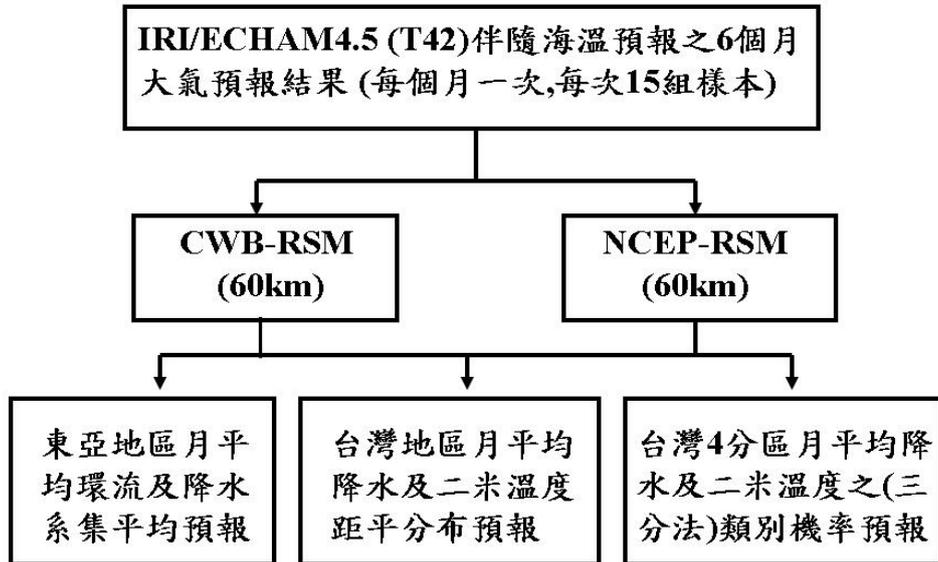


圖 1、CWB 動力區域氣候預報系統之架構。

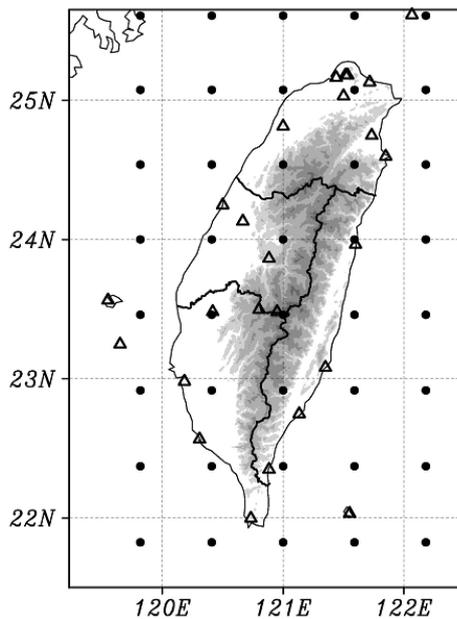


圖 2、現行作業系統 60 公里解析度區域氣候模式的網格點（黑色圓點）及臺灣北、中、南、東 4 分區的界線（黑色實線），其中三角形為氣象局所屬測站之位置。

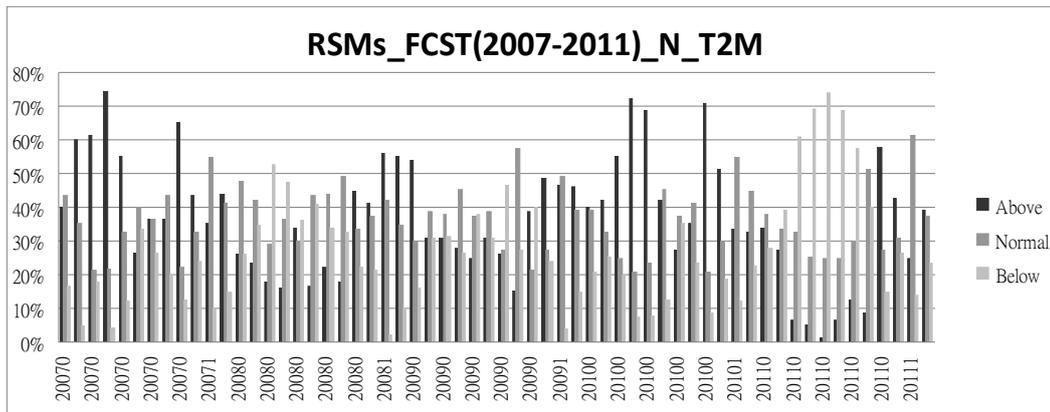
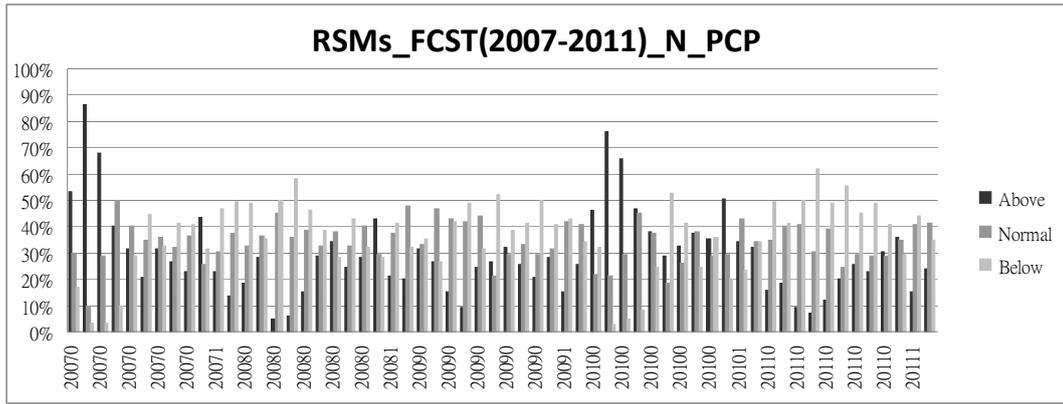


圖 3、2007-2011 年臺灣北區降水與二米溫度機率預報之時間序列。

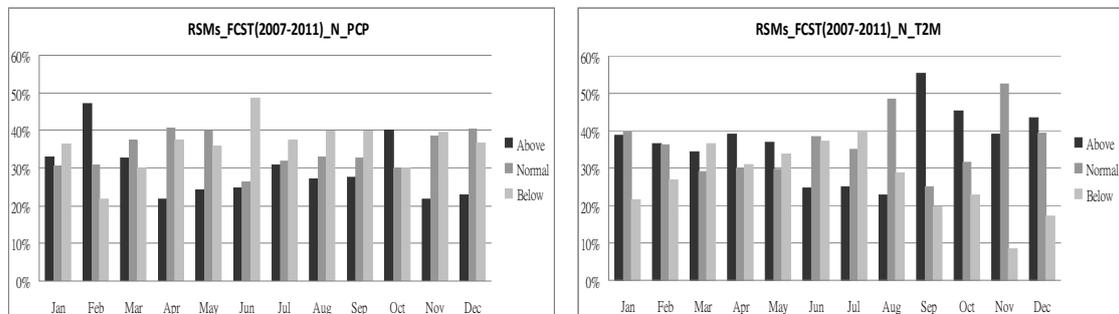


圖 4、臺灣北區降水與二米溫度機率預報之季節分布。

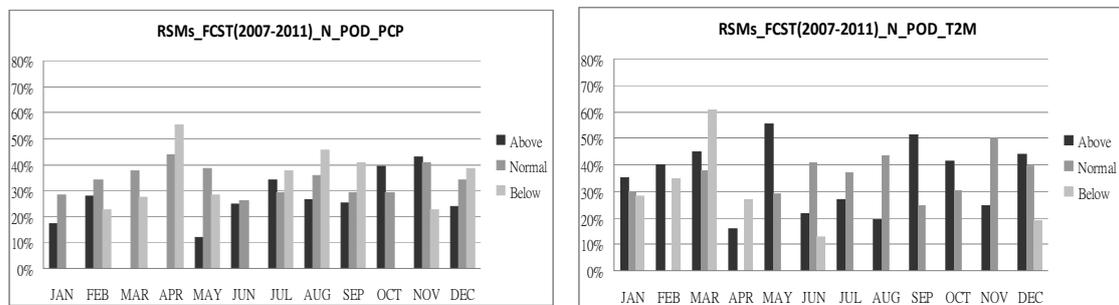


圖 5、臺灣北區降水與二米溫度機率預報檢出率之季節分布。

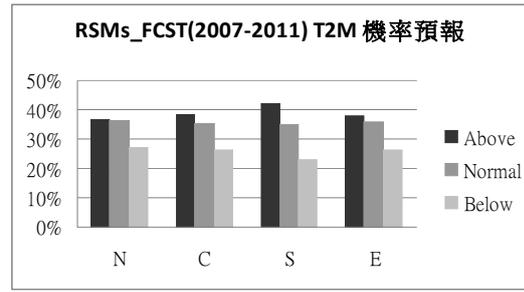
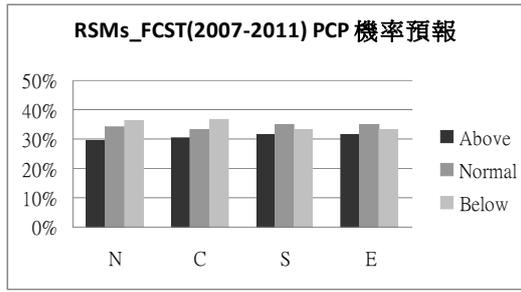


圖 6、臺灣 4 分區降水與二米溫度機率預報之分布。

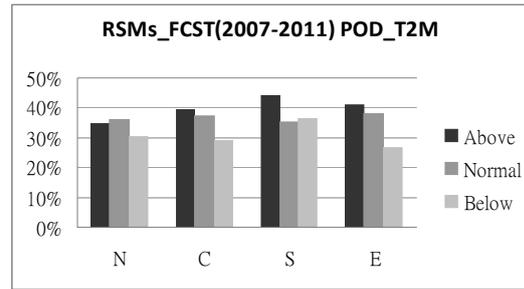
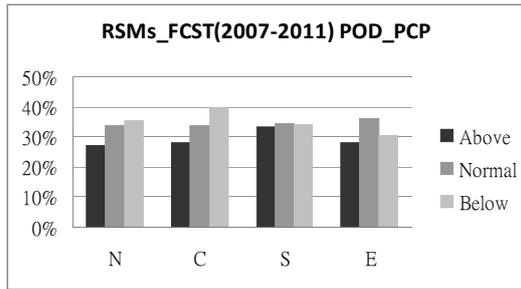


圖 7、臺灣 4 分區降水與二米溫度機率預報之機率檢出率。

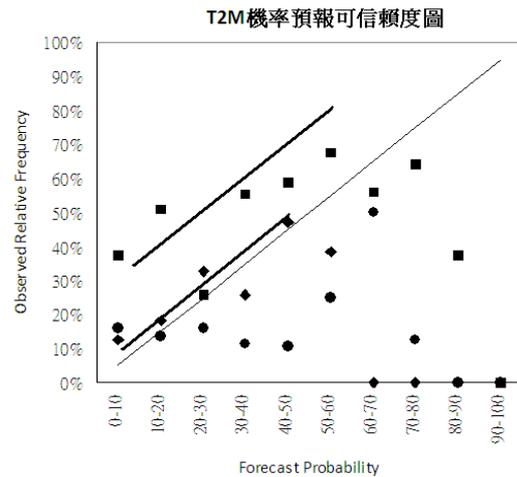
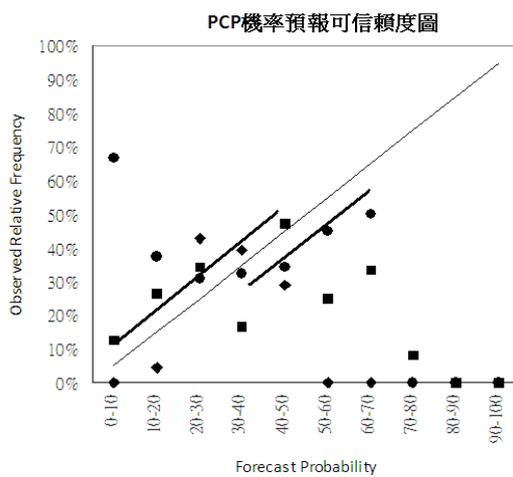


圖 8、臺灣 4 分區平均之降水與二米溫度機率預報可信賴度圖。

中央氣象局動力區域氣候預報系統之氣候場更新計畫

吳慧玲 蕭志惠

中央氣象局科技中心

摘要

為符合世界氣象組織氣候平均值的定義，中央氣象局動力區域氣候預測系統之氣候場亦進行相同年份的更新計畫。報告中將介紹本局動力區域氣候預測系統氣候場的更新計畫，及比較新（1981-2010年）與舊（1971-2000年）二組東亞區域氣候環流及與臺灣9測站之氣候差異。

關鍵字：動力降尺度、區域氣候

一、前言

中央氣象局之動力區域氣候預測系統，係以美國國際氣候與社會研究院（IRI）提供之全球大氣與海洋動力預報（IRI/ECHAM）作為區域氣候模式，美國國家環境預報中心的區域波譜模式（NCEP/RSM）及本局的區域波譜模式（CWB/RSM）之初始場及背景場，每個月進行60公里水平解析度之動力降尺度季節預報作業。積分範圍涵蓋大部份的東亞地區（104-136°E、8-37°N），水平方向有55×54個網格點，每次預報的時間的長度為5個月。預報產品包括動力降尺度之東亞地區環流、降雨及二米溫度的距平，及台灣地區4分區之機率預報。

二、資料來源

在進行預報結果的距平分析時，需使用降尺度預報的歷史積分作為參考的預報氣候場。

動力降尺度氣候場的建立，所使用的模式背景場係取自IRI所提供之1組ECHAM AMIP積分資料。資料之解析度為T42L18，觀測的海溫，積分時間為1971年1月起至2010年10月。區域氣候模式的積分方式係參考一般預報作業中歷史積分（hindcast）的積分方式。將AMIP積分中的每一個月都當作是一筆預報

的初始條件，並以初始資料及之後的5個月積分作為背景場及邊界條件，分別進行NCEP/RSM及CWB/RSM之動力降尺度積分。以建立30年平均氣候場為例，每個區域模式需進行360次5個月的積分，所得的氣候場為各月Lead1~Lead5之30年平均結果。

為符合世界氣象組織氣候平均值的定義，中央氣象局動力區域氣候預測系統之氣候場亦進行相同年份的更新計畫。本文將使用NCEP/RSM與CWB/RSM區域氣候模式之歷史積分資料，以不同的時間區間，1981-2010年與1971-2000年，分別建立新、舊兩組的東亞區域平均氣候場。且只針對30年氣候場中的Lead1做討論與分析。

三、新舊氣候場比較

圖1及圖2為二個動力區域氣候預報模式平均降水及二米溫度之1月及7月新舊氣候場的差異。

1月降水的主要差異在於長江流域至日本一帶的降水有增加的情形，相對的在熱帶，尤其是接近赤道地區，降水有減少的情形。7月的降水差異，由菲律賓西側之南海向東延伸到西北太平洋為降水增加最顯著的區域，而降水減少的區域則出現在東亞大陸東南沿海、南海北部、台灣附近及東海上。

兩米溫度的差異則顯示出，近 10 年來包括西北太平洋、南海及東海等洋面溫度都有增加的情形。1 月東亞大陸的鄰近海域是增溫的最顯著地區，包括中南半島、南海、東海至西北太平洋。黃河以南及長江流域則是出現降溫的現象，降溫的幅度約在 0.5°C 左右。7 月的二米溫度差異，除了長江以北及中南半島等地外，整個分析範圍都為增溫的情形。增溫最顯著的地區為長江以南、南海南部及西北太平洋，增溫的幅度約在 0.2-0.4°C 之間。

接下來針對臺灣地區氣候差異，佐以氣象局地面測站的觀測資料，進行模式氣候場與實際觀測的比較分析。圖 3、圖 4 與圖 1、圖 2 相同，唯針對台灣地區，所選取出 119-123°E 及 21-26°N 的範圍。由 1 月模式的氣候場差異，可發現台灣在近 10 年有偏向高溫多雨的趨勢；7 月的氣候則偏向高溫少雨。

圖 5 為台灣 9 個氣象局地面測站 1 月和 7 月之降雨氣候值差異。1 月全台 9 個測站的降水都呈現近 10 年來有減少的情形；7 月除了台北和台東兩個測站之降水減少外，其他測站降水都有增加的趨勢。

圖 6 為台灣 9 個氣象局地面測站 1 月和 7 月之二米溫度氣候值差異。無論是 1 月或 7 月全台 9 測站溫度都有增加的情形。

比較模式與實際觀測的氣候變化情形，降水部分較分歧，模式預報在 1 月降雨多為增加但觀測卻顯示為減少，7 月模式預報全台降水

都減少但觀測顯示大部分地區為降水增加的情形。模式降水的氣候變化趨勢似乎與觀測相反。二米溫度部分，無論是模式或觀測都一致有增溫的情形。其中 1 月增暖的幅度大於 7 月，在模式與觀測亦是相當一致的。

四、結果與討論

本報告的重點在於介紹中央氣象局動力區域氣候預測系統中區域氣候模式組降尺度氣候場氣候場的建立方式，並比較在不同氣候基準年下，降尺度氣候場的差異。由於降尺度氣候場的大尺度環流的時空分布二米受到背景場全球模式所控制，因此無法避免的有系統性誤差的存在。

針對臺灣地區而言，二米溫度的氣候特徵與觀測是比較一致的。

在此只取 1 月和 7 月的降水及二米溫度氣候場做分析，在全年氣候場之比較分析均完成之後，將可看出模式氣候差異之季節特徵。

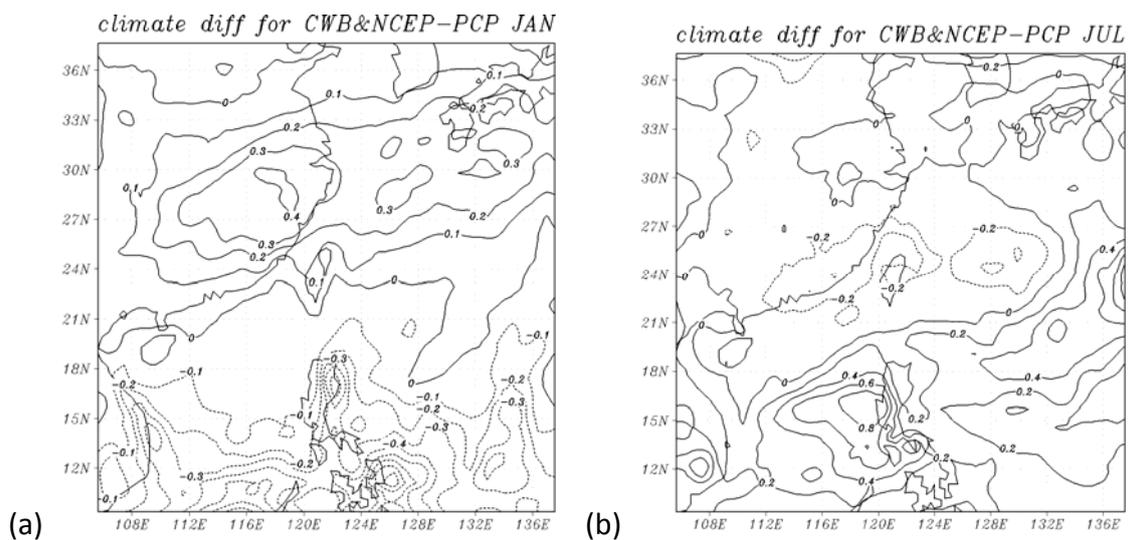


圖 1：區域氣候預報系統新氣候場與舊氣候場的降水差異，其中 (a) 為 1 月、(b) 為 7 月。

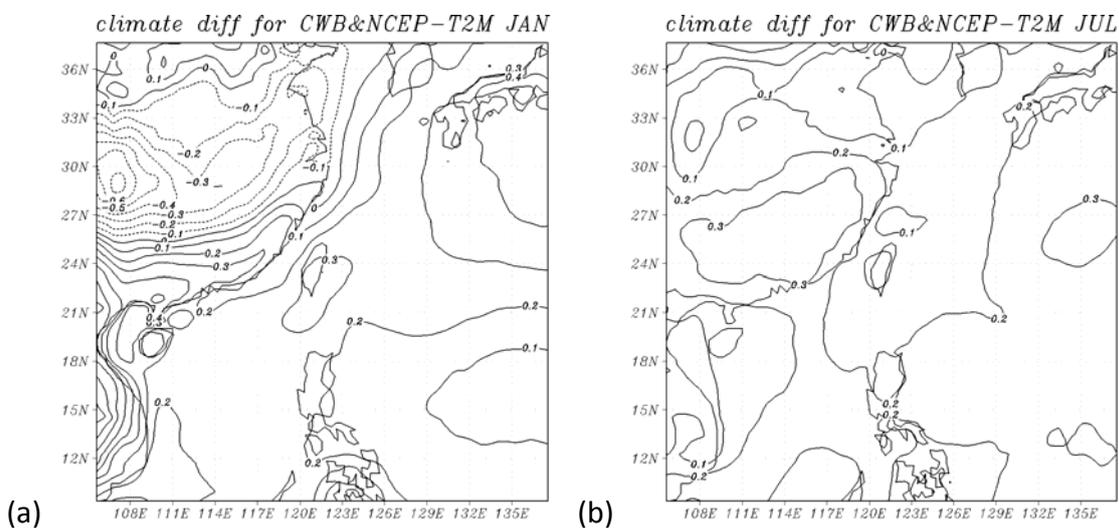


圖 2：同圖 1，但為二米溫度。

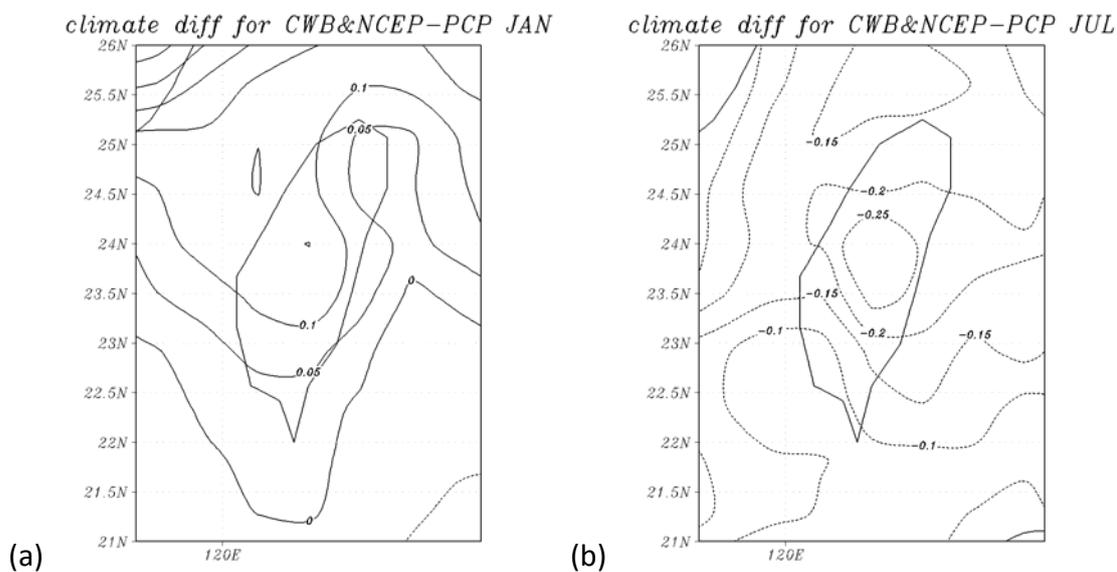


圖 3：同圖 1，唯放大台灣地區。

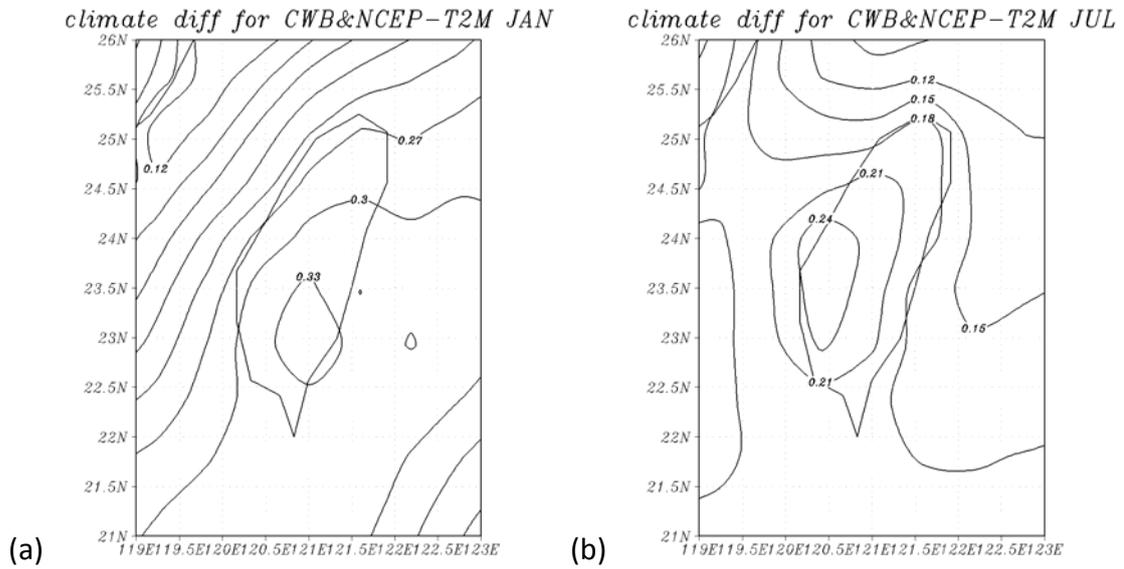


圖 4：同圖 3，但為二米溫度。

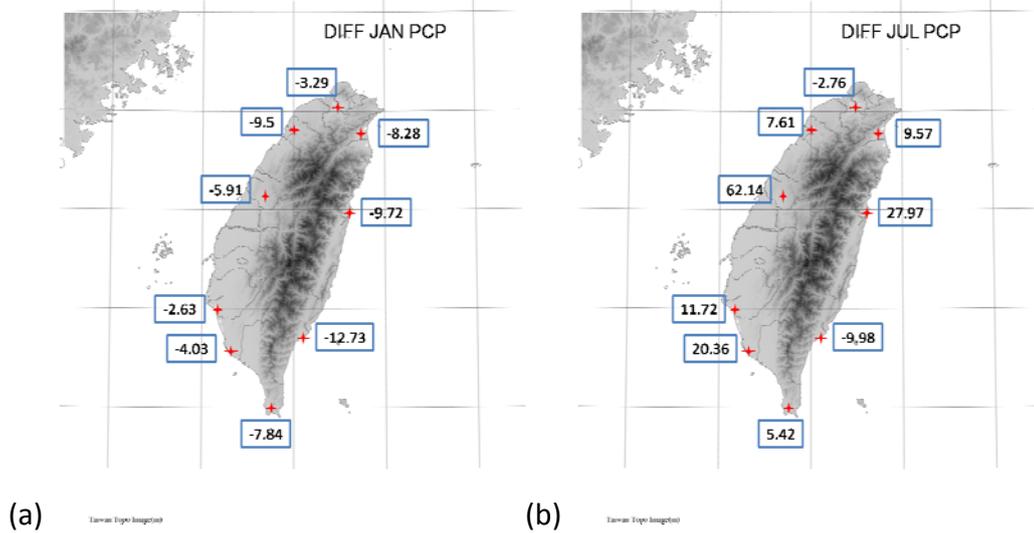


圖 5：台灣 9 個氣象局觀測站觀測降雨之新舊氣候值差異，其中 (a) 為 1 月、(b) 為 7 月。

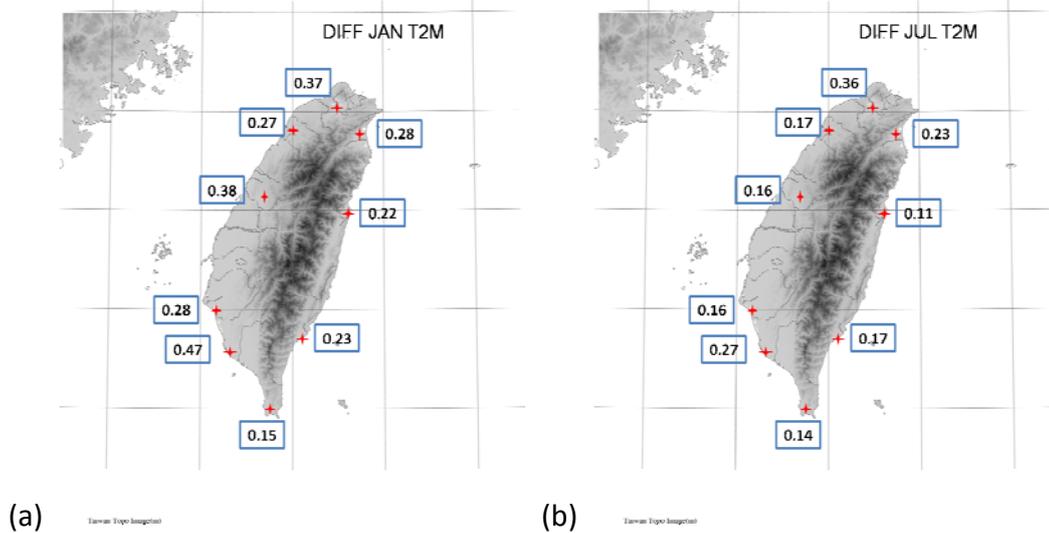


圖 6：同圖 5，但為觀測溫度。

氣象局全球氣候預報模式之亞洲與西北太平洋季風模擬技術評估

李清騰、李思瑩、盧孟明

中央氣象局 科技中心

摘要

中央氣象局正在建立第二代二步法短期氣候預報系統，大氣模式方面氣象局全球預報模式(CWB Global Atmosphere Model)的解析度將提升至T119L40(水平方向約為150公里,垂直方向40層)。目前CWB-GAMT119L40已分別完成50年(1949-2006)和20年(1991-2010)的AMIP規格之氣候模擬。本研究分析了這兩套模擬結果的年循環與亞洲季風的特徵以及大氣模式對海溫變化的敏感度。結果發現大氣環流之氣候場模擬和NCEP重分析資料相似，形態相關係數可達0.9以上，而且模擬的赤道海溫指標與大尺度環流之間的相關性和觀測結果相似，代表模式能正確反應海平面溫度與大氣環流之間的相關特徵。但夏季模擬太平洋副熱帶高壓強度偏強，且位置偏北，雨量氣候場在印度洋和赤道西太平洋地區則模擬偏強。另外，比較新模式和目前氣象局之T42低解析度作業版模式的氣候模擬，發現新一代高解析模式明顯改進了印度洋以及ITCZ的降水誤差，雨量氣候值的空間分佈更接近於觀測。

在年循環(Annual Cycle)分析方面，發現新模式所模擬的各種季風指標之年循環均與觀測結果相近，相關係數可達0.9以上，明顯優於T42低解析度模式，但在西北太平洋季風指標的表現則明顯劣於其它地區的季風指標。未來將進一步分析各季的變化特性，增加對模式模擬能力與誤差特性的瞭解。

一、前言

中央氣象局目前正在加緊發展第二代二步法短期氣候預報系統，預計在2015年發展完成開始作業。在全球大氣預報模式方面，現在作業版的氣象局全球預報模式解析度將從T42L18提升至T119L40(水平方向約為150公里,垂直方向40層)。目前氣象局已分別完成50年(1949-2006)與20年(1991-2010)的AMIP規格之氣候模擬(簡稱AMIP50與AMIP20)，兩者主要差異在於使用不同的海平面溫度資料來當作邊界條件。在進行新模式之預報系統前，需要針對AMIP結果詳細分析，藉此了解此模式的預報能力以及誤差範圍。任俊儒等人(2008年)檢驗目前氣象局現有T42解析度之全球預報模式(簡稱CWB-T42)得到，此模式在夏季降雨有顯著誤差，尤其在東亞及西北太平洋區域近乎無預報能力。本研究除了分析此高解析度全球模式之AMIP模擬結果外，也一併探討此高解析度模式是否能夠有效改善CWB-T42模式在夏季所造成的降水誤差。

二、使用資料

本研究使用觀測資料為1949-2010年NCEP Reanalysis I (Kalnay et al., 1996; NCEP-R1)之大尺度環流場資料，另外海平面溫度資料則是ERSST-V3b(Smith et al., 2008)，時間長度為1949-2010年，雨量觀測場則是使用GPCP (Adler et al., 2003)以及CMAP(Xie and Arkin, 1997)全球雨量資料，年份為1979-2010年。

全球預報模式之AMIP資料有50年(1949-2006)及20年(1991-2010)的模擬結果，另外也使用目前氣象局作業化模式之AMIP資料，年份為1950-2005年。由於各AMIP模式資料之解析度不盡相同，所以此研究將各模式資料內插成144 x 73 網格點數(解析度為2.5度)。此外由於AMIP50與AMIP20模式資料均得到相同的結果，所以以下將只針對AMIP50的模擬結果來討論。

三、海平面溫度與大尺度環流特徵

首先討論新一代模式是否能夠有效掌握海平

面溫度(SST)與大尺度環流場之間的空間相關分佈特性，所以使用各種不同海溫指標與海平面氣壓(SLP)做空間相關分佈圖，圖1顯示12月的Nino3.4區域之SST指標分別與NCEP-R1及AMIP50之SLP做空間相關分佈圖。圖中可看到NCEP-R1的SLP在赤道太平洋地區呈現正、負相關的分佈特徵，大西洋區域則為正相關，代表當Nino3.4異常增暖時，赤道東太平洋會出現低壓、西太平洋為高壓。此SLP的分佈特徵，在AMIP50的模擬結果中也可看到，但模式在西太平洋正相關區域似乎擴展到印度洋區域，且東太平洋的負相關區域也往北延展，兩者空間形態相關係數可達0.8，代表模式可正確反應出海溫與大尺度環流之間的相關特性。

由表1顯示各個海溫指標在不同季節和NCEP-R1與AMIP50的SLP之空間相關係數分佈，而後再根據此空間分佈來求得形態相關係數表，使用的海溫指標分別為Nino1+2, Nino3, Nino4, Nino3.4, NinoWest, Modoki (Ashok et al., 2007)以及IOD (Saji et al., 1999)。表中可明顯看到使用中、東太平洋區域之海溫指標(如Nino3, Nino3.4, Nino4)所求得的海平面氣壓分佈特徵，不論是在哪個季節，AMIP50都與NCEP-R1有很高的相關係數值，顯示模式都能正確掌握住此區域海溫對大氣的反應特性，不過在其它海洋區域所使用的海溫指標則表現不太理想，如IOD指標在12月份的形態相關係數卻只有0.195。

四. 全球氣候平均場

圖2顯示GPCP、CMAP、AMIP50及CWB-T42之全年平均降雨氣候場分佈圖，由GPCP全球雨量分佈圖中，可看到主要降雨區域集中在東印度洋、ITCZ、SPCZ以及中美洲地區。而在西北太平洋地區，明顯降雨則發生在Bay of bagel、日本東方海面上。CMAP的雨量分佈圖也和GPCP類似，但東印度洋、赤道西太平洋的雨量明顯比GPCP偏多。AMIP50的模擬結果中，主要降水區域和GPCP相似，兩者空間形態相關係數高達0.86，但降水量模擬偏多，尤其是在東印度洋、SPCZ、中太平洋的ITCZ以及中美洲地區。CWB-T42結果顯示主要的降雨區域都較靠於陸地地區，且雨量明顯偏多，另外ITCZ的降雨帶模擬明顯和GPCP有顯著差異存在，

並且降水區域似乎無法像GPCP的降雨帶延展至海洋地區，和GPCP的形態相關係數只有0.75，此相關係數低於AMIP50年的結果。

Kim et al.(2011)定義的AC1與AC2來討論降水隨季節變化特性，其中AC1定義為4-5月平均降雨減去10-11月平均降雨，AC2則是6-9月平均降雨減去12-3月平均降雨。圖3顯示GPCP、CMAP、AMIP50及CWB-T42之AC1的全球雨量分佈圖，GPCP及CMAP都顯示出赤道以北地區為正距平，以南為負距平，而正距平較大的區域則在中國南方以及中美洲地區，代表4-5月份的降水主要降水集中在中國南方、中美洲等地區，而10-11月主要降水則移至澳洲、南美洲及非洲等地。AMIP50的模擬結果和GPCP類似，同樣在北(南)半球有正(負)距平的分佈特徵，形態相關係數為0.79，但在赤道太平洋區域可看到AMIP50模擬雨量隨季節的轉換並沒有像GPCP那麼明確，同樣在主要降雨區域也是模擬雨量偏多。CWB-T42的結果中，整個太平洋地區的ITCZ降雨帶和GPCP有較大差異，而且主要降水區域雨量偏多，形態相關係數值只有0.65。圖4為AC2之GPCP、CMAP、AMIP50及CWB-T42全球雨量分佈圖，圖中GPCP、CMAP在太平洋及大西洋地區大約以北緯7.5度分成兩個正、負距平的特徵，以南(北)為正(負)距平情形，此外在台灣地區至中國大陸沿岸有正距平情形。AMIP50結果和GPCP相似，兩者形態相關係數達0.78，而在台灣至中國沿岸地區以及Bay of Bagel的降水明顯區域，AMIP50都能模擬出此區域的降水分佈特性。CWB-T42的降水分佈和GPCP則有明顯差異存在，尤其在赤道太平洋區域，整個降水帶並沒有像GPCP有顯著的正、負距平情形，形態相關係數也只有0.6，此外像台灣至中國沿岸以及Bay of Bagel為兩個不同的降雨區域，CWB-T42無法模擬此現象，顯示出AMIP50高解析模式能夠突顯出局部地區的降雨分佈特徵。

Wang et al.(2010)定義了全球七個主要季風區，分別為NAM、NAF、SA、EA、SAM、SAF以及AUS，根據此七大區域分別計算GPCP雨量和AMIP50及CWB-T42雨量之空間形態相關係數表(如表2所示)，整體而言AMIP50的相關係數值明顯高於CWB-T42，尤其在NAM(50°W-60°E, 0-45°N)區域，但

在東亞區域(EA, 105°E-150°W, 0-45°N), 兩者的相關係數只都有0.69, 顯示此東亞區域劣於其它區域的雨量模擬。

圖5顯示Jun-Aug(JAS)季節平均之SLP(a)與降水(d)之NCEP-R1全球分佈圖以及AMIP50及CWB-T42分別與NCEP-R1之差異圖, 圖中可得到AMIP50及CWB-T42分別和NCEP-R1之空間形態相關係數值為0.94與0.92, 顯示兩者與NCEP-R1的SLP空間分佈相似, 但AMIP50模擬的太平洋副熱帶高壓位置偏北, 且強度偏強, 而CWB-T42也是模擬太平洋副高偏強, 並且強度明顯西伸至中國大陸地區。在降水場結果中, GPCP主要降水區域在中國南部, ITCZ、中美洲以及赤道太平洋等地區, AMIP50模擬主要降水區域和GPCP相似, 空間形態相關係數為0.79, 但降水量偏多, 尤其是在印度洋與中美洲地區。CWB-T42的降水差異分佈和AMIP50相似, 但陸地上的降水量明顯比AMIP50有更大差異, 此形態相關係數值只有0.63。另外其它變數場的模擬結果均和SLP的結果相似(圖略)。

圖6顯示Dec-Feb(DJF) 季節平均之SLP(a)與降水(b)之NCEP-R1全球分佈圖以及AMIP50及CWB-T42分別與NCEP-R1之差異圖, 兩者分別與與NCEP-R1的SLP空間形態相關係數值為0.96與0.9, 顯示空間分佈特徵類似於NCEP-R1, 但AMIP50模擬阿留申低壓強度明顯偏弱, 造成北太平洋地區有反氣旋式環流距平, CWB-T42則是模擬阿留申低壓的中心位置偏東, 而中國大陸上的高壓明顯偏強。從降雨場分佈圖中可看到, GPCP顯示主要降水地區在海洋大陸、澳洲北方及南美洲, 另外日本東方也有明顯降雨帶, AMIP50模擬主要降水區域和GPCP相似, 形態相關係數值為0.87, 北半球的降水差異明顯較其它區域小, 而南半球降水量偏多大都集中於海洋地區, 尤其是印度洋及SPCZ位置。另外CWB-T42與GPCP的形態相關係數為0.79, 降水差異則集中於陸地及沿岸地區, 例如非洲東岸、海洋大陸、中美洲等地區, 降水量明顯偏多。

五. 亞洲季風區

亞洲季風是東亞地區的主要氣候特徵之一, 爲了加以了解模式是否能夠掌握季風區內的環流特

徵, 所以將 AMIP50 及 CWB-T42 模式資料處理成氣候平均場之日資料, 再採用 Wang et al. (2001)與 Webster and Yang(1992)的季風指標 (WNPM, WYI) 來分析兩種模式對於季風區域內大尺度環流場的模擬能力。

圖 7 顯示 NCEP-R1、AMIP50、CWB-T42 之 WNPM(a)與 WYI(b)指標的氣候平均值之日時間序列圖, 圖中可以看到 WNPM 指標中, NCEP-R1 在 8-9 月間達最高值, 隨後開始遞減。AMIP50 在 1-5 月模擬此指標偏強, 但在 8-9 月沒有出現最高值, 反而在 10 月有最高值出現, 顯示 AMIP50 模擬季風最強的季節有落後情形。CWB-T42 的結果中, 1-4 月模擬此季風指標偏弱, 6 月達到最強, 反而在 7-10 月有減弱的情形, 這與 NCEP-R1 所顯示的季風指標變化有明顯差異存在, 代表 CWB-T42 在模擬夏季季風區域內的大尺度環流特徵表現不理想。從 WYI 季風指標中, NCEP-R1、AMIP50 與 CWB-T42 變化一致, 同樣都在 6-8 月間出現最高值, 而後隨月份增加開始減小。由以上分析可以得到 AMIP50 與 CWB-T42 雖然能夠正確模擬 WYI 指標的變化, 但對於 WNPM 指標則有明顯差異, 由於兩者季風指標所定義的區域不同, 顯示模式在模擬夏季中、高緯度地區的風場變化仍需改善。

Wang and LinHo(2002)根據雨量變化的特性來定義亞洲季風區, 分別爲印度夏季季風區(ISM)、西北太平洋夏季季風區(WNPSM)以及東亞夏季季風區(EASM)。圖 8 顯示 GPCP、AMIP50、CWB-T42 之三個季風區域內的雨量氣候平均值之日時間序列圖, 圖中可看到 WNPSM 季風區域內, GPCP 在 5 月份雨量開始偏多, 8 月達到最大值, 隨後雨量減少。AMIP50 可看到也是在 5 月份時雨量明顯增多, 但 8 月份卻沒有出現雨量最大值, 反而 11 月份出現最大值。CWB-T42 結果也是在 5 月有雨量最大值, 但 6-10 月反而雨量偏少, 此現象與 GPCP 的雨量變化有明顯誤差, 同樣也是在 11 月份雨量再次達最大值。在 EASM 季風區的降水中, 無論 GPCP、AMIP50 及 CWB-T42 都呈現出相似的雨量變化特徵, 雖然在 6 月模式有出現雨量大值, 而 7 月 GPCP 有另一個月雨量大值, AMIP50 有大致模擬出現象, 但 CWB-T42 卻沒有。另外 ISM 季風區

的雨量中，可看到三者雨量變化情形一致，但 CWB-T42 明顯雨量偏多，而 AMIP50 則是較接近 GPCP 的雨量值。由以上分析得到，三個季風區域，除了 WNPSM 區域外，AMIP50 均比 CWB-T42 更接近 GPCP 的雨量變化情形，但對於 WNPSM 季風區域內的雨量，兩個模式都有顯著誤差，尤其是 CWB-T42 在夏季誤差較大。

六. 結論與討論

本研究分析新一代高解析之氣候預報模式與目前作業化模式之 AMIP 結果比較，得到此高解析模式不論在環流場、雨量等氣候場模擬均比原有模式更接近於觀測場，尤其是雨量氣候場部份，除了改進海洋上降水外，也突顯出局部性的降雨分佈特徵。不過新一代高解析度模式對於太平洋副熱帶高壓仍模擬強度偏強，且中心位置偏北。此外此高解析度模式在東亞季風區域，除了西北太平洋季風區域外，其它區域所模擬的風場與雨量氣候場變化均和觀測值，而且明顯比原有模式改進許多。未來將更進一步分析新一代模式對於季節變化的模擬能力。

參考文獻

任俊儒，鄭凱傑，施宇晴，胡志文，賈愛玫，2008：二步法動力氣候預報系統之事後預報技術得分分析。天氣分析與預報研討會論文彙編(97)，271-276。

Adler, R. F., and Coauthors, 2003: The Version-2 Global Precipitation Climatology Project (GPCP) monthly precipitation analysis (1979–present). *J. Hydrometeor.*, **4**, 1147–1167.

Ashok, K., S. K. Behera, S. A. Rao, H. Weng, and T. Yamagata, 2007: El Niño Modoki and its possible teleconnection. *J. Geophys. Res.*, **112**, C11007.

Kalnay, E., and Coauthors, 1996: The NCEP/NCAR 40-Year Reanalysis Project. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **77**, 437 – 471.

Kim, H-J., K. Takata, B. Wang, M. Watanabe, M. Kimoto, T. Yokohata, and T. Yasunari, 2011:

Global Monsoon, El Niño, and their Interannual Linkage Simulated by MIROC5 and the CMIP3 CGCMs, *J. Climate*, **24**, 5604–5618.

Smith, T. M., R. W. Reynolds, T. C. Peterson, and J. Lawrimore, 2008: Improvements to NOAA’s historical merged land–ocean surface temperature analysis (1880–2006). *J. Climate*, **21**, 2283–2296.

Saji N.H., Goswami B.N., Vinayachandran P.N., Yamagata T., 1999: A dipole mode in the tropical Indian Ocean, *Nature*, **401**, 360-363.

Wang, B., W. Renguang, and K.-M. Lau, 2001: Interannual variability of the Asian summer monsoon: contrasts between the Indian and the Western North Pacific-East Asian Monsoons. *J. Climate*, **14**, 4073–4090.

Wang, B., and LinHo, 2002: Rainy Season of the Asian–Pacific Summer Monsoon. *J. Climate*, **15**, 386–398.

Wang, B, H.-J. Kim, K. Kikuchi, and A. Kitoh, 2010: Diagnostic metrics for evaluation of annual and diurnal cycles. *Climate Dyn.*, **37**, 941-955.

Webster, P.J., and S. Yang, 1992: Monsoon and ENSO: Selectively interactive systems. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, **118**, 877-926.

Xie and Arkin, 1997: Global Precipitation: A 17-Year Monthly Analysis Based on Gauge Observations, Satellite Estimates and Numerical Model Outputs. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **78**, 2539-2558.

表 1. 形態相關係數表之各個海溫指標在不同季節和 NCEP 重分析資料與 AMIP50 的 SLP 之空間相關係數。

AMIP v.s. R1	IOD	Modoki	NinoWest	Nino1+2	Nino3	Nino4	Nino3.4
Jan	0.3	0.69	0.631	0.702	0.816	0.768	0.816
Feb	0.036	0.673	0.68	0.658	0.821	0.826	0.842
Mar	0.401	0.545	0.562	0.672	0.801	0.73	0.785
Apr	0.211	0.325	0.197	0.665	0.682	0.69	0.714
May	0.146	0.514	0.101	0.688	0.661	0.681	0.691
Jun	0.112	0.288	0.025	0.699	0.66	0.626	0.689
Jul	0.533	0.4	0.486	0.489	0.596	0.549	0.664
Aug	0.504	0.623	0.529	0.597	0.653	0.517	0.682
Sep	0.262	0.513	0.42	0.393	0.495	0.453	0.5
Oct	0.463	0.628	0.56	0.435	0.55	0.546	0.604
Nov	0.557	0.45	0.402	0.717	0.764	0.749	0.76
Dec	0.195	0.549	0.437	0.738	0.775	0.79	0.795

表 2 GPCP 與 AMIP50 及 CWB-T42 雨量之七大區域之空間形態相關係數表。

	GPCP&AMIP50	GPCP&T42
NAM (150W-50W, 0-40N)	0.77	0.5
NAF (50W-60E, 0-45N)	0.9	0.77
SA (60E-110E, 0-45N)	0.82	0.76
EA (105E-150W, 0-45N)	0.69	0.69
SAM (120W-30W, 45S-0)	0.84	0.81
SAF (0-90E, 45S-0)	0.86	0.72
AUS (90E-160E, 45S-0)	0.92	0.89

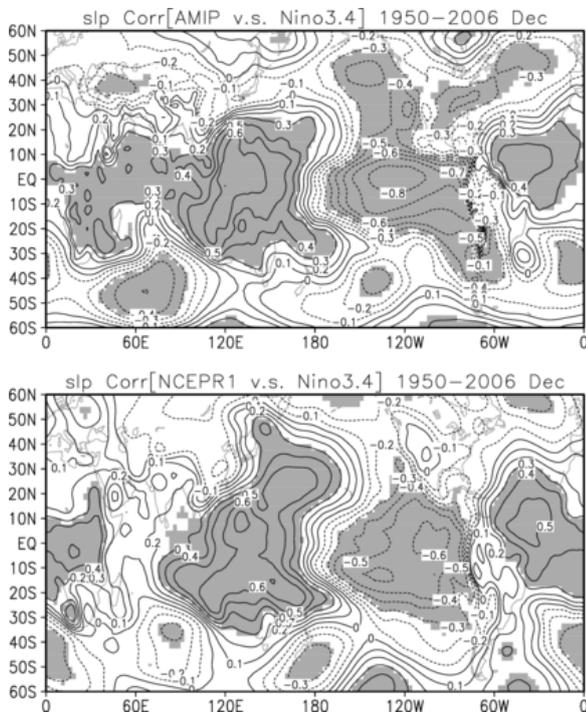


圖 1. 12 月的 Nino3.4 區域之 SST 指標與 NCEP AMIP50(上)及 NCEP Reanalysis I (下)之海平面氣壓(SLP)的空間相關分佈圖。

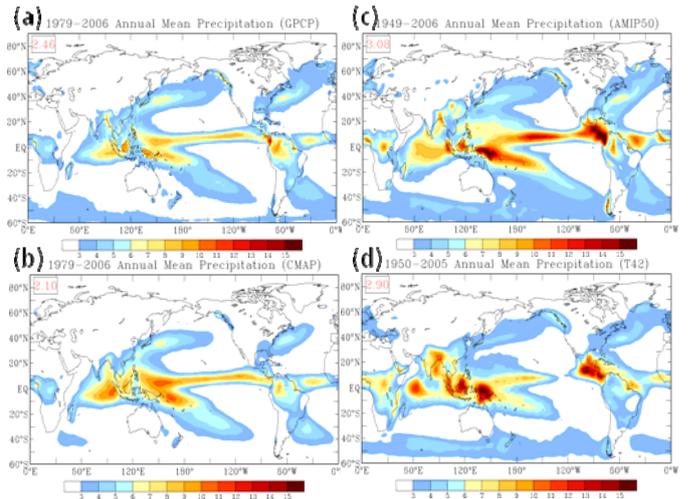


圖 2. 年平均之 GPCP(a)、CMAP(b)、AMIP50(c)、CWB-T42(d)的雨量氣候場分佈圖。圖中左上角數字代表此區域內的雨量平均值。

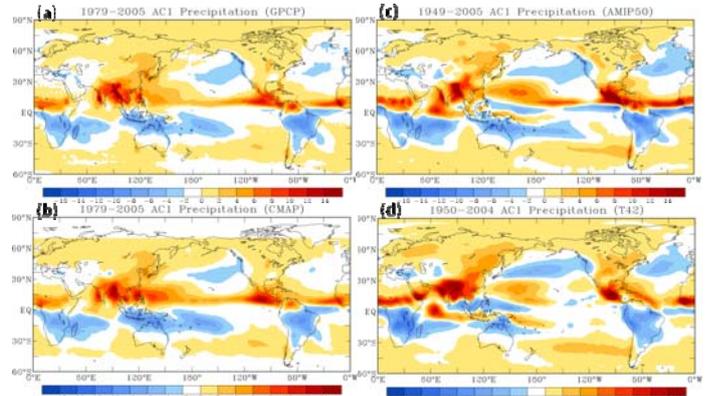


圖 3. 同圖 2，但為年平均之 GPCP(a)、CMAP(b)、AMIP50(c)、CWB-T42(d)的 AC1 雨量氣候場分佈圖。

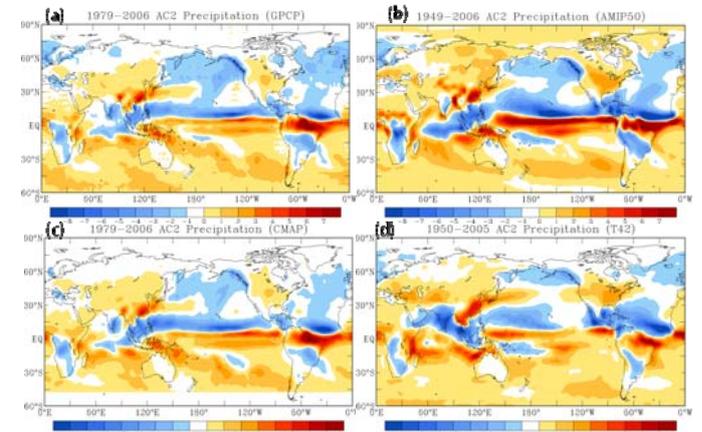


圖 4. 同圖 2，但為年平均之 GPCP(a)、CMAP(b)、AMIP50(c)、CWB-T42(d)的 AC2 雨量氣候場分佈圖。

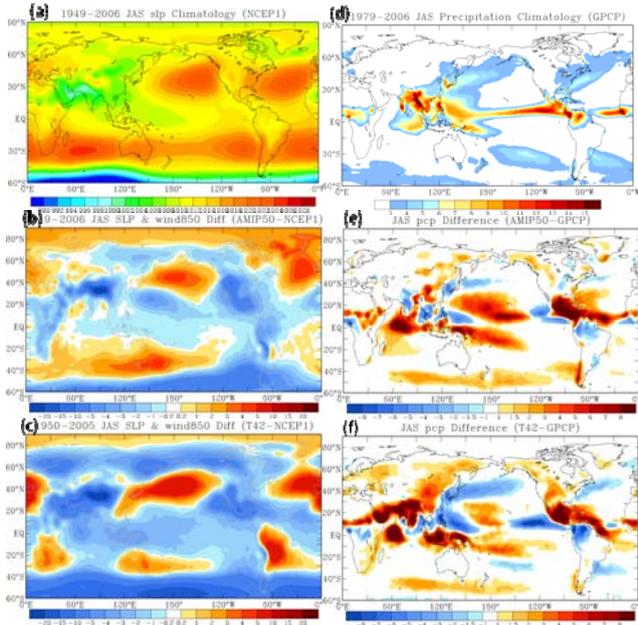


圖 5. Jun-Aug(JAS)季節平均之 NCEP-R1 之 SLP(a) 與降水(d)之分佈圖以及 AMIP50(b,e)及 CWB-T42(c,f)分別與 NCEP-R1 之 SLP 與雨量差異圖。

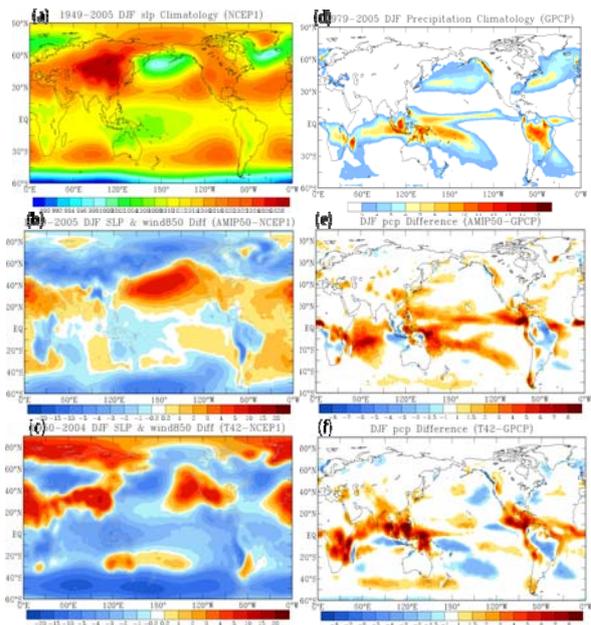


圖 6. 同圖 5，但為 Dec-Feb(DJF)之 SLP 與雨量分佈圖。

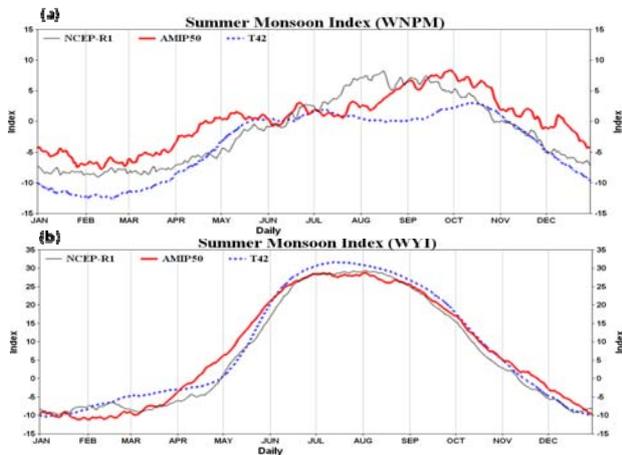


圖 7. WNPM(a)與 WYI(b) 季風指標之氣候平均值的日時間序列圖，圖中分別為 NCEP-R1(細實線)、AMIP50(粗實線)與 CWB-T42(點線)。

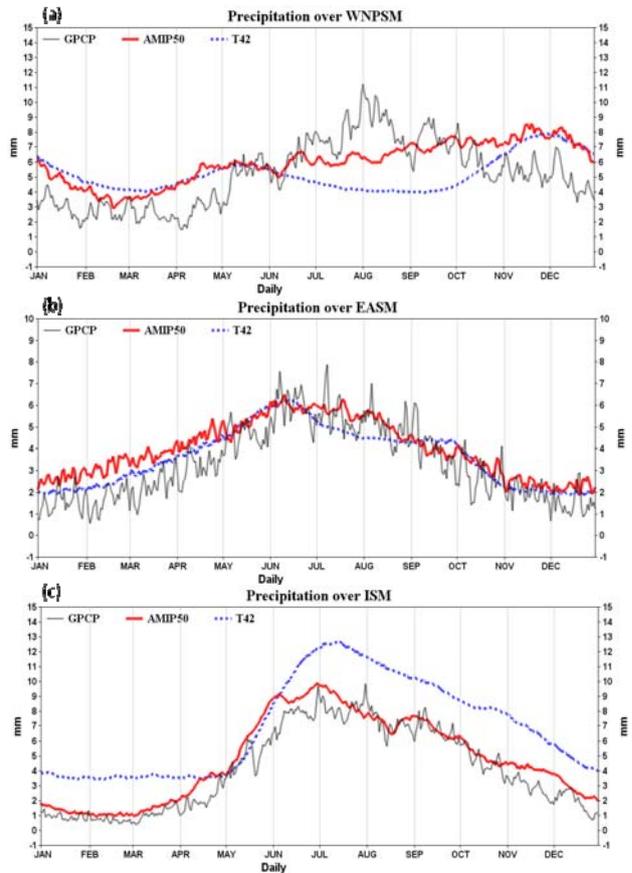


圖 8. WNPSM(a)、EASM(b)、ISM(c)季風區域內之雨量氣候平均值的日時間序列圖，圖中分別為 GPCP(細實線)、AMIP50(粗實線)與 CWB-T42(點線)。

CWB 2nd Week 日均溫 MOS 與 MMS 系集統計預報模式測試評比

陳重功

氣象科技中心
中央氣象局

羅存文

陳孟詩

氣象預報中心
中央氣象局

王嬾蘭

摘 要

為提升第二週統計預報的預報能力，本文中應用多重預報時段資料組的統計預報模式方式 (MMS/Multi-tau MOS)，並與原先的 MOS(Model Output Statistic) 模式進行比較。藉由美國 NCEP GEFS(Global Ensemble Forecast System) 所提供的 384h 超前預報，作為延伸至第二週預報的基礎。

文中對於 NCEP GEFS 之 MMS 與 MOS 的模式建立的比較，MMS 模式在 R^2 和 MAE(Mean Absolute Error) 上，較 MOS 模式有顯著的進步。但在分析過程中，也顯示出 276 小時以後至 372 小時的預報準確度均處於相同的誤差範圍。而在所進行的獨立預報測試案例中，MMS 模式的預報能力卻和 MOS 模式的近乎相同，甚至於部分預報時段的預報準確度，MOS 模式的表現比 MMS 模式為佳。雖可能歸因於所取用的 GEFS 預報變數過少，以至於第二週的模式部分，沒有充分的物理描述。但是 GEFS 模式的預報能力尚待更進一步的查驗。

關鍵詞：MOS、MMS、系集預報。

一、前言

本局動力統計預報的預報指引模式的開發，已有應用於多組動力數值模式上之經驗，對於預報作業模式與架構都有詳細的規範(見陳等，2005)，並已落實到每日的預報作業支援上，供給預報作業必要的輔助參考。主要開發技術上，經歷短期(Short Range)的本局區域模式 CWB LAFS (Limited Areal Forecast System)、CWB NFS (Non-hydrostatic Forecast System) 及日本區域模式 JMA (Japan Meteorological Agency) RFS 的 PP、MOS 及 MMS 等統計模式發展(見於羅與陳，2003、陳等，2009)。在中期(Medium Range)預報的發展上，則是應用了本局的 CWB-GFS(Global Forecast System)及 JMA-GFS，2 組中期動力數值預報模式開發出相對應之未來一週的統計預報指引產品。期間對於 2 組全球動力數值模式的降尺度至台灣地區的預報特性，有深入的研究與探討(見陳等，2006)。近年與長期課共同跨足於二週的系集統計預報之開發

應用(見李等，2011 及陳等，2011)。透過動力統計預報的開發，深入瞭解 NCEP GEFS 的預報特徵和能力。本文所選取的被預報元為台灣地區各測站的冬季日平均溫度，是一個綜觀性質為主宰的地區天氣要素。足以透過此一要素探究數值模式的綜觀預報的能力。

本研發主要在於藉由 MMS 的開發更深入瞭解第二週預報的預報能力與參考價值。以為預報作業提供足夠客觀性的預報參考評估。

二、資料與研究方法

(一)、資料

本文中採用 NCEP GEFS 的系集預報產品，計有一組控制組(Control run) 及加上 20 組系集預報成員(Ensemble member)的預報產品。預報時效為 00Z24h 至 384h，每 12h 的預報產品輸出間隔。資料期限起始於 2009 年 1 月 1 日至 2012 年 2 月止。由於本研究是在探討冬季(12、1 及 2 月)的模式特性，所以冬季約有 4 年資料，使用 2009 年 1 月、2 月、12 月及 2010

年 1、2 月，12 月與 2011 年 1、2 月，共 8 個月來建立統計模式，並用 2011 年 12 月及 2012 年 1、2 月進行獨立測試。

所使用到的 NCEP GEFS 模式的網格點(2.5°*2.5°)分布見於圖 1 中所示的白色中空圓圈，共採取了 10 個點用以將測站鄰近測站的 4 個網格點變數量內插至測站上。所收集的系集動力數值模式預報變數，計有海平面氣壓(MSLP：Mean Sea Level Pressure)、850mb 溫度(T：Temperature)、850mb 東西風(U)、850mb 南北風(V)、700mb 高度(H：Height)、700mb 相對濕度(Rh：Relative humidity)、500mb 高度、250mb 東西風、250mb 南北風與 12 小時累積雨量(TRSR：TeRrain Surface Rainfall)，共 10 組場量變數。

本文中被預報元為台北(46692)、花蓮(46699)、台中(46749)、高雄(46744)、澎湖(46735)及玉山(46755)等 6 個測站的日平均溫度。而以台北測站為模式案例討論之主要代表。所選取之資料期限與 NCEP GEFS 的相對應。

(二)、研究方法

研究中所採用的統計預報模式，包含 PP、MOS 與 MMS 三種模式。模式中應用複式迴歸(Multiple Regression)，以向前因子選取(Forward Selection)方式建立預報方程，詳細的描述見於 Neter *et al.* (1983)的書籍中。PP 模式以被預報事件的起端(00Z)為建模式的時間點。而 MOS 及 MMS 則以控制組(control run)的 00Z36h、60h、84h、、372h，各時段各自建立一組迴歸方程，共 15 組。再將所對應時段之各個系集成員的相對應變數，代入預報方程中以取得各自的預報指引值。

而 MMS 模式為 Multi-tau. times MoS，以多重鄰近相連預報時段資料組來建立模式。在本研討中隨預報時效的增長所引入的資料數目亦隨之增加。主要在 156h 前，取前、後各納入 2 組，計 5 組 tau. times 資料組代表所預報的時段；180h 至 276h 區段的模式，則增加為前、後各納入 3 組，計 7 組預報 tau. times 資料組。而 300h 至 372h 區間，則用前、後 4 組資料納

入，共計 9 組。主要目的在於調整可能存在的數值模式預報相位落差。

文中所採用的計算量有：迴歸方程的 R^2 (Explained Variance)，平均預報狀態的 Bias，預報準確度的 MAE(Mean Absolute Error)，與相關係數(Correlation)等基礎分析運算來進行各項量化的評比。

三、模式建立特徵分析

在開發 NCEP GEFS MOS 日平均溫度統計預報模式的主要預報因子以 850T 為首，在陳等(2011)有詳細的探討，主要由於僅從 10 組預報因子庫選取，而其中又僅此一組為以溫度形式表達。同樣的狀況亦存在於 MMS 的模式，而多為資料組中的前段 850T 主導。其次少數的高度場亦會是主要的預報因子，但僅出現於較長預報時效的預報時段時。

圖 2(a)為台北測站(46692)的各個時段的 MOS 及 MMS 模式建立各項模式指數分布狀態。基本上，MOS 的 R^2 隨預報時段的增加，由近乎 0.8 逐步降至略低於 0.2 的變異詮釋度。MMS 的表現與 MOS 有一致的趨勢，但各個時段點的 R^2 值均較 MOS 的高，且有隨預報時段的加長，而改善越多的情勢。主要表現在由 204h 至 348h R^2 增加量較明顯，僅在 252h、274h 與 372h 時段，較不突出；主要應歸因於所取納入組數區間分段處，所產生鄰近組數差異的結果。本研究中所設制的 IR(Improvement Rate)，是由 MMS 的 R^2 減去 MOS 的 R^2 再除以 PP(00Z)的 R^2 (約為 0.81)而成，IR 的表現趨勢與 R^2 的比較變化一致。由圖中亦呈現出，平均 MMS 的 MAE 值約略比 MOS 的調降 0.2°C。整體的 MAE 變化由 36h 起至 372h，約由 1.2°C 漸增到 2.4°C，約在 276h 時 MAE 即達到 2.4°C 到 372h 間，均處於沒有增、減的狀態。

圖 2(b)為台北、花蓮、台中、高雄、玉山及澎湖 6 站的各時段之 R^2 分布，澎湖是各站中 R^2 描述最低的一組，在到達 180h 之前約低了 0.15。而高雄站的 R^2 分布較澎湖好很多，但仍明顯的表出和其他站差了 0.5 的落差。花蓮、台中及玉山的分布趨勢與強度，則

顯得和台北近乎一樣。

四、MMS 模式測試比較

經由上述的台灣各區的模式建立與比較，選取台北站為獨立測試的評比案例。圖 3 為 2011 年 12 月至 2012 年 2 月期間的預報測試，(a)為 MOS 及 MMS 各時段的 Correlation、(b)為 Bias(c)是 MAE。

圖 3(a)的相關分布顯出在此試期間，252h 前 MMS 似乎較 MOS 的相關性質略高一些，僅約略為 0.01~0.02。252h 之後則 MMS 和 MOS 的強弱變化，則是互為起落。基本上，MMS 和 MOS 間沒有明顯的相關差異。在圖(b)的 Bias 部分，整體上滿足隨著預報時段的加長而加大 Bias 值，但至 276h 後反而有 Bias 下降的情境。圖中明顯的看出 MMS 的 Bias 值均較 MOS 的高約 0.4~0.6°C。Bias 的值的變動的區間，大致在 0.32~1.7°C 之間。圖(c)的 MAE 分布，在 276h 前 MMS 和 MOS 幾乎完全一致，之後 MMS 的 MAE 值顯得比 MOS 的多約 0.15°C 的預報誤差。主要的預報誤差範圍，大致落在 1.05~2.5°C 之間。

五、模式預報個案

本局長期預報作業均於每週下午進行預報會議討論。因此，採用每週四的 NCEP GEFS 對未來 384h 的預報產品，進行日均溫統計預報預報作業供給。圖 4、5、6 及 7 即個別為 2012 年 1 月 5 日、12 日、19 日和 26 日(週四)的 00Z 未來 2 週的日均溫之(a)MMS 和 (b)MOS 預報產品。圖中綠線代表對應之觀測值，藍色線是 Control run 的預報結果，紅色線是 ensemble mean(系集成員預報指引的平均值)。而灰色代表各個系集成員(20 組)的分布。

若由總含括的系集預報範圍檢視之，似乎總有些系集成員的預報值是含蓋了觀測值的。但若由單一的 control run 與 ensemble mean 檢驗，則可現大致上第一週(2~8 日)還有預報的準確性可參考，或有可信的預報趨勢度。基本上預報誤差也較溫和些。而第二週(9~15 日)則顯得預報參考的可信度比較低，而且趨勢

度也不佳。兩組模式的結果，很難於別出優劣。

此現象由表一(第一週)及二(第二週)的兩組模式，連續 4 週的預報偏差程度與誤差度的數值分布，可見沒有如建模時，如此絕對的情形即 MMS 各項評比均優於 MOS 的。二者的表現略差於建模期間，且在於柏仲之間。

六、結論

系集預報的開發需要大量的電腦資源，同樣地後端的接繼應用，也是對電腦需求很大，尤其是儲存部分。動力統計預報所需的這方面要求是很嚴謹的。

本局第二週預報所選取的數值模式是 NCEP GEFS 版本，因取得容易。但先期處於預報作業參考使用，僅收納 10 個預報變數。對於發展 MOS 而言，很難於滿足在降尺度推估建模時的物理解釋度。經過先期的開發結果顯示出，以 control run 所建的 MOS 模式，相比於 ensemble mean 的模式效果一致。未來本局採取僅完整收集 NCEP GEFS 的 control run 產品，用以建立 MOS 模式。預報作業時僅接收所需之系集成員的因子變數場量。如此可大幅解決電腦儲存與運算的資源不足。

本文的結果充分的顯示出，該數值模式對台灣地區在第一週的預報資訊上，有足夠的可信度與準確性。但第二週的預報能力，即大幅度降低。同時，建模式時所展現 MMS 的優勢，在獨立測試時均無法有持續性的穩定表現。由於缺乏充足的物理詮釋，因為變數量過少，致使無法更進一步地提出癥結。應充分收集完整的變數量，重測模式的穩定度。

參考文獻

- Neter, J., W. Wasserman, and M. H. Kutner, 1983 : Applied linear regression models · Richard D. , Irwin INC. , Homewood , Illinois , 547pp .
- 羅存文與陳重功, 2003 : 2001 年最高/低溫統計預報結果分析, 氣象學報, 45 , 33-50。

陳重功、羅存文、施佩君與賀介圭，2005：統計預報模式相位調整預報評比，天氣分析與預報研討會論文彙編，中央氣象局，臺灣，臺北，157-162。

陳重功、羅存文與賀介圭，2006：MRF JMA MOS 與 GFS MOS 六月份測試模式之特性比較，天氣分析與預報研討會論文彙編，中央氣象局，臺灣，臺北，2-58 – 2-62。

陳重功與羅存文，2009：中央氣象局 LAFS MOS 2000~2003 年冬季最高/低溫度之預報回顧與評比，氣象學報，48，1-16。

陳重功、羅存文、李柏宏、賈新興、陳孟師與王嫻蘭，2011：CWB 2nd Week 日均溫 MOS 系集預報模式開發-(II)測試評比，天氣分析與預報研討會論文彙編，中央氣象局，臺灣，臺北，370 – 375。

李柏宏、賈新興、陳孟師、王嫻蘭、陳重功與羅存文，2011：CWB 2nd Week 日均溫 MOS 系集預報模式開發之技術探討(I)，天氣分析與預報研討會論文彙編，中央氣象局，臺灣，臺北，364 – 369。

表二、台北(46692)第 2 週 MOS 與 MMS 預報評比

2-WK		MOS		MMS	
Case		Ctr	EnsM	Ctr	EnsM
Bias	Jan05	-1.70	-1.32	-1.17	-1.27
	Jan12	2.73	2.68	1.93	2.13
	Jan19	1.83	1.52	2.16	1.33
	Jan26	1.59	1.73	1.60	1.67
MAE	Jan05	1.89	1.27	0.77	1.32
	Jan12	3.04	2.77	2.38	2.44
	Jan19	2.14	1.94	2.36	1.81
	Jan26	3.92	3.78	3.98	3.88

表一、台北(46692)第 1 週 MOS 與 MMS 預報評比

1-WK		MOS		MMS	
Case		Ctr	EnsM	Ctr	EnsM
Bias	Jan05	0.76	1.02	1.27	1.22
	Jan12	-1.06	-1.24	-1.20	-1.39
	Jan19	1.36	1.13	1.26	1.01
	Jan26	-0.33	-0.33	-0.09	-0.01
MAE	Jan05	0.81	1.25	1.33	1.40
	Jan12	1.06	1.40	1.20	1.48
	Jan19	1.36	1.38	1.29	1.34
	Jan26	1.96	1.74	1.69	1.63

圖 1.NCEP GEFS 2.5°*2.5°格點分布-台灣

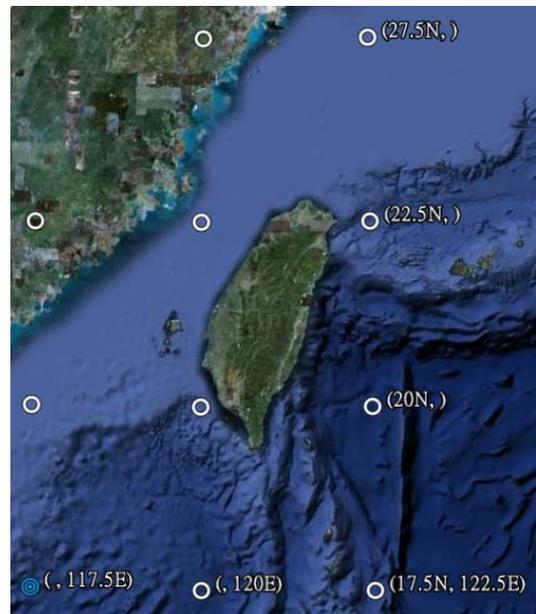


圖2. (a)台北測站之GEFS MOS與MMS日均溫各預報時段建模之R2與MAE評比分布, (b)台北、花蓮、台中、高雄、澎湖與玉山之各時段MMS R2分布。

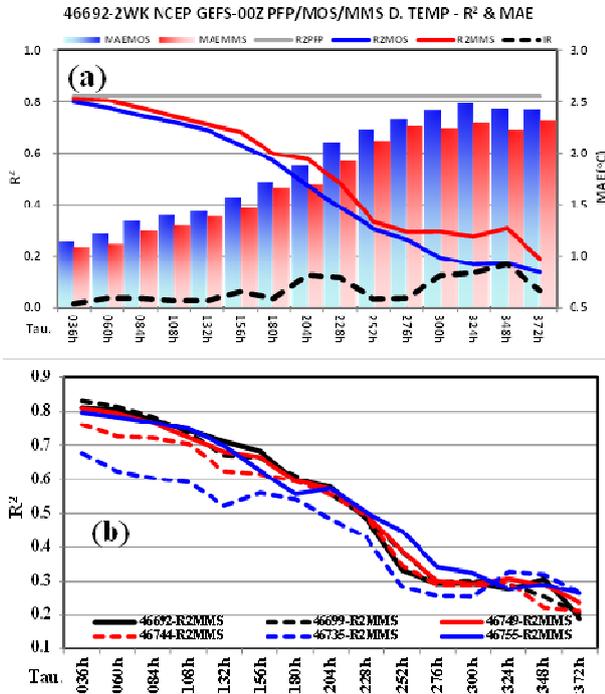


圖3. MMS vs. MOS的預報校驗評比

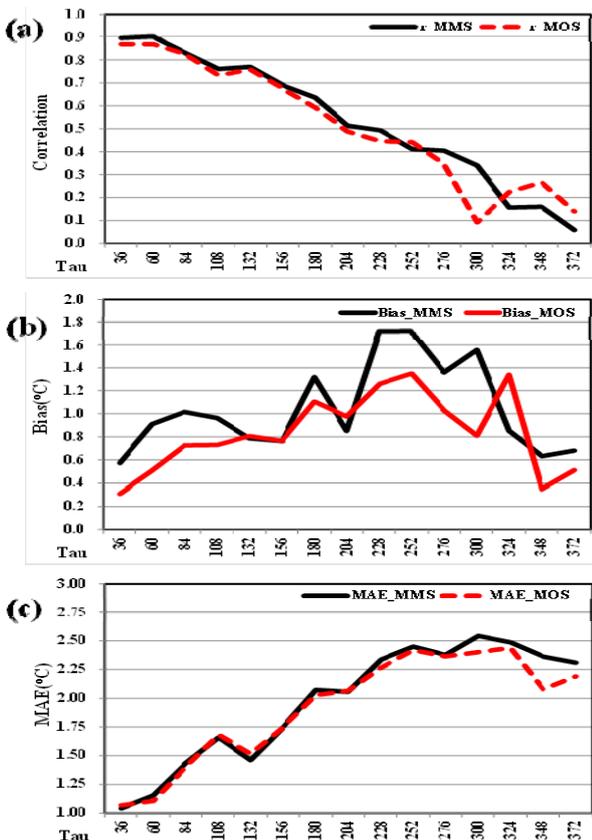


圖4. 台北1月5日00Z GEFS MMS/MOS日均溫預報

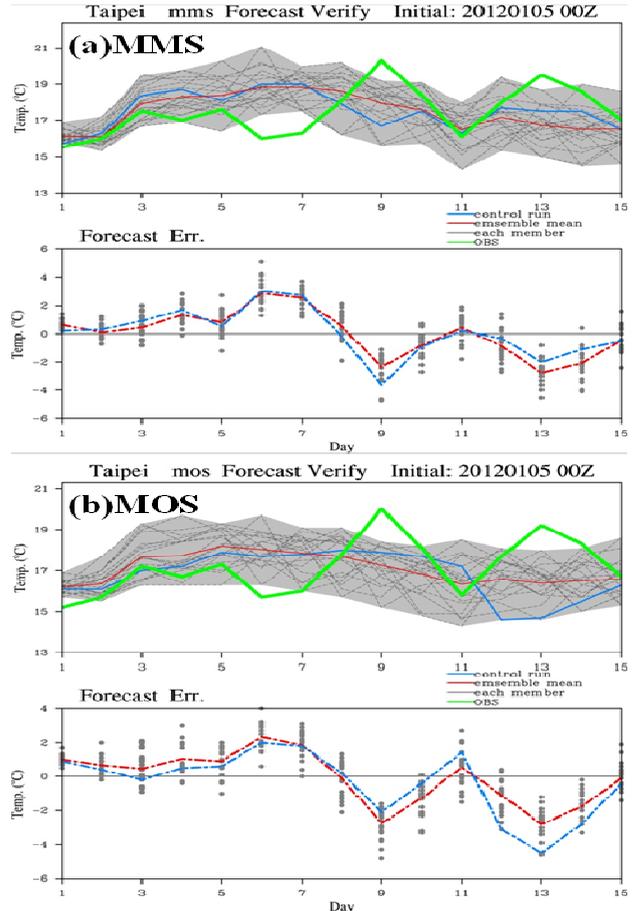


圖5. 台北1月12日00Z GEFS MMS/MOS日均溫預報

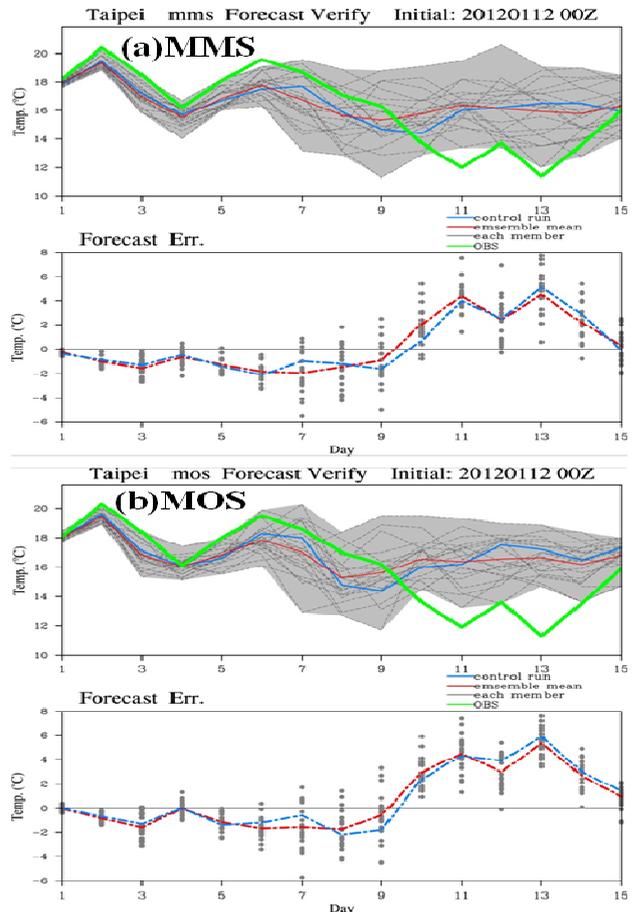


圖6. 台北1月19日00Z GEFS MMS/MOS
日均溫預報

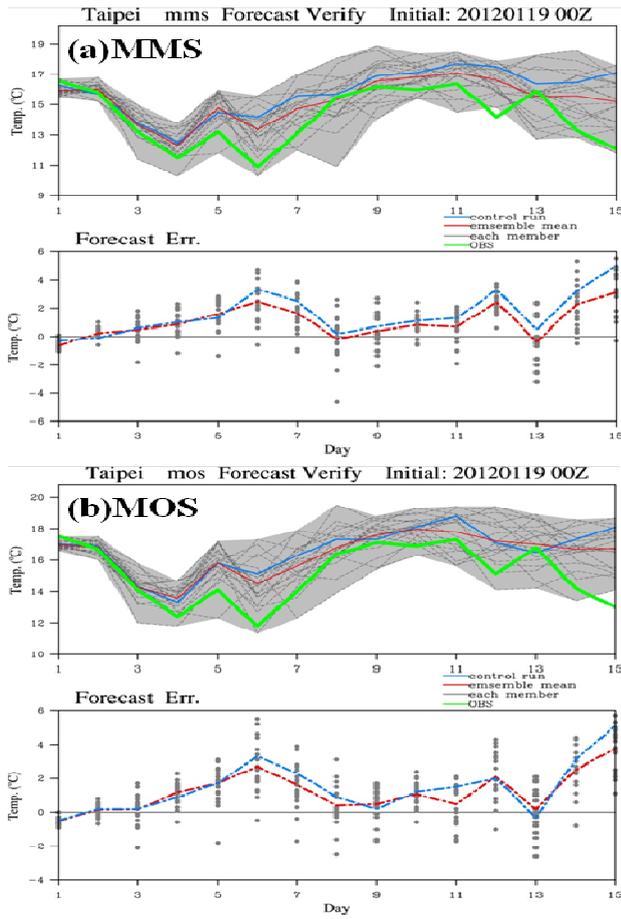
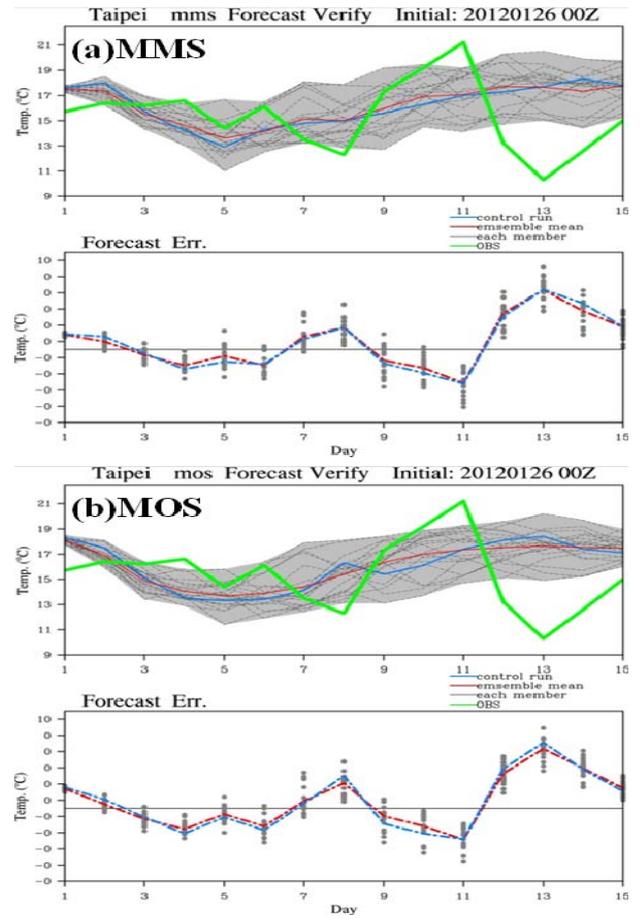


圖7. 台北1月26日00Z GEFS MMS/MOS
日均溫預報



從 TCCIP 計畫推動經驗談氣候資訊服務

陳永明、林李耀、朱容練、張振璋、黃柏誠、黃嫻蓁、李惠玲

國家災害防救科技中心

摘 要

行政院國家科學委員會鑑於氣候變遷對臺灣造成的影響可能愈趨嚴重，國家推動各項氣候變遷調適策略時需要更多的科學數據與研究成果作為依據，因此自 98 年底推動三年期「臺灣氣候變遷推估與資訊平台建置計畫」(Taiwan Climate Change Projection and Information Platform,以下簡稱 TCCIP)，該計畫由國家災害防救科技中心負責統籌執行，藉由中央研究院環境變遷研究中心、中央氣象局及臺灣大學、臺灣師範大學...等學校之研究學者共同合作，針對氣候科學研究與下游衝擊所需之整合應用，強化氣候變遷科學研究與推估能力，並落實氣候變遷資訊的應用研究與服務。

TCCIP 計畫進行將近三年，稟持當初計畫擬定之精神，由下而上從利害關係人 (stakeholders) 角度進行氣候變遷之研究與氣象服務，其精神與 WMO 第三次世界氣候大會 (WCC3) 所揭示的 Global Framework for Climate Service (GFCS) 的精神不謀而合。TCCIP 計畫三年來藉由氣象研究人員的努力，嘗試與使用者進行溝通，無論在資料的產製，服務的產品以及氣候情境的假定上，累積了不少寶貴經驗，值得與氣象從業人員分享。

TCCIP 計畫的重點成果與氣候變遷資訊服務整理包括：1. 建立長期氣候降雨資料庫；2. 建立氣候變遷資訊服務平台網站與服務機制；3. 出版氣候變遷科學報告；4. 從水文應用需求建立氣候變遷推估情境假定；5. 氣候變遷極端降雨之水文衝擊關鍵技術研發...等。本論文將著重於氣候研究與資料使用者在計畫三年來溝通的經驗與成果作為出發，探討氣候資訊服務的方式、可能性以及可能的困難，作為氣象界推廣氣候服務應用的參考。

關鍵字：氣候變遷、氣候資訊、氣候服務、TCCIP

統計降尺度技術於台灣春季乾旱之應用

朱容練 黃柏誠 張振璋 吳宜昭 Soo-Jin Sohn
國家災害防救科技中心

摘要

本研究利用TCCIP月降雨網格資料與APEC Climate Center之短期氣候模式Hindcast資料進行台灣春雨之探討與統計降尺度系統建立。結果顯示，台灣春雨主要發生於台灣北部並向中部山區延伸的區域，平均約600mm，約佔全年總降雨量的1/4。春雨的多寡，與ENSO(Nino 3.4 SST)存在約2個月的延遲相關，並且顯示，聖嬰年的隔年，台灣春雨會有偏多的趨勢出現。以Nino3.4海溫、SLP、U200以及V850等大尺度環境場進行預報因子測試，發現Nino3.4海溫、SLP與U200可作為台灣北部春雨預測時之大尺度預報因子；而V850的驗證中可知，該物理量較無法正確反映應有的降尺度降雨年際變化。多重模式系集平均結果雖然穩定，從大尺度的表現評估也優於單一模式，但是降尺度後之降雨技術得則相對不高，約介於0.3~0.4之間，進一步測試如區域選取以及預報因子選取等，將會是未來的工作重點。

關鍵字：春雨、統計降尺度、TCCIP、APCC

一、前言

乾旱是一種自然的氣候現象，一般都以月或季節的時間尺度表現。台灣年平均降雨約2500公釐，嚴格來說，理應不虞匱乏，不至於有乾旱的問題，然而，受到地形與降雨不均勻等因素，仍然時有乾旱事件的發生，造成農業、工業、民生等各方面的衝擊。

春雨是台灣北部一期稻作的主要雨水供應來源，而春天的降雨情形，也是以台灣北部地區最為顯著，若以長時間(年代際)來看，台灣春雨的變化與太平洋十年振盪(Pacific Decadal Oscillation；簡稱PDO)有著明顯關聯(Hung et al. 2004)。當PDO呈現正相位時，台灣春雨有偏多的趨勢，可歸因於此時台灣位於氣旋式環流的大尺度環境中，且北方鋒面系統亦較活躍之故。此外，若從短期氣候的觀點出發，則發現台灣春雨與聖嬰現象(El Nino and Southern Oscillation；簡稱ENSO)有關(Jiang et al. 2003)。若能掌握PDO與ENSO未來的變化趨勢，將有助於台灣春雨預報能力的提升。

短期氣候模式是目前預報大尺度環流特徵演進的主要工具，以現今的技術，對於大尺度環流以及動力場部分，具某種程度之掌握能力，然而氣候模式之降雨預報，則仍然是有待持續提升預報能力的物理量，其中又以地處熱帶與副熱帶交界處的地區更具挑戰。再加上目前的氣候模式空間解析度仍然無法解析局部地區之降雨，若欲進行區域氣候預測，除了仰賴區域氣候動力模式之外，另一個方法則是統計降尺度(Chu et al. 2008)，透過氣候模式之物理量與區域降雨之統計關係，進而獲得未來三個月內之降雨預測結果。

若能有效預測台灣北部春季降雨，意味著對春季乾旱的掌握能力亦可隨之提升。有鑒於此，本研究即針對台

灣北部春雨，利用不同氣候模式之物理量為預報因子，進行統計降尺度系統之建立與測試，第一部分為前言，第二部分為資料與分析方法，第三部分為結果分析，最後則為結語。

二、資料與分析方法

本研究使用台灣氣候變遷推估與資訊平台建置計畫(Taiwan Climate Change projection and Information Platform；簡稱TCCIP)所產製的台灣地區5公里空間網格解析度之月降雨觀測資料(1960-2009)作為分析之主要變量；搭配最佳化之觀測海表面溫度(Optimized Interpolate Sea Surface Temperature；簡稱OISST)針對台灣北部地區的春季降雨進行分析研究。此外，本研究亦利用從APEC氣候中心(APEC Climate Center；簡稱APCC)所取得之13組短期氣候模式後報(Hindcast)資料，時間為1983-2003之月資料進行台灣春雨之統計降尺度系統之建立與初步測試。相關統計降尺度方法如下所述：

圖一為本研究所使用統計降尺度流程圖。利用經驗正交函數分析(Empirical Orthogonal Function，簡稱EOF)分別將氣候降水與全球環流模式(General Circulation Model；簡稱GCM)預報因子進行資料重建，其後利用奇值向量分解(Singular Value Decomposition，簡稱SVD)方法(Bretherton, 1992；Chu et al., 2008)將二重建後資料建立長期之統計關係，利用SVD之統計特性，將GCMs所提供之Hindcast資料進行降尺度投影(Projection)，取得台灣北部地區之春季降雨預測值，並配合TCCIP5公里網格降雨觀測資料進行比較與分析。關於統計降尺度之細部說明，可參考Kim et al. [2004]，Feddersen and Andersen [2005]與Chu et al.[2008]。

三、結果分析

(1) 台灣春雨分析

台灣地區平均年總降雨量大約介於 2000mm~3500mm 之間，其中又以東北角及山區的降水最為顯著，圖二為 2、3、4 月累積降雨占全年降雨的比值空間分布圖，春季降雨比值大於 1/4 年總降雨量的區域主要集中於台灣北部地區。為瞭解台灣春雨與 ENSO 之間的關聯性，將 ENSO 指數與春季降雨佔 1/4 年總雨量的區域平均雨量進行延遲相關分析，結果顯示，台灣北部春雨與 Nino3.4 海溫存在約 2~3 個月的延遲相關，亦即當 Nino3.4 海溫於冬季呈現偏暖訊號時，隔年台灣春雨將會有偏多的趨勢出現，選取 82/83, 86/87, 87/88, 91/92, 94/95, 97/98, 02/03, 06/07 為聖嬰年；83/84, 84/85, 88/89, 95/96, 98/99, 99/00, 00/01, 07/08 為反聖嬰年進行春雨之合成分析，如圖三所示。由圖可知，不論是聖嬰年或反聖嬰年，台灣春雨似乎都顯現降雨偏多的訊號，然而利用無母數檢定法進行 95% 的統計檢定後發現，聖嬰年時，台灣春雨偏多的訊號有通過檢定，因此認為，聖嬰年時，台灣春雨有偏多的可能。此一結果，可作為推測台灣隔年春季乾旱與否的指標之一，在台灣北部乾旱的預測與推估上有其正面助益。從圖二之區域平均降雨逐年變化分析可知(圖未示)，該區域年總雨量約 2200mm，春雨約 600mm，佔全年雨量的 27% 左右。此外，從逐年的降雨變化趨勢發現，該區春雨似乎有逐年減少的趨勢，並存在年代際之振盪訊號，此結果與 Hung et al. (2004) 之研究一致。

(2) 統計降尺度

1. 觀測海溫為預報因子

如前節所述，台灣春雨與 ENSO Index 存一明顯相關，本節即利用此一關係，以 Nino3.4 海溫(DJF)為預報因子，嘗試建立台灣北部春雨(FMA)之統計降尺度系統。圖四為降尺度過後之降雨與觀測降雨之相關係數空間分布圖。由圖可知，利用 Nino3.4 海溫作為預報因子，其降尺度結果以推估中央山脈西側之降雨技術得分較高，大約介於 0.4~0.5 之間，而該區域則與春雨主要降雨區域類似。至於東北角地區之降雨，則是呈現負相關訊號，亦即技術得分相對較低。

2. 以模式物理量為預報因子

本研究未來將進一步利用統計降尺度結果，結合乾旱指數(如 SPI 等)進行乾旱程度的預測，並且介接水文模式進

除了以海溫作為預報因子外，本研究亦嘗試利用 GCM 之大尺度物理量作為預報因子，進行台灣春雨之統計降尺度分析。本研究使用之 GCM 資料為從 APCC 所取得，共 13 個模式之 Hindcast 資料，所用以建立降尺度系統之大尺度物理量有 V850、SLP 與 U200 等。表一為各模式中各預報因子與台灣春雨之 SVD1 解釋百分量。由表可知，絕大多數模式，對於 SVD1 可解釋的百分量均超過 90%，惟 BCC 模式中的 SLP 與 MSC_GM2、MSC_GM3 之 V850，其解釋百分量分別為 89%、83% 與 84%，較其他 GCM 略低；對應年變化的走勢上(如表二)，大部分的模式表現，相關係數值皆在 0.5 以上。其中又以 CWB 和 NCEP 的 V850 預報因子，其相關係數值為 0.8。反觀 MSC_SEF 之 SLP 的表現則是明顯偏低(-0.3)。

圖五為以 SLP 為預報因子所進行之統計降尺度技術驗證。由圖可知，大部分模式對於台灣北部春雨的推估上，其相關係數大都介於 0.3~0.4 之間。CWB 則是於主要降雨區的相關係數介於 0.4~0.6 之間，推估技術明顯優於其他模式。GDAPS_F 則是呈現負相關係數為主，此外，大多數的模式對於東北部地區之降雨，其掌握能力較不理想。圖六為以 U200 作為預報因子時之模式降尺度推估技術得分。由圖可知，CANCM4 模式的表現較佳，模式普遍對於南投附近之降雨有較理想的推估結果，同樣是在東北部地區的降雨掌握能力有限。反觀以 V850 為預報因子進行驗證，結果顯示所有模式的技術得分均相對較低(圖未示)。

由上述實驗結果可知，以赤道 Nino3.4 海溫、SLP 與 U200 等大尺度物理變數作為預報因子，在台灣春雨的推估上，有不錯的掌握能力。MME 的結果雖然穩定，但其技術得分則是介於 0.3 與 0.4 之間，較單一模式結果(如 CWB)低。

四、結語

台灣春雨對於北部一期稻作的影響極大，若能充分掌握其降雨之未來趨勢，將有助於北部水資源的調度與乾旱預警。從本研究的觀測分析發現，台灣春雨主要以北部為主，約佔全年降雨的四分之一左右。而聖嬰年的隔年春季，台灣北部春雨則是有偏多的現象出現。從統計降尺度系統的建立與初步測試結果中發現，大尺度預報因子以 SLP 與 U200 的表現技術得分較高，低層風場如 V850 則是推估結果較不理想，其原因可能與所選取的預報因子空間區域有關，這將會是未來須進一步測試的重點之一。

行集水區流量模擬測試，以期能在灣春季時之集水區降雨、水庫入流量以及乾旱的預報上，能發揮正面助益。

參考文獻

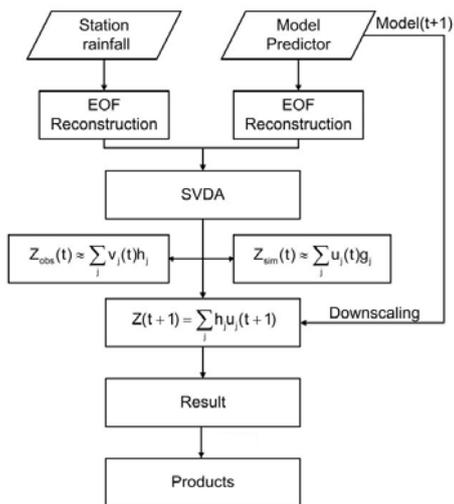
- Bretherton, C. S., C. Smith, and J. M. Wallace, 1992: An intercomparison of methods for finding coupled patterns in climate data. *J. Climate*, 5, 541–560.
- Chu, J.-L., H. Kang, C.-Y. Tam, C.-K. Park, and C.-T. Chen (2008), Seasonal forecast for local precipitation over northern Taiwan using statistical downscaling, *J. Geophys. Res.*, 113, D12118, doi:10.1029/2007JD009424.
- Feddersen, H., and U. Andersen (2005), A method for statistical downscaling of seasonal ensemble predictions, *Tellus, Ser. A*, 57, 398–408, doi:10.1111/j.1600-0870.2005.00102.x.
- Hung, C.-W. H.-H. Hsu, and M.-M. Lu, (2004), Decadal oscillation of spring rain in northern Taiwan. *Geophys. Res. Lett.*, 31, L22206.
- Jiang, Zhihong, George Tai-Jen Chen, Ming-Chin Wu, 2003: Large-Scale Circulation Patterns Associated with Heavy Spring Rain Events over Taiwan in Strong ENSO and Non-ENSO Years. *Mon. Wea. Rev.*, 131, 1769–1782. doi: 10.1175//2561.1
- Kim, M.-K., I.-S. Kang, C.-K. Park, and K.-M. Kim (2004), Superensemble prediction of regional precipitation over Korea, *Int. J. Climatol.*, 24, 777– 790, doi:10.1002/joc.1029.

表一 模式中各預報因子與台灣春雨之SVD1 解釋百分量SCF(%)

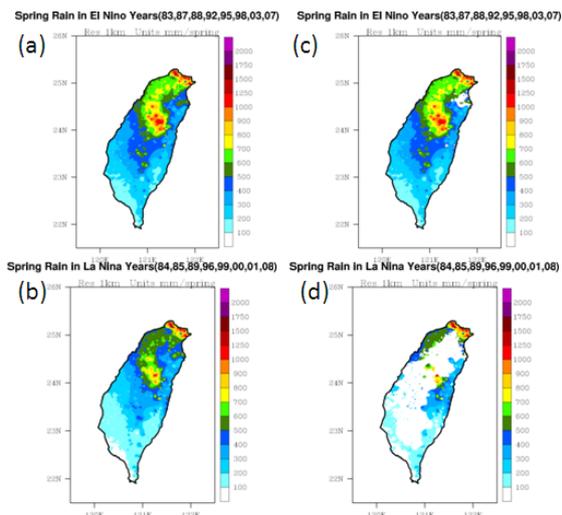
Model	SLP	U200
BCC	89	96
CWB	95	97
GDAPS_F	93	95
JMA	94	92
METRI	96	92
MSC_CAMCM3	94	95
MSC_CAMCM4	95	96
MSC_GEM	97	96
MSC_GM2	96	94
MSC_GM3	95	91
MSC_SEF	95	96
NCEP	96	96
NIMR	96	92

表二 模式中各預報因子與台灣春雨之SVD1 時間序列相關係數值

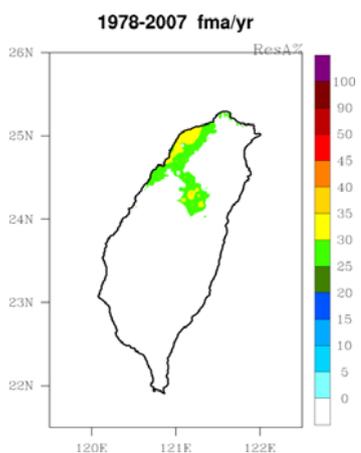
Model	SLP	U200	V850
BCC	0.7	0.6	0.7
CWB	0.5	0.5	0.8
GDAPS_F	0.6	0.5	0.7
JMA	0.7	0.6	0.7
METRI	0.5	0.4	0.7
MSC_CAMCM3	0.6	0.6	0.7
MSC_CAMCM4	0.5	0.6	0.6
MSC_GEM	0.5	0.5	0.6
MSC_GM2	0.6	0.5	0.7
MSC_GM3	0.6	0.4	0.5
MSC_SEF	0.3	0.4	0.6
NCEP	0.7	0.7	0.8
NIMR	0.5	0.4	0.7



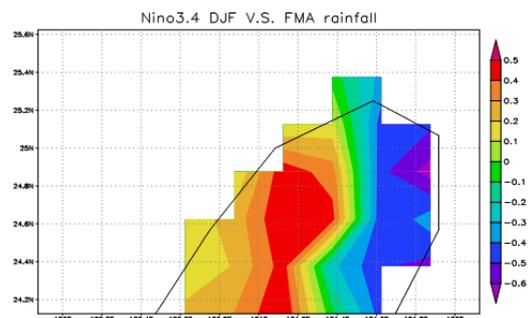
圖一 統計降尺度流程示意圖



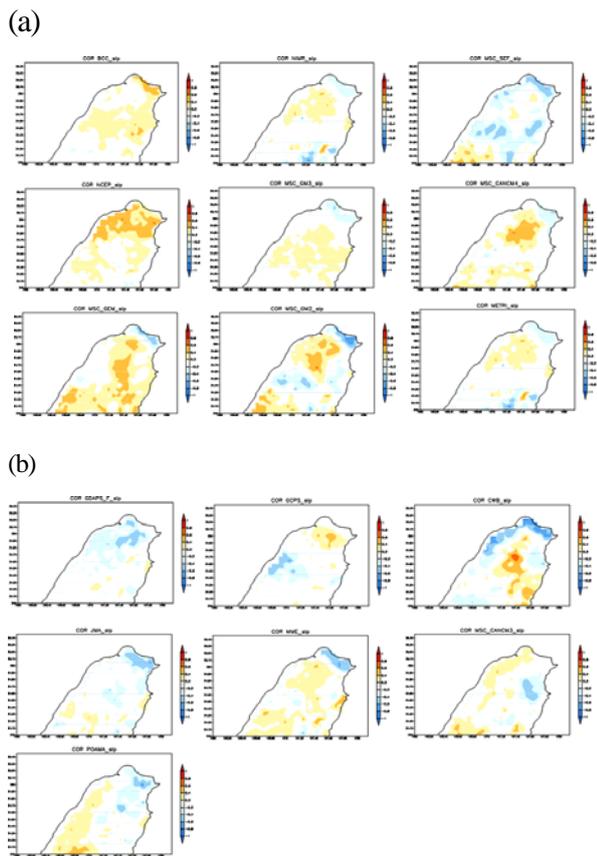
圖三 ENSO年之春雨合成分析圖。其中(a)為El Niño年之平均降雨量，(b)為El Niño年通過檢定之平均降雨量，(c)為La Niña年之平均降雨量，(d)為La Niña年通過檢定之平均降雨量



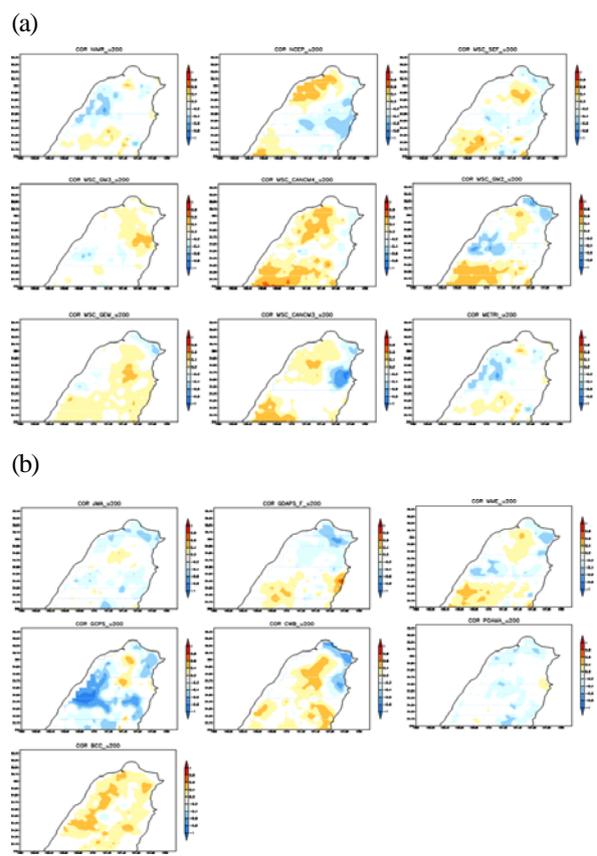
圖二 台灣春季降雨百分比空間分布，圖上彩色部分為降雨比率大於25%以上之區域



圖四 SST為預報因子之統計降尺度相關係數分布圖。(其中降雨驗證為APHRODITE 25Km 網格解析度之觀測資料。)



圖五 以SLP為預報因子所進行之統計降尺度技術驗證相關係數圖。



圖六 以U200為預報因子所進行之統計降尺度技術驗證相關係數圖。

周末效應對高屏地區半世紀夏季地面溫度及降雨影響之研究

沈鴻禧¹、汪建良¹、楊順欽¹、鄧子正²、林淑卿³

¹國防大學理工學院環境資訊及工程系

²警察大學消防系

³中央氣象局天文站

摘 要

本研究針對中央氣象局高屏地區:高雄(都會區)及恆春(郊區)50年(1956-2005年)夏季(6月至8月)之每日地面溫度及降雨量做研究,第一組資料為周三到周五做平均,第二組資料為周六到周一做平均,以瞭解在高屏地區因周末效應人類活動對地面溫度及降雨的影響,結果顯示兩個測站地面溫度兩組資料相差極微,以高雄測站為例,有降雨日之地面溫度50年平均為27.8°C,兩組溫度差僅為0.04°C,有降雨日之恆春測站的兩組地面溫度資料平均皆為27.6°C。

降雨量方面,則以夏季年降雨日、降雨強度(降雨總量/降雨日)為比較基準,結果顯示高雄測站工作日組平均降雨日較周末組為高,前者為18.92日較後者高0.1日,恆春站亦同,工作日平均降雨日為22.7日,較周末組高0.68日;本研究進一步將降雨日分為小於10mm/day的小雨日及大於10mm/day的大雨日,則小雨降雨日工作站組較周末組高,但大雨降雨日則結果相反,恆春站結果亦同。在降雨強度方面,結果顯示高雄測站無論小雨日或大雨日,周末組平均的降雨強度為均較工作日組為高,但恆春站小雨日的降雨強度工作日組較周末組高,但大雨日則周末組為高,此點隱含著周末效應在高屏地區降雨日、及大雨日之降雨強度的影響較明顯,但地面溫度的周末效應影響較微。

關鍵字: 周末效應、降雨日、降雨強度

一、前言

台灣長期氣象觀測資料的分析研究,在過去20年有不錯的成果,沈與張(2000)針對臺灣8個氣象站近百年的地面溫度做分析,上升了約0.8~1.3°C, Liu *et al.* (2002)及中央氣象局科技中心報告(2009)出版了「1897-2008 台灣氣候變化統計報告」顯示,近百年來全台平均溫度上升為0.8°C,其中都會區平均上升1.4°C;在長期降雨方面的研究, Liu *et al.* (2002)針對過去45年觀測資料做研究,結果顯示臺灣地區因人為活動增加及都市化等因素導致夜間

溫度增加,以及小雨量(<4mm/h)減少及大雨量(>10mm/h)增加,此研究結果亦與國外研究有一致性(Houghton *et al.*, 2001);行政院100年災害防救白皮書指出:台灣長期極端氣候頻率有增加趨勢,以影響台灣災害最大的颱風而言,高強度降雨及高累積降雨量次數增加;而根據統計民國89年(2000年)以前,發生極端強降雨的颱風約每3-4年一次,但民國89年(2000年)以後,發生極端強降雨的颱風約每年一次;黃傳等(2012)研究中國大陸東南沿海

地區盛夏降雨強度線性趨勢線發現，有逐年增加的趨勢。

談等(2007)利用 1986- 2006 年氣象局台北地面測站及板橋探空站的氣象參數，來探討台北都會區春節的假期效應，結果發現在溫度變數方面，在日夜溫差、日最高溫和日均溫皆為非春節期間大於春節期間，二個期間的差異值分別為 0.61°C、0.53°C 及 0.22°C，全天空日射量、累積降雨量及平均能見度方面，假期效應並不顯著。

Cervený et al. (1998) 分析美國東岸大城市降雨有明顯的周循環，周末降雨偏多，主要以都會區人類活動所產生之氣溶膠的周循環有關。Forster 和 Solomon(2003)利用 50 年的氣象參數研究指出，周末效應是一長期且偏地化的變化。

上述研究結果，引發吾人對台灣高屏地區夏季溫度及降雨量周末效應研究之興趣，故本研究將以台灣高屏地區：高雄市及恆春站最近 50 年(1956- 2005 年)溫度及降雨量為研究基準；夏季的降雨占全年的絕大多數，故本研究以 6-8 月的平均值代表年平均值；此外，為瞭解人為活動增加是否會影響地面溫度及降雨，故本研究設定第一組資料是周三至周五的平均(工作日組)，第二組資料是周六至周一的平均(周末組)，並比較兩組的差異性(Forster and Solomon, 2003)。

二、研究方法

本研究包含氣象局測站:高雄站(都會區)及恆春站(郊區)1956-2005年(50年)每年6月1日-8月31日地面溫度及降雨長期日平均資料。

本研究的目的是，在於瞭解工作日(周三至周五三天平均(稱為工作日組)，與周六至隔周一三天平均(稱為周末組)的差異性。本研究在過去 50 年工作天(周三到隔周一)係參照陸拓

資訊萬年曆 <http://time.rootinfo.com.tw>。

三、結果分析

圖一為高雄測站(1956 -2005)夏季降雨日(>10mm/day)之地面溫度五年滑動平均之逐年變化圖，藍色周三至周五的平均值(工作日組)，棕色為周六至周一的平均值(周末組)，50年長期平均地面溫度均為 27.1°C，但從 1970 年起周末組的地面溫度有上升的趨勢，值得吾人注意；夏季降雨日之地面溫度平均，兩組皆為 27.8°C，相差僅 0.04°C。此外，恆春測站(郊區)夏季降雨日之地面溫度平均，兩組皆為 27.6°C。至於小雨日(<10mm/day)高雄及恆春站地面溫度分別為 28.4°C 及 28.3°C，此意味著周末效應對地面溫度的影響，並不明顯。

圖二與圖一同，但為降雨次數，50 年的平均周末組的平均為 9.14 次，略高於工作組的 8.76 次，但是自 1990 年之後，兩組大雨日降雨次數頗為接近，小雨組降雨次數則剛好相反，工作組為 10.16 次略高於周末組的 9.68 次，恆春站亦有相同的結論。

圖三與圖一同，但為降雨次數，50 年的平均周末組的平均為 51.64mm/day，高於工作組的 47.9mm/day，顯示周末效應對大雨日是有影響的，但值得防災單位注意的是自 1995 年之後工作組的降雨強度高於周末組。恆春站亦有相同的結論(周末組: 10.3mm/day，工作日組: 9.7mm/day)。小雨日的降雨強度高雄測站周末組(3.1mm/day)高於工作組(3.0mm/day)，恆春測站則相反。

四、結論與討論

本研究針對中央氣象局高屏地區:高雄(都會區)及恆春(郊區)50 年(1956- 2005 年)夏季

(6 月至 8 月)之每日地面溫度及降雨量做研究，第一組資料為周三到周五做平均，第二組資料為周六到周一做平均，以瞭解在高屏地區因周末效應人類活動對地面溫度及降雨的影響，結果顯示兩個測站地面溫度兩組資料相差極微，以高雄測站為例，有降雨日之地面溫度 50 年平均為 27.8°C，兩組溫度差僅為 0.04°C，有降雨日之恆春測站的兩組地面溫度資料平均皆為 27.6°C。

降雨量方面，則以夏季年降雨日、降雨強度(降雨總量/降雨日)為比較基準，結果顯示高雄測站工作日組平均降雨日較周末組為高，前者為 18.92 日較後者高 0.1 日，恆春站亦同，工作日平均降雨日為 22.7 日，較周末組高 0.68 日；本研究進一步將降雨日分為小於 10mm/day 的小雨日及大於 10mm/day 的大雨日，則小雨降雨日工作站組較周末組高，但大雨降雨日則結果相反，恆春站結果亦同。在降雨強度方面，結果顯示高雄測站無論小雨日或大雨日，周末組平均的降雨強度為均較工作日組為高，但恆春站小雨日的降雨強度工作日組較周末組高，但大雨日則周末組為高，此點隱含著周末效應在高屏地區降雨日、及大雨日之降雨強度的影響較明顯，但地面溫度的周末效應影響較微。

Lau *et al.*(2006) 指出亞洲地區降雨，有一部分取決於東亞夏季季風的強弱，而季風的強弱又受到上游區氣溶膠(aerosol)的直接熱力影響(Haywood and Boucher, 2000)，高屏地區工作日所造成的氣溶膠，會產生周三到周五降雨顆粒的減小，因而降雨強度較周末小。

龔等(2006)分析中國大陸 1979- 2002 年 194 個測站資料，直接定義星期六的降雨次數減去星期三的降雨次數，為正則稱為周末效應，福建地區為微弱負值地區，中國大陸東北地區及西南地區係屬強周末效應地區，台灣高屏地區近福建地區，本研究則採三日平均法，

降雨日周末組僅略高於工作組，屬信號不強的周末效應，與龔等的結論有一致性，但是本研究將降雨日區分小雨日及大雨日(>10mm/day)，則小雨日係負的周末效應，但大雨日則相反，大雨的部分則與 Cervený *et al.* (1998) 分析美國東岸大城市降雨的結果有一致性。

談等(2006)彙整國內外研究指出，台灣北部非春節期間氣溶膠的半間接輻射效應會抑制降雨，但夏季期間氣溶膠的間接輻射效應會抑制降雨，以致假期期間的日夜溫差高於非假期期間，本研究周末效應在溫度方面並不顯著，但從圖一來看，大雨日的溫度變化自 1970 之後，卻是往上，值得本研究日後做更深入的研究。

五、參考文獻

- Cleveland, W.S. T.E. Graedel, B. Kleiner, J.L. Warner, 1998: Sunday and workday variations in photochemical air pollutants in New Jersey and New York. *Science*, 186, 1037-1038.
- Haywood, J., and O. Boucher, 2000: Estimates of the direct and indirect radiative forcing due to tropospheric aerosols: a review. *Rev. Geophys.* 38(4), 513-543.
- Easterling, D.R. et al., 1997: Maximum and minimum temperature trends for the globe., *Science*, 277, 364-367.
- Liu, S. C. C.H. Wang, C-J. Shiu, H.W. Chang, C.K. Hsiao, and S.-H. Liaw, 2002: Reduction in sunshine duration over Taiwan: Causes and Implication. *Terr. Atmos. Oceanic Sci.*, 13, 523-545.
- Forster, P. M. and S. Solomon, 2003: Observations of a "weekend effect" in diurnal temperature range, *Proc. Natl. Acad. Sci. U.S.A.*, 100(20), 11225 -11230.
- Lau, K.M. , M. K. Kim and K. M. Kim, 2006: Asian summer monsoon anomalies induced by aerosol direct forcing: the role of the Tibetan Plateau. *Climate Dynamics*, Vol. 26, No. 7-8 , 855-864.
- Houghton et. al., 2001: Climate change. The Scientific Basis. Cambridge, UK. Cambridge University Press.
- 沈鴻禧和張隆男, 2000: 全球溫室氣體對台灣極值溫度之影響研究。 *環境保護*, 23,

20-38。

談珮華、周佳、梁靜宜、吳柏霖，2008:台北都會區的假期效應。《大氣科學》，三十六期第三號，197-216。

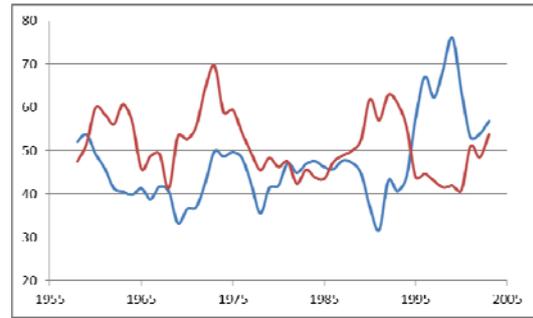
行政院災害防救辦公室(2011):100年災害防救白皮書。

中央氣象局，2009，1897-2008 台灣氣候變化統計報告。

鞏道溢、郭棟、羅勇，2006：中國夏季日降水頻次的週末效應，《氣候變化研究進展》，2(3)，131-134。

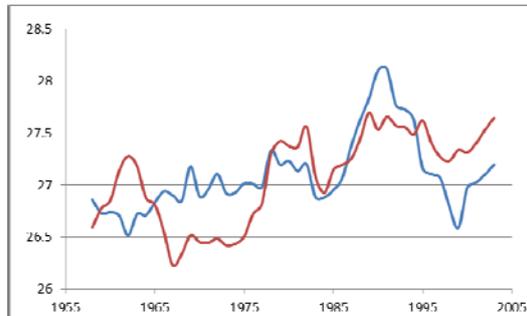
黃傳、宇如聰、李建，2012：1967-2006年中國東南沿海盛夏降雨強度變化特徵分析，《氣候變化研究進展》，8(3)，164-170。

陸拓資訊萬年曆 <http://time.rootinfo.com.tw>。

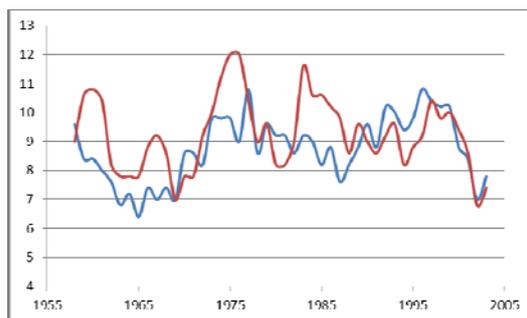


圖三：與圖一同，但為降雨強度五年滑動平均的逐年變化圖。橫軸為年份，縱軸為降雨強度，單位 mm/day。

圖表



圖一：高雄測站(1956-2005)夏季>10mm/day 降雨日之地面溫度五年滑動平均的逐年變化圖，藍色為周三至周五平均，棕色為周六至周一平均。橫軸為年份，縱軸為溫度，單位°C。



圖二：與圖一同，但為降雨次數五年滑動平均的逐年變化圖。橫軸為年份，縱軸為次數。

運用整體平均經驗模態分解法分析臺灣氣候變化 一

(1)方法介紹

林昀靜¹ 蘇聖中² 卓盈旻¹ 盧孟明¹

¹中央氣象局科技中心 ²中央氣象局地震中心

摘 要

以往分析資料的長期趨勢都習慣採用線性分析方法來表示，這是由於線性變化趨勢相當直觀易懂，但此方法是基於資料為線性 (linear) 和平穩 (stationary) 狀態假設之下。然而氣候系統是非線性 (non-linear) 和非平穩 (non-stationary) 的，線性分析方法無法完全表現應有的變化，因而成爲了解氣候變化原因的障礙。本報告將介紹使用整體平均經驗模態分解法 (EEMD) 可突破傳統線性方法的限制，完全依照時間序列資料的特性分解出不同時間尺度的變化特徵。根據 EEMD 原則分析資料，有助於發現不同時間序列之間是否在一些特定的時間尺度有類似的變化，增加了解或解釋氣候變化現象的機會。報告中將以臺灣氣候和全球溫度的變化爲例比較與說明 EEMD 和線性趨勢分析的差異。

一、前言

經驗模態分解法 (Empirical Mode Decomposition, EMD) 是希爾伯特黃轉換 (Hilbert-Huang Transform, HHT) 過程中的一個部份 (Huang et al., 1998) [1]，此方法是根據原始資料的變化特性，將資料從高頻到低頻分解成多個內建模態函數 (Intrinsic Mode Function, IMF) 分量和一個殘差項 (residue)，各個時間尺度的內建模態函數分量代表不同的能量及頻率，所有分量的總和便是原始資料。由於分解過程是根據訊號局部時間尺度特性來處理，因此適合用於分析非穩態 (non-stationary) 及非線性 (non-linear) 的資料。

經驗模態分解法在訊號分解上容易發生一個重要的問題，就是會有模態混淆 (mode mixing) 的情形出現，所謂模態混淆是指一個 IMF 分量中混雜了兩個不同尺度的訊號，或是一個相近尺度的訊號出現在不同的 IMF 分量中。模態混淆發生的主因是因爲某些訊號的極值點分布間隔不均勻，上、下包絡線產生誤差，造成原始訊號中某些間斷且不規則的雜訊取代了原本的內建模態函數。當模態混淆出現時，分解出來的內建模態函數就失去了物理意義。因此，Wu 和 Huang (2009) [2] 提出了整體平均經驗模態分解法 (Ensemble Empirical Mode Decomposition, EEMD) 改善經驗模態分解法 (EMD) 中模態混淆的問題。

本研究將採用 Wu 和 Huang (2009) 提出的整體平均經驗模態分解法 (EEMD) 分析台灣地區的溫度以及全球的溫度資料。

二、方法

以下詳細介紹經驗模態分解法及整體平均經驗模態分解法的理論及方法。

(一) 瞬時頻率

在內建模態函數中，瞬時頻率是個重要的元素，它指引分量函數所要的限制條件，符合這些限制的函數就是內建模態函數，此後才能利用經驗模態分解法將信號解析成數個內建模態函數分量。所以在介紹內建模態函數前，必須先定義瞬時頻率。

傳統的傅立葉分析是採用三角函數中的正弦及餘弦調和函數來當作基底函數，因此頻率與振幅皆是固定不變的。若要針對頻率值隨著時間改變的非穩態資料進行分析，傳統的傅立葉分析方法是無法表現出資料在局部時間內的特性。

爲了得到有意義的瞬時頻率，必須設定一個嚴格的條件，就是對於任一個函數要得到有意義的瞬時頻率，其傅立葉轉換的實部必須只能有正的頻率。因此，必須將整體性的這個限制條件修正成爲局部性的，且振幅與頻率兩者皆要爲時間函數。

(二) 內建模態函數 (IMF)

在物理上有意義的瞬時頻率，除了前述之外，其函數相對於局部零均值 (local zero mean) 是要爲對稱的，且其跨零點 (zero-crossings) 及極值 (extrema) 的數目要相等，因此可以根據上述的幾點來定義內建模態函數，詳細的限制條件敘述如下。

1. 在內建模態函數中，跨零點的數目與極值的數目必須要相等或是僅能相差一個。

2. 在任何時間點上，由局部極大值所定義的上包絡線 (maxima envelope) 及局部及小值所定義的下包絡線 (minima envelope) 之間的均值包絡線 (mean envelop) 必須爲零。

上述的限制條件中，第二個條件是將傳統的整體性條件修改為局部性條件，針對分析非穩態資料的來說，採用局部極大值定義的上包絡線與局部極小值定義的下包絡線來強迫局部的對稱，即可以避免瞬時頻率因不對稱波形存在而導致的晃動。但並非在所有情況下，即滿足上述兩個條件的內建模態函數，都可以有完美的瞬時頻率，但卻能確保其瞬時頻率和原始資料的物理特性是一致的。

(三) 經驗模態分解法 (EMD)

經驗模態分解法就是將資料分解成數個有物理意義的內建模態函數的過程，此分解法基於下列三個假設。

1. 資料必須至少有兩個極值，包括一個極大值及一個極小值。
2. 若資料中沒有極值但有反曲點時，則將訊號作一次或多次微分將極值找出來。
3. 訊號特徵時間尺度的定義是兩個極值之間的時間差。

經驗模態分解法的分解步驟如下：

1. 取原始資料 $X(t)$ 中之局部極大和極小值
2. 分別以立方曲線 (cubic spline) 擬合得到上包絡線 u_k 與下包絡線 l_k ，原始的訊號則會被上、下包絡線完全包覆，再經由上、下兩條包絡線得到的平均值稱為均值包絡線 m_1 。

$$m_1 = \frac{u_k + l_k}{2}$$

3. $X(t)$ 和 m_1 的差值為第一個分量，以 h_1 來表示，即為

$$X(t) - m_1 = h_1$$

上述這分解出內建模態函數的過程稱為轉移過程 (shifting process)，透過此過程可以消除模態波形的疊加和使波形更具對稱性，從資料中解析出必要的分量。

4. 理論上來說，經分解得到的內建模態函數必須具有前述的兩個基本條件，因此步驟 1 的求得的 h_1 應該是一個內建模態函數分量，但若是原始資料振動幅度劇烈，只有一次的轉移過程通常不足以分解出基本的內建模態函數分量。因此，若第一個分量中含有不同能量的擾動及數據並未全都跨越零點，且平均包絡線之值亦非為零，則要獲得符合內建模態函數條件的分量就需要較多次的轉移過程。在第二次轉移過程中，將 h_1 當作是訊號，重複進行上述的均值包絡線計算過程，直到第 k 次轉移過程 (如下式) 滿足內建模態函數的基本條件，則 h_k 成為第一個內建模態函數分量 C_1 ，便可停止此模態的轉移過程，然後繼續計算下

一個模態。

$$h_{k-1} - m_k = h_k$$

5. C_1 是從原始訊號中分解出週期最短的分量，再從原始訊號中分離出 r_1 。

$$r_1 = X(t) - C_1$$

r_1 中包含較長週期的分量，再將 r_1 視為原始資料重複內建模態函數的分解過程，因此訊號可被分解成數個頻率由高至低的內建模態函數，最後可以得到 n 個內建模態函數 C_i 和一個殘差值 r_n 。原始訊號 $X(t)$ 可表示如下：

$$X(t) = \sum_{i=1}^n C_i + r_n$$

其中， r_n 為不可再分解的單調函數或常數餘數，用來代表訊號的平均趨勢 (trend)。

(四) 整體平均經驗模態分解法 (EEMD)

因為在經驗模態分解法的分解過程中，常受到間斷且不規則性的雜訊干擾而產生模態混合的情形，因此，整體平均經驗模態分解法利用高斯白噪音 (white noise) 具有頻率均勻分布的特性，在原始訊號中加入多組平均值為零且標準差為常數的白噪音，來消除雜訊的影響。

白噪音是一組隨機的訊號，EEMD 分解法在分解前，先將白噪音加入原始訊號，對此新訊號利用 EMD 分解法進行分解，然後繼續增加不同的白噪音重複進行 EMD 分解。白噪音會均勻分布在每個 IMF 分量上，使加上白噪音的訊號在不同尺度上具有連續性，因此訊號就會被分解到適當頻率的分量中。計算整體平均會使加入的白噪音互相抵消，因而可以較好抑制 EMD 分解中產生的模態混淆現象。加入的白噪音必須不會影響訊號中高頻分量極點的分布特性，又能改變低頻分量極點的間隔分布。

整體平均經驗模態分解法的分解步驟如下：

1. 設定整體平均數 N 及加入原始訊號的白噪音振幅 ϵ
2. 把原始資料加上白噪音，並將兩者視為一組新的資料
3. 利用 EMD 分解法對此新資料進行分解
4. 重覆步驟 2 及步驟 3 共 N 次，但每次隨機繁衍不同組的白噪音加於原始資料上
5. 將每個分解後之 N 組 IMF 進行平均

根據統計，加入的隨機白噪音振幅與原始訊號間的誤差關係式如下：

$$\varepsilon_n = \frac{\varepsilon}{\sqrt{N}}$$

其中， N 為整體平均數 (Ensemble number)， ε 為加入原始訊號的白噪音振幅， ε_n 為原始訊號的標準差。由上式可知，當固定整體平均數時，誤差會隨加入的白噪音訊號等級而改變，因此可根據處理時間與精度需求來加以調整參數。

雖然 EEMD 分解法大致上改進了 EMD 分解法的模態混淆現象，使分解所得的 IMF 分量更加具有物理意義，不過有時平均次數不足，卻容易造成同一頻率範圍的訊號被分解成兩個訊號。Wu 和 Huang (2004) [3] 提出一個顯著性檢定 (Significance Test) 方法，可以幫助判斷各個 IMF 是屬於有意義的頻率分量，或僅只是單純的噪音而已。

三、資料

本研究中台灣的溫度資料是採用六個具有長期記錄的氣象觀測站，分別是台北、台中、台南、恆春、花蓮和台東，時間取六個測站都有資料紀錄的 1911 年至 2009 年，針對各測站不同季節的溫度變化做 EEMD 分析，也將此六個測站的溫度資料作空間上的平均，用來代表台灣地區的平均溫度。而全球溫度資料則是使用 NCDC 的年溫度距平資料 (<https://www.ncdc.noaa.gov/cmb-faq/anomalies.php#anomalies>)，包括海面溫度、陸地溫度及海面加陸地溫度等三種，資料使用的時間長度也是 1911-2009 年。

四、研究流程

本研究是採用 Wu 和 Huang (2009) 提出的整體平均經驗模態分解法 (EEMD)，分析上述台灣地區和各測站不同季節的溫度以及全球三種不同的溫度資料，以下將利用花蓮站冬季 (DJF) 的溫度來說明此方法的應用，並以台灣地區的平均溫度及全球陸地溫度的分析結果來討論趨勢分析的差異。

在分析溫度資料的過程中，發現白噪音振幅的大小對分解出的內建模態函數 (IMFs) 影響很大。且若加入相同的白噪音振幅於原始資料，作多次的 EEMD 分析，可能就會有多次不一樣的結果，顯示出此資料對白噪音的敏感度很強。因此，為了改善上述在分解過程中由白噪音造成的誤差，本研究針對一組溫度資料作多次的 EEMD 分解，在每一次的分解都加上相同振幅的白噪音，最後再將每次分解後的每組 IMF 進行平均，得到平均的 IMF。詳細研究流程圖如圖(1)所示。

由這多次的分解就可以得知此組白噪音對資料的影響性，若影響很大，則每次分解出來的每組 IMF 的差異就會很大；若影響不大，則每次分解出來每組 IMF 的差異就會很小，且會很接近平均 IMF。根據此方法就可以挑選出最適合原始資料的白噪音振幅，此白噪音振幅不但對資料的影響性不大，也不會造成分解上的誤差，而且可以達到抑制經驗模態分解中產生

的模態混淆現象。

五、結果與討論

(一) 白噪音振幅選擇

嘗試分析振幅大小範圍為 0.01 至 0.5 間多種不同的白噪音於原始資料，以挑選適合原始資料的白噪音振幅。以下利用花蓮站冬季 (DJF) 溫度以白噪音振幅為 0.1 及 0.5 的分析結果來說明及討論 50 次 ($en=50$) EEMD 的分解結果。

圖(2)所顯示的是利用白噪音振幅為 0.1 時的分析結果，而圖(3)則是白噪音振幅為 0.5 時的分析結果，圖(2a)及(3a)為 EEMD 分解出的 IMFs，從上到下分別表示季節平均溫度資料、第 1 個至第 5 個 IMF 分量和最後的殘差項 (即趨勢值)。圖中灰色線的部分為 50 次的 EEMD 分解結果，黑色線則是 50 條灰色線的平均，用來表示最後得到的平均 IMF。有灰色線的出現表示利用同一組資料、同一個白噪音振幅作 50 次的 EEMD 分解，每次分解的結果都不相同，若灰色線的分布範圍越大，表示此組白噪音振幅對資料的影響性越大。圖(2b)顯示的是白噪音振幅為 0.1 時，第 1 個至第 5 個 IMF 分量的顯著性檢定，圖(3b)則是白噪音振幅為 0.5 時的顯著性檢定。圖中灰色線的部分為 50 次分別的顯著性檢定，黑色點則是作過 50 次平均的平均 IMF 分量的顯著性檢定結果。

從圖(2a)及圖(3a)中可以看出白噪音振幅在 0.1 及 0.5 時，灰色線的分布範圍是差不多的，但從顯著性檢定的圖中可以明顯看出當給定的白噪音振幅為 0.1 時，在長週期(圖(2b)中 c3 到 c5，即第 3 到第 5 個 IMF) 時對於週期計算的跳動變化很大，表示 50 次分解結果的週期變化很不一致。因此根據分析結果可得知，白噪音振幅 0.5 會比 0.1 更適合用於花蓮站冬季的溫度分析。

(二) 台灣地區年平均溫度及全球陸地溫度 EEMD 分析

以台灣地區的平均溫度和全球的陸地溫度為例討論其 EEMD 的分析結果。如圖(4a)所示，台灣的年均溫可以拆解成多個不同週期的 IMFs 及最後的殘差項 (即趨勢值)，但根據週期的顯著性檢定 (圖(4b))，僅有第 5 個 IMF 分量通過 95% 的顯著性檢定，表示其餘的 IMFs 分量可能是由白噪音所組成。因此根據分析結果，可以說在這 99 年間台灣的年均溫有持續上升的趨勢，且有約 50.2 年的顯著振盪週期。根據全球的陸地溫度的 EEMD 分析結果 (如圖(5)所示)，溫度也有持續上升的趨勢，且從週期的顯著性來看，也僅有第 5 個 IMF 有通過 95% 的檢定，表示全球的陸地溫度約有 92 年的週期變化。

(三) 趨勢分析

過去我們常用的趨勢分析都是以線性趨勢 (linear trend) 為主，但根據 Wu 等人 (2007) [4] 提到的趨勢定義，線性趨勢是屬於非本質 (extrinsic) 而且是事

先決定 (predetermined) 的趨勢，所謂事先決定的趨勢，就是已經先假設趨勢的變化特性，而且可以用參數或方程式來表示，這種趨勢分析方法可能適用於線性或穩態的資料，但若是變動較大的非線性 (non-linear) 或非穩態 (non-stationary) 資料，利用此方法來分析趨勢則是不合理的。

若要分析的資料是屬於非線性或非穩態資料，就應該要避免上述提到的非本質的方程式及主觀假設。因此，Wu 等人 (2007) 針對趨勢做了合理的定義，合理的趨勢必須包括以下三點：

1. 趨勢必須是適合資料本身的 (intrinsic) 且是根據資料所找出，完全沒有主觀的假設存在。
2. 趨勢必須存在一段固定的時間範圍內。
3. 在固定的時間內趨勢只能存在一個極值。此定義可以很容易區別週期與趨勢間的差異，若在週期的變化當中挑選一段固定時間，只要這段時間的變化只存在一個極值，就表示這段時間有趨勢，趨勢只是週期變化當中的一部分。

總結上述三點，趨勢的定義為：趨勢是適合資料本身的單調函數或在固定的時間內只存在一個極值的函數。(The trend is an intrinsically fitted monotonic function or a function in which there can be at most one extremum within a given data span.)

利用經驗模態分解法所分解出的趨勢可以完全符合上述的條件，因為經驗模態分解法就是將資料分解成數個有物理意義的內建模態函數的過程，是根據資料本身的變動特性作分解。

以下以台灣地區的年均溫和全球陸地溫度的趨勢變化為例說明 EEMD 趨勢和線性趨勢的差異，如圖(6)所示。圖中黑色線為原始資料、紅色為 EEMD 分解後的趨勢結果、藍色線則是線性變化趨勢。從圖(6a)的分析結果來看，台灣地區的年溫度變化趨勢在這 99 年間是呈現持續不斷上升的情形，且無論是用 EEMD 分解或是線性趨勢，都有非常類似的結果。但是根據圖(6b)的結果，可以看出利用線性趨勢來描述全球陸地溫度的變化是較不合理的，因為在 2000 年之後，線性趨勢與原始資料相比，就有明顯偏低的情形出現。由於 EEMD 分解法是根據資料本身的變動特性作分解，沒有任何的主觀假設，因此可看出利用 EEMD 分解後的趨勢是較接近原始資料的變化情形。

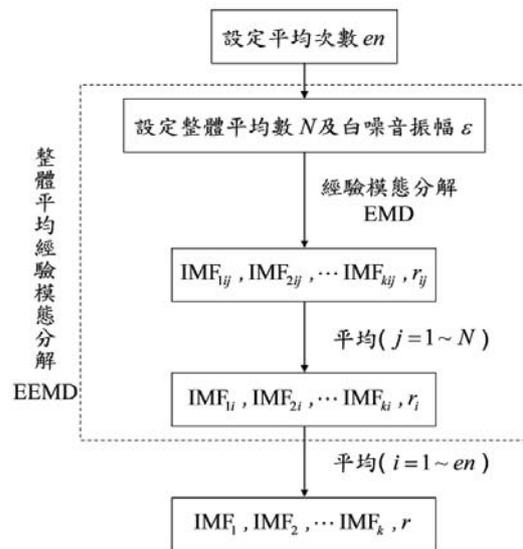
六、結論

從本研究當中可知，作多次的整體平均經驗模態 (EEMD) 分解可以挑選出最適合原始資料的白噪音振幅，且利用此方法分解出來的趨勢是適合資料本身，沒有任何的主觀假設。從台灣地區及全球陸地的溫度分析結果可得知，無論利用整體平均經驗模態分解或是線性趨勢分析，台灣地區的溫度及全球的陸地溫度在1911-2009年間是有持續上升的趨勢，但利用線性趨勢卻無法準確的描述出全球陸地溫度的趨勢變

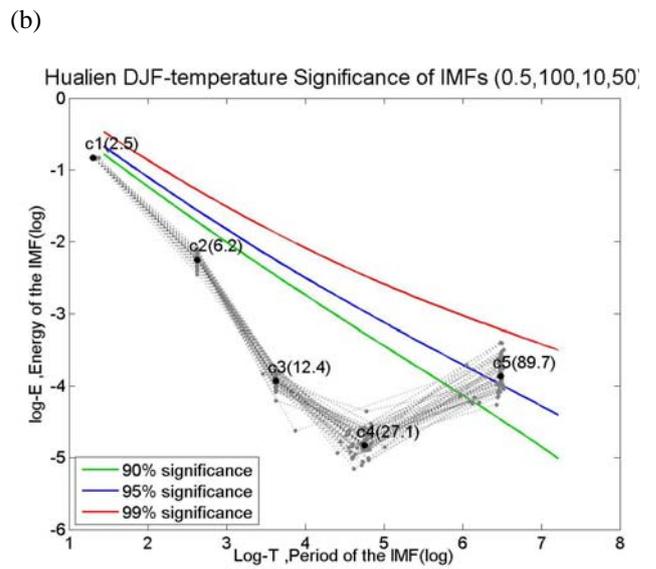
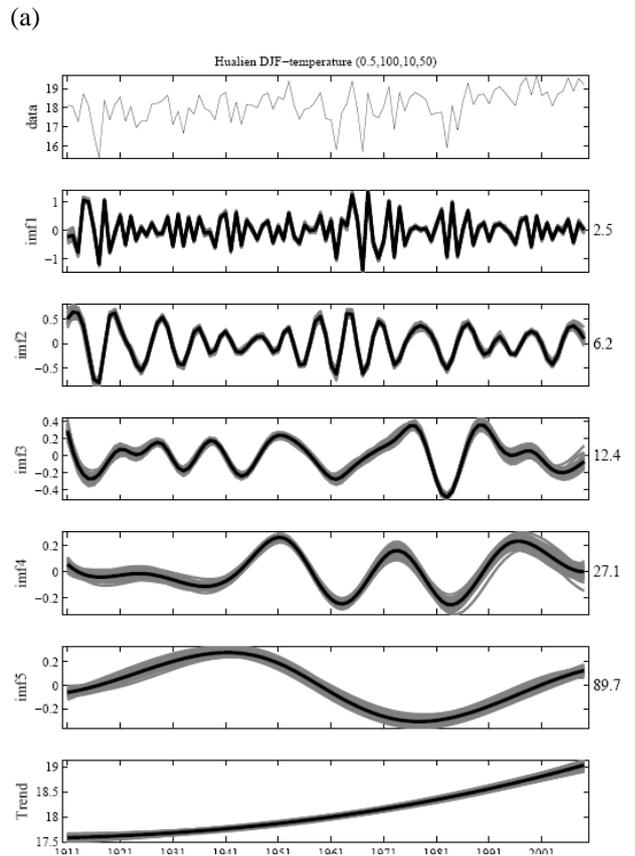
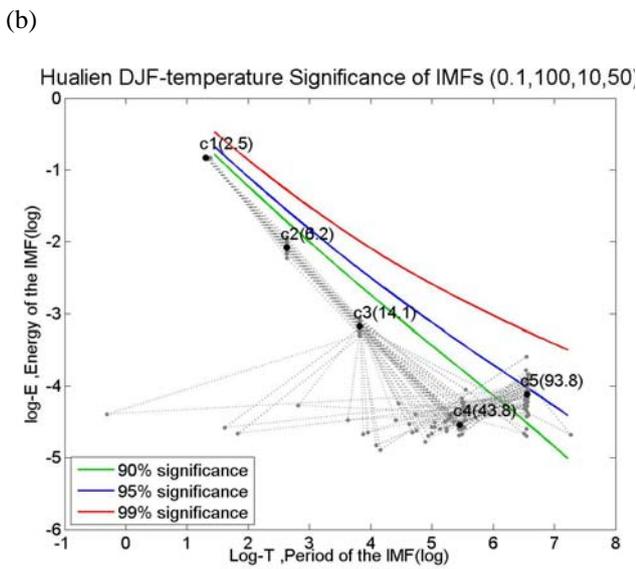
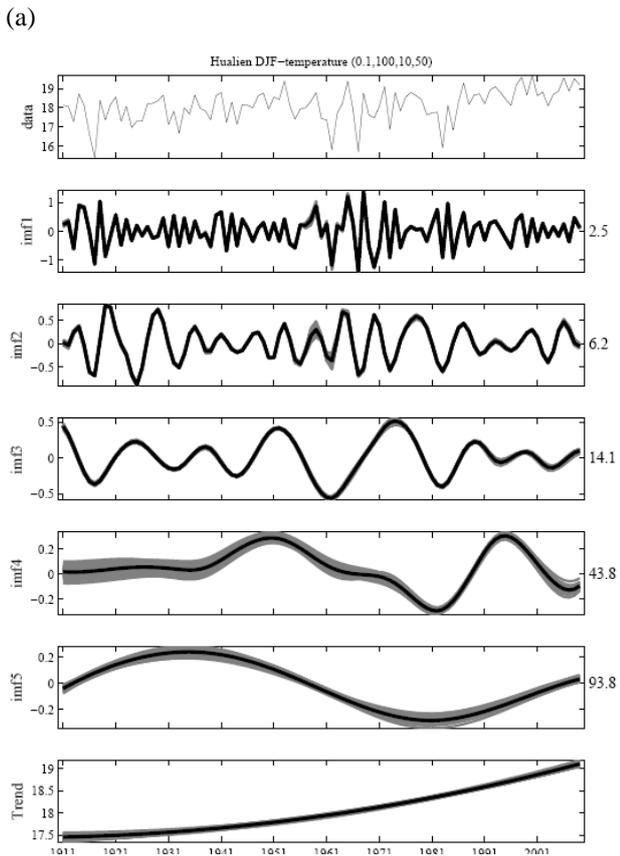
化情形，而EEMD則可以，且利用EEMD法也可以分析出台灣的溫度約有50年的顯著振盪週期，而全球的陸地溫度則是以約92年的週期最為顯著。

七、參考文獻

- [1] Huang, N.E., Z. Shen, S.R. Long, W.L. Wu, H.H. Shih, et al., 1998: The Empirical Mode Decomposition and Hilbert Spectrum for Nonlinear and Nonstationary Time Series Analysis. Proc. Royal Soc. London Ser., A 454, 903-95.
- [2] Wu Z. H. and Huang N. E., 2009, "Ensemble Empirical Mode Decomposition: a noise-assisted data analysis method," Advances in Adaptive Data Analysis, Vol. 1, No. 1, pp. 1-41.
- [3] Wu Zhaohua, Huang Norden E., 2004: A study of the characteristics of white noise using the empirical mode decomposition method. Proc. Royal Soc. London Ser., A 460, 1597-1611.
- [4] Zhaohua Wu, Norden E. Huang†, Steven R. Long‡, and Chung-Kang Peng, 2007: On the trend, detrending, and variability of nonlinear and nonstationary time series. PNAS, Vol. 104, No. 38, 14889-14894.

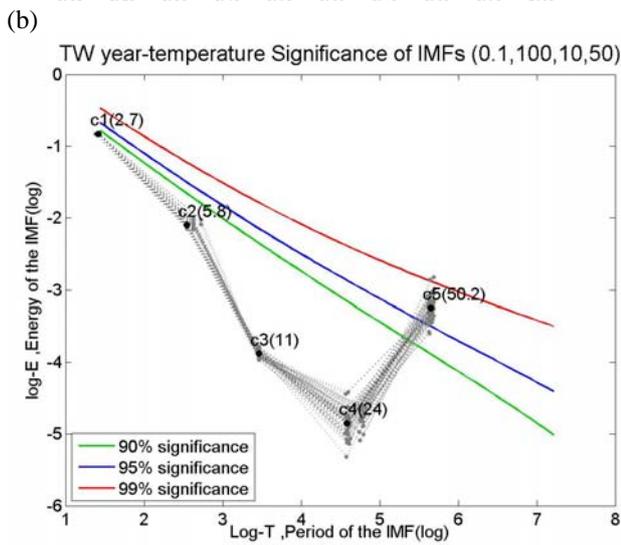
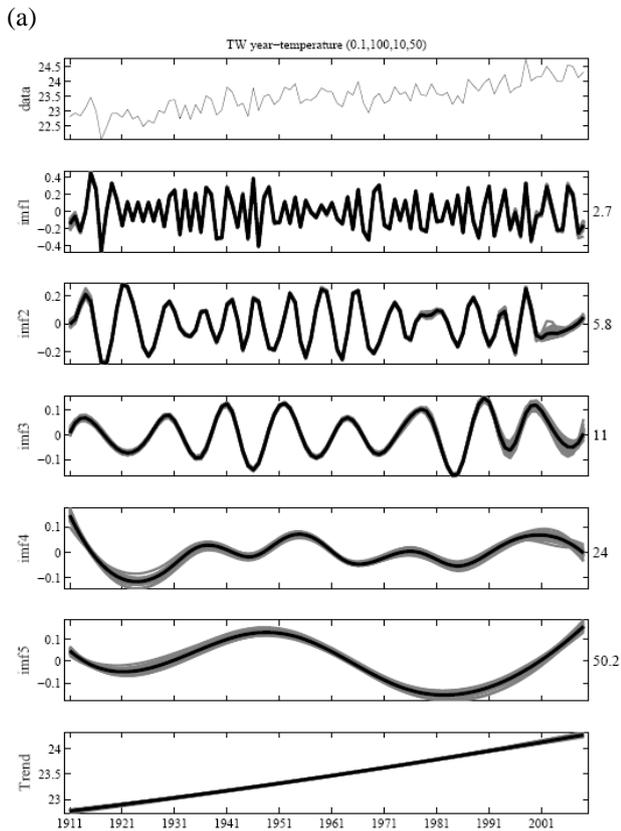


圖(1) 本研究採用方法流程圖，其中 IMF 表示內建模態函數，r 表示殘差值。

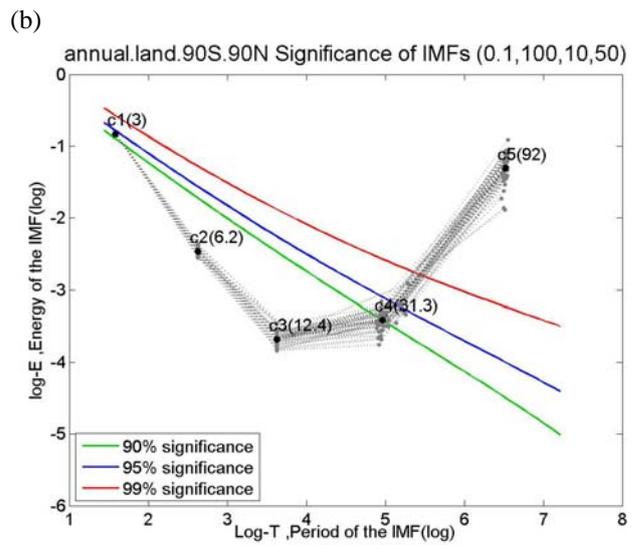
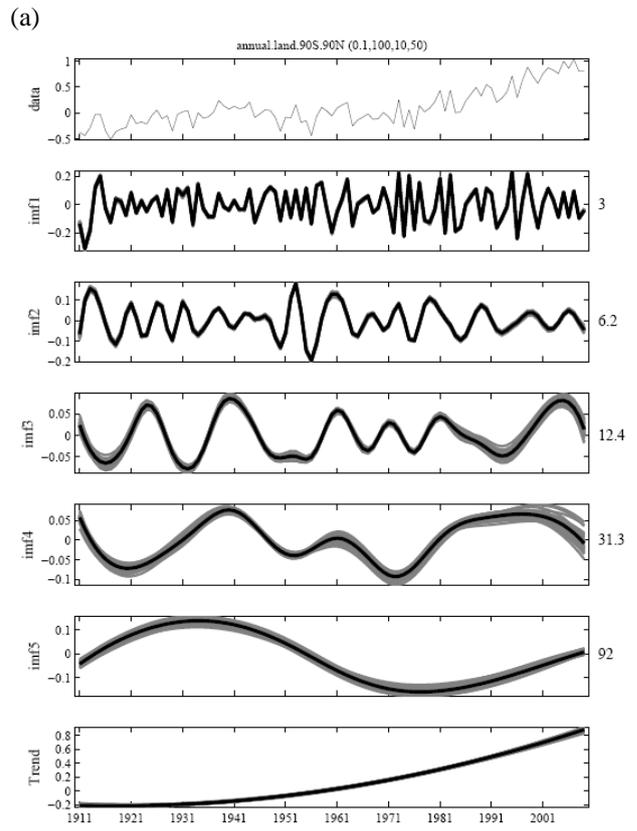


圖(2) 白噪音振幅為 0.1 時花蓮站冬季 (DJF) 溫度的 EEMD 分析結果，(a)為 EEMD 分解結果，從上到下分別表示季節平均溫度資料、第 1 至 5 個 IMF 分量 and 殘差項。灰線為 50 次的個別 EEMD 分解，黑線則是 50 次的平均。IMF 圖旁的數字是由平均 IMF 分量所計算出的週期 (單位：年)。(b)為 IMF 分量的顯著性檢定。灰線為 50 次的個別顯著性檢定，黑色點則是平均 IMF 分量的檢定結果。

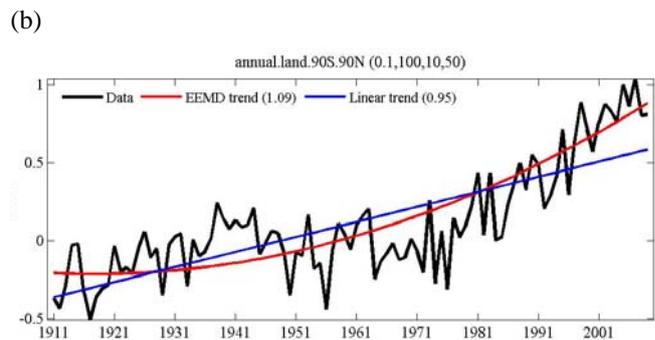
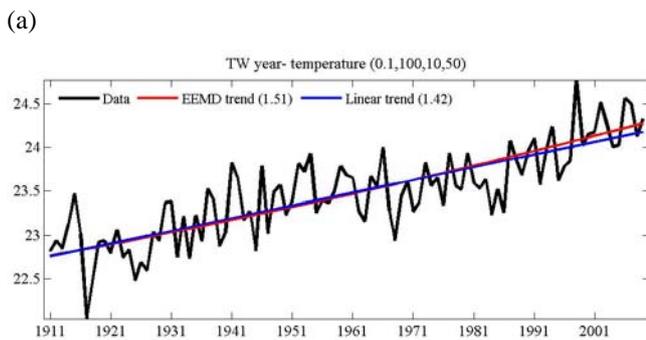
圖(3) 白噪音振幅為 0.5 時花蓮站冬季 (DJF) 溫度的 EEMD 分析結果，同圖(2)。



圖(4) 台灣年均溫的 EEMD 分析結果，同圖(2)。



圖(5) 全球陸地溫度的 EEMD 分析結果，同圖(2)。



圖(6) (a)為台灣地區 1911-2009 年的年平均溫度變化趨勢。(b)為全球陸地溫度 1911-2009 年的變化趨勢。圖中黑色線為原始資料、紅色為 EEMD 分解後的趨勢結果、藍色線則是線性變化趨勢。

運用整體平均經驗模態分解法分析臺灣氣候變化 - (2)台灣溫度和雨量趨勢分析

卓盈旻¹ 林昀靜¹ 盧孟明¹ 蘇聖中²

¹中央氣象局科技中心 ²中央氣象局地震中心

摘 要

本研究採用整體平均經驗模態分解法 (Ensemble Empirical Mode Decomposition, EEMD) 分析台灣測站資料的長期變化趨勢。EEMD分析方法具有隨分析資料調整的自適性 (adaptive)，相當適合用於非線性及非平穩狀態資料的分析，可以將資料從高頻到低頻分解成多個不同時間尺度的訊號。利用EEMD可以將不同時間尺度訊號分解的好處，將類似週期變化的訊號濾除乾淨，最後獲得的殘餘項就代表非週期性的變化之後，更易於詮釋資料所代表的物理意義。

針對台灣溫度和雨量氣候變化的分析結果發現，台灣地區的年平均溫度在1911~2009年有顯著上升的趨勢，上升幅度約1.5度，而線性趨勢的上升幅度為1.4度。全島平均溫度變化還有一個約50年的變化週期，可以看到全島平均溫度在1920年代和1980年代為低值時期，在1950年左右為達到氣溫高值，在1985年之後溫度又開始上升，表示最近全島氣溫的增暖是包含一個約50年的週期波動在內。在平均溫度的季節變化上，台灣地區也都呈現上升的趨勢，冬季平均溫度有相當清楚週期約70~90年的振盪現象，變化相位與北大西洋年代際振盪類似。雨量則因受到地形影響，不同測站有不一樣的變化特徵。大致上年平均雨量有減少的趨勢，季雨量有30年左右的變化週期。

一、前言

國科會於發表的「台灣氣候變遷科學報告2011」(許等 2011)中，曾針對台灣地區氣候變遷趨勢進行分析，主要是選用6個有百年以上紀錄的測站資料，分析近百年台灣氣候的線性變化趨勢。報告中指出台灣暖化現象十分明顯，不論是100年、50年和30年的年平均溫度變化都有顯著上升趨勢，台北在3個不同時期的升溫速率都是6站中 fastest，恆春的增溫幅度最小。在季節特性方面，秋季的百年暖化幅度最大，但近30年則以冬季的增溫幅度大於其他三季。台灣年總雨量沒有明顯的長期變化，雖然有下降的趨勢，但是幅度非常微小。

以往長期趨勢分析採用線性趨勢分析法，這是由於線性變化趨勢相當直觀易懂。然而氣候為一個非線性 (non-linear) 和非平穩 (non-stationary) 變化的系統，與傳統線性分析方法的基本假設有所出入。為改進此

缺點，本研究使用Wu和Hung (2009) 提出的整體平均經驗模態分解法 (Ensemble Empirical Mode Decomposition, EEMD) 重新分析台灣測站資料的長期變化趨勢。EEMD分析方法具有隨分析資料調整的自適性 (adaptive)，沒有線性方法的線性 (linear) 和平穩 (stationary) 的假設，也沒有多項式擬合或傅立葉分析的基底函數假設，可完全依據資料本身的特性，將時間序列從高頻到低頻分解成多個不同時間尺度的訊號。利用EEMD解出的長期變化趨勢是將不符合趨勢定義具有類似週期變化的訊號濾除乾淨之後獲得的殘餘項，因此可把「趨勢」和「週期性」(有波峰和波谷起伏) 變化清楚分離，有助於瞭解資料特性或進一步詮釋時間序列的變化。

本研究透過整體平均經驗模態分解法 (EEMD) 來分析台灣地區溫度和雨量的長期變化。研究中所使用的資料和分析方法在第二節中說明，第三節討論台灣溫度和雨量變化趨勢的結果，第四節結論。

二、資料與分析方法

(一) 資料

本研究選用6個具有百年長期記錄的氣象測站，分別是台北、台中、台南、恆春、花蓮和台東，資料分析期間取6個測站都有資料紀錄的1911年至2009年。分析溫度和雨量的長期變化趨勢，長期變化分為全年和季平均來看，季平均為每3個月的移動平均，一年有12個季平均值。台灣全島平均是指6個測站的平均。

(二) 分析方法

本研究採用Wu和Huang（2009）提出的整體平均經驗模態分解法（EEMD），詳細的理論和分解步驟可參閱運用整體平均經驗模態分解法分析臺灣氣候變化 - (1)方法介紹（林等 2012, Hung et al. 1998, Wu and Hung 2004）。為提昇邊界資料分析的可信度，本研究每一次的EEMD分解都包含了重複50次加入相同白噪音振幅的分解，最後再將50次分解的每組IMF和趨勢值進行平均，得到一個平均值的IMF和趨勢值，依據此方法可以挑選出最適合原始資料的白噪音振幅。

三、結果與討論

(一) 溫度

圖1為6個測站年平均溫度經由EEMD分析（實線）和線性分析（虛線）結果的趨勢變化，灰色背景代表6個測站線性趨勢變化的範圍。由年平均溫度的趨勢變化得知，6個測站在1911~2009年期間都有逐漸增溫的趨勢，EEMD趨勢變化顯示台中在這段期間的升溫幅度最大，約增加1.8°C，恆春最小，為1.3°C。線性趨勢變化顯示台北測站為線性升溫幅度最多的，此分析結果與EEMD不同，是由於台中在1995年左右氣溫有突然升高的情形，導致EEMD的分析結果比線性升溫幅度高了0.4°C。台北測站平均氣溫的EEMD分析結果顯示，在過去百年期間氣溫並不是維持同一種速率直線上升，而是在1911~1935年期間略微下降，1935年後開始增溫，至1980年之後有加速增暖的趨勢變化。

圖2為測站資料經由EEMD分解後第五個IMF分量的週期變化情形，6個測站的週期分別為台北49.1年，台中96.4年，台南85.6年，恆春49.5年，花蓮47.9年，台東69.9年，其中僅台中、台南和恆春通過95%的顯著

性檢定。圖中顯示6個測站的週期波動變化相當不一樣，台中站的波峰發生在1935年左右，恆春出現在1960年，其餘測站則是在1950年左右。台北、台中、台南和恆春在1980~1990年為波動週期的低值時期（波谷），之後氣溫波動開始轉為增加的情形，花蓮和台東則是出現在1970年代，然後氣溫開始增加，在2000年左右到達波峰，隨後氣溫有開始下降的趨勢。表示近20年6個測站氣溫上升速率的增加，除了有非線性的上升趨勢之外，還包含週期性的波動變化在內，此波動變化在近20年正處於由波谷轉為波峰的階段，因而增加了升溫的幅度。恆春波動變化的振幅較其餘測站要來得大，值得進一步分析。

圖3為6個測站平均的全島年平均溫度的趨勢變化，圖中黑色線為原始資料，藍色線是線性分析結果的趨勢變化，紅色線為EEMD分解後的趨勢結果，綠色線為EEMD趨勢線加上第五個IMF分量。台灣全島的年平均溫度在1911~2009年期間是持續不斷上升的趨勢，EEMD和線性趨勢變化有著非常相似的表現，EEMD的趨勢線較線性趨勢線接近原始資料的振幅變化。在這99年期間，EEMD溫度趨勢線的上升幅度為1.5°C，而線性為1.4°C，兩者之間的差異不大。全島平均溫度變化還有一個約50.2年的週期變化（通過95%顯著性檢定），此波動週期在1920年和1985年為氣溫低值時期，在1950年左右為達到氣溫高值，在1985年之後溫度又開始上升，表示最近20年全島氣溫的增暖是包含一個50年左右的週期波動在內。

表1為6個測站全年和季平均溫度經由EEMD分解後，第一個至第五個IMF分量的週期，表中紅字代表週期通過95%顯著性檢定。顯示通過顯著檢定的第五個IMF分量大致有50年左右和70~90年兩種的週期變化，大部分都出現在秋季和冬季，尤其是NDJ季6個測站第五個IMF分量週期都通過檢定，分別為台北49.9年，台中93.7年，台南96.7年，恆春52.6年，花蓮58.4年，台東82.9年。

依照季節將通過顯著檢定的第五個IMF分量分類後可以發現，大部分測站冬季平均溫度第五個IMF分量的波動變化韻律相當一致（圖4），波動週期約為70~90年的多年代振盪模，與北大西洋年代際振盪（Atlantic Multidecadal Oscillation, AMO）的相位變化也相當接近，是目前研究所發現最強的臺灣測站年代

際變化訊號。

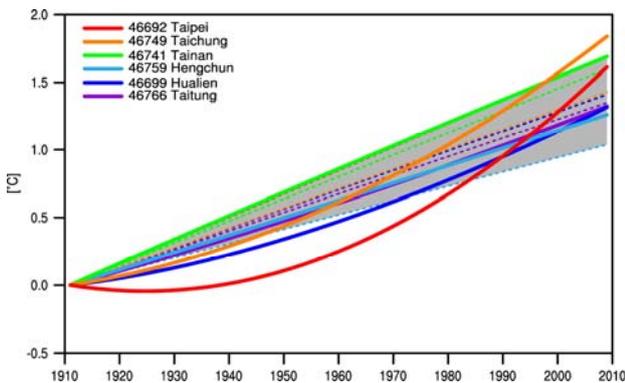


圖1：1911~2009年台灣6個測站年平均溫度的長期趨勢變化，實線為經由EEMD分析的結果，虛線為線性分析結果，灰色背景代表6個測站線性趨勢變化的範圍。

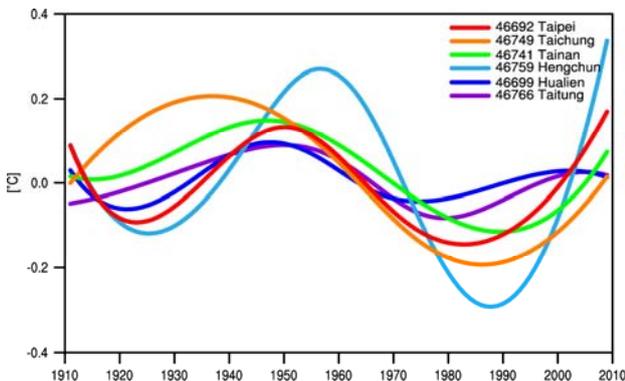


圖2：1911~2009年台灣6個測站年平均溫度經由EEMD分解後第五個IMF分量的週期變化結果。

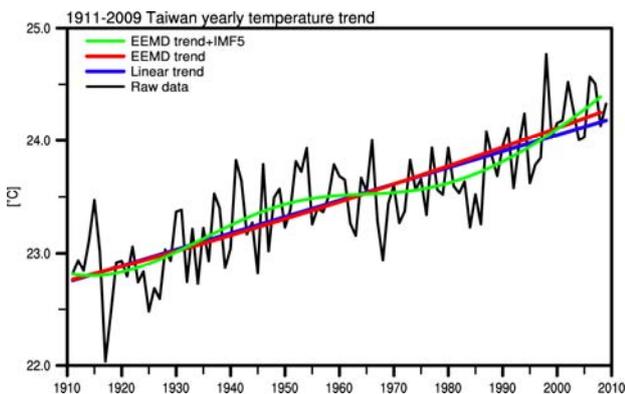


圖3：1911~2009年台灣地區年平均溫度的趨勢變化，圖中黑色線為原始資料，藍色線是線性分析結果的趨勢變化，紅色線為EEMD分解後的趨勢結果，綠色線為EEMD趨勢線加上第五個IMF分量。

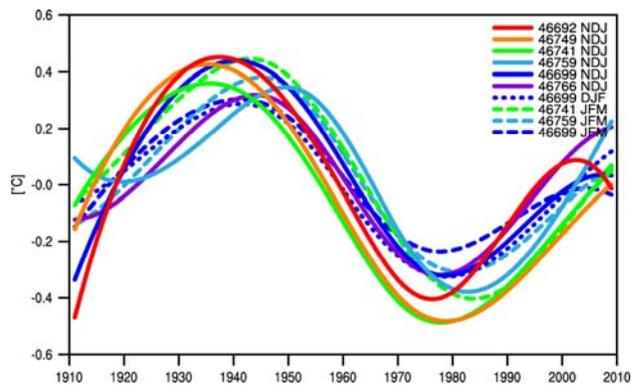


圖4：1911~2009年6個測站冬季平均溫度經EEMD分解後，第五個IMF分量通過顯著性檢定的週期波動變化。

(二) 雨量

圖5為台灣全島年總雨量的變化趨勢，圖中黑色線為原始資料，紅色為EEMD分解後的趨勢結果，藍色線則是線性變化趨勢。台灣地區的年總雨量與線性分析結果一致，約有下降的趨勢，雖然雨量減少的幅度較線性結果多，但兩者都沒有明顯長期變化趨勢。

表2為6個測站全年和季總雨量第一個IMF至第五個IMF分量的週期，表中紅字表示週期通過95%顯著性檢定。各測站在不同季節的雨量變化趨勢差異很大，大致而言，季總雨量約有30年左右的週期變化，但各季節的乾、濕週期變化時間也不一致，表示雨量因受到地形影響，不同測站有不一樣的變化特徵。

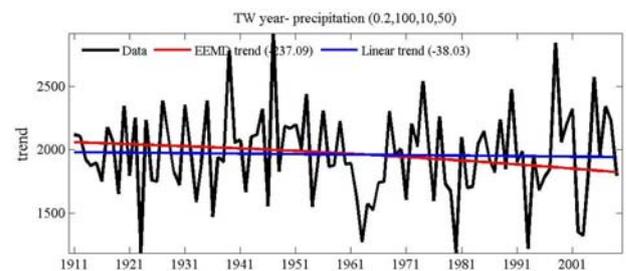


圖1.5：1911~2009年台灣地區年總雨量的趨勢變化，黑線為原始資料，藍線是線性分析結果的趨勢變化，紅線為EEMD分解後的趨勢結果。

四、結論

本計畫採用黃鐸院士的整體平均經驗模態分解法（Ensemble Empirical Mode Decomposition, EEMD）來分析台灣測站資料的長期變化趨勢。EEMD分析方法具有隨分析資料調整的自適性（adaptive），相當適合用於非線性及非平穩狀態資料的分析，可以將資料從高頻到低頻分解成多個不同時間尺度的訊號，有助於詮釋資料所代表的物理意義。

針對台灣溫度和雨量氣候變化的分析結果發現，台灣地區的年平均溫度在1911~2009年有顯著上升的趨勢，上升幅度約1.5度，而線性趨勢的上升幅度為1.4度。全島平均溫度變化還有一個約50年的變化週期，可以看到全島平均溫度在1920年代和1980年代為低值時期，在1950年左右為達到氣溫高值，在1985年之後溫度又開始上升，表示最近全島氣溫的增暖是包含一個約50年的週期波動在內。在平均溫度的季節變化上，台灣地區也都呈現上升的趨勢，大部分測站的冬季平均溫度第5個IMF分量也就是週期約在70~90年的多年代振盪模的變化韻律相當一致，與北大西洋年代際振盪的相位變化也相當接近，是目前研究所發現最強的臺灣測站年代際變化訊號。雨量則因受到地形影響，不同測站有不一樣的變化特徵。過去99年台灣年平均雨量呈現減少的趨勢，季雨量約有30年左右的週期變化。

參考文獻

林昀靜、蘇聖中、卓盈旻、盧孟明，2012：運用整體平均經驗模態分解法分析臺灣氣候變化 - (1)方法介紹。101年天氣分析與預報研討會。

許晃雄、陳正達、盧孟明、陳永明、周佳、吳宜昭等，2011：臺灣氣候變遷科學報告2011。行政院國家科學委員會，185-231。

Huang, N.E., Z. Shen, S.R. Long, W.L. Wu, H.H. Shih, et al., 1998: The Empirical Mode Decomposition and Hilbert Spectrum for Nonlinear and Nonstationary Time Series Analysis. *Proc. Royal Soc. London Ser., A* 454, 903-95.

Wu Z. H., and Huang N. E., 2004: A study of the characteristics of white noise using the empirical

mode decomposition method. *Proc. Royal Soc. London Ser., A* 460, 1597-1611.

Wu Z. H. and Huang N. E., 2009: Ensemble Empirical Mode Decomposition: a noise-assisted data analysis method. *Advances in Adaptive Data Analysis*, Vol. 1, No. 1, pp. 1-41.

表 1：6 個測站全年和季平均溫度經由 EEMD 分解後每組 IMF 分量的週期，每格由上而下分別為第一個至第五個 IMF，紅字表示週期通過 95%顯著性檢定。

	JFM	FMA	MAM	AMJ	MJJ	JJA	JAS	ASO	SON	OND	NDJ	DJF	Year
Taipei	2.9	2.8	2.7	2.9	2.8	2.6	2.8	2.7	2.6	2.6	2.8	2.7	2.8
	6.6	5.8	5.2	6.2	5.5	5.8	5.8	5.2	5.8	5.2	5.5	6.2	6.2
	14.1	11	11	11	9	9.9	9.9	9.9	11	11	11	14.1	12.4
	44	22.7	25.2	33.6	32.6	27.4	26	24.9	31.3	30.2	29.8	42.9	33.1
	87.6	79.7	51.1	73.4	48.2	98.1	50.7	53.5	89.8	63.6	49.9	53.7	49.1
Hualien	2.9	3	2.6	2.8	3.2	2.8	2.8	2.8	2.6	2.8	2.9	2.5	2.7
	6.6	6.2	5.2	5.2	6.2	5.8	6.2	5.8	5	5.8	5.8	6.2	5.8
	12.4	12.4	12.4	9.9	12.4	12.4	11	11	11	12.4	12.4	12.4	11
	28.2	29.3	27.5	22.2	33.2	29.3	26	27.3	24.7	29.2	29.1	27.1	26
	92.8	70.8	43.5	90.9	87.3	88.8	49.5	54.5	52.8	49.8	58.4	89.7	47.9
Tainan	2.8	2.8	2.8	2.6	2.8	3	2.6	2.8	2.6	2.8	2.8	2.6	2.9
	6.2	5.2	6.2	5.2	5.8	5.2	5.5	5.5	5.2	5.2	5.5	5.8	6.2
	12.4	9.9	12.4	11	9.9	11	9.9	11	11	9.9	11	14.1	12.4
	30	22.5	37.1	21.9	21.8	34.8	35.6	34.3	32.7	29.3	28.5	29.7	32.6
	93.1	50.1	50.1	50.4	49.4	93.7	83.9	51.2	89.1	96.2	96.7	91.1	85.6
Taichung	2.8	2.8	2.6	2.8	3	2.9	2.8	2.5	2.8	2.6	2.8	2.5	2.8
	6.2	5.2	5.5	5.8	5.8	6.6	5.8	6.6	6.2	5.2	5.5	5.8	7.1
	12.4	11	14.1	9.9	12.4	9.9	11	11	9.9	12.4	11	9.9	12.4
	37.1	22.8	31.4	23.3	34.7	26.9	23.8	34.6	30	29.5	29.8	24.4	41.8
	77.9	49.8	49.5	90.6	77.3	87.6	90.8	90.9	94.4	96.8	93.7	48	96.4
Hengchun	2.7	3	2.8	2.8	2.7		3	2.9	2.7	2.5	2.7	2.8	2.8
	5.2	5.5	5.5	5.2	5.8		5.5	6.6	6.2	5.5	5.8	5.8	6.2
	11	9.9	11	12.4	12.4	*	11	11	9.9	11	11	12.4	11
	26.2	29	30.2	39.5	33.6		23.7	29.9	18.4	23.4	27.4	23.2	20.6
	70.8	88.3	92.3	51.7	91.1		49.3	49.8	49.3	51.5	52.6	49.5	49.5
Taitung	2.9	3.1	2.8	2.8	2.8	3	3	2.8	2.8	2.7	2.8	2.8	2.8
	6.2	6.2	6.6	5.8	5.5	6.2	5.8	6.2	5.5	5.8	5.8	6.6	5.8
	12.4	11	14.1	11	12.4	12.4	11	11	9.9	12.4	11	14.1	11
	37.6	46.2	29.7	30.7	28.2	28.3	31.5	22.9	25.2	22.5	29.4	35.7	39.1
	66	71.1	52.9	50.5	88.2	82.5	50.4	53.9	81.8	69.7	82.9	54.5	69.9

表 2：6 個測站全年和季總雨量經由 EEMD 分解後每組 IMF 分量的週期，每格由上而下分別為第一個至第五個 IMF，紅字表示週期通過 95%顯著性檢定。

	JFM	FMA	MAM	AMJ	MJJ	JJA	JAS	ASO	SON	OND	NDJ	DJF	Year
Taipei	2.6	2.8	2.7	2.9	2.8	2.7	2.7	2.5	2.8	2.6	2.5	2.7	2.7
	5.2	5.8	5	6.2	5.2	5.8	5.5	5.8	5.5	5.5	5.2	5.8	5.2
	12.4	9.9	11	12.4	9.9	14.1	11	12.4	9.9	12.4	9.9	11	9.9
	33.1	26.6	31.3	34.1	29.4	22.4	38.3	31.4	21.7	28.3	25	26.1	25.2
	51.2	50.7	84.2	50	50.7	57.7	92.1	68.7	46.5	51	49.2	50.1	41.2
Hualien	2.8	2.8	3	3	2.9	2.8	3.2	2.6	2.8	2.8	2.6	2.7	2.8
	5.5	5.8	5.8	5.8	5.2	5.5	5.8	5.2	5.5	5.2	5.5	5.2	5.8
	12.4	11	9.9	12.4	11	11	9.9	11	12.4	12.4	9.9	11	11
	31	28.2	29.4	30.4	25.3	25.6	28.7	24.2	33	23.3	26.3	26.4	23
	61.1	55.6	43.5	49.2	41.1	91.3	89.6	63	95.4	66	55.9	51.4	87.4
Tainan	2.7	2.9	2.9		2.7	2.7	2.6	2.9	3.1	2.7	2.6	2.9	2.5
	5.8	6.6	5.8		6.2	5.8	5.5	5.8	6.6	5.5	5.5	6.2	5.8
	11	12.4	9.9	*	11	9.9	9.9	14.1	12.4	11	9.9	9.9	9
	24	29.2	26.1		30.2	26.3	32.6	28.5	29.9	28.9	31.4	28	29
	81.9	49.3	51.9		51.5	63	52.1	49.8	87	88	59.4	92.4	38.7
Taichung	2.6	2.8	2.9	2.6	2.8	2.7	2.9	2.8	3.1	3	3	2.7	2.6
	4.7	5.5	5.5	5.2	5.2	5	5.8	5.2	6.2	6.2	5.8	7.1	5
	11	9.9	11	14.1	9.9	11	11	11	11	12.4	12.4	12.4	9.9
	25.1	29.4	24.7	31.9	28.9	32.1	28	25.4	37.2	31.6	35.4	29.9	29.2
	49.2	49.4	50.5	83.8	53.2	62.2	93.3	49.5	50.7	51.5	90.7	62.5	89.7
Hengchun	2.8	2.9	2.8	2.8	2.9	2.6	2.8	2.8	2.7	2.8	2.8	2.4	2.7
	5.5	5.8	4.7	5.8	5.8	5.8	5.8	5.8	5	5	5.5	5.2	5.5
	11	14.1	8.2	11	12.4	12.4	12.4	12.4	12.4	11	12.4	11	9.9
	23.1	31.3	16.4	39.1	31.6	31.1	25.4	24.3	27.3	27.3	30.6	23.4	24.4
	50.8	52.6	44.1	95	49.1	50.5	88.6	49.1	48.7	67.6	56.4	50.1	47.2
Taitung	2.8	3	2.8	2.9	3.1		3.1	2.9	2.8	2.8	2.8	2.9	2.8
	5	6.6	5.5	5.5	7.1		5.5	6.2	5.2	6.2	5.8	6.2	5.5
	9.9	12.4	9	9.9	12.4	*	11	12.4	9.9	9.9	11	9.9	11
	32.9	35.3	23.5	23.4	26.5		23	27.6	28.5	27.3	35.5	25.6	29.6
	43.8	50.6	39.6	49.9	83.5		79.3	87.4	59.5	45.2	51.6	44.4	53.5

The Typhoon Track Classification in El Niño/La Niña Events

John Chien-Han Tseng¹, Hsing-Kuo Pao², Faloutsos Christos³

¹Central Weather Bureau, Taipei, Taiwan

²National Taiwan University of Science and Technology, Taipei, Taiwan

³School of Computer Science, Carnegie Mellon University, PA, USA

Abstract

We aim at typhoon tracks by classifying them into El Niño and La Niña events. The tri-plots, based on fractal dimension, originally for understanding the self similarity between two datasets, are used to concentrate the different El Niño/La Niña event typhoon track characteristics. Those tri-plots concentrated characteristics next classified by the smooth support vector machine (SSVM). After 10-fold cross-validation, the training error is about 0.025 to 0.268 and the testing error is about 0.271 to 0.334. At the same time, it is worth checking the classification in earlier/later half of the period of the individual El Niño/La Niña event by separating the original dataset into two parts. The training error of earlier half period of event is about 0.128-0.315 and testing error about 0.349-0.399; the training error of later half period of event is about 0.060-0.304 and testing error about 0.247-0.342. The half event results are worse than the whole data event. Moreover, we can separate the individual typhoon track into first half and later half two parts. The first half of track training error is about 0.021-0.271 and testing error about 0.277-0.355. The later half of track training error is about 0.027-0.312 and 0.246-0.378. The half track results are similar to the whole track results, and the first half track results are better than the later half track.

Keywords: fractal dimension, tri-plots, smooth support vector machine

1. Introduction

It is an important and meaningful work of the typhoon track classification which can be used to diagnose the atmospheric circulations and establish typhoon databases. Some researches (Camargo et al., 2007a; Camargo et al., 2007b; Lee et al., 2007) focused on the different shapes or the clusters of the typhoon trajectories. It means that they divide the typhoon trajectories into several groups; for example, the eastward movement typhoons, or the recurved movement having more north-southward component movement typhoons, or maybe the typhoons close to the continent, or the typhoons trapped in some areas, etc. In general, they describe typhoon tracks mostly based on their intuition without too much theoretical support. The method of Lee et al. (Lee et al., 2007) sliced the typhoon tracks into different segments by different moving directions, and used the *minimum description length* (MDL) to cluster the typhoon tracks. The method of Camargo et al. (Camargo et al., 2007a; Camargo et al., 2007b) followed Gaffney and Smyth (Gaffney and Smyth., 1999) trajectory clustering with *mixtures regression models*, and arranged the typhoon tracks into seven clusters. The common point of these researches regards every single typhoon track as one sequence. In this work, we consider typhoon tracks by collecting the typhoon cases for a period of time to find a global

understanding of the typhoon data. We examine the different spatio-temporal structures of typhoon tracks for the classification.

In atmosphere, the most significant annual circulation variation events are El Niño and La Niña. When the El Niño happened, the sea surface temperature area will move to the central Pacific Ocean and that definitely causes the typhoon generation area eastward and changes the shapes of typhoon tracks. The purpose of this study is to classify the typhoon trajectories in a period of time into either El Niño or La Niña event.

The method of *tri-plots* (Traina et al., 2001) is one popular data mining tool to find the patterns and relationship between two large-scale, multidimensional datasets. The tri-plots are composed of two self-plots and one cross-plot. In the comparison of two datasets through tri-plots, the two self-plots find the patterns of two individual datasets and the cross-plot finds the relationship between the two datasets. Taking each El Niño and La Niña event data in turn, we can depict the distribution of each data cloud by self-plots and measure the distance of two data clouds by cross-plots. We then use the distances from cross-plots as the input for Isomap (*Isometric feature mapping*) (Tenebaum et al., 2000) to find low-dimensional embedding of the typhoon data.

After that, in the low dimensional space, the *smooth support vector machine* (SSVM) with gaussian kernel (Lee and Mangasarian, 2001) is used to classify the typhoon data into El Niño or La Niña event.

2. Data

The typhoon track data that we discuss are from Japan Meteorological Agency (JMA). The data recorded the western Pacific ocean which covers the west of the longitude 180E to the east of the 100E typhoon center movements (positions) and other observation variables, e.g., pressure, wind speed, etc. The data features in this study include:

1. longitude,
2. latitude,
3. minimum pressure,
4. average high level (300 hPa) wind speed of the typhoon center, and
5. topographical information.

We obtain the first three features from the JMA database; while the last topographical information is calculated to show how close the typhoon center is from the continent. The point is: when typhoon touches the land, the intensity will decrease dramatically or even disappear. Typhoon cannot hold longer on the land, so it will not penetrate into the land so far. In brief, if the typhoon center is at land, we define the distance is equal to 0. In contrast, the typhoon center is at sea, the distances between the center and the land are calculated. The fourth feature, the 300 hPa wind speeds are from National Center for Environment Prediction (NCEP) reanalysis-2 data. The 300 hPa wind speeds in here regard as the steer direction of the typhoon movement (Chan and Gray., 1982; Emanuel, 2005).

The El Niño events and the La Niña events are based on Niño 3.4 index by NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration) . In order to use the NCEP reanalysis-2 300 hPa data, we only focus on the time events after 1980. There are seven El Niño years and the labels are set to be 1. In contrast, there are five La Niña events and the labels are set to be -1 . We also have 10 neutral events which do not belong to either El Niño or La Niña group. The number of labeled dataset is relatively small. In some occasions, we chop the events into sub-events so that we can obtain the result with more statistical meaning.

3. Fractal dimension and Tri-plots

Traina et al. (2001) proposed the tri-plots based on fractal dimension to calculate the distribution of distances between two datasets points. The tri-plots include three kinds of plot tools:

1. self-plot (for dataset A),
2. self-plot (for dataset B), and
3. cross-plot (for two datasets).

For two datasets A and B , the self-plot function and

cross-plot function are defined as

$$Self_A(r) = \log\left(\frac{\hat{a}_i^{C_{A,i}} (C_{A,i} - 1)}{2}\right),$$

and

$$Cross_{A,B}(r) = \log\left(\hat{a}_i^{C_{A,i} C_{B,i}}\right).$$

where $C_{A,i}$ ($C_{B,i}$) is the number of points from set A (B) in the i -th cell, and r is the distance of the pairs of points. Hence, the cross-plot (self-plot) function is proportional to the count of A - B (A - A or B - B) pairs within distance r , and the cross-plot (self-plot) is the figure of the cross-plot (self-plot) function versus $\log(r)$. If A is self similar, the self-plot of A is close to a straight line and the slope is the intrinsic dimension of the set which is correlated with the fractal dimension of the set (Belussi and Faloutsos.,1995). In most situations, the cross-plot and self-plot with $\log(r)$ are not linear, and we can use regression method to determine the regression lines. We use the line slopes to discuss the information between the datasets A and B instead of the original data points (Tseng et al., 2010). In this study, we only use the self-plot to describe the individual typhoon track. According to Tseng et al. (2010), the self-plot consists of the slope and intercept of the regression line which stands for the individual typhoon track. So, for one typhoon track now can be represented as the (slope, intercept), one coordinate on the plane. The more similar two typhoon tracks are, the closer the two points of (slope, intercept) from two typhoon track self-plots. In brief, according to the property of tri-plots, we can conclude to three points: (1) if two datasets are identical, the two slopes of self-plots are same and one regression line overlaps the other; (2) if two datasets have same slopes but different intercepts, that means two datasets have same intrinsic or fractal dimension but different shapes, e.g., line and circle with same fractal dimension and different shapes; (3) the more slopes variations between two datasets, the more differences they have, and we can use this to differentiate these two things.

4. The Results of Tri-plots Classification

The Study of Self-plots. As mentioned, the features that we used in this study are longitude, latitude, minimum pressure, u (300 hPa), v (300 hPa), and the topography information. The slope and intercept based on self-plot function is regarded as the point coordinates in a space. Then, we plot all the annual El Niño and La Niña events in 2-D, as shown in Figure 1. Basically, the ENSO points (red points) and the La Niña points (blue points in the middle) are roughly separated into two groups. It is interesting to take a close look of the point set in the intercept verse slope space. In Figure 1a, we find that the 8688 on the top right and 9596 on the bottom left are two extreme points (red points) and the La Niña points (blue

points in the middle) are separated into two groups. The 8688 event locates around the large slope and intercept area; on the contrary, the 9596 event are found around the small slope and intercept area. After checking with the original typhoon trajectories, we find that the number of typhoon cases in 9596 is very few and the number of cases is about 12 during this period of time in contrast to other events. Meanwhile, the number of typhoon cases in 8688 event is in normal situation, but it belongs to ENSO event and the typhoons seem to travel longer distances than others. When we use the distance to calculate the tri-plots, the longer distances we get, the larger slope we have. This explains why the 8688 event has large slope and intercept and the 9596 event has small slope and intercept.

We can check the Figure 1a following the vertical line with the same slope; for example, along the lines slope = 2.85 and slope = 3.1. There are two events, 9798 and 0203, located around the 2.85 slope; similarly, there are two events, 8889 and 9800 located around the 3.1 slope. When we check the typhoon trajectories, it is easy to find that the 8889 and 9800 events are very similar, and the 9798 and 0203 events are very similar, too. As we know, the slope represents the fractal dimension, and the same fractal dimension of two data clouds implies that they are self-similar. The different intercept but the same slope depicts that there are still differences in real geometrical shapes; for example, a line and a circle (or a ring, i.e., without the inside part) have the same fractal dimension but different shapes. Based on this, the self-plot distribution can afford a tool for atmospheric scientists to do cluster studies. On the other hand, we plotted the self-plots of neutral events in green points for comparison in Figure 1b.

Next, we examine the results if the individual event is separated into two equal period segments: earlier period and later period. The results are shown in Figure 1c and Figure 1d. We can see the distribution of Figure 1d is similar to Figure 1a. The 9596 event locates in the farther bottom left corner, and the positions of other events are relative to Figure 1a. In contrast, the distribution of the earlier half period of events is more dislike than the distribution of whole period events or half later period events. Following the idea of the earlier/later segments, we can focus on the every typhoon track and separate the track in half: first half and later half parts. The first half and later half of track results are shown in Figure 1d and Figure 1e. Qualitatively speaking, the distribution of half tracks is not like whole events or half events. However, we can see the 9596 and the 8688 events are still in the extremely positions. Somehow the relative positions between different events seem to follow the whole events. In here, the self-plots just help us to realize the events qualitatively. We will know the more distance between two event points, the more dissimilarity they have. Next, we use the cross-plots to establish the classifier and calculate the dissimilarity quantitatively.

The Study of Cross-plots. We would like to use cross plots to separate two types of data, the El Niño and the La Niña event typhoon trajectories. Based on the same set of features, the output from the cross-plot functions are regarded as the distances for the Isomap (Tenebaum et al., 2000). In Isomap, we 1) construct a neighborhood graph by linking each pair of events/points that qualify as neighbors; 2) find the length of the shortest paths between each pair of points and take them as the approximation of their geodesic distances; and 3) take the pairwise (geodesic) distances as the input and apply Multidimensional Scaling (or MDS) to find the global Euclidean coordinates of the points. Because there are only 12 labeled events (seven El Niño, five La Niña) in our study, it is not so meaningful to operate the Isomap or the classification task based on such a small dataset. We split the dataset from 12 events to 60 events by chopping each of the original event into five smaller sub-events. In here, we carefully chop the event so that one typhoon case is still kept in the same event. We set the *intrinsic dimensionality* (Tenebaum et al., 2000) equal to five for Isomap, then classify the events by SSVM in the embedded space produced by Isomap. As shown in Table 1, the classification results are: training error around 0.025-0.268 and the test error about 0.271-0.334, for different k 's for the nearest neighbor choice.

As the previous discussion in the self-plots, we separate the datasets into earlier half period of events, later half period of events, earlier half of tracks, and later half of tracks four types. Again we calculate the cross-plots, ISOMAP, and SSVM to get the classification results. Considering the half period of events, the earlier/later half period of events are shown in Table 2 and Table 3. The best training error (testing error) of earlier half period of events is 0.211 (0.349), and the best training error (testing error) of later half period of events is 0.060 (0.247). The later half period of events are easier to be classified than the earlier half period. Even in the training stage, the error rates of the earlier half period of events are very high. This situation is similar to the self-plots distribution. When considering the half typhoon tracks (Table 4, 5), the best training error (testing error) of earlier half of tracks is 0.041 (0.277), and the best training error (testing error) of later half of tracks is 0.063 (0.246). The results between half tracks are not so obviously in contrast to half events. We can get good training error rates even the testing error rate are still high. In brief, all the experiments we can get about 70% accuracy in testing.

5. Conclusions and discussions

In this study, we proposed the quantitative and objective tools, tri-plots method, to distinguish the differences between the different yearly typhoon track events. In tri-plots, we afford a global view to see different annual events by the self-plot distribution, and

the results indirectly imply no two El Niño events are identical. Besides, the tri-plots experiments tell us what kind of features we probably should have them included for the classification or for typhoon databases. We believe that adding the high level winds or the consideration of topographical effect should be included in typhoon databases.

In cross-plots, the difference between any two periods of typhoon tracks can be regarded as the distance which can be used for ISOMAP analysis and the following classification. After 10-fold cross-validation, considering the whole events, the training error is about 0.025 to 0.268 and the testing error is about 0.271 to 0.334. When considering the classification in earlier/latter half of the period of the El Niño/La Niña events, the training error of earlier half period of event is about 0.128-0.315 and testing error about 0.349-0.399; the training error of later half period of event is about 0.060-0.304 and testing error about 0.247-0.342. Somehow the half event results are worse than the whole data events. Moreover, we separate the individual typhoon track into first half and later half two parts. The first half of track training error is about 0.021-0.271 and testing error about 0.277-0.355. The later half of track training error is about 0.027-0.312 and 0.246-0.378. The half track results are similar to the whole track results, and the first half track results are better than the later half track. Based on the all evaluations, we have about 70% accuracy on classifying the typhoon tracks belonged to El Niño or La Niña events.

In the future, the tri-plots can be extended to other traditional Meteorological data analysis like 500 hPa anomaly score or flow pattern recognition. At the same time, we use tri-plots to diagnose the typhoon track ensemble prediction. The self-plots can be used for determined the less ensemble members but the larger spread of the tracks.

5. References

Belussi, A. and C. Faloutsos, 1995: Estimating the selectivity of spatial queries using the 'correlation' fractal dimension. In *the 21-th conference of Very Large Data Bases*, 299-310.

Bishop, C. M., 2006: *Pattern recognition and machine learning*. Springer press.

Camargo, S. J., A. W. Robertson, S. J. Gaffney, and P. Smyth, 2007a: Cluster analysis of typhoon tracks. Part I: general properties. *Journal of Climate*, **20**, 3635-3653.

Camargo, S. J., A. W. Robertson, S. J. Gaffney, and P. Smyth, 2007b: Cluster analysis of typhoon tracks. Part II: large circulation and ENSO. *Journal of Climate*, **20**, 3654-3676.

Chan, J. C. L. and W. M. Gray, 1982: Tropical cyclone movement and surrounding flow relationships. *Monthly Weather Review*, **100**, 1354-1374 .

Emanuel, K., 2005: *Divine wind: the history and science of hurricanes*. Oxford university press.

Gaffney, S. and P. Smyth. Trajectory clustering with mixtures of regression models. In *the International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining*, pages 63-72, 1999.

Harr, P. A. and R. L. Elsberry, 1991: Tropical cyclone track characteristics as a function of large-scale circulation anomalies. *Monthly Weather Review*, **119**, 1448-1468.

Hsieh, S.-L., S.-T. Wang, M.-D. Cheng, and T.-C. Yen, 1998: *Tropical cyclone tracks over Taiwan and its vicinity*. Central Weather Bureau, 413pp.

Hsieh, W., 2009: *Machine learning methods in the environmental sciences*. Cambridge university press, Cambridge, 349pp.

Lee, J.-G., J. Han, and K.-Y. Whang, 2007: Trajectory clustering: A partition-and-group framework. *International Conference on Management of Data*, 593-640.

Lin, H., 2009: *Trajectory based on behavior analysis for verification and recognition*. National Taiwan University of Science and Technology, master thesis, Taipei.

Miller J., P. B. Weichman, and M. C. Cross, 1992: Statistical mechanics, Euler's equation, and Jupiter's Red Spot. *Physics Review*, **A45**, 2328-2359.

Risi, C., 2004: *Statistical synthesis of tropical cyclone tracks in a risk evaluation perspective*. Massachusetts Institute of Technology, internship report, Cambridge.

Strogatz, S. H., 2001: *Nonlinear dynamics and chaos: with applications to Physics, Biology, Chemistry, and engineering*. Westview press.

Tenebaum, J. B., V. d. Silva, and J. C. Langford, 2000: A global geometric framework for nonlinear dimensionality reduction. *Science*, **290**, 2319-2323.

Tseng, J. C.-H., H.-K. Pao, and C. Faloutsos, 2010: The typhoon track classification using tri-plots and Markov chain. *International joint Conference on knowledge discovery, knowledge engineering*

and knowledge management, Valencia, Spain, 364-369.

Traina, A., C. Traina, S. Papadimitriou, and C. Faloutsos, 2001: Tri-Plots: Scalable tools for multi dimensional data. In *the International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining*, 184-193.

Vlachos, M. D. Gunopulos, and G. Kollios, 2002: Discovering similar multidimensional trajectories. In *the International Conference on Data Engineering*, 673-684.

Webster, P. J., G. J. Holland, J. A. Curry, and H.-R. Chang, 2005: Changes in tropical cyclone number, duration, and intensity in a warming environment. *Science*, **309**, 1844-1846.

Table 1: Error table of the SSVM based on cross-plots and ISOMAP

k	5	6	7	8	9	10
SSVM						
Training error	0.268	0.032	0.116	0.025	0.033	0.027
Testing error	0.334	0.271	0.358	0.289	0.320	0.327

Table 2: Error table of earlier half period of event by SSVM based on cross-plots and ISOMAP

k	5	6	7	8	9	10
SSVM						
Training error	0.211	0.310	0.272	0.315	0.128	0.148
Testing error	0.349	0.397	0.351	0.399	0.356	0.359

Table 3: Error table of later half period of event by SSVM based on cross-plots and ISOMAP

k	5	6	7	8	9	10
SSVM						
Training error	0.283	0.304	0.182	0.084	0.104	0.060
Testing error	0.372	0.324	0.308	0.294	0.302	0.247

Table 4: Error table of first half of track by SSVM based on cross-plots and ISOMAP

k	5	6	7	8	9	10
SSVM						
Training error	0.271	0.041	0.086	0.004	0.021	0.039
Testing error	0.338	0.277	0.355	0.290	0.318	0.322

Table 5: Error table of later half of track by SSVM based on cross-plots and ISOMAP

k	5	6	7	8	9	10
SSVM						
Training error	0.312	0.161	0.161	0.063	0.098	0.027
Testing error	0.378	0.251	0.310	0.246	0.250	0.293

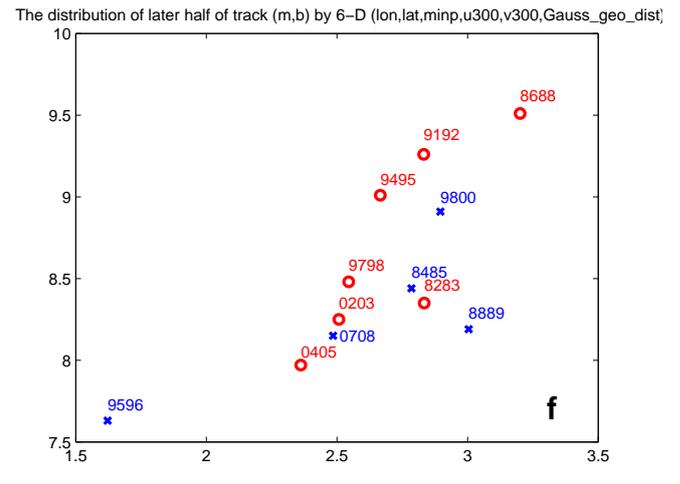
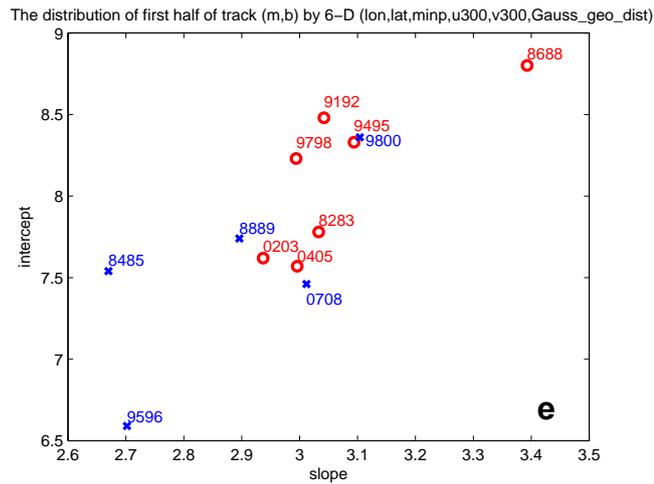
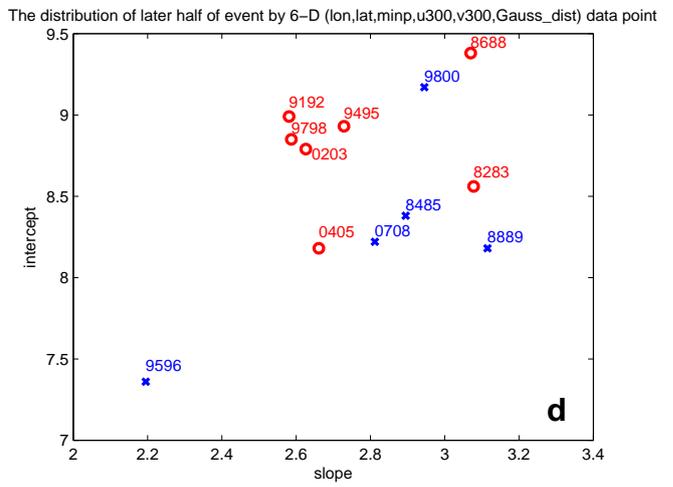
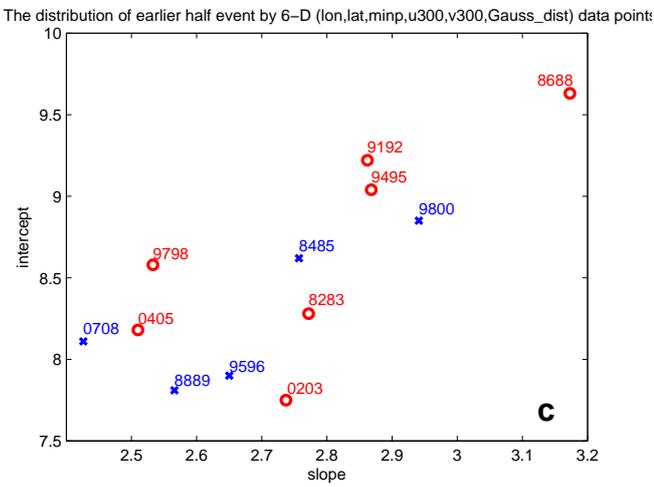
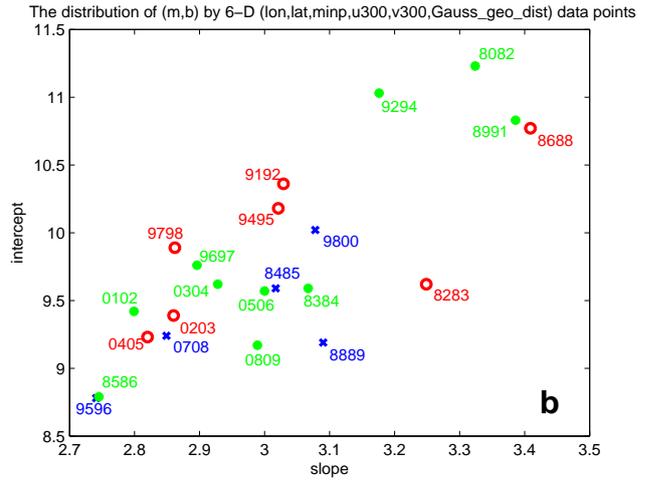
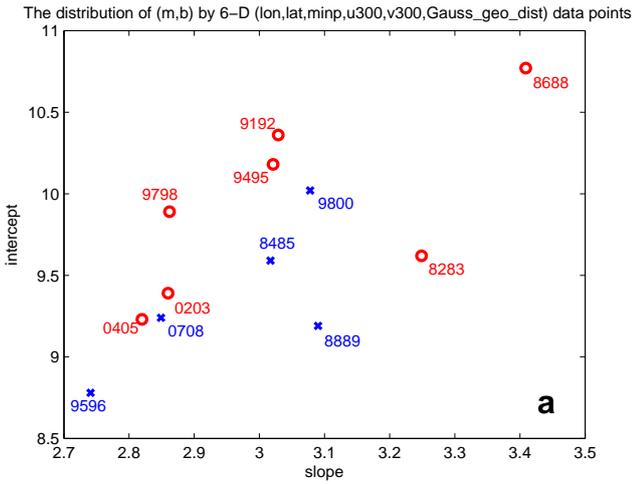


Figure 1: The distribution of the self-plot based on 6 features. (a) Twelve El Niño and La Niña events. (b) The neutral year events are considered (green points). (c) The earlier half period of the twelve El Niño and La Niña events are taken. (d) The later half period of the twelve El Niño and La Niña events are taken. (e) The earlier half parts of typhoon tracks are taken. (f) The later half parts of typhoon tracks are taken.

近三年（2010-2012）東亞冬季季風特徵分析與比較

李思瑩 盧孟明

中央氣象局科技研究中心

摘要

根據 NOAA/NCDC(National Climatic Data Center)氣候監測報告指出，近三年冬季(十二月至隔年二月)平均的北半球陸地平均氣溫都排在 1880 年以來的前 30 名以內，但是在局部地區，如歐洲與北美，反而出現破紀錄的低溫。例如 2010 年冬季北美東岸與歐洲遭遇破紀錄的大雪，2011 年冬季，歐洲許多地區低溫破紀錄，2012 年冬季東歐與亞洲大陸中高緯度區域多處酷寒。這 3 年冬季在全球大尺度環流也有一些明顯的變化，熱帶太平洋交替出現聖嬰—反聖嬰—反聖嬰現象，中高緯度的北極震盪與阻塞高壓都很活躍。東亞冬季季風因受熱帶和中高緯度波動的雙重影響，也出現了一些明顯的變化，本文將根據氣象局科技中心氣候資訊系統的季風監測內容分析 2010-2012 三年的季風特徵，依不同的季風指數，探討季風的強弱與變化特徵與中高緯和熱帶對流的相互作用，並分析東亞季風變異對台灣低溫和寒潮事件活躍程度的影響。

關鍵字：東亞冬季季風

一、前言

根據 NOAA/NCDC(National Climatic Data Center)氣候監測報告指出，近三年冬季(十二月至隔年二月)平均的北半球陸地平均氣溫都排在 1880 年以來的前 30 名以內，但是在局部地區，如歐洲與北美，反而出現破紀錄的低溫。例如 2010 年冬季北美東岸與歐洲遭遇破紀錄的大雪，2011 年冬季，歐洲許多地區低溫破紀錄，2012 年冬季東歐與亞洲大陸中高緯度區域多處酷寒。這 3 年冬季在全球大尺度環流方面有顯著的變化，熱帶地區從 2010 至 2012 年出現聖嬰—反聖嬰—反聖嬰的現象，中高緯度的北極震盪與阻塞高壓都很活躍，在 2010 年北極震盪更是出現近 30 年來，連續負相位天數最多的一年。

東亞冬季季風因受此熱帶和中高緯度波動的雙重影響，在這 3 年間也出現了明顯的變化。

氣象局科技中心氣候資訊系統在東亞冬季季風監測方面，利用東亞冬季季風環流的多重特徵，使用包含西伯利亞-蒙古高壓、西伯利亞-蒙古高壓與阿留申低壓氣壓差、中高緯度西風噴流與北半球西風噴流變化這些特徵的四個季風指數來監測東亞冬季季風，本文以 2010-2012 年為例，根據季風監測內容分析三年的季風特徵，依不同的季風指數，探討季風的強弱與變化特徵與中高緯和熱帶氣流的相互作用，並分析東亞季風變異對台灣低溫和寒潮事件活躍程度的影響。

二、定義與使用資料

2-1、東亞冬季季風指數

季風指數的選取或設計主要是根據北半球冬季海平面氣壓與高層西風的分佈特徵，定義如表一。由於西伯利亞高壓為冬季季風最主要的系統，SMH 為選取北半球冬季時期歐亞大陸上海平面氣壓最強的中心範圍— $40^{\circ}\text{N}-60^{\circ}\text{N}$ 、 $70^{\circ}\text{E}-120^{\circ}\text{E}$ ，計算其區域平均的海平面氣壓值，用以監測西伯利亞-蒙古高壓的強度變化(Chang and Lu 2012)。若從北半球冬季平均海平面氣壓分布來看，主要的特徵是歐亞大陸上的高壓以及北太平洋上的低壓，此東西向氣壓(環流)分布，使得東亞地區在冬季有極強的北風分量，當氣壓差愈大(高壓愈高、低壓愈低)，北風就愈強。因此 Wu and Wang(2002)利用 110°E (蒙古高壓)與 160°E (阿留申低壓)氣壓差的變化來定義東亞冬季季風。

除了氣壓，Jhun and Lee (2004)與 Li and Yang (2010)認為高層風場也可用以定義季風指數。Jhun and Lee(2004)利用 $40^{\circ}\text{N}-60^{\circ}\text{N}$ 、 $80^{\circ}\text{E}-120^{\circ}\text{E}$ 範圍平均的海平面氣壓(西伯利亞高壓)與每個網格點的 U300 進行相關係數分析，以 $0^{\circ}-70^{\circ}\text{N}$ 、 $60^{\circ}\text{E}-140^{\circ}\text{W}$ 範圍的 U300 和 $25^{\circ}-50^{\circ}\text{N}$ 、 $105^{\circ}-145^{\circ}\text{E}$ 範圍(東亞)的地面溫度進行 SVD 分析，結果都顯示 U300 與東亞地區地面溫度有很好的相關性，因此選取 U300 與西伯利亞高壓有高相關係數的兩個範圍($27.5^{\circ}-37.5^{\circ}\text{N}$ 、 $110^{\circ}-170^{\circ}\text{E}$ 與 $50^{\circ}-60^{\circ}\text{N}$ 、 $80^{\circ}-140^{\circ}\text{E}$)來定義東亞冬季季風指數。

Li and Yang(2010)先利用 1982-2006 年期間冬季 (DJF) 10°S-70°N,60°E-180°範圍中每個網格點的 200hPa 緯向風分別與區域平均(25°-50°N, 100°-145°E) 的 1000hPa 經向風、Nino3.4 指數以及 EHSLP(為 30°-50°N,0°-180°範圍海平面氣壓之 EOF 第一模態的時間序列, 其主要是反應連結西伯利亞高壓與阿留申低壓間的變化)進行相關係數分析, 三個結果從南到北都有清楚的正—負—正(相關)的帶狀分布, 即 30N 處主要的西風帶較強(弱)時, 南北兩側的緯向風較弱(強), 此時熱帶中東太平洋的海溫較暖(冷), 東亞地區的北風也較強(弱), 即 EAWM 增強(減弱)。再以相同範圍的 V1000 與 10°S-60°N, 70°-170°E 範圍的 U200 進行 SVD 分析, 其中 U200 的型態與相關分析得到的分布相似, 亦為清楚的正—負—正的帶狀分布, 相對應的 V1000 中心在東亞地區, 顯示當西風較弱(強)時, 東亞地區為南(北)風。上述結果指出, EAWM 和高緯度大氣環流與低緯度海溫有很強的關係, 而 U200 與低層大氣環流有很強的連結, 並且能夠用來測量 EAWM 的變化。因此以 U200 以及計算出的帶狀分布位置來定義東亞冬季季風。

2-2、 台灣全島型寒潮定義

根據盧與李(2009), 首先判斷台灣 21 個測站各自是否發生寒潮事件, 判斷方法說明如下: 若一個測站的 Tmin 在第 1 日(Day+1) 達到「低溫」標準或 48 小時降溫幅度(Tmin(Day-1)-Tmin(Day+1))達到「驟降」標準, 則判定為有寒潮事件發生, 並將 Day0 定為寒潮開始日。若 24 小時升溫幅度(Tmin(DayN)-Tmin(DayN-1))達「回升」標準或在第 N 日(DayN)的 Tmin 高於 PR20 的溫度, 則將 DayN 定為寒潮結束日。逐一測站判斷之後, 若 21 個測站中有 17 個或以上的測站發生寒潮, 即定為全島型測站, 並以發生寒潮事件的測站中最早發生的日期為全島型寒潮開始日, 最晚結束日期為全島型寒潮結束日。

2-3、 使用資料

資料方面, 季風指數以及中高緯與熱帶監測項目是使用 NCEP/NCAR 重分析逐日資料、OISST 以及 NOAA 的外逸長波輻射(OLR), 北極震盪指數(AO)、北大西洋震盪指數(NAO) 是自美國國家氣候預報中心(CPC/NOAA)網站上取得。

另選取氣象局 21 個測站(分別為淡水、鞍部、台北、竹子湖、基隆、彭佳嶼、花蓮、宜蘭、澎湖、台南、高雄、台中、阿里山、大武、玉山、新竹、恆春、成功、蘭嶼、日月潭、台東)之日最低溫(Tmin)進行極端低溫以及全島型寒潮事件分析。

資料使用時間為 1951 年至 2012 年 10 月-3 月, 文中是以前一年 10 月至當年 3 月為當年冬季, 即 2009

年 10 月至 2010 年 3 月是代表 2010 年冬季。

三、 監測項目與結果分析

氣候資訊系統的季風監測, 主要是用來監測每年東亞冬季季風的強度、變異以及監測每年台灣全島型寒潮。

3-1、 季風指數

東亞冬季季風的監測是以根據東亞冬季季風特徵所定義的四個指數為主, 從四個季風指數的逐日變化、不同強度的天數、變異量以及頻譜分析四個部分來探討季風的強弱以及變化。

逐日變化方面(圖 1), 代表西伯利亞-蒙古高壓強度的 SMH 指出, SMH 在 2010 年 11 月即有一波較強的變化, 之後即沿著氣候平均值呈現季內尺度的震盪, 變動頻率較高, 在 1 月有最大值(蒙古高壓最強), 之後快速減弱, 2011 年的 SMH 變化大、振幅強, 一樣在 1 月達最大值, 但高壓增強的時間持續近一個月, 2 月快速減弱後, 又在 3 月增強, 2012 年相較前兩年, 相同的是仍沿著氣候平均值在變化, 但變化的振幅較小, 特別的是 SMH 可分為三段變化, 即 12 月之前皆低於氣候平均值, 12-2 月中皆高於氣候平均值, 2 月中之後又多是低於氣候平均值, 顯示 SMH 多維持在強度偏強(高壓距平)的狀態下。代表西伯利亞-蒙古高壓與阿留申低壓之東西向氣壓差, 即東亞地區北風強度的 EWW 的變化與 SMH 類似, 表示當蒙古高壓較強時, 東西向氣壓差也較大, 但 EWW 還考慮到阿留申低壓的強度, 所以不盡然完全相同。3 年的 EWW 比較下, 以 2011 年冬季的變化與振幅最大, 2012 年最小, 表示在 2011 年冬季, 東亞地區北風增強的強度較強, 2012 年最弱。代表高層西風的 EYL 與 ELY 與 SMH、EWW 有類似的變化, 但 SMH 與 EWW 變化頻率較 EYL 與 EYL 來的高, 說明了氣壓的變動較高層風場來的快。

從逐日變化看到的是藉由指數的變動所代表的東亞冬季季風主要特徵(蒙古高壓、北風、高層西風噴流)大概的變化, 即 2010 年與 2011 年冬季季風變動快、振幅大, 2012 年變動快、振幅小, 且 3 年冬季指數季內尺度變化的特徵明顯。冬季季風的強度以及變異須進一步用不同強度的天數、變異量以及頻譜分析來看。

冬季季風的強度若從指數計算的單一冬季平均值來看, 很可能因正負變化抵銷, 以致無法正確判斷冬季季風的強度, 因此將季風指數計算出不同強度, 再統計不同強度的天數來判斷冬季季風的強度。首先, 計算四個指數 1981-2010 年 10 月-3 月期間之逐日氣候平均值, 並以 1981-2010 年冬季為基準計算出標準差, 統計 1981-2010 年冬季期間高(+)或低(-)於氣候平

均值的的天數，作為天數的平均值，再統計每年冬季(10月至隔年3月)四個指數高於或低於氣候平均值的的天數以及高於或低於不同標準差的天數(表二)。從不同的指數之間不同強度的天數可看出此3年冬季季風的不同。

表二可以看到，2010-2012年SMH高於氣候平均值或1-3個標準差的天數都超過30年的平均值，顯示這3年蒙古高壓都偏強(高於氣候平均值)。而在EWW指數中，2011年仍維持每種強度天數都超過平均值的表現，2012年，2010年正的天數約在正常範圍，2012年高於氣候平均值的的天數高於平均天數，但強度較高的天數偏少。EJL與ELY則指出2011、2012年不管是高於氣候平均值或標準差的天數都超過30年平均，表示這兩年的高層西風偏強，而2010年偏低的天數顯示其西風強度偏弱。

上述結果顯示，2010年雖有蒙古高壓偏強的特徵，但高層西風(EJL、ELY)偏弱，為弱季風年，2011年則因四個指數都顯示強度偏強的特徵，為強季風年，2012年只有EWW顯示偏弱的訊號，顯示北風較弱，但蒙古高壓與高層西風都偏強，為強季風年。

強度上已知道2010-2012年冬季季風的強弱，高頻變動部分則利用代表季風變化振幅大小的變異量來討論。在此，同樣地以1981-2010年為基準，計算四個指數3年的變異量，其中，除ELY之外，3個指數都在2011年最大、2010年次之、2012年最小，ELY為2012年最大、2011年次之、2010年最小，這樣的變化應與ELY還考慮到熱帶地區有關係。

最後，以頻譜分析來看冬季季風指數的週期變化，在逐日變化的部分已看出3年的冬季季風皆有明顯的季內尺度變化，那其中最顯著的週期為何？整體來說，因氣壓的變動較高層風場快，所以SMH與EWW的顯著週期比ELY與EJL來的短。此3年中，2010與2012年在四個指數都有較多不同時間尺度的分量(顯著的週期較多)，2011年的EWW沒有顯著的週期變化，SMH、ELY與EJL這3個指數皆有7-13天的顯著週期。

3-2、 中高緯度與熱帶地區

許多研究都指出影響東亞冬季季風的因素很多，如熱帶地區的ENSO (Zhang et al. 1996; Tomita and Yasunari 1996; Wang et al. 2000; Hamada et al. 2002; Chang et al. 2004; Chan and Li 2004)，中高緯度地區的AO、NAO (Gong et al. 2001; Jhun and Lee 2004; Wu et al. 2006; Li and Bates 2007; Wu et al. 2009)。因此在監測系統中，除了監測季風指數，也需要監測中高緯度的AO、NAO以及blocking，熱帶地區的ENSO(指數、海溫)與熱帶對流(OLR)。

2010-2012年中高緯度系統活躍，2010年是AO近

30年來負相位最強的一年，不僅強度強，且負相位持續的天數將近兩個月(2009/12-2010/2)，這為中高緯度地區帶來嚴重的災害，2011年冬季仍是AO負相位主導的一年，但強度較弱，2012年則與前兩年不同，以正相位為主。NAO與Blocking和AO的變化類似，當AO為負相位時，NAO亦為負相位，Blocking活躍；當AO為正相位時，NAO亦為正相位，Blocking不活躍。

熱帶地區在2010-2012年則是以聖嬰—反聖嬰—反聖嬰交替出現，此時熱帶對流在相對應的年份上表現是當聖嬰年時赤道地區MJO發展較好，可以傳遞到中太平洋，而當反聖嬰年時，赤道地區對流侷限在西太平洋以西。

在這3年冬季，ENSO與冬季季風的關係良好，當聖嬰年時，東亞冬季季風較弱，當反聖嬰年時，東亞冬季季風較強，此與許多研究一致，但與AO、NAO就沒有明顯的相關性。

3-3、 台灣地區極端低溫

台灣冬季主要受東亞冬季季風影響，當西伯利亞-蒙古高壓朝大陸沿岸以及西太平洋向東南移動時，會有強烈的冷空氣爆發以及強烈的北風伴隨高壓南下，並在短時間內到達熱帶地區(Chang et al., 1983)。當這個情況發生時，往往為台灣帶來嚴重的災害，因此，冬季季風的強弱與移動變化對台灣的影響是非常重要的，其對台灣影響最直接也最劇烈的就是溫度的變化，因此，冬季主要是針對台灣測站極端低溫天數以及全島型寒潮事件的發生進行監測。

在3年東亞冬季季風有著不同表現的情況下，台灣的冬季也有著不同的反應。在極端低溫(最低溫各自低於最低溫PR10 - 機率分布左端10%)天數方面(圖2)，2010年與2012年，幾乎全部測站的低溫日數都低於50年來的50%，2011年則相反，有19站的極端低溫天數超過50年來的50%，並且有11個測站超過50年的75%，顯示極端低溫天數偏多。在全島型寒潮方面，3年則分別為2010年出現2次、2011年6次、2012年沒有全島型寒潮發生。

上述結果指出，2012年的強季風年，台灣極端低溫發生的頻率與強度都不高，表示東亞冬季季風的強度與台灣全島型寒潮事件的發生，並沒有完全的關係。值得注意的是李與盧(2011)內指出EWW(氣壓差)與台灣寒潮發生頻率關係很好，這個結果與2010-2012年冬季的結果一致。

四、 未來工作

氣象局科技中心所建立的氣候資訊系統中季風監測的部分，主要是監測每年東亞冬季季風的強度、變異以及監測每年台灣全島型寒潮。在本文中，以

2010-2012 年三年為例，根據季風監測內容分析季風的特徵，並依不同的季風指數，探討季風的強弱與變化特徵與中高緯和熱帶對流的相互作用，並分析東亞季風變異對台灣低溫和寒潮事件活躍程度的影響。

在季風強弱的判定上，以高層西風噴流定義的 EJJ、ELY 比起代表高壓變化的 SMH、EWW 在 2010-2012 年期間似乎較能表現季風強度的變化。未來是否適宜用 EJJ、ELY 兩個指標判斷季風強弱，而以 SMH 和 EWW 作為輔助性的參考指標，還需要繼續研究。

這三年的台灣寒潮頻率與季風的關係顯示寒潮頻率與 EWW 的關係較好，這可能是因為北風強弱是台灣全島型寒潮事件是否頻繁的關鍵因素。但只使用三年資料還不足以對以上問題做出結論，未來將使用更多年的資料針對這些問題做進一步的分析。

五、 參考文獻

- 盧孟明、李思瑩，2009：台灣寒潮定義—分析以台北測站為代表的適當性。大氣科學，**37**，1-10。
- 李思瑩、盧孟明，2011：東亞冬季季風監測與 2011 年冬季特徵。建國百年天氣分析與地震測報研討會論文集編，386-391。
- Chan, J., and C. Li, 2004: The East Asia winter monsoon. *East Asian Monsoon*, C.-P. Chang, Ed., World Scientific, 54–106.
- Chang, C.-P., and K. M. Lau, 1982: Short-term planetary-scale interaction over the tropics and midlatitudes during northern winter. Part I: Contrast between active and inactive periods. *Mon. Wea. Rev.*, **110**, 933–946.
- , J. E. Millard, and G. T. J. Chen, 1983: Gravitational character of cold surges during winter MONEX. *Mon. Wea. Rev.*, **111**, 293–307.
- , Z. Wang, J. Ju, and T. Li, 2004: On the relationship between western maritime continent monsoon rainfall and ENSO during northern winter. *J. Climate*, **17**, 665–672.
- , and M.-M. Lu, 2012: Intraseasonal Predictability of Siberian High and East Asian Winter Monsoon in Recent Decades, *J. Climate*, **25**, 1773-1778。
- Chen, W., H.-F. Graf, and R.-H. Huang, 2000: The interannual variability of East Asian winter monsoon and its relation to the summer monsoon. *Adv. Atmos. Sci.*, **17**, 48–60.
- Gong, D. Y., S. W. Wang and J. H. Zhu, 2001 : East Asian winter monsoon and Arctic Oscillation, *Geophys. Res. Lett.*, **28**, 2073-2076.
- Hanawa, K., T. Watanabe, N. Iwasaka, T. Suga, and Y. Toba, 1988: Surface thermal conditions in the western North Pacific during the ENSO events. *J. Meteor. Soc. Japan*, **66**, 445–456.
- Jhun, J.G. and E. J Lee, 2004 : A new East Asian winter monsoon index and associated characteristics of the winter monsoon, *J. Climate*, **17**, 711-726.
- Li, S., and G. Bates, 2007: Influence of the Atlantic multidecadal oscillation on the winter climate of East China. *Adv. Atmos. Sci.*, **24**, 126–135.
- Li Y., and S. Yang, 2010 : A dynamical index for the East Asian winter monsoon. *J. Climate*, **23**, 4255-4262.
- Shi, N., 1996: Features of the East Asian winter monsoon intensity on multiple time scale in recent 40 years and their relation to climate (in Chinese). *Quart. J. Appl. Meteor.*, **7**, 175–181.
- Sun, B.-M., and C.-Y. Li, 1997: Relationship between the disturbances of East Asian trough and tropical convective activity in boreal winter (in Chinese). *Chin. Sci. Bull.*, **42**, 500–504.
- Tomita, T., and T. Yasunari, 1996: Role of the northeast winter monsoon on the biennial oscillation of the ENSO/monsoon system. *J. Meteor. Soc. Japan*, **74**, 399–413.
- Wang, B., 2006 : *The Asian Monsoon*. Praxis Publishing .
- , R. Wu, and X. Fu, 2000: Pacific–East Asia teleconnection: How does ENSO affect East Asian climate? *J. Climate*, **13**, 1517–1536.
- Wu, B-Y and J. Wang, 2002 : Winter Arctic Oscillation, Siberian high and East Asian winter monsoon. *Geophys. Res. Lett.*, **29**, 3-1~3-4.
- , R. Zhang, and R. D’Arrigo, 2006: Distinct modes of the East Asian winter monsoon. *Mon. Wea. Rev.*, **134**, 2165–2179.
- Yang, S., K.-M. Lau, and K.-M. Kim, 2002: Variations of the East Asian jet stream and Asian–Pacific–American winter climate anomalies. *J. Climate*, **15**, 306–325.
- Zhang, Y., K. Sperber, and J. Boyle, 1997: Climatology and interannual variation of the East Asian winter monsoon: Results from the 1979–95 NCEP/NCAR reanalysis. *Mon. Wea. Rev.*, **125**, 2605–2619.

指數	使用變數	定義	參考文獻
SMH	SLP	$SLP(40^{\circ} - 60^{\circ}N / 70^{\circ} - 120^{\circ}E)$	Chang and Lu, 2012
EWW	SLP	$\left[\sum_{lat=20^{\circ}N}^{70^{\circ}N} (SLP_{lat,110^{\circ}E}^* - SLP_{lat,160^{\circ}E}^*) \right]^*$	Wu and Wang (2002)
EJL	U300	$U_{300}(27.5^{\circ} - 37.5^{\circ}N / 110^{\circ} - 170^{\circ}E)$ $- U_{300}(50^{\circ} - 60^{\circ}N / 80^{\circ} - 140^{\circ}E)$	Jhun and Lee (2004)
ELY	U200	$\left\{ \begin{array}{l} \left[U_{200}(30^{\circ} - 35^{\circ}N / 90^{\circ} - 160^{\circ}E) - \right. \\ \left. U_{200}(50^{\circ} - 60^{\circ}N / 70^{\circ} - 170^{\circ}E) \right] + \\ \left[U_{200}(30^{\circ} - 35^{\circ}N / 90^{\circ} - 160^{\circ}E) - \right. \\ \left. U_{200}(5^{\circ}S - 10^{\circ}N / 90^{\circ} - 160^{\circ}E) \right] \end{array} \right\} / 2$	Li and Yang (2010)

表一 東亞冬季季風指數。

SMH	+	-	1SD		2SD		3SD		JL	+	-	1SD		2SD		3SD	
2010	87	95	72	78	63	67	54	59	2010	67	115	58	101	52	89	44	72
2011	80	102	72	90	65	74	59	62	2011	86	96	76	89	67	80	64	71
2012	90	92	78	72	67	50	57	32	2012	108	74	101	62	86	52	65	40
ave	78.9	103.1	64.4	86.0	52.3	70.4	40.4	55.1	ave	83.4	98.6	70.5	85.2	58.3	70.9	46.6	57.9
WW	+	-	1SD		2SD		3SD		LY	+	-	1SD		2SD		3SD	
2010	88	94	38	47	7	15	1	3	2010	68	114	58	98	52	85	46	76
2011	97	85	56	48	27	10	6	3	2011	93	89	85	74	80	57	72	41
2012	92	90	44	25	10	2	0	0	2012	109	73	99	64	85	59	71	50
ave	90.4	91.6	36.7	35.1	8.6	8.2	1.4	1.1	ave	83.3	98.7	70.3	83.8	57.9	69.0	46.0	56.4

表二 四個指數於 2010-2012 年冬季期間高(+)或低(-)於指數氣候平均值天數之天數與高或低於 1-3 個標準差的天數，ave 代表 1981-2010 年冬季期間高或低於指數氣候平均值天數的平均天數。(單位為天數)

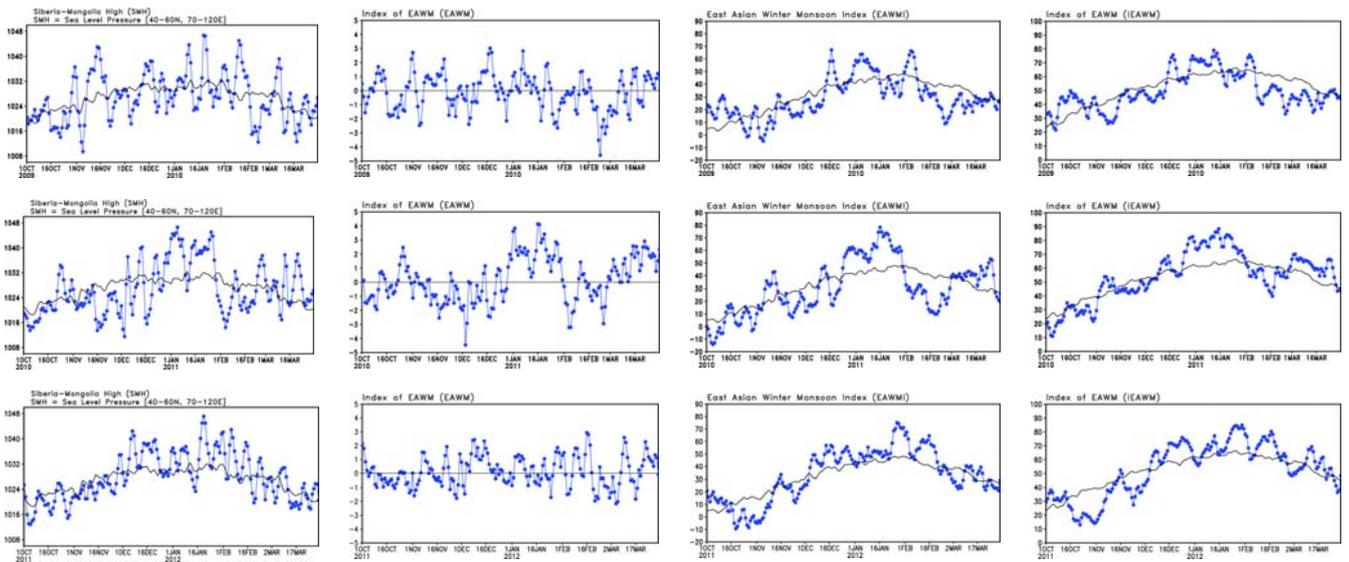


圖 1 四個指數於 2010 年(上)、2011 年(中)、2012 年(下)10 月至 3 月間的逐日變化。
(由左而右分別為 SMH、EAWM、EJL、ELY。)

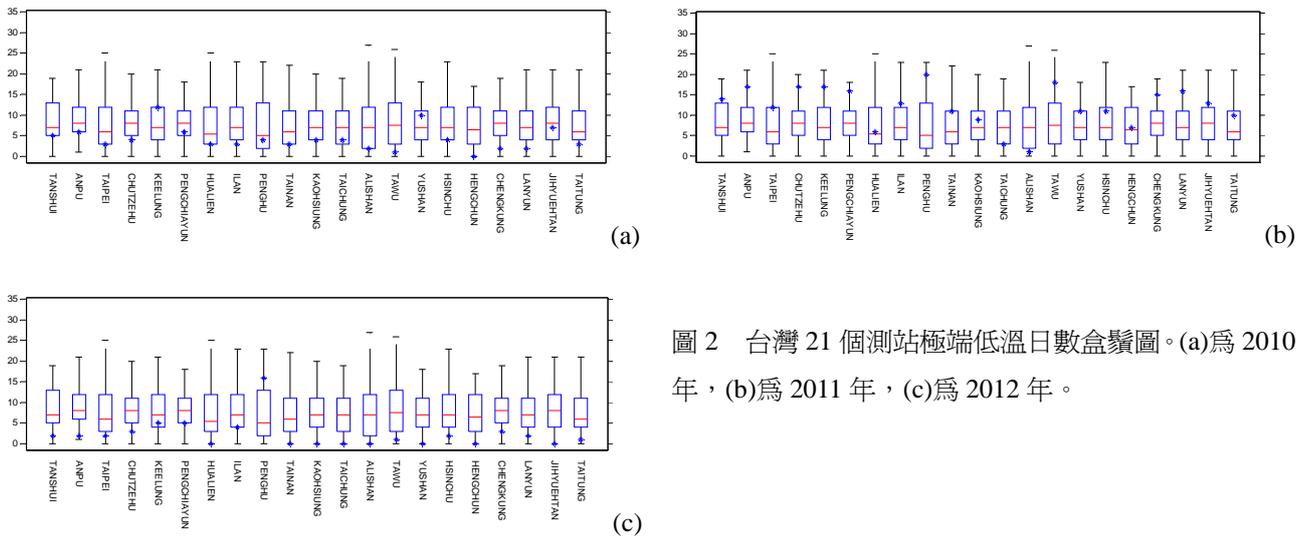


圖 2 台灣 21 個測站極端低溫日數盒鬚圖。(a)為 2010 年，(b)為 2011 年，(c)為 2012 年。

2011/2012年台灣春雨及環流特性之比較

吳宜昭 黃柏誠 朱容練 張振璋
國家災害防救科技中心 氣象災害防治組

摘 要

春雨為台灣北部農業用水的重要來源。過去研究指出，台灣春季降雨的年際變化主要受到聖嬰/反聖嬰影響。2011年與2012年春季同樣都處於反聖嬰狀態，但前者降雨偏少，後者偏多。本研究嘗試由季節背景環流、鋒面活動及降雨等多重角度比較此兩年春季（二至四月）的差異。初步分析顯示，兩年季節平均低層大氣的水氣供應差異明顯。2011年台灣附近地面至低層大氣有顯著東北風距平，水氣偏少；2012年菲律賓海的低層大氣有一反氣旋距平，台灣附近的南風分量明顯，自南方來的水氣供應較2011年充沛。

比較這兩年台灣北部(以中央氣象局台北測站為代表)春季降雨的逐日變化，發現2012年降雨的頻率明顯較2011年高。另外，這兩年大多數(六至七成)台灣北部發生明顯降雨事件時，台灣附近有鋒面通過或接近，因此進一步統計東亞春季鋒面的頻率並分析鋒面生命史中經過的區域。比較得知，2012年和2011年相比，通過或接近台灣附近的鋒面頻率較高，每波鋒面在台灣附近平均滯留時間較久，因此2012年春季台灣北部受到鋒面影響的日數較長(約2倍)，這可能是造成2012年春季台灣北部降雨較頻繁及春雨總量較高的重要因素。

根據本研究結果，背景大氣環流的水氣來源多寡和是否有鋒面通過以提供有效舉升機制，可能都是影響台灣春雨多寡的重要因素。這些因子可做為未來監測春季降雨多寡或者氣象乾旱發生潛勢的參考。

關鍵字：台灣春雨、水氣傳送、春季鋒面

一、前言

春雨為台灣北部一期稻作重要的灌溉用水來源。台灣的冬季除了東北部，全臺平均降雨偏少。經過一個相對乾的冬季後，北部第一期稻作緊接著自2月上旬開始播種、浸田、整田、插秧至6月收成，梅雨季來臨前一期稻作的主要灌溉用水來源端視是否有春季鋒面通過台灣、為北部帶來豐沛降雨而定。

過去已有研究指出，台灣春季降雨的年際變化受到聖嬰/反聖嬰影響，聖嬰年冬季後台灣春季的降雨量及春季的強降雨事件均較正常年或反聖嬰年多(Chen et al. 2003, Jiang et al. 2003)。2011年與2012年之前的冬天同樣都處於反聖嬰狀態，但兩年春雨量差異很大。2011年二至四月的降雨均較氣候值偏少許多(圖1)，因此台灣旱象漸漸出現，為因應可能持續的旱象，在梅雨季還未來臨前，經濟部水利署邀集各政府機關代表及專家召開了四次抗旱會議，直至後來五月艾利颱風外圍環流及鋒面通過帶來降雨，才解除了旱象。2012年同樣為反聖嬰年之後的春季，但除了三月雨量偏少，二月及四月雨量都偏多(圖1)，顯然於此二年聖嬰的狀態並非造成春雨差異的主要因素，究竟那些環流的差異引起這兩年春雨的對比是本研究探討的目標。

本研究嘗試由多重尺度探討此兩年春季（二至四月）的降雨及環流特性有何差異。除了分析背景環流，也分析比較這兩年鋒面系統活動及其和台灣北部降雨間的關係。

二、資料與方法

由於春季降雨佔全年降雨比例較高的區域以北部為主，分析春季降雨時挑選中央氣象局位於北部的傳統測站，目前先以台北測站為代表，分析2011及2012年二至四月雨量的逐日變化。

在分析東亞春季鋒面活動的變化時，使用2011年、2012年二至四月中央氣象局每6小時之地面天氣圖，以統計鋒面的活動，分析時並特別注意鋒面是否通過或接近台灣附近，將台灣附近有鋒面通過或接近的日期均標記下來。由於鋒面移動速度慢時影響台灣的時間可能拉長至一日以上，標記時會區分是否為同一波鋒面或是下一波新的鋒面到來。

於分析大尺度環流特性時，使用美國National Center for Environmental Prediction/National Center for Atmospheric Research (NCEP/NCAR)的全球網格日解析再分析資料(Kalnay et al., 1996)(簡稱NCEP/NCAR Reanalysis資料)，包括各標準層的風

場、比濕及水氣通量...等，其空間解析度為 $2.5^{\circ} \times 2.5^{\circ}$ 。

三、結果分析

(一)大尺度環流特徵

首先分析兩年春季的大尺度背景環流。分別以侯平均及季節平均來比較兩年的環流特性。

首先，以侯解析度分析低層大氣的水氣傳送，發現2012年春季低層大氣（700百帕）持續有水氣自華南傳送至台灣附近，而2011年的水氣傳送明顯較2012年少(圖未示)。

由季節平均的環流距平分析則發現(圖2)，2011年東亞及西北太平洋區域低層大氣的水氣集中在約北緯20度以南的區域，大範圍對流以海洋大陸為中心自東熱帶印度洋延伸至菲律賓海，此為反聖嬰年熱帶的典型環流特徵。華南至台灣附近為高壓距平，且台灣附近地面至低層大氣均有顯著東北風距平，且使得低緯度地區水氣不易向北傳送至臺灣與中國華南附近，造成台灣附近、北緯20度以北的區域水氣較氣候值低，均為大範圍乾區籠罩。相較之下，2012年台灣附近低層大氣環流距平有明顯南風分量，自南方來的背景水氣供應較氣候值及2011年充沛。

(二)降雨及鋒面活動

1. 台北測站降雨逐日變化

春雨的多寡除了以2011及2012年各月雨量距平來比較，另以台北測站的雨量觀測，分析二至四月降雨量的逐日變化。

在降雨事件頻率及強度的分析上，若以同一波降雨事件的峰值大於5mm定義為降雨事件，2011年降雨事件共7次，低於2012年（共15次）的一半（圖3）。另外，2011年降雨事件的強度也比2012年降雨事件強度小(圖3)。

2. 降雨事件和台灣附近鋒面的關係

台北的降雨事件和鋒面有一定程度的相關。將降雨逐日變化和台灣附近有鋒面通過或接近的日期相比較，發現兩者變化雖非完全一致，但降雨事件發生時多伴隨有鋒面通過。統計得知2011年及2012年分別有70%及60%降雨事件伴隨鋒面通過或接近台灣。可知鋒面確是對台灣北部春季降雨的重要貢獻。

3. 通過或接近台灣的鋒面活動

接下來比較這兩年通過或接近台灣附近的鋒面(以下簡稱台灣鋒面)活動，包括鋒面頻率及每波鋒面平均滯留日數。以2011年為例，2011年台灣附近有鋒面存在的日數共15日，但同一波鋒面影響時間可能不只1日，分析後發現這15日為共10波鋒面通過影響造成，因此平均每波鋒面滯留日數為1.5日。以同樣方式分析2012年，兩年的比較列於表1。2012年和

2011年相比，通過或接近台灣鋒面頻率較高（17次比上10次）。因台灣附近有鋒面的日數較長（32日比上15日），平均起來，每波鋒面在台灣附近滯留時間較久（1.9天比上1.5天）。換句話說，2012年和2011年相比，台灣鋒面發生頻率較高(1.7倍)，每波鋒面在台灣附近滯留時間較久(1.25倍)，最後導致2012年台灣附近有鋒面的日數較長(約2倍)，這可能是造成2012年春季台灣北部降雨較頻繁及季節降雨總量較高的重要因素。

四、結語

春雨是台灣北部的重要的農業用水來源。2011年與2012年春季同樣都處於反聖嬰狀態，但前者降雨偏少，後者偏多。本研究比較2011/2012年台灣北部春季降雨及區域環流特性差異。初步分析發現背景大氣環流的水氣來源多寡和是否有鋒面通過以提供有效舉升機制，可能都是影響台灣春雨多寡的重要因素。這些因子可做為未來監測春雨多寡或者氣象乾旱發生潛勢的參考。

本研究呈現的只是初步成果，未來尚有許多議題待澄清。例如，季節背景環流及伴隨的低層大氣水氣供應的差異其原因為何？和2011年反聖嬰強度遠較2012年強是否有關？再者，2011年及2012年春季六至七成的降雨事件發生時附近有鋒面通過或接近台灣，其餘三至四成的降雨事件伴隨的大尺度或綜觀環境為何？最後，本研究的發現係根據兩年的個案比較而來。若將同樣的分析延伸至更多年的個案，歸納出來的降雨或環境特徵將更具統計意義。這些都是本研究未來預期進一步探討與回答的問題。

參考文獻

- 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, R. Jenne, D. Joseph, 1996: The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 77, 437-472.
- Chen, G. T.-J., Z. Jiang, and M.-C. Wu, 2003: Spring heavy rain events in Taiwan during warm episodes and the associated large-scale conditions. *Mon. Wea. Rev.*, 131, 1173-1188.
- Jiang, Zhihong, G. T.-H. Chen, and M.-C. Wu, 2003: Large-scale circulation patterns associated with heavy spring rain events over Taiwan in strong ENSO and Non-ensO years. *Monthly Weather Review*, 131 (2), 1769-1782.

雨量距平

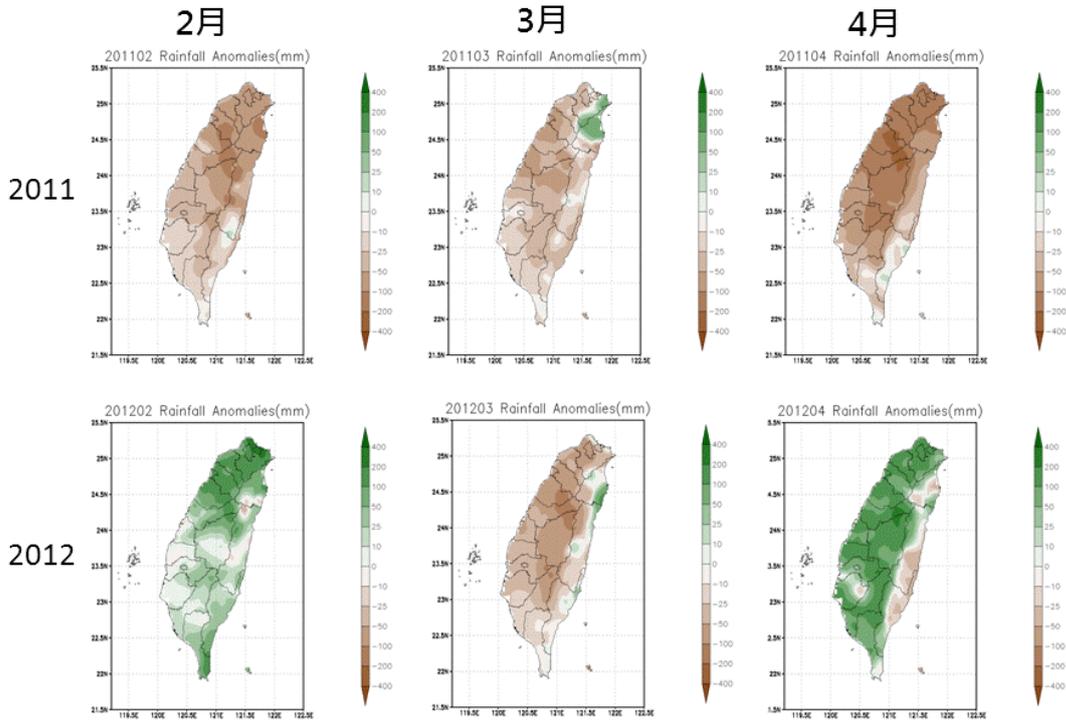


圖 1 2011 年(上)及 2012 年(下)二至四月台灣地區降雨距平。

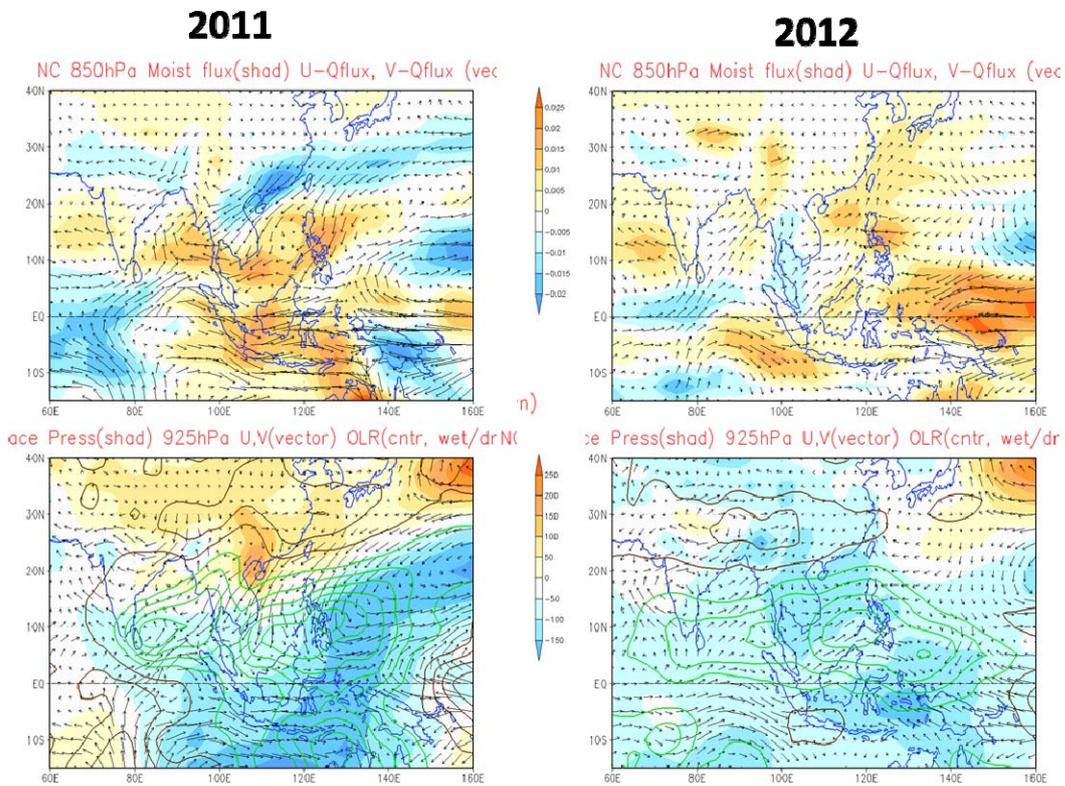
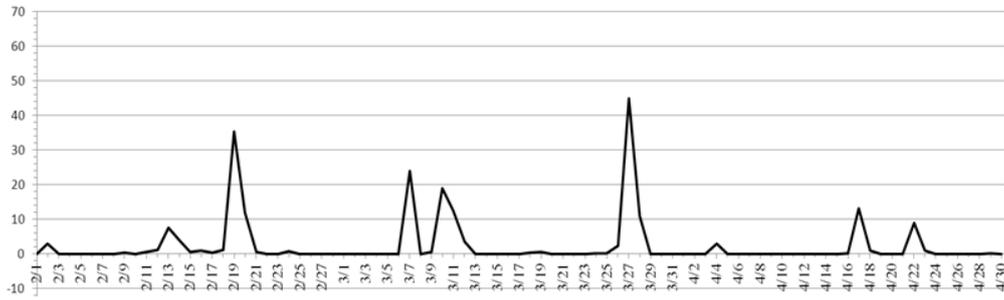


圖 2 2011 年(左)及 2012 年(右)二至四月平均環流的距平，氣候值為 1979-2001 年之平均。(上)850hPa 水氣通量(色階)、水氣通量分量(箭頭)。(下)925hPa 風場(箭頭)、海平面氣壓(色階)及向外長波輻射(OLR)(等值縣，綠色為濕區，棕色為乾區)。

台北站2011年2-4月日雨量



台北站2012年2-4月日雨量

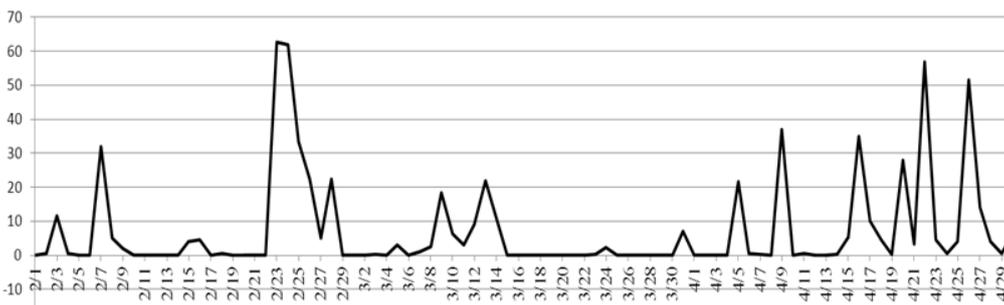


圖 3 2011 年(上)及 2012 年(下)中央氣象局台北測站二至四月降雨 (mm) 逐日變化。

表 1 2011 與 2012 年二至四月台灣附近有鋒面通過或接近之日數及次數比較

	2011	2012	2012/2011
台灣附近有鋒面存在的日數 (日)	15	32	2.13
通過或接近台灣鋒面的次數 (次)	10	17	1.70
鋒面在台灣附近滯留平均日數 (日/次)	1.5	1.9	1.25

2011 年 11 月台灣異常氣候之氣象分析

劉昭民

中華航空氣象協會

摘 要

台灣常年 11 月份的氣候是比較涼爽而少雨之情況，但是 2011 年 11 月份卻出現溫暖多雨之異常氣候，使台灣農業遭受到很大的損失。因此，造成這一個月異常氣候之因素值得吾人加以探討。

本文首先將根據 2011 年 11 月份台灣各氣象測站之月平均溫度(°C)、月總雨量(公厘)與各氣象測站之多年平均值互相比較，求出其距平值，得知兩者均呈現正距平，即較常年 11 月份氣候更加溫暖多雨。最後根據氣象資料加以分析，認為造成 2011 年 11 月份台灣異常氣候之因素有以下兩者。

- 一、 三次鋒面過境所帶來的東北季風，加上台灣近海低氣壓環流所產生之共伴作用。
- 二、 台灣附近海面上溫度呈現正距平，加上來自孟加拉灣和南中國海暖濕西南氣流，源源供應暖濕水汽，以致造成強對流天氣和久雨，甚至豪大雨天氣。

關鍵字：異常氣候、氣象分析、東北季風、低氣壓。

一、前 言

氣象人員都知道，台灣常年 11 月份在季節上已經進入冬季，所以所出現的氣候比較涼爽而少雨。但是 2011 年 11 月 7 日~17 日台灣各地卻受到三次鋒面過境以及低氣壓環流所產生共伴作用之影響，以致出現連日陰雨之天氣，甚至有很多地區出現豪雨和大雨之情況，例如 11 月 7 日瑞芳日雨量達 153 公厘，基隆日雨量達 148 公厘，11 月 10 日阿里山日雨量達 155 公厘(打破 1965 年 11 月 5 日日雨量 123.5 公厘之紀錄)，11 月 15 日東澳日雨量達 300 公厘，冬山和蘇澳日雨量達 200 公厘，16 日東澳日雨量達 312 公厘，17 日長濱日雨量達 353.5 公厘，多打破數十年來 11 月份雨量之紀錄。以 11 月份之月雨量來說，基隆月雨量高達 896.1 公厘，宜蘭月雨量達 622.8 公厘，蘇澳月雨量達 762.1 公厘，花蓮月雨量達 517.5 公厘，台東月雨量達 559.0 公厘，不但曾造成蘇花公路關閉，東部旅遊業蕭條，而且使各地蔬菜腐爛，水果落果，僅農業上之損失即高達 6 億元以上。因此，當時之異常氣候值得吾人加以探討，本文首先統計 2011 年 11 月份台灣主要測站月均溫和月雨量之距平值，然後再根據當時之氣象資料，分析造成該月份異常氣流之氣象因素。

二、2011 年 11 月份台灣主要測站之月均溫距平值和月雨量距平值

根據中央氣象局各氣象測站和民航局飛航服務總台氣象中心各氣象台之氣象資料，將 2011 年 11 月各地之實際月均溫和多年平均值加以比較，吾人可得表一。

表一：2011 年 11 月台灣主要測站月均溫統計表(單位：°C)

測站 名稱	台北	高雄	恆春	基隆	宜蘭	花蓮	台東
2011 年 11 月月均溫	22.7	25.1	24.4	22.4	22.0	23.0	23.8
多年平均值	20.5	23.6	22.4	20.5	20.0	21.4	22.4
距平值	+2.2	+1.5	+2.0	+1.9	+2.0	+1.6	+1.4

由表一之統計，可知 2011 年 11 月台灣各地月均溫均呈現正距平。

將 2011 年 11 月台灣主要測站之月雨量和多年月雨量平均值加以比較，吾人可得表二。

表二：2011 年 11 月台灣主要測站月雨量統計表(單位：公厘)

測站 名稱	台北	高雄	恆春	基隆	宜蘭	花蓮	台東
2011 年 11 月月雨量	241.2	29.9	45.5	896.1	622.8	517.5	559.0
多年平均值	71.9	21.4	55.0	311.1	349.1	149.3	85.2
距平值	+169.3	+8.5	-9.5	+585.0	+273.7	+368.2	+473.8

由表二之統計，可知 2011 年 11 月台灣各地月雨量只有恆春呈現負距平情形，而且負距平值很小，而且位居背風面的南部地區月雨量均比較少。反之，位居東北季風迎風面的北部、東北部、東部地區月雨量非常多，正距平值也非常大，使前述地區所有的水庫滿水率達 90% 以上。可見 2011 年 11 月份台灣各地反常地出現溫暖多雨之極端氣候。

三、2011 年 11 月台灣異常氣候之氣象分析

分析 2011 年 11 月份所有的氣象資料，可知造成該月份溫暖多雨之異常氣候的因素以下兩者。

(一) 三次鋒面過境所帶來的東北季風，加上台灣近海低氣壓環流所產生之共伴作用

通常秋季和冬季遇有鋒面過境時，所帶來的鋒面雨和東北季風雨之雨量都不會太多，但是台灣近海海面上若有低氣壓存在時，則其影響就很大，它不但像夏季台灣近海低氣壓給台灣地區帶來強對流天氣(1982，劉)，而且像秋末冬初台灣近海熱帶氣旋與極地高壓共伴環流，可以給台灣北部、大台北地區、東北部地區、宜蘭、花蓮、台東地區帶來豪大雨一樣(1977，葉)，台灣近海低氣壓之環流也可以和鋒面過境後之東北季風產生共伴作用，造成上述地區出現豪大雨天氣。圖一和圖二分別是 2011 年 11 月 7 日 0000 UTC 及 2011 年 11 月 11 日 0000 UTC 鋒面過境後之地面天氣圖。圖三和圖四為與地面天氣圖同一時間之衛星雲圖，可見台灣東部地區和巴士海峽有對流雲存在。至於 2011 年 11 月 15 日鋒面過境後之天氣圖形勢亦和前兩者相似(圖略)。

(二) 台灣附近海面上溫度呈現正距平，加上來自孟加拉灣和南中國海暖濕西南氣流，源源供應暖濕水汽。

早在 30 年前，氣象學家即已指出，當艾尼紐現象出現時，海溫的升高會使低層大氣變暖，大氣呈現不穩定，因而易造成深厚對流及超過歷年平均雨量的大雨(1982，美國氣象局特殊氣候公報)。2011 年 11 月，東亞地區以及台灣地區海水面溫度即出現 $+1^{\circ}\text{C}$ ~ $+2^{\circ}\text{C}$ (日本海地區)見圖五，故台灣地區於 11 月上旬至中旬期間，一再出現強對流天氣和豪雨及大雨天氣。

現在氣象人員亦認為台灣地區的春雨、梅雨季中之豪大雨、颱風過後所引進的西南氣流等暖濕水汽均源自於孟加拉灣和南中國海。同理，2011 年 11 月上旬台灣地區 850 hPa 之水汽來源亦來自孟加拉灣、東南亞、南中國海，台灣地區 850 hPa 相對濕度均在 65% 以上(見圖六)。中南半島、南中國海、北部以及台灣地區 850 hPa 平均相對濕度均呈現正距平(圖略)。故能造成台灣地區之異常降水—強對流天氣和久雨以及豪大雨天氣。

四、結 論

由本文之分析，可知造成 2011 年 11 月份台灣異常溫暖多雨氣候之氣象因素為以下兩者：

(一) 三次鋒面過境所帶來的東北季風，加上台灣近海低氣壓環流所產生之共伴作用。

(二) 台灣近海海面上溫度呈現正距平，加上來自孟加拉灣和南中國海暖濕西南氣流，源源供應暖濕水汽，

以致造成強對流天氣和久雨，甚至豪大雨天氣。

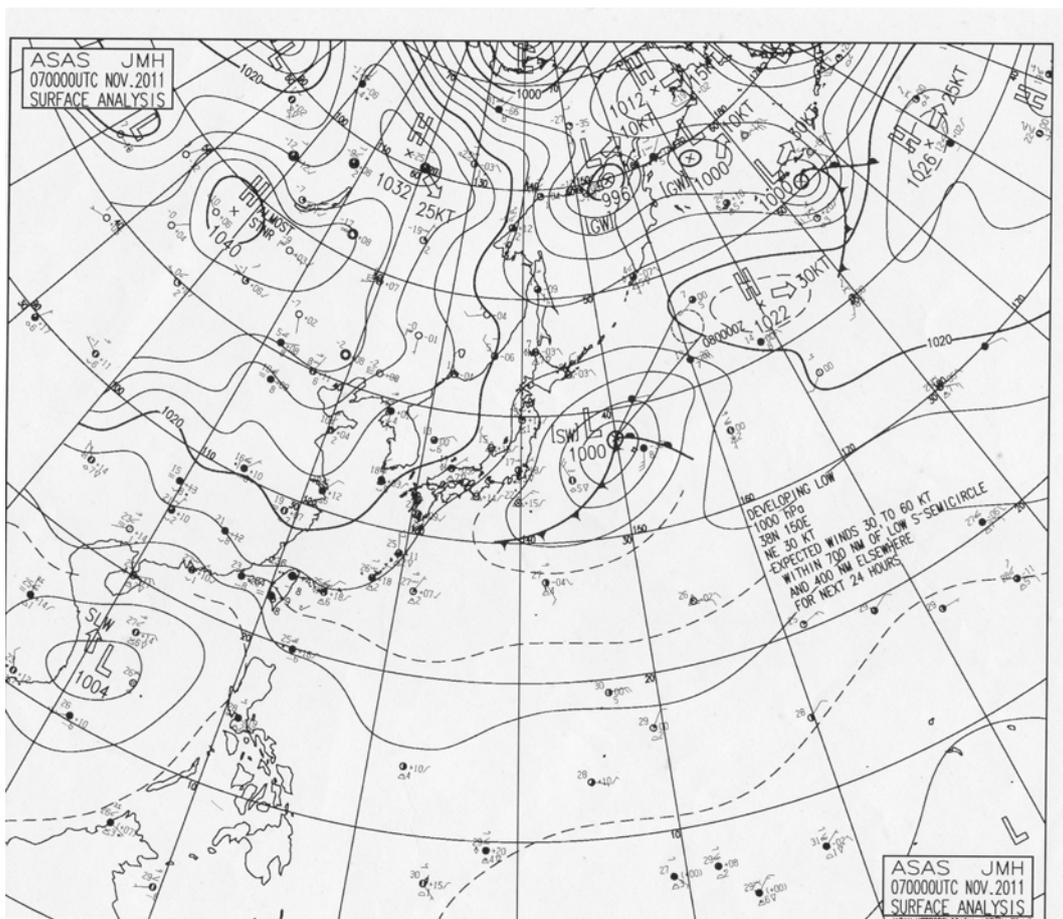
近年來，受到全球暖化氣候之影響，以致極端天氣頻頻發生，2011 年 11 月份台灣出現溫暖多雨之異常氣候，亦可能與全球暖化之影響有關。

五、致 謝

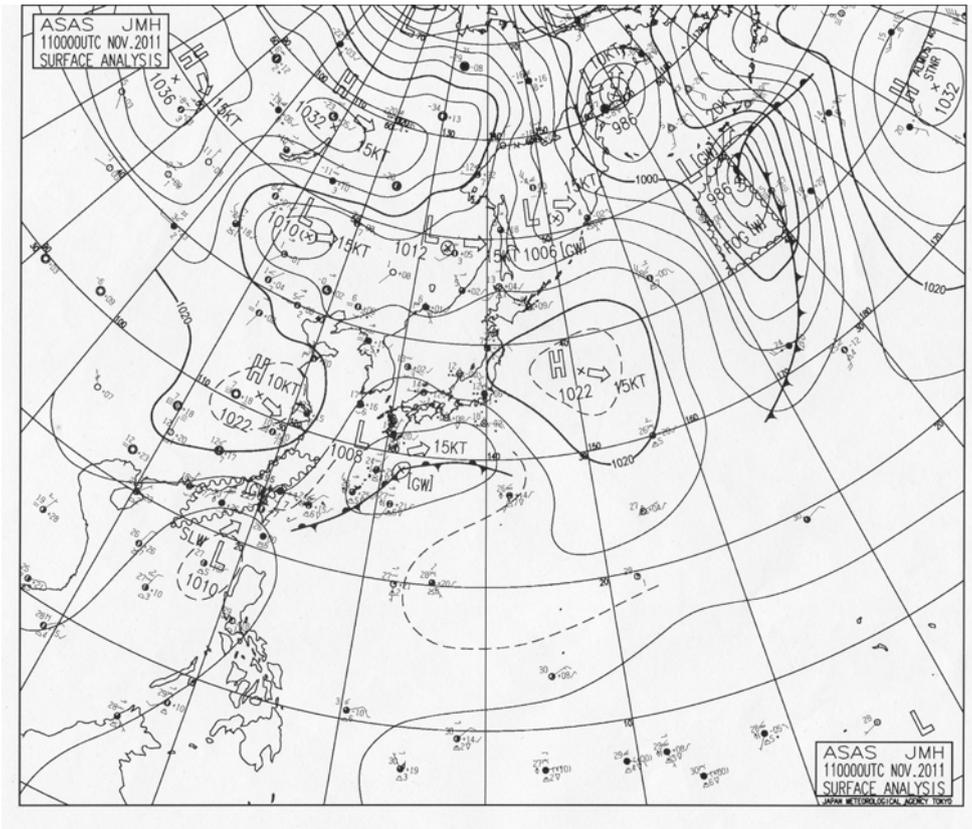
感謝中央氣象局和民航局氣象中心提供氣象資料，使本文方能完成，謹此致謝。

六、參考文獻

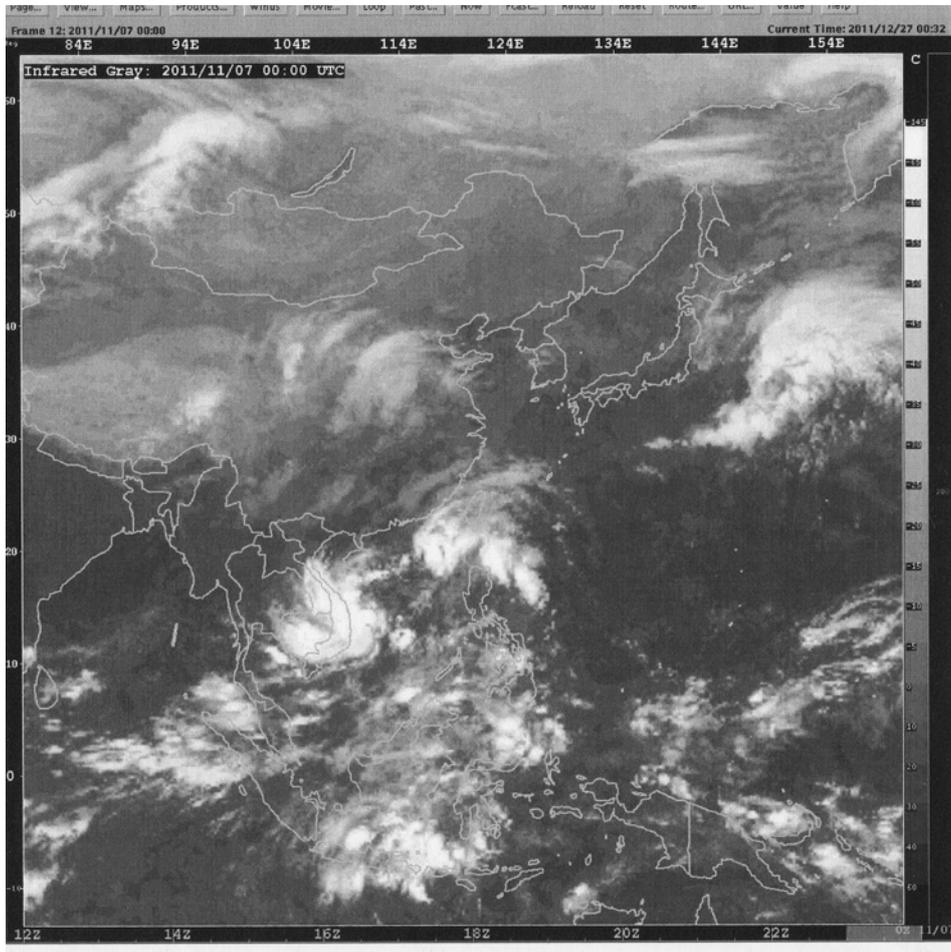
- (一) 美國氣象局特殊氣候公報，1982：美國氣象局出版，1982 年第 11 月份。
- (二) 葉文欽，1977：熱帶氣旋與極地高壓共伴環流對台灣天氣之影響，第一屆全國大氣科學研討會論文彙編，P.292-303。
- (三) 劉昭民，1982：夏季台灣近海低壓對台灣天氣影響，中央氣象局中範圍天氣系統研討會論文彙編，P.557~P.558。



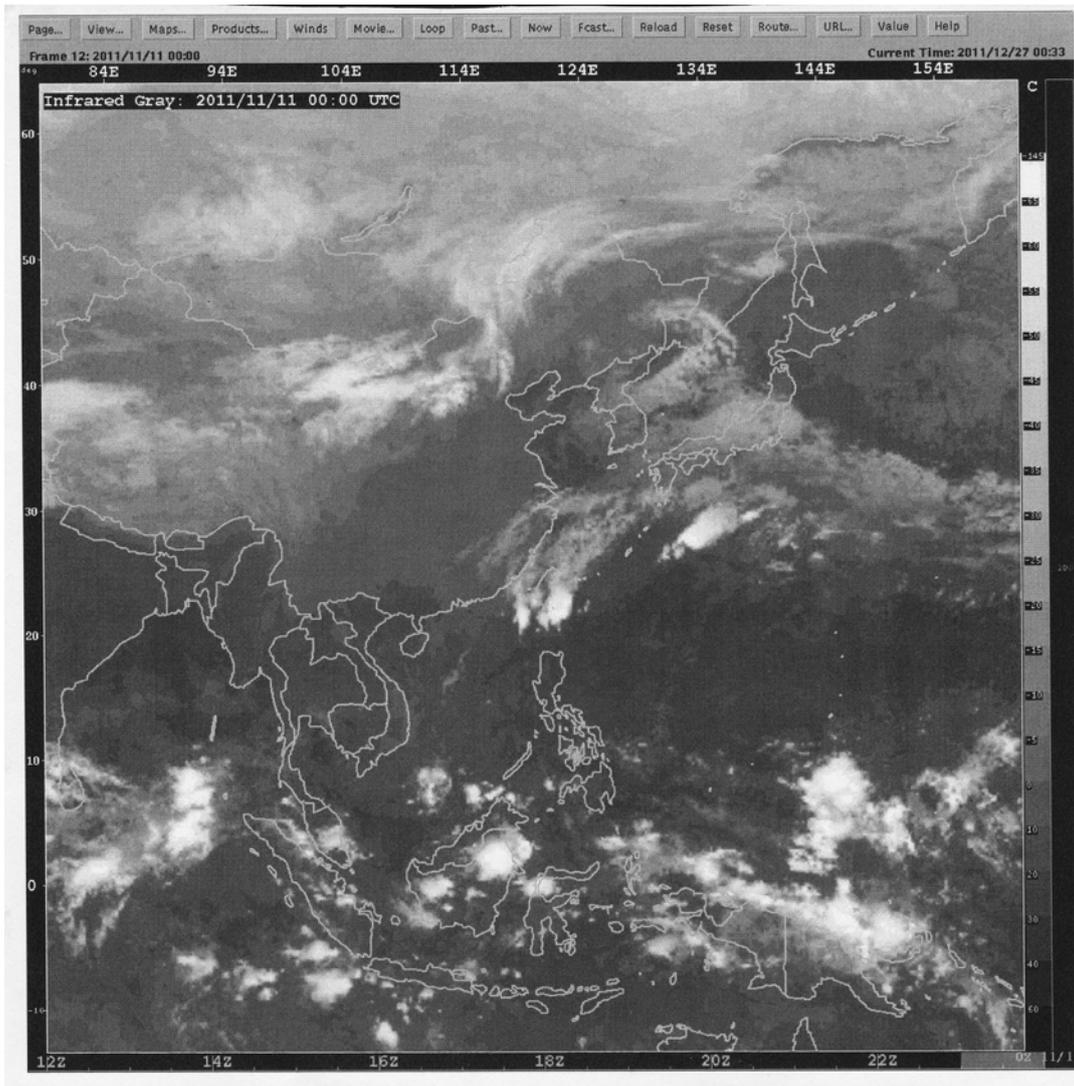
圖一：2011 年 11 月 7 日 0000 UTC 地面天氣圖



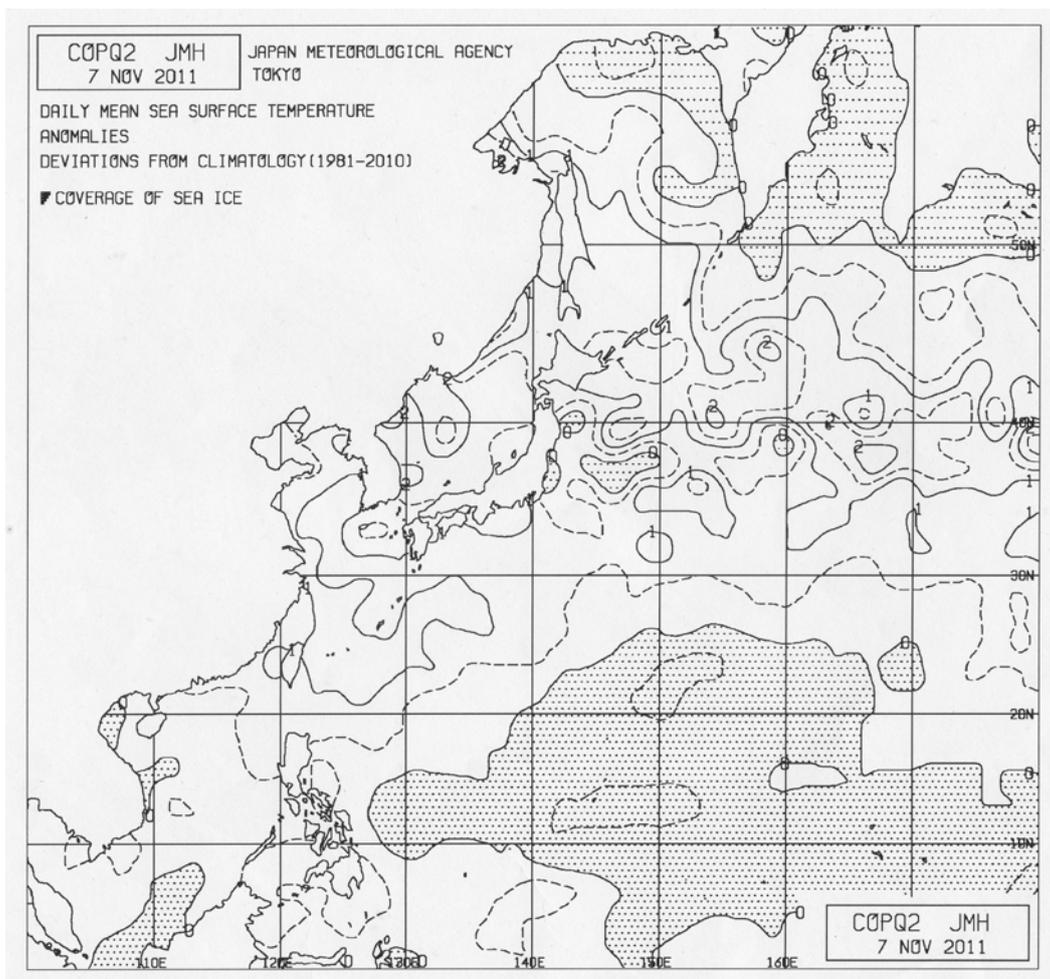
圖二：2011年11月11日 0000 UTC 地面天氣圖



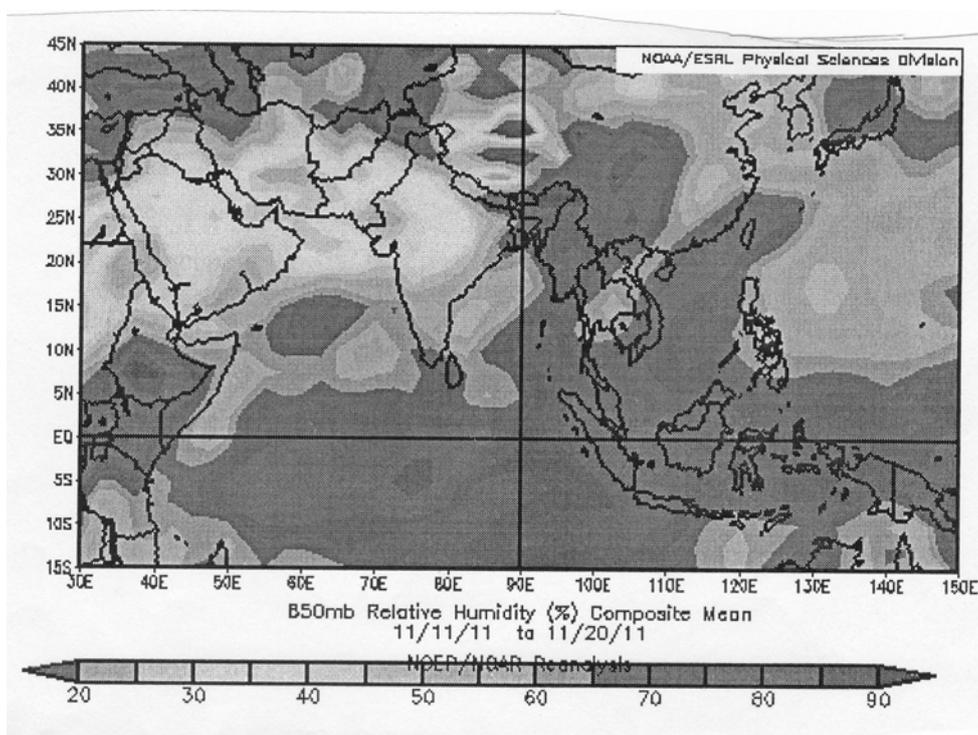
圖三：2011年11月7日 0000 UTC 衛星雲圖



圖四：2011年11月11日 0000 UTC 衛星雲圖



圖五：2011年11月7日 西太平洋海面溫度距平圖



圖六：2011年11月11~20日 850 hPa 平均相對濕度值圖

台灣北部對流風暴之氣候研究

林定宜

中央氣象局氣象預報中心

摘要

對流風暴是導致台灣地區氣象災害的主要類型，其特點是時、空尺度小，生命期短、但破壞力大，預警能力卻較低，尤其對防災層面和大眾經濟而言，影響至鉅。因此如何做好對流風暴的診斷、監測和預報是刻不容緩的重要課題。以往國內對於對流風暴之氣候特性與其物理參數較少系統性分析。重要的物理參數風暴諸如：相對風暴螺旋度(SRH)、對流可用位能(CAPE)及能量-螺旋度指數(EHI)等相關概念，均為預報員在常規作業上所常見，是豪大雨有關研究工作的良好工具，但目前為止在台灣較少研究歸納資料。有鑑於此，本人以預報中心之平日作業資料為基礎，進行對流風暴之應用研究，以期改善短期天氣預報之品質，藉以達到防災、減災之目的。

本研究是立足於綜觀大氣環境下，探討風暴相對螺旋度(SRH)、對流可用位能(CAPE)、能量-螺旋度指數(EHI)等物理參數氣候特性研究，試以揭開綜觀大氣環境下，這些物理參數應用於臺灣北部地區的氣候特性。本文將對流風暴相關概念做了整理，進行資料分類及統計，進而做若干重要模式探空之SRH初始資料校驗以及6hr、12hr預測資料校驗。研究結果發現SRH、CAPE及EHI等參數分析方法在台灣北部地區短期預報實際業務有着廣泛的應用價值，其變化特徵與天氣類型關係密切，宜善加推廣應用。

關鍵詞：風暴相對螺旋度(SRH)，對流可用位能(CAPE)，能量-螺旋度指數(EHI)，超大胞(supercell)，沿向流(streamwise)，垂直沿向流(crosswise)，風徑圖(hodograph)，盒鬚圖(box-and-whiskers plots)

一、前言

對流風暴天氣現象包括了豪大雨、雷雨、強風、龍捲、冰雹、沙塵暴等。本研究主要乃針對對流風暴之重要物理參數進行應用方面之研究，探討台灣地區不同天氣型態下這些物理參數的氣候特性。所研究之物理參數包括：風暴相對螺旋度(Storm-Relative Helicity；縮寫為SRH)、對流可用位能(CAPE)及能量-螺旋度指數(EHI)。資料來源是以氣象局預報中心平日作業資源為基礎，進行了資料蒐集、品管、分類、統計及取圖，並對主要模式探空之風暴相對螺旋度數據做初始資料及預測資料校驗。

由於台灣北部地區較少出現超大胞或是龍捲風，故研究著眼在台灣地區主要特有的劇烈、災害性天氣型態。研究之天氣型態包括了「熱帶氣旋環流風」(TC環流風)、「西南至偏南風」(SW-S風)、「非西南至偏南

風」(非SW-S風)、「鋒面通過」及「午後雷陣雨」等類型；資料月份時間以四月至八月「暖季」為主。

二、風暴發展之物理機制與參數說明

根據美國大學大氣研究聯盟(UCAR)與美國國家氣象局合作開發的互動式遠距學習系統(COMET)之教材，當風暴相對入流「垂直」環境的水平渦度向量，此種入流渦度稱為「垂直沿向流」(crosswise)，此時垂直速度與垂直渦度無正相關；而當風暴相對入流「平行」環境的水平渦度向量，此種入流渦度稱為「沿向流」(streamwise)，此時垂直速度與垂直渦度正相關。在一個相對於風暴的坐標系中，流入風暴的低空氣流之水平渦度向量方向主要是順著氣流方向的「沿向渦度」(streamwise vorticity)通過風暴上升氣流的傾斜及拉

撐作用而轉變為垂直渦度，成為旋轉上衝流。旋轉上衝流起源於水平渦管的傾斜和拉長，這個假設已被廣泛採用。因此，風暴相對螺旋度取決於沿流線方向的渦度和相對風暴氣流的強度，而這些因子又取決於低層垂直風切的強度、方向及風暴的運動。

Markowski 等(2010)在其著書中認為由於「線性動力項」貢獻到「動力垂直擾動氣壓梯度力」(dynamic vertical perturbation pressure gradient force)之效應，使對流胞風切的上風處(upshear)會產生高壓，對流胞風切下風處(downshear)會產生低壓。

至於由「非線性動力項」貢獻到「動力垂直擾動氣壓梯度力」之效應則是：對流風暴發展初期，上衝流使低壓分裂成垂直風切方向的左、右對稱各一反旋式、氣旋式之低壓渦旋，此時在中層因有氣壓最低值，故由低層至中層有擾動低壓產生直接向上的「動力垂直擾動氣壓梯度力」，與最大正的「擾動渦度」同相位，尤其當在深層垂直風切向量經過沿向渦度(streamwise vorticity)的中心軸時，上升運動和渦度擾動同相位，兩者高度相關，此時非線性項促使對流風暴的發展。而當風切向量是垂直沿向流渦度(crosswise vorticity)時，此時則不利對流風暴發展。有關「動力垂直擾動氣壓梯度力」與「非線性動力」、「線性動力」間之關係請參考式 1。

$$-\frac{\partial p'_d}{\partial z} \propto \frac{1}{2} \frac{\partial \zeta'^2}{\partial z} - 2 \frac{\partial}{\partial z} \mathbf{S} \cdot \nabla_h \mathbf{W}' \quad (1)$$

式(1)取材自 Markowski 等(2010)

$-\frac{\partial p'_d}{\partial z}$ 稱為「動力垂直擾動氣壓梯度力」作用力項，其值愈大愈有利對流風暴發展。

$\frac{1}{2} \frac{\partial \zeta'^2}{\partial z}$ 稱為「非線性動力」作用力項。

$-2 \frac{\partial}{\partial z} \mathbf{S} \cdot \nabla_h \mathbf{W}'$ 稱為「線性動力」作用力項。

本研究之中主要參數有三個：分別為「風暴相對螺旋度」、「對流可用位能」及「能量-螺旋度指數；EHI」，茲簡述如下：

1、風暴相對螺旋度

根據 Davies-Jones 等(1990) 定義風暴相對螺旋度為：

$$H(z) = - \int_{z_0}^z \left[(\mathbf{V}_h - \mathbf{C}) \cdot \mathbf{k} \times \frac{\partial \mathbf{V}_h}{\partial z} \right] dz \quad \dots\dots(2)$$

式(2)中， \mathbf{C} 是風暴移動向量， \mathbf{z} 為氣層厚度，通常取 $Z-Z_0=3\text{km}$ ， V_h 是水平速度。風暴相對螺旋度可以理解為低層大氣中(0 至 h 高度)風暴相對速度與風隨高度順轉(或逆轉)數值的乘積，當風向順轉時，風暴相對螺旋度為正，反之則為負。

2、對流可用位能

對流風暴的強度和類型與風暴環境的熱力結構有密切的關係。而對流可用位能表示在浮力作用下，單位質量氣塊從自由對流高度(LFC) (氣塊溫度超過其環境溫度，氣塊相對於環境是不穩定的高度) 上升至平衡高度(EL) (環境溫度超過氣塊的溫度，氣塊相對其周圍環境是穩定的高度) 受環境正浮力累積做的功。亦即測量自由對流層的累積浮力能垂直積分指數。從幾何意義上說，此浮力能量正比於探空分析中 T-lnp 斜溫圖上的正面積。其單位為 $\text{J} \cdot \text{kg}^{-1}$ (劉等, 2005)。對流可用位能表達式為式(3)(Rose et al., 2002)：

$$\text{CAPE} = g \int_{\text{LFC}}^{\text{EL}} \frac{\theta(z) - \bar{\theta}(z)}{\bar{\theta}(z)} dz, \quad \dots\dots\dots(3)$$

式(3)中 $\theta(z)$ 是氣塊沿溼絕熱線上升時的位溫
 $\bar{\theta}(z)$ 是環境位溫

LFC 是氣塊的舉升自由對流高度

EL 是氣塊的平衡高度

CAPE 是氣塊浮力能的垂直積分量，對強對流天氣的發生及落區有不錯的指標作用。

3、能量-螺旋度指數--EHI

Hart 和 Korotky(1991)將對流有效位能(CAPE)和螺旋度(H)組合成能量-螺旋度指數(Energy Helicity Index, EHI)，其定義為： $EHI = (\text{SRH} \cdot \text{CAPE}) / (1.6 \times 10^5)$ ，在此 SRH 為低空 0 至 2km 的風暴相對螺旋度。EHI 指數為一無因次數，反映了在強對流天氣出現時，對流有效位能與風暴相對螺旋度之間的相互平衡特徵。

三、資料收集及研究方法

資料來源係以預報中心日常作業資源為基礎，統計對象是以較強對流風暴系統為主，因此在做資料篩選之時，回波強度選擇大於等於 30dBz 時才納入統計研究對象。在研究設計方面，將天氣類型分為「西南風至偏南風型」(SW-S 風型)、「熱帶氣旋型」(此處定義為熱帶氣旋中心路徑須通過板橋探空站半徑 300km 以內)、「非 SW-S 風型」以及「回波強度大於等於 40dBz」。

此外為尋求較佳的模式，使研究更具作業上的實用性，本研究統計了 2011 年 3 至 4 月間板橋上空數種重要模式探空之 SRH 初始資料(OBJ)校驗，以及 6hr、12hr 模式預報資料校驗，以驗證模式探空之 SRH 短期預測之可用性，期望找出計算 SRH 較佳的模式。

四、結果及應用

本研究共計蒐集了 2008 年至 2010 年暖季(4 月至 8 月)197 個個案，各種統計結果以圖形呈現如下：

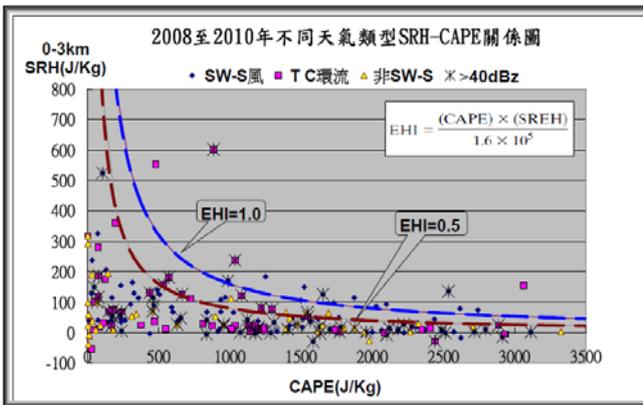


圖 1. 2008 年至 2010 年不同天氣類型 SRH-CAPE 關係圖。

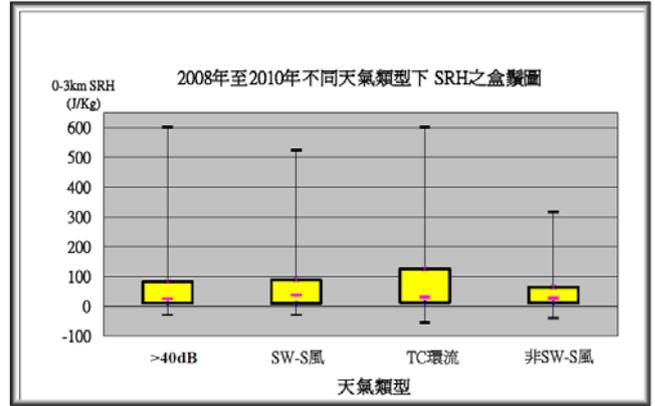


圖 2：不同天氣類型下 SRH 之盒鬚圖(統計期間：2008 年至 2010 年)。

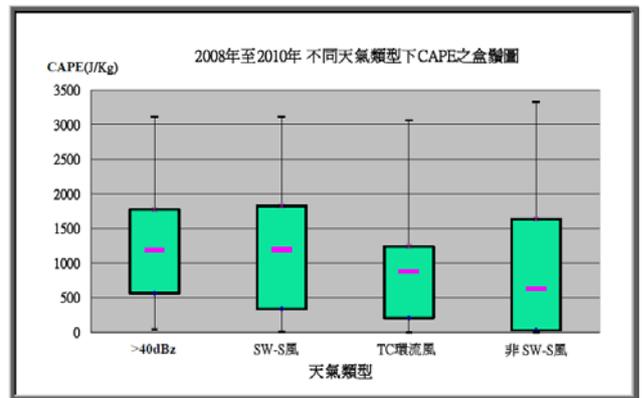


圖 3、同圖 2，但為 CAPE。

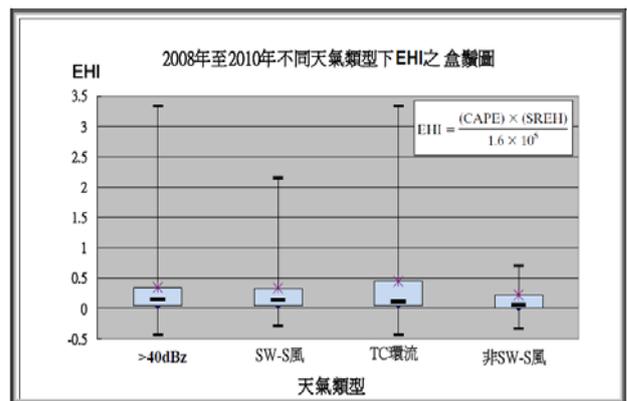


圖 4、同圖 2，但為 EHI。

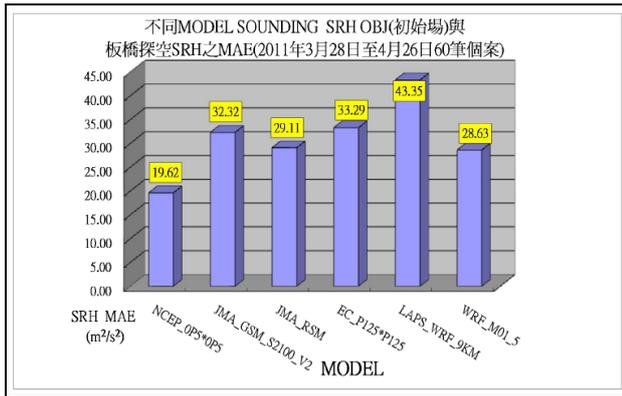


圖 5：不同模式探空 SRH 初始場與板橋探空 SRH 之 MAE(從 2011 年 3 月 28 日至 2011 年 4 月 26 日，總計 60 個案)。

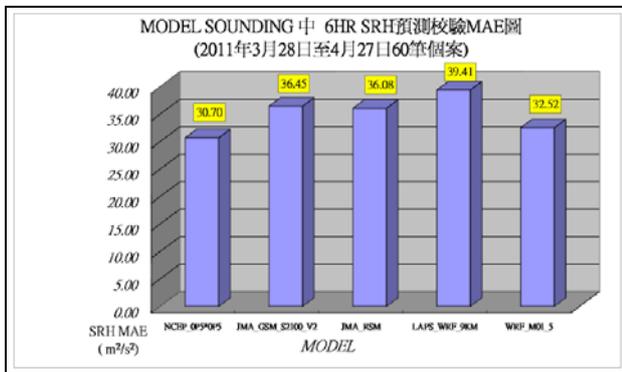


圖 6：不同模式探空 SRH 6 小時預報場與板橋探空 SRH 之 MAE(從 2011 年 3 月 28 日至 2011 年 4 月 27 日，總計 60 個案)

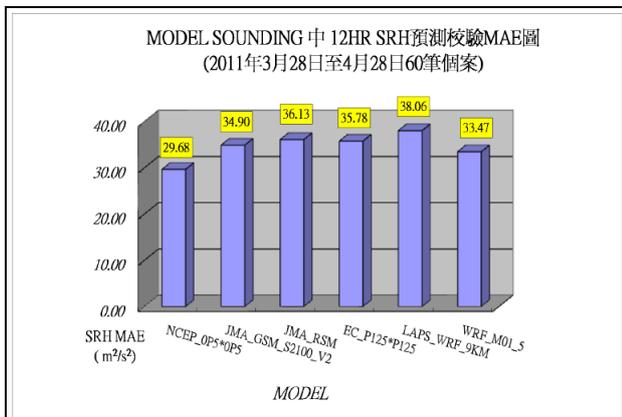


圖 7：同圖 6，但為 12 小時預報之 MAE(從 2011 年 3 月 28 日至 2011 年 4 月 28 日，總計 60 個案)。

除統計分析了 197 個降雨個案並歸納不同天氣型態之個案，也參酌國內外文獻資料以及氣象預報中心實務作業經驗，綜結而言獲致了下列主要的預報應用概念：

(一)WINS 系統中 storm motion 之 0 至 6km mean flow 求法可利用幾何重心來求得速度向量。風暴之移向與移速簡化求法是以「0 至 6km 的 mean flow」 $\times 0.75 =$ 風暴移速；「0 至 6km 的 mean flow」順轉 30 度角 = 「storm 移向方位角」。水平渦度向量與不同高度層的垂直風切向量形成正交。至於對流風暴 SRH 在 WINS 中詳細求法步驟如下：

- 1、找出 storm-relative wind vectors 0km 至 3km 掃描面積之幾何「重心」當作 0km 至 6km 之平均風(mean wind) 向量。
- 2、計算 SRH 值時，以 1976 年 Maddox 30R75 法採取 0km 至 6km 平均風的 75% 作為風暴之移速，移向為 0 至 6km 平均風速往右順轉 30°，即可定出風暴中心的位置向量(在 WINS 風徑圖中，風暴中心顯示符號為「*」)，由「風徑圖原點」指向風暴中心「*」處，即為風暴移動之速度向量。
- 3、以 * 為基準，由 WINS 風徑圖中相互平行的虛線(虛線乃平行於 0km 至 3km 熱力風之方向)內插即可得風暴的 SRH 值。

(二)SRH 在數值計算上等於風徑圖上 0 至 3km 氣層中風暴相對風向量所包圍面積的兩倍。當風向順時針轉時，面積為正，當風向逆時針轉時，面積為負。

(三)依照本研究的結果，不同天氣類型之 SRH-CAPE 關係圖分佈型態狀似直角雙曲線 $y=1/x$ 在第一象限的曲線圖形，可以發現台灣北部地區許多對流風暴出現在「中等 SRH 值與中等 CAPE 值」環境下，也可以出現在「高的 SRH 值與低的 CAPE 值」或是「低的 SRH 值高的 CAPE 值」之環境下發生。此結果與 Davies 和 Johns (1993) 等人研究了 JDL dataset 242 個春季強而猛烈的龍捲風與熱帶氣旋，以及 Brooks 等人於 1994 的研究結果類似。

(四)EHI 指數反映了在強對流天氣出現時，對流有效位能(CAPE)與風暴相對螺旋度(SRH)之間的相互平衡特徵。而 EHI 數值越大，強對流天氣的潛在程度越大。

本研究由 EHI(能量-螺旋度指數)圖形得知，在統計的 197 個強降水回波個案中，有 15 個個案 EHI 值>1，其中 SW-S 風型佔 11 例，TC 環流風型佔 4 例。因此，根據本研究結果顯示，當台灣北部地區 EHI 大於 1 時，此種環境已有利於對流風暴發展(圖 1)。此結果與章(2011)之觀點類似。

(五)由研究結果統計出四種類型天氣的 SRH、CAPE 及 EHI 的盒鬚圖。在 SRH 方面：「SW-S 風」之中數值為最高，「TC 環流風」在前 75%值比其他類型都要高(圖 2)。在 CAPE 方面，「SW-S 風」之中數值最高，前 75%值亦最高(圖 3)。在 EHI 方面，「SW-S 風」與「>40dBz 型」之中數值均屬較高，但差異不大；「TC 環流風」的前 75%值比「>40dBz 型」、「SW-S 風」、「非 SW-S 風型」都要高(圖 4)。

(六)關於模式的 SRH 初始場，經 60 個 2011 年春季個案之校驗，結果以 NCEP_0P5*0P5 模式之 MAE 為最小，表現最穩定，其次為 WRF_M01_5 模式(圖 5)。而模式 SRH 預報場經 60 個 2011 年春季個案，以 NCEP_0P5*0P5 模式預報在 6HR 及 12HR 之 MAE 均為最小，模式表現較佳，其次為 WRF_M01_5 模式(圖 6 及圖 7)。

(八)WINS 中之風徑圖中有 0 至 6km 的駛流，即平均風(AVG WIND)資訊。在 S-SW 風型的例子中可發現，台灣常位於 S-SW 風對流胞風切下風處(downshear)，易產生低壓環境(起因於式 1 的線性動力項特性)；又 S-SW 風平行於水平渦度的分量較大，使沿向渦度較大，此時垂直氣壓擾動與渦度擾動有高度正相關(起因於式 1 的非線性項特性)。風暴內流的強度是強大旋轉上衝流發展的關鍵因素。當風暴相對內流平行於環境水平渦度向量，或垂直於環境的風切向量時，即具有旋轉上衝流之特性。由統計研究顯示，在台灣北部暖季時「S-SW 風」大致符合了平行水平渦度向量且垂直於環境風切向量的特性，其暖平流對應正 SRH，因此其 SRH 值定性及定量上均較高，其 CAPE 值亦較高。因此若 S-SW 風強，旋轉上衝流亦強，順轉風切所圍成的面積亦較大，0 至 3km SRH 的能量就會較高。另由個案研究得知，鋒面通過前低層之 S-SW 風常較強，而台灣北部海面的風場配置一般是近地面吹 E-SE 風，850hPa

吹 W-NW 風，因此低層水平渦度向量按照右手定則，會指向 S-SW，沿向渦度較大，因此鋒面過境前，SRH 能量逐漸增加達到最大，在 SRH 最大值發生數小時內，便會出現較強降雨。而在鋒面通過後，台灣北部風向轉為北至東北風，SRH 值通常便會迅速下降。

(九)由個案研究得知，在水氣條件豐沛及低的 CIN 值及沉降作用之情況下，午後雷陣雨型與高的 CAPE 值關聯性大，而此時 SRH 量值可以很小，甚至可以為負值。

(十)經由統計與個案研究發現，台灣北部地區之對流風暴包括「TC 環流風型」及「SW-S 風型」風徑圖定性上以順轉型居多；至於「非 SW-S 風型」及「午後雷陣雨型」則不一定是順轉型。

五、結論

研究結果發現 SRH、CAPE 及 EHI 等參數分析及預報在台灣北部地區在實際業務短期預報方面有着不錯的應用價值，其中結合性參數 EHI 要較單一參數 SRH、CAPE 更具指標意義，其變化特徵與天氣類型間關係密切，宜善加推廣應用。茲將本研究獲得的重要指引及結論歸納如下：

(一) 依據研究資料將 SRH 之物理機制整理如圖 8



圖 8：SRH 的物理機程序圖

(二)「S-SW 風」的 SRH、CAPE 及 EHI 值定性及定量上均較高。

(三)SRH-CAPE 關係圖呈直角雙曲線 $y=1/x$ 在第一象限的曲線圖形。北部地區對流風暴可出現在「中等 SRH 值與中等 CAPE 值」環境，也可以出現在「高的 SRH 值與低的 CAPE 值」或「低的 SRH 值高的 CAPE 值」之環境。當台灣北部 EHI 大於 1 時，則有利於對流風暴發展。

(四)模式的 SRH 初始場，以 NCEP_0P5*0P5 模式之平均絕對誤差(Mean Absolute Error; MAE)為最小。而模式 SRH 預報場亦以 NCEP_0P5*0P5 模式預報在 6HR 及 12HR 之 MAE 為最小，模式表現較佳，其次為 WRF_M01_5 模式。

(五)由個案研究得知，鋒面通過前低層 S-SW 風較強，SRH 能量會逐漸增加達到最大，在 SRH 最大值發生後數小時內，便會出現較強降雨。在鋒面通過後，風向轉為 N-NE 風，SRH 值隨即迅速下降。

(六)台灣北部地區之對流風暴包括「TC 環流風型」及「SW-S 風型」風徑圖定性上以順轉型居多；而「非 SW-S 風型」及「午後雷陣雨型」則不一定是順轉型。

(七)由個案研究得知，在水氣條件豐沛及低的 CIN 值及沉降作用之情況下，午後雷陣雨型與高的 CAPE 值

關聯性大，而此時 SRH 量值可以很小，甚至可以為負值。

(八)有關天氣型態與 SRH、CAPE 及 EHI 之間定性關係請見表 1。

表 1：天氣型態與 SRH、CAPE 及 EHI 之定性關係

參數 特性或趨勢 型態	SRH	CAPE	EHI
鋒面過境前	上升	上升	上升
鋒面過境後	下降	下降	下降
SW-S 風型	大	大	大
TC 環流風型	最大	大	大
非 SW-S 風型	不定	不定	不定
午後雷陣雨型	小	大	中或大

六、參考文獻

- 章國材,2011 年 11 月: *強對流天氣分析與預報*,氣象出版社,北京,63-64
- 劉健文、郭虎、李耀東、劉還珠、吳寶俊,2005 年 6 月: *天氣分析預報物理量計算基礎*,氣象出版社,北京,130-132
- Brooks, H. E., C. A. Doswell III, and J. Cooper, 1994a: On the environments of tornadic and nontornadic mesocyclones. *Wea. Forecasting*, Vol. 9, No. 4. (1 December 1994), 614.
- Cooperative Program for Operational Meteorology, Education and Training (COMET)
- Davies J M, Johns R H. 1993. Some wind and instability parameters associated with strong and violent tornadoes. Part I; Wind shear and helicity. The Tornado: Its Structure, Dynamics, Prediction, and Hazards. Geophys. Monogr. No. 79 *Amer. Geophys. Union*, 573-582.
- Davies-Jones, R. P., D. Burgess, and M. Foster, 1990: Test of helicity as a tornado forecast parameter. Preprints, 16th Conf. on Severe Local Storms, Kananaskis Park, AB, Canada, *Amer. Meteor. Soc.*, 588 - 592.
- Hart J A, Korotky. 1992. The SHARP Workstation. A Skew T-hodograph analysis and research program. NOAA/NWS Forecast Office, Charleston, WV, 30pp.
- Maddox R A. 1976. An evaluation of tornado proximity wind and stability data. *Mon. Wea. Rev.* 104, 133-142.
- Paul Markowski and Yvette Richardson, 2010 : Mesoscale Meteorology in Midlatitudes , 201-244.
- Rose, S. F., P. V. Hobbs, J. D. Locatelli, and M. T. Stoelinga, 2002: Use of a mesoscale model to forecast severe weather associated with a cold front aloft. *Wea. Forecasting*, 17, 768.

應用天氣衍生器評估台灣氣候變遷情境下之日 資料極端特性

謝佳穎¹ 陳韻如¹ 劉俊志¹ 陳永明¹ 朱容練¹ 黃柏誠¹
國家災害防救科技中心¹

摘 要

天氣衍生器(Weather Generator)是一種時間降尺度的工具，可以用於衍生相似統計特性的日資料時間序列。天氣衍生器提供每日天氣時間序列，由使用端指定衍生區域、時間長度、排放情景而衍生之長期天氣資料。LARS-WG為本研究所使用之天氣衍生器，可用於測站上對於當前抑或未來氣象資料的模擬。

本報告挑選觀測資料測站，包含台北、台東、台南、恆春、台中、花蓮等具百年資料之測站資料，以及五大流域曾文溪、濁水溪、花蓮溪、高屏溪、淡水河網格點資料做為分析依據，衍生月最低溫、月最高溫、月降雨極值、乾濕序列等資料。資料衍生是否能重現基期統計特性，關乎其演算方式與理論，更是證明天氣衍生器之適用與否，本研究以衍生台南地區A2情境之所有GCM模式為例，衍生未來氣候變遷情境之氣候時間序列資料，以推估台灣地區面臨極端氣候衝擊的天氣統計特性。

關鍵字：天氣衍生器、LARS-WG、基期、百年測站、五大流域、極端氣候

一、前言

為解決日資料應用與時間降尺度需求而發展的天氣衍生器(Richardson, 1981)，可提供逐日天氣時間序列資料，對於區域、時間長度、排放情境衍生天氣資料有近似的統計代表性，本研究利用台灣六處百年測站資料與全球大氣環流模式之統計降尺度資料做為天氣衍生器之基期校驗資料，用以研究氣候變遷下之未來日資料時間序列統計特性。

LARS-WG天氣衍生器是英國洛桑實驗室為研究水文模型與作物模型所開發的隨機天氣衍生器(Racsko, 1991)，已被證明適用未來氣候變遷研究(Semenov & Barrow, 1997)，與其他天氣衍生器不同處在於LARS-WG利用半經驗分布預測降雨，對於極端亦或少見氣候模擬能力優於其他利用馬可夫鍊的天氣衍生器(Mavromatis, 2001)，LARS-WG可利用某地區之歷史氣象與地形資料之統計特徵衍生該地未來年之最高溫、最低溫、降雨、太陽輻射等日資料時間序列。

二、使用資料與方法

2.1 資料來源

本研究之六大百年測站(包含台北、台東、台南、恆春、台中、花蓮)日氣象資料來源自中央氣象局，以及TCCIP提供全台灣統計降尺度5公里解析度之75個網格點與其高程，如圖一，分布同25公里統計降尺度之挑選網格點資料做為五大流域(包含曾文溪、濁水溪、花蓮溪、高屏溪、淡水河)1980年至1999年之日資料校驗，利用基期長短不同做為時間序列之基期衍生驗證，各測站與網格資料如表一。

校驗資料中皆包含年、月、日、高程、日溫度最大值、日溫度最小值、日降雨量，輸入資料比對以基期衍生之同統計特性之序列資料檢核。

2.2 LARS-WG天氣衍生器衍生過程

LARS-WG天氣衍生器利用累積概率分佈函數(probability distribution function, PDF)定義半經驗分布模型(semi-empirical distribution, SED)模擬降雨與乾濕序列，氣溫模擬配適依據高斯曲線，其公式為：

$$E_{MP} = \{a_0, a_1 \cdot h_1, i = 1, \dots, 23\}$$

i 為間隔數， h_i 表示觀測事件的第 i 個時間間隔，選擇間隔為 $[a_i - 1, a_i)$ ，依不同天氣數據決定，其中 $a_i - 1 < a_i$ ，且降雨量與乾濕序列間隔 $[a_i - 1, a_i)$ 隨 i 增加而增大(Semenov & Stratonovitch, 2010)。

LARS-WG在溫度運算與降雨量相互獨立，日最高溫度與最低溫度是以乾/濕序列下的日溫度平均與標準偏差隨機產生，季節週期依高斯分布；月平均和標準偏差以傅立葉級數殘差擬合，並利用傅立葉級數校正各月最高溫與最低溫的觀測值。(Racsko, 1991; Semenov & Barrow, 1998)

2.3 LARS-WG數據處理

利用LARS-WG天氣衍生器衍生資料，第一，首先建立*.dat資料檔，內容依序年、月、日、最高溫、最低溫、降雨排列，第二，建立*.st說明文件，其中包含測站位置與高程，其三，建立GCM情境檔，本研究擬以A2情境下，台南地區之GCM情境衍生資料作呈現。

三、基期衍生校驗

3.1 百年測站校驗

利用中央氣象局實測資料，包含台北(1897年至2011年)、台東(1901年至2011年)、台南(1897年至2011年)、恆春(1900年至2011年)、台中(1897年至2011年)、花蓮(1911年至2011年)等六處百年測站資料與五大流域(曾文溪、濁水溪、花蓮溪、高屏溪、淡水河之基期皆為20年)網格資料為主，各流域點位基本資料如表一，包含年、月、日、高程、日最大值、日最小值、日降雨量等，使用LARS-WG天氣衍生器衍生基期資料，資料運算之矩陣排列以六月資料為例，如圖二，二維資料以基期長度20年乘上30日之日資料由大至小作排序，衍生100倍資料形成矩陣第三維，取三維矩陣中之最大值資料作衍生與觀測資料比對，如圖四，而為觀察衍生次數與觀測值統計特性，日資料衍生長度分別以10倍、100倍、1000倍做為衍生結果統計測試，將數據排序後取歷年最大與最小溫度雨量值(排除零值)做排序，輸入資料比對以基期衍生之相同統計特性序列資料檢核，如圖三，左排三張小圖為衍生10倍、100倍、1000倍日資料之月低溫極值，紅線、黑線、藍線分別為百年單月最低溫之觀測序列中的最大值、中間值與單月最低溫之觀測序列中的最小值，盒鬚圖為WG衍生10倍、100倍、1000倍之各月高溫最大值坐落區間，中間三張小圖為衍

生10倍、100倍、1000倍日資料之月高溫極值，紅線與黑線分別為百年單月最高溫之觀測序列中的最大值與單月最低溫之觀測序列中的最小值，盒鬚圖為基期衍生10倍、100倍、1000倍之各月高溫最大值坐落區間，右排三張小圖為衍生10倍、100倍、1000倍日資料之月降雨極值，紅線分為歷年各月降雨極值，盒鬚圖為WG衍生10倍、100倍、1000倍之各月降雨極值坐落區間，可以證明衍生10次以上，其統計結果並無明顯差別，但衍生資料所佔之記憶體確是以倍數增長，故在執行資料衍生時需注意資料量問題。

圖四為六處百年測站資料基期衍生，包含年、月、日、高程、日最大值、日最小值、日降雨量等，圖中折線與盒鬚圖定義同圖三，以左排之月低溫極值而言，台北站衍生資料除了七月溫度稍為偏低，九月溫度稍為偏高外，衍生資料幾乎配適於兩條實測折線之內，且低溫基期中位數與衍生資料中位數幾近擬合，故月最低溫部份，在六處測站皆有良好的重現性。

以中間六小圖之月最高溫極值而言，各測站衍生資料除了花蓮10月溫度稍為偏低外，衍生資料幾乎配適於兩條實測折線之內，且降雨基期中位數與衍生資料中位數幾近擬合，故月最高溫部份，在六處測站皆有良好的重現性。

以右排之月降雨極值部份而言，紅色折線為單月最高降雨量之觀測序列中的最大值，盒鬚圖為WG衍生之各月降雨最大值坐落區間，由圖可見台東站衍生資料除了豐水期稍為偏低外，衍生資料之盒鬚極值幾乎擬合於折線，且降雨基期中位數與衍生資料中位數幾近擬合，故降雨部份，六處測站亦有不錯的重現結果。

3.2 統計降尺度20年網格測站校驗

除了使用百年測站資料進行基期衍生外，本研究亦使用統計降尺度後之20年網格資料，使用時間為1980年至1999年，以此20年基期衍生資料比對上述百年測站資料之差異，檢視在不同時間尺度的條件變因下，資料衍生之差異。

網格挑選延續統計降尺度研究中所使用之五大流域臨近格點，20年基期衍生資料與統計降尺度網格資料比較如圖五，在月低溫極值、月高溫極值、月降雨極值之折線與盒鬚圖之定義與圖四之百年測站資料相同，月高溫與月低溫極值中，淡水河於枯水期時衍

生溫度偏低；月降雨極值中，花蓮溪十月降雨極值差異稍大之外，不論是月高溫、月低溫、月降雨基期中位數與衍生資料中位數皆幾近擬合，其餘基期衍生資料皆有良好重現性，故可知在時序資料夠長的前題下，長時間基期衍生資料，其二十年與百年資料重現性並無顯著不同，即可說明在資料長度的足夠下，資料衍生分布不會因資料長短而有明顯偏誤。

由上述基期檢測顯示LARS-WG對於台灣各地天氣特徵統計模擬良好，而標準偏差較大的月份易受極端值影響而使降雨明顯偏多，但LARS-WG對於乾旱情況與溫度時間序列之概率模擬極佳。資料衍生是否能重現基期統計特性與極值部份，關乎其演算方式與理論，故解釋或應用衍生資料上，更需謹慎驗證天氣衍生器於當地之適用與否。

四、結果與討論

為求全球氣候變遷下之全台未來氣候變遷情形，本研究以全台網格模擬後，以台南市(五公里網格點424日資料)為例，輸入GCM之A2情境下19個模式資料加上最劣情境模式(豐枯水期正負一倍標準差)之月降雨改變率作為如圖六，以LARS-WG產製全台未來天氣長期逐時序列後，得到與基期近似統計特性之時間序列如圖中桃紅色之基期衍生線，衍生資料產製以盒鬚圖呈現，上排三圖為A2情境之近未來2020-2039年日資料衍生，下排三圖為A2情境之遠未來2080-2099年日資料衍生，遠未來較劣情境之衍生連續乾溼日數與日降雨量ECDF(Empirical Cumulative Distribution)圖，日低溫圖中，近未來低溫約上升近1度，遠未來低溫約上升約3度；而日高溫圖中，近未來高溫約上升幅度較不明顯，但遠未來高溫明顯上升約3至4度，而雨量極大值部份在近未來比歷史之降雨改變比值可能增幅30%，遠未來呈現倍數增長趨勢，由於經驗分布90%之基期值與未來值中位數幾近擬合，唯大於90%盒鬚圖值明顯增加，可以推測未來降雨日縮短，雨量確有倍增趨勢。

五、小結

本研究利用LARS-WG天氣衍生器，依據六地百年測站與五大流域網格點之氣象資料

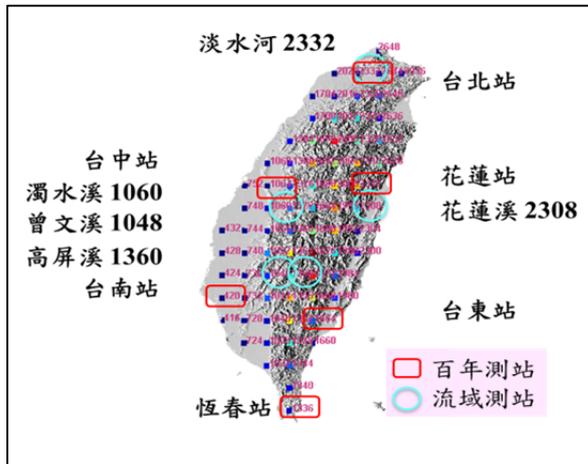
等不同時間尺度衍生資料進行校驗，結果證明LARS-WG天氣衍生器對於台灣地區氣候資料衍生有良好的配適性，並以台南為例，衍生未來氣候中，GCM模式資料所衍生未來天氣時間序列，並可一窺氣候變遷下之未來天氣統計特性，對於生態、農糧、水資源、調適策略制定具參考價值，衍生之資料期助社會經濟層面的統計分析供各方參酌。

六、參考文獻

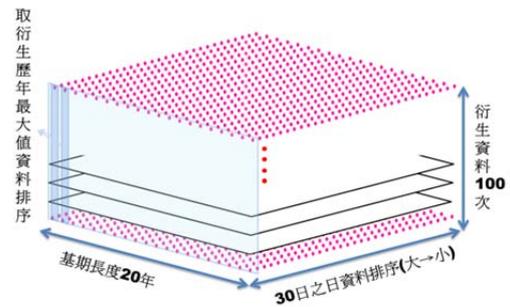
- [1] Mavromatis T, Hansen JW (2001): Interannual variability characteristics and simulated crop response of four stochastic weather generators. *Agric For Meteorol* 109:283–296.
- [2] Racsko P., Szeidl L. & Semenov M. (1991): A serial approach to local stochastic weather models. *Ecological Modelling* 57, 27-41.
- [3] Richardson C.W. (1981) : Stochastic Simulation of Daily Precipitation, Temperature, and Solar Radiation. *Water Resources Research*, 17,182-190.
- [4] Semenov M.A. & Barrow E.M. (1997): Use of a stochastic weather generator in the development of climate change scenarios. *Climatic Change* 35, 397-414.
- [5] Semenov M.A., Brooks R.J., Barrow E.M. & Richardson C.W (1998): Comparison of the WGEN and LARS-WG stochastic weather generators in diverse climates. *Climate Research* 10, 95-107.
- [6] Semenov, M. A. and P. Stratonovitch (2010): Use of multi-model ensembles from global climate models for assessment of climate change impacts. *Climate research (Open Access for articles 4 years old and older)* 41(1): 1.

表一、各測站基本資料

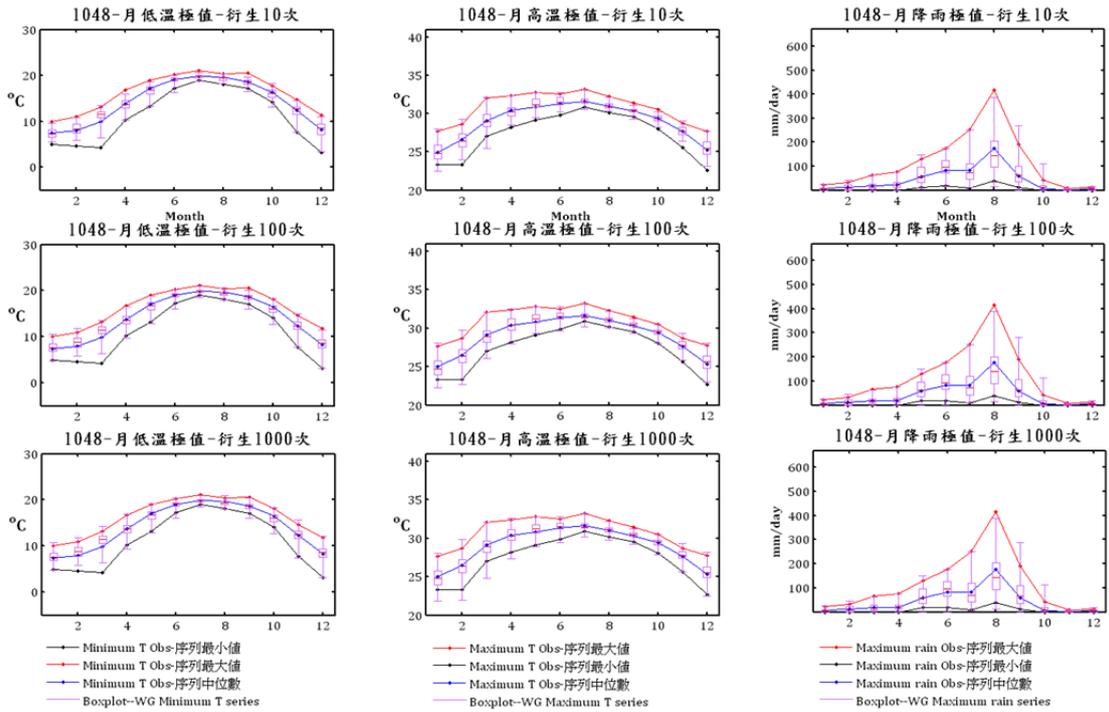
測站	經度	緯度	高程(m)	平均最低溫(°C)	平均最高溫(°C)	最高降雨量(mm/day)
花蓮	121.605	23.9769	16	20.21	26.88	465.8
台南	120.2047	22.9933	40.8	19.97	29.02	523.5
台北	121.5067	25.0397	5.3	19.16	26.44	425.2
台東	121.1467	22.7542	9	20.81	27.84	484
恆春	120.7381	22.0056	22.1	21.97	28.56	484.8
台中	120.6758	24.1475	84.04	18.97	28	660.2
曾文溪1048	120.65	23.25	528	17.01	25.72	416.7
濁水溪1060	120.65	23.85	248.03	17.28	26.73	197.02
高屏溪1360	120.85	23.25	1315	13.44	22.15	484.26
花蓮溪2308	121.45	23.85	1144.66	13.4	20.4	731.46
淡水河2332	121.45	25.05	0	20.47	26.55	104.61
台南424	120.25	23.25	0	20	28.47	193.86



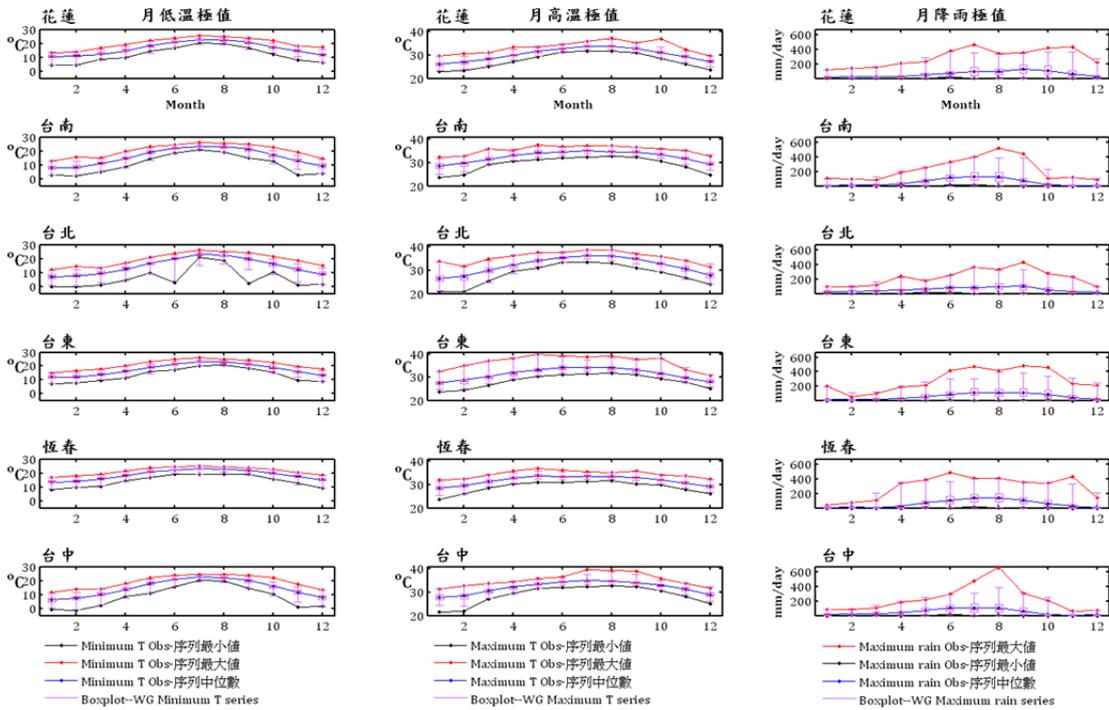
圖一、各測站之高程與網格點編號概況



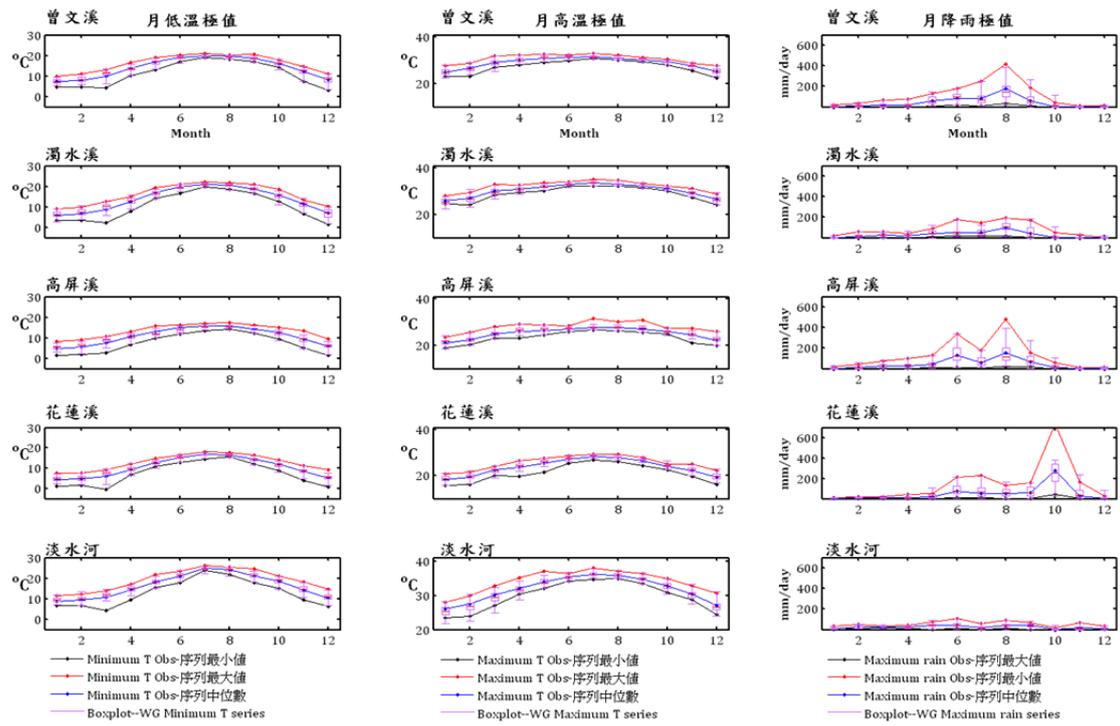
圖二、矩陣資料運算



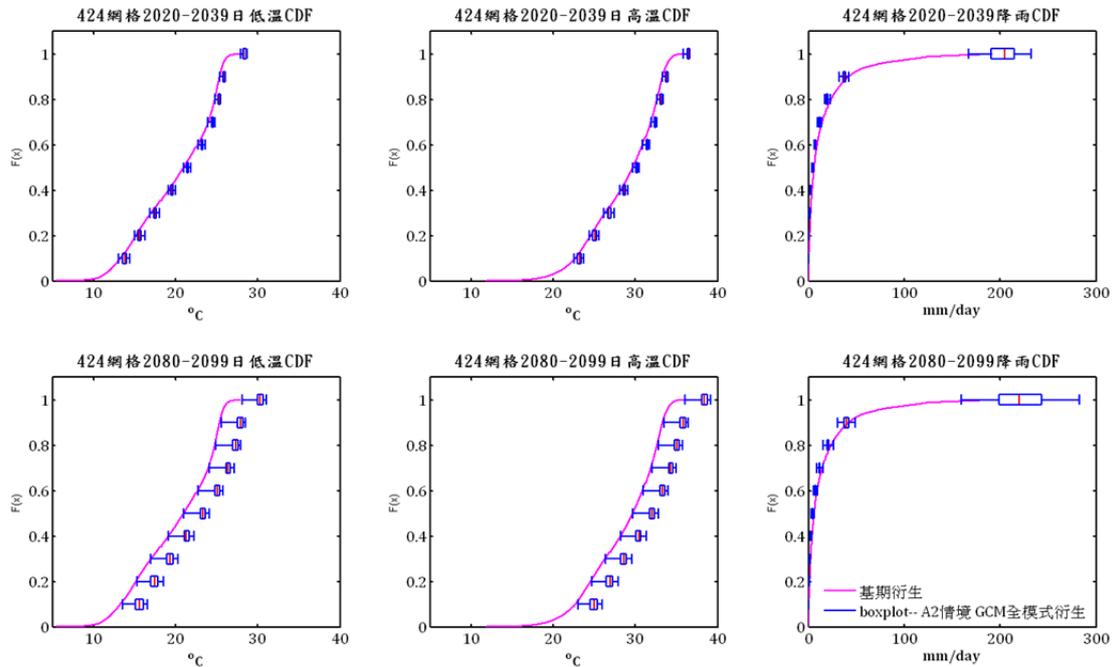
圖三、網格1048衍生次數測試



圖四、百年測站基期衍生與觀測資料比對



圖五、五大流域網格20年資料與基期衍生比對



圖六、424網格於A2情境之所有GCM在近遠未來各模式資料衍生CDF圖

全球暖化對颱風活動之影響 :西北太平洋與北大西洋之比較

蕭立朋¹

余嘉裕²

中國文化大學地學研究所大氣科學組¹

中國文化大學大氣科學系²

摘要

本研究擬利用氣候模式輸出資料，探討全球暖化後對於颱風活動是否會造成什麼影響。我們使用氣候模式上常用來估計熱帶氣旋生成頻率的物理量，Genesis Potential Index (颱風潛在生成指數，簡稱GPI)來探討西北太平洋和北大西洋這兩個海域，在地球暖化的環境下，其颱風活動頻率、路徑和強度是否有顯著變化？並探討引起這些變化之氣候因素。颱風資料方面，我們使用美國國家海洋和大氣管理局(National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA)所提供的IBTrACS；大氣資料方面，我們使用兩個最新的大氣再分析資料，包含歐洲中尺度天氣預報中心(European Centre for Medium-Range Weather Forecasts, ECMWF)的ERA-interim，以及美國國家氣象局國家環境預測中心(National Centers for Environmental Prediction)的CFSR做為現在氣候的背景。暖化情境方面，我們使用政府際氣候變遷委員會(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)於2007年第四次評估報告(AR4)所提供的21世紀氣候模式預測資料，以探討全球暖化對於颱風活動的影響。

我們首先由IBTrACS的颱風個數統計中了解到，在1979年至2009年間，西北太平洋與北大西洋兩者颱風個數並無明顯增加或減少趨勢。但藉由CFSR資料來討論現在氣候，發現西北太平洋GPI值在1979年到2009年間，呈現一個增加的趨勢，但北大西洋GPI值在同時期卻呈現持平的情形。此外，我們也發現西北太平洋GPI值年際震盪幅度明顯大於北大西洋，顯見影響西北太平洋颱風活動氣候因素較為複雜。在未來氣候情境中，IPCC AR4所提供的25個模式資料中，只有17個模式有完整的大氣和海洋資料可計算GPI值，因此本研究僅使用17個模式來討論。我們首先利用17個IPCC AR4模式做系集平均，然後以該平均氣候計算GPI值。根據系集平均氣候模式估計，在未來氣候狀態下，西北太平洋颱風活動程度呈現顯著增加的趨勢；反之，北大西洋颱風活動程度卻呈現微幅減弱的情形。本研究也將針對造成上述差異之背後物理因素進行詳細探討。

關鍵字：颱風潛在生成指數，全球暖化

一、前言

在臺灣近年來，由於極端天氣現象發生的頻率增加，引起學界好奇是否與近期全球暖化所造成之氣候變遷有關；台灣位於熱帶氣旋十分活躍的西北太平洋，颱風伴隨而來的強風豪雨對台灣社會造成相當程度的損失，因此我們希望對颱風有更深的了解。目前颱風的研究多著重在個別颱風的路徑及地形的交互作用上，但就防災準備而言，颱風氣候的研究有機會更早提供預警及準備，因此增進對颱風氣候的了解是非常重要的。然而熱帶氣旋在熱帶海洋上形成，空間尺度達數百公里，為天氣時間尺度的現象，其尺度難以於氣候模式中解析，加上其活動和發展大都處於洋面上。直到1960年代氣象衛星加入觀測後，才能獲得較完整的颱風活動資訊。然而就氣候研究而言，模式是重要的實驗工具，雖然

難以掌握颱風這類颱風尺度較小的天氣系統，但仍然可以利用環境場間接推估颱風活動，也因此了解颱風活動與環境場的關係是研究颱風氣候的重要議題。

研究颱風氣候需要決定如何描述其活動，最常使用「生成數」(Number of Tropical Cyclone, 簡稱NTC)，其優點為單純且明確，而對於颱風盛行路徑來說，颱風生成數即代表颱風活動，並藉由分析強弱個數或比例即可獲得發展上的變化；「累積氣旋能量」(Accumulated Cyclone Energy, 簡稱ACE)是由Bell et al.(2000)開始使用的熱帶氣旋活動指數，其概念是累積每個熱帶氣旋最大風速的平方為動能總和(單位： 10^4knots^2)，但ACE指數為了計算上的方便，而忽略了颱風內部的結構，容易高估強颱風的貢獻；近期Yu et al. (2009)以modified Rankine vortex 為基礎，加上觀測資料回歸計算出較為精確的熱帶氣旋近地面動能，藉以表現颱風活

動的情形，該修正版熱帶氣旋活動指數稱為Revised Accumulated Cyclone Energy(簡稱RACE)指數。本研究利用上述量度颱風活動指數，來探討全球暖化對西北太平洋和北大西洋這兩個海域之影響，以及造成此影響之可能氣候因素。

二、研究資料與方法

本研究採用美國國家海洋和大氣管理局(National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA)所提供的IBTrACS颱風最佳路徑資料；我們採用IBTrACS的V3R3版本，其資料起始於1848年至2010年包含了全球的熱帶氣旋共6688筆的生命時間、位置、以及最大風速，時間解析度為每6小時；為了討論颱風與大氣條件之間的關係，本研究在大氣資料方面，我們使用兩個最新的大氣再分析資料，包含歐洲中尺度天氣預報中心(European Centre for Medium-Range Weather Forecasts, 簡稱ECMWF)的ERA-interim，以及美國國家氣象局國家環境預測中心(National Centers for Environmental Prediction)的CFSR做為現在氣候的背景；ERA-interim資料時間尺度從1979年至2011年，解析度為 $0.75^{\circ} \times 0.75^{\circ}$ ，而CFSR的資料時間是從1979年至2009年，解析度為 $2.5^{\circ} \times 2.5^{\circ}$ 。為了配合研究時間範圍，本研究將IBTrACS、ERA-interim以CFSR在時間尺度方面都從1979年至2009年；為了配合研究時間範圍，本研究將僅分析1979年至2009年間之IBTrACS、ERA-interim以及CFSR資料；另一方面為求解析度一致，皆統一內差為 $2.5^{\circ} \times 2.5^{\circ}$ 經緯度分析。

暖化情境方面，我們使用政府際氣候變遷委員會(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)於2007年第四次評估報告(AR4)所提供的21世紀氣候模式預測資料，以探討全球暖化對於颱風活動的影響；AR4總共有25個模式資料，但經過我們測試，排除欠缺資料的模式之後，可使用的僅剩下17個模式；時間方面，我們擷取1980年至2099年做為未來氣候，解析度也內插為 $2.5^{\circ} \times 2.5^{\circ}$ 。

我們利用颱風生成數(NTC)用來統計颱風活動的程度，但由於單純用颱風個數無法描述颱風持續的時間及能量，不太適合當作量度颱風活動的唯一指標，我們也將利用ACE和RACE作為輔助指標。熱帶氣旋活動(ACE)指數和修正版熱帶氣旋活動(RACE)指數之計算方法簡述如下：

ACE的計算是以每六小時一筆的颱風資料，累計整個海域最大風速的平方代表動能指數，單位是 10^4knots^2 。相較生成數ACE考慮了熱帶氣旋的強度及持續時間，足以反應出每年颱風的活動程度。RACE指數是基於ACE和Modified Rankine vortex模型發展出的估計

法；假設颱風為軸對稱modified Rankine vortex，其切向風的徑向風剖面為：

:

$$V(r) = \begin{cases} V_{\max} \left(\frac{r}{r_{\max}} \right), & r \leq r_{\max} \\ V_{\max} \left(\frac{r}{r_{\max}} \right)^{-\alpha}, & r > r_{\max} \end{cases}$$

其中 $V(r)$ 為切向風， V_{\max} 是颱風最大風速， r_{\max} 則是最大颱風半徑， α 代表最大暴風半徑外的切向風衰減程度。假設颱風最大半徑 r_c 為 $V(\tilde{r}_c) = V_c$ 處，其中 $\tilde{r}_c = \frac{r}{r_{\max}}$ ，對 V^2 做圓積分可得到颱風近地面風場動能：

$$K_{mrv} = \frac{1}{\pi \tilde{r}_c^2} \int_0^{\tilde{r}_c} \int_0^{2\pi} V(\tilde{r}) \cdot \tilde{r} d\theta d\tilde{r} \\ = \frac{1}{\tilde{r}_c^2} \left[\frac{1}{2} + \frac{\tilde{r}_c^{2-2\alpha} - 1}{(1-\alpha)} \right]$$

將 V_c 定在35knots， α 值約為0.51。

除了直接分析颱風資料，透過環境場來推估颱風活動也是常用的方法。Bister and Emanuel (2002)量化熱帶氣旋的潛在強度(Potential Intensity, 簡稱PI)計算方法為：

$$V_m^2 = \frac{T_s C_k}{T_0 C_D} [CAPE^* - CAPE]_m \\ c_p T_s \ln \frac{p_0}{p_m} = \frac{1}{2} V_m^2 + CAPE|_m$$

兩式疊代以求得熱帶氣旋可能發展的最大風速 V_m 以及最低氣壓 p_m ，式中 T_s 為海面溫度， T_0 為中性穩定層的外流溫度， C_k 及 C_D 分別為焓傳送及拖曳係數， $CAPE^*$ 是海平面高度飽和氣快所有的可用位能， $CAPE$ 則是邊界層以上的可用位能， p_0 則是環境氣壓；以此為基礎進一步配合其他環境變數，得到熱帶氣旋潛在生成指數(genesis potential index, 簡稱GPI指數)(Emanuel and Nolan, 2004):

$$GPI = |10^5 \eta|^{\frac{3}{2}} \left(\frac{H}{50} \right)^3 \left(\frac{V_{port}}{70} \right)^3 (1 + 0.1 V_{shear})^{-2}$$

其中 η 是850hPa絕對濕度， H 為700hPa相對濕度， V_{port} 是熱帶氣旋強度潛勢(PI)， V_{shear} 為850hPa和200hPa垂直風切值，GPI的特點在於能單純以環境變數來推估熱帶氣旋生成數，但颱風活動並不能單純以生成數表示，為分析上的極限。

三、北大西洋Vs西北太平洋

全球颱風生成地區主要分佈於太平洋、印度洋與大西洋，因太平洋及大西洋上所擁有的觀測資料較多，而且觀測時間較長，因此本研究著重於這兩個地區，這兩個大的生成地區實際上依照不同的位置及地理特徵又可以加以細分，所以我們從兩個大的生成地區中，各挑出一個對人類活動影響較大的地區，分別為北大西洋以及

西北太平洋，我們在北大西洋所選取的範圍為經度 40°W - 80°W 、北緯 10° - 40° ，而西北太平洋則為經度為 110°E - 180°E 、北緯 0° - 40° 。

首先我們從颱風個數統計上來討論(圖1)，在北大西洋颱風除了因月份的變化比較明顯之外，實際上颱風個數的變化沒有一個特別明顯的增減，雖然在某幾個強聖嬰年時颱風個數有明顯的增加，但整體的趨勢不是那麼明確，另一方面我們看到西北太平洋也是呈現一個相同的情形，都是用月份的變化較明顯，而每年的差異則不如預期的明顯。

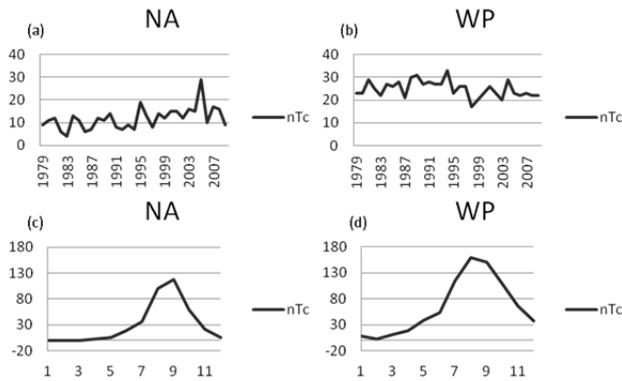


圖1:(a)北大西洋地區，颱風個數(nTc)逐年統計，(b)是西北太平洋nTc的逐年統計，(c)北大西洋從1979至2009年nTc的月平均資料，(d)則為西北太平洋資料。

為了討論各個颱風指数的差異，首先利用ACE與NTC的比較，圖2看到北大西洋的ACE，發現在90年代之前，ACE指數與NTC的相關性高，可利用ACE指數來表示颱風，不過在後面的幾年ACE呈現就不如預期；反觀西北太平洋部分，90年代之前ACE與NTC的相關性就不如北大西洋，在數個時間點ACE明顯高估。

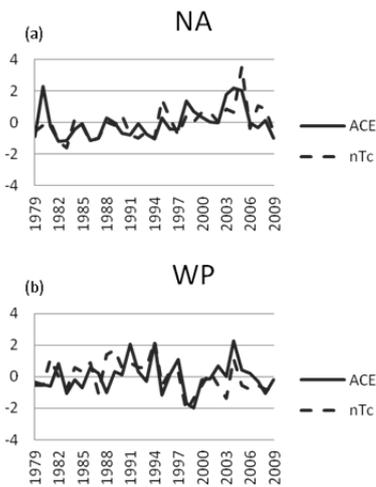


圖2:(a)為北大西洋地區ACE的逐年統計，(b)是西北太平洋ACE逐年統計，其中實線為ACE，虛線為nTc。

接著討論RACE的差異(圖3)，我們發現北大西洋RACE很明顯的相較ACE在多數時間點都與NTC更接近，RACE與NTC的相關性更高；另一方面西北太平洋，我們同樣可以發現RACE有改進ACE與颱風的相關性；

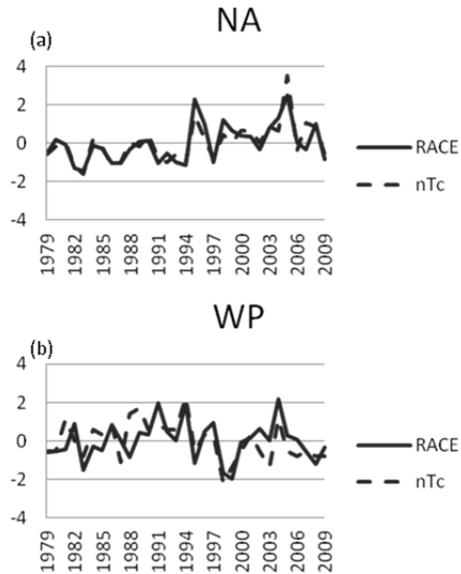


圖3:(a)是北大西洋地區RACE的逐年統計，(b)是西北太平洋ACE逐年統計，其中實線為RACE，虛線為nTc。

以上ACE和RACE都是由颱風資料來直接分析颱風，接著我們希望藉由環境場來推估颱風活動，因此我們利用GPI指數與NTC比較差異(圖4)，我們發現在北大西洋2000年之前GPI與NTC的相關性不高，直至2000年之後，GPI比較前面兩個指數，更能用來代表NTC，而西北太平洋方面GPI的表現雖然不如北大西洋理想，尤其是98年之後高估很多，但仍然可做為判斷颱風的指標，因此我們認為GPI未來仍有相當程度改正的空間。

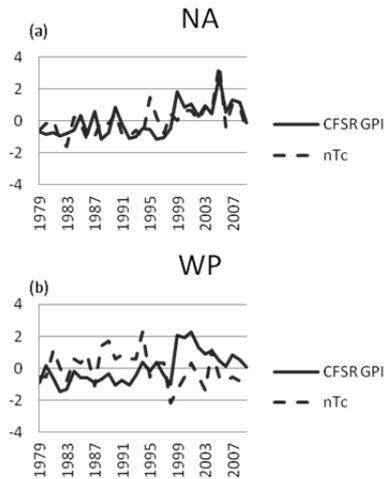


圖4:(a)為北大西洋地區GPI的逐年統計，(b)是西北太平洋GPI逐年統計，其中實線為GPI，虛線為nTc。

經過前面的討論，我們發現北大西洋與西北太平洋兩個生成地區所呈現的差異頗大，因此我們想對於環境場做更詳細的討論；接下我們將GPI指數方程取自然對數分離成cETA、cRH、cVport與cVshear四個分項來討論(圖5)。整體而言，北大西洋的GPI的增加不是那麼的明顯，我們認為北大西洋颱風的生成主要受到cETA的主導。而cRH與cVport兩項的作用可以互相抵消，cVshear則扮演一個負回饋的角色。

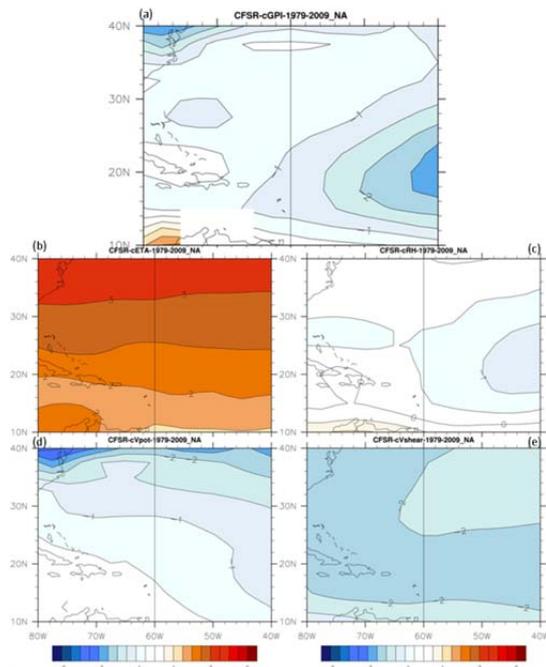


圖5:(a)為北大西洋地區的cGP，(b)、(c)、(d)、(e)分別為cETA、cRH、cVport以及cV-shear。

而圖6為GPI指數在西北太平洋方面的討論，GPI指數呈現上升的趨勢，將GPI分項來看我們了解，在西北太平洋除了受到cETA之外cRH也是對西北太平洋颱風有明顯的

正貢獻，cVport和cVshear的貢獻就沒那麼明顯，所以我們得到一個結論:北大西洋生成的颱風主要受到cVshear的影響，而西北太平洋颱風主要是cRH的影響。

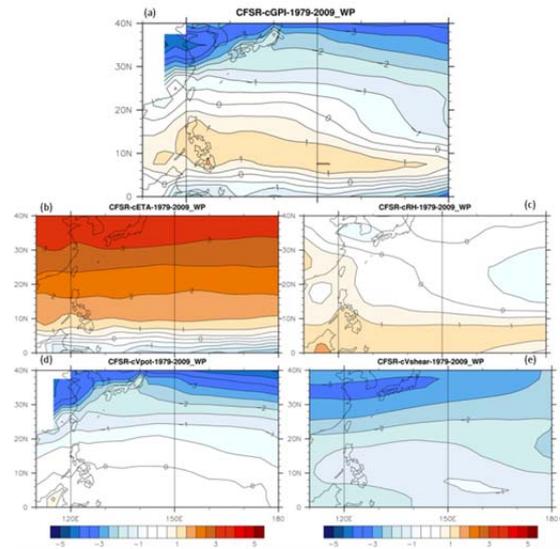


圖6:(a)為西北太平洋地區的cGP，(b)、(c)、(d)、(e)分別為cETA、cRH、cVport以及cV-shear。

四、結論

我們藉由GPI指數，利用IPCCAR4的模式做合成，來推估未來颱風氣後的發展，在北大西洋(圖7)結果顯示GPI指數並無一個特別成長的趨勢，研究顯示，與現在颱風的氣候特徵差異不大，不過cVport方面略有增加的趨勢；但是在西北太平洋(Fig. 8)我們發現未來100年颱風呈現增加的趨勢，將GPI指數拆項cETA、cRH、cVport與cVshear後，西北太平洋颱風的成長是由於cRH的增加而導致，除此之外由cETA我們發現赤道地區也呈現一個增加的趨勢，未來可能替熱帶氣旋提供更多的能量，因此使得颱風的增加。未來研究我們將提出改進GPI指數之方法來，以提高其預測西北太平洋地區颱風活動之應用價值。

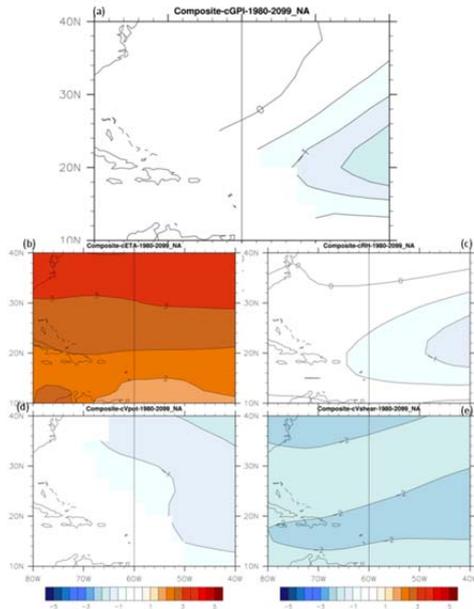


圖7: (a)為北大西洋地區未來氣候的cGP, (b)、(c)、(d)、(e)分別為cETA、cRH、cVport以及cV-shear。

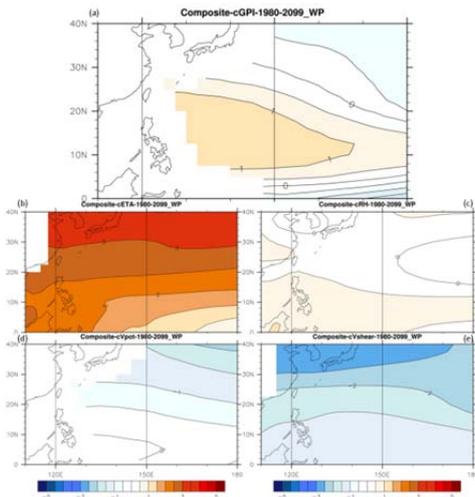


圖8 (a)為北太平洋地區未來氣候的cGP, (b)、(c)、(d)、(e)分別為cETA、cRH、cVport以及cV-shear。

以MRI-AGCM動力降尺度結果推估未來臺灣地區極端溫度之變遷

林宜穎¹ 鄭兆尊¹ Masato Sugi²

國家災害防救科技中心¹

日本氣象廳海洋研究開發機構²

摘要

本研究使用MRI-AGCM全球模式所作的氣候推估當作初始場及邊界資料，用以驅動高解析度區域模式(WRF模式)進行動力降尺度，依據模式推估的結果探討未來臺灣地區的暖化程度與極端溫度的變遷。分析結果顯示，WRF模式在溫度的空間變化上與MRI-AGCM有很高的一致性，冬季的暖化程度大於其他季節、日最低溫的增溫情形大於日最高溫及日均溫、山區的增溫程度明顯大於平地。另外在極端溫度的分析中，臺北都會區發生極端高溫的頻率最大，而在極端低溫的頻率分析中，世紀末沿著中央山脈周圍的地區減少的最多，但都會區的變化則較不明顯。最後，連續高溫事件的分析中，世紀末臺北都會區、中部平原及高屏一帶有明顯增加的趨勢。以連續5天高溫事件為例，臺北都會區在現在(1979-2003年)時期平均約小於1次，到了世紀末增加至4-5次。由WRF模式的推估結果顯示，臺灣地區極端高溫及連續高溫事件出現的頻率越來越頻繁，而極端低溫有越來越少的趨勢。

關鍵字：動力降尺度、極端溫度、連續高溫事件

一、前言

2010年7月，熱浪襲擊北半球，許多國家溫度飆升並創下紀錄，臺灣也無一倖免，臺北市出現38.6°C的高溫。今年7月，高溫籠罩全臺灣，尤其是臺北測站，連續7天出現37°C以上的高溫，38.3°C的高溫紀錄也在歷史排名的前五名內。根據IPCC第四次評估報告，全球暖化將使這些極端氣候更常出現，未來這些極端氣候導致的災難也會越來越多。全球暖化的議題無疑地是目前全球關注的焦點，許多研究都指出臺灣地區的氣溫變化呈現明顯上升的趨勢。Hsu and Chen(2002)發現過去百年(1897-1999年)臺灣地區年平均氣溫上升了1-1.4°C；中央氣象局(2009)根據全臺灣25個測站分析年平均溫度的變化，指出1897-2008年間全臺灣年平均氣溫百年上升了0.8°C。而在近幾十年來，增溫的速率明顯加快，盧等(2011)分析1911-2009年6個具百年以上的氣象站，指出臺灣年均溫上升了1.4°C，相當於0.14°C/10yr，近30年的增溫速率有明顯加快，增溫幅度為0.29°C/10yr，為百年趨勢的2倍。在季節平均變化方面，近30年的變化以冬季的增溫情形最明顯(柳等 2008, 陳 2008)，冬季的平均溫度變化在近50年及近30年的暖化程度居四季之冠，尤其在2000年之後溫度升高的程度更加明顯(盧等 2011)。

除了平均溫度的升高，許多研究(Liu et al., 2002；Shiu et al., 2009；陳, 2008)指出近50年至百年來極端溫度發生的頻率亦都呈現增加的趨勢。李與盧(2010)發現1960-2009年間臺灣多數測站的極端高溫日數確實有明顯增加的趨勢，其中以宜蘭、花蓮、臺東、成功及玉山5個測站在近15年來增加最為明顯，而西南部測站的極端高溫日數沒有明顯的趨勢；中央氣象局(2009)指出近百年來最高溫大於30°C的日數平均增加約28天，而氣溫低於10°C的日數近50年來山區減少的程度比平地明顯。

未來的氣候推估情形方面，IPCC第四次評估報告中指出，以A1B的情境為例，本世紀末全球平均氣溫的變化將會比上世紀末增加約1.7-4.4°C(平均2.8°C)。另外，使用解析度20公里的區域模式模擬未來(2081-2100年)日本地區的氣溫變化(Kurihara et al., 2005)，其結果顯示冬天增溫的情形比夏季明顯，相對於1981-2000年，未來平均溫度將增加2°C以上(以一月為例)。但對於臺灣地區而言，即使是20公里的解析度，對於局部地區的天氣及氣候特徵的描述仍有不足之處。由於臺灣地勢陡峭，唯有使用高解析度的地形才能讓區域模式對於臺灣的區域氣候特徵掌握的更好，動力降尺度的工作對於氣候模擬應有相當大的價值。

本研究使用一區域模式來進行解析度5公里動力降尺度，利用區域模式較高的時空解析能力產製出一高時空解析度的天氣或氣候資料，來推估未來

臺灣地區極端溫度之變化。第二節介紹模式的設定及研究中所使用的資料，第三節為結果與討論，第四節為結論。

二、模式設定與資料介紹

本研究採用日本氣象廳(Japan Meteorological Agency, JMA)氣象研究所(Meteorological Research Institute, MRI)發展的高解析度大氣環流模式(MRI-AGCM)所模擬的氣候推估結果，當作初始場及邊界條件來進行動力降尺度，模式每6小時提供一筆的三度空間資料，包括風場、溫度場、濕度場及重力位場等。MRI-AGCM具有TL959極高的水平解析度，全球網格數為 1920×960 ，網格間距約20 km，垂直方向上有60層(Mizuta et al., 2006)。此模式採時間切片(time-slice)的實驗設計方式，先以大氣海洋環流耦合模式的模擬結果計算出未來海溫隨時間線性增加的趨勢，再將現今海溫的變異加諸在隨時間線性增加的海溫上，來驅動高解析度大氣環流模式，推估未來大氣環流的變化。模擬三個時間切片的時間共75年，分為現在(1979-2003年)、近未來(2015-2039年)及世紀末(2075-2099年)。

執行動力降尺度所採用的區域模式為美國大氣研究中心(NCAR)發展的天氣研究與預報模式系統(Weather Research and Forecasting modeling system，之後簡稱WRF模式)。模式設定為單層網格，其水平網格數為 380×400 ，解析度5 km，垂直方向上有36層。模式海溫的部分，MRI-AGCM提供6小時解析的海溫資料至模式中當作底層的邊界條件。物理參數設定(Bukovsky and Karoly, 2009)：邊界層參數化採用Yonsei University scheme、微物理參數化採用WSM 5-class scheme、積雲參數化採用KF cumulus scheme、近地表面過程的計算採用Noah land surface module、表面層的計算則用Monin-Obukhov surface layer scheme，為了輸出一些診斷分析使用的變數，模式部分的程式碼也已經做了修改，並且將IPCC AR4中A1B情境的溫室氣體濃度改變的情境納入輻射的計算(使用CAM3的輻射計算模組)。除了更高解析度的地形之外，本研究使用一組更貼近臺灣目前土地使用現況的地表資料(戴等, 2008)。此組資料採用了跟隨WRF模式所提供的美國地質調查(USGS, US Geological Survey)的土地利用資料、MODIS (Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer)土地利用資料及中鼎工程顧問公司的高解析度土地利用資料(CTCI)合成得之。

由於區域模式與驅動它的全球模式在使用的解析度、地形、地表特徵、動力計算方式及物理模組

皆大不相同，兩模式模擬出的平衡狀態多半有所差異。在氣候模擬中兩者的氣候狀態亦不相同，而有所謂的氣候偏移。與Feser and Storch (2008)採用的一樣方法：為了避免執行降尺度所導致太大的氣候偏移，而無法重現與全球模式相同的大尺度環流特徵，在此研究中採用波譜調整(spectral nudging)的方法，以減少大尺度環流的氣候偏移(Kida et al., 1991)。為保留高解析度地形及土地利用所模擬出的氣候的特徵，在本研究中僅針對邊界層以上的風場、重力位以及溫度做波譜調整。

本研究使用的觀測資料為臺灣氣候變遷推估與資訊平台計畫(TCCIP)產製的溫度資料，包含日最高溫、日平均溫及日最低溫，時間長度為1979-2003年，共25年的資料。使用的資料分為兩部分：月平均資料及日資料。在計算季節的平均溫度分布時是使用月平均資料，另外在極端溫度的分析時，由於月平均資料無法探討極端事件，因此使用日資料，其水平網格解析度為5公里。

三、結果與討論

在針對未來臺灣地區春(3-5月)、夏(6-8月)、秋(9-11月)、冬(12-2月)四個季節的溫度變化推估之前，先了解MRI-AGCM與WRF模式的空間分布特徵。圖1為現在(1979-2003年)時期的觀測、MRI-AGCM及WRF模式四個季節的平均溫度分布。由圖中可明顯看到，MRI-AGCM與WRF模式皆能成功模擬出季節的溫度變化，且有一致的空間分布特性，其溫度的分布主要還是隨著模式中的地形所影響。而WRF模式在執行動力降尺度之後，比MRI-AGCM更接近觀測結果，且更為細緻，主要是因為WRF模式採用更貼近臺灣目前土地使用的地表資料，更能表現出真實的氣候特徵。

未來的溫度變化推估中(圖2)，MRI-AGCM與WRF模式有很高的一致性，在近未來及世紀末的變化皆為增暖的趨勢。近未來的增溫幅度大致在 1.6°C 以下(偏黃綠色系)，世紀末的增溫幅度大致在 $1.6-3.4^{\circ}\text{C}$ (偏橘紅色系)，顯示區域模式的結果受到AGCM的影響頗大。然而，溫度暖化的程度依季節與高度不同而有顯著的差異，在近未來的變化中，全臺灣春、夏、秋、冬四季分別為 0.82°C 、 0.7°C 、 0.65°C 及 0.87°C 。而世紀末的增溫程度較大，分別為 2.52°C 、 2.36°C 、 2.47°C 及 2.58°C 。大致而言，冬季的暖化程度大於其他季節，此結果與Kurihara et al. 及 IPCC 第四次評估報告指的未來冬季溫度的上升速度較夏季快速是一致的，以及日最低溫的增溫情

形大於日最高溫及日均溫、山區的增溫程度明顯大於平地。

關於山區的暖化程度大於平地的特徵，在此我們分析地表能量的收支，以能量收支的觀點來探討地表溫度變化的特徵。淨地表能量通量為短波淨輻射通量(向下減去向上)，加上長波淨輻射通量(向下減去向上)，減去向上的潛熱通量及可感熱通量的變化量總和。圖3為WRF模式相對於1979-2003年間，近未來與世紀末淨地表能量通量變化(W/m²)，其為25年的平均值。由圖中可看到未來淨地表能量通量變化在臺灣各地大多為增加的趨勢，世紀末的增加程度明顯大於近未來，尤其是北、中、南的都會區，明顯地反映著都市化的特性，但在冬季的中部山區卻是減少的趨勢。

上述能量收支的變化雖然有著區域性的差異，但並未顯示出隨高度的變化，無法以之解釋地面溫度暖化程度的空間分布情形。雖然從能量收支的變化無法解釋地面氣溫暖化程度的空間差異，但其卻與鄰近地區相同高度上的暖化程度有相當密切的關係，由圖4可明顯看到前述地面氣溫的暖化程度與周遭相同高度上的空氣暖化程度極為相近，顯示此地面暖化特徵極有可能受溫度平流所主宰著。圖4為世紀末WRF模式的增溫程度(相對於1979-2003年)與高度之相關，綠點為地面2米氣溫，黑色盒鬚圖(Box plot)則用來表示不同高度層(橫軸)氣溫的暖化程度，盒子上方及下方的虛線為95%及5%，上緣及下緣為75%及25%，中間橫線為中位數，紅色星點為陸地，藍色星點為海上格點，由盒子的長短可判斷資料散佈的情形。盒鬚圖計算的範圍從119.0°E至123.0°E，21.0°N至26.5°N，共83 × 123個格點，高度層分別為1000、975、950、925、900、875、850、800及700 hPa。

為了瞭解臺灣地區極端溫度是否有增減之情形，在此以動力降尺度的結果推估近未來及世紀末的頻率分布，計算夏季日最高溫大於37°C及冬季日最低溫小於10°C的發生頻率，並搭配觀測值來相互比對。極端高溫的頻率分析從圖5可以明顯看到，WRF模式在現在(1979-2003年)時期能成功模擬出臺北都會區及高屏一帶的訊號，但苗栗及中部平原則有高估之現象。在未來的變化趨勢上，近未來與現在的差異並不大，僅以臺北都會區的增加較為明顯，從現在時期小於1天增加至1-2天。到了世紀末，西半部地區增加的相當明顯，尤其是臺北都會區，平均一個月發生極端高溫的天數竟高達9-11天，將近1/3的天數是高溫37°C的天氣。若從空間的分布情形來看，世紀末發生極端高溫的範圍變廣了。整體而言，頻率增加較顯著的地區出現在臺北都會區、新竹、臺中都會區、嘉義市及高屏一帶，顯示在氣候變遷之影響下，世紀末發生極端高溫的頻率在都會

區有越來越多的趨勢。另外，在極端低溫的頻率分析中(圖6)，發生冬季日最低溫小於10°C的區域以中央山脈為主，由觀測值及WRF模式中亦可看到，山區向平地漸減，而在1979-2003年的都會地區(臺北、新竹、臺中、嘉義、高雄及屏東)可以看到發生的頻率(小於3天)明顯小於其他地區。從近未來及世紀末的改變分布圖中顯示，全臺大多為減少的趨勢，世紀末的改變最為明顯，尤其以沿著中央山脈周圍的地區為主，而都會區(臺北、臺中、嘉義及高雄)的變化則較不明顯。

根據IPCC第四次評估報告中指出，未來夏季發生熱浪事件的時間將變長，特別是強度及頻率將變大。因此，藉由WRF模式的推估結果來了解未來臺灣地區出現連續高溫事件的可能性。連續高溫事件是以模式中夏季日最高溫大於35°C的天數計算連續2天、3天至連續10天的次數。圖7至圖9為現在(1979-2003年)、近未來(2015-2039年)及世紀末(2075-2099年)連續高溫事件的頻率分布，由圖可看到連續高溫發生的地區大多在臺北都會區、中部平原及高屏一帶，且在世紀末有明顯增加的趨勢。以連續5天高溫事件為例，臺北都會區在現在(1979-2003年)時期平均一年約小於1次，到了世紀末則增加至4-5次。由以上分析結果顯示，在全球暖化的趨勢下，臺灣地區極端高溫及連續高溫事件出現的頻率將越來越頻繁且範圍越來越廣；而發生極端低溫的頻率有越來越少的趨勢。

四、結論

本研究使用MRI-AGCM當作初始場及邊界條件進行WRF模式5公里動力降尺度。計算夏季日最高溫大於37°C、冬季日最低溫小於10°C，及夏季連續高溫事件的頻率，以推估未來臺灣地區極端溫度的變化趨勢。

分析結果顯示，全臺灣在近未來與世紀末的溫度變化皆為增暖的趨勢，近未來的增溫幅度大致在1.6°C以下，而世紀末的增溫幅度則較明顯，大致介於1.6°C至3.4°C之間。溫度暖化的程度依季節與高度不同而有顯著的差異，山區的增溫情形較平地明顯、日最低溫增溫的程度大於日最高溫及日均溫、冬季暖化的情形明顯大於其他季節。而在極端溫度的分析中，發生極端高溫的頻率在1979-2003年間較不明顯，平均一個月小於1天，近未來臺北都會區則增加至1-2天，到了世紀末，臺北都會區最明顯，增加至9-11天，平均一個月將近1/3的天數是高溫37°C的天氣。整體而言，發生極端高溫的地區多好發於都會區，在世紀末範圍也變廣了。另外，在極端低溫的頻率中顯示，全臺灣大致為減少的趨勢，世紀

末的改變最為明顯，尤其是沿著中央山脈周圍的地區，而都會區的變化則較不明顯。最後，在連續高溫頻率分析中，世紀末臺北都會區、中部平原及高屏一帶地區，有明顯增加的趨勢。

利用動力降尺度的結果對極端溫度的推估是有助於瞭解未來的變化，但仍必須考慮到它的不確定性，由於本研究僅採用單一模式來進行模擬，其結果的適用性需進一步探討，對於下游的衝擊評估及因應策略研究者在使用資料時需非常小心。

參考文獻

- 中央氣象局，2009：1897~2008年臺灣氣候變化綜述報告。
- 李思瑩、盧孟明，2010：近五十年臺灣極端高溫之分析。2010臺北災害管理研討會論文集。
- 柳中明、華昌宜、游保杉，2008：氣候變遷長期景觀評估及因應策略研議委託計畫報告。行政院經濟建設委員會。
- 陳雲蘭，2008：由極端氣候指標看臺灣氣候變化。2008臺灣氣候變遷研討會。
- 盧孟明、卓盈旻、徐堂家、李清騰、林昀靜、李思瑩，2011：臺灣過去百年的氣候變化特性。建國百年天氣分析預報與地震測報研討會論文集編。
- 戴洌卉、洪景山、莊秉潔、蔡徵霖與倪佩貞，2008：WRF模式臺灣地區土地利用類型之更新與個案研究。《大氣科學》，**36**，43-62。
- Bukovsky, M. S., and D. J. Karoly, 2009: Precipitation Simulations Using WRF as a Nested Regional Climate Model. *J. Appl. Meteor. Clim.*, **48**, 2152–2159.
- Feser, F., and H. Storch, 2008: A Dynamical Downscaling Case Study for Typhoons in Southeast Asia Using a Regional Climate Model. *Mon. Wea. Rev.*, **136**, 1806–1815.
- Giorgi, F. and G. T. Bates, 1989: The climatological skill of a regional model over complex terrain. *Mon. Wea. Rev.*, **117**, 2325-2347.
- Giorgi, F. and L.O. Mearns, 1991: Approaches to the simulation of regional climate change: a review. III-85 *Reviews of Geophysics*, **29**, 191–216.
- Hsu, H.-H. and C.-T. Chen, 2002: Observed and Projected Climate Change in Taiwan. *Meteorol. Atmos. Phys.*, **79**, 87-104.
- Kida, H., T. Koide, H. Sasaki, and M. Chiba, 1991: A new approach for coupling a limited area model to a GCM for regional climate simulations. *J. Meteor. Soc. Japan*, **69**, 723–728.
- Kurihara K., K. Ishihara, H. Sasaki, Y. Fukuyama, H. Saitou, I. Takayabu, K. Murazaki, S. Yukimoto and A. Noda, 2005: Projection of climatic change over Japan due to global warming by high-resolution regional climate model in MRI. *SOLA*, **1**, 97-100, doi: 10.2151/SOLA.2005-026.
- Liu, S. C., C. H. Wang, C. J. Shiu, H. W. Chang, C. K. Hsiao and S. H. Liaw, 2002: Reduction in Sunshine Duration over Taiwan: Causes and Implications. *TAO*, **13**, 4, 523-545.
- Mizuta, R., K. Oouchi, H. Yoshimura, A. Noda, K. Katayama, S. Yukimoto, M. Hosaka, S. Kusunoki, H. Kawai, and M. Nakagawa, 2006: 20-km-mesh global climate simulations using JMA-GSM model – mean climate states –. *J. Meteor. Soc. Japan*, **84**, 165–185, doi:10.2151/jmsj.84.165.
- Mizuta, R., H. Yoshimura, H. Murakami, M. Matsueda, H. Endo, T. Ose, K. Kamiguchi, M. Hosaka, M. Sugi, S. Yukimoto, S. Kusunoki, and A. Kitoh, 2011: Climate simulations using the improved MRI-AGCM with 20-km grid. *J. Meteor. Soc. Japan*, submitted
- Shiu, C.-J., S. C. Liu and J.-P., Chen, 2009: Diurnally Asymmetric Trends of Temperature, Humidity and Precipitation in Taiwan. *J. Climate*, **22**, 5635–5649.
- Wang, S.-Y., and T.-C. Chen, 2008: Measuring East Asian summer monsoon rainfall contributions by different weather systems over Taiwan. *J. Appl. Meteor. Clim.*, **47**, 2068-2080.

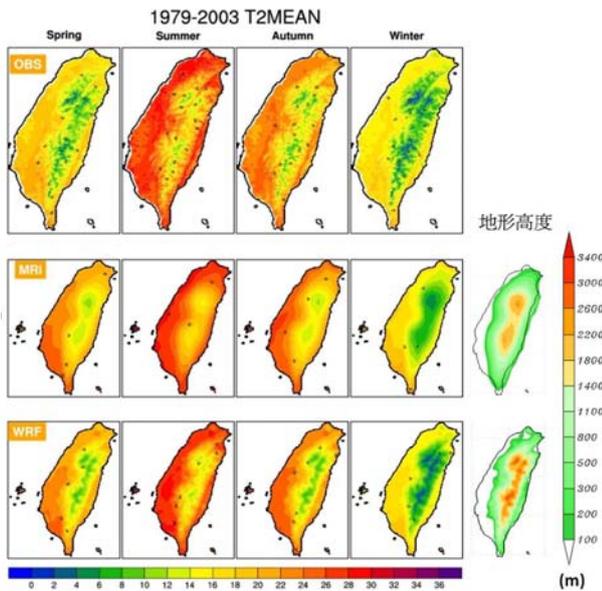


圖1. 觀測、MRI-AGCM及WRF模式現在時期(1979-2003年)春季、夏季、秋季及冬季之平均溫度分佈圖。單位： $^{\circ}\text{C}$

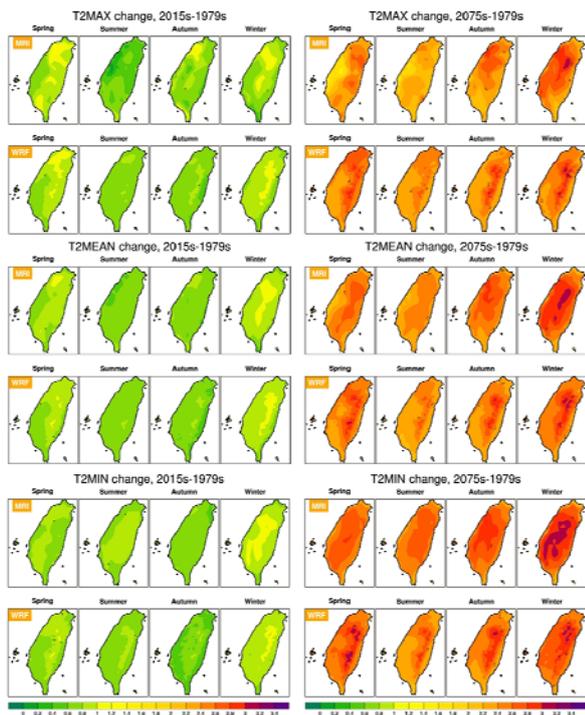


圖2. MRI-AGCM與WRF模式最高溫、平均溫及最低溫在近未來(2015-2039年)及世紀末(2075-2099年)的改變量。單位： $^{\circ}\text{C}$

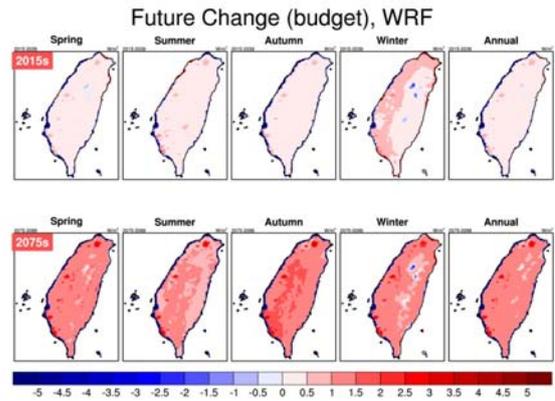


圖3. WRF模式相對於1979-2003年間，近未來(2015-2039年)及世紀末(2075-2099年)淨地表能量通量變化。單位： W/m^2

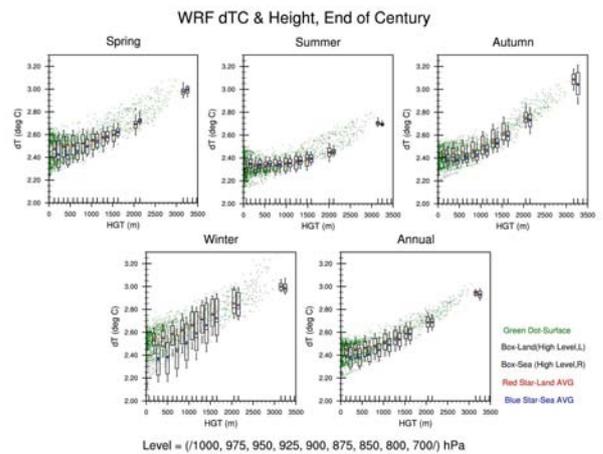


圖4. WRF模式推估世紀末增溫程度與高度之散佈圖。計算範圍從東經119.0-123.0度，北緯21.0-26.5度，共83 x 123個格點，高度層分別為1000、975、950、925、900、875、850、800及700 hPa。綠點為地面資料(包含海上及陸地)，黑色盒子為不同高度層的資料，盒子上方及下方的虛線為95%及5%，上緣及下緣為75%及25%，中間的橫線為中位數，紅色星點為陸地資料，藍色星點為海上資料。單位： $^{\circ}\text{C}$

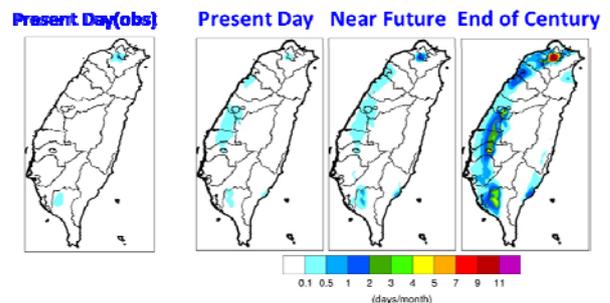


圖5. 觀測(1979-2003年)及WRF模式推估現在(1979-2003年)、近未來(2015-2039年)及世紀末(2075-2099年)夏季溫度大於 37°C 的頻率分佈。單位： days/month

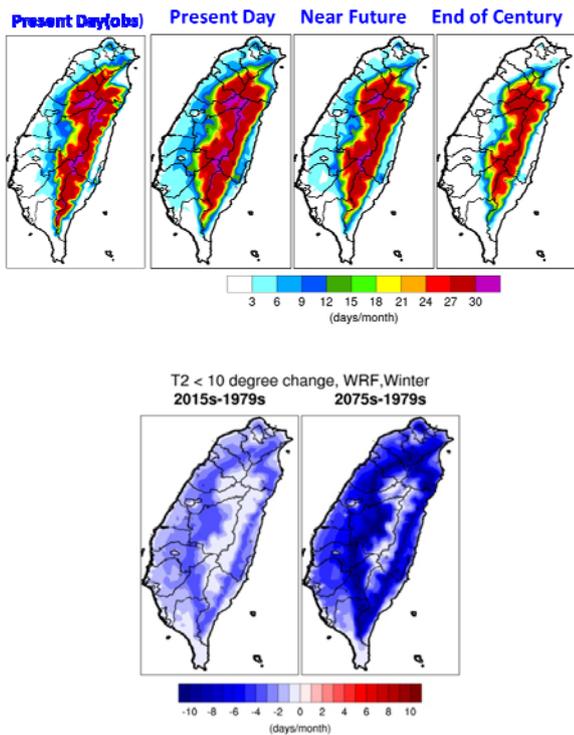


圖6. 觀測(1979-2003年)及WRF模式推估現在(1797-2003年)、近未來(2015-2039年)及世紀末(2075-2099年)冬季溫度小於10°C的頻率分布(上圖)及平均日數變化(下圖)。單位：days/month

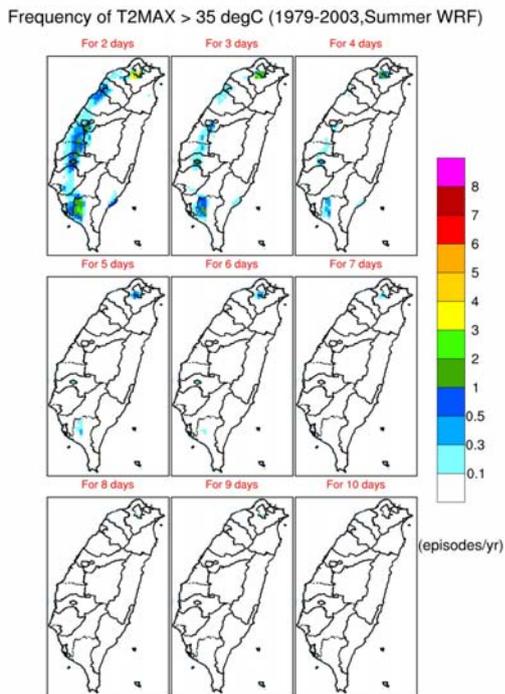


圖7. WRF模式推估現在時期(1797-2003年)連續高溫(溫度大於35°C)的頻率分布。單位：事件/年

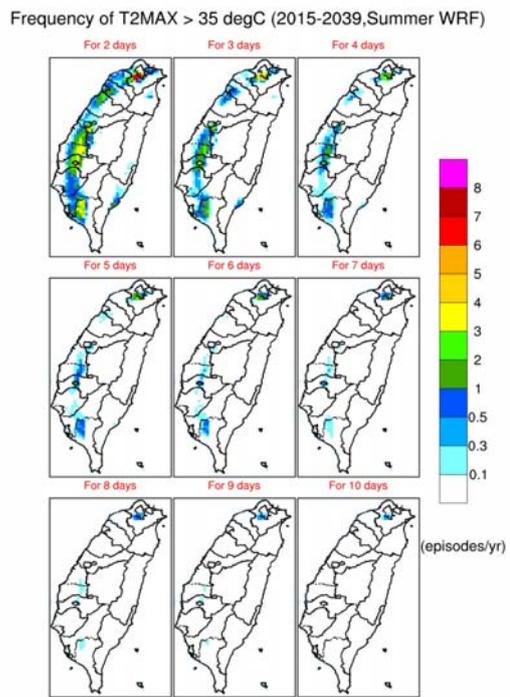


圖8. 同圖7.，除了時期為近未來(2015-2039年)

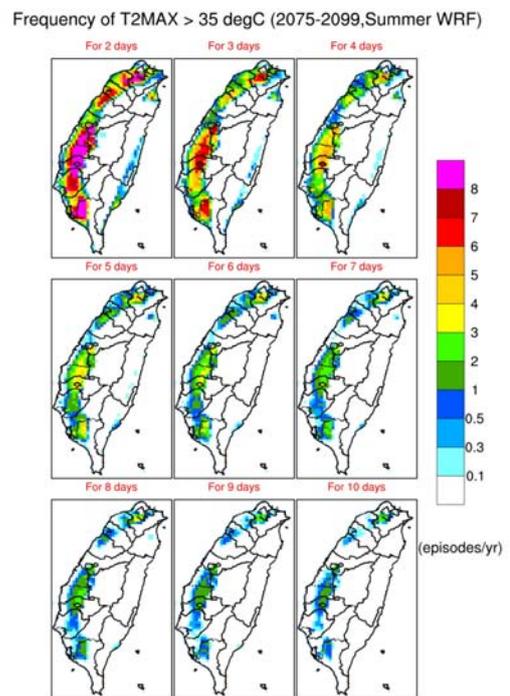


圖9. 同圖7.，除了時期為世紀末(2075-2099年)

以MRI-AGCM的氣候模擬結果推估未來臺灣地區颱風降雨的變遷

陳淡容¹ 鄭兆尊¹ Masato Sugi²

國家災害防救科技中心¹
日本海洋研究開發機構²

摘要

本研究使用日本氣象廳氣象研究所之60km解析度大氣環流模式(MRI-AGCM)的氣候模擬資料來分析臺灣地區颱風降雨的氣候特徵，並推估臺灣地區颱風降雨的氣候值以及其在未來的變遷。所使用的氣候資料來自於僅初始條件不同的四組系集模擬在現代(1979-2003)及21世紀末(2075-2099)的結果。在四組系集模擬中，以臺灣附近這個區域而言，颱風路徑分布有著相當大的變異，而臺灣地區颱風降雨分布受颱風路徑主宰，此路徑差異也將影響颱風降水氣候值的空間分布。因為颱風路徑的模擬變異程度相當大相當不確定因素影響此研究的目的在於推估，為了避免颱風路徑這相當不確定因素影響推估的結果，研究的重心將放在分析模式中颱風中心跟降水的空間分布的統計關係。

經由分析MRI-AGCM所模擬不同時期中的所有颱風事件，可得到特定颱風中心位置所伴隨的平均降雨分布圖後，並可以計算出其在21世紀末之颱風降雨改變率的空間分布。最後可以透過此颱風降雨的改變率與觀測之颱風降雨，用來推估不考慮颱風路徑變遷的情境下21世紀末時之颱風降雨氣候值。分析結果顯示雖然颱風中心在某些位置時未來時期的降雨是減弱的，但將侵襲期間的雨量累積後則顯示受暖化的影響下，臺灣地區颱風降雨有增加的趨勢，尤其在宜蘭地區、雪山山脈、阿里山山區及高屏山區有顯著增加的現象。

一、前言

伴隨著颱風的強降水常在臺灣引發嚴重的天然災害，譬如造成排水能力較差的地區淹水、土石坍塌、土石流、路基流失、堤防潰決等。另一方面，颱風帶來的降水卻又是重要的水資源來源之一，不足的颱風降水常使得隔年出現乾旱的機率大幅提高。颱風是防災工作及水資源管理所高度關切的對象之一，在氣候變遷對臺灣地區影響的研究中，颱風降水的推估是相當重要的一個課題。

Sugi et al. (2009) 分析高解析度氣候模式的結果指出全球暖化會導致本世紀末颱風發生頻率減少。Knutson et al. (2010) 的研究中指出，根據高解析度動力模式的模擬，世紀末全球颱風發生的頻率減少6-34%，但是強颱風頻率增加，颱風暴風半徑100 km內降雨強度增加約20%，然而這些變化在各海域的變動程度有著相當大的差異。對於臺灣地區而言，這些伴隨著全球暖化所產生的變化值得做進一步的探討。

此外，除了發生頻率及降雨強度的改變外，颱風路徑的改變也會影響到臺灣地區颱風降雨的分

布。Murakami et al. (2011) 分析MRI-AGCM的颱風生成位置，發現暖化之後西北太平洋颱風發生的地點有往東北方向移動的傾向，連帶著影響了西北太平洋颱風行徑的路線。由於地形鎖定的效應，颱風降雨的空間分布與颱風路徑有密切的關係(Cheung et al., 2008; Chang et al., 1993)，顯示颱風路徑的改變會顯著影響颱風降雨的變異。

而由先前的研究成果中可以看到，颱風路徑的偏差對颱風降水的空間分布有相當大的影響，侵臺颱風路徑若在未來的推估中呈現有意義的系統性偏移，也會主宰颱風降雨的變遷(陳等, 2011)。但是單一模式的結果中侵臺颱風的個數有限，很難評估所呈現的路徑及降水變遷是有意義的。為此，本研究設計出一套方法來推估颱風降雨的氣候值在未來變化的情形，使用日本氣象廳(Japan Meteorological Agency, JMA)氣象研究所(Meteorological Research Institute, MRI)所提供的多組60km解析度的全球模式模擬的颱風路徑及降水，以較多的颱風樣本數目，獲得較有意義的統計結果，進一步去推估臺灣地區颱風降雨在未來的變化。

二、模式及資料說明

本研究使用日本氣象廳氣象研究所發展的大氣環流模式(MRI-AGCM)所模擬的多組氣候推估結果，資料解析度為60km，此模式採時間切片(time-slice)的實驗設計方式，先以大氣海洋環流耦合模式的模擬結果計算出未來海溫隨時間線性增加的趨勢，再將現今海溫的變異加諸在隨時間線性增加的海溫上，來驅動高解析度大氣環流模式，推估未來大氣環流的變化。模擬兩個時間切片的時間共50年，分為現在(1979-2003年)及21世紀末(2075-2099年)。此多組模式資料所使用之海溫設定皆相同，僅初始條件有所不用。

考慮到中央氣象局雨量站的密度從1992年開始有明顯的增加，因此採用觀測資料之起始時間選為1992年開始。因為60km MRI在模擬侵臺颱風個數上有低估的情形，4組模擬結果平均為每25年出現85場，在比對模式與觀測的結果時，為了讓觀測與模式有較接近的侵臺颱風場數，因此觀測的分析期間選為1992-2006年，此期間侵臺颱風場數共83場。其中氣象局雨量站資料經處理為網格資料，其空間解析度為0.0125度，網格數為162 × 275，颱風路徑資料則使用日本氣象廳之最佳路徑資料。

三、模式與觀測降雨分析

圖1為4組60km解析度之MRI颱風路徑密度分布圖，(A)、(B)分別為現在(1979-2003)及21世紀末(2075-2099)之分布，其中每個時期各有4張圖分別代表4組不同初始條件但具有相同海溫下之颱風路徑模擬。颱風路徑密度分布的計算方式為利用每6小時一筆的颱風中心位置，計算中心位置出現在 $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ 網格上的次數。結果顯示儘管海溫皆相同，4組系集模擬的颱風路徑分布結果在臺灣附近如此小的區域中存在相當大的差異。然而對比於暖化前後路徑密度，結果顯示除暖化後未來颱風密度有減少的趨勢外，很難判斷暖化對颱風路徑在該區域的變化影響為何。

由於颱風降雨分布受颱風路徑所主宰，而模擬的颱風路徑在小區域中變異的程度太大，嚴重影響對暖化後臺灣地區颱風降雨改變的評估。為避免颱風路徑差異此一不確定性大的因素，在此我們從探討颱風中心跟降雨的空間分布關係著手，然後分析其降雨在未來的變化情形。亦即考慮當颱風中心落於某固定位置時，算出相對應的平均降雨空間分布，而得到颱風中心位置與降雨

的關係圖(圖2)。本文在計算颱風中心跟降雨的空間分布關係時，將4組系集模擬中所有侵臺颱風納入統計，以增加樣本的數目。

圖2為颱風中心落在 $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ 的藍色框之中時的一個例子，模式和觀測結果皆顯示臺灣地區的平均降雨主要發生在中南部山區，受限於模式60km的解析度無法在模式中有效地呈現出臺灣複雜陡峭的地形對降雨的影響，模式推估的量值有明顯低估的現象。圖3則為21世紀末時當颱風中心落於圖中綠色框中之颱風降雨改變率的推估，暖色系表示未來降雨減少，冷色系表示降雨增加，圖中顯示受暖化影響，臺灣地區平均降雨皆增加，距颱風中心所在位置較近的地方增加率較大。

四、未來颱風降雨推估

模式推估之颱風降雨因解析度較粗的關係，導致降雨與觀測結果在位置上有偏差，且量值上有明顯低估的現象，因此本文僅採用其改變率的推估搭配上1992-2006年之觀測雨量來做世紀末颱風降雨的推估。又因路徑不確定性高，為排除路徑影響之不確定性，在推估世紀末颱風降雨時暫不考慮颱風路徑變遷之影響，不採用模式中颱風路徑密度的統計值，僅使用觀測之颱風路徑密度分布，故本研究僅考慮受暖化影響下之颱風降雨強度的改變。世紀末之颱風降雨推估是以觀測之降雨分布的統計值為基礎，再加入模式對降雨改變率來推估未來颱風降雨的空間分布(圖4)。進一步將1992-2006年間所有颱風路徑密度氣候值的空間分布(圖5A)當作權重，對所有侵臺颱風中心所在位置對應之颱風降雨分布做加權平均後，則可以得到颱風降水的氣候值(圖5B)。分析結果顯示，受暖化的影響下，世紀末時期當颱風中心位於不同區塊時對臺灣地區造成的降雨變化趨勢有增加也有減少(圖未示)，但整體而言世紀末臺灣地區的颱風降雨仍是增加的趨勢(圖5C、D)，尤其是中部地區及中北部山區增加較為顯著。

除了使用所有侵臺颱風路徑密度氣候值，這個方法亦可使用特定的颱風路徑密度分布作為權重，來估算特定的颱風降雨。因為臺灣地區之颱風降雨分布受颱風路徑影響很大，以不同路徑分類侵襲臺灣的颱風造成之降雨分布有所不同(Cheung et al., 2008)，本研究依據氣象局之九大路徑分類(圖6)做颱風降雨分析，對世紀末時不同颱風路徑對臺灣地區降雨分布的影響做進一步的探討。分析方式為分別計算出九大路徑之路徑密度分布(圖7A、D)後，利用颱風中心位置與降雨的關

係圖(如圖2)計算出各路徑之平均降雨分布(圖7B、E)，並利用60km MRI之颱風中心位置與降雨的改變率推估世紀末各路徑之降雨分布(圖7C、F)。圖8所示為世紀末九大路徑降雨分布改變率，圖中顯示除第五路徑的北部地區和第八路徑的阿里山山區在世紀末降雨有減少的趨勢外，其餘皆顯示降雨增加，降雨增加最為顯著的區域為第四路徑的西部地區及第七路徑的西部沿海區域，降雨改變最小的則為第五路徑。其中北部地區降雨增加最為顯著的路徑為第一、第二和第三路徑，而造成西南部降雨增加最顯著的路徑為第三、第四和第七路徑。

五、結論

本研究使用日本氣象廳氣象研究所之4組60km解析度大氣環流模式(MRI-AGCM)的推估來探討臺灣地區世紀末之颱風降雨變遷，模擬結果顯示颱風路徑受不同初始場的影響顯著，為避免颱風路徑此一不確定性高的因素影響，分析時先計算出觀測(1992-2006)的路徑密度分布和颱風中

心位置與降雨的關係圖，再利用60km MRI模擬的降雨改變率做世紀末降雨的推估。

推估結果顯示在不考慮路徑分布密度改變的情況下，世紀末颱風降雨的氣候值受氣候變遷影響下呈現增加的趨勢，西南部地區及山區增加較為顯著，其中又以彰化、雲林一帶增加最顯著，但主要降雨仍集中在宜蘭、雪山山脈、阿里山山區及高屏山區。

考慮將世紀末之颱風降雨依氣象局九大路徑分類討論時，推估結果顯示除了第五、第八路徑在部分區域有降雨減少的趨勢外，世紀末時以其他路徑侵臺的颱風為臺灣地區造成的降雨是增加的，其中以第四和第三路徑侵臺的颱風降雨增加最顯著，平均改變率分別為51.18%和42.01%，降雨增加最少的則為以第五路徑侵臺的颱風，其改變率為5.51%。

然而本研究對於世紀末的颱風降雨推估皆無考慮颱風路徑於世紀末的變化，僅考慮降雨受暖化影響下的改變趨勢，又因臺灣地區颱風降水分布受颱風路徑影響顯著，需注意在推估世紀末之颱風降雨變異時有可能與實際情形存在偏差。

參考文獻

Cheung, K. K., L.-R. Huang, and C.-S. Lee, 2008: Characters of rainfall during tropical cyclone periods in Taiwan. *Nat. Hazards Earth Syst. Sci.*, **8**, 1463-1474.

Chang, C.-P., T.-C. Yeh, and J.-M. Chen, 1993: Effects of terrain on the surface structure of typhoons over Taiwan, *Mon. Weather Rev.*, **121**, 734-752.

Knutson, Thomas R., John L. Mc McBride, Johnny Chan, Kerry Emanuel, Greg Holland, Chris Landsea, Isaac Held, James P. Kossin, A. K. Srivastava and Masato Sugi, 2010: Tropical cyclones and climate change. *Nature Geoscience*, **3**, 157-163.

Mizuta, R., H. Yoshimura, H. Murakami, M. Matsueda, H. Endo, T. Ose, K. Kamiguchi, M. Hosaka, M. Sugi, S. Yukimoto, S. Kusunoki, and A. Kitoh, 2012: Climate simulations using

MRI-AGCM3.2 with 20-km grid. *J. Meteor. Soc. Japan*, **90A**, 233-258.

Murakami, H., B. Wang and A. Kitoh, 2011: Future changes in the western North Pacific typhoons: Projection with a 20-km-mesh global atmospheric model. *J. Climate*, **24**, 1154-1169.

Sugi, M., H. Murakami, and J. Yoshimura, 2009: A Reduction in Global Tropical Cyclone Frequency due to Global Warming. *SOLA*, **5**, 164-167.

陳淡容、鄭兆尊、林宜穎、陳永明、陳正達、Masato Sugi, 2011: 以MRI-AGCM推估未來臺灣地區颱風降雨的變遷。建國百年天氣分析預報與地震測報研討會論文彙編，433-438。

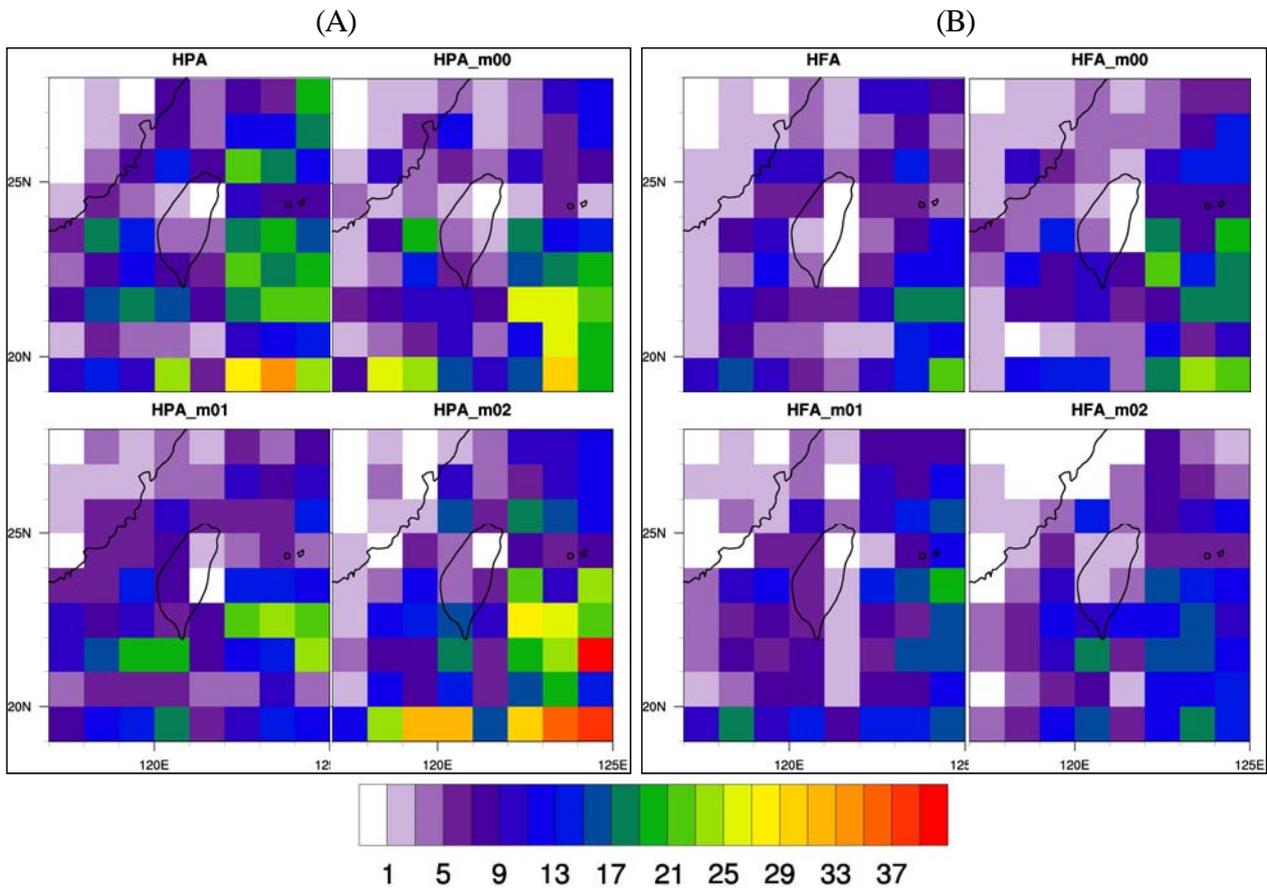


圖1 60km解析度之MRI路徑密度分布圖，即以經緯1度的網格統計每個格區內觀察到的颱風個數，(A)、(B)分別為現在及世紀末之分布，其中各時期的不同張圖代表在相同海溫下4組不同初始場模擬的結果（單位：次數）

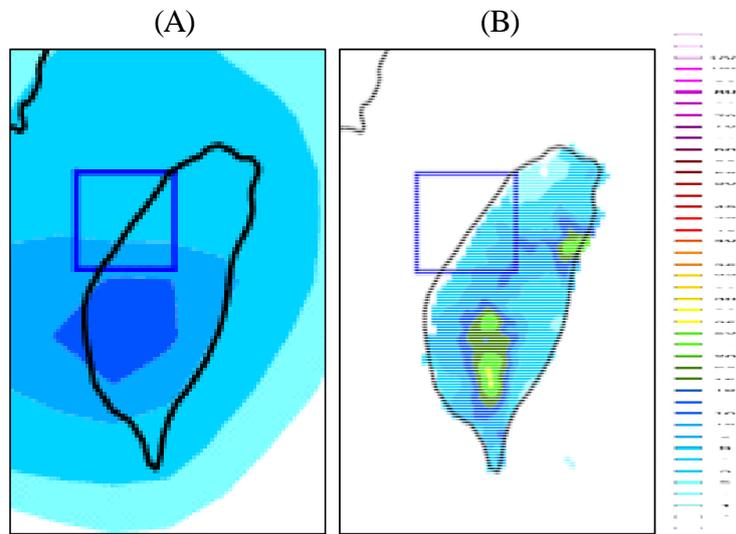


圖2 颱風中心所在位置(藍色框框)與平均颱風降雨的分布圖，(A)為60km MRI-AGCM現在時期(1979-2003)之結果，(B)為觀測(1992-2006)

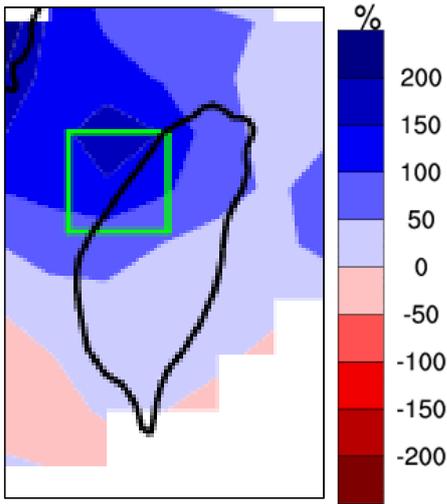


圖3 颱風中心落於綠色框時之颱風降雨改變率

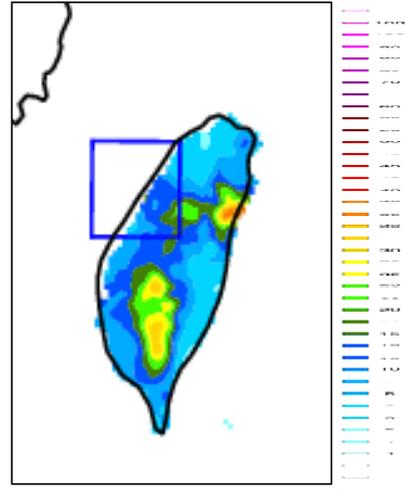


圖4 在不考慮路徑改變的情形下推估世紀末颱風中心在該網格時的降雨分布(單位：mm/hr)

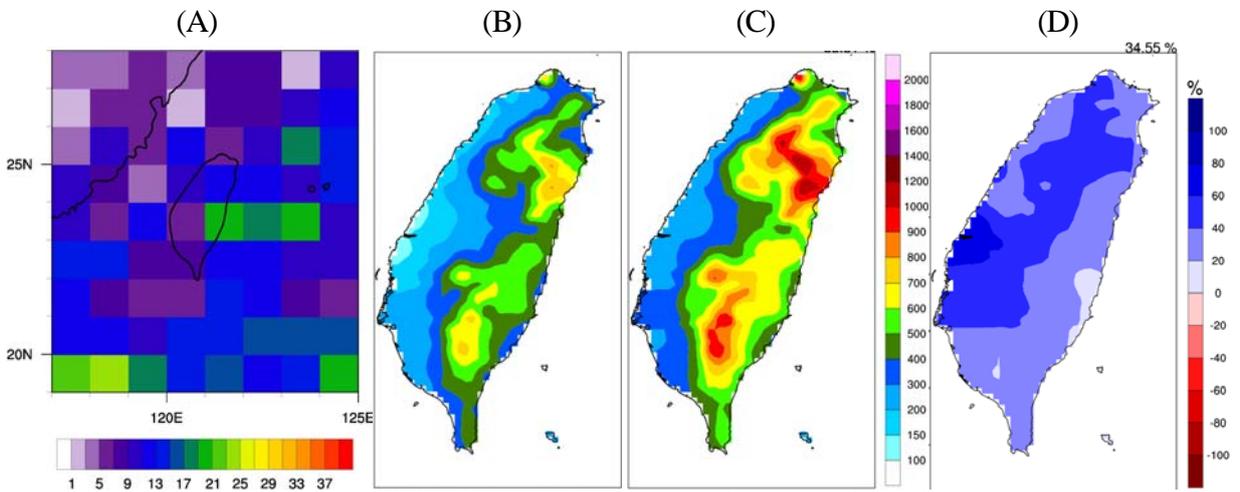


圖5 (A) 觀測1992-2006之颱風路徑密度分布圖、(B) 觀測1992-2006年平均颱風降雨分布圖(單位：mm)、(C) 推估世紀末之降雨分布及(D) 降雨改變率分布



圖6 九大颱風路徑分類示意圖 (中央氣象局)

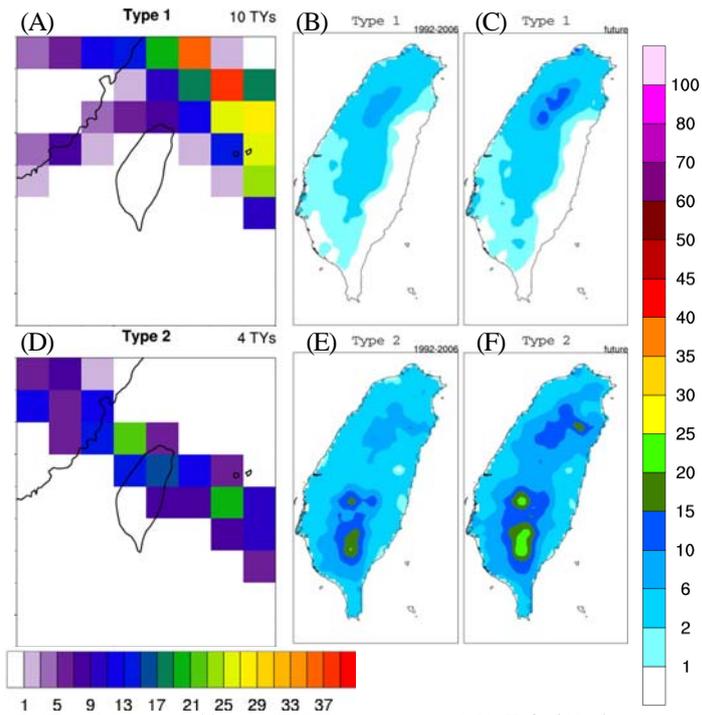


圖7 觀測(1992-2006)第一路徑(上排A~C)和第二路徑(下排D~F)颱風之路徑密度分布圖(A、D)及對應之降雨分布(B、E)和推估世紀末之颱風降雨分布(C、F) (降雨分布圖單位：mm/hr)

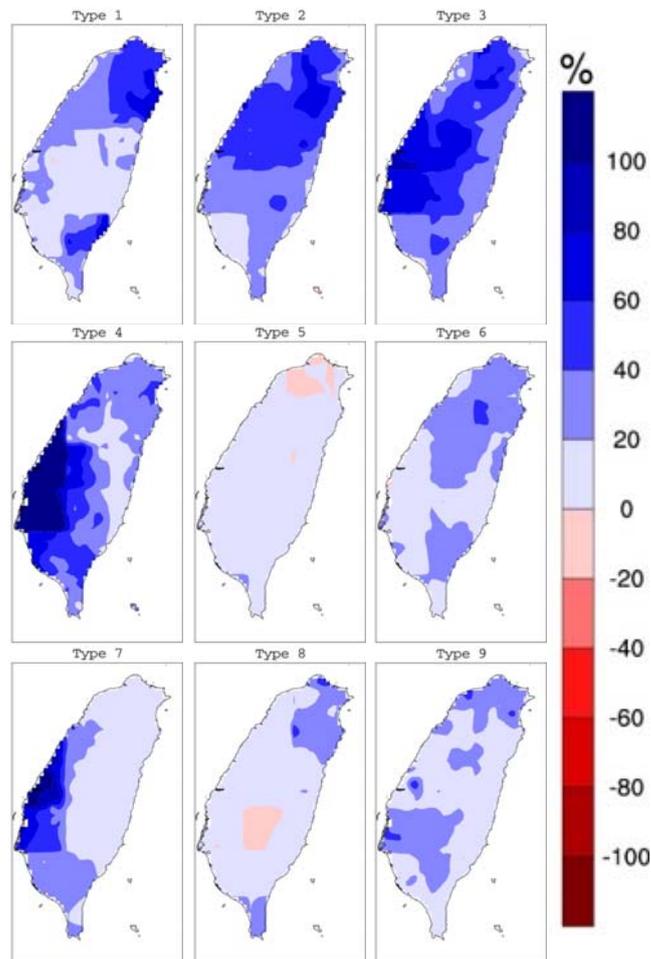


圖8 九大颱風路徑分類之世紀末颱風降雨改變率推估

氣候變遷推估之應用-以春季不降雨日為例

張振瑋 朱容練 吳宜昭 黃柏誠
國家災害防救科技中心 氣象災害防治組

摘要

由於氣候變遷影響台灣、東亞地區甚至全世界，越來越多極端天氣發生，也越來越多天氣災害發生，因此，評估台灣於氣候變遷影響下，天氣、氣候特徵的改變為本研究最重要之目標。目前氣候變遷之研究皆架構於政府間氣候變遷委員會(IPCC)第四次評估報告中 24 個模式模擬之結果，而過去社會經濟或是水文科學等在氣候變遷上的研究中，在模擬未來情境之模式挑選上有其困難度，本研究透過科學判斷建立氣候變遷推估系統，有助於應用端挑選模式，更精準模擬未來情境。

本研究將以春季不降雨日為例，嘗試建立起該氣候變遷推估系統之架構。改進過去應用端在挑選模式之缺點。首先選取出台灣地區人民、社會所關注、影響最大之氣象事件，由於此種事件無法在模式模擬中被確切模擬，因此需透過科學研究，找出與此事件有高度相關並可觀測與模擬之天氣度量因子(phenomena metrics)與其空間範圍，透過度量因子，檢視模式對其度量因子之模擬能力，以間接判定該模式對所選取出之氣象事件模擬程度。以此方法即可選取出對於該氣象事件較能模擬掌握之模式(performance metrics)。在本研究中結果發現，台灣春季不降雨日在時間上有明顯之年代與年際震盪特徵。而大環境場中，海平面溫度、海平面氣壓、低層經向風場、水氣場等皆與台灣春季不降雨日在時間與空間上有很高之相關性，因而可找出春季不降雨日之度量因子。再透過統計方法教驗 IPCC 中各模式對其度量因子之模擬能力，挑選出 MRI、ECHAM4、ECHAM5 等有較高模擬能力的模式以提供水文、農業等下游端研究參考使用。

關鍵字：氣候變遷，度量因子，年代震盪，年際震盪

一、前言

由於氣候變遷影響台灣、東亞地區甚至全世界，越來越多極端天氣發生，也越來越多天氣災害發生，因此，為了保障人民、社會安全，評估氣候變遷對台灣之影響，為本研究最重要之目標。本研究透過台灣氣候變遷推估與資訊平台計畫(TCCIP)工作團隊(team1)在氣象上之研究並產製適合台灣地區研究之均一化、網格化資料，以及工作團隊(team2)產製 IPCC AR4 之未來情境降尺度資料，皆提供給另一工作團隊(team3)評估在氣候變

遷下，對台灣社會之影響與衝擊。因此，本研究所關注之重點將會在於影響台灣地區人民安全、社會經濟等層面之天候事件，如颱風、梅雨、乾旱等。

由於需推估台灣未來之氣候狀態，需透過降尺度方式，分析 IPCC AR4 模式模擬未來情境資料。過去兩年計畫執行上發現，應用端在模擬未來情境之模式挑選上有其困難度，本研究藉由透過科學判斷建立推估系統，有助於應用端挑選模式，模擬未來情境。

本研究嘗試建立氣候變遷推估系統，改進過去應用端在挑選模式之缺點。首先選取出人民、

社會所關注、影響最大之氣象事件，由於此種事件在模式模擬中無法確切模擬出，因此需透過科學研究，找出與此事件有高度相關並可觀測與模擬之天氣度量因子(phenomena metrics)與其空間範圍，並透過度量因子，檢視模式對其度量因子之模擬能力，以間接判定該模式對所選取出之氣象事件模擬程度。以此方法即可選取出對於該氣象事件較能模擬掌握之模式(performance metrics)。在國外先進技術國家中，如日本，美國，也都使用此概念之推估系統。相對本計劃將藉此此次研究機會，建立起適合台灣之氣候變遷推估系統。此系統之概念圖如圖 1。本研究將以春季不降雨日為例，嘗試建立起該氣候變遷推估系統之架構。

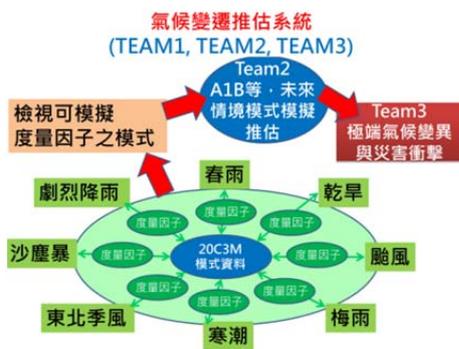


圖 1 為氣候變遷推估系統概念圖

台灣以農立國，雖目前工業、科技業發達，農業產值仍為台灣發展重點之一，因此在氣候變遷加劇及水資源匱乏之情境下，民國 100 年 5 月「全國糧食安全會議」訂定糧食自給率 40%之目標。而農業、工業、科技業發展，水資源皆扮演者重要之角色，因此，在氣候變遷下，台灣地區降雨的變化與其因應對策即成為發展之重點。

每年二、三、四月，為台灣地區春季降雨主要季節，更是台灣西北部地區主要降雨之時期。也因台灣西北部地區有其降雨特性，提供了台灣中北部地區第一期農作主要水資源來源。由農委會農糧署資料顯示，台灣中北部地區之第一期稻米產量占全台 40%。若春季時期降雨特徵有所改變，對於農業、工業、科技業甚至民生皆有影響。因此本研究將針對台灣春季降雨占全年降雨 20%

之區域(圖 2)討論其不降雨日變異特徵，並透過氣候事件監測系統建立，進而推估未來情境下，台灣春季不降雨日變異為何?

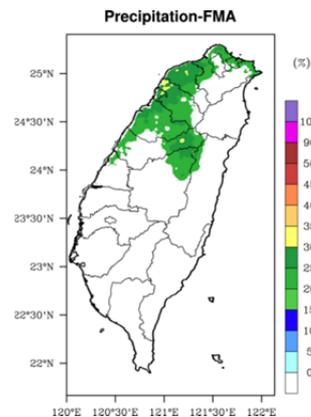


圖 2:台灣地區二、三、四月占全年降雨超過 20% 之分布圖

二、資料說明

本研究採用 TCCIP Team1 所產製之測站資料網絡化降雨資料，該資料產製時之使用方法於另一章節中介紹之。時間解析度為 1960~2009 年之日資料，空間解析度為 1KmX1Km。文中所定義之不降雨為當日降雨量低於 0.2 毫米視為不降雨。環境場方面，本文採用 ECMWF(European Centre for Medium-Range Weather Forecasts)再分析全球網絡資料，該資料為 1958~2001 年之月平均資料，空間解析度為 2.5° X2.5°，本研究所採之垂直分層為 1000，925，850，500，200hPa。此外，為推估未來情境，本研究使用 IPCC AR4 之 24 個模式模擬結果討論之。

三、研究方法

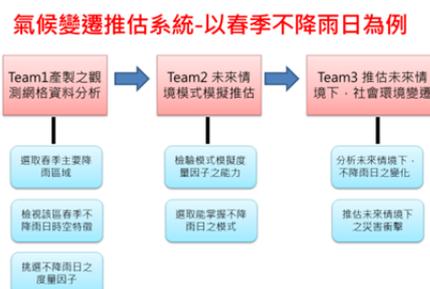


圖 3:春季不降雨日研究之流程圖

圖 3 為春季不降雨日之研究流程圖，為探討不降雨日事件之長時間特徵，本研究採用波普分析法(spectrum)找出該事件之週期特徵，其結果皆通過 90%之統計檢定。此外，為找出其事件之度量因子，本研究採用奇異值分解法(Singular value decomposition, SVD)方式計算每一物理量與不降雨日事件之相關。當找出其度量因子與範圍後，透過性能指標(Performance index, I^2)診斷(Reichler and Kim, 2008)每一模式對其度量因子之模擬能力，以作為後續模擬之參考。

四、台灣春季不降雨日特徵

本研究將探討春季(二、三、四月)台灣主要降水區之不降雨日變化特徵，其空間範圍如圖 2 所示，主要探討區域位於台灣西北地區，而該區亦為台灣稻作與工業科技之重要區域，因此該區之不降雨日變化相對有其重要性。圖 2 左為台灣春季主要降雨區之不降雨日統計，圖 4 右為不降雨日距平分佈，綠色線為近 50 年之趨勢線，藍色線為近 30 年之趨勢線。其中近 50 年之不降雨日變化趨勢為每 10 年減少 3 日，近 30 年減少趨勢減緩，為每 10 年減少 0.2 日不降雨日。為其中不降雨日定義為該網格上每日降雨低於 0.2 毫米，而降雨區之不降雨日則為該區所有網格之不降雨日平均值。由圖初步可見，台灣春季主要降雨區之不降雨日，在近 50 年間有明顯的減少趨勢，尤其在 1980 前後有明顯的跳躍。在近 30 年，也就是 1980 年後不降雨日變異不大，

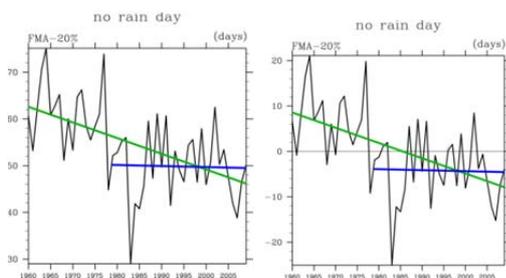


圖 4 左為台灣春季主要降雨區之不降雨日統計，右為不降雨日距平分佈，綠色線為近 50 年之趨勢線，藍色線為近 30 年之趨勢線。

為探討該區不降雨日之週期特徵，本研究採用波普分析與小波分析法，並通過 90%統計檢定，探討其週期特性與檢視其是否有較長周期之變化特徵。圖 5 為不降雨日透過波普分析之結果，X 軸為頻率分佈，Y 軸為變異量，黃色線為不降雨日平均值，黑色線為波譜分佈，紅色線為超過 90% 以上之特徵可信度。綠色線為 Markov “Red Noise” 波譜分佈。由圖中可見，不降雨日有明顯之年際與 10 年以上之長週期變化特徵。其中以長週期之變異量為最大。

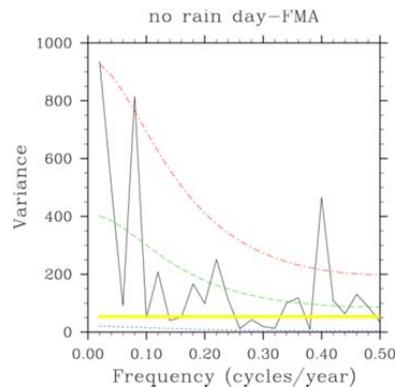


圖 5:為不降雨日透過波普分析之結果

五、台灣春季不降雨日度量因子

以往研究大多專注於春雨之研究，如 Hung et al. [2004]運用少數氣象局測站，已經分析出臺灣的春雨年代際變化與太平洋上的北太平洋年代際震盪 (Pacific Decadal Oscillations，簡稱 PDO，[Mantua et al., 1997]與[Zhang et al., 1997]) 有著非常顯著的相關。反觀本研究所關注之春季不降雨日主題之研究較少。由於春季不降雨日與春雨有高度負相關，如圖 6 所示，圖 6 中黑線為春季降雨年平均值與趨勢，紅色線為春季不降雨日年平均值與趨勢，可明顯看到春季降雨量，由 1960 年至 2009 年逐年減少，而春季不降雨日逐年增加，兩者相關係數達-0.86。因此，本研究將透過過去春雨之研究結果，找出與春季不降雨日相關之度量因

子。

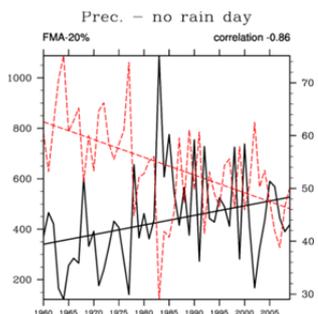


圖 6 為春季降雨量與不降雨日相關圖，其中黑線為春季降雨年平均值與趨勢，紅色線為春季不降雨日年平均值與趨勢，兩者相關係數達 -0.86。

由於春季不降雨日有明顯的年際與年代變化特徵，而太平洋地區以海平面溫度有最明顯之低頻震盪訊號，本研究將透過奇異值分解法(SVD)計算 1961~2009 台灣北部春季不降雨日與海平面溫度，進而探討其兩者之相關性與時空分布特徵，其結果如圖 7，圖 7 為兩變異數經 SVD 計算後之第一模組，可解釋變異分量為 85.64%，由於是計算兩變數之年平均值，因此可解釋變異之百分比比較高。圖中 A 圖為台灣北部地區春季不降雨日之變異空間分布，圖 B 為海平面溫度之變異空間分布，圖 C 為兩物理量之特徵值，亦表示其 SVD1 所顯示之時間序列，紅色線為春季不降雨日之特徵值，黑色線為海平面溫度之特徵值，兩者之相關性達 0.64。由時間序列可見，兩物理量皆有遞減之特徵。由圖可見，主要相關區域與海平面溫度之低頻震盪特徵區域相同，在北太平洋地區 180~150W，30N~40N 有最高之正相關性，於 150W~90W，5S~5N 有最高負相關性。此結果可呼應 Hung 等人(2004)所提之台灣春雨有明顯太平洋年代震盪特徵，由於 PDO 冷年代時期，北太平洋地區為暖海水距平，熱帶東太平洋地區為冷海水距平，由於熱帶地區為冷海水距平分佈，該趨近比面大氣場為輻散特徵，北太平洋地區則為輻合特徵，其分佈有利台灣東南方之氣旋距平發展。而台灣南方之氣旋距平為台灣帶來較乾冷之北方空氣，較不利於降雨，因此，台灣地區春季不降

雨日有增加之結果。此外太平洋海平面溫度之年際變化特徵與年代相似，因此對台灣地區春季降雨變化亦有與年代變化相同之影響，此結果與 Jiang 等人 (2003)所研究之結果相同。因此，該兩區(180~150W，30N~40N 與 150W~90W，5S~5N)之海平面溫度可做為台灣春季不降雨日之度量因子。

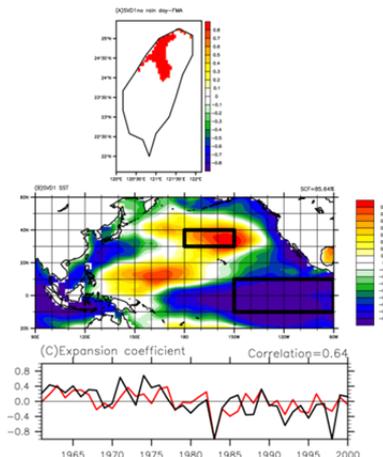


圖 7 為兩變異數經 SVD 計算後之第一模組，可解釋變異分量為 85.64%，圖中 A 圖為台灣北部地區春季不降雨日之變異空間分布，圖 B 為海平面溫度之變異空間分布，圖 C 為兩物理量之特徵值，亦表示其 SVD1 所顯示之時間序列，紅色線為春季不降雨日之特徵值，黑色線為海平面溫度之特徵值，兩者之相關性達 0.64。

除海平面溫度場外，本研究之不降雨是亦與有明顯低頻震盪特徵之海平面氣壓做相關，春季不降雨日與海平面氣壓透過 SVD 計算後之第一模式中可解釋變異分量為 82.59%(圖略)，同圖 7，由兩物理量之特徵值分布可見，春季不降雨日隨時間，有減少之趨勢，其中兩物理兩之相關性也達 0.6。由圖 B 中可見，主要與不降雨日在 120E~170E，赤道~20N 區有最高負相關特徵，此表示，該區氣壓下降，有助於氣旋發生，對於春季不降雨日有正向貢獻。此結果可呼應 Hung 等人(2004)之研究成果，Hung 提出該區在春季之氣旋特徵對於春雨有明顯之正相關，由於該區之反氣旋分布，有利於台灣南方西南氣流引入，利於台灣地區降雨。

反觀若為氣旋分布則有利於不降雨日增加。此部分也呼應於圖 7 中的 B 圖，由於熱帶中、東太平洋地區冷距平訊號，而在換日線以西地區因冷暖交界，易產生氣壓下降與氣旋之特徵，此現象皆有利於不降雨日發生。

由上述可知，台灣地區春季不降雨日與熱帶西太平洋因年際、年代變化產生之反氣旋有關，因此，本研究亦透過 SVD 計算不降雨日與 925hPa 緯向風場(簡稱 V925)之相關。SVD 計算台灣春季不降雨日與 V925 之第一模態之可解釋變異分量為 83.31%(圖略)，由時間序列中可見，兩物理量皆有隨時間遞減之特徵，較上述之海平面溫度與海平面氣壓之相關性高，其相關性達 0.8，由圖可見，於台灣南方 110E~130E，10N~20N 地區，V925 與不降雨日有高度負相關。此結果與 Hung 等人(2004)所提之台灣春雨特徵相同，該區若為南風分量，則有利於南方暖濕水氣輸送，台灣春季降雨較為豐沛。反之，若該區呈現北風距平，則將高緯地區乾冷空氣向南輸送，台灣地區春季降雨有減少特徵，春季不降雨日則有增加之趨勢。因此，該區(110E~130E，10N~20N)之 V925 可定為台灣北部春季不降雨日之度量因子。

由於 Chen 等人在 2003 的研究中提出，台灣地區春季降雨與台灣北方之高層噴流軸有關。在初春(二月)時期，若台灣位於高層噴流軸入區下方，由於該區高層有較強烈之輻散運動，因此有利於該區低層輻合併引發上升運動，進而較有利於該區降雨發生。此外，Jiang 等人於 2003 的研究中亦指出，此高層噴流軸亦有年際尺度之變化特徵。因此本研究將台灣春季不降雨日與高層 200hPa 之緯向風場做時間與空間上之相關分析，用 SVD 計算台灣春季不降雨日與 U200 之第一模態之可解釋變異分量為 83.76%(圖略)，由時間序列中可見，兩物理量皆有隨時間遞減之特徵，兩物理量之相關性達 0.7，由空間分布可見，在台灣上空之緯向風場強度與春季不降雨日為負相關，其表示當高空緯向風場強度較弱時，較不利於低層輻合上升運動，亦不利於該區降水發生，其表示該區不降雨日數增加。此結果，可呼應於 Chen 等人與 Jiang

等人之論文結果。因此，本研究將 110E~140E，20N~30N 區域之高空 200hPa 緯向風場定為台灣北部春季不降雨日之度量因子。

以上分析結果皆顯示，大環境之環流場變化不論在較長之年代變化尺度、年際變化尺度，到較短之天氣尺度，皆會影響台灣北部春季之降雨。但，若大尺度環流場有利於降雨，而該區水氣不足，亦無法導致降雨。因此，大環境場水氣在該研究中亦扮演相當重要之角色。因此，本研究將春季之不降雨日與 700 hPa 之水氣場(比濕)做時間與空間之相關分析，圖 8 同圖 7，為用 SVD 計算台灣春季不降雨日與 700 hPa 比濕之第一模態，可解釋變異分量為 86.58%，其可解釋變異分量之百分比為上述之物理量最高，此表示兩者相關之時間與空間分布特徵最為明顯，由時間序列(圖 C)中可見，兩物理量皆有隨時間遞減之特徵，兩物理量之相關性達 0.7。由空間分布可見，水汽在台灣附近 20N~30N 地區為較明顯之負值變異特徵，與台灣北部地區春季不降雨日為負相關。此表示，若該區水氣較為缺乏時，意表示該區較不易降雨，該區之不降雨日數即會增多。因此，該區(110E~130E，20N~30N)700 hPa 之比濕分佈，可定為台灣北部春季不降雨日之度量因子。

綜合上述討論之結果，可整理於表 1，其表顯示，該五種物理量，在不同區域中，皆與台灣北部地區春季不降雨日在時間與空間上有高度相關性。因而該些物理量於該區域中，可定為春季不降雨日之度量因子。

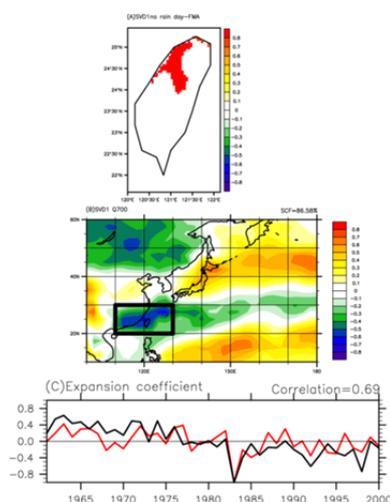


圖 8 同圖 7，為兩變異數經 SVD 計算後之第一模組，可解釋變異分量為 86.58%，圖 B 為 Q700 之變異空間分布，圖 C 為兩物理量之特徵值，兩物理量之相關性達 0.7。

表 1 為春季不降雨日之度量因子

月	自然季節	天候現象	影響	度量因子-->				
				V925	U200	slp	SST	
2	春	不降雨日	農曆	110E~130E	20N~30N	120E~170E	150W~90W	
3			工農	10N~20N	110E~140E	0~20N	55~5N	
4			民生用水	南亞分區負相關	西亞分區負相關	蘇聯負相關	150~150W	110E~130E
							30N~40N	20N~30N

透過性能指標(Performance index, I2)診斷 (Reichler and Kim, 2008)檢視 IPCC AR4 24 個模式對於前段研究結論度量因子之模擬能力，由教驗結果可知如表 2，mri、echam4、cccm3_cgcm3_1、cccm3_cgcm3_1_t63、echam5 對於春季不降雨日之度量因子皆有較優異之模擬程度，也因該些模式皆能較成功模擬出主要影響春季不降雨日之因子，因此該些模式亦能較準確推估出現在與氣候變遷情境下春季不降雨日之變化。

表 2 IPCC AR4 模式透過性能指標模擬度量因子之結果

I ²	model	res.	v925	u200	slp	sst	Q700	ave
X	Ensemble mean	-	0.28	0.17	0.08	0.46	0.72	0.342
S	mri_cgcm2_3_2a	128x64	0.56	0.64	0.12	0.28	0.24	0.368
C	cccm3_cgcm3_1_t63	128x64	0.46	0.13	0.87	0.31	1.13	0.58
Q	miroc3_2_medres	128x64	1.11	0.23	0.16	0.35	1.89	0.708
B	cccm3_cgcm3_1	96x48	0.74	0.12	1.06	0.12	0.6	0.528
M	ingv_echam4	320x160	1.03	0.41	0.09	0.53	0.13	0.438
L	lap_spoas1_0_g	128x60	1.03	0.71	0.28	0.29	1.25	0.712
R	mpi_echam5	192x96	1.27	1.13	0.1	0.35	0.14	0.568
T	ncar_ccsm3_0	256x128	0.41	1.68	0.4	0.46	1.48	0.886
E	csiro_mk3_0	192x96	1.49	0.12	0.31	1.18	1.8	0.98
P	miroc3_2_hires	320x160	0.61	0.54	2.13	0.17	2.56	1.102
N	inmcm3_0	72x48	0.54	1.05	0.43	1.62	1.8	1.088
F	csiro_mk3_5	192x96	2.13	1.1	0.16	0.26	1.37	1.004
A	bccr_bcm2_0	128x64	0.88	0.84	0.32	1.88	0.59	0.882
D	cnrm_cm3	128x64	1.02	0.47	0.93	1.58	0.69	0.938
W	ukmo_hadgem1	192x145	1.73	0.76	0.2	1.32	0.17	0.836
H	gfdl_cm2_1	144x90	1.42	0.69	0.46	1.51	1.41	1.098
G	gfdl_cm2_0	144x90	0.8	0.36	0.25	2.77	1.75	1.186
K	giss_model_er_f	72x48	0.88	2.17	0.54	0.69	0.44	0.854
I	giss_aom	90x60	1.73	2.64	0.1	0.2	1.03	1.14
V	ukmo_hadom3	96x73	0.91	2.11	1.56	0.94	0.17	1.138
U	ncar_pcom1	128x64	1.54	0.63	1.87	2.98	0.79	1.562
O	ipsl_cm4	96x72	0.83	0.07	0.11	3.28	1.28	2.114
J	giss_model_er_h	72x48	0.5	0.45	11.46	0.47	0.17	2.61

六、未來工作

透過上述之檢驗方法，可提供下游應用端模式選取之建議，進而透過統計或動力降尺度推估未來情境下天氣事件之變化。在未來工作中，對於不同的使用者、不同的研究議題，皆可透過此推估系統找出，該議題、事件之度量因子，並透過性能指數挑選出適當的模式，推估未來情境下之變化與衝擊。

參考文獻

Chen, Tsing-Chang, Wan-Ru Huang, Ming-Cheng Yen, 2011: Interannual Variation of the Late Spring–Early Summer Monsoon Rainfall in the Northern Part of the South China Sea. *J. Climate*, **24**, 4295–4313.

Chen, George Tai-Jen, Zhihong Jiang, Ming-Chin Wu, 2003: Spring Heavy Rain Events in Taiwan during Warm Episodes and the Associated Large-Scale Conditions. *Mon. Wea. Rev.*, **131**, 1173–1188.

Hung, C.-w., H.-H. Hsu, and M.-M. Lu, 2004: Decadal Oscillation of Spring Rain in Northern Taiwan. *Geophys. Res. Lett.*, **31**, L22206m

Jiang, Zhihong, George Tai-Jen Chen, Ming-Chin Wu, 2003: Large-Scale Circulation Patterns Associated with Heavy Spring Rain Events over Taiwan in Strong ENSO and Non-ENSO Years. *Mon. Wea. Rev.*, **131**, 1769–1782.

LinHo, L. H., Xianglei Huang, Ngar-Cheung Lau, 2008: Winter-to-Spring Transition in East Asia: A Planetary-Scale Perspective of the South China Spring Rain Onset. *J. Climate*, **21**, 3081–3096.

Torrence, Christopher, Gilbert P. Compo, 1998: A Practical Guide to Wavelet Analysis. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **79**, 61–78.

Reichler, Thomas, Junsu Kim, 2008: How Well Do Coupled Models Simulate Today's Climate?. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **89**, 303–311.

2009至2010阻塞高壓特徵之分析

紀雍華 盧孟明
氣象科技研究中心
中央氣象局

摘要

本文依照Barriopedro et al.(2006)論文內容，建立一套辨別阻塞高壓事件流程，此方法可獲得阻塞高壓事件的整體時間、經緯範圍、中心位置及事件強度。研究中使用NCEP重分析日平均500-hPa高度場資料，分析2009年10月至2010年10月的北半球阻塞高壓事件。和實際情況相比此段時間內的阻塞高壓事件分析結果合理，未來將用長期資料分析北半球阻塞高壓事件在氣候上的特性。

關鍵字：阻塞高壓、NCEP重分析資料

一、前言

阻塞高壓是深厚的暖心高壓系統，持續時間可達5天以上，常發生於北半球的大西洋、歐洲及太平洋區域。亞洲冬季發生阻塞高壓時有利於西伯利亞高壓發展，阻塞環流亦可加強東亞噴流，加速冷氣團南移，進而影響台灣天氣(洪和賈，2007)。本文依據Barriopedro et al.(2006)論文，建立一套客觀且詳盡的辨識阻塞高壓事件方法，此方法可獲得阻塞高壓事件的整體時間、經緯範圍、中心位置及事件強度，並提供吾人以客觀方式定義北半球全年的阻塞高壓事件，不受限於小區域或季節，有助於研究阻塞高壓之氣候特徵與變化。

二、資料與研究方法

本文依照Barriopedro et al.(2006)內容，使用NCEP重分析資料(Kalnay et al.,1996)內每日00UTC的500-hPa高度場變數，分析2009年10月至2010年10月的北半球阻塞高壓事件。圖1為Barriopedro et al.(2006)辨別阻塞高壓事件的流程，本研究將圖1的步驟略為調動，依序為：(一)計算阻塞高壓指數、(二)決定每日阻塞高壓經度範圍、(三)定義阻塞高壓中心、(四)合併相鄰阻塞高壓範圍、(五)判斷阻塞高壓事件持續日數、(六)計算每日阻塞高壓強度。經上述計算後可定義出每個阻塞高壓事件的每日和整體平均之高壓中心經緯度、經度範圍、強度，及阻塞高壓事件持續的時間長度。各步驟的詳細介紹如下：

(一)計算阻塞高壓指數

阻塞高壓指數(GHGN、GHGS)定義為1、2式：

$$GHGN = \frac{Z(\lambda, \phi_N) - Z(\lambda, \phi_0)}{\phi_N - \phi_0}$$

$$GHGS = \frac{Z(\lambda, \phi_0) - Z(\lambda, \phi_S)}{\phi_0 - \phi_S} \quad (1)$$

$$\phi_N = 77.5^\circ N + \Delta$$

$$\phi_0 = 60.0^\circ N + \Delta$$

$$\phi_S = 40.0^\circ N + \Delta$$

$$\Delta = -5.0^\circ, -2.5^\circ, 0.0^\circ, 2.5^\circ, 5.0^\circ \quad (2)$$

其中 $Z(\lambda, \phi)$ 代表經度 λ 、緯度 ϕ 的500-hPa重力位高度。計算時以每個經度上的 ϕ_N 、 ϕ_0 、 ϕ_S 緯度為中心，在其南北方向緯度 5° 範圍內共5點計算GHGS、GHGN值。當5點中有1點完全通過式3條件時，定義此經度有阻塞高壓發生。式3中 $Z(\lambda, \phi_0)$ 為經度 λ 、緯度 ϕ_0 ，1980至2010年500-hPa高度場之00UTC氣候值。

$$GHGN < -10 \text{ gpm}/^\circ \text{lat}$$

$$GHGS > 0$$

$$Z(\lambda, \phi_0) - \overline{Z(\lambda, \phi_0)} > 0 \quad (3)$$

(二)決定每日阻塞高壓經度範圍

如何決定阻塞高壓在經度上的連續範圍？

Barriopedro et al.(2006)以經度上連續5個或5個以上通過步驟(一)定義的格點(即經度連續 12.5°)視為一段阻塞高壓範圍，其中允許連續5點內(但非邊界上)包含1個未通過定義格點。步驟(二)去除了通過定義但單一存在或相鄰但過於零散的阻塞高壓，並獲得當日發生阻塞高壓時的經度連續範圍。

(三)定義阻塞高壓中心

阻塞高壓中心定義為選定範圍內經度和緯度分別平均之高度最大值的交點。為使實際阻塞高壓中心能落於選定範圍內，區域內經度往東西各擴 5° ，南北邊界考慮經度範圍內所有通過阻塞高壓定義的各點，南邊取最北的 ϕ_S 值，北邊取最南的 ϕ_N 值，使南

北緯度範圍控制在最小，增加計算阻塞高壓中心的準確性，並減低南方割離低壓的影響。

(四)合併相鄰阻塞高壓範圍

當兩相鄰的阻塞高壓經度邊界距離 $\leq 22.5^\circ$ ，且兩高壓中心距離 $\leq 45^\circ$ 時，相鄰的阻塞高壓可視為同一個阻塞高壓，並將其經度範圍合併。原始兩阻塞高壓中心高度值較高者則訂為新的高壓中心，此步驟需重覆至所有相鄰阻塞高壓均不符合上述合併條件為止。

(五)判斷阻塞高壓事件持續日數

阻塞高壓事件以通過上述四步驟後的阻塞高壓日期為第1天，並以第1天的阻塞高壓經度範圍為基準。次日的阻塞高壓區域至少需1點落在在此範圍內，才視為同一事件的第2天。若次日有2段或以上的阻塞高壓區域落在基準範圍內，則以格點範圍和第1天重複較多的事件做為第2天。

若次日的經度範圍和第1天沒有交集，但兩天的範圍邊界相距 $\leq 22.5^\circ$ ，且高壓中心相鄰 $\leq 20^\circ$ ，則可視為同一事件的第2天。第2天確定後，便以第2天的經度範圍取代為基準，依上述步驟尋找第3天，之後再以第3天的經度範圍取代為基準，重複一直延續下去。此外，在阻塞高壓事件中允許連續的日期中間有1天不符合上述條件。當通過上述條件的日數持續5天以上時，視為1個阻塞高壓事件。

(六)計算每日阻塞高壓強度

每日阻塞高壓事件強度(BI)可用式4表示，其中 $Z(\lambda, \phi)$ 代表阻塞高壓中心高度、RC定義為參考高度，為阻塞高壓上游重力位高度 $Z(\lambda_u, \phi)$ 和下游 $Z(\lambda_d, \phi)$ 之平均。 λ_u 和 λ_d 分別代表距離阻塞高壓中心西邊 10° 和東邊 10° 的經度， ϕ 和阻塞高壓中心緯度相同。

$$BI = 100.0 \left[\frac{Z(\lambda, \phi)}{RC} - 1.0 \right]$$
$$RC = \left[\frac{Z(\lambda_u, \phi) + Z(\lambda_d, \phi)}{2} \right] \quad (4)$$

三、結果討論

(一)計算阻塞高壓指數討論

圖2為經步驟(一)定義之2009年10月至2010年10月北半球阻塞高壓發生區域，圖中參考Barriopedro et al.(2006)分成： $0^\circ-90^\circ E$ 的歐洲(EUR)、 $90^\circ E-180^\circ$ 的西太平洋(WPA)、 $180^\circ-100^\circ W$ 的東太平洋(EPA)及 $100^\circ W-0^\circ$ 的大西洋(ATL) 4區域。以2010年1月1至12日為例(圖2箭號處)，其中一段阻塞高壓發生於EPA，並隨時間往西延伸至WPA，另一段則發生在ATL上。圖3為實際500-hPa高度場圖，對照圖2、3可見此方法

定義之阻塞高壓和實際的阻塞高壓範圍相當一致，圖2中1月1日的阻塞高壓約發生在 $180^\circ-150^\circ W$ 及 $30^\circ W-60^\circ W$ 之間，在圖3(a)可見在這兩段區域內均有 Ω 型的阻塞高壓存在(ATL者較明顯)，並在 $40^\circ N$ 左右伴隨有割離低壓。在圖2的4、7、10日，對應圖3(b)、(c)、(d)顯示此方法大致能描述出阻塞高壓的發展和移動，如圖3(b)在 $120^\circ E-150^\circ W$ 、 $90^\circ W-0^\circ$ 有3波較明顯的阻塞高壓變化，到了圖3(d)阻塞高壓分布在 $90^\circ E-120^\circ E$ 、 $150^\circ E-150^\circ W$ 、 $60^\circ W-30^\circ E$ 間，在圖2的4日和10日上顯示的阻塞高壓範圍也和圖3相當一致。圖2中阻塞高壓集中在兩段時期，分別為2009年12月到2010年2月和2010年4月到8月。在經度分布上，阻塞高壓隨時間常橫跨WPA和EPA或EUR和ATL，在經度上較難明確區分成4塊區域。

(二)合併相鄰阻塞高壓範圍討論

圖4為步驟(四)完成後之結果，和圖2相比顯示步驟(四)保留了大多數的阻塞高壓經度，並去除了通過定義但較零星存在的阻塞高壓經度。圖5是步驟(四)後北半球的阻塞高壓中心經緯度的分布區域，圖中顯示中心較集中在 $60^\circ W-60^\circ E$ 內；圖6為步驟(四)後北半球的阻塞高壓中心經度位置統計，落在EUR和ATL的個數較多，WPA和EPA較少，4區域則各有1個峰值區，此和Barriopedro et al.(2006)統計4區域的全年結果一致。

(三)每日阻塞高壓強度和整體討論

完成步驟(六)後，得2009年10月至2010年10月內共發生了32個阻塞高壓事件，32個事件內阻塞高壓強度平均多落在0.5-0.65之間，在32個事件中便有12件在此範圍內。強度平均最強則為1.14，發生在2010年2月18日至2010年2月22日，範圍在 $120^\circ W-150^\circ W$ 。2009年12月30日至2010年1月31日的阻塞高壓事件持續了33天，範圍在 $90^\circ W-90^\circ E$ 內，是32個事件中次長的事件。實際上2010年冬季歐洲酷寒，各地遭到暴風雪侵襲，英國遭逢數十年來最嚴寒冬天，波蘭將近140人凍死。32個事件其中最長為2010年7月3日至2010年8月12日共41天，範圍在 $0^\circ-90^\circ E$ 內，此段時間內俄羅斯發生了世紀性的森林大火。這些事件顯示阻塞高壓辨識是研究氣候極端事件的一個重要步驟。從這一年的32個事件看來，事件的長度和強度並不存在明顯關係，但仍需繼續分析多年資料以確定是否每年都是如此。

四、結論

本研究依照Barriopedro et al.(2006)內容，建立一套辨別阻塞高壓事件流程，目前初步分析2009年10月至2010年10月的北半球阻塞高壓事件，和實際情

況相比此段時間內的阻塞高壓事件分析結果合理，未來將用更長期的資料分析北半球阻塞高壓事件在氣候上的特性。

五、參考文獻

洪志誠與賈新興, 2007: “2004/05冬季台灣寒潮之探討：阻塞高壓的影響”，大氣科學，第35期, 151-164.

Barriopedro, D., R.G. Herrera, A.R. Lupo, and E. Hernández, 2006:” A climatology of Northern Hemisphere blocking”, J. Clim., 19, 1042-1063.

Kalnay, E., and Coauthors, 1996: The NCEP/NCAR 40-Year Reanalysis Project. Bull. Amer. Meteor. Soc., 77, 437–471.

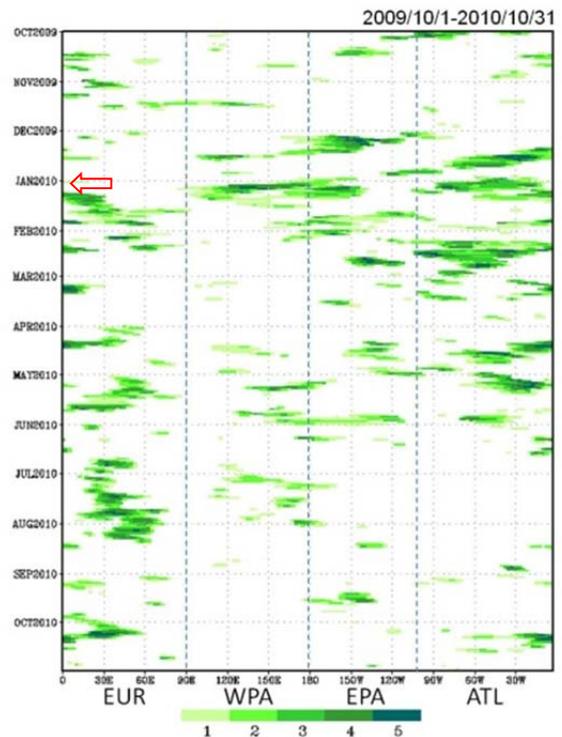


圖2 2009年10月1日至2010年10月31日北半球阻塞高壓發生區域Hovmöller圖，橫軸為時間、縱軸為經度、數字代表此經度上緯度符合條件的格點數

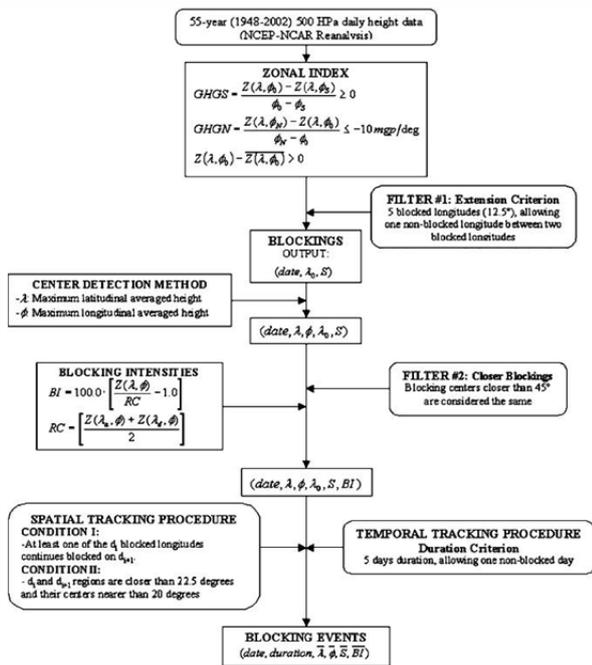


圖1 辨別阻塞高壓事件流程(Bariopedro et al., 2006)

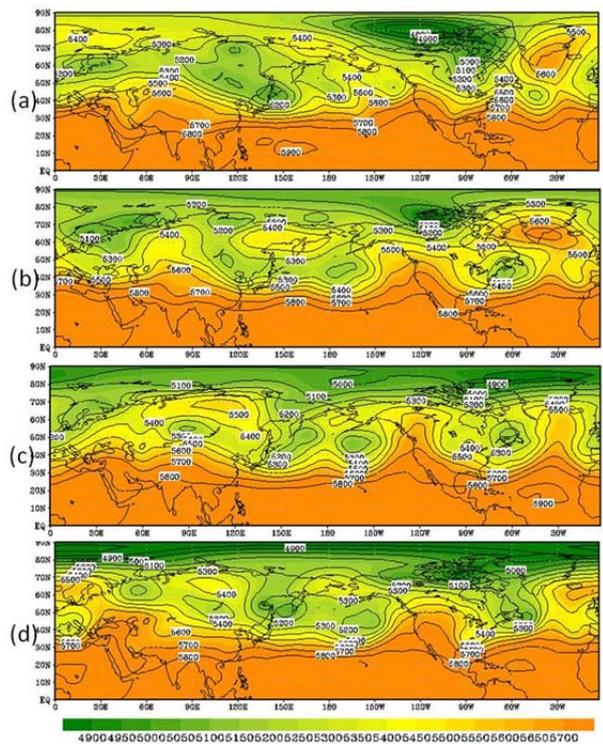


圖3(a)-(d) 2010年1月1日、4日、7日、10日(由上而下)北半球實際500-hPa高度場圖，橫軸為經度、縱軸為緯度

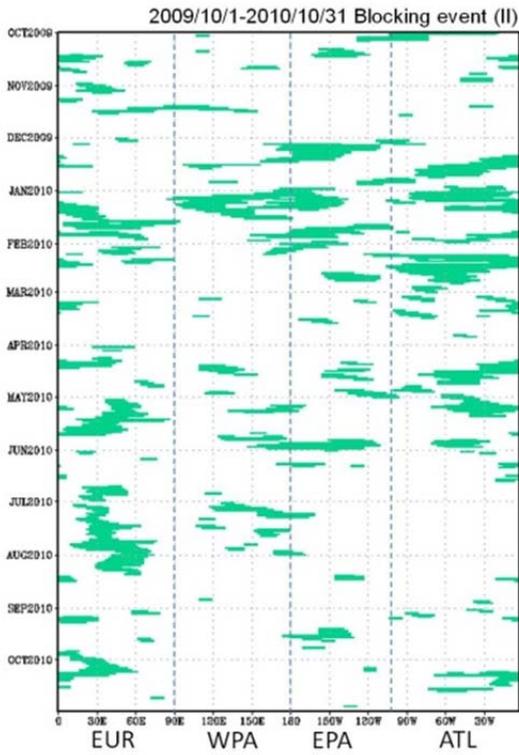


圖4 2009年10月1日至2010年10月31日北半球合併相鄰阻塞高壓範圍Hovmöller圖，橫軸為時間、縱軸為經度

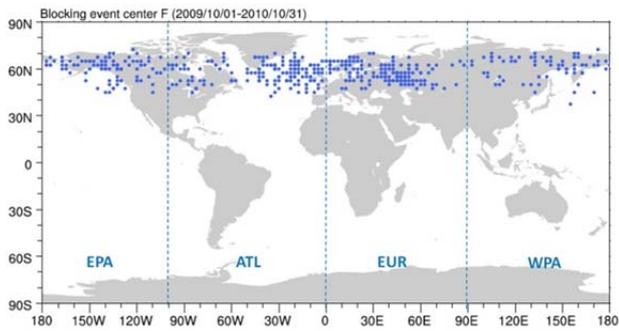


圖5 2009年10月1日至2010年10月31日北半球阻塞高壓中心經緯度(藍點)的分布區域

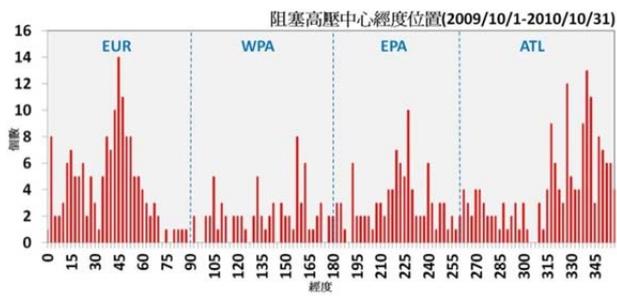


圖6 北半球的阻塞高壓中心經度位置統計

中央氣象局一步法海氣偶合氣候預報模式之 30 年 AMIP 積分測試以及大氣通量修正

劉邦彥¹ 林沛練² 莊漢明³

- 1：國立中央大學 大氣物理研究所 及 中央氣象局氣象科技研究中心
- 2：國立中央大學 大氣物理研究所
- 3：美國 NCEP/EMC

摘 要

針對新一代的一步法海氣偶合氣候模式(CWB 1-tier CFS)之大氣部份進行 30 年之 AMIP type 積分實驗，並與 NCEP CFS 30 年 AMIP type 積分之結果進行比較，以了解兩者大氣模式針對相同海溫條件下，長時間積分之大氣通量差異。

NCEP CFS 為一成熟之海氣偶合模式，其大氣模式與海洋模式(MOM3)之間相互偶合的效果相當良好，意味著 MOM3 海洋模式對 NCEP CFS 大氣模式所供應之大氣通量能有良好且正常之反應，以至於能模擬出較合理之海溫資訊反應回大氣中。而未來 CWB 1-tier CFS 之大氣模式也將與 MOM3 進行偶合之動作，所以必須針對大氣通量之部分進行比較分析，以了解 CWB 1-tier CFS 之大氣模式是否能提供正確資訊給予 MOM3 海洋模式。而大氣通量之比較結果發現兩者大氣模式之間仍有明顯的差異存在，我們便針對此差異提出統計之修正方法，藉由以 NCEP CFS 30 年 AMIP type 積分之結果作為依據，來產生出月平均氣候場之修正係數，並對此修正係數進行實際的測試，以了解修正係數之方式是否能達到修正大氣通量之預期效果。

一、 前言

於去年期末報告中已分析過去年 CWB GFS AMIP type 30 年積分之結果，其中結果顯示仍有相當多之問題仍須改善。今年上半年，我們嘗試逐一排除造成積分結果不合理之原因，並再重新進行一次 AMIP type 30 年積分，且獲得到明顯的積分結果改善。未來將會把 CWB GFS 大氣模式嵌入 NCEP CFS 中，取代原有之 NCEP GFS 大氣模式，而成為中央氣象局新一代的 CWB 1-tier CFS 模式，並開始進行 CMIP type 之積分測試。

在進行 CMIP type 積分之前，我們必須得

了解到 CWB GFS 是否能提供合理的大氣通量資訊給 MOM3，若是有所偏差則必須進行修正之動作，而 NCEP CFS 為一發展成熟之氣候模式，便建議以 NCEP CFS AMIP 之結果作為大氣通量之修正標準，作為 CWB 1-tier CFS AMIP 積分結果之修正目標，而這樣做的目的是為了將來 CWB 1-tier CFS 之大氣模式與海洋模式 MOM3 進行偶合作用時，其所輸出至 MOM3 的大氣通量會相當接近 NCEP CFS 大氣模式所輸出的，使得 MOM3 能得到較良好的海洋上邊界資訊，近而在海氣交互作用時，能反向提供給大氣模式較為合理且良好的海洋資訊。當然若改正物理參數能良好的修正大

氣通量之結果，修正係數之方式則是無須被使用。今年上半年，我們不僅針對模式進行改正之動作，亦同時建立了修正係數之程序，並對此修正係數進行實際的測試，以了解修正係數之方式是否能達到預期的效果。

二、 CWB GFS 與 NCEP GFS 通量差異比較

於潛熱通量季平均氣候場(圖一)之比較可以看到，CWB GFS 於洋面上之地表潛熱釋放明顯高於 NCEP GFS 以及 RA-2 之結果，且偏強之區域隨著季節轉變而變動，冬、春兩季偏強之區域偏北太平洋地區，而夏、秋兩季則於南太平洋、印度洋以及南大西洋地區有較多的潛熱釋放。經由以上敘述我們發現，CWB GFS 位於 ITCZ 附近之潛熱通量偏強，也意味著較多的水氣蒸散至大氣中，這樣的情況可能會對於 ITCZ 與 SPCZ 的降水造成過強的影響。

利用 SRB 淨地表短波輻射之季平均氣候場與模式(圖二)進行比較，發現於熱帶洋面附近 CWB GFS 只有零星呈現偏高之短波分布，而至副熱帶之區域則都是呈現比觀測場偏低的情形。另外北半球之夏季明顯出現中高緯度之地區有偏強之短波入射，而當南半球季入夏季時，中高緯度的地區同樣也偏高的分布。此外利用 TRMM 衛星的觀測雨量季平均氣候場(圖三)資料來進行比對，對應潛熱通量(圖一)的分析，可以看到 CWB GFS 於 ITCZ 以及 SPCZ 一帶之降水都是呈現明顯偏強的情形，另外印度洋以及中美洲一帶的降水也是有明顯的偏強情形。

由 850hPa 緯向風場之變異量(圖四)看起來，可以發現 CWB GFS 在印度洋、東太平洋、北太平洋、北大西洋以及中美洲一帶有明顯較強之變異量存在，而這些較強的變異量與降水量(圖三)之明顯偏強區域則是相互對應到，可

以理解在模式中上述的區域是存在著較頻繁的動量擾動，進而造成較多的降水。潛熱通量之變異量(圖五)可以看到，整體看來 CWB GFS 之結果與 NCEP RA-2 和 NCEP GFS 分佈一致，但細部來看仍有些明顯偏多的變異量存在，比方說位於 ITCZ 以及 SPCZ 附近之位置，其變異量明顯高於 RA-2 之結果，對照先前所看的降水(圖三)以及地表潛熱通量(圖一)之季平均氣候場，相同的在 ITCZ 以及 SPCZ 附近也存在著較強的降水與潛熱通量，意味著在 CWB GFS 中，這些區域之降水與水氣蒸發之間的變化差異是相當大。淨地表短波輻射之變異量(圖六)分析，可以看到 CWB GFS 之中高緯度之地區有明顯的偏高變異量存在，對照圖十之地表淨短波輻射季平均氣候場之比較，則不難理解模式對於中高緯度地區雲之掌握仍然不足，雲量可能呈現過少或是過薄，進而使得過多之太陽短波輻射進入到地表，造成中高緯度之地表淨短波輻射變異量明顯偏高，這也是模式仍需改善之處。

三、 修正係數法之建立

修正係數的建立主要是先取得 NCEP CFS AMIP 每個格點上每個月的月平均氣候場，在除上 CWB GFS AMIP 每個格點上每個月的月平均氣候場，而得到我們所需要的修正係數，其公式我們表示如下：

$$\mu = \frac{A_{ncep}^{cli}}{A_{cwb}^{cli}}$$

利用上述的公式，我們便利用以下的簡單公式將 CWB 之大氣通量結果進行修正的動作：

$$A_c = \mu A$$

除此之外，我們找出 NCEP CFS AMIP 1979 至 2007 年之模擬結果，每個格點上月平

均場之最大最小值，並將之建立成參考資訊檔，其作用在於當通量值被經過修正後，可能因為資料的特性關係而造成過大或過小之分布，比方說，降水通量的部份，因降水並非處處都有降水資訊，可能 CWB 之結果在某一格點上有較多的降水通量，但 NCEP 之結果則是很微小的降水通量，因此可能會造成通量修正係數過小的情形發生，相反的，也可能會造成修正係數過大的情形。利用最大最小值範圍的參考資訊，我們可以把過強或是過小的修正值經過判斷，再把他修正至參考的範圍內。

我們將採用這些最大最小值的資訊，針對經過係數修正後之 CWB 1-tier CFS AMIP 之通量積分結果進行再次的改進。最大最小值之修正公式如下表示：

$$A_c = \min(\max(A_c, \min val_{ncep}), \max val_{ncep})$$

我們期望可以利用此公式，使得將來 CWB 的結果經過修正後，可以更接近 NCEP 的輸出結果。於是我們嘗試利用 AMIP 積分 30 年中，1979 至 2007 年間之資料來產生我們所需的修正係數，並將此修正係數用在 CWB GFS AMIP 積分於 2008 年的大氣通量上。也就是利用過去的資料來產生出修正係數，並且使用在未來之預報上之測試。

四、修正係數法之應用

我們利用上述之方法，針對修正係數之方法進行測試，以了解其對大氣通量修正之貢獻程度。首先我們可以比較修正前 CWB 與 NCEP AMIP 於 2008 年，淨地表短波輻射月平均之差異(圖七)，可以發現 CWB 相較於 NCEP AMIP 之結果在陸地上的淨地表短波輻射明顯偏強，而海面上偏弱，且地表偏強的區域也隨著至照位置偏北或是偏南。CWB AMIP

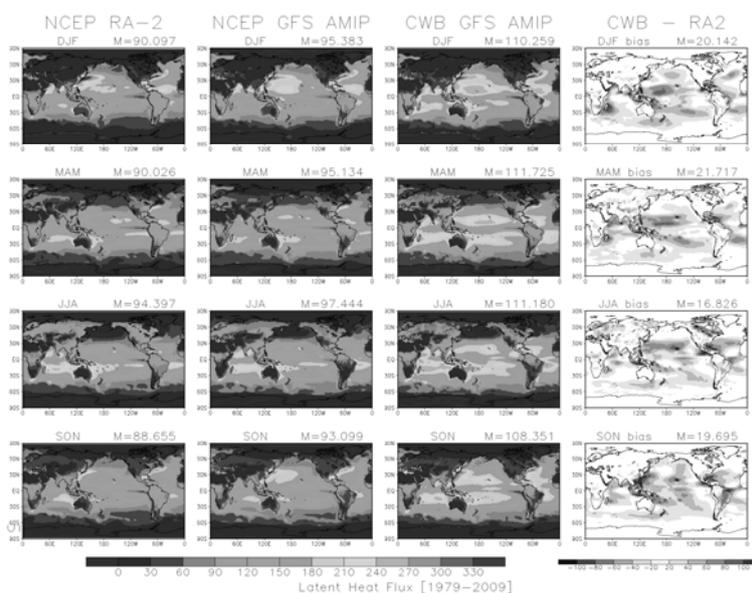
之資料經過修正後，同樣是與 NCEP AMIP 於 2008 年的月平均場進行比較(圖八)，可以明顯發現，陸地上偏強的部分有明顯的修正，而海面上雖然還是有零星的差異，但相較於修正前是呈現整體弱的情形比較起來，已經有微幅的修正。同樣的狀況下，我們針對降水通量來看，修正前與 NCEP 之差異(圖九)可以看到，ITCZ 的位置 CWB 的降水通量明顯的高於 NCEP 之結果，而冬季的 SPCZ 亦是有偏強的降水通量產生，另外在中美洲的南方海域則可以看到很明顯長時間降水通量偏強的現象。經過修正係數修正後之結果(圖十)，CWB 對於 ITCZ 以及冬季 SPCZ 還有中美洲南方降水通量偏強的情形都有稍稍的改善，雖然 CWB 修正過後之結果比起 NCEP 還是有偏強的情形，但是偏強的程度有減弱許多。而緯向風場的部份，修正前的結果(圖十一)，很明顯的冬季在北半球以及夏季在南半球的中緯度地區都有很大的差異存在，而經過修正後(圖十二)，其差異強度有略為減弱，但修正前後其差異性的分布並沒有太大的改變，可能意味著修正係數對於緯向動量通量並不會有太大的修正，同樣的也不會造成太大的改變。

五、結論

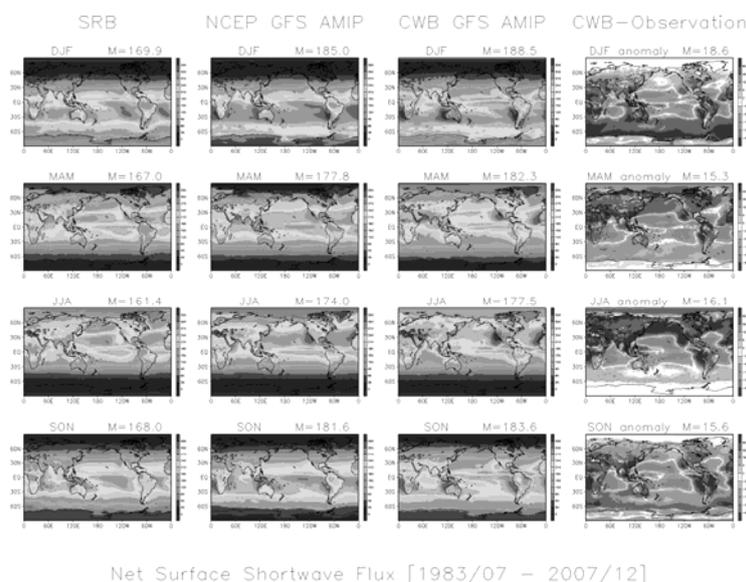
前面所敘述的輻射以及熱通量部分，可以看得出來其修正係數可以達到一定的改善效果，尤其是對於陸地上差異的部份有很大的修正效果，可以看出來這是 CWB 與 NCEP 之間所存在的常態性差異，而降水通量與緯向動量通量的部份，因資料的特性關係，並沒有太大幅度的修正，降水通量部分很可能因為本身 CWB 與 NCEP 之間雨帶位置的差異，也會造成修正結果不盡理想的問題存在。另外動量通量的部份，同樣也並未有太大幅度的修正，但也並沒有對 CWB 本身之結果造成太大的改變，

整體來說，修正係數的方式對於CWB大氣通量的修正是個相當可行的方式，而運用此方法時，也不見得每個通量都需要被修正(例如：降水通量以及動量通量)，這些通量縱使未進行修正，也並不會對結果造成太大的影響，當然

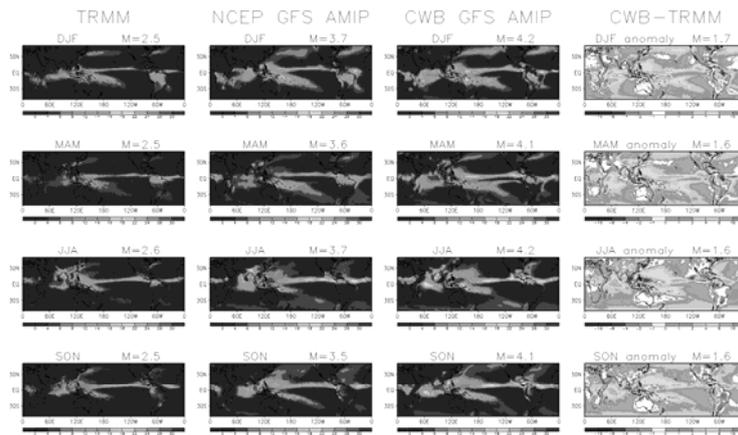
前提是其CWB 1-tier CFS大氣通量數值之量級不能與NCEP CFS之大氣通量量級差距太大。



圖一、由左至右分別為 NCEP RA-2、NCEP GFS 與 CWB GFS 各季潛熱通量場之氣候場，最右側則為 CWB GFS 與 NCEP RA-2 之差異。氣候資料統計時間為 1979 至 2008 年。



圖二、由左至右分別為 SRB 衛星觀測、NCEP GFS 與 CWB GFS 各季在地表淨短波輻射通量之氣候場，最右側則為 CWB GFS 與衛星觀測之差異。氣候資料統計時間為 1983 年 7 月至 2007 年 12 月。



Precipitation [1998/01 - 2008/12]

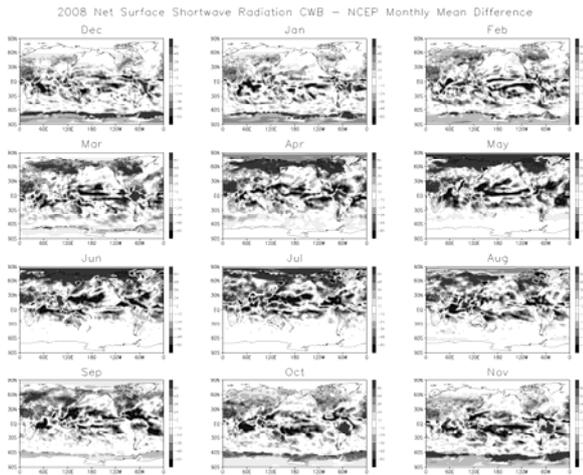
圖三、由左至右分別為 TRMM 衛星觀測、NCEP GFS 與 CWB GFS 各季在降雨之氣候場，最右側則為 CWB GFS 與衛星觀測之差異。氣候資料統計時間為 1998 年 1 月至 2008 年 12 月。



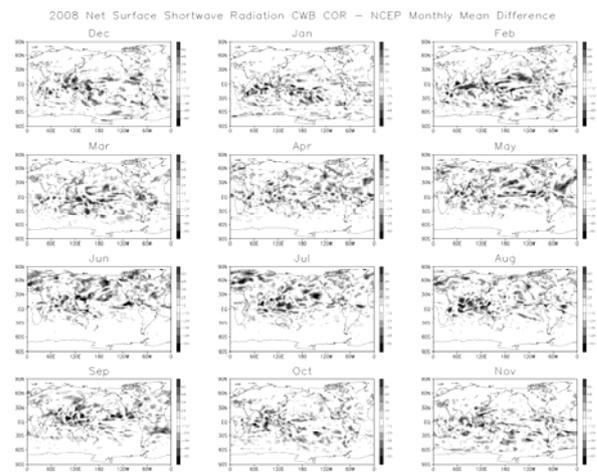
圖四、由上到下分別為 NCEP RA-2、NCEP GFS 與 CWB GFS 之 850hPa 緯向風場變異量。資料統計時間為 1979 至 2008 年。

圖五、由上到下分別為 NCEP RA-2、NCEP GFS 與 CWB GFS 之潛熱通量場變異量。資料統計時間為 1979 至 2008 年。

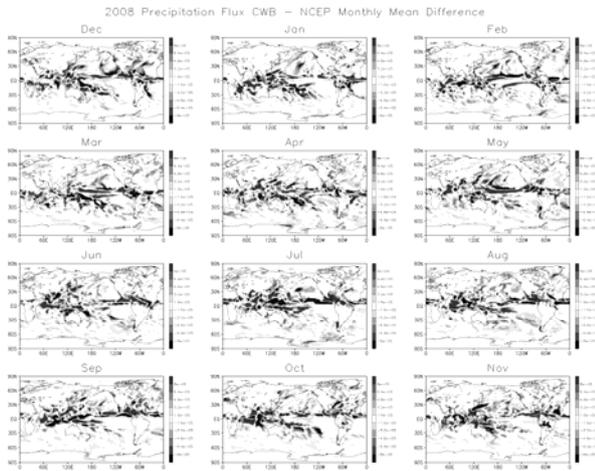
圖六、由上到下分別為 NCEP RA-2、NCEP GFS 與 CWB GFS 之淨地表短波輻射場變異量。氣候資料統計時間為 1979 至 2008 年。



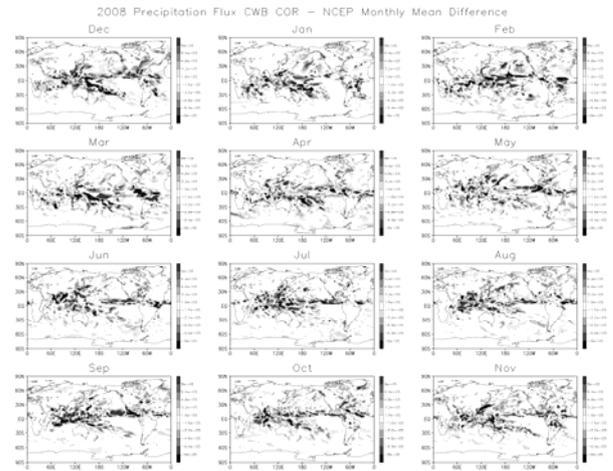
圖七、修正前之 CWB 與 NCEP AMIP 於 2008 年地表短波輻射通量月平均之積分差異。



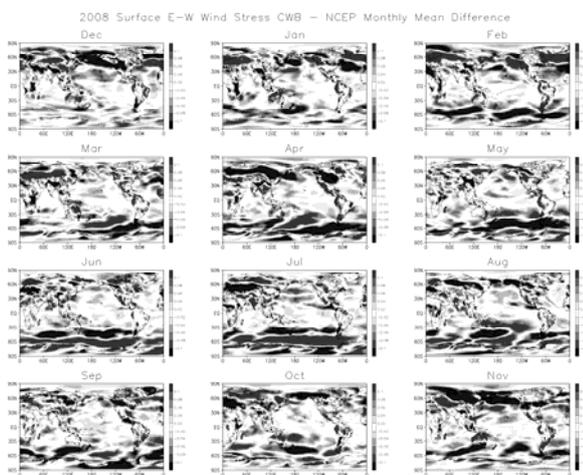
圖八、修正後之 CWB 與 NCEP AMIP 於 2008 年地表短波輻射通量月平均之積分差異。



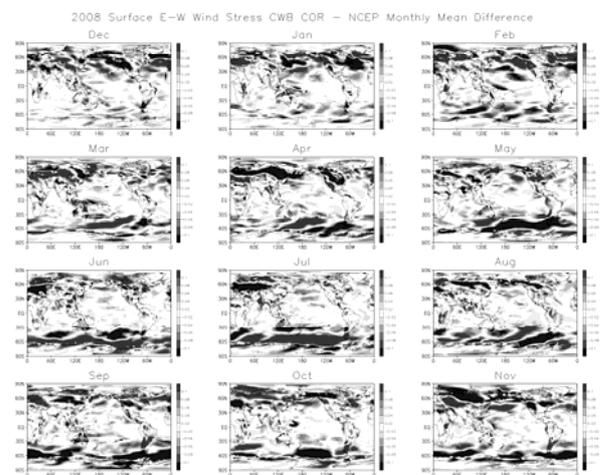
圖九、修正前之 CWB 與 NCEP AMIP 於 2008 年緯向動量通量月平均之積分差異。



圖十、修正後之 CWB 與 NCEP AMIP 於 2008 年緯向動量通量月平均之積分差異。



圖十一、修正前之 CWB 與 NCEP AMIP 於 2008 年緯向動量通量月平均之積分差異。



圖十二、修正後之 CWB 與 NCEP AMIP 於 2008 年緯向動量通量月平均之積分差異。

風能動力統計預報的雛型模式開發

陳重功¹ 羅存文¹
氣象科技中心¹
中央氣象局

方新發²
核能研究所²
原子能委員會

摘要

本文使用台電澎湖中屯風機組觀測之風速、風能資料，與中央氣象局的區域動力數值預報模式 NFS (Non-hydrostatic Forecast System)的預報產品，應用動力統計預報 MOS(Model Output Statistics)技術對風速進行預報模式建立與預報後，再進行未來 48 小時風能預報的成果評估。

NFS MOS 風速預報模式的解釋度(R^2)，由超前 12 小時至 48 小時約處於 0.8 至 0.5 間，獨立測試案例的相關係數值，則處於 0.9 至 0.6 之間，顯示預報趨勢的合理性。同時風速的預報誤差在建模與測試時的比較下，約降低了 1m/s(近乎 30%)的準確度。當轉換為預報風能時，預報的趨勢性隨預報時段增加，呈現較快的下滑。預報誤差部份，透過風能、風速的轉換方程，建模與測試誤差範圍值，約各處於 150kw~240kw 與 150kw~300kw 之間。最大誤差增加比率可達到 25%。

因此，強化風速預報確度與找到更適當的風能、風速轉換描述，是提升風能預報準確度的重要關鍵。

關鍵詞：動力統計預報，風能、風速的轉換方程

一. 前言

風能源於大自然，雖然取之無盡，卻亦難於調度管理。為因應趨緩全球氣候環境變遷與瀕臨能源罄竭之困難處境，低排碳、低污染之能源的開發與管理，已成為未來應用發展的基調。歐美先進國家早於上世紀末，已著手經營此一未來。

而風能預報是很重要的風能管理運作之參考工具。因此，能有效地提供風速的預報準確度高，且提供夠長的預報時效資訊，是能源使用管理上的重要需求。現今風能預報技術的發展以歐洲的 ANEMOS 計畫(development of A NExt generation wind resource forecasting system for the large-scale integration of Onshore and offshore wind farms)的推動與成效最顯著。其中主要部份之預報架構理念，為動力數值模式-統計預報模式進行降尺度的風能預報設計運用，亦即所謂的 MOS 預報技術。此即藉重動力數值模式的超前預報為依據，再透過統計預報的特性來調降預報誤差，以提升預報的準確度(Giebel *et al*, 2003)。

然而，近年來隨著綠色能源對經濟與環境的未來期許之影響下，更形突顯出能源調度管理對預報應用的需要。藉由各式能源的協調供需調度與節約能源成本效益等的目標考量下，至使預報模式開發的應用導向，以能提供預報的不確定性(uncertainty)與預報風險評估(prediction risk assessment)為預報服務的主要重點(Kariniotakis *et al*, 2006)。而系集(Ensemble)動力數

值預報概念的系集預報系統(Lang *et al*, 2006)，以及以機率預報(Pinso and Kariniotakis, 2010)型式的預報模式被開發出來，即為因應現況的預報管理決策之參考要求。

由於台灣的地形分布特殊，加上不同季節時的區域局地熱力效應的影響，對於單點的風速、風向變化的掌控與平衡確實有其相當程度的複雜性存在。因此，欲做好風能的預報實需仰賴夠穩定的區域動力數值模式所提供的有效預報資訊，及準確的風速、風能

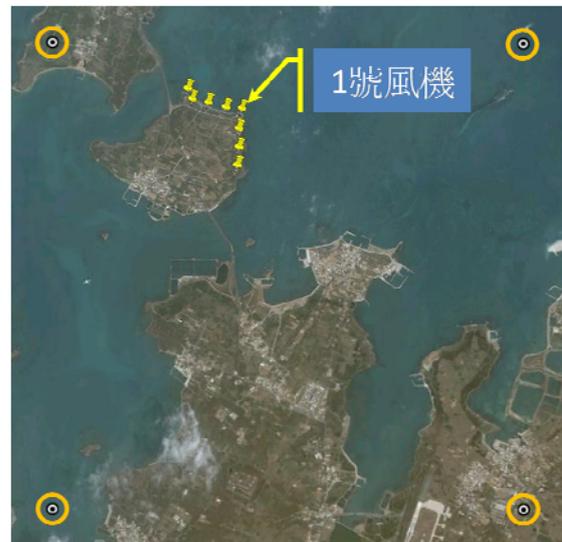


圖 1. 台電中屯 1 號風機位置與 NFS 模式鄰近格點。

觀測資料，方能作好更進一步可靠的預報參考指引。

中央氣象局開發 MOS 動力統計預報作業系統，已有 10 多載，整個系統的完整規劃詳細敘述於陳重功等(2000)的報告中。而 MOS 主要之技術研習自美國氣象單位 (Meteorological Development Laboratory/MDL)。此預報系統開發與預報運作的重要要求為，需近乎“凍結”所使用的動力數值模式，維持模式開發與預報時的使用數值模式預報資料性質一致，來確保預報參考基準的穩定性與準確性。本研究主要工作在於透過現行 MOS 的技術應用於風能預報推估上，以瞭解其詮釋程度，作為未來運作開發時的重要基石。

二、研究資料與方法

基於探尋適切短期風能預報模式，本研究以現行之 MOS 統計預報模式的形式，建立相關風機組的風能預報模式，進行模式與校驗的分析。以下茲就採用的資料(風機觀測資料與動力數值模式資料)及預報模式架構，予以敘述說明。

(一)、風機資料的整理

本研究中使用澎湖縣中屯嶼的台電 1 號風機(見圖 1)的觀測風速及風能資料。圖 2(a)為原始每 6 分鐘間隔的風能、風速觀測分布狀況。其中，風速約在 3m/s(風機運轉啟動風速)以下，風能為 0 kw；約在大於 12m/s 以上，風能呈現極值約 600kw 附近。然而有許多分布值並沒有落在主要分布區域內的點，均需由記錄中濾除。研究中使用對應的觀測風速之二次曲線的趨勢，並設定一定的 RMSE(Root Mean Squares Error)

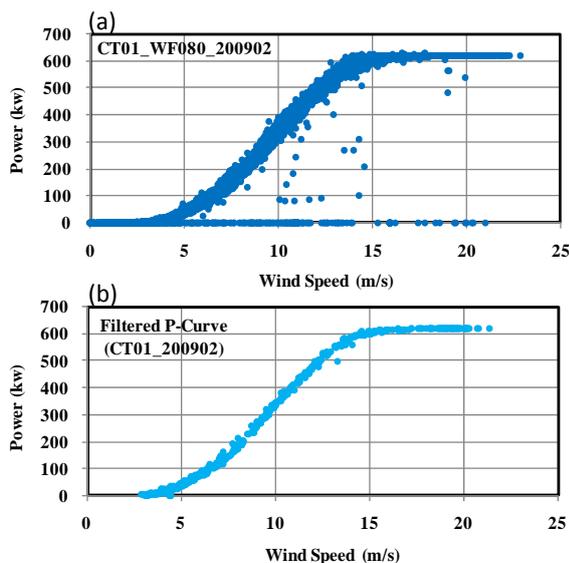


圖3. 1號風機2009年2月份記錄之風能(kw)與觀測之風速(m/s)的分布。(a). 為原始每6分鐘間隔之觀測分布，(b). 為經過資料過濾後，平均每小時的分布。

比率範圍外濾除風速大於 3m/s 至小於 13.5m/s 間的不適合(觀測有問題)值。經過濾與重整後，再進一步由每小時內的觀測值，計算出每小時的平均風能與風速值，其分布結果呈現於圖 2(b)，圖中顯示處理過的分布趨勢與原始觀測分布是完全一致的，亦即表示資料保持原有分布關係之原貌。

(二)、數值預報模式預報資料的整理

動力數值模式所扮演的角色是，藉重其超前預視的能力，提供超前的預報相關天氣掌控因子。研究中所使用的區域動力數值模式為中央氣象局之 NFS (Non-hydro -static Forecast System) 5km*5km 網格間距之預報產品，由於此模式已發展成熟，目前作業狀態近乎完全符合“凍結”的條件。所使用的網格點見圖 1 中之黃色空心圓圈。主要數值模式預報之變數取自 500 百帕(mb)以下之各個標準層場 (見陳等，2000)，並加入各層的風速、東西風分量(u)和南北風分量(v)的 1、2 和 3 次方等項目，為新增加的參考預報因子變數。1 號風機需用的預報因子，則經由最近之相鄰 4 個網格點的 NFS 預報變數值，內插至風機所在位置。NFS 的預報作業為每日二次，分別於 08LST(Local Standard Time; 即 00Z)，及 20LST(12Z)，本研究採用預報時段由 12 小時至 48 小時，每 6 小時預報間隔的數值模式輸出產品。

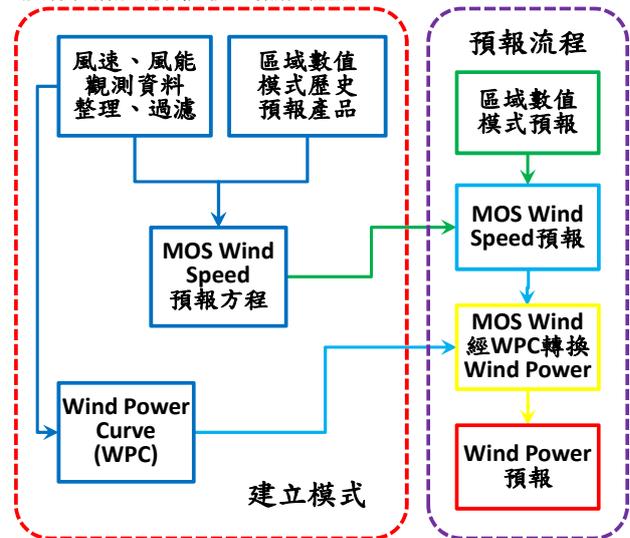


圖2、風能動力統計預報模式建立與預報流程

(三)、模式建立與使用方法

本研究中所採取的預報流程，主要參考 Waldl and Giebel (2000)與 Hashimoto *et al.* (2008)等人所規劃的風能預報程序。主要使用 NFS MOS 預報風速，再透過風速對應由觀測資料所產生的風速轉換風能的關係式，將預報之風速換算為預報之風能。

所以本研究的目標在於建立每日二次以 NFS 動

力模式預報未來 12 至 48 小時，每隔 3 小時間隔之風能預報模式。研究中所採取的架構為，以各預報時段之動力數值模式所預報的各層場內插在站址上的各式變數為參考預報因子，透過 Forward 選取之複式迴歸模式(詳述於 Neter *et al.*, 1983)的篩選過程，建立起各相對時段之被預報的觀測風速值的最佳預報方程。

圖 3 示意製作風能預報主要分為二組程序，即模式建立與預報流程。透過模式立產生了各個超前預報時段的 MOS 風速預報方程組，及所需之各月份的風能、風速轉換函數。在預報運作時，當數值模式完預報後，載入所需的數值預報產品，經過 MOS 風速預報方程組的運算，取得各時段的風速預報指，透過風能、風速的對應轉換函數，推估出所對應的風能產值。

本研究為進行模式建立與獨立測試之資料區隔，因限於風機觀測資料的不充足，僅採用 2009 年 2、3、4 月(春季)一季的風機觀測風速資料來建立 NFS MOS 風機逐時平均風速預報模式，再使用 2010 年的 2、3、4 月資料進行獨立預報測試。當然從 MOS 的角度而論，僅用 1 年的春季建模的客觀性極低，可能存在著強烈的年際變化，與季內變化性質上的差異。若能以 3 至 5 年的資料建立預報模式，不僅能提升模式的客觀性，且所選取出的預報因子亦更為適切，更具備預報事件的物理意含，而預報結果也會顯示出較高的穩定性。

對於建立風能與風速的對應函數關係，圖 4 所代表的是 2010 年 2、3、4 月的觀測資料所呈現的風能與風速的關係，顯示利用風速來詮釋風能的解釋度，高達 98.6%。圖中風速限制於 3m/s 至 13.5m/s 之間，風速小於 3m/s 的設定風能值為“0 kw”，大於 13.5m/s 的則設定為該季觀測超過風速上限值的平均風能值。在此研究中，為避免會產生風能觀測可能的年季或機械方面的難以預期之狀況所導致的問題，風速預報對風能預報的轉換使用 2010 年 2、3、4 月的轉換程式，

$$\text{Power(kw)} = 3.255 * (\text{wind speed})^2 + 17.47 * (\text{wind speed}) - 107.7$$

當預報風速值大於平均風速(13.5m/s)時，則以風能上限值(~618 kw)，作為風能預報值。

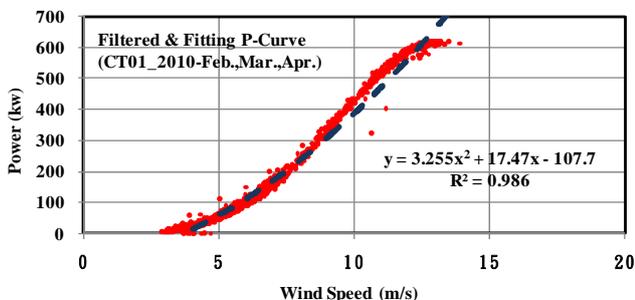


圖 4. 風能對應風速轉換關係圖，紅色(逗點)曲線為觀測值分布，藍色斷線為轉換二次方程之曲線，區間定義在風速 > 3m/s 與 < 13.5m/s 間。

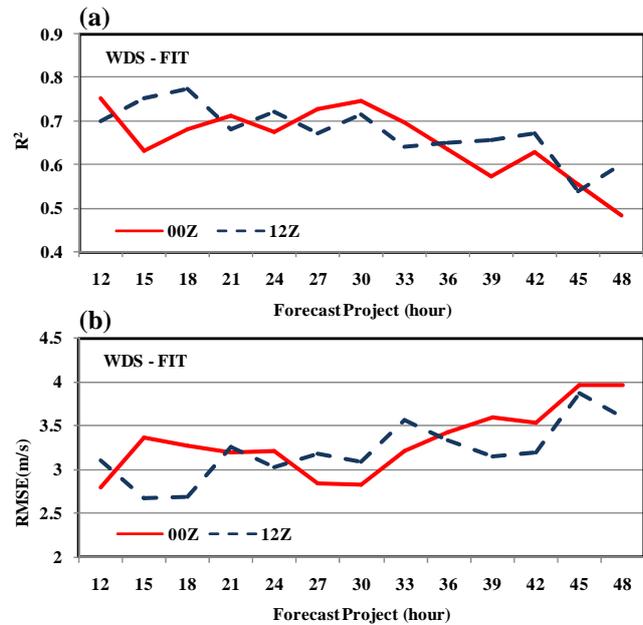


圖 5. 各個預報時段建立之風速預報方程統計量的隨預報時段分布，(a)預報方程的 R^2 ，及(b)RMSE(Root Mean Squares Error)。建立時期為 2009 年 2、3、4 月。

三、風速的模式建立與預報校驗分析

(一)、統計模式的建立

圖 5(a)所代表的是 00Z 及 12Z 間隔 3 小時的各個預報時段所建立的風速預報方程式的 R^2 (Explained Variance)分布，預報方程均建立於 0.5 的顯著水平值 (significant level, $\alpha=0.5$)，相對應的圖 5(b)則為模式建立的 RMSE (Root Mean Squares Error)誤差值隨預報時間的分布。00 及 12Z 的 R^2 分布，皆呈現隨著預報時間延長，模式的變化解釋度逐漸下調，此處 R^2 值約落在 0.5~0.8 之間，預報時段由 12 小時至 36 小時，約處於較平穩的狀態，約在 0.7 上下，而 39 小時至 48 小時間，則呈現解釋度下修至 0.5 至 0.6 間。

預報模式建立所存在的誤差度，整體(由 12 小時至 48 小時)分布在 2.5 至 4m/s 間，由 12 至 30 小時間

表 1. 00Z/12Z 之各預報時段的首要預報因子與 R^2

預報時段	氣壓層(百帕)	變數	R^2
12	1000/1000	水平動能/水平動能	0.59/0.48
15	1000/1000	水平動能/水平風速	0.53/0.58
18	1000/1000	水平風速/水平風速	0.59/0.58
21	1000/1000	水平風速/水平動能	0.51/0.53
24	1000/1000	水平動能/水平動能	0.53/0.53
27	1000/1000	水平動能/水平動能	0.57/0.53
30	1000/1000	水平動能/水平風速	0.59/0.61
33	1000/1000	東西風/水平風速	0.52/0.48
36	1000/1000	水平動能/水平動能	0.53/0.52
39	1000/1000	水平動能/(南北風) ³	0.47/0.45
42	1000/1000	水平動能/(南北風) ³	0.55/0.51
45	1000/1000	水平動能/(東西風) ³	0.43/0.39
48	1000/1000	(水平風) ³ /東西風	0.48/0.38

變化較為平緩，誤差值約在 3m/s 上下；33 小時以後

則其值漸升至 4m/s。

而各個預報時段之預報方程中的首要預報因子分配情形，詳列於表 1 中，所有的因子均選自 1000 百帕的氣壓層。其中顯示 33 小時前，主要因子變數為水平風速或水平動能，且在 30 小時處呈現最大值(約 0.60)；在 33 小時之後出現風速的 3 次方項為主要因子變數，相對的 R2 及 RMSE 亦均顯得較為為弱。似乎透露出當主要預報因子解釋被預報元的合理物理性減弱時，模式的表現亦較為為弱。

(二)、風速之預報校驗

模式預報校驗選取的獨立預報測試資料期間為 2010 年 2、3、4 月。預報校驗結果見圖 6(a)及 6(b)，所要表達的是與預報模式建立時的各個預報時段的預報趨勢相關程度，以及預報的準確度之分配特性比對。

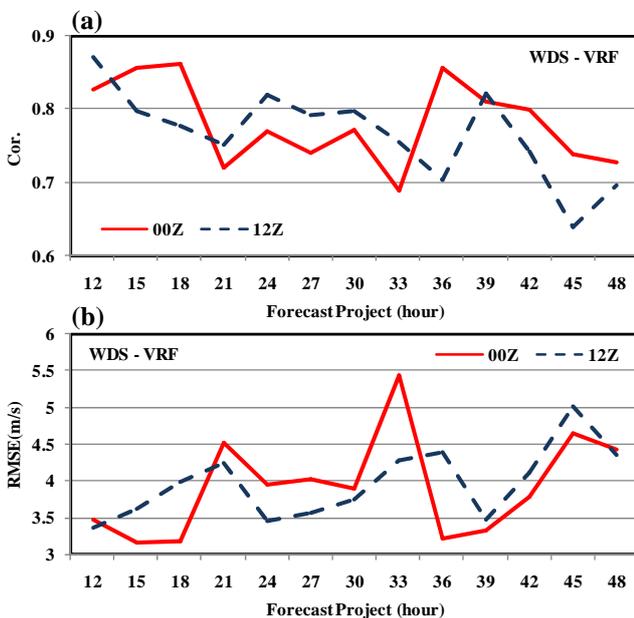


圖 6. 各個預報時段建立之風速預報校驗統計量的隨預報時段分布，(a)相關程度(Correlation)，及(b)RMSE。預報時間為 2010 年 2、3、4 月。

圖 6(a)所呈現的是 00 與 12Z 的各個預報時段的風速預報，與實際觀測風速間的變化趨勢相關程度分布。相關係數的分布區間，約在 0.6 至 0.9 之間，見圖中 21 小時至 36 小時間相關趨勢有下調的情勢，之後又快速調升了約 15%(係數值 0.1)，再緩降至 0.7 左右。而圖 6(b)預報的 RMSE，約略反應出與圖 5(a)反向的分布形勢，預報誤差值，約由 3.5m/s 的誤差值隨時段的遞增，而調升到 5.5m/s 附近。相較於模式建立時的分布，顯示出模式在預報時依然能提供顯足的變化趨勢，而預報準確度則預報誤差加大約 1m/s(30%)左右。且相較於模式建立的特性，顯得預報的穩定性降低了。當然，由模式建立的角度而言，可能是因為只使一年資料來描述被預報元與預報因子之間的關係，尚不夠客觀的去陳述年際間的調整趨勢所至。

(三)、轉換風能之預報校驗

接續取得 NFS MOS 風速的模式建立與預報測試後，套用對應風速轉換風能的關係式，計算出 2009 年及 2010 年 2、3、4 月的相對預報風能，並分析與實際觀測風能的相關程度與預報誤差度。圖 7(a)為建模期間 00Z 與 12Z 的 12 小時至 48 小時，每隔 3 小時的預報相關變化。主要相關係數變化由 0.2 至 0.8 之間，大致呈現隨著預報時效增長而相關程度漸減；圖 7(b)則為獨立測試期間的預報相關變化。整體而言，建模期間的變化較測試期間的為穩定，而 00Z 的變化又較 12Z 的穩定。

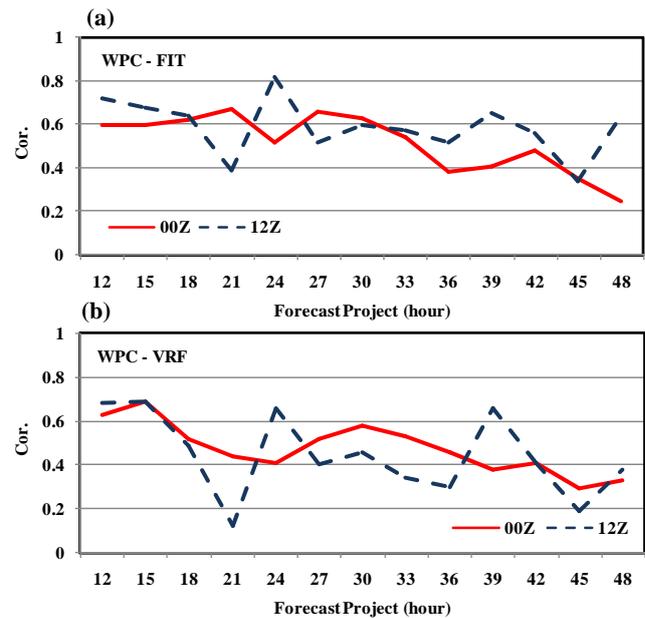


圖 7. 00Z 與 12Z 各個預報時段(12~48hour)的 MOS 預報風速轉換為預報風能的相關係數分布。(a)為 MOS 風速模式建立期間(2009 年 2、3、4 月)，(b)為風速預報獨立測試期間的變化(2010 年 2、3、4 月)。

圖 8 為轉換風能的預報準確度分析，建模期間(圖 8(a))00Z 及 12Z 的風能逐各時段的 RMSE 分布，預報誤差度主要處於 150kw 至 240kw 之間，略呈現隨預報時校增長而準確度漸減。圖 8(b)則為預報測試的結果，相較於建模期間變化起伏較大，主要變化範圍在約 150kw 至 300kw 間，對 00Z 的 21h 及 45h 的預報誤差最嚴重，與圖 6(b)風速預報的準確度變化分布近乎一致。而 12Z 的情形除了 21h 及 45h，加上 33h、36h 都處於預報誤差較差的預報時段。當然，與風速預報的準確度分布是一致的。

四、預報風能與風速的趨勢分布

吾人若檢視圖 4 的風能與風速對應圖時，當 10m/s 的實際風速，若預報誤差在+3m/s 時，預測風能就多估了約 200kw。所以，在套用本研究所用的風能預報

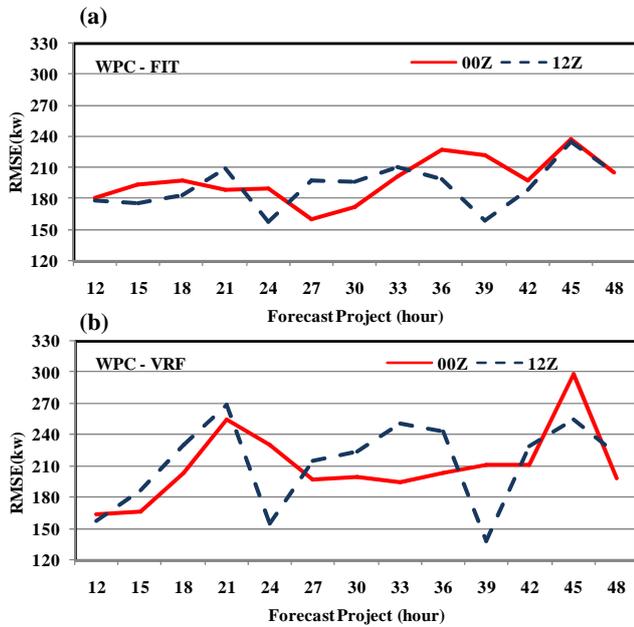


圖 8. 00Z 與 12Z 各個預報時段(12~48hour)的 MOS 預報風速轉換為預報風能的預報誤差(RMSE)分布。(a) 為 MOS 風速模式建立期間(2009 年 2、3、4 月)，(b) 為風速預報獨立測試期間的變化(2010 年 2、3、4 月)。模式時，風速預報的準確度是很重要的。當風速預報誤差在可接受的理想狀態時，對轉換風能的準確度影響卻是很敏感的。

圖 9、10 為選取 20LST(下午 8 點)不同啓始的各個預報時段均到達此一被預報點的風速與風能的校驗分布情境。圖中綠色圓圈代表建模期間的情，紫紅色圓圈則代表獨立預報測試的分配情形，圖 10 中的綠點為建模期間的實際觀測，而紅點為測試期間的觀

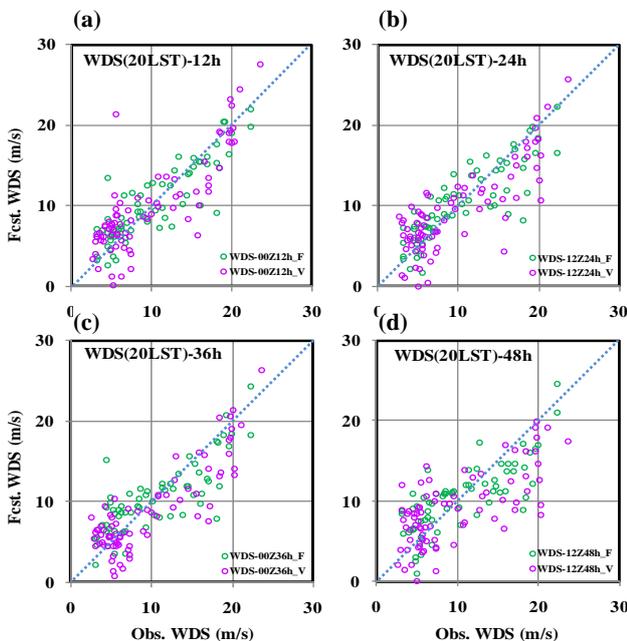


圖 9. 20LST 之各個時段之預報風速與觀測風速的對應分布，(a) 00Z12h、(b) 12Z24h、(c) 00Z36h 及 (d) 12Z 48h。綠色圓圈為建模期間，紫紅色圓圈代表測試期間。測分布。(a)、(b)、(c)及(d)分別是 00Z12h、12Z24h、

00Z36h 與 12Z48h 的分布。圖 9 顯示，建模期間隨著預報時效增加，0 至 10m/s 略呈預報過度(即預報值比實際大)現象。10m/s 以上，逐漸突顯出預報不足的情形。而綜觀而論對於測試期間，此一現象均出現在每個預報時段，只是隨著預報時效的增加，預報不足或過度的程度漸漸效應加大化。

此一情形反應於圖 10 的各個預報時段，當小於 10m/s 時，預報測的換風能幾乎均呈現高估，且預報時效越長越擴散，而大於 10ms 則分布顯得零亂。假設實際的風速與風機觀測資料完全符合理論，而 NFS

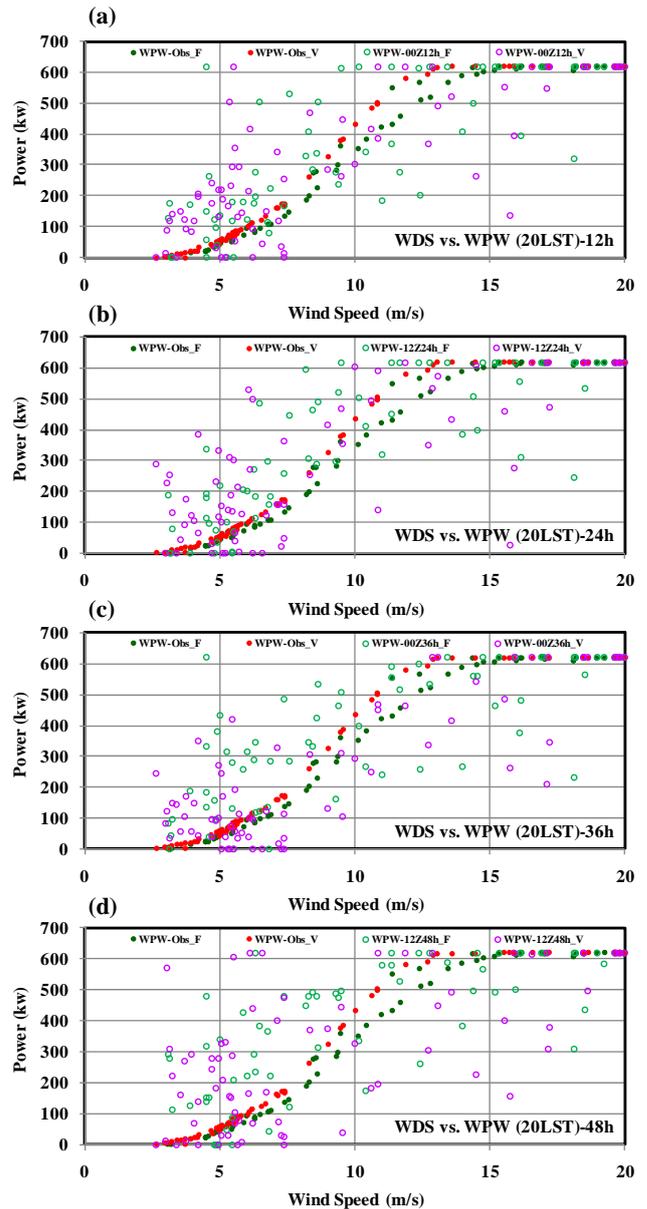


圖 10. 20LST 之各個時段之預報風能與觀測風速的對應分布，(a) 00Z12h、(b) 12Z24h、(c) 00Z36h 及 (d) 12Z 48h。綠色空心圓圈為建模期間之預報、紫紅色空心圓圈代表測試期間之預報、深綠色圓點為建模期間的觀測風能，而紅色圓點則為測試期間的觀測風能。

MOS 風速的預報誤差能精準的掌握，那麼轉換風能的

預報可信度的滿意情況應當是可期待的。

五、結論

透過此研究所設定的風能預報模式，由整個建模過程與預報測試的校驗探討，吾人對於風能預報的開發經驗得到，觀測資料應更加嚴格控管，本研究的基礎假設為：觀測風速是絕對確切(正確)的，同時也查驗過風能與風速分布的合理性。當然，就 NFS MOS 風速預報的表現，由預報的趨勢與容忍的誤差度是可接受的。而由圖 4 可發現或許 3m/s 至 13.5m/s 區間需要更合理的調整，似乎二次方程的描述，並不完善；在圖中以 8m/s 及 12.5m/s 為轉折點，則呈現對應風能有過量、不足及大幅過量的分布情形。應該找到更完美的轉換方程來描述。

若上述的缺失均已改善，就此模式類型最佳的建模資料期間，仍以 3 至 5 年的資料量，模式的客觀性與預報穩定會更好。當然，在良好的觀測資料條件下，或許應當直接建立風能預報的 MOS 模式，並配合 MOS 的風速預報來交互進行風能預報決定，或可降低預報風險。

在此同時建議針就此一案例，若使用 Updatable MOS(UMOS)模組，應當能更加提升風能預報的準確度與趨勢度。UMOS 需在一段較短的時間內，迅速更新最新的觀測資料，以便重新估算或調整模式的現況。亦即觀測資料的接收、整理與建模，均需納入線上作業化執行，方能達到預期的成效。

因此，基本上對於使用何種型式的 MOS 模式，實有賴資料的狀況與特性而定。然而動力統計預報，相較於動力數值模式預報，最主要能提升預報準確度的原理，即在於調降動力數值式的系統性誤差。因此，動力統計預報的存在是伴隨著應用動力數值模式所必需的。亦無疑地 MOS 預報的風速所推估的風能，應該優於直接由數值預報產生的風速所推估出的風能，更具預報的準確性與可信度。

誌謝

本研究承蒙台電公司發電處與再生能源處協助提供風機記錄資料，特別是承辦人員徐耀徽以及楊自興課長不辭辛勞細心處理，特此致謝；本研究在行政院國家科委員會科科技發展基金 NSC 100-3111-Y-042A-017 計畫資助下完成，同表感謝。

參考文獻

Giebel, G., Kariniotakis, G., and Brownsword R., 2003: The State-of-the-Art in Short-Term Prediction of

- Wind Power – A literature Review, Anomos Report v.1.1, EU FP5 Contract ENK5-CT-2002-00665
- Hashimoto A., Y. Hattori, and Kadokura S., 2008: The Forecasting System for Wind Power Generation Combined Use of Numerical and Statistical Models, The WRF User's Workshop, NCAR.
- Kariniotakis, G., et al., 2006: Next Generation Short-Term Forecasting of Wind Power Overview of the ANEMOS Project, Scientific Proceedings, European Wind Energy Conference, 27 February – 2 March, Athens, Greece.
- Lang, S., Möhrlen, C., Jørgensen, J., Ó Gallachóir, B. and McKeogh, E., 2006: Application of a Multi-Scheme Ensemble Prediction System for wind power forecasting in Ireland and comparison with validation results from Denmark and Germany, Scientific Proceedings, European Wind Energy Conference, 27 February – 2 March, Athens, Greece.
- Neter, J., W. Wasserman, and M. H. Kutner, 1983 : Applied linear regression models · Richard D. Irwin INC. · Homewood, Illinois, 547pp ·
- Pinson P, and Kariniotakis G., 2010: Conditional prediction intervals of wind power generation. IEEE Transactions on Power Systems.
- Waldl, H.-P., and G. Giebel, 2000: The Quality of a 48-Hours Wind Power Forecast Using the German and Danish Weather Prediction Model. Wind Power for the 21st Century, EUWEC Special Topic Conference, Kassel (DE), 25-27.
- 陳重功、羅存文、王惠民與賀介圭，2000：中央氣象局統計預報系統的發展·氣象學報，41，p18-33·

應用短期氣候預報於春耕乾旱休耕決策之探討 -以大漢溪供水系統為例

沈孟妍

呂金璋

李明旭

水文與海洋科學研究所

國立中央大學

摘要

爲了因應乾旱可能導致的缺水問題，若能利用相關的氣候預報資訊，預先在乾旱發生前掌握未來供水與用水情勢，並考慮不同的供水策略與補償措施，評估可行之供水情形，將是本篇研究主要目的。選定歷史乾旱年2002年和2003年做爲研究年份，利用中央氣象局發佈之季長期天氣展望資料，進行石門水庫供水評估。過程中結合預報資訊與氣象資料合成模式(WGEN)，繁衍出符合預報趨勢之未來溫度及雨量資料，再投入水文模式(GWLF)中模擬研究區域內各集水區之入流量，進一步帶入以系統動力模式軟體(Vensim)所建立的大漢溪水資源系統動力模式，以求得各標的用水每旬可能之缺水率與發生缺水之機率，評估農業用水在此缺水率下可能的休耕面積與休耕補償金額，以探討氣候預報資訊之最佳應用策略。研究結果顯示季預報有一定的可信度，在預報預測機率最大區間命中實際區間的情況下，可提早掌握乾旱發生的先機，提供決策者做出適當的水資源調適措施。

關鍵字：乾旱、季節性預報、氣象資料產生器、系統動力模式

一、前言

近幾年氣候變異而引發許多極端水文事件，使得部分地區發生乾旱缺水的頻率增加，台灣地區也深受其擾。以2002年及2003年初北部地區之旱象爲例，由於降雨枯旱異常，農業仰賴的春雨遲遲沒來，使得2002年北部地區旱象長達半年之久，在乾旱期間有關單位對石門水庫部分灌區採取休耕停灌之措施，調用農業用水以支援民生及工業用水，對農業經濟造成很大的損失。因此，在面對未來氣候不確定的狀況下，爲了降低耕種後春雨供應不足之風險，若能藉由中央氣象局發佈的短期氣候預報，預先掌握未來三個月之氣象變化，再依據預報資訊模擬水庫未來供水情況，將可及早進行相關的決策分析調節水庫操作，降低因降雨減少造成的經濟損失。

二、文獻回顧

2.1 乾旱與水資源

乾旱對水庫供水上具有很大的影響，在乾旱時期入流量預測研究方面，Huang et al. (2004)利用「乾旱預警燈號」來建置乾旱時期的決策支援系統，將水庫未來的缺水程度，以燈號警訊分級呈現，並對應到不同的減供水措施，結果顯示經過作者提出改善供水的決策，成功的讓整個預警燈號有下降的趨勢。如果未來氣候條件發生改變時，灌溉用水量也

會受到影響，進而影響水資源的調配，因此若將乾旱預警運用在農業面向方面，可以合理評估灌溉需水量，Kim et al. (2011)利用多變量時間序列模式與經驗正交函數(Empirical orthogonal function)耦合來生成未來一萬年旱災發生的時間序列，搭配乾旱指標(SPI)來預測韓國未來的乾旱，應用在大壩供水對於農業脆弱度的探討，研究結果發現乾旱分佈的嚴重趨勢符合歷史實際年降雨量的分佈。

2.2 乾旱與水資源氣候預報在水資源管理與應用

國內在進行氣候預報的研究，除了各系所之大氣相關科系有進行相關研究之外，則以中央氣象局 Central Weather Bureau (CWB)爲主要的氣候預報機構。根據台灣省自來水公司第二區管理處統計，2002年發生的乾旱事件，因乾旱造成自來水公司賠償休耕補償費之損失約爲1.47億元，2003年除了農業的休耕補償金外，政府在8月至11月時移用農業用水也造成了高達2.31億元的損失。Brumbelow and Georgakakos (2001)發現若改善農業供水系統的水文預報，利潤也將隨之增加。Yao and Georgakakos (2001)與Hamlet et al. (2002)研究顯示，在氣候資訊裡加入水文的預報可以提升水利系統的收益。

2.3 系統動力模式

系統動力(System Dynamics)是由許多相關因素及彼此互動關係所構成的，其特別著重在時間過程

中因素之間因果回饋(Causal-Feedback)的彼此相互連結循環影響關係。Simonovic (2000)提到水資源系統規劃問題是很複雜的，可透過電腦模擬幫助研究者，克服對非線性與複雜互動關係的認知限制。近年來很多學者都以系統動力模式來分析水資源問題，例如：蔡耀逸(2007)，為減緩桃園地區之缺水狀況，蒐集桃園境內可用水源及淨水場操作規則，並利用Venism軟體建構桃園地區自來水供需系統動力模式，以研擬出在缺水時期實際可行之應對方案及供水型態。本研究使用Venism軟體，就現有之水資源設施以及供需關係，建立大漢溪水資源系統動力模式，探討未來各標的用水未來缺水率之變化。

三、研究區域與案例介紹

3.1 研究區域介紹

研究區域選在大漢河流域，其水資源供水系統中主要有兩處入流，分別來自大漢溪及三峽河，下面將針對這兩處集水區來做討論。

(一) 石門水庫集水區

石門水庫集水區位在淡水河流域的大漢溪中上游，流域面積約763.4 km²，平均高程為1,400公尺。石門水庫供水標的方面除農業灌溉，支援臺北縣、桃園縣及新竹縣的公共給水外，尚具有防洪、發電以及觀光等用途，集水區內主要有石門大壩、石門發電廠、鳶山堰、後池堰、石門大圳及桃園大圳等水工結構物。依經濟部水利署網頁公佈的資料顯示，石門水庫集水區內雨量站共有十四個，而區內的測站資料蒐集需要較完整且多站的日降雨量資料，因此本研究選用了其中八個測站，分別為鎮西堡、新白石、玉峰、巴陵、高義、石門、嘎拉賀及霞雲站，其分佈如圖3-1所示。分析採用之水文資料年份是由1971至2000年，共30年。

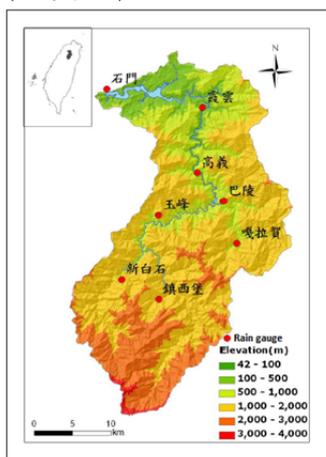


圖3-1 石門水庫集水區雨量站之相關位置圖

(二) 三峽河集水區

三峽河集水區以三峽流量站為出口，集流面積約135平方公里，平均高程為475公尺，研究所選用之雨量觀測站有三峽、大豹兩個測站，流量觀測站

為三峽(2)測站各測站相關位置如圖3-2所示。分析採用之水文資料年份是由1977至2000年，共24年。

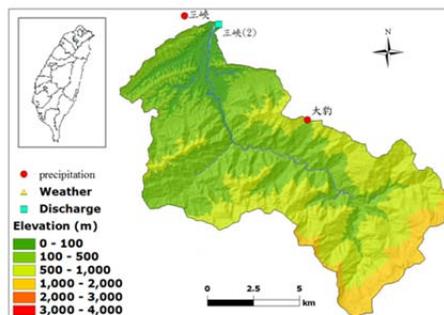


圖3-2 三峽河流量站與雨量站之相關位置圖

3.2 研究案例介紹

本研究將以2002年及2003年北部地區所發生的乾旱事件做為模擬案例，探討利用季節性預報預測春耕時期可能之缺水情況，期望在乾旱發生前預先掌握情勢，提早做出相關對策。本研究整理當時實際實行之限水措施，內容如下：

(一) 2002年乾旱事件

- 3月1日起公告石門農田水利會所屬之石門大圳灌區(石門灌區)休耕10,439公頃、桃園農田水利會所屬之桃園大圳灌區(桃園灌區)七折供水。
- 3月12日起實施第一階段限水—停供次要民生用水，減供板新地區用水10萬噸、桃園地區公共給水停供次要民生用水。
- 3月16日起公告桃園灌區五折供水。
- 4月26日起實施第二階段-夜間減壓，公共給水自5月2日起供水量為135萬噸，並實施夜間減壓。
- 5月3日起決議桃園灌區休耕15,000公頃。
- 5月13日起進入第三階段限水措施—每周供水五天半，停水一天半。

(二) 2003年乾旱事件

- 1月30日起公告桃園灌區一期作停灌，並協調石門水利會以加強灌溉管理方式，節約灌溉用水供給公共用水使用。
- 3月11日起石門灌區六折供水。
- 3月21日起石門灌區四五折供水。
- 4月1日起石門灌區一期稻作五折供水。

四、研究方法

4.1 氣象資料合成模式

研究中使用Tung and Haith(1995)所發展之溫度及降雨合成模式WGEN(Weather Generator)繁衍未來氣象資料，產生方式說明如下。

(一) 日溫度模擬模式

未來氣候條件下日溫度之模擬，由月平均溫度，透過一階馬可夫鏈做模擬(Pickering et al., 1988 ; Tung, 1995)，其方程式如下：

$$T_i = \mu T_s + \rho_s (T_{i-1} - \mu T_s) + V_i \sigma T_s \sqrt{1 - \rho_s^2} \quad (4-1)$$

方程式中 T_i 為第 i 天的溫度， μ_r 為對應該月 s 類別之平均溫度，其中由於目前僅分為偏低、正常及偏高三個類別，故 s 為1~3， ρ_s 為該月份 s 類別 T_i 與 T_{i-1} 之一階系列相關係數。 V_i 屬於 $N(0,1)$ ， σ_{T_s} 為歷史資料對應該月份 s 類別之標準偏差。假設每月的第一天溫度以該月的月平均溫度代替，於是便可利用歷史溫度資料模擬出未來新的日溫度資料。

(二) 日降水量模擬模式

模擬過程可分為降雨事件和降雨日之降雨量。降雨事件之模擬以歷史資料為演算依據，當統計各月中第 $I-1$ 日降雨時，第 I 日降雨的機率表示為 $P(W|W)$ ，不降雨表示為 $P(W|D)$ 。模擬時每日會產生一個 $(0,1)$ 間之亂數 RN 。其第 I 天降雨事件判別式如下：

- 每月第一天，當 $RN \leq$ 該月降雨機率 $P(W)$ 時，表示此日為降雨日；否則，則第 I 天不會降雨
- 若第 $I-1$ 天降雨量 >0 ，當 $RN \leq P(W|W)$ ，則第 I 天會降雨；否則，則第 I 天不會降雨。
- 若第 $I-1$ 天降雨量 $=0$ ，當 $RN \leq P(W|D)$ ，則第 I 天會降雨；否則，則第 I 天不會降雨。

降雨日之降雨量是由指數分佈方程式(4-2式)繁衍的，其中 μ_{P_s} 是對應歷史資料第 I 月份 s 類別雨天之平均降雨量， RN 為介於0~1間的隨機亂數。

$$P = \mu_{P_s} (I) \times [-\ln(1 - RN)] \quad (4-2)$$

4.2 水文模式

本研究採用GWLF(Generalized Watershed Loading Functions, Haith et al., 1992)水平衡模式模擬集水區各水文量。模式計算流程如圖4-1所示。

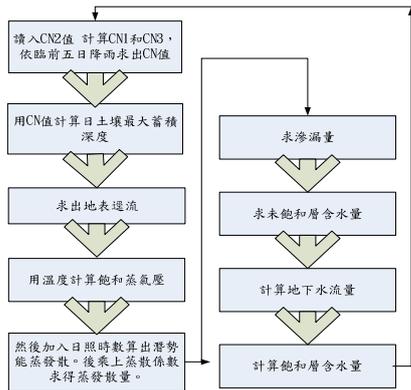


圖4-1 GWLF模式流程圖(董新茹, 2011)

研究中採用GWLF計算地表逕流量(Q)，公式如4-2式，其中 P_i 為WGEN繁衍之日平均降雨資料，日土壤最大蓄積深度(W)是由CN值(curve number)計算得到，計算公式如4-3式。地下水流出量(G)計算公式如4-4式，是由地下水退水係數(r)乘上飽和層含水量(S)得到。將由地表逕流量與地下水流量

相加，即可得到河川之入流量。

$$Q_i = \frac{(P_i - 0.2W_i)^2}{P_i + 0.8W_i} \quad (4-3)$$

$$W_i = \frac{2540}{CN} - 25.4 \quad (4-4)$$

$$G_i = r \cdot S_i \quad (4-5)$$

4.3 系統動力模式

本研究在分析前先界定出水資源系統範圍，再透過系統動力軟體-Vensim，考慮現有水資源設施以及其供應能力(圖4-2)，建立出大漢溪供水系統動力模式(附圖1)。

五、研究結果

5.1 以不同機率取樣法則繁衍氣象資料

研究中利用兩種不同的取樣方法，選取欲投入模式中的歷史氣象資料區間，並將模擬結果做比較。歷史氣象資料選用1971年至2000年石門水庫集水區之溫度及雨量資料，繁衍氣象資料前，必須先將歷史氣象資料以韋伯法分區間，介於累積機率0.3至0.7之間稱為正常區間，累積機率小於0.3稱為偏低區間，機率大於0.7稱為偏高區間。本節以2002年為例，預報資料選用中央氣象局2001年12月底發布之2002年1月至3月的溫度及雨量季節性預報。預報機率如表5-1所示，取樣方法可分為下述兩種。

(一) 最大機率法則：以季預報預測發生最大機率的區間，來選取符合該區間之歷史資料。

以表5-1預報1月溫度為例，預報發佈最有可能發生於偏高區間，因此挑選溫度為偏高區間歷史年溫度，做為投入氣象合成模式之溫度歷史資料；若預報中預測發生的最大機率區間有兩者相同，則選取正常區間之歷史資料。

(二) 全機率法則：以季預報預測各區間發生之機率值，來對應各區間歷史資料選取組數。

以表5-1預報1月溫度為例，預報三區間機率為0.2、0.3、0.5，假設欲合成100組溫度資料，則須在氣象合成模式中選取歷史資料偏低區間繁衍20組、正常區間繁衍30組和偏高區間繁衍50組溫度資料。

表5-1 CWB季預報(2002年1月至3月)溫度及降雨機率

	溫度			降雨		
	偏低	正常	偏高	偏低	正常	偏高
1月	20	30	50	40	30	30
2月	30	40	30	50	30	20
3月	20	30	50	30	40	30

(單位:%)

2002年的模擬結果，如附圖2所示，依照最大機率法則所衍生的資料分佈都會集中在預報最大機率之區間，而全機率法則模擬結果資料分佈的範圍較

廣，整個分佈趨勢與預報各區間機率比例相似；2月雨量預報最大機率值為偏低區間，使用最大機率法則之模擬結果大多會集中在偏低區間，實際月雨量亦屬於偏低區間，此結果稱之為命中，當預報命中實際值之區間時，表示此月氣象資料繁衍結果具有較高的可信度；但1月溫度實際值落在偏低區間中，預報最大機率卻是在偏高區間，這種預報下溫度模擬結果的可信度將會減低。

在附圖2中可以看出使用全機率法則會將歷史資料的選取範圍擴大，讓模擬結果的情況變多，不定性範圍增加，難以從分佈中看出未來的趨勢，而在「命中」情況時，是以最大機率法則預測到實際值的機率較高，故本研究在後續模擬流量時，皆以最大機率法則來使用預報資訊，做為歷史氣象資料選取之依據。

5.2 結合季長期天氣預報之流量模擬結果

將5.1節以12月底發佈之預報，繁衍出未來三個月符合當月預報趨勢的日溫度、日雨量資料投入GWLF模式中，繁衍100組未來三個月流量，再以誤差修正法(Bias Correlation)修正水文模式之誤差後，得到集水區入流量資料。2002、2003年模擬結果如圖5-1及圖5-2所示。

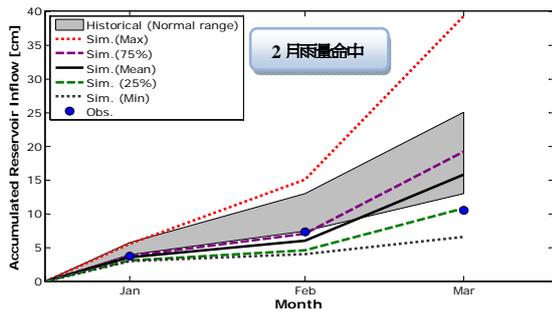


圖5-1 2002年月流量模擬(2001年12月底預報)

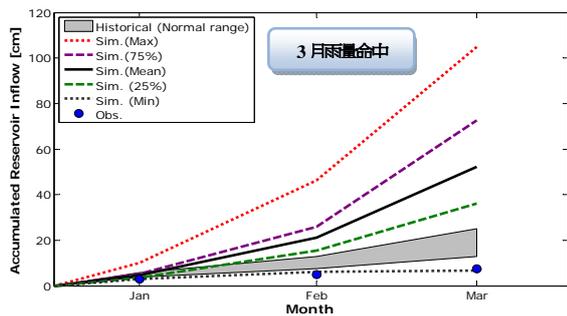


圖5-2 2003年月流量模擬(2002年12月底預報)

■ 陰影：歷史正常區間 ●：觀測值 —：100組平均值
 - -：最大值 - -：最小值 - -：第75百分位 - -：第25百分位

對照表5-1、表5-2，2002年1月預報溫度、雨量最大機率區間為偏高、偏低區間，圖5-1中流量模擬結果大部分落在偏低區間；2月預報溫度、雨量最大

機率區間為正常、偏低區間，流量結果大都在偏低區間，1、2月的實際流量皆落在模擬結果之四分位區間內，顯示模式有掌握到流量的趨勢；3月預報溫度、雨量最大機率區間為偏高、正常區間，模擬流量有高估實際值的情況。2003年各月預報溫度最大機率區間皆為偏高區間，雨量為正常或偏高區間，整體模擬結果有高估的情況，這是因為2003年是歷史入流量較低的一年，所以由圖5-2可以看到觀測值幾乎都低於正常區間以下，而GWLF水文模式在繁衍入流量時，對降雨量參數比較敏感，因此當雨量預報不準確時，將會對流量預測造成影響。

5.3 搭配季節性預報推估農業用水缺水率

選用中央氣象局於每個月底發佈之季節性預報，以最大機率法則來繁衍氣象資料及流量資料，再將入流量投入以Vensim軟體建的大漢溪供水系統動力模式中，分析未來三個月的缺水率，缺水率公式如下式5-1。

$$\text{農業用水缺水率} = \frac{\sum_{t=1}^N ST_t}{\sum_{t=1}^N D_t} \times 100\% \quad (5-1)$$

(其中N為總分析時距，在此以旬尺度做計算，ST_t是t時刻之缺水量，為每旬模擬農業用水可供水量與灌溉計畫需水量之差值，D_t為第t旬之計畫需水量)

石門水庫操作規線的執行方式，將減供農業用水措施分成兩種，分別為：「農業用水依照原計畫供水供水(即水庫不打折供水)」和「農業用水依照原計畫減供50%(即水庫打五折供水)」兩種，表中水庫不打折供水時缺水率為0%，水庫打五折供水時缺水率為50%，表5-3及表5-4為2002、2003年的模擬結果，表中之數值代表發生此情況的機率。

(一) 12/31發佈之預報

表5-3 2002年1~9旬農業用水缺水機率

供水措施	每旬缺水機率								
	一	二	三	四	五	六	七	八	九
不打折供水	1	1	1	1	1	1	1	0.98	0.72
打五折供水	-	-	-	-	-	-	-	0.02	0.28
實際 實行措施							桃園灌區 七折供水	桃園灌區 五折供水	

表5-4 2003年1~9旬農業用水缺水機率

供水措施	每旬缺水機率								
	一	二	三	四	五	六	七	八	九
不打折供水	1	1	1	1	1	1	1	1	0.99
打五折供水	-	-	-	-	-	-	-	-	0.01
實際 實行措施		桃園 停灌						石門灌區 六折供水	石門灌區 四五折供水

以表5-3中第九旬為例，水庫不打折供水發生機率為0.72，水庫打五折供水發生機率為0.28，機率越高表示該事件發生的可能性越高，因此本旬在依據

12月底發佈之季預報模擬下，農業用水以不打折供水的情況較有可能發生，其他各旬也有一樣的結果；而表5-4中，2003年各旬水庫都以不打折供水情況發生機率較大，表示這三個月發生不缺水的機率較大，但對照下方有關單位在當時實際實行之農業用水減供措施，兩者之間有較大的出入。

(二) 1/31發佈之預報

表5-5 2002年4~12旬農業用水缺水機率

供水措施	每旬缺水機率									
	四	五	六	七	八	九	十	十一	十二	
不打折供水	1	1	1	1	1	0.48	0.17	0.45	0.62	
打五折供水	-	-	-	-	-	0.52	0.83	0.55	0.38	
實際 實行措施				桃園灌區 七折供水	桃園灌區 五折供水					

表5-6 2003年4~12旬農業用水缺水機率

供水措施	每旬缺水機率									
	四	五	六	七	八	九	十	十一	十二	
不打折供水	1	1	1	1	0.84	0.53	0.42	0.69	0.7	
打五折供水	-	-	-	-	0.16	0.47	0.58	0.31	0.3	
實際 實行措施					石門灌區 六折供水	石門灌區 四折供水	石門灌區 五折供水			

上述分析結果顯示，使用12月之預報似乎沒有正確反映出1月~3月的實際缺水情況，所以再以1月底發佈之預報來模擬並分析比較，模擬結果如表5-5、表5-6，與12月預報比較重複的旬(七~九旬)後發現，可以看到表5-3第九旬發生五折供水的機率僅0.28，表5-5第九旬打五折的機率就達到0.52(當旬較有可能發生缺水)。再比較表5-4及表5-6重複的旬數，可以看到使用12月預報，第九旬五折供水的機率為0.01(幾乎不可能發生)，而使用1月底之預報從第八旬開始有缺水的情況發生，第九旬雖以不打折供水的機率較高，但五折供水的機率也很高為0.47，與當時實際的乾旱情況來比較，整體看來以1月預報對乾旱情況的掌握度是較高的。

5.4 休耕決策分析

由上述分析結果得知，決策內容將使用1月底發佈之預報來做模擬，並參考「桃園及石門農田水利會灌區決策分析流程圖(水利署，2010)」，當農業減供水量小於等於30%時，執行動態灌溉配水等措施；當農業減供水量大於30%時必須執行停灌區域分析。因此先以每旬農業用水計畫需水量減供30%作為模擬策略(代表休耕30%灌溉面積)，判斷是否能降低水庫打五折供水發生的機率，經過決策減供30%需水量後2002、2003年之模擬結果如表5-7、5-8。

表5-7 2002年4~12旬決策後農業用水缺水機率

2002年1月預報	每旬缺水機率									
	四	五	六	七	八	九	十	十一	十二	
決策後										
不打折供水	1	1	1	1	1	0.95	0.63	0.82	0.9	
五折供水	-	-	-	-	-	0.05	0.37	0.18	0.1	

表5-8 2003年4~12旬決策後農業用水缺水機率

2003年1月預報	每旬缺水機率									
	四	五	六	七	八	九	十	十一	十二	
決策後										
不打折供水	1	1	1	1	1	0.93	0.82	0.95	0.92	
五折供水	-	-	-	-	-	0.07	0.18	0.05	0.08	

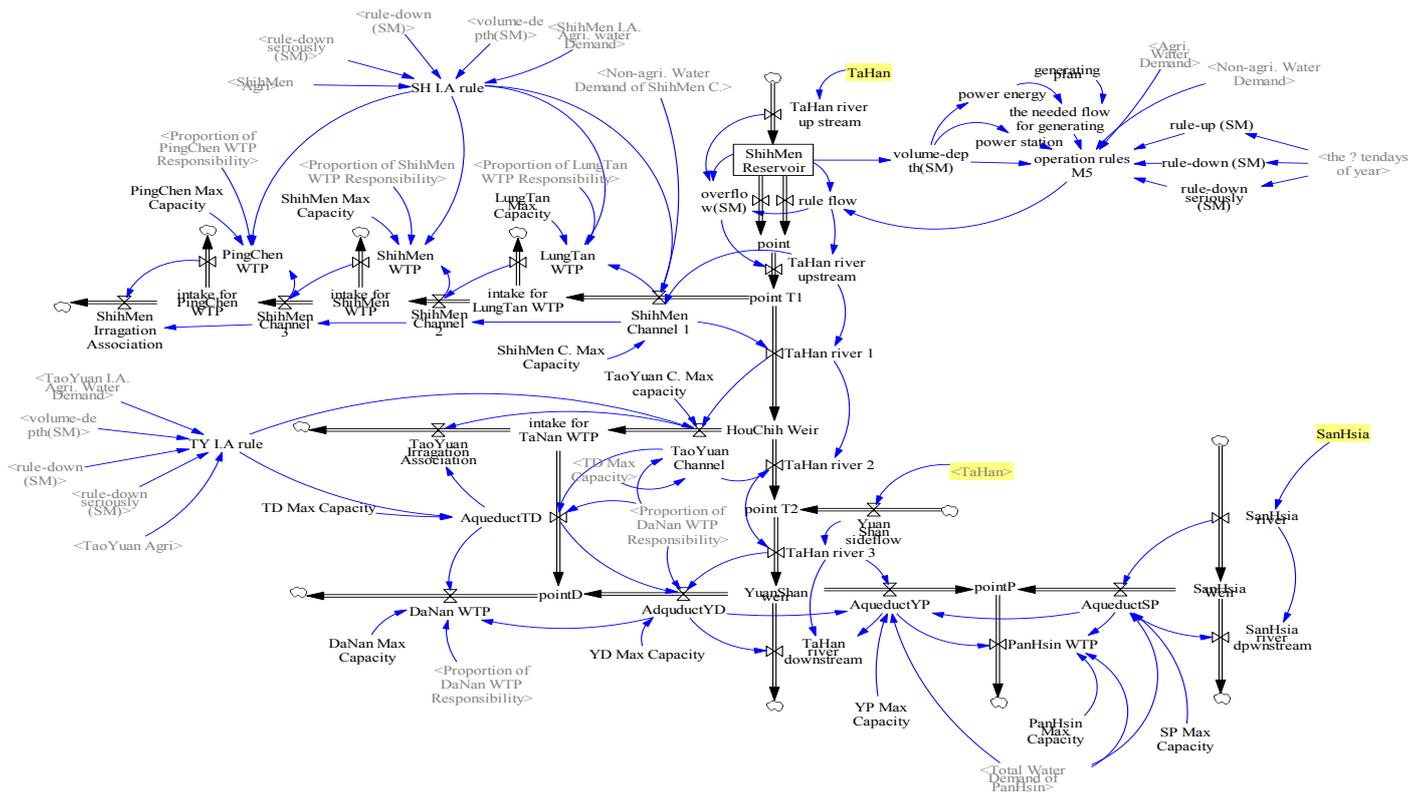
表5-7、5-8結果顯示2002、2003年打五折供水發生的機率都有明顯的下降，但第十旬打五折的機率還是不低(0.37、0.18)，所以表示減供30%農業用水計畫需水量可能不夠，減供率應大於30%，必須進行停灌休耕分析。

六、結論

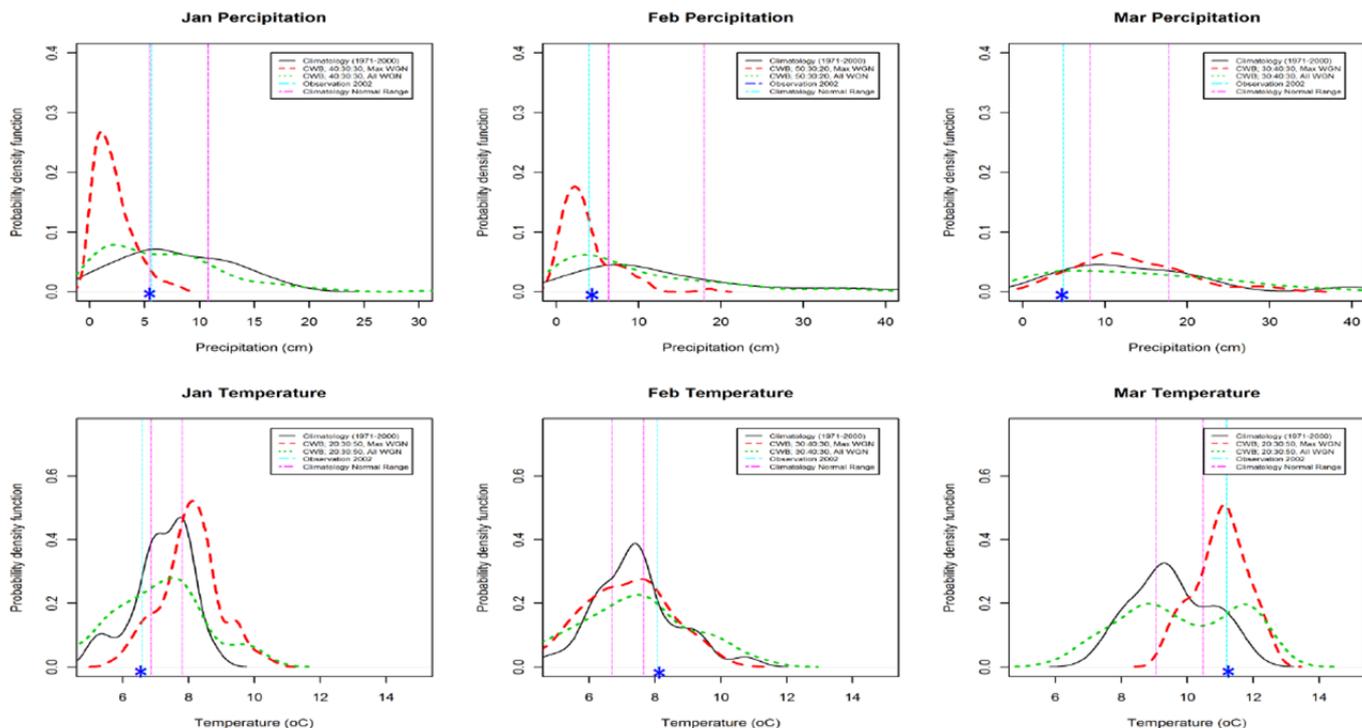
1. 研究中以兩種歷史氣象資料取樣方法(全機率、最大機率法則)提供日氣象資料繁衍，採用全機率法則所產生之溫度和雨量分佈較廣，後續流量模擬結果較發散，不確定性也較高；而採最大機率法則且在命中實際區間時，流量模擬準確性較高。
2. 結合季長期天氣預報模擬流量，除了預報與實際區間完全相反外，大多的實際流量會介於模擬流量分布的四分位區間內，而由於降雨相對於氣溫對地表逕流量多寡有較顯著影響，因此雨量預報準確與否對於未來流量能否預先掌握是很重要的因素。
3. 利用大漢溪水資源系統動力模式模擬2002與2003年的春雨乾旱事件，以2003年1月發布的預報為例，相較於12月發布的預報有較高的準確率，且更接近春耕用水時期，在農業用水管理上為較佳決策參考月份，但由於季預報仍存在相當不確定性，在水資源管理上如何利用適當備援用水以補救預測失準之決策仍是一重要課題。

七、參考文獻

1. Brumbelow, K., and A. Georgakakos, 2001. "Agricultural planning and irrigation management: The need for decision support", The Climate Report, 1(4), 2-6.
2. Haith, D. A., R. Mandel, R. S. Wu, 1992. "General Watershed Loading Function", Version 2.0, Cornell University.
3. Hamlet, A.F., D. Huppert, D. P. Lettenmaier, 2002. "Economic value of Long Lead Streamflow Forecasts for Columbia River Hydropower", Journal of Water Resources Planning and Management, 128(2): 1-101.
4. Huang, W. C., L. C. Lun, 2004. "A drought early warning system on real-time multireservoir operations", Water Resources Research, vol. 40.
5. Kim, D. H., C. Yoo, T. W. Kim, 2011. "Application of spatial EOF and multivariate time series model for evaluating agricultural drought vulnerability in Korea", Advances in Water Resources, 34:350.
6. Simonovic, S. P., 2000. "A shared vision for management of water resources", Water International, 25(1), 76-88.
7. Yao, H., and A. P. Georgakakos, 2001. "Assessment of Folsom Lake response to historical and potential future climate scenarios", Reservoir management, Journal of Hydrology, 249, 176-196.
8. 李鐵民、蘇俊明, 2004, 「九十一年石門水庫抗旱實錄」, 水資源管理季刊, 16-26.
9. 董新茹, 2011, 「結合季長期天氣預報與水文模式對石門水庫入流量」, 國立中央大學水文與海洋學研究所, 碩士論文。
10. 經濟部水利署水利規劃試驗所, 2010, 「桃園地區灌溉供水與灌溉用水影響研究(2)」。
11. 蔡繼堯, 2007, 「桃園地區灌溉供水與灌溉用水影響研究」, 國立中央大學土木工程學系, 碩士論文。



附圖1 大漢溪供水系統動力模式示意圖



附圖2 2002年以最大機率法則與全機率法則模擬結果

* : 實測值
 - - - : 最大機率法則 - - - : 全機率法則
 - : 歷史資料 - - - : 正常區間上下限

應用季長期天氣預報推估高雄地區登革熱流行趨勢

徐葦茵¹ 王玉純² 呂金璋³ 李明旭¹

國立中央大學水文與海洋科學研究所¹ 中原大學生物環境工程學系²

摘 要

近年來登革熱一直為全球熱帶地區、亞熱帶地區相當嚴重的病媒蚊傳染性疾病，至1980年為止，全球亞熱帶地區，有活動性登革熱病毒傳播的國家多達61國，所涵蓋總人口數約有15億之多。台灣地處亞熱帶，高溫多雨，是病媒蚊傳染疾病的繁殖溫床，近年來由於氣候異常，若高溫多雨將促使登革熱病毒及病媒活化，進而導致登革熱疫情之擴大。台灣地區近十年來的登革熱病例流行，以2002年高雄地區為最主要的病例大爆發年，主因為2001年登革熱病例持續發生且跨年而導致該年的大流行，其中出血性登革熱病例高達240例，死亡率更高達百分之八點七。因此，預先研判登革熱在未來的可能發展趨勢為一重要的防疫課題。本研究利用中央氣象局發布之季長期預報資料結合週期性流行指數，利用ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average, 自迴歸移動平均)時間序列模式預測登革熱病例在高雄地區的流行趨勢。結果顯示利用此模式所預測之登革熱病例數與歷史事件比較，所建立模式能掌握登革熱病例發展趨勢，因此可利用此模式結合未來之預報資料預測可能之病例發展趨勢。

關鍵字：登革熱、高雄地區、季長期預報、時間序列

一、前言

近來登革熱一直為全球熱帶地區、亞熱帶地區相當嚴重的病媒蚊傳染性疾病，至1980年為止，全球亞熱帶地區，有活動性登革熱病毒傳播的國家多達61個，涵蓋總人口約有15億之多；1990年Halstead學者於其研究報告中指出：從1970至1980年代，每年約有25萬人感染出血性登革熱(dengue hemorrhagic fever, DHF)；由於都市化以及日益增加的國際貿易造成登革熱病毒及病媒蚊的傳播速度增加，1998年登革熱出現了前所未有的大流行，共有56個國家向世界衛生組織報告了120萬的病例數，自此之後登革熱及登革出血熱流行有明顯上升趨勢，拉丁美洲及東南亞國家有千萬人受到感染，每年向世界衛生組織(World Health Organization, WHO)報告的平均病例在過去40年中，每10年幾乎增長1倍。世界衛生組織在2009年提出的文章指出：全球約有2.5億人口是生活在受登革熱病毒威脅的區域中。

台灣地處亞熱帶，高溫多雨，是病媒蚊傳染疾病的繁殖溫床。近年來由於氣候暖化，促使登革熱病毒及病媒活化，導致台灣地區登革熱病例數有明顯增加趨。回顧台灣過去登革熱流行史，於日據時期曾多次發生過登革熱流行，自1987年後幾乎年年都會出現規模不等的本土疫情。

近十年來的登革熱病例流行，以2002年為最主要的病例大爆發年，主因為2001年登革熱病例持續發生

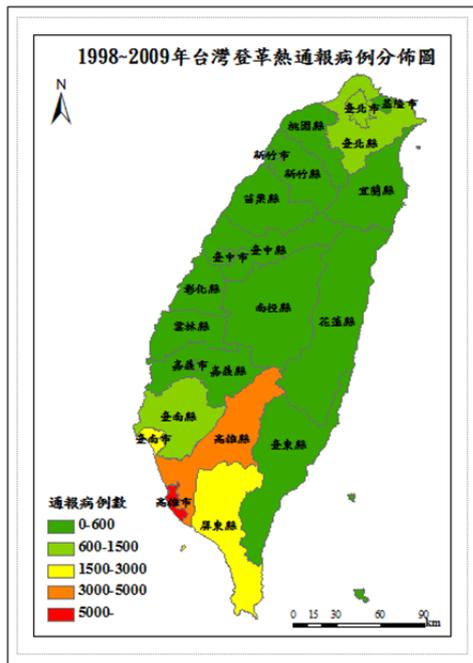
且跨年，而導致該年的大流行，2002年登革熱的確定病例有5,345例，其中登革出血熱(dengue hemorrhagic fever, DHF)或登革休克症候群(dengue shock syndrome, DSS)的病例數高達240例，導致死亡數有21例。此次主要流行於高雄縣市、屏東縣及臺南縣市，為自1987年來最嚴重的一次流行。

本研究將氣象參數與病例數之間的時間序列關係式找出，然後利用歷史30年的氣象資料統計出不同區間各月份的平均溫度及雨量，再結合氣象局的季預報資料挑選出所需年份各月份之氣象資料，以SPSS 16.0統計軟體內的ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average, 自迴歸移動平均)時間序列模式，建立登革熱病例及氣象因子間的時間序列關係式，以預測未來登革熱病例的發展趨勢。

二、研究區域與方法

本研究區域主要以台灣南部的高雄縣市為主(縣市合併前)，由疾病管制局統計資料顯示上述兩縣市為台灣地區主要登革熱病例個案較多且每年持續有較多病例數產生的縣市。圖一為1998~2009年台灣地區登革熱通報病例分佈圖，由圖一得知台灣地區登革熱病例主要分布地區為南台灣的台南縣市、高雄縣市

及屏東縣五縣市，但主要大量的病例數還是發生於高雄縣市。



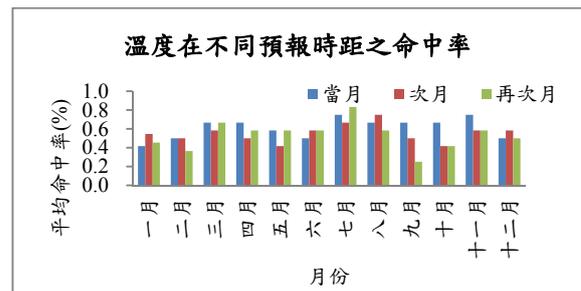
圖一 1998~2009年台灣地區登革熱通報病例分佈圖

為了確定中央氣象局所發布的季節性預報資料可以使用在本研究區域，所以必須在雨量資料上，將高雄站雨量資料與高雄縣 8 個雨量測站做區域相似性分析，以確定高雄縣市之間的氣候型態只是程度上的差異。在溫度資料上，則將高雄站之溫度資料與氣象局發布之季節性氣候預報做溫度之命中機率，來確定可以準確的應用在研究中。

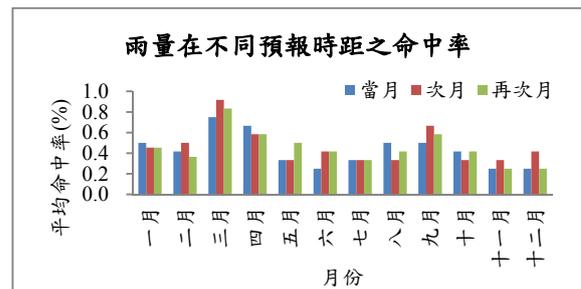
在預報命中率上，圖二、三為高雄站 1998~2009 年溫度、雨量在不同預報時距(lead time)預報命中率之結果。以溫度之命中率來看，二月份之命中率最低，不同預報時距之平均命中率為 0.455，命中率最高的月份則為七月，其值為 0.75；在雨量之命中率方面，十一月份之命中率最低，在不同預報時距之命中率僅 0.278，命中率最高的月份為三月，其值為 0.833。從不同預報時距的命中率方面來看，溫度在當月之命中率較高，其值為 0.611；雨量則在次月之命中率較高，其值為 0.468。整體而言，溫度在當月的夏季(七至十一月)之命中率較高，而雨量則僅在三月份的三個區間有較高的命中率，顯示雨量的變化較溫度劇烈，所以也較難預測準確。

圖四為高雄站與高雄縣 8 個雨量測站(木柵、古亭坑、甲仙、多納、金山、阿蓮、美濃、旗山)之平均雨量區域相似性。8 個雨量站中以多納站與高雄站之區域相似性最低，平均相似性命中率為 0.602，其中在偏低區間及正常區間之命中率各為 0.590 及 0.513，低於偏高區間的命中率 0.704；與高雄站區域相似性較高的測站為古亭坑站，平均命中率為 0.706，偏低

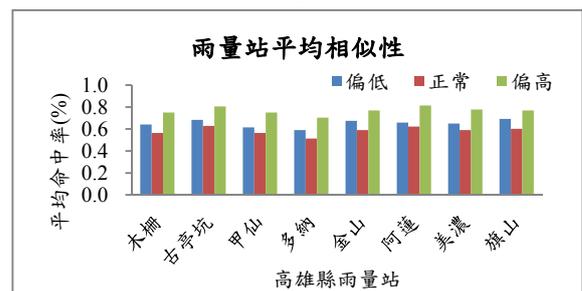
區間、正常區間、偏高區間之平均命中率分別為 0.684、0.628、0.806。



圖二 1998~2009年高雄站溫度在不同預報時距之命中率

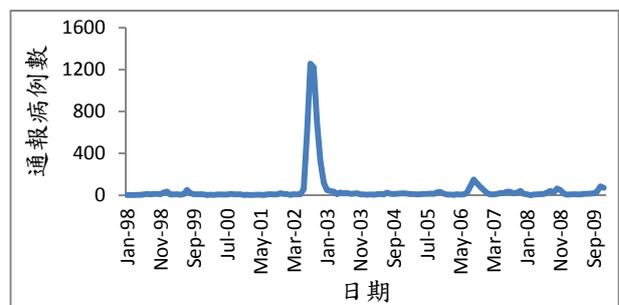


圖三 1998~2009年高雄站雨量在不同預報時距之命中率

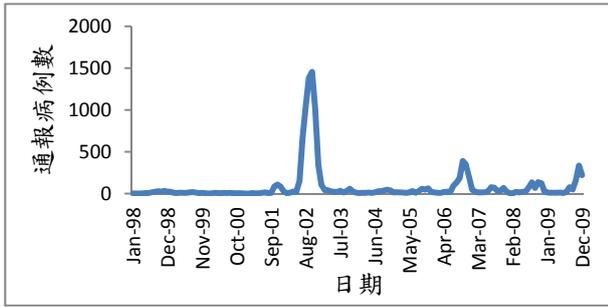


圖四 1998~2009年高雄縣雨量站平均區域相似性

圖五及圖六分別為高雄縣市在 1998~2009 年之月累積病例數，高雄縣市在 2002 年皆有疾病大爆發的發生，且在 2002 年下半年(七~十二月)高雄縣之累積病例數為 4210 例，高雄市之累積病例數更高達 5922 例，為近十年來最嚴重的一次大爆發。

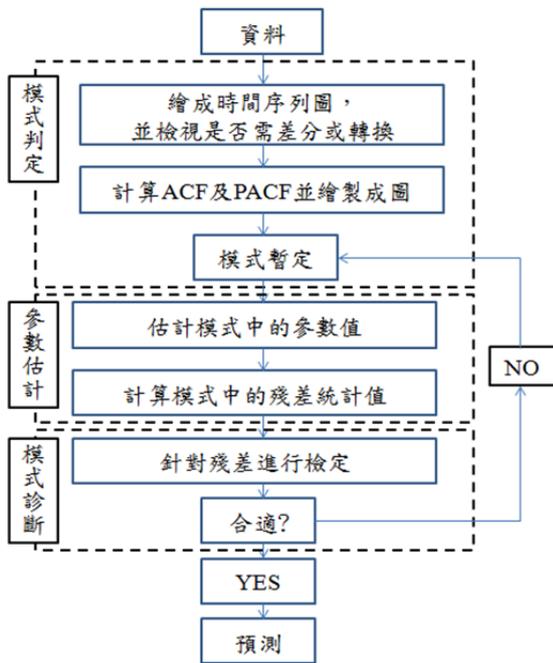


圖五 1998~2009年高雄縣各月份之累積通報病例數



圖六 1998~2009年高雄市各月份之累積通報病例數

本研究利用之時間序列模式(ARIMA)，其流程如圖七所示



圖七 ARIMA建立模型之流程圖

將所需之氣象參數及非氣象參數利用圖七之步驟建立高雄縣市登革熱病例之時間序列之後，結合氣象局季預報資訊選取歷史 30 年之氣象資料，投入建立之模式，預測預測登革熱在未來可能之流行趨勢。

三、研究結果與討論

(一) 高雄縣

表一為高雄縣登革熱病例時間序列之候選模式，Case1~3 所加入之參數及模式分別為：Case1:登革熱病例數+前一個月之流行指數(PI)+月流行指數(MPI)+月平均溫度，模式為 ARIMA(0,0,3)；Case2：登革熱病例數+流行指數，模式為 ARIMA(1,0,0)；Case3：登革熱病例數+月平均溫度，模式為 ARIMA(1,0,0)。由表一中，因 Case1 中之 Normalized BIC 最小值，因此

選取 Case1 為模擬高雄縣登革熱病例數最適模型，其迴歸式如式(1)所示。

表一 高雄縣登革熱病例候選模式擬合統計資料

	Case1	Case2	Case3
R2	0.542	0.630	0.685
RMSE	140.492	123.580	113.303
MAPE	74.420	72.503	78.018
MAE	31.462	29.587	27.006
Normalized BIC	9.229	9.826	9.604

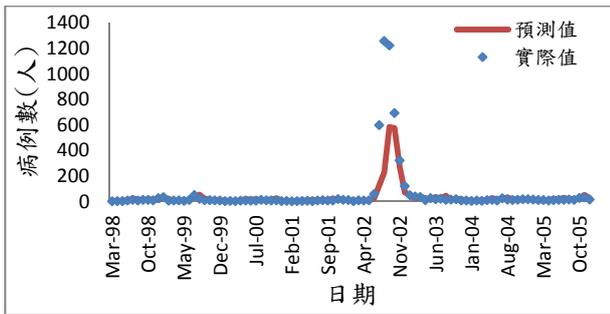
$$\ln(Y_t) = -0.518\ln(\varepsilon_{t-1}) - 0.480\ln(\varepsilon_{t-2}) - 0.589\ln(\varepsilon_{t-3}) + 0.493\ln(PI_{t-1}) + 0.735\ln(MPI_t) + 3.312\ln(T_t) - \ln(12.588) \quad (1)$$

上式中 Y_t 為所欲預測當月份之病例數， $\varepsilon_{t-1} \sim \varepsilon_{t-3}$ 為所欲預測之病例數前一個月份之實際病例數與預測病例數之誤差值， PI_{t-1} 為前一個月份之流行指數 (Population Index)， MPI_t 為當月份之月流行指數， T_t 則為當月份之月平均溫度，各月份之 MPI_t 值如表二所示。

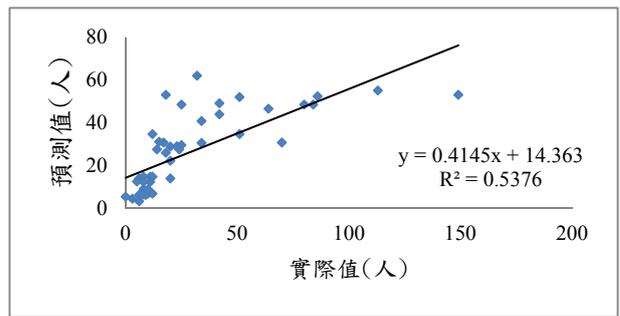
表二 高雄縣各月份之月流行指數

月份	一月	二月	三月	四月	五月	六月
指數	15.71	10.00	9.29	7.00	9.86	9.14
月份	七月	八月	九月	十月	十一月	十二月
指數	19.14	13.14	11.14	14.00	14.57	12.71

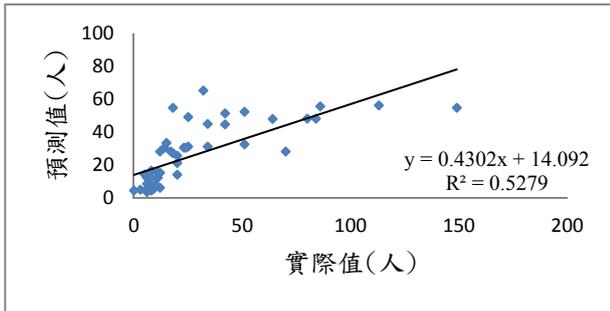
圖八為檢定年份實際值與預測值之時間序列圖，此模式在檢定年時僅在 2002 年高峯值有較大之誤差，但以整體來看其模擬之趨勢與實際值相同。圖九為利用 SPSS16.0 軟體所預測出高雄縣 2006~2009 年之登革熱病例數，實際值與預測值之 R2 值為 0.5279，顯示模式所預測出之病例數與實際病例數為高度相關。圖十為高雄縣 2006~2009 年登革熱實際值與預測值之時間序列圖，其中實線部分為在模式中利用歷史月平均溫與其他參數所預測出之登革熱病例數，而標號為疾管局實際通報病例數，利用此模式所預測出之病例數值與歷史登革熱病例較高的時間點皆有相同的高值出現，整體來看預測值之趨勢與實際值一致。



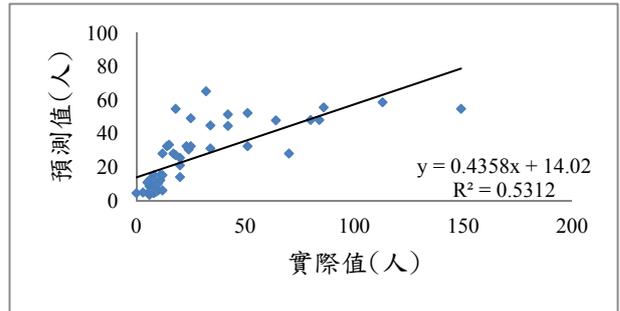
圖八 高雄縣1998~2005年模式檢定年實際病例與模式預測值時間序列圖



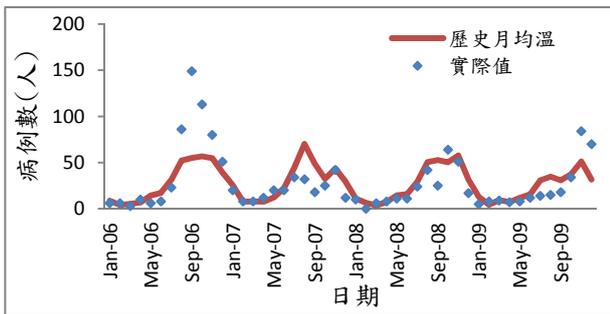
圖十一 高雄縣2006~2009年實際病例數與預測值之相關性(預報當月)



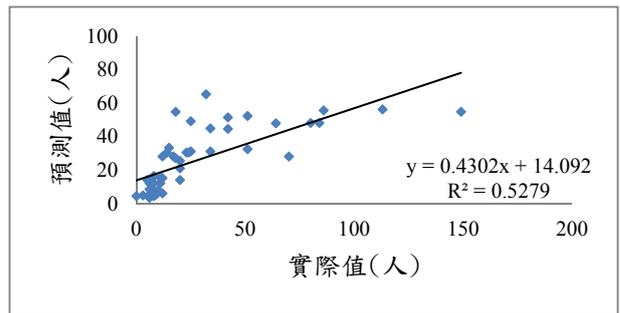
圖九 高雄縣2006~2009年實際病例數與歷史月均溫模擬登革熱預測值相關性



圖十二 高雄縣2006~2009年實際病例數與預測值之相關性(預報次月)

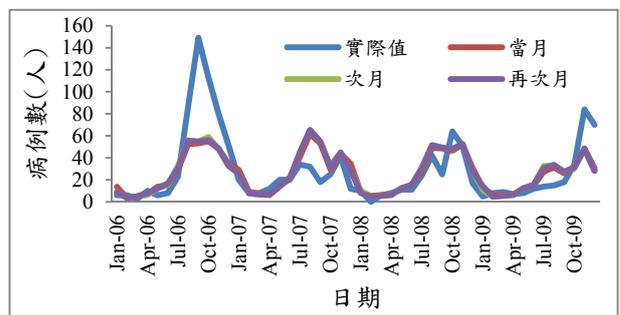


圖十 高雄縣利用歷史月均溫模擬2006~2009年之病例數時間序列圖



圖十三 高雄縣2006~2009年實際病例數與預測值之相關性(預報再次月)

圖十一~圖十三為高雄縣 2006~2009 年登革熱實際值與氣象局季預報不同時距所挑選之歷史氣象資料投入 Case1 模式所預測之病例數之間的相關性。預報當月、次月、再次月所預測登革熱病例之決定係數分別為 0.5376、0.5312 及 0.5279。在利用不同預報時距預報值所預測的病例數時間序列變化趨勢與實際病例數時間序列變化皆相似，皆能在實際病例數為高峯值時有準確的上升趨勢，如圖十四所示。



圖十四 高雄縣2006~2009年不同預報時距登革熱病例之時間序列圖

(二) 高雄市

表三為高雄市登革熱病例時間序列之候選模式，Case1~3 模式所加入之參數及模式分別與高雄縣相同。由表中，Case1 之 Normalized BIC 最小值因此選取 Case1 為模擬高雄市登革熱病例數最適模型，其迴歸式如式(2)所示。

表三 高雄市登革熱病例候選模式擬合統計資料

	Case1	Case2	Case3
R2	0.630	0.892	0.804
RMSE	162.031	86.209	115.490
MAPE	77.111	62.276	75.606
MAE	46.905	27.441	36.887
Normalized BIC	8.814	9.107	9.643

$$\ln(Y_t) = -0.656\ln(\epsilon_{t-1}) - 0.419\ln(\epsilon_{t-2}) - 0.395\ln(\epsilon_{t-3}) + 0.912\ln(PI_{t-1}) + 0.582\ln(MPI_t) + 2.283\ln(T_t) - \ln(9.216) \quad (2)$$

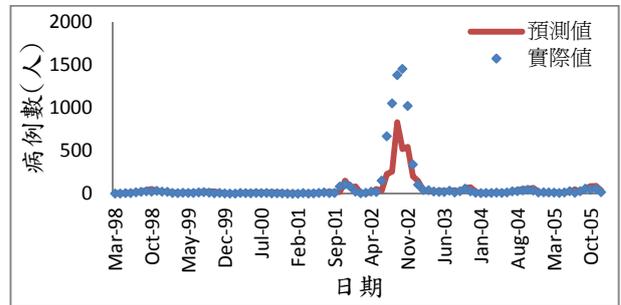
上式中 Y_t 為所欲預測當月份之病例數， $\epsilon_{t-1} \sim \epsilon_{t-3}$ 為所欲預測之病例數前一個月份之實際病例數與預測病例數之誤差值， PI_{t-1} 為前一個月份之流行指數 (Population Index)， MPI_t 為當月份之月流行指數， T_t 則為當月份之月平均溫度，各月份之 MPI_t 值如表四所示。

表四 高雄市各月份之月流行指數

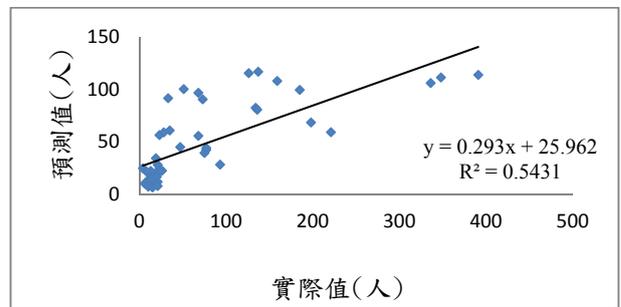
月份	一月	二月	三月	四月	五月	六月
指數	22.57	12.00	13.00	10.43	10.57	14.57
月份	七月	八月	九月	十月	十一月	十二月
指數	19.00	19.57	26.57	39.29	40.86	23.43

圖十五為高雄市在1998~2005年檢定年模式所模擬之病例數，與實際病例數僅在2002年高峯值有較大之誤差，整體看來模擬值與實際值之趨勢為一致。圖十六為利用SPSS16.0計軟體投入歷史實際月平均溫度及其他非氣象參數所預測出高雄市2006~2009年登革熱病例數與實際病例數之相關性，兩者之R2值為

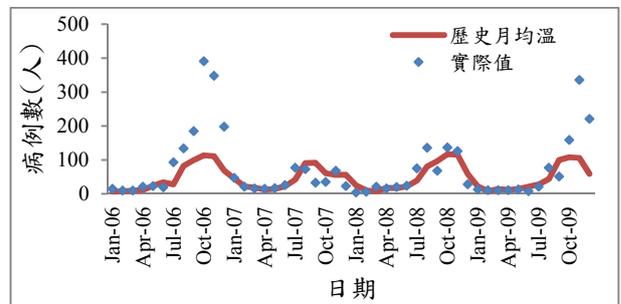
0.5431，為高度相關。圖十七為實際氣象參數所檢定之模式所預測2006~2009年登革熱病例數流行趨勢時間序列圖，其中實線部分為利用歷史氣象參與其他非氣象參數所預測出2006~2009年之病例數，標號則為疾管局實際病例數。



圖十五 高雄市1998~2005年模式檢定年實際病例與模式預測值時間序列圖

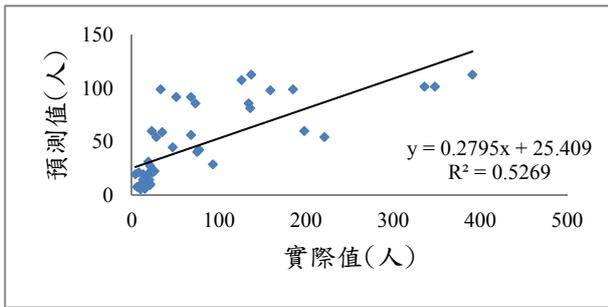


圖十六 高雄市2006~2009年實際病例數與歷史月均溫模擬登革熱預測值相關性

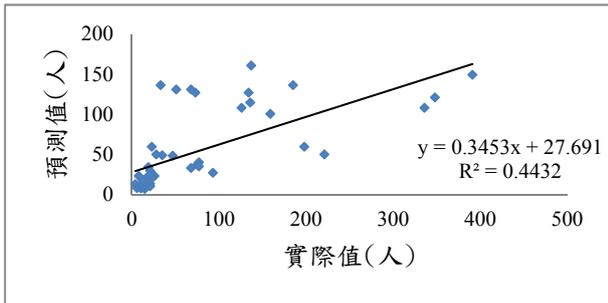


圖十七 高雄市利用歷史月均溫模擬2006~2009年之病例數時間序列圖

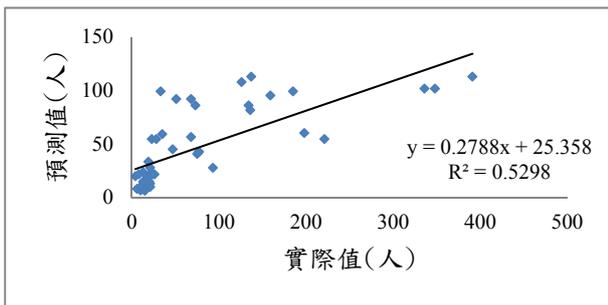
圖十八~圖二十為高雄市2006~2009年登革熱實際值與利用歷史30年氣象資料結合氣象局發佈每月季長期預報挑出每個月之月平均溫度後加入Case1之後，模式所預測出之病例值與實際值的相關性，當月、次月、再次月預報所預測登革熱病例之決定係數分別0.5263、0.4432及0.5298。在利用不同的預報時距所預測的病例數時間序列變化趨勢與實際溫度所預測之病例數時間序列變化皆相似，都能在實際病例數為高峯值時有準確的上升趨勢，如圖二十一所示。



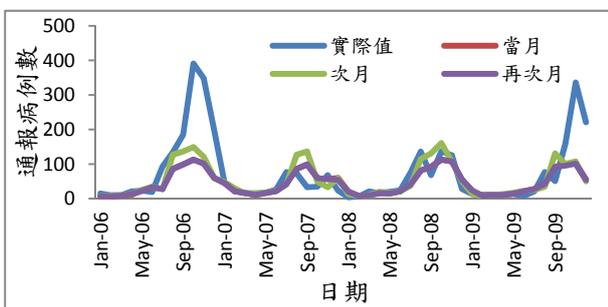
圖十八 高雄市2006~2009年實際病例數與預測值之相關性(預報當月)



圖十九 高雄市2006~2009年實際病例數與預測值之相關性(預報次月)



圖二十 高雄市2006~2009年實際病例數與預測值之相關性(預報再次月)



圖二十一 高雄市2006~2009年不同預報時距登革熱病例之時間序列圖

四、結論與建議

氣象站高雄站之溫度及雨量與氣象局所發佈預報命中率在不同時距上分別介於0.533~0.611及0.431~0.468，在月份上之平均預報命中率分別介於0.455~0.750及0.278~0.833，顯示可能雨量變化較大所以在預報上與溫度相比較會較不易。此外在區域相似性上，高雄縣八個雨量站與氣象站高雄站之雨量區域相似性平均約為0.667，偏低、正常、偏高區間相似性分別0.651、0.584及0.767，表示季長期天氣預報可套用在高雄縣八個雨量站。

高雄縣及高雄市所預測出之登革熱病例與實際值之間有相同的趨勢，在2006年及2009年的預測值中較實際值低，2007、2008年預測值與實際值較相近，誤差值較小。衛生署疾病管制局所擁有的登革熱病例通報資料始於1998年，在一開始的期間也許無法落實病例通報，所以在前幾年的數據上可能會有些許誤差，影響所建立模式的預報能力。

本研究利用月病例指數(MPI)結合季長期預報資料中之最大機率所對應之月平均溫度應用在預測登革熱病例上，未來可嘗試以不同月平均溫度選取方法或不同氣象資料，並與預測結果比較。此外對於較極端之登革熱病例的模擬，應該探討是否要將模擬之部份以區間分類，如同氣象局之預報將氣象資料區分為落入各區間之機率為何，如此便可知往後的流行大致是落於何區間。

五、參考文獻

1. 經濟部工業局石化工業政策評估說明書，2010。
2. 楊奕農，2009，時間序列分析：經濟與財務上之應用第二版，雙葉書廊。
3. 葉小蓁，1998，時間序列分析與應用，葉小蓁發行。
4. 張筱玲、賴淑寬，2006，氣象資料於疾病監測之應用，行政院衛生署疾病管制局九十五年度科技研究發展計畫報告
5. Box, G. and G. Jenkins, 1970. Time series analysis: Forecasting and control, San Francisco: Holden-Day.
6. Wu, P.C., H.R. Guo, S.C. Lung, C.Y. Lin, H.J. Su, 2007. "Weather as an effective predictor for occurrence of dengue fever in Taiwan", Acta Tropica, Volume 103, Issue 1, 50-57

應用氣候統計降尺度預報資料推估石門水庫入流量

韓宛容 簡均任 李明旭
國立中央大學水文與海洋科學研究所

摘要

水庫為台灣重要的水資源調配設施，也是幫助防範水文災害的重要緩衝器，近年來因為經濟蓬勃的發展導致民生與工業用水需求逐年遽增，石門水庫運用相當頻繁，造成相關管理單位之供水壓力尤其是乾旱時期大為增加，倘若能事先掌握未來入流量狀況，便能提供決策者進行供水操作決策與乾旱預警之參考。目前中央氣象局所提供氣候統計降尺度預報產品，為於每月月底預報未來五個月逐月雨量以及溫度狀態，本研究主要目的即為結合此預報系統，探討其可行之使用方法，並透過氣象資料產生器以繁衍未來五個月可能的日雨量及日溫度資料，投入水文模式進行集水區流量推估，進而提供流量機率預報資訊，且評估其經濟效益。本研究利用最大機率法則、機率加權法則兩種氣候統計降尺度預報產品取樣策略，以氣象資料合成模式(WGEN, Tung and Haith, 1995)繁衍水文模式所需之日溫度及日雨量資料，並以技術得分(RPSS、LEPS)評估流量機率預報能力，結果顯示兩種取樣策略皆有大於氣候預報之能力，其中以最大機率法則下有最佳的流量預報能力。在經濟效益評估中，無論是偏高或偏低區間中，皆是於6~10月有較廣的經濟效益範圍。

關鍵字：統計降尺度、氣候預報、石門水庫、流量預報

一、前言

石門水庫集水區為台灣北部地區重要的水庫，主要供應台北縣、桃園縣及新竹縣的用水，與這些地區農業的生產、工業的發展、人民的生活息息相關，水資源供需的失調往往造成這些地區的水旱災害，倘若能事先掌握未來入流量狀況，便能提供決策者進行供水操作決策與乾旱預警之參考。

本研究擬應用中央氣象局提供氣候統計降尺度之未來五個月逐月之溫度及降雨機率預報資訊，探討其可行之使用方法，透過氣象資料產生器以繁衍未來五個月可能的日雨量及日溫度資料，再運用水文模式進行集水區流量推估，最後以機率化方式呈現流量未來各區間(偏低、正常、偏高)可能發生之比例。

二、預報資料及研究區域

(一) 預報資料特性分析、使用方法

本文應用的預報資料為中央氣象局所發展氣候統計降尺度預報產品，是以 2 組大氣模式加上 2 組海溫預測，每個月上、下旬各 10 天的大氣觀測當初始場，每月均可提供 40 組模式預報，進而使用 SVD、EOF 兩種方法找出氣候模式之預報與台灣地區測站有比較好關聯的預報因子，做出 40 組氣候統計降尺

度預報，以進行台灣地區的雨量和溫度機率預報。關於氣候統計降尺度預報方法更進一步地詳細說明與意義可參閱胡志文(2008)。

本研究將採用 GSS(Gerrity Skill Score)、準確率(PC, Percent Correct)與可靠度圖(Reliability diagram)進行預報資料特性分析。整體而言，溫度和雨量於偏高、偏低兩區間準確率(PC)大致上皆超過七成，於正常區間預報準確率亦達四成五以上(圖 1)；圖 2 顯示無論是溫度或雨量之類別預報於不同預報前置期均有預報技術(GSS)，但隨著預報前置期增加，其平均值並無隨之漸減趨勢。由 Reliability diagram 來看(圖 3)，除了高溫和低溫預報於 70%以上的預報機率值有明顯低估外，大致上而言皆是具有可信賴度的，而比較不同預報前置期之可靠度圖分析結果，並無太大之差異。

綜觀上述分析，採用下述兩種取樣策略：由 GSS 和準確度分析結果顯示，溫度和雨量預報大致上皆有 0.5 以上之得分，比亂猜的可信度來的高，決定採用預報機率值最大之區間來進行氣象資料繁衍，即為最大機率法則；由可靠度圖分析結果中可以看出，各區間之機率預報值皆相近對應之歷史發生頻率(曲線接近於 45°度線)，表示預報機率值本身皆有相對發生之

可能性，決定以各區間預報機率值，當作對應各區間歷史氣象資料統計特性之加權數來進行氣象資料繁衍，即為機率加權法則。

(二) 石門水庫簡介

本研究以石門水庫集水區為研究對象，其位於龍潭鄉大漢溪中游上，水庫集水區橫跨桃園、新竹、宜蘭三縣。水庫集水面積 763.4 平方公里，最大常水位為 245 公尺，水庫面積為 8 平方公里，主要的降水時期為五月至十月，十一月至翌年一月則為枯水期。本研究選用了其中八個雨量測站，分別為鎮西堡、新白石、玉峰、巴陵、高義、石門、嘎拉賀以及霞雲站如圖 4 所示。

三、研究方法

(一) 氣象資料合成模式(WGEN)

研究中採用 1981 年至 2009 年之石門水庫集水區日溫度及日雨量資料進行分析，並區分 29 年各月之溫度及降雨情況屬分別於偏低、正常或是偏高中哪一個類別，將排序前九名之雨量(溫度)定義為偏高，後九名為偏低，中間十一名則設定為正常，接著分別分析各月份各類別溫度及降雨之統計特性，根據氣候統計降尺度預報資訊發佈未來五個月溫度及降雨各類別可能發生機率，結合上述兩種取樣策略，利用 Tung and Haith(1995)所發展之降雨及溫度合成模式為基礎之氣象資料產生器繁衍未來氣象資料，其繁衍方式說明如下。

1. 日溫度模擬模式

未來氣候條件下日溫度之模擬，由月平均溫度，透過一階馬可夫鏈做模擬，其方程式如下：

$$T_i = \mu_{Ts} + \rho_s(T_{i-1} - \mu_{Ts}) + V_i \sigma_{Ts} \sqrt{1 - \rho_s^2} \quad (1)$$

其中 T_i 為第 i 天的溫度， μ_{Ts} 為為對應該月 s 類別之平均溫度， ρ_s 為該月份該類別 T_i 與 T_{i-1} 之一階系列相關係數。 V_i 屬於 0 到 1 之間的亂數， σ_{Ts} 為歷史資料對應該月份該類別之標準偏差。

2. 日降水量模擬模式

日降雨量之模擬，可分為降雨事件判別和降雨量。降雨事件判別以歷史降雨機率為演算依據，統計

各月中第 $I-1$ 日降雨時，第 I 日降雨的機率，表示為 $P(W|W)$ ；各月中第 $I-1$ 日不降雨時，第 I 日降雨的機率，表示為 $P(W|D)$ 。每月第一天，模擬產生(0,1)間之亂數 RN ，當 RN 小於或等於該月降雨機率 $P(W)$ 時，表示此日為降雨日；每月除第一日外，其餘日則利用前一日的降雨情形判定為降雨日或非降雨日，依照歷史資料之 $P(W|W)$ 或 $P(W|D)$ 的機率，若亂數 RN 小於或等於 $P(W|W)$ 或 $P(W|D)$ 時，判定該日為降雨日。

而降雨事件降雨量值之模擬，根據洪念民(1996)採用由指數分佈(Exponential distribution)可模擬出理想的氣候資料。指數分佈方程式如下：

$$P = \mu_{ps}(I) \times [-\ln(1 - RN)] \quad (2)$$

其中， P 為日降雨量(cm)， $\mu_{ps}(I)$ 為對應第 I 月份 s 類別雨天之平均降雨量(cm)， RN 為介於(0,1)間的隨機亂數。

(二) GWLF 水平衡收支模式

在水資源應用部分本研究採用 GWLF(Generalized Watershed Loading Functions, Haith et al., 1992)水平衡模式模擬集水區各水文量，該模式將地下含水層分為三層如圖 5。水平衡計算起始於降雨落至地表，部分降雨入滲到土壤中，另一部份降雨即形成地表逕流，直接流入河川，而過程中受到日照的影響會有蒸發散產生，使得部分水分會回到大氣中。當入滲量大於未飽和層之田間含水量時，過剩的水分會受重力影響滲漏至飽和層，最後從飽和層排出地下水出流量形成河川基流。藉由該模式之各模組的演算，便可分別推求集水區各水分子量，如蒸發散量 (ET_i)、地表逕流量 (Q_i) 及地下水出流量 (G_i) 等。各水文量詳細推估方式請參考林思達(2009)所述。

(三) 流量預報技術與評估方法

本研究仿效中央氣象局針對長期雨量、溫度機率預報方式，將對流量進行分區間之機率預報，此機率預報是利用偏低、正常以及偏高之出現機率方式來表示，其流量各區間之定義以累積機率方式作為探討。

1. 流量正常區間定義

偏高： $Q > 70\%$ ，對應於氣候分佈中最大的 30%；
正常： $30\% < Q \leq 70\%$ ，對應於氣候分佈中間的 40%；

偏低：Q ≤ 30%，對應於氣候分佈中最少的 30%。

其中，Q 為流量值，以 1981 年至 2009 年每個月之溫度及降雨情況屬分別於偏低、正常或是偏高中哪一個類別，將累積機率值 30%~70%間定義為正常範圍。

2. 技術得分

模擬流量以機率預報呈現，並評估此預報方法之技術得分，評估方法為 Ranked Probability Skill Score(RPSS)與 Linear Errors in Probability Space (LEPS)。

RPS 和 RPSS 計算公式如下(Wilks,2006):

$$RPS = \frac{1}{K-1} \sum_{m=1}^K (\sum_{j=1}^m f_j - \sum_{j=1}^m o_j)^2 \quad (3)$$

，其中 K 為觀測之分組組數（在本研究中，對於資料的事件分類，採取三等分法，偏高、正常與偏少則 K=3），m 則為模式之分類組數，通常與 K 相等。而 f_j 為第一組至第 m 組累積之預測機率； O_j 為第一組至第 m 組累積之觀測機率(命中區間機率為 1,其他區間機率則為 0)。

$$RPSS = 1 - \frac{RPS_f}{RPS_{ref}} \quad (4)$$

，其中“ref”為參考預報(reference forecast)，通常以氣候預報(climatological forecast)為代表，於本研究中，氣候預報機率為偏低 30%、正常 40%、偏低 30%，，RPS 最佳得分為 0，RPSS 最佳得分為 1。

LEPS 主要為對機率預報值命中與否給予一權重加減分，以量化預報技術優劣。Potts 等人於 1996 年研究發表中針對 LEPS 基本形式給予修正，修正前後之加權分數由表 1 可見，利用此一權重對機率預報值進行得分計算，LEPS%最佳得分為 100%。

表 1 LEPS 修正前後之權重值

LEPS 權重	Forecasts					
	修正前			修正後(Potts et al., 1996)		
Obs	A	N	B	A	N	B
A	1.0	0	-1.0	0.89	-0.11	-0.78
N	0	1.0	0	-0.11	0.22	-0.11
B	-1.0	0	1.0	-0.78	-0.11	0.89

Obs=觀測、A=偏高區間、N=正常區間、B=偏低區間

3. 經濟效益(Economic value)評估

潛在經濟效益(potential economic value)為建立在成本與損失比率(cost-loss ratio)基礎上的評估方法，於一固定事件 Y 下，當事件發生採取防護措施則有一成本 C，若無進行任何策略則事件造成一損失 L，同樣當事件 Y 沒有發生而實行防護則有一成本 C，若無進行任何行動則沒有花費為 0。並配合 2×2 列聯表(表 2)計算流量預報之 economic value 以達進行決策時最小的花費支出。

表 2 列聯表(contingency table)

		Observed		
		No	Yes	
Forecast	No	a	b	a+b
	Yes	c	d	c+d
		a+c=1- P_c	b+d= P_c	a+b+c+d=1

其中 P_c 即為選定評估事件之歷史發生機率，a、b、c、d 則為各情況發生機率，用以計算命中率(F)與誤報率(H)，計算式如下式所示：

$$H = d / P_c$$

$$F = c / (1 - P_c) \quad (5)$$

根據上述之定義進而計算流量預報之 economic value，計算公式如(6)式所示(Muluye,2011)：

$$EV = \frac{\min(k, P_c) - F(1 - P_c)k + HPc(1 - k) - P_c}{\min(k, P_c) - Pck}, \quad (6)$$

$$k = C / L$$

其 EV 最佳效益值為 1，若等於或小於 0 代表無預報技術。

四、結果與討論

(一) 不同取樣策略之流量模擬結果

本節結合氣候統氣降尺度預報系統針對石門水庫入流量進行模擬之分析，並以最大機率法則(Max Prob)、機率加權法則(Weight Prob)兩種取樣策略進行比較，比較不同水文年之流量模擬結果。

當雨量預報最大機率區間與實際流量相同時，最大機率法則有較多的繁衍資料比例落於實際流量發生區間中，而機率加權法則於不同水文年之六月至十月流量模擬結果，其繁衍資料的比例大部分皆落於正

常區間中(圖 6)。由技術得分結果顯示，於機率加權法則得分中，以偏低和偏高區間分數較低，而在正常區間則有較高之得分，主要是因為機率加權法則針對六月至十月預報時，只能繁衍出大部分的流量組數於正常範圍中，較無能力針對偏低區間做出預警；於最大機率法則中，針對各區間皆有大於氣候值機率預報的得分結果，以三區間平均值來看，兩種取樣策略於各種技術得分皆顯示有高於氣候值機率預報的能力，其中以最大機率法則有最高之得分(圖 7)。

(二) 流量預報之經濟效益

本節採用十二月底預報未來一月至五月、五月底預報未來六月至十月之歷史 29 年氣候統計降尺度預報資料，以最大機率法則(Max-)取樣策略針對 1981 年~2009 年石門水庫入流量進行模擬。

技術得分結果顯示：偏低區間有較高的得分、偏高區間則是最低分，特別於 RPSS 評估中有低於氣候值機率預報之得分結果(圖 8)；於各月份得分結果可看出，除了四月和九月有比氣候值機率預報還差的得分外，其他月份皆顯示有高於氣候值機率預報之預測能力(圖 9)。

經濟效益針對歷史入流量落於偏低區間，和歷史入流量偏高區間定義為事件發生。以偏低區間結果來看，於 6~10 月有較 1~5 月廣的經濟效益範圍(圖 10)；以偏高區間結果顯示，同樣以 6~10 月有較廣的經濟效益範圍，且較高的經濟效益值(圖 11)。若當預報雨量、溫度區間完全命中(Hit-)下，模擬結果則有明顯的改善(圖 10、圖 11)。

五、結論與建議

本研究結合氣候統計降尺度預報產品透過氣象資料合成模式(WGEN) 繁衍日溫度及雨量資料，並依此繁衍之溫度雨量投入水文模式中模擬石門水庫入流量，進而推估流量之機率預報和定量預報，本章節主要討論依據氣候統計降尺度預報對石門水庫入流量的模擬結果：

1. 評估氣候統計降尺度預報能力結果顯示雨量預報的準確度較溫度佳，兩者 GSS 皆有 0.5 以上之得分，有高於氣候值機率預報之能力，而越近的預

報前置期不一定有較高的得分，顯示不同 Lead time 對此組產品預報能力並沒有太大的關聯。

2. 模擬不同水文年之技術得分結果皆顯示，最大機率有較高的預報能力，其得分高低以雨量機率預報命中與否為最大影響要素。
3. 經濟效益評估中，無論是偏高或偏低區間中，皆是於 6~10 月有較廣的經濟效益範圍，若當預報雨量、溫度區間完全命中(Hit)下，模擬結果則有明顯的改善。
4. 目前氣候統計降尺度預報系統若針對偏低、偏高區間發布預警，皆有七成五以上的準確率，但相對也有六成的 miss rate (事件發生但無發布預警)，因此未來若能降低失誤次數，相信將可提升本研究流量預報技術。

參考文獻

- 胡志文，蕭志惠，童雅卿，任俊儒，鄭凱傑，黃文豪，施宇晴，施景峰，莊穎叡，賈愛玫，2008，中央氣象局動力統計氣候預報系統簡介，天氣分析與預報研討會。
- 林思達，2009，改良 GWLF 模式應用於翡翠水庫入流量模擬，中央大學水文與海洋科學研究所碩士論文。
- 童新茹，2011，結合季長期天氣預報與水文模式推估石門水庫入流量，中央大學水文與海洋科學研究所碩士論文。
- 經濟部水利署水文水資源資料管理供應系統網站 <http://gweb.wra.gov.tw/wrweb/>。
- Muluye, G.Y., 2011. Implications of medium-range numerical weather model output in hydrologic applications: Assessment of skill and economic value. *J. Hydrology*. 400, 448-464.
- Potts, J.M., Folland, C.K., Jolliffe, I.T., Sexton, D., 1996. Recised LEPS scores for assessing climate model simulations and long-range forecasts. *J. Climate*. 9, 34-43.
- Wilks, D.S., 2006. *Statistical Methods in the Atmospheric Sciences*. Academic Press. Elsevier. Amsterdam. 627 pp.

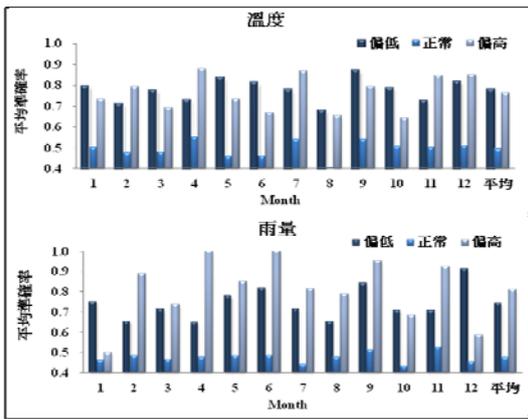


圖 1 溫度及雨量預報準確率(PC)

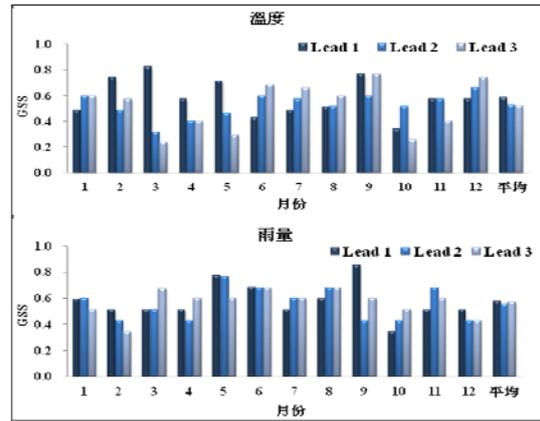


圖 2 溫度及雨量預報 GSS 得分。Lead time = 預報前置期

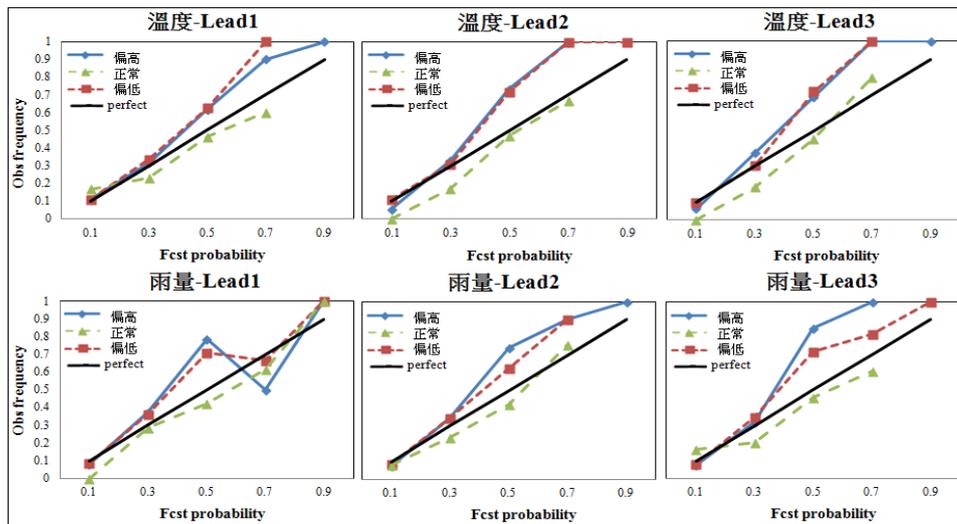


圖 3 溫度及雨量預報可靠度圖(Reliability diagram)。Lead time = 預報前置期

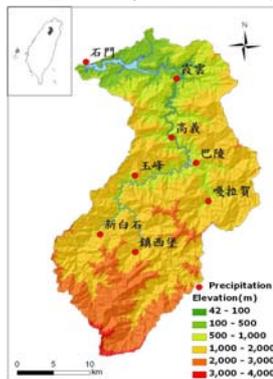


圖 4 石門水庫集水區(圓點表示本研究採用之雨量站)

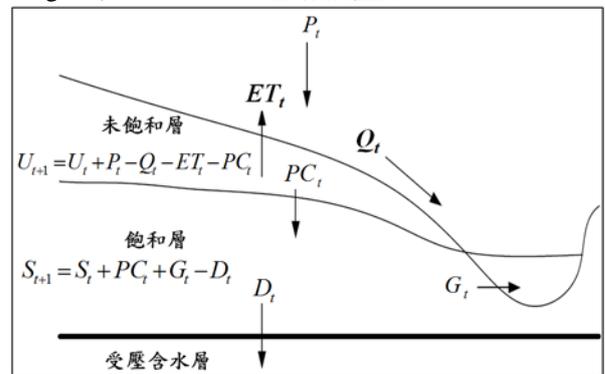


圖 5 GWLF 水平衡示意圖 (摘自 林思達, 2009)

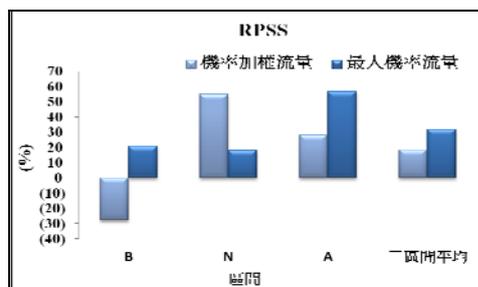
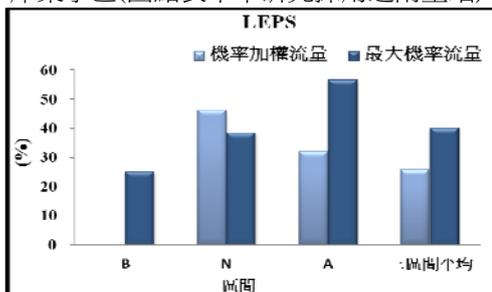


圖 7 最大機率、機率加權法則之流量機率預報技術得分

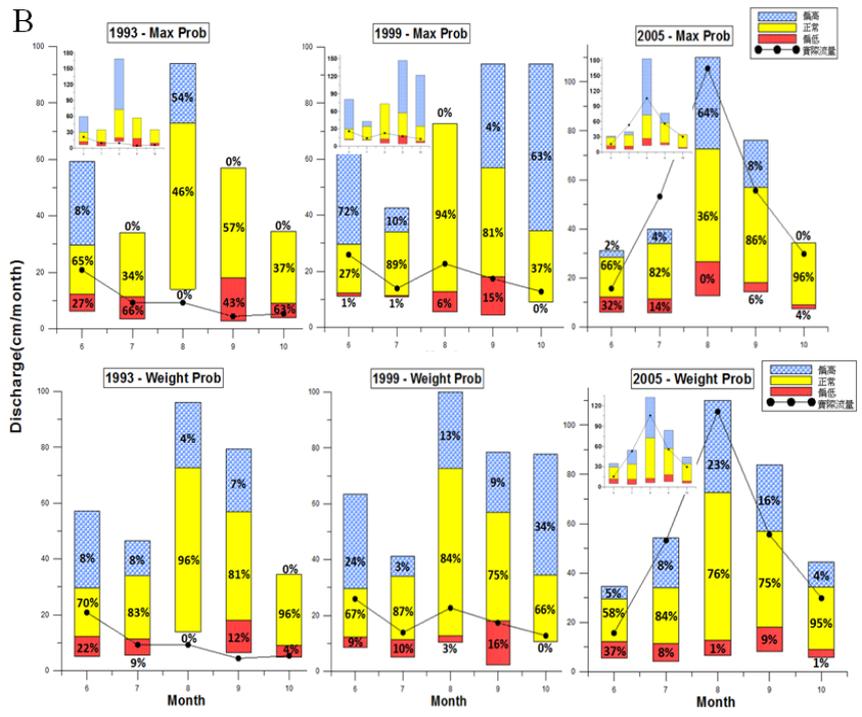
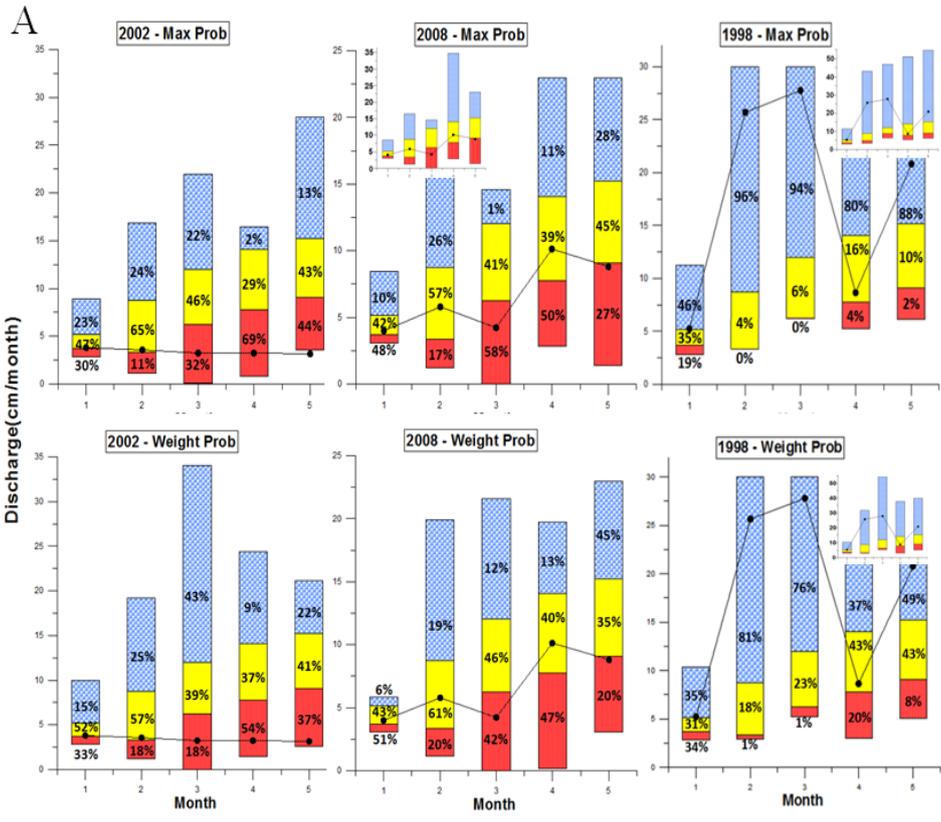


圖 6 最大機率(上)、機率加權(下)法則於(A)1~5 月流量機率預報，偏低年:2002、正常年:2008、偏高年:1998。(B) 6~10 月流量機率預報，偏低年:1993、正常年:1999、偏高年:2005。

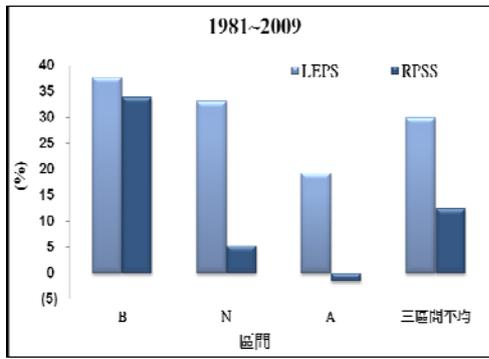


圖 8 30 年流量機率預報之各區間技術得分

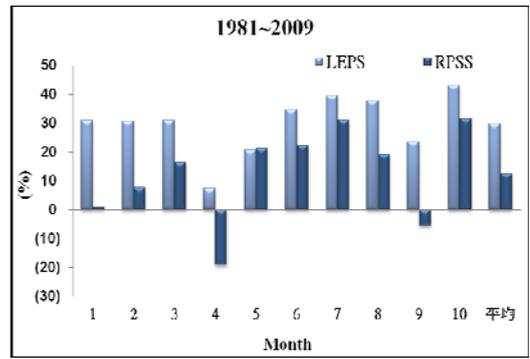


圖 9 30 年流量機率預報之各月份技術得分

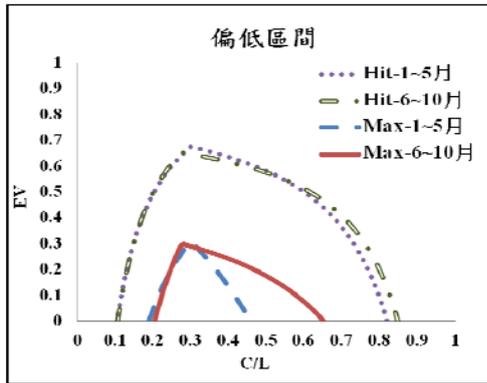


圖 10 偏低區間之經濟效益

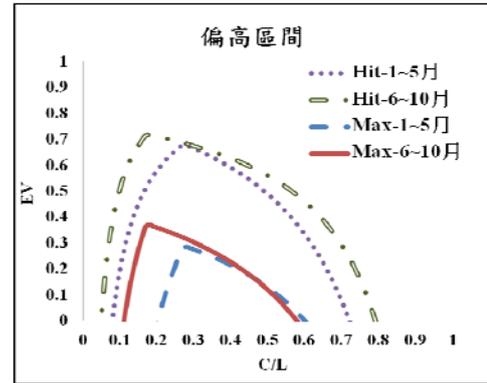


圖 11 偏高區間之經濟效益