

ISSN 0255-5778

# 氣象學報

Meteorological Bulletin



交通部中央氣象局

CENTRAL WEATHER BUREAU

季刊  
第49卷第1期  
民國101年12月  
Vol. 49 NO. 1 December 2012

# 氣象學報

季刊

第49卷 第1期

目次

## 研究論文

- 雨量百分等級在颱風豪雨潛勢預報上之應用研究 ----- 王惠民 葉天降 (1)
- 貝氏模型平均應用於臺灣地區溫度機率預報 ----- 張語軒 張庭槐 (17)  
吳蕙如
- 以地震累積能量法探討全球地震發生之特性 ----- 蒲新杰 郭鎧紋 (37)  
何美儀 林正洪  
呂佩玲
- 1961~2008期間臺灣地面風速變化趨勢之分析 ----- 朱佳仁 張育峯 (51)
- 臺灣北部對流風暴關於「風暴相對螺旋度」、  
「對流可用位能」及「能量-螺旋度指數」之應用研究 ----- 林定宜 (69)

出版機關：交通部中央氣象局

10048臺北市中正區公園路64號

發行人：辛在勤

聯絡電話：(02)2349-1091

編審小組：

主 編 程 家 平

委 員 呂 國 臣 李 育 棋

林 雨 我 林 熿 閔

洪 景 山 郭 鎧 紋

陳 嘉 榮 馮 欽 賜

黃 維 智 滕 春 慈

鄭 明 典 盧 孟 明

幹 事 黃 玉 絲 韓 素 蘭

(按姓氏筆劃排列)

# 雨量百分等級在颱風豪雨潛勢 預報上之應用研究

王惠民 葉天降

中央氣象局

## 摘 要

本文使用1998-2008年，中央氣象局265個自動雨量站和25個地面氣象站之時雨量資料及美軍聯合颱風警報中心(Joint Typhoon Warning Center)6小時一次之颱風最佳路徑(best track)，研究當颱風中心在東經118-126度、北緯19-28度範圍時，臺灣地區未來24小時發生豪雨之潛勢預報。方法採用統計學上百分等級(Percentile Rank)。當某一測站某一時段之累積雨量大於或等於某一百分等級時，作為該測站預報未來24小時發生豪雨之指標；而該測站該時段颱風豪雨潛勢預報之最佳雨量百分等級，為以某一雨量百分等級預報豪雨之公正得分(Equitable Threat Score)最高者。

分析結果顯示，以4年間之資料所選取各測站之颱風豪雨發生前3小時累積雨量的最佳百分位等級，作為潛勢預報指標是較佳的選擇。在預測結果的穩定度測試發現，此方法對颱風豪雨個案潛勢預測的結果穩定性高。從1998-2006年資料選取各測站7-10月3小時累積雨量最佳百分等級，預測2007-2008年7-10月各測站颱風豪雨個案之技術得分(Threat Score)分析發現，在豪雨個案相對多的區域，技術得分大多在0.4以上；局部地區更在0.6以上。顯示此方法對於颱風侵襲臺灣地區時之豪雨預報有其應用潛力。

關鍵詞：颱風豪雨、潛勢預報、百分等級。

## 一、前言

臺灣位於環太平洋沿海，容易受颱風侵襲，近年來如納莉、譚美、桃芝、敏督利、新樂克、卡玫基、莫拉克等不同性質颱風都在各地形成罕見的災難性降雨。因此，颱風豪雨之潛勢與定量預報的準確

性，對於颱風防災警示將有關鍵性的影響。

在定量降水預報方面，Kidder等(2005)及Ferraro等(2005)用被動式微波感應器估算2002年大西洋颱風季，颱風降水24小時雨量大於或等於25.4毫米(1.0吋)的個案，其平均公正得分(Equitable Threat Score；簡稱ETS)為

0.25。王等(2008)曾用統計方法發展颱風雨量推估法，對中央氣象局25個地面氣象站整體對豪雨預報能力作校驗，其公正得分約為0.04-0.05。簡等(2006)針對2004年5月15日~6月15日臺灣地區梅雨季，利用12組不同物理組合的WRF (Weather Research and Forecasting；簡稱WRF)模式之模擬降水和地面氣象站或自動雨量站降水觀測進行定量降水預報校驗，分析結果發現，WRF模式的降雨預報能力隨降雨門檻上升而下降，對小雨的預報能力比大雨好，隨模擬時間增長，預報能力下降。陳(2001)分析美國國家環境預測中心(National Centers for Environmental Prediction；簡稱NCEP)自1961至1993年間，預報員對日雨量 $\geq 25.4$ 毫米之技術得分(Threat Score；簡稱TS)的逐年分布發現，TS第1天稍大於0.2，而降水強度愈大，預報能力愈差。從過去定量降水預報的得分顯示，它是最嚴峻的天氣預報挑戰之一(陳，2001)。

由於，定量降水預報技術仍有待提昇，而颱風豪雨預報的準確性對於防災警示又有決定性的影響。因此，本文研究颱風豪雨發生前幾小時的觀測雨量與颱風豪雨間的資料統計特性，試圖尋求判別颱風豪雨個案發生與否之穩定可靠的方法，提供颱風防災警示之參考，以期能對颱風豪雨所造成的災害防治能有所幫助。

## 二、資料及分析方法

本文使用1998-2008年間，中央氣象局265個雨量自動觀測站和25個地面觀測站之時雨量資料(資料分布點如圖1)及美軍聯合颱風警報中心(Joint Typhoon Warning Center)6小時一次之颱風最佳路徑(best track)為研究資料。選取當颱風地面中心在東經118-126度、北緯19-28度範圍內，對上述290個測站於未來24小時發生豪雨(中央氣象局之豪雨定義；即連續24小時累積雨量大於或等於130毫米)之潛勢預報做研究。雨量自動觀測站資料缺漏與重複部份，除補齊和刪除外，另利用乞比雪夫定理(Chebyshev's theorem)將異常資料(測站時雨量值大於當月平均值加十倍標準差以上)挑出，經人工判別後剔除(王等，2010)。

研究方法採用統計學上百分等級(Percentile Rank；簡稱PR)，它是一種個別資料相對於全體資料位置的統計量。首先，分別計算各測站1、3、6及12小時的累積雨量，並由大至小做排序，然後將其分為100等級，PR愈高表示個別資料愈接近全體資料之最大值。當各測站某一時段之累積雨量大於或等於某一百分等級時，便預報未來24小時將發生豪雨。然後計算各時段各測站豪雨預報之公正得分，以某一雨量百分位等級預報豪雨發生之公正得分最高者為此測站颱風豪雨潛勢預報之最佳雨量百分等級。同時，將資料分發展與預報測試兩組，

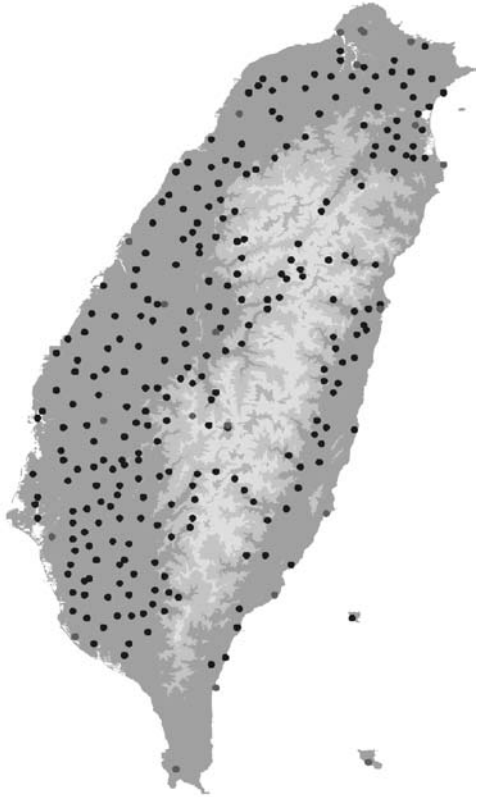


圖1. 中央氣象局25個地面氣象站(紅色點)與265個自動雨量站(黑色點)位置分布圖。

Fig. 1. The distribution of 25 surface stations and 265 automatic rain gauge stations of Central Weather Bureau.

並改變發展組與預報測試組之分布，測試此方法之穩定性。最後，將資料分7-8月和9-10月做分析，以瞭解此方法在季節上之差異。

1998-2008年間共有48個颱風路徑在選取之區域內，其中7-8月有27個颱風(圖2)，而9-10月則有21個颱風個案(圖3)。颱風路徑行進的方向於7-8月較多由東向西，而9-10月則較多由南往北移動。

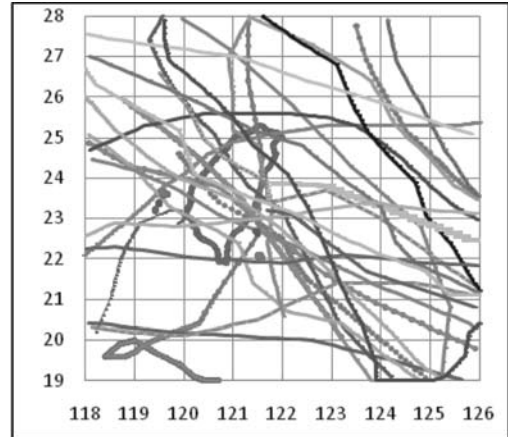


圖2. 1998-2008年間7-8月，颱風地面中心在東經118-126度、北緯19-28度範圍內之最佳路徑圖。

Fig. 2. The best tracks of typhoons in the domain of 118-126 degrees East and 19-28 degrees North in Jul. and Aug. during the period of 1998 through 2008.

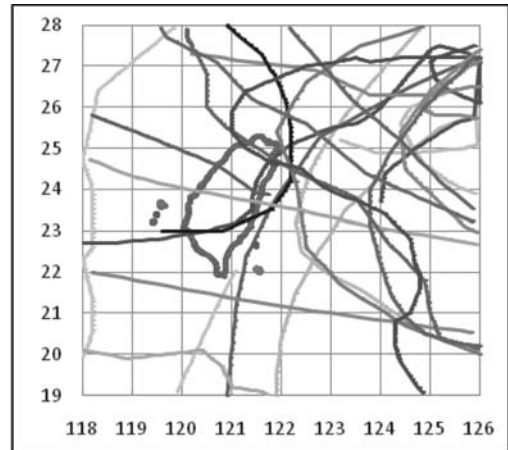


圖3. 同圖2，但為9-10月。

Fig. 3. Same as Fig. 2., except in Sep. and Oct..

表1. 分類統計列聯表。

Table 1 Contingency table of categorical statistics.

Prediction \ Observation	Yes	No
	Nx	Ny
Yes	Nx	Ny
No	Nz	Nw

表1是分類統計列聯表。根據表中不同變數所定義之公正得分(ETS)與技數得分(TS)如下(Schaefer 1990):

$$ETS = \frac{Nx - Nx_{random}}{Nx + Ny + Nz - Nx_{random}}$$

其中

$$Nx_{random} = \frac{(Nx + Nz)(Nx + Ny)}{Nx + Ny + Nz + Nw}$$

而技數得分

$$TS = \frac{Nx}{Nx + Nz + Ny}$$

公正得分與技術得分越高，表示預報表現越好。從兩者的定義比較可知，將技術得分的分子與分母分別減去隨機預報豪雨且命中之個案數，即為公正得分。因此，定義上公正得分較技術得分嚴謹。由於，中央氣象局在定量降水預報校驗方面採用技術得分，為方便參考，本文於後預報校驗之討論也採用相同的指標；而在尋找各測站颱風豪雨潛勢預報之最佳百分等級，則選用公正得分為參考的依據。

### 三、結果分析

表2是1998-2008年，7-10月期間在本文研究範圍出現的颱風個案，除了1999、2002、2003及2008年，颱風個案數少於4外，其餘均在4至6之間。

圖4是利用1998-2008年之時雨量資料，選取各測站豪雨發生前1、3、6、及12小時，颱風累積雨量最佳百分位等

表2. 1998-2008年，7-10月期間在本文研究範圍出現的颱風個案統計。

Table 2. Numbers of typhoons occurred in the selected domain of this paper in Jul. and Oct. during the period of 1998 through 2008.

年 個 案 數 月	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
	7-8	2	0	3	3	2	2	3	3	4	3
9-10	2	1	3	3	1	1	3	3	1	2	1
7-10	4	1	6	6	3	3	6	6	5	5	3

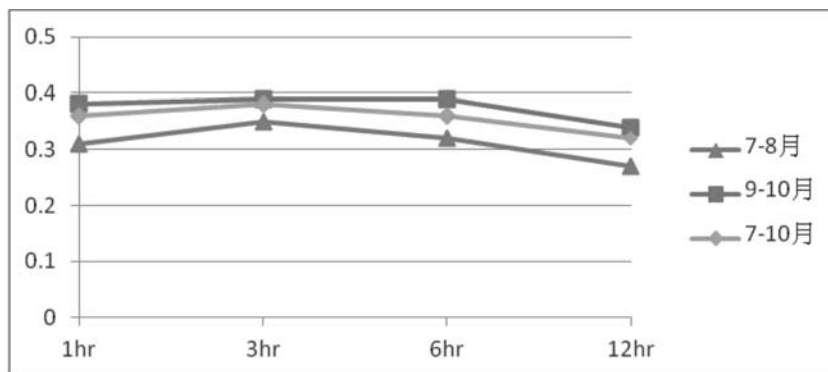


圖4. 利用1998-2008年之時雨量資料，選取各測站豪雨發生前1、3、6、及12小時累積雨量(橫軸)最佳百分等級，預報同期間7-8月、9-10月及7-10月三個時期，290個測站颱風豪雨個案之平均技術得分(縱軸)。

Fig. 4. The mean skill scores(vertical axis) of extremely heavy rain caused by typhoon in three periods of Jul. through Aug., and Sep. through Oct., and Jul. through Oct. during the period of 1998 through 2008 by using the best percentile rank of 1-hr, and 3-hr, and 6-hr, and 12-hr accumulated rainfall amount(horizontal axis)selected from the data of hourly rainfall amount of 1998 through 2008.

級，並預報同期7-8月、9-10月及7-10月三個期間，290個測站颱風豪雨發生個案之平均技術得分。圖中顯示，1小時三個期間之平均技術得分分別為0.31、0.38及0.36；3小時三個期間之平均技術得分分別為0.35、0.39及0.38；6小時三個期間之平均技術得分分別為0.32、0.39及0.36；而12小時三個期間之平均技術得分分別為0.27、0.34及0.32。比較結果以豪雨發生前3小時颱風累積雨量之最佳百分等級，預測颱風豪雨個案之表現最好，故以此作為颱風豪雨潛勢預測指標。

圖5是利用1998-2006年、1999-2006年、2000-2006年、2001-2006年、2002-2006年、2003-2006年、2004-2006年及

2005-2006年，7-10月八組不同資料長度，颱風總個案數分別為40、36、35、29、23、20、17及11。分別選出各測站豪雨發生前3小時颱風累積雨量用以預報豪雨之最佳百分等級後，預測2007-2008年7-10月8個颱風個案，各測站豪雨個案做穩定度測試。從八組資料對290個測站颱風豪雨個案預報所計算出之平均技術得分顯示，採用不同資料發展組所得預報能力變化範圍僅在0.37至0.38之間；而290個測站技術得分的累積值，變化範圍也大約局限在96至100之間(平均每測站之變化值約為0.02)。這些測試結果表示，此方法之預測表現受發展資料長度變化的影響很小，穩定度高。圖5同時顯示以2003-2006年資料

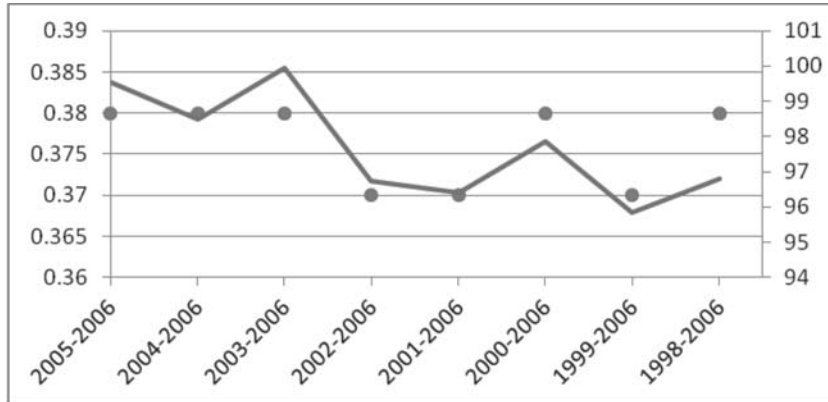


圖5. 利用不同資料長度(橫軸)選取7-10月各測站3小時颱風累積雨量最佳百分等級，預測2007-2008年7-10月290個測站豪雨之平均技術得分(點，左軸)與290個測站技術得分的累積值(曲線，右軸)。

Fig. 5. The mean skill scores(spots, left axis), and the summation of skill scores(line, right axis) of extremely heavy rain forecasts at 290 stations in Jul. through Oct. during the period of 2007 through 2008 by using the best percentile rank of 3-hr accumulated rainfall amount selected from different data sets (horizontal axis) in Jul. through Oct..

所選出各測站豪雨發生前3小時颱風累積雨量之最佳百分等級，預測290個測站颱風豪雨個案之技術得分累積值最高。這顯示以4年之資料長度所選取各測站豪雨發生前3小時颱風累積雨量之最佳百分等級作為颱風豪雨潛勢預報指標應該是較佳的選擇。

圖6是利用1998-2001年、1999-2002年、2000-2003年及2001-2004年，7-10月4組都是4年資料長度，但是不同年份資料，其颱風總個案數分別為17、16、18及18。各組選出各測站豪雨發生前3小時颱風累積雨量用以預報豪雨之最佳百分等級後，各組分別預測2005-2008年、2006-2008年及2007-2008年7-10月各測站颱風豪雨個案，其颱風總個案數分別為19、13及8。計算出各組預報290個測

站颱風豪雨個案之平均技術得分變化。圖中顯示，其平均技術得分變化範圍在0.31至0.36之間，其中以2007-2008年預測結果最佳；2006-2008年預測結果較差(1998-2001年那一組除外)，幅度在5%左右，未達10%以上，差異並不顯著。這顯示預測結果並未為隨預測時間增長、預測次數增加，而使平均技術得分降低，表示此方法對颱風豪雨個案潛勢預測的結果具穩定性。

圖4至6主要是針對290個測站整體，所做的穩定度測試。對個別測站穩定度之測試，是利用2001-2006年、2002-2006年、2003-2006年、2004-2006年及2005-2006年，7-10月五組不同長度資料，其颱風總個案數分別為29、23、



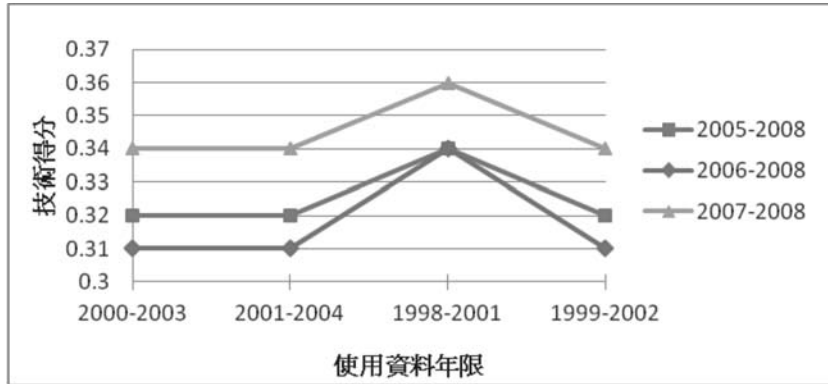


圖6. 利用4組4年不同年份資料，選取各測站7-10月3小時颱風累積雨量最佳百分等級，以預測不同年間7-10月豪雨個案，所計算出290個測站之平均技術得分。

Fig. 6. The mean skill scores of extremely heavy rain forecasts of 290 stations in Jul. through Oct. of 3 different data sets by using the best percentile rank of 3-hr accumulated rainfall amount selected from 4 different data sets.

20、17及11。從各組選出中央氣象局25個地面氣象站豪雨發生前3小時颱風累積雨量用以預報豪雨之最佳百分等級後，預測2007-2008年7-10月，各測站颱風豪雨個案之技術得分。圖7顯示，除了蘇澳、澎湖、大武、阿里山、新竹及成功六站，五組預報測試資料之技術得分差異約在0.1左右，其餘各站差異均相當小。表示大部份測站之颱風豪雨潛勢預測結果受選取最佳百分等級資料長度的影響不大。同時發現，豪雨個案數多(約150個以上)的測站，技術得分相對高(約在0.4以上)；而豪雨個案數少(約50個以下)的測站，技術得分相對低(約在0.1至0.2間)。

圖8是2007-2008年間7-8月颱風地面中心在研究範圍內之路徑圖。分別是2007年的帕布、梧提及聖帕颱風，2008

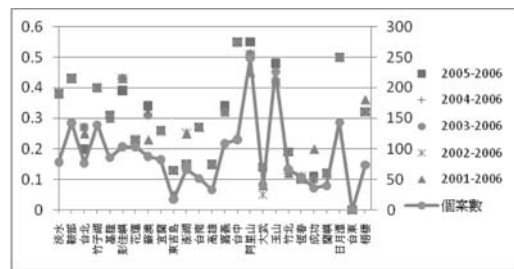


圖7. 利用不同資料長度選取各測站7-10月3小時颱風累積雨量最佳百分位等級，預測2007-2008年7-10月中央氣象局25個地面氣象站豪雨個案之技術得分(左邊座標)，圖中實線為豪雨個案數(右邊座標)。

Fig. 7. The threat scores (left axis) of extremely heavy rain forecasts at 25 surface observation stations of Central Weather Bureau in Jul. through Oct. during the period of 2007 through 2008 by using the best percentile rank of 3-hr accumulated rainfall amount selected from 5 different data sets. The case numbers (right axis) of extremely heavy rain shown in solid line.

年的卡玫基和鳳凰颱風。個案數(圖9)較多的區域(個案數50至150之間)分布在雲林、嘉義以南至高雄、屏東間之平地及山區；蘇澳山區至雪山山區及蘇澳以南至成功間之平地及山區。

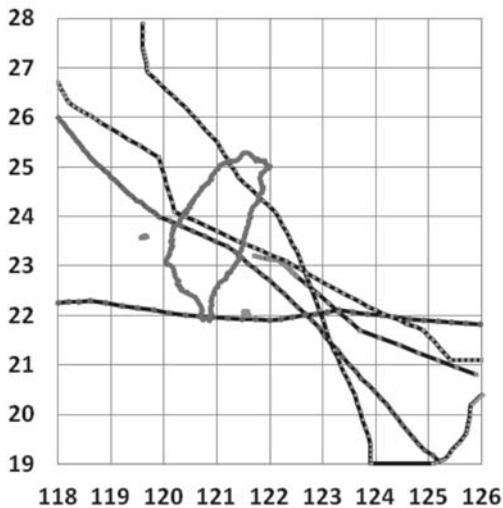


圖8. 2007-2008年間7-8月颱風地面中心在東經118-126度北緯19-28度範圍內之路徑圖。

Fig. 8. The tracks of typhoons in the domain of 118-126 degrees East and 19-28 degrees North in Jul. and Aug. during the period of 2007 through 2008.

圖10是利用1998-2006年資料選取各測站7-8月用以預報豪雨之3小時累積雨量最佳百分等級，預測2007-2008年7-8月各測站颱風豪雨個案之技術得分。圖中顯示，在圖9中豪雨個案數較多的區域其技術得分多在0.4至0.6之間(花蓮至成功間及臺南地區和高雄局部地區除外)，而在圖9中臺中至雲林間颱風豪雨個案較少

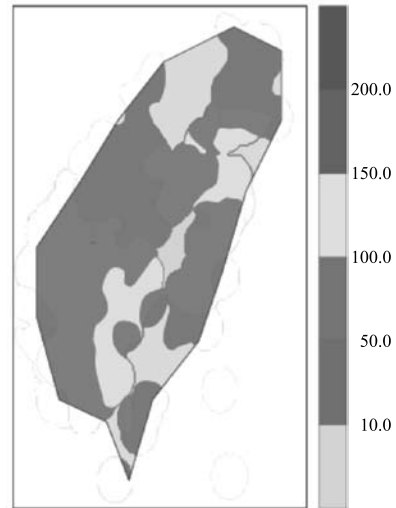


圖9. 2007-2008年7-8月各測站豪雨個案數分布。

Fig. 9. The distribution of extremely heavy rain cases at each station in Jul. and Aug. during the period of 2007 through 2008.

的地區(個案數在50以下)，技術得分也達0.4至0.6。這表示此預測方法之表現不會隨豪雨個案數增加而降低，具有應用之潛力。

9-10月的情形分別是2007年的韋帕及柯羅莎颱風，2008年的辛樂克颱風。其路徑、豪雨個案數分布與豪雨預報技術得分情形如圖11、圖12與圖13。圖12中個案數較多的區域(個案數50至150之間)主要分布在北部地區(平地及山區)、雪山山脈、中央山脈至高雄山區及蘇澳至花蓮地區(平地及山區)。而在圖13中豪雨個案數較多的區域其技術得分多在0.4至0.6之間(除少數北部地區外)；其中雪山山脈地區技術得分更達0.6至0.8之間。

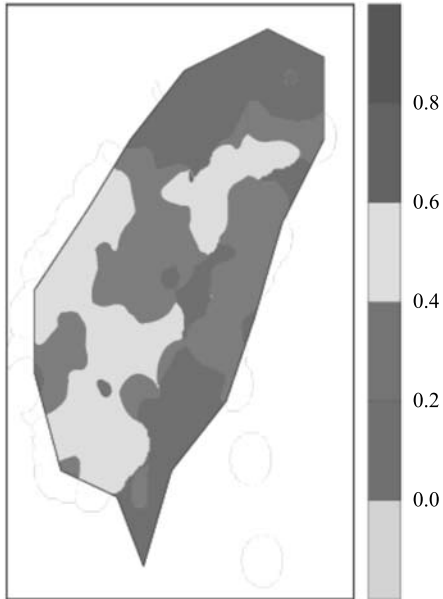


圖10. 利用1998-2006年資料選取各測站7-8月3小時累積雨量最佳百分等級，預測2007-2008年7-8月各測站豪雨個案之技術得分。

Fig. 10. The skill scores of extremely heavy rain forecasts in Jul. and Aug. during the period of 2007 through 2008 by using the best percentile rank of 3-hr accumulated rainfall amount selected from the data during the period of 1998 through 2006.

這再次說明此預測方法對於颱風豪雨發生頻率較高的地區有應用上之穩定性。

圖14是利用1998-2006年資料選取各測站7-8月3小時累積雨量最佳百分等級，而圖15則是同期各測站3小時累積雨量最佳百分等級所對應之最小雨量值。將圖10、圖14與圖15綜合做分析發現，圖10中預測2007-2008年7-8月各測站颱風豪雨個案之技術得分在0.4至0.6的區域中，

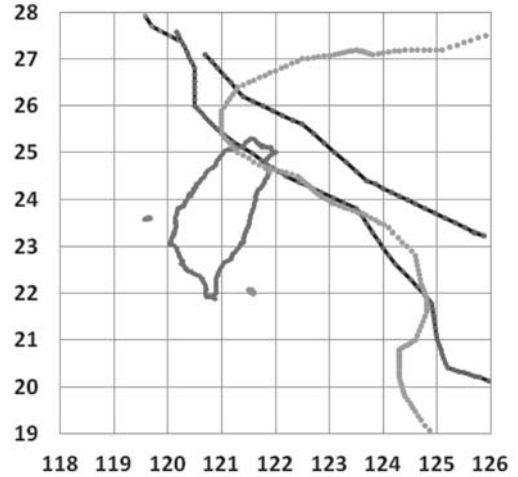


圖11. 同圖8，但為9-10月。

Fig. 11. Same as Fig. 8., but in Sep. and Oct..

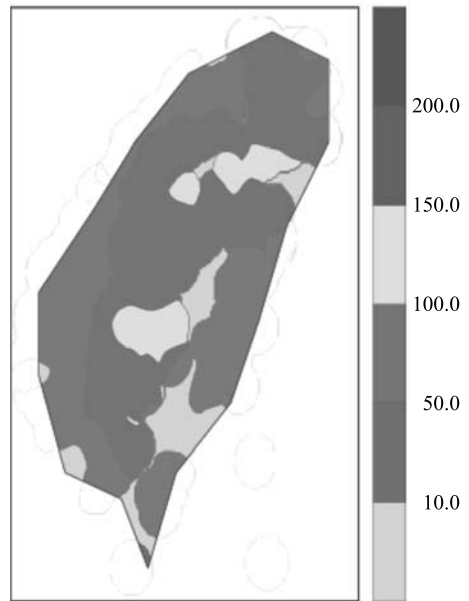


圖12. 同圖9，但為9-10月。

Fig. 12. Same as Fig. 9., except in Sep. and Oct..

對應於圖14中相同地區之3小時累積雨量最佳百分等級大多在70到80之間，再對

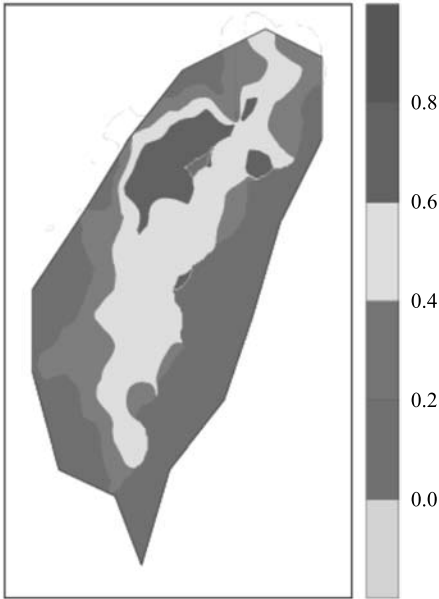


圖13. 同圖10，但為9-10月。

Fig. 13. Same as Fig. 10., except in Sep. and Oct..

應於圖15中相同地區之3小時累積雨量最佳百分等級之最小雨量值大多在12毫米以下。進一步將圖13、圖16與圖17綜合做分析發現，圖13中預測2007-2008年9-10月各測站颱風豪雨個案之技術得分在0.4至0.8的區域中，對應於圖16中相同地區之3小時累積雨量最佳百分等級大多在70到85之間，再對應於圖17中相同地區之3小時累積雨量最佳百分等級之最小雨量值大多在15毫米以下。中央氣象局對大雨定義為：連續24小時累積雨量達50毫米以上，其中至少有1小時雨量達15毫米以上。若以2007-2008年7-10月各測站颱風豪雨個案的預報測試之技術得分在0.4以上的區域，其3小時累積雨量最佳

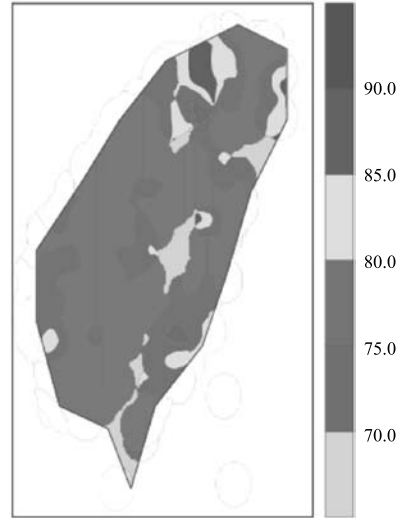


圖14. 利用1998-2006年資料選取各測站7-8月3小時累積雨量最佳百分等級。

Fig. 14. The best percentile ranks of 3-hr accumulated rainfall amount for every station in Jul. and Aug. selected from the data during the period of 1998 through 2006.

百分等級之最小雨量值與大雨定義之1小時雨量標準做比較，其最小雨量值相對低。這表示利用此方法預報各測站颱風豪雨個案技術得分較高的地區，在颱風豪雨發生前3小時累積雨量仍不高的情況下，便能對未來24小時發生豪雨的可能性有良好的預警能力。

另外，從預報技術得分的定義分析可知，其高低主要決定於預報正確個案數(表1中Nx)、未報個案數(表1中Ny)及誤報個案數(表1中Nz)的大小。表3和表4是利用1998-2006年資料選取各測站7-8月及9-10月用以預報豪雨之3小時累積雨量最佳百分等級，預測2007-2008年7-8

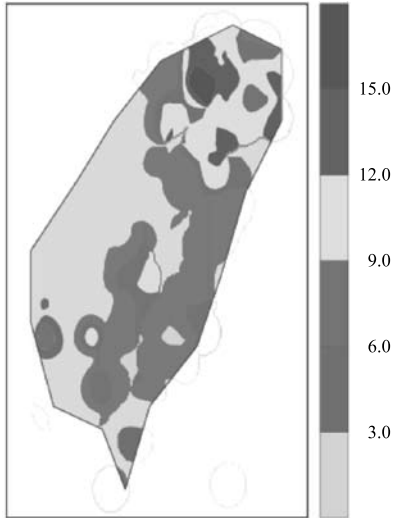


圖15. 利用1998-2006年資料選取各測站7-8月3小時累積雨量最佳百分等級之最小雨量值。

Fig. 15. The minimum values of the best percentile of 3-hr accumulated rainfall amount for every station in Jul. and Aug. selected from the data during the period of 1998 through 2006.

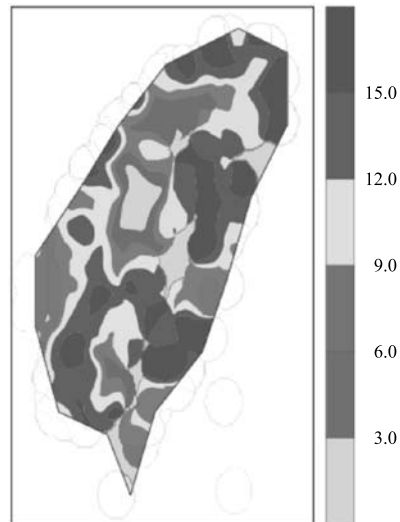


圖17. 同圖15，但為9-10月。

Fig. 17. Same as Fig. 15., except in Sep. and Oct..

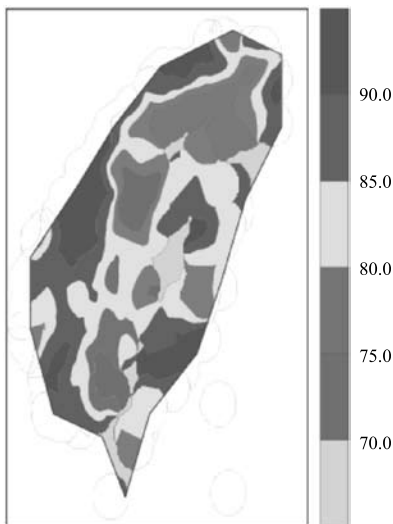


圖16. 同圖14，但為9-10月。

Fig. 16. Same as Fig. 14., except in Sep. and Oct..

月和9-10月各測站颱風豪雨個案之技術得分中，選取中央氣象局25個地面氣象站，豪雨預報技術得分較低(小於0.2)和較高(大於0.4)之統計表。從表3和表4中分析預報技術得分較低的9個測站中，除了表3的大武及表4的嘉義外，其餘7個站誤報的個案數均比未報的個案數多，其中表4中東吉島雖然颱風豪雨個案全部命中，但誤報個案數卻非常高，導致技術得分偏低。另外，分析兩表中預報技術得分較高的10個測站發現，誤報的個案數比未報個案數多的測站有4站，其餘6站誤報的個案數則比未報個案數少。由以上分析發現，在預報技術得分較低的測站，誤報的趨勢較明顯。

從發生豪雨的總個案分析發現，豪雨預報技術得分較低的9個測站，豪雨的個

表3. 1998-2008年，7-8月豪雨預報技術得分較低與較高氣象站之豪雨總個案、命中個案數、誤報個案數、未報個案數和技術得分值。

Table 3. The numbers of extremely heavy rain events, hits, false alarms, misses, and skill scores values of lower and higher skill scores of extremely heavy rain forecast at weather stations in Jul. and Aug. during the period of 1998 through 2008.

類別 站名	豪雨總個案	命中	誤報	未報	技術得分
鞍部	21	8	32	13	0.15
竹子湖	21	6	39	15	0.1
宜蘭	24	7	48	17	0.1
大武	33	7	23	26	0.13
恆春	24	6	28	18	0.12
臺中	33	23	19	10	0.44
玉山	95	39	2	56	0.4
梧棲	33	23	20	10	0.43

表4. 同表3，但為9-10月。

Table 4. Same as Table 3, except for Sep. and Oct.

類別 站名	豪雨總個案	命中	誤報	未報	技術得分
蘇澳	46	15	33	31	0.19
東吉島	17	17	198	0	0.08
嘉義	36	8	21	28	0.14
竹北	44	18	53	26	0.19
鞍部	108	75	32	33	0.54
竹子湖	105	71	27	34	0.54
彭佳嶼	89	67	43	22	0.51
臺中	71	40	20	31	0.44
阿里山	125	75	14	50	0.54
玉山	119	69	17	50	0.51
日月潭	85	70	33	15	0.59

案數均在50以下，而豪雨預報技術得分較高的10個測站中，除了表3中臺中和梧棲外，其餘測站豪雨的個案數均在70以上。顯示豪雨的個案數較多的地區，豪雨預報技術得分有較高的趨勢。

#### 四、結論

本文使用1998-2008年，中央氣象局265個自動雨站和25個地面氣象站之時雨量資料及美軍聯合颱風警報中心6小時一次之颱風最佳路徑資料，並選取颱風地面中心在東經118-126度、北緯19-28度範圍內之颱風個案，利用統計學上百分等級，找出上述290個測站於颱風豪雨發生前3小時累積雨量之最佳百分等級，作為颱風豪雨潛勢預報之指標。經多種預報測試後所得結論如下：

1. 以4年之資料長度所選取各測站颱風豪雨發生前3小時累積雨量之最佳百分等級作為豪雨潛勢預報指標應該是較佳的選擇。
2. 利用4年相同資料長度，但是不同年份資料，所選出各測站7-10月颱風豪雨發生前3小時累積雨量之最佳百分等級，分別預測不同資料長度7-10月颱風豪雨個案，所得到290個測站之平均技術得分變化不大，表示此方法對颱風豪雨個案潛勢預測的結果具穩定性。
3. 利用1998-2006年資料選取各測站7-10月颱風豪雨發生前3小時颱風累積雨量之最佳百分等級，並預測2007-2008年

7-10月各測站颱風豪雨個案之技術得分發現，在豪雨個案相對多的區域，技術得分大多在0.4以上，局部地區更在0.6以上，顯示此方法對於颱風接近臺灣地區時，發生豪雨之預報有其應用潛力。

#### 致謝

本文是在國科會NSC 99-2625-M-052-003 資助與中央氣象局支持下完成。

#### 參考文獻

- 王惠民、葉天降與吳石吉，2010：臺灣地區颱風降水估計校驗。*氣象學報*，48，第2期，1-12。
- 王惠民、葉天降與吳石吉，2008：颱風雨量推估法之發展與應用研究，*氣象學報*，47，第3期，1-19。
- 陳泰然，2001：防救災關鍵環節定量降水預報：新世紀最嚴峻的天氣預報挑戰，*天氣分析與預報研討會論文集編*，中央氣象局，1-6，台北。
- 簡芳菁、洪景山、張文錦、周仲島、林沛鍊、林得恩、劉素屏、繆璿如與陳致穎，2006：WRF 模式之敏感度測試第二部份：定量降水預報校驗，*大氣科學*，34，261-276。
- Ferraro, R., P. Pellegrino, M. Turk, W. Chen, S. Qiu, R. Kuligowski, S. Kusselson, A. Irving, S. Kidder and J. Knaff, 2005: The tropical rainfall potential (TRaP) technique. Part II: Validation. *Weather*

**and Forecasting**, 20, 465-475.

Kidder, S. Q., S. J. Kusselson, J. A. Knaff,  
R. R. Ferraro, R. J. Kuligowski and M.  
Turk, 2005 : The tropical rainfall potential  
(TRaP) technique. Part I : Description and  
examples. **Weather and Forecasting**, 20,  
456-464.

Schaefer, J. T., 1990 : The critical success  
index as an indicator of warning skill.  
**Weather and Forecasting**, 5, 570-575.



# **A Study on Applying Rainfall Amount Percentile Rank to Typhoon-Related Extremely Heavy Rain Forecast**

Huei-Min Wang and Tien-Chiang Yeh  
Central Weather Bureau, Taiwan, R. O. C.

## **ABSTRACT**

This paper analyzes hourly rainfall data of 265 automatic raingauge stations and 25 surface weather stations from the Central Weather Bureau and best track data of tropical cyclones at 6-h intervals from the Joint Typhoon Warning Center during 1998-2008 and attempts, through percentile rank statistics, to forecast the potential of extremely heavy rain in the next 24 hours over Taiwan as surface centers of tropical storms/typhoons enter the domain of 118° to 126°E and 19° to 28°N. The accumulated rainfall amount in certain period at a station will serve as the indicator of its extremely heavy rain occurrences for the next 24 hours when the figure equals or exceeds some percentile rank. In addition, the best percentile rank of accumulated rainfall amount in certain period for a station is identified as the highest equitable threat score is achieved.

The results reveal that, based on analyses of four-year data, the best percentile rank of 3-h accumulated rainfall is the optimal indicator for the potential forecast on typhoon-related extremely heavy rain. And instability tests indicate that this method performs stably. Threat scores of extremely heavy rain forecasts for all stations over the period of July through October during 2007-2008 by using the best percentile rank of 3-h accumulated rainfall amount of the same months over 1998-2006 exceed 0.4 in regions with relatively more extremely heavy rain events, and the scores are even greater than 0.6 in some of which. This approach apparently has application potential for extremely heavy rain forecasts in Taiwan during typhoon invasion.

**Key words:** typhoon-related extremely heavy rain, potential forecast, percentile rank



# 貝氏模型平均應用於臺灣地區溫度機率預報

張語軒、張庭槐、吳蕙如

氣象資訊中心

中央氣象局

## 摘要

系集預報的目的是希望盡可能掌握天氣發展的不確定性，尋找天氣未來狀況可能的分散範圍，若能參考實際天氣的機率分布，則能更精確地描述此不確定性。

本研究首先利用統計方法貝氏模型平均（Bayesian model averaging，簡稱BMA）將多組模式的預報進行後製處理，建立符合天氣真實狀況的預測機率密度函數（probability density function，簡稱PDF）。

其後將BMA應用在臺灣地區測站地面溫度的預報上，經過校驗發現BMA的預測PDF在預報表現上很理想，儘管多模式預報成員的預報值離散度不夠，但BMA還是能有效掌握溫度變化相當程度的不確定性。

關鍵字：貝氏模型平均、機率密度函數、系集預報

## 一、前言

我們永遠無法得知未來真正的天氣狀態，天氣的演變充滿著許多不確定的因素，要得到一個完全準確的決定性預報，不僅不容易達到，在運用上亦是相當冒險的，因此期望將數值模式預報的結果藉由系集的方法盡可能呈現未來天氣之不確定性。然而，如何透過預報的結果將不確定性表達出來，是一個困難卻又重要的問題。若能從數值預報系統中建構出預測值的預測機率密度函數（probability density function，簡稱

PDF），是探究不確定性很好的一個方式，透過PDF可以很清楚地了解到未來觀測值所有可能發生的範圍及其機率，進而能呈現出更精確的氣象預報。

傳統的系集預報，其發展的核心概念在於假設每一個系集預報成員以及觀測值皆來自相同的機率分布。此假設隱含著每一個模式都有相同的準確度，且模式的分散範圍可有效的掌握觀測值的不確定性，進而以此概念建立不同的系集預報產品。例如，要利用多個模式預報成員來建立決定性預報，大多使用系集預報成員的平均值；而利用多組

模式預報成員建立預測機率分布，則採用 Anderson於1996年提出的binned probability ensemble（簡稱BPE）來進行。

BPE方法的預測機率分布是：若預報系統中有  $K$  個預報成員，將這些成員產出的  $K$  個預報值依其大小，在  $-\infty$  到  $+\infty$  的數線上從小到大依序排列，可構成  $(K+1)$ 個區間，則觀測值會有相同的機率落在這  $(K+1)$ 個區間中，即落在每一個區間中的機率皆為  $1/(K+1)$ 。

但我們認為上述的傳統方法仍有許多不足的地方，例如：透過校驗會發現利用BPE得到的機率分布往往與實際狀況差異很大，其主要原因是預報成員通常都會有離散程度不夠的現象；透過校驗也可發現並非每一個預報成員皆有相同的準確度。而更大的問題是傳統方法無法建立起完整的預測PDF，這正是本文最主要是想解決的問題。

本文採用Hoeting等人（Hoeting et al., 1999）提出的貝氏模型平均法（Bayesian model averaging，簡稱BMA），針對多組模式預報進行後製處理，建構出一個有效的預測PDF，來改善傳統方法不足的地方。

BMA已是被廣泛應用於經濟學、生物學、公共衛生學等領域的統計方法，近期也漸漸運用在氣象領域而有許多文獻發表。Reftery et al.（2005）採用MM5（The PSU / NCAR meso-scale model）透過不同初始條件和側邊界條

件產生的預報資料，將BMA應用在美國西南部地面氣溫48小時的預報，經過校驗顯示BMA建立出來的預測機率分布比傳統方法表現更好，其應用在海平面氣壓也是類似的結果。Sloughter et al.（2007、2010）亦將BMA分別應用在降雨量及風速的預報上，表現都很不錯。而在統計自由軟體R，BMA已有套件可供使用（Fraleley et al. 2007），足見BMA的應用已越來越廣被接受。

本篇文章首先將對BMA進行簡短的介紹，接著將BMA應用於本局區域模式在臺灣地區近地面溫度的24小時預報資料，建立溫度的預測PDF並進行校驗，最後介紹BMA產製的PDF在實際預報上的應用。

## 二、BMA介紹

### (一) 模型介紹

BMA模型是利用在得知預報成員的情況下，預測出對於觀測值的條件機率密度函數（conditional probability density function，簡稱 conditional PDF）。

若令  $y$  為我們想要預測的天氣變數，而  $f_1, f_2, \dots, f_K$  為已知的  $K$  個預報成員的預報值，則BMA模型下的預測PDF表示為：

$$p(y | f_1, f_2, \dots, f_K) = \sum_{k=1}^K w_k g_k(y | f_k), \quad (1)$$

其中  $w_k$  為第  $k$  個成員的後驗機率 (posteriori probability)，代表在  $K$  個預報成員中，

第  $k$  個成員預報最佳的機率，其滿足  $\sum_{k=1}^K w_k = 1$  的條件。而  $g_k(y|f_k)$  為條件PDF，代表在第  $k$  個成員預報最佳且其預報值為  $f_k$  的條件下  $y$  的PDF。

BMA的預測PDF可視為多個PDF的加權平均，以圖1進行說明。圖中表示共有3個預報成員，每一條虛線分別是每一個預報成員對應到的  $g_k(y|f_k)$ 。若以每個成員的後驗機率  $w_k$  為權重進行加權平均，則得到圖中的粗實線，此即為BMA模型下的預測PDF，也就是公式(1)中的  $p(y|f_1, f_2, \dots, f_K)$ 。

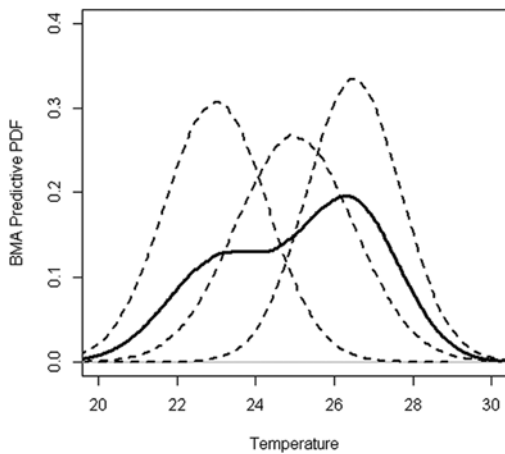


圖1. 以溫度場為例，採用BMA方法下的預測PDF示意圖。圖中的虛線代表每一個模式對應到的條件PDF，將三條虛線做加權平均後，得到的實線即為觀測值的預測PDF。

Figure 1. Schematic diagram shows the BMA predictive PDF for temperature forecast. The dotted lines are the conditional PDFs for each model. The solid line is the BMA predictive PDF, which is a weighted average of the conditional PDFs.

若是溫度、氣壓等變數，其數據分布相當對稱，會非常接近常態分布 (normal distribution)，因此可假設  $g_k(y|f_k)$  為常態分布的PDF，期望值為  $a_k + b_k f_k$ 、標準差為  $\sigma$ ，其中  $a_k$  和  $b_k$  是對預報值進行偏差調整時採用的參數。若用機率符號表示則是

$$y|f_k \sim N(a_k + b_k f_k, \sigma^2)。$$

在利用BMA求出  $y$  的預測PDF (公式1) 之後， $y$  的期望值為

$$E(y|f_1, f_2, \dots, f_K) = \sum_{k=1}^K w_k (a_k + b_k f_k) ， \quad (2)$$

其可用來做為  $y$  的決定性預報。

由於本文探討的是溫度預報，因此採用常態分布假設下的BMA。若是針對雨量或是風速這一類非對稱的數據，可改用其它函數，例如gamma分布，來進行逼近，而關於gamma分布假設下的BMA模型，可參考Slougher et al. (2007、2010) 文章中詳盡的描述。

## (二) 參數估計

在常態分布的假設下，BMA模型有  $a_k$ 、 $b_k$ 、 $w_k$  ( $k=1, \dots, K$ ) 及  $\sigma$  這些參數，我們將預報發佈的前  $N$  天視為訓練期，利用訓練期的數據來估計參數。訓練期的長短是可變的，關於  $N$  的挑選問題將於第四節再做說明。在設定訓練期  $N$  之後，參數的估計方法本文依照 Reftery et al. (2005) 的做法，將使用統計方法如最小平方法 (least squares method)、最大概似估計法 (maximum likelihood estimation) 進行估計，以下說明估計步

驟。

首先，我們利用簡單線性迴歸模型對模式預報進行偏差調整。在  $s$  地點及  $t$  時間下，假設觀測值  $y_{st}$  跟第  $k$  個模式預報值  $f_{kst}$  的關係可表示成下列式子：

$$y_{st} = a_k + b_k f_{kst} + \varepsilon_{ks},$$

其中  $\varepsilon_{ks}$  為誤差。再利用訓練期中的資料來估計  $a_k$  及  $b_k$ ，估計的方法採用最小平方方法，得到

$$b_k = \frac{\sum_{s,t} (f_{kst} - \bar{f}_k)(y_{st} - \bar{y})}{\sum_{s,t} (f_{kst} - \bar{f}_k)^2},$$

$$a_k = \bar{y} - b_k \bar{f}_k,$$

其中

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{s,t} y_{st}, \quad \bar{f}_k = \frac{1}{n} \sum_{s,t} f_{kst},$$

$n$  為訓練期中所有數據的個數。

接著，對於  $w_k$  及  $\sigma$  的估計則使用最大概似估計法。根據公式1我們可得到對數概似函數 (log-likelihood function) 為

$$l(w_1, \dots, w_K) = \sum_{s,t} \log \left( \sum_{k=1}^K w_k g_i(y_{st} | f_{kst}) \right),$$

再透過EM (Expectation-Maximization) 演算法來尋找最大概似估計值。

EM演算法的做法如下：

設一個潛在變數  $z_{kst}$ ，當  $z_{kst}$  等於1代表在  $s$  地點及  $t$  時間下  $f_{kst}$  為最佳預報值，反之則  $z_{kst}$  為0。對於欲估計的參數  $w_k$  及  $\sigma$ ，先給定一個初始猜測值，然後透過重複地疊代運算直到參數收斂。在第  $j$  次的疊代運算中，

$$\hat{z}_{kst}^{(j)} = \frac{w_k g(y_{st} | f_{kst}, \sigma^{(j-1)})}{\sum_{i=1}^K w_i g(y_{st} | f_{ist}, \sigma^{(j-1)})},$$

其中  $g(y_{st} | f_{kst}, \sigma^{(j-1)})$  為常態分布的PDF，其期望值為  $a_k + b_k f_{kst}$ ，標準差為  $\sigma^{(j-1)}$  的。計算出  $\hat{z}_{kst}^{(j)}$  之後，再用  $\hat{z}_{kst}^{(j)}$  來計算  $w_k$  及  $\sigma$ ，得到

$$w_k^{(j)} = \frac{1}{n} \sum_{s,t} \hat{z}_{kst}^{(j)},$$

$$\sigma^{2(j)} = \frac{1}{n} \sum_{s,t} \sum_{k=1}^K \hat{z}_{kst}^{(j)} (y_{st} - f_{kst})^2.$$

以上即為本文中，BMA模型參數的完整估計流程。

### (三) 全區及分區BMA模型

在Reftery et al. (2005) 的文章中，對於同一個預報時間，各個測站點的BMA模型都是使用同一組參數 ( $a_k$ 、 $b_k$ 、 $w_k$  及  $\sigma$ )。但經過我們的比較，發現對於每一個地點分別去計算不同的BMA模型參數，會有更好的表現。即是將模型參數分成  $a_{ks}$ 、 $b_{ks}$ 、 $w_{ks}$  及  $\sigma_s$ ，下標  $s$  代表不同的地點，而每一個地點只使用訓練期中該點的資料來估計參數。在此，本文將這兩種方法分別稱為全區BMA模型以及分區BMA模型，之後將會比較這兩種BMA的表現。

## 三、校驗方法介紹

以下將介紹幾項校驗方法，對於每一個校驗方法，我們都會拿BMA與傳統方法進行比較。傳統方法是建立在所有預報成員與觀測值皆來自相同機率分布的假設下所發展出來，其給與每一個預報

成員相同的權重，且利用預報成員的分散範圍來預測觀測值的可能變異。

### (一) Rank Histogram及Probability Integral Transform

首先介紹的校驗方法，是利用圖形法來校驗預測機率分布。由於傳統方法建立出來的預測機率分布為離散型，而BMA方法建立出來的預測機率分布為連續型，因此兩者在校驗上使用的圖形法有些微的不同。

傳統方法使用BPE來建立預測機率分布，也就是假設觀測值會有相同的機率落在  $K$  個預報成員構成的  $(K+1)$  個區間中。而在Anderson (1996) 文章中提到BPE的檢驗，可藉由rank histogram (RH) 來觀察此機率分布是否準確。RH是藉由計算觀測值落在這  $(K+1)$  個區間的比例所畫出的直方圖，如圖2所示。圖中橫軸代表的是累積機率，因為觀測值落在每一個區間的機率皆假設為  $1/(K+1)$ ，所以每一個塊型的寬度皆為  $1/(K+1)$ ，而每一個塊型面積則分別代表觀測值落在這  $(K+1)$  個區間的比例。若觀測值有相同的機率落在這  $(K+1)$  個區間中，則得到的RH圖將會很平坦，完美情況下每一個塊型高度會很接近圖2中的虛線。

傳統方法的離散型預測機率分布可藉由RH進行校驗，若是針對BMA模型下的連續型預測機率分布，Gneiting et al. (2005) 採用與RH類似的probability integral transform (PIT) 直方圖進行校驗，PIT可視為RH的連續型，其做法如

下：

設  $p(x)$  代表BMA下的預測PDF， $P(x)$  為其對應的累積分布函數 (cumulative distribution function，簡稱CDF)， $P(x)$  與  $p(x)$  的關係為

$$P(x) = \int_{-\infty}^x p(y) dy。$$

而將所有觀測值  $x_o$  對應到的  $P(x_o)$  畫成直方圖，即為PIT直方圖，如圖2所示。

若我們的預測PDF很準確，則對應到

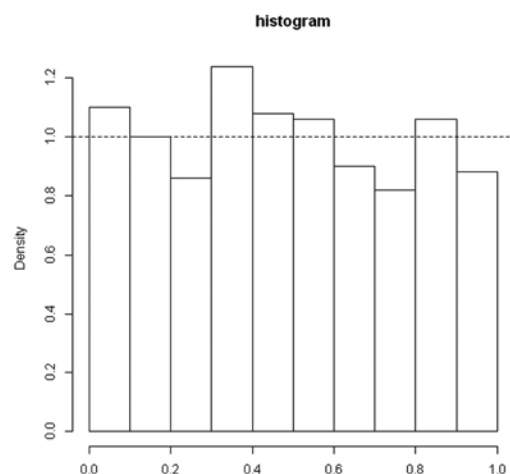


圖2. RH以及PIT示意圖。圖中橫軸為累積機率，每一個塊型寬度為觀測值落在該區間的理論機率值，而塊型面積則代表觀測值落在該區間的實際比例。虛線代表在完美情況下，直方圖的高度。

Figure 2. Schematic diagram of RH and PIT histogram. The horizontal axis is cumulative probability. The width of the rectangle is the theoretical probability for the interval to coverage observation, and the area of the rectangle is the actual frequency for the interval to coverage observation. The dotted line is the perfect height for the histogram.

的PIT直方圖會是很平坦的，其機率理論是因為對於任意隨機變數 $X$ ，所對應到的累積機率 $P(X)$ 會呈現均勻分布（uniform distribution）。此外，PIT直方圖中的塊形個數可任意設定，不同於RH的塊型個數固定為 $(K+1)$ 。

雖然PIT與RH兩個直方圖的計算方式不同，但兩者的機率概念其實是一樣的，差別只在於RH是用來處理離散型的機率分布，而PIT是用來處理連續型的機率分布。因此RH與PIT直方圖的解釋方法相同，兩者可以直接進行比較。

### (二) Continuous ranked probability score

Continuous ranked probability score (CRPS) (Hersbach, 2000) 是利用數值法來校驗預測CDF。

CRPS的計算方法是使用布賴爾評分 (Brier score) 對所有門檻值積分，CRPS的公式為

$$CRPS = \int_{-\infty}^{\infty} [P(x) - O(x)]^2 dx, \quad (3)$$

其中  $P(x)$  為預測CDF，而

$$O(x) = \begin{cases} 0, & x < x_o \\ 1, & x \geq x_o \end{cases},$$

$x_o$  為觀測值。CRPS可視為預測CDF準確性的得分，其值愈低代表預測CDF越準確。

使用CRPS來校驗BMA方法時，公式(3)中的  $P(x)$  是將BMA建立出來的預測PDF轉換為CDF後代入，如圖3中的上圖所示。當校驗傳統方法時， $P(x)$  則是使用成員預報值的經驗累積分布函

數 (empirical cumulative distribution function, 簡稱ECDF)，如圖3中的下圖所示，圖中每一個階梯上升的位置代表某一成員的預報值。由於傳統方法假設每一個預報成員與觀測值來自相同的機率分布，因此其預測CDF為其ECDF。

### (三) 預測區間涵覆比例及寬度

利用BMA方法下得到的預測PDF，可以計算出任何百分比的預測區間。例如取出PDF上5%和95%分位數可視為90%預測區間，接著可再計算觀測值落在90%預測區間的真實比例，看是否接近理想中的90%。由於BMA可以建立連續型的預測PDF，因此透過BMA可以得到任意百分比的預測區間，而離散型的BPE方

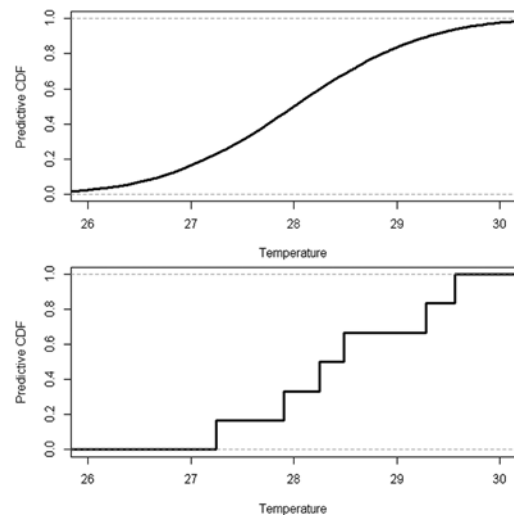


圖3. 預測CDF示意圖。上圖代表經由BMA得到的預測CDF，下圖代表傳統方法使用的預測CDF。

Figure 3. Schematic diagrams show the predictive CDF. The upper plot shows the BMA predictive CDF, and the lower plot shows the traditional predictive CDF.



法則不行。在6個模式成員的情況下，傳統做法中BPE假設觀測值有相同的機率會落在預報值所構成的7個區間內，因此可以取6個預報值中的最大值和最小值做為71.4%預測區間（5/7=71.4%）。除了校驗預測區間的涵覆比例，還可校驗預測區間的寬度。若有兩種預報其預測區間在涵覆比例上的表現差異不大時，通常會期望區間的寬度越窄越好，因為寬度越寬表示預報的不確定性也就越高。

#### (四) 平均絕對誤差

平均絕對誤差（mean absolute error，簡稱MAE）是用來校驗決定性預報與觀測值之間的誤差，不同於上述校驗方法主要的對象為預測機率分布。MAE的公式為

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |f_{di} - y_i|,$$

其中  $f_d$  為決定性預報，而  $y$  為觀測值，其值越低越好。對於傳統方法，一般採用預報成員的平均值當成決定性預報，而BMA的決定性預報在此是採用預測機率分布的期望值（見公式2）。此外，BMA也可使用中位數來做為決定性預報。

### 四、實際分析與校驗

#### (一) 資料來源

本文使用的資料為臺灣地區17個綜觀測站的地面溫度觀測值及本局區域模式內插至觀測點上的第24小時預報值，測站包含淡水、台北、竹子湖、基隆、松山、花蓮、澎湖、台南、高雄、

嘉義、台中、阿里山、玉山、新竹、蘭嶼、日月潭、台東，資料的時間為2010年10月20日到2011年6月7日，使用的模式資料為2組NFS（Non-hydrostatic Forecast System）、1組WRF（Weather Research & Forecast model）的預報，每組模式都分別包含解析度5公里及15公里的預報資訊，共有6群模式預報資料，將這些格點資料內插至測站後即是預報的成員。

#### (二) BMA模型訓練期測試

在建立BMA模型時，須先設定模型訓練期  $N$ ，而關於  $N$  的挑選，Reftery et al.（2005）的研究中並未有客觀的訂定準則，我們利用測試各種不同訓練期下模型的表現來選定  $N$  值，測試時間為2010年12月22日到2011年6月7日。

首先觀察全區BMA模型的訓練期測試，測試的訓練天數共有10、15、20、25、30、35、40、45、50等9個，其結果如圖4所示，圖中包含校驗CRPS、MAE、66.7%和90%預測區間實際涵覆比例及66.7%和90%預測區間的寬度。從圖4(a)中，可以發現若以20天為訓練期CRPS的表現最好，而圖4(b)中則顯示20天和25天的訓練期有較佳的MAE（兩者差距微小，僅有 $5 \times 10^{-5}$ ）。圖4(c)和圖4(d)分別是描述66.7%和90%預測區間涵覆觀測值的比例，圖4(c)裡66.7%預測區間皆高於66.7%，其中以20天為訓練期的涵覆比例比理想值多了2.9%。但圖4(d)裡預測區間的涵覆比例都相當接近90%，

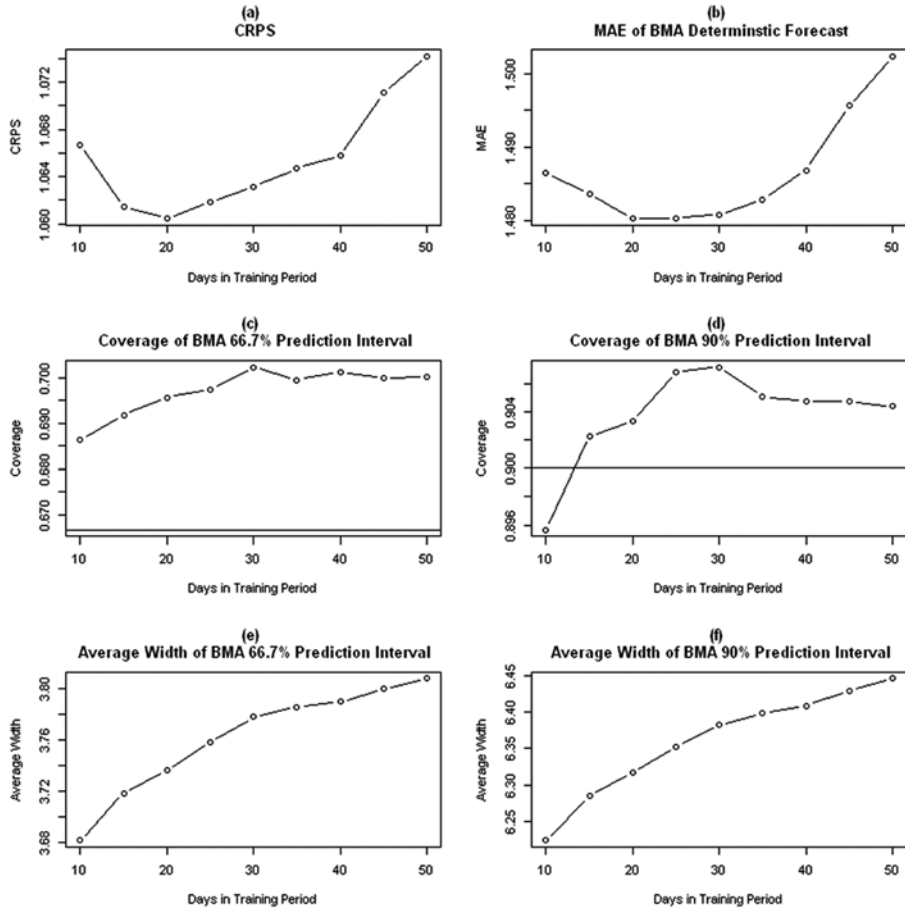


圖4. 全區BMA模型訓練期測試。(a) RPS，(b) MAE，(c) 66.7%預測區間的涵覆比例，(d) 90%預測區間的涵覆比例，(e) 66.7%預測區間的平均寬度，(f) 90%預測區間的平均寬度，橫軸座標皆為訓練期的天數。

Figure 4. Test of training period lengths for global BMA model. (a) CRPS, (b) MAE, (c) coverage of 66.7% prediction interval, (d) coverage of 90% prediction interval, (e) average width of 66.7% prediction interval, (f) average width of 90% prediction interval, the horizontal axes are the days in training period.

其中以15天為訓練期的結果為最接近，相差僅有0.2%，而以20天為訓練期的結果也僅相差0.3%。圖4(e)和圖4(f)分別是66.7%和90%預測區間的寬度，這兩張圖中發現隨著訓練期越長，預測區間也會

越寬，隱含著若想要得到較精確的預測區間，則不能將訓練期拉得太長。經由上述結果，我們認為針對此模型較合適的訓練期為20天。

在上述的訓練期測試中，我們發現

玉山測站的資料，其觀測值落在90%預測區間外的比例遠大於預期的10%，若忽略玉山測站的資料後重新建立16個測站點上的全區BMA模型，得到的結果如圖5所示。將圖5與圖4比較，可發現忽略玉山資料後建立的BMA模型表現得更好，不僅CRPS跟MAE都明顯地降低，而且66.7%和90%預測區間的涵覆比例都與理想值非常接近，預測區間的寬度也較窄

較精確。因此我們確定玉山的數據並不適合套用在17個測站資料建立出來的全區BMA模型中，把玉山資料除去後BMA模型的預測會較準確。此結果亦讓我們思索是否針對不同地區分別建立不同的BMA模型會比利用全區資料所建的模型更精確？

由於Reftery et al. (2005) 提出的BMA模型建立方法（本文稱之為全區

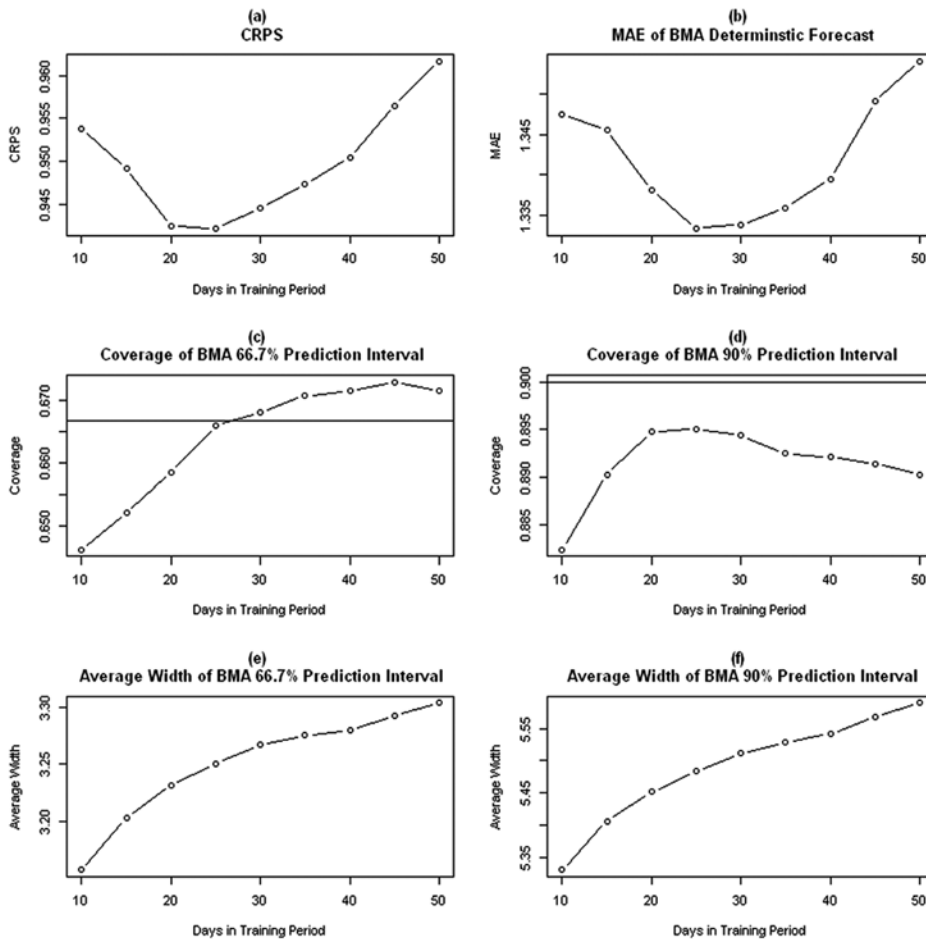


圖5. 同圖4，但忽略玉山測站的資料。

Figure 5. Same as Figure 4, but exclude data from Yushan station.

BMA) 無法隨著不同地區而變，因此我們試著根據不同的測站分別去建立不同的BMA模型(本文稱之為分區BMA)，觀察此方法的表現。為避免模型過於複雜，我們希望不同測站點的BMA模型皆採用相同的訓練期。圖6為測試各種訓練期下分區BMA模型的校驗結果。由於採取分區的方式，每一個測站的BMA模型

只採用該測站的資料來建立，資料筆數相對較少，因此從圖6中可發現分區BMA模型需要較長的訓練期才会有較佳的表現，最佳的訓練期大概介於40天到50天之間，而我們採用45天做為訓練期。圖6中的CRPS和MAE皆比全區BMA低很多，顯示分區BMA模型的確表現更好。但若觀察預測區間的涵覆比例，則發現

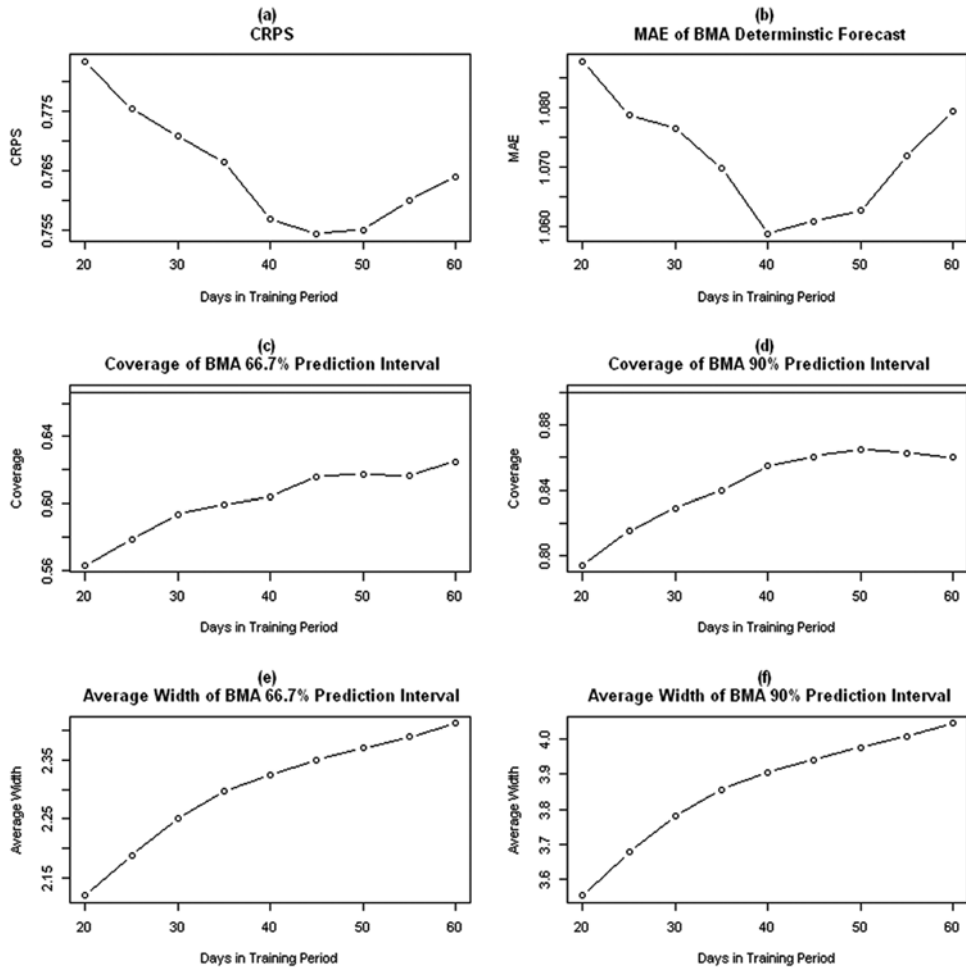


圖6. 分區BMA模型訓練期測試。圖內容解釋與圖4相同。

Figure 6. Test of training period lengths for local BMA model. The contents explain the same as in Figure 4.

比理想值還要低一些，以45天訓練期為例，66.7%預測區間比理想值低了5.1%，而90%預測區間則低了3.9%。雖然分區BMA模型比全區BMA有更狹窄的預測區間，但預測區間的涵覆比例稍顯不足。

### (三) BMA與傳統方法之比較

圖7為RH與PIT校驗圖，此圖可用來比較各種不同方法下的預測機率分布，圖7(a)至(c)代表傳統方法，圖7(d)和(e)則代表BMA方法。其中圖7(a)為使用預報

成員原始預報值的RH圖，圖7(b)和圖7(c)為將預報值進行偏差調整後的RH圖，偏差調整的方式分別為使用全區BMA的調整參數 ( $a_k$ 、 $b_k$ ) 和分區BMA的調整參數 ( $a_{ks}$ 、 $b_{ks}$ ) 進行線性調整，圖7(d)為全區BMA模型的PIT圖，圖7(e)為分區BMA模型的PIT圖，虛線代表直方圖的理想高度。圖7(a)的左側特別突出，代表很多觀測值都低於預報成員的最小值。而經過偏差調整後，顯示觀測值偏低於預報值

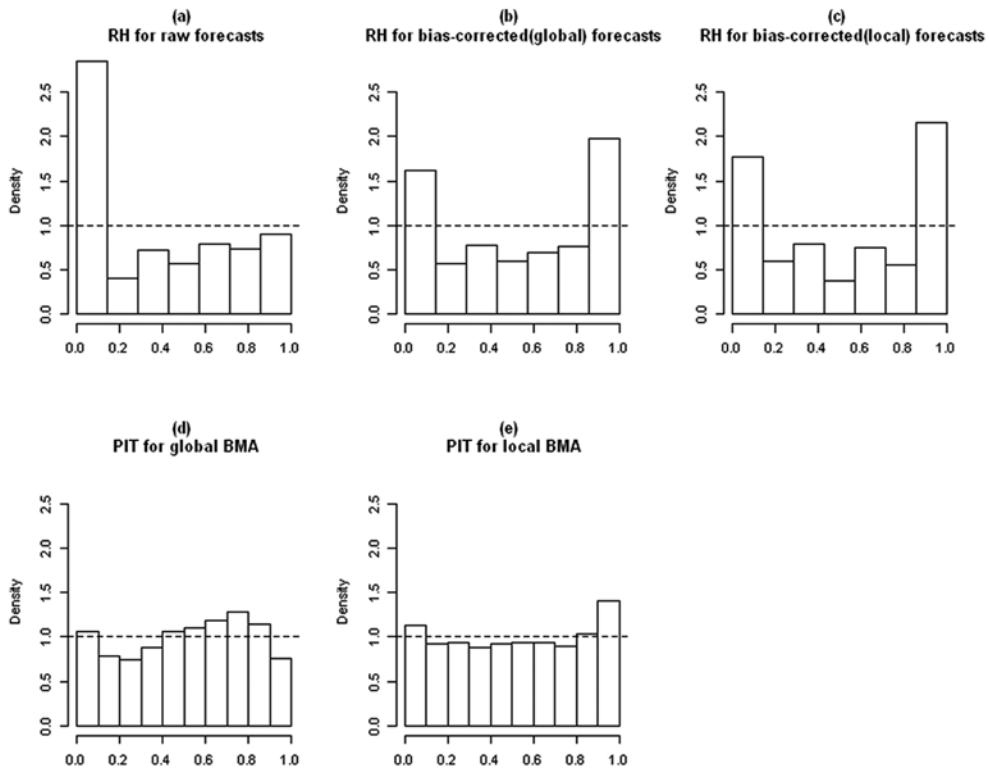


圖7. RH與PIT直方圖。(a)原始預報值的RH圖，(b)全區偏差調整預報值的RH圖，(c)分區偏差調整預報值的RH圖，(d)全區BMA的PIT圖，(e)分區BMA的PIT圖。

Figure 7. RH and PIT histograms. (a) RH for raw forecasts, (b) RH for bias-corrected (global) forecasts, (c) RH for bias-corrected (local) forecasts, (d) PIT for global BMA, (e) PIT for local BMA.

的現象已有改進，但大部分都分散在預報值最大和最小值的區間之外。圖7(a)至(c)反應出，預報成員存在著離散程度不夠的現象（儘管經過偏差調整），無法有效掌握觀測值的分散範圍，因此BPE方法下的預測機率分布與真實狀況不太符合。相較而言，圖7(d)和(e)兩張PIT直方圖都平坦許多，代表BMA的預測機率分布與真實狀況較為接近。其中分區BMA的PIT圖比全區BMA更平坦，唯兩側較高，這反應在圖6中，分區BMA預測區間的涵覆比例低於理想值的現象。

表1為CRPS的校驗結果，在此也比較了五個不同方法的CRPS值，前三個為傳統方法，第一個是預報成員的原始預報值，第二和第三分別為使用全區和分區BMA偏差調整參數調整後的預報值，而第四和第五分別為全區BMA和分區BMA模型的校驗結果。自表中可以發現原始預報值的表現最差而分區BMA模型的表現最好，兩者差距很大。而兩種偏差調整後的預報值其CRPS值也差異頗大，顯示出全區的偏差調整方式較不適合用在臺灣地區，此亦是造成全區BMA模型在本文中表現較差的部分因素。

表2為MAE的比較結果，其結果與CRPS相似。而MAE的比較中，我們另外加入了張等人(2002)發展的系集預報結果進行比較，其採用的方法即是Krishnamurtiet al. (2000)提出的超系集預報（superensemble forecast），然而超系集預報為使用迴歸模型將多組

模式預報合併為決定性預報的多模式迴歸法(multi-model regression method)。儘管加入了超系集預報進行比較，分區BMA模型的期望值依然為最佳的決定性預報。

表1. CRPS的比較結果。

Table 1. Comparison of CRPS.

預報方法	CRPS
Raw forecasts	1.578
Bias-corrected (global) forecasts	1.379
Bias-corrected (local) forecasts	0.879
Global BMA	1.061
Local BMA	0.754

表2. MAE的比較結果。

Table 2. Comparison of MAE.

預報方法	MAE
Raw forecasts	1.900
Bias-corrected (global) forecasts	1.735
Bias-corrected (local) forecasts	1.075
Global BMA	1.475
Local BMA	1.057
Superensemble	1.146

表3為不同方法下預測區間的涵覆比例。對於傳統方法，BPE假設六個預報成員的最小值和最大值代表71.4%預測區間，因此我們取71.4%預測區間的涵覆比例和寬度來對所有方法進行較驗。此外，針對BMA方法也比較了66.7%以及90%預測區間。表中顯示對於傳統方法的預測區間，其涵覆比例遠低於71.4%，

甚至連50%都不到，代表有半數以上的觀測值落在傳統預測區間之外。相較之下，BMA的預測區間與理想值較接近。但如同前面提到的，分區BMA的涵覆比例略低於理想值，且與全區BMA相比，分區BMA與理想值的差距較大。儘管全區BMA的預測PDF其涵覆比例與理想值較接近，圖7中全區BMA的PIT直方圖顯示出其預測PDF與真實狀況的偏差較大。

表4為預測區間的寬度。在涵覆比例差異不大的條件下，預測區間的寬度越窄越好。將表4與表3比較，我們發現三

種傳統方法的預測區間涵覆比例雖然相差不大，但分區偏差調整的預測區間寬度最小。而分區BMA的涵覆比例與全區BMA相比儘管稍顯不足，但其預測區間寬度卻小很多。以71.4%預測區間為例，分區BMA的寬度為2.589而全區BMA為4.120，顯示分區BMA在預報上的表現較精確。此外，傳統方法中分區偏差調整的區間寬度（1.612）雖比分區BMA還小，但由於傳統方法的預報涵覆比例很差（見表3），因此不適合將兩者做比較。

表3. 預測區間的涵覆比例。

Table 3. Coverage of prediction intervals.

預報方法	Coverage		
	66.7%	71.4%	90%
Raw forecasts	NA	46.2%	NA
Bias-corrected (global) forecasts	NA	48.5%	NA
Bias-corrected (local) forecasts	NA	43.8%	NA
Global BMA	69.6%	74.3%	90.3%
Local BMA	61.6%	66.2%	86.1%

表4. 預測區間的平均寬度。

Table 4. Average width of prediction intervals.

預報方法	Width		
	66.7%	71.4%	90%
Raw forecasts	NA	2.949	NA
Bias-corrected (global) forecasts	NA	2.880	NA
Bias-corrected (local) forecasts	NA	1.612	NA
Global BMA	3.736	4.120	6.317
Local BMA	2.350	2.589	3.940

## 五、BMA在氣象預報上的應用

由於透過BMA方法，可以建立出一個完整的預測PDF，因此在氣象預報上的應用有非常大的彈性。除了之前提到BMA可產出預測區間和決定性預報之外，也可設定任意的門檻值，來計算預報因子高於（或低於）此門檻值的極端機率。

圖8為台北測站在2011年5月31日

00UTC的第24小時地面溫度預報，分別使用全區和分區BMA模型所建立的預測PDF。圖中實曲線代表預測PDF，垂直線的部分，細實線為期望值，兩虛線所夾為90%預測區間，粗實線為觀測值，上方圓點則是每一個預報成員的原始預報值。圖中可以觀察出兩種BMA方法下所建立的預測PDF之差異，兩者期望值與觀測值之間的誤差相差均不大，但分區BMA的預測區間寬度卻小很多，顯示分

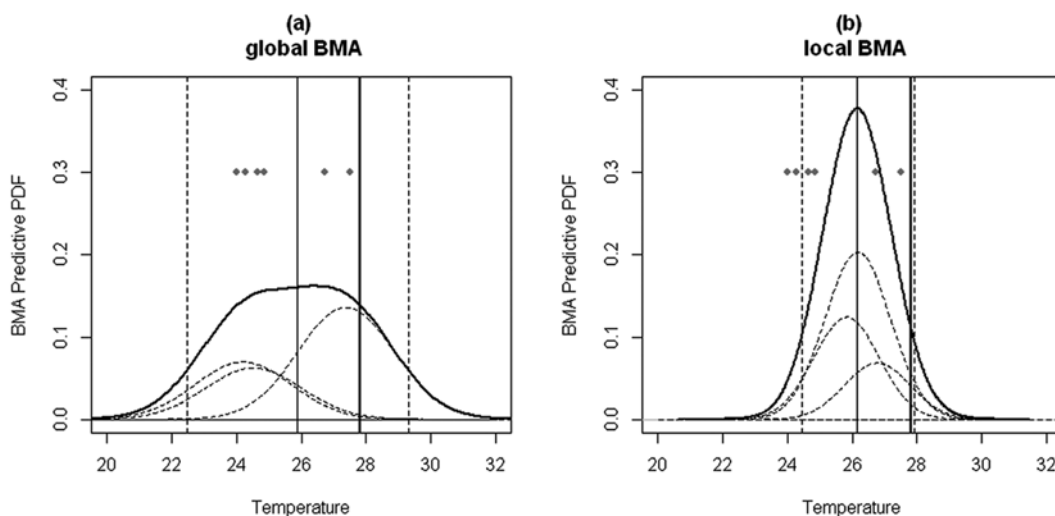


圖8. 2011年5月31日00 UTC之第24小時溫度預報，台北測站的預測PDF。(a) 全區BMA模型下的預測PDF，(b)為分區BMA模型下的預測PDF。實曲線代表BMA方法下的預測PDF，而虛曲線則是每一個預報成員的PDF乘上權重。垂直線的部分，細實線為期望值，虛線為90%預測區間，粗實線為觀測值。上方的圓點則分別代表每一個預報成員的原始預報值。

Figure 8. Predictive PDFs for the 24-h temperature at Taipei station, initialized at 00UTC on 31 May 2011. (a) Global BMA predictive PDF, and (b) local BMA predictive PDF. The thick curve is BMA predictive PDF, and the thin curves are forecast PDFs multiply by weights base on each model. For the vertical lines, the solid thin line is expectation, the dotted lines are 90% prediction interval, and the solid thick line is observation. The upper dots represent the member forecasts.



區BMA在進行預報時的不確定性較低。若依分區BMA對該時間地點進行預報，溫度的期望值為攝氏26.2度，有90%的機率會介於攝氏24.4至27.9度之間，若將攝氏30度視為高溫的門檻值時，預報僅有 $1.4 \times 10^{-4}$ 的機率會發生高溫。

之前曾提及，全區BMA在玉山測站的預報表現特別差，因此我們也針對玉山測站進行BMA的預報結果檢視。圖9為玉山測站的預測PDF，圖中全區BMA與分區BMA的預測區間寬度差異並不大，但經過校驗顯示全區BMA的預測區間並未涵覆住觀測值，而分區BMA的預測區間不僅涵覆觀測值而且期望值與觀測值之間的差異相當小。

由於分區BMA模型的表現較佳，圖10為利用分區BMA將臺灣地區17個測站於2011年5月31日00UTC第24小時溫度預

報的預測PDF。在17個測站中，雖然有8個測站(淡水、臺北、松山、高雄、台中、玉山、新竹、蘭嶼)的原始預報值的範圍皆未涵蓋觀測值，但僅有2個(松山和高雄)測站的90%預測區間未涵蓋。由此可見，儘管在預報成員無法確實涵蓋觀測值的情況下，透過BMA還是能有效掌握觀測值可能的分散範圍。

接著，我們可利用分區BMA模型的預測區間，建立24小時逐時預報的時間序列圖，圖11是利用2011年5月31日00UTC時的24小時逐時預報資料，分別對每小時預報建立一組分區BMA模型(每小時預報的BMA模型訓練期皆設定為45天)。圖中的五條虛線由下到上分別為預測PDF的5%、16.7%、50%(可視為決定性預報)、83.3%、95%分位數，而粗實線為觀測值。透過校驗顯示此預

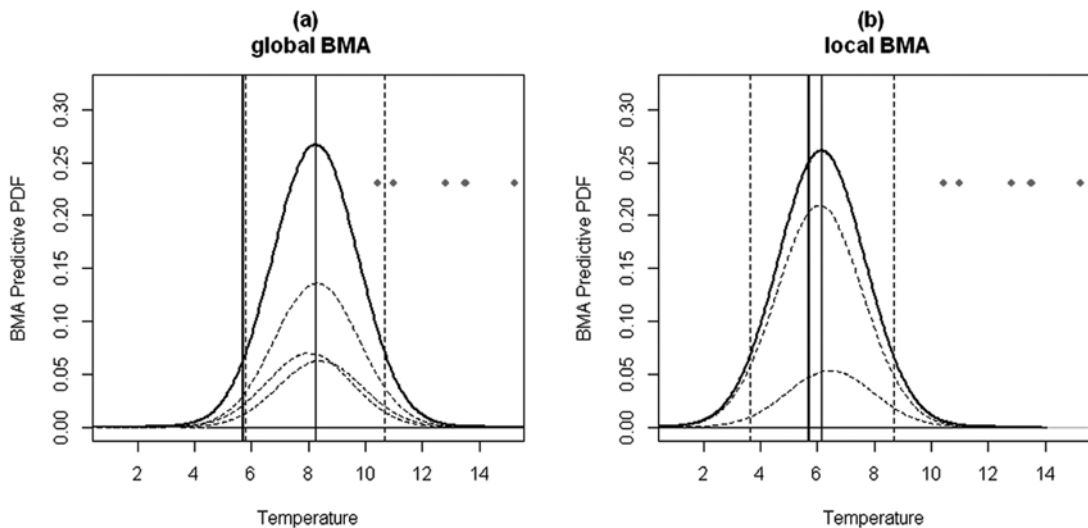


圖9. 同圖8，但為玉山測站。

Figure 9. Same as Figure 8, but at Yushan station.

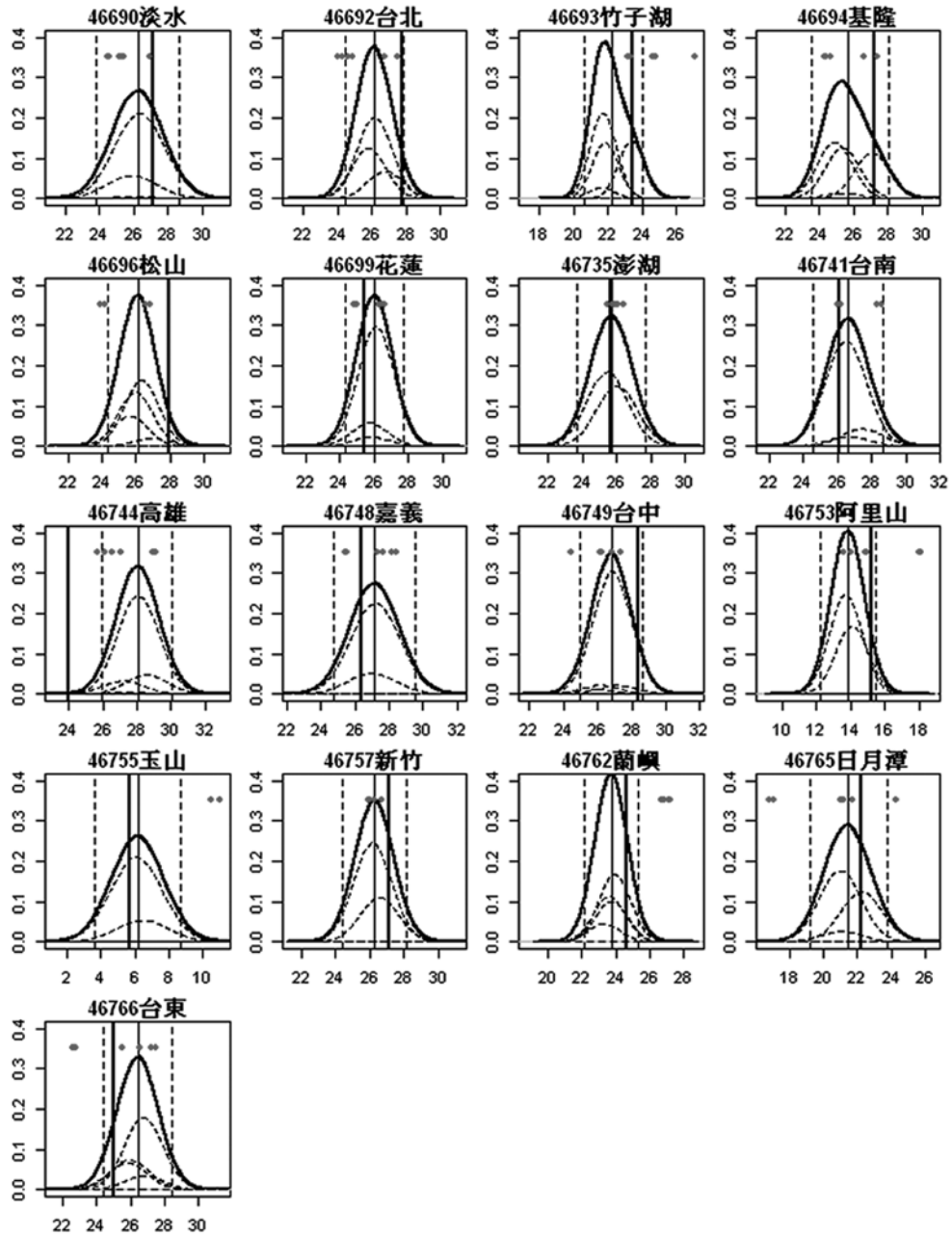


圖10. 2011年5月31日00 UTC之第24小時溫度預報，17個測站在分區BMA模型下的預測PDF。  
圖內容解釋與圖8相同。

Figure 10. Predictive PDFs for the 24-h temperature of 17 stations, initialized at 00UTC on 31 May 2011. The contents explain the same as in Figure 8.

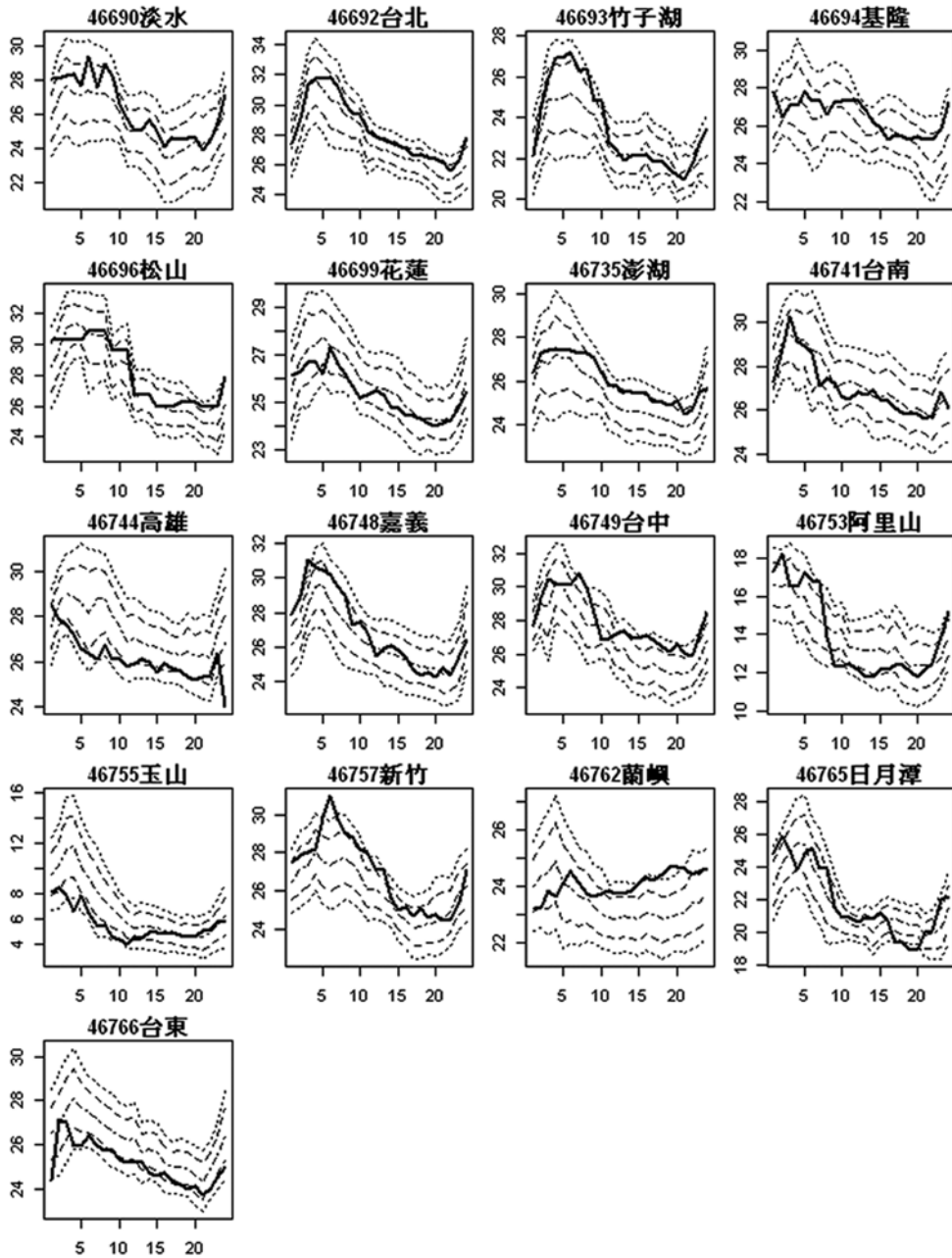


圖11. 2011年5月31日00 UTC之24小時預報時序圖。橫軸為預報小時，圖中的五條虛線分別為預測PDF的5%、16.7%、50%、83.3%、95%分位數連線，粗實線為觀測值。

Figure 11. Time series plots for 24 hours temperature forecast of 17 stations, initialized at 00UTC on 31 May 2011. The horizontal axes are forecast hour, the dotted curves are 5%, 16.7%, 50%, 83.3%, and 95% quantile of the predictive PDFs, and the solid thick curve is observation.

測時序圖對實際溫度變化的掌握能力還算不錯，而藉由此圖可以很容易地預測同一地點未來24小時溫度可能的變化情形。

此外，我們也可設定特定的門檻值，透過BMA模型計算極端天氣的機率，例如夏天設定攝氏35度為熱浪、冬天設定攝氏10度為寒流的警戒值。圖12為採用攝氏35度為高溫門檻值，畫出台北測站於2011年5月31日00UTC時的極端機率時序圖。可將圖12與圖11中的台北站進行對照，兩者為相同的BMA預報但是依不同預報目標而以不同形式來呈現。

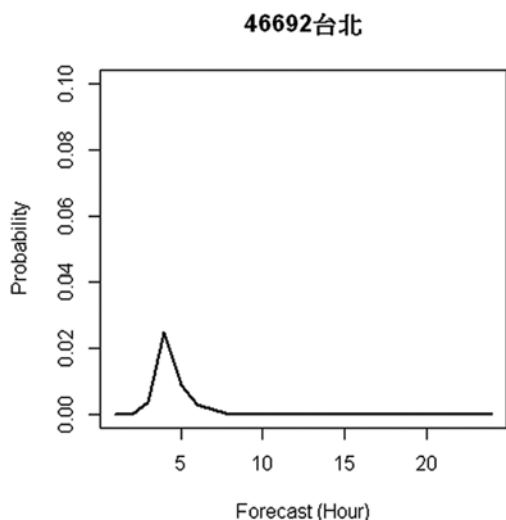


圖12. 2011年5月31日00 UTC於台北測站高溫極端機率之24小時預報時序圖，圖中設定的高溫門檻值為攝氏35度。

Figure 12. Time series plot shows predictive probability for the 24 hours extreme high temperature forecast at Taipei station, initialized at 00UTC on 31 May 2011. The threshold is 35 degree Celsius.

## 六、結論

本文的目的是希望在預報系統中，透過統計方法進行模式預報資料的後製處理，建立起有效的預測機率分布，達到更精確的氣象預報。研究過程採用BMA方法嘗試來達成此目的，並利用臺灣地區測站近地面溫度的觀測資料，進行實際預報的分析與校驗。

BMA的特色除了可以建立起完整的預測PDF之外，BMA給予每一個模式成員不同的權重，有別與傳統方法假設每一個成員的準確度相同。而且BMA亦可以利用假設誤差的機率分布，來解決模式成員離散程度不夠的現象。

本文參考Reftery et al. (2005) 的方法來建立BMA模型，並應用在臺灣地區的溫度資料。再依不同區域分別建立分區BMA模型，與全區BMA進行比較。在經過校驗後，發現分區BMA誤差更低，不確定性也較小。但分區BMA在PIT圖上可以發現它的離散程度稍微不夠，這是未來可以再進行改善的研究方向，或許可以針對  $\sigma$  參數的估計方式做些調整來改善此問題。

整體而言，BMA比起傳統的方法有很大的改進，藉由預測機率分布，BMA能有效的掌握模式預報的不確定性，若能有效運用必能提供更精確的機率預報。

## 七、參考文獻

- 張庭槐，2002：多模式迴歸系集預報系統之建立。交通部中央氣象局專題研究報告第CWB91-1A-10號，22pp。
- Anderson, J. L., 1996: A method for producing and evaluating probabilistic forecasts from ensemble model integrations. *J. Climate*, 9, 1518–1530.
- Fraley, C., A. E. Raftery, T. Gneiting and J. M. Sloughter, ensembleBMA: An R Package for Probabilistic Forecasting using Ensembles and Bayesian Model Averaging, Technical Report No. 516R, Department of Statistics, University of Washington, 2007 (revised 2010).
- Gneiting, T., A. E. Raftery, A. H. Westveld, and T. Goldman, 2005: Calibrated probabilistic forecasting using ensemble model output statistics and minimum CRPS estimation. *Mon. Wea. Rev.*, 133, 1098–1118.
- Hersbach, H., 2000: Decomposition of the continuous ranked probability score for ensemble prediction systems. *Wea. Forecasting*, 15, 559–570.
- Hoeting, J. A., D. M. Madigan, A. E. Raftery, and C. T. Volinsky, 1999: Bayesian model averaging: A tutorial (with discussion). *Stat. Sci.*, 14, 382–401. [A corrected version is available online at [www.stat.washington.edu/www/research/online/hoeting1999.pdf](http://www.stat.washington.edu/www/research/online/hoeting1999.pdf).]
- Krishnamurti, T. N., Z Zhang, T. E. LaRow, D. R. Bachiochi, C. E. Willifor, S. Gadgil, and S. Surendran, 2000: Multi-model ensemble forecasts for weather and seasonal climate, *J. Climate*, 13, 4196–4216.
- Raftery, A. E., T. Gneiting, F. Balabdaoui, and M. Polakowski, 2005: Using Bayesian model averaging to calibrate forecast ensembles. *Mon. Wea. Rev.*, 133, 1155–1174.
- Sloughter, J. M., A. E. Raftery, T. Gneiting, and C. Fraley, 2007: Probabilistic quantitative precipitation forecasting using Bayesian model averaging. *Mon. Wea. Rev.*, 135, 3209–3220.
- , T. Gneiting, and A. E. Raftery, 2010: Probabilistic wind speed forecasting using ensembles and Bayesian model averaging. *J. Amer. Stat. Assoc.*, 105, 25–35.

# Applying Bayesian Model Averaging to Temperature Probability Forecasts over Taiwan

Yu-Hsuan Chang, Ting-Huai Chang, Huey-Ru Wu  
Meteorological Information Center,  
Central Weather Bureau

## ABSTRACT

Ensemble forecasts aim at addressing the uncertainty of weather scenarios to the best extent possible so as to seek the probable diverse range of future weather. If probability distributions of actual weather are available for reference, this uncertainty can be more accurately described.

First, this research applies Bayesian model averaging (BMA), a statistical method, to the post-processing on multi-sets of model predictions in order to set up a probability density function (PDF) conforming to real weather conditions.

Subsequently, BMA is employed on surface temperature forecasts of the weather stations around Taiwan area. Verification results indicate that PDFs by BMA perform ideally on the forecasts, and even though the dispersion of the predictions of multi-model forecast members is limited, BMA can still effectively capture the uncertainty of temperature variations to a certain degree.

**Key words:** Bayesian model averaging, probability density function, ensemble forecast

# 以地震累積能量法探討全球地震發生之特性

蒲新杰<sup>1</sup>、郭鎧紋<sup>1</sup>、何美儀<sup>1</sup>、林正洪<sup>2</sup>、呂佩玲<sup>1</sup>

<sup>1</sup>中央氣象局地震測報中心

<sup>2</sup>中央研究院地球科學研究所

## 摘 要

本研究蒐集自1900年來，全球地震規模大於8以上的事件，以地震累積能量法評估全球近期是否有再發生災害性大地震的可能。在地震的累積釋放能量研究中，地震資料是最重要的一部分。因此，資料來源的可信度十分重要。我們選擇的資料來源為美國地質調查所（U.S. Geological Survey；簡稱USGS），它是世界上最主要的地震監測單位之一。整理其所公佈的地震資料，再計算地震目錄所累積釋放的能量。結果可以很明顯的發現自2004年以後，全球地震的活動，已從平靜（能量蓄積）期進入活躍期。未來幾年內，若假設全球的地震仍然持續活躍，我們推測在2017年年初之前，全球都還是屬於地震活動度較高的時期，而尚未釋放的地震能量，其大小相當於一個規模9.36的地震事件。

關鍵字：累積能量法、地震活動

## 一、前言

從過去的紀錄來看，規模8以上的大型地震，其發生都造成了許多嚴重的災害和傷亡（表1）。觀察這些地震造成災害的原因，主要有兩個，一是這些大型的地震有很大一部分發生在人口密集的沿海地區（圖1），例如歷史上前三大地震，1960年的智利地震、1964年的阿拉斯加地震與2004年的蘇門答臘地震。大型地震之所以發生在此，主要是這些地區皆位在板塊邊界上，地震發生

的機會很高（Benioff zone）。當大地震發生，地震波在短距離內，其振幅衰減不夠強烈的情況下，即直接衝擊到板塊邊緣的沿海大城市。因此，其所造成的災害自然不小。另一個造成重大傷亡的原因則是地震引發的後續災害，這種災害又以海嘯最為嚴重（Kanamori, 1972; Abe, 1979, 1981; Murty and Loomis, 1980）。歷史上的前三大地震也都曾引20~30公尺的海嘯紀錄，全球傷亡人數多則達到20萬人以上（表1）。大地震所造成的災害是如此巨大，其潛在的威脅

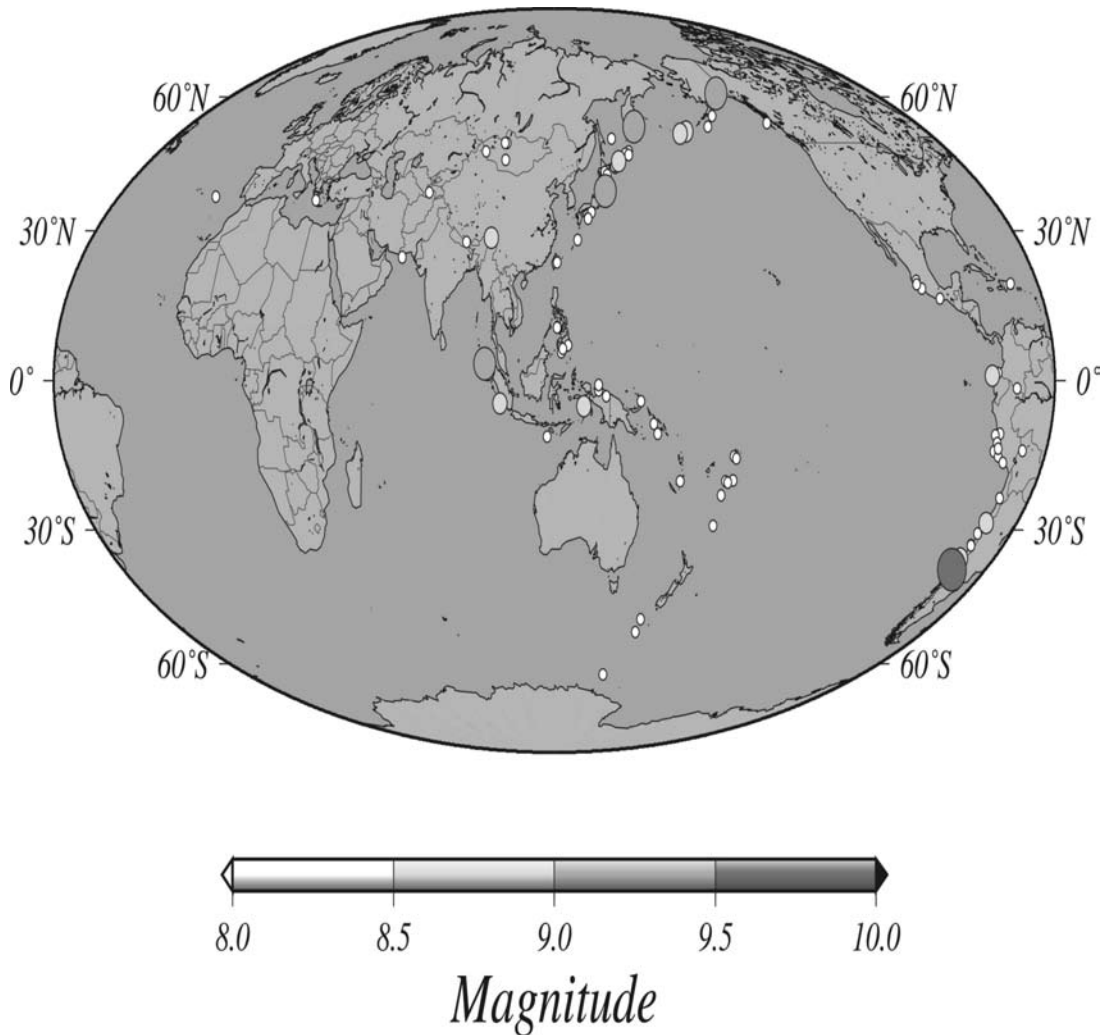


圖1. 全球自1900年起，規模大於8以上的地震其發生位置。

Fig. 1. Seismic distribution of the big earthquakes whose magnitude was larger than 8 in the world since 1900.

始終存在。在無法避免這些地震發生的情況下，研究和瞭解地震發生之特性就顯得十分重要。

過去，由於地震監測的時間不夠長，關於規模較大的地震發生週期等議題之討論，始終存在資料量不足的問題。會造成此一現象的主要原因與地震儀的發

展史有很大的關連。自二十世紀以來，地震儀器的發展上有顯著的進步，這使地震研究進入了科學化觀測的時代。如大森式地震儀（Omori's Seismograph）採用機械槓桿放大燻煙紀錄；衛克式水平動地震儀（Wiechert's Horizontal Seismograph）利用倒立擺之原理來提高



放大倍率；伽利津式地震儀（Galitzin's Seismograph）將機械能轉換為電能，並將感震器與記錄系統分開，大大的提高地震儀的靈敏度；伍德—安德森（Wood-Anderson）扭轉式地震儀採用光學記錄方式，利用光槓桿無固體摩擦的優點來得到高倍率；班尼奧夫（Benioff's）電磁型垂直地震儀利用八個線圈搭配長短週期不同的電流計來記錄多種地震頻譜範圍等（以上資料參考自林慶仁，2000）。因此，在步入二十世紀之後，有了這些地震儀的幫助下，地震的監測才算較為完整。相較於二十世紀之後的資料，在十九世紀以前的大型地震資料，許多是靠文獻上的紀錄與地質上的研究調查得到的。以監測的角度來看，十九世紀以前的地震資料，實難確保其地震目錄的完整與正確性。因此，過去在討論全球地震活動的週期時，受限於現代化的地震監測時期僅約百年，尚無法觀測到很明顯的大地震活動週期。而這現象最後會導致相關研究的結果產生很大的不確定性。

但進入二十一世紀後，全球在經歷幾次讓人記憶深刻的大地震（例如歷史上第三大的2004年蘇門答臘9.1地震和2011年的日本東北規模9.0的地震）。雖然，結果是造成令人悲傷的慘重傷亡。不過，這些地震卻也提供了關鍵的資料讓我們可以分析全球大型地震的復發特性。本研究試著蒐集全球規模大於8以上的地震事件，計算地震所累積釋放的

能量，進而估算全球地震能量的年釋放率、最大的地震與最長的地震循環週期等。這些資訊可以用來評估未來大地震發生的可能性，甚至是可能的地震規模。而現今的人口分佈，要遠比歷史上最大地震（1960年規模9.5的智利地震）發生時更趨集中。若建築物的耐震強度不足，未來再發生大地震時，造成的傷亡恐怕更為驚人。因此，相關的研究更顯重要。

## 二、資料來源

本研究中，最重要的是地震資料。而我們所採用的地震資料，皆是由美國地質調查所（U.S. Geological Survey; USGS）所提供。其地震目錄的記錄時間是自1900年起至今，共有87個規模大於8以上的地震事件，詳細資料列於表1中。（資料刊載於[http://earthquake.usgs.gov/earthquakes/eqarchives/year/mag8/magnitude8\\_1900\\_date.php](http://earthquake.usgs.gov/earthquakes/eqarchives/year/mag8/magnitude8_1900_date.php)）

## 三、分析與結果

為了檢驗來自USGS的地震資料完整性，我們利用了Gutenberg和Richter在1944年所提出的地震規模與再現頻率關係式，簡稱為G-R關係式，其一般形式為（1）

$$\log N = a - bM \quad (1)$$

其中，M為地震規模，N為在規模M以上的地震累積個數，而a和b為常數。我們以（1）式來檢驗全球地震規模大於8

的地震資料，計算結果發現（圖2），地震發生的規模與次數關係十分接近於直線，這與Gutenberg和Richter在1944年所提出的觀測現象十分吻合。同時，這也暗示著地震規模大於8的地震之發生在1900至今間，並無明顯異常或缺漏，地震目錄是完整的。

在確認了地震目錄的完整性後，接著簡單的計算地震的發生次數與時間的關係。我們以十年為一單位，統計每十年間地震發生的個數（圖3）。其中可以大致的看出，地震在1920及1980年代，地震活動的次數較少。而在1940及2000年時，地震個數有明顯的增多。地震的發生次數，在規模大於8的地震次數中，看

似有60年的週期性。但規模大於9的地震次數中，此一現象卻又不明顯（圖3）。

除了地震個數外，地震能量是另一個研究地震重覆週期性常用的方法。要探討地震復發性的這問題，首先要了解地震發生的模式。過去，關於地震發生的模式，可以簡單的以三種模式進行說明（圖4; Shimazaki and Nakata, 1980; Shearer, 1999）。圖4的第一種模式，地震發生的時間和能量是可完全被預期的。其概念是地層累積到一固定應力後，會釋放地震能量到一固定應力的下限值。因此，只要掌握地震能量的上下限，便可完整的預測地震的發生時間與能量大小；第二種模式，地震的發生時

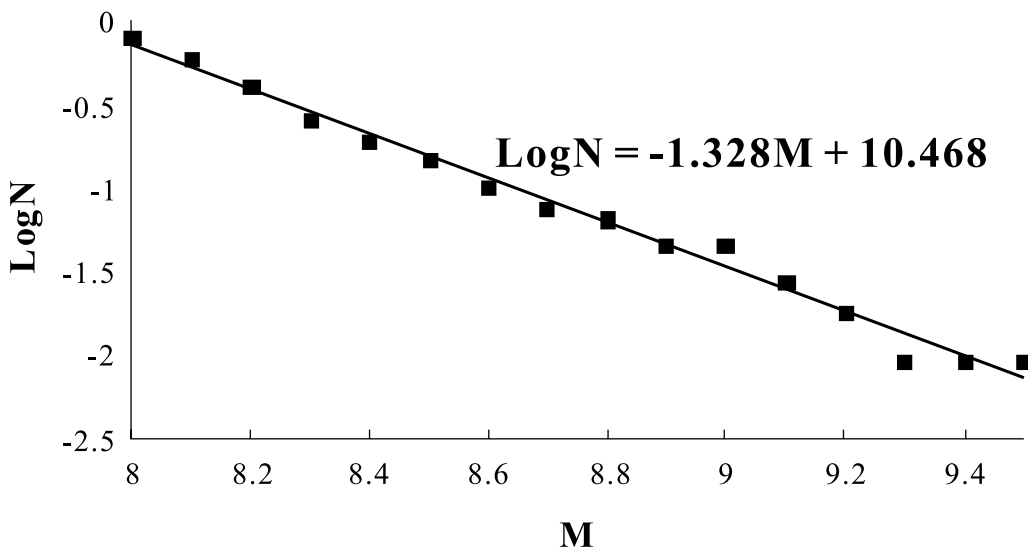


圖2. 1900年至2011年間，地震規模與再現頻率的關係圖。橫軸表示地震的規模M，縱軸為LogN，其中的N表示不同規模的地震個數。

Fig. 2. The seismic frequency-magnitude law during the period between 1900 and 2011. The X axis is the seismic magnitude, M. The Y axis is the log(N). N is the cumulative number of seismic magnitude lower than M.

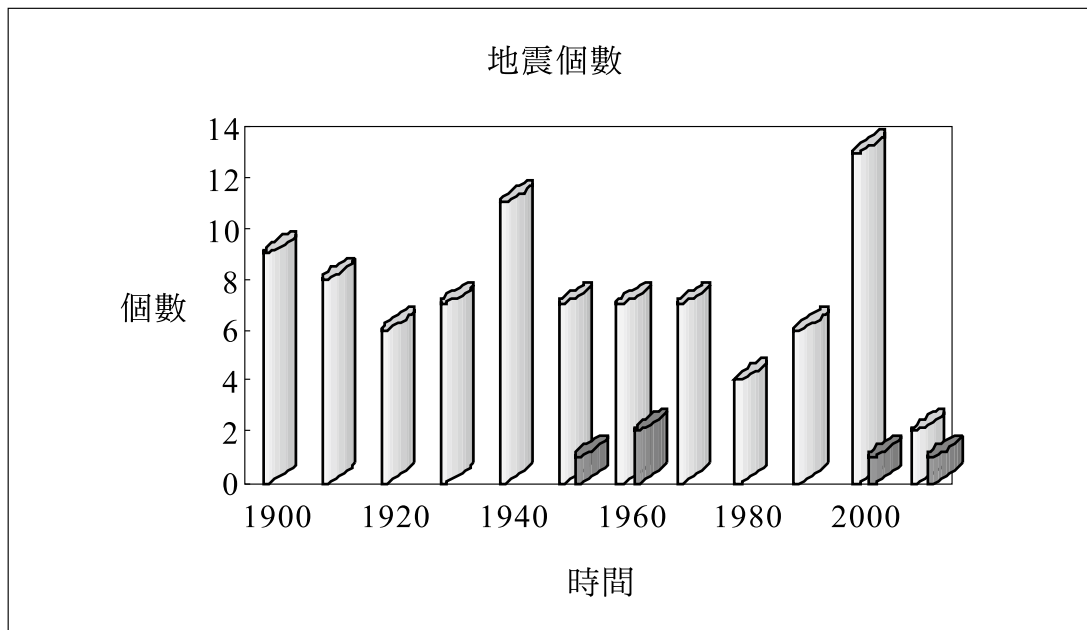


圖3. 統計地震規模大於8以上（白色柱）與大於9（灰色柱）的地震個數。

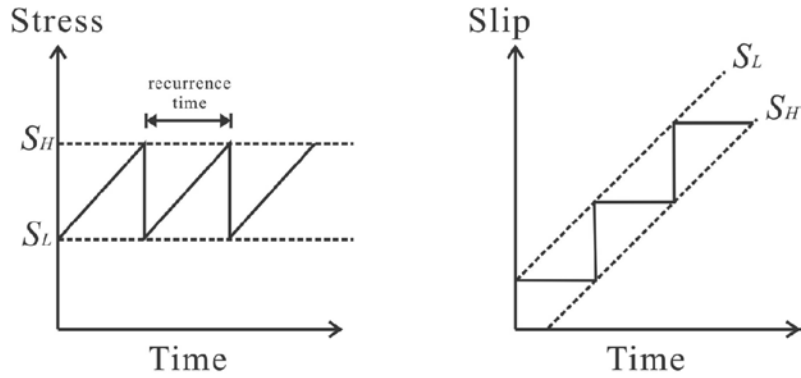
Fig. 3. The histograms of seismic magnitudes larger than 8 (White column) and 9 (gray column), respectively.

間是可預期的。假設是地震累積到一固定的應力後，就會發生錯動。但每次的錯動釋放能量的下限值並不一定，也因此，無法推估地震發生時的能量規模；第三種模式，地震發生的能量是可被預估的。不管地層應力的累積狀態如何，只要發生錯動，一定是完整的釋放地震能量到一固定應力的下限值。所以，只要知道應力的下限值與當下應力累積狀態，就可預測地震若在當下發生的話，其能量規模的大小。而事實上，一般比較被接受的地震活動模式是一種混合了第二和第三模式而成的（Makropoulos and Burton, 1983）。不管是那種模式，了解地下震源構造的應力或應變大小及

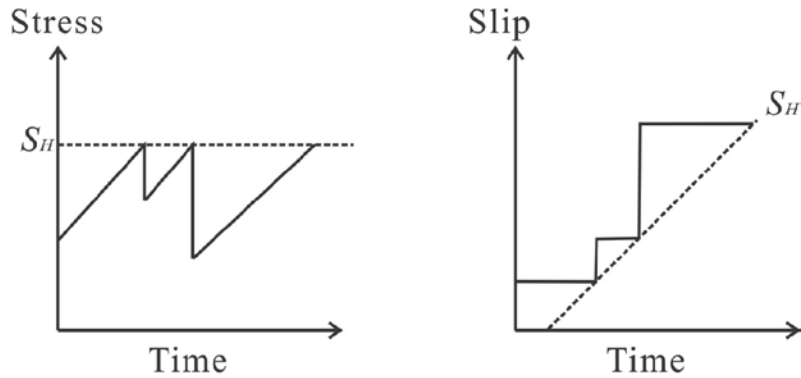
狀態都是必須的。所以，要探討地震的重覆發生特性，最主要的還是先獲得地震累積應變的數據。

以目前的監測能力來說，要直接監測到震源區的應力或應變，其困難度是非常高的。主要是大多數的監測工具，現階段都設置在地表或近地表處。要從地表觀測資料反演震源深處的應變或應力狀態，其過程中仍有許多的變數。因此，目前比較簡單可行的方式，就是利用地震發生後的資料，回推地震當時所釋放的能量，也就是地震規模。藉由轉換公式，將地震規模轉換地能量，再計算累積釋放的地震能量。如此，我們可取代較難獲得的深部震源累積應變數

### Completely predictable



### Time predictable



### Slip predictable

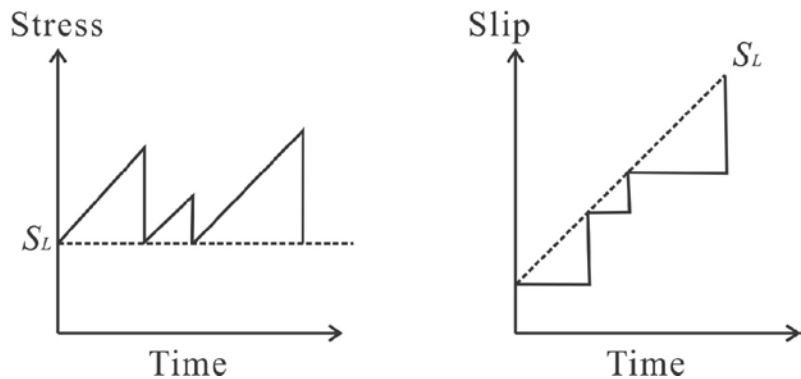


圖4. 地震活動特性的模型。藉由 $S_H$  (Threshold stress) 與 $S_L$  (post earthquake stress) 將地震發生特性參數化的三種簡單模式。圖參考Shimazaki and Nakata, 1980; Shearer, 1999。

Fig. 4. The models of earthquake occurrence behavior. Three kinds of simple models can describe seismic activity by  $S_H$  (Threshold stress) and  $S_L$  (post earthquake stress). This figure is modified from Shimazaki and Nakata, 1980 and Shearer, 1999.

據。

而要計算所釋放的地震能量，首先我們要先找到適合之規模與能量的轉換式。在本研究中，我們選用Gutenberg和 Richter (Gutenberg, 1956; Gutenberg and Richter, 1956) 所提出的能量轉換式 (2)

$$\log E = 1.5M + 11.8 \quad (2)$$

其中的E代表地震所釋放的能量，M代表地震的規模。

將地震目錄中的各地震事件，依發震時間計算其各自能量與累積能量，即可得出地震累積能量圖 (圖5)。再根據Makropoulos and Burton在1983年所提出的概念，地震的累積能量會在圖5的線B和線C之間振盪。而在此條件下，倘若下一個地震在現在 (2011) 內發生，且釋放出的地震能量會一次達到線B，則這一個地震的能量可達規模9.27。其能量是2011年的日本東北大地震的約2.5倍，相當於約40,000顆原子彈的能量。相反的，倘若2011年以後，地震活動開始再次進入能量蓄積期，則這次的地震能量蓄積期最長可能延續到2042年。屆時，最大可能釋放的地震規模可能達到9.58。當然，前述的兩種情況都屬於極端的狀態下。事實上，地震能量的釋放，在線B和線C之間各種振盪都有可能。到底何種可能性為高，仍需進一步的討論或更多的資料和研究才可確定。

此外，地震累積能量圖 (圖5) 也提供了一個很重要的訊息，那就是地震能

量的年平均釋放率。這個釋放率即是線A的斜率，我們計算的結果是 $3.209E+24$  Ergs/year。若換算成地震規模，相當於地球每年要發生一個規模8.47的地震，或是每年規模8以上的地震，其所釋放的能量總合要達到一個規模8.47的地震，在這種情況下，才能讓地震的能量得以完全釋放。

#### 四、討論

關於本研究中，地震資料的選擇，我們選取自1900年至今規模大於8以上的地震。會選擇1900年至今 (共111年)，主要與地震監測能力有關。自十九世紀末至二十世紀初，地震儀的發展才漸趨成熟，地震的監測能力也相對提高。在此時空環境的條件下，對於監測規模大於8以上的地震，我們可以合理的認定於此時間內，地震目錄中的資料應是較為完整的。而事實上，我們也用了地震規模與再現頻率的關係 (G-R關係式) 來檢驗這地震目錄。結果發現，這個地震目錄的確依循著G-R關係式。因此，在分析大規模的地震發生週期性時，不至於會有明顯的缺漏，是可運用於討論全球大型地震的發生之頻率的議題。

由所計算出的地震累積能量圖 (圖5) 中，對於未來的解釋，仍然有多種可能性。依過去的經驗，地震個數增加 (圖3) 並不代表地震能量增加 (圖5)。但地震活動增加後，就有超大地震的發生，如1940年代有很多規模大於8的

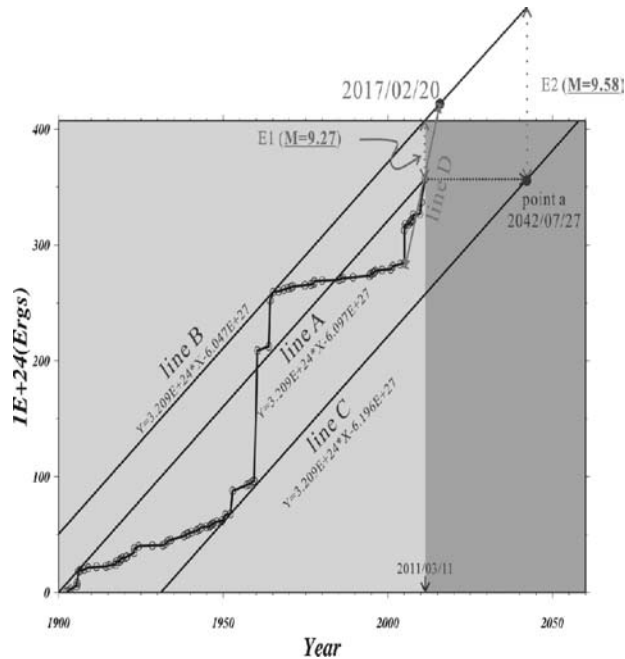


圖5. 地震能量累積圖。橫軸為時間，單位為年；縱軸為地震累積能量，單位是耳格(Ergs)。空心圓表示地震的發生時間與當時的累積能量，其連線就是地震能量累積曲線。將地震目錄的能量原點與終點相連即線A。線B（上限）和線C（下限）是通過能量累積曲線的兩條直線，與能量軸有最大和最小截距，且必須保持與線A相同的斜率(3.209E+24 Ergs/year)；線D是近年來的地震能量釋放速率(1.165E+25Ergs/year)，而線D與線B的交會在2017年02月20日。假如剩餘的地震能量在下一個地震完全釋放，這個地震的能量可以達到規模9.27。假如地震能量被貯存起來，貯存的能量最大可以讓地震相對的安定期延伸到2042年7月27日。在這個地震能量累積圖中，理論上最大的地震規模可以達到9.58 (E2)。

Fig 5. The diagram of seismic cumulative strain energy. X axis is the time (year). Y axis is the cumulative strain energy (Ergs). Open circles indicate the seismic original time in our seismic catalog and the status of cumulative seismic energy. The cumulative seismic energy diagram is showed by the solid curve that is connected by the open circles. Line A is directly plotted by the start and the end points of the cumulative seismic energy. Line B (upper bound) and line C (lower bound) must pass through cumulative energy diagram and have respectively the maximum and minimum energy-intercept with the same slope (3.209E+24 Ergs/year) of line A. Line D is the rate of the seismic cumulative strain energy since 2004. The intersection point between lines B and D is located at 2017/02/20 (1.165E+25Ergs/year). If seismic energy is released now by a large earthquake, its seismic magnitude will be about 9.27. But, if seismic energy is still accumulated, the maximum capacity of energy storage can extend the silence period of seismic activity until 2042/07/27. Besides, in this diagram, the theoretical maximum magnitude is also found about 9.58 (E2).

地震，隨後就有1960年的智利地震（規模9.5），1964年的阿拉斯加地震（規模9.2）。這兩個地震將地震累積能量曲線推到了圖5的線B，也就是完全釋放了過去所累積的地震能量。類似的情況，在2000年前後時，全球地震規模大於8以上的地震數目也有明顯的增加，隨後就產生了2004年蘇門答臘地震（規模9.1）和2011年的日本東北大地震（規模9.0）。倘若這個現象是正確的，則近期為地震活躍期且仍有大地震發生的可能性應高於能量會累積到2042年才發生規模9.58的地震。因為地震能量累積曲線仍未碰觸線B，換言之，目前地震的能量尚未完全釋放完全，因此，大地震的潛在威脅仍然存在。

本研究的結果顯示，自2004年以後，全球地震能量的釋放日趨強烈。而這次的地震能量釋放期到底會延伸多久呢？根據過去的地震目錄與所計算的地震累積能量圖，我們可以明顯的看出，自二十世紀以來，地震能量有兩個主要的蓄積時期，分別是1900~1952與1965~2004。前一個週期的地震能量共花了13年的時間來釋放整個週期所累積下的地震能量。而本次週期中，地震能量所累積的時間與前次略有不同，這意味著本次地震週期中，釋放地震能量所需的時間也會有所不同。因此，我們試著以地震能量於近期的釋放速率，推估以此速率下，要完全釋放過去（自1965年以來）所累積的地震能量所需要的時

間。

$$Y = 3.209 * 10^{24} - 6.047 * 10^{27}(\text{lineB})$$

$$Y = 1.165 * 10^{25} - 2.307 * 10^{28}(\text{lineD})$$

其推估方式，可藉由解算線B與線D得到。所解得的X與Y各代表時間與能量，各別為2017.14（2017年2月20日）與4.2599E+26Ergs，扣除掉2011年的地震累積能量後（3.568E+26Ergs），估算殘留的能量約6.917E+25Ergs，約是一個規模9.36的地震能量。由此，我們可以推測在2017年年初之前，全球可能仍處於地震的活躍期，在此期間內，大地震威脅是不可忽略的。

## 五、結論

以美國地質調查所（USGS）提供的全球規模大於8的地震資料，我們計算了全球過去111年來的地震累積能量。發現自2004年以來，全球地震能量的釋放，進入了比較活躍的時期。而目前，地震能量釋放行為的模式有很多可能，要預測未來的地震行為仍有難度。因此，我們僅能以現有資料推測未來的活動模式。目前，藉由估算地震累積能量的上限與當今的地震能量釋放速度，我們推測在2017年年初之前，全球仍處於地震活動的活躍期中；換言之，全球仍有被大型地震襲擊的可能，最大規模可達9.36。

## 六、參考文獻

- 林慶仁，2000：台灣現行測震儀器之特性  
檢測研究，國立中央大學碩士論文。
- Abe, K., 1979: Instrumental magnitudes  
of Japanese earthquakes 1901–1925.  
J. Seismol. Soc. Japan, **32**, 341–353  
(Japanese).
- Abe, K., 1981: Magnitudes of large shallow  
earthquakes from 1904 to 1980. Phys.  
Earth Planet. Inter., **27**, 72–92.
- Gutenberg, B., 1956: The energy of earth-  
quakes, Quart. J. Geol. Soc. Londin, 112,  
1-14.
- Gutenberg, B. and C.F. Richter, 1956:  
Magnitude and energy of earthquakes.  
Ann. Geofis. (Rome), 9, 1-15.
- Gutenberg, B. and C.F. Richter, 1944:  
Frequency of earthquakes in California.  
Bull. Seism. Soc. Am., 34, 185-188.
- Kanamori, H., 1972: Mechanism of tsunami  
earthquakes. Phys. Earth Planet. Intter. 6,  
346-359.
- Makropoulos, K.C. and P.W. Burton, 1983:  
Seismic risk of circum-Pacific earthquakes  
I-strain energy release. PAGEOPH, 121,  
247-267.
- Murty, T.S. and H.G. Loomis, 1980: A new  
objective tsunami magnitude scale. Mar.  
Geod., 4, 267-282.
- Shearer, P. M., 1999: Introduction to  
seismology. Cambridge University,  
Cambridge, 260 pp.
- Shimazaki, K. and T. Nakata, 1980: Time-  
predictable recurrence model for large  
earthquakes. Geophys. Res. Lett., 7, 279-  
282.



表1. 全球地震規模大於8以上的地震目錄

Table 1. The seismic catalog of magnitude larger than 8 in the world

發震時間	緯度 (度)	經度 (度)	規模	傷亡人數
1902/06/11 05:00	50.0000	148.0000	8.0	
1903/01/04 05:07	-20.0000	-175.0000	8.0	
1903/08/11 04:32	36.3600	22.9700	8.3	
1905/07/09 09:40	49.0000	99.0000	8.4	
1905/07/23 02:46	49.0000	98.0000	8.4	
1906/01/31 15:36	1.0000	-81.5000	8.8	1000
1906/08/17 00:40	-33.0000	-72.0000	8.2	3882
1907/10/21 04:23	38.0000	69.0000	8.0	
1908/12/12 12:08	-14.0000	-78.0000	8.2	
1911/06/15 14:26	28.0000	130.0000	8.1	12
1914/05/26 14:22	-2.0000	137.0000	8.0	
1915/05/01 05:00	47.0000	155.0000	8.0	
1917/05/01 18:26	-29.0000	-177.0000	8.0	
1917/06/26 05:49	-15.0000	-173.0000	8.4	
1918/08/15 12:18	5.6530	123.5630	8.0	50
1918/09/07 17:16	45.5000	151.5000	8.2	
1919/04/30 07:17	-19.8230	-172.2150	8.2	
1920/06/05 04:21	23.5000	122.0000	8.0	
1920/09/20 14:39	-20.0000	168.0000	8.0	
1922/11/11 04:32	-28.5530	-70.7550	8.5	
1923/02/03 16:01	54.0000	161.0000	8.5	
1924/04/14 16:20	7.0230	125.9540	8.3	
1928/06/17 03:19	16.3300	-96.7000	8.0	
1931/08/10 21:18	47.1000	89.8000	8.0	5
1932/06/03 10:36	19.8400	-103.9900	8.1	
1933/03/02 17:31	39.2200	144.6200	8.4	2990
1934/01/15 08:43	27.5500	87.0900	8.1	10700
1938/02/01 19:04	-5.0500	131.6200	8.5	
1938/11/10 20:18	55.3300	-158.3700	8.2	

表1. 全球地震規模大於8以上的地震目錄（續）

Table 1. The seismic catalog of magnitude larger than 8 in the world (Continued)

發震時間	緯度（度）	經度（度）	規模	傷亡人數
1939/04/30 02:55	-10.5000	158.5000	8.0	
1940/05/24 16:33	-10.5000	-77.0000	8.2	
1941/11/25 18:03	37.1710	-18.9600	8.2	
1942/08/24 22:50	-15.0000	-76.0000	8.2	30
1943/04/06 16:07	-30.7500	-72.0000	8.2	18
1944/12/07 04:35	33.7500	136.0000	8.1	1223
1945/11/27 21:57	24.5000	63.0000	8.0	4000
1946/04/01 12:28	52.7500	-163.5000	8.1	165
1946/08/04 17:51	19.2500	-69.0000	8.0	100
1946/12/20 19:19	32.5000	134.5000	8.1	1330
1948/01/24 17:46	10.5000	122.0000	8.2	72
1949/08/22 04:01	53.6200	-133.2700	8.1	
1950/08/15 14:09	28.5000	96.5000	8.6	1526
1952/03/04 01:22	42.5000	143.0000	8.1	31
1952/11/04 16:58	52.7600	160.0600	9.0	
1957/03/09 14:22	51.5600	-175.3900	8.6	
1957/12/04 03:37	45.1500	99.2100	8.1	
1958/11/06 22:58	44.3290	148.6230	8.3	
1959/05/04 07:15	53.3510	159.6450	8.2	1
1960/05/22 19:11	-38.2900	-73.0500	9.5	1655
1963/10/13 05:17	44.9000	149.6000	8.5	
1964/03/28 03:36	61.0200	-147.6500	9.2	125
1965/02/04 05:01	51.2100	-178.5000	8.7	
1966/10/17 21:41	-10.8070	-78.6840	8.1	125
1968/05/16 00:49	40.9030	143.3460	8.2	47
1969/08/11 21:27	43.4780	147.8150	8.2	
1970/07/31 17:08	-1.4900	-72.5600	8.0	
1971/01/10 07:17	-3.1320	139.6970	8.1	
1974/10/03 14:21	-12.2540	-77.5240	8.1	78

表1. 全球地震規模大於8以上的地震目錄（續）

Table 1. The seismic catalog of magnitude larger than 8 in the world (Continued)

發震時間	緯度（度）	經度（度）	規模	傷亡人數
1976/08/16 16:11	6.2920	124.0900	8.0	8000
1977/06/22 12:08	-22.8780	-175.9000	8.1	
1977/08/19 06:08	-11.0850	118.4640	8.3	100
1979/12/12 07:59	1.5980	-79.3580	8.1	600
1985/03/03 22:47	-33.1350	-71.8710	8.0	177
1985/09/19 13:17	18.1900	-102.5330	8.0	9500
1986/05/07 22:47	51.5200	-174.7760	8.0	
1989/05/23 10:54	-52.3410	160.5680	8.1	
1994/06/09 00:33	-13.8410	-67.5530	8.2	5
1994/10/04 13:22	43.7730	147.3210	8.3	11
1995/07/30 05:11	-23.3400	-70.2940	8.0	3
1995/10/09 15:35	19.0550	-104.2050	8.0	49
1996/02/17 05:59	-0.8910	136.9520	8.2	166
1998/03/25 03:12	-62.8770	149.5270	8.1	
2000/11/16 04:54	-3.9800	152.1690	8.0	2
2001/06/23 20:33	-16.2640	-73.6410	8.4	75
2003/09/25 19:50	41.8150	143.9100	8.3	
2004/12/23 14:59	-49.3120	161.3450	8.1	
2004/12/26 00:58	3.2950	95.9820	9.1	227898
2005/03/28 16:09	2.0740	97.0130	8.6	1313
2006/05/03 15:26	-20.1870	-174.1230	8.0	
2006/11/15 11:14	46.5920	153.2260	8.3	
2007/01/13 04:23	46.2430	154.5240	8.1	
2007/04/01 20:39	-8.4660	157.0430	8.1	34
2007/08/15 23:40	-13.3860	-76.6030	8.0	650
2007/09/12 11:10	-4.4380	101.3670	8.5	25
2009/09/29 17:48	-15.4890	-172.0950	8.1	192
2010/02/27 06:34	-35.8460	-72.7190	8.8	577
2011/03/11 05:46	38.322	142.369	9.0	28050

# Investigation on Characteristics of Devastating Earthquakes Worldwide by the Cumulative Strain Energy Diagram

Hsin-Chieh Pu<sup>1</sup>, Kai-Wen Kuo<sup>1</sup>, Mei-Yi Ho<sup>1</sup>, Cheng-Horn Lin<sup>2</sup>, Peih-Lin Leu<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Seismological Center, Central Weather Bureau, Taiwan

<sup>2</sup>Institute of Earth Sciences, Academia Sinica, Taipei, Taiwan

## ABSTRACT

This research collected the occurrence information of destructive earthquakes whose magnitude exceeded eight since 1900 and assessed the occurrence probability of hazardous earthquakes globally for the years to come through the cumulative strain energy diagram, which heavily relies on credible seismic catalog. Therefore, we have acquired seismic data from the U.S. Geological Survey (USGS), which is one of the most prominent organizations conducting seismic observation and which supplies comprehensive seismic data. Analysis on the calculated cumulative energy from this catalog indicates that since 2004, the seismic activity has entered a more active period from a steady one. This active period is likely to continue until early 2017 all over the world, and the unreleased seismic energy approximately equals to that of an earthquake with a magnitude of 9.36.

**Key words:** cumulative strain energy diagram, seismic activity

# 1961~2008期間臺灣地面風速變化趨勢之分析

朱佳仁 張育峯

中央大學土木工程系

## 摘 要

本研究利用Mann-Kendall趨勢檢定法分析台灣地區1961-2008年間中央氣象局地面觀測站的風速之長期變化趨勢。研究結果顯示：無論都會區或非都會區，1974年之後，大多數測站全年平均風速及冬季季風風速皆有明顯地變小趨勢。但因為都市化效應(Urbanization)的緣故，都會區的風速遞減趨勢 $6.30\% \text{ decade}^{-1}$ 大於非都會區的遞減趨勢 $3.21\% \text{ decade}^{-1}$ ，且無都市化效應的離島地區(蘭嶼、彭佳嶼和東吉島)全年及冬季的強風發生日亦有逐漸下降的趨勢，高風速下降率大於低風速的下降率。本研究亦針對颱風期間的地面最大風速加以分析，結果發現發佈颱風警報期間的最大風速亦呈現遞減的變化趨勢。臺灣地區風速的下降趨勢與中國大陸的風速變化趨勢十分類似，此趨勢應與東亞季風的變遷有關。

關鍵字：地面風速、長期趨勢、都市化效應、氣候變遷

## 一、前言

臺灣位於東亞大陸與西太平洋交界之處，氣候型態介於大陸型氣候與海洋型氣候之間，氣候狀況受東亞季風及海陸溫差引發的局部環流影響。此外，臺灣四面環海，島內地形多丘陵與高山，地面風場的變化異常複雜。而地表風速不僅與日常的天氣變化息息相關，甚至會影響許多工程問題，譬如建築物的耐風設計(朱佳仁, 2006)、風力發電(Chang et al., 2003)、空氣污染、地表水分的蒸發(Chu et al., 2010; 2012)及植物的蒸散

(Chu et al., 2009)等，因此有必要深入瞭解臺灣地區地面風速的長期變化趨勢。

以往的氣候變遷研究大多針對氣溫及降雨量長期的變化趨勢，較少研究風速的長期趨勢(張泉湧, 2011)。但近年來世界許多地區皆發現地面風速有逐漸變小之趨勢，譬如Klink (1999)分析美國明尼蘇達州七個地面觀測站的風速資料，並計算各測站的 $10^{\text{th}}$ 、 $25^{\text{th}}$ 、 $50^{\text{th}}$ 、 $75^{\text{th}}$ 、 $90^{\text{th}}$ 百分位風速，結果顯示1960至1990年之間年平均風速有逐漸下降的趨勢。Pirazzoli and Tomasin (2003)研究分析地中海及亞德里亞(Adriatic)海地區的地面

風速資料，發現從1951年至1970年代中期，年最大風速與年平均風速有下降的趨勢。但1970s中期之後有增加的趨勢。

Tuller (2004) 分析1950s至1990s加拿大的四個機場的風速資料，發現其中三個機場的年平均風速與冬季風速有下降的趨勢，只有一個機場呈現增加的趨勢。Xu et al. (2006)分析中國大陸1969~2000年的地面風速資料，年平均風速下降了28%，線性趨勢為  $-0.209 \text{ m s}^{-1} \text{ decade}^{-1}$ 。多風日(一天平均風速大於  $5 \text{ m s}^{-1}$ )的出現機率下降了58%，趨勢為  $-7.77 \text{ day decade}^{-1}$ 。Rayner (2007)整理澳洲的風速及蒸發皿之資料，認為風速的長期下降趨勢造成蒸發皿蒸發量隨之降低。McVicar et al. (2008)分析澳洲1975年至2006年160個測站的風速資料，其結果顯示：超過88%的陸地區域風速有減弱之現象，全部測站的年平均風速線性趨勢為  $-0.09 \text{ m s}^{-1} \text{ decade}^{-1}$ 。

Jiang et al. (2010)分析中國大陸1956~2004年共535個氣象測站的年平均風速、年最大風速與年強風日之變化趨勢，其年最大風速的定義為一年之內的最大10分鐘平均風速，強風日(days of strong wind)的定義有兩種：其一為當日瞬間風速大於或等於  $17 \text{ m s}^{-1}$ ；另一為當日最大持續風速大於或等於  $17 \text{ m s}^{-1}$ 。結果發現大陸地區的年平均風速遞減趨勢為  $-0.124 \text{ m s}^{-1} \text{ decade}^{-1}$ ，年最大風速遞減趨勢為  $-1.46 \text{ m s}^{-1} \text{ decade}^{-1}$ ，年強風日(瞬間風速)趨勢為  $-3.0 \text{ day decade}^{-1}$ 與年強風日

(持續風速)趨勢為  $-0.79 \text{ day decade}^{-1}$ 。

Jiang et al. (2010)認為風速變小趨勢與全球氣候變遷有關，但另一些研究指出地面風速的減弱是由於都市化效應所造成。因為隨著都市的發展及營建技術的進步，都會地區的建築物愈蓋愈高，高層建築物阻礙的效果，造成地表附近的風速逐漸變小。但Fujibe (2009)分析日本都市化程度與風速之關係，發現此現象並不明顯。

除此之外，另有一些研究(Emanuel, 2005; Webster et al., 2005)指出：在過去十年間，北大西洋的颶風和西太平洋颱風的數目、強度和持續時間皆有明顯的增加，且和熱帶地區海水表面溫度成正相關。這是因為溫室效應造成大氣的溫度上升，因而導致海水蒸發及海面上濕熱空氣皆有所增加，而海面上濕熱空氣正是颱風增強的趨動力。

由以上的文獻可知世界上許多地區的地面風速有逐漸減弱的趨勢，許晃雄(2011)雖指出臺灣部分地區有風速減弱的現象，但並未探討風速的變化趨勢是否與都市化效應有關。而臺灣位處於東亞季風系統之中，東亞季風是否有所改變？且臺灣夏秋兩季往往有颱風侵襲臺灣，颱風風速是否有明顯的變化趨勢？實有必要瞭解其變化趨勢。本研究便是分析臺灣地區的年平均風速、冬季風速與颱風地面風速之長期趨勢，希望能釐清以上疑點。

## 二、資料處理

本研究採用中央氣象局在臺灣本島及離島地區設置的25個主要的地面氣象觀測站1961 ~ 2008年的逐時風速、風向資料來進行分析。這些氣象觀測站有長時間完整的風速與風向紀錄，雖然這些資料不能涵蓋全臺灣各地的風速變化，但其量測儀器有定期維護、校正，資料可信度較佳。氣象站的名稱、位置、海拔高度、風速計高度等資料可參見表1。中央氣象局的逐時風速資料係指觀測時間前10分鐘內之風速平均值。譬如8時之風速是為7：50至8：00之間的10分鐘之平均風速。風速最小精度為 $0.10 \text{ m s}^{-1}$ ，氣溫最小精度為 $0.10^\circ\text{C}$ ；風向則分為間隔 $22.5^\circ$ 的16個方位（北、北北東、東北、東北東、東...），風速 $\leq 0.20 \text{ m s}^{-1}$ 時，記為靜風(Calm)，風標不動的狀況。2000年之後，風向分為36個方位。由於有些氣象觀測站變遷位置、風速計架設高度改變等因素，而使得風速資料沒有一致性，所以在分析風速資料之前，應該予以修正。表2為中央氣象局提供之風速計高度變更資料。

資料處理時必須先將原始風速資料中不合理或有問題的資料予以刪除，對於有些氣象站因為設立年份較晚，譬如竹子湖(1970年)、梧棲(1976年)、蘇澳(1981年)、東吉島(1970年)與嘉義(1969年)，只採用設立年份以後的風速資料而不做任何補遺。若風速計架設高度有大

幅度變更者，則必須修正為同一高度之風速使資料具有一致性，修正時採用指數律(Power law)將原始風速統一換算成離地面10 m高度之風速 $U_{10}$ ：

$$\frac{U_{10}}{U_m} = \left(\frac{10}{h}\right)^\alpha \quad (1)$$

式中 $U_m$ 為氣象觀測站之原始風速， $h$ 為風速計高度，指數 $\alpha$ 與氣象站附近的地況有關。因各氣象站附近之地況隨年代變化的資料不易取得，故本研究採用蔡益超和林宗賢(1984)所建議之指數 $\alpha$ （見表1，不分風向地修正各氣象站之風速資料。本研究將25個測站風速資料皆換算成10 m高度之風速，圖1為計算得之臺灣地區10 m高度的平均風速分佈圖。因為只有25個測站，而許多地區都沒有長期監測的可靠風速資料，故此圖僅概略地顯示臺灣地區風速的分佈。但由此圖可看出：離島及海岸地區的風速大於山區的風速。

本文採用Jiang et al. (2010)之年最大風速與強風日之定義，年最大風速為一年之內最大的10分鐘平均風速，年強風發生次數定義為一年之內10分鐘平均強風大於或等於 $17 \text{ m s}^{-1}$ 的發生時數。採取此定義的另一個原因為當熱帶氣旋的風速大於 $17.2 \text{ m s}^{-1}$ 即為輕度颱風。本研究亦針對臺灣地區冬季(11月~2月)季風及颱風警報期間的最大風速之長期變化趨勢進行分析，希望能釐清全球氣候變遷對臺灣地區風速變化趨勢的影響。

表1. 中央氣象局地面氣象站資料表

Table 1. Parameters of Meteorological stations of Central Weather Bureau.

	測站	站號	設置年份	風速計高度 (m)	海拔高度 (m)	$\alpha$	平均風速 U10 ( $m s^{-1}$ )	平均趨勢( $m s^{-1}$ decade $^{-1}$ )
非都會區	彭佳嶼	466950	1910	7.2	101.7	0.110	7.996	-0.288
	鞍部	466910	1937	7.3	825.8	0.150	3.709	-0.217
	竹子湖	466930	1937	11.0	607.1	0.150	2.311	-0.386
	日月潭	467650	1940	8.0	1017.5	0.150	1.092	0.035
	成功	467610	1940	12.8	33.5	0.150	3.387	-0.061
	阿里山	467530	1933	15.1	2413.4	0.150	1.266	-0.104
	玉山	467550	1943	9.2	3844.8	0.150	5.061	0.368
	大武	467540	1939	12.7	8.1	0.244	2.728	-0.299
	蘭嶼	467620	1941	12.5	324.0	0.110	8.501	-0.458
	東吉島	467300	1962	9.1	43.0	0.125	8.212	-0.137
	梧棲	467770	1976	33.2	31.7	0.130	4.544	-0.382
蘇澳	467060	1981	34.0	24.9	0.150	2.264	-0.015	
都會區	台北	466920	1896	34.9	5.3	0.250	2.311	-0.198
	花蓮	466990	1910	12.0	16.0	0.173	2.458	0.017
	新竹	467571	1991	15.6	26.9	0.194	2.445	-0.006
	台中	467490	1896	17.2	84.0	0.250	1.444	-0.082
	嘉義	467480	1968	14.5	26.9	0.167	2.275	-0.282
	恆春	467590	1896	14.3	22.1	0.194	3.347	-0.062
	台東	467660	1901	11.4	9.0	0.150	2.150	-0.298
	宜蘭	467080	1935	26.0	7.2	0.150	1.540	0.001
	基隆	466940	1946	34.6	26.7	0.250	2.603	-0.354
	澎湖	467350	1896	14.6	10.7	0.150	4.552	-0.361
	台南	467410	1897	53.7	40.8	0.218	2.364	0.060
	淡水	466900	1942	12.2	19.0	0.150	2.447	-0.316
	高雄	467440	1931	14.0	2.3	0.150	2.537	-0.174



表2. 中央氣象局風速計高度更動之年份與高度簡易表

Table 2. Height changes of anemometers at the meteorological stations.

基隆	1961 ~ 1975			1976 ~ 2008	
	11.0 m			34.6 m	
竹子湖	1970 ~ 1987			1988 ~ 2008	
	9.0 m			11.0 m	
台北	1961 ~ 1986	1987 ~ 1992.1		1992.2~1997.8	1997.9~2008
	23.4 m	33.8 m		23.7 m	34.9 m
宜蘭	1961 ~ 1987		1988 ~ 1998		1999~2008
	9.4 m		14.8 m		26.0 m
新竹	1961 ~ 1991			1991 ~ 2008	
	13.2 m			15.6 m	
台中	1961~1962	1963~1987	1988	1989	1990~2008
	12.5 m	16.6 m	16.85 m	17.4 m	17.2 m
梧棲	1961 ~ 1984			1985 ~ 2008	
	10.5 m			33.2 m	
台南	1961 ~ 1988	1989 ~ 1997	1998~2001	2002~2006	2007~2008
	16.3 m	36.6 m	37.6 m	36.6 m	53.7 m
高雄	1961 ~ 1975			1976 ~ 2008	
	12.8 m			14.0 m	
鞍部	1961~1987		1988~1995		1996~2008
	8.3 m		7.4 m		7.3 m
成功	1961~1975		1976~1987		1988~2008
	12.8 m		12.3 m		12.8 m
東吉島	1970~1975	1976~1987	1988~1990		1991~2008
	10.5 m	8.7 m	8.8 m		9.1 m
澎湖	1961~1987			1988~2008	
	14.2 m			14.6 m	

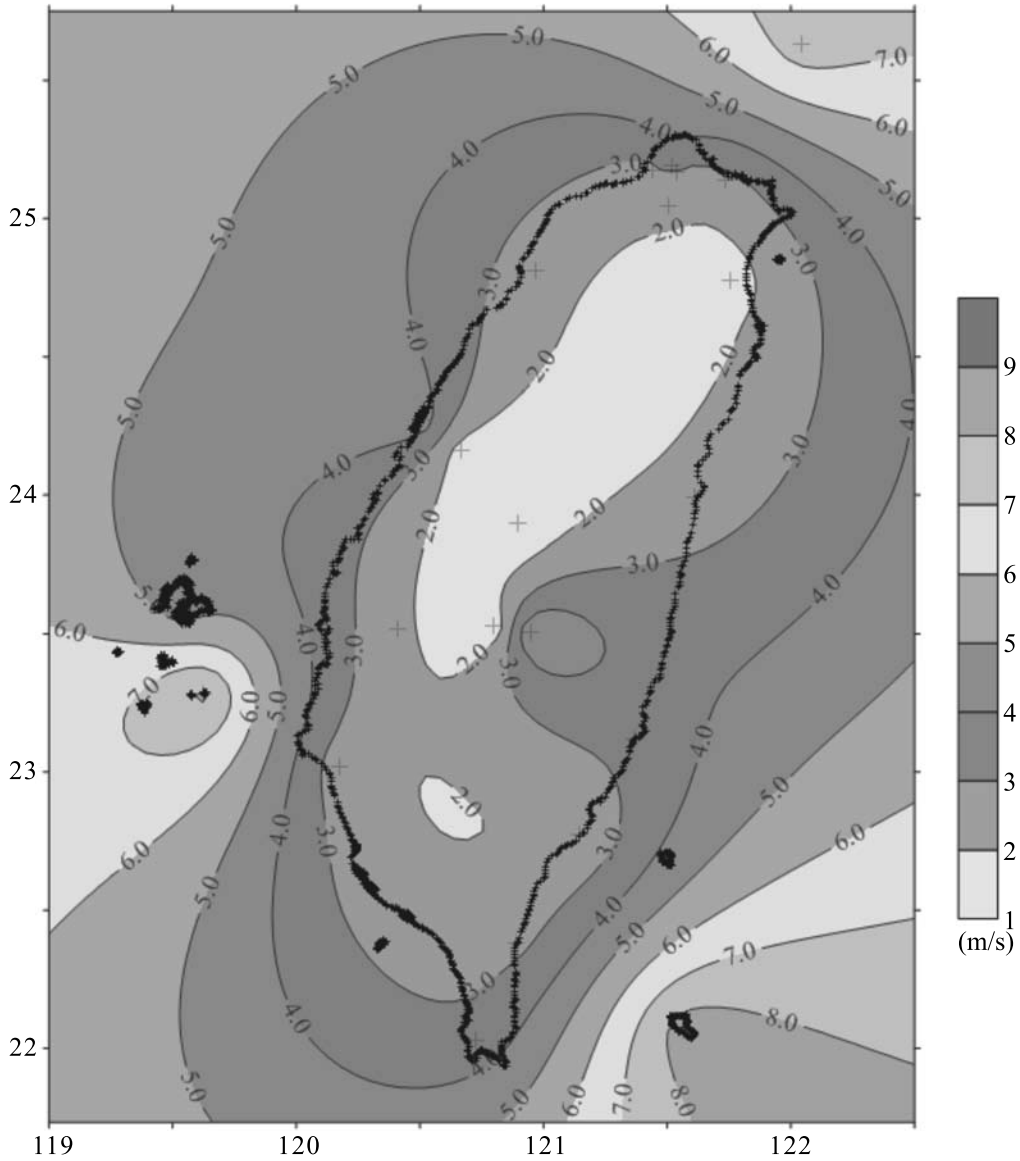


圖1. 臺灣地區距離地面10 m高度處的年平均風速分佈圖

Figure 1. Distribution of the mean wind speed at 10 m height above the ground.

本研究並利用Mann-Kendall趨勢檢定法分析風速變化趨勢，此法為一無母數檢定法，檢定對象為一時間序列資料之趨勢，為Mann (1945)與Kendall (1975)所提出。此方法簡易且明確，能夠

處理缺漏值與極端值，在自然科學研究上被廣泛使用。Mann-Kendall法假設時間序列之變數屬獨立的隨機變數，並比較變數 $x_i$ 之變化，若 $x_i$ 變大則令統計值S為1， $x_i$ 變小則為令統計值S為-1，相同則

令S為0，相加得到一個新統計序列：

$$\text{sgn}(x_i - x_j) = \begin{cases} 1 & x_i > x_j \\ 0 & \text{if } x_i = x_j \\ -1 & x_i < x_j \end{cases} \quad (2)$$

$$S = \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{i=j+1}^n \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (3)$$

式中 n 為資料的總數。當資料的總數 n > 10，Kendall (1975)建議下式來計算S的變異數：

$$\text{VAR}(S) = \frac{1}{18} [n(n-1)(2n+5) - \sum_{k=1}^n x_k(x_k-1)(2x_k+5)] \quad (4)$$

以及另一個統計參數Z：

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{[\text{VAR}(S)]^{1/2}} & S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S+1}{[\text{VAR}(S)]^{1/2}} & S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

若統計參數 Z > 0，亦即在95%的顯著水準(significance level)下，時間序列之變數  $x_i$  有遞增趨勢；若 Z < 0，則變數  $x_i$  有遞減趨勢。

### 三、結果分析

本研究計算1961~2008年期間中央氣象局的25個地面氣象站的年平均風速、年平均氣溫，其變化趨勢顯示於圖2。由此圖可看出1961至1970年初期，臺灣的年平均風速有略微上升，但自1974年至1996年，年平均風速則是逐漸遞減，自1997年之後，年平均風速下降的趨勢減緩。利用線性迴歸計算1961~2008年的風速資料可得：風速變化趨勢為

-0.117 m s<sup>-1</sup>decade<sup>-1</sup>，變化率為-3.51% decade<sup>-1</sup>。此值與Jiang et al. (2010)所分析的1956~2004年中國大陸年平均風速遞減率-0.124 m s<sup>-1</sup>decade<sup>-1</sup>十分接近。圖2亦顯示臺灣年平均氣溫逐漸上升，線性增加的趨勢為0.201°C decade<sup>-1</sup>，略低於中國大陸(Jiang et al., 2010)的氣溫增加趨勢0.226°C decade<sup>-1</sup>，這應該是海島氣候的影響。臺灣各測站之平均風速及年平均風速的變化趨勢詳列於表1，所有測站1961~2008年的平均風速為3.33 m s<sup>-1</sup>，平均氣溫21.30°C。風速與溫度的變化趨勢呈現負相關，相關係數為-0.458，此負相關係數並無特殊涵義。

本研究並將中央氣象局的25個地面氣象站分為都會區和非都會區來做資料分析，非都會區測站位於較偏遠的郊區或山區，測站周遭無都市化(Urbanization)現象，測站量得之風速不受周遭建築物逐年改變的影響；反之，都會區測站位於市區，周遭建築物愈蓋愈高，影響到測站量得之風速。25個氣象站中共有四個離島測站(澎湖、蘭嶼、彭佳嶼和東吉島)，其中澎湖站位於馬公市區，附近有新建的民宅，故本研究將澎湖站歸類為都會區測站，其他三個離島測站為非都會區測站。圖3顯示臺灣地區各測站1961~2008年的平均風速，都會區平均風速為2.50 m s<sup>-1</sup>，非都會區平均風速為4.31 m s<sup>-1</sup>，明顯地可看出：非都會區的平均風速大於都會區的平均風速。

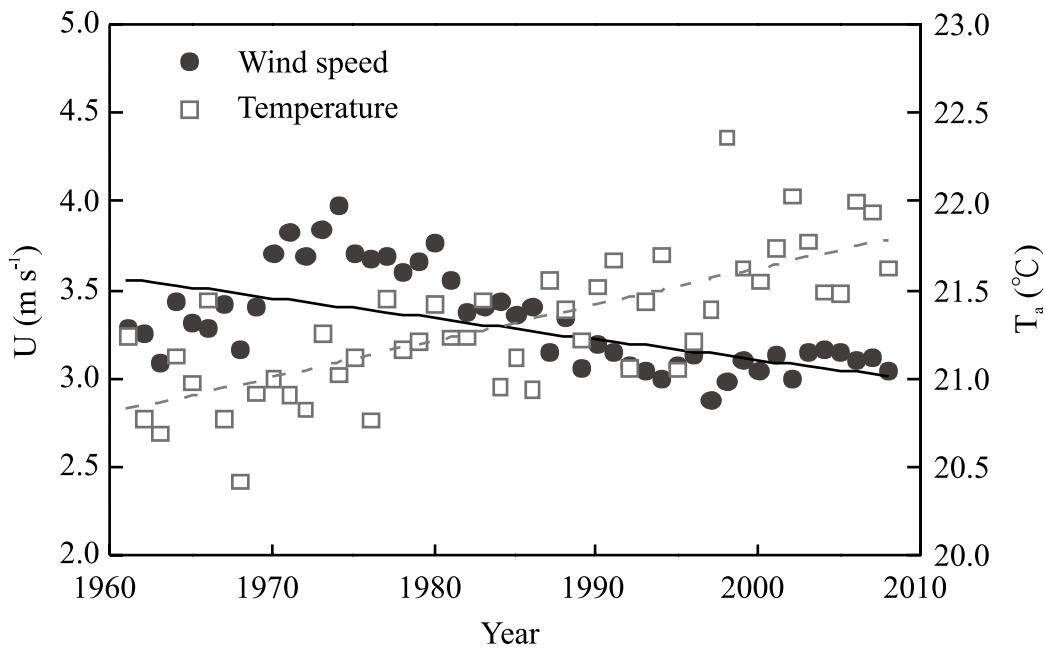


圖2. 臺灣年平均風速與年平均氣溫的變化趨勢

Figure 2. Trends of spatial-average wind speed and air temperature in Taiwan.

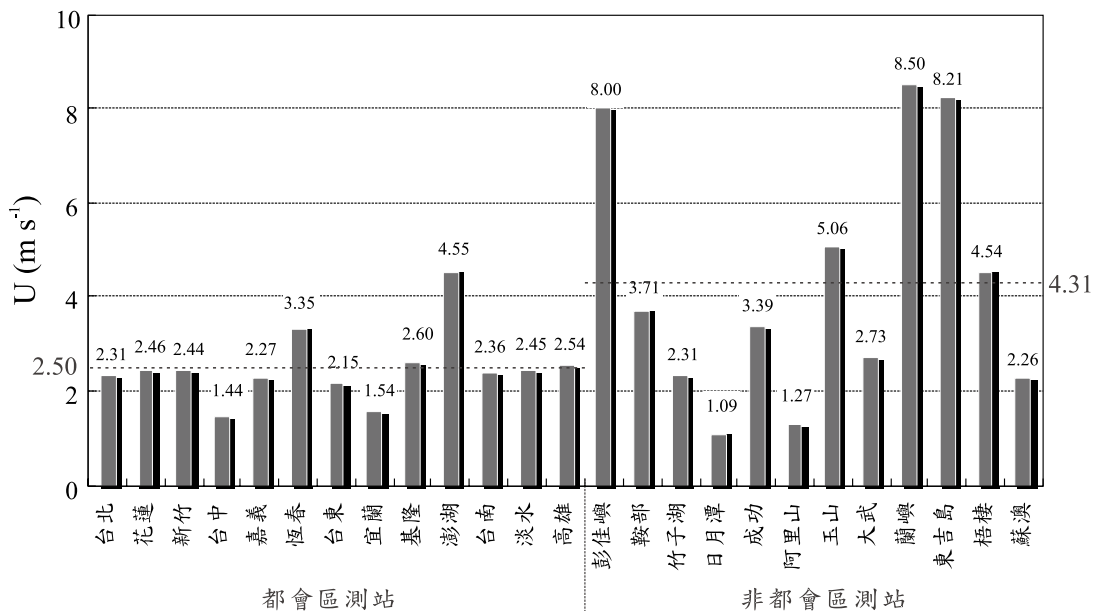


圖3. 中央氣象局各氣象觀測站之年平均風速(1961~2008年)

Figure 3. Mean wind speeds of the meteorological stations in Taiwan.

本研究分別計算都會區和非都會區的全年平均風速以及冬季平均風速之趨勢，結果列於表3。非都會區的12個測站中，只有日月潭和玉山站的年平均風速變化趨勢是逐漸增加，其餘10個測站的趨勢皆是遞減（見表1）。都會區的13個測站中，除了宜蘭、花蓮和台南站的變化趨勢是遞增的，其餘10個測站的平均風速皆是逐漸減弱。換言之，無論都會區或非都會區，大多數測站的年平均風速及冬季風速都是逐漸遞減的。

圖4(a)為所有非都會區年平均與冬季季風風速的變化趨勢，冬季季風的平均風速大於年平均風速。且非都會區1970年以前風速上升，1974年之後風速遞減的現象較都會區明顯。非都會區測站的線性變化趨勢為  $-0.138 \text{ m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ ，變化率為  $-3.21\% \text{ decade}^{-1}$ ；冬季季風的變化趨勢為  $-0.082 \text{ m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ （參見表3）。圖4(b)則為都會區的年平均與冬季季風風速之變化趨勢，年平均風速與冬季季風風速的差異小於非都會區兩者的差異。換言之，冬季季風在都會地區的效應較不明顯。都會區的年平均風速變化趨勢

為  $-0.158 \text{ m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ ，變化率為  $-6.30\% \text{ decade}^{-1}$ ；冬季季風變化趨勢為  $-0.208 \text{ m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ 。其平均風速下降率大於非都會區的下降率，此差異是都市化效應造成的影響。Wang (2001)認為東亞地區風速的減弱現象與東亞的季風槽東移有關，但這和全球氣候變遷是否有關則需要更深入的研究。

圖5為都會區與非都會區年平均氣溫的變化趨勢，所有非都會區測站年平均氣溫的遞增率為  $0.189^\circ\text{C decade}^{-1}$ ，都會區測站氣溫的遞增率為  $0.447^\circ\text{C decade}^{-1}$ 。都會區氣溫遞增率高於非都會區的氣溫遞增率，其間差異應該是都市熱島效應所造成的影響(Gartland, 2008)。

以上的研究結果發現非都會區中之玉山測站的風速是逐漸遞增，玉山測站位於玉山的北峰，海拔3844.8 m，遠高於其他地面測站的高度，是東亞最高的氣象觀測站。圖6顯示玉山測站年平均風速與年平均氣溫的變化趨勢，其平均風速的遞增率  $0.368 \text{ m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ ，年平均氣溫的遞增率為  $0.103^\circ\text{C decade}^{-1}$ ，低於臺灣所有測站的平均氣溫之增加率( $0.201^\circ\text{C}$

表3. 風速變化趨勢之比較表

Table 3. Declining trends of surface wind speed in Taiwan.

臺灣	年平均風速趨勢 ( $\text{m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ )	冬季平均風速趨勢 ( $\text{m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ )	年最大風速趨勢 ( $\text{m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ )
非都會區	-0.138	-0.082	-1.272
都會區	-0.158	-0.208	-1.745
臺灣全區	-0.117	-0.147	-1.371

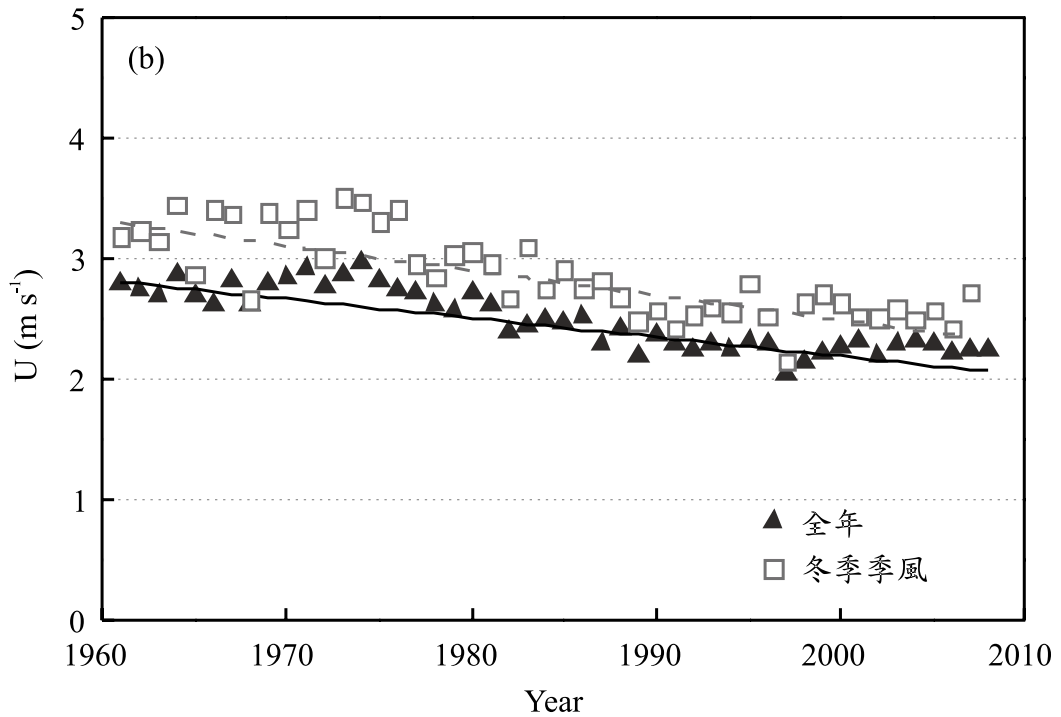
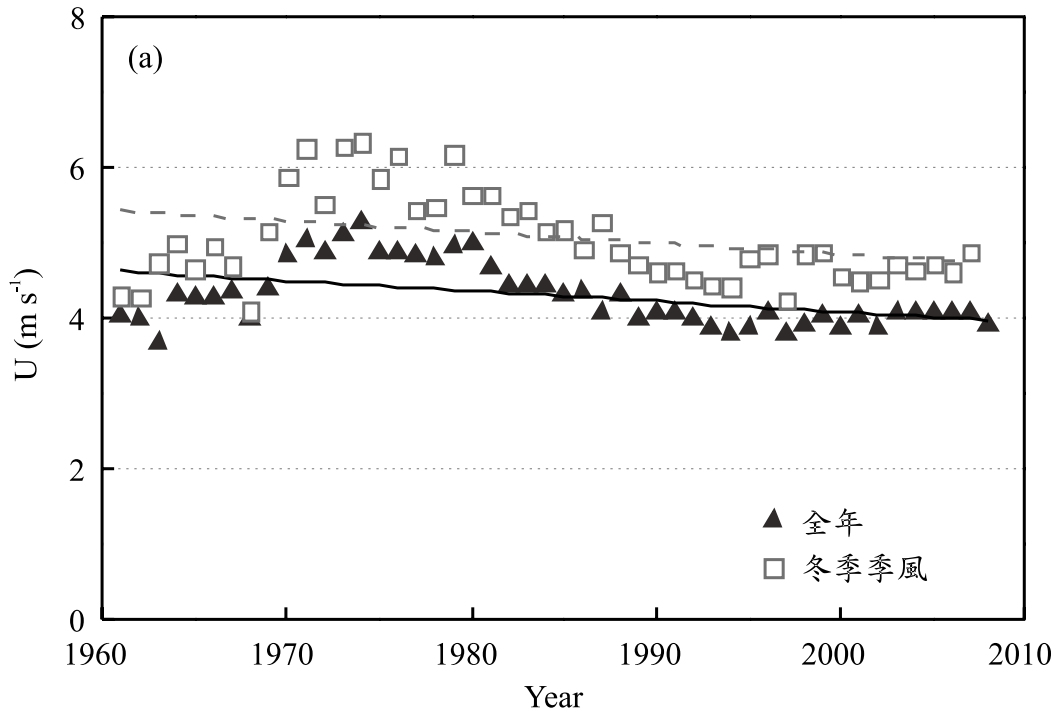


圖4. 年平均與冬季季風風速的變化趨勢 (a)非都會區；(b)都會區

Figure 4. Long-term trends of mean wind speed and winter wind speed. (a) Rural area; and (b) Urban area.

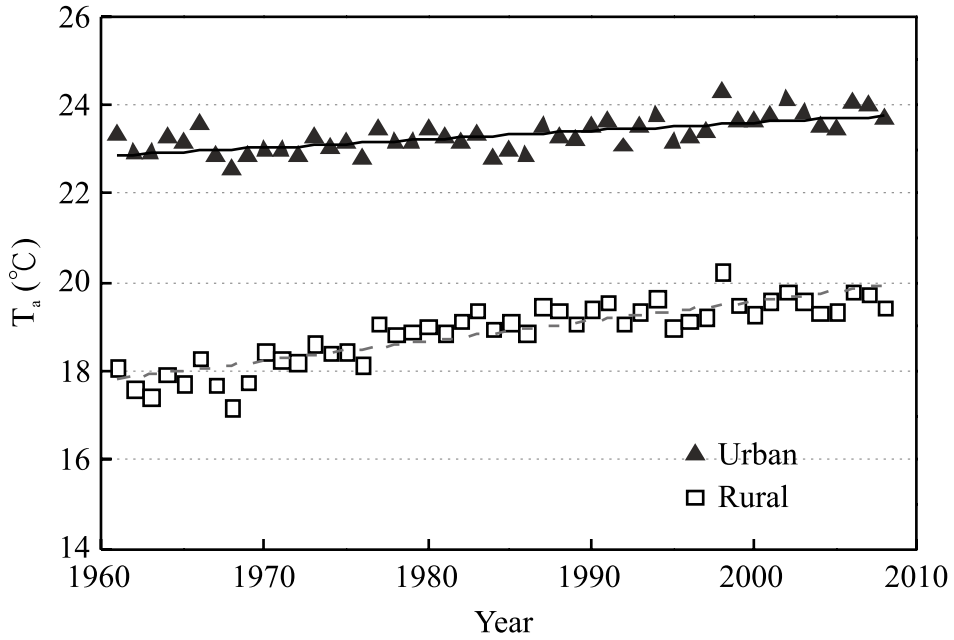


圖5. 都會區與非都會區年平均氣溫的變化趨勢

Figure 5. Long-term trends of air temperature of rural and urban stations.

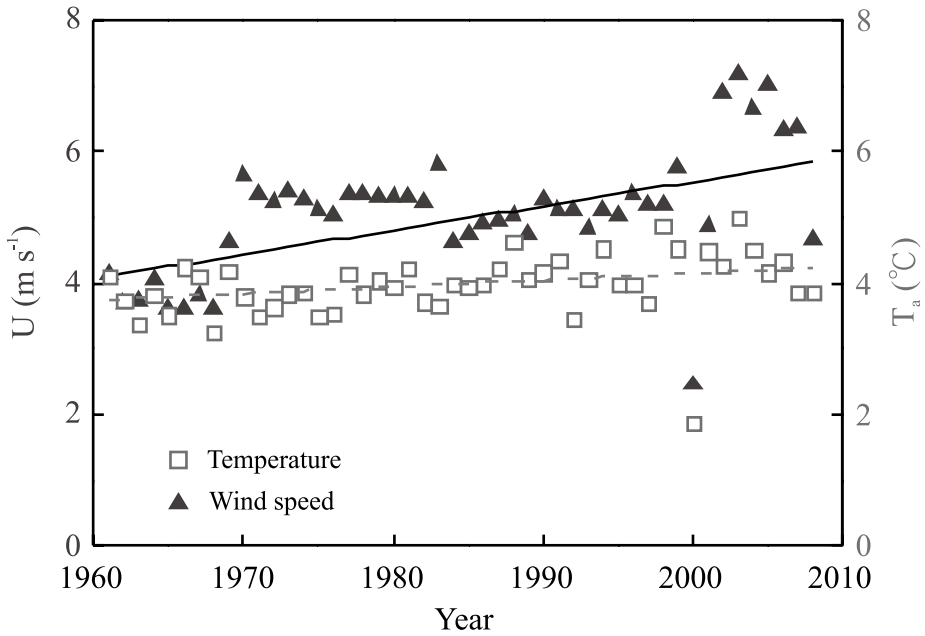


圖6. 玉山測站年平均風速與年平均氣溫的變化趨勢

Figure 6. Long-term trends of wind speed and air temperature of Yu-Shan station.

decade<sup>-1</sup>)及非都會區之增加率(0.189°C decade<sup>-1</sup>)，亦即高海拔處的增溫小於低海拔處的增溫現象。

臺灣地區的最大風速大多應該是颱風侵襲臺灣時所發生的風速，分析颱風期間的風速可瞭解西太平洋侵臺颱風強度的變化。本研究利用中央氣象局公佈之1961~2008年颱風警報日期(有發佈海上或是陸上颱風警報)挑選出全台25個測站的風速，轉換成離地面10 m高度之風速。利用此方法可得有發佈警報的颱風總數為336個，平均每年7個。圖7為颱風警報期間全台25個測站的風速最大值，這些值也是全臺各年所發生的最大風速，其值介於22.5~65.0 m/s之間。整體趨勢是呈現下降的變化，遞減率

為-2.45 m s<sup>-1</sup>decade<sup>-1</sup>，變化率為-5.77% decade<sup>-1</sup>。此風速遞減趨勢與Emanuel (2005)、Webster et al. (2005)所述之太平洋颱風的增強趨勢並不相符，是否因為侵臺颱風僅是太平洋所有颱風的一部份，故侵臺颱風的地面風速與太平洋颱風的強度呈現不一致的變化趨勢，則有待進一步的研究。

本研究利用Mann-Kendall趨勢檢定法分析各測站的風速變化趨勢發現：玉山和臺南站的風速有增加趨勢，宜蘭、花蓮、新竹、蘇澳和日月潭等五站無明顯趨勢，其他測站皆為遞減趨勢。而全臺灣的空間平均風速、所有都會站及非都會站的空間平均風速、全臺灣的最大風速之平均值、颱風警報期間的最大風

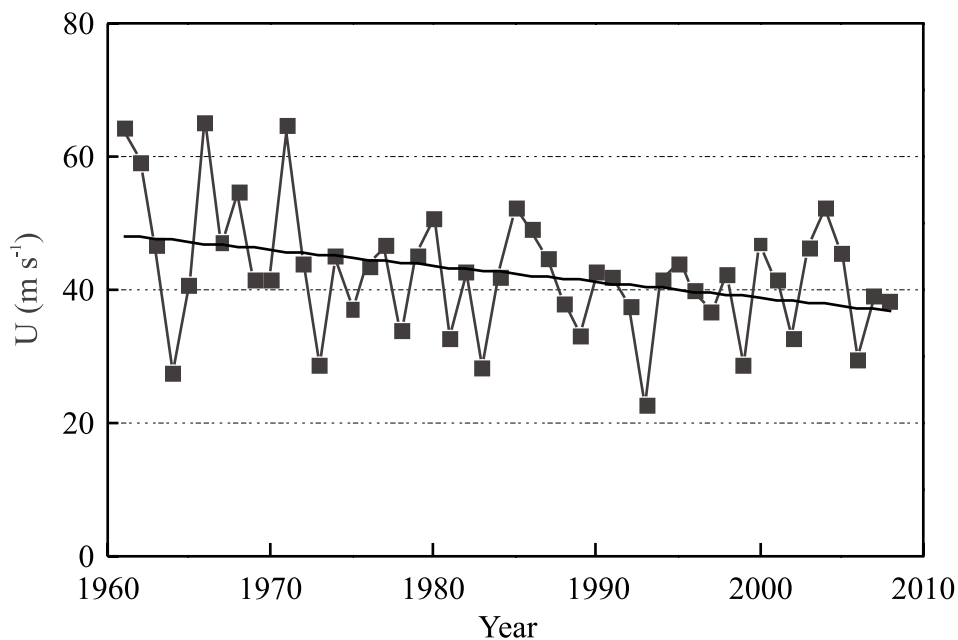


圖7. 颱風警報發佈期間各測站年最大風速之變化趨勢

Figure 7. Long-term trends of maximum wind speed during the typhoon warning period.



速皆呈現遞減趨勢。

圖8為臺灣地區各測站年最大風速的平均值之變化趨勢，此數據是將各測站全年的最大風速值加以平均求得空間平均值，再計算其變化趨勢。所有25個測站空間平均之最大風速的遞減率為 $-1.371 \text{ m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ ，變化率為 $-8.02\% \text{ decade}^{-1}$ 。此值與Jiang et al. (2010)所得之中國大陸最大風速的遞減率 $-1.46 \text{ m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ 相近。而都會區最大風速的遞減率為 $-1.745 \text{ m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ 大於非都會區最大風速的遞減率為 $-1.272 \text{ m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$ 。以上的遞減率皆大於全臺平均風速的遞減率 $-0.117 \text{ m s}^{-1}\text{decade}^{-1}$  (變化率 $-3.51\% \text{ decade}^{-1}$ )，亦即高風速的下降率大於低風速的下降率。

全臺灣的最大風速大多發生在離島地區，故本研究特別針對無都市化效應的三個離島測站(蘭嶼、彭佳嶼和東吉島)的風速資料加以分析，計算離島的強風發生機率。年強風發生機率定義為該年10 m高度處10分鐘平均風速大於或等於 $17 \text{ m s}^{-1}$ 的發生次數除以資料總數。圖9(a)為此三個離島平均之全年及冬季的強風發生機率，由此圖可看出1960至1970年初期，強風的發生機率有增加的現象；但自1974年至1990年，全年的強風發生機率(介於 $5\% \sim 10\%$ )小於冬季的強風發生機率(介於 $10\% \sim 15\%$ )，且兩者的強風發生機率皆逐漸遞減。但自2000年之後，全年及冬季的強風發生機率十分相近，約為 $3\%$ 左右。

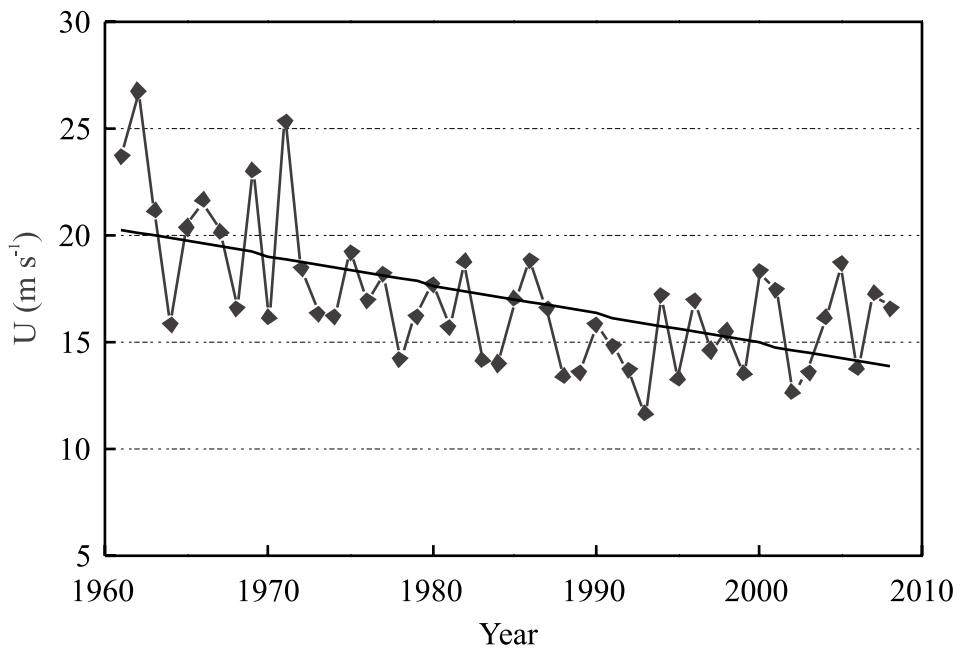


圖8. 臺灣地區各測站年最大風速的平均值之變化趨勢

Figure 8. Long-term trends of spatial average maximum wind speed.

圖9(b)為三個離島全年和冬季強風日之天數，1960至1970年初期，強風日

數依然略微增加；自1974年之後，全年和冬季的強風日數皆有下降趨勢。因為

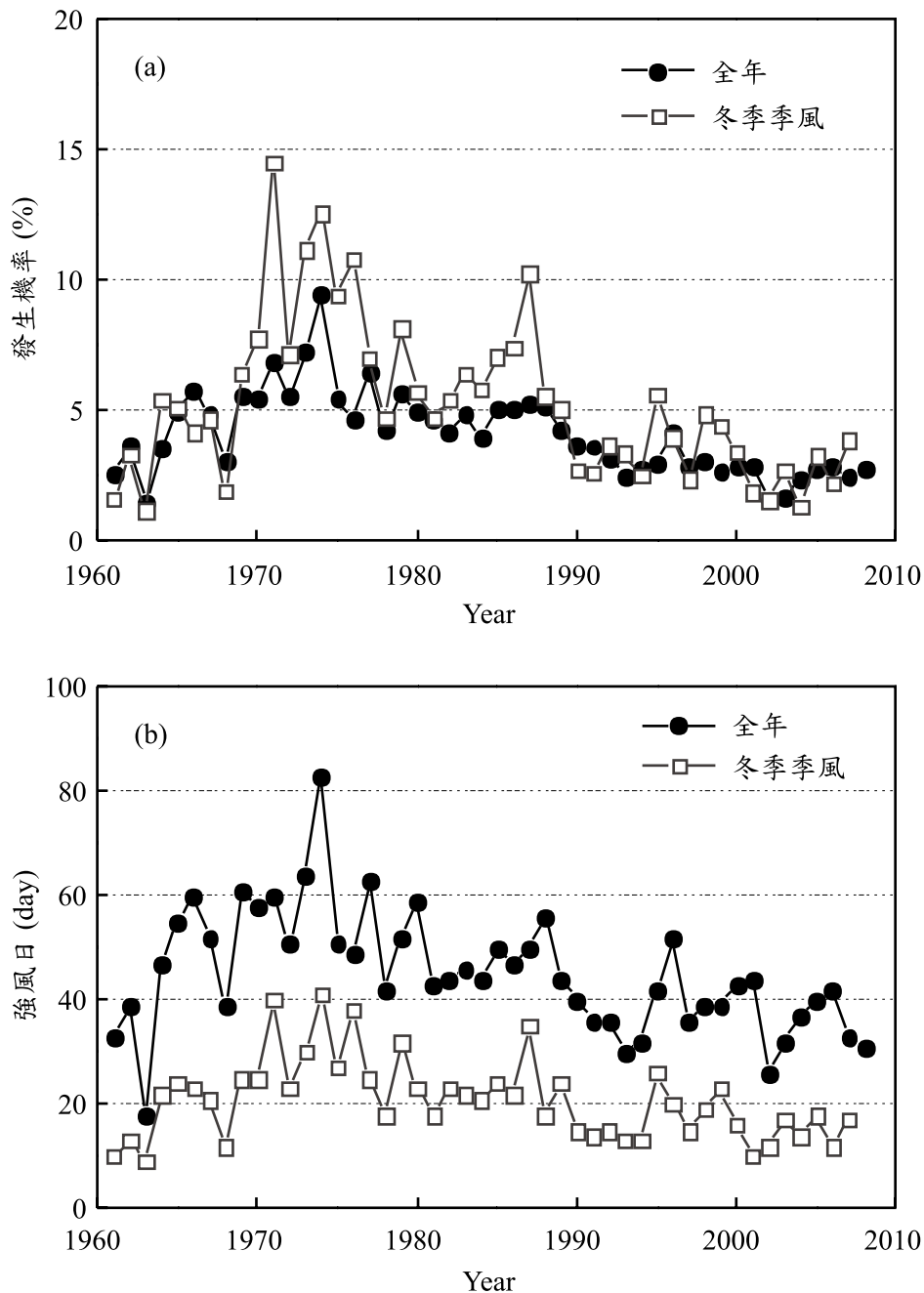


圖9. 離島(蘭嶼、彭佳嶼和東吉島)強風之趨勢 (a)強風的發生機率;(b)強風日  
Figure 9. Strong winds on the islets (a) Strong wind probability; (b) Strong wind days.

離島地區的強風(風速大於 $17 \text{ m s}^{-1}$ )主要是颱風及冬季的東北季風所造成，而冬季(11月~2月之間)發生颱風的機率並不高，故冬季強風應該皆是東北季風所造成的。換言之，自1974年之後，冬季季風的強度有減弱的現象。

#### 四、結論

地面風速與許多工程問題有密切的關係，譬如建築物的耐風設計、風力發電、空氣污染、地表的蒸發及植物的蒸散等。本文利用Mann-Kendall趨勢檢定法分析1961~2008年間中央氣象局25個地面觀測站的風速長期趨勢。研究結果顯示：自1974年之後，臺灣大多數測站的全年平均風速及冬季季風風速皆有明顯的減弱趨勢，而都會區測站的風速下降趨勢又大於非都會區的趨勢。且無都市化效應的離島測站(蘭嶼、彭佳嶼和東吉島)，其全年及冬季季風的強風(風速大於或等於 $17 \text{ m s}^{-1}$ )發生機率有逐漸遞減的趨勢。且臺灣地區風速的下降趨勢與世界其他國家的風速變化趨勢十分類似。亦即，地面風速逐漸遞減的趨勢無法僅由都市化效應來解釋，應該與東亞季風的減弱有關。

本研究亦發現因為都市熱島效應，都會區測站年平均氣溫的遞增率大於非都會區測站氣溫的遞增率，而非都會區之增溫率大於玉山測站的增溫率。本研究針對颱風警報發佈期間氣象觀測站的風速資料加以分析，結果顯示颱風警報期

間的最大風速有逐漸變小之趨勢，且最大風速的下降率大於年平均風速的下降率，亦即高風速的下降率大於低風速的下降率。至於全球氣候變遷對於颱風風速的影響，有待進一步的研究。

#### 五、誌謝

本論文研究期間承蒙國科會研究計畫(99-2221-E-008-076)及內政部建築研究所計畫(10062B001)補助，特此致謝。

#### 六、參考文獻

- 蔡益超，林宗賢，1984: *建築物所受風力規範研擬*，國科會防災科技研究報告，NSC73-0414-P002-04。
- 莊月璇，2001: *臺灣地區風速機率分佈之研究*，國立中央大學土木工程系碩士論文。
- 朱佳仁，2006: *風工程概論*，科技圖書公司。
- 許晃雄，2011: *臺灣氣候變遷科學報告*，國家科學委員會。
- 張泉湧，2011: *全球氣候變遷*，五南圖書出版公司。
- 中央氣象局網頁，2011: <http://www.cwb.gov.tw/>。
- Chang, T.J., Y.T. Wu, H.Y. Hsu, C.R. Chu, and C.M. Liao, 2003: Assessment of Wind Characteristic and Wind Turbine Characteristic in Taiwan. *Renewable Energy*, 28, 851-871.

- Chu, C.R., C.I. Hsieh, S.Y. Wu, and N.G. Phillips, 2009: Transient response of sap flow to wind speed. *Journal of Experimental Botany*, 60 (1), 249-255.
- Chu, C.R., M.-H. Li, Y.-Y. Chen, and Y.-H. Kuo, 2010: A wind tunnel experiment on the evaporation rate of Class A evaporation pan. *Journal of Hydrology*, 381 (3-4), 221-224.
- Chu, C.-R., M.-H. Li, Y.-F. Chang, T.-C. Liu, and Yi-Ying Chen 2012: Wind-induced splash in class A evaporation pan. *Journal of Geophysical Research, Atmosphere* 117, D11101, doi:10.1029/2011JD016848.
- Emanuel, K.A. 2005: Increasing destructiveness of tropical cyclones over the past 30 years, *Nature*, 436, 686-688.
- Fujibe, F. 2009: Relation between Long-term temperature and wind speed trends at surface observation stations in Japan. *Sola*, 5, 81-84.
- Gartland, L. 2008: *Heat Islands: Understanding and Mitigating Heat in Urban Areas*, Earthscan.
- Jiang, Y., Y. Luo, Z. Zhao, and S. Tao, 2010: Changes in wind speed over China during 1956–2004. *Theor. Appl. Climatol.*, 99, 421-430.
- Kendall, M.G. 1975: *Rank correlation methods*, 4<sup>th</sup> ed. Charles Griffin, London.
- Klink, K. 1999: Trends in mean monthly maximum and minimum surface wind speeds in the coterminous United States, 1961 to 1990. *Climate Research*, 13, 193-205.
- Mann, H.B. 1945: Nonparametric tests against trend, *Econometrical*, 13, 245-259.
- McVicar, T.M., T.G. Van Niel, L.T. Li, M.L. Roderick, D.P. Rayner, L. Ricciardulli, and R.J. Donohue, 2008: Wind speed climatology and trends for Australia, 1975-2006: Capturing the stilling phenomenon and comparison with near surface reanalysis output. *Geophysical Research Letters*, 35, L20403.
- Pirazzoli, P.A. and A. Tomasin, 2003: Recent near-surface wind changes in the central Mediterranean and Adriatic areas. *Int. J. Climatol.*, 23, 963-973.
- Rayner, D.P. 2007: Wind run changes: The dominant factor affecting pan evaporation trends in Australia, *Journal of Climate*, 20, 3379-3394.
- Tuller, S.E. 2004: Measured wind speed trends on the west coast of Canada, *Int. J. Climatol.*, 24, 1359-1374.
- Wang, H. 2001: The weakening of the Asian monsoon circulation after the end of 1970's. *Advances in Atmospheric Sciences*, 18(3), 376-386.
- 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.

Xu, M., C.-P. Chang, C. Fu, Y. Qi, A. Robock,  
D. Robinson, and H. Zhang, 2006:  
Steady decline of East Asian Monsoon  
winds, 1969-2000: Evidence from direct  
ground measurements of wind speed, *J.*  
*Geophysical Research*, 111, D24111.

# Long-Term Surface Wind Speed Trends over Taiwan between 1961-2008

Chia-Ren Chu, Yu-Feng Chang

Department of Civil Engineering, National Central University

## ABSTRACT

This study uses the Mann-Kendall test to analyze long-term trends of near-surface wind speeds in Taiwan during the period of 1961-2008. The meteorological stations of the Central Weather Bureau were divided into urban and rural stations. The results show that the annual average wind speeds after 1974, at most weather stations, have a decreasing trend, regardless of urbanization. Nonetheless, the decline rate of urban stations ( $6.30\% \text{ decade}^{-1}$ ) is larger than that of rural stations ( $3.21\% \text{ decade}^{-1}$ ). The average wind speeds during winter months (November – February) also demonstrate a negative trend in most stations. In addition, the maximum surface wind speeds during the typhoon warning periods show a steady decreasing trend. This wind speed decline in Taiwan is similar to what has been observed in other countries and is related to the change of East Asia Monsoon.

**Key words:** surface wind speed, long-term trend, urbanization, Mann-Kendall test

# 臺灣北部對流風暴關於 「風暴相對螺旋度」、「對流可用位能」及 「能量-螺旋度指數」之應用研究

林定宜

中央氣象局氣象預報中心

## 摘 要

對流風暴是導致臺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、但破壞力強大，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及物理參數較少系統性之分析。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，均為預報員在作業上所常見，是天氣預報以及與豪大雨有關研究工作的良好工具，但目前為止在臺灣較少研究歸納資料。有鑑於此，本研究以預報中心平日常規作業資料為基礎，進行對流風暴之研究，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之研究，試以建立綜觀大氣環境下，這些物理參數應用於臺灣北部地區的概念模式。本文首先針對重要概念及理論做回顧分析，並進行資料之蒐集、品管、整合、分類及統計，進而做了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。研究結果發現風暴相對螺旋度(SRH)、對流可用位能(CAPE)及能量-螺旋度指數(EHI)等參數分析方法在臺灣北部地區實際業務中，短期預報方面有着廣泛的應用價值，其變化特徵與天氣型態間關係密切，宜善加應用。

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-whisker plot)

## 一、前言

現代天氣預報方法日新月異，一位預報員在當今不僅要熟練「圖形預報編輯系統」(Graphical Forecast Editor; GFE)的使用，並要了解數值模式中的基本物理過程及誤差分布特性，且應具備熟悉相關診斷量的物理意義知識。本文即是針對對流風暴之重要物理量進行探討，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、統計及擷圖，並對主要模式探空之風暴相對螺旋度數據執行初始資料及預測資料之校驗。

本文中所論述的風暴相對螺旋度(SRH)是近年來引入天氣分析和預報中的重要物理量，亦是本研究的重點之一，它是一個用來衡量風暴入流氣流的強弱及沿入流方向的渦度分量大小的參數，反映了動力條件。1961年Beteh首先提出了螺旋度的概念，廿世紀80年代學者們開始研究螺旋度在大氣運動中的貢獻，並試驗其在天氣分析預報中的應用。後來1989年Brandes提出風暴相對螺旋度的概念(壽紹文等，2003)。而學者Woodall(1990)認為只有「相對於風暴螺旋度」才真正對風暴維持和發展有實際意義的量。根據經驗顯示，螺旋度在垂直方向的分量與垂直方向的風速和渦度

相關聯，它綜合反映了大氣的垂直運動與輻散、輻合的情況，因此其水平分布也大致反映雨帶的分布；當對流中下層的螺旋度為正值(即為氣旋式渦度區)，上層為負值中心(即為反旋式渦度區)時，有利於暴雨產生和維持(章國材等，2007)。低層螺旋度大值中心軸線與切線和地面輻合線走向一致，高層螺旋度與高空急流有關。高低層這種螺旋度的配置，為大暴雨的發生和維持提供了有利的動力背景，而當豪、大雨天氣發生前，能量-螺旋度指數會達到極大值。

風暴入流空氣主要來自於對流層低層幾公里範圍內，風暴相對螺旋度主要反映環境低層垂直風切的強度和方向對移動風暴發展的影響，它的大小也反映了旋轉與沿旋轉軸方向運動的強弱程度，亦即取決於沿流線方向的渦度和相對風暴氣流的強度，「旋轉上衝流」是其重要的特徵，風暴相對螺旋度是一個診斷旋轉上衝流和預報對流災害天氣發生過程相當有用的物理量，常用於風暴發生環境條件評估及風暴類型的預報研究。

風暴相對螺旋度等之物理量概念在美國主要用來研究龍捲風、颶風及超大胞的發展。藉由物理參數的診斷可以得到風暴一些重要訊息。近年來中國大陸之文獻相關研究，主要將風暴相對螺旋度(SRH)、對流可用位能(CAPE)及能量-螺旋度指數(EHI)等用於強對流系統(如：地面中尺度低渦、地面旋生、熱帶氣旋、冷鋒式切線、副高邊緣暖式切變線；以



及大範圍暴雨、雷暴、龍捲、冰雹、大風、沙塵暴等)的診斷模擬研究上，結果顯示三者對大暴雨的發生發展有較好的指示作用。對流可用位能(CAPE)在豪大雨發生前能量得到充分積累，豪大雨過程中，凝結潛熱釋放，不穩定能量逐漸減弱。而風暴相對螺旋度作為物理診斷量，其強度變化對強對流系統的移動、發展及豪大雨的發生關係密切，對流風暴常發生在風暴相對螺旋度指數大的地方。而豪大雨天氣發生前能量-螺旋度指數常達到極大值。風暴相對螺旋度、對流可用位能及能量-螺旋度指數三者用於強對流天氣預報有很好的指示意義。

本研究是基於氣象之生活化、實用化採取在地化之嘗試，由於臺灣北部地區較少出現超大胞或是龍捲風，故研究係著眼於臺灣地區特有的劇烈、災害性的天氣型態。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。研究區域主要是臺灣北部地區。資料月份時間以四月至八月「暖季」為主。研究的重點包括不同綜觀天氣型態下臺灣北部地區對流風暴物理參數(SRH、CAPE和EHI)之特性。

## 二、對流風暴發展之物理機制

對流風暴是大氣中不穩定能量釋放的產物，它的發展與風暴生長的环境條件間有密切的關係，大尺度的環境條件限

制了對流系統的種類與演變過程，而且還可影響對流系統內部的結構、強度、運動和組織程度。環境條件中「熱力不穩定度」與「垂直風切」甚為重要。熱力不穩定度可決定氣塊的垂直加速度，而垂直風切可掌控對流的型態是屬短暫的對流胞、多胞型的或超大胞(張，2001)。強風暴特別是超級單體一般都具有很高的螺旋性，高螺旋度有利於風暴生命的維持，而風暴相對螺旋度則對風暴發生及風暴類型有一定的預示。另外，伍榮生(1990)曾指出，在準地轉運動中大氣的螺旋度是守恒的。

### (一) 對流風暴之環流及移動

早在1963年Newton根據預報經驗就提出，劇烈的局地風暴不僅與風速隨高度增加有關，也受風隨高度順轉強度的影響，他並提出一個模式認為在雲邊緣強垂直風切引發大的垂直動力壓(hydrodynamic pressure)梯度，此梯度有利於在圓柱型雲右側產生一新的上升氣流(輻合)，因此會使風暴向右移動。

Byer和Braham曾發現，小的雷達波的運動一般與6km以下的平均風一致，當風和垂直風切很強時，回波系統性的比平均風移動得慢(丁，2005)。Browning(1964)曾提出龐大且劇烈的風暴大多為「超大胞」(supercell)而非呈多胞式(multicellular)，他稱這種強烈雲為SR storm，此因大的胞及雷雨一般發生於風暴的右後象限，且在成熟期此種對流風暴有移向環流平均氣流右邊之趨勢。

在強對流發生的形勢下高空風一般隨高度順轉(冷鋒後除外)，環境風垂直風切向量決定的傳播作用使多單體風暴之群體移向平均氣流的右側，此現象在實際情況中最常見，但也觀測到相反的情況。

Fujita(1965)則以「馬格納斯力」(Magnus force)解釋右移風暴，此種力可將中心環流拉向垂直於一般氣流的方向，如環流是氣旋性的，力將指向環境風右側，如環流是反氣旋性的，則指向左側。而Newton(1967)首次說明了環境風垂直風切與強雷暴的相互作用，指出通過這種相互作用可以增強或延長雷暴的生命期(Newton, 1967；丁, 2005)。

在對流風暴研究中，風徑圖的分析非常重要，與弱風切環境發展的風暴相關之風徑圖一般呈現出弱氣流和無組織的垂直風廓線特徵，在特定的熱力不穩定環境中，垂直風切的加強常會導致對流更強、尺度更大和生命期更長的風暴。值得注意的是與超大胞(supercell)相關的速度向量圖的特徵，主要表現在低層具有強的風切，且低層的向量端軌跡有明顯的曲率，這有利於加強風暴尺度的旋轉和動力抬升力(壽紹文等，2003)。此外，風徑圖還可以用來判斷垂直風切及水平渦度。水平渦度主要由水平風的垂直變化所產生，某層的平均水平渦度向量是指向風切向量的左側並與其成90度交角(參見圖14)，水平渦度的大小與此層的平均風切大小成正比。根據風暴運動和垂直風切特徵，部分水平渦度能夠併

入風暴的上升氣流中而產生旋轉效應，即產生垂直渦度(壽紹文等，2009)。

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(Cooperative Program for Operational Meteorology, Education and Training; COMET)教材之說明，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。

根據Holton(2004)教本改編自Klemp(1987)指出，若環境垂直風切方向隨高度是單向不變的，在風切的左、右兩側各有一反旋式(向左移)及氣旋式(向右移)的低壓渦旋(圖1之a)。

圖1中顯示，H至L的水平氣壓梯度平行於風切方向(平板箭頭)，圓柱箭頭表示

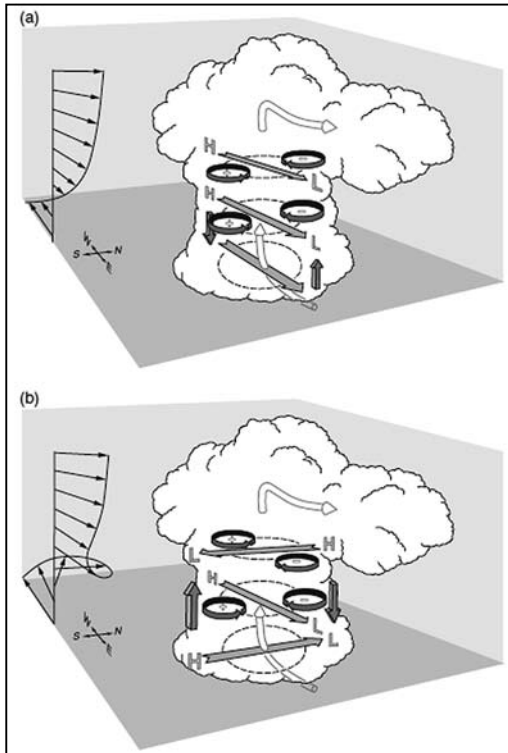


圖1. 氣壓擾動引起之上升氣流隨環境風切的交互作用，在(a)風切隨高度不旋轉下(b)風切隨高度順轉下(改編自 Klemm [1987].)

Fig.1. Pressure perturbations arising as an updraft interacts with an environmental wind shear that (a) does not change with height and (b) turns clockwise with height (Adapted from Klemm [1987].)

相對於風暴的氣流，風切方向右側是正渦度，左側是負渦度。而當垂直風切方向隨高度順轉時，風切方向右側垂直氣壓梯度力向上，與氣旋式正渦度向量方向一致(圖1之b)，此時較有利於對流風暴發展。

Markowski等(2010)在其著書中，亦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【圖2，式(1)右方第2項】。

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，此時非線性項促使對流風暴的發展【如圖3之右及式(1)右方第1項】。

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)。

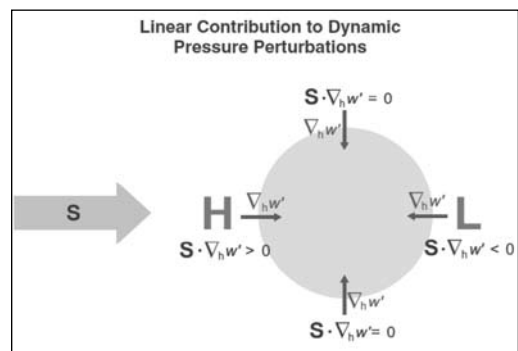


圖2. 由線性動力項引起的氣壓擾動示意圖。

Fig. 2. Linear contribution to dynamic pressure perturbations. (Markowski et al., 2010).

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

式1、取材自Markowski等，2010

Equation 1. Taken from Markowski et al., 2010.

在式(1)之中，

$-\frac{\partial p'_d}{\partial z}$  稱為「動力垂直擾動氣壓梯度力」

作用力項。

$\frac{1}{2} \frac{\partial \zeta'^2}{\partial z}$  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。

圖2中S表示垂直風切向量，w表示垂直速度。顯示在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。

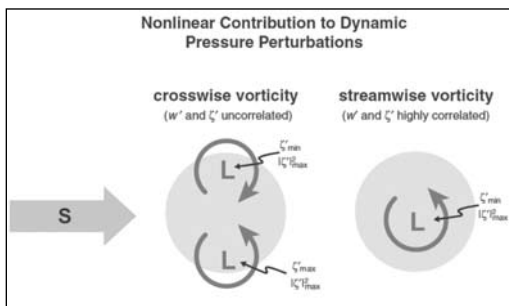


圖3. 由非線性動力項貢獻之於動壓擾動示意圖。

Fig. 3. Nonlinear contribution to dynamic pressure perturbations. (Markowski et al., 2010)

圖3中S表示垂直風切向量，此圖顯示當在深厚垂直風切向量經過沿向渦

度(streamwise vorticity)的中心時，上升運動和渦度擾動同相位，兩者高度相關，故非線性項促使對流風暴的發展。而當風切向量是垂直沿向渦度(crosswise vorticity)時，此時則不利對流風暴發展。

而在環境垂直風切順轉的條件之下(即風徑圖伴隨順轉曲率)，風暴右側的垂直動壓梯度力向上，而風暴右側氣旋式垂直渦管亦向上配合著加強上衝流，所以在環境風切右側較有利發展成右移型風暴。以美國中部而言，大部分的劇烈風暴平均氣流是隨高度而順轉，根據觀測，右移型(right-moving)風暴遠比左移型(left-moving)風暴為多。丁(2005)闡述風暴之所以右移，亦是為維持其發展得到足夠水汽進行自身調整的結果，這樣從底層可以截獲大量的水汽以滿足其所需，濕空氣一般是從風暴的右前流入的。

## (二) 對流風暴之診斷參數

### 1. 風暴相對螺旋度(Storm-Relative Helicity-- SRH) 或風暴相對環境螺旋度(Storm-Relative Environmental Helicity-- SREH)

螺旋度(helicity) h 定義為渦度 $\omega$ 和速度v的內積(式2)，即：

$$h = \omega \cdot v = (\nabla \times v) \cdot v \quad (2)$$

式(2)中若 $\omega$ 和v平行，其螺旋度達到最大，這就是貝爾特拉米(Beltrami)流。若 $h \neq 0$ ，在三維空間中運動的軌跡是正是螺旋線(劉等，2011)。

風暴相對螺旋度 (SRH)，其大小反映了流體旋轉與沿旋轉軸方向運動的強弱程度、流體穩定性，與螺旋度密切相關，是一個診斷和預報對流災害天氣發生發展過程相當有用的物理量，它主要反映環境垂直風切變對移動風暴發展的影響，不僅考慮了與上升氣流旋轉有關，還與相對風暴風的大小和風的垂直切變有關，常用於風暴發生環境條件評估及風暴類型的預報研究。很多強對流系統最重要的共同特徵就是擁有「較強的旋轉上衝流」，SRH正綜合了旋轉性和上升運動的概念，也反映了一定氣層厚度內環境風場的旋轉程度和輸入到對流體內環境渦度的多少，其量值為大氣旋轉沿運動方向運動的強弱，可以用以估算垂直風切環境中風暴運動所產生的旋轉潛勢。換句話說，當氣流入流層上沿流線方向的渦度進入並與上升氣流核作用，在風暴的相當深層產生強大持久的旋轉。而沿氣流線方向的強渦度與低層強風暴相對氣流結合時，風暴相對螺旋度或旋轉潛勢尤其大。SRH對於雷暴、龍卷、冰雹、大範圍豪大雨及沙塵暴的分析與預報有一定的實用價值(石燕茹等，2011)，SRH的強度變化對強對流天氣系統的移動及生命史有關，對風暴發生、發展、風暴類型有一定的預報意義，也對超大胞的維持有重要作用。SRH亦是一個反映動力條件的物理參數，其水平分佈特徵與天氣系統密切相關，系統不同SRH的垂直分佈也不同。

根據Davies-Jones等(1990)定義風暴相對螺旋度為：

$$H(z) = - \int_{z_0}^z [V_h - C] \cdot k \times \frac{\partial V_h}{\partial z} dz \quad (3)$$

式(3)中，C是風暴移動向量，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SRH可以解釋為低層大氣中(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，它也密切地與溫度平流相關，暖平流對應正風暴相對螺旋度，冷平流對應負風暴相對螺旋度。它的大小反應了旋轉與沿旋轉軸方向運動的強弱程度(孔等，2005)，在等熵流體中具有守恆性，邊界層流體、湍流、強風暴、熱帶氣旋等都有較強的螺旋結構，對流風暴常發生在螺旋度值大的地方。熱力場與風暴相對螺旋度有內在關係，地面相對螺旋度可視為地轉風或實際風引起溫度平流的一個量度(李等，2005)。

風暴相對螺旋度亦可理解為風暴相對速度與沿風暴相對速度方向水平渦度的大小乘積的總和，水平渦度是水平風垂直風切的產物，其大小與此層的平均風切大小成正比，觀測顯示由於強垂直風切的存在所產生的水平渦度，其數值可比風暴發展前的垂直渦度大100倍(孔等，2005)。部分水平渦度被併入風暴的上升氣流中而產生旋轉效應，通過風暴上升氣流的傾斜作用而轉變為垂直渦度，

而有利於增強風暴的旋轉性，成為旋轉上衝流，隨著沿流線方向水平渦度的增大，上升氣流中心和垂直渦度中心將在同一位置上，使天氣變得更強烈(壽等，2003)。

在風暴移動速度方面：目前計算方法並不統一，Maddox(1976)的M76法估計風暴運動以平均風速75%的速度，移向平均風右側的30°方向。而根據COMET教材之說明，在自動計算SRH值時，假設不計風徑圖的長度或形狀，則固定採取平均風速的75%，移向0至6km平均風向右側30°(30R75)。Davies-Jones(1993)的DJ93法則略加修正之，即如果平均風速小於15m/s，以平均風速的75%，移向0至6km平均風向右側30°(30R75)；否則以平均風速的85%，移向0至6km平均風向右側20°(20R85)(劉健文等，2005)。上述的方法對於北美經典supercell應用效果較好。

此外根據COMET教材之解說，在「直線型」的風徑圖中，預期會同時有左、右兩個移動的超大胞，由0到6km AGL平均風切向量，向左及向右垂直平移3至8 m/s可得到平均風之速度向量端。而若在「曲線型」超大胞移動的風徑圖中，可由0到6km AGL的平均風切向量，向右(風徑圖順時針轉)或向左(風徑圖反時針轉)垂直平移3至8 m/s得平均風之速度向量端。

風暴相對螺旋度在數值計算方面，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，面積元為正，當風向逆時針轉時，面積元為負。一般認為，在0至3km以下氣層中相對於風暴的風速達到10m/s以上，並且風向順轉角度大於90度是強風暴發展的有利條件(周等，2009)，它所對應的SRH為 $2 \times (\pi \times 10^2/4) \approx 150 \text{ m}^2/\text{s}^2$ ，Davies-Jones等(1990)將其定為有利於強對流發展的風暴相對螺旋度臨界值。

一般而言，在0至3km以下氣層中相對於風暴的風速達到10m/s以上且風向順轉角度 > 90度是強風暴發展的有利條件(孔玉壽等，2005)。根據Davies-Jones(1990)研究診斷了28個龍捲風個案作成SRH的分類如下：

150 < SRH < 299 弱龍捲風(weak tornadoes)  
300 < SRH < 499 強龍捲風(strong tornadoes)  
SRH > 450 強烈龍捲風(violent tornadoes)

以上的結果表明，SRH並不能決定風暴是否能發展，但它卻指出了特殊風暴在何種「環境風切」中可發展。風暴相對螺旋度用於預報時計算的困難處在於確定預報風暴移動速度。

自1980年代以來，氣象學家將風暴相對螺旋度應用到強風暴的旋轉發展維持機制研究中，因強風暴具有高螺旋度特性，而且穩定的強對流風暴常發生在螺旋度值大的地方。高螺旋度阻礙了擾動能量串級，對超大胞風暴的維持有重要作用(李等，2005)。超大胞風暴的傳播又使得螺旋度的作用達到最佳(周等，

2009)。此外，風暴相對螺旋度對大範圍暴雨有良好的指示意義，且對決定對流風暴類型有重要作用，其大小決定超大胞是否能形成中尺度氣旋。

## 2. 對流可用位能(亦稱對流有效位能；浮力能) ---CAPE

造成災害的強對流一般是一種深厚對流，大氣對流是有效能量之間的相互轉換和釋放，在理論上隱含地反映了對流層大氣總體垂直熱力結構、對流上升運動的潛勢和最大強度，亦即反映了積分厚度和浮力。近年來對流可用位能成為強對流天氣分析預報的重要參數，當氣塊的重力與浮力不相等時，一部分位能可以釋放，轉化為垂直運動的動能。這部分位能，稱為對流有效位能(壽等，2003)，其單位是 $J \cdot kg^{-1}$ 。近年來已成為常用的計算大氣是否發生對流的方法。

從物理意義上而言，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，氣塊相對於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 $J \cdot kg^{-1}$  (劉等，2005)，請參見圖4。對流有效位能表達式為式(4) (Rose et al.,

2002)：

$$CAPE = g \int_{LFC}^{EL} \frac{\theta(z) - \bar{\theta}(z)}{\bar{\theta}(z)} dz \quad (4)$$

式(4)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

如果忽略氣壓梯度、水負載、混合效應等作用的影響，則CAPE與氣塊最大垂直速度 $W_{max}$ 之間有下列關係： $W_{max} \approx (2CAPE)^{1/2}$

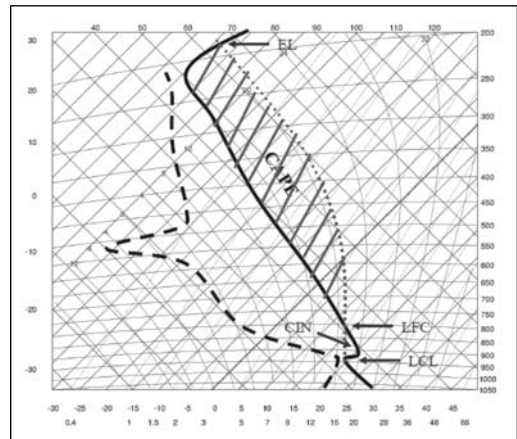


圖4. CAPE是由LFC至EL間的正能區

Fig. 4. CAPE is the positive energy region by the LFC to the EL.

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。但應注意CAPE是一種潛在能量，它是指有可能轉換為對流上升運動的位能，並非一定可以轉換成上升運動。

### 3. 能量-螺旋度指數 --EHI

較強的熱力不穩定和適宜的動力環境是強對流發展的基礎。在引入風暴相對螺旋度作診斷分析時如和天氣形勢分析及其他物理量相結合會有較好的效果，能量-螺旋度指數即若是。較強的熱力不穩定和適宜的動力環境是強對流發展的基礎，能量-螺旋度指數反映了動力和能量對強對流天氣發展的共同效應，它綜合了「動力」和「熱力」兩方面的因子，對強風暴及其類型的預報有指示意義。

John和 Doswell(1992)以及劉玉玲等(1998)指出，強對流天氣既可以發生在低風暴相對螺旋度(SRH小於 $150\text{m}^2/\text{s}^2$ )與高對流有效位能(CAPE $>2500\text{J}/\text{kg}$ )結合的環境中，也可以發生在相反的環境中(SRH $>300\text{m}^2/\text{s}^2$  結合 CAPE $<1000\text{J}/\text{kg}$ )，即兩者之間存在著一種平衡關係。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： $EHI=(SRH \cdot CAPE)/(1.6 \times 10^5)$ ，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。研究顯示，EHI數值越大，預警著強對流天氣的潛在程度越大(劉等，2005)，出現超級單體和龍捲風的可能性亦較大。

#### (三) 診斷參數之實驗回顧

在引入helicity作診斷分析時，還必需與天氣形勢分析及其他物理量相結合

才會有較好的效果。根據Davies 和Johns (1993)等人之研究，結合了CAPE與helicity，以CAPE當橫軸，0~2km AGL helicity當縱軸，helicity使用風暴移動的20R85/30R75做假設，研究了JDL dataset 242個春季強而猛烈的龍捲風與熱帶氣旋，得出許多強而猛烈的龍捲風與熱帶氣旋出現在「中等SRH值與中等CAPE值」環境下，但也可以出現在「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。

後來Brooks等(1994)也以CAPE當橫軸，0~3km AGL helicity當縱軸，得到了圖5之結果。

依照Rasmussen和Blanchard(1998)在美國的實驗，以探空將對流風暴分類成一般型(ORD)、超大胞無龍捲風型(SUP)、超大胞有顯著龍捲風型(TOR)，畫出各類型天氣系統的SRH、CAPE及EHI的盒鬚圖(box-and-whisker plot)，結果得到在盒鬚圖中的前75%值，後25%值及中數值均為TOR>SUP>ORD。

此外Davies-Jones(1990)認為EHI大於1時，此種環境指標有利於對流發展為超大胞。

### 三、資料收集及研究應用

臺灣地區劇烈天氣型態有其獨特性，這種傾向於中小時空尺度系統變化較快速，要完整掌握對流風暴系統時刻的精確變化較為複雜，目前雖已有都卜勒雷達等儀器可直接計算風暴相對螺旋度等



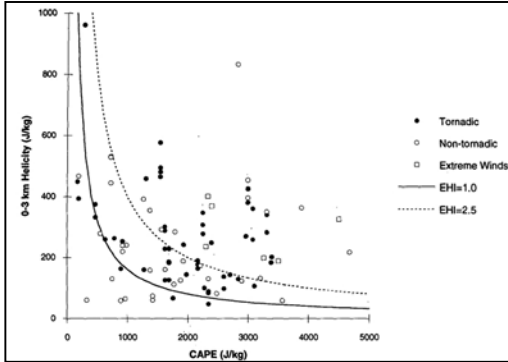


圖5. CAPE-HELICITY 圖(用0-3 km storm-relative helicity)：顯示當環境為龍捲風型、非龍捲超大胞型、極端風型下之EHI (EHI -Davies 1993),實線等值線代表EHI=1.0, 虛線等值線代表EHI=2.5 (取材自Brooks et al., 1994)。

Fig. 5. Figure of CAPE-HELICITY (0-3km the storm-relative helicity): shows when the environment is a tornado-type, non-tornado super cell, under extreme wind patterns EHI (EHI - Davies, 1993), the contour of the solid line representing EHI= 1.0, dotted line contour representing EHI= 2.5.(extracted from Brooks, et al., 1994).

參數的量值，但資料較龐雜而細微。本研究是立基於暖季「綜觀大氣環境」下，探討包括風暴相對螺旋度(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之研究，以期建立綜觀大氣環境下，上述物理參數應用於臺灣北部地區之預報概念。

#### (一) 資料來源與蒐集

資料來源係以預報中心日常作業資源為基礎，進行資料之蒐集、品管、分

類、統計及整合。在資料之蒐集方面：統計資料時間範圍主要擷取自2008年至2010年間之WINS天氣資料整合與即時預報系統(Weather Integration and Now-casting System--- WINS)，系統中板橋探空00Z與12Z的SRH、CAPE資料作研究，亦有擷取非00Z與12Z而屬於加強觀測期間的資料。

#### (二) 研究方法及途徑

本研究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，回波強度基本上是選擇大於等於30dBz時才納入統計研究對象。在研究設計方面，將天氣類型概分為「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」來做統計。

在統計方面亦參考了國外文獻做法，採用盒鬚圖(box-and-whisker plot)分析法，以利顯示臺灣北部地區不同天氣類型之特性。

為找出並SRH與CAPE的關係，繪製了臺灣北部地區2008年至2010年「SW-S風型」、「TC環流風型」、「非SW-S風型」以及「回波強度大於等於40dBz」共計197個個案之SRH與CAPE關係圖，並繪出EHI曲線圖。

此外為尋求較佳的模式，使研究具作業上的實用性，本研究統計了2011年3至4月間板橋上空幾種重要模式探空之SRH初始資料(OBJ)校驗，以及6hr、12hr模式

預報資料校驗，以找出計算SRH較佳的模式。

在對流風暴SRH的數值資料方面，均是根據「天氣資料整合與即時預報系統」(Weather Integration and Nowcasting System; WINS)自動計算的結果，其方法基本上是根據Davies-Jones等(1990)定義風暴相對螺旋度之公式【式(3)】，而在WINS系統的讀取方法，就是利用位於探空圖左下部方塊圖中有一「\*」形記號，「\*」形記號所在的位置可用虛線【此虛線其物理意義是0到3km熱力風(上層實際風－下層實際風)之方向】內插讀值而得。

在對流風暴移動速度方面：Maddox(1976)的M76法估計風暴運動以平均風速75%的速度，移向平均風右側的30°方向。另根據COMET教材之說明，在自動計算SRH值時，假設不計風徑圖(hodograph)的長度或形狀，則固定採取平均風速的75%，移向0至6km平均風向右側30°(30R75)。本研究的風暴移動速度是根據WINS系統自動計算的結果，方法與Maddox(1976)的M76法和COMET教材方法相同。

而在CAPE之數據資料取得方面，是以WINS系統中探空資料自動估算的數值資料為本。計算CAPE過程時考慮到了「月平均最高氣溫」、「月平均最低氣溫」、「月日照反射率」、當時的水氣狀況等以作參數調整。

至於CAPE數據資料品質方面：由於在計算CAPE值時，垂直溫度剖面型態的正確性影響到正能區值之正確性甚大，因此本研究考慮了下列兩種篩選機制以確保取得的探空資料之CAPE計算值不至於誤差太大：

1. 同一時間板橋探空資料之地面溫度若與板橋測站地面溫度差距大於1.0度時，則該筆資料會被濾除掉不予採用。
2. 由WINS計算的當日板橋探空推估高溫若與板橋站地面觀測實際最高氣溫差距大於2.0度時，該筆資料會被濾除掉不予採用，以免推算的CAPE與實際誤差太大。

### (三) 統計分析結果及應用

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

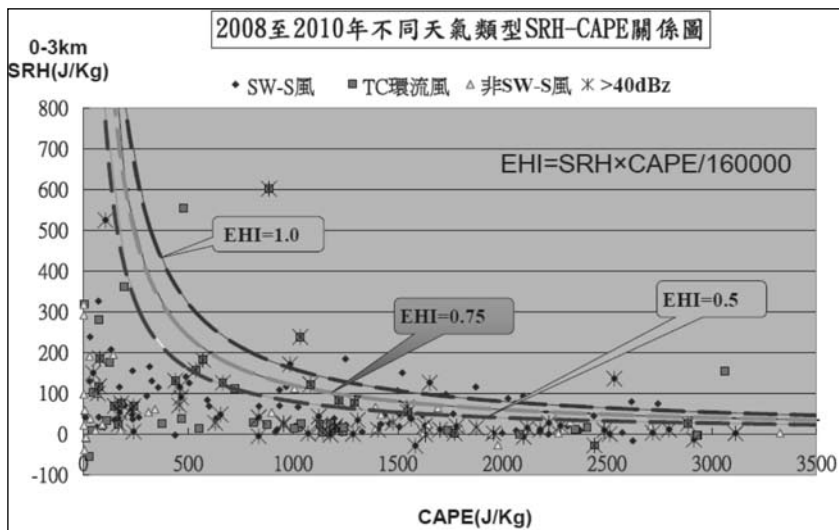


圖6. 2008年至2010年不同天氣類型SRH-CAPE關係圖。

Fig. 6. SRH-CAPE diagram of various weather patterns (during the survey period from 2008 to 2010).

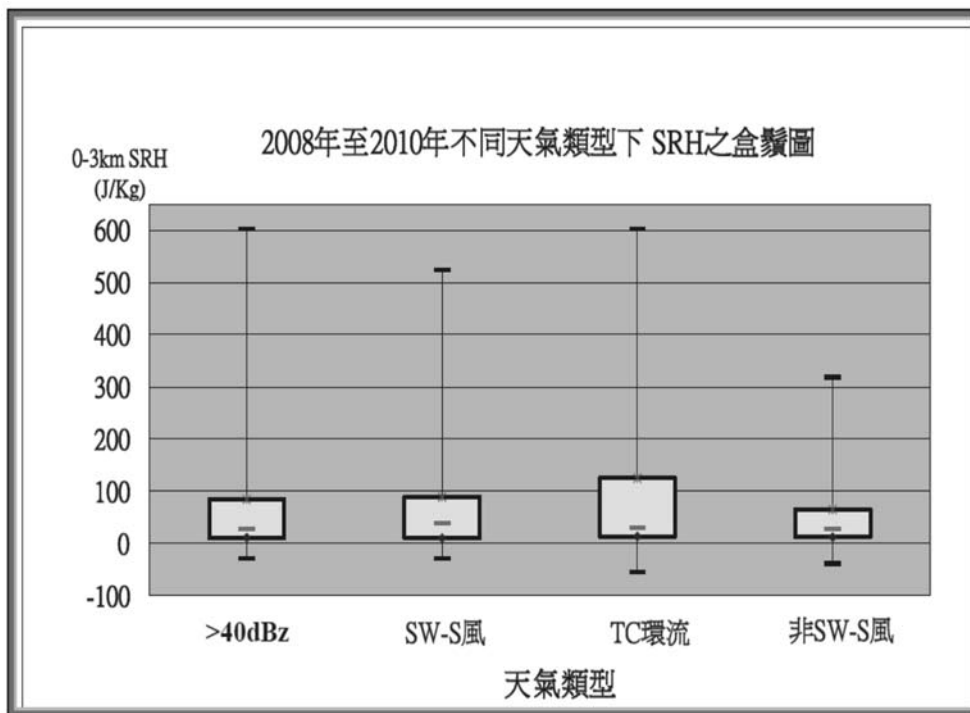


圖7. 不同天氣類型下SRH之盒鬚圖(統計期間：2008年至2010年)。

Fig. 7. SRH of the box-and-whisker plot of various weather patterns ( during the survey period from 2008 to 2010).

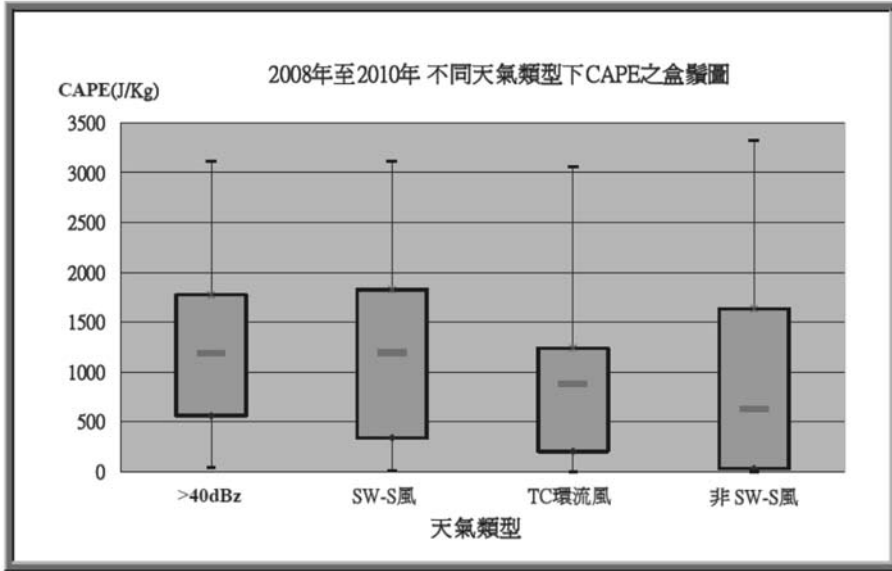


圖8. 同圖7，但為CAPE。

Fig. 8. Same as Fig.7, except for CAPE.

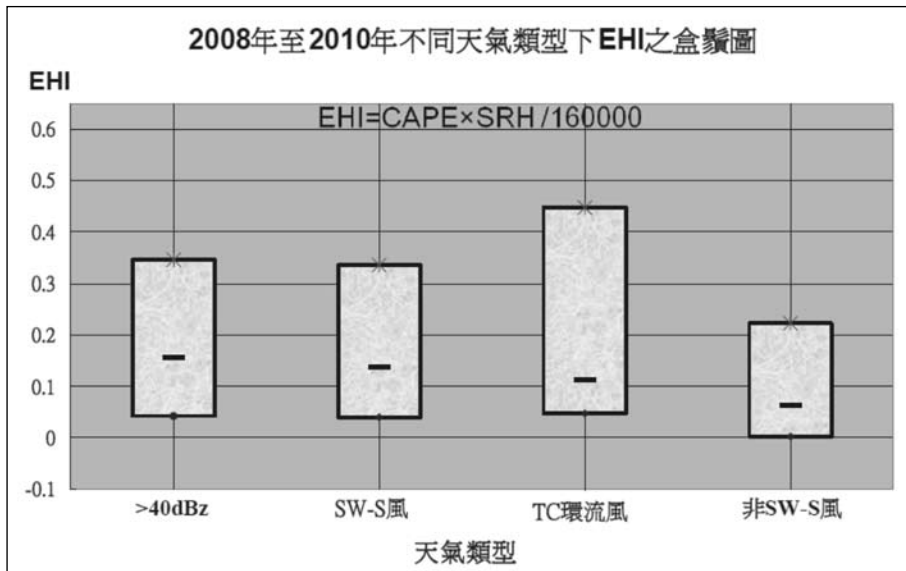


圖9. 同圖7，但為EHI。

Fig. 9. Same as Fig.7, except for EHI.

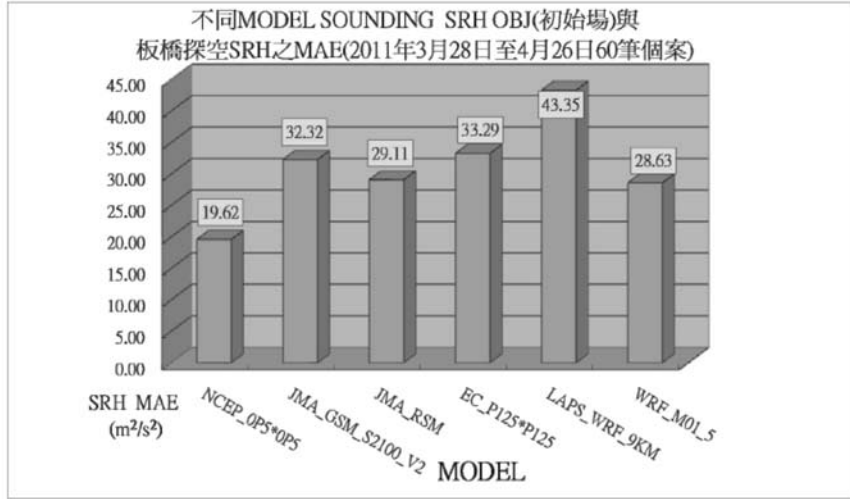


圖10. 不同模式探空SRH 初始場與板橋探空SRH 之MAE(從2011年3月 28日至2011年4月26日，總計60個案)。

Fig. 10. SRH mean absolute error (MAE) between various models objective data sounding and Banqiao sounding. (during the survey period : from March 28, 2011 to April 2011, 26, a total of 60 cases).

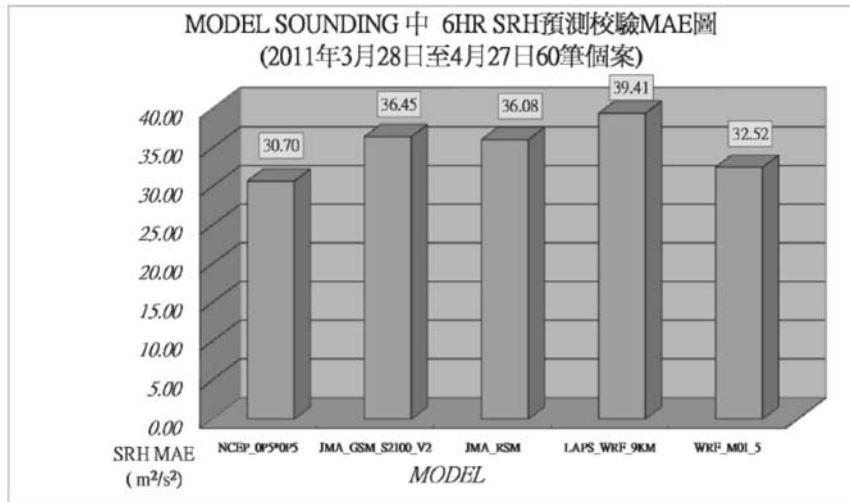


圖11. 不同模式探空SRH 6小時預報場與板橋探空SRH 之MAE(從2011年3月 28日至2011年4月 27日，總計60個案)

Fig. 11. SHR 6 hour forecast of mean absolute error (MAE) between various models objective data sounding and Banqiao sounding. (during the survey period : from March 28, 2011 to April 2011, 27, a total of 60 cases).

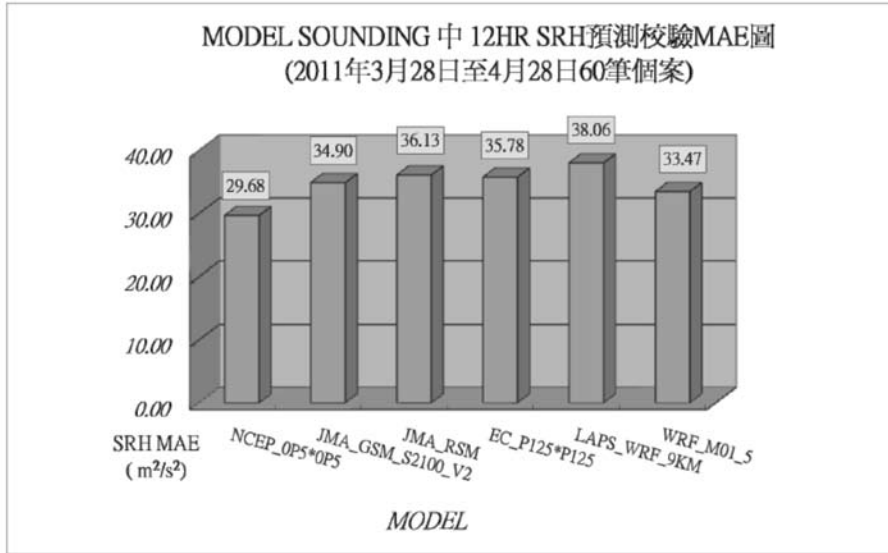


圖12. 同圖11，但為12小時預報之MAE(從2011年3月28日至2011年4月28日，總計60個案)。

Fig. 12. Same as Fig 11, except for SHR 6 hour forecast of MAE. (during the survey period : from March 28, 2011 to April 2011, 27, a total of 60 cases).

本研究參酌國內外文獻資料以及氣象預報中心實務作業經驗，歸納整理獲致了下列應用概念：

1. 與水平渦度向量平行之「沿向流」(streamwise)才能有效的貢獻到SRH，垂直風切可增進水平渦度。與水平渦度向量垂直之「垂直沿向流」(cross-wise)則否。
2. WINS系統中storm motion之0至6km平均風速(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(圖

14)。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 0 km至3 km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。

3. 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。
4. 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，可以發現臺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。
5. 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， $EHI \geq 1$ 的共有16/197 (佔總個案0.081%)； $EHI \geq 0.75$ 的則共有17/197 (佔總個案0.086%)，其中以SW-S風型佔12例為最多，TC環流風型佔5例。因此，根據本研究結果顯示，當臺灣北部地區 $EHI \geq 0.75$ 時，此種環境已有利於對流風暴發展(圖6)。而 $EHI \geq 0.50$ 的共有32/197 (佔總個案0.162%)。研究顯示臺灣北部對流風暴的EHI值普遍要小於Brooks等(1994)做

的研究，以及Davies-Jones(1990) 所研究的龍捲風個案值。

6. 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7)。在CAPE方面，「SW-S風」之中數值最高，前75%值亦最高(圖8)。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9)。
7. 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10)。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11及圖12)。因此在日常作業中，可善加運用NCEP\_0P5\*0P5模式來輔助預報。
8. WINS系統中之風徑圖中有0至6km的駛流，即平均風(AVG WIND)資訊。以「S-SW風」型為例，暖季臺灣常位於S-SW風對流胞風切下風處(down-shear)，易產生低壓環境【起因於式(1)的線性動力項特性】；又S-SW風沿向渦度較大，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，在臺灣北部暖季時「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，其暖平流對應正的SRH，CAPE值亦高。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，而臺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N-NE，低層沿向渦度較大，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，而在鋒面通過後臺灣北部風向轉為北至東北風，SRH值便會迅速下降。

#### 四、討論及建議

本研究資料是以綜觀尺度探空資料為基礎，因此時空的解析度較低是其限制。而較好之各個高度層的時空解析度風向、風速資料可經由都卜勒氣象雷達來獲得，若能直接應用都卜勒氣象雷達計算的資料來加以佐證，則分析將可更臻完備。現今美國NCAR所發展的自動化即時預報(Auto-NowCaster; ANC)系統，

引進包括都卜勒氣象雷達之資料，提供了短時(0到1小時)約10分鐘一筆格點分析資料，若能應用於臺灣複雜地形，對雷暴之初始、成長與減弱當能有較好的結果，且對CAPE，SRH之使用亦有幫助。

關於模式SRH預報場是以NCEP\_0P5\*0P5模式預報在6hr及12hr之MAE為最小，表現較佳，因此建議在日常作業中，可參考NCEP\_0P5\*0P5模式來協助預報。

利用SRH、CAPE及EHI對於多數天氣系統可作出簡易而準確的定性判斷也能提供更精確的定量計算，因而其在實際業務工作中建議可更廣泛的善加應用。例如：用來判斷梅雨期間臺灣地區發生豪大雨的預測指標核對表(CHECK-LIST)可考慮加入SRH及EHI指數。

#### 五、結論

本文統計分析2008年至2010年間197個降雨個案，歸納不同天氣型態之個案，研究結果發現SRH、CAPE及EHI等參數分析及預報在臺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。茲將本研究所獲得的重要指引及結論歸納如下：

(一) 依據文獻資料之彙整，可將產生SRH之物理機制整理如圖13





圖13. SRH的物理機制程序圖

Fig. 13. The SRH physical mechanism process map.

- (二) 在風徑圖上各種向量關係示意歸納如圖14。其中★星狀符號是「對流風暴」最易發生之位置，圖14顯示風暴移向是方位角230度，移速為20 KTS。
- (三) 「S-SW風」無論在SRH、CAPE及EHI定性及定量方面均屬於較高的天氣類型。
- (四) SRH-CAPE關係圖呈直角雙曲線 $y=1/x$ 在第一象限的曲線圖形。臺灣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。當臺灣北部EHI大於或等於0.75時，即有利於對流風暴發展。

- (五) 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。
- (六) 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最大值發生數小時

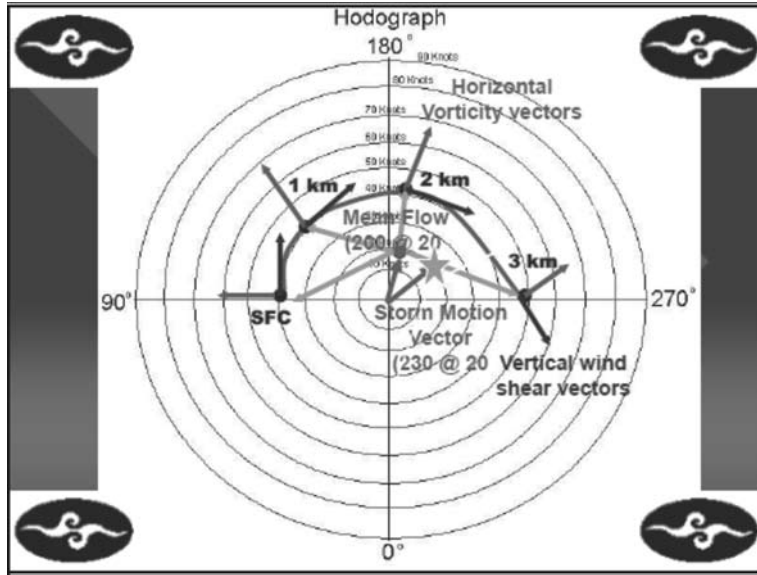


圖 14. 風徑圖中之各種向量關係圖  
Fig. 14. Various vector relations in the hodograph.

內，便會出現較強之降雨。在鋒面通過後，風向轉為N-NE風，SRH值隨即迅速下降。

- (七) 由個案研究得知，臺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。
- (八) 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。
- (九) 有關天氣型態與SRH、CAPE及EHI之間定性關係請見表1。

## 六、致謝

本研究得以順利完成，必須感謝前預報中心主任吳德榮，現任教於臺大，講授「天氣預報理論與實務」，並於華視擔任氣象主播，其豐富的預報經驗和清晰的思路方向，猶如暮鼓晨鐘，啟發了我的靈感。此外，同事蔡甫甸熱心提供的寶貴建議及劉志信的協助也使我受益良多，謹此致上最深之謝忱。

## 七、參考文獻

- 丁一匯, 2005年2月: *高等天氣學*, 第二版, 氣象出版社, 北京, 409
- 孔玉壽、章東華, 2005年3月: *現代天氣預報技術*, 第二版, 氣象出版社, 北京, 115

表1. 天氣型態與SRH、CAPE及EHI之定性關係。

Table 1. Weather patterns qualitative relationship between SRH, CAPE and EHI.

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

李耀東、劉健文、高守亭,2005年2月: 螺旋度在對流天氣預報中的應用研究進展, *氣象科技*, Vol. 33, No. 1.

伍榮生主編, 1999: *現代天氣學原理*, 氣象出版社, 北京, 295~297

伍榮生、談哲敏, 1989: 廣義渦度與位勢渦度守恒定律及應用, *氣象學報*, 47(4), 436-442

伍榮生, 1990: *大氣動力學*, 北京, 氣象出版社, 96-101

石燕茹、壽紹文、王麗榮、楊榮珍等, 2011: 風暴相對螺旋度與強對流天氣類型的關係分析(J), *氣象與環境學報*, 27(1): 65-71

周后福、鄭媛媛、李耀東、邱明燕等, 2009年4月: *強對流天氣的診斷模擬及其預報應用*, 氣象出版社, 北京 2-4

陸漢城、楊國祥, 2004年2月: *中尺度天氣原理和預報*, 第二版, 氣象出版社, 北京, 256

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

章國材、矯梅燕、李延香等, 2007年7月: *現代天氣預報技術和方法*, 氣象出版社, 北京, 122-123

張泉湧, 2001年6月: *中尺度氣象學*, 國立編譯館, 臺北市, 135-136

陳泰然, 1990年1月: *中尺度氣象學(講義)*, 中央氣象局科技中心, 臺北市, 92-97

陳華、談哲敏、1999: 熱帶氣旋的螺旋度特性, *熱帶氣象學報*, 15(1): 81-85

劉式達、劉式適, 2011: *大氣渦旋動力學*, 北京, 氣象出版社, 196

劉玉玲、李耀東、張方友等, 1998: *與冰雹*

- 預報有關的幾個新物理參數, *航空氣象科技*, 1998(No. 6), 4-12
- 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
- 劉式適、劉式達, 1997: 大氣運動的螺極分解及Beltremi流[J], *大氣科學*, 21(2): 151-160
- 壽紹文、勵申申、姚秀萍, 2003年8月: *中尺度氣象學*, 氣象出版社, 北京, 287-290
- 壽紹文、勵申申、壽亦萱、姚秀萍, 2009年2月: 普通高等教育“十一五”國家級規劃教材, *中尺度氣象學*, 第二版, 氣象出版社, 北京, 244
- 壽紹文、勵申申、壽亦萱、姚秀萍, 2009年2月: *中尺度大氣動力學*, 高等教育出版社, 北京, 284-292
- 鄭峰, 2006: 螺旋度應用研究綜述[J], *氣象科技*, 34(2): 121
- 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.
- Browning, K.A., 1964: Airflow and precipitation trajectories within severe local storms which travel to the right of winds. *J. Atmos. Sci.*, 21, 634-639.
- Cooperative Program for Operational Meteorology, Education and Training (COMET) 教材
- 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.
- 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.
- Droegemeier, K.K., S.M. Lazarus, and R. Davies-Jones, 1993: The influence of helicity on numerically simulated convective storms. *Mon. Wea. Rev.*, 121, 2005--2029.
- Fujita, T., 1965: Formation and steering mechanisms of tornado cyclones and associated hook echoes. *Mon. Wea. Rev.*, 93, 67-78.
- Hart J A, Korotky. 1992. The SHARP Workstation. A Skew T-hodograph analysis and research program. NOAA/NWS Forecast Office, Charleston, WV, 30pp.
- Houze, Robert A., M. I. Biggerstaff, S. A. Rutledge, B. F. Smull, 1989: Interpretation of Doppler Weather Radar Displays of Midlatitude Mesoscale Convective Systems. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 70, 608-619.
- James R. Holton, 2004: *An Introduction to dynamic Meteorology* Fourth Edition,

- 303,304.
- Joseph B. Klemp, 1987: Dynamics of tornadic thunderstorms (handout).
- Lemon, L.R., and C.A. Doswell III, 1979: Severe thunderstorm evolution and mesocyclone structure as related to tornadogenesis. *Mon. Wea. Rev.*, 107, 1184-1197.
- Maddox R A. 1976. An evaluation of tornado proximity wind and stability data. *Mon. Wea. Rev.* 104, 133-142.
- Markowski, P.M., E. Rasmussen, J. Straka, R.P. Davies-Jones, Y.P. Richardson, and R. J. Trapp, 2008: Vortex Lines within Low-Level Mesocyclones Obtained from Pseudo-Dual-Doppler Radar Observations. *Monthly Weather Review*, 136, 3513-3535.
- Newton C W., 1967: Severe Convective Storm, *Advances in Geophysics*, Vol. 12, 257-308.
- Paul Markowski and Yvette Richardson, 2010: Mesoscale Meteorology in Mid-latitudes, 201-244.
- Rasmussen, Erik N., David O. Blanchard, 1998: A Baseline Climatology of Sounding-Derived Supercell and Tornado Forecast Parameters. *Wea. Forecasting*, 13, 1148-1164.
- 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.
- Steven Lazarus, Spring 2011: MET MET4306\_05c\_11 Dynamic Meteorology II, Florida Institute of Technology College of Engineering DEPARTMENT OF MARINE AND ENVIRONMENTAL SYSTEMS.
- Woodall G R. 1990: Qualitative forecasting of tornadic activity using storm-relative environmental helicity. Preprint, *16<sup>th</sup> Conference on Severe Local Storm*, 311-315.

# An Applied Study on SRH, CAPE, and EHI to Convective Storm Forecast over Northern Taiwan

Ding-Yi Lin

Central Weather Bureau, Taiwan, R.O.C.

## ABSTRACT

Convective storms (CSs), characterized by limited spatial and temporal scales, are among the weather systems that primarily cause meteorological disasters in Taiwan. Despite CSs' profound impact, weather forecasters have restricted ability to issue early warnings of them. As a result, to fully understand how CSs are triggered and how they can be correctly forecasted in advance is definitely a very important issue. Storm Relative Helicity (SRH), Convective Available Potential Energy (CAPE), and Energy-Helicity Index (EHI) are significant parameters that are commonly utilized by weather forecasters as tools in prediction and scientific research on torrential rain events; but few studies have proceeded about systematically analyzing and applying these parameters in connection with the characteristics of CSs. Accordingly, this investigation employs the routinely operational information from the Weather Forecast Center at the Central Weather Bureau as a basis for CS forecast research, so as to improve the short-term forecast ability and thus to prevent and mitigate related disasters.

In this study, SRH, CAPE, and EHI are utilized to investigate the climatological characteristics of CSs to attempt to construct a conceptual model for CS prediction under certain synoptic meteorological conditions over northern Taiwan. The associated essential concepts and theories are reviewed first, and then, after quality control being conducted, statistical techniques are applied to the collected data. Verifications on the initial condition and 6-hr and 12-hr forecasts are also made for the SRH based on the sounding data by major numerical models. The primary results indicate that SRH, CAPE, and EHI have great potential in the short-term prediction for CSs over northern Taiwan and can be further promoted in the operational forecast.

**Key words:** Storm Relative Helicity (SRH), Convective Available Potential Energy (CAPE), Energy-Helicity Index (EHI), supercell, streamwise, crosswise, hodograph, box-and-whisker plot.



## 氣象學報季刊

第49卷第1期

出版機關：交通部中央氣象局

地址：10048臺北市中正區公園路64號

聯絡電話：(02)2349-1091

網址：<http://photino.cwb.gov.tw/rdcweb/lib/cd/cd07mb/index.htm>

發行人：辛在勤

出版年月：中華民國101年12月

創刊年月：中華民國44年3月

刊期頻率：季刊

版次冊數：初版400冊

定價：新臺幣200元

印刷者：財團法人伊甸社會福利基金會附設數位資料處理庇護工場

電話：(02)2230-8002

展售地點：五南文化廣場，40042臺中市區中山路6號

電話：(04)2226-0330

國家書店及網路書店，10485臺北市中山區松江路209號1樓

電話：(02)2518-0207 <http://www.govbooks.com.tw>

GPN：2004400001

ISSN：0255-5778

著作財產權屬交通部中央氣象局，著作人格權屬著作人。

本書保留所有權利。

欲利用本書全部或部分內容者，須徵求著作財產權人交通部中央氣象局同意或書面授權。

© All rights reserved. Any forms of using or quotation, part or all should be authorized by copyright holder Central Weather Bureau. Please contact with Central Weather Bureau.[Tel:(02)2349-1091]



# Meteorological Bulletin

(Quarterly)



## CONTENTS

### Articles

A Study on Applying Rainfall Amount Percentile Rank to Typhoon-Related Extremely Heavy Rain Forecast	Huei-Min Wang Tien-Chiang Yeh	(1)
Applying Bayesian Model Averaging to Temperature Probability Forecasts over Taiwan	Yu-Hsuan Chang Ting-Huai Chang Huey-Ru Wu	(17)
Investigation on Characteristics of Devastating Earthquakes Worldwide by the Cumulative Strain Energy Diagram	Hsin-Chieh Pu Kai-Wen Kuo Mei-Yi Ho Cheng-Horn Lin Peih-Lin Leu	(37)
Long-Term Surface Wind Speed Trends over Taiwan between 1961-2008	Chia-Ren Chu Yu-Feng Chang	(51)
An Applied Study on SRH, CAPE, and EHI to Convective Storm Forecast over Northern Taiwan	Ding-Yi Lin	(69)

行政院新聞局出版事業登記證局版台誌字第一類新聞紙類  
中華郵政臺字第一八九三號登記為第一類新聞紙類

二〇〇四〇〇〇一號  
統編



**CENTRAL WEATHER BUREAU**  
64 Gongyuan Road, Taipei 10048  
Taiwan, ROC

ISSN 0255-5778



9 770255 577008

GPN : 2004400001  
定價：新臺幣200元