

台灣地區風速機率分布特性及年最大風速之模擬

李軒誠^{1*} 羅元隆²

^{1*}淡江大學土木工程系研究生

²淡江大學土木工程系助理教授

摘要

台灣地區一年四季受到不同強風侵襲，如夏秋兩季的颱風以及冬季的東北季風。我國建築物耐風設計規範中，建物的風力載重計算均取決於設計風速的大小，因此對於我國特有的本土風速分布特性須以長年累計的風速資料進行統計分析，方可求得恰當的設計風速。本研究選取全台灣 29 個人工氣象觀測站的逐時風速風向資料做為研究對象，觀察各測站的統計特性分佈，計算其逐年統計特性並觀察變化趨勢。亦考慮以颱風為單一事件比較以年份為單一事件之下，不同基礎所造成的統計特性差異。此外，利用 GEVD 極值分佈模型進行各測站的極值分佈分類，指出 Gumbel 分布並非為唯一適合的預測模式。在年最大風速模擬部分，選取赫密轉換法將測站的非高斯特性以直接轉換的方式，模擬多筆的年間十分鐘平均風速，並將極值取出以形成年最大風速分布與實際觀察值作為比較。模擬結果指出，僅以短期資料如 5 年或 10 年，若可適當地假設基本統計特性，則可以數值方法求取具備非高斯特性之極值分布函數。本研究進行模擬所得結果在大多數測站均獲得良好的準確性。

關鍵字：機率分布，極值分布，非高斯，赫密轉換

Keywords: Probability Distribution, Extreme Value Distribution, Non-Gaussian, Hermite-based Transformation

1. 前言

在營建技術逐漸成熟的狀況下，建築物的建造速度逐漸增快，建築物高度亦逐漸增高。當結構物形狀趨近於細長型態的結構時，風力將會控制結構物的動力行為。本研究針對各地區的風速歷時資料進行整理及介紹，並對各地區的風速機率分佈、極值分佈趨勢、以及年最大值趨勢進行研究。

2. 統計特性與極值分佈模型

2.1 機率密度分布函數與極值分佈模型

探討任何一自然現象的發生機率甚或進行設計值的概算時，紀錄該自然現象而得知

的統計特性可由機率密度分布函數決定，並從而衍伸至極值分布理論。由眾多統計文獻可得知，不同自然現象可由各式不同分布型態的機率密度分布函數代表。然而透過了解機率密度分布函數的形狀，可了解其整體特性趨勢。一般來說，可透過估算四個統計參數得知：平均值、標準差、偏態係數、以及峰態係數。其中當偏態係數與峰態係數均為零時，即為一般常用以作為比較的常態分佈函數。計算偏態係數 γ_1 及峰態係數 γ_2 的公式如下：

$$\gamma_1 = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} (x-\mu)^3 f(x) dx}{\sigma^3} \quad (1)$$

$$\gamma_2 = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} (x-\mu)^4 f(x) dx}{\sigma^4} \quad (2)$$

其中 μ 為平均值， σ 為標準差， $f(x)$ 為機率密度分布函數。

本研究使用廣義極值分佈模型 (Generalized Extreme Value Distribution Model, GEVD)，由三個不同參數 κ 、 s 、 l 決定極值分佈函數的趨勢。其方程式可寫如下式：

$$F(x) = \exp \left\{ - \left[1 + \kappa \left(\frac{x-l}{s} \right) \right]^{\frac{1}{\kappa}} \right\} \quad (3)$$

其中 κ 為形狀參數， s 為尺度參數， l 為位置參數。 κ 為主要控制極值分佈模型的參數，當 $\kappa = 0$ 時，式(3)即轉換為 Gumbel Distribution；當 $\kappa > 0$ 時，式(3)即轉換為 Frechet Distribution；當 $\kappa < 0$ 時，式(3)即轉換為 Weibull Distribution。

2.2 各測站基本資料及統計特性

本研究採用的分析資料來源是中央氣象局及大氣研究資料庫的 29 個人工測站逐時風速風向資料，圖 1 表示觀測站所在位置，表 1 為各測站基本資訊。各測站的氣象資料記錄年份不等，大部分的測站記錄時間皆有長達 52 年的觀測資料。

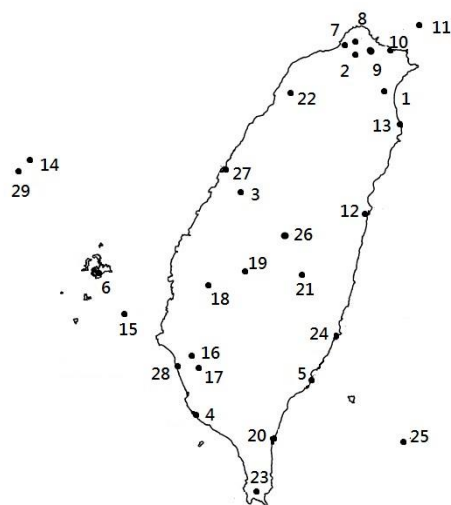


圖 1 觀測站位置圖

表 1 測站基本資料

站名	海拔高度(m)	儀器高度(m)	紀錄年份	總紀錄年份
淡水	19.0	12.2	1977~2012	36
鞍部	825.8	7.3	1961~2012	52
臺北	5.3	33.8	1961~2012	52
竹子湖	607.1	11.0	1970~2012	43
基隆	26.7	34.6	1961~2012	52
彭佳嶼	101.7	12.5	1961~2012	52
花蓮	16.0	12.0	1970~2012	43
蘇澳	24.9	34.0	1982~2012	31
宜蘭	7.2	26.0	1961~2012	52
金門	47.8	1.1	2004~2012	9
東吉島	43.0	9.1	1970~2012	43
澎湖	10.7	14.6	1961~2012	52
臺南	40.8	37.6	1961~2012	52
永康	8.1	9.6	1998~2012	15
高雄	2.3	14.0	1961~2012	52
嘉義	26.9	14.5	1969~2012	44
臺中	84.0	17.1	1952~2012	61
阿里山	2413.4	15.1	1961~2012	52
大武	8.1	12.7	1961~2012	52
玉山	3844.8	9.2	1961~2012	52
新竹	26.9	15.6	1989~2012	24
恆春	22.1	14.3	1961~2012	52
成功	33.5	12.8	1961~2012	52
蘭嶼	324.0	12.5	1961~2012	52
日月潭	1017.5	15.1	1961~2012	52
臺東	9.0	11.4	1961~2012	52
梧棲	31.7	33.2	1976~2012	37
七股	2.9	9.0	2003~2012	10
馬祖	97.8	92.3	2004~2012	9

為順利進行統計特性計算，本研究對 29 個觀測站的資料進行篩選步驟：(1)去除儀器量測誤差不連續數據；(2)去除風速為 0 量測數據。

3. 風速資料統計特性探討

3.1 年趨勢變化

本研究僅針對風速資料進行統計特性之探討，計算逐年之四個統計參數值並將每一測站之逐年統計參數取其平均及標準差，即 $E(\mu)$ 、 $E(\sigma)$ 、 $E(\gamma_1)$ 、 $E(\gamma_2)$ 、 $\sigma(\mu)$ 、 $\sigma(\sigma)$ 、 $\sigma(\gamma_1)$ 、 $\sigma(\gamma_2)$ 。故每一測站均具有八個統計指標作為探討該測站長時間下的逐年變化特性。如表 2 所示可得知，部分測站之非高斯現象十分明顯，甚至逐年偏態與峰態係數之變化亦相當大。若單純以常態分佈函數來進行該測站之模擬時，恐怕會造成嚴重低估或高估的結果。此外，若計算每一測站的年偏態係數曲線以及年峰態係數曲線的相關係數則可得表 2 種最後一欄位之相關性值。大部分的測站均表現出高相關性之特性，表示進行數值模擬時可利用線性關係簡化繁複的模擬非高斯分布流程。圖 2 為 4 個測站的逐年統計參數變化圖。由圖 2 可觀察出逐年變化趨勢於早年，如 1970 ~ 1980 年代變化較為劇烈，近年則較為穩定。

表 2 各測站八項統計指標

	$E(\mu)$	$E(\sigma)$	$E(\gamma_1)$	$E(\gamma_2)$	$\sigma(\mu)$	$\sigma(\sigma)$	$\sigma(\gamma_1)$	$\sigma(\gamma_2)$	相關性
阿里山	1.31	0.97	1.74	6.74	0.31	0.21	0.54	4.94	0.95
鞍部	3.64	2.46	1.78	7.15	0.55	0.38	0.62	5.94	0.88
成功	3.59	2.32	1.00	2.52	0.39	0.36	0.40	3.81	0.87
嘉義	2.40	1.63	1.06	2.36	0.39	0.33	0.36	2.52	0.95
七股	4.45	2.96	0.86	0.81	0.14	0.11	0.17	0.78	0.89
大武	2.94	1.86	0.82	0.86	0.59	0.40	0.22	1.37	0.71
東吉島	8.37	4.78	0.44	-0.52	0.60	0.36	0.14	0.33	0.90
恆春	3.60	2.64	0.87	0.57	0.34	0.29	0.17	0.60	0.96
花蓮	2.72	2.01	0.83	0.16	0.65	0.53	0.12	0.37	0.58
新竹	2.56	1.75	1.52	4.86	0.47	0.22	0.53	5.64	0.93
高雄	2.45	1.68	1.33	4.08	0.38	0.34	0.51	3.59	0.95
基隆	3.25	2.18	0.93	1.89	0.39	0.27	0.31	2.07	0.95
金門	3.21	1.65	0.68	2.02	0.26	0.12	0.32	3.05	0.96
蘭嶼	8.71	4.97	1.21	2.54	1.07	0.55	0.35	2.15	0.96
馬祖	3.96	2.03	0.74	1.19	0.19	0.16	0.24	0.87	0.82
澎湖	4.75	2.74	0.45	-0.30	0.63	0.45	0.15	0.51	0.85
彭佳嶼	7.70	3.58	0.88	3.23	0.61	0.32	0.54	4.07	0.97
蘇澳	2.74	1.78	1.42	5.86	0.15	0.16	0.72	7.37	0.97
日月潭	1.07	1.00	2.07	10.35	0.22	0.11	0.66	7.30	0.96
台中	1.64	1.31	0.89	1.31	0.21	0.27	0.28	2.26	0.92
台南	2.88	1.59	0.79	1.90	0.61	0.19	0.37	1.74	0.93
台北	2.92	1.88	0.56	0.20	0.40	0.27	0.21	1.15	0.71

台東	2.16	1.40	1.54	5.02	0.51	0.33	0.40	8.06	0.89
淡水	2.19	1.52	0.91	1.50	0.49	0.32	0.32	2.33	0.92
梧棲	5.06	3.33	0.79	0.46	0.46	0.48	0.20	0.86	0.90
宜蘭	1.63	1.43	2.13	9.99	0.30	0.16	0.73	9.08	0.94
永康	2.82	1.76	1.04	2.49	0.12	0.09	0.29	1.66	0.83
玉山	5.08	3.20	1.21	2.63	0.83	0.43	0.41	2.22	0.97
竹子湖	2.37	1.94	1.04	0.88	0.55	0.47	0.19	1.30	0.83

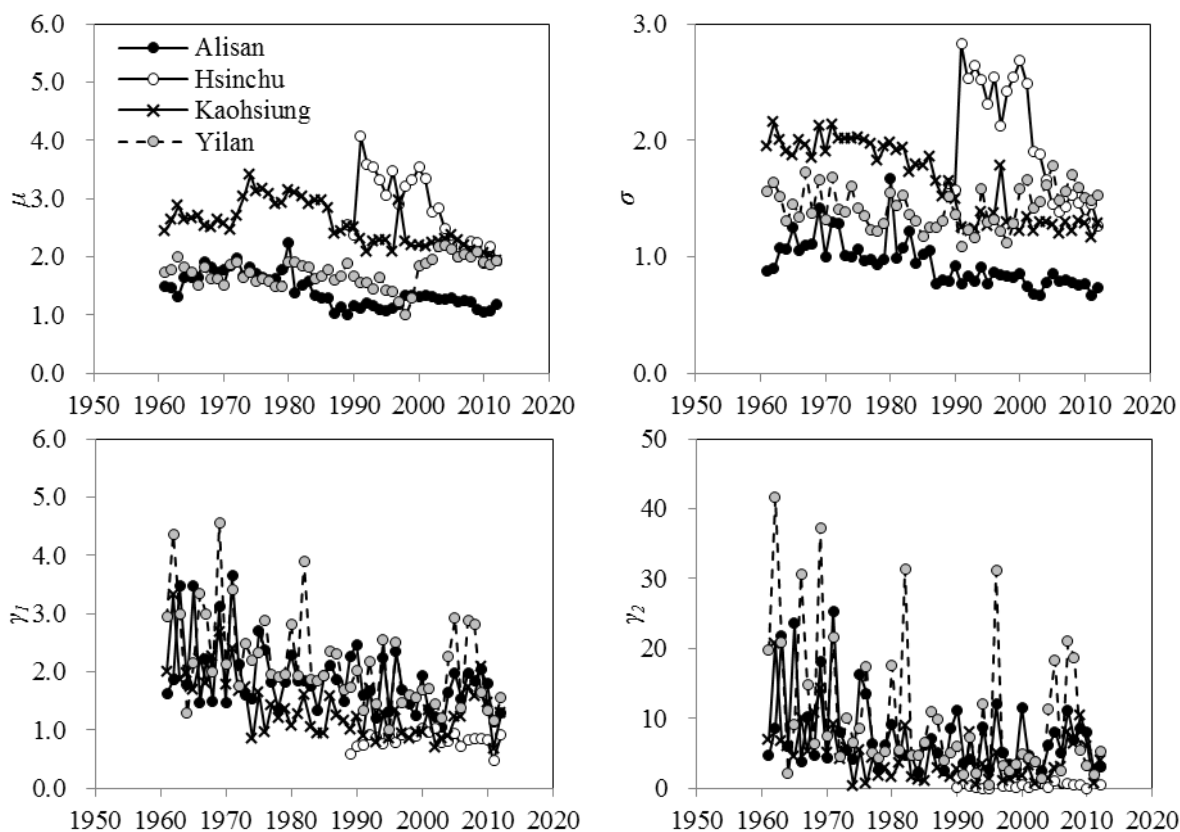


圖 2 逐年統計參數變化圖

3.2 年最大風速分布趨勢

利用式(3)對觀測站進行極值分佈模型分類，表 3 列出 29 個觀測站所識別之參數值，分類之控制條件為 GEVD 模式的 κ 值。在本研究中，若 κ 的絕對值小於 0.1 則視為 Gumbel 極值分佈模型；若 κ 大於 0.1 則視為 Frechet 極值分佈模型；若 κ 小於 -0.1 則視為 Weibull 極值分佈模型。0.1 值的設定則基於 95% 信任區間的 Chi-Square 近似法為根據。由識別的結果來看，其中 5 個測站屬於 Gumbel 極值分佈模型，分別為宜蘭、基隆、彭佳嶼、恆春、成功；15 個測站屬於 Frechet 極值分佈模型，分別為台北、台中、高雄、台東、澎湖、淡水、鞍部、竹子湖、花蓮、蘇澳、東吉島、嘉義、阿里山、大武、成功；9 個測站屬於 Weibull 極值分佈模型，分別為金門、台南、永康、玉山、新竹、日月潭、梧棲、七股、馬祖。

表 3 極值分布模型識別結果

測站名稱	Type	κ	測站名稱	Type	κ
宜蘭	I (Gumbel)	0.02	澎佳嶼	I (Gumbel)	0.07
台北	II (Frechet)	0.31	花蓮	II (Frechet)	0.31
台中	II (Frechet)	0.43	蘇澳	II (Frechet)	0.30
高雄	II (Frechet)	0.12	金門	III (Weibull)	-0.29
台東	II (Frechet)	0.45	東吉島	II (Frechet)	0.35
澎湖	II (Frechet)	0.14	台南	III (Weibull)	-0.17
淡水	II (Frechet)	0.47	永康	III (Weibull)	-0.33
鞍部	II (Frechet)	0.19	嘉義	II (Frechet)	0.11
竹子湖	II (Frechet)	0.35	阿里山	II (Frechet)	0.19
基隆	I (Gumbel)	0.07	大武	II (Frechet)	0.16
玉山	III (Weibull)	-0.25	蘭嶼	I (Gumbel)	0.04
新竹	III (Weibull)	-0.22	日月潭	III (Weibull)	-0.28
恆春	I (Gumbel)	0.02	梧棲	III (Weibull)	-0.07
成功	II (Frechet)	0.30	七股	III (Weibull)	-0.58
馬祖	III(Weibull)	-0.05			

4. 年最大風速模擬

4.1 非高斯轉換法理論背景

本研究中採用非高斯轉換法進行年最大風速分布之模擬。一般來說，風速分布的模擬以年間十分鐘平均風速為變數，利用觀測到的機率密度分布特性進行擬合，方能評估非高斯分布的模擬準確性。本研究採用 Winsterstein (1988)所提出的 Hermite-based 直接轉換法，其數學模式如下所示。

$$y = a \left\{ x + h_3 (x^2 - 1) + h_4 (x^3 - 3x) \right\} \quad (4)$$

$$h_3 = \gamma_1 / (4 + 2\sqrt{1 + 1.5\gamma_2}) \quad (5)$$

$$h_4 = (\sqrt{1 + 1.5\gamma_2} - 1) / 18 \quad (6)$$

$$a = \frac{1}{\sqrt{1 + 2h_3^2 + 6h_4^2}} \quad (7)$$

式(4)中的變數 x 為標準化高斯分布亂數， y 為經轉換而得之非高斯分布亂數；式(4)中的係數則由式(5) ~ (7)以及預設的偏態係數與峰態係數值 γ_1 和 γ_2 代入。將非高斯變數 y 乘上預設的標準差 σ ，再加上預設之平均值 μ ，則可得到具備有四個統計參數的非高斯變數值。

4.2 年最大風速分布之模擬與結果討論

利用 Hermite-based 轉換法配合表 2 中 29 個觀測站的八項指標長期資料特性，進行年最大風速之模擬。以阿里山為例，假設阿里山的年四項統計參數 μ 、 σ 、 γ_1 、 γ_2 均呈現常態分布，則可利用 $E(\mu)$ 以及 $\sigma(\mu)$ 產生 100 組平均值， $\mu_i (i = 1 \sim 100)$ 。同理亦可產生 100 組 σ_i 、 γ_{1i} 、 γ_{2i} 。然而由觀測結果看來， γ_{1i} 、 γ_{2i} 的產生可利用兩者幾乎完全線性之假設進行模擬，亦即 $\gamma_{2i} = \alpha\gamma_{1i} + \beta$ ，其中 α 和 β 由測站決定。此外 γ_{1i} 的產生可假設為對數分布較為接近真實。假設變數 x 為標準常態分佈產生之變數(年間共 52560 個)，配合 μ_i 、 σ_i 、 γ_{1i} 、 γ_{2i} 代入式(4) ~ (8)則可得到評估之非高斯分布亂數，取其最大值則為第 i 組的年最大風速模擬值。將 100 組年最大風速模擬值與該測站觀測到的年最大風速值繪製於 Gumbel Plot 上，則可得到如圖 3 之年最大風速分布模擬值之比較結果。其中選取的另外三個測站分別為新竹、高雄、宜蘭。一般來說，年最大風速分布的模擬曲線可重複數組，並取其多組模擬曲線之平均曲線做為模擬代表，圖 3 中所有模擬曲線為 100 組反覆模擬之平均結果。

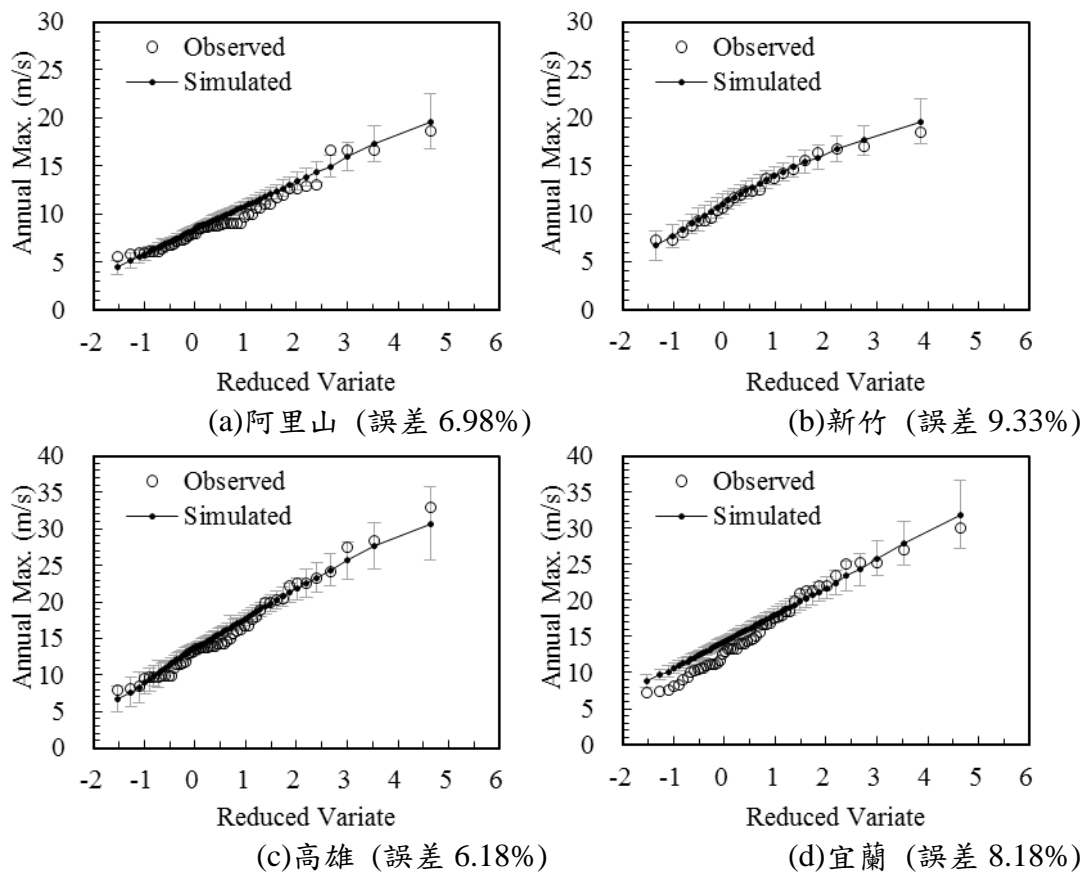


圖 3 年最大風速分布結果比較

圖 3 中所顯示之誤差計算為，測站觀測值所在的約化變數下，觀測值與模擬值相差百分比之總和。以本研究 29 個測站模擬結果來看，多數模擬結果均在 10% 以內。此外，由高約化變數的部分分布看來，均在半個標準差的範圍之內，故若以 50 年或 100 年迴歸期之風速來看，應有不錯的模擬準確度。

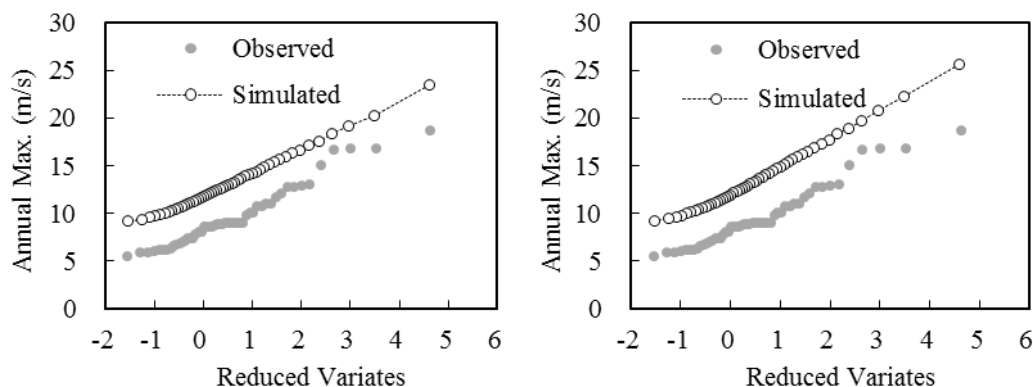
4.3 以短期統計特性模擬長年年最大風速分布之結果與討論

觀察 29 個測站資料可得知，部分測站僅具有短時間如十年左右之數據用以計算其八項統計指標。其指標之可靠性是否可用以表現長年之年最大風速分布之趨勢不得而知，故本研究確定可利用 Hermite-based 轉換法模擬年最大風速後，進一步推測在八項統計指標評估適當的情況之下，即便是短時間的資料，亦可以模擬出不錯的結果。如表 4 所示為阿里山分為數個十年資料之統計指標。

表 4 阿里山十年期統計指標

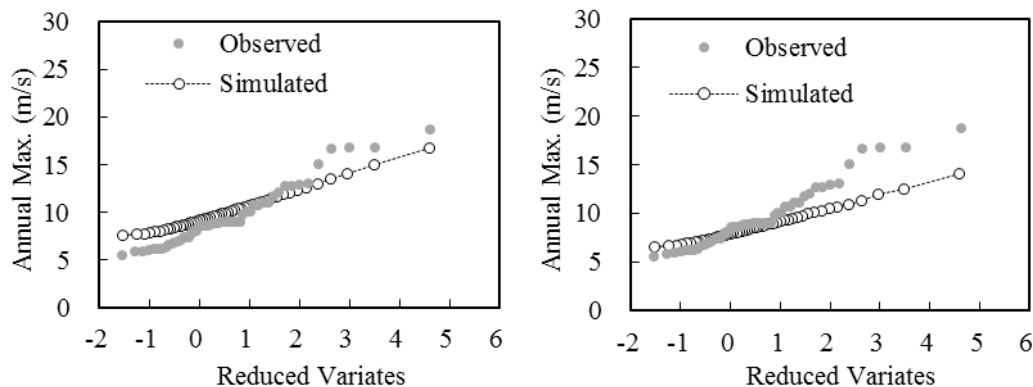
	$E(\mu)$	$E(\sigma)$	$E(\gamma_1)$	$E(\gamma_2)$	$\sigma(\mu)$	$\sigma(\sigma)$	$\sigma(\gamma_1)$	$\sigma(\gamma_2)$
全年(1961~2012)	1.42	0.94	1.88	7.46	0.29	0.20	0.59	5.38
1961-1970	1.55	1.12	1.97	9.3	0.21	0.15	0.79	6.94
1971-1980	1.71	1.15	1.92	8.72	0.16	0.24	0.69	6.63
1981-1990	1.01	0.99	1.74	5.00	0.23	0.14	0.31	2.34
1991-2000	1.13	0.85	1.58	5.24	0.15	0.03	0.40	3.70
2001-2012	1.22	0.77	1.60	6.23	0.10	0.06	0.31	2.38

利用五組的十年統計指標以及上節建議之模擬方式進行年最大風速分布的模擬比較，則可繪製出圖 4 之結果。



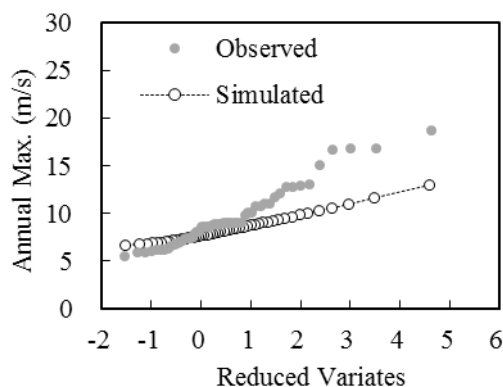
(a) 1961 ~ 1970 為期之統計指標

(b) 1971 ~ 1980 為期之統計指標



(c) 1981 ~ 1990 為期之統計指標

(d) 1991 ~ 2000 為期之統計指標



(e) 2001 ~ 2012 為期之統計指標

圖 4 阿里山十年期之年最大風速分布結果比較

由分析結果看來，前兩個十年模擬結果因 $E(\mu)$ 以及 $E(\sigma)$ 較大而有整體向上偏移的趨勢；1991 ~ 2000 年及 2001 ~ 2012 年為期之模擬則因為 $E(\gamma_1)$ 值較小而在尾端部分無法給予較符合的趨勢。因此若以短期資料評估 50 年或 100 年迴歸期的風速值時，統計特性的確定為十分重要的因子。以短時間資料模擬長年年最大風速分布的部分，其模擬結果在不同期間可看出有些微的差距存在，可能原因為所選擇期間內並沒有強風或是颱風的發生，導致模擬結果趨近於平緩，或在所選年份出現過多的颱風，導致所選年份的模擬結果過大。

5. 結論

本研究選擇台灣 29 個人工氣象觀測站的風速資料進行統計特性的探討與年最大風速分布趨勢的判斷。由八個統計指標 $E(\mu)$ 、 $E(\sigma)$ 、 $E(\gamma_1)$ 、 $E(\gamma_2)$ 、 $\sigma(\mu)$ 、 $\sigma(\sigma)$ 、 $\sigma(\gamma_1)$ 、 $\sigma(\gamma_2)$ 代表之測站統計特性，可利用非高斯轉換法進行數值模擬，進而比較與年最大風速分布觀測值之準確性。模擬結果指出大多數的測站誤差小，僅少數測站有著較為顯著的誤差存在。以短時間資料模擬長年年最大風速分布的部分，其模擬結果在不同期間可看出有些微的差距存在，可能原因為所選擇期間內並沒有強風或是颱風的發生，導致模擬結果趨近於平緩，或在所選年份出現過多的颱風，導致所選年份的模擬結果過大。

參考文獻

- [1] Yuan-Lung Lo, Jun Kanda, "Annual Maximum Wind Simulation Based on Moment Parameter of Parent Distribution", *International Journal of Engineering under Uncertainty: Hazard, Assessment and Mitigation*, 2009, 1(3-4), pp.123-139
- [2] Jun Kanda, Yuan-Lung Lo, Takayuki Wada, "Application of Polynomial Translation Method to Prediction of Annual Maximum Wind Speeds", *Proc. Of 13th International Conference on Wind Engineering*, Amsterdam, 2011, Jul 10-15
- [3] F. Y. Edgeworth, "On the representation of statistics by mathematical formulae (Part1)", *Journal of the Royal Statistical Society*, 1989, 61(4), 670-700
- [4] S. R. Winterstein, "Nonlinear Vibration Model for Extremes and Fatigue", *Journal of*

Engineering Mechanics, 1988, 114, 1772–1790

- [5] Alessio Torrielli, Maria Pia Repetto, Giovanni Solari, "Long-term simulation of the mean wind speed", *Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics*, 2011, 1139-1150