

由臺北港波浪與颱風觀測資料評估氣候變遷影響量

張憲國 國立交通大學土木工程學系 教授
何良勝 交通部運輸研究所港灣技術研究中心 科長
陳志弘 交通部運輸研究所港灣技術研究中心 副研究員
劉勁成 國立交通大學土木工程學系 博士後研究
陳蔚璋 國立交通大學土木工程學系 博士後研究

摘要

為響應國際航海學會 (PIANC) 對氣候變遷造成海事工程之影響議題，本研究針對臺北港長期監測的波浪資料與颱風資料利用多種檢測法 (線性回歸、Seasonal Kendall、EMD) 進行分析，以評估颱風及波浪受氣候變遷影響的顯著性。分析結果顯示臺北港中度颱風侵襲次數有隨著時間增加的趨勢，每 50 年約會增加 1.1 個颱風的侵襲機會。另透過多種趨勢分析方法所獲得的結果顯示臺北港波高年增率為約為 0.0236 m/year。

一、前言

1.1 研究動機與目的

近年來由於全球氣候的改變而使大眾逐漸將研究焦點在放氣候變遷的議題上，交通部運輸研究所為響應國際航海學會 (The World Association

for Waterborne Transport Infrastructure, PIANC) 對氣候變遷造成海事工程之影響探討，亦展開許多相關研究。港灣或海岸工程規劃設計階段或管理營運階段目前已有許多合適的波浪推算模式來做出適當的決策。然而許多波浪推算模式無論是在建立階段或驗證階段皆仰賴往昔的波浪實測資料，因此須考量在氣候變遷的影響下這些模式與數值方法是否會受影響，本研究以臺北港的颱風與波浪實測資料分析其長期變遷趨勢，評估其所受氣候變遷的影響量。

1.2 文獻回顧

在 20 世紀中期以後地表或是海面之溫度隨著時間逐漸升高的現象愈漸明顯。早期所稱「全球暖化」已被「氣候變遷」取代，強調氣候的改變，且不僅止於溫度的變化，其影響所造成海象與環境變化也是需要評估的重點。

在臺灣氣候變遷相關研究中葉

(2012) 發現全球溫室效應增強，氣候變遷現象影響風能潛勢，臺灣西部離岸未來整體風力可能因為氣候變遷影響東北季風減弱。邱 (2012) 以熱帶氣旋動能指數 (Revised Accumulated Cyclone Energy, RACE) 分析西北太平洋颱風活動及其影響因素，並改良 GPI(Genesis Potential Index) 分析模式資料，以解析颱風活動與氣候變遷的關連性。結果顯示臺灣平均每年約增加 0.1 個颱風。近年來氣候變遷所造成的極端氣候現象已是必須面對的議題，聯合國提出了減緩以及調適作為回應之方案，歐盟的海岸帶調適管理中整合性海岸帶管理策略引導各國合作，提供了多種技術、經驗以及經費的補助，並提醒各沿海成員國海岸帶管理與國土安全的直接連結，使各成員國願意投入各個不同層級的海岸帶管理策略行動之中。

在資料趨勢分析技術的往昔研究中，往昔已有許多研究採用最小二乘法求得回歸係數這種方法進行趨勢的分析 (Woolf et al., 2003)，然而 Sen(1968) 即提出這種方法容易導致誤判且其結果的可靠度受限於常態分布的母體樣本。Hirsch et al.(1982) 分析河川水質資料，顯示大部分水質項目成偏態分佈。Hirsch et al.(1984) 指出，當資料呈非常態分佈或有缺漏資料情況，適合應用無母數檢定法，無母數法較

具有顯著之效率且呈現之結果也較不受離群值影響。

Mann-Kendal 趨勢檢測為無母數方法，為 Mann(1945) 以及之後的 Kendall(1975) 所提出，能針對資料進行趨勢偵測。此法能處理缺漏值。Hirsch 與 Slack(1984) 應用此方法分析季節性資料的變遷趨勢，之後為國外研究學者廣為採用於水質趨勢分析之無母數方法。Mann Kendall 趨勢偵測被廣泛的應用在相關的環境科學研究中，例如雨量 (Yue and Hashino, 2003)、水質 (郭與李, 2004; Raika et al., 2003; Walker, 1991; Zipper et al., 2002)、氣溫 (吳志剛, 2000)、海水面抬升與大氣變化 (Audiffren, 2000) 等長期趨勢分析。Hirsch 等人 (1982) 針對 Mann-Kendall 趨勢檢定法提出修改，提出能應用於有週期特性樣本資料的 Seasonal Kendall 趨勢檢定法。

二、侵台颱風長期變化趨勢

日本氣象廳 RSMC-Tokyo Center 有針對往昔熱帶氣旋提供較完整的中心資訊，故本研究依據日本氣象廳所發布 1951 年至 2013 年西太平洋熱帶氣旋的路徑及氣壓資料進行整理，並建立颱風資料庫以評估各港長期受颱風侵襲的紀錄。

颱風中心與目標點的距離為颱風侵襲與否的主要判斷因子，本研究首

先以臺北港為目標點，並以不同的距離門檻值篩選颱風，若颱風中心接近臺北港的距離小於門檻值，則將其標記為侵台颱風，並將影響臺北港這段期間內的最低中心氣壓依中央氣象局所劃分的颱風規模做分級，以評估該颱風所屬級別。中央氣象局所定義颱風級別可分為四類：1. 熱帶低壓；2. 輕度颱風；3. 中度颱風；4. 強烈颱風。將各場颱風依據距離門檻值與颱風規模進行篩選，可計算出每年侵襲臺北港的颱風次數，再依一階線性回歸找出每年次數的長期趨勢如下表：

表 1 臺北港 1951 年至 2013 年颱風侵襲次數趨勢

	門檻值 300km	門檻值 500km	門檻值 1000km
所有熱帶低壓	0.0169	0.0061	0.0159
強烈颱風	0.0006	-0.0016	-0.0020
輕度颱風	0.0008	-0.0031	-0.0054
中度颱風	0.0155	0.0213	0.0281

表 1 顯示三種距離門檻值對應各種不同颱風規模的資料集所統計出 1951 年至 2013 年歷年侵襲臺北港次數的趨勢分析結果，整體而言除中度颱風以外，強烈颱風與輕度颱風的變化趨勢相對較小。較具有明顯趨勢變化的中度颱風以 300、500 與 1000km 為門檻值的趨勢分析結果可發現，中度颱風侵襲臺北港次數有明顯的增加，

每年增加率平均約為 0.022 次 / 年，以現有颱風紀錄而言每 50 年約會增加 1.1 個颱風的侵襲機會，圖 1 為中度颱風侵襲臺北港的歷年紀錄與一階線性回歸後的趨勢線，該線斜率為 0.0213(門檻值設為 500km)。

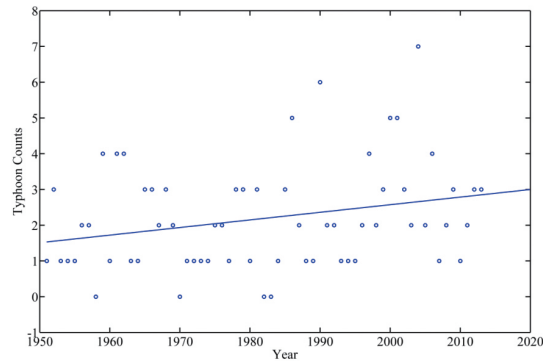


圖 1 中度颱風侵襲臺北港次數的趨勢分析 (500km 門檻值)

三、波浪長期變遷趨勢

3.1 趨勢分析

波浪資料採用交通部運輸研究所的波浪觀測資料來進行分析。不同於颱風一年平均出現 3 至 4 個的獨立事件，波浪現象為一連續的時間序列。若要評估其長期變化趨勢，可用數值方法來進行評估。趨勢偵測法中最簡單的方式即是採用一階線性回歸方式進行資料回歸，如式 (1) 與式 (2)：

$$y(t) = a_1 t + b_1 \quad (1)$$

$$y(t) = a_2 t + b_2 \sin(2\pi / 12t + c_2) + d_2 \quad (2)$$

式 (2) 中有共有四個係數 a_2 、 b_2 、 c_2 、 d_2 ，亦可經由最小二乘法進行推求。雖然這種回歸型式有機會可分離出季節性影響，但與所有回歸方式相同，此法仍會因為母體樣本內的雜訊而產生偽造的趨勢結果。Mann-Kendall 趨勢檢測法是一種無母數方法，能針對時間序列資料做相對趨勢的檢測。此法能處理母體樣本中有缺漏的狀況。在隨機資料不存在趨勢的假設狀況下，樣本 $Y = (y_1, y_2, y_3, \dots, y_n)$ 為 n 個獨立且同樣為隨機分布的變數。可以定義一測試統計量 S

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(y_j - y_k) \quad (3)$$

其中

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} +1 & \text{if } x > 0 \\ 0 & \text{if } x = 0 \\ -1 & \text{if } x < 0 \end{cases} \quad (4)$$

在樣本無趨勢的假設下，當 $n \rightarrow \infty$ 趨近於無窮大時 S 的分布應為對稱的常態分布，且其平均值應為 0，變異量 V_S^2 應為

$$V_S^2 = n(n-1)(2n+5)/18 \quad (5)$$

可導出雙尾檢驗

$$Z = [S - \text{sgn}(S)]/V_S \quad (6)$$

若以 $\alpha/2$ 為顯著水準，若 $|Z| < Z_{\alpha/2}$ 成立則顯示此樣本符合原假設狀況（無趨勢），若不成立則代表樣本帶有顯著

趨勢，且 Z 值為正代表有增加趨勢，反之則具有降低的趨勢。

Hirsch 等人 (1982) 針對 Mann-Kendall 趨勢檢定法提出修改，提出 Seasonal Kendall 趨勢檢定法，將 m 個季節的個別檢定結果合併，並以式 (7) 計算全部統計量 S'

$$S' = \sum_{j=1}^m S_j \quad (7)$$

其中 S' 為測試統計量，而 S_i 為 Mann-Kendall 趨勢檢定法在 i 季的統計量 ($i = 1, 2, 3, \dots, m$)。整體統計量應為對稱的常態分布，且其平均值應為 0，變異量 $V_{S'}^2$ 應為

$$V_{S'}^2 = \sum_{i=1}^m V_{S_i}^2 + \sum_{i=1}^{m-1} \sum_{k=i+1}^m \text{cov}(S_i, S_k) \quad (8)$$

其中 S_i 、 S_k 分別為 Mann-Kendall 趨勢檢定在第 i 、 k 季的統計量， $\text{cov}(S_i, S_k)$ 為 S_i 、 S_k 的共變異數 (covariance)，若為獨立變量則可簡化為

$$V_{S'}^2 = \sum_{i=1}^m V_{S_i}^2 \quad (9)$$

而 Seasonal Kendall 趨勢檢定法的常態檢定變量 Z' 為近似標準常態分布並定義如

$$Z = \begin{cases} \frac{S'-1}{V_{S'}^2} & \text{if } S' > 0 \\ 0 & \text{if } S' = 0 \\ \frac{S'+1}{V_{S'}^2} & \text{if } S' < 0 \end{cases} \quad (10)$$

其中 S' 為正值表示為遞增趨勢，負值為遞減趨勢。

除了上述線性回歸與無母數分析外，另以經驗模態分解法對長期波高資料來進行分析。我國黃鐸院士所提出之經驗模態分解法 (Empirical Mode Decomposition method, EMD) 為希伯特 - 黃轉換 (Hilbert-Huang Transform, HHT) 的程序之一，被認定對於獲得非平穩 (non-stationery) 以及非線性 (nonlinear) 訊號的趨勢擁有良好效果。

EMD 法是將訊號分解成多個本質模態函數 (Intrinsic Mode Function, IMF) 及一個均值趨勢 (mean trend)，每個 IMF 皆需滿足下列兩個條件：1. 整筆資料中，局部極大值 (local maxima) 與局部極小值 (local minima) 的數目之和與跨零點 (zero-crossing) 的數目要相等或是最多相差一個。2. 在任一

時間點上，由局部極大值所定義的上包絡線 (upper envelope) 與局部極小值所定義的下包絡線 (lower envelope)，所得到之均值為零或幾乎為零。此外 Rilling 等人 (2003) 提出篩選程序中新的停止準則 (stopping criterion) 以避免篩選程序的篩選次數過多而破壞本質模態函數的特性。本研究採用 Rilling 等人 (2003) 所提出的新停止準則來實作經驗模態分解，針對不同取樣方式的波浪記錄資料進行模態分解，並選用各模態外之殘差來進行趨勢分析。

3.2 分析結果

本研究蒐集臺北港波浪資料自 1996 年至 2013 年共 18 年，將逐時資料進行一階線性回歸可獲得逐時資料的趨勢線，如圖 2 所示。圖中趨勢線之斜率為 0.000063，換算為年增率則

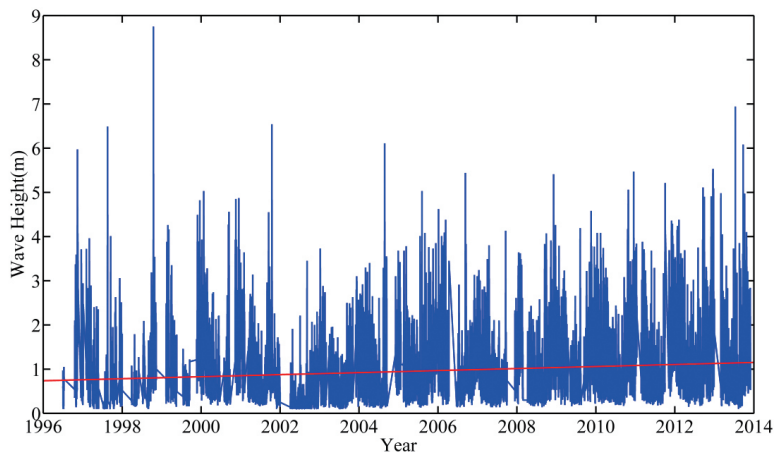


圖 2 臺北港逐時波浪資料與其趨勢線

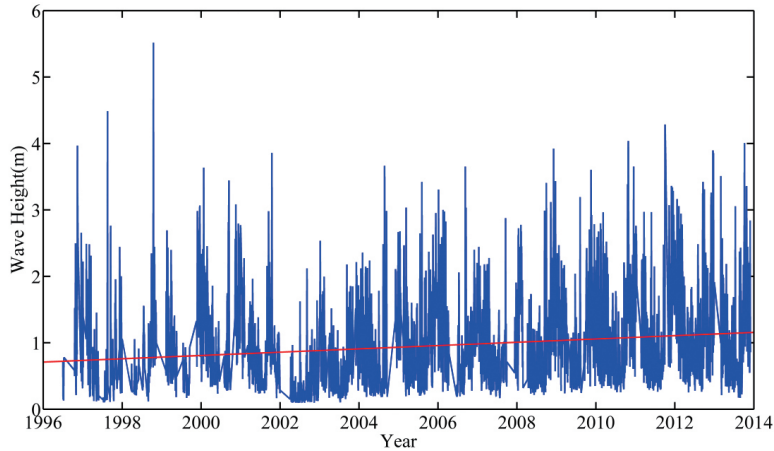


圖 3 臺北港日平均波浪資料及其趨勢線

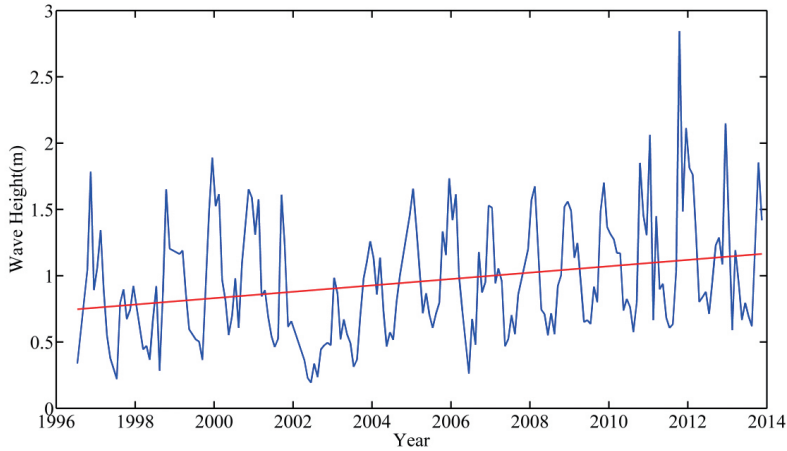


圖 4 臺北港月平均波浪資料及其趨勢線

為 0.0230m/year ，顯示臺北港逐時波浪資料的長期趨勢呈現些遞增情況。將逐時資料進行日平均分析後進行分析的結果如圖 3，將圖中趨勢線之斜率換算為年增率為 0.0248m/year 。以月平均波高來進行長期趨勢分析則可繪製如圖 4，將圖中趨勢線之斜率換算為年增率為 0.0240m/year 。此外以年平均波高

來進行長期趨勢分析則可繪製如圖 5，圖中趨勢線年增率為 0.0166m/year 。

為能比較不同取樣方式對長期波高趨勢的影響，另採用波高的日平均資料、月平均資料及年平均資料來進行分析。以 EMD 分解後的趨勢分量進行一階線性回歸可獲得資料的長期變遷趨勢，在逐時資料分析中其趨勢分

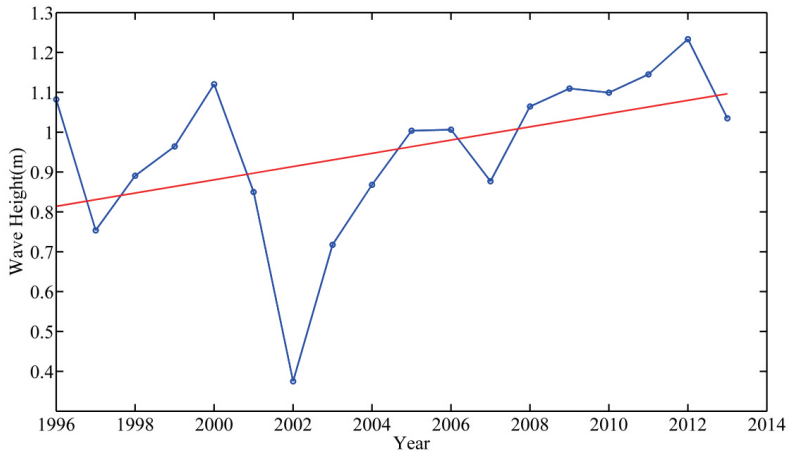


圖 5 臺北港年平均波浪資料及其趨勢線

量的年增率為 0.0262m/year，日平均資料為 0.0132m/year，月平均資料的年增率為 0.0286m/year，年平均資料的年增率為 0.0043m/year。其中可發現月平均波浪資料的趨勢分量有明顯分為為兩段不同特性，若以 2005 年為界可發現 1996 至 2005 年的趨勢略為遞減，其年增率為 -0.011m/year。而 2005 年至 2013 年的趨勢則為遞增，其年增率為 0.0586m/year。

另外除了以上述一階線性回歸方式來估算的年增率，本研究並採用 Mann-Kendall 趨勢檢測法來進行檢定，其結果顯示在顯著水準 0.05 下，臺北港的波浪資料在各種取樣方式包括逐時、日平均、月平均與年平均皆顯示原假設狀況不成立，即皆歸納為有趨勢的資料。為進一步考量季節性變化影響下的波浪長期變化趨勢，本

研究採用考慮季節性變化的 Seasonal Kendall 趨勢檢定法，將每年 3~5 月、6~8 月、9~11 月及 12~2 月分為四個季節指標，在顯著水準 0.05 的情況下，臺北港月平均波浪資料不符合原假設，是為一含有趨勢的資料集，其年增率經計算為 0.0236m/year。

經上述多種趨勢檢定方法與不同波高取樣方式所分析的結果如表 2 所示，其結果顯示以逐時取樣、日平均、月平均或年平均等取樣方式所計算出來的年增率皆為正值，雖然各種取樣方式不同造成年增率有所差異，但整體而言臺北港自 1996 年至 2013 年間的波浪趨勢是屬於遞增的。而各種方法與取樣方式的比較可以發現，線性回歸在不同取樣方式下其回歸結果相近，僅年平均有較大的差異，而 EMD 法所得到的趨勢分析結果在不同取樣

方式下有較大的差異。本研究所分析的結果臺北港波高年增率為 0.0116 至 0.0286 m/year。但若以趨勢檢定法的特性而言，無母數分析的 Seasonal Kendall 趨勢檢定法可適用於資料缺漏與週期性變化的情形，其分析結果臺北港波高年增率為 0.0236m/year 應較具代表性。

表 2 臺北港長期波浪趨勢分析結果

分析與取樣方式	年增率 (m/year)
逐時資料線性趨勢	0.0230
日平均線性趨勢	0.0248
月平均線性趨勢	0.0240
年平均線性趨勢	0.0116
Seasonal Kendall 月平均趨勢檢定	0.0236
EMD 趨勢分析 (逐時)	0.0262
EMD 趨勢分析 (日平均)	0.0132
EMD 趨勢分析 (月平均)	0.0286
EMD 趨勢分析 (年平均)	0.0043

四、結論

對近 60 年內侵襲臺北港颱風做相關統計與趨勢分析後發現只有中度颱風侵襲次數有隨著時間增加，輕度颱風與強烈颱風則無明顯趨勢。中度颱風侵襲臺北港的年增加率平均約為 0.022 次/年，以現有颱風紀錄而言每 50 年約會增加 1.1 個颱風的侵襲機會。透過多種趨勢分析方法所獲得的結果顯示臺北港波高年增率為 0.0116

至 0.0286 m/year。但若以趨勢檢定法的特性而言，無母數分析的 Seasonal Kendall 趨勢檢定法可適用於資料缺漏與週期性變化的情形，其分析結果臺北港波高年增率為 0.0236 m/year 較具代表性，顯示臺北港自 1996 年至 2013 年間的波浪趨勢是屬於遞增的。

參考文獻

1. 吳志剛，「氣候變遷對高屏溪流域水資源衝擊之探討」，國立成功大學水利及海洋工程研究所碩士論文 (2000)。
2. 郭鎮維、李建堂，「翡翠水庫上游集水區水質趨勢分析」，地理學報，第三十八期，111-128(2004)。
3. 葉弘德，「氣候變遷對台灣西部離岸風能潛勢與發電量之影響評估」，台灣大學生物環境系統工程學研究所碩士論文 (2012)。
4. 邱品竣，「西北太平洋地區颱風活動研究：與氣候變遷之關係」，中國文化大學地學研究所博士論文 (2012)。
5. Audiffren, N.(2000)"Mann-Kendall data tests for Ozone 1995-1999 data series at the PUY de Dome and in the AUVERGNE Region(France)," Tropospheric Ozone Research Annual Report 2000, 43-93.
6. Hirsch, R. M., Slack, J. R. and Smith,

- R. A.(1982)"Techniques of trend analysis for monthly water quality data," *Water Resources Research*, 18, 1, 107-121.
7. Hirsch, R. M. and Slack, J. R.(1984)"A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence," *Water Resources Research*, 20, 6, 727-732.
 8. Huang, N. E., Shen, Z., Long, S. R., Wu, M.L., Shih, H.H., Zheng, Q., Yen, N.C., Tung, C.C. and Liu, H.H.(1998)"The empirical mode decomposition and Hilbert spectrum for nonlinear and nonstationary time series analysis," *Proc. Roy. Soc. London A*, 454, 903-995.
 9. Kendall, M. G.(1975)"Rank Correlation Methods," London: Charles Griffin.
 10. Mann, H. B.,(1945)"Non-parametric tests against trend," *Econometrica*, 13, 245-259.
 11. Raïke, A., Pietilainen, O. P., Rekolainen, S., Kauppila, P., Pitkanen, H., Niemi, J., Raateland, A. and Vuorenmaa, J.(2003)"Trends of phosphorus, nitrogen and chlorophyll a concentrations in Finish rivers and lakes in 1975-2000," *The Science of the Total Environment*, 310, 47-59.
 12. Rilling, G., Flandrin, P. and Goncalves, P.(2003)"On empirical mode decomposition and its algorithm," *Proc. IEEE-EURASIP Workshop NonLinear Signal Image Process*.
 13. Sen, P. K.(1968)"Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau," *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1379-1389.
 14. Walker, W. W.(1991)"Water quality trends at inflows to Everglades National Park," *Water Resources Bulletin*, 27, 1, 59-72.
 15. Woolf, D. K., Cotton, P. D. and Challenor, P. G.(2003)"Measurements of the offshore wave climate around the British Isles by satellite altimeter," *Phil. Trans. R. Soc. Lond. A*, 361, 27.
 16. Yue, S. and Hashino, M.(2003)"Long term trends of annual and monthly precipitation in Japan," *Journal of the American Water Resources Association*, 39, 3, 587-596.
 17. Zipper, C. E., Holtzman, G. I., Darken, P. F., Gildea, J. J. and Stewart, R. E.(2002)"Virginia USA water quality, 1978 to 1995: regional interpretation," *Journal of the American Water Resources Association*, 38, 3, 789-802.