

# 臺灣地區基本設計風速於太平洋年代際振盪時期之趨勢探討

吳鴻昌<sup>1\*</sup> 張景鐘<sup>2</sup>

<sup>1\*</sup> 國立臺灣海洋大學河海工程學系 碩士

<sup>2</sup> 國立臺灣海洋大學河海工程學系 教授

## 摘要

近年全球氣候變遷加劇，極端氣候事件頻率與強度明顯上升。IPCC 指出，溫室氣體排放導致海表溫度升高，進一步強化熱帶氣旋的發展條件，造成颱風強度增強與生命週期延長。臺灣現行基本設計風速仍沿用 1947–1991 年侵臺颱風資料，已無法反映現今環境變化與氣候風險。本研究依據太平洋年代際振盪（PDO）將 1958–2024 年分為三期，選取具代表性測站，採超越門檻值法擷取颱風期間最大 10 分鐘平均風速，繪製累積機率分布並進行 K-S 檢定，探討三期風速變化與趨勢，並對未來建築耐風設計提出更新建議，以提升規範之安全性與時效性。

**關鍵字：**臺灣基本設計風速、太平洋年代際振盪（PDO）、Gumbel 分布、K-S 檢定

Keywords: Basic design wind speed in Taiwan, Pacific Decadal Oscillation (PDO) , Gumbel distribution, K-S test

## 1. 前言

隨著全球暖化與氣候變遷趨勢日益明顯，極端氣候事件如強風、暴雨與颱風的發生頻率與強度逐年上升，對建築物與基礎設施之風力抵抗能力提出更高挑戰。根據聯合國政府間氣候變遷專門委員會（IPCC）報告指出，自工業革命以來溫室氣體大量排放造成全球氣溫升高，進一步導致海水表面溫度（SST）上升，提供熱帶氣旋更多能量，進而強化其發展與持續時間[10]。

臺灣位於西北太平洋颱風路徑上，長期受強風災害威脅，現行《建築物耐風設計規範》所採用之基本設計風速係依據 1947–1991 年間 128 場侵臺颱風之最大十分鐘平均風速資料，透過 Gumbel 分布推估 50 年重現期風速而來[5]，至今已沿用超過三十年。然而，隨氣候環境劇烈變遷與觀測技術進步，現行設計值已與實際風場條件產生明顯落差，亟需進行重新評估與修正。

近年許多研究針對風速極值統計方法與氣候指標對風場影響展開探討，如蔡益超與林宗賢（1984）首先提出以 Gumbel 分布擬合侵臺颱風風速資料[1]，張景鐘（1995）以多種極值分布函數進行 K-S 檢定與參數擬合，確認 Gumbel 分布為最適模式[2]。鄭啟明等人（2002）則採用超越門檻值法與廣義極值分布（GEV）探討颱風風速特性[3]，羅元隆（2015）亦以 GEV 與蒙地卡羅模擬改良設計風速估算[6]。此外，氣候變率指標如太平洋年代際振盪（Pacific Decadal Oscillation, PDO）之相位變化已證實與西北太平洋熱帶氣旋生成位置、強度與頻率密切相關

[4][8][9]，進一步影響東亞地區風場分布與風災風險。因此，本研究蒐集臺灣地區 1958–2024 年間之颱風期間風速資料，依據 NOAA 公布之 PDO 指數將樣本分為 1958–1976、1977–1998 與 1999–2024 三期，採用超越門檻值法（POT）以 10 m/s 為門檻值擷取最大 10 分鐘平均風速，繪製累積機率分布曲線並以 Gumbel 分布進行擬合與 K-S 檢定，進一步推估三個 PDO 時期之 50 年回歸風速趨勢。研究結果可提供未來《建築物耐風設計規範》修訂之參考，強化設計風速評估之科學性與現代氣候適應性。

## 2. 研究方法

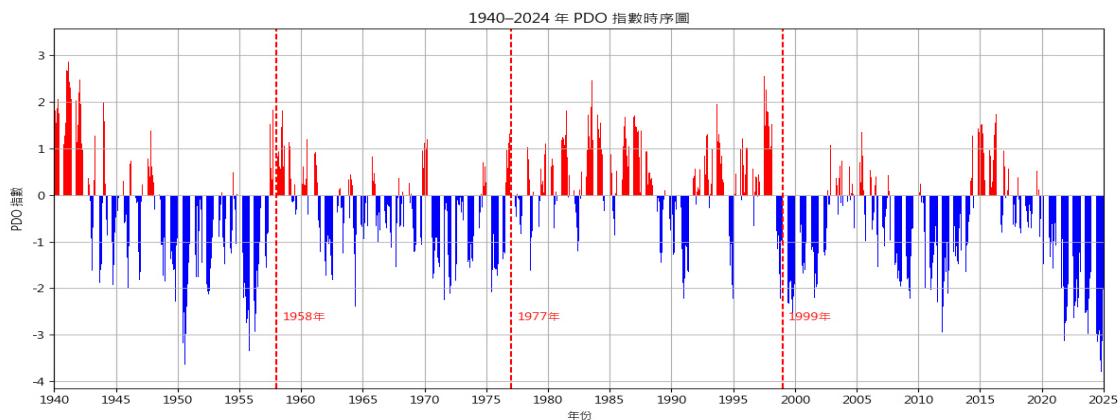
本研究旨在探討太平洋年代際振盪（PDO）對臺灣地區基本設計風速之影響，研究期間涵蓋 1958 年至 2024 年。首先依據 PDO 指數將整體研究期間區分為三個階段，各階段資料分別進行統計與極值分析，以呈現氣候振盪對風速分布的影響。研究採用超越門檻值法，擷取每年颱風期間極端風速資料，設定 10 m/s 為門檻值，以取得代表性極端風速樣本。接著使用甘保分布作為統計模型，透過動差法進行參數估計，推導各時期 50 年重現期之設計風速。為驗證模型適配性，進行 K-S 檢定，檢定甘保分布對樣本資料的適合度，確認模型應用之可靠性。最終比較三個 PDO 時期內不同測站之極值風速變化趨勢，分析各時期臺灣地區基本設計風速，探討臺灣地區基本設計風速之趨勢關聯，觀察不同時期變化，為往後建築物耐風設計規範之調整與強化提供科學依據，以提升國內建築與基礎設施在面對極端氣候風場條件下之安全性。

### 2.1 太平洋年代際振盪分期

太平洋年代際振盪（Pacific Decadal Oscillation, PDO）是一種以 20 至 30 年為週期的海氣耦合現象，主要反映於北太平洋中高緯度地區的海表溫度異常分布，其正負相位對西北太平洋颱風活動及大氣環流具有顯著調控作用，當 PDO 指數呈正相位時，北太平洋中東部海域海溫偏暖，西太平洋與臺灣東部海域則相對偏冷，呈現典型「東暖西冷」的海溫異常分布型態。此時熱帶對流與降雨中心傾向東移，可能影響西北太平洋的環流結構與垂直風切條件，進而導致部分年份台灣附近颱風生成頻率減少，風場能量分布亦出現空間變異。當 PDO 為負相位時，北太平洋中東部海溫偏冷，西太平洋與台灣附近則偏暖，對流活躍區西移，使得西北太平洋颱風活動頻率與強度可能增加，對台灣風場影響顯著。根據美國國家環境資訊中心（NCEI）所發展的 PDO 指數，是以 NOAA 的延伸重建海表溫度資料為基礎，並透過時空回歸技術，將觀測的海溫資料投影至 Mantua 等人所定義的 PDO 空間模態[7]，進而計算 PDO 指數的時間序列。研究採用太平洋年代際振盪（PDO）指數作為氣候背景依據，根據過去相關文獻所界定之階段性轉折時間點[7]–[9]，進行時序分期，詳細分期內容如表一所示，分期結果亦如圖一所示。

表一: PDO 指數分期

分期	期間	PDO 相位
第一期	1958–1976 年	負向位
第二期	1977–1998 年	正相位
第三期	1999–2024 年	負向位



圖一: PDO 指數時序分期

## 2.2 風速資料蒐集與校正

風速資料主要取自中央氣象署轄下地面氣象觀測站，包括臺灣本島及離島地區共計 27 座代表性測站，涵蓋自西元 1958 年至 2024 年 209 場之颱風期間最大 10 分鐘平均風速資料，資料期間長達 67 年，涵蓋不同氣候變異時期，具長期統計分析代表性。各測站風速觀測資料經中央氣象署紀錄整理，本研究依據《建築物耐風設計規範》要求，統一進行，觀測高度統一換算至 10 公尺標準高度；地表粗糙度類型 C (開闊地) 標準化處理；統一單位為公尺每秒 (m/s)。依下列公式計算：

$$V_{10} = V_z \left(\frac{10}{Z}\right)^\alpha \quad (1)$$

式中  $V_{10}$  為換算至高度 10 公尺之風速 (m/s),  $V_z$  為風速計於高度  $Z$  所量測之風速 (m/s),  $Z$  為風速計安裝之高度 (m),  $\alpha$  為平均風速之垂直分布法則的指數，與地表粗糙度相關，常見取值範圍約為 0.10 至 0.40。

## 2.3 資料篩選與測站選定

針對侵臺期間 1958-2024 年間 209 場颱風之最大 10 分鐘平均風速資料，設定門檻值為 10 m/s，進行極端風速樣本篩選，以提升極值統計擬合之代表性與穩定性。為了確保 Gumbel 分布擬合結果之可信度，本研究設定各測站於單一 PDO 時期內樣本數需達 20 筆以上方納入極值統計分析。若樣本數不足 20 筆者，則排除該時期分析，以避免小樣本量導致的參數偏差。考量地理代表性、資料完整性及後續設計風速推估需求，最終選定下列 14 座測站作為分析對象：彭佳嶼、鞍部、基隆、宜蘭、花蓮、成功、大武、蘭嶼、日月潭、玉山、高雄、恆春、澎湖、東吉島。

## 2.4 動差法推估 Gumbel 分布參數 ( $\mu$ 、 $\beta$ )

基於 1958 年至 2024 年間侵臺期間之颱風最大 10 分鐘平均風速資料，以數據進行校正，並依據太平洋年代際振盪 (PDO 指數分期)，將資料劃分為三個時期 (1958-1976、1977-1998、1999-2024)，於各期各測站分別進行 Gumbel 分布極值統計分析。極值分布之擬合參數推估採用動差

法，以動差法作為參數擬合的技巧，針對 Gumbel 分布的兩項參數則需要兩個統計值作為必要條件，故參數的擬合為：

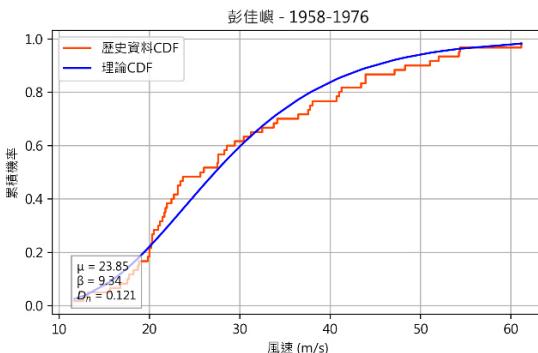
$$\beta = \frac{\pi}{\sqrt{6}\sigma} \quad (2)$$

$$\mu = \bar{X} - \frac{0.5772}{\beta} \quad (3)$$

式中  $\beta$  為尺度參數， $\mu$  為位置參數， $\bar{X}$  為極值平均值， $\sigma_x$  則為極值標準差。

## 2.5 繪製實際與理論累積機率分佈圖

為檢視 Gumbel 分布對侵臺期間颱風最大 10 分鐘平均風速樣本資料之擬合程度，針對篩選後之 14 個代表性測站，分別於三個 PDO 相位期間（1958–1976、1977–1998、1999–2024）繪製風速累積機率分布圖，內容包括，歷史資料 CDF 階梯狀曲線（以經驗機率方式排序繪製）及 Gumbel 理論分布累積機率曲線（Theoretical Gumbel CDF）。上述兩者於同一圖中重疊繪製，藉以視覺化比較各期各測站實測資料與理論分布間之擬合差異。由圖形可直觀判斷 Gumbel 分布是否能有效捕捉各階段風速極值樣本之統計特性。以圖二彭佳嶼 1958–1976 示意。



圖二：實際與理論累積機率分佈圖示意圖

## 2.6 Kolmogorov – Smirnov 檢定

Kolmogorov–Smirnov (K-S) 檢定是一種常用的適合度檢定方法，用來判斷樣本是否符合某個理論分布，也可用於比較兩組樣本是否來自相同分布。在單一變量的 K-S 檢定中，檢定目的是確認樣本是否服從某一理論累積分布函數（Cumulative Distribution Function, CDF），如常態分布或指數分布等。首先，針對樣本資料  $x_1, x_2, \dots, x_n$ ，可計算出其對應的經驗分布函數值  $F_n(x_i)$ ，並與理論分布函數值  $F_0(x_i)$  比較，計算兩者的絕對差異：

$$d_i = |F_n(x_i) - F_0(x_i)|; i = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

其中， $D_n$  表示每個樣本點在實際累積分布與理論分布之間的距離。接著定義 K-S 檢定 統計量為所有距離中的最大值，即：

$$D_n = \sup_{i=1,2,\dots,n} d_i \quad (5)$$

此外，p-value 可量化此統計量的顯著性，其代表在虛無假設下出現觀察值或更極端差異的機率。其近似計算方式如下：

$$p \approx Q_{KS}(\sqrt{n} \cdot Dn) \quad (6)$$

式中，n 為樣本數， $\sqrt{n} \cdot Dn$  為其標準化後的形式； $Q_{KS}$  為 Kolmogorov 分布的互補累積分布函數 (Complementary Cumulative Distribution Function)，表示在虛無假設成立下，統計量大於等於觀察值之機率，亦即本檢定的 p-value。研究針對 1958–1976、1977–1998、1999–2024 三個 PDO 相位時期及整體期間 1958–2024 進行 K-S 檢定，並以檢定所得之 p-value 作為判斷擬合優劣之依據。K-S 檢定衡量實測累積分布函數與理論 Gumbel 分布函數之最大差異，進而計算出對應之 p-value，若其值顯著小於顯著水準 (如 0.05 或 0.01)，則表示樣本與 Gumbel 分布之間存在顯著差異，反之則可接受 Gumbel 分布為合理模型。表二結果顯示，依據各測站於 1958–1976、1977–1998、1999–2024 三個 PDO 相位期間及 1958–2024 整體期間所進行之 K-S 檢定結果顯示，分期資料之 p-value 皆大於 0.05，表示在 5% 常用顯著水準下無法拒絕 Gumbel 分布作為理論模型之虛無假設，故可視為統計上可接受；其中樣本數較多之測站如彭佳嶼、蘭嶼與東吉島，其三期 p-value 普遍落在 0.3 至 0.9 之間，顯示 Gumbel 分布與實測風速資料擬合度穩定，統計表現一致，然而成功測站於 1999–2024 期間之 p-value 為 0.0387，介於 5% 與 1% 之間，在 5% 水準下達拒絕門檻但未達 1% 水準，屬於邊緣情形，建議後續分析中應審慎處理此類樣本之極值推估結果，進一步觀察整體期間 (1958–2024) 合併樣本之檢定結果可發現，部分測站如基隆、宜蘭、花蓮、成功其 p-value 分別為 0.046、0.0188、0.0031、0.0081 與 0.0241，均低於 5% 顯著水準，其中花蓮、成功測站更低於 1%，表示其合併樣本與 Gumbel 分布之間存在統計上顯著差異，無法接受 Gumbel 分布為合理擬合模型，此一結果可能由三項因素造成，首先為不同 PDO 時期之氣候背景與風速分布特性差異顯著，合併後資料異質性上升，導致整體分布偏離標準 Gumbel 特性，其次為分期風速極值之偏態與尺度變化不同，合併後將使分布型態不再具一致性，最後由於樣本數倍增使 K-S 檢定臨界值下降，導致檢定更為敏感，即便為小幅偏差亦可能產生統計拒絕結果。

表二：各期 K-S 檢定 p-value

測站	彭佳嶼	鞍部	基隆	宜蘭	花蓮	成功	大武	蘭嶼	日月潭	玉山	高雄	恆春	澎湖	東吉島
1958–1976	0.257	0.772	0.240	0.180	0.190	0.527	0.269	0.921	0.973	0.668	0.759	0.856	0.787	0.454
1977–1998	0.957	0.828	0.395	0.193	0.591	0.310	0.706	0.586	0.762	0.945	0.180	0.169	0.135	0.969
1999–2024	0.756	0.505	0.662	0.777	0.088	0.039	0.490	0.999	0.997	0.427	0.697	0.468	0.623	0.424
1958–2024	0.692	0.881	0.046	0.019	0.003	0.008	0.080	0.902	0.770	0.625	0.024	0.237	0.057	0.302

## 2.7 回歸風速計算

在極值理論中，回歸期風速是指平均每 T 年出現一次的極端風速事件，其機率為  $1/T$ 。本研究以超越門檻值法，所篩選之高於 10m/s 風速極值樣本，採用 Gumbel 分布進行統計擬合，並直接使用其累積分布函數（CDF）推估回歸期風速，不考慮颱風發生率。公式如下：

$$U_{50} = \mu - \beta \times \ln \left( -\ln \left( 1 - \frac{1}{T} \right) \right) \quad (7)$$

依據公式(4)，針對 14 座選定測站於三個 PDO 時期（1958–1976、1977–1998、1999–2024）進行 50 年回歸期設計風速  $U_{50}$  推估。推估結果表三，列出各測站於不同時期之  $U_{50}$  數值，以供後續風速變化趨勢討論。

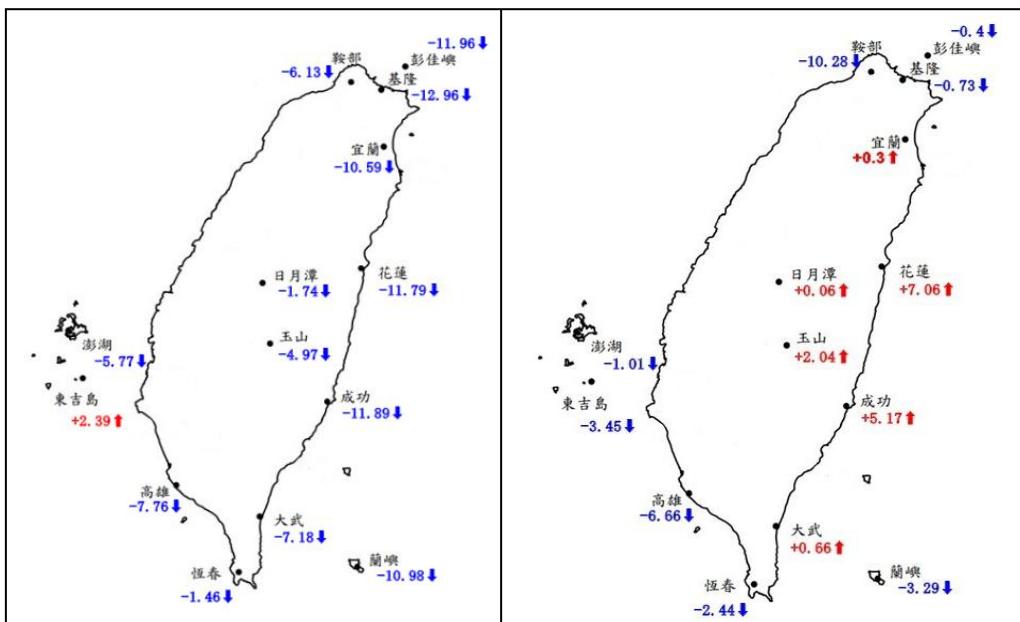
表三: PDO 時期回歸風速(m/s)

測站	彭佳嶼	鞍部	基隆	宜蘭	花蓮	成功	大武	蘭嶼	日月潭	玉山	高雄	恆春	澎湖	東吉島
1958-1976 $U_{50}$	60.29	43.69	37.35	39.66	38.48	41.12	27.7	65.93	21.12	37.59	32.32	25.64	29.07	40.4
1977-1998 $U_{50}$	48.33	37.56	24.39	29.07	26.69	29.23	20.52	54.95	19.38	32.62	24.56	24.18	23.3	42.79
1999-2024 $U_{50}$	47.93	27.28	23.66	29.37	33.75	34.4	21.18	51.66	19.44	34.66	17.9	21.74	22.29	39.34

## 2.8 回歸風速趨勢分析

根據本研究對三個不同 PDO 相位期間，1958–1976（第一期）、1977–1998（第二期）、1999–2024（第三期）三個時期之 50 年重現期風速（ $U_{50}$ ）之回歸期風速  $U_{50}$  分析結果顯示，早期（1958–1976 至 1977–1998）多數測站風速普遍呈現下降，顯示該時期極端風場略有趨緩；然而進入近年（1999–2024），部分地區如花蓮、成功與玉山等測站之風速呈現上升趨勢，顯示該區域近年極端風速變化可能受氣候變異或區域性因素所影響。圖三(左)呈現 1977–1998 年相較 1958–1976 年間的  $\Delta U_{50}$  變化結果，顯示全臺風速普遍下降的趨勢。14 座測站中有 13 站出現顯著衰減，其中基隆（-12.96 m/s）、成功（-11.89 m/s）、花蓮（-11.79 m/s）等東部與北部沿海地區降幅最大，顯示該時期極端風場趨緩為全臺一致性現象。此一時段對應於 PDO 由負轉正相位，儘管理論上熱帶氣旋活動可能增強，但實際颱風登陸路徑與強度分布卻未轉化為極端風速的提升，反映出氣候背景與地區性風場間存在複雜交互作用。唯一例外為東吉島（+2.39 m/s），可能因其離島地理位置、面向開放海域，受局部強風事件主導所致。圖三(右)所示 1999–2024 年相較 1977–1998 年之  $\Delta U_{50}$  變化趨勢，呈現西部東部差異性。其中，東部與中央山脈地區如花蓮（+7.06 m/s）、成功（+5.17 m/s）、玉山（+2.04 m/s）等測站出現明顯風速上升，而西南部與外島地區如高雄、東

吉島、蘭嶼等地則持續衰減。風速上升集中於臺灣東側的分布型態，可合理解釋為地形迎風面效應與風場通道效應的共同結果。臺灣東部沿海面向西北太平洋，為典型颱風迎風區域，當強颱自東部逼近或登陸時，受中央山脈抬升與通道加速作用，往往造成東部海岸風速顯著強化。而近年來強颱生成位置偏東、結構更緊湊，可能使得東部地區承受更強烈風壓與突風事件，進而拉高統計回歸風速。



圖三:(左)第一期至第二期趨勢(右)第二期至第三期趨勢 (m/s)

### 3. 結論

本研究針對 1958 至 2024 年間臺灣地區基本設計風速於三個太平洋年代際振盪 (PDO) 相位期間進行分析，結果顯示風速變化具有明顯的時期性與區域性差異。東部與高海拔地區如花蓮、成功與玉山，在第三期（1999–2024）風速明顯上升，反映氣候變遷導致風場能量重分布；相對地，西部測站如高雄、鞍部、東吉島則呈現長期下降趨勢，日月潭與宜蘭則趨勢平穩，顯示不同地區風場受氣候系統影響程度不一。

K-S 檢定結果顯示，Gumbel 分布對於三個分期的樣本多數皆具良好擬合性，但一旦將資料合併為全期樣本，擬合效果明顯下降，部分測站甚至出現顯著不適配，顯示風速資料具有時序上的分布差異，不可忽略。這也說明在極值統計建模時，若不考慮分期變異，將可能低估風速變動風險或錯誤估計回歸期風速。

整體而言，風速變化呈現非線性波動，第一期偏高、第二期下降、第三期於特定地區再度回升，特別是東部與山區最為明顯，反映出氣候變異下臺灣風場已非靜態條件。現行《建築物耐風設計規範》所依據之 1947–1991 年資料雖具有保守性，卻未涵蓋完整 PDO 循環，亦無法反映近年風場異常或極端事件潛勢。

因此，研究建議，未來設計風速應採用分期統計模式進行估算，並配合滾動修正機制，以反映氣候變遷下的實際風場變化，同時針對部分全期不擬合情形，應考慮導入 GEV 等具形狀參數之分布模型，以提升設計依據的彈性與穩健性，確保結構安全與經濟效率並重。

#### 4. 參考文獻

- [1] 蔡益超, 林宗賢。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, 1984 年。
- [2] 張景鐘。臺灣風力載重規範中相關係數之可靠度研究, 國科會專題研究報告, NSC83-2211-E-019-001, 1995 年。
- [3] 鄭啟明, 吳重成, 陳若華 《建築物風力規範之研究 (I) 》, 內政部建築研究所專題研究計畫報告 957-01-3166-7, 2002 年。
- [4] 許晃雄, 羅資婷, 洪致文, 洪志誠, 李明營, 陳雲蘭等。氣候自然變異與年代際變化。大氣科學, 40 (3), 249–266, 2012 年。
- [5] 內政部建築研究所, 《建築物耐風設計規範及解說》, 內政部, 2014 年。
- [6] 羅元隆。建築耐風設計規範風速模式探討及設計風速修訂研究, 內政部建築研究所研究報告, 2015 年。
- [7] Mantua, N. J., Hare, S. R., Zhang, Y., Wallace, J. M., & Francis, R. C.. A Pacific interdecadal climate oscillation with impacts on salmon production. Bulletin of the American Meteorological Society, 78(6), 1069–1079, 1997.
- [8] Liu KS, Chan JCL. Inactive period of western North Pacific tropical cyclone activity in 1998–2011. J Climate. 26:2614–2630, 2013.
- [9] Zhao HK, Wang CZ. Interdecadal modulation on the relationship between ENSO and typhoon activity during the late season in the western North Pacific. Clim Dyn. 29:1–14, 2015.
- [10] IPCC, *Climate Change 2021: The Physical Science Basis*, Intergovernmental Panel on Climate Change, 2021.