暖化下設計暴雨之變化及其不確定性來源 之量化分析

CHANGES OF DESIGN RAINFALL STORM UNDER GLOBAL WARMING AND QUANTITATIVE ANALYSIS OF UNCERTAINTY SOURCES

國家災害防救科技中心 助理研究員 **劉 俊 志*** Jun-Jih Liou

摘要

本研究探討氣候變遷設計暴雨之變化及其各種不確定性分析。使用國內 TCCIP 產製之 IPCC 第六次評估報告全球氣候模式之統計降尺度日雨量推估資料,評估暖化下重現期設計 暴雨之變化,並透過變異數分析量化比較各種不確定性來源,包括各種全球氣候模式、排放 情境以及水文機率分布設定。

本研究結果指出,全台8縣市各五公里代表網格之百年重現期設計暴雨改變率之所有全 球氣侯模式系集平均,於全球暖化程度2°C與4°C下1日降雨延時之結果分別為0%~43% 與11%~66%,8縣市網格之平均結果則分別為19%、37%,於全球暖化程度2°C與4°C下 2日降雨延時之結果分別為4%~29%與20%~64%,8縣市網格之平均結果則分別為27%、 43%;三種不確定性來源之貢獻程度則以全球氣候模式為最大因素,其相對於總不確定性之 平均貢獻度高達58%。

關鍵詞:氣候變遷、設計暴雨、不確定性。

* 國家災害防救科技中心助理研究員 231 新北市新店區北新路三段 200 號 9 樓 · jjliou@ncdr.nat.gov.tw

54

CHANGES OF DESIGN RAINFALL STORM UNDER GLOBAL WARMING AND QUANTITATIVE ANALYSIS OF UNCERTAINTY SOURCES

Jun-Jih Liou* National Science and Technology Center for Disaster Reduction

ABSTRACT

The purpose of this study is to investigate the changes of design rainfall storm due to climate change. The study used IPCC AR6 projection data, which was statistically-downscaled daily rainfall produced by TCCIP, to quantitatively assess the changes of specific return-period design rainfall intensity under global warming by hydrological frequency analysis. Additionally, analysis of variance was used to quantify and compare various sources of uncertainty, including different global climate models, emissions scenarios, and hydrological assumptions of probability density functions.

The results had shown that the multi-model ensemble means of changed rates of 1-day design rainfall for 100-year return period in 8 counties cross Taiwan were respectively increased $0\% \sim 43\%$ and $11\% \sim 66\%$ under global warming level 2 °C and 4 °C. The average results of the 8 counties are 19% and 37% under global warming level 2 °C and 4 °C, respectively. For 2-day rainfall duration, the results of the changed rates of design rainfall in 8 counties were respectively increased $4\% \sim 29\%$ and $20\% \sim 64\%$ under global warming level 2 °C and 4 °C. The average results of the 8 counties are 27% and 43% under global warming level 2 °C and 4 °C, respectively. Among the three sources of uncertainty, the contribution from global climate models is the largest, with an average contribution being up to 58%.

Keywords: Climate change, Design rainfall storm, Uncertainty.

Liou, J.J.* (2025). "Changes of Design Rainfall Storm Under Global Warming and Quantitative Analysis of Uncertainty Sources." *Journal of Taiwan Agricultural Engineering*, 71(2), 54-73. <u>https://doi.org/10.29974/JTAE.202506_71(2).0004</u> 一、緒論

1.1 研究動機

水文頻率分析之設計暴雨為國內水利工程、水土 保持工程、交通與橋梁等之規劃設計參考依據。常見 防洪設施之保護標準整理如圖 1,以 200 年重現期之 淡水河堤防與捷運防洪保護標準為最高,並以2年重 現期之下水道與鄉道路面排水防洪保護標準為最低, 顯見水文頻率分析設計暴雨之應用範圍極為廣泛,且 為至關重要。近年高溫事件與極端強降雨頻繁發生, 同時 IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change, 聯合國政府間氣候變遷專門委員會)報告亦指出 AR6 (the 6th Assessment Report, IPCC 發佈之第六次評估報 告) 最嚴重暖化下全球陸地區域 10 年重現期降雨事 件之強度將增強 30%、發生頻率將增加為 2.7 倍 (如 圖 2 所示; IPCC, 2021)。因應氣候變遷影響, 美國海 洋暨大氣總署已發佈 NOAA Atlas 15 計畫於 2022 年 ~2027年建立權威性的全國氣候變遷降雨頻率結果, 以支持全國各州和地方基礎設施的工程設計。全球暖 化可能增加坡災與水災之危害與風險,而依照台灣現 行的防洪保護標準,在全球暖化程度 (Global Warming Level, 簡稱 GWL) 1.5 °C、2 °C 或 4 °C 下之 設計降雨可能會增加,暖化下極端降雨發生頻率也可 能將增加,相關議題值得關注,且不容忽視。

天氣預報(周)與長期預報(月至季)將隨著預報的天數增加,其不可預報度也相對提高(中央氣象署,2024)。而氣候變遷未來推估的時間尺度更長(數十年至百年)為全球氣候模式(Global Climate Models,GCMs)情境式模擬推估結果,其與天氣預報

不同,因此不能針對特定年份時刻之未來推估溫度與 降雨進行預報準確性評估,參考 IPCC 報告之作法 (IPCC,2021)可採用 GWL 下某 20 年之氣候變化, 進行暖化影響衝擊評估。未來推估資料隨著 GCMs 與 溫室氣體排放情境不同而不同,氣候值之基期設定 (年份區間)與下游衝擊評估模式之選擇,亦對暖化衝 擊評估結果有顯著影響,因此氣候變遷研究難以避免 存在較高的不確定性。圖 2 數據為多 GCMs 之系集平 均結果,可用以呈現未來推估之平均趨勢變化;除此 之外,IPCC 亦建議以「未來推估之非常可能的範圍 (例如多 GCMs 模式推估的第 5 百分位數~第 95 百分 位數)」表達未來推估之不確定性範圍;林等人 (2021a) 量化不確定性來源 (例如 GCMs、溫室氣體排放情境、 自然變異),以上幾種方式均有助於進一步釐清氣候變 遷研究的不確定性問題。



圖 2 暖化下全球陸地區域 10 年重現期 1 日降雨之強度與 發生頻率之改變 (資料出處: IPCC, 2021)



圖 1 防洪設施保護標準 (資料出處:經濟部水利署水利規劃試驗所·2006;內政部建築研究所·2006;內政部營建署·2013; 交通部·2013;交通部·2017;交通部·2021) 我國積極回應聯合國永續發展目標之「氣候行動」 目標,著眼於完備減緩與調適行動。2023年修正之氣 候變遷因應法於第一章第3條定義「氣候變遷風險: 指氣候變遷衝擊對自然生態及人類社會系統造成的可 能損害程度。氣候變遷風險的組成因子為氣候變遷危 害、暴露度及脆弱度」。本研究認為透過氣候變遷說 計暴雨改變之評估,可量化氣候變遷危害因子,進一 步了解氣候變遷風險,為氣候變遷調適規劃之必要事 前工作,本文研提之量化分析將有助於了解全球暖化 對設計暴雨特性之改變,有利於氣候變遷調適工作之 推動。

1.2 文獻回顧

由於 AR4 多數 GCM 時間解析度最精細至月,但 月雨量無法滿足極端降雨與洪水頻率分析之需求,因 而月雨量需配合天氣衍生器 (或暴雨序率模擬)一起 使用,用以產製未來日 (或時) 雨量。相關國內文獻如 下: 謝等人 (2004) 使用 AR4 共 3 個 GCMs 月雨量資 料評估洪水增加量,淡水河流域之未來短、中、長期 三個時期設計暴雨均為增加趨勢;林等人 (2011) 使 用 AR4 24 個 GCMs 之系集平均加減一倍標準偏差之 月降雨,評估北、中、南區之未來設計流量變化,未 來 100 年重現期 1 日與 2 日設計暴雨均為增強;游與 郭 (2017) 使用 AR4 與 AR5 多 GCMs 之月資料, 評 估未來五大流域 100 年重現期 1 日與 2 日之設計暴 雨,未來設計暴雨均呈現增加,目 AR4 與 AR5 之結 果無顯著差異;陳與陳 (2021) 使用 AR4 共2 個 GCMs 月雨量資料評估高屏地區淹水潛勢,兩個 GCMs 世紀 末百年重現期降雨分別呈現增加與減少,凸顯 GCMs 模式間之差異。

直接使用 AR4 未來推估日雨量評估未來重現期 降雨改變之文獻如下:黃與謝 (2010) 使用 AR4 MRI 日雨量資料研究石門水庫集水區於 21 世紀末之各種 重現期設計暴雨之改變,在未來各重現年的最大一、 三日雨量皆為偏低於過去值;Huang et al. (2012) 與黃 等人 (2014) 使用 AR4 共5 個 GCMs 日雨量資料進行 台灣四分區 1 日~3 日年極大暴雨之降雨頻率分析,結 果顯示台灣中、南與東區 21 世紀中與世紀末重現期 降雨強度呈現增加趨勢,北區則為減少。

相較於 AR4, AR5 與 AR6 有更多 GCMs,且其 時間解析度精細至日,因此無須採用類似 AR4 月雨量 配合天氣衍生器產製日雨量之作法,而可直接應用 AR5 與 AR6 未來日雨量進行多 GCM 之綜合評估,文 獻如下:童等人 (2019) 使用 AR5 多 GCMs 日雨量評 估世紀末設計暴雨之改變,世紀末相同設計暴雨深度 相較於基期,呈現發生頻率增加的趨勢,應用日資料 多 GCMs 模式的特性,則可得到世紀末設計暴雨深度 變化統計可信度範圍 (95%區間值);林等人 (2021b)、 林等人 (2022) 與楊等人 (2023) 使用 AR5 多 GCMs 日雨量資料評估未來設計暴雨之改變,世紀中 RCP4.5 與 RCP8.5 多 GCMs 中位數呈現各重現期 1 日~5 日 設計暴雨為增加,且未來設計暴雨改變率將隨著重現 期增加而變大,此外 TCCIP (Taiwan Climate Change projection Information and adaptation knowledge Platform,臺灣氣候變遷推估資訊與調適知識平台計 畫) 網站並以 AR5 多 GCMs 第1、2、3 個四分位之結 果,表示未來設計暴雨改變率之不確定性;蘇等人 (2024) 指出 AR6 ACCESS-CM2 年最大1日雨量評估 近未來與世紀末極端降雨事件之超越機率,近未來每 十年發生一次之降雨事件在世紀末約2年~3年便會 發生一次;許等人 (2024) 使用 AR6 多 GCMs 日雨量 評估全球暖化程度2℃、4℃下之10年與50年重現 期距1日降雨量之改變,多GCMs中位數結果呈現兩 種重現期降雨量之改變均為增加趨勢,隨著全球暖化 程度加劇則重現期降雨改變增加,且隨著重現期增大 則降雨改變增加,GWL4℃情境下,10年重現期距 降雨量,已接近現今氣候 50 年重現期距降雨量; IPCC (2021) 以1850年~1900年為基期(用以推估工業革 命前的全球平均表面溫度),全球陸地區域 10 年重現 期1日降雨強度於GWL2℃與4℃將分別增強14% 與30%。

GCM 模式資料經過動力降尺度後可以產製時雨 量資料,相較於日雨量資料,時雨量資料能對極端降 雨特性有更準確的量化評估,相關文獻如下:童等人 (2019)使用 AR5 MRI 時雨量評估世紀末設計暴雨之 改變,世紀末設計暴雨深度相對於基期而言,全台 (除了中部、東部少部分區域之外)大致呈現增加; Chang et al. (2022)使用 AR5 d4PDF+4K 時雨量資料 分析台灣北、中、南、東四大流域 100 年重現期 24 小 時與 48 小時設計暴雨的改變,於 2051 年~2110 年 設計暴雨增幅約 10%~40%。

從上述國內文獻回顧可得知,氣候變遷對國內重 現期設計暴雨之影響,在各種 AR4、AR5、AR6 推估 資料下,大多為強度增強(謝等人,2004;林等人, 2011;Huang et al.,2012;黃等人,2014;游與郭, 2017;IPCC,2021;陳與陳,2021;林等人,2021b; 林等人,2022;楊等人,2023;許等人,2024)、頻率 增加(童等人,2019;蘇等人,2024)之趨勢,但隨著 各研究區域以及使用 GCM 推估資料與分析方法之不

同,結果均有顯著差異。在氣候變遷對國外設計暴雨 強度改變之文獻方面, Forestieri et al. (2018) 使用 EURO-CORDEX CMIP5 共11 組 RCMs 未來推估資料 分析義大利西西里未來重現期暴雨之改變,結果顯示 世紀中增幅約為17%~66%,世紀末增幅約為26%~ 86%; Mamoon et al. (2019) 使用 CMIP5 共 61 個 GCMs 未來推估資料研究卡達百年重現期暴雨的改變,結果 顯示其於世紀中與世紀末將增幅約 50%; Tabari (2020) 使用 24 個 CMIP5 GCMs 的推估資料研究世紀末 30 年 重現期暴雨之變化,9 成以上的全球陸地區域均顯示 未來極端降雨將增強,此外,潮濕地區相較於乾燥地 區之極端降雨增強更為顯著; Kim et al. (2020) 使用 2 個 CMIP5 GCMs 的 16 組系集模擬推估資料,世紀中 南韓各地區 30 年重現期暴雨之系集中位數增加約-10%~+30%,多數區域暴雨為增加趨勢。在氣候變遷 對國外設計暴雨發生頻率改變之文獻方面, Fadhel et al. (2017) 使用 AR4 RCM HadRM3 共11 組系集模擬 推估資料分析英國西約克郡極端暴雨的發生頻率,基 期50年重現期暴雨於世紀末發生頻率將改變為11~19 年一遇; Kharin et al. (2018) 使用 26 個 CMIP5 GCMs 推估資料分析發現,全球各地區基期(全球暖化程度 1°C) 20年重現期暴雨在全球暖化程度 1.5°C 下之發 生頻率將增加1%~24%,而基期50年重現期暴雨在 全球暖化程度 2.0 °C 下之發生頻率將增加 3%~66%; Martel et al. (2020) 使用三個 CMIP5 巨型系集模擬 (共140 組) GCMs 分析世紀末全球各地百年重現期降 雨的頻率變化,結果顯示未來極端降雨事件的頻率會 增加,北美東部平均增加約4~5倍,歐洲平均增加約 2~4倍。

氣候變遷水文研究之不確定性來源常見如 GCMs、排放情境、自然變異、降尺度技術、模式偏差 修正、水文模式與參數等 (童與李,2005;陳等人, 2012; 劉等人, 2012; Chandra et al., 2015; Shahabul Alam & Elshorbagy, 2015; Wang et al., 2020; 林等 人, 2021a; Zhao et al., 2022), 林等人 (2021a) 針對 台灣年雨量之不確定性來源 (GCMs、排放情境、自然 變異)評估其對於總不確定性之個別貢獻程度,其中 以 GCMs 為占比最大,意即 GCMs 是最主要的不確定 性來源 (Shahabul Alam & Elshorbagy, 2015; Wang et al., 2020; Zhao et al., 2022)。若探討未來降雨頻率分 析之改變,不確定性來源除了包括 GCMs 與排放情境 之外,尚有基期與水文機率分布之設定等,例如 TCCIP 網站 AR6 之基期為 1995 年 ~ 2014 年, AR5 則為 1986 年~2005年; Fadhel et al. (2017)使用8組基期探討 其對未來設計暴雨之影響,結果顯示不同基期設定之 結果差異很大; Kharin et al. (2018)、Tabari (2020)、 IPCC (2021)與 Zhao et al. (2022)則假設年極大值暴 雨符合一般極端值分布;林等人 (2011)與楊等人 (2023)則假設年極大值暴雨符合皮爾遜第三型分布; Fadhel et al. (2017)與 Kim et al. (2020)則假設年極大 暴雨符合甘保分布; Forestieri et al. (2018)則假設年極 大暴雨符合三參數對數常態分布。國內前人研究已探 討未來設計暴雨之改變,但甚少進行不確定性來源之 量化比較,臺灣區域降雨特性相當獨特,若能有進一 步之不確定性量化分析,將有益於後續風險評估與調 適策略之擬訂。

1.3 研究目的

前人研究指出,有關台灣未來設計暴雨改變之研 究,前人已使用 AR4 未來推估月及日雨量、AR5 未來 推估月及日雨量、AR6 未來推估日雨量等進行相關評 估,然而,仍有諸多方面可以持續進行與強化,例如 「百年重現期1日與2日降雨延時設計暴雨為河川溢 堤風險之重要危害因子(游與郭,2017; Chang et al., 2022),其暖化下之變化值得探討」,或者是「不確定 來源之量化比較」以及「不同水文機率分布假設之對 未來設計暴雨之影響」。文獻指出,GCMs 經常為最 主要之不確定性來源,故而國內外均建議綜整多 GCMs 之系集模擬結果以作為後續政策擬定之參考依 據,本研究採用有多 GCMs 之 AR6 統計降尺度未來 推估日雨量資料,不但在空間解析度上可提供5公里 資料,時間解析度可提供1日與2日降雨延時之年最 大雨量,同時,多GCMs之未來推估日雨量資料也足 以進行不確定性量化分析。

本研究使用 AR6 未來推估日雨量探討百年重現 期1日與2日降雨延時設計暴雨之改變,並比較三種 不確定性來源 (GCMs、排放情境、水文機率分布之設 定),除了量化未來設計暴雨之改變,亦量化各不確定 性來源對總不確定性之貢獻,可做為後續氣候變遷風 險評估與調適規劃之參考。

二、研究資料

全球 GCMs 未來日雨量之原始空間解析度約為數 十公里至數百公里,無法滿足國內多數應用領域進行 區域衝擊模擬之需求,因此有必要透過空間降尺度技 術產製更精細尺度之未來日雨量。本研究使用各種全 球暖化程度 (包括 GWL 1.5 ℃、2.0 ℃、3.0 ℃以及 4.0 °C) 之未來日雨量推估資料係出自 TCCIP 產製之 AR6 統計降尺度五公里網格資料(林等人,2023),其 中,AR6 全球氣候模式多數以 SSP1-2.6、SSP2-4.5、 SSP3-7.0、SSP5-8.5 四種溫室氣體排放情境(是將共 享社會經濟路徑 Shared Socioeconomic Pathways 與代 表濃度路徑 representative concentration pathways 搭配, 簡稱 SSP)進行模擬,而 SSP1-2.6 為全球試圖達成永 續發展目標、低碳排之情境,於 2100 年可能達到低於 全球升溫 2 °C 之目標,而 SSP5-8.5 則為全球高經濟 發展、無氣候政策、高碳排之情境,於 2100 年全球升 溫可能高達 3.3 °C ~ 5.7 °C。目前 TCCIP 網站上(林 等人,2023)提供各種全球暖化程度之系集資料 (GCM-SSP),系集模擬數目統計如表 1 所示,以 GWL 1.5 °C 之系集資料數 110 為最多,並以 GWL 4.0 °C 之 系集資料數 31 為最少。

本研究基期時段參考 IPCC (2021) 設為 1995 年 ~2014年,TCCIP 網站已參考不同全球暖化程度下各 GCM-SSP之時期,將未來日雨量推估資料儲存為CSV 檔案格式供使用者線上申請,可直接下載使用,相當 便利。

六都為台灣重要政經都會區,加上宜蘭縣與花蓮

縣共8個縣市氣象站之鄰近五公里網格(如表2所示) 之挑選,本研究認為可大致代表台灣北、中、南、東 區域氣候特性,進而依據降雨頻率分析之步驟,計算 基期與未來之重現期設計暴雨,進一步計算其未來降 雨改變率(Changed Rate,簡稱 CR,示意圖如圖3), 定義如下式,

$$CR = \frac{x_{T,Future} - x_{T,Baseline}}{x_{T,Baseline}} \times 100\% \qquad (1)$$

其中, $x_{T,Baseline}$ 代表某一 GCM 基期之設計暴雨,而 $x_{T,Future}$ 則代表某種 GWL 下某一 GCM-SSP 之重現期 (T 年)設計暴雨。以 GWL 2.0 °C 為例,共有 99 個 GCM-SSP (如表 3 所示),因此可計算得 99 組未來降 雨改變率,每組未來降雨改變率包含各種重現期以及 不同降雨延時。圖 3 之粗、細實線分別代表未來、基 期年極大雨量之累積機率曲線,由於累積機率 0.9 相 當於超越機率 0.1,也就是 10 年重現期,其與兩條曲 線對應之 $x_{T,Future}$ 、 $x_{T,Baseline}$ 則分別代表 10 年重現期 之未來、基期設計暴雨,代入式 (1)可求得未來降雨 改變率 (CR)。

►X

表1	各種全球暖化程度之系集	(GCM-SSP)	資料數	(資料出處:林等人,	2023)
----	-------------	-----------	-----	------------	-------

全球暖化程度	GWL 1.5 °C	GWL 2.0 °C	GWL 3.0 °C	GWL 4.0 °C
系集資料數	110	99	66	31

縣市	氣象測站代碼	測站	經度	緯度	TCCIP 五公里網格經度	TCCIP 五公里網格緯度
宜蘭縣	467080	宜蘭	121.8	24.76	121.8	24.75
花蓮縣	466990	花蓮	121.6	23.98	121.6	24
台北市	466920	台北	121.5	25.04	121.5	25.05
新北市	466880	板橋	121.4	25	121.5	25
桃園市	467050	新屋	121.1	25.01	121.1	25
台中市	467490	台中	120.7	24.15	120.7	24.15
台南市	467410	台南	120.2	22.99	120.2	23
高雄市	467440	高雄	120.3	22.57	120.3	22.55

表 2 各縣市選用之 TCCIP 五公里網格資料



圖 3 未來降兩改變之示意圖 (x 代表兩量, p 代表累積機率, 粗、細實線分別代表未來、基期年極大兩量之累積機率曲線, X T,Future、X T,Baseline 分別代表未來、基期之 10 年重現期設計暴兩)

項次	GCM 名稱	SSP1-2.6	SSP2-4.5	SSP3-7.0	SSP5-8.5
1	ACCESS-CM2	V	V	V	V
2	ACCESS-ESM1-5	V	V	V	V
3	AWI-CM-1-1-MR	V	V	V	V
4	BCC-CSM2-MR		V	V	V
5	CanESM5	V	V	V	V
6	CESM2-WACCM	V	V	V	V
7	CMCC-CM2-SR5	V	V	V	V
8	CMCC-ESM2	V	V	V	V
9	EC-Earth3	V	V	V	V
10	EC-Earth3-AerChem			V	
11	EC-Earth3-CC		V		V
12	EC-Earth3-Veg	V	V	V	V
13	EC-Earth3-Veg-LR		V	V	V
14	FGOALS-g3		V	V	V
15	GFDL-CM4		V		V
16	GFDL-ESM4		V	V	V
17	IITM-ESM		V	V	V
18	INM-CM4-8		V	V	V
19	INM-CM5-0		V	V	V
20	IPSL-CM5A2-INCA	V		V	
21	IPSL-CM6A-LR	V	V	V	V
22	KACE-1-0-G	V	V	V	V
23	KIOST-ESM		V		V
24	MIROC6		V	V	V
25	MPI-ESM1-2-HR		V	V	V
26	MPI-ESM1-2-LR		V	V	V
27	MRI-ESM2-0		V	V	V
28	NESM3	V	V		V
29	NorESM2-LM		V	V	V
30	NorESM2-MM		V	V	V
31	TaiESM1	V	V	V	V
	降雨資料之 GCM 總數	14	29	27	29

表 3 TCCIP 產製 GWL 2.0 ℃ 下 AR6 統計降尺度資料之 GCM-SSP 列表 (資料出處:林等人, 2023)



三、研究方法

本研究流程如圖 4 所示,前三步驟符合一般水文 頻率分析作法:(1) 自降雨序列 (降雨序列資料依時期 可分為兩大類,包括基期以及 GWL) 擷取 1 日與 2 日 降雨延時之年極大值;(2) 假設上步驟之樣本符合特 定機率分布並進行參數推估;(3) 計算各種重現期之 設計暴雨;(4) 由基期以及 GWL 之設計暴雨可計算其 改變率,並計算系集模擬結果之統計值;(5) 進行系集 模擬之一致性簡易評估;(6) 使用變異數分析計算各 種不確定性來源之貢獻度。細部計算過程詳下節。

3.1 由水文頻率分析計算重現期設計暴雨

係參考鄭等人 (2001) 收集年最大日降雨資料 (x),並假設其符合特定機率分布,由其機率密度函數 (Probability Density Function,簡稱 PDF) 或累積分布 函數 (Cumulative Distribution Function,簡稱 CDF), 可建立超越機率 (p_E) 與重現期 (T) 之關係如下式,

可用於計算 T 年重現期之設計暴雨 (x_T) 。

3.2 設定基期與未來年極大降雨之水文機率 分布為相同

林等人 (2011) 在基期與未來排放情境下,分別

使用 SE 與 U 指標 (詳附錄) 決定年極大降雨之最適 合機率分布,因此基期年極大降雨之最適合機率分布 可能與未來排放情境下之分布不相同,然而,文獻 (林,2007; 蕭等人,2002) 指出,不同機率分布對於 高重現期水文量 (暴雨/洪水) 之計算結果有明顯差 異,短紀錄年限資料更可能造成長期距迴歸期推估水 文量之極大差異。本研究基期與全球暖化程度下年極 大降雨資料均為20年,屬於短紀錄年限資料,故參考 前人作法 (林等人, 2021b; 楊等人, 2023), 假定基期 與全球暖化程度下年極大降雨之水文機率分布相同, 可避免「基期與未來之水文量分屬不同水文機率分布」 對於高重現期設計暴雨之推估差異。值得一提的是, 雖然基期與未來年極大降雨之水文機率分布之設定為 相同,但由於兩者之年極大降雨資料不同,因此機率 分布之參數推估結果也會不同,因而可計算得未來設 計暴雨改變率。

3.3 選用之機率分布與參數推估方法

本研究選用國內常見四種機率分布,包括二參數 對數常態分布 LN2 (Two-parameter Logarithmic Normal Distribution)、極端值第一型分布 EV1 (Extreme-Value Type I Distribution)、皮爾遜第三型分布 PT3 (Pearson Type III Distribution)、對數皮爾遜第三型分布 LPT3 (Logarithmic Pearson Type III Distribution)及其原動差 (Moment Method,簡稱 MM)參數推估法 (虞,1990; 鄭等人,2001;經濟部水利署水利規劃分署,2024)。 此外,前人文獻 (林等人,2021b;林等人,2022)



圖 4 研究流程圖

使用線性動差法 (Linear Moment Method,簡稱 LMM) 推估 PT3 之參數,其 AR5 未來暴雨改變率之計算結 果已公開上網,可於 TCCIP 網站查詢全台任一網格結 果進行使用,因此本研究亦納入使用線性動差法推估 PT3 之參數。本研究在水文機率分布以及參數推估方 法之組合共有 5 種,包括使用原動差法推估 LN2、 EV1、PT3、LPT3 之參數,以及使用線性動差法推估 PT3 之參數。重要計算公式說明如下:

1. 二參數對數常態分布 (LN2):

$$\ln(\mathbf{x}) \sim N(\mu, \sigma^2)$$
(3)

其中, μ 與 σ 分別為常態分布之位置參數與尺度參數, 其 PDF 為 $f_N(y)$, y 為將年極大值資料 x 取對數,表 示如下式,

 $y = \ln(x) \dots (5)$

計算 y 之平均值 (μ_y) 與標準偏差 (σ_y) 可估 算常態分布之位置參數與尺度參數。由常態累積分布 函數之反函數 $(F_N^{-1}(\mathbf{p}))$ 代入累積機率 (\mathbf{p}) 可計算 不同重現期之設計暴雨 (x_T) ,表示如下式,

 $F_N^{-1}(\mathbf{p}) = x_T$ (6)

其中,累積機率 $p = 1-p_E$, p_E 為重現期 T 年所對應之 超越機率。

 $x \sim EV1(\mu, \alpha)$ (7)

$$f_{EV1}(\mathbf{x}) = \frac{1}{\alpha} * \exp\left[-\frac{(x-\mu)}{\alpha} * \exp\left(-\frac{(x-\mu)}{\alpha}\right)\right]$$
(8)

參考經濟部水利署水利規劃分署 (2024) 之計算 公式如下,

 $\mu = \mu_x - 0.5772157\alpha$ (9)

其中,μ、α分別為 EV1 之位置參數、尺度參數。

參考 Hosking and Wallis (1997) EV1 累積分布函 數之反函數可表示如下,

$$F_{EV1}^{-1}(\mathbf{p}) = x_T = \mu - \alpha * \ln(-\ln(p))$$
(11)

其中,重現期 (T) 對應之累積機率為 p,計算得 x 之 平均值 (μ_x) 與標準偏差 (σ_x) 代入式 (9) 與式 (10),可求得 EV1 之位置參數 (μ) 與尺度參數(α)。將 $\mu \times \alpha$ 代入式 (11) 可計算不同重現期之設計暴雨 (x_T)。

3. 皮爾遜第三型分布 (PT3):

$$\mathbf{x} \sim \mathrm{PT3}(\alpha, \beta, \gamma)$$
....(12)

$$f_{PT3}(\mathbf{x}) = \frac{1}{\alpha^* \Gamma(\beta)} * \left[\frac{(x-\gamma)}{\alpha}\right]^{\beta-1} * \exp\left(-\frac{(x-\gamma)}{\alpha}\right)$$
.....(13)

其中, α 、 β 、 γ 分別為 PT3 之尺度參數、形狀參數、 位置參數, Γ (•)為 Gamma 函數。參考經濟部水利署 水利規劃分署 (2024) 之計算公式如下,



其中, Cs', 為修正後偏態係數其計算公式如下,

$$Cs'_{x} = \left(1 + \frac{8.5}{N}\right) * C_{S_{x}}$$
(17)

其中,N 與 C_{S_x} 分別為 x 之樣本長度與偏態係數。將 x 之平均值(μ_x)、標準偏差(σ_x)與修正後偏態係數 (Cs'_x)代入式(14)~式(16)可求得PT3之尺度參數 (α)、形狀參數(β)與位置參數(γ)。Kite(1988)指出, 將 x 進行標準化後,如下式,

則可得 z 為自由度為 2β 之卡方分布,故可透過卡方分布之反函數計算 z_T ,表示如下式,

 $F_{CHI}^{-1}(\mathbf{p}) = z_T$ (19)

其中,重現期 (T) 對應之累積機率為 p,最後將 z_T 代 入式 (18) 可計算得不同重現期之設計暴雨 (x_T) 。

有關使用線性動差法計算 PT3 之參數,鄭與連 (2015) 指出,PT3 之平均值、標準偏差、偏態係數與 線性動差之關係如下,

62

$$Cs_x = 2\beta^{\frac{1}{2}}sign(\tau_3) \cdots (22)$$

其中 $\Gamma(\bullet)$ 與*sign*(•)分別為 Gamma 函數與符號函數, $\lambda_1 \times \lambda_2 與 \tau_3 分別為一階線性動差、二階線性動差與線$ 性動差偏態係數,有關線性動差之定義與樣本資料計算過程,詳閱附錄。Hosking and Wallis (1997) 推導出, $當<math>\beta > 0$ 時, PT3 線性動差與 PT3 參數之關係如下式,

$$\tau_3 = 6I_{\frac{1}{3}}(\beta, 2\beta) - 3$$
....(25)

其中 $I(\cdot)$ 為不完全 Beta 函數,由樣本(x)計算得 $\lambda_1 \times \lambda_2$ 與 τ_3 (詳閱附錄)後,再代入式 (23)~式 (25)後可由 聯立方程式求得 PT3 之參數 $\alpha \times \beta \times \gamma$,最後由式 (18) 與式 (19)求得不同重現期之設計暴雨 (x_T) 。 4. 對數皮爾遜第三型分布(LPT3):

$$\ln(x) \sim PT3(\alpha, \beta, \gamma)$$
(23)

$$f_{PT3}(\mathbf{y}) = \frac{1}{\alpha^* \Gamma(\beta)} * \left[\frac{(y-\gamma)}{\alpha}\right]^{\beta-1} * \exp\left(-\frac{(y-\gamma)}{\alpha}\right)$$
(24)

由年極大值資料 x 取對數後如式 (5),則 y~PT3 (α , β , γ),參考 PT3 之參數推估法,如式 (14)~式 (19),可 求算 y_T ,最後再代入式 (5)可求得不同重現期之設 計暴雨(x_T)。

本部分計算之實作係使用 Matlab 軟體之常態分 布與卡方分布 CDF 之反函數, EV1 之反函數計算式 則為自行撰寫程式碼進行運算。

3.4 多 GCMs 一致性簡易評估

IPCC AR6 報告中對於 GCM 模式推估不確定性的一致性評估方面,提出簡單與進階方法兩種,本研究採用簡單方法之一致性評估,輔助說明未來設計暴雨改變率之多 GCMs 模式變化符號一致之評估結果。 科學報告(許等人,2024)表 BOX 1.4.1AR6 在空間圖 上所呈現不確定性相關資訊,係參考 IPCC AR6 Atlas 對於 GCMs 模式模擬的氣候變遷訊號之穩健性簡易評 估,其定義為,當至少 80%以上 GCMs 模式有一致變 化符號(增加或減少),表示為高模式一致性。

3.5 變異數分析 (ANalysis Of VAriance[,] 簡稱 ANOVA)

本研究未來設計暴雨改變率之三大不確定性來源之示 意圖如圖 5 所示,由三大不確定性來源的各種組合, 可獲得各組合條件下的未來設計暴雨改變率。前人研 究 (Storch and Zwiers, 2001; Parajka *et al.*, 2016; Nonki *et al.*, 2023)使用 ANOVA 來了解不確定性來源之所 占比重。本研究使用三因子無交互作用變異數分析, 其總變異數 (SST)與各不確定來源 (S)變異數之關 係表示如下:

$$SST = SS_{GCM} + SS_{SSP} + SS_{PDF} + SS_{Residuals} \dots (25)$$



圖 5 各 GWL 下設計暴雨改變率之不確定性來源之示意圖

$$SST = \sum_{i=1}^{N_{GCM}} \sum_{j=1}^{N_{i,SSP}} \sum_{k=1}^{N_{PDF}} \left(CR_{ijk} - \overline{CR}... \right)^2$$
(26)

$$SS_{GCM} = \sum_{i=1}^{N_{GCM}} \sum_{j=1}^{N_{i,SSP}} \sum_{k=1}^{N_{PDF}} \left(\overline{CR}_{i}...-\overline{CR}...\right)^{2}$$
$$= N_{PDF} \sum_{i=1}^{N_{GCM}} N_{i,SSP} \left(\overline{CR}_{i}...-\overline{CR}...\right)^{2}$$
(27)

$$SS_{SSP} = \sum_{i=1}^{N_{GCM}} \sum_{j=1}^{N_{i,SSP}} \sum_{k=1}^{N_{PDF}} \left(\overline{CR}_{.j} - \overline{CR}_{...}\right)^{2}$$
$$= N_{PDF} \sum_{i=1}^{N_{GCM}} \sum_{j=1}^{N_{i,SSP}} \left(\overline{CR}_{.j} - \overline{CR}_{...}\right)^{2}$$
(28)

$$SS_{PDF} = \sum_{i=1}^{N_{GCM}} \sum_{j=1}^{N_{i,SSP}} \sum_{k=1}^{N_{PDF}} \left(\overline{CR}.._{k} - \overline{CR}...\right)^{2}$$
$$= \sum_{i=1}^{N_{GCM}} N_{i,SSP} \sum_{k=1}^{N_{PDF}} \left(\overline{CR}.._{k} - \overline{CR}...\right)^{2}$$
(29)

$$SS_{Residuals} = \sum_{i=1}^{N_{GCM}} \sum_{j=1}^{N_{i,SSP}} \sum_{k=1}^{N_{PDF}} (CR_{ijk} - \overline{CR}_{i..} - \overline{CR}_{.j.} - \overline{CR}_{..k} + \overline{CR}_{...})^{2} \qquad (30)$$

其中, SS_{GCM} 、 SS_{SSP} 、 SS_{PDF} 、 $SS_{Residuals}$ 分別代表 GCMs、SSPs、PDFs、殘差之變異數, N_{GCM}為各種 GWL 下之 GCM 數 (僅 GWL 4 °C 為 19, 其餘 GWL 均為 31,詳閱林等人 (2023) 之附表 1), N_{i,SSP}為第 i 個 GCM 之 SSP 數 (最大為 4, 範例如表 3 之 N_{4,SSP} = 3), N_{PDF} 為 5, 由於未來系集模擬在本世紀到達各種 GWL 之 數目不同 (如表1所示),因此各GWL之N_{GCM}與N_{i,SSP}可能不同。變異數分析細部計算過程詳閱 Storch and Zwiers (2001)、Parajka *et al.* (2016) 或顏 (1992)。各不 確定來源 (S) 相對於總變異數 (SST) 所占比重 (r) 可表示如下:

$$r_S = \frac{SS_S}{SST} \dots (31)$$

其中,不確定性來源 (S) 可為 GCMs、SSPs、PDFs 或 殘差。

四、結果討論

4.1 暖化下設計暴雨之改變及其不確定性範 圍 (以宜蘭縣五公里代表網格為例)

多 GCM 的系集中位數與系集平均是最常見的主要評估結果,此外,參考 IPCC 定義的可能性範圍(來自全部 GCMs 系集模擬所計算出結果之機率分布)來量化不確定性的評估方法,包括使用第 17 百分位數~ 第 83 百分位數(即 66%機率分布)代表可能範圍,以及使用第 5 百分位數~第 95 百分位數(即 90%機率分布)代表非常可能範圍,一併於圖 6(挑選宜蘭縣五公里代表網格為例)進行呈現。圖 6 呈現各種重現期下未來設計暴雨改變率之統計結果,可明顯地看出各GWL 下設計暴雨改變率之非常可能範圍將隨著重現期增加而變大,這代表隨著重現期增加而設計暴雨改



圖 6 暖化下宜蘭縣代表五公里網格之設計暴雨改變率之盒鬚圖 (點代表平均值,線代表中位數,淺色塊代表第 5 百分位數 ~第 95 百分位數,深色塊代表第 17 百分位數~第 83 百分位數)

變率之不確定性將變大。若僅考量3種重現期(10年、 50年、100年)設計暴雨改變率之非常可能範圍,全 台8個縣市代表網格之結果(包括兩種降雨延時與四 種 GWL) 均顯示隨著重現期增加而設計暴雨改變率 之不確定性將變大。此部分結果與 AR6 全球陸地區域 之評估結果類似(詳如許等人(2024)科學報告圖 1.4.5), GWL 下 50 年重現期 1 日設計暴雨之 90%不 確定性範圍大於 10 年重現期之結果; Ganguli and Coulibaly (2019) 世紀中於不同降雨延時 (1小時、2小 時、6小時、12小時、24小時)之25年重現期設計暴 雨改變量之盒鬚圖範圍均大於 10 年重現期之結果; TCCIP 網站 AR5 未來暴雨改變率之相同 8 個縣市代 表網格位置,亦顯示隨著重現期增加而設計暴雨改變 率之不確定性將變大。綜合上述,「隨著重現期增加 而設計暴雨改變率之不確定性將變大」在許多文獻均 可以看到同樣結果,且適用於不同降雨延時、空間網 格、AR5或AR6、排放情境 (RCP或SSP)、固定時段 或 GWL。

從圖 6 挑出各 GWL 百年重現期 1 日、2 日降雨延時設計暴雨改變率之結果 (如圖 7 與表 4), GWL 2 ℃



改變率之盒鬚圖 (盒鬚圖定義如圖 6)

下1日、2日降雨延時之系集平均分別為12%、9%, GWL 4 ℃ 下 1 日、2 日降雨延時之系集平均分別為 24%、25%,此外,由圖7系集平均顯示暖化下官蘭縣 代表五公里網格之百年重現期(1日與2日降雨延時) 設計暴雨改變率將隨著暖化加劇而逐漸增加,同時, 其非常可能範圍亦逐漸變大 (不確定性逐漸變大)。此 部分結果與AR6全球陸地區域之評估結果類似(詳如 許等人 (2024) 科學報告圖 1.4.5), 隨著暖化加劇, 50 年重現期1日設計暴雨之90%不確定性範圍將逐漸變 大。另一方面,前人研究指出未來台灣設計暴雨改變 率大致為增加趨勢,但仍有少數 GCMs 指出部分區域 (包括北、東、中部與高屏)可能為減少,凸顯 GCMs 模式間之差異 (正負訊號並存),由表 4 中各 GWL 第 17百分位數為-25%~-8%,其顯示仍有少部分系集模 擬之設計暴雨改變率為減少,於後續調適應用規劃時 值得注意,當系集平均為正值時並非代表所有系集模 擬結果均為正值,可使用多 GCMs 模式一致性簡易評 估,檢查是否為高模式一致性,用以確認正值訊號通 過高模式一致性。

從圖 6 挑出各 GWL 各重現期設計暴雨改變率之 系集平均繪圖如圖 8,其顯示宜蘭縣代表五公里網格 之設計暴雨改變率之平均值與重現期大致符合遞增趨 勢,經檢視後全台 7 個縣市五公里代表網格之表現亦 同,僅花蓮例外。此部分結果與 AR6 全球陸地區域之 評估結果類似 (詳如許等人 (2024) 科學報告圖 1.4.5),GWL 下 50 年重現期 1 日設計暴雨之系集中位 數大於 10 年重現期之結果。

4.2 暖化下全台 (8 個縣市五公里代表網格) 設計暴雨之改變

Martel et al. (2021) 進行文獻回顧並整理世界各國 因應暖化影響,採用提高設計暴雨之改變率作為調適 策略之一,例如,比利時設定降雨改變率為 30%、英國 為 20% (2040 年、2070 年、2115 年分別為 10%、20%、 40%)、瑞典為 5% ~ 30%,加拿大魁北克省為 18%、 蒙克頓市為 20%,丹麥對於 2 年、10 年、100 年重現

表 4 暖化下宜蘭縣代表五公里網格之百年重現期設計暴雨改變率 (%) 之統計值

		平均值		中位數		第5百分位數		第17百分位數		第83百分位數		第95百分位數	
	GWL	1日降	2日降	1日降	2 日降	1日降	2 日降	1日降	2 日降	1日降	2 日降	1日降	2 日降
		雨延時	雨延時	雨延時	雨延時	雨延時	雨延時	雨延時	雨延時	雨延時	雨延時	雨延時	雨延時
	1.5 °C	10.05	7.44	5.57	1.94	-45.47	-36.22	-25.45	-21.43	42.07	34.10	78.91	71.96
	2.0 °C	12.45	9.26	11.75	3.78	-47.61	-35.36	-24.45	-19.32	47.92	39.25	79.38	73.99
	3.0 °C	19.24	16.17	21.88	16.20	-48.63	-42.95	-16.87	-17.88	53.45	49.89	82.08	73.65
	4.0 °C	23.73	25.38	24.18	22.54	-45.98	-37.48	-10.42	-8.41	53.06	56.11	106.59	109.56







圖 9 暖化下百年重現期設計暴雨改變率 (%) 之系集平均 (*代表高模式一致性)

期設計暴雨則分別採用 20%、30%、40%改變率,由 TCCIP 網站可查得 AR5 世紀中 RCP4.5、RCP8.5 全台 8 個縣市五公里代表網格之百年重現期 1 日降雨延時 設計暴雨改變率之系集中位數之平均分別為 24.4%、 21.6%, AR5 世紀中 RCP4.5、RCP8.5 下 2 日降雨延時 之結果(百年重現期設計暴雨改變率之系集中位數)之 平均分別為 23.4%、23.3%。

本研究之各 GWL 下,全台 8 個縣市五公里代表 網格之百年重現期設計暴雨改變率之系集平均整理如 圖9,降雨改變率大多為增加 (GWL 1.5℃花蓮除外), GWL 2℃、4℃下1日降雨延時降雨改變率系集平均 分別為0~43%、11%~66%,GWL 2℃、4℃下2 日降雨延時降雨改變率系集平均分別為4%~29%、 20%~64%,以花蓮縣為最小增幅;由圖9可計算得全 台之平均,全台8 個縣市五公里代表網格 GWL 2℃、 4℃下1日降雨延時之結果 (百年重現期設計暴雨改 變率之系集平均) 之平均分別為 19%、37%、GWL 2 ℃、 4 ℃下 2 日降雨延時之結果之平均分別為 27%、43%, 一般來說 GWL 2 ℃ 的時段大約是世紀中而 GWL 4 ℃ 的時段大約是世紀末,本研究之結果與上述文獻之國 內外未來設計暴雨改變率之數值相較之下,大致接近 並無明顯差異。此外,圖 9 顯示,通過多 GCMs 模式 一致性簡易檢定的縣市包括雙北、桃園、台中與高雄 並以 GWL 4 ℃下有最多縣市通過一致性檢定,其顯 示有超過 8 成的系集模擬結果顯示設計暴雨改變率為 增加趨勢。

科學報告(許等人,2024)圖1.4.5與圖3.5.13已 呈現全球與全台10年、50年重現期未來設計暴雨之 改變,因此本研究除了探討百年重現期未來設計暴雨 改變之外,亦收集10年與50年重現期全台8縣市代 表網格之未來設計暴雨改變之系集平均,繪圖如圖 10,在暖化程度方面之比較,其顯示全台8縣市之未



圖 10 暖化下全台 8 縣市代表五公里網格之重現期設計暴雨改變率之平均值

來設計暴雨改變之系集平均與暖化程度大致符合遞增 趨勢,意即暖化越嚴重則未來設計暴雨之增幅愈大, 與 AR6 全球陸地區域之評估結果類似 (詳如許等人 (2024) 科學報告圖 1.4.5); 另一方面在各種重現期的 比較方面,全台7縣市代表網格之未來設計暴雨改變 之系集平均與重現期大致符合遞增趨勢,意即重現期 愈大則未來設計暴雨之增幅愈大,與 AR6 全球陸地區 域之評估結果類似(詳如許等人(2024)科學報告圖 1.4.5),但花蓮縣則為相反趨勢;而1日與2日降雨延 時之結果比較方面,顯示全台7縣市代表網格之未來 設計暴雨改變之系集平均與降雨延時約略呈現遞減趨 勢,意即降雨延時愈短則未來設計暴雨之增幅愈大 (但花蓮縣為相反趨勢),同時,經查 TCCIP 網站全台 8 縣市代表網格之 AR5 未來1 日與2 日降雨延時暴雨 改變率之系集中位數與降雨延時之關係,並無顯著呈 現遞減趨勢,因此在各種降雨延時對未來設計暴雨改 變率之影響方面,仍待學者進行研討與確認。

面對氣候變遷研究存在高度不確定性之問題,劉 等人 (2012) 進行文獻回顧並建議應避免使用單一 GCM 模擬結果,可參考系集平均結果 (或可能性範 圍) 作為調適之依據,本研究對於暖化下設計暴雨改 變率之系集平均為負值(例如 GWL 1.5 ℃下花蓮縣百 年重現期1日與2日降雨延時設計暴雨改變率之系集 平均分別為-1.2%與-0.5%,詳如圖 9) 之應用建議,可 由系集模擬之各百分數位中,挑選對應正值之降雨改 變率作為調適之依據,如此作法將會比採用系集平均 有更多達標的系集模擬數目,相對於系集平均而言乃 為更高更嚴格之調適標準。

對於各 GWL 下花蓮縣五公里代表網格之百年重 現期1日、2日設計暴雨改變率均為全台8個縣市之 最低 (如圖9與圖10所示),經查詢 TCCIP 網站 AR6 氣候圖集之全台空間變化圖,顯示各 GWL 下花蓮縣 年最大一日降雨量改變率之系集平均亦為全台最低, 由於各重現期設計暴雨係由年最大降雨序列計算而 得,因而當花蓮縣之年最大降雨序列之未來增幅偏小, 則可推論其未來各重現期設計暴雨之增幅亦偏小。數 據顯示,AR6統計降尺度未來推估資料之年最大一日 雨量與各重現期1日、2日設計暴雨改變率之系集平 均皆顯示花蓮縣為全台縣市最低增幅,花蓮縣相對其 他縣市之暖化下極端降雨的衝擊為相對較低。

4.3 各 GWL 下百年重現期設計暴雨之不確 定性來源之個別貢獻度

透過 ANOVA 分析可計算得各不確定來源之 F score 與 p value,如表 5 顯示於 5%顯著水準之下 (即

				(a) I 日降雨知	山守					
不確定	GWL 1.5 °C		GWL 2.0 °C		GWL	3.0 °C	GWL 4.0 °C			
性來源	F score	p value	F score	p value	F score	p value	F score	p value		
GCMs	28.539	6.86E-90*	27.954	1.73E-84*	27.065	2.35E-67*	22.494	1.77E-31*		
SSPs	1.810	0.144	3.064	0.028*	4.126	0.017*	3.509	0.033*		
PDFs	0.912	0.457	0.257 0.905		0.406	0.804	0.955	0.434		
	(b) 2 日降雨延時									
不確定	GWL 1.5 °C		GWL 2.0 °C		GWL 3.0 °C		GWL 4.0 °C			
性來源	F score	p value	F score	p value	F score	p value	F score	p value		
GCMs	20.272	1.64E-68*	23.827	7.06E-75*	18.801	7.46E-52*	18.128	3.47E-27*		
SSPs	2.934	0.033*	3.310	0.020*	4.051	0.018*	6.918	0.001*		
PDFs	1.328	0.258	0.517	0.723	0.746	0.561	0.186	0.945		

表 5 暖化下宜蘭縣代表五公里網格之百年重現期設計暴雨改變率之變異數分析 F 統計量與 p 值 (*代表通過 5%顯著水準)



圖 11 暖化下宜蘭縣代表五公里網格之百年重現期設計暴雨改變率之不確定性來源貢獻度

為 p value 小於 5%), GCMs 與 SSPs 對暖化下宜蘭縣 代表五公里網格之百年重現期 1 日與 2 日設計暴雨之 改變率有顯著性影響(但 GWL 1.5°C 1 日降雨延時之 SSPs 為例外,詳如表 5)。8 個縣市(各有 4 種 GWL) 之三種不確定來源之檢定結果,對百年重現期 1 日降 兩延時設計暴雨之改變率而言,GCMs 為 32/32 有顯 著性影響,SSPs 為 13/32 有顯著性影響,PDFs 為 24/32 有顯著性影響,對百年重現期 2 日降雨延時設計暴雨 之改變率而言,GCMs 為 32/32 有顯著性影響,SSPs 為 14/32 有顯著性影響,PDFs 為 19/32 有顯著性影響。 GCMs 在全台 8 縣市代表網格各種 GWL 下之 ANOVA 檢定均為有顯著性,顯著性比例遠高於其他不確定性 來源,另一方面,GCMs 之 p 值極小(如表 5 所示)且 遠小於其他不確定性來源之 p 值,故可確認 GCMs 為 所有不確定性來源之最主要因素。

前人研究指出 GCMs 常為最主要之不確定性來源 且其不確定性貢獻度常為最大 (Wang et al., 2020;林 等人,2021a; Nonki et al.,2023),於本研究全台 8 個 縣市之不確定性來源(包括 GCMs、SSPs、PDFs)個 別貢獻度比較,亦均以 GCMs 為最大,圖 11 顯示宜 蘭縣五公里代表網格之不確定性來源個別貢獻度之結 果,不確定性個別貢獻度以 GCMs 為最大,殘差為次 之,SSPs 為第三並以 PDFs 為最小,且 GCMs 之不確 定性個別貢獻度與暖化程度呈遞增趨勢。由圖 11 不 確地性來源之個別貢獻度之差異來看,SSPs 與 PDFs 之貢獻度遠小於 GCMs,顯示出 GCMs 為最主要之不 確定性來源且為最大不確定性貢獻度。

暖化下全台 8 縣市代表五公里網格之百年重現期 設計暴雨改變率之不確定性來源 GCMs 之貢獻度繪圖 如圖 12, GCMs 貢獻度之平均值為 58%,為三種不確 定性來源貢獻度中之最大主因,GCMs 之不確定性個 別貢獻度與暖化程度約略呈遞增趨勢,但亦有例外如 台南市 2 日降雨延時之 GCMs 個別貢獻度則與暖化程 度為遞減趨勢,圖 12 顯示不同縣市網格之 GCMs 貢



圖 12 暖化下全台 8 縣市代表五公里網格之百年重現期設計暴雨改變率之不確定性來源 GCMs 之貢獻度

獻度、遞增趨勢、暖化影響等均有些微差異。

量化不確定性是氣候變遷重要的研究議題之一, 也是利害關係人溝通要項之一。ANOVA 分析可計算 得各不確定性來源之 p 值與個別貢獻度,利於找出顯 著性之不確定性來源並量化其影響,但國內氣候變遷 衝擊研究仍少見使用 ANOVA 分析進行不確定性分 析,建議相關之氣候變遷衝擊影響評估能多加利用 ANOVA 分析輔以量化不確定性。

4.4 其他相關討論與建議

4.4.1 適合度檢定

本研究機率分布參數推估之實作部分,動差法使用 Matlab 內建統計函數,線性動差法則為自行撰寫程式碼,適合度檢定則使用科司 (Kolmogorov-Smirnov)檢定 (Haan, 2002;顏,1992,計算公式詳附錄),於5%顯著水準下,本研究設定之5種水文 PDF 與參數推估法之基本假設 (例如年極大2日降雨資料符合LN2分布並以動差法推估參數)適合度檢定結果均不顯著拒絕基本假設,顯示年極大降雨之水文機率分布及其參數推估結果尚屬合適。

另外,本研究參考前人研究(林等人,2021b;楊 等人,2023)假設基期與暖化下之水文機率分布為相 同,因此採用之水文機率分布可能不是最適合機率分 布,建議後續研究可參考林等人(2011)之作法,基期 與暖化下之水文機率分布分別使用 SE 與 U 指標決定 年極大降雨之最適合機率分布,因此基期年極大降雨 之最適合機率分布可能與未來排放情境下之分布不相 同,進而比較兩種假設對結果之影響。

4.4.2 採用 GWL (相對於固定時段) 能降低氣候 變遷不確定性

GWL 下各 GCM 之年份時段均不相同 (詳閱林等

人 (2023) 附表 1) 有別於前人研究的未來固定時段 (例如 TCCIP 臺灣氣候變遷關鍵指標圖集 (陳等人, 2019) 之世紀中訂為 2046 年 ~ 2065 年)。Evin *et al.* (2024) 比較 2038 年固定時段與 GWL 2 °C,全球各區 冬、夏均溫變化之不確定性來源 (包括 GCMs 與 SSPs),結果指出全球各區 2038 年固定時段與 GWL 2 °C 標準偏差 (不確定性來源分別為 GCMs 或 SSPs) 之比值幾近均大於 1,顯示採用 GWL (相對於固定時 段) 進行氣候變遷評估能降低 GCMs 或 SSPs 之不確 定性,然而,年總降雨之分析結果則顯示 2038 年固定 時段與 GWL 2 °C 標準偏差 (不確定性來源分別為 GCMs 或 SSPs) 之比值約為 0.25 ~ 4,全球各區差異 明顯。而 GWL 下 (相對於固定時段) 台灣區域性各種 極端降雨指標之不確定性評估,是否會與 Evin *et al.* (2024) 有類似結論,亟待國內外研究人員進行探討。

4.4.3 本研究流程可應用於不同空間尺度降雨時 序之分析

本研究所採用五公里代表網格之降雨時序未必能 符合所有水利與坡地工程設計暴雨之需求,但本研究 流程仍能作為後續研究之借鏡與參考,建議讀者可視 需求挑選不同五公里代表網格之降雨時序或者建立區 域平均之降雨時序後,再參考圖4研究流程進行暖化 下設計暴雨之改變與不確定性分析,便可獲得所需之 數據與圖表。

五、結論

本研究使用 AR6 未來推估日雨量探討全台 8 個縣市 五公里代表網格之百年重現期1日與2日降雨延時設 計暴雨之改變,並比較三種不確定性來源 (GCMs、排 放情境、水文機率分布之設定),除了量化未來設計暴 雨之改變,亦量化各不確定性來源相對於總不確定性 之貢獻度。面對氣候變遷研究之不確定性問題,本文 建議以系集平均、系集中位數、系集之非常可能範圍、 多 GCMs 模式一致性檢定、不確定性來源之貢獻程度 與 ANOVA 之 F 檢定等進行了解,期能對後續風險評 估、調適規劃有所助益。本研究之重要結論歸納如下:

- 全台8縣市五公里代表網格百年重現期設計暴雨改 變率之系集平均,於全球暖化程度2℃與4℃下
 1 日降雨延時之結果分別為0%~43%與11%~
 66%,8縣市網格之平均結果則分別為19%、37%; 於全球暖化程度2℃與4℃下2日降雨延時之結 果分別為4%~29%與20%~64%,8縣市網格之平 均結果則分別為27%、43%。
- 2.各 GWL 下全台 8 縣市五公里代表網格百年重現期 設計暴雨改變率之不確定性來源之貢獻程度均以 GCMs 為最大因素,不確定性來源 GCMs 個別貢獻 度之平均值高達 58%,GCMs 之統計檢定均為有非 常顯著性之影響。
- 3.各 GWL 下設計暴雨改變率之非常可能範圍(糸集結果之第5百分位數~第95百分位數,即90%機率分布)將隨著重現期增加而變大,這代表隨著重現期增加而設計暴雨改變率之不確定性變大。
- 設計暴雨改變率之系集平均將隨著暖化加劇而逐漸 增加。
- 5.各 GWL 下設計暴雨改變率之系集平均,全台7個 縣市大致符合隨著重現期增加而逐漸變大,但花蓮 縣呈現相反趨勢。
- 6. 未來百年重現期設計暴雨改變率為增加趨勢且通過 多 GCMs 模式一致性簡易檢定的縣市包括雙北、桃 園、台中與高雄並以 GWL 4.0 °C 下有最多縣市通 過多 GCMs 模式一致性簡易檢定。

六、致謝

參考文獻

 Chandra, R., U. Saha and P. P. Mujumdar, "Model and Parameter Uncertainty in IDF Relationships Under Climate Change," *Advances in Water Resources*, 79 (May): 127-139, 2015.

- Chang, J. C., T. Tanaka and Y. Tachikawa, "Frequency Analysis of Past and Future Extreme Rainfall Events in Taiwan Using d4PDF," *Journal of Japan Society of Civil Engineers*, Ser. B1 (Hydraulic Engineering), 78 2, 457-462, 2022.
- Evin, G., A. Ribes and L. Corre, "Assessing CMIP6 Uncertainties at Global Warming Levels," *Climate Dynamics*, 62, 8057-8072, 2024.
- Fadhel, S., M. A. Rico-Ramirez and D. Han, "Uncertainty of Intensity-Duration-Frequency (IDF) Curves Due to Varied Climate Baseline Periods," *Journal* of Hydrology, 547, 600-612, 2017.
- Forestieri, A., E. Arnone, S. Blenkinsop, A. Candela, H. Fowler and L. V. Noto, "The Impact of Climate Change on Extreme Precipitation in Sicily, Italy," *Hydrological Processes*, 32 (3): 332-348, 2018.
- Ganguli, P. and P. Coulibaly, "Assessment of Future Changes in Intensity-duration-frequency Curves for Southern Ontario using North American (NA)-CORDEX Models with Nonstationary Methods," *Journal of Hydrology: Regional Studies*, 22:100587, 2019.
- 7. Haan, C. T., *Statistical methods in hydrology*, lowa State Press, 2002.
- Hosking, J. R. M., "L-moment: Analysis and Estimation of Distribution Using Linear Combinations of Order Statistics," *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 52(1), 105-124, 1990.
- Hosking, J. R. M. and J. R. Wallis, Regional Frequency Analysis – An Approach Based on L-Moments, Cambridge University Press, 1997.
- Huang, W. C., Y. Chiang, R. Y. Wu, J. L. Lee and S. H. Lin, "The Impact of Climate Change on Rainfall Frequency in Taiwan," *Terrestrial, Atmospheric and Oceanic Sciences*, 23(5), 553-564, 2012.
- IPCC, Summary for Policymakers. In: Climate Change 2021: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, 2021.
- Kharin, V. V., G. M. Flato, X. Zhang, N. P. Gillett, F. Zwiers and K. J. Anderson, "Risks from Climate Extremes Change Differently from 1.5 °C to 2.0 °C Depending on Rarity," *Earth's Future*, 6, 704-715, 2018.
- Kim, K., J. Choi, O. Lee, D. H. Cha and S. Kim, "Uncertainty Quantification of Future Design Rainfall Depths in Korea," *Atmosphere*, 11, 1-23, 2020.

70

https://doi.org/10.3390/ATMOS11010022.

- 14. Kite, G. W., *Frequency and Risk Analysis in Hydrology*, Water Resources Publications, 1988.
- Landwehr, J. M., N. C. Matalas, and J. R. Wallis, "Probability Weighted Moments Compared with Some Traditional Techniques in Estimating Gumbel Parameters and Quantiles," *Water Resources Research*, 15(5), 1055-64, 1979.
- 16. Mamoon, A. A., A. Rahman and N. E. Joergensen, "Assessment of Climate Change Impacts on IDF Curves in Qatar Using Ensemble Climate Modeling Approach," *In Hydrology in a changing world: Challenges in modeling*, edited by S. K. Singh and C. T. Dhanya, 153-169, 2019.
- Martel, J. L., A. Mailhot and F. Brissette, "Global and Regional Projected Changes in 100-yr Subdaily, Daily, and Multiday Precipitation Extremes Estimated from Three Large Ensembles of Climate Simulations," *Journal* of Climate, 33(3), 1089-1103, 2020.
- Martel, J. L., F. P. Brissette, Lucas-Picher P., Troin M. and R. Arsennault, "Climate Change and Rainfall Intensity–Duration–Frequency Curves: Overview of Science and Guidelines for Adaptation," *Journal of Hydrologic Engineering*, 26(10):03121001, 2021.
- Nonki, R. M., E. Amoussou, C. J. Lennard, A. Lenouo, R. M. Tshimanga, and C. Houndenou, "Quantification and Allocation of Uncertainties of Climate Change Impacts on Hydropower Potential Under 1.5 °C and 2.0 °C Global Warming Levels in the Headwaters of the Benue River Basin, Cameroon," *Renewable Energy*, Vol. 215, id.118979, 2023.
- Parajka, J., A. P. Blaschke, G. Blöschl, K. Haslinger, G. Hepp, G. Laaha, W. Schöner, H. Trautvetter, A. Viglione and M. Zesser, "Uncertainty Contributions to Low-flow Projections in Austria," *Hydrology and Earth System Sciences*, 20, 2085-2101, 2016.
- 21. Shahabul Alam, M. and A. Elshorbagy, "Quantification of the Climate Change-induced Variations in Intensityduration-frequency Curves in the Canadian Prairies," *Journal of Hydrology*, 527, 990-1005, 2015.
- 22. Storch, H. V. and F. W. Zwiers, *Statistical Analysis in Climate Research*, Cambridge University Press, 2001.
- Tabari, H. "Climate Change Impact on Flood and Extreme Precipitation Increases with Water Availability," *Scientific Reports*, 10 (1): 13768, 2020.

- 24. Wang, H. M., J. Chen, C. Y. Xu, J. Zhang and H. Chen, "A Framework to Quantify the Uncertainty Contribution of GCMs Over Multiple Sources in Hydrological Impacts of Climate Change," *Earth's Future*, 8, e2020EF001602, 2020.
- 25. Zhao, W., Abhishek and T. Kinouchi, "Uncertainty Quantification in Intensity-duration-frequency Curves Under Climate Change: Implications for Flood-prone Tropical Cities," *Atmospheric Research*, 270, 106070, 2022.
- 26. 中央氣象署: 氣候百問-八、氣候變遷, https://www.cwa.gov.tw/V8/C/K/Encyclopedia/climate/ climate8_list.html#climate8-24,2024。
- 27. 內政部建築研究所:淹水潛勢地區建築防洪設計規範 研究,2006。
- 28. 内政部營建署:下水道工程設計規範, 2013。
- 29. 交通部:公路排水設計規範, 2017。
- 30. 交通部:高速鐵路建設技術標準規範, 2013。
- 31. 交通部: 捷運系統建設技術標準規範, 2021。
- 32. 林李耀等人:網格化觀測資料與統計降尺度不確定性 分析說明,臺灣氣候變遷推估資訊與調適知識平台計 畫資料說明文件,2021a。
- 33. 林李耀等人:臺灣氣候變遷推估資訊與調適知識平台 計畫-臺灣氣候變遷推估資訊與調適知識平台計畫 (IV)期末報告-第 14 章降雨頻率分析工具發展,國科 會補助計畫,2021b。
- 34. 林李耀等人:未來設計暴雨改變率資料生產履歷,臺 灣氣候變遷推估資訊與調適知識平台計畫資料生產 履歷,2022。
- 35. 林李耀等人:AR6 統計降尺度雨量資料資料生產履 歷,臺灣氣候變遷推估資訊與調適知識平台計畫資料 生產履歷,2023。
- 林維明:「暴雨量頻率分析之實務研討」,水利會訊, 第十期, pp. 42-67, 2007。
- 37. 林國峰、陳明仁、鄭克聲:氣候變遷水文環境風險評估,經濟部水利署委辦計畫,2011。
- 38. 陳永明等人:臺灣氣候變遷關鍵指標圖集,國家災害 防救科技中心專書,2019。
- 39. 陳彥丞、陳佳正:「小時雨量產生器應用於高屏地區 氣候變遷淹水潛勢評估」,中國土木水利工程學刊, 第三十三卷,第六期,pp. 461-472,2021。
- 40. 陳韻如、劉俊志、蘇元風、陳永明、林李耀、葉克家: 氣候變遷對四大流域之流量衝擊與不確定性分析,國 家災害防救科技中心技術報告,2012。
- 41. 許晃雄等人: 國家氣候變遷科學報告 2024, 國科會與

環境部聯合出版,2024。

- 42. 黃文政、吳彥樺、李俊礱:「氣候變遷對臺灣地區 2046-2065 年降雨之衝擊評估」,農業工程學報,第60卷, 第1期, pp. 66-80, 2014。
- 43. 黃文政、謝奇良:氣候變遷對集水區流域水文頻率的 衝擊影響,行政院農業委員會 99 年度科技計畫研究 報告,2010。
- 44. 游保杉、郭振民:氣候變遷降雨量情境差異對洪旱衝 擊評估(2/2),經濟部水利署委辦計畫,2017。
- 45. 童裕翔、劉俊志、鄭兆尊、陳正達、連琮勛:氣候變 遷之日雨量以及時雨量頻率分析,國家災害防救科技 中心技術報告,2019。
- 46. 童慶斌,李明旭:氣候變遷對水文環境及水資源管理 之衝擊評估及因應策略,國科會補助計畫,2005。
- 47. 楊松勳、劉俊志、劉子明、鄭克聲:降雨頻率分析如何應用於評估氣候變遷之衝擊,國科會臺灣氣候變遷 推估資訊與調適知識平台計畫-TCCIP 電子報第 062 期,2023。
- 48. 虞國興:「臺灣水文頻率分析之規範標準研究 (年一日、二日及三日最大暴雨)」,農業工程學報,第36卷,第2期,pp.56-79,1990。
- 49. 經濟部水利署水利規劃分署:全台雨量站降雨強度延時公式推導,2024。

- 50. 經濟部水利署水利規劃試驗所:河川治理及環境營造 規劃參考手冊,2006。
- 51. 鄭克聲、連琮勛:「具離群值資料之水文頻率分析」, 農業工程學報,第61卷,第3期,pp.29-41,2015。
- 52. 鄭克聲等人:水文設計應用手冊,經濟部水資源局 (現為水利署)委辦計畫,2001。
- 53. 劉俊志、魏曉萍、江申、陳韻如、朱容練、陳永明、 陳正達:氣候變遷研究之不確定性文獻綜整,國家災 害防救科技中心技術報告,2012。
- 54. 蕭政宗、李皓志、羅啟文:不同迴歸期極端洪水推估 誤差分析,國科會補助計畫,2002。
- 55. 謝龍生、柳文成、童慶斌:「氣候變遷對大漢溪及新 店溪流域防洪系統潛在衝擊影響之研究」,農業工程 學報,第50卷,第3期,pp.32-47,2004。
- 56. 颜月珠: 無母數統計方法, 1992。
- 57. 蘇元風、劉俊志、陳韻如:「氣候變遷資料偏差校正 及水文頻率分析之探討」,土木水利,第51卷,第1 期, pp. 24-28,2024。

收稿日期:民國 113 年 12 月 28 日 修改日期:民國 114 年 03 月 24 日 接受日期:民國 114 年 04 月 28 日

附錄

1. 線性動差

Hosking (1990) 最早為線性動差 (Linear Moments) 一詞定名,其為機率權重動差 (Probability Weighted Moments) 之線性組合,表示如下式,

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^{r} p_{r,k}^* \beta_k \quad \text{, r=0, 1, 2,() If 1)}$$

$$p_{r,k}^{*} = \frac{(-1)^{r-k} (r+k)!}{(k!)^{2} (r-k)!} \dots (\mathbb{M} 2)$$

其中 λ_r 與 β_k 分別為 r 階線性動差與 k 階機率權重動 差, Landwehr *et al.* (1979) 提出機率權重動差之不偏 估推估式如下,

$$\beta_k = \frac{1}{n} \sum_{j=k+1}^n \frac{(j-1)(j-2)\dots(j-k)}{(n-1)(n-2)\dots(n-k)} x_{j:n}$$

.....(附 3)

其中, $x_{j:n}$ 為n個樣本中,排序為第j個樣本,前三階 線性動差與線性動差偏態係數(τ_3)可表示如下,

$\lambda_1 = \beta_0$	(附 4)
$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \dots$	(附 5)
$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \dots$	(附 6)
$\tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \dots$	(附 7)

2. 科司檢定

科司檢定與卡方檢定均為水文領域常用之適合度 檢定,當樣本長度過小時,不利於使用卡方檢定,可 選用科司檢定進行適合度檢定。本研究基期與未來各 時期均為20年,因此年極大雨量資料均為20筆,屬 於較小樣本長度,故採用科司檢定進行適合度檢定。 顏 (1992) 科司檢定統計量 (D) 之定義為理論 CDF ($F(x_i)$) 與經驗 CDF ($S(x_i)$) 之最大絕對差值,定義 如下式,

$$S(x_i) = \frac{i}{n} \dots ([\% 8)$$

$$D = \max \left| F(x_i) - S(x_i) \right| \dots (\text{M} 9)$$

其中,n 為樣本長度,F(x)為理論 CDF,x_i為排序後第 i 個樣本。檢定統計量 (D) 屬於科司分布需查表得臨 界值 $(d_{\frac{\alpha}{2},n})$,其中, α 為顯著水準,一般設定為 5%。 本研究科司分布臨界值 $(d_{\frac{\alpha}{2},n})$ 採用 α 為 5%, n 為 20。 當 D> $d_{\frac{\alpha}{2},n}$ 時,則代表 x_i樣本之經驗 CDF 與理論 CDF 為不同。

3. 使用 SE 與 U 指標選用樣本之最適機率分 布

鄭等人(2001)使用 SE 與 U 指標作為選用樣本之 最適機率分布之準則,其定義如下,

$$SE = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \hat{x}_i)^2}{n}} \dots (\text{Kf 10})$$
$$U = \frac{\sqrt{\frac{\sum (x_i - \hat{x}_i)^2}{n}}}{\sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n}} + \sqrt{\frac{\sum \hat{x}_i^2}{n}}} \dots (\text{Kf 11})$$

其中,n 為樣本長度, x_i 為第 i 個樣本, \hat{x}_i 為利用點 繪公式計算第 i 個樣本 x_i 之累積機率,再由選用之統 計分布估算對應該累積機率之水文量 \hat{x}_i 。依據 SE 及 U 兩個指標之最小值,可分別求得樣本最佳之統計分 布。