

臺灣集水區基流指數時空動態及其驅動因子之探究

SPATIOTEMPORAL DYNAMIC AND CONTROLLING FACTORS OF
BASEFLOW INDEX IN TAIWAN'S CATCHMENTS

國立成功大學資源工程學系
博士班研究生

陳 信 宇
Hsin-Yu Chen

國立成功大學資源工程學系
教授

葉 信 富*
Hsin-Fu Yeh

摘 要

基流為河川流量中變化較為穩定的成份，具有於無降雨時期提供水資源與維持生態保育等關鍵功能。基流指數 (Baseflow Index, BFI) 為基流量占總流量之比例，用以評估集水區含水層排水能力與河川系統的可持續性。本研究旨在提升臺灣估計基流準確性與動態行為理解，基於 60 個具 29 年以上流量紀錄之水文測站，以七種基流分離法 (LH、CM、ECK、UKIH、Fixed、Sliding、Local) 與其參數組合中，表現最佳方法參數組合估計年度 BFI，接著分析其時空動態特徵，與利用考量時空異質性之地理時間加權迴歸模型 (Geographically and Temporally Weighted Regression, GTWR) 探討 17 項集水區屬性對 BFI 之影響程度。結果顯示，ECK 為表現最佳的基流分離法。BFI 時空特徵為非定常性，有 23% 測站其年度 BFI 呈顯著上升趨勢，且約九成年度具有顯著空間群聚性。迴歸模型比較中，GTWR 模型表現優於 GWR 及混合迴歸模型 (Pooled Regression)。根據 GTWR 迴歸結果指出，多數集水區屬性對 BFI 的影響方向與強度具有明顯的時空異質性，僅降雨強度在各地各時皆呈現一致的負向影響。若忽略此類異質性，將可能推論驅動因子的重要性與作用機制產生偏誤。本研究強調在其他水文過程及其影響因子等水文預測與集水區管理研究中，納入時空異質性分析之必要性。

關鍵詞：基流指數、時空異質性、地理時間加權迴歸模型、集水區屬性。

* 國立成功大學資源工程學系教授

701 臺南市東區大學路 1 號 · hfyeh@mail.ncku.edu.tw

SPATIOTEMPORAL DYNAMIC AND CONTROLLING FACTORS OF BASEFLOW INDEX IN TAIWAN'S CATCHMENTS

Hsin-Yu Chen

National Cheng Kung University Department of
Resources Engineering

Hsin-Fu Yeh*

National Cheng Kung University Department of
Resources Engineering

ABSTRACT

Baseflow, the stable component of streamflow, is essential for sustaining water availability and ecological functions during non-rainfall periods. The Baseflow Index (BFI), defined as the ratio of baseflow to streamflow, is widely used to evaluate aquifer discharge capacity and river sustainability. This study aims to enhance the reliability of baseflow estimation and understand BFI spatiotemporal variability in Taiwan using 60 gauging stations with over 29 years of records. Seven baseflow separation methods (LH、CM、ECK、UKIH、Fixed、Sliding、Local) were compared, with the ECK method showing the best performance. BFI exhibited non-stationary spatiotemporal characteristics. 23% of stations showed an increasing annual BFI trend, and 90% of the years exhibited significant spatial clustering. A Geographically and Temporally Weighted Regression (GTWR) model was applied to assess the influence of 17 catchment attributes, outperforming GWR and Pooled Regression. GTWR results indicated that most attributes had spatiotemporally heterogeneous effects on BFI, with rainfall intensity consistently showing a negative impact. Ignoring such heterogeneity may lead to biased interpretations of baseflow drivers. This study underscores the importance of incorporating spatiotemporal heterogeneity into hydrological analysis and catchment management and offers thought-provoking insights for research on other hydrological processes and their influencing factors.

Keywords: Baseflow index, Spatiotemporal heterogeneity, Geographically and Temporally Weighted Regression (GTWR), Catchment attributes.

Chen, H.Y., & Yeh, H.F.* (2025). "Spatiotemporal Dynamic and Controlling Factors of Baseflow Index in Taiwan's Catchments." *Journal of Taiwan Agricultural Engineering*, 71(4), 31-49.

[https://doi.org/10.29974/JTAE.202512_71\(4\).0003](https://doi.org/10.29974/JTAE.202512_71(4).0003).

一、前言

基流 (baseflow) 是穩定且持續的組成,使河川於無降雨期間仍持續有水流動。基流對維持河川生態系統健康、穩定水溫與水質,以及提供無降雨期間的基礎水源具有重要功能 (Ficklin *et al.*, 2016; Zaerpour *et al.*, 2024), 其來源包含地下水含水層、淺層土壤水、融雪、溼地甚至人造設施水庫等其它延遲性水源 (Hall, 1968; Tallaksen, 1995; Bloomfield *et al.*, 2021)。根據 Xie *et al.* (2024) 對全球近 1.6 萬個流量測站分析,約六成的河川流量由基流所組成,且基流是以地表水資料間接推測地下水動態的重要方法,顯示基流分析在水文循環與地下水推估中扮演關鍵角色 (Tan *et al.*, 2020)。

儘管基流在水文研究與水資源管理中具重要性,其估算至今仍具挑戰。由於基流為概念量而非物理量,因此目前並不存在量測或估計基流的標準方法 (Li *et al.*, 2014; Pelletier and Andréassian, 2020)。濾波法為常用估計基流典型方法之一,如 Lyne and Hollick (1979); Chapman and Maxwell (1996); Eckhardt (2005) 以及 Piggott *et al.* (2005) 等學者均提出不同估計基流之濾波演算法,其概念假設流量時間序列中的低頻成分為基流。受益於僅需流量時間序列資料,資料需求性低,程式實作簡便易取得,使其廣泛應用於全球不同氣候條件下的集水區 (Beck *et al.*, 2013; Tan *et al.*, 2020; Yeh and Chen, 2022; Chen *et al.*, 2023; Xie *et al.*, 2024)。然而,不同濾波方法與參數設定對基流估算結果會產生顯著差異,且選擇依據往往缺乏客觀標準,依賴研究者經驗或資料限制。

基流指數 (Baseflow Index, BFI) 為基流量對總流量之比值,不僅是量化整體基流行為的水文訊號 (hydrological signatures) (McMillan *et al.*, 2022),也是低流指標之一 (Longobardi and Villani, 2008)。BFI 能表徵地下水與地表水交互作用 (Gnann *et al.*, 2021)、評估人為活動對水文過程的影響 (Bloomfield *et al.*, 2021) 以及區分乾濕季節 (Chen *et al.*, 2024)。BFI 受到整個上游集水範圍之氣象水文、降雨特性、地文、土地利用以及人為活動等集水區屬性因子的綜合響應 (Price, 2011; Bloomfield *et al.*, 2021)。在空間均質假設下,建立特定區域 BFI 與集水區屬性之關聯模型之區域化模式 (regionalization model),透過將無測站集水區 (ungauged catchments) 的屬性代入該模型,即可推估資料稀缺區域 BFI 水文訊號等水文行為等貢獻。此外,建立 BFI 與集水區屬性之關聯模型也有助於識別

影響 BFI 的主導因子並推測其機制。

過去研究以回歸分析 (Santhi *et al.*, 2008; Zomlot *et al.*, 2015; Bloomfield *et al.*, 2021; Lyu *et al.*, 2023) 或類神經網路 (Artificial Neural Network, ANN)、隨機森林 (Random Forest, RF)、極限梯度提升 (eXtreme Gradient Boosting, XGboost) 等機器學習方法建立 BFI 與集水區屬性之關聯模式,然而,此類模式多屬全域模式 (global model),其假設驅動因子對 BFI 等水文訊號的影響在時間與空間上保持固定不變,未能充分考量時空異質性。儘管地理加權回歸 (Geographically Weighted Regression, GWR) 與部分機器學習演算法已部分納入空間異質性考量,但仍將集水區的水文、氣候、土地利用等因子的時間序列簡化 (lump) 為單一值來表示整個集水區,將集水區屬性對 BFI 的影響視為靜態過程。同時考量時空異質性關聯模型在財務金融 (Ziegler and Schröder, 2010)、房價預測 (Huang *et al.*, 2010)、傳染病擴散等公衛領域 (Crossley *et al.*, 2021)、土壤重金屬或空氣汙染 (曾于庭等人, 2019; Zhao *et al.*, 2023) 以及經濟成長與生態環境消長 (Shi *et al.*, 2020) 等領域廣泛應用,但在水文相關研究仍較少見。水文研究中,僅有 Steinschneider *et al.* (2013); Bassiouni *et al.* (2016) 以及 Anderson *et al.* (2022) 等研究,基於時空異質性基礎探討都市化、氣象水文等因子對於高、中、低流的影響。

綜合上述,在基流研究方面仍存在三項知識缺口:(1) 臺灣缺乏客觀的基流估算方法與參數選擇依據、(2) 對 BFI 的時空動態變化特性理解不足、(3) 現有研究建立之 BFI 與集水區屬性關聯模型忽略時空異質性。有鑑於此,本研究設定以下具體目標:(1) 本研究以消退段流量作為基準 (Chen *et al.*, 2024; Xie *et al.*, 2024),比較不同的濾波法與參數組合表現,為找出最適合估計臺灣基流方法與參數組合以提升估算基流的準確性;(2) 以 Mann-Kendall 檢定法與 Moran's I 等統計方法,分析 BFI 時空動態特性、(3) 基於記錄不同水文測站空間座標及其 BFI 與集水區屬性之時間序列面板資料 (panel data),以時間地理加權回歸模式 (Geographically and Temporally Weighted Regression, GTWR) (Huang *et al.*, 2010; Fotheringham *et al.*, 2015),建立 BFI 與集水區屬性的局部迴歸模式,探討氣候、水文地質與土地利用等因子對 BFI 的時空影響機制。本研究成果不僅能深入理解基流等地下水含水層排水的動態行為,為基流預測與水資源管理提供了重要科學依據。

二、研究區域

2.1 研究區域

本研究以臺灣本島上 60 個水文測站及其對應集水區作為研究對象，其分佈位置如圖 1 所示。臺灣位於東亞與西北太平洋地區，東臨太平洋，西臨臺灣海峽，南臨巴士海峽，北臨東海，緯度約在北緯 22 至 25 度之間，經度約在東經 120 至 122 度之間。臺灣形狀呈現南北窄、中部寬闊之紡錘形。氣候與降雨方面，雖然臺灣年均降雨高達 2,500 毫米，但時空分布非常不均。東亞季風系統的影響，臺灣的降雨呈現顯著的季節性變化 (Chou *et al.*, 2009)，經常發生在夏季與秋季颱風帶來的強降雨是臺灣關鍵補注水庫等水資源重要來源，而東北季風盛行冬季，受到季風風向與地形共同作用下，迎風面的東北部地區，降雨量顯著大於臺灣其它區域。全臺灣平均來說，近 8 成降雨集中在 5 至 10 月之濕季，而在臺灣南部，11 月至隔年 4 月乾季降雨量不到濕季之降雨量十分之一，顯示出雖然臺灣降雨在時間與空間上分佈極度不均。地形與地質方面，臺灣位處歐亞大陸板塊與菲律賓海板塊交界帶，受到正在進行中造山運動影響，有 40% 面積屬於海拔 1,000 公尺以上山區，最高的高程將近海拔 4,000 公尺，中央山脈有臺灣屋脊之稱，作為臺灣主要河川分水嶺，因此臺灣的河川主要向東與向西流入太平洋與臺灣海峽，如圖 1(a) 所示。水文地質分布如圖 1(b) 所示，山區為多數河川發源地，其覆蓋面積最大的水文地質條件為裂隙介質 F2，其地質組成主要是高度風化且破碎如板岩與千枚岩等變質岩，其高聳險峻的地勢導致交通工具與人類均難抵抵達，因此相關水文地質等資料不確定性較大。西部平原

地區主要是第四紀未膠結之現代沖積層，富含大量地下水，該地區無論資料或是研究，均較山區豐富。圖 1(c) 顯示臺灣 2015 土地利用分佈，森林為覆蓋面積最大的土地利用，展示出人為活動的耕地與建物等土地利用主要分佈在西部平原地區。圖 1(d) 則顯示 60 個水文測站集水區範圍內的土地利用於 1960 年至 2022 年平均變化 (Chen *et al.*, 2019)，其中森林覆蓋有增加的現象，至 1994 年之後，森林覆蓋穩定高於 80%；地表水體有減少的現象，從 1960 年的 20% 減少至近年不到 1%；農業用地則於 1980 年達到最高，近年約穩定在 5% 左右。整體而言，臺灣集水區主要土地利用仍以森林覆蓋為主，作為人為活動土地利用之耕地與建物土地利用佔比不高。

2.2 資料

本研究分析 60 個流量站分布位置與基本資料如圖 1 所示，日流量資料來自經濟部水利署水文年報，60 個測站資料均更新至 2022 年，紀錄時長從 29 年至 70 年，缺失率少於 5%。日雨量資料取自 TCCIP 網格化資料庫，網格空間解析度 0.05 度，雨量時間序列資料配合流量紀錄時間。但由於 TCCIP 網格化資料庫最早紀錄時間為 1960 年 1 月 1 日，若流量起始紀錄時間早於 1960 年，則以 1960 年 1 月 1 日雨量作為第一筆雨量資料。潛勢蒸發散來自 Terraclimate 全球大氣水文網格化資料庫 (Abatzoglou *et al.*, 2018)，網格空間解析度 1/24 度 (約 4 公里)，時間解析度為月。Terraclimate 資料庫最早紀錄時間為 1960 年 1 月，分析時間配合流量紀錄

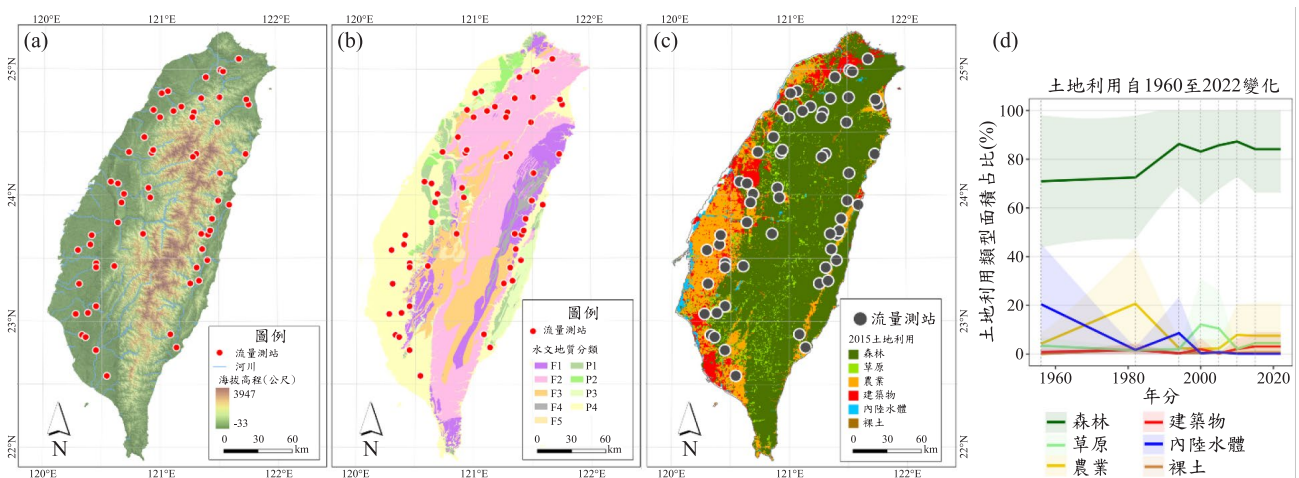


圖 1 臺灣與 60 個流量站於不同底圖位置分布，底圖分別為：(a) 高程、(b) 水文地質分布，F 與 P 分別表示裂隙介質 (fractured media) 與孔隙介質 (porous media)，各種類更詳細說明參見 2.2 節、(c) 2015 年六種土地利用分佈、(d) 本研究選取 60 個集水區自 1960 至 2022 年的土地利用變化，線條表示平均變化，著色表示一倍標準差。水文地質圖資料來源為地礦中心，土地利用資料來自於 Chen *et al.* (2019)。本研究繪製。

時間。各集水區平均高程與平均坡度根據內政部地政司提供之地表高程數值模型 (Digital Terrain Model, DTM) 計算, 其空間解析度為 20 公尺。本研究以使用經濟部地質調查及礦業管理中心提供之 1/250,000 山區水文地質圖 (<https://hydro.geologycloud.tw/map>) 作為集水區水文地質條件分析依據, 山區水文地質圖如圖 1(b) 所示, 主要可分為裂隙介質 (Fracture, F) 與孔隙介質 (Porous, P) 兩類。F1 由泥岩組成, 含水性甚差, 無地下水; F2 主要由頁岩及板岩組成, 含水性較差, 極少地下水或無地下水; F3 由砂岩組成顆粒不大, 但多裂縫, 局部可得豐富地下水, 常成泉水存在; F4 由石灰岩、珊瑚礁岩等組成, 地下水部分豐富; F5 由粗粒多孔岩石組成, 地下水較豐富; P1 主要鬆礫石及砂頁岩組成, 含水量較差局部有地下水; P2 主要砂礫層及紅土層組成之台地, 地下水部分豐富; P3 主要由砂礫組成, 部份半固結, 不包括紅土層之台地均屬之, 地下水廣泛部份豐富; P4 主要由礫及少量黏土所組成之現代沖積層, 地下水廣泛且豐富。為了考量集水區土地利用隨時間變化, 本研究採用 Chen *et al.* (2019) 提供 1956、1982、1994、2000、2005、2010 以及 2015 等七個年度臺灣土地利用分佈網格圖資, 空間解析度為 500 公尺, 1960 至 2015 年之間, 非上述七個年度之其餘年度, 其土地利用是透過線性內插取得, 2015 年之後的土地利用則以 2015 為代表。

三、研究方法

3.1 消退分析

本研究根據 BN77 準則 (Brutsaert and Nieber, 1977; Cheng *et al.*, 2016), 從日流量時間序列中篩選出不含有直接逕流, 僅含純基流的消退段流量。消退段流量需同時滿足以下四個條件: (1) 消退段之流量變化須隨時間降低, 即 $dQ/dt < 0$; (2) 消退段時間長度至少 7 天; (3) 移除各消退段前面 3 天與最後 2 天; (4) 排除 $dQ_{t+1}/dt > dQ_t/dt$ 之異常消退變化。前三個條件目的是為排除可能含有直接逕流的流量, 第四個條件的目的是為排除可能因為量測誤差所產生異常資料, 篩選後不連續消退段如圖 2 範例紅點所示。

消退段流量亦可用於估計各集水區之作為濾波參數之消退常數 α 。Brutsaert and Nieber (1977) 基於 Dupuit-Boussinesq 水平自由含水層排水至河道概念模型與水力物理理論為基礎, 認為流量變化 ($-dQ/dt$) 可記做消退段流量 (Q) 之函數, 且符合 $-dQ/dt = \alpha Q^b$ 冪

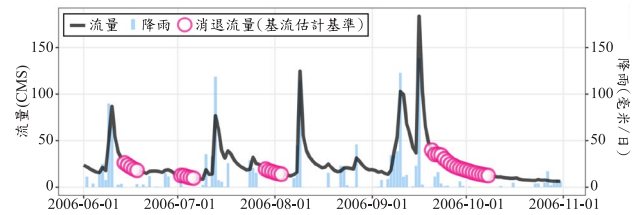


圖 2 從日流量篩選出消退段作為評估基流之基準, 紅色點表示篩選出的消退段。以福山測站 (1140H010) 於 2006 年 6 月至 2006 年 10 月降雨、流量、消退流量為例。本研究繪製。

次關係, a 與 b 分別為經驗消退參數, 使 5% 消退點雲落於下包絡線之下, 表示基流消退過程的下包絡線表示如式 (1) (Brutsaert, 2005):

$$-\frac{dQ}{dt} = \frac{1}{K} Q \dots\dots\dots(1)$$

其中 K (天) 為消退特徵排水時間 (recession characteristic drainage timescale)。將式 (1) 積分後得到基流隨時間消退函數 $Q = Q_0 e^{-t/K}$, 其中控制消退形狀的指數部分即為消退常數 α , 如式(2):

$$\alpha = e^{-1/K} \dots\dots\dots(2)$$

本研究使用以 MATLAB 撰寫之 HYDRORECESSION 套件 (Arciniega-Esparza *et al.*, 2017), 完成自動化基流辨識技術 (Automatic Baseflow Identification Technique, ABIT), 該技術涵蓋消退段流量篩選、下包絡線擬合及消退常數估算等流程。

3.2 基流分離方法

本研究使用七種基流分離濾波法來估計基流, 包含 Lyne and Hollick (1979) 提出基流分離法 (簡稱 LH 法)、Chapman and Maxwell (1996) 提出基流分離法 (簡稱 CM 法)、Eckhardt (2005) 提出分離法 (簡稱 ECK 法)、英國生態與水文中心提出 UKIH 基流分離法 (Institute of Hydrology, 1980) 與美國地質調查所開發包含三種基流演算法之 HYSEP 程式 (Sloto and Crouse, 1996)。LH 法與 CM 法為單參數數位濾波法, 而 ECK 法為雙參數遞迴數位濾波法, 上述三種濾波法均透過濾波參數來控制削弱多少程度 (degree of attenuation) 的流量形成基流, 本研究將以最常見經驗值 0.925 (Nathan and McMahon, 1990) 與經過 ABIT 分析估計之消退常數 α 作為過濾參數。BFI_{max} 為 ECK 法所需要的濾波參數, 決定方法包含根據河川間歇性與水文地質條件決定、倒推過濾法以及一律假設成 0.8

等三種方式。UKIH 基流分離法有分割長度 (N) 與轉折參數 (f) 兩個參數需要決定。HYSEP 程式則包含固定間距 (Fixed interval)、滑動間距 (Sliding interval)、局部最小值 (local minimum) 等三種演算方式。以上基流分離法的詳細演算流程於附錄章節介紹。

3.3 基流估計準則

本研究以篩選出消退段流量 (如圖 2 紅點所示) 作為基流估計基準方法。由於一定強度降雨能產生漫地流或中間流等直接逕流並貢獻給河川，隨著降雨停止，流量中的直接逕流會逐漸停止供應，此時，缺乏來自快直接流的貢獻河川仍有流量，其來源主要為地下水 (Brutsaert, 2008)，這和基流主要來自於地下水具有相似的概念，因此採用消退段流量作為基流評估的參考依據不僅具合理性，亦已有研究將其作為基流估算的評斷標準 (Xie *et al.*, 2020; Chen *et al.*, 2024)。

本研究以納什效率係數 (Nash-Sutcliffe Efficiency, NSE) (Nash and Sutcliffe, 1970) 與百分比偏差 (percentage bias, $pbias$) 等效率指標，比較七種基流濾波分離方法與濾波參數組合表現。 NSE 計算如式 (3)：

$$NSE = 1 - \frac{\sum_{t=t_1, t_2, \dots, t_m} (Q_{b,t}^{est} - Q_{b,t}^{obs})^2}{\sum_{t=t_1, t_2, \dots, t_m} (Q_{b,t}^{est} - \overline{Q_{b,t}^{obs}})^2} \dots\dots\dots (3)$$

其中 t_1, t_2, \dots, t_m 表示篩選出消退流量時間點。 $Q_{b,t}^{est}$ 與 $Q_{b,t}^{obs}$ 分別表示估計基流與消退段流量， $\overline{Q_{b,t}^{obs}}$ 是 $Q_{b,t}^{obs}$ 平均數。納什效率係數範圍也是介於 $-\infty$ 至 1，越接近 1 表示估計基流與消退段流量越相近，表示分離方法與參數表現越好。

百分比偏差 ($pbias$) 計算如式 (4)：

$$pbias = 100 \times \frac{\sum_{t=1}^n (Q_{b,t}^{est} - Q_{b,t}^{obs})}{\sum_{t=1}^n Q_{b,t}^{obs}} \dots\dots\dots (4)$$

$pbias$ 用於評估基流相對於消退段流量的平均偏差傾向。 > 0 表示估計基流高估於作為基準之消退段， < 0 表示低估，表示估計基流低估於作為基準之消退段，越接近 0 表示分離方法與參數表現越好。

3.4 時空動態分析

本研究使用 Mann-Kendall 趨勢檢定法與全域自

相關指標 Moran's I ，量化 BFI 時間上長期變化趨勢與空間上自相關等時空動態特性。Mann-Kendall 無母數趨勢檢定法 (Mann, 1945; Kendall, 1975) 用於檢驗時間序列是否有顯著單調趨勢，以 Z 統計量作為判斷趨勢方向與顯著性依據，若 $Z > 0$ 表示該序列有上升的趨勢， $Z < 0$ 表示該序列有下降的趨勢，當 $|Z| > 1.96$ 與 $|Z| > 2.58$ ，分別表示在 95% 與 99% 的信心水準有顯著單調趨勢。

本研究使用 Moran's I 量化 BFI 在空間上自相關指標，正自相關表示 BFI 空間分布為聚集型，負自相關表示 BFI 空間分布為分散型，自相關接近 0 表示空間分布可視為隨機分佈 (Moran, 1950)。由於水文訊號通常屬於聚集型分佈型態 (Moran's $I > 0$)，因此 Moran's I 可用來進一步評估空間分佈的平滑程度。

Moran's I 的估計方式如式 (5)：

$$\text{Moran's } I = \frac{\frac{1}{W} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{i,j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \dots\dots\dots (5)$$

其中， N 表示在空間中的資料筆數， \bar{x} 為 x 算術平均數， w 為所有兩兩測站之距離權重矩陣，該矩陣主對角線元素設定為 0，剩餘元素根據測站 i 與測站 j 之大圓距離倒數作為權重 ($w = 1/d$)，而 W 為所有權重之總和。Moran's I 接近 0 表示沒有空間相關性，Moran's I 值越高，表示空間自相關性越強，空間分佈越平滑。Moran's I 的顯著性可透過 p -value 判斷。不顯著的 Moran's I 表示 BFI 空間分佈很可能是隨機空間過程的結果；若 p -value < 0.01 且 Moran's $I > 0$ ，表示在 99% 信心水準下顯著，此時在空間分布上，BFI 具有聚集性，集中較高 BFI 和/或較低 BFI 會聚集在一起。需要注意的是，Moran's I 的絕對值可能超過 1。

3.5 回歸模式建立與評估

本研究基於面板資料以混合估計模型 (Pooled Regression, PR)、地理加權回歸模型 (Geographically Weighted Regression, GWR) 以及地理時間加權回歸模型 (Geographically and Temporally Weighted Regression, GTWR) 等模型，建立並比較三種 BFI 與集水區屬性迴歸模型，其中面板資料是指包含不同樣本 (水文測站) 及其各自 BFI 與集水區屬性等時間序列之集合資料。回歸模型中的所有解釋變數變異數膨脹因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 需小於 7.5 (Kroll and Song, 2013)，以避免多重共線性 (multicollinearity) 問題導致推論個

別解釋變數影響力時產生偏誤。

混合估計模型 (PR) 將所有不同集水區，不同時間的面板資料視為獨立樣本建立單一線性回歸模式，不考慮時間與空間上的變化，無法捕捉時空異質性對 BFI 的影響，是一種全域回歸模式，並以普通最小平方法 (ordinary least squares) 估計回歸模式全域係數，PR 迴歸係數估計如式 (6) 所示：

$$y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \dots\dots\dots(6)$$

其中 y_i 為位置 i 之 BFI， x_{ik} 為第 k 個集水區屬性解釋變數之值， β_0 為截距， β_k 為第 k 個解釋變數的迴歸係數， ε_i 為應服從常態分佈殘差項。

地理加權回歸模式 (GWR) (Brunsdon *et al.*, 1996) 能有效考量空間異質性，基於地理學第一定律「一切事物都相互關聯，但距離越近的事物，關聯性越強」(Tobler, 1970) 所建構。不同於傳統全域回歸模式，GWR 會根據預測點附近樣本建立專屬於該預測點迴歸模式，迴歸係數也會隨著地點變化，屬於局部回歸方法。GWR 的表示如式 (7)：

$$y_i = \beta_0(x_i, y_i) + \sum_k \beta_k(x_i, y_i) x_{ik} + \varepsilon_i \dots\dots\dots(7)$$

其中 y_i 為位置 i 之 BFI， (x_i, y_i) 為位置 i 之座標， x_{ik} 為第 k 個集水區屬性在位置 i 之值， $\beta_0(x_i, y_i)$ 為位置 i 之截距， $\beta_k(x_i, y_i)$ 為位置 i 第 k 個解釋變數的迴歸係數， ε_i 為應服從常態分佈殘差項。GWR 中迴歸係數估計值如式 (8)：

$$\hat{\beta}(x_i, y_i) = [X^T W(x_i, y_i) X]^{-1} X^T W(x_i, y_i) Y \dots\dots(8)$$

其中 $\hat{\beta}(x_i, y_i)$ 為截距與迴歸係數之估計量， X 是由解釋變數組成矩陣， Y 則是由預測變數組成的矩陣，而 X^T 表示 X 之轉置矩陣。 $W(x_i, y_i)$ 為 $n \times n$ 的主對角矩陣，亦即主對角線以外的元素全為 0，主對角元素 w_{ij} 則是用高斯函數描述權重隨距離增加遞減之關係。高斯函數為 $w_{ij} = \exp[-(d_{ij}^{ST})^2 / (h_{ij}^{ST})^2]$ ， d_{ij}^{ST} 為距離， h_{ij}^{ST} 為控制權重遞減速率之帶寬 (bandwidth)。

地理時間加權回歸模式 (GTWR) (Huang *et al.*, 2010) 是加入時間維度 GWR 擴展版本，GTWR 則會根據預測點附近樣本建立專屬於該預測點迴歸模式，迴歸係數也會隨著時間與地點變化，屬於局部回歸方法。GTWR 的表示如式 (9)：

$$y_i = \beta_0(x_i, y_i, t_i) + \sum_k \beta_k(x_i, y_i, t_i) x_{ik} + \varepsilon_i \dots\dots\dots(9)$$

其中 y_i 為時空位置 i 之 BFI， (x_i, y_i, t_i) 為時空位置 i 之時空間座標， x_{ik} 為第 k 個集水區屬性在時空位置 i 之值， $\beta_0(x_i, y_i, t_i)$ 為時空位置 i 之截距， $\beta_k(x_i, y_i, t_i)$ 為時空位置 i 第 k 個集水區屬性的迴歸係數， ε_i 為應服從常態分佈殘差項。

GTWR 之迴歸係數估計值如式 (10)：

$$\hat{\beta}(x_i, y_i, t_i) = [X^T W(x_i, y_i, t_i) X]^{-1} X^T W(x_i, y_i, t_i) Y \dots\dots\dots(10)$$

其中 $\hat{\beta}(x_i, y_i, t_i)$ 為截距與迴歸係數之估計量， X 是由集水區屬性解釋變數組成矩陣， Y 則是由預測變數組成的矩陣，而 X^T 表示 X 之轉置矩陣。 $W(x_i, y_i, t_i)$ 則是距離權重之主對角矩陣，意即主對角線以外的元素全為 0，主對角元素 w_{ij} 則是用高斯函數描述權重隨距離增加遞減之關係。高斯函數為 $w_{ij} = \exp[-(d_{ij}^{ST})^2 / (h_{ij}^{ST})^2]$ ， d_{ij}^{ST} 為結合空間距離與時間距離之時空距離， h_{ij}^{ST} 為控制權重遞減速率之帶寬 (bandwidth)。由於 GTWR 同時考量空間與時間上變化，因此本研究計畫所需資料須涵蓋不同集水區之 BFI 與集水區屬性隨時間變化的面板資料。 x_i 與 y_i 使用 TWD97 二度分帶之座標，該單位為公尺， t_i 單位為年。本研究使用 Huang *et al.* (2010) 提供之 GIS 軟體外掛套件進行 GTWR 分析。

在模式表現評估方面，本研究以修正型赤池資訊量準則 (corrected Akaike Information Criterion, AICc) 與調整型 R^2 (adj R^2) 量化並比較 PR、GWR 以及 GTWR 等三種模式表現差異。AICc 和 adj R^2 均考量模型的簡潔性，避免過多參數組成模型過度擬合從而虛假提升適配性，對參數數量進行修正。AICc 修正 AIC 在分析小樣本可能發生過度擬合問題之修正版本，AICc 計算方式如式 (11)：

$$AICc = AIC + \frac{2k(k+1)}{n-k-1} \dots\dots\dots(11)$$

其中 $AIC = 2k - 2\ln(L)$ ， L 為概似函數， k 為參數的數量， n 為樣本數。

adj R^2 是修正判定係數 (R^2) 隨著增加模型中解釋變數而上升的現象，避免僅因解釋變數增加導致擬合度的虛假上升，提供更合理的模型擬合評估指標，adj R^2 公式如式 (12)：

$$adj R^2 = 1 - \frac{(1-R^2)(n+1)}{n-p-1} \dots\dots\dots(12)$$

其中 n 為樣本數， p 為解釋變數的數量。

四、結果與討論

4.1 基流分離方法與濾波參數優選

本研究基於消退段流量並以 *NSE* 和 *pbias* 等效率指標，首先比較 ECK 分離方法中，各式 α 與 BFI_{max} 兩個濾波參數組合的表現，其中 α 估計有消退分析或統一設為 0.925 兩種方式，而估計 BFI_{max} 方法包含，根據水文地質條件、倒推過濾法以及統一設為 0.8 等三種方式，一共有六種參數組合。各種參數組合表現結果如表 1 所示，由水文地質圖決定 BFI_{max} 之 *NSE* 均不及 0.4。相對的，以倒推過濾法或是將 BFI_{max} 設定為 0.8 時，*NSE* 至少 0.7，顯示根據水文地質圖決定 BFI_{max} 所估計基流較不準確，也顯示 BFI_{max} 的決定在 ECK 方法重要性。

根據水文地質條件估計 BFI_{max} 表現較差之緣由可能是水文地質圖可能無法充分反應出控制地下水的水文地質條件，具體來說，水文地質圖空間解析度過低、岩性分類方式、甚至是水文地質圖主要是基於基岩的地質條件繪製而成，而非真正主導地下水之岩屑層 (regolith) 等因素，導致水文地質圖低估山區地下水含量。

在 α 設定成 0.925 情況下， BFI_{max} 以倒推過濾法或是設定為 0.8 的表現，平均 *NSE* 表現高達 0.96 與 0.99。若 α 以消退分析取得，以兩種方法估計的 BFI_{max} 平均 *NSE* 表現為 0.8 與 0.9，顯示將 α 與 BFI_{max} 等濾波參數一律設定為 0.925 和 0.8，能取得較好的表現。為了進一步比較不同基流分離方法與濾波參數對估計基流表現，本研究以盒鬚圖表示臺灣 60 個集水區之 *NSE* 與 *pbias* 的估計基流表現分布 (圖 3)。LH 法、CM 法以及 ECK 分離法所需 α 分別以定值 0.925 或消退分析所獲得。ECK 方法中， BFI_{max} 由水文地質圖決定的表現較差 (表 1)，因此本研究僅以倒推過濾法與一律設定為 0.8 兩種方法決定 BFI_{max} ，比較結果如圖 3 所示。由左至右 *NSE* 中位數分別為 0.97、0.61、0.80、0.45、0.97、0.99、0.82、0.96、0.13、0.83、0.84、0.29。表現較佳兩種方法及其濾波參數組合為 LH 法搭配濾波

參數 $\alpha = 0.925$ 與 ECK 法搭配濾波參數 $\alpha = 0.925$ 與 $BFI_{max} = 0.8$ ，*NSE* 平均值與標準差分別為 0.97 ± 0.03 與 0.99 ± 0.01 ，與作為基準之消退段幾乎一致。而 *pbias* 中位數由左至右分別為 -2.3、-21.95、-22.2、-32.4、-7.4、-4.2、-14.1、-5.1、-41.2、-16.9、-18.5、-35.75。*pbias* 顯示估計基流皆低估於基準消退段流量，這是因為所有分離方法估計基流皆具有不能超過原始流量的限制所導致。表現較佳方法及其濾波參數組合，同樣是 LH 法搭配濾波參數 $\alpha = 0.925$ 與 ECK 法搭配濾波參數 $\alpha = 0.925$ 與 $BFI_{max} = 0.8$ ，其 *pbias* 平均值與標準差分別為 -2.6 ± 2.0 與 -4.1 ± 2.1 ，估計基流僅略低於消退段流量。根據上述分析，本研究得出兩種最佳濾波法及搭配濾波參數，分別為 LH 法搭配 $\alpha = 0.925$ 與 ECK 法搭配濾波參數 $\alpha = 0.925$ 與 $BFI_{max} = 0.8$ 。為了使後續結果討論不過於雜亂，後續將採用 ECK 法搭配濾波參數 $\alpha = 0.925$ 與 $BFI_{max} = 0.8$ 所估計之 BFI 作為分析基礎。

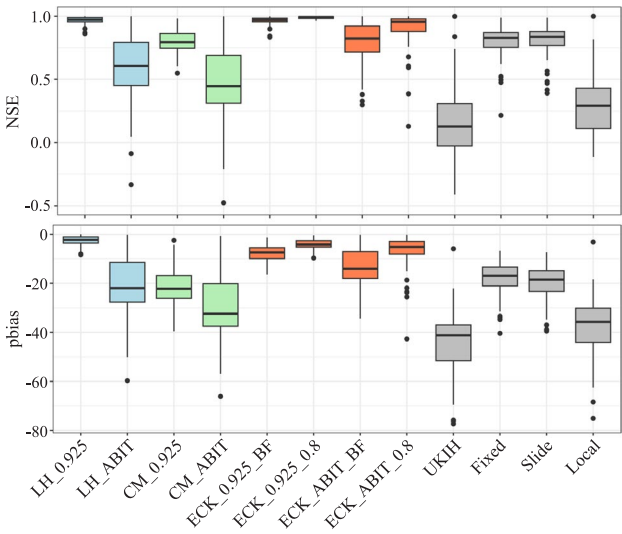


圖 3 不同基流分離方法與參數估計基流表現，以 *NSE* 與 *pbias* 等指標評估，藍色為 LH 法、綠色為 CM 法、橘色為 ECK 法，等三種基流分離法，灰色為 UKIH 與 HYSEP 等基流分離方法。ABIT 是指以消退分析取得的 α ，如第 (2) 式。BF 指倒推過濾法 (Backward Filter, BF)。本研究繪製。

表 1 ECK 分離方法中，不同參數決定方法之組合表現，以 *NSE* 和 *pbias* 呈現， BFI_{max} 以水文地質條件、倒推過濾法或是一律設定 0.8 三種方法。 α 則是消退分析或是一律設定 0.925 兩種方法。以 60 集水區之平均值 \pm 標準差表示

| α | 0.925 | 消退分析 | 0.925 | 消退分析 | 0.925 | 消退分析 |
|--------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| BFI_{max} | 水文地質 | 水文地質 | 倒推過濾法 | 倒推過濾法 | 0.8 | 0.8 |
| <i>NSE</i> | 0.36 \pm 0.40 | 0.06 \pm 0.59 | 0.96 \pm 0.03 | 0.80 \pm 0.17 | 0.99 \pm 0.01 | 0.90 \pm 0.15 |
| <i>pbias</i> | -42.7 \pm 23.6 | -48.8 \pm 27.4 | -7.5 \pm 3.4 | -13.7 \pm 8.6 | -4.1 \pm 2.1 | -7.3 \pm 7.5 |

4.2 BFI 空間分佈與時空動態

由 ECK 方法計算 60 個集水區之 BFI 於全臺灣空間分布如圖 4(a) 所示，範圍 0.54 至 0.78 之間，平均為 0.7，標準差為 0.06。較小的 BFI 主要分布在臺灣西南部，顯示臺灣河川水主要來源為地下水。本研究以 Mann-Kendall 檢定法分析臺灣 60 個集水區 BFI 長期變化趨勢，分析時間取決於各流量站紀錄期間，BFI 趨勢空間分布如圖 4(b) 所示。以 ECK 濾波分離方法，在 95% 顯著水準下，有 23% 集水區 BFI 有顯著上升的趨勢，且主要集中在西部地區，只有 5% 集水區 BFI 有顯著下降的趨勢，其中一個站點變為西門橋 (2560H019)，過去研究顯示該站點流量有顯著下降的

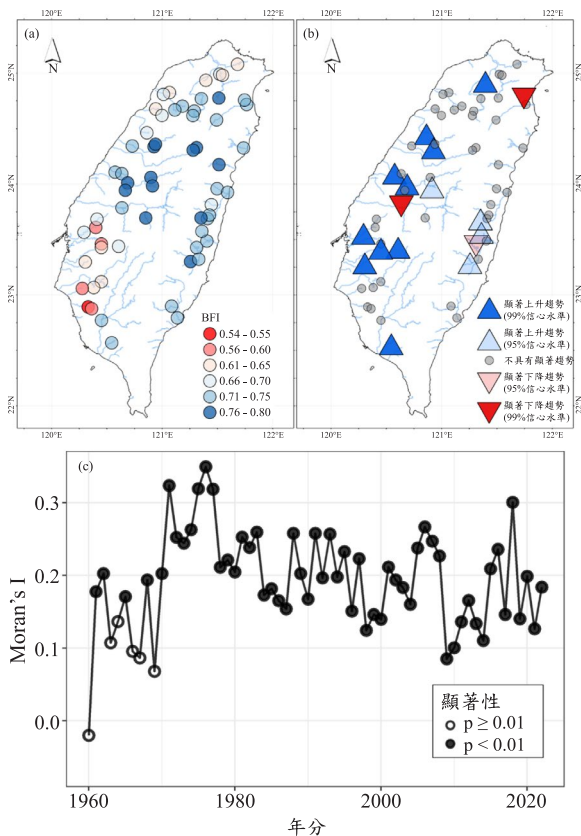


圖 4 (a) BFI 在 60 個集水區空間分布、(b) 以 Mann-Kendall 方法檢定 BFI 長期趨勢變化，各集水區分析年分不完全相同，分析年份根據資料紀錄時間 (附表 1)，最終年分皆為 2022 年。藍色朝上三角形表示 BFI 有顯著增加趨勢，紅色朝下三角形表示 BFI 有顯著降低趨勢，淺色與深色分別表示 95% 與 99% 顯著水準，對應 $|Z_{MK}|$ 分別大於 1.96 和 2.56。(c) 年度 BFI 從 1960 至 2022 年之 Moran's I 全域空間自相關變化，空心表示 Moran's I 不具有顯著性，實心表示在 99% 顯著水準下 Moran's I 具有顯著性。本研究繪製。

趨勢 (Yeh *et al.*, 2015)，合理推測該集水區基流量有顯著下降的趨勢，剩餘大部分的集水區 (72%)，其 BFI 沒有顯著的變化趨勢。圖 4(c) 顯示各個年度 BFI 空間自相關從 1960 年到 2022 年變化，並以 Moran's I 全域指標量化空間自相關。在 1970 年之後，BFI 的 Moran's I 在 0.1 與 0.35 之間變化，且具有顯著空間自相關性，表示 BFI 在空間分布具有群聚特性，亦即較大 BFI 站點其附近同樣也是較大 BFI，顯示 BFI 在空間上分布並非隨機分佈。

4.3 集水區屬性分析

本研究彙整並分析臺灣 60 個集水區包含氣候、地貌、土地利用以及水文地質等 17 項，共 2,953 筆集水區屬性資料，敘述統計結果如表 2 所示。氣候屬性部分，60 個集水區之年均降雨 (P) 差異甚大，最大年均降雨將近 6,000 毫米，超過年均降雨最小值 520 毫米的 10 倍，而所有集水區與站點之年均降雨約 2,100 毫米；相較之下，潛勢蒸發散 (PET) 差異較小，最大與最小年均潛勢蒸發散分別為 1,500 毫米與 590 毫米，所有集水區與站點之年均潛勢蒸發散約 1,000 毫米。臺灣乾燥係數 (PET/P) 主要小於 1，顯示臺灣主要為潮濕氣候區。60 個集水區之降雨季節性 (P_{sca}) 平均為 5.5，表示 5 至 10 月濕季降雨為 11 至隔年 4 月乾季降雨 5.5 倍，最大 P_{sca} 值甚至高達 115，表示臺灣多數集水區降雨主要由 5 至 10 月貢獻，最小 P_{sca} 為 0.38，5 至 10 月降雨為 11 至隔年 4 月的 0.38 倍，表示該集水區主要降雨集中在 11 至隔年 4 月。上述氣候屬性因子顯示臺灣各地降雨特性差異非常大。地貌因子包含集水區面積、集水區內網格平均高程以及平均坡度等三個因子，平均面積為 450 平方公里，最大集水區面積亦不足 3,000 平方公里，顯示本研究分析集水區主要是中 (meso)、小 (micro) 尺度集水區，受到河川水於河道傳遞過程 (channel routing) 影響較少，以流量推估地下水行為具有代表性。平均高程最小值僅有 45 公尺，最大值將近 2,500 公尺，平均坡度最小值僅有 5 度，最大坡度高達 35 度，顯示本研究分析集水區包含平原與陡峭高山等多種地貌型態集水區。由於本研究分析 60 個集水區平均有超過八成為森林，即使最低森林土地利用也超過 10%，顯示本次分析集水區土地利用主要為森林。裸土面積比例在所有土地 60 個集水區占比最低，平均不到 1% 面積為裸土。農業用地與建物用地在所有集水區平均比例分別為 8.6% 與 1.6%，顯示本研究分析集水區雖然可能會受到人為活動影響，且其影響主要由農業活動，而非都市開發，人為

表 2 17 項集水區屬性敘述統計 (N = 2953)

| 分類 | 因子 | 描述 | 單位 | 最小值 | 最大值 | 平均 | 標準差 |
|------|------------------|----------------------------------|-----------------|--------|---------|---------|--------|
| 氣候屬性 | P | 年均降雨 | mm/y | 519.55 | 5704.15 | 2114.81 | 708.17 |
| | SDII | 年降雨/雨日，雨日為日降雨≥1 mm 日子 | mm/d | 6.92 | 41.28 | 17.99 | 5.23 |
| | P _{sea} | 5 至 10 月降雨/11 月至隔年 4 月降雨之長期平均 | - | 0.38 | 115.47 | 5.46 | 7.12 |
| | PET | 年均潛勢蒸發散 | mm/y | 586.89 | 1451.07 | 1051.35 | 177.10 |
| | AI | 乾燥係數，年潛勢蒸發散/年降雨之長期平均 | - | 0.19 | 2.59 | 0.56 | 0.24 |
| 地貌屬性 | A | 集水區面積 | km ² | 45.32 | 2906.32 | 458.62 | 560.38 |
| | E | 平均高程 | m | 45.38 | 2464.31 | 1032.85 | 669.41 |
| | S | 平均坡度 | 度 | 5.25 | 35.93 | 26.09 | 8.72 |
| 土地利用 | AG | 農業用地面積佔比 | % | 0 | 82.64 | 8.64 | 13.84 |
| | BS | 裸土面積佔比 | % | 0 | 14.51 | 0.86 | 1.51 |
| | BU | 建物用地面積佔比 | % | 0 | 31.13 | 1.56 | 3.41 |
| | FR | 森林面積佔比 | % | 11.24 | 100 | 81.09 | 20.78 |
| | GR | 草原面積佔比 | % | 0 | 71.89 | 4.49 | 8.15 |
| | WT | 開放水體面積佔比 | % | 0 | 64.47 | 3.36 | 7.70 |
| 水文地質 | Frac | 裂隙介質面積佔比 | % | 0 | 100 | 77.04 | 30.02 |
| | highK | 高滲透係數面積佔比，包含 F4、F5、P3、P4 等水文地質條件 | % | 0 | 69.85 | 14.05 | 17.04 |
| | lowK | 低滲透係數面積佔比，包含 F1、F2、P1 等水文地質條件 | % | 2.49 | 100 | 63.43 | 28.93 |

SDII: Simple Daily Intensity Index

活動干擾的程度有限。由於集水區範圍須往高海拔直至稜線包含，該山區範圍其水文地質條件主要由裂隙介質與低滲透性介質 (F2) 主導，如圖 1(b) 所示。

4.4 回歸模式建立與表現比較

為了避免建立 PR、GWR 以及 GTWR 迴歸模型時，解釋變數具有顯著共線性問題，本研究移除潛勢蒸發散、坡度、農業用地以及裸土等具有較高變異數膨脹因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 之解釋變數，剩下所有集水區屬性作為迴歸模式之解釋變數，且其 VIF 均小於 7.5。本研究利用 adj R² 和 AICc 比較 PR、GWR 以及 GTWR 三種模型的整體適配性，結果如表 3 所示。以 ECK 法估計 BFI 中，PR、GWR 以及 GTWR 三種模型的 adj R² 分別是 0.50，0.71，0.76，相較於 PR 和 GWR，GTWR 分別提升 50%與 6.2%的 adj R²；AICc 分別是-8580，-9970，-10260，相較於 PR 與 GWR，GTWR 分別降低 19.6%與 2.9%的 AICc。以上結果顯示三種迴歸模型在權衡解釋能力與簡潔性，GTWR 在三種模型中具有最好的模型表現。

表 3 基於面板資料建立混合估計回歸 (Pooled Regression, PR)、地理加權回歸 (Geographically Weighted Regression, GWR) 以及地理時間加權回歸 (Geographically and Temporally Weighted Regression, GTWR) 等模型表現

| | 混合估計回歸 | 地理加權回歸 | 地理時間加權回歸 |
|--------------------|---------|---------|----------|
| adj R ² | 0.504 | 0.712 | 0.756 |
| AICc | -8581.6 | -9971.1 | -10262.2 |

4.5 驅動因子

4.5.1 氣候與水文因子

本研究以 GTWR 模式預測 BFI，年降雨 (P)、降雨強度 (SDII)、降雨季節性 (P_{sea}) 以及乾燥係數 (AI) 之迴歸係數在時間與空間上的變化如圖 5 所示。圖 5(a) 顯示降雨量對 BFI 具有顯著時空異質性影響，故降雨量對 BFI 為雙向因子，其中雙向因子表示某特定集水區屬性在不同時空背景下，對 BFI 可能呈現正向或負向影響。降雨量對 BFI 產生同向的影響發生時間地點

較負向影響更為廣泛，顯示降雨量越多，BFI 也會更大的情況在臺灣更為常見。Waterman *et al.*, (2022) 透過農業活動頻繁集水區指出，降雨量增加會同時造成快速逕流與基流量增加，由於快速逕流增加的幅度大於基流量增加的幅度，最終造成降雨量增加，BFI 降低的狀況，然而這種情況在臺灣並不常見，這其中差異本研究認為還需要考慮降雨型態與補注條件。若以溫和降雨型態或高補注率條件下，在降雨量增加的情況下，基流量的增加幅度將高於快速逕流的增加幅度，此時降雨增加使 BFI 增加；相反地，若以強降雨型態或低補注率條件下，降雨量增加使快速逕流的增加幅度遠高於基流增加幅度，此時降雨增加使 BFI 減少。因此，本研究推測臺灣以溫和降雨型態或高補注率的條件為主，這也同時說明，降雨量與基流指數 BFI 之間的關係還受到降雨型態與地文條件的共同影響，暗示單向影響解釋將過於簡化實際水文過程機制。

降雨強度 (SDII) 在 GTWR 模式中的係數，不論

在何時何地均小於 0，如圖 5(b) 所示，顯示降雨強度對 BFI 為單向因子，對 BFI 都是反向影響。降雨強度造成 BFI 降低的原因主要是因為在短時間下的大雨過於集中的降雨，將來不及入滲與補注至含水層，導致這類強降雨直接轉換成快速逕流，進而造成 BFI 降低 (Yeh and Chen, 2022)，顯示降雨強度在臺灣是影響 BFI 重要因子。

降雨季節性 (P_{sea}) 對 BFI 具有時空異質性影響，如圖 5(c) 所示。降雨季節性定義為 5 至 10 月降雨與 11 月至隔年 4 月降雨的比值，同向影響主要發生在東部集水區，反向影響主要發生在北部集水區，故降雨季節性對 BFI 為雙向因子。在臺灣東部，GTWR 係數指出，降雨越集中在 5 至 10 月濕季，BFI 越高，顯示 5 至 10 月濕季降雨能有效補注至含水層，該結果與 Yeh *et al.* (2014) 透過氫氧同位素發現同樣位於東部花蓮流域之季節性地下水補注於濕季佔 75.5%，乾季僅佔 24.5% 支持。於臺灣北部，GTWR 係數指出，

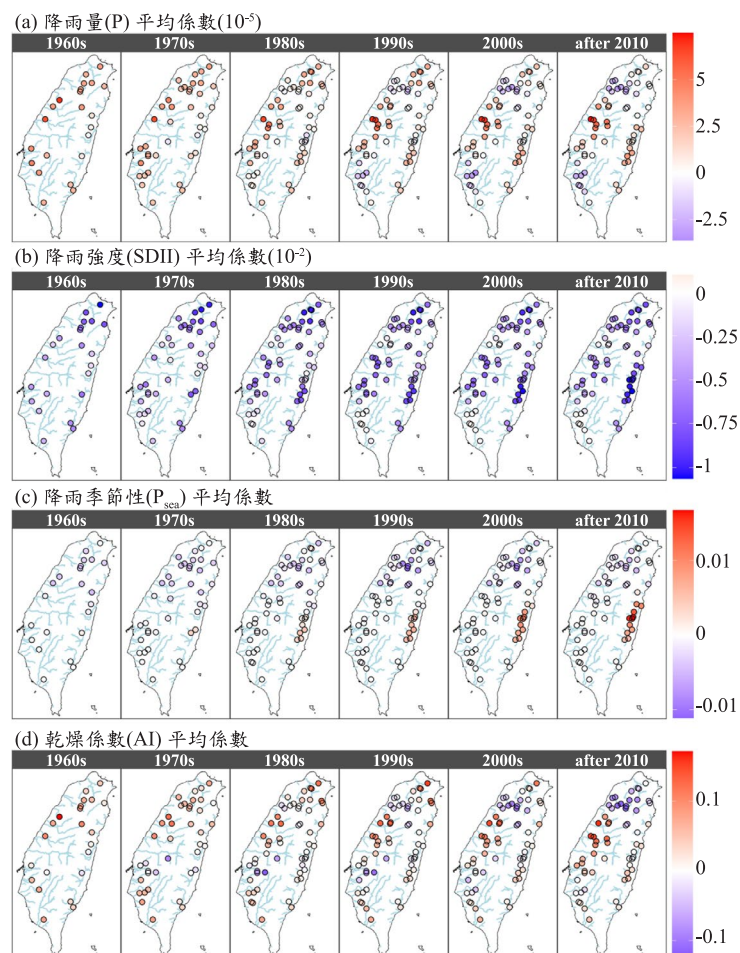


圖 5 以 GTWR 方法估計由 ECK 法估計 BFI 之不同氣候因子 (a) 降雨量、(b) 降雨強度、(c) 降雨季節性以及 (d) 乾燥係數之平均係數在時間與空間上的變化。1960s 表示 1960 至 1969 年，1970s 表示 1970 至 1979 年，以此類推，after 2010 表示 2010 至 2022 年，以該年代內之所有年份的平均值來表示。本研究繪製。

降雨集中在 11 月至隔年 4 月降雨比例越高，BFI 越高，本研究推測是補注含水層的主要季節是 11 月至隔年 4 月。其餘地區無明顯係數，代表降雨季節性在這些地區並非主導因素，可能受其他因素主導。

乾燥係數 (AI) 對 BFI 同樣具有時空異質性影響，如圖 5(d) 所示，故乾燥係數對 BFI 為雙向因子。正向影響與反向影響的程度並無顯著差異。乾燥係數對 BFI 影響為反向關係主要發生在 1980 至 2000 年代之部分臺灣南部集水區與 1990 年代之後臺灣北部地區，而乾燥係數對 BFI 影響為正向關係主要發生在臺灣中部平原地區。Gnann *et al.* (2019) 透過兩階段 Ponce & Shetty 水平衡模型推導出 $BFI = 1 / [(1 + P^*)]$ (1 + PET*)]，顯示 BFI 可由縮放 (rescaled) 後降雨

(P*) 與縮放後的潛勢蒸發散 (PET*) 表示，無法僅使用單一縮放後的乾燥係數 (PET* / P*) 表示，由於縮放後降雨 (P*) 與縮放後的潛勢蒸發散 (PET*) 係將降雨與潛勢蒸發散基於模型內控制快速流之產生門檻之參數進行縮放，顯示 BFI 無法簡單以乾燥係數表示，這表示除乾燥係數以外，BFI 仍受其他因素影響，支持乾燥係數為雙向因子。

4.5.2 地貌因子

以面積 (A) 與平均高程 (E) 作為解釋 BFI 變數的 GTWR 模式中，該兩個解釋變數的迴歸係數在時間與空間上的變化如圖 6 所示。圖 6(a) 顯示面積於大多數時間與地點，係數幾乎趨近於 0，因此本研究推測

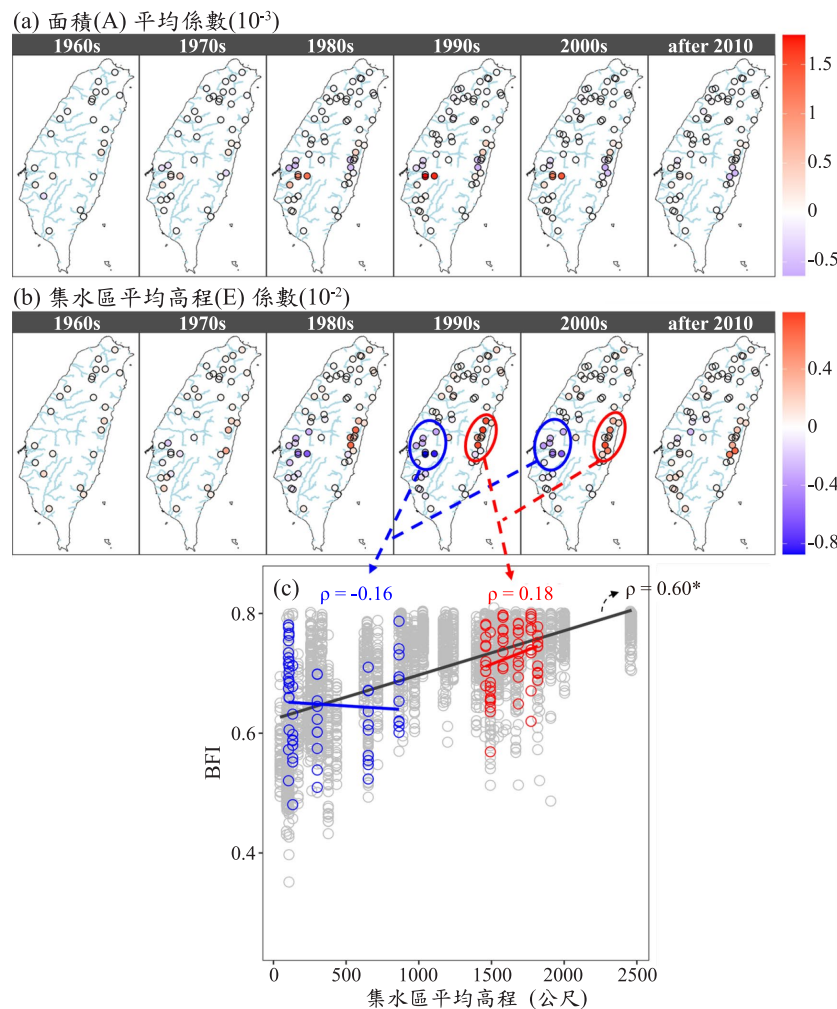


圖 6 以 GTWR 預測 BFI 之不同地貌因子 (a) 面積、(b) 高程之平均迴歸係數在時間與空間上的變化，並以該年代內之所有年份的平均值來表示。(c) 高程與 BFI 散佈圖。在所有 2,953 筆樣本中，高程與 BFI 呈現高度正相關 ($\rho = 0.6$)；紅點表示 GTWR 斜率為正發生的時間與站點為 1990 與 2000 年代之東部測站 (2420H019, 2420H018, 2370H019, 2420H040, 2420H036, 2420H037)；藍點表示 GTWR 斜率為負發生的時間與站點為 1990 與 2000 年代之南部測站 (1580H001, 1580H007, 1580H008, 1540H029, 1540H014, 1540H009)。其中 ρ 表示 Spearman 相關係數，*表示在 $\alpha = 0.01$ 顯著水準下顯著。本研究繪製。

在臺灣，面積並非主導 BFI 因子。在不受其他因素影響的理想條件下，集水區面積的增加應會提升地下水的貢獻比例 (Price, 2011)，然而實際面積又包含同向影響的森林覆蓋與反向影響建物覆蓋，造成無法顯現出簡單的面積對基流單向影響。

集水區平均高程之迴歸係數於大多數時間與地點，GTWR 係數於趨近於 0，僅有少數地區顯示出平均高程對 BFI 存在同向與反向影響，同向關係 (係數大於 0) 主要發生在臺灣東部地區，而反向關係 (係數小於 0) 主要發生在臺灣南部地區，如圖 6(b) 所示，故高程對 BFI 為雙向因子。值得注意的是，所有時空資料點之平均高程與 BFI 的 Spearman 相關係數高達 0.6，是所有因子中相關性最高的因子 (如圖 6c 黑線所示)，然而分群後卻出現相反的行為 (如圖 6c 藍線所示)，這種統計現象稱為辛普森 (Simpson) 悖論，雖然整體資料顯示高程愈高，BFI 愈大，但在臺灣南部卻觀察到相反趨勢，說明若忽略區域差異，可能會導致誤判高程對 BFI 的影響方向，因此相關性分析結

果容易忽略掉臺灣南部地區的高程的反向影響。本研究認為以單一模型代表所有研究區域的全域模型 (global model) 時，將可能忽略掉局部關鍵行為，甚至推論出偏差的結論，如高估高程重要性。Beck *et al.* (2013) 與 Xie *et al.* (2024) 等全球研究指出，高程對於 BFI 的影響，並非單向影響因子，支持 GTWR 的結果。本研究認為臺灣整體而言，高程越高 BFI 隨高程變高而增加，顯示山區河川是來自於地下水比例較平原區更高，推測山區蘊藏大量的地下水。僅有臺灣西南部，如北港溪與八掌溪流域站點，高程對 BFI 呈反向影響，這可能與當地盛行農業活動有關。

4.5.3 土地利用與水文地質因子

以建築物 (BU)、森林 (FR)、草原 (GR) 以及地表水體 (WT) 作為 BFI 解釋變數的 GTWR 模式中，這四個解釋變數的迴歸係數隨時間與空間的變化情形如圖 7 所示。圖 7(a) 顯示建築物對 BFI 具有時空異質性雙向影響，但無論是發生時間地點廣泛程度，或是

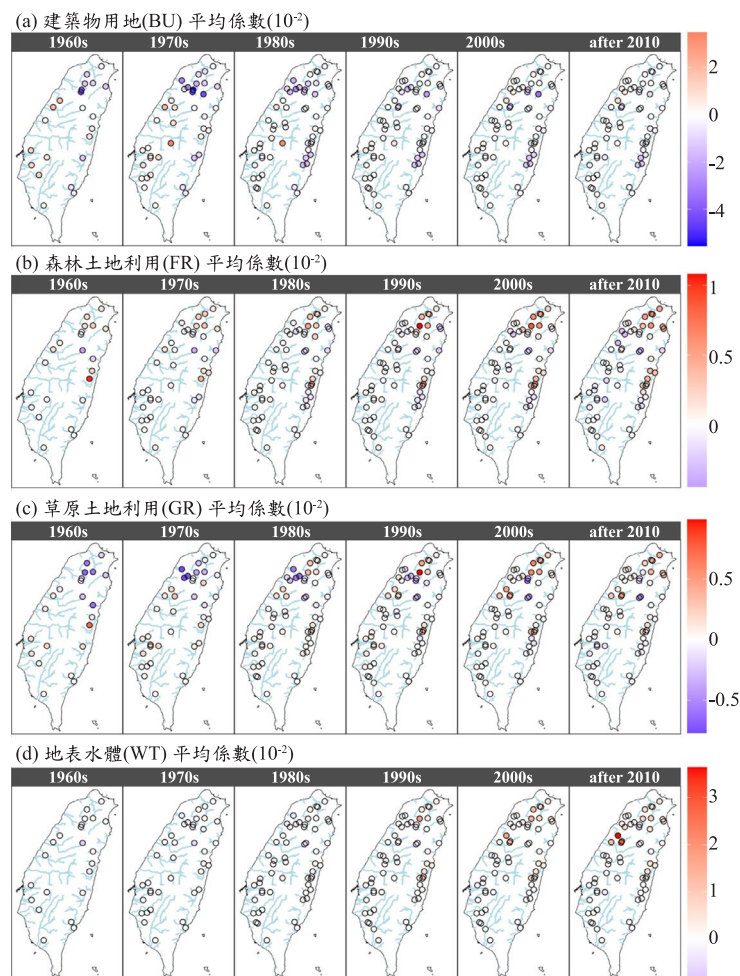


圖 7 以 GTWR 方法估計 BFI 之各種土地利用 (a) 建築物、(b) 森林、(c) 草原、(d) 地表水體之平均係數在時間與空間上的變化。本研究繪製。

級距均顯示主要以反向影響為主，尤其在 1980 年代之前北部地區，建築物興建使得 BFI 顯著減少，推測與大部分建築物用地為不透水表面，這類土地利用不利於雨水入滲與含水層補注，導致 BFI 降低。圖 7(b) 顯示森林覆蓋對 BFI 具有時空異質性雙向影響，但依照發生時間地點廣泛程度或是級距來看，森林覆蓋對 BFI 主要為同向影響，顯示森林面積越大，BFI 也隨之變大，尤其在淡水河流域，森林覆蓋之斜率較其他地區大，顯示森林是該地主要來源。Beck *et al.* (2013) 與 Xie *et al.* (2024) 等全球研究，分別以 NDVI 與葉面積指數 (Leaf Area Index, LAI) 等遙測植被指數作為影響 BFI 潛在因子，發現植被對 BFI 的影響並非單純的線性單向關係，而是受到區域特徵、植被密度以及水文過程的多重交互影響這與 Price (2011) 提及到森林會以不同的機制控制基流觀點一致。在森林與基流呈同向變化的研究中，會歸因於森林能夠促進更高的入滲與含水層補注；相反的，在森林與基流呈反向變化的研究中，會歸因於森林有更大的蒸發散所導致。本研究認為，森林在臺灣主要有促進更高的入滲與含水層補注，森林具有涵養地下水的功能，因此在臺灣，森林能促進含水層補注與地下水涵養，使 BFI 主要呈

同向影響。

草原對 BFI 同時存在同向與反向影響，同向與反向發生站點與時間點比例幾乎一致，顯示草原亦為雙向因子，如圖 7(c) 所示。於 1990 年代之後淡水河流域，草原與 BFI 為同向關係，表示淡水河流域，除了森林，草原同樣是基流主要來源。地表水體迴歸係數在大多數時空點中接近於零，僅北部少數測站呈現正向影響，如圖 7(d) 所示。由於水庫、湖泊、濕地及埤塘等地表水體基流來源之一，地表水體對 BFI 應呈現正向影響，因此本研究推測，在北部地區，地表水體是基流主要來源之一，在其它地區，地表水體並非基流主要來源。

在 GTWR 模式中，裂隙介質、高滲透性地質及低滲透性地質等水文地質條件的迴歸係數，隨時間與空間的變化情形如圖 8 所示。三種水文地質之係數於多數時間與地點多趨於零，僅在大甲溪山區流域，裂隙介質與高滲透性地質面積占比與 BFI 呈反向影響，整體而言，根據 GTWR 迴歸係數顯示，水文地質條件對 BFI 的影響並不顯著。然而過去有臺灣研究指出，岩性是地下水位變化的主要影響因子 (Chen *et al.*, 2022)，水文地質條件是影響基流的重要因素也受到廣

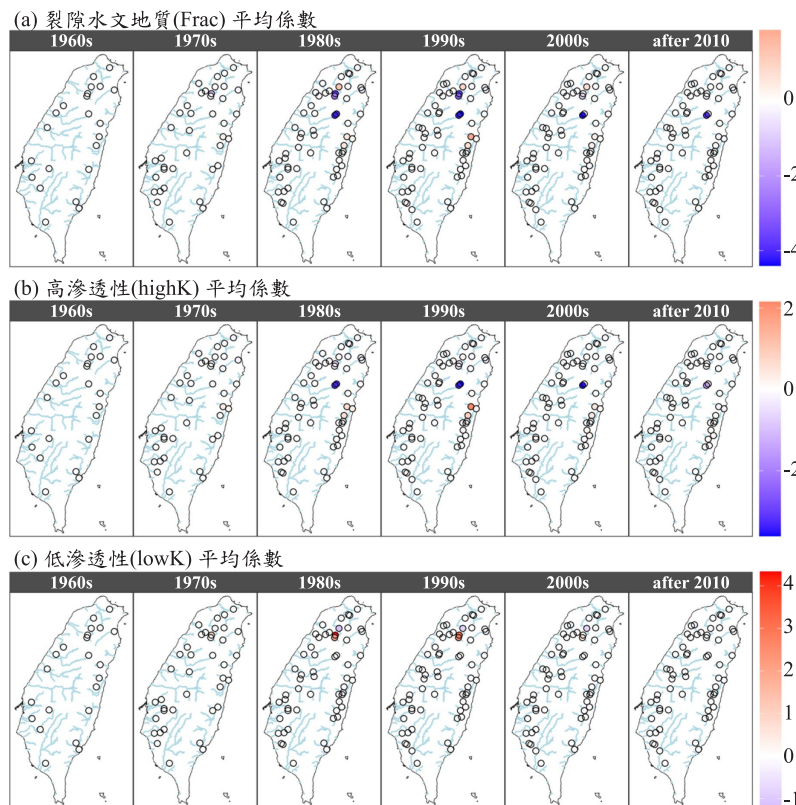


圖 8 以 GTWR 方法估計 BFI 之水文地質特性 (a) 裂隙介質、(b) 高滲透性地質、(c) 低滲透性地質之平均迴歸係數在時間與空間上的變化。1960s 表示 1960 至 1969 年，1970s 表示 1970 至 1979 年，以此類推，after 2010 表示 2010 至 2022 年，以該年代內之所有年份的平均值來表示。本研究繪製。

泛的證實 (Bloomfield *et al.*, 2009)。*Gustard et al.* (1992) 與 *Gustard and Demuth* (2009) 均指出，滲透性良好 (permeable) 且儲水能力大的集水區，其 BFI 較高；而滲透性差 (impermeable) 的集水區，則具有較低的 BFI。然而，本研究發現，水文地質因子對 BFI 的重要性未如預期顯著。可能原因在於臺灣山區的水文地質圖僅呈現岩盤特性，未涵蓋覆蓋於其上的岩屑層特徵；然而地下水流動多由岩屑層主導，限制水文地質條件 (圖 1b) 在解釋 BFI 行為的能力。

五、結論

根據本研究基於臺灣 60 個具長期流量紀錄之水文測站，比較不同基流分離方法與參數組合表現，並評估基流指數 (BFI) 時空動態行為及其驅動因子，歸納重點結論如下：

1. LH 法搭配濾波參數 α 為 0.925 與 ECK 法搭配濾波參數 α 與 BFI_{\max} 分別為 0.925 和 0.8，是表現最佳的方法及其濾波參數組合。
2. 基流指數 (BFI) 在分別在時間與空間兩個尺度上並非定常性。時間上，72% 的集水區之 BFI 沒有顯著的變化趨勢，有 23% 的集水區 BFI 有顯著上升趨勢，主要集中在西部地區，僅有 5% 及集水區有顯著下降的趨勢。空間上，以自相關係數 Moran's I 指出 BFI 空間分佈有顯著正自相關，表示具有鄰近相似之空間群聚性，而非隨機分佈。
3. GTWR 模型 (調整型 R^2 為 0.76) 表現優於僅考量空間異質性之 GWR 模型 (調整型 R^2 為 0.71) 與假設時空同質性之 PR 模型 (調整型 R^2 為 0.5)，此外，GTWR 模型之 AICc 值也較其他兩種模型低，顯示考量時空異質性能顯著提升回歸模型表現，提供更準確的預測與解釋能力。
4. 幾乎所有集水區屬性，在不同的地點與時間，對 BFI 的產生不同方向的影響，顯示出集水區屬性對 BFI 驅動機制具有高度時空異質性。僅有降雨強度為唯一單向影響因子，無論時間與地點，降雨強度越大，BFI 均越低。此結果顯示，若以單一的全域模型 (global model) 來代表所有研究區域，可能忽略掉局部關鍵行為，甚至推論出偏差的結論，突顯出考量時空異質性的重要性。

總結來說，本研究篩選出最適合估算基流方法，也深入理解基流的時空動態特徵及其驅動因子，同時驗證 GTWR 模型的適用性。本研究成果強調時空異質性在水文過程研究中的重要性，對理解地表地下水文

過程提供重要科學基礎。

六、附錄

6.1 Lyne-Hollick 分離方法

LH 法是最早被提出以濾波概念來估計基流的方法，屬於單參數濾波法並廣泛運用於世界各地不同氣候類型，該方法將流量時間序列中低頻成分視為基流 (Q_b)，基流估計方式如下：

$$Q_{b,i} = Q_{t,i} - \alpha Q_{f,i-1} - \frac{1+\alpha}{2} (Q_{t,i} - Q_{t,i-1}) \dots\dots\dots (A.1)$$

其中 $Q_{t,i}$ 表示時間點 i 的流量， $Q_{f,i-1}$ 表示時間點 $i-1$ 的直接逕流， α 為濾波參數。*Nathan and McMahon* (1990) 比較 0.9、0.925 以及 0.95 等濾波參數效果，指出 0.925 最適合用於估計基流。本研究以 0.925 與擬合消退圖形下包絡線之消退分析估計 α ，並僅過濾一次。

6.2 Chapman-Maxwel 分離方法

CM 法亦經常用於基流分離，屬於單參數濾波法，基流 (Q_b) 的估計如下：

$$Q_{b,i} = \frac{a}{2-\alpha} Q_{b,i-1} + \frac{1+\alpha}{2-\alpha} Q_{t,i} \dots\dots\dots (A.2)$$

其中 $Q_{t,i}$ 表示時間點 i 的總流量， α 使用 0.925 或使用 ABIT 消退分析估計。

6.3 Eckhardt 分離方法

ECK 法屬於雙參數基流分離濾波法，基流 (Q_b) 的估計如下：

$$Q_{b,i} = \frac{(1-BFI_{\max})\alpha Q_{b,i-1} + (1-\alpha)BFI_{\max} Q_{t,i}}{1-\alpha BFI_{\max}} \dots\dots\dots (A.3)$$

其中 $Q_{t,i}$ 表示時間點 i 的總流量， α 使用消退分析或經驗值 0.925 估計。本研究有三種決定 BFI_{\max} 方式，第一種是根據 *Eckhardt* (2005) 與 *Eckhardt* (2008) 建議，該研究指出 BFI_{\max} 需根據河川間歇狀態與集水區水文地質條件決定，若為集水區含水層富含孔隙的常年有

水的河流 (perennial stream)， BFI_{max} 設定為 0.8，若含水層富含孔隙的暫時溪 (ephemeral stream)， BFI_{max} 設定為 0.5，若含水層為堅硬岩石的常年河 (perennial stream)， BFI_{max} 設定為 0.25。河川間歇性分析顯示，臺灣河川多屬於常年河 (Chen *et al.*, 2025)，地質組成則根據臺灣水文地質圖 (圖 1b)，其中水文地質圖有孔隙介質與裂隙介質，集水區面積覆蓋於地下水甚少的 F1、F2、P1 水文地質類型面積超過 50% 者， BFI_{max} 設定為 0.25；若集水區面積覆蓋於地下水較豐沛的其它水文地質類型， BFI_{max} 設定為 0.8。第二種是僅需流量資料即可估計 BFI_{max} 的方法的倒推過濾法 (backward filter) (Collischonn and Fan, 2013)，這種方法從自各個消退段中最後一天流量開始計算，藉消退常數估計基流最大潛能，其中消退常數介紹於 3.1 節：

$$Q_{b,k-1} = \frac{Q_{b,k}}{a} (Q_{b,k-1} \leq Q_{b,k}) \dots\dots\dots (A.4)$$

在消退段中，將上述估計基流最大潛能除以總流量即可獲得 BFI_{max} 。第三種決定 BFI_{max} 的方法則是一律設定成 0.8。

6.4 UKIH

UKIH 基流分離法 (Institute of Hydrology, 1980) 需有分割時間序列長度 (N) 與轉折參數 (f) 等兩個參數需要決定， N 與 f 的變化會對基流指數估計產生影響已於過去研究深入探討 (Aksoy *et al.*, 2008; Stoelzle *et al.*, 2020)，本研究將分割長度 (N) 與轉折參數 (f) 根據英國水文中心建議設定為 5 日與 0.9。該方法將日流量時間序列分割成連續不重疊且長度為 5 日的小段時序，若該小段最小流量小於或等於相鄰兩個最小流量的 0.9 倍，亦即 $0.9 Q_i \leq \min(Q_{i-1}, Q_{i+1})$ ，則該點被定義為轉折點 (turning point)。將這些轉折點用直線連接，即可形成基流歷線，在轉折點之間，基流透過線性內插獲得，如果估算出的基流量超過原始流量狀況，則將流量取代基流量。

6.5 HYSEP

HYSEP 為分離基流自動化程式 (Sloto and Crouse, 1996)，該程式又可細分為固定間距 (Fixed interval)、滑動間距 (Sliding interval)、局部最小值 (local minimum) 等三種計算方式。HYSEP 在分割流量時間序列之前，需決定地表逕流延續時間 N' ，該時

間與集水區面積經驗關係為 $N' = 0.83A^{0.2}$ ，其中 A 為集水區面積 (km^2)。接著，HYSEP 將時間序列分割區間長度為 3 至 11 天之間，最接近 $2N'$ 的奇數。固定間距法中，各個分割區間不重疊，且各區間最低值指定為基流；滑動間距法則是根據每天，比較其前後各 0.5 ($2N'-1$) 流量，並在各個區間內尋找最低值並中間日的流量作為基流；局部最小值則是根據每天，比較其前後各 0.5 ($2N'-1$) 流量是否為最低值，標記這些最低值並以直線連接形成基流量歷線。

參考文獻

1. Abatzoglou, J. T., Dobrowski, S. Z., Parks, S. A. and Hegewisch, K. C. "TerraClimate, A High-resolution Global Dataset of Monthly Climate and Climatic Water Balance from 1958–2015". *Scientific Data*, Vol.5, No. 1, pp.1-12, 2018.
2. Aksoy, H., Unal, N. E. and Pektas, A. O. "Smoothed Minima Baseflow Separation Tool for Perennial and Intermittent Streams". *Hydrological Processes*, Vol.22, No. 22, pp.4467-4476, 2008.
3. Anderson, B. J., Slater, L. J., Dadson, S. J., Blum, A. G. and Prosdocimi, I. "Statistical Attribution of the Influence of Urban and Tree Cover Change on Streamflow: A Comparison of Large Sample Statistical Approaches". *Water Resources Research*, Vol.58, No. 5, pp.e2021WR030742, 2022.
4. Arciniega-Esparza, S., Breña-Naranjo, J. A., Pedrozo-Acuña, A. and Appendini, C. M. "HYDRORECESSION: A Matlab Toolbox for Streamflow Recession Analysis". *Computers & Geosciences*, Vol.98, No., pp.87-92, 2017.
5. Bassiouni, M., Vogel, R. M. and Archfield, S. A. "Panel Regressions to Estimate Low-flow Response to Rainfall Variability in Ungaged Basins". *Water Resources Research*, Vol.52, No. 12, pp.9470-9494, 2016.
6. Beck, H. E., Van Dijk, A. I., Miralles, D. G., De Jeu, R. A., Bruijnzeel, L., McVicar, T. R. and Schellekens, J. "Global Patterns in Base Flow Index and Recession Based on Streamflow Observations from 3394 Catchments". *Water Resources Research*, Vol.49, No. 12, pp.7843-7863, 2013.
7. Bloomfield, J., Allen, D. and Griffiths, K. "Examining Geological Controls on Baseflow Index (BFI) Using Regression Analysis: An Illustration from the Thames

- Basin, UK". *Journal of Hydrology*, Vol.373, No. 1-2, pp.164-176, 2009.
8. Bloomfield, J. P., Gong, M., Marchant, B. P., Coxon, G. and Addor, N. "How is Baseflow Index (BFI) Impacted by Water Resource Management Practices?". *Hydrology and Earth System Sciences*, Vol.25, No. 10, pp.5355-5379, 2021.
9. Brunsdon, C., Fotheringham, A. S. and Charlton, M. E. "Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity". *Geographical analysis*, Vol.28, No. 4, pp.281-298, 1996.
10. Brutsaert, W. *Hydrology: an introduction*. Cambridge University Press. 2005.
11. Brutsaert, W. "Long-term Groundwater Storage Trends Estimated from Streamflow Records: Climatic Perspective". *Water Resources Research*, Vol.44, No. 2, pp.2008.
12. Brutsaert, W. and Nieber, J. L. "Regionalized Drought Flow Hydrographs from a Mature Glaciated Plateau". *Water Resources Research*, Vol.13, No. 3, pp.637-643, 1977.
13. Chen, H.-Y., Fang, X. and Yeh, H.-F. "Trends in Flow Intermittency, Variability, and Seasonality for Taiwan Rivers". *Water (20734441)*, Vol.17, No. 2, pp. 2025.
14. Chen, H.-Y., Hsu, Y.-H., Huang, C.-C. and Yeh, H.-F. "Baseflow Variation in Southern Taiwan Basin". *Sustainability*, Vol.15, No. 4, pp.3600, 2023.
15. Chen, H., Huang, S., Xu, Y. P., Teegavarapu, R. S., Guo, Y., Nie, H. and Xie, H. "Using Baseflow Ensembles for Hydrologic Hysteresis Characterization in Humid Basins of Southeastern China". *Water Resources Research*, Vol.60, No. 4, pp.e2023WR036195, 2024.
16. Chen, N.-C., Wen, H.-Y., Li, F.-M., Hsu, S.-M., Ke, C.-C., Lin, Y.-T. and Huang, C.-C. "Investigation and Estimation of Groundwater Level Fluctuation Potential: A Case Study in the Pei-Kang River Basin and Chou-Shui River Basin of the Taiwan mountainous region". *Applied Sciences*, Vol.12, No. 14, pp.7060, 2022.
17. Chen, Y. Y., Huang, W., Wang, W. H., Juang, J. Y., Hong, J. S., Kato, T. and Luyssaert, S. "Reconstructing Taiwan's Land Cover Changes Between 1904 and 2015 from Historical Maps and Satellite Images". *Scientific Reports*, Vol.9, No. 1, pp.3643, 2019.
18. Cheng, L., Zhang, L. and Brutsaert, W. "Automated Selection of Pure Base Flows from Regular Daily Streamflow Data: Objective Algorithm". *Journal of Hydrologic Engineering*, Vol.21, No. 11, pp.06016008, 2016.
19. Chou, C., Huang, L.-F., Tseng, L., Tu, J.-Y. and Tan, P.-H. "Annual Cycle of Rainfall in the Western North Pacific and East Asian sector". *Journal of Climate*, Vol.22, No. 8, pp.2073-2094, 2009.
20. Collischonn, W. and Fan, F. M. "Defining parameters for Eckhardt's digital baseflow filter". *Hydrological Processes*, Vol.27, No. 18, pp.2614-2622, 2013.
21. Crossley, T. F., Fisher, P. and Low, H. "The Heterogeneous and Regressive Consequences of COVID-19: Evidence from High Quality Panel Data". *Journal of public economics*, Vol.193, No., pp.104334, 2021.
22. Eckhardt, K. "How to Construct Recursive Digital Filters for Baseflow Separation". *Hydrological Processes: An International Journal*, Vol.19, No. 2, pp.507-515, 2005.
23. Eckhardt, K. "A Comparison of Baseflow Indices, Which Were Calculated with Seven Different Baseflow Separation Methods". *Journal of Hydrology*, Vol.352, No. 1-2, pp.168-173, 2008.
24. Ficklin, D. L., Robeson, S. M. and Knouft, J. H. "Impacts of Recent Climate Change on Trends in Baseflow and Stormflow in United States watersheds". *Geophysical Research Letters*, Vol.43, No. 10, pp.5079-5088, 2016.
25. Fotheringham, A. S., Crespo, R. and Yao, J. "Geographical and Temporal Weighted Regression (GTWR)". *Geographical Analysis*, Vol.47, No. 4, pp.431-452, 2015.
26. Gnann, S. J., McMillan, H. K., Woods, R. A. and Howden, N. J. "Including Regional Knowledge Improves Baseflow Signature Predictions in Large Sample Hydrology". *Water Resources Research*, Vol.57, No. 2, pp.e2020WR028354, 2021.
27. Gnann, S. J., Woods, R. A. and Howden, N. J. K. "Is There a Baseflow Budyko Curve?". *Water Resources Research*, Vol.55, No. 4, pp.2838-2855, 2019.
28. Gustard, A., Bullock, A. and Dixon, J. "Low flow estimation in the United Kingdom". *Institute of Hydrology*. 1992.
29. Hall, F. R. "Base-flow recessions—A review". *Water resources research*, Vol.4, No. 5, pp.973-983, 1968.
30. Huang, B., Wu, B. and Barry, M. "Geographically and Temporally Weighted Regression for Modeling Spatio-temporal Variation in House Prices". *International*

- journal of geographical information science*, Vol.24, No. 3, pp.383-401, 2010.
31. Kendall, M. G. Rank Correlation Methods (Vol. 202). Charles Griffin. 1975.
32. Kroll, C. N. and Song, P. "Impact of Multicollinearity on Small Sample Hydrologic Regression Models". *Water Resources Research*, Vol.49, No. 6, pp.3756-3769, 2013.
33. Li, L., Maier, H. R., Partington, D., Lambert, M. F. and Simmons, C. T. "Performance Assessment and Improvement of Recursive Digital Baseflow Filters for Catchments with Different Physical Characteristics and Hydrological Inputs". *Environmental Modelling & Software*, Vol.54, No., pp.39-52, 2014.
34. Longobardi, A. and Villani, P. "Baseflow Index Regionalization Analysis in a Mediterranean Area and Data Scarcity Context: Role of the Catchment Permeability Index". *Journal of Hydrology*, Vol.355, No. 1-4, pp.63-75, 2008.
35. Lyne, V. and Hollick, M. "Stochastic Time-variable Rainfall-runoff Modelling". *Institute of Engineers Australia National Conference*, Vol.1979, No., pp.89-93, 1979.
36. Lyu, S., Guo, C., Zhai, Y., Huang, M., Zhang, G., Zhang, Y., Cheng, L., Liu, Q., Zhou, Y. and Woods, R. "Characterising Baseflow Signature Variability in the Yellow River Basin". *Journal of Environmental Management*, Vol.345, No., pp.118565, 2023.
37. Mann, H. B. "Nonparametric Tests Against Trend". *Econometrica: Journal of the econometric society*, No., pp.245-259, 1945.
38. McMillan, H. K., Gnann, S. J. and Araki, R. "Large Scale Evaluation of Relationships Between Hydrologic Signatures and Processes". *Water Resources Research*, Vol.58, No. 6, pp.e2021WR031751, 2022.
39. Moran, P. A. "Notes on Continuous Stochastic Phenomena". *Biometrika*, Vol.37, No. 1/2, pp.17-23, 1950.
40. Nash, J. E. and Sutcliffe, J. V. "River Flow Forecasting Through Conceptual Models Part I—A Discussion of Principles". *Journal of Hydrology*, Vol.10, No. 3, pp.282-290, 1970.
41. Nathan, R. J. and McMahon, T. A. "Evaluation of Automated Techniques for Base Flow and Recession Analyses". *Water Resources Research*, Vol.26, No. 7, pp.1465-1473, 1990.
42. Pelletier, A. and Andréassian, V. "Hydrograph Separation: An Impartial Parametrisation for An Imperfect Method". *Hydrology and Earth System Sciences*, Vol.24, No. 3, pp.1171-1187, 2020.
43. Piggott, A. R., Moin, S. and Southam, C. "A Revised Approach to the UKIH Method for the Calculation of Baseflow/Une approche améliorée de la méthode de l'UKIH pour le calcul de l'écoulement de base". *Hydrological Sciences Journal*, Vol.50, No. 5, pp. 2005.
44. Price, K. "Effects of Watershed Topography, Soils, Land Use, and Climate on Baseflow Hydrology in Humid Regions: A Review". *Progress in Physical Geography: Earth and Environment*, Vol.35, No. 4, pp.465-492, 2011.
45. Santhi, C., Allen, P., Muttiah, R., Arnold, J. and Tuppada, P. "Regional Estimation of Base Flow for the Conterminous United States by Hydrologic Landscape Regions". *Journal of Hydrology*, Vol.351, No. 1-2, pp.139-153, 2008.
46. Shi, T., Yang, S., Zhang, W. and Zhou, Q. "Coupling Coordination Degree Measurement and Spatiotemporal Heterogeneity Between Economic Development and Ecological Environment---Empirical Evidence from Tropical and Subtropical Regions of China". *Journal of Cleaner Production*, Vol.244, No., pp.118739, 2020.
47. Sloto, R. A. and Crouse, M. Y. "HYSEP: A Computer Program for Streamflow Hydrograph Separation and Analysis". *Water-resources investigations report*, Vol.96, No., pp.4040, 1996.
48. Steinschneider, S., Yang, Y. C. E. and Brown, C. "Panel Regression Techniques for Identifying Impacts of Anthropogenic Landscape Change on Hydrologic Response". *Water Resources Research*, Vol.49, No. 12, pp.7874-7886, 2013.
49. Stoezl, M., Schuetz, T., Weiler, M., Stahl, K. and Tallaksen, L. M. "Beyond Binary Baseflow Separation: A Delayed-flow Index for Multiple Streamflow Contributions". *Hydrology and Earth System Sciences*, Vol.24, No. 2, pp.849-867, 2020.
50. Tallaksen, L. "A review of Baseflow Recession Analysis". *Journal of hydrology*, Vol.165, No. 1-4, pp.349-370, 1995.
51. Tan, X., Liu, B. and Tan, X. "Global Changes in Baseflow Under the Impacts of Changing Climate and Vegetation". *Water Resources Research*, Vol.56, No. 9, pp.e2020WR027349, 2020.

52. Tobler, W. R. "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit region". *Economic geography*, Vol.46, No. sup1, pp.234-240, 1970.
53. Xie, J., Liu, X., Jasechko, S., Berghuijs, W. R., Wang, K., Liu, C., Reichstein, M., Jung, M. and Koirala, S. "Majority of Global River Flow Sustained by Groundwater". *Nature Geoscience*, No., pp.1-8, 2024.
54. Xie, J., Liu, X., Wang, K., Yang, T., Liang, K. and Liu, C. "Evaluation of Typical Methods for Baseflow Separation in the Contiguous United States". *Journal of Hydrology*, Vol.583, No., pp.124628, 2020.
55. Yeh, C.-F., Wang, J., Yeh, H.-F. and Lee, C.-H. "Spatial and Temporal Streamflow Trends in Northern Taiwan". *Water*, Vol.7, No. 2, pp.634-651, 2015.
56. Yeh, H.-F. and Chen, H.-Y. "Assessing the Long-term Hydrologic Responses of River Catchments in Taiwan Using a Multiple-component Hydrograph Approach". *Journal of Hydrology*, Vol.610, No., pp.127916, 2022.
57. Yeh, H.-F., Lin, H.-I., Lee, C.-H., Hsu, K.-C. and Wu, C.-S. "Identifying Seasonal Groundwater Recharge Using Environmental Stable Isotopes". *Water*, Vol.6, No. 10, pp.2849-2861, 2014.
58. Zaerpour, M., Hatami, S., Ballarin, A. S., Papalexiou, S. M., Pietroniro, A. and Adamowski, J. F. "Climate Shapes Baseflows, Influencing Drought Severity". *Environmental Research Letters*, No., pp. 2024.
59. Zhao, M., Wang, H., Sun, J., Tang, R., Cai, B., Song, X., Huang, X., Huang, J. and Fan, Z. "Spatio-temporal Characteristics of Soil Cd Pollution and its Influencing Factors: A Geographically and Temporally Weighted Regression (GTWR) Method". *Journal of Hazardous Materials*, Vol.446, No., pp.130613, 2023.
60. Ziegler, A. and Schröder, M. "What Determines the Inclusion in a Sustainability Stock Index: A Panel Data Analysis for European Firms". *Ecological Economics*, Vol.69, No. 4, pp.848-856, 2010.
61. Zomlot, Z., Verbeiren, B., Huysmans, M. and Batelaan, O. "Spatial Distribution of Groundwater Recharge and Base Flow: Assessment of Controlling Factors". *Journal of Hydrology: Regional Studies*, Vol.4, No., pp.349-368, 2015.
62. 曾于庭、吳治達、陳裕政、許金玉及陳穆貞，「臭氧空間暴露推估模型之比較－以六輕工業區為例」。航測及遙測學刊，24 卷，4 期，pp.235-244，2019。

收稿日期：民國 114 年 07 月 10 日

修改日期：民國 114 年 08 月 15 日

接受日期：民國 114 年 08 月 29 日