

國立臺灣大學生命科學院生態學與演化生物學研究所



碩士論文

Institute of Ecology and Evolutionary Biology

College of Life Science

National Taiwan University

Master's Thesis

臺灣櫻花鉤吻鮭在異質棲地環境下之族群動態與準滅絕風險

Population dynamics and quasi-extinction risks of the Formosan  
landlocked salmon under heterogeneous habitats

林威任

Wei-Ren Lin

指導教授：柯佳吟、沈聖峰、王慧瑜 博士

Advisor: Chia-Ying Ko, Sheng-Feng Shen, Hui-Yu Wang, Ph.D.

中華民國 115 年 3 月

March 2026

國立臺灣大學碩士學位論文  
口試委員會審定書

臺灣櫻花鉤吻鮭在異質棲地環境下之族群動態與準滅  
絕風險

Population dynamics and quasi-extinction risks of the  
Formosan landlocked salmon under heterogeneous  
habitats

本論文係林威任君（學號R12B44013）在國立臺灣大學  
生態學與演化生物學研究所完成之碩士學位論文，於民國  
115年01月20日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此  
證明

口試委員：

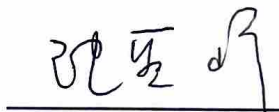
臺灣大學生態學與演化生物學研究所

柯佳吟 博士



中央研究院生物多樣性研究中心

沈聖峰 博士



中央研究院生物多樣性研究中心

王慧瑜 博士



國立成功大學生命科學系

陳一菁 博士



所長



(簽名)

## 謝辭



這篇論文的完成，來自許多人的幫助與陪伴。回頭看這三年的研究過程，從一開始踏進溪流與野外調查，到逐漸將資料整理成研究與模型，每一個階段都不是一個人完成的。首先，要感謝沈聖峰老師與王慧瑜老師。三年來老師們給予我許多指導與包容，讓我在過程中嘗試不同的方法，在遇到問題時逐步修正方向。老師們的建議不只幫助我完成這篇論文，也讓我學會如何思考研究問題與面對研究中的不確定性。同時也要感謝柯佳吟老師，過程中多次提供關鍵的協助與建議，幾次重要時刻的神救援，讓我得以順利往前推進。也有許多夥伴一起經歷野外與實驗室的日子。彥廷一路以來的支持與鼓勵，在壓力與忙亂的時候給與強大的精神支撐。百佑在行政事務上的協助以及無微不至的關心，讓許多繁瑣的事情得以順利處理。啟樂、小 wii、阿火學長、士凡、崇凡、上恩、井源、袁大在野外實驗的支援，讓多次的工作得以順利完成，那些在溪邊與山裡的日子成為我生涯中的珍貴回憶。慈蔓與陳浩的聊天與陪伴讓我實驗室生活多了不少輕鬆的時刻。宜軒與怡真的細心協助，讓許多事情得以順利進行。也非常感謝正雄、承恩與彥谷學長分享在武陵的經驗，讓我在野外時更加有信心。還有峰銓學長實實的關心與鼓勵，讓我能夠時時提醒自己的價值。特別感謝詩蘋當初邀請我參與相關工作以及若熙不斷的鼓勵與引薦，讓我得以踏入這段研究旅程，並在過程中一直給予照顧與支持。怡安與 Alven 所留下的資料，也為本研究提供了重要的基礎。本研究能夠順利完成，也要感謝武陵管理站及警察小隊、復育中心在研究期間的協助與照顧，讓野外調查得以安全且順利地進行。同時也感謝農業部、國家公園署、雪霸國家公園與太魯閣國家公園在研究與行政上的支持。在研究之外，也要感謝臺大橄欖球隊的隊友們。因為你們，讓我在學校的生活多了一個像家的地方，也讓這段求學的日子更加完整而難忘。最後，要感謝我的家人與若尹長期以來的支持與陪伴，讓我能安心走上這段研究旅程。也想感謝臺灣櫻花鉤吻鮭。能夠在野外與牠們相遇，觀察牠們在高山溪流環境中努力生存的樣子，讓我在研究之外得到許多啟發。這篇論文的完成，並不是一個結束，而只是理解臺灣櫻花鉤吻鮭族群與其所處生態系的一小步。

## 摘要



氣候變遷預期將增加極端降雨與颱風洪水的發生頻率。此類事件可能在短時間內造成高山溪流魚類跨齡級死亡，並透過河床翻動與棲地結構重塑引發延遲的補充量不足與繁殖輸出下降。在此類尾部事件主導的族群動態下（以下稱尾端風險，tail risk），準滅絕風險可能呈現非線性放大；然而同一流域內不同支流族群之人口學韌性比較仍相對缺乏。本研究評估瀕危臺灣特有陸封鮭科魚類，臺灣櫻花鉤吻鮭（*Oncorhynchus formosanus*）於大甲溪上游兩條支流，七家灣溪（殘存核心族群）與合歡溪（再建立／復育族群）的族群動態與準滅絕風險。研究結合長期監測與擾動後追蹤資料，主要以低侵擾的浮潛視覺調查量化齡級相對豐度，並於合歡溪以同步電捕取樣作為參考基準，校正水下體長估計偏誤與體型相關之偵測率差異。人口學參數結合鱗片年齡判讀，並以自助法重抽樣將不確定性傳遞至年齡結構重建與季節存活率、補充量指數及繁殖輸出之估計。上述參數進一步納入雙狀態（颱風年／非颱風年）的隨機年齡結構矩陣模型，用以推估 20 年族群軌跡與不同颱風年機率（ $p = 0.35-0.65$ ）下的準滅絕風險（定義為連續四年成熟雌魚少於 50 尾）。兩個族群在非颱風年皆呈現成長（ $\lambda \approx 2.2$ ），但在颱風年情境下轉為衰退（ $\lambda < 0.5$ ），反映零齡魚與成魚存活率降低，以及颱風後補充量與繁殖輸出下滑。準滅絕風險隨颱風頻率急劇上升：當  $p$  由 0.35 增加至 0.65 時，七家灣溪由 0.6% 升至 56%，合歡溪由 0.2% 升至 18%。結果顯示，支流尺度的人口學韌性差異可能推翻殘存自然族群本質上較安全的假設，並支持流域尺度的管理策略，包括降低洪水期間跨齡級同步死亡、強化擾動後早期生活史之補充，以及維持多支流族群以分散極端事件造成的同步衰退風險。

關鍵詞：櫻花鉤吻鮭、極端事件、偵測率校正、年齡結構矩陣模型、準滅絕

## Abstract



Climate change is expected to increase the frequency of extreme rainfall and typhoon-driven floods. Such events can cause rapid mortality across fish age classes and generate delayed demographic deficits by restructuring streambeds and habitats. These “tail-risk” dynamics may elevate quasi-extinction risk nonlinearly, yet demographic resilience is rarely compared among tributary populations within the same watershed. Here, population dynamics and quasi-extinction risk were evaluated for the endangered Formosan landlocked salmon (*Oncorhynchus formosanus*) in two tributaries of Taiwan’s upper Dajia River: Qijiawan Creek (a remnant core population) and Hehuan Creek (a reintroduced population). Analyses integrated long-term monitoring with post-disturbance tracking, relying primarily on low-impact snorkel surveys to quantify age-class-specific relative abundance. In Hehuan Creek, paired enclosed electrofishing was additionally used to calibrate underwater length estimates and size-dependent detectability. Age structure was reconstructed using scale-based aging with bootstrap uncertainty propagation, yielding estimates of seasonal survival, recruitment indices, and fecundity. These parameters informed a two-state (typhoon vs. non-typhoon year) stochastic, age-structured matrix model to project 20-year trajectories and quasi-extinction risk (defined as fewer than 50 mature females for four consecutive years) across annual typhoon probabilities ( $p = 0.35\text{--}0.65$ ). Both populations increased during non-typhoon years ( $\lambda \approx 2.2$ ) but declined during typhoon seasons ( $\lambda < 0.5$ ), consistent with reduced survival of age-0 and adult classes and depressed recruitment and reproductive output following typhoons. Quasi-extinction risk rose sharply with typhoon frequency, increasing from 0.6% to 56% in Qijiawan and from 0.2% to 18% in Hehuan as  $p$  increased from 0.35 to 0.65. These results demonstrate that tributary-level differences in demographic resilience can overturn the assumption that remnant

populations are inherently safer. Watershed-scale strategies are therefore supported, including (1) reducing synchronous flood mortality across age classes, (2) enhancing early-life recruitment after disturbance, and (3) maintaining multiple tributary populations to buffer against synchronized declines.



Keywords: Formosan landlocked salmon, extreme events, detectability calibration, age-structured matrix model, quasi-extinction

# 目次



謝辭 .....	I
摘要 .....	II
Abstract.....	III
目次 .....	V
圖次 .....	VII
表次 .....	VII
前言 .....	1
材料與方法 .....	4
一、 研究物種與研究區域 .....	4
二、 監測資料彙整與調查設計 (2023–2025) .....	4
三、 野外調查方法 .....	5
(一) 釣捕調查 (2023) .....	5
(二) 浮潛目視調查 (2024) .....	5
(三) 合歡溪電氣法調查 (2024) .....	6
(四) 資料處理、偏誤校正與年齡指派 .....	6
1. 水下體長的光學校正 .....	6
2. 偵測率校正：以電捕資料校正浮潛體長結構 .....	7
3. 體長分箱資料的個體重建與年齡指派 .....	7
4. 不確定性傳遞：重抽樣 .....	8
(五) 人口參數估算 .....	8
1. 季節性存活率 .....	8
2. 補充量指數與繁殖輸出 (reproductive output) 估算 .....	8
3. 年初狀態向量一致化 (June→January 回推) .....	9
(六) 隨機族群動態模擬與準滅絕分析 .....	10
(七) 統計分析與軟體環境 .....	10

(八)    研究許可與倫理聲明 .....	11
結果 .....	12
一、  年齡結構重建與驗證 .....	12
二、  人口參數估計：季節性存活、補充量與繁殖輸出 .....	13
三、  隨機模擬：颱風發生機率與準滅絕風險 .....	15
討論 .....	16
一、  極端擾動頻率上升與準滅絕風險的非線性放大 .....	16
二、  支流間人口學韌性差異與風險排序未必符合自然殘存與復育族群的分類	17
三、  觀測過程限制下人口學推論的資料偏誤校正、不確定性與改進方向 .....	18
四、  降低極端事件下滅絕風險為核心的保育建議 .....	20
五、  研究限制與未來研究方向 .....	22
參考文獻 .....	23
附錄 .....	30



## 圖次

圖一、研究區域與採樣位置位於臺灣大甲溪上游之七家灣溪 (Qijiawan Creek) 與合歡溪 (Hehuan Creek)。	30
圖二、合歡溪不同調查工具在各體長級距的偵測差異，以及浮潛體長校正。...	31
圖三、七家灣溪 (Qijiawan creek) 與合歡溪 (Hehuan creek) 兩條溪流臺灣櫻花鉤吻鮭的月別體長分布。	32
圖四、七家灣溪 (Qijiawan creek) 與合歡溪 (Hehuan creek) 兩支流之臺灣櫻花鉤吻鮭月別齡級組成。	33
圖五、不同颱風發生頻率下的七家灣溪與合歡溪族群軌跡與準滅絕風險。	34
圖六、由面積尺度化密度估計推得之全溪總族群量軌跡。	35

## 表次

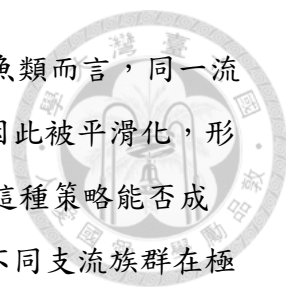
表一、2021–2024 年七家灣溪與合歡溪之年度採樣時程。	36
表二、2021–2024 年年度採樣數與成功取得鱗片樣本之個體數。	37
表三、七家灣溪 (QIJ) 與合歡溪 (HEH) 於各採樣月份之臺灣櫻花鉤吻鮭年齡結構估計。	38
表四、七家灣溪 (QIJ) 與合歡溪 (HEH) 之櫻花鉤吻鮭分年齡級 (stage-specific) 存活率估計。	39
表五、七家灣溪 (QIJ) 與合歡溪 (HEH) 族群之繁殖輸出估計 (每尾成熟雌魚之子代數)。	40
表六、以歷史降雨指標估計「颱風年」發生機率 (p) 之資料來源摘要。	41

# 前言



在氣候變遷驅動下，極端降雨與洪水事件正更頻繁地重塑高山溪流系統，對仰賴河床微棲地、生活史高度貼近底質與流速結構的溪流魚類而言，這類低頻但高衝擊的擾動往往比平均環境更能決定族群命運。颱風洪水可在短時間內造成河床翻動、卵與稚魚沖失、避難棲地與流速格局改變，進而引發跨齡級同步死亡 (Resh et al. 1988)。更重要的是，單次災變除了立即死亡，也可能透過棲地重塑帶來延遲的補充與繁殖赤字，使族群風險呈現尾部事件主導的型態（以下稱尾端風險，tail risk），真正左右長期存續的往往是少數幾次連續壞年份，而非長期平均存活率 (Lande 1993, Commission 2013)。若僅依賴單一年份族群量、或以平均存活率推論存續，容易系統性低估滅絕風險。相對地，將環境隨機性與災變納入的人口學模型與族群存續分析 (PVA)，才能把準滅絕風險轉化為可比較並提供管理決策的量化指標 (Boyce 1992, Caswell 2001, Morris and Doak 2002)。


對瀕危物種而言，極端事件的意義不僅是會不會滅絕，也包含會不會在存續的同時失去不可取代的演化獨特性。位於分布邊緣、長期隔離的小族群，常被視為保存獨特遺傳變異與在地適應的重要單元 (Moritz 1994, Lesica and Allendorf 1995, Kawecki 2008)，但也更容易在瓶頸與遺傳漂變下失去稀有等位基因。當災變風險升高時，移地保種或放流補強等介入雖可能降低人口學上的滅絕風險，卻也可能因不當混雜稀釋在地適應，甚至造成雜交相關適存度降低；在極端情況下，族群可能在數量看似被救回的同時，發生譜系或在地遺傳變異的不可逆消失 (Rhymer and Simberloff 1996, Edmands 2007, Commission 2013, Frankham 2015, Todesco et al. 2016)。換言之，當極端事件變得更常見，保育面臨雙重約束，一方面要降低準滅絕機率，另一方面也要避免以短期人口學成功換取長期演化潛力的流失。



在這樣的背景下，流域尺度的保育布局尤其關鍵。對河川魚類而言，同一流域內多支流族群若對擾動反應不完全同步，流域整體波動可能因此被平滑化，形成類似投資組合的風險分散效果 (Schindler et al. 2010)。然而，這種策略能否成立，取決於一個往往被假設、卻很少被量化驗證的核心問題，不同支流族群在極端事件體制下的人口學韌性是否存在系統性差異？若缺乏比較性的人口學證據，管理排序就很可能退回到殘存自然族群比較安全，而復育族群作為備援族群的直覺框架，而忽略真正決定長期風險的是颱風年與災後年度中，哪些生命史階段被限制、以及族群恢復速度能否跟上擾動頻率。

臺灣櫻花鉤吻鮭 (*Oncorhynchus formosanus*) 正是上述問題在亞熱帶高山溪流中的典型案例。牠是全球分布最南界的陸封鮭科魚類，棲地侷限於臺灣中部高海拔冷水溪流，長期承受小族群效應與環境隨機性疊加風險 (Lin and Chang 1989)。現行保育工作一方面以七家灣溪作為核心殘存族群的保護與長期監測重點 (Day et al. 1993)，另一方面也在歷史棲地推動再建立族群以分散風險，例如合歡溪復育族群近年逐漸成為另一個關鍵管理場域。尤其是跨生命史棲地評估指出合歡溪在繁殖與稚魚棲地條件上可能優於七家灣溪 (Chan et al. 2025)，而近期基因體線索亦顯示合歡溪族群具潛在保育價值，不宜僅被視為備援單元 (Lee et al. 2025)。在極端擾動風險上升的情境下，問題因此從哪裡能建立族群推進為更關鍵的管理命題，哪一個支流族群能在颱風洪水後仍維持補充與繁殖結構並同時承載值得保留的遺傳與生活史特徵？

要回答上述命題，仍缺乏一個關鍵環節，可直接連結到存續與管理的比較人口學證據 (Pulliam 1988)。棲地適合度不必然等同人口學韌性，遺傳多樣性較高也不必然保證能在極端事件下避免準滅絕。對高山溪流魚類而言，颱風洪水造成的風險常由特定生命史階段主導，而這些限制往往不會從平均族群量或單一時間點的觀察直接浮現。更進一步地，瀕危物種監測傾向採取低干擾方法，例如浮潛目視計數，但水下目視調查普遍存在偵測機率小於 1 與體長估計偏誤，且偏誤會隨棲地複雜度與魚體大小改變。若不先處理觀測偏誤，後續對年齡結構、關鍵人口學率與情境化準滅絕風險的推論，可能建立在系統性高估或低估之上，進而誤導支流間的風險排序與介入優先序。



本研究的核心目標是在極端降雨與颱風洪水可能更頻繁、且保育決策需同時顧及人口學存續與演化獨特性的情境下，量化比較殘存自然族群與歷史棲地再建立族群在颱風體制下的人口學韌性與準滅絕風險。以七家灣溪（殘存自然族群）與合歡溪（復育／再建立族群）為對照，我們首先檢驗在颱風年相對於非颱風年的衝擊下，七家灣溪是否必然呈現較高的人口學韌性，抑或復育族群在某些條件下亦可能具備相當甚至更佳的恢復能力。同時，我們將颱風發生機率視為一個連續梯度，評估兩支流在不同擾動頻率下的準滅絕風險是否呈現一致而系統性的分化。並進一步辨識支流差異的機制來源，究竟是哪些關鍵人口學參數（如存活率、補充量與繁殖輸出）以及哪些生命史階段，最能解釋災變衝擊的脆弱性與災後恢復的限制環節。最後，本研究特別關注風險與擾動的關係是否為非線性，當颱風發生頻率提高時，準滅絕風險是否會出現加速放大的型態，並因此改寫流域尺度的管理排序與風險分散策略的配置邏輯 (Lande 1993, Morris and Doak 2002)。透過此一比較框架，我們期望將例行監測所反映的族群狀態，轉化為可用於跨支流比較，並能回到管理建議的量化資訊。

# 材料與方法



## 一、研究物種與研究區域

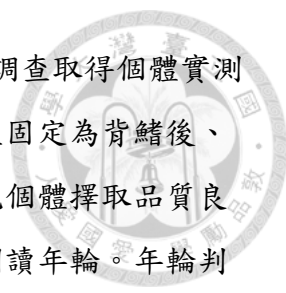
櫻花鉤吻鮭 (*Oncorhynchus formosanus*) 為臺灣特有陸封型鮭魚亞種，分布侷限於中央山脈高海拔冷水溪流，現存天然族群主要集中於大甲溪上游支流系統，是西北太平洋最南緣的鮭科族群之一(Jordan and Oshima 1919, Lin and Chang 1989)。本物種偏好低水溫、礫石底質與坡度較大的環境，對洪水造成的河床翻動與棲地遮蔽改變高度敏感，繁殖與早期生活史多發生於秋冬低水溫期間(Lin et al. 2004)。

研究區域位於大甲溪上游流域，選取七家灣溪 (Qijiawan creek, QIJ) 與合歡溪 (Hehuan creek, HEH) 兩條支流作為比較對象。兩溪皆為高山溪流，河道狹窄且坡度大，流量受季節降雨顯著影響，夏秋颱風季的洪水擾動可在短時間內改變河床結構與庇護水域配置。七家灣溪位於雪霸國家公園內，是現存主要天然殘存族群棲地，族群分布集中於上游約 7 公里的核心河段，具有長期監測基礎。合歡溪位於太魯閣國家公園內，為歷史分布棲地之一，自 2017 年起啟動復育放流計畫，在棲地改善與管理措施下形成可穩定追蹤的復育族群。

我們以同一流域內的七家灣溪代表的殘存自然族群與合歡溪代表的歷史棲地復育族群作對照，在相近區域氣候背景下比較年齡結構、季節存活與補充量等人口參數，並評估擾動頻率改變下的準滅絕風險。

## 二、監測資料彙整與調查設計 (2023–2025)

本研究整合 2023–2025 年的監測資料，分析單位以溪流、年份、月份建立時間序列。監測以固定樣段進行：七家灣溪設置 Dam4、Dam3、Dam2 與 Salmon 等四個樣段；合歡溪設置 S1、C1、W1 等三個主要樣段 (圖一)。各年度採樣月份、各溪流採樣方法與樣段分布彙整見附錄表一。



調查方法隨監測目標與採集限制調整：2023 年以釣獲調查取得個體實測體長，並於部分個體採集鱗片進行年齡判讀，鱗片取樣位置固定為背鰭後、臀鰭前且位於側線上方之體表區域（第 2-3 列鱗片），每尾個體擇取品質良好之鱗片樣本，清洗、乾燥後製作壓片並以反射光顯微鏡判讀年輪。年輪判讀依夏季疏環向冬季密環之轉換辨識年輪，並排除假輪與生殖痕；為降低觀察者差異，鱗片判讀由同一受訓判讀者完成(Shearer 1992, Ito and Ishida 1998, Kaneto et al. 2017)。2024 年起改以浮潛目視調查為主，取得體長分箱計數以提升幼魚涵蓋度並降低體型選擇性偏差，並於 2024 年 11-12 月在合歡溪同步執行電氣法捕魚作為偵測率校正基準。各年度測量個體數與可用於年齡判讀的鱗片樣本量彙整見附錄表二。

為符合瀕危物種採樣數量限制，本研究以個體樣本建立各年齡體長分佈、以浮潛觀測取得體長分佈，結合並重建年齡結構。資料經偏誤校正與重抽樣流程後，將年齡分為 Age 0+~3+ (0~3 齡) 四個年齡級，作為後續人口參數估計與年齡結構矩陣模型的輸入。

### 三、野外調查方法

#### (一) 釣捕調查 (2023)

2023 年主要以手竿與毛鈎進行釣捕調查，記錄個體體長並採集鱗片以判讀年齡。釣獲調查操作性高、對環境干擾相對較小，有助於建立長期時間序列；但釣捕對體型存在選擇性（如對小型幼魚偵測不足），因此釣獲資料主要用於建立實測體長母體庫作為體長級距與年齡 / 體長的分佈資訊（納入 2021、2022 年之採集個體資料）。

#### (二) 浮潛目視調查 (2024)

為降低釣獲調查的體型選擇偏差並提升幼魚涵蓋度，2024 年改以浮潛目視調查作為主要族群監測方法。參考溪流魚類目視調查與雙重採樣估計的既有作法(Hankin and Reeves 1988, Thurow 1994, Bower et al. 2011)，我們在各樣段選擇視野可完整涵蓋的連續水域作為觀測範圍，

避免大型礫石、倒木或岸際植被造成長時間視線遮蔽。調查前沿水道鋪設長卷尺作為比例尺，並於卷尺上固定已知尺寸的參照物（以可樂罐作為 11 公分參考尺度），觀測者於水下觀測目標個體的大小，並進行體長分級。

為降低佈設尺度與人為接近造成的短期迴避效應，尺度佈設完成後靜置約 20 分鐘，再由觀測者下水沿固定路徑緩慢前進進行一次性通過觀測(Weaver and Kwak 2013)。每尾可辨識個體依目視估計體長以 5 公分為間距分為七級（5–10 公分至 >35 公分）進行分級計數。為避免重複計數，調查由下游往上游單向進行，並盡量減少來回游動與折返。此外，為補強繁殖季之體長與年齡實測資料，2024 年於七家灣溪以夜間浮潛捕捉取得個體形態與鱗片樣本，作為體長–年齡母體庫之重要補充來源(Hagen et al. 2010)。

### （三） 合歡溪電氣法調查（2024）

為量化浮潛目視調查在不同體長級距的相對偵測差異(Davis et al. 2014)，2024 年在合歡溪部分樣段同步執行電氣捕魚。電氣捕魚以多次移除法於樣段內進行，並依瀕危鮭鱒水域電捕作業指引設定操作參數以降低傷害風險(National Marine Fisheries 2000)。在可行範圍內取得相對完整的個體體長資料後，作為校正浮潛調查體長結構與偵測率差異「相對較完整」的參考基準，用以刻畫浮潛資料的體長結構偏差(Borgström and Skaala 1993, Korman et al. 2010, Chamberland et al. 2013)。

### （四） 資料處理、偏誤校正與年齡指派

#### 1. 水下體長的光學校正

浮潛目視所得體長分級先以折射與觀測誤差進行光學校正，以一致化不同觀測條件下的尺度。校正係數由帶比例尺的水下觀測資料建立，並參考水下量測校準與觀測者偏差修正之作法(Bower et al.

2011)。經校正後之體長分級再進入偵測率校正與年齡結構重建流程。

## 2. 偵測率校正：以電捕資料校正浮潛體長結構

浮潛目視的體型依賴偵測偏差以合歡溪 2024 年「浮潛目視 vs 電氣法採捕」同步雙重採樣資料進行校正(Borgström and Skaala 1993, Staton et al. 2022)。對每一體長級距  $i$ ，分別計算電捕與浮潛的相對比例  $P_i(E)$  與  $P_i(S)$ ，並以比例比值作為結構校正因子，將浮潛觀測計數  $N_i(S)$  校正為：

$$N_i(adj) = N_i(S) \times \frac{P_i(E)}{P_i(S)}$$

此校正聚焦於體長結構的相對還原（尤其幼魚級距），不要求兩方法在總數上完全一致，以降低偵測差異對後續存活率與補充量估計的影響。七家灣溪缺乏同步電捕資料時，合歡溪推得之體長級距校正因子外推至七家灣溪及其他月份資料；此外推假設與可能偏誤已於討論章節說明。

## 3. 體長分箱資料的個體重建與年齡指派

由於浮潛資料以體長分箱計數呈現，後續分析先以分層重抽樣將分箱資料轉換為連續體長之虛擬個體資料。連續體長值由 2021–2024 年實測體長資料（釣獲與電捕）建置之「實測體長母體庫」抽取；抽樣優先序依序為同溪流同月份（或相近月份）、同溪流跨年份、最後擴及全資料庫。為避免母體庫稀疏導致極端值抽樣，抽取之體長限制於生物學合理範圍。

年齡以 0~3 齡四級表示。合歡溪因 2024 年實測資訊較完整，年齡指派以貝氏架構整合年齡別體長分布與年齡先驗比例，並以最大後驗機率（MAP）指派；七家灣溪於缺乏可靠先驗之月份，則以最大概似方式依  $P(L | a)$  指派最可能年齡，以降低不可靠先驗導入之偏差。



#### 4. 不確定性傳遞：重抽樣

為了同時反映體長光學校正、偵測率校正、以及由體長分箱重建個體並指派年齡所引入的不確定性，本研究採用非參數自助法重抽樣 (bootstrap) 進行不確定性傳遞。重抽樣次數為  $n = 1,000$ ；每一次重抽樣均獨立完成從年齡結構重建到人口參數估計的完整流程，並將該次所得參數帶入後續族群動態模擬。各人口參數與風險指標以 1,000 次結果的分布摘要其平均值與不確定性區間，95% 信賴區間以分位數法 (2.5% 與 97.5% 分位數) 計算。

### (五) 人口參數估算

#### 1. 季節性存活率

本研究將一年劃分為兩個區間估計存活率：颱風期 (1 月→11 月) 與非颱風期 (11 月→翌年 6 月)。在每一溪流、每一年齡級與每一次重抽樣中，我們以同齡群對齊 (cohort alignment) 的方式，比較相鄰兩期同一同齡群的年齡別數量，估計區間存活率，並加入平滑項  $\varepsilon$  避免分母為 0：

$$S_{period,k}(a) = \frac{N_{t+1,k}(a+1) + \varepsilon}{N_{t,k}(a) + \varepsilon}$$

其中  $N_{t,k}(a)$  為溪流  $k$  在時間  $t$  的年齡級  $a$  個體數估計值， $N_{t+1,k}(a+1)$  為下一期對應同齡群 (年齡級加一) 的估計值。區間存活率再依區間長度換算為年存活率，並於樣段層級加權整合為溪流層級參數。當樣本稀疏或年齡判別重疊導致估計值出現極端值 ( $S < 0.05$  或  $S > 0.95$ ) 或重抽樣 95% 區間過寬 (區間寬度  $> 0.60$ ) 時，則以相同情境下由其他重抽樣結果形成的經驗分布進行替代，以維持參數的生物學可解釋性並避免後續模擬不穩定。

#### 2. 補充量指數與繁殖輸出 (reproductive output) 估算

補充量 (recruitment) 以單一繁殖季所形成之同齡群 (cohort) 強度表示，並以 1 月作為年初起算點。為配合同齡群對齊與矩陣模型定義，補充量估計前先將體長推估之年齡級上移一級。補充量指數

以 Chapman–Robson 捕獲曲線方法估計(Chapman and Robson 1960, Ricker et al. 1975, Maceina 1997)，對每一組溪流、月份、重複抽樣的資料，以完全招募 (fully recruited) 的年齡級 (Age 1–3) 估計總死亡率  $Z$  (並得存活率  $S = \exp(-Z)$ )，再以  $\log(N_a)$  與年齡  $a$  的線性關係外推至  $a = 0$ ，得到年初仔稚魚階段同齡群初始量：

$$R_{\text{fry}} = \exp(\alpha)$$

其中  $\alpha$  為回歸截距。由於卵至仔稚魚早期階段至 0 齡魚的存活率無法直接估計，本研究以 0 齡魚的年存活率  $S_0$  作為早期存活的代理，將仔稚魚階段同齡群初始量 ( $R_{\text{fry}}$ ) 轉換為模型中的有效補充量：

$$R_0 = R_{\text{fry}} \times S_0$$

$R_0$  代表隔年進入 0 齡年齡級的個體數，進一步用以估算年齡別繁殖係數 (每尾成熟雌魚的平均子代數) 作為繁殖輸出 (reproductive output)，則可寫為：

$$B = \frac{R_0}{\sum_a N(a) p_m(a)}, \quad F(a) = B \times p_m(a)$$

其中  $p_m(a)$  為年齡別成熟雌魚比例。七家灣溪於 2024 年 1 月之資料，僅涵蓋繁殖表現較佳之 Dam4 河段，將該年度推估之繁殖輸出以 0.719 進行縮放，以還原至整條七家灣溪的平均繁殖表現(Chan et al. 2025)。

補充量是以 Chapman–Robson 捕獲曲線外推截距，在概念上本研究將其視為相對指數 (index)，用於溪流與情境間之比較，而非作為絕對仔稚魚數量的精準估計(Maceina 1997)。

### 3. 年初狀態向量一致化 (June→January 回推)


為使不同年度資料可在同一年初起算點下比較，並直接作為矩陣模型的年初狀態向量，本研究將 2025 年 6 月觀測到的年齡別數量回推至同年度 1 月。回推時以非颱風期 (11 月→翌年 6 月) 的區間存活率換算近似月存活率後回推至 1 月，並限制回推的最大膨脹倍數，以避免因樣本稀疏或估計不穩造成不合理增幅。

## (六) 隨機族群動態模擬與準滅絕分析

族群動態以 4 年齡級 (Age 0–3) 的年齡結構矩陣模型描述，並採 Leslie matrix framework 進行年度投影 (Chung et al. 2007)。具體而言，以年齡別繁殖輸出  $F(a)$  組成矩陣第一列、以年齡別年存活率  $S(a)$  置於次對角線以描述 Age  $a \rightarrow a + 1$  的轉換，年齡結構向量依  $n_{t+1} = A_t n_t$  更新 (Leslie 1945, Waples 2022)。環境隨機性以兩狀態表示：非颱風年使用非年度之人口參數建構 ( $A_{base}$ )；颱風 / 災後年使用災後年度之人口參數建構 ( $A_{typhoon}$ )，並於每一年以伯努利試驗決定當年度矩陣狀態，設定颱風年發生機率情境  $p$  ( $p = 0.35, 0.45, 0.55, 0.65$ ) 以評估擾動頻率改變下之風險敏感度。颱風年機率之參考值由歷史降雨指標估計 (7–11 月期間單日最大降雨量達門檻者視為事件年；見附錄表六)。為避免模擬出現不合理的無上限成長，本研究在每一年度投影後施加承載量上限 ( $K$ ) 的密度制約，承載量上限設定為  $K = 1500 \text{ ind./1000 m}^2$ ，當年度總量  $N_{tot} = \sum_a N(a)$  超過承載量上限時，以比例因子  $c = K/N_{tot}$  對各年齡級數量做等比例縮放 ( $N(a) \leftarrow c N(a)$ )，使總量回到  $K$  (Wilcox and Elder 2003)。模擬以年齡別密度 ( $\text{ind./1000 m}^2$ ) 進行投影後，再乘以溪流面積換算為年齡別數量，並依年齡別成熟雌魚比例換算成熟雌魚數，準滅絕準則定義為成熟雌魚數連續 4 年低於 50 尾 (Commission 2001, Morris and Doak 2002)。模擬期間 20 年、每情境重複 1,000 次，準滅絕機率以達準則之比例估計。

## (七) 統計分析與軟體環境

所有資料整理、偏誤校正、人口參數估計、族群模擬與圖表輸出均於 R 語言環境執行 (R version 4.5.0; aarch64-apple-darwin20)。資料前處理與彙整主要採 tidyverse 工作流程 (如 dplyr、tidyr、purrr、readr)。不確定性以 bootstrap replicates ( $n=1,000$ ) 量化並傳遞至參數與模擬結果；95% 信賴區間以分位數法計算。補充量指數採 Chapman–Robson catch-curve 架構估計，相關運算以 FSA 套件函式完成。



準滅絕風險比較以模擬重複結果（每情境 1,000 次）為基礎，將每次模擬是否達準滅絕（0/1）視為二元事件；；溪流差異以勝算比（OR）與 Fisher's exact test 檢定，並以二項式 GLM 評估溪流別、颱風年機率與交互作用對風險之影響。顯著水準設定為  $\alpha=0.05$ 。

#### （八） 研究許可與倫理聲明

本研究對保育類野生動物臺灣櫻花鉤吻鮭之利用，已取得農業部（含前農委會）同意利用保育類野生動物核准（農授林務字第 1111701591 號；同意書編號 111 育利 052-2；農授林業字第 1130218297 號；同意書編號 113 育利 027）。本研究於雪霸國家公園（七家灣溪、羅葉尾溪）與太魯閣國家公園（合歡溪）進行野外調查 / 採集，並取得內政部核准（內授園保字第 1131280414 號）、雪霸國家公園管理處研究 / 採集許可（雪保字第 1130003015 號、1110002834）及太魯閣國家公園管理處研究 / 採集許可（太保字第 1131005811 號、1110003283）。研究涉及電氣法調查，已取得農業部漁業法相關核准（農授漁字第 1131411218 號）。所有作業均依各核准之方法、數量上限與資料回報規範辦理。

## 結果


本章依序呈現三部分結果，首先校正浮潛目視的體長估計與體型依賴偵測偏誤以重建兩溪可比較的年齡結構。其次，估計並比較兩溪在非颱風與颱風情境下的季節性存活率、補充量與繁殖輸出。最後，將估計參數帶入兩狀態（颱風年 / 非颱風年）隨機年齡結構矩陣模型，評估不同颱風年發生機率下的族群軌跡與準滅絕風險。

### 一、年齡結構重建與驗證

為建立可用於人口學推論與支流比較的基礎，我們首先利用合歡溪 2024 年部分樣段同步進行的浮潛目視調查與電氣捕魚資料，校正浮潛體長估計與體型依賴偵測偏誤，並據以重建 0~3 齡的年齡結構。比較結果顯示，未校正的浮潛資料在小型體長級距存在系統性低估，而在較大型級距相對偏高，顯示目視量測偏差與體型相關的偵測落差可能同時影響體長結構推估。

先以光學校正係數修正浮潛體長，再以電捕與浮潛在各體長級距的相對比例建立偵測機率修正因子進行結構校正。經兩步驟校正後，浮潛推估的體長分布與電捕基準的差異明顯縮小，且幼魚級距的相對比例提高，顯示校正可有效降低觀測偏差對後續年齡結構重建與人口學參數估計的影響（附錄圖二）。

完成體長校正後，校正後的體長分布於不同樣段與月份呈現清楚的時空差異（附錄圖三）。七家灣溪於夏季至秋季（7 月與 10 月）體長分布以小型個體為主，至 11 月可觀察到較大型個體比例上升；合歡溪於 11 月亦呈現較大型體長級距占比提高的趨勢。結合同齡指派模型與重抽樣流程重建的年齡結構顯示兩溪流族群皆以 0 齡魚為主要組成，且年齡比例隨月份呈現一致的季節性推移（附錄圖四）。



以年初（1月）為例，七家灣溪 0 齡魚占比為 56.9%（95% CI：51.7–62.1），合歡溪 0 齡魚占比為 64.3%（62.3–65.2）。至繁殖季後期（11 月），兩溪流 0 齡魚占比皆下降，而 Age1+–2+ 的相對比例上升，其中合歡溪的轉變幅度較為明顯（HEH：Age0+ = 34.9%，34.7–35.1；Age1+ = 45.4%，39.0–49.0；Age2+ = 18.9%，15.2–24.8）。相對地，七家灣溪在 11 月仍以 0 齡魚為主（63.6%，58.9–67.0），但 1 齡、2 齡魚比例亦較年初上升。3 齡魚在兩溪流各月份皆為低比例且不確定性相對較大，反映高齡級個體相對稀少所帶來的估計限制。

整體而言，透過光學校正與偵測機率校正可使體長結構更接近電捕基準，並可進一步重建具合理魚群組成與不確定性範圍的 0~3 齡年齡結構。因而，後續對兩溪季節性存活率、補充量與繁殖輸出的比較，以及情境化準滅絕模擬，皆以此一經校正的年齡結構作為輸入基礎。

## 二、人口參數估計：季節性存活、補充量與繁殖輸出

基於校正後的年齡結構，我們估算並比較七家灣溪與合歡溪在非颱風與颱風情境下的族群成長率（ $\lambda$ ），並拆解季節性存活、補充量與繁殖輸出的變化。以校正後的年齡結構估算生命表顯示，兩溪流在非颱風情境下皆呈現成長（ $\lambda > 1$ ）：七家灣溪  $\lambda = 2.23$ （95% CI：1.53–2.65），合歡溪  $\lambda = 2.25$ （1.84–2.83）；然而在颱風衝擊情境下兩溪流皆轉為衰退（ $\lambda < 1$ ）：七家灣溪  $\lambda = 0.405$ （0.01–0.55），合歡溪  $\lambda = 0.477$ （0.26–0.66）。

為了釐清  $\lambda$  在兩情境間翻轉的機制，我們比較兩溪在颱風季（1–11 月）與非颱風季（11 月–隔年 6 月）的分年齡級存活率。結果顯示，颱風季（1–11 月）的年存活率普遍低於非颱風季（11 月–隔年 6 月），且差異在幼魚與成魚階層皆可見。以 0 齡魚為例，颱風季年存活率在七家灣溪為 0.202（95% CI：0.171–0.285），合歡溪為 0.184（0.163–0.202）；而在非颱風季分別為 0.616（0.532–0.808）與 0.615（0.513–0.704）。在 1 齡魚當中，颱風季年存活率七家灣溪為 0.087（0.000–0.180），合歡溪為 0.131（0.093–0.187）；非颱風季則為 0.054（0.000–0.167）與 0.087（0.047–0.149）（附錄表四）。2

齡魚的年存活率估計值整體偏低（約 0.046），且不確定性較大，反映高齡級樣本較少與年齡重疊造成估計區間較寬。

補充量與繁殖輸出同樣呈現擾動後下降的趨勢。以年初仔稚魚階段的同齡群初始量(Rfry)表示，非颱風年（2024 年 1 月）七家灣溪與合歡溪分別為 1,492 與 2,354 individuals/1000m<sup>2</sup>；颱風後年（2025 年 1 月）則下降至 657 與 634 individuals/1000m<sup>2</sup>。將 Rfry 以 0 齡魚年存活率校正為有效補充量R，並據以估算年齡別繁殖輸出後，兩溪流在非颱風情境下的繁殖輸出皆高於颱風後情境（附錄表 五）。

在非颱風情境下，七家灣溪的 1~3 齡魚的繁殖輸出分別為 7.68（95% CI：3.28–9.51）、19.27（8.25–23.86）與 7.86（3.36–9.74）；合歡溪則有部分的 0 齡魚即具有繁殖能力，0~3 齡魚分別為 0.48（0.37–0.70）、6.10（4.60–8.82）、8.95（6.75–12.86）與 4.14（3.12–5.98）。颱風後情境（2025 年）下，兩溪流各年齡級繁殖輸出均下降約一個數量級：七家灣溪 1~3 齡分別為 0.61（0.00–1.04）、1.53（0.00–2.61）與 0.62（0.00–1.06），合歡溪 0~3 齡則為 0.07（0.02–0.12）、0.82（0.20–1.50）、1.21（0.29–2.19）與 0.56（0.14–1.01）（附錄表 五）。


綜合而言，颱風衝擊情境下幼魚與成魚存活率下降，且災後補充量與繁殖輸出同步降低；下一節我們將上述參數帶入兩狀態隨機年齡結構矩陣模型，評估颱風年發生機率上升時準滅絕風險的非線性變化，並比較兩支流的風險排序。

### 三、隨機模擬：颱風發生機率與準滅絕風險

將兩溪在非颱風情境與颱風衝擊（災後）情境下估得的存活率與繁殖輸出帶入颱風 / 非颱風狀態隨機矩陣模型後，20 年模擬顯示，颱風年發生機率（ $p$ ）上升會使族群量軌跡由相對穩定轉為持續下降，並伴隨準滅絕風險的非線性放大（附錄圖 五 a-e）；且在各情境下七家灣溪的風險均高於合歡溪。在較低颱風頻率（ $p=0.35$  與  $0.45$ ）情境下，兩溪流的中位族群量在模擬初期快速增加後趨於穩定；當  $p$  提升至  $0.55$  與  $0.65$  時，族群量呈現逐年下降的趨勢，且七家灣溪整體低於合歡溪（附錄圖 五 a-d）。

相對應地，準滅絕機率亦隨  $p$  增加而加速上升（附錄圖 五）。在  $p=0.35$  時，七家灣溪與合歡溪的準滅絕機率分別為  $0.6\%$  與  $0.2\%$ ；在  $p=0.45$  時上升至  $7.5\%$  與  $0.6\%$ ；在  $p=0.55$  時進一步上升至  $25.0\%$  與  $4.8\%$ ；而在  $p=0.65$  時達到  $56.0\%$  與  $18.0\%$ 。兩溪流準滅絕風險的勝算比（ $QIJ/HEH$ ）在各情境均大於 1，約介於 3.0–13.3（附錄圖 五 f），顯示七家灣溪在相同颱風頻率假設下始終具有較高的準滅絕風險。整體而言，風險曲線對颱風頻率的非線性反應，以及兩支流在各情境下穩定的風險排序，提供後續討論機制與管理意涵的量化基礎。

## 討論




本研究透過體長與偵測偏誤校正重建兩支流（七家灣溪、合歡溪）的年齡結構，並將估得的存活率與繁殖輸出帶入兩狀態（颱風年 / 非颱風年）隨機年齡結構模型，以量化比較支流間在人為難以直接控制的極端事件體制下之人口學韌性與準滅絕風險。整體而言，我們得到三個可回應前言研究問題的訊息，第一，準滅絕風險對颱風發生頻率呈現明顯的非線性放大，符合尾端風險（由少數連續壞年份主導的特性）(Lande 1993, Morris and Doak 2002)。第二，在所有情境下 QIJ 的準滅絕風險均高於 HEH，顯示殘存自然族群較安全的直覺排序不必然成立。第三，依靠浮潛進行族群監測的情況下，若未處理觀測偏誤與不確定性傳遞，支流間比較與風險評估容易被系統性誤差放大，因此偏誤校正與推論框架本身構成本研究的重要方法性貢獻。

### 一、極端擾動頻率上升與準滅絕風險的非線性放大

本研究的隨機模擬顯示，颱風年發生機率上升會使準滅絕風險出現明顯的非線性增幅。以成熟雌魚連續四年少於 50 尾作為準滅絕準則，當颱風機率由 0.35 升至 0.65 時，七家灣溪風險由約 0.6% 上升至 56%，合歡溪則由約 0.2% 上升至 18%。風險在高擾動頻率端快速陡升，符合災變驅動系統的典型特徵，當擾動頻率高到讓族群在尚未恢復之前就再次受創，短期衝擊會以幾何平均成長率的方式累積成長期赤字，使準滅絕機率加速上升(Lande 1993, Morris and Doak 2002)。

此一非線性曲線的關鍵機制，在於立即死亡與延遲效應的疊加。颱風洪水可造成跨齡級死亡，同時透過河床翻動與底質、棲地結構重塑，改變後續補充量與繁殖輸出，使單次事件的影響跨越多個生命史階段(Montgomery et al. 1996)。對具年齡結構的族群而言，卵到稚魚階段的損失往往不會立刻反映在成魚數量上，而可能在 1-2 年後以繁殖群不足與補充量下降的形式顯現，形成恢復延遲與路徑依賴(Caswell 2001)。因此，在擾動頻率上升的情況下，若管理僅著眼於降低單次事件的死亡，而未同步提升災後恢復速度，通常不足以抵消頻率上升帶來的風險增幅(Morris and Doak 2002)。




滅絕風險的非線性放大也意味著保育介入存在相對清楚的關鍵區間。在中低頻擾動下，族群可能仍呈現表面穩定，然而一旦跨過某個頻率區間，準滅絕風險便可能在短時間內翻轉。考量氣候變遷可能增加極端事件的發生頻率與不確定性，若等到族群量出現明顯下降才介入，往往已進入風險曲線的陡升區間，使復育成本提高、效益更難以保證(Commission 2013, (IPCC) 2021)。將風險曲線作為決策基礎、以降低極端事件下的準滅絕風險為導向的預警式管理，比僅以平均狀態或單次事件反應更符合此類系統的保育需求。

## 二、支流間人口學韌性差異與風險排序未必符合自然殘存與復育族群的分類

在所有颱風機率情境下，七家灣溪的準滅絕風險均高於合歡溪，且在接近現況的中度擾動情境 ( $p \approx 0.45$ ) 兩溪差距更為明顯。這個結果指出僅以族群是自然殘存或歷史棲地復育來推估人口學韌性，可能導致錯置的風險排序。人口學韌性並非單一性質，而是由抵抗擾動避免同步死亡、災後補充與繁殖輸出的回補、以及族群恢復速度等多個成分共同決定，且這些成分在族群間與環境間的變動足以改寫長期風險(Vincenzi et al. 2016, Capdevila et al. 2022)。

就本研究系統而言，棲地條件差異仍是最直接且可操作的候選解釋。跨生活史棲地評估指出，合歡溪在繁殖與早期生活史相關棲地條件可能較佳，例如產卵底質、孵化條件與稚魚棲地(Chan et al. 2025)。若合歡溪確實提供較高品質的繁殖與早期育成環境，則在擾動後更可能快速補回缺口、維持較完整的年齡結構，因而較不易在連續災變下逼近準滅絕門檻。相對地，若七家灣溪部分河段因河道整治、棲地簡化或庇護水域不足而降低洪水期間的避難空間，即便在平常年份維持較大的族群量，也可能更容易累積多齡級同步死亡與恢復不足的效應，並在風險曲線的陡升區間快速惡化(Beechie et al. 2013)。




此外，合歡溪全基因體與群體基因資料顯示，合歡溪族群在遺傳差異的摘要座標中呈現較高的個體分散度，且其基因體中連續同型合子片段（ROH）的負荷較低，暗示近親交配與強烈遺傳漂變的累積程度較弱。整體型態不同於一個單純由放流所建立、來源相對單一的族群，因此推測合歡溪可能保留先前被忽略的原生族群，並在復育放流後與放流個體互動，形成在特定生態條件下得以維持的族群(Lee et al. 2025)。理論上，較高的遺傳多樣性與較低程度的近親繁殖，確實可能降低近親繁殖衰退與遺傳負荷累積，進而影響存活、成長或繁殖等關鍵因子(Frankham 2015)。然而，本研究目前尚無足夠資料建立遺傳特徵與人口學韌性之間的可檢驗連結，因此本文將基因體研究定位為輔助脈絡，用以提示可能的機制路徑，而非作為因果結論。後續若要把韌性差異轉化為可操作的管理策略，仍需在一致的監測框架下，同步量測棲地、人口學與遺傳指標，並建立可量化檢驗的整合式推論。

### 三、觀測過程限制下人口學推論的資料偏誤校正、不確定性與改進方向

在瀕危物種研究中，監測設計往往必須以低侵擾為前提。當主要依賴視覺調查等低侵擾方法時，偵測率低於 1 與量測偏誤會成為人口參數與風險推論的重要不確定來源。以浮潛目視調查推估族群結構時，常見誤差包含水下折射造成的體長偏差、不同水深、流速、水中能見度下的偵測機率差異，以及觀察者差異等(Hankin and Reeves 1988, Thurow et al. 2006)。若未加以處理，年齡結構可能系統性偏向特定體長 / 年齡組，進而影響存活、補充量與繁殖輸出估計，並被放大到準滅絕風險推論(MacKenzie et al. 2002, Royle 2004)。

本研究採用兩段式校正以降低偏誤並量化不確定性，先進行光學校正修正體長估計，再以同步電捕資料作為參考基準估計浮潛偵測機率的校正因子，並以 bootstrap 將不確定性傳遞到人口學參數估計與情境模擬中。此做法的核心價值，在於把偏誤與不確定性顯式放進推估流程，使兩支流比較更具可重複性與可解釋性，並使風險評估結果能被解讀為，在不確定性之下仍然成立的訊息而非單一點估計(Staton et al. 2022)。




然而，偵測機率校正因子的外推與參考方法本身的不完美仍是主要限制。校正因子主要建立於合歡溪的同步雙重採樣，外推至七家灣溪或其他月份時隱含偵測條件相近的假設。而偵測機率往往具有溪流與棲地特異性，若未納入共變量，外推可能帶來系統誤差(Staton et al. 2022)。此外，電捕同樣受水深、基質與躲藏行為影響，較適合視為相對完整的參考基準而非絕對真值。未來若要提升推論穩健性，較直接的方向是採用階層式觀測模型分離真實族群狀態與觀測過程，並以水深、遮蔽、流速等共變量解釋偵測機率差異(Waples 2022)。若能結合影像量測 (stereo-video) 與個體標識重捕 (PIT tag)，並以整合族群模型統合多來源資料，將可把人口學推論推向更接近管理決策所需的精度，同時也能更清楚辨識韌性差異究竟源自觀測差異、棲地差異或真正的人口學機制。

#### 四、降低極端事件下減絕風險為核心的保育建議

當準減絕風險對颱風頻率呈現非線性反應時，管理上的關鍵不只是改善穩定狀態下的平均表現，而是確保族群在連續極端事件後，仍能維持足以支撐補充的繁殖群。換言之，能有效壓低風險的介入通常同時作用於兩個環節：降低颱風期間的多齡級同步死亡，以及縮短族群恢復至可繁殖結構所需的時間((IPCC) 2021)。這也與本研究結果所呈現的機制相呼應，極端事件不只造成當下死亡，也會引發災後補充與繁殖輸出的赤字，而風險曲線的陡升正是因為在極端事件發生頻率提高時，死亡率提高與恢復力下降的累積結果。

在高山溪流系統中颱風洪峰極端、短時間水位可大幅升降的情境下，棲地介入的目標應是提高個體在洪峰期間可存活的機率，並維持災後補充得以迅速接續的棲地基礎。管理上可維持或營造洪水期間可被連通的側向庇護空間，如側槽、回水區、洪泛緩流帶，與具遮蔽的低流速微棲地(Sommer et al. 2001, Morley et al. 2005, Bellmore et al. 2013)，並保護產卵—孵化所依賴的底質穩定與河岸植生，避免洪峰後出現長時間的細砂覆蓋與微棲地流失。此類措施未必能在所有量級的颱風下避免死亡，但其效益在於降低多齡級同步死亡的機率，並提升災後補充量與繁殖輸出的恢復速度，從而延緩準減絕風險在高擾動頻率區間的快速抬升。

在流域尺度上，支流間差異本身可視為一種保育價值。即使位於相近的區域氣候背景，不同支流仍可能呈現顯著不同的風險曲線與恢復能力。因此，相較於將管理框架固定在主要族群與復育族群的角色分工，更重要的是維持由多個對擾動反應不完全同步的族群單元所構成的流域網絡。當某一支流遭遇災變而快速下滑時，另一支流若仍能維持補充或較快恢復，流域尺度的波動便有機會被平滑化，整體存續也較不易被單一事件推入準減絕門檻，符合投資組合效應的概念 (portfolio effect, 亦可視為流域尺度的保險效應) (Schindler et al. 2010)。在本研究系統中，合歡溪於颱風情境下展現較高的人口學韌性，即提供了一個具體例子：同一流域內不同支流可呈現不同的恢復軌跡，而這種不同步性本身就能形成流域尺度的緩衝。



在涉及補充或移地放流等介入時，基因體研究也提供了來源選擇與混合規則的限制條件。近期基因體研究指出合歡溪樣本呈現較高的遺傳異質性、較弱的近親繁殖程度，並包含七家灣溪未觀察到的遺傳變異(Lee et al. 2025)。若以多放流、多試點作為主要策略，卻未確認種源與混合規則，可能在短期增加個體數量的同時，稀釋少數殘存成分、降低支流間差異，並在長期上降低在地適應與演化潛力，甚至造成不可逆的遺傳同質化(Edmands 2007, Frankham 2015)。放流並非要不要做的二元問題，應在明確的保育目標與評估框架下進行：以 IUCN 的物種遷地與復育指引作為原則(Commission 2001, Commission 2013)，並以可量化的人口學門檻（例如繁殖群規模與災後恢復速度）與遺傳指標（異質性、近親繁殖程度與混合比例）作為績效監測。如此並非否定放流，而是讓放流成為目標明確、邊界清楚、成效可評估的工具(Armstrong and Seddon 2008)，以便在極端事件風險升高的未來，同時守住族群存續與遺傳多樣性。

## 五、研究限制與未來研究方向

本研究以颱風年與非颱風年的二元狀態捕捉擾動頻率效應，得以直接回答頻率上升如何提升準滅絕風險的核心問題，但尚未涵蓋颱風強度、洪峰流量、發生季節與連續事件差異。未來若能將擾動由二元狀態延伸為連續或分級狀態，例如以流量超越門檻的次數與幅度作為驅動，並與氣候情境資料串接，將更有助於界定風險曲線最陡的區間與可操作的管理緩衝空間((IPCC) 2021)。

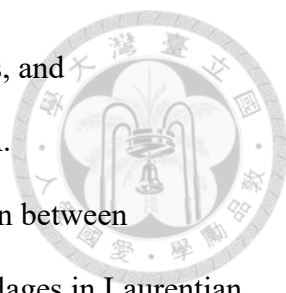
早期生活史與密度依變 (density dependence) 的不確定性，仍是風險量級最主要的限制與最值得補強的資料缺口。由於卵至稚魚階段難以直接量測，後續工作可加入產卵場監測、卵或稚魚密度、標識重捕或個體追蹤資料，以更直接拆解颱風對不同生命史階段的作用路徑。同時制度化 K 的敏感度分析，以檢驗風險排序在不同密度假設下的穩健性。另一方面，若要把合歡溪較具韌性由現象推進到機制，將需要把棲地差異、族群遺傳特徵與關鍵人口學率的變化統合在同一推論架構中，建立可檢驗的因果路徑。

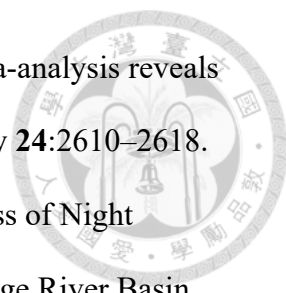
後續研究可在現有架構上逐步擴充，朝向更完整地連結生命史過程、棲地條件與擾動效應，以一致的長期監測設計，將產卵、孵化、稚魚育成、成長與成熟等生命史階段的關鍵族群人口學參數，與棲地條件及颱風洪水等擾動的作用路徑系統性連結，釐清哪些階段最限制補充量與災後恢復力，並將推論轉化為可操作的管理目標與門檻。就本研究而言，優先補齊早期生活史與密度依變的關鍵資料缺口，並將基因體監測納入長期評估。在一致的監測設計下累積可長期比較的資料，將是推進後續整合與精準化保育策略的必要基礎。


## 參考文獻



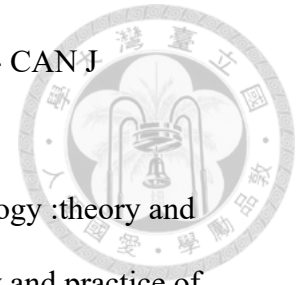
- (IPCC), I. P. o. C. C. 2021. Climate Change 2021 – The Physical Science Basis: Working Group I Contribution to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge.
- Armstrong, D. P., and P. J. Seddon. 2008. Directions in reintroduction biology. *Trends in Ecology & Evolution* **23**:20–25.
- Beechie, T., H. Imaki, J. Greene, A. Wade, H. Wu, G. Pess, P. Roni, J. Kimball, J. Stanford, P. Kiffney, and N. Mantua. 2013. RESTORING SALMON HABITAT FOR A CHANGING CLIMATE. *River Research and Applications* **29**:939–960.
- Bellmore, J. R., C. V. Baxter, K. Martens, and P. J. Connolly. 2013. The floodplain food web mosaic: a study of its importance to salmon and steelhead with implications for their recovery. *Ecological Applications* **23**:189–207.
- Borgstrøm, R., and Ø. Skaala. 1993. Size-dependant catchability of Brown Trout and Atlantic Salmon parr by electrofishing in a low conductivity stream. *Nordic Journal of Freshwater Research* **68**:14–21.
- Bower, M. R., D. B. Gaines, K. P. Wilson, J. G. Wullschleger, M. C. Dzul, M. C. Quist, and S. J. Dinsmore. 2011. Accuracy and Precision of Visual Estimates and Photogrammetric Measurements of the Length of a Small-bodied Fish. *North American Journal of Fisheries Management* **31**:138–143.
- Boyce, M. S. 1992. Population Viability Analysis. *Annual Review of Ecology and Systematics* **23**:481–506.
- Capdevila, P., I. Stott, J. Cant, M. Beger, G. Rowlands, M. Grace, and R. Salguero-Gómez. 2022. Life history mediates the trade-offs among different components of demographic resilience. *Ecology Letters* **25**:1566–1579.

- 
- Caswell, H. 2001. *Matrix Population Models: Construction, Analysis, and Interpretation*. 2 edition. Sinauer Associates, Sunderland, MA.
- Chamberland, J.-M., G. Lanthier, and D. Boisclair. 2013. Comparison between electrofishing and snorkeling surveys to describe fish assemblages in Laurentian streams. *Environmental monitoring and assessment* **186**.
- Chan, S.-F., M. Liu, D. R. Rubenstein, Y.-A. Chung, W.-R. Lin, L.-Y. Liao, and S.-F. Shen. 2025. Assessment across life stages reveals superior habitat suitability in reintroduced historical habitats for an endangered salmon species. *Journal of Applied Ecology* **62**:1378–1391.
- Chapman, D. G., and D. S. Robson. 1960. The Analysis of a Catch Curve. *Biometrics* **16**:354–368.
- Chung, L.-C., H.-J. Lin, S.-P. Yo, C.-S. Tzeng, and C.-H. Yang. 2007. Stage-structured population matrix models for the Formosan landlocked salmon (*Oncorhynchus masou formosanus*) in Taiwan. *The Raffles Bulletin of Zoology* **14**:151–160.
- Commission, I. S. S. 2013. Guidelines for reintroductions and other conservation translocations. International Union for Conservation of Nature.
- Commission, N. R. S. S. 2001. IUCN Red List categories and criteria. IUCN.
- Davis, T., D. Harasti, and S. D. A. Smith. 2014. Compensating for length biases in underwater visual census of fishes using stereo video measurements. *Marine & Freshwater Research* **66**:286–291.
- Day, Y.-T., Y.-S. Lin, and K.-H. Chang. 1993. Conservation of the cherry salmon in Taiwan. *Oryx* **27**:49–50.
- Edmands, S. 2007. Between a rock and a hard place: evaluating the relative risks of inbreeding and outbreeding for conservation and management. *Molecular Ecology* **16**:463–475.

- 
- Frankham, R. 2015. Genetic rescue of small inbred populations: meta-analysis reveals large and consistent benefits of gene flow. *Molecular Ecology* **24**:2610–2618.
- Hagen, J., S. Decker, J. Korman, and R. G. Bison. 2010. Effectiveness of Night Snorkeling for Estimating Steelhead Parr Abundance in a Large River Basin. *North American Journal of Fisheries Management* **30**:1303–1314.
- Hankin, D. G., and G. H. Reeves. 1988. Estimating Total Fish Abundance and Total Habitat Area in Small Streams Based on Visual Estimation Methods. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* **45**:834–844.
- Ito, S., and Y. Ishida. 1998. Species identification and age determination of Pacific salmon (*Oncorhynchus* spp.) by scale patterns. *Bulletin-National Research Institute of Far Seas Fisheries (Japan)*.
- Jordan, D. S., and M. Oshima. 1919. *Salmo formosanus*, a new trout from the mountain stream of Formosa. *Pro. Acad. Natu. Sci. Philadelphia* **LXXI**:pp.122–124.
- Kaneto, Y., S. Katayama, and M. Iida. 2017. Age determination of chum salmon using scales and otoliths. *NIPPON SUISAN GAKKAISHI* **advpub**.
- Kawecki, T. J. 2008. Adaptation to marginal habitats. *Annual Review of Ecology, Evolution, and Systematics* **39**:321–342.
- Korman, J., A. S. Decker, B. Mossop, and J. Hagen. 2010. Comparison of Electrofishing and Snorkeling Mark–Recapture Estimation of Detection Probability and Abundance of Juvenile Steelhead in a Medium-Sized River. *North American Journal of Fisheries Management* **30**:1280–1302.
- Lande, R. 1993. Risks of Population Extinction from Demographic and Environmental Stochasticity and Random Catastrophes. *The American Naturalist* **142**:911–927.
- Lee, Y.-C., Z.-Y. Shen, W.-R. Lin, T.-Y. Wang, M. Liu, Y.-C. Yeh, S.-F. Chan, M.-Y. Lu, H.-Y. Wang, L.-Y. Liao, W.-H. Li, J.-P. Huang, I. Tsai, and S.-F. Shen.

- 
2025. Eco-genomic analysis uncovers precision-conservation targets for the western Pacific's southernmost salmonid.
- Lesica, P., and F. W. Allendorf. 1995. When Are Peripheral Populations Valuable for Conservation? *Conservation Biology* **9**:753–760.
- Leslie, P. H. 1945. On the Use of Matrices in Certain Population Mathematics. *Biometrika* **33**:183–212.
- Lin, J.-Y., E. H. Tsao, T.-C. Lee, and S. L. Yu. 2004. Stream physical parameters and habitat requirement: the case of the Formosan salmon. *Ecological Engineering* **22**:305–309.
- Lin, Y. S., and K. H. Chang. 1989. Conservation of the Formosan landlocked salmon: a historical review. *Physiology and Ecology Japan* **1**:647–652.
- Maceina, M. J. 1997. Simple application of using residuals from catch-curve regressions to assess year-class strength in fish. *Fisheries Research* **32**:115–121.
- MacKenzie, D. I., J. D. Nichols, G. B. Lachman, S. Droege, J. A. Royle, and C. A. Langtimm. 2002. Estimating site occupancy rates when detection probabilities are less than one. *Ecology* **83**:2248–2255.
- Montgomery, D. R., J. M. Buffington, N. P. Peterson, D. Schuett-Hames, and T. P. Quinn. 1996. Stream-bed scour, egg burial depths, and the influence of salmonid spawning on bed surface mobility and embryo survival. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* **53**:1061–1070.
- Moritz, C. 1994. Defining ‘Evolutionarily Significant Units’ for conservation. *Trends in Ecology & Evolution* **9**:373–375.
- Morley, S., P. Garcia, T. Bennett, and P. Roni. 2005. Juvenile Salmonid (*Oncorhynchus* spp.) Use of Constructed and Natural Side Channels in Pacific Northwest

Rivers. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences - CAN J FISHERIES AQUAT SCI* **62**:2811–2821.



Morris, W. F., and D. F. Doak. 2002. *Quantitative conservation biology :theory and practice of population viability analysis / (Acc. 3970): theory and practice of population viability analysis*. Sinauer Associates, Sunderland, Mass.

National Marine Fisheries, S. 2000. *National Guidelines for Electrofishing Waters Containing Salmonids Listed Under the Endangered Species Act*. National Marine Fisheries Service, Portland, OR.

Pulliam, H. R. 1988. Sources, Sinks, and Population Regulation. *The American Naturalist* **132**:652–661.

Resh, V. H., A. V. Brown, A. P. Covich, M. E. Gurtz, H. W. Li, G. W. Minshall, S. R. Reice, A. L. Sheldon, J. B. Wallace, and R. C. Wissmar. 1988. The Role of Disturbance in Stream Ecology. *Journal of the North American Benthological Society* **7**:433–455.

Rhymer, J. M., and D. Simberloff. 1996. EXTINCTION BY HYBRIDIZATION AND INTROGRESSION. *Annual Review of Ecology, Evolution, and Systematics* **27**:83–109.

Ricker, W. E., C. Canada. Environment, and C. Fisheries Research Board of. 1975. *Computation and interpretation of biological statistics of fish populations*. Department of the Environment, Fisheries and Marine Service, Ottawa.

Royle, J. A. 2004. N-mixture models for estimating population size from spatially replicated counts. *Biometrics* **60**:108–115.

Schindler, D. E., R. Hilborn, B. Chasco, C. P. Boatright, T. P. Quinn, L. A. Rogers, and M. S. Webster. 2010. Population diversity and the portfolio effect in an exploited species. *Nature* **465**:609–612.

Shearer, W. M. 1992. Atlantic Salmon Scale Reading Guidelines. International Council for the Exploration of the Sea.

Sommer, T. R., M. L. Nobriga, W. C. Harrell, W. Batham, and W. J. Kimmerer. 2001. Floodplain rearing of juvenile chinook salmon: evidence of enhanced growth and survival. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* **58**:325–333.

Staton, B. A., C. Justice, S. White, E. R. Sedell, L. A. Burns, and M. J. Kaylor. 2022. Accounting for uncertainty when estimating drivers of imperfect detection: An integrated approach illustrated with snorkel surveys for riverine fishes. *Fisheries Research* **249**:106209.

Thurow, R. F. 1994. Underwater methods for study of salmonids in the Intermountain West. U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Intermountain Research Station.

Thurow, R. F., J. T. Peterson, and J. W. Guzevich. 2006. Utility and Validation of Day and Night Snorkel Counts for Estimating Bull Trout Abundance in First- to Third-Order Streams. *North American Journal of Fisheries Management* **26**:217–232.

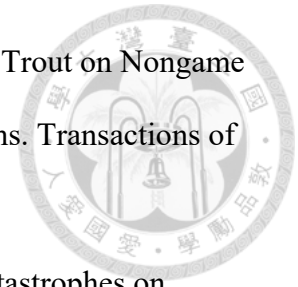
Todesco, M., M. A. Pascual, G. L. Owens, K. L. Ostevik, B. T. Moyers, S. Hübner, S. M. Heredia, M. A. Hahn, C. Caseys, D. G. Bock, and L. H. Rieseberg. 2016. Hybridization and extinction. *Evolutionary Applications* **9**:892–908.

Vincenzi, S., M. Mangel, D. Jesenský, J. C. Garza, and A. J. Crivelli. 2016. Within- and among-population variation in vital rates and population dynamics in a variable environment. *Ecological Applications* **26**:2086–2102.

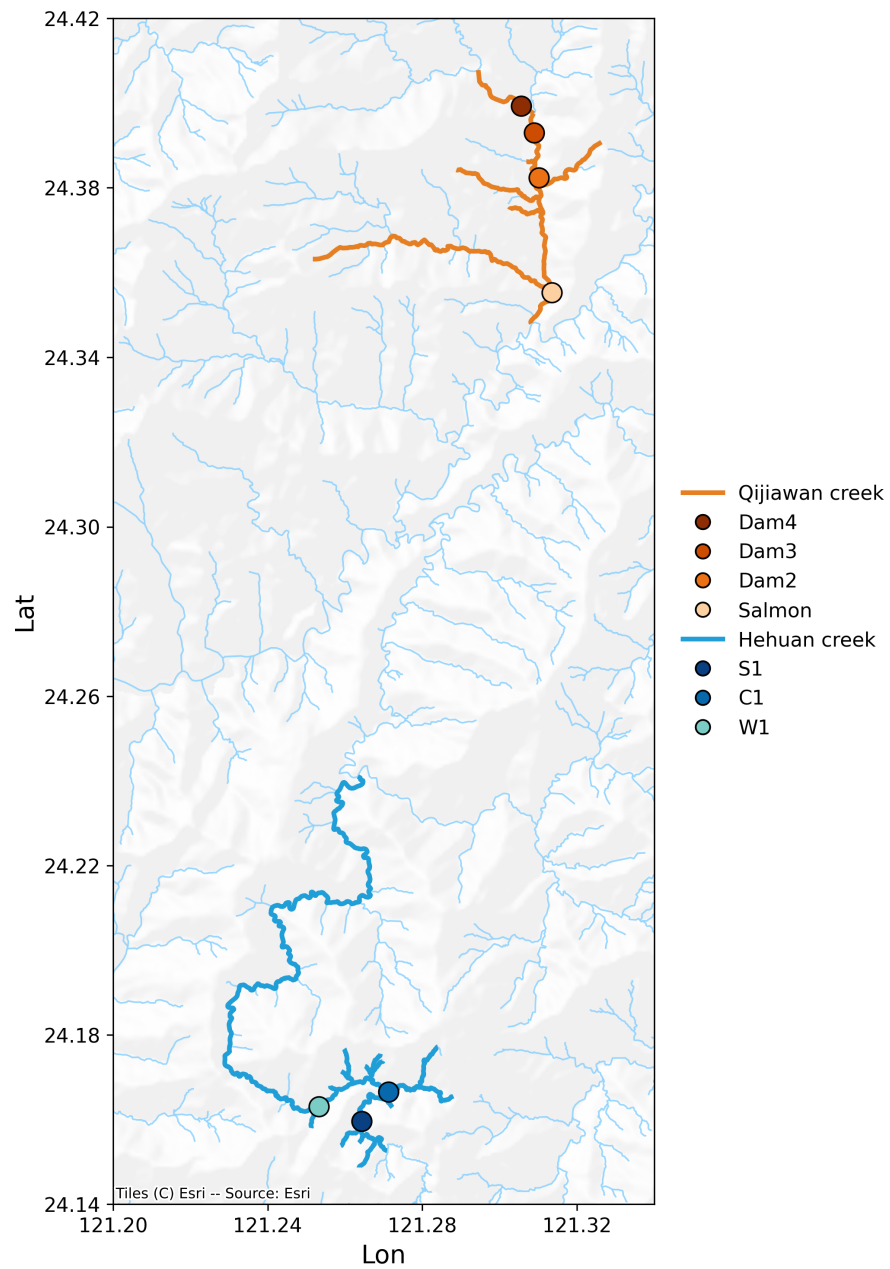
Waples, R. S. 2022. TheWeight: A simple and flexible algorithm for simulating non-ideal, age-structured populations. *Methods in Ecology and Evolution* **13**:2030–2041.

Weaver, D. M., and T. J. Kwak. 2013. Assessing Effects of Stocked Trout on Nongame Fish Assemblages in Southern Appalachian Mountain Streams. *Transactions of the American Fisheries Society* **142**:1495–1507.

Wilcox, C., and B. Elderd. 2003. The effect of density-dependent catastrophes on population persistence time. *Journal of Applied Ecology* **40**:859–871.

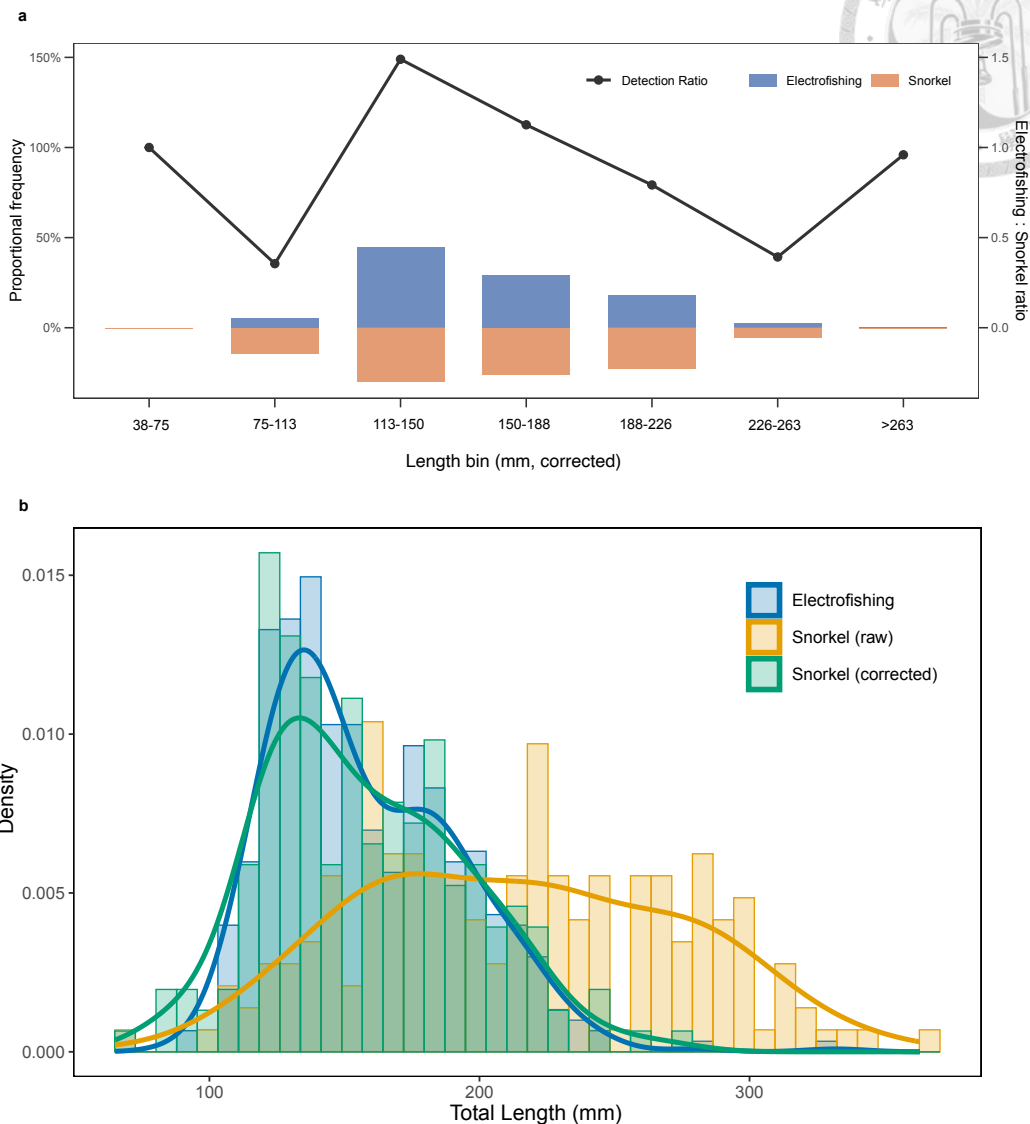


# 附錄



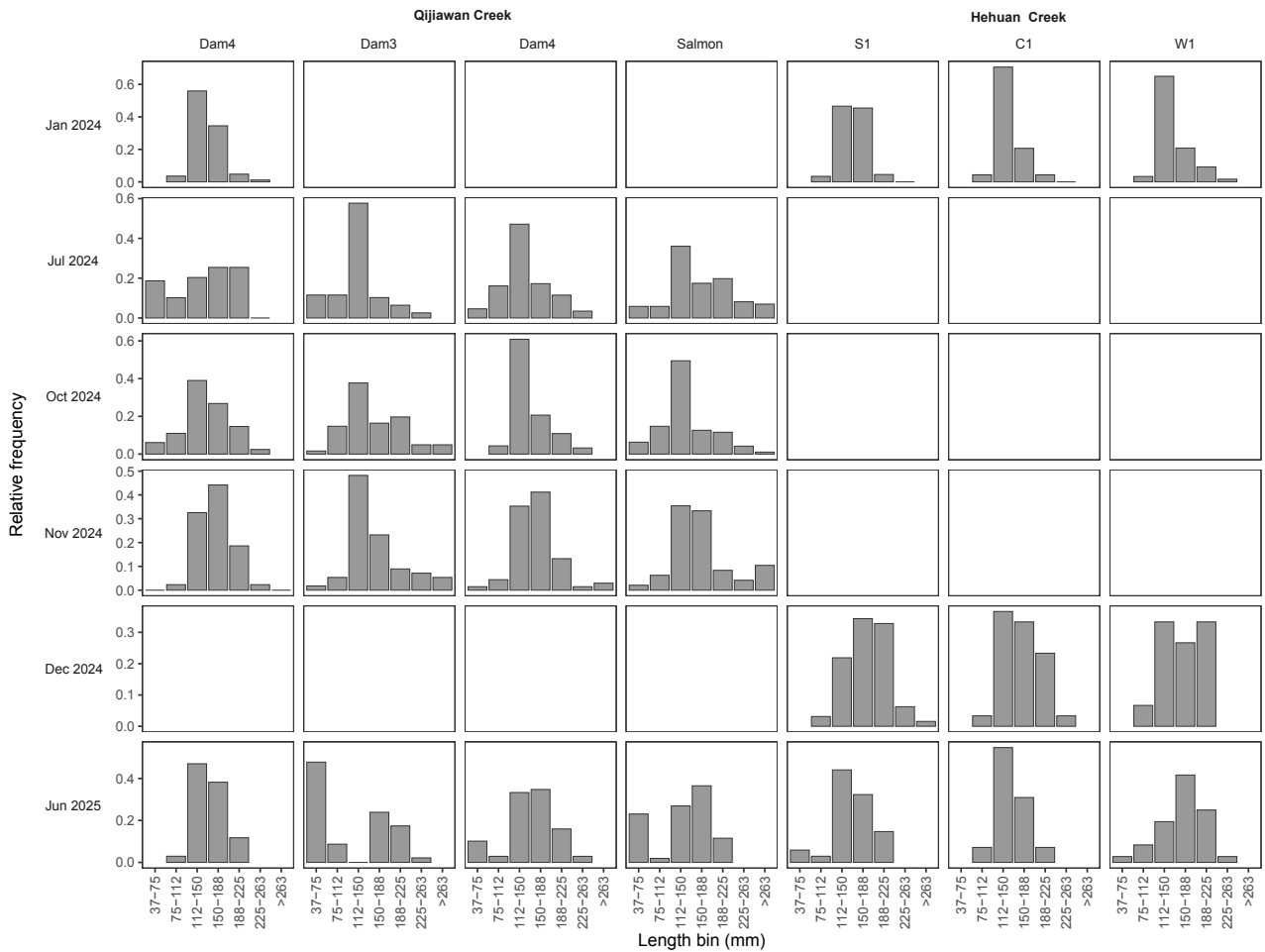
圖一、研究區域與採樣位置位於臺灣大甲溪上游之七家灣溪 (Qijiawan Creek) 與合歡溪 (Hehuan Creek)。

橘色線段表示七家灣溪主河道，藍色線段表示合歡溪主河道。圓點為各採樣樣段位置，其中七家灣溪包含 Dam4、Dam3、Dam2 與 Salmon，合歡溪包含 S1、C1 與 W1。背景河網為研究區域之支流分布。



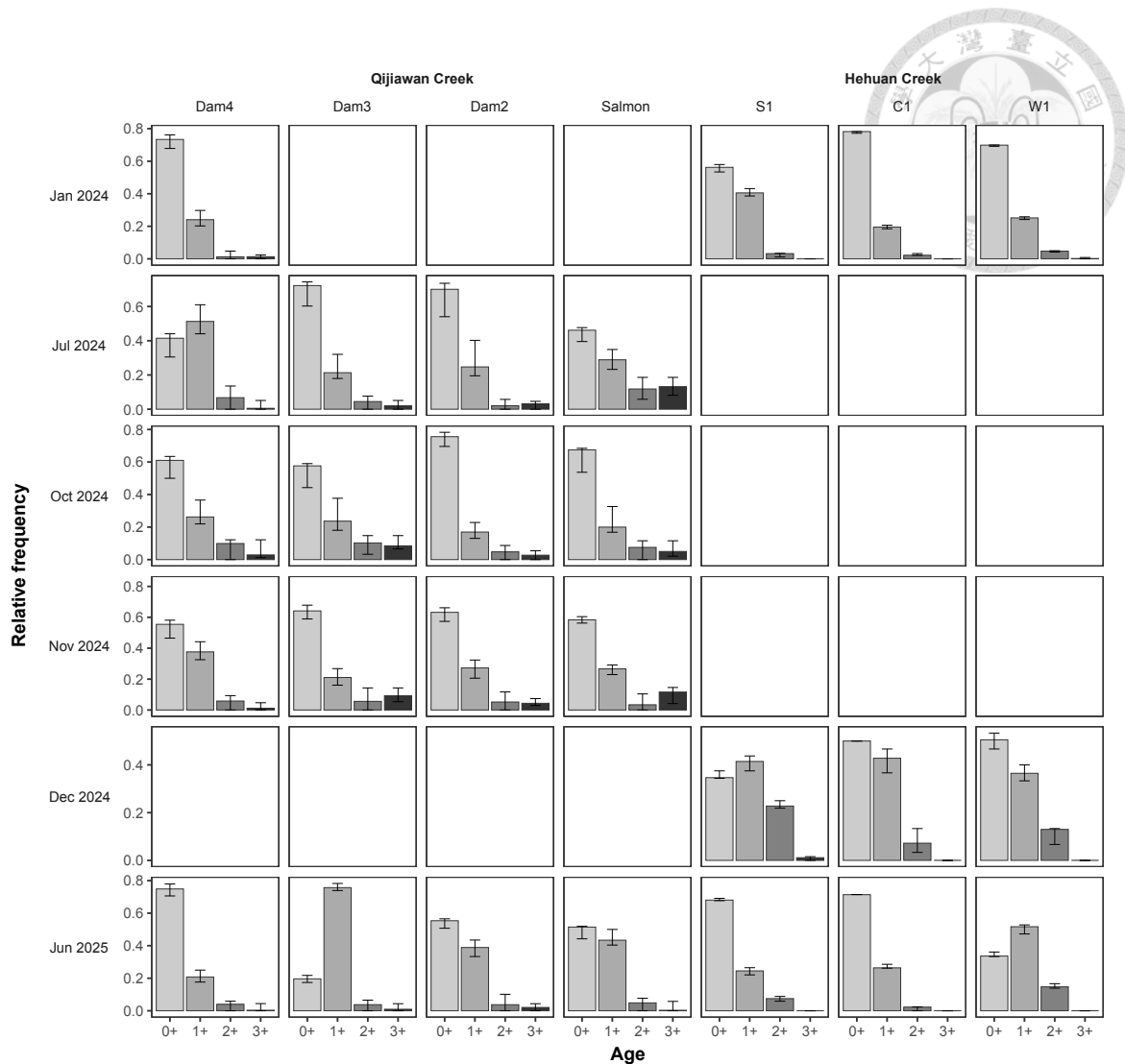
圖二、合歡溪不同調查工具在各體長級距的偵測差異，以及浮潛體長校正。

(a) 堆疊長條圖顯示在同步採樣期間，電氣捕魚（紫色）與浮潛目視調查（橘色）於各經校正體長級距（mm）中偵測到的個體比例。帶標記的綠色折線（右側 y 軸）為各級距的偵測比（電捕 ÷ 浮潛）；>1 代表浮潛低估，<1 則代表可能高估。(b) 電捕（藍色）、未校正的浮潛觀測（橘色）與校正後的浮潛估計（綠色）之全長分布（mm）。浮潛體長先以折射率進行修正，再依各體長級距的偵測比進行重抽樣校正，以補償體型依賴的觀測偏誤。



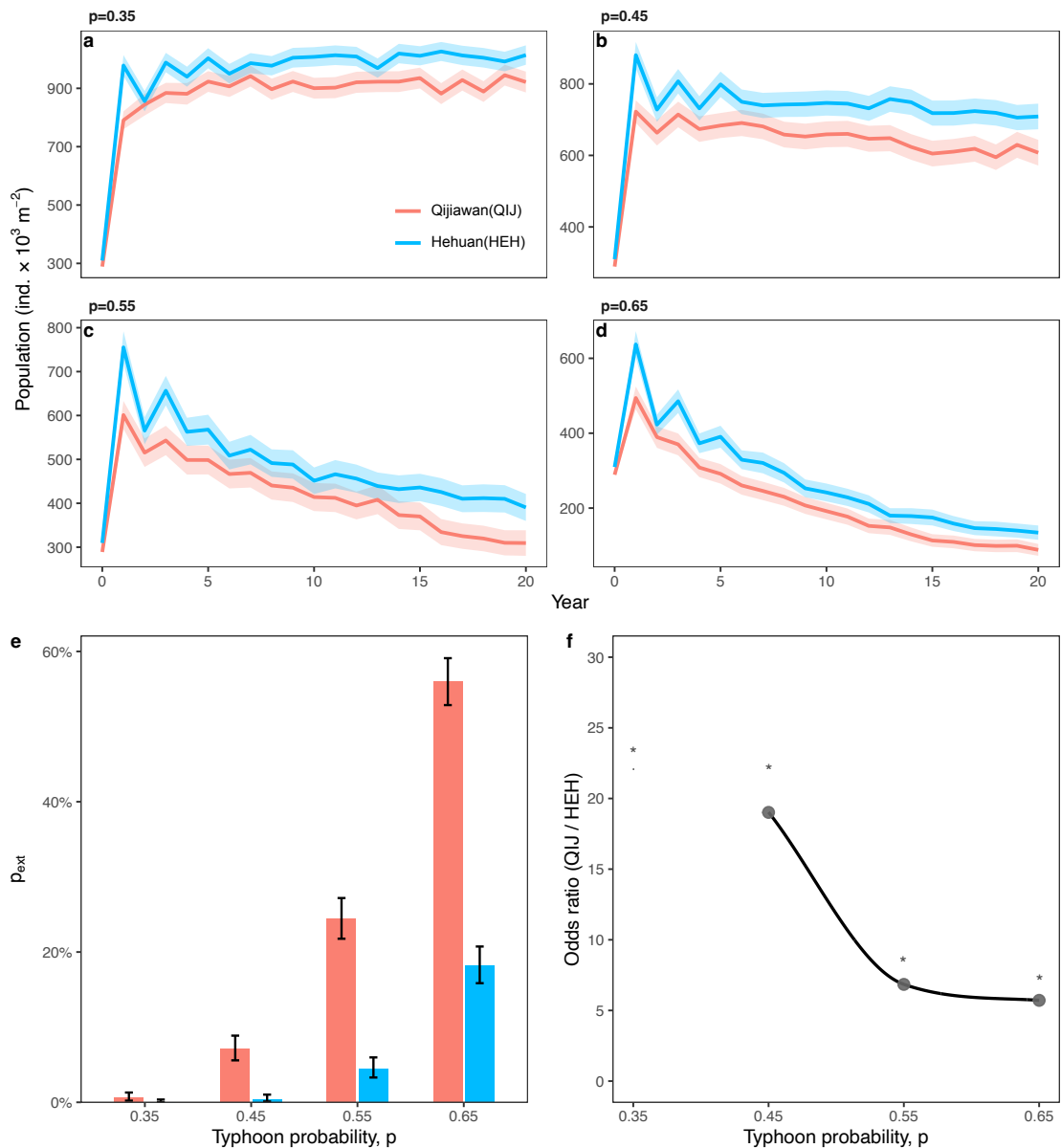
圖三、七家灣溪 (Qijiawan creek) 與合歡溪 (Hehuan creek) 兩條溪流臺灣櫻花鉤吻鮭的月別體長分布。

相對頻率直方圖 (灰色長條) 顯示七家灣溪四個樣站 (Dam4、Dam3、Dam2、Salmon)、合歡溪三個樣站 (S1、C1、W1) 中, 經偵測比與折射校正後之浮潛計數所推得的體長組成 (mm)。各欄位於每條支流內由左至右依樣站排列; 支流名稱 (Qijiawan creek、Hehuan creek) 各自只在其樣站區塊上方標示一次。各列對應各月調查 (2024 年 1、7、10、11、12 月與 2025 年 6 月)。每個小圖內長條總和為 1, 使不同樣站一月份組合可不受樣本量影響直接比較體長級距結構。空白小圖表示該月份或樣站無觀測資料。



圖四、七家灣溪 (Qijiawan creek) 與合歡溪 (Hehuan creek) 兩支流之臺灣櫻花鉤吻鮭月別齡級組成。

堆疊長條圖 (灰階由淺至深分別代表 0+、1+、2+、3+ 齡級) 顯示七家灣溪四個樣站 (Dam4、Dam3、Dam2、Salmon)、合歡溪三個樣站 (S1、C1、W1) 各齡級的後驗平均相對頻率。各欄位於每條支流區塊內由左至右依樣站排列 (溪流名稱僅在區塊上方標示一次)，各列對應各月調查 (2024 年 1、7、10、11、12 月與 2025 年 6 月)。T 形線段表示各堆疊比例的 95% 貝氏可信區間。每個小圖中四個齡級比例加總為 1，因此可在不受樣本量影響下直接比較不同樣站一月份的齡級結構。空白小圖表示該月份或樣站無觀測資料。

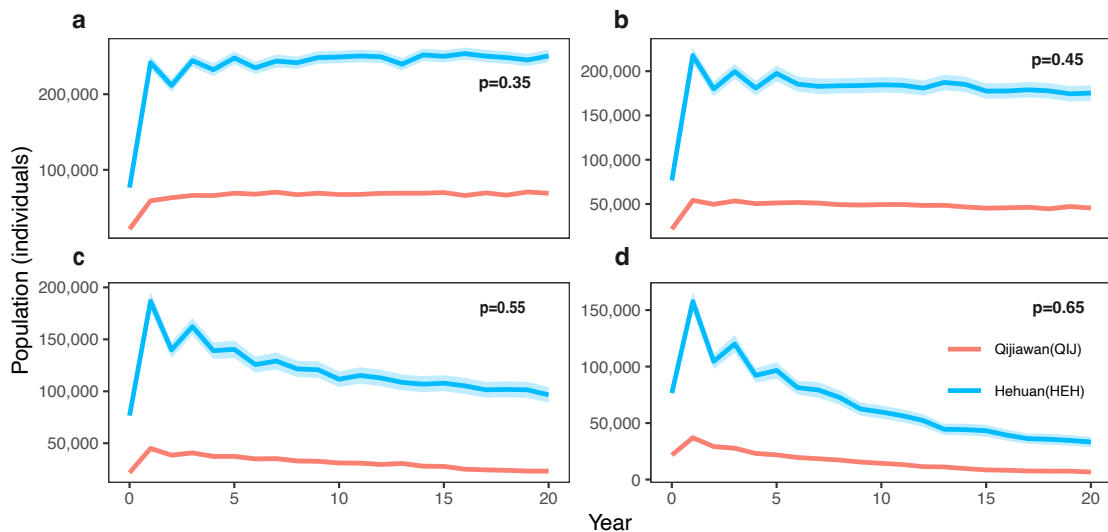


圖五、不同颱風發生頻率下的七家灣溪與合歡溪族群軌跡與準滅絕風險。

(a-d) 在年颱風發生機率  $p = 0.35$ 、 $0.45$ 、 $0.55$ 、 $0.65$  的情境下，模擬 20 年族群動態。線條顯示每  $1,000 \text{ m}^2$  中 1-4 齡個體的平均豐度：七家灣溪 (Qijiawan；紅色) 與合歡溪 (Hehuan；藍色)；陰影帶為每個情境 1,000 次隨機重複下，平均值的 95% 信賴區間。模擬採用具階段結構的 (兩季節) Leslie 架構，存活 / 補充 / 繁殖輸出來自實測估計，並以歷史資料參數化颱風的隨機效應。(e) 幾家灣溪與合歡溪在四個  $p$  值下的準滅絕機率。長條表示達到準滅絕準則的重複比例 (成熟雌魚連續四年少於 50 尾)；誤差線為二項分布精確 95% 信賴區間。

(f) 兩溪流差異以勝算比 (QIJ / HEH) 表示。灰色點為 Fisher 精確檢定的估計

值；星號表示 Fisher 檢定  $p < 0.05$  的情境。黑色曲線為以 GLM 估得的勝算比視覺化結果，並以單調三次插值呈現；僅在兩溪皆至少有 1 次事件的可比範圍 ( $p = 0.45-0.65$ ) 繪製。 $p = 0.35$  時合歡溪無滅絕事件發生，Fisher 的勝算比無法定義，以「 $\infty$ 」表示。



圖六、由面積尺度化密度估計推得之全溪總族群量軌跡。

(a-d) 在年颱風發生機率  $p = 0.35$ 、 $0.45$ 、 $0.55$ 、 $0.65$  的情境下，模擬七家灣溪 (Qijiawan, 紅色) 與合歡溪 (Hehuan, 藍色) 的總族群量軌跡。每年每次重複中，將模型輸出的  $0+$ - $3+$  齡密度乘以各溪流的有效面積，以換算全溪總量。使用的有效面積為七家灣溪  $74.878$  單位： $10^3 \text{ m}^2$ )、七家灣溪  $247.216$  (單位： $10^3 \text{ m}^2$ )。線條為 1,000 次隨機重複的平均值，陰影帶為平均值的 95% 信賴區間。

表一、2023–2025 年七家灣溪與合歡溪之年度採樣時程。依年份與月份呈現於七家灣溪（Qijiawan Creek）與合歡溪（Hehuan Creek）進行的採樣活動。方法包含飛蠅釣（2023）、浮潛目視調查（2024 年 1–10 月）、夜間浮潛，以及繁殖季期間的電氣捕魚（2024 年 11–12 月）。破折號代表該月無採樣活動。

Year	Month	Qijiawan Creek (QIJ)	Hehuan Creek (HEH)
2023	Oct–Nov	Fly fishing	Fly fishing
2024	Jan	Snorkeling survey	Snorkeling survey
	Jul	Snorkeling survey	—
	Oct	Snorkeling survey	—
	Nov–Dec	Night snorkeling + snorkel survey	Electrofishing + snorkel survey
2025	Jun	Snorkeling survey	Snorkeling survey

表二、2021–2024 年年度採樣數與成功取得鱗片樣本之個體數。依年份呈現七家灣溪 (QIJ) 與合歡溪 (HEH) 各樣點的採樣個體數 (individuals)，以及成功採集到鱗片樣本的個體數 (scales)。數值包含 2021 至 2024 年各年度。部分採樣個體因樣本品質或處理限制，未納入鱗片年齡估計分析。

	2021		2022		2023		2024	
	individual	Scales	individual	Scales	individual	Scales	individual	Scales
QIJ	85	58	45	38	67	66	157	154
HEH	156	86	43	35	134	117	395	382

表三、七家灣溪 (QIJ) 與合歡溪 (HEH) 於各採樣月份之臺灣櫻花鉤吻鮭年齡結構估計。依鱗片判讀年齡結果，呈現各年齡級 (Age-0 至 Age-3+) 的個體比例。數值為平均百分比，括號內為 95% 信賴區間。資料依溪流與月份整理。Age-3+ 為終端年齡級，包含 3 歲以上個體並合併呈現。

Stream	Month	Age-0 (%)	Age-1 (%)	Age-2 (%)	Age-3* (%)
QIJ	1	56.9 (51.7–62.1)	28.7 (22.4–37.9)	13.5 (0.0–19.0)	0.8 (0.0–10.5)
QIJ	7	78.1 (74.2–79.5)	12.8 (10.3–16.6)	3.8 (0.6–7.2)	5.3 (2.7–7.8)
QIJ	10	81.6 (78.6–82.8)	12.4 (10.6–15.5)	3.6 (0.3–6.1)	2.4 (0.5–5.2)
QIJ	11	63.6 (58.9–67.0)	19.2 (12.5–25.9)	12.2 (1.6–20.2)	5.0 (0.8–14.1)
HEH	1	64.3 (62.3–65.2)	29.7 (28.5–31.8)	6.0 (4.8–6.3)	0.0 (0.0–0.3)
HEH	11	34.9 (34.7–35.1)	45.4 (39.0–49.0)	18.9 (15.2–24.8)	0.8 (0.0–1.1)

註：數值以百分比表示，括號內為 95% 信賴區間。\*代表 3 歲以上 (含 3 歲) 的個體。

表四、七家灣溪 (QIJ) 與合歡溪 (HEH) 之櫻花鉤吻鮭分年齡級 (stage-specific) 存活率估計。呈現各年齡級在兩個季節區間的存活機率 (0-1)：1-11 月 (擾動 / 颱風季) 與 11 月-隔年 6 月 (非颱風季)。估計值由 bootstrap 重抽樣程序推得，並校正時間序列取樣結構；NA 表示該區間資料不足或不適用。

Stream	Interval		S_interval	S_monthly	S_annual
	(month)	Age			
QIJ	1-11	0+	0.263 (0.230-0.351)	0.875 (0.863-0.901)	0.202 (0.171-0.285)
QIJ	1-11	1+	0.127 (0.001-0.239)	0.794 (0.492-0.867)	0.087 (0.000-0.180)
QIJ	1-11	2+	0.073 (0.005-0.142)*	0.737 (0.584-0.823)*	0.046 (0.002-0.096)*
QIJ	11-6	0+	0.753 (0.692-0.883)	0.960 (0.949-0.982)	0.616 (0.532-0.808)
QIJ	11-6	1+	0.168 (0.001-0.352)	0.755 (0.388-0.862)	0.054 (0.000-0.167)
QIJ	11-6	2+	0.150 (0.023-0.255)*	0.737 (0.584-0.823)*	0.046 (0.002-0.096)*
HEH	1-11	0+	0.244 (0.221-0.263)	0.868 (0.860-0.875)	0.184 (0.163-0.202)
HEH	1-11	1+	0.184 (0.138-0.247)	0.843 (0.820-0.870)	0.131 (0.093-0.187)
HEH	1-11	2+	0.073 (0.005-0.142)*	0.737 (0.584-0.823)*	0.046 (0.002-0.096)*
HEH	11-6	0+	0.752 (0.677-0.815)	0.960 (0.946-0.971)	0.615 (0.513-0.704)
HEH	11-6	1+	0.237 (0.169-0.329)	0.812 (0.776-0.853)	0.087 (0.047-0.149)
HEH	11-6	2+	0.150 (0.023-0.255)	0.737 (0.584-0.823)	0.046 (0.002-0.096)

\*數值以比例 (百分比) 呈現，括號內為 95% 信賴區間。因資料不足，該值以另一溪流同季節、同年齡級之對應值推估 / 替代。

表五、七家灣溪 (QIJ) 與合歡溪 (HEH) 族群之繁殖輸出估計 (每尾成熟雌魚之子代數)。依重建的年齡結構與年齡別補充量 (recruitment) 率, 在 1 月 (繁殖後) 估算各年齡級的平均繁殖輸出。七家灣溪 (QIJ) Age0+ 個體未有成熟個體則不具繁殖能力, 繁殖輸出設為 0。表內數值為各溪流、各年齡級的平均繁殖輸出。



Stream	Year	Age0+	Age1+	Age2+	Age3+	scenario
QIJ	2024	0	7.68 (3.28–9.51)	19.27 (8.25–23.86)	7.86 (3.36–9.74)	No Typhoon
						After
QIJ	2025	0	0.61 (0.00–1.04)	1.53 (0.00–2.61)	0.62 (0.00–1.06)	Typhoon
HEH	2024	0.48 (0.37–0.70)	6.10 (4.60–8.82)	8.95 (6.75–12.86)	4.14 (3.12–5.98)	No Typhoon
						After
HEH	2025	0.07 (0.02–0.12)	0.82 (0.20–1.50)	1.21 (0.29–2.19)	0.56 (0.14–1.01)	Typhoon

註：繁殖輸出為每尾魚的平均子代數。

表六、以歷史降雨指標估計「颱風年」發生機率 (p) 之資料來源摘要。以中央氣象署 (原中央氣象局) 雨量站資料界定各溪流之降雨指標：桃山測站作為七家灣溪 (QIJ) 之代表，合歡山測站作為合歡溪 (HEH) 之代表。以 7–11 月期間單日最大降雨量  $\geq 200 \text{ mm day}^{-1}$  作為該年度受颱風洪水影響之門檻，並以符合門檻之事件年份比例，作為族群動態模擬中颱風年 / 非颱風年伯努利抽樣之機率參考值。

Stream	Daily maximum rainfall threshold (mm/day)	Proportion	Data period (years)
HEH	$\geq 200 \text{ mm/day}$	45.7%	1990–2024
QIJ	$\geq 200 \text{ mm/day}$	44.4%	2016–2024