

# 環境因子對櫻花鉤吻鮭族群動態的影響

曾憲郎\*、李政翔\*\*

本文討論環境因子對櫻花鉤吻鮭族群的影響，實證結果顯示，氣溫、颱風在過去十五年對櫻花鉤吻鮭族群存在負面的效果。族群模擬方面，顯示在未納入環境因子時，櫻花鉤吻鮭族群的成長率在長期將趨近一穩定值；一旦納入環境因子的影響，櫻花鉤吻鮭族群在未來可能將面臨負成長，甚至滅絕。

**關鍵詞：**櫻花鉤吻鮭、環境因子

---

\* 國立中山大學經濟研究所副教授。本文之通訊作者。

\*\* 國立中山大學經濟研究所碩士。

本文初稿承蒙兩位匿名評審提供諸多寶貴意見，特此致謝。文中若有疏失之虞，悉為作者之責。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 14:1 (2008), 175-206。

臺灣農村經濟學會出版

## I、研究動機與目的

2007年2月2日政府間氣候變遷專家委員會，(Intergovernmental Panel on Climate Change, 以下簡稱 IPCC) 在巴黎公布了第四版的氣候變遷報告 (Climate Change 2007) 中的第一卷，明確地說明：人類活動對於全球變遷的影響，遠大於自然的演替。也就是說人類對自然環境的破壞已經是事實，並且全球暖化是不可避免的。在這份最新的報告裡對 2100 年的全球狀況做了更新的預測：氣溫將上升 1.1 到 6.4°C (最有可能的範圍是 1.8 到 4.0°C)，海平面則上升 18 到 59 公分 (如果兩極冰層快速融解，還會再提高 10 到 20 公分)。同時，乾旱、颱風、熱浪等天災的強度都將增強，北極冰層在夏天可能完全融解。

氣候變遷中所謂的異常，對生物而言，應指氣候因子的變動，超過生物適應與演化速率的特定程度，導致非常態性的大規模死亡、滅絕，或族群急劇爆增的網狀系列或連鎖脫序的現象 (陳玉峰，2007)。如此嚴重的後果不只影響著我們人類，生物界方面更比人類提早面臨到環境的變遷，舉如北極冰層的融解導致北極熊的族群在過去十年降低了 17%，北極熊沒有了棲息地可能因而溺死；2006 年莫斯科市的冬季氣溫打破了氣象觀測史上的紀錄，達到零上 8.6°C，並且褐熊與蛇尚未冬眠、鳥類開始求偶等怪異現象接踵而來；寒帶的鮭鱒魚類由於海溫的上升，造成某些族群大規模的遷移，或因為不能適應突如其來的環境改變而導致物種上的滅絕 (李芝瑩，2007)。

台灣國寶魚「櫻花鉤吻鮭 (*Oncorhynchus Masou*)」，屬於冷水性的鮭鱒科魚類，在生態種源上，是台灣本島的特有亞種魚類，也是冰河時期的孑遺物種。在全球緯度與高度分布上，台灣櫻花鉤吻鮭棲息於北緯 24 度 10~25 分的高山溪流中，是全球分布最南端的珍貴稀有太平洋鮭魚。根據古生物地質研究推測，台灣櫻花鉤吻鮭原屬溯河性洄游魚類，牠們在約 1~37 萬年前

的第四紀廬山或大理冰河時期，從日本海遷移到黃海與東海。由於地球氣候變遷、溫度升高，導致多數鮭魚死亡或退回北方，而少部份鮭魚則在陸地山區溪流中存活下來，並形成為所謂的陸封型鮭魚（汪靜明，1994），也就是我們所熟悉的櫻花鉤吻鮭。目前櫻花鉤吻鮭分布於大甲溪上游的七家灣流域，由北方的桃山北溪與桃山西溪（舊稱無名溪）匯流而成，並在下游匯入高山溪，整個長度約 13 公里。

由於全球暖化的影響慢慢逼近，首當其衝的將是環境因子的改變。暖化將造成高山地區氣溫與水溫逐漸升高，而水溫又往往是決定櫻花鉤吻鮭族群分布與延續與否的重要因素之一，曾晴賢（1999）指出，櫻花鉤吻鮭的生活水溫介於 9~17°C 之間，到了繁殖、孵化期間水溫更需降低至 12°C 以下。一旦水溫超過 17°C 的臨界值，勢必將對櫻花鉤吻鮭本身及棲息地等生存環境造成影響，國內相關學者對此都有深入探討，因此在文獻部份會做詳細介紹。目前台灣櫻花鉤吻鮭的生態環境面臨四大危機（廖林彥，2005）：

1. 全球氣候異常，水溫升高，使得孵化率降低；
2. 台灣櫻花鉤吻鮭族群數量和年齡結構受到颱風、暴雨和平均水深下降的因素影響甚大；
3. 國寶魚現存的環境屬於容易發生森林大火的區域，森林大火易改變原有之生態平衡，破壞櫻花鉤吻鮭之棲息地；
4. 武陵地區高山蔬菜和果樹耕種面積仍有 40 公頃，農藥、重金屬及懸浮物會影響水質，使得鮭魚食物水生昆蟲和羽化成蟲數量減少，尤其恐會產生對魚類基因及生殖負面影響的「環境賀爾蒙」物質。

由 1、2 兩點可知，水溫、颱風與暴雨是直接影響櫻花鉤吻鮭的環境因子，而 3、4 兩點則傾向於大自然與人為的破壞，與本文要討論的議題相關性不高，因此在研究中不列入考慮。全球暖化的威脅已經浮上檯面，國內多有學者研究氣候變遷的影響，並提到溪流的水溫有明顯上升的趨勢，對台灣淡水魚類的未來將是一大挑戰。有鑒於台灣櫻花鉤吻鮭的環境漸漸遭受威

脅，本文的研究目的在於蒐集近幾年內易影響櫻花鉤吻鮭的環境變數，利用文獻搜尋影響櫻花鉤吻鮭的因子，除了探討水溫，也納入流量、風災等變數，希望經由這些資料得出真正影響櫻花鉤吻鮭的決定因素。本文擬結合再生性資源模型與計量檢定方法，透過這些工具找出一適合解釋櫻花鉤吻鮭族群動態的模型。雖然在國內氣候變遷對櫻花鉤吻鮭的影響多有學者研究，但均侷限於生態學家的探討，對於資源與計量方法較少有人進一步摸索，因此本文希望透過這些工具來解釋櫻花鉤吻鮭所面臨的問題。

## II、相關文獻

### 2.1 櫻花鉤吻鮭的起源與概況介紹

櫻花鉤吻鮭長久以來一直是台灣極為重視的國寶魚之一，追究牠的起源可是大有來頭。台灣的櫻花鉤吻鮭屬於太平洋鮭魚大家族的一員，所有太平洋鮭魚中，俗名櫻鮭的 *Oncorhynchus Masu* 是屬於比較耐高溫的一支家族，並且因為同一種鮭魚具有陸封與洄游不同生活形態，因此分布可以到達亞熱帶高山地區。由於在廬山冰河時期，台灣附近的海水水位下降，水溫降低，使得北方的櫻花鉤吻鮭族群洄游到更南方的海域，因而台灣的櫻花鉤吻鮭族群也被稱為冰河孑遺生物。

由於台灣位處亞熱帶地區，因此少許人會相信亞熱帶區域裡存活著冷水性魚種。在 1915~1917 年間，日本人大島正滿（註 1）和他的助理青木起雄大力的採集台灣淡水魚類，並且從宜蘭叭哩沙（日據時代地名）蒐集到有關鱒魚的資訊，主要是根據附近的山地人常在梨山一帶捕捉的鱒魚。經由這次的調查並委託當地人代為收集標本，而當時收到的標本是用鹽醃漬的。然而大島正滿的老師 Dr. Jordan 認為在亞熱帶的台灣不可能有鮭鱒魚類的存

在，很可能是日本人常把醃漬的鱒魚運到台灣賣給山地人，因此懷疑可能是日本的鮭鱒魚類，而不是特有的新種。直到 1918 年，又陸續發現相關的標本，於是大島正滿就把台灣鱒的詳細情形、測量結果及手繪圖片寄給 Dr. Jordan，Dr. Jordan 認為極珍貴，遂和大島二人共同發表此一新種，名為 *Salmo Formosanus*，這也是櫻花鉤吻鮭首次命名的由來（曾晴賢，2001）。

關於櫻花鉤吻鮭的近況，在 1940 年代以前，台灣櫻花鉤吻鮭悠游於大甲溪上游及其相連的六條溪中，1960 年代僅在七家灣溪、高山溪與司界蘭溪見其蹤影，到了 80 年代殘存的鮭魚只存在於 6、7 公里長的七家灣溪，數量也降至 1,000 尾以下。目前櫻花鉤吻鮭主要分布於大甲溪上游的七家灣流域，由北方的桃山北溪與桃山西溪（舊稱無名溪）匯流而成，並在下游匯入高山溪，整個長度約 13 公里。有鑒於數量的稀少性，雪霸國家公園管理處著手於櫻花鉤吻鮭域外放流的復育計畫，2006 年 10 月放流區域以司界蘭溪與南湖溪為主，經過 5 個月的監測，發現仍有 120 幾尾的櫻花鉤吻鮭存活在該流域，這對櫻花鉤吻鮭的復育無疑是一好消息，因此雪霸管理處擬再擴大域外放流計畫，使得生命能夠延續下去（游太郎，2007）。

## 2.2 氣候變遷對魚類生態環境的相關文獻

環顧國內外文獻，氣候變遷對魚類生態的影響大部份著重於全球暖化導致魚群棲息地往上游縮減及存量的減少、滅絕與遷移。以下針對此兩議題做詳細介紹。

櫻花鉤吻鮭屬於冷水性的鮭鱒魚類，其生活水域的水溫需介於 9~17°C 之間，到了繁殖與孵化期間水溫更需降低至 12°C 以下（曾晴賢，1999）。根據曾晴賢（1998）對櫻花鉤吻鮭的族群監測與生態調查發現，七家灣溪的下游處（迎賓橋之下）水溫已經超出 17°C，資料也顯示 1995~1998 年各測站的水溫均有逐年上升的趨勢，使得櫻花鉤吻鮭的分佈範圍有往上游縮減的現象。目前櫻花鉤吻鮭所出現的流域僅存於七家灣溪與高山溪，然而全球暖化

的現象不只造成氣溫、水溫的上升，更導致適合棲息的流域往上游縮減，使得不適當的棲息地陸續增加中。楊正雄（1997）在「水溫對櫻花鉤吻鮭族群影響」的研究中指出水溫對櫻花鉤吻鮭族群的最大影響在於受精卵的孵化時期（11月），實證結果顯示孵化前期的平均水溫 12°C 可能為孵化期的上限致死溫度，然而又進一步推估七家灣溪 1985 至 1996 年之 12 年間，其溪流平均溫度之 12°C 等溫線往上游退縮約 1.56 公里，一旦水溫升高，櫻花鉤吻鮭族群只能再往上游尋找更適合的棲息地，因為在水溫不適合的河段中，受精卵的死亡率極高，最高可達 100%。

童慶斌與楊奕岑（2004）以高山溪作為水溫分析的研究流域，透過一物理性的水溫模式進行櫻花鉤吻鮭棲息地河川水溫的模擬，並定義在某一段時間中最高水溫低於 17°C 的河段為適當棲地，超過 17°C 的河段則為不適當棲地。根據他們的研究指出，在現今的氣候條件下，一年當中最暖月（7月）的不適當棲地之長度，大約由最下游往上游延伸到距集水區出口約 700 公尺處，大約是高山溪一號破壩的位置，而距集水區出口 2,800 公尺處是櫻花鉤吻鮭分佈的天然上限，可見即使溫度上升，在現今的情況下櫻花鉤吻鮭仍可溯溪而上尋找較適合的棲息地；然而，在考慮平衡試驗（兩倍工業革命 CO<sub>2</sub> 濃度）與漸變試驗的氣候變遷預設情境下，發現不適當棲地的長度明顯的向上游延伸。在平衡試驗下，不適當棲地延伸到距匯流口約 2,250 公尺處，離 2,800 公尺處的天然上限不到 600 公尺的距離，這表示未來櫻花鉤吻鮭只能在不到 600 公尺的河段中尋找合適的棲地；漸變試驗亦指出不適當棲地的長度也有隨著時間增加而增長的趨勢。

除了衡量水溫對棲息地的影響，影響櫻花鉤吻鮭的環境因子還有降雨量、流量與颱風，這些都是會間接造成櫻花鉤吻鮭族群減少的變數，如曾晴賢與楊正雄（2002）發現其幼魚數量明顯受到降雨量強度與頻度的影響，若 1~3 月（仔稚魚隱匿期）與 10~12 月（繁殖期間）的降雨量超過 200 公釐以上，即會造成幼魚族群的大幅減少；童慶斌與楊奕岑（2004）指出河川流

量也是影響族群分佈的主要因素之一。低流量將會造成棲地的切割，使得魚群活動的範圍縮小，而颱風與豪大雨所造成的高流量，則可能會將櫻花鉤吻鮭沖到下游水溫較高的區域，加上攔砂壩將七家灣溪切成一個個小河段，阻隔鮭魚族群上溯回原來的棲息地，而下游地區相對上游的水溫較高，導致櫻花鉤吻鮭不易生存。

在國外文獻方面，Clark et al. (2003) 使用哈德雷全球環流模式 (Hadley General Circulation Model) 所預測的 2000~2050 年未來北海海溫，估計氣候變遷對北海鱒魚魚群可能的影響。結果顯示，在氣候變遷與忽略氣候變遷的模擬下，溫度上升將會導致魚群遞減率增加，並指出氣候變遷因子將令北海鱒魚於 2050 年時，因族群回復速度下降而使其存量大幅減少。Chu、Mandrak 與 Minns (2005) 發現氣候變遷將使得加拿大常見的淡水魚種數量減少約 50%，鱒魚族群的回復速度將因為水溫上升而下降。Boylan 與 Adams (2006) 亦發現海水溫度因氣候變遷而上升，將令愛爾蘭大西洋鮭魚的捕獲量下降。

雖然大部分的文獻都指向全球暖化所帶來的威脅，但有些文獻則顯示相反的結果。Pendleton 與 Mendelsohn (1998) 結合氣候、生態與經濟模型，說明全球暖化的現象將使美國東北部冷水性魚種 (虹鱒) 的捕獲率減少，然而卻有助長溫水性魚種 (北美溪鱒) 的繁殖，這將使得緬因州與新罕布夏州因而受益。Aaheim 與 Sygna (2000) 研究氣候變遷對太平洋地區鮭魚漁業的影響，他們發現氣候變遷將會造成鮭魚的存量減少或向西遷移，由於太平洋群島是依賴漁業的，所以有些國家可能會因而獲利但有些則面臨損失。

本文的研究重點在於討論全球暖化對櫻花鉤吻鮭的影響，根據學者過去的資料監測顯示，七家灣溪的水溫有持續上升的趨勢 (曾晴賢, 1998)，並且有部分學者指出氣候變遷下，發生高溫度高流量與高溫度低流量的機率將增加，也就是說不僅氣溫上升，豐水期流量增加與枯水期流量減少的趨勢會更明顯，此兩種情況將造成櫻花鉤吻鮭的數量減少 (李宗祐, 2003)。雖然

國內多有學者對此議題深入討論，但均侷限在生態學家的研究，這些研究雖然已經明白指出溫度、河川水流量、降雨強度等環境的變動對櫻花鉤吻鮭的數量有影響，但其影響強度為何？如何改變未來族群數量的變動趨勢，及是否會造成其滅絕，則需進一步用實際資量配合漁業資源模型去驗證。因此本文利用 Walters 與 Hilborn (1992) 將 Schaefer (1954) 模型簡化成差分的形式，並結合此再生性資源模型與計量方法，利用迴歸分析解釋環境因子對櫻花鉤吻鮭族群的影響，希望藉此結果驗證全球暖化的威脅已經是事實。

### III、研究方法

#### 3.1 理論模型

##### 3.1.1 模型介紹

自然資源可分為再生性與非再生性資源，再生性資源可以在特定時空條件下持續再生更新，保持其存量。魚群因具有繁衍後代及自我更新的能力，因此被歸類為再生性資源的一環。

魚群動態模式的雛型，最早是由 Gordon (1954) 根據 Graham (1935) 早期的研究將生物量的動態模型公式化，其模型可表示為：

$$\frac{dX}{dt} = rX \left( 1 - \frac{X}{K} \right) - Y \quad (1)$$

式中， $X$  代表魚群的存量； $r$  代表內在成長率 (Intrinsic Growth Rate)，表示此特定漁場的最大成長率； $K$  代表環境的負載量 (Environmental Carrying Capacity)，表示一漁場最大魚群數量的極限； $Y$  代表魚群的捕獲率。

本文欲研究的模型是根據 Walters 與 Hilborn (1992) 將 Gordon (1954) 的模型轉換成一間斷型的差分方程，其模型表示如下：

$$X_{t+1} = X_t + F(X_t) - Y_t \quad (2)$$

式中， $X_t$  代表魚群在  $t$  期的存量，平常的魚種多以公噸為衡量單位，但本文的研究對象櫻花鉤吻鮭，由於族群數量不大，故直接以隻作為衡量單位； $X_{t+1}$  代表魚群在下一期 ( $t+1$ ) 期的存量； $Y_t$  代表在  $t$  期的捕獲率； $F(X_t)$  表示淨成長函數 (Net Growth Function)，意指在沒有人為的捕獲下，魚群經由繁殖所額外增加的淨數量，經常看到的表達式如下所示：

$$F(X_t) = rX_t \left(1 - \frac{X_t}{K}\right) \quad (3)$$

此式代表族群的推理成長函數 (Logistic Growth Function)， $r$  與  $K$  的意義如前所述。

(2) 式中，如果捕獲的速度超過魚群的淨成長時 ( $Y_t > F(X_t)$ )，魚群的存量將呈現遞減的狀態 ( $X_{t+1} - X_t < 0$ )；反之，魚群的捕獲小於淨成長時 ( $Y_t < F(X_t)$ )，魚群的存量將會增加 ( $X_{t+1} - X_t > 0$ )。除了 (3) 式所表達的淨成長函數，其他可能的形式表達如下 (Conrad, 2006)：

$$F(X_t) = X_t \left[ e^{r \left(1 - \frac{X_t}{K}\right)} - 1 \right] \quad (4)$$

$$F(X_t) = rX_t \ln \left( \frac{K}{X_t} \right) \quad (5)$$

$$F(X_t) = rX_t \left( \frac{X_t}{K_0} - 1 \right) \left( 1 - \frac{X_t}{K} \right) \quad (6)$$

式(6)中的  $K_0$  代表族群最低的生存量 (Minimum Viable Population Size)，當魚群的存量 ( $X$ ) 大於此最低生存量時，魚群會處於一正的淨成長 ( $F(X) > 0$ )；一但魚群的存量低於  $K_0$ ，則魚群可能會慘遭滅絕。在實證上，視漁業統計資料性質不同，式(3)、(4)、(5)所表達的淨成長函數適用性亦不同，但漁種若存在有最低的生存量時，一旦魚群數量低於此存量，即會趨於滅絕，則此時僅適用模型(6)，至於櫻花鉤吻鮭的淨成長函數屬於哪一種函數形式，則有待底下的實證分析。

### 3.1.2 模型簡化

櫻花鉤吻鮭為瀕臨絕種的保育類動物，因此(2)式將排除魚群的捕獲率 ( $Y_t$ )。根據(3)~(6)式四條不同的淨成長函數，代回(2)式可以得出四條不同的魚群動態模型，以下針對此四個模型作一簡化，表示如下：

$$\begin{aligned}
 X_{t+1} &= X_t + rX_t \left( 1 - \frac{X_t}{K} \right) \\
 &= X_t + rX_t - \frac{r}{K} X_t^2 \\
 \frac{X_{t+1}}{X_t} - 1 &= r - \frac{r}{K} X_t \\
 \text{令 } G_{t+1} &= \frac{X_{t+1}}{X_t} - 1, \quad a_0 = r, \quad a_1 = -\frac{r}{K} \\
 \Rightarrow G_{t+1} &= a_0 + a_1 X_t \tag{7}
 \end{aligned}$$

上述過程是將方程式兩邊同除  $X_t$  並做移項，再將其轉換成一般的線性方程式。式中， $G_{t+1}$  代表櫻花鉤吻鮭族群的成長率，由於再生性資源模型是下一期與當期的關係式，因此在族群的成長率其下標以  $(t+1)$  期標示。其餘三個模型都是以此概念延伸，其過程不再贅述。經由以上的轉換，可以將非線性的部分轉換成線性的形式以利後續模型的估計。

族群動態模型說明了魚群在正常環境下隨著時間成長的趨勢，此時(2)式的  $r$  與  $K$  皆處於穩定的情況。然而，一旦環境發生異常，舉如氣溫上升、乾旱所造成的低流量與颱風所造成的高流量，這些現象將改變櫻花鉤吻鮭的棲息環境，間接迫害魚群的成長，因此原始的族群動態模型已經遭受外在干擾， $r$  與  $K$  也為之動搖。

有鑑於此，在不考慮人為的捕獲下，另加入環境因子的函數  $f(Z_{it})$ ， $Z_{it}$  表示影響櫻花鉤吻鮭族群成長的環境變數。本文的目的是探討環境變數是否對櫻花鉤吻鮭族群造成負面的影響，意指模型本身已不處於原先的均衡，而是受到外在環境因子的干擾，此干擾可能使得櫻花鉤吻鮭的成長趨向一新的均衡。因此，結合族群動態模型與環境函數，可以把完整的理論模型呈現如下：

$$G_{t+1} = a_0 + a_1 X_t + f(Z_{it}) \quad (8)$$

$$G_{t+1} = b_0 + b_1 X_t + f(Z_{it}) \quad (9)$$

$$G_{t+1} = c_0 + c_1 W_t + f(Z_{it}) \quad (10)$$

$$G_{t+1} = d_0 + d_1 X_{1t} + d_2 X_{2t} + f(Z_{it}) \quad (11)$$

其中  $G_{t+1}$  表示族群成長率， $X_t$ 、 $W_t$ 、 $X_{1t}$  與  $X_{2t}$  各表示族群的存量， $Z_{it}$  為氣溫 ( $AIR$ )、流量 ( $DIS$ ) 與降雨量 ( $PRE$ ) 環境因子。

### 3.2 實證模型

由理論模型可以推知，傳統的族群動態模型可能受到外在環境的干擾，使得族群本身不再遵循原先的均衡，童慶斌與楊奕岑 (2004)、曾晴賢 (2005) 也提出過去櫻花鉤吻鮭的棲息環境明顯的受到改變，氣溫上升尤其備受關注。

環境異常的現象可能來自環境因子偏離過去的平均值，或產生極端值的情況，這些都是會直接或間接影響櫻花鉤吻鮭的棲息環境。因此，環境變數的部份將以當期值與平均值的差值當作新的解釋變數，檢驗該環境因子是否有顯著異常。以下列出本文的實證模型，估計時假設  $f(Z_{it})$  為線性函數，由氣溫 ( $AIR_t$ )、流量 ( $DIS_t$ ) 與降雨量 ( $PRE_t$ ) 所組成，呈現如下：

$$G_{t+1} = a_0 + a_1 X_t + a_2 AIR_t + a_3 DIS_t + a_4 PRE_t + a_5 TIME_t + a_6 D1_t + a_7 D2_t + \varepsilon_t$$

模型 A (12)

$$G_{t+1} = b_0 + b_1 X_t + b_2 AIR_t + b_3 DIS_t + b_4 PRE_t + b_5 TIME_t + b_6 D1_t + b_7 D2_t + \varepsilon_t$$

模型 B (13)

$$G_{t+1} = c_0 + c_1 W_t + c_2 AIR_t + c_3 DIS_t + c_4 PRE_t + c_5 TIME_t + c_6 D1_t + c_7 D2_t + \varepsilon_t$$

模型 C (14)

$$G_{t+1} = d_0 + d_1 X_{1t} + d_2 X_{2t} + d_3 AIR_t + d_4 DIS_t + d_5 PRE_t + d_6 TIME_t + d_7 D1_t + d_8 D2_t + \varepsilon_t$$

模型 D (15)

式中， $AIR$  表示松茂氣象站夏、秋兩季的平均氣溫 ( $^{\circ}C$ )； $DIS$  表示七家灣溪的河水流量 (每秒立方公尺)； $PRE$  表示七家灣溪採樣的降雨量 (公釐)； $TIME$  表示時間趨勢； $D1$  代表季節性的虛擬變數，夏天調查為 1，秋季調查為 0 (張意滄，2005)； $D2$  表示有無颱風的虛擬變數，若當季調查有颱風為 1，無颱風則為 0； $\varepsilon$  表示殘差項，假設符合白噪音 (White Noise)。

因此可以根據(12)至(15)式透過近期內氣溫、流量與降雨量等相關資料，探討環境因子是否對櫻花鉤吻鮭族群造成影響，並經由迴歸分析、檢定等選擇一適當的族群動態模型，除了解釋實際現象，本文另加入未來族群動態模擬，目的是透過已得的族群動態模型，模擬未來遭受環境因子干擾下，櫻花鉤吻鮭的成長趨勢。

## IV、實證結果分析

### 4.1 資料陳述與檢定結果

#### 4.1.1 研究資料與來源

追究櫻花鉤吻鮭的相關資料與資料年限仍舊不多，每年調查數量只限制於夏、秋兩季。本文研究期間為 1987~2001 的夏、秋兩季，共 15 年 30 筆資料，蒐集的資料包括七家灣溪主流域的族群數量（隻）、七家灣溪採樣的降雨量（公釐）、松茂與環山氣象站夏、秋兩季的平均氣溫（ $^{\circ}\text{C}$ ）、七家灣溪的河水流量（每秒立方公尺），相關資料列於表 1。在資料處理方面，為避免模型之間衡量單位的不同，一開始即給予標準化，使得模型之間的比較能夠趨於一致。

資料蒐集的過程，族群數量的資料來源為曾晴賢教授於七家灣溪流域的數量調查（曾晴賢，1998、1999、2003、2005）；降雨量的資料來源為七家灣溪下游武陵農場氣象站之歷年降雨量紀錄，擷取自曾晴賢教授與楊正雄（2002）；氣溫相關資料採自松茂氣象站夏、秋兩季所量測的歷史資料，取自於張意滄（2005）資料整理；河水流量相關資料取自於台灣電力公司；颱風資料取自於櫻花鉤吻鮭族群監測與中央氣象局颱風資料庫。族群監測與生態調查說明了過去影響櫻花鉤吻鮭的颱風資料，然而資料中仍有部分年限未清楚表達有無颱風的相關資訊，因此不足的部份經由中央氣象局颱風資料庫調查，判斷的準則為侵台路徑、颱風強度與有無發佈颱風警報。水溫的相關資料由於取得不易，因此只能以氣溫替代水溫作為環境因子，此類作法在國外的文獻方面亦有引用，如 Arkin and Meisner（1987）便以年均溫替代水溫，然而氣候對溪流的影響會隨著溪流的深度與層次等物理特徵而逐漸減輕，故考量氣溫的影響仍有其缺失之處，後續研究若能取得水溫相關資訊，相信更能表現出模型的真實性。

表 1 櫻花鉤吻鮭族群數量與環境因子數據調查

觀察時段	七家灣溪主流全 段與高山溪流域 魚群數量(隻)	七家灣溪河水流量 (每秒立方公尺)	松茂與環山氣象 站平均氣溫(°C)	平均降雨量 (mm)
1987 夏	1,800	5.59	15.85	152.67
1987 秋	1,155	6.40	19.51	179.23
1988 夏	1,090	3.04	16.83	26.13
1988 秋	660	3.91	20.21	71.50
1989 夏	1,136	5.20	15.93	28.87
1989 秋	606	11.15	19.01	43.60
1990 夏	941	12.94	15.71	307.67
1990 秋	679	9.94	19.12	113.87
1991 夏	679	3.34	16.51	254.33
1991 秋	616	3.60	19.77	79.00
1992 夏	959	9.86	15.78	223.00
1992 秋	253	9.61	18.86	124.33
1993 夏	943	4.23	15.57	118.73
1993 秋	278	1.10	20.13	39.27
1994 夏	788	13.41	17.00	185.50
1994 秋	638	9.43	18.96	60.67
1995 夏	565	5.12	15.58	84.67
1995 秋	2,495	2.91	18.55	18.33
1996 夏	1,854	10.45	14.42	164.00
1996 秋	1,227	3.49	18.67	83.40
1997 夏	1,870	9.20	15.02	294.70
1997 秋	1,718	4.83	18.37	33.00
1998 夏	857	5.33	15.28	101.60
1998 秋	637	7.93	19.08	211.73
1999 夏	494	7.14	15.67	114.17
1999 秋	782	4.94	19.64	55.50
2000 夏	728	6.60	15.41	288.67
2000 秋	796	5.30	19.77	115.50
2001 夏	346	6.27	15.14	212.17
2001 秋	408	8.68	19.46	215.67

資料來源：曾晴賢(2003)、張意滄(2005)、台灣電力公司。

#### 4.1.2 單根檢定

檢定的變數有族群數量 (Taiwan Trout-TROUT)、氣溫 (Air Temperature-AIR)、流量 (Discharge-DIS) 與降雨量 (Precipitation-PRE)，表 2 列出 ADF 與 PP 檢定的結果。由表 2 可知四個變數均在 1% 的顯著水準下拒絕單根的虛無假設，顯示這些變數都為定態的時間序列。

表 2 ADF 與 PP 檢定

	ADF 統計量	PP 統計量
TROUT	-3.612292*** (0.0008)	-3.687678*** (0.0006)
AIR	-18.18728*** (0.0000)	-13.31674*** (0.0000)
DIS	-5.140752*** (0.0000)	-7.106984*** (0.0000)
PRE	-6.697233*** (0.0000)	-6.675716*** (0.0000)

資料來源：本研究。

註 1：“\*\*\*” 表示在 1% 顯著水準下拒絕有單根的虛無假設。

2：括弧內之數值為 p 值。

#### 4.1.3 自變數的選擇—Testdrop 檢定

實際建立模型時，選取哪些變數作為自變數而引入模型，對模型的優劣有直接的影響作用。模型中，既不能遺漏重要的自變數，又要防止過多變數所帶來的多重共線性問題。Testdrop 檢定是在檢驗剔除自變數是否有利於模型的優化，並且必須針對已建立的方程式做檢定，虛無假設為：應將該變數從模型中剔除。因此可以根據(12)至(15)式對每個模型做自變數的剔除，檢定的結果列於表 3。

表 3 模型 A — PRE (降雨量) 的剔除結果

Redundant Variables: PRE			
F-statistic	1.116885	Probability	0.302597
Log likelihood ratio	1.502748	Probability	0.220249

資料來源：本研究。

由於模型 A 流量與降雨量兩變數的相關性較高，並且降雨量在係數的估計上相對較不顯著，而時間趨勢項也呈現不顯著的現象，因此對此兩變數做剔除的檢定。從檢定結果得知，p 值在 5% 的顯著水準下未拒絕虛無假設，因此這表示應將自變數降雨量與時間趨勢從模型中剔除。模型 B 至模型 D 的檢定步驟與模型 A 所述雷同，然而為使模型整體的配適度更佳，因此有些模型所剔除的變數將不同，經由模型間自變數的挑選，將完整的實證模型呈現如下：

$$G_{t+1} = a_0 + a_1 X_t + a_2 AIR_t + a_3 DIS_t + a_4 D1_t + a_5 D2_t + \varepsilon_t$$

模型 A (16)

$$G_{t+1} = b_0 + b_1 X_t + b_2 AIR_t + b_3 DIS_t + b_4 PRE_t + b_5 D1_t + b_6 D2_t + \varepsilon_t$$

模型 B (17)

$$G_{t+1} = c_0 + c_1 W_t + c_2 AIR_t + c_3 DIS_t + c_4 TIME_t + c_5 D1_t + c_6 D2_t + \varepsilon_t$$

模型 C (18)

$$G_{t+1} = d_0 + d_1 X_{1t} + d_2 X_{2t} + d_3 AIR_t + d_4 DIS_t + d_5 D1_t + d_6 D2_t + \varepsilon_t$$

模型 D (19)

#### 4.1.4 序列相關檢定

在此應用 EViews 內建的 Q 檢定對殘差進行序列相關的檢驗，若 Q 統計量所對應的 p 值都大於 5%，則可以判定殘差不存在序列相關，因此可以根據(16)至(19)式對殘差進行檢定，檢定結果如表 4、表 5 所示。模型 B 至模型 D 的檢定程序如同模型 A 所示，在此僅敘述其檢定結果。檢定結果得知除了模型 B 之外，其餘的模型其 p 值均大於 5%，所以相當於在顯著水準 5%之下，皆無法拒絕殘差沒有自我相關的虛無假設。

表 4 模型 A — TIME (時間趨勢) 的剔除結果

Redundant Variables: TIME			
F-statistic	0.586703	Probability	0.451837
Log likelihood ratio	0.763249	Probability	0.382314

資料來源：本研究。

表 5 模型 A — 殘差的自我相關檢定

落後期數	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.303	-0.303	2.9524	0.086
2	0.126	0.038	3.4840	0.175
3	0.212	0.288	5.0443	0.169
4	-0.208	-0.087	6.6025	0.158
5	0.081	-0.078	6.8469	0.232
6	-0.098	-0.135	7.2213	0.301
7	0.044	0.076	7.3020	0.398
8	-0.035	0.010	7.3545	0.499
9	-0.038	-0.030	7.4181	0.594
10	0.132	0.079	8.2408	0.605
11	-0.049	0.056	8.3620	0.681
12	-0.118	-0.190	9.1014	0.694

資料來源：本研究。

當存在序列相關的問題時，普通最小平方法 (Ordinary Least Square，以下簡稱 OLS) 估計式就不是最有效的 (Efficient)，並且假設檢定將會無效。

因此欲解決模型 B 序列相關的現象，在此應用 Cochrane-Orcutt (CORC) Iterative Procedure 解決此問題。其處理的步驟如下：

1. 以 OLS 估計模型 B，並建立  $\hat{\varepsilon}_t$  的殘差序列；
2. 估計自我相關係數  $\rho$ ， $\rho$  的估計可由  $\hat{\varepsilon}_t$  對  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ 、 $\hat{\varepsilon}_{t-2}$ ... 以 OLS 估出；  
經由 EViews 的檢驗，可以知道模型 B 的殘差序列在落後一期的迴歸係數 ( $\hat{\rho}_1$ ) 是顯著的，而落後期數大於一期後均呈現不顯著，因此可以推估殘差序列自我相關的形式如下：

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (20)$$

其中，假設  $u_t$  符合白噪音。因此可以將模型 B 改寫成：

$$G'_{t+1} = b'_0 + b_1 X'_t + b_2 AIR'_t + b_3 DIS'_t + b_4 PRE'_t + b_5 D1_t + b_6 D2_t + u_t \quad (21)$$

式中， $G'_{t+1} = Y_{t+1} - \rho_1 Y_t$ ， $b'_0 = b_0(1 - \rho_1)$ ， $X'_t = X_t - \rho_1 X_{t-1}$ ，依此類推。

以 Q 檢定檢驗(21)的殘差是否仍存在序列相關，由表 6 可知此時殘差已不存在序列相關。

表 6 模型 B 的修正—殘差的自我相關檢定

落後期數	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.269	-0.269	2.2564	0.133
2	0.252	0.193	4.3074	0.116
3	0.049	0.174	4.3866	0.223
4	-0.230	-0.264	6.2309	0.183
5	-0.191	-0.436	7.5655	0.182
6	-0.106	-0.197	7.9905	0.239
7	-0.112	0.077	8.4886	0.291
8	-0.001	0.101	8.4886	0.387
9	-0.076	-0.283	8.7457	0.461
10	0.130	-0.238	9.5395	0.482
11	-0.001	0.005	9.5395	0.572
12	-0.079	-0.107	9.8681	0.628

資料來源：本研究。

#### 4.1.5 異質變異檢定

根據(16)~(19)與(21)式，可以對殘差進行異質變異的檢定，虛無假設為殘差不存在異質變異，因此 ARCH-LM 與 White 的檢定結果如表 7 所示。模型 B 至模型 DE 的檢定過程如同模型 D，在此不再贅述。因此，由 ARCH-LM 異質變異檢定得知，模型 A 至模型 D 在 5% 的顯著水準下均未拒絕殘差不存在異質變異的虛無假設；在 White 檢定裡，Obs\*R-squared 表示 White 檢定的檢定統計量，結果均顯示出與 ARCH-LM 同樣的結論，亦即模型不存在異質變異。

表 7 模型 A — ARCH-LM 與 WHITE 異質變異檢定

ARCH Test			
F-statistic	0.479472	Probability	0.494800
Obs*R-squared	0.507005	Probability	0.476438
White Heteroskedasticity Test			
F-statistic	1.329509	Probability	0.329888
Obs*R-squared	20.45328	Probability	0.307886

資料來源：本研究。

## 4.2 實證結果

### 4.2.1 參數與模型配適度

表 8 分別列出各模型所估計的參數值，並根據 AIC (Akaike Information Criterion)、SBC (Schwartz Bayesian Information Criterion) 等準則選擇較好的模型。

表 8 各模型的參數估計

	模型 A	模型 B	模型 C	模型 D
$C$	1.275926 (0.0437)**	0.630964 (0.0594)*	1.582711 (0.0385)**	0.839702 (0.1683)
$X_t$	-0.603006 (0.0030)***	-0.267561 (0.1253)	--	--
$X_{1t}$	--	--	--	-1.966118 (0.0061)***
$X_{2t}$	--	--	--	1.439095 (0.0405)**
$W_t$	--	--	-0.735486 (0.0002)***	--
$AIR$	-1.016643 (0.0919)*	-0.529274 (0.2884)	-1.134517 (0.0562)*	-0.662364 (0.2497)
$DIS$	-0.103635 (0.5544)	-0.078837 (0.6230)	-0.124711 (0.4417)	-0.055938 (0.7327)
$PRE$	--	0.221684 (0.4075)	--	--
$TIME$	--	--	-0.0214 (0.3041)	--
$D1$	-1.896437 (0.0912)*	-0.79243 (0.2328)	-2.024741 (0.0656)*	-1.109978 (0.3069)
$D2$	-0.756115 (0.0421)**	-1.001394 (0.0482)**	-0.59831 (0.0774)*	-0.625359 (0.0723)*
$R^2$	0.411152	0.329135	0.542260	0.515534
$\bar{R}^2$	0.283142	0.137460	0.417421	0.383407
AIC	2.604298	2.556011	2.504092	2.560837
SBC	2.969881	2.889062	2.834129	2.890874

資料來源：本研究。

註 1：“\*\*\*\*”表示 1% 下顯著，“\*\*\*”表示 5% 下顯著，“\*”表示 10% 下顯著。

2：各估計係數下括弧內之數值為 p 值。

3：表中， $C$  代表常數項， $X_t$ 、 $X_{1t}$ 、 $X_{2t}$  與  $W_t$  表示各模型的族群存量， $AIR$ 、 $DIS$  與  $PRE$  各表示氣溫、流量與降雨量， $TIME$  表示時間趨勢， $D1$  與  $D2$  各表示季節性與有無颱風的虛擬變數， $R^2$ 、 $\bar{R}^2$ 、AIC 與 SBC 表示判斷模型好壞的指標。

經由表 8，可以將估計結果歸納如下：

1. 在氣溫方面，雖然只有模型 A 與模型 C 顯著，但每個模型都顯示出溫度與櫻花鉤吻鮭族群間呈現負相關，也就是說在過去幾年，溫度明顯的對櫻花鉤吻鮭造成負面的影響，可以想見未來面對溫室效應的強勁之下，櫻花鉤吻鮭族群勢必會受到更大的衝擊。
2. 在河水流量方面，每個模型的係數都顯示對族群會有負面的影響，但均不是很顯著。
3. 由於剔除變數的關係，降雨量只呈現在模型 B 中。而雨量的多寡與櫻花鉤吻鮭族群呈現正相關，但並不顯著；在時間趨勢方面，係數皆呈現不顯著。
4.  $D1$  的係數只在模型 A 與模型 C 顯著，並與族群呈現負相關，隱含夏季調查的平均族群會比秋季來得低，此現象可以警惕我們是否夏季的溫度過高或是其它環境因素，導致櫻花鉤吻鮭的棲息環境受影響，存活率降低；一旦溫度過高，也會影響櫻花鉤吻鮭的孵化。
5. 在  $D2$  方面，各模型的係數均為負數，且都呈現顯著的關係，隱含有颱風時對其平均族群的影響會來得比沒有颱風的影響大，由於颱風會造成七家灣溪溪水暴漲，使得櫻花鉤吻鮭不是面臨死亡，就是被沖刷到更下游的地區，然而下游水溫相對較高，棲地環境不適合鮭魚生存，加上七家灣溪又有攔砂壩阻隔鮭魚回溯，使得這些倖免於難的個體也無法生存。

在模型配適度方面，以 AIC 與 SBC 所計算出的值越小，則代表模型的配適度越佳，也就是模型愈能適切地描述所採用的樣本資料。AIC 與 SBC 的計算式分別為：

$$AIC = T \ln(SSE) + 2k \quad (22)$$

$$SBC = T \ln(SSE) + k \ln(T) \quad (23)$$

式中， $T$  代表樣本總數， $SSE$  表示殘差平方和， $k$  表示待估參數個數。由於  $SST = SSR + SSE$ （總變異 = 已解釋變異 + 未解釋變異）， $SSR$  愈大代表模型樣本資料的解釋能力愈好，在  $SST$  固定的情況下， $SSE$  愈小代表模型樣本資料的解釋能力愈佳。因此，由表 8 可以歸納出以下的結論：

1. 以  $R^2$  來選，模型 C 的  $R^2 = 0.54226$  最大；
2. 以調整的  $R^2$  來選，模型 C 的  $\bar{R}^2 = 0.417421$  最大；
3. 以 AIC 來選，模型 C 的  $AIC = 2.504092$  最小；
4. 以 SBC 來選，模型 C 的  $SBC = 2.834129$  最小。

經由以上的比較，模型 C 的配適度是最佳的。此外，模型 B 的各參數，除常數項 C 與  $D_2$  颱風兩係數的估計值顯著外，其餘重要的環境因子的估計參數皆不顯著，且  $R^2$  與  $\bar{R}^2$  皆遠低於其他三個模型，故先予以剔除。由於模型的配適度佳不一定隱含其預測能力是最好的。有鑑於此，各模型之間的預測力也是評選模型的標準之一，也就是說所建立的模型能否有效地預測未來的目標變數是很重要的。

#### 4.2.2 模型的預測力

在檢定模型的預測力時，必須先把樣本期間劃分為樣本內（In-Sample）與樣本外（Out-of-Sample）兩類型，因此預測力是用來評估以樣本內資料所建立的模型，對樣本外資料的預測準確程度。本文的樣本期間為 1987～2001 年的夏、秋兩季資料，樣本內擷取 1987 年秋季～1998 年秋季共 23 筆資料（註 3），樣本外則是取 1999～2001 年 6 筆資料。

比較不同模型預測力的常見指標有殘差均方根（Root Mean Square Error，以下簡稱 RMSE）、平均絕對誤差（Mean Absolute Error，以下簡稱 MAE）與平均絕對誤差百分比（Mean Absolute Percentage Error，下簡稱 MAPE）等。假設預測的樣本為  $j = T + 1, T + 2, \dots, T + h$ ，並且在  $t$  期實際與預測的值為  $y_t$  與  $\hat{y}_t$ ，則樣本外的預測力指標可分別定義如下：

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2} \quad (24)$$

$$MAE = \frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{y}_t - y_t| \quad (25)$$

$$MAPE = \frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \times 100 \right| \quad (26)$$

此三種預測力指標皆愈小愈好。

由表 9 可以歸納出以下結論：

1. 以 RMSE 來選，模型 A 的 RMSE = 0.604912 最小；
2. 以 MAE 來選，模型 A 的 MAE = 0.567089 最小；
3. 以 MAPE 來選，模型 A 的 MAPE = 390.9934 最小。

綜合以上的比較，可以得知在預測力指標上，模型 A 佔有絕對的優勢，並且比模型 C 來得好，雖然模型 A 在配適度方面劣於模型 C，但其預測力卻比模型 C 精準，因此，經由配適度與預測力的比較，可以得知配適度佳的模型並不隱含預測力極好。

表 9 各模型的預測力指標

	RMSE	MAE	MAPE	TIC	BP	VP	CP
模型 A	0.604912	0.567089	390.9934	0.521556	0.878856	0.038323	0.082821
模型 C	0.872957	0.680426	3185.273	0.622647	0.607542	0.256565	0.135893
模型 D	1.031349	0.806676	3689.407	0.662577	0.611768	0.277834	0.110398

資料來源：本研究。

### 4.2.3 族群動態的模擬

經由上述的實證結果可知，不管哪個模型都存在環境因子對櫻花鉤吻鮭族群的威脅，因此本小節希望藉由推估的模型模擬族群動態的未來趨勢，由前一小節可以得知，模型 C 在模型的配適度優於模型 A，但其預測力相對上較略遜一籌。有鑑於此，模型 A 的預測力優於模型 C，所以本文將以模型 A 作進一步的族群動態模擬。以下列出模型 A 在排除不顯著的變數後之推估式：

$$\text{模型 A: } G_{t+1} = a_0 + a_1X_t + a_2AIR_t + a_4D_{1t} + a_5D_{2t} + \varepsilon_t \quad (27)$$

由模型 A 可發現，在做未來的模擬時缺乏環境因子的未來預測值，因此利用 EViews 所提供的 ACF 與 PACF 判斷各變數的落後期數，藉此猜測變數所服從的資料產生過程 (Data Generating Process, 以下簡稱 DGP)，也就是希望利用過去的資料找出各變數所呈現的趨勢。經由以上的步驟，蒐集到各變數所猜測的 DGP，便可利用重複代入的方法進行模擬，模擬的期間為 2002 年夏季至 2025 年秋季。

本文將模擬的過程分成兩部份，第一部分是討論模型 A 在未納入環境因子前的模擬趨勢，也就是隱含沒有任何的外生干擾下，櫻花鉤吻鮭的族群成長情形；第二部份作為比較的則是納入環境因子後，對模型 A 在模擬未來趨勢上的影響。藉由此兩部分的比較，可以看出環境因子與櫻花鉤吻鮭族群之間的互動，相關圖形如圖 1 至圖 2 所示。

從圖 1 與圖 2 可以觀察到，模型 A 在不考慮環境因子的情況下，其族群成長率在長期下將趨向一穩定值，然而，一但考量環境的因素，櫻花鉤吻鮭族群將面臨逐漸遞減的趨勢，此外從圖 2 可以明確的看出，每年夏季的族群成長率皆低於秋季，呈現出一低一高的遞減，這可以說明夏季對櫻花鉤吻鮭的影響遠大於秋季，原因在於夏季不只包含溫度的影響，未來流量少、颱風次數多寡均影響櫻花鉤吻鮭族群的存活，並且由圖 2 可以進一步觀察到，2019 年的夏季將出現首次的負成長，在未來將會更明顯。

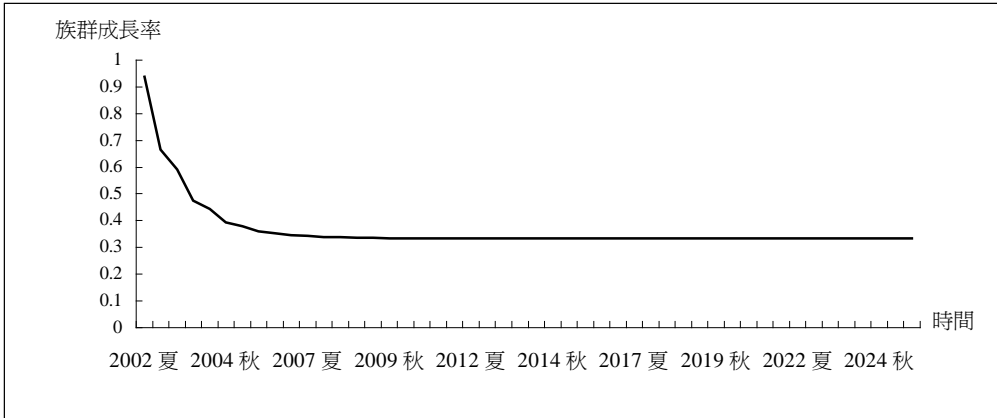


圖 1 模型 A — 未納入環境因子的未來趨勢圖  
(模擬期間：2001 年夏季至 2025 年秋季)

資料來源：本研究。

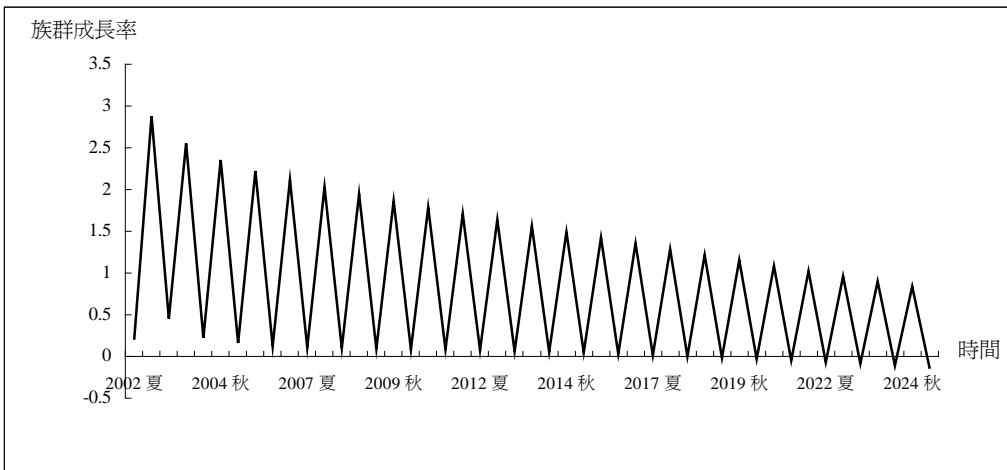


圖 2 模型 A — 納入環境因子的未來趨勢圖  
(模擬期間：2001 年夏季至 2025 年秋季)

資料來源：本研究。

本文結合資源與時間序列模型，探討櫻花鉤吻鮭的族群動態與環境因子的關聯，經由檢定結果，以模型 A 與模型 C 最適用於探討櫻花鉤吻鮭，此

外，經由參數的估計結果得知，櫻花鉤吻鮭族群受到歷年氣溫、流量與颱風等影響，顯示櫻花鉤吻鮭的棲息環境明顯受到這些環境因子的干擾，此干擾是造成環境異常的原因。因此，原始的族群動態模型不再適用於櫻花鉤吻鮭族群，此時的內生成長率（ $r$ ）與環境負載量（ $K$ ）將受到這些環境變數影響，不再遵循原先的穩定狀態。

由模擬結果可知，考量環境變數的負效果，將使得櫻花鉤吻鮭族群面臨持續遞減的趨勢。這些負面的影響來自於大自然的力量，由於近年來颱風次數增加，再加上全球氣候變遷的影響，似乎櫻花鉤吻鮭族群的未來將遭受更大的挑戰，在族群更新上勢必會有另一番波折。

## V、結論與建議

本文探討環境因子對櫻花鉤吻鮭族群動態的影響，利用近十五年來環境變數的相關資料，結合族群動態與時間序列方法，希望透過這些資料與工具找出能適切描述族群動態的模型。由於全球暖化的現象日漸明顯，專家學者也一一提出氣候變遷衝擊櫻花鉤吻鮭的相關報導，並且也進一步說明過去的水溫有明顯上升的趨勢，雖然水溫資料不易取得，但水溫與氣溫的上升是同步的，國外亦有學者提出水溫與氣溫呈現線性的關係（Stefan, 1993），並以氣溫替代水溫當作影響魚群的环境因子。

實證結果可知，氣溫與颱風在過去 15 年來明顯的對櫻花鉤吻鮭族群造成負面的影響，此負效果使得環境偏向異常，學者預測未來氣溫與颱風次數將會有增加的趨勢，預估對櫻花鉤吻鮭的棲息環境帶來更大的損害。河水流量方面，目前的推估，其影響統計上並不顯著，但在氣候變遷的影響下，乾季會持續拉長，一旦河水流量持續減少，櫻花鉤吻鮭的棲息地勢必會開始縮減，除了往上游尋找更適合的環境，再來就必須依靠保育人員重新規劃域外放流的地點，種種過程將耗費更多的成本，屆時流量的影響有可能變成一個顯著因子。

模型選擇方面，模型 C 的配適度最高，但預測力卻不如模型 A；而由模擬未來的趨勢得知，模型 A 能解釋環境因子對櫻花鉤吻鮭族群的影響，也較符合學者的預期。從資源的觀點解析，櫻花鉤吻鮭的族群更新來自於淨成長函數與環境因子之間的差距，一旦族群的自我成長速度不及環境所造成的負荷，櫻花鉤吻鮭可能會面臨族群上的減少或甚至滅絕。

過去許多動物專家的研究，已發現溫度、降雨量等氣候條件對櫻花鉤吻鮭的族群有影響，本文則更進一步說明了各因子影響的強弱，及未來族群的變動方向。此外，由表 8 可知，若以模型 A 與模型 C 解釋櫻花鉤吻鮭的族群動態，可以很清楚的瞭解大部分環境因子的係數都是負向的，而與之抗衡的則是族群本身的內在成長率  $r$ （常數項），若全球暖化的速度日漸增長，則未來魚群的成長率將為之動搖，對櫻花鉤吻鮭族群將是一大威脅。

雪霸國家公園於 1992 年從事櫻花鉤吻鮭的保育計畫，並與當地原住民合作防止人為破壞，成立所謂的野生動物保護區（1997 年），也與學術界進一步合作研究櫻花鉤吻鮭的族群生態，之中包括環境因子監測、族群數量調查、人工復育等計畫，都是希望櫻花鉤吻鮭能保有一定數量而繁衍下去，達到生態均衡上最適的永續生長量。

就目前的保育計畫，分為就地保育（In Situ Preservation）與移地保育（Ex Situ Preservation）兩大方式，前者著重在自然族群和生態系統，加以立即的保護和復育，而後者朝向發展移地的基因保存能力，以便保護物種免於全然絕滅，並補充或復育自然族群（廖林彥，2005）。就地保育以棲地保護與族群監測為主，然而一旦面臨天災的威脅，棲息環境立即受到影響，並進一步影響櫻花鉤吻鮭族群，此時移地保育就發揮功效，藉由人工復育養殖場與種原庫保存族群基因變異，使得櫻花鉤吻鮭不至於面臨族群滅絕的危機。因此，就地保育與移地保育相輔相成，為櫻花鉤吻鮭建立永續生存的契機。

由於本文未取得實際的水溫監測資料，因此後續研究者若能取得更完整的資訊，對待估的模型將會呈現出更高的解釋力；環境因子部分，根據童慶斌等（2006）提出，氣候變遷的效應除了造成長時間氣候平均值的變動，在台灣地區亦有可能造成極端氣候事件的增加，未來的研究亦可以朝向櫻花鉤吻鮭與極端氣候的探討；模型方面，本文是利用最常用的四種不同型態之族群成長函數，從計量的分析得知模型 A 與模型 C 可作為瞭解櫻花鉤吻鮭真正的族群動態之模型；此外，未來若有更多、更完整的資料或可進一步比較出模型 A 與模型 C 何種模型最為恰當。保育方面，雖然過去種種的保育有其利益存在，但隱含的成本也是相當可觀的，舉如復育與人力耗費的成本、自然災害的防治成本等都需付出龐大的經費，然而成本面資料不易取得，若未來管理單位願意公開，相信對後續研究的議題會更加豐富，畢竟櫻花鉤吻鮭是台灣的國寶，其存在的價值是我們所必須永續流傳的。

## 附 註

1. 大島正滿畢業於東京帝國大學，1903 年應聘來台服務，起先從事白蟻防治研究工作，後而著手台灣蝶類的研究，繼而轉攻淡水魚類研究。在 1917 年時，到美國史丹佛（Stanford）大學跟隨魚類學大師 Dr. David Starr Jordan 攻讀碩士。
2. 平衡試驗輸出資料指的是利用全球氣候模型（Global Climate Models，以下簡稱 GCM）設定起始大氣條件後，先模擬出目前穩定的氣候狀態，再將大氣環境條件改變為初始條件的兩倍二氧化碳，重新帶入 GCM 模式模擬在兩倍二氧化碳條件下的氣候狀態，而兩個氣候狀態之改變量即被視為一種氣候變遷之預設情境；漸變試驗是根據 SRES（Special Report on Emissions Scenarios，以下簡稱 SRSE）之溫室氣體排放情境模擬氣候逐年之變化。SRES 預設情境屬於溫室氣體排放情境，亦即預測未來可能之經濟、人口、工業與環境的發展趨勢，提出可能溫室氣體排放的趨勢。
3. 在做預測力之前，模型之間的樣本必須相同，由於模型 B 在解決序列相關時須扣掉一期的樣本值才能估計，所以樣本內的觀察期間改從 1987 年秋季開始。

## 參考文獻

- 汪靜明，1994。『孑遺的國寶—台灣櫻花鉤吻鮭專輯』，台中縣，內政部營建署雪霸國家公園管理處。
- 李宗祐，2003。「氣候變遷對櫻花鉤吻鮭棲地水溫及族群數量之影響」。碩士論文，國立台灣大學生物環境系統工程研究所。
- 李芝瑩，2007。「全球暖化，十四種怪異現象」，『時報周刊』，取自 <http://magazine.sina.com.tw/chinatimesweekly/1515/2007-03-06/ba29948.shtml>。
- 陳玉峯，2007。「保留後代選擇權—再論蘇花高的興建」。取自 <http://www.wretch.cc/blog/yfchen>。
- 張意滄，2005。「氣候變遷對自然資源非市場財價值之影響—以櫻花鉤吻鮭為例」。碩士論文，國立中興大學應用經濟研究所。
- 曾晴賢、楊正雄，2002。「七家灣溪流域櫻花鉤吻鮭幼魚歷年族群變動與降雨量的關係」，『國家公園學報』。12卷2期：111-124。
- 曾晴賢，1998。『櫻花鉤吻鮭族群監測與生態調查(一)』，台中縣，內政部營建署雪霸國家公園管理處。
- 曾晴賢，1999。『櫻花鉤吻鮭族群監測與生態調查(二)』，台中縣，內政部營建署雪霸國家公園管理處。
- 曾晴賢，2001。『櫻花鉤吻鮭族群監測與生態調查(四)』，台中縣，內政部營建署雪霸國家公園管理處。
- 曾晴賢，2003。『櫻花鉤吻鮭族群監測與生態調查(六)』，台中縣，內政部營建署雪霸國家公園管理處。
- 曾晴賢，2005。『武陵地區長期生態監測暨生態模式建立櫻花鉤吻鮭族群監測與動態分析』，台中縣，內政部營建署雪霸國家公園管理處。
- 童慶斌、李明旭、楊奕岑、李宗祐，2006。「櫻花鉤吻鮭氣候變遷衝擊評估與季節性氣候變異預警系統」，行政院國家科學委員會專題研究計畫。(計畫編號：NSC93-2313-B-002-072)
- 童慶斌、楊奕岑，2004。「氣候變遷對台灣河川生態之衝擊」，『全球變遷通訊雜誌』。

44, 18-23。

游太郎, 2007。「櫻花鉤吻鮭, 南湖溪現蹤」, 『自由電子報』。取自 <http://www.libertytimes.com.tw/2007/new/apr/23/today-fo4.htm>

楊正雄, 1997。「水溫對櫻花鉤吻鮭族群的影響」。碩士論文, 國立清華大學生命科學研究所。

廖林彥, 2005。『台灣櫻花鉤吻鮭移地保育之研究』。台中縣, 內政部營建署雪霸國家公園管理處。

Aaheim, A. and L. Sygna, 2000. "Economic Impacts of Climate Change on Tuna Fisheries in Fiji Islands and Kiribati," *Center for International Climate and Environmental Research*. CICERO report. 4.

Arkin, P. A., and B. N. Meisner, 1987. "The Relationship Between Large-Scale Convective Rainfall and Cold Cloud over the Western Hemisphere During 1982-84", *Monthly Weather Review*. 115, 51-74.

Boylan, P. and C. E. Adams, 2006. "The Influence of Broad Scale Climatic Phenomena on Long Term Trends in Atlantic Salmon Population Size: An Example from The River Foyle, Ireland," *Journal of Fish Biology*. 68: 276-283.

Chu, C., N. E. Mandrak, and C. K. Minns, 2005. "Potential Impacts of Climate Change on the Distributions of Several Common and Rare Freshwater Fishes in Canada," *Diversity & Distributions*. 11: 299-310.

Conrad, J. M., ed, 2006. *Resource Economics*. New York: Cambridge University Press.

Clark, R. A., C. J. Fox, D. Viner, and M. Livermore, 2003. "North Sea Cod and Climate Change-Modeling the Effects of Temperature on Population Dynamics," *Global Change Biology*. 9: 1669-1680.

Gordon, H. S. 1954. "The Economic Theory of a Common-Property Resource: the Fishery," *J. Polit. Econ.* 62: 124-142.

Graham, M., 1935. "Modern Theory of Exploiting a Fishery, and Application to North Sea Trawling," *Journal of Marine Science*. 10(3): 264-274.

Pendleton, L. H. and R. Mendelsohn, 1998. "Estimating the Economic Impact of Climate Change on the Freshwater Sportfisheries of the Northeastern U.S.," *Land Economics*.

74(4): 483-496.

Schaefer, and M.B., 1954. "Some Aspects of the Dynamics of Populations Important to the Management of Commercial Marine Fisheries.," *Bull. Inter-Amer. Tropical Tuna Comm.* 1: 25-56.

Stefan, H. G. and E. B. Preud'homme, 1993. "Stream Temperature Estimation from Air Temperature," *Water Resource Bulletin.* 29(1): 27-44.

Walters, C. J. and R. Hilborn., ed. 1992. *Quantitative Fisheries Stock Assessment.* New York: Chapman and Hall.

# The Impacts of Environmental Factors on the Population Dynamics of the Formosan Landlocked Salmon

Shan- Non Chin\* and Cheng- Hsiang Lee\*\*

*The impacts that environmental factors brought to the population of the Formosan landlocked salmon are discussed in this paper and the evidence results indicate that the air temperature and typhoon have taken negative effect during past 15 years. Under the population simulations, without considering the environmental factors, it is clear that the population growth rate tends towards a steady state in the long run. On the contrary, the population would be in decline or suffer the extermination while we consider those factors.*

*Keywords: Salmo Formosanus, Environmental Factor*

---

\* Associate professor, Institute of Economics, National Sun Yat-Sen University. (Corresponding Author).

\*\* Master, Institute of Economics, National Sun Yat-Sen University.

The author is indebted to the two anonymous referees for their helpful comments. All errors in this paper are the sole responsibility of the authors.